

LANGSIGTET INVESTERING I AKTIVER

EN EMPIRISK ANALYSE AF PORTEFØLJEALLOKERING MED REBALANCERING

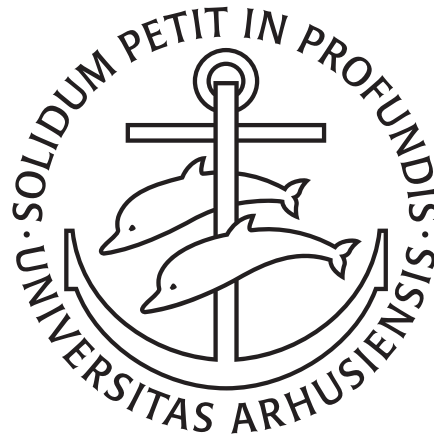
LONG-TERM ASSET INVESTMENT
AN EMPIRICAL ANALYSIS OF PORTFOLIO ALLOCATION WITH REBALANCING

Andreas Kracht Frandsen*

201506176

Vejleder: Prof. Jan Pedersen†

Speciale i Matematik-Økonomi
Juni 2020



Abstract

Lorem ipsum dolor sit amet, consectetur adipiscing elit. Ut purus elit, vestibulum ut, placerat ac, adipiscing vitae, felis. Curabitur dictum gravida mauris. Nam arcu libero, nonummy eget, consectetur id, vulputate a, magna. Donec vehicula augue eu neque. Pellentesque habitant morbi tristique senectus et netus et malesuada fames ac turpis egestas. Mauris ut leo. Cras viverra metus rhoncus sem. Nulla et lectus vestibulum urna fringilla ultrices. Phasellus eu tellus sit amet tortor gravida placerat. Integer sapien est, iaculis in, pretium quis, viverra ac, nunc. Praesent eget sem vel leo ultrices bibendum. Aenean faucibus. Morbi dolor nulla, malesuada eu, pulvinar at, mollis ac, nulla. Curabitur auctor semper nulla. Donec varius orci eget risus. Duis nibh mi, congue eu, accumsan eleifend, sagittis quis, diam. Duis eget orci sit amet orci dignissim rutrum. Nam dui ligula, fringilla a, euismod sodales, sollicitudin vel, wisi. Morbi auctor lorem non justo. Nam lacus libero, pretium at, lobortis vitae, ultricies et, tellus. Donec aliquet, tortor sed accumsan bibendum, erat ligula aliquet magna, vitae ornare odio metus a mi. Morbi ac orci et nisl hendrerit mollis. Suspendisse ut massa. Cras nec ante. Pellentesque a nulla. Cum sociis natoque penatibus et magnis dis parturient montes, nascetur ridiculus mus. Aliquam tincidunt urna. Nulla ullamcorper vestibulum turpis. Pellentesque cursus luctus mauris.

* Institut for Matematik, Aarhus Universitet, andreas.kracht.frandsen@post.au.dk.

† Institut for Matematik, Aarhus Universitet, jan@math.au.dk.

Copyright © 2020 T_EXnician og useR Andreas Kracht Frandsen

Alt indhold er licenseret under CC BY-NC-SA 4.0

Sat med Palatino Linotype

Indhold

Indhold	i
Figurer	iii
Tabeller	iii
Forord	v
I Introduktion og litterært overblik	1
1 Indledning	2
1.1 Problemformulering	2
1.2 Afgrænsning	2
1.3 Eksisterende litteratur	3
1.4 Opbygning samt tekniske specifikationer	4
II Den teoretiske ramme	7
2 Underliggende teori	8
2.1 Den myopiske investor	8
2.2 Præferencer for risiko	10
2.3 Nytte defineret over formue	10
2.4 Typer af nyttefunktioner	11
2.4.1 Kvadratisk nytte	12
2.4.2 Eksponentiel nytte	12
2.4.3 Potens nytte	13
2.4.4 Sammenligning af nyttefunktioner	13
2.5 Fordeling af afkast	13
3 Afkast	15
4 Porteføljeteori	16
5 VAR	17
5.1 Sættet af investeringsmuligheder	17
5.1.1 Afkastdynamikken	17
5.1.2 Betingede momenter for k -perioder	18
5.1.3 Betingede momenter for k -periode afkast	19
5.2 Bias justeret VAR-model	20
III Den empiriske analyse	21
6 Data beskrivelse	22
6.1 Beskrivelse af aktivklasser	22
6.1.1 Det risikofrie afkast $- r_{t+1}^{\text{rf}}$	22
6.1.2 Merafkastet på aktier $- rx_{t+1}^{\text{a}}$	23

6.1.3	Merafkastet på statsobligationer – rx_{t+1}^s	23
6.1.4	Merafkastet på virksomhedsobligationer – rx_{t+1}^v	24
6.2	Prædiktionsvariable	27
6.2.1	Dividend-Price Ratio – x_t^{dp}	27
6.2.2	Price-Earnings Ratio – x_t^{pe}	27
6.2.3	Book-to-Market Ratio – x_t^{bm}	27
6.2.4	Aktievarians – x_t^{avar}	28
6.2.5	High Minus Low – x_t^{hml}	28
6.2.6	Small Minus Big – x_t^{smb}	29
6.2.7	Nominel rente – x_t^b	29
6.2.8	Term Spread – x_t^{ts}	30
6.2.9	Yield Spread – x_t^{ys}	30
6.2.10	Credit Spread – x_t^{cs}	31
6.2.11	Default Spread – x_t^{ds}	31
6.2.12	Federal Funds Rate – x_t^{fr}	32
6.3	Korrelation	34
6.4	Opsummering	36
7	Prædiktabilitet	37
8	Underliggende model	39
9	Problemer ved estimation	40
10	Allokering af aktiver	45
11	Diskussion	46
12	Konklusion	47
IV	Appendiks	48
A	Lognormal	49
B	Nytte	50
C	Porteføljeteori Markowitz	51
D	Portefølje Jurek	52
E	Shiller	53
	Litteratur	54

Figurer

2.1	Afkast-volatilitets spektrummet.	9
2.2	Konkav nytte af formue.	11
6.1	Tidsserie af log netto renten.	23
6.2	Tidsserie af inflationsraten, målt via Consumer Price Index.	23
6.3	Tidsserie af log merafkastet af aktier.	24
6.4	Tidsserie af log merafkastet på statsobligationer.	24
6.5	Tidsserie af log merafkastet på virksomhedsobligationer.	25
6.6	Tidsserie af log Dividend Price Ratio.	27
6.7	Tidsserie af log Price Earnings Ratio.	28
6.8	Tidsserie af Book-to-market Ratio.	28
6.9	Tidsserie af aktievariansen.	29
6.10	Tidsserie af High Minus Low.	29
6.11	Tidsserie af Small Minus Big.	30
6.12	Tidsserie af log brutto afkastet på det risikofrie aktiv.	30
6.13	Tidsserie af Term Spread.	30
6.14	Tidsserie af Yield Spread.	31
6.15	Tidsserie af Credit Spread.	31
6.16	Tidsserie af Default Spread.	32
6.17	Tidsserie af Federal Funds Rate.	32
9.1	Simulerede afkast fra første simulering.	41
9.2	Global minimum varians porteføljen, tangensporteføljen samt for CRRA- og CARA-porteføljen for hhv. $\gamma = 1$, $\gamma = 4$ og $\gamma = 8$ samt $\theta = 1$, $\theta = 4$ og $\theta = 8$, beregnet ud for hhv. de sande og simulerede afkast. Bemærk at akserne er blevet \log_{10} transformeret.	44
10.1	Tidsserie af allokeringer.	45
10.2	Tidsserie af allokeringer, med restringeret kortsalg.	45

Tabeller

6.1	Beskrivende statistik for de fire aktivklasser: Det risikofrie aktiv, merafkastet på aktier, merafkastet på statsobligationer og merafkastet på virksomhedsobligationer.	26
6.2	Beskrivende statistik for de prædiktionsvariablene: Dividend-Price Ratio, Price-Earnings Ratio, Book-to-Market Ratio, aktievariansen, High Minus Low, Small Minus Big, den nominelle rente, Term Spread, Yield Spread, Credit Spread, Default Spread samt Federal Funds Rate	33
6.3	Korrelationsmatricen mellem alle aktivklasser og prædiktionsvariable.	35
7.1	Beskrivende statistik for de univariate regressioner, kørt ift. respons variabelen: merafkast på aktier. Hver række repræsenterer én selvstændig regression.	37

7.2	Beskrivende statistik for de univariate regressioner, kørt ift. respons variablen: merafkast på statssobligationer. Hver række repræsenterer én selvstændig regression.	37
7.3	Beskrivende statistik for de univariate regressioner, kørt ift. respons variablen: merafkast på virksomhedsobligationer. Hver række repræsenterer én selvstændig regression.	38
9.1	Gengivelse af de sande afkast.	40
9.2	Gengivelse af første simulation af afkast.	41
9.3	Gengivelse af anden simulation af afkast.	41
9.4	Gengivelse af tredje simulation af afkast.	41
9.5	Gengivelse af de beregnede porteføljer ved brug af de sande afkast.	42
9.6	Gengivelse af de beregnede porteføljer ved brug af de simulerede afkast, fra første simulering.	42
9.7	Gengivelse af de beregnede porteføljer ved brug af de simulerede afkast, fra anden simulering.	43
9.8	Gengivelse af de beregnede porteføljer ved brug af de simulerede afkast, fra tredje simulering.	43

Forord

Dette dokument findes interaktivt og i statisk format.

For at se en interaktiv HTML version af dokumentet, med mulighed for at redigere fejl eller skrive kommentarer, gå da til denne hjemmeside afrandsen.rbind.io/bare/thesis/. Siden vil blive opdateret kontinuerligt, hvis jeg selv finder fejl gennem GitHub.

Lavet med Color Brewer, virker i sort hvid, farveblind vil også kunne se.

Del I

Introduktion og litterært overblik

1 Indledning

Denne afhandling har til formål at undersøge langsigtet investering i aktiver under antagelsen om periodisk rebalancering. Dette gøres ved anvendelse af den analytiske løsning, til det dynamiske porteføljeproblem, først beskrevet af (Jurek og Viceira, 2011). Denne løsning anvendes for en institutionel/privat investor med endelig investeringshorisont, tidsvarienede investeringsmuligheder og under antagelsen om potens nytte, *CRRA*, defineret over deres intertemporale budgetbegrænsning gennem formue. Sættet af tidsvarierende investeringsmuligheder er konstante under hele investeringshorisonten, dette gør, at en sammenligning af investorer, med en kort og en lang investeringshorisont samt for forskellige risiko tolerancer, kan udarbejdes. Investeringssættet, som spænder fra 1952 2. kvartal til 2018 4. kvartal, består af en 90-dages amerikansk *T-Bill* – som samtidig repræsenterer benchmarkaktivet – et aktieindeks, som repræsenterer samtlige aktier handlet på *NYSE*, *AMEX* og *NASDAQ*, den 10-årige amerikanske statsobligation samt et virksomhedsbaseret obligationsindeks. Før modellering af merafkastene over benchmarkaktivet på ovenstående aktiver undersøges prædiktabiliteten af afkastene, ved benyttelse af relevante finansielle, rentestruktur og makroøkonomiske variable, som før har vist prædiktabilitetsegenskaber i eksisterende litteratur. Selve modellering af tilstandsvariablene antages at følge en første-ordens *Vector Autoregressive Process*. Analysen viser at α , β og γ , generelt for alle aktivklasser udviser størst statistisk signifikans. Derudover findes der evidens for, at afkastene på de risikobærende aktiver specielt er tidsvarierende. Afkastet på aktieindekset viser sig, at være sværest prædiktabelt, mens stats- og virksomhedsobligationerne bevæger sig procyklisk med yield spread. Porteføljevalget for investoren afhænger kraftigt af disse afkastbevægelser, da han udnytter denne information til at lave periodiske rebalanceringer ift. sin risikoaversion. Ved undersøgelse af både investeringshorisontlængdens effekt, risikotolerancer og effekten af korte positioner kan forskellen mellem en lang række af investorer effektivt måles.

1.1 Problemformulering

Ved analytisk behandling af det dynamiske porteføljeproblem, vil denne afhandling undersøge, hvordan porteføljeallokeringer adskiller sig: på tværs af investeringshorisonter, ved restriktioner af korte positioner i aktiver og ved forskellige tolerancer for risiko.

Hvordan adskiller porteføljeallokeringen sig over investeringshorisonter, for den institutionelle og/eller private investor, under antagelsen, at der er mulighed for periodisk rebalancering?

De underliggende spørgsmål, som ligger i forlængelse af det ovenstående grundlæggende spørgsmål vil undervejs i afhandlingen ligeledes blive behandlet og undersøgt, heriblandt, hvordan risikotolerancer hos individuelle investorer påvirker allokeringen mellem risikobærende aktiver.

1.2 Afgrænsning

Denne afhandling forsøger at svare på ovenstående hovedspørgsmål ved benyttelse af empirisk data. I forlængelse af søgen efter et sådant svar, vil en teoretisk afgrænsning være nødvendig. Meneskelig kapital samt forbrug vil af den grund ikke være en del af den empiriske analyse. Dette er også ensbetydende med at budgetbegrænsningen for hver institutionelle og/eller private investor er fuldstændig fastsat ud fra deres finansielle formue.

Investorerne antages til at have deres nytte defineret via *CRRA*-nytte. For at anvende *CRRA*-nytte i porteføljeproblemets benyttes modellen fra (Jurek og Viceira, 2011), som er defineret i diskrettid, med approksimative analytiske løsninger. Dette medfører bl.a. at det dynamiske porteføljeproblem

i kontinuert tid bliver tilsidesat, da hovedformålet med afhandlingen er at undersøge det langsigtede porteføljevalg på diskrete tidspunkter over investorens investeringshorisont. Derudover ville en kontinuert behandling af det dynamiske porteføljevalg ligeledes kræve en diskretisering af observationsrummet for anvendelse i et analytisk empirisk øjemed. Ved anvendelse af den teoretiske ramme foreslået af (Jurek og Viceira, 2011) antages det samtidigt, at investorens nytte kun er defineret over hans intertemporale budgetbegrænsning og over en fastlagt investeringshorisont med tidsvarierende investeringsmuligheder, som er modelleret via en VAR(1)-process.

Robustheden af den empiriske analyse er begrænset, eftersom eksogen stikprøvekontrol ikke bliver udført. Undersøgelsen indebærer kvartalsvise finansielle, demografiske og makroøkonomiske data fra 1954 2. kvartal til 2018 4. kvartal, dette betyder også, at de endelige resultater kan være signifikant forskellige fra analytiske metoder, som indebærer månedlige eller årlige data. Analysen vil ikke indebære transaktionsomkostninger, hvilket før har vist at have væsentlige betydninger for de endelige porteføljevalg, specielt for den myopiske investor, (Balduzzi og Lynch, 1999). Afhandlingen vil ikke indeholde en performance-mæssig evaluering – på baggrund af porteføljevalgene – ift. investeringsomkostninger. Derudover begrænses analysen af, at den ignorerer problemerne ved at investere til pension og dermed undgår kompleksiteterne ved levetid, aldring og tidsafhængige ændringer i karakteristika af markedsdeltagere og demografiske forhold, som indgår i det såkaldte *life-cycle* problem.

Til forskel for ovenstående begrænsninger vil denne afhandling fokusere på, hvordan porteføljeallokeringer adskiller sig: på tværs af investeringshorisonter og ved forskellige tolerancer for risiko. Givet at investoren står overfor endelige investeringshorisonter og tidsvarierende investeringsmuligheder. En analyse af kortsalgstreksktion på porteføljevalget er ligeledes medtaget i afhandlingen, men omkostningerne ved lån/gearing af den optimale portefølje er udeladt.

Ved at begrænse analysen for porteføljevalget, kan vi evaluere porteføljeallokeringerne baseret på de samme antagelser, hvor kun den intertemporale budgetbegrænsning og/eller risikoaversionen adskiller hver enkelt investor.

1.3 Eksisterende litteratur

En langsigtet porteføljestrategi forsøger at optimere bytteforholdet mellem risiko og afkast. En sådan strategi er i sagens natur optimal på lang sigt og ikke nødvendigvis på kort sigt. Den moderne teori bag dette bytteforhold, for den langsigtede investor, blev først beskrevet af Nobelpris modtageren Harry Markowitz, (Markowitz, 1952). Hans arbejde tager udgangspunkt i en investor på tidspunkt t , som kun bekymrer sig om fordelingen af sin formue på et givet fremtidigt tidspunkt $t + K$, hvor K er investeringshorisonten. Dette problem bliver undertiden beskrevet som det statiske portefølje problem. (Markowitz, 1952) understreger vigtigheden af diversifikation af risiko, men den bærende antagelse om en køb og hold investor, findes generelt særdeles urealistisk. Investorer vælger ofte porteføljestrategier, som kræver rebalancering før eller siden, og er på den måde dynamiske i deres optimeringsstrategi.

Mere generelt vil investorer altså rebalancere deres portefølje mellem tidspunkt t og $t + K$, på en måde, som forholder sig til skiftende finansielle, demografiske og makroøkonomiske forhold over tid. Investoren vil altså i dette tilfælde vælge en dynamisk porteføljestrategi, som specificerer, hvordan allokeringen af en eller flere aktiver skal ændres i respons til de tidsafhængige bagvedliggende variable.

Dynamisk programmering er før blevet brugt i litteraturen til at formulere en løsning, (Samuelson, 1969) og (Merton, 1969, 1971, 1973). Udover de specialtilfælde, hvor den langsigtede porteføljestrategi består af en række optimale kortsigtede strategier, er ingen generel løsning på lukket form udledt, (Jurek og Viceira, 2011). (Samuelson, 1969) introducerer også en model, som medtager forbrugsfunktionen. (Merton, 1969) beskriver den dynamiske allokering i kontinuert tid til forskel fra de tidligere diskretidsmodeller af bl.a. (Samuelson, 1969). Derudover beskriver (Merton, 1969), hvordan en flerdimensional stokastisk model – hvor de underliggende variable er modelleret via en Wiener process – giver en rigere og mere alsidig model.

På baggrund af det svære løsningsproblem, var der over længere tid en faldende interesse for emnet, men nylig videnskabelig litteratur af finansielle økonomer har atter kastet lys på emnet. Disse foreslår alternative løsningsmetoder for det langsigtede porteføljevalg med rebalancering, og har

igen fundet eksakte analytiske løsninger for yderligere specialtilfælde, i kontinuert tid, end de tidligere beskrevne. Ved antagelse af en konstant risikofri rente og modellering af merafkastet gennem en Ornstein-Uhlenbeck process finder (Brennan og Xia, 2002), (Campbell og Viceira, 1999), (Kim og Omberg, 1996) og (Wachter, 2002) løsninger på lukket form for en lang række nyttefunktioner, heriblandt potens nytte over forbrug, potens nytte over terminal formue og for Epstein-Zin nytte med intertemporal substitutionselasticitet lig én, (Campbell og Viceira, 2003).

Derudover er numeriske metoder blevet foreslået af bl.a. (Balduzzi og Lynch, 1999), (Lynch, 2001), (Barberis, 2000), (Brennan et al., 1997, 1999), hvor de anvendte modeller enten har diskretiseret observationsrummet eller fundet numeriske løsninger til den partielle differentiaalligning hørende til det dynamiske problem. Disse – til tider avancerede – numeriske metoder har dog vist sig at være svært anvendelige. I praksis har det været komplekst at implementere selv for få variable.

Ovenstående modeller tillader ikke den risikofrie rente og merafkastet af aktiver at ændre sig over tid, på samme tid, og mangler dermed det tidsvarierende perspektiv af alle aktiver. En ny metode præsenteret af (Campbell og Viceira, 1999, 2001, 2003), giver approksimative analytiske metoder i et ikke-tilfældigt nabolag af specialtilfælde, hvor løsninger på lukket form er mulige. Her tager de udgangspunkt i en investor, som opnår nytte af forbrug i stedet for formue. (Campbell et al., 2003) benytter samme metode til et problem involverende flere risikofyldte aktivklasser, hvor de samtidig tillader tidsvarierende investeringsmuligheder.

Mit arbejde vil være en validering af (Jurek og Viceira, 2011) ved anvendelse af deres teori samt analytiske løsninger til det dynamiske porteføljeproblem for en institutionel/privat investor med et opdateret datagrundlag. Jeg bidrager til det dynamiske porteføljeproblem ved en længere statistisk analyse af potentielle variable, som kan benyttes til det prædiktive afspekt af flere aktivers afkast.

1.4 Opbygning samt tekniske specifikationer

Opbygningen af denne afhandling tager udgangspunkt i dele. Første del fungerede som en introduktion til litteraturen og afhandlingens formål. I Del 2 af afhandlingen fastlægges det teoretiske fundament. Kapitel 2 giver et overblik over den underliggende porteføljeteori for en institutionel investor. Kapitel 3 præsenterer aktivklasserne og deres indbyrdes relationer samt opbygningen af afkast. Derudover præsenterer kapitlet en lang række potentielle prædiktionsvariable. Kapitel 4 bygger videre fra teorien i Kapitel 3, og fastlægger den analytiske løsning til det dynamiske porteføljeproblem og medtager dermed rebalanceringsperspektivet. Kapitel 5 opbygger den dynamiske ramme i form af VAR-processen for vores investeringssæt. Del 3 består af den empiriske analyse, hvor teorien fra Del 2 benyttes på virkeligt data. Kapitel 6 beskriver data samt kilder. Kapitel 7 består af univariate- og multiple regressioner, som benyttes til udvælgelse af variable med bedste prædiktabilitetsegenskaber til den endelige VAR-model. Kapitel 8 har til formål at præsentere et overblik over den endelige VAR-model. Kapitel 9 undersøger problemerne ved estimation. Kapitel 10 foretager analysen af samtlige porteføljeallokeringer. Kapitel 11 indeholder en diskussion og refleksion over fundende i Kapitel 10. Til slut afslutter Kapitel 12 afhandlingen med en konklusion.

Databehandling samt modelestimation er beregnet og kodet via statistikprogrammet R 3.6.0 “*Planting of a Tree*”. R-pakker med teoretisk dokumentation er anvendt ved estimation af VAR-processen samt for de univariate- og multiple regressioner, for yderligere information henvises til dokumentationen i litteraturlisten. Denne version af afhandlingen blev bygget med:

```
## - Session info -----
## setting value
## version R version 3.6.0 (2019-04-26)
## os Windows 10 x64
## system x86_64, mingw32
## ui RTerm
## language (EN)
## collate English_United States.1252
## ctype English_United States.1252
## tz Europe/Paris
## date 2020-04-16
##
```

```
## - Packages -----
## package      * version  date      lib source
## assertthat    0.2.1    2019-03-21 [1] CRAN (R 3.6.0)
## backports     1.1.4    2019-04-10 [1] CRAN (R 3.6.0)
## bookdown      0.18     2020-03-05 [1] CRAN (R 3.6.3)
## broom         0.5.2    2019-04-07 [1] CRAN (R 3.6.0)
## callr         3.3.1    2019-07-18 [1] CRAN (R 3.6.1)
## cellranger    1.1.0    2016-07-27 [1] CRAN (R 3.6.0)
## cli           1.1.0    2019-03-19 [1] CRAN (R 3.6.0)
## colorspace    1.4-1    2019-03-18 [1] CRAN (R 3.6.0)
## crayon        1.3.4    2017-09-16 [1] CRAN (R 3.6.0)
## curl          4.0      2019-07-22 [1] CRAN (R 3.6.1)
## desc          1.2.0    2018-05-01 [1] CRAN (R 3.6.0)
## devtools      2.1.0    2019-07-06 [1] CRAN (R 3.6.1)
## digest        0.6.20   2019-07-04 [1] CRAN (R 3.6.1)
## dplyr         * 0.8.3    2019-07-04 [1] CRAN (R 3.6.1)
## evaluate      0.14     2019-05-28 [1] CRAN (R 3.6.0)
## forcats       * 0.4.0    2019-02-17 [1] CRAN (R 3.6.0)
## fs            1.3.1    2019-05-06 [1] CRAN (R 3.6.1)
## generics      0.0.2    2018-11-29 [1] CRAN (R 3.6.0)
## ggfortify     * 0.4.9    2020-03-11 [1] CRAN (R 3.6.3)
## ggplot2       * 3.2.1    2019-08-10 [1] CRAN (R 3.6.1)
## glue          1.3.1    2019-03-12 [1] CRAN (R 3.6.0)
## gridExtra     2.3      2017-09-09 [1] CRAN (R 3.6.3)
## gtable        0.3.0    2019-03-25 [1] CRAN (R 3.6.0)
## haven         2.1.1    2019-07-04 [1] CRAN (R 3.6.1)
## hms           0.5.1    2019-08-23 [1] CRAN (R 3.6.1)
## htmltools     0.3.6    2017-04-28 [1] CRAN (R 3.6.0)
## httr          1.4.1    2019-08-05 [1] CRAN (R 3.6.1)
## IntroCompFinR * 1.0      2015-10-30 [1] R-Forge (R 3.6.0)
## jsonlite      1.6      2018-12-07 [1] CRAN (R 3.6.0)
## knitr         1.28     2020-02-06 [1] CRAN (R 3.6.3)
## lattice       0.20-38  2018-11-04 [2] CRAN (R 3.6.0)
## lazyeval      0.2.2    2019-03-15 [1] CRAN (R 3.6.0)
## lmtest        * 0.9-37   2019-04-30 [1] CRAN (R 3.6.1)
## lubridate     1.7.4    2018-04-11 [1] CRAN (R 3.6.0)
## magrittr      1.5      2014-11-22 [1] CRAN (R 3.6.0)
## MASS          * 7.3-51.4 2019-03-31 [2] CRAN (R 3.6.0)
## memoise       1.1.0    2017-04-21 [1] CRAN (R 3.6.0)
## modelr        0.1.5    2019-08-08 [1] CRAN (R 3.6.1)
## moments       * 0.14     2015-01-05 [1] CRAN (R 3.6.0)
## munsell       0.5.0    2018-06-12 [1] CRAN (R 3.6.0)
## nlme          3.1-141  2019-08-01 [1] CRAN (R 3.6.1)
## pillar        1.4.2    2019-06-29 [1] CRAN (R 3.6.1)
## pkgbuild      1.0.5    2019-08-26 [1] CRAN (R 3.6.1)
## pkgconfig     2.0.2    2018-08-16 [1] CRAN (R 3.6.0)
## pkgload       1.0.2    2018-10-29 [1] CRAN (R 3.6.0)
## prettyunits   1.0.2    2015-07-13 [1] CRAN (R 3.6.0)
## processx      3.4.1    2019-07-18 [1] CRAN (R 3.6.1)
## ps            1.3.0    2018-12-21 [1] CRAN (R 3.6.0)
## purrr         * 0.3.2    2019-03-15 [1] CRAN (R 3.6.0)
## quantmod      * 0.4-15   2019-06-17 [1] CRAN (R 3.6.2)
## R6            2.4.0    2019-02-14 [1] CRAN (R 3.6.0)
## RColorBrewer  * 1.1-2    2014-12-07 [1] CRAN (R 3.6.0)
## Rcpp          1.0.2    2019-07-25 [1] CRAN (R 3.6.1)
## readr         * 1.3.1    2018-12-21 [1] CRAN (R 3.6.0)
## readxl        1.3.1    2019-03-13 [1] CRAN (R 3.6.0)
## remotes       2.1.0    2019-06-24 [1] CRAN (R 3.6.1)
```

```
## rlang          0.4.0    2019-06-25 [1] CRAN (R 3.6.1)
## rmarkdown      2.1      2020-01-20 [1] CRAN (R 3.6.3)
## rprojroot      1.3-2    2018-01-03 [1] CRAN (R 3.6.0)
## rstudioapi     0.10     2019-03-19 [1] CRAN (R 3.6.0)
## rvest          0.3.4    2019-05-15 [1] CRAN (R 3.6.0)
## sandwich      * 2.5-1    2019-04-06 [1] CRAN (R 3.6.1)
## scales        1.0.0    2018-08-09 [1] CRAN (R 3.6.0)
## sessioninfo    1.1.1    2018-11-05 [1] CRAN (R 3.6.0)
## stringi       1.4.3    2019-03-12 [1] CRAN (R 3.6.0)
## stringr       * 1.4.0    2019-02-10 [1] CRAN (R 3.6.0)
## strucchange    * 1.5-2    2019-10-12 [1] CRAN (R 3.6.1)
## testthat      2.2.1    2019-07-25 [1] CRAN (R 3.6.1)
## tibble        * 2.1.3    2019-06-06 [1] CRAN (R 3.6.0)
## tidyr         * 0.8.3    2019-03-01 [1] CRAN (R 3.6.0)
## tidyselect    0.2.5    2018-10-11 [1] CRAN (R 3.6.0)
## tidyverse     * 1.2.1    2017-11-14 [1] CRAN (R 3.6.0)
## TTR           * 0.23-5   2019-09-23 [1] CRAN (R 3.6.1)
## urca          * 1.3-0    2016-09-06 [1] CRAN (R 3.6.1)
## usethis       1.5.1    2019-07-04 [1] CRAN (R 3.6.1)
## VAR.etp      * 0.7      2014-12-02 [1] CRAN (R 3.6.0)
## vars         * 1.5-3    2018-08-06 [1] CRAN (R 3.6.1)
## vctrs         0.2.0    2019-07-05 [1] CRAN (R 3.6.1)
## withr        2.1.2    2018-03-15 [1] CRAN (R 3.6.0)
## xfun         0.12     2020-01-13 [1] CRAN (R 3.6.3)
## xml2         1.2.2    2019-08-09 [1] CRAN (R 3.6.1)
## xts          * 0.11-2   2018-11-05 [1] CRAN (R 3.6.0)
## yaml        2.2.0    2018-07-25 [1] CRAN (R 3.6.0)
## zeallot      0.1.0    2018-01-28 [1] CRAN (R 3.6.0)
## zoo         * 1.8-6    2019-05-28 [1] CRAN (R 3.6.0)
##
## [1] C:/Users/AKF/Documents/R/win-library/3.6
## [2] C:/Program Files/R/R-3.6.0/library
```

Litterær programmering er blevet anvendt til at skrive/programmere denne afhandling i tekstformatet *.Rmd*, for herefter at blive processeret af *knitr* til et *.md* format, denne fil føres videre til *pandoc*, som har til ansvar at danne den færdige fil. Denne to-trins operation tillader at danne afhandlingen i en lang række filformater. I den forbindelse er versionsstyring samtidig blevet anvendt gennem *GitHub*, af den grund er den fulde kildekode tilgængelig via github.com/afrandsen/master-thesis.

Del II

Den teoretiske ramme

2 Underliggende teori

2.1 Den myopiske investor

Den myopiske investor vælger – som navnet ligger op til – sin portefølje under et én-periodes perspektiv, og foretager dermed et statisk bindende valg. Investoren forsøger at maksimere sin terminal formue, ved samtidig at forholde sig til sin risikoaversion. Dette forsøger, at alle efterfølgende perioder bliver ignoreret af investoren. Ergo skal han løse det statiske portefølje problem fra tidspunkt t til tidspunkt $t + 1$. I denne ene periode er investeringsmulighederne: et risikobærende aktiv samt et risikofrit aktiv. Afkastene over den førstkomende periode for disse aktivklasser vil blive noteret som hhv. R_{t+1} med betinget middelværdi $\mathbb{E}_t(R_{t+1})$ ¹ samt betinget varians $\mathbb{V}_t(R_{t+1}) = \sigma_t^2$ og $R_{0,t+1}$.

Det antages at investorens formue er fuldt allokeret når en del α_t bliver placeret i det risikobærende aktiv og $(1 - \alpha_t)$ i det risikofrie aktiv. Hermed bliver hans porteføljeafkast givet ved

$$R_{p,t+1} = \alpha_t R_{t+1} + (1 - \alpha_t) R_{0,t+1}. \quad (2.1)$$

Den betingede middelværdi af porteføljeafkastet bliver dermed

$$\mathbb{E}_t(R_{p,t+1}) = \alpha_t \mathbb{E}_t(R_{t+1}) + (1 - \alpha_t) R_{0,t+1},$$

og endeligt den betingede varians af porteføljeafkastet

$$\mathbb{V}_t(R_{p,t+1}) = \alpha_t^2 \sigma_t^2.$$

Den simplificerende antagelse i (Markowitz, 1952) er at investorer kun forholder sig til de første to momenter, hvis vi modellerer denne afvejning lineært, opnår vi følgende maksimeringsproblem

$$\max_{\alpha_t} \mathbb{E}_t(R_{p,t+1}) - \frac{k}{2} \mathbb{V}_t(R_{p,t+1}), \quad (2.2)$$

hvor k er en skalering, som repræsenterer investorens risiko aversion. Ved at modellere ovenstående relation som lineær og kun afhængig af de første to momenter restringerer vi investoren til at foretrække et højt afkast, lav volatilitet og ignorerer alle højere momenter, såsom skævhed og kurtosis. Ved indsættelse af Ligning (2.1) i Maksimeringsproblemet (2.2) og dernæst differentiation opnåes førsteordensbetingelsen, se Appendiks ??, løsningen til optimalitetsproblemet bliver dermed

$$\alpha_t = \frac{\mathbb{E}_t(R_{t+1}) - R_{0,t+1}}{k \sigma_t^2}. \quad (2.3)$$

Porteføljeanalyse benytter ofte nøgletallet *Sharpe Ratio*, også kendt som *Market Price of Risk* i stokastisk finansiering, (Björk, 2009). I porteføljeteori er det kendt som et performance-mål, som fortæller investoren om merafkastet i sin portefølje relativt til den risiko han har påtaget sig, altså

$$S_t = \frac{\mathbb{E}_t(R_{t+1}) - R_{0,t+1}}{\sigma_t}.$$

¹ Her benyttes den gængse notation $\mathbb{E}(R_{t+1} | \mathcal{F}_t) = \mathbb{E}_t(R_{t+1})$ for filteret \mathcal{F}_t .

Dette tillader, at vi kan omskrive Ligning (2.3) til

$$\alpha_t = \frac{S_t}{k\sigma_t}.$$

Forholdet mellem middelværdien og variansen er $\frac{1}{k}$, eftersom vi kan udlede, at merafkastet på porteføljen er $\frac{S_t^2}{k}$ og variansen er $\frac{S_t^2}{k^2}$. *Sharpe Ratio*'en på porteføljen er S_t , og alle tænkelige porteføljer (afhængig af k) vil have samme *Sharpe Ratio*, fordi de er eksponeret til det risikobærende aktiv, men stadig i større eller mindre grad.

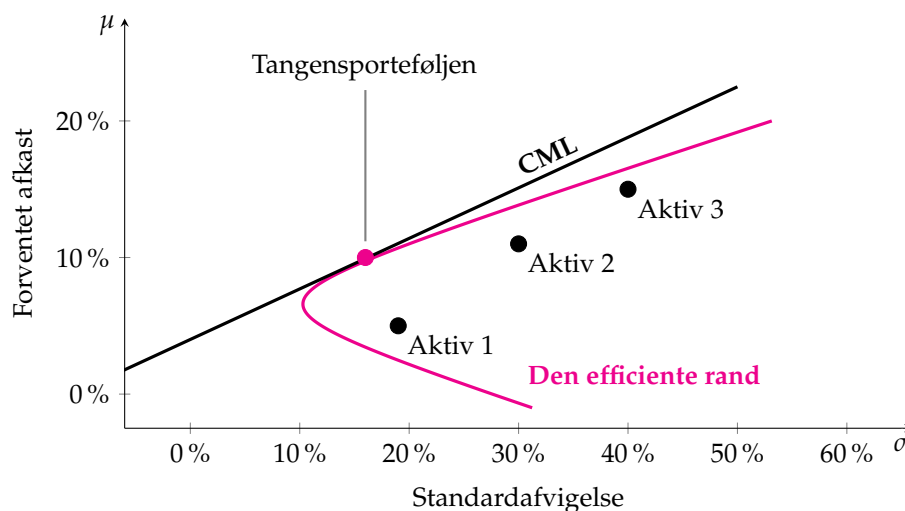
Altså er vægtningen i det risikobærende aktiv et forhold mellem: det forventede risikobærende merafkast over det risikofrie aktiv samt en skalering af det risikobærende aktivs varians. Vi kan uden problemer opskrive ovenstående løsning til tilfældet, hvor investoren står overfor $n > 1$ risikobærende aktiver. \mathbf{R}_{t+1} repræsenterer en $n \times 1$ vektor af afkast for risikobærende aktiver, fra t til $t + 1$. Den betingede middelværdi bliver $\mathbb{E}_t(\mathbf{R}_{t+1})$ og den betingede kovariansmatrix noteres som $\mathbb{V}_t(\mathbf{R}_{t+1}) = \Sigma_t$. Herudover er α_t nu en $n \times 1$ vektor af vægte i de risikobærende aktiver. Vi kan nu opskrive maksimeringsproblemet

$$\max_{\alpha_t} \alpha_t' (\mathbb{E}_t(\mathbf{R}_{t+1}) - R_{0,t+1}\ell) - \frac{k}{2} \alpha_t' \Sigma_t \alpha_t, \quad (2.4)$$

Den optimale porteføljestrategi, givet som løsningen til Maksimeringsproblemet (2.4) findes til at være

$$\alpha_t = \frac{1}{k} \Sigma_t^{-1} (\mathbb{E}_t(\mathbf{R}_{t+1}) - R_{0,t+1}\ell).$$

Løsningen er en generalisering af Ligning (2.3). Derudover er det værd at bemærke, at løsningen er karakteriseret af *The Mutual Fund Separation Theorem*, (Tobin, 1958), som var en af mange videnskabelige bidrag James Tobin fik sin Nobelpris for i 1981, (Nobel Media AB 2020, 2020). Essensen af Sætningen er, at alle investorer vil holde den eksakt samme portefølje af risikobærende aktiver samt en del i det risikofrie aktiv. Det eneste som adskiller investorer fra hinanden, er deres relative fordeling af total formue i den optimale risikobærende portefølje, som er fastsat ud fra deres egne risikopræferencer. Figur 2.1 viser de optimale porteføljestrategier i et afkast-volatilitets spektrum.



Figur 2.1: Afkast-volatilitets spektrummet.

Altså vil investorer vælge en portefølje på den efficiente rand, som opnår en efficient porteføljevægtning langs *Capital Market Line*. Derudover skal det nævnes, at det kun er den øvre halvdel af den efficiente rand, som reelt set er efficient. Dette kommer sig af at porteføljer på den nederste del har en identisk påhæftet volatilitet, men med et lavere forventet afkast end den symmetrisk modsatte portefølje.

Selvom Markowitz' model er en hjørnesteen inden for moderne porteføljeteori, er der flere mangler i den opsatte teoretiske ramme. Først og fremmest medfører Markowitz' antagelse om en lineær afvejning mellem kovarianser og afkast, implicit antagelsen, at investorenes nyttefunktioner kan approksimeres af en anden ordens Taylor udvidelse over en bredt sprektrum af afkast. Derudover findes ingen beskrivelse for, hvordan parameteren k er koblet til investorens nyttefunktion. Disse mangler kan blive afhjulpet ved samtidig brug af specifikke nyttefunktioner og afkastfordelinger, som opfylder Taylor udvidelsen. Dette medfører at middelværdi-varians analysen kan benyttes for tre forskellige opsætninger, som bliver præsenteret i Sektion 2.4, (Campbell og Viceira, 2003).

2.2 Præferencer for risiko

For et fast formueniveau $w \in \mathbb{R}_+$ betragter vi en stokastisk variabel X , hvor $\mathbb{E}(X) = 0$. Derfor kan også $w + X$ betragtes som en stokastisk variabel, der repræsenterer en fremtidig formueplan med realiseret formue $w + \mathbb{E}(X)$, hvis X bliver realiseret. Derfor kaldes X undertiden også et fair spil, derudover haves at $\mathbb{E}(w + X) = w$.

En (strengt) risikoavers investor vil for alle $w \in \mathbb{R}_+$ og alle X (strengt) foretrække den sikre formue w fremfor $w + X$. Ergo vil investoren altid afslå ethvert fair spil. Omvendt vil en (strengt) risikoelskende investor foretrække spillet og dermed $w + X$ fremfor w . Endeligt findes risikoneutrale investorer, som er indifferent mellem den sikre formue w og formuen $w + X$. I realiteten er investorer ingen af delene, f.eks. vil nogle afslå fair spil i et ikke-tilfældigt nabolag rundt om værdien af w . Dette betegnes undertiden som at være lokalt risikoavers, lokalt risikoelskende og lokalt risikoneutral.

Generelt anses investorer (og andre individer for den sags skyld) at være risikoaverse, derfor vil fokus være på denne risikopræference.

2.3 Nytte defineret over formue

I Sektion 2.1, introducerede vi en af de bærende antagelser i (Markowitz, 1952): at investorer kun forholder sig til middelværdien og variansen af porteføljeafkast, og ikke højere momenter. Vi kan tilsvarende antage, at investorer definerer deres nytte via formue på terminaltidspunktet. Dette tillader os at redefinere Maksimeringsproblemet (2.2) til nedenstående

$$\begin{aligned} \max \mathbb{E}_t(U(W_{t+1})) \\ \text{ub. } W_{t+1} = (1 + R_{p,t+1})W_t. \end{aligned} \quad (2.5)$$

Hvor $U(W_{t+1}) \in \mathbb{R}_+$ er en konkav nyttefunktion. Investoren vil givet nyttefunktionens konkave krumning være risikoavers. Netop dette aspekt gør, at vi kan inkorporere risikoaversion, når investorens porteføljevalg skal foretages. For at fastlægge denne investorspecifikke risikoaversion benyttes derfor skalerede krumningsmål. Disse fundamentale risikoaversionsmål er kendt som *Arrow-Pratt Målene for Risikoaversion*, (Arrow, 1965) og (Pratt, 1964). Når nytte skal belyses, kan risikoaversion mht. den fremtidige formue W_{t+1} benyttes. Graden af krumningen på nyttefunktion giver os information om investorens risikopræferencer introduceret ovenfor. Vi antager at investorens nyttefunktion er strengt voksende i terminal formue – altså er investoren grådig og foretrækker høj formue frem for en lav formue – men i en faldende rate. Nyttefunktion vil altså have følgende karakteristika

$$U'(W) > 0 \quad \text{og} \quad U''(W) < 0.$$

Hvor $U'(W)$ og $U''(W)$ er den hhv. første- og anden afledte mht. formuen W . Når vi skal kvantificere denne risikoaversion, skal vi sikre, at målet er invariant overfor strengt positive affine transformationer. Dette er bl.a. opfyldt ved brug af *Coefficient of Absolut Risk Aversion*, (Arrow, 1965) og (Pratt, 1964). *ARA* er defineret som den negative anden afledte af nyttefunktionen mht. formue, skaleret med den første afledte

$$ARA(W) = -\frac{U''(W)}{U'(W)}.$$

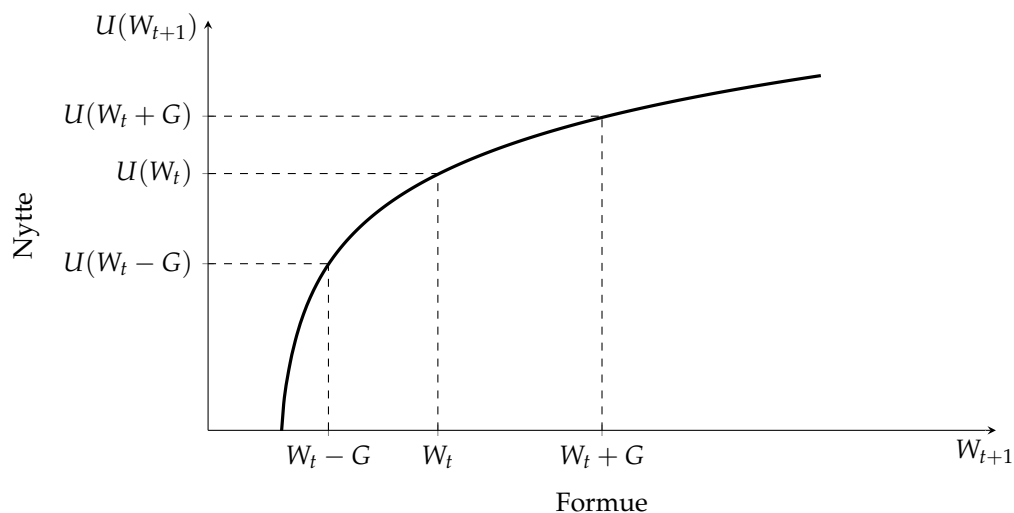
Selvom den anden afledte af nyttefunktionen er et mål for krumningen af nyttefunktionen, bliver vi nødt til at skalere for at eliminere afhængigheden af arbitrære størrelser, som relaterer sig til målbarheden af nytte. *ARA* måler investorens absolutte dollar værdi, som han er villig til at købe, for at

undgå et tab på samme absolutte størrelse. Hvis ARA er faldende medfører det at desto mere formue en investor har, desto mere risikosøgende bliver han, altså haves at $ARA(W) < 0$, og så fremdeles. Almindeligt menes det, at ARA burde falde, eller i det mindste ikke stige, med formue. Et relateret mål er *Coefficient of Relative Risk Aversion*, RRA , som er samtidig tager højde for investorens formue

$$RRA(W) = -\frac{WU''(W)}{U'(W)}.$$

Her måles marginal nytten og dermed investorens risikoaversion over en procentdel af formuen. Samme inferens som for ARA kan blive udtænkt for RRA . RRA måler den del af formuen, som investoren vil betale for at undgå et spil på en given størrelse relativt til formuen.

De tilsvarende reciprokke af ovenstående mål kaldes hhv. *Coefficient of Absolute Risk Tolerance* samt *Coefficient of Relative Risk Tolerance*.



Figur 2.2: Konkav nytte af formue.

Som redegjort ovenfor, er både ARA samt RRA essentielle mål til kvantificering af risikopræferencer og dermed til at opnå forståelse for nyttefunktionen hos den enkelte investor. Konstatninger udledt fra den langsigtede økonomiske adfærd fastslår, at RRA ikke kan afhænge alene af formue. Dette kommer sig af, at formue og per capita forbrug er steget henover de seneste to århundreder. Det absolutte forhold mellem finansielle risici er ligeledes forøget – siden disse risici er multiplikative – mens den relative risici har været konstant. Samtidigt er der ikke fundet evidens baseret på afkast og renter, der har påvist en langsigtet tendens, som respons til denne vækst. Altså vil investorer betale de samme relative omkostninger for at undgå en given finansiell risiko uanset om de er velhavende eller ej, (Campbell og Viceira, 2003). Dette foranlediger en til at tænke tanken, at RRA er uafhængig af formue og bør være konstant.

2.4 Typer af nyttefunktioner

Antagelser omhandlende: formen af nyttefunktioner og fordelingen af afkast, er påkrævet, for at kunne skabe en traktabel model. Flere nyttefunktioner har vist sig relevante inden for middelværdi-varians analyse, (Campbell og Viceira, 2003). Nogle af disse er eksponentiel nytte, potens nytte samt kvadratisk nytte. Fælles for disse er, at de definerer nytte over formue, udover disse findes andre mere eksotiske nyttefunktioner såsom Epstein-Zin nytte. I denne Sektion vil vi undersøge ovenstående nærmere, og ud fra et kvantitativt aspekt vælge nyttefunktionen, som denne afhandling vil arbejde videre med.

Generelt vil en investors nytte – defineret over formue – afhænge af samtlige momenter relateret til formue. For at se dette laves en Taylor udvidelse af $U(W_{t+1})$ omkring den forventede formue,

$\mathbb{E}(W_{t+1})$

$$U(W_{t+1}) = U(\mathbb{E}(W_{t+1})) + U'(\mathbb{E}(W_{t+1})) + \frac{1}{2}U''(\mathbb{E}(W_{t+1}))(W_{t+1} - \mathbb{E}(W_{t+1}))^2 \\ + \sum_{n=3}^{\infty} \frac{1}{n!}U^{(n)}(\mathbb{E}(W_{t+1}))(W_{t+1} - \mathbb{E}(W_{t+1}))^n,$$

hvor $U^{(n)}$ er den n 'te afledte af $U(\cdot)$. Tager vi nu den forventede værdi fås

$$\mathbb{E}(U(W_{t+1})) = U(\mathbb{E}(W_{t+1})) + \frac{1}{2}U''(\mathbb{E}(W_{t+1}))\mathbb{V}(W_{t+1}) \\ + \sum_{n=3}^{\infty} \frac{1}{n!}U^{(n)}(\mathbb{E}(W_{t+1}))\mathbb{E}((W_{t+1} - \mathbb{E}(W_{t+1}))^n),$$

hvor $\mathbb{E}((W_{t+1} - \mathbb{E}(W_{t+1}))^n)$ er det centrale moment af orden n . Fælles for disse momenter er, at de kvantificerer en investors villighed til at afgive eller optage diverse risici. Givetvis vil en grådig investor foretrække højere forventet formue end lavere, for faste centrale momenter af anden orden eller højere. En risikoavers investor, altså $U''(W) < 0$, vil foretrække lavere varians af formue fremfor højere, for fast forventet formue samt faste centrale momenter af tredje orden eller højere. Problemet opstår når de centrale momenter højere end eller lig tredje orden ikke er ens for alle alternativer. I så fald ville vi ikke kunne evaluere dem på baggrund af middelværdi og varians.

2.4.1 Kvadratisk nytte

Kvadratisk nytte definerer nyttefunktionen som kvadratisk over formue. Den er fuldstændig defineret af dets første og anden afledte mht. formue. Alle dets højere momenter bliver 0, og skaber dermed ikke problemer i et middelværdi-variens setup, som argumenteret for ovenfor. For parametre $a, b \in \mathbb{R}$ er kvadratisk nytte defineret som

$$U(W_{t+1}) = aW_{t+1} - bW_{t+1}^2. \quad (2.6)$$

Til forskel for nedenstående nyttefunktioner kræver kvadratisk nytte ikke fordelingsmæssige antagelser vedr. afkast af aktiverne.

Under kvadratisk nytte vil maksimering af forventet nytte, som i Maksimeringsproblemet (2.5), være ækvivalent til at maksimere en lineær kombination af middelværdi og varians, som i Maksimeringsproblemet (2.2). Middelværdien af Ligning (2.6) giver den forventede nytte

$$\mathbb{E}(U(W_{t+1})) = \mathbb{E}(W_{t+1}) - b(\mathbb{V}(W_{t+1}) + \mathbb{E}(W_{t+1})),$$

og er dermed en funktion afhængende af både forventet formue og variansen af formue (Munk, 2017). Herudover vil ARA samt RRA begge være stigende i formue under kvadratisk nytte. Som argumenteret ovenfor vil stigende ARA være uhensigtsmæssigt.

2.4.2 Eksponentiel nytte

Eksponentiel nytte antager at variablene i modellen er normalfordelt. Lad $\theta \in \mathbb{R}$ være parametren i modellen, da vil eksponentiel nytte være defineret ved

$$U(W_{t+1}) = -\exp(-\theta W_{t+1}). \quad (2.7)$$

Eksponentiel nytte antager, at ARA er konstant lig θ , mens RRA kan stige med formue. Dette aspekt gør også eksponentiel nytte foretrukket ift. kvadratisk nytte. Eksponentiel nytte er også kendt under navnet *Constant Absolute Risk Aversion*. For en eksplicit opskrivning af forventningen af Ligning (2.7) bemærker vi følgende

$$W_{t+1} \sim N(\mu_p, \sigma_p^2)$$

altså er terminalnyttens normalfordelt for enhver mulig portefølje, p , givet at afkastene er normalfordelt. Regner vi derfor på forventningen, får vi

$$\mathbb{E}(U(W_{t+1})) = -\exp\left(-\theta\mu_p + \frac{\theta^2}{2}\sigma_p^2\right).$$

2.4.3 Potens nytte

Potens nytte kræver, at afkast af aktiverne og formue er lognormal fordelt. *ARA* er faldende i formue og *RRA* er antaget til at være en konstant $\gamma \in \mathbb{R}$, (Campbell og Viceira, 2003). Potens nytte er mere kendt under navnet *Constant Relative Risk Aversion*. Nyttefunktionen er defineret for $W_{t+1} \geq 0$, som

$$U(W_{t+1}) = \begin{cases} \frac{W_{t+1}^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}, & \gamma \neq 1 \\ \log(W_{t+1}), & \gamma = 1. \end{cases}$$

For $\gamma \neq 1$ fås den forventede nytte til

$$\log(\mathbb{E}(W_{t+1})) = \mathbb{E}(\log(W_{t+1})) + \frac{1}{2}\mathbb{V}(\log(W_{t+1})),$$

hvor vi har anvendt det bærende resultat vedr. middelværdien af en lognormalfordelt stokastisk variabel, se evt. Appendix ???. Logaritmefunktionen er en konkav funktion, dette betyder at middelværdien af log af en stokastisk variabel er mindre end log af middelværdien, og forskellen er stigende i variabiliteten af den stokastiske variabel. For $\gamma \rightarrow 1$ gives

$$\mathbb{E}(U(W_{t+1})) = \mathbb{E}(\log(W_{t+1})).$$

2.4.4 Sammenligning af nyttefunktioner

Som pointeret flere gange i ovenstående, burde *ARA* være faldende, eller under alle omstændigheder, ikke stige med formue. Dermed kan vi se bort fra kvadratisk nytte. Samtidigt vil det gøre potens nytte mere favorabel end eksponentiel nytte. Derudover er det konstante aspekt af *RRA* attraktivt under potens nytte, i og med, at det er nødvendigt ift. inferensen vedr. stabiliteten af finansielle variable under sekulær økonomisk vækst, (Campbell og Viceira, 2003).

Derudover vil valget mellem potens nytte og eksponentiel nytte også skabe de ovennævnte forskellige fordelingsmæssige antagelser. Eksponentiel nytte resulterer i simple afkast, hvis afkastene af aktiverne er normalfordelte, hvorimod, at potens nytte resulterer i simple afkast, hvis afkastene af aktiverne er lognormalfordelte.

Antagelsen om normalfordelte afkast er tiltalende, men begrænser sig til et kortsigtet perspektiv, i det, at antagelsen ikke kan holde mere end én periode. F.eks. kan vi antage, at kvartalvise afkast er normalfordelte, men så vil afkastet over to kvartaler ikke være normalfordelt. Dette kommer sig af at de er produktet af to succesive normalfordelte afkast, og kun summen af normalfordelte variable er selv normalfordelt, ikke produktet. En antagelse om lognormalfordelte afkast vil modsat holde i en hver tidshorisont, siden produktet af to lognormale stokastiske variable selv er lognormal. Derudover vil en lognormal stokastisk variabel aldrig blive negativ, og dette er konsistent med de fleste finansielle aktivers begrænsede gældsforpligtelser.

Lognormale afkast vil til gengæld ikke nemt kunne flyttes fra aktivniveau til porteføljeniveau. Dette kommer sig af, at en portefølje givetvis er en lineær kombination af individuelle aktiver. Hvis disse individuelle aktiver antages at have lognormale afkast, vil porteføljeafkastet være et vægtet gennemsnit af lognormale afkast, men et sådant gennemsnit er ikke selv lognormalt. Vi overkommer imidlertid dette problem ved at arbejde med korte intervaller. Ikke-lognormaliteten af porteføljeafkastet formindskes ved at benytte kortere og kortere intervaller. I kontinuert tid vil problemet forsvinde i grænsen, (Campbell og Viceira, 2003).

2.5 Fordeling af afkast

Brugen af afkast fremfor priser på aktiver, kommer sig af markedsinvariansen af afkast. Priser siges derimod at være kontrære, eller modsat rettede, (Jondeau et al., 2007). I bund og grund er priser *unit root* processer, dvs. stød til tidsserien af priser har permanent effekt, dette kaldes undertiden også for ikke-stationære processer. *Unit root* processer siges også at have integration af orden 1, $I(1)$. Afkast er derimod stationære processer, de har integration af orden 0, $I(0)$, (Verbeek, 2017). For en ikke-stationær tidsserie vil momenterne ændre sig over tid, f.eks. vil middelværdien og variansen af en prisproces på tidspunkt t , afhænge af den foregående periodes pris, altså på tidspunkt $t - 1$. Den

manglende markedsinvarians af prisprocesser holder dem ude af ligningen, da de grundet ovenstående ikke vil kunne producere *i.i.d.* stokastiske variable.

I det følgende vil vi adskille simple afkast og \log^2 afkast gennem notation. Vi lader os notere det simple afkast som R_{t+1} , som følger den gængse notation i litteraturen. Vi lader det simple brutto afkast være defineret som

$$R_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1}}{P_t},$$

hvor $P_t \in \mathbb{R}_+$ er prisen på et aktiv, på tidspunkt t , og dermed $R_t \in \mathbb{R}$. Det simple afkast $R_t - 1$ er den procentvise ændring over den respektive tidsperiode. Empiriske resultater har påvist, at simple afkast af aktiver udviser assymetri og resulterer i højreskæve fordelinger bl.a. pga. de bagvedliggende virksomheder og/eller institutioneres begrænsede gældsforpligtelser. Derudover kan højreskævheden af simple afkast fremkomme på lang sigt grundet, at de er produktet af afkast over én-periode, som argumenteret for ovenfor.

For at overkomme disse faldgruber af simple afkast, benyttes log afkastet. Log afkastet noteres som r_{t+1} , og defineres som

$$r_{t+1} \equiv \log(1 + R_{t+1}),$$

hvilket er en geometrisk og kontinuert følge. Logafkastet af aktiver vil skabe symmetriske fordelinger, som overholder dermed overholder markedsinvariansen.

² Gennem resten af denne afhandling vil log referer til den naturlige logaritme.

3 Afkast

4 Porteføljeteori

5 VAR

I dette kapitel fastsættes den teoretiske ramme for den empiriske analyse. Dette gøres hovedsageligt ud fra teorien bag (Campbell og Viceira, 2004) s. 2-22 med enkelte dele, som varierer.

5.1 Sættet af investeringsmuligheder

Først etableres en model, som kan modellere forventet afkast og risiko af aktier på tværs af investeringshorisonter.

5.1.1 Afkastdynamikken

Lad \mathbf{z}_{t+1} være en $m \times 1$ vektor, hvis indgange er afkastet på alle aktiver som vi vil undersøge samt værdierne af tilstandsvariablene på tidspunkt $t + 1$. Denne vektor opskrives som

$$\mathbf{z}_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{0,t+1} \\ \mathbf{r}_{t+1} - r_{0,t+1} \\ \mathbf{s}_{t+1} \end{bmatrix} \equiv \begin{bmatrix} r_{0,t+1} \\ \mathbf{x}_{t+1} \\ \mathbf{s}_{t+1} \end{bmatrix}, \quad (5.1)$$

hvor $r_{0,t+1}$ er netto log-afkastet af det aktiv, som vores merafkast for de andre aktiver regnes ud fra, \mathbf{x}_{t+1} er en vektor af netto log-merafkast for alle andre aktiver, og \mathbf{s}_{t+1} er en vektor indeholdende realisationerne af tilstandsvariablene. Vi antager samtidig, at der eksisterer $n + 1$ klasser af aktiver og $m - n - 1$ tilstandsvariable.

Nu viser vi, hvordan momenterne af netto afkastene fremkommer ved brug af en VAR process. Vi antager, at aktivernes afkast samt tilstandsvariablene følger en VAR(1) process

$$z_{i,t+1} = \varphi_0 + \varphi_1 z_{1,t} + \cdots + \varphi_i z_{i,t} + \cdots + v_{i,t+1}, \quad (5.2)$$

hvor hver variabel, $z_{i,t+1}$, afhænger lineært af en konstant, værdien af variabelen på tidspunkt t , værdien af alle andre variable på tidspunkt t samt et fejldet.

I matrixnotation får vi da følgende kompakteopskrivning

$$\mathbf{z}_{t+1} = \boldsymbol{\Phi}_0 + \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{z}_t + \mathbf{v}_{t+1}, \quad (5.3)$$

hvor $\boldsymbol{\Phi}$ er en vektor af afskæringer, $\boldsymbol{\Phi}_1$ er en kvadratisk matrix, som indeholder hældningskoefficienterne og \mathbf{v}_{t+1} er en vektor fejldet til: realisationerne af afkast samt alle afkast variable i vores model, med middelværdi 0.

For at få stationaritet betingelsen opfyldt i vores model, antager vi, at

$$|\boldsymbol{\Phi}_1| \in (-1, 1).$$

Dvs. at determinanten af vores matrix – bestående af hældningskoefficienter – er begrænset mellem -1 og 1 .

Slutteligt antager vi, at fejldedet er normalfordelt

$$\mathbf{v}_{t+1} \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(0, \boldsymbol{\Sigma}_v), \quad (5.4)$$

hvor middelværdien er 0, som tidligere nævnt, og Σ_v er kovariansmatricen, som tillige er symmetrisk. For notationens skyld sætter vi

$$\Sigma_v \equiv \mathbb{V}_t(v_{t+1}) = \begin{bmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{0x} & \sigma_{0s} \\ \sigma_{0x} & \Sigma_{xx} & \Sigma_{xs} \\ \sigma_{0s} & \Sigma_{xs} & \Sigma_s \end{bmatrix},$$

hvor indgangene på diagonalen er: variansen af netto afkastet på vores benchmark aktiv, kovariansmatricen af uventede merafkast og kovariansmatricen af tilstandsvariablene. Uden for diagonalen består indgangene af: kovariansen mellem netto afkastet af benchmark aktiv og hhv. merafkastet for alle andre aktiver samt fejllidene til tilstandsvariablene.

Vi antager, at kovariansmatricen ikke ændrer sig med tiden, eftersom empiriske undersøgelser viser, at ændringer i risiko er kortvarige fænomener (Campbell, 1987) s. 32-33, men kovariansmatricen kan stadig ændre sig på tværs af investeringshorisonter.

Den ubetingede middelværdi og kovariansmatrix af z_{t+1} er givet ved

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t(z_{t+1}) &= (I_m - \Phi_1)^{-1} \Phi_0 \\ \text{vec}(\Sigma_{zz}) &= (I_{m^2} - \Phi_1 \otimes \Phi_1)^{-1} \text{vec}(\Sigma_v). \end{aligned}$$

Ovenstående ligninger ligger også til grund for determinantbetingelsen: hvis ikke determinanten af Φ_1 var begrænset af -1 og 1 , ville den ubetingede middelværdi og varians af z_{t+1} ikke være defineret.

5.1.2 Betingede momenter for k -perioder

Nu udledes den betingede middelværdi og kovariansmatrix af $(z_{t+1} + \dots + z_{t+k})$ for enhver horisont k . Dette gøres eftersom det akkumulerede k -periode afkast fremkommer ved at addere én-periode log-afkast over k perioder. Ved rekursion af (5.3) fås

$$\begin{aligned} z_{t+1} &= \Phi_0 + \Phi_1 z_t + v_{t+1} \\ z_{t+2} &= \Phi_0 + \Phi_1 z_{t+1} + v_{t+2} = \Phi_0 + \Phi_1 \Phi_0 + \Phi_1 \Phi_1 z_t + \Phi_1 v_{t+1} + v_{t+2} \\ &\vdots \\ z_{t+k} &= \Phi_0 + \Phi_1 \Phi_0 + \Phi_1^2 \Phi_0 + \dots + \Phi_1^{k-1} \Phi_0 + \Phi_1^k z_t + \Phi_1^{k-1} v_{t+1} + \Phi_1^{k-2} v_{t+2} + \dots + \Phi_1 v_{t+k-1} + v_{t+k}. \end{aligned}$$

Herefter adderer vi udtrykkene for $z_{t+1}, z_{t+2}, \dots, z_{t+k}$ og får

$$\begin{aligned} z_{t+1} + \dots + z_{t+k} &= \left(k + (k-1)\Phi_1 + (k-2)\Phi_1^2 + \dots + \Phi_1^{k-1} \right) \Phi_0 \\ &\quad + \left(\Phi_1^k + \Phi_1^{k-1} + \dots + \Phi_1 \right) z_t \\ &\quad + \left(1 + \Phi_1 + \dots + \Phi_1^{k-1} \right) v_{t+1} \\ &\quad + \left(1 + \Phi_1 + \dots + \Phi_1^{k-2} \right) v_{t+2} \\ &\quad + \dots \\ &\quad + (I + \Phi_1) v_{t+k-1} + v_{t+k}. \end{aligned}$$

Ved brug af sumoperatoren kan vi skrive ovenstående i kompaktform

$$z_{t+1} + \dots + z_{t+k} = \left(\sum_{i=0}^{k-1} (k-i)\Phi_1^i \right) \Phi_0 + \left(\sum_{j=1}^k \Phi_1^j \right) z_t + \sum_{q=1}^k \left(\sum_{p=0}^{k-q} \Phi_1^p v_{t+q} \right). \quad (5.5)$$

Nu kan vi beregne de betingede k -periode momenter af tilstandsvektoren. Den betingende middelværdi er

$$\mathbb{E}_t(z_{t+1} + \dots + z_{t+k}) = \left(\sum_{i=0}^{k-1} (k-i)\Phi_1^i \right) \Phi_0 + \left(\sum_{j=1}^k \Phi_1^j \right) z_t, \quad (5.6)$$

hvor vi benytter antagelsen i (5.4).

Den betingede varians er

$$\begin{aligned}\mathbb{V}_t(z_{t+1} + \dots + z_{t+k}) &= \mathbb{V}_t \left(\left(\sum_{i=0}^{k-1} (k-1) \Phi_1^i \right) \Phi_0 + \left(\sum_{i=1}^k \Phi_1^i \right) z_t + \sum_{q=1}^k \left(\sum_{p=0}^{k-q} \Phi_1^p v_{t+q} \right) \right) \\ &= \mathbb{V}_t \left(\sum_{q=1}^k \left(\sum_{p=0}^{k-q} \Phi_1^p v_{t+q} \right) \right),\end{aligned}\quad (5.7)$$

hvor de første to led i variansen forsvinder, da de er konstante eller kendte på tidspunkt t . Ved omskrivning af (5.7) fås

$$\begin{aligned}\mathbb{V}_t(z_{t+1} + \dots + z_{t+k}) &= \mathbb{V}_t((I + \Phi_1 + \dots + \Phi_1^{k-1})v_{t+1} + (I + \Phi_1 + \dots + \Phi_1^{k-2})v_{t+2} \\ &\quad + \dots + (I + \Phi_1)v_{t+k-1} + v_{t+k}) \\ &= \Sigma_v + (I + \Phi_1)\Sigma_v(I + \Phi_1)' + (I + \Phi_1 + \Phi_1\Phi_1)\Sigma_v(I + \Phi_1 + \Phi_1\Phi_1)' \\ &\quad + \dots + (I + \Phi_1 + \dots + \Phi_1^{k-1})\Sigma_v(I + \Phi_1' + \dots + \Phi_1^{k-1})',\end{aligned}$$

som følger af omskrivning af leddene, og at den betingede kovariansmatrix af v_{t+i} er den samme for alle i .

5.1.3 Betingede momenter for k -periode afkast

Eftersom vi kun er interesserede i den del af vores VAR process, som indeholder afkast, benytter vi de såkaldte selektionsmatricer.

Vil vi have det forventede k -periode log-afkast pr. periode, kan vi benytte

$$\mathbf{H}_r = (\mathbf{I}_{n+1} \quad \mathbf{0}_{m-n}),$$

ved at anvende denne matrix på den betingede middelværdi fås da

$$\frac{1}{k} \begin{pmatrix} \mathbb{E}_t(r_{0,t+1}^{(k)}) \\ \mathbb{E}_t(r_{t+1}^{(k)} - r_{0,t+1}^{(k)})\ell \end{pmatrix} = \frac{1}{k} \mathbf{H}_r \mathbb{E}_t(z_{t+1} + \dots + z_{t+k}). \quad (5.8)$$

Anvender vi den på den betingede varians fås

$$\frac{1}{k} \mathbb{V}_t \begin{pmatrix} r_{0,t+1}^{(k)} \\ r_{t+1}^{(k)} - r_{0,t+1}^{(k)}\ell \end{pmatrix} = \frac{1}{k} \begin{pmatrix} \sigma_0^2(k) & \sigma_{0x}(k)' \\ \sigma_{0x}(k) & \Sigma_{xx}(k) \end{pmatrix} = \frac{1}{k} \mathbf{H}_r \mathbb{V}_t(z_{t+1} + \dots + z_{t+k}) \mathbf{H}_r'. \quad (5.9)$$

Den anden selektionsmatrix vi vil benytte kan udtrække netto k -periode log-afkastet pr. periode

$$\mathbf{M}_r = \begin{pmatrix} 1 & \mathbf{0}_{1 \times n} & \mathbf{0}_{1 \times (m-n-1)} \\ \ell_n & \mathbf{I}_n & \mathbf{0}_{m-n-1} \end{pmatrix}. \quad (5.10)$$

Anvender vi den på den betingede middelværdi fås

$$\frac{1}{k} \begin{pmatrix} \mathbb{E}_t(r_{0,t+1}^{(k)}) \\ \mathbb{E}_t(r_{t+1}^{(k)}) \end{pmatrix} = \frac{1}{k} \mathbf{M}_r \mathbb{E}_t(z_{t+1} + \dots + z_{t+k}). \quad (5.11)$$

Slutteligt anvendes den på den betingede varians

$$\frac{1}{k} \mathbb{V}_t \begin{pmatrix} r_{0,t+1}^{(k)} \\ r_{t+1}^{(k)} \end{pmatrix} = \frac{1}{k} \Sigma_{rr}(k) = \frac{1}{k} \mathbf{M}_r \mathbb{V}_t(z_{t+1} + \dots + z_{t+k}) \mathbf{M}_r'. \quad (5.12)$$

5.2 Bias justeret VAR-model

Ved brug af den analytiske middelværdirette estimator foreslået af (Pope, 1990), viser (Engsted og Pedersen, 2012) at justering for bias i estimatorene af middelværdi, i det multivariate setup, kan producere forskellige parameter estimater i den givne VAR(1)-model. Benyttelse af ordinær lineær regressionsestimater kan resultere i bias pga. den begrænsede stikprøvestørrelse og af den årsag mislede inferensen gjort på baggrund af VAR(1) estimaterne. Herudover kan variablene besidde autokorrelation, hvis de er udviser vedvarende effekter pga. stød til tidsserien. Den analytiske bias af OLS estimatoren, Φ_1 , er udledt på baggrund af en Taylor udvidelse af høj orden. Dermed lader vi den analytiske bias, B_T , være givet ved

$$B_T = -\frac{b}{T} + O\left(T^{-\frac{3}{2}}\right), \quad (5.13)$$

hvor T er sample size og tælleren er lig

$$b = \Sigma_v \left((I - \Phi_1')^{-1} + \Phi_1' (I - (\Phi_1')^2) + \sum_{i=1}^m \lambda (I - \lambda \Phi_1')^{-1} \right) \Sigma_z^{-1}.$$

Her er Σ_v den betingede kovariansmatrix af v_t , λ er vektoren af egenverdier af Φ_1 , I er identitetsvektoren og m er antallet af tilstandsvariable i z . Bias'en i Ligning (5.13) falder med raten $T^{-\frac{3}{2}}$, som $T \rightarrow \infty$. Den analytiske formel af (Pope, 1990) giver ikke bias justerede afskæringer, Φ_0 , men som (Engsted og Pedersen, 2012) pointerer vil dette problem automatisk blive løst af de bias justerede hældninger. Dette sker eftersom det ubetingede aritmetiske gennemsnit af en stationær variabel, er et ikke-biased estimat af den sande middelværdi, og samtidig estimerer OLS præcis middelværdien af variablene i VAR-modellen, ved at fjerne første observation. Altså vil en VAR-model med bias justerede hældninger medføre ikke-biased estimater af Φ_0 , givet modelrestriktionen, at de ubetingede middelværdier af variablene – udledt fra VAR koefficienterne – er lig deres aritmetiske gennemsnit

(Engsted og Pedersen, 2012) finder både kvantitative og kvalitative effekter ved brug af bias justerede koefficienter ift. de regulere OLS estimater. De viser bl.a. hvordan *hedging* komponentet af porteføljeallokeringen ændrer sig for et kontinuum af risikoaversioner, hvor specielt mellemliggende risikoaversioners værdier ($\gamma = 2$) er særligt påvirket af biasjusteringen.¹ Her bliver det optimale portefølgevalg påvirket, eftersom bias justeringen afstedkommer reducerede positioner for obligationer og aktier, gennem det intertemporale *hedging demand*, mens positionen for kontanter forøges.

¹ Se evt. Figur 1 i (Engsted og Pedersen, 2012).

Del III

Den empiriske analyse

6 Data beskrivelse

Dette kapitel har til formål at give en uddybende beskrivelse af det anvendte data – mht. både aktivklasser og forklarende variable – til den empiriske analyse. Alle variable består af kvartalsvise observationer over tidsperioden 1954 2. kvartal til 2018 4. kvartal grundet dataophør. Startkvartalet er valgt på baggrund af, at den amerikanske centralbank, *Federal Reserve System*, kort tid forinden, havde givet den amerikanske korte rente, lov til at variere frit i markedet. Variablene er vist i niveauer. Kapitlet er organiseret som følger. Sektion 6.1 beskriver detaljeret hver aktivklasse og dets tilhørende beskrivende statistik. Sektion 6.2 indeholder en tilsvarende beskrivelse af de tilhørende tilstandsvariable. Korrelationen mellem aktivklasserne og tilstandsvariablene undersøges i Sektion 6.3. Sektion 6.3 giver en opsummering af kapitlets statistiske fund. Tidsserien for hver aktivklasse og prædiktionsvariabel visualiseres med tilhørende recessionsperioder som defineret af ([The National Bureau of Economic Research, 2020](#)).

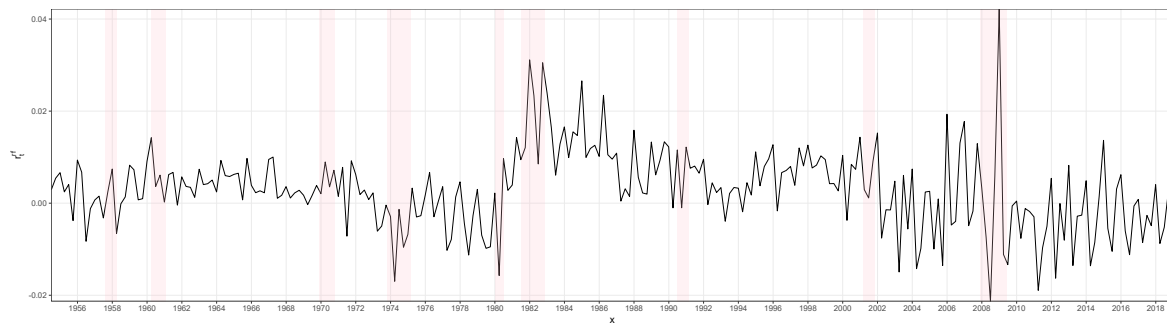
6.1 Beskrivelse af aktivklasser

Mængden af aktivklasser, som pt. er tilgængelige på finansmarkedet har aldrig været større. Udover aktier og obligationer, findes et væld af eksponeringsområder og/eller finansielle produkter heriblandt ejendom, derivater, futures, forwards, kryptovaluta, valuta mm. For at holde denne analyse på et simpelt niveau medtages de mest anvendte aktivklasser for institutionelle og private investorer. Hvilket også er de mest anvendte i eksisterende litteratur, ([Campbell og Viceira, 2003, 1999](#)), ([Jurek og Viceira, 2011](#)), ([Engsted og Pedersen, 2012](#)), ([Campbell et al., 2003](#)). I det følgende vil egenskaberne for aktivklasserne: det risikofrie afkast, merafkastet på aktier, merafkastet på statsobligationer og merafkastet på virksomhedsobligationer beskrives og derudover vil den tilhørende beskrivende statistik for hvert aktiv belyses.

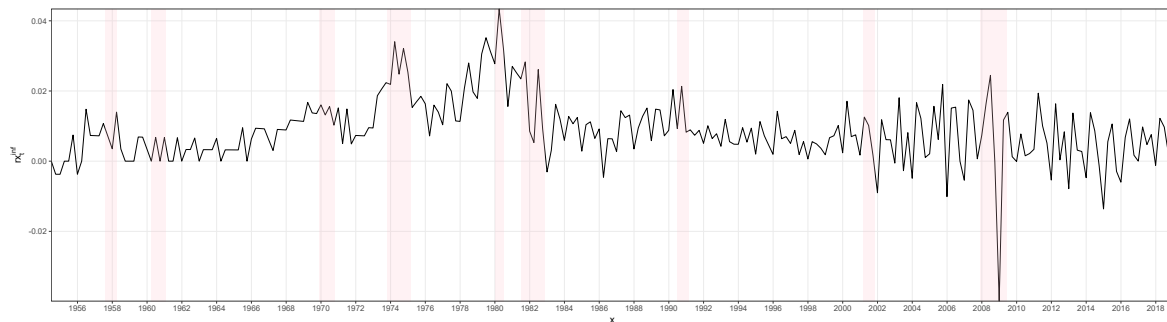
6.1.1 Det risikofrie afkast – r_{t+1}^{rf}

Essencen af et risikofrit aktiv er at repræsentere et afkast med varians lig 0. Dette betegnes undertiden også som et sikkert afkast. Udover at give investoren muligheder for indlån, kan investoren også udvide sine investeringsmuligheder ved at låne til den risikofrie rente, dvs. have en kort position i det risikofrie aktiv. Et ofte valgt aktiv i litteraturen, som en proxy for det risikofrie aktiv, er de kortfristede statsværdipapirer, ([Campbell og Viceira, 2003, 1999](#)), ([Jurek og Viceira, 2011](#)), ([Engsted og Pedersen, 2012](#)), ([Campbell et al., 2003](#)). Disse betegnes i U.S.A. som *T-Bills*. Valget af netop dette aktiv sker på baggrund af den historiske og nuværende meget lave risiko for statskonkurser, ([Beers og Mavalwalla, 2017](#)). Eksempelvis gik den danske stat tilnærmelsesvis senest bankerot under *Statsbankerotten* i 1813 efter *Napoleonskrigene*. Derfor benyttes det amerikanske statspapir med kort løbetid, mere præcist anvendes den 90-dages amerikanske *T-Bill*, som en proxy for det risikofrie aktiv. Data over afkast er fra ([Center For Research in Security Prices, 2020b](#)) hentet gennem ([Wharton Research Data Services, 2020b](#)). Log netto afkastet af det risikofrie aktiv beregnes som log forskellen mellem det kvartalsvise brutto afkast på den amerikanske 90-dages *T-Bill* og den kvartalsvise inflationsrate, målt via *Consumer Price Index*. Nettoafkastet har et kvartalsvist justeret afkast på 0.3% med en kvartalsvis volatilitet på 0.9%. Som det kan ses på kvantilerne har det risikofrie afkast givet negativt afkast sommetider. Et histogram indikerer en højreskæv fordeling af afkast, hvilket også underbygges af en skævhed på 0.362. Med en kurtosis på 5.016 haves en leptokurtisk fordeling, med tykkere/længere haler og et smallere samt højere centrum. Disse tal er konsistente med ([Campbell og Viceira, 2003](#)). Figur 6.1 viser et plot over tidsserien.

I forlængelse af beskrivelsen af det risikofrie aktiv, viser Figur 6.2 et plot over tidsserien hørende til inflationsraten.



Figur 6.1: Tidsserie af log netto renten.



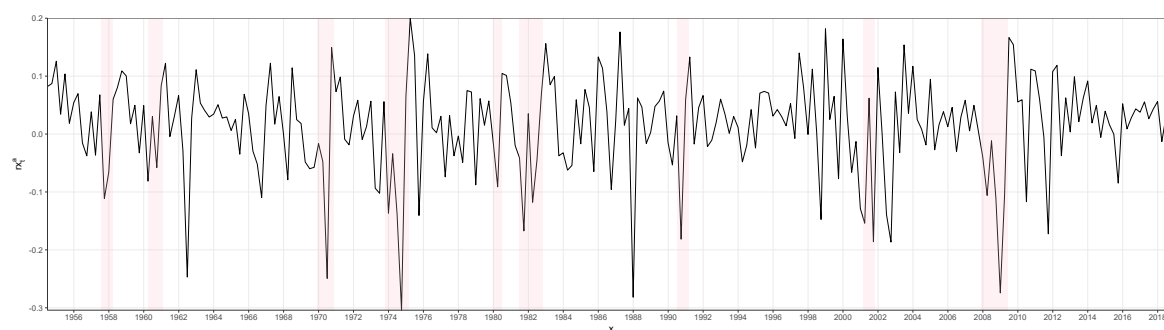
Figur 6.2: Tidsserie af inflationsraten, målt via Consumer Price Index.

6.1.2 Merafkastet på aktier – rx_{t+1}^a

For aktivklassen, som skal repræsentere børshandlede aktier, benyttes et markedsværdi-vægtet afkast over et repræsentativt indeks for samtlige handlede aktier på *New York Stock Exchange*, *National Association of Securities Dealers Automated Quotations* og *American Stock Exchange*. Det vægtede afkast er inklusiv udbytte, aktiesplits og ny emissioner for de foregående 12 måneder ledende op til kvartalet. Ved at benytte et sådant forholdsvist bredt indeks, vil delanalysen for aktier være repræsentativt for det globale aktiemarked. Derudover er det ikke kun børsnoterede amerikanskbaserede selskaber, som handles via NYSE, NASDAQ og AMEX, men i stadig større grad også virksomheder uden for U.S.A. Data over afkast er fra (Center For Research in Security Prices, 2020a) og hentet gennem (Wharton Research Data Services, 2020a). Log merafkastet af aktier beregnes som det kvartalsvise log brutto aktieafkast fratrasket det kvartalsvise brutto afkast på den amerikanske 90-dages *T-Bill*. Det ses at aktier har det klart højeste kvartalsvise justerede merafkast på 1.7% ift. de andre aktivklasser. Dette høje merafkast følges af en ligeledes høj relativ volatilitet på 8.3%. Historisk set har det største negative markedsudsving givet et merafkast/tab på -30.4%, mens det største positive markedsudsving har været på 20%. Et histogram sammenholdt med en skævhed på -0.946 afslører moderat til høj venstreskævhed. Altså har der oftere været negative merafkast ift. positive. Kurtosis på 4.624 medfører en moderat leptokurtisk fordeling med en anelse tykkere haler, og at ekstreme observationer sker oftere end normalt. Disse tal er konsistente med (Campbell og Viceira, 2003). Figur 6.3 viser et plot over tidsserien.

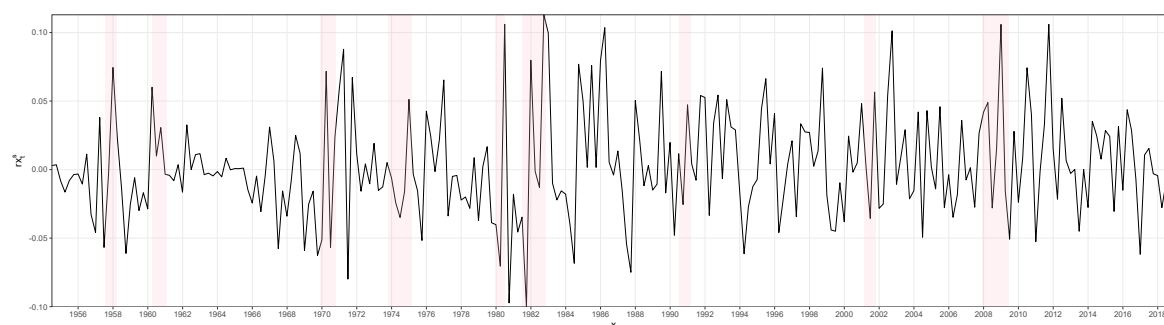
6.1.3 Merafkastet på statsobligationer – rx_{t+1}^s

Statsobligationer er gældsinstrumenter udstedt af staten i det respektive udstedelsesland, de har til formål at finansiere offentlige udgifter og anses også for at være en substitution for skatter. Siden udstedelsen sker af staten, antages det ofte, at statsobligationer er relativt mindre risikobærende end aktier. Undertiden betegnes statsobligationer fra visse ilande som et *safe haven* for investorer. Eksempelvis har den danske stat pt. en kreditvurdering på AAA, Aaa, AAA af hhv. *Standard & Poor's*, *Moody's* og *Fitch.*, (Trading Economics, 2020). Til formålet at repræsentere afkastet på statsobligationer anvendes derfor den 10-årige amerikanske statsobligation med konstant løbetid. Data over afkast er fra (Center For Research in Security Prices, 2020b) og hentet gennem (Wharton Research Data Services, 2020b). Log merafkastet af statsobligationer beregnes som det kvartalsvise log brutto afkast



Figur 6.3: Tidsserie af log merafkastet af aktier.

fratrullet det kvartalsvise brutto afkast på den amerikanske 90-dages *T-Bill*. merafkastet har et justeret kvartalsvist afkast på 0.3% med en kvartalsvis volatilitet på 3.8%. Statsobligationen har den laveste *Sharpe Ratio* af de tre aktivklasser, hvilket også er forventeligt. Med en skævhed på 0.451 og kurtosis på 3.405 haves en forholdsvis symmetrisk fordeling, men med en anelse tykkere haler. Disse tal er konsistente med (Campbell og Viceira, 2003). Figur 6.4 viser et plot over tidsserien.



Figur 6.4: Tidsserie af log merafkastet på statsobligationer.

6.1.4 Merafkastet på virksomhedsobligationer – rx_{t+1}^V

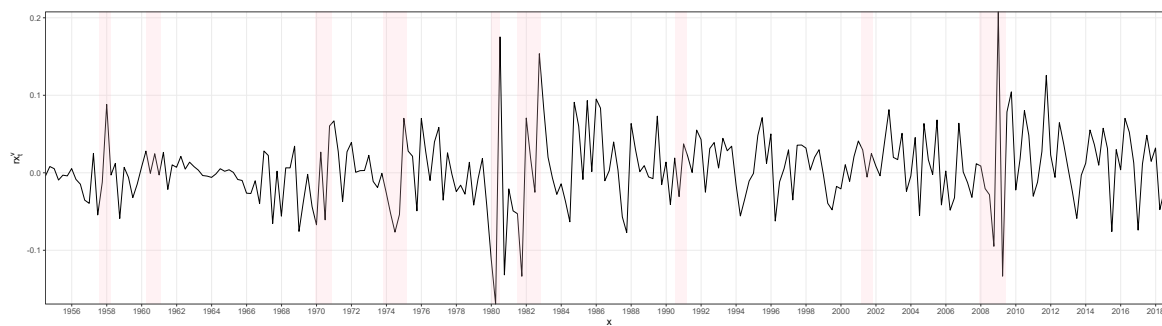
På samme vis som stater kan finansiere deres aktiviteter via statsobligationer, kan virksomheder udstede gæld via obligationer, hvis formål er at finansiere fremtidige investeringer og/eller projekter. Sikkerheden bag en virksomhedsobligation afhænger af virksomhedens betalingsevne. Af og til sætter virksomheden fysiske aktiver som kollateral for obligationerne i tilfælde af konkurser. Ift. statsobligationer bærer virksomhedsobligationer på en langt større risiko givet kreditrisikoen i virksomheden og/eller markedet. For at påtage sig denne risiko, forlanger investorerne derfor en højere præmie i form af en højere rente tilhørende virksomhedsobligationerne. For at repræsentere virksomhedsobligationer anvendes en indeksserie af virksomhedsobligationer med lang løbetid. Data er fra (Ibbotson, 2019) og hentet via (Goyal og Welch, 2007)¹. Det specifikke grundlag for tidsserien er tvetydigt, men (Ibbotson, 2019) skriver følgende.

A corporate bond series with a long maturity is used to describe fixed-income securities that contain risk of default.

Log merafkastet af virksomhedsobligationerne beregnes som det kvartalsvise log brutto afkast fratrullet det kvartalsvise brutto afkast på den amerikanske 90-dages *T-Bill*. Som forventet ses den højere afkastpræmie med et justeret kvartalsvist afkast på 0.5% og en tilhørende volatilitet på 4.7%, som investoren får, for at påtage sig den ekstra kreditrisiko. Afkastfordelingen anses som værende relativt mest symmetrisk ift. de andre aktivklasser, hvilket også ses i en skævhedsværdi på 0.216. Med en kurtosis på mere end 3, har fordelingen tykkere haler og med mere masse centralt i fordelingen.

¹ Mere specifikt via Amit Goyals hjemmeside, hvor der findes en opdateret version af dataet, som der benyttes i artiklen, se evt. (Amit Goyal, 2020).

Det bemærkes ligeledes at virksomhedsobligationer har haft de største positive markedsudsving af de tre aktivklasser med et positivt afkast på 20.8%. Figur 6.5 viser et plot over tidsserien.



Figur 6.5: Tidsserie af log merafkastet på virksomhedsobligationer.

Tabel 6.1 opsummerer ovenstående beskrivende statistik for de fire aktivkasser.

Tabel 6.1: Beskrivende statistik for de fire aktivklasser: Det risikofrie aktiv, merafkastet på aktier, merafkastet på statsobligationer og merafkastet på virksomhedsobligationer.

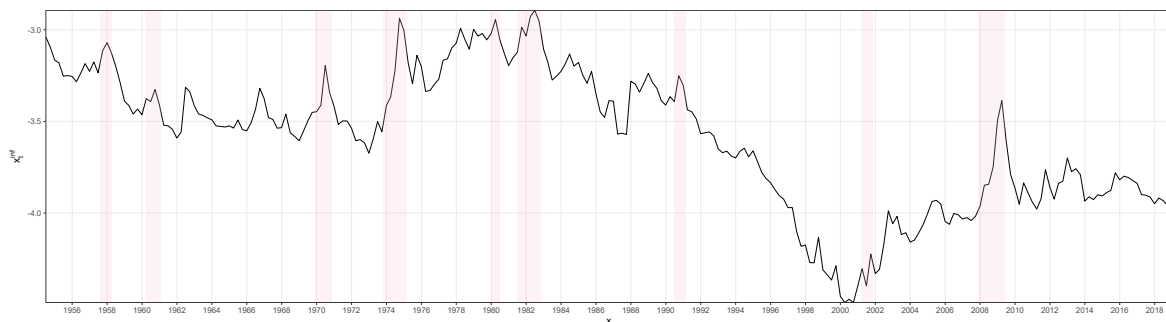
	Middelværdi	Standard afvigelse	Sharpe Ratio	Skævhed	Kurtosis	Minimum	25%	Median	75%	Maksimum
r_t^{rf}	0.003	0.009		0.362	5.016	-0.021	-0.001	0.003	0.008	0.042
rx_t^{a}	0.017	0.083	0.199	-0.946	4.624	-0.304	-0.028	0.029	0.062	0.200
rx_t^{s}	0.003	0.038	0.084	0.451	3.405	-0.100	-0.021	-0.003	0.025	0.113
rx_t^{v}	0.005	0.047	0.114	0.216	5.588	-0.169	-0.021	0.003	0.028	0.208

6.2 Prædiktionsvariable

Denne sektion har til formål at beskrive datagrundlaget for prædiktionsvariablene, som først blev beskrevet i Sektion ?? . Disse variable består af en række finansielle indikatorer: *Dividend-Price Ratio*, *Price-Earnings Ratio*, *Book-to-market Ratio*, *High Minus Low*, *Small Minus Big*, og variansen af aktieafkast. Derudover haves rentestruktursprædiktionsvariable: den nominelle rente, *Term Spread*, *Yield Spread*, *Credit Spread* og *Default Spread*. En makroøkonomisk variabel udgør den sidste prædiktionsvariabel: *Federal Funds Rate*. Udover beskrivelsen og begrundelsen beregningsmetoden for hver variabel, vil den tilhørende beskrivende statistik for hver variabel belyses.

6.2.1 Dividend-Price Ratio – x_t^{dp}

Repræsentativet for priserne til forholdet mellem udbytte og priser er indeksniveauet, eksklusiv udbytte, over det brede indeks som blev beskrevet i Sektion 6.1.2. Udbyttet stammer ligeledes fra aktieindekset, og er beregnet som en rullende sum over de seneste fire kvartaler. Log udbyttet er logaritmen til tidsserien over de rullende summer af udbytte. Log *Dividend-Price Ratio* bliver da beregnet som forskellen mellem det rullende kvartalsvise log udbytte og de kvartalsvise log priser. Data er fra (Center For Research in Security Prices, 2020a) og hentet gennem (Wharton Research Data Services, 2020a). Den justerede middelværdi er -3.516%, og betyder altså at det sande forhold mellem udbytte og priser historisk har været omtrent 1:34. Det andet moment er 0.371%. Forholdet er en næsten symmetrisk med et tredje moment på -0.371. En kurtosis på 2.37 indebærer at log *Dividend Price Ratio* har en platykurtisk fordeling med sjældne ekstreme observationer. Den 30 juni, 1982 var det sande forhold på sidst højeste, da det nåede 5.5%. Over de følgende 18 år, dalede forholdet til 1.1% den 29 september, 2000, fordi aktieprisernes værdi steg hurtigere end udbyttebetalingerne fra indtjeningen i virksomhederne. Derudover steg offentlige virksomheders indtjening langsommere end aktiepriserne. Disse tal er konsistente med (Campbell og Viceira, 2003). Figur 6.6 viser et plot over tidsserien.



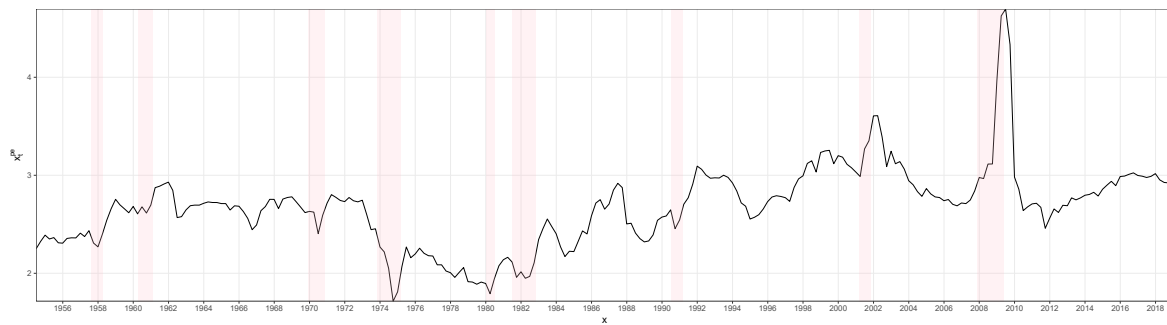
Figur 6.6: Tidsserie af log Dividend Price Ratio.

6.2.2 Price-Earnings Ratio – x_t^{pe}

Priserne for forholdet mellem priser og indtjening er som ovenstående indeksniveauet fra Sektion 6.1.2, eksklusiv udbytte. Indtjeningen er en rullende sum repræsenterende indtjeningen på S&P 500 indekset. Data er dermed fra hhv. (Center For Research in Security Prices, 2020a), hentet gennem (Wharton Research Data Services, 2020a) og (Robert J. Shiller, 2020), hentet gennem (Goyal og Welch, 2007). At indtjeningen benytter et andet datagrundlag end aktieindekset kan skabe tvetydigheder i resultaterne, men prædiktabilitetsegenskaben for variabelen er stadig intakt. Log *Price Earnings Ratio* bliver da beregnet som forskellen mellem de kvartalsvise log priser og de kvartalvise log indtjening. Den justerede middelværdi er 2.754%. Standardafvigelsen er på 0.407%. Derudover haves en højreskæv leptokurtisk fordeling med hhv. skævhed på 0.958 og kurtosis på 7.52. Figur 6.7 viser et plot over tidsserien.

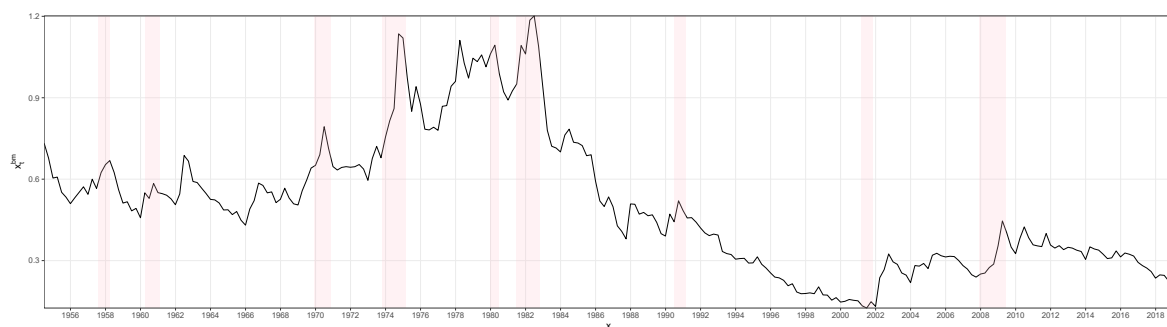
6.2.3 Book-to-Market Ratio – x_t^{bm}

Book-to-market Ratio er hentet gennem (Goyal og Welch, 2007). Bogførte værdier samt markedsværdier stammer fra Value Line's hjemmeside, mere specifikt gennem deres *Long-Term Perspective Chart* af



Figur 6.7: Tidsserie af log Price Earnings Ratio.

indekset *Dow Jones Industrial Average*. Beregningsmetoden er oprindeligt månedsbaseret og for månederne marts til december beregnes forholdet som den bogførte værdi fra slutningen af sidste år, delt med prisen fra seneste månedsultimo. For januar og februar beregnes det som den bogførte værdi fra slutningen af for to år siden, delt med prisen fra seneste månedsultimo. Beregningsmetoden er sammenlignelig med (Kothari og Shanken, 1997) og (Pontiff og Schall, 1998). Det første og andet moment er hhv. 0.505 og 0.248. Fra tredje og fjerde moment ses højreskævhed og en mesokurtisk fordeling. (Pontiff og Schall, 1998) finder første og andet moment til hhv. 0.505 og 0.252, hvilket validerer estimerne. Efter 1982 ses det, at forholdet aftager kraftigt, og efter en kort tiltagning har det de seneste år stabiliseret sig. Dette kommer sig bl.a. af, at amerikanske virksomheder i stigende grad har bogført en negativ værdi, se evt. *Historical Book Equity Data* fra (Kenneth R. French, 2020). Figur 6.8 viser et plot over tidsserien.



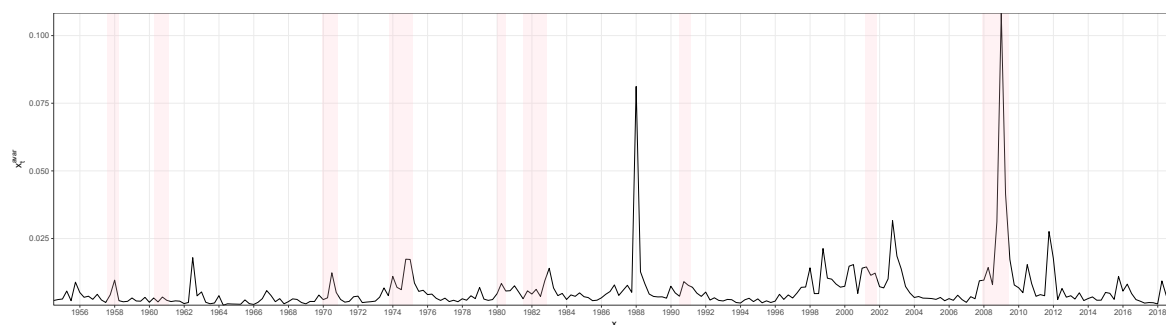
Figur 6.8: Tidsserie af Book-to-market Ratio.

6.2.4 Aktievarians – x_t^{avar}

Aktievariansen består af den kvartalsvise kvadratsum af afkast, samt summen af produktet mellem to tilstødende kvartalsvise afkast. Beregningsmetoden er fra (French et al., 1987) og data er hentet gennem (Goyal og Welch, 2007), som baserer estimerne på afkast fra *S&P 500* indekset. Selve metoden tager udgangspunkt i daglige priser fremfor kvartalsvise, for at måle det kvartalsvise aktieafkast r_{it} . De kvartalsvise afkast er herefter kvadreret for at etablere variansen. Herefter justeres for autokorrelation, ved at addere to gange summen af produkterne mellem alle par af foreløbende kvartalsafkast. Middelværdien estimeres til 0.006 og med en standardafvigelse på 0.01. Givet ikke-negativiteten af variansen, ses forventeligt en meget højreskæv fordeling med tilhørende høj kurtosis på hhv. 7.186 og 68.38. Figur 6.9 viser et plot over tidsserien.

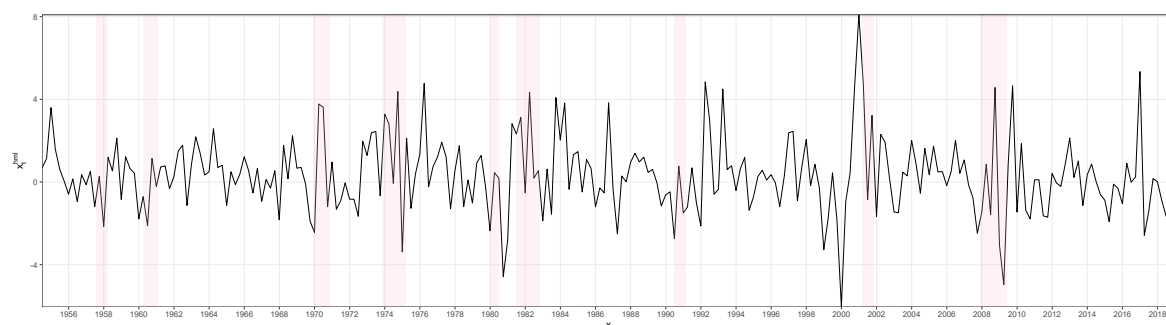
6.2.5 High Minus Low – x_t^{hml}

Den første af de to *Fama-French* faktorer. Månedlige værdier er fra (Center For Research in Security Prices, 2020a) og hentet gennem (Kenneth R. French, 2020), det er herefter omdannet til kvartalsvise værdier via et kvartalsvist rullende tre-måneders gennemsnit. Selve faktoren er baseret på: to porteføljer baseret på størrelse, hvor skillelinjen er markedsmedianen på *NYSE*, tre porteføljer baseret på *Book-to-Market Ratio*, hvor skillelinjerne er 30- og 70-percentilerne af *Book-to-Market Ratio* på *NYSE*. Herefter eksisterer der seks fællesmængder, som dermed udgør grundlaget for porteføljerne til



Figur 6.9: Tidsserie af aktievariansen.

High Minus Low. Selve faktoren beregnes som gennemsnittet på de to værdi-porteføljer² fratrasket det gennemsnitlige afkast på de to vækst-porteføljer³. En positiv *High Minus Low* faktor medfører, at værdi-virksomheder er mere effiente end vækst virksomheder på lang sigt, (French og Fama, 1993). Det første og andet moment er hhv. 0.33 og 1.809. Skævhed på 0.447 og kurtosis på 4.858, indikerer en forholdsvis symmetrisk fordeling. Figur 6.10 viser et plot over tidsserien.



Figur 6.10: Tidsserie af High Minus Low.

6.2.6 Small Minus Big – x_t^{smb}

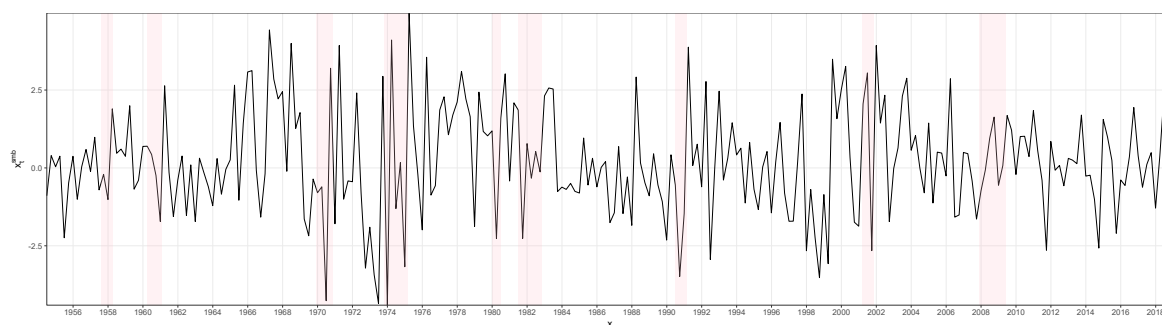
Den anden *Fama-French* faktor. Månedlige værdier er fra (Center For Research in Security Prices, 2020a) og hentet gennem (Kenneth R. French, 2020), det er herefter omdannet til kvartalsvise værdier via et kvartalsvist rullende tre-måneders gennemsnit. Selve faktoren er baseret på de samme porteføljer som beskrevet i ovenstående Sektion 6.2.5. Selve faktoren beregnes som forskellen mellem de ligevægtede gennemsnitlige afkast af de små porteføljer og de store porteføljer. En positiv *Small Minus Big* faktor er også kendt som *Small Firm Effect*, og medfører, at små virksomheder er mere effiente end store virksomheder på lang sigt, (French og Fama, 1993). Det første og andet moment er hhv. 0.168 og 1.717. En skævhed på 0.125 og kurtosis på 3.025, indikerer en meget symmetrisk fordeling. Figur 6.11 viser et plot over tidsserien.

6.2.7 Nominel rente – x_t^b

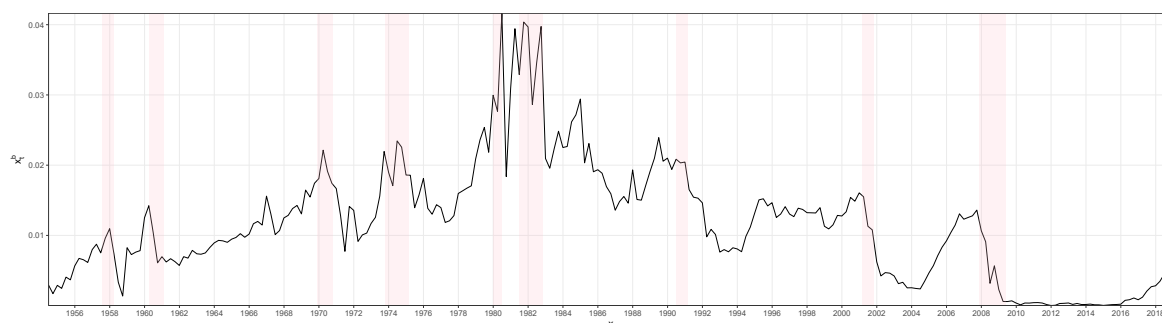
Det kvartalsvise log brutto afkast på den amerikanske 90-dages *T-Bill* benyttes som en proxy for den nominelle rente. Ved at inkludere både brutto og netto log renten, inkorporeres inflation. Eftersom log inflation er forskellen mellem log brutto renten og log netto renten. Data er fra (Center For Research in Security Prices, 2020b) og hentet gennem (Wharton Research Data Services, 2020b). Den justerede middelværdi estimeres til 1.173%. Volatiliteten estimeres til 0.837%. Tredje og fjerde moment estimeres til hhv. 0.903 og 4.313. Figur 6.12 viser et plot over tidsserien.

² Virksomheder i værdi-porteføljerne har høj *Book-to-market Ratio* og er hhv. store og små.

³ Virksomheder i vækst-porteføljerne har lav *Book-to-market Ratio* og er hhv. store og små.



Figur 6.11: Tidsserie af Small Minus Big.



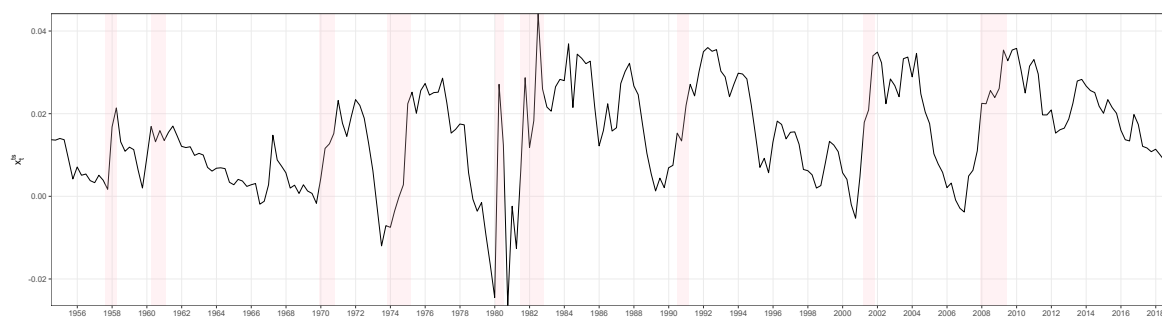
Figur 6.12: Tidsserie af log brutto afkastet på det risikofrie aktiv.

6.2.8 Term Spread – x_t^{ts}

For at beregne *Term Spread* (rentespændet for den lange rente), benyttes den amerikanske 10-årige effektive rente med konstant løbetid samt den 90-dages *T-Bill Secondary Market Rate*. Kvartalsvise data er hentet fra (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2020a) og (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2020b), derudover er data ikke blevet sæsonjusteret. Spændet beregnes da som

$$x_t^{\text{ts}} = Y_t^{10} - Y_t^{90},$$

hvor Y_t^{10} og Y_t^{90} er de to effektive renter. Dette følger metoden fra (Campbell og Shiller, 1991), som også argumenterer for, at ethvert rentespænd for renter med løbetider mellem 1 måned og 10 år, kan prædiktere rentestrukturen. Middelværdien for det lange rentespænd estimeres til 1.469%. Volatiliteten estimeres til 1.186%. Fordelingen er forholdsvis symmetrisk med skævhed og kurtosis på hhv. -0.231 og 3.033. Figur 6.13 viser et plot over tidsserien.



Figur 6.13: Tidsserie af Term Spread.

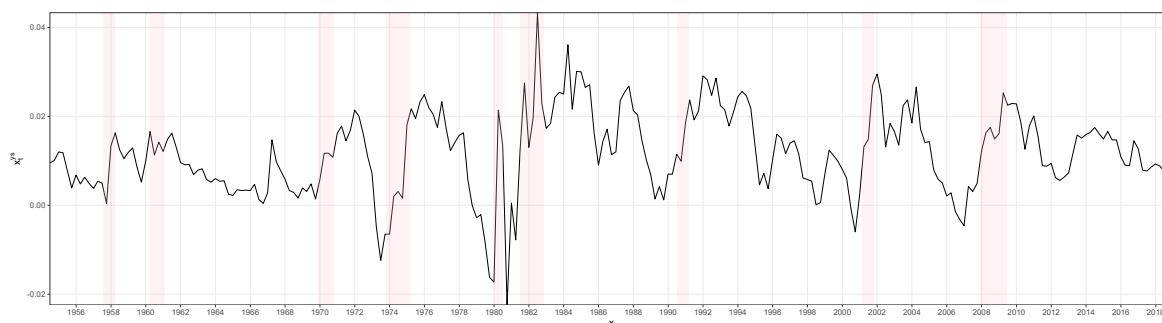
6.2.9 Yield Spread – x_t^{ys}

Datagrundlaget for *Yield Spread* (rentespændet for den korte rente) er den amerikanske 10-årige effektive rente med konstant løbetid samt den 90-dages *T-Bill Secondary Market Rate*. Kvartalsvise data

er hentet fra (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2020c) og (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2020b), og er ikke sæsonjusteret. Spændet beregnes da som

$$x_t^{\text{ts}} = Y_t^5 - Y_t^{90},$$

hvor Y_t^5 og Y_t^{90} er de to effektive renter. Middelværdien, 1.166%, er som forventet en anelse mindre end middelværdien for *Term Spread*. Det samme er volatiliteten, 0.927%. Fordelingen er en anelse leptokurtisk med kurtosis på 3.828. Skævheden er -0.153. Figur 6.14 viser et plot over tidsserien.



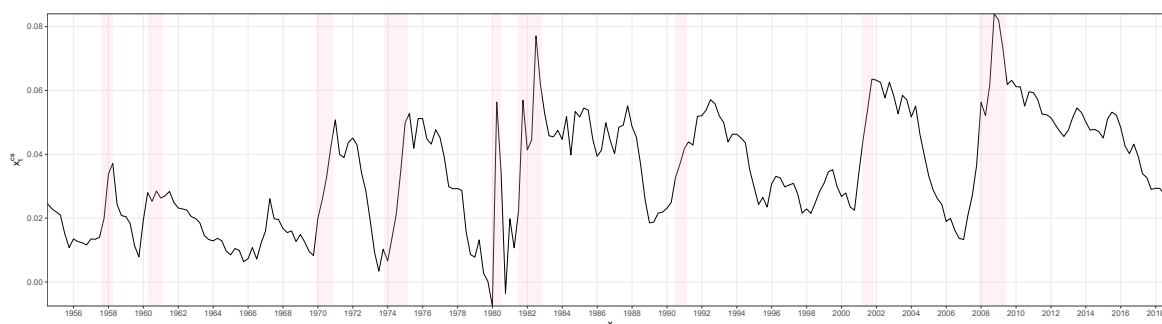
Figur 6.14: Tidsserie af Yield Spread.

6.2.10 Credit Spread – x_t^{cs}

Beregningen til *Credit Spread* (kreditspændet) benytter den 90-dages *T-Bill Secondary Market Rate* samt den effektive rente fra *Moody's Seasoned BAA Corporate Bond*, og baserer sig på instrumenter med løbetider på 20 år eller mere. Data er hentet fra hhv. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2020b) samt (Goyal og Welch, 2007). Metoden følger fra (Keim og Stambaugh, 1986), og kreditspændet beregnes da som

$$x_t^{\text{cs}} = Y_t^{\text{BAA}} - Y_t^{90},$$

hvor Y_t^{BAA} og Y_t^{90} er de to effektive renter. Af de fem rentestruktursvariable ses det, at kreditspændet har den højeste middelværdi på 3.398%, og en standardafvigelse på 1.732%. Tredje og fjerde moment estimeres til hhv. 0.159 og 2.33. Figur 6.15 viser et plot over tidsserien.



Figur 6.15: Tidsserie af Credit Spread.

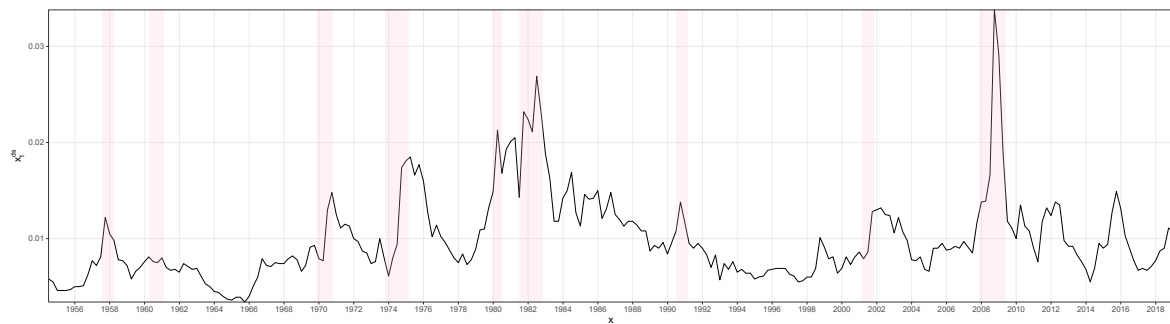
6.2.11 Default Spread – x_t^{ds}

For at beregne *Default Spread* (konkursspændet) benyttes den effektive rente fra *Moody's Seasoned AAA Corporate Bond* samt den effektive rente fra *Moody's Seasoned BAA Corporate Bond*, og baserer sig begge på instrumenter med løbetider på 20 år eller mere. Data er hentet via (Goyal og Welch, 2007). Konkurrsspændet beregnes da som

$$x_t^{\text{ds}} = Y_t^{\text{BAA}} - Y_t^{\text{AAA}},$$

hvor Y_t^{BAA} og Y_t^{AAA} er de to effektive renter. Til forskel for kreditspændet har konkursspændet den laveste middelværdi, 0.987%, også på tværs af de andre klasser af prædiktionsvariable. Standardafvigelsen er 0.439%. Af rentestruktursvariablene har konkursspændet også den hhv. mest ekstreme

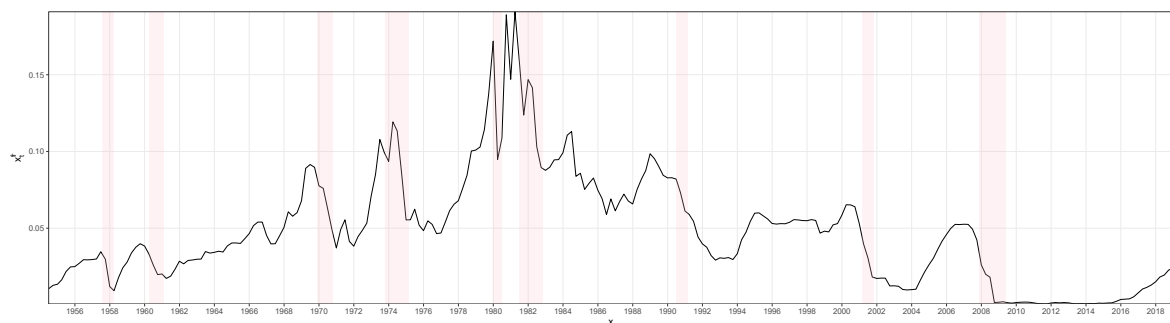
skævhed og kurtosis. Disse er hhv. 1.842 og 8.156, hvilket indebærer en højreskæv fordeling med tykke haler. Figur 6.16 viser et plot over tidsserien.



Figur 6.16: Tidsserie af Default Spread.

6.2.12 Federal Funds Rate – x_t^{fr}

I U.S.A. er *Federal Funds Rate*, renten som private finansinstitutioner tager for at låne uden sikkerhed, sædvanligvis over natten, af finansinstitutions reserver i *Federal Reserve Bank*. Data er hentet fra ([Federal Reserve Bank of St. Louis, 2020d](#)). De kvartalsvis observationer er baseret på et gennemsnit af daglige observationer. Middelværdien er på 4.814%, og standardafvigelsen er på 3.606%. Tredje og fjerde moment estimeres til hhv. 1.053 og 4.625. Figur 6.17 viser et plot over tidsserien.



Figur 6.17: Tidsserie af Federal Funds Rate.

Tabel 6.2: Beskrivende statistik for de prædiktionsvariablene: Dividend-Price Ratio, Price-Earnings Ratio, Book-to-Market Ratio, aktievariansen, High Minus Low, Small Minus Big, den nominelle rente, Term Spread, Yield Spread, Credit Spread, Default Spread samt Federal Funds Rate

	Middelværdi	Standard afvigelse	Skævhed	Kurtosis	Minimum	25%	Median	75%	Maksimum
x_t^{dp}	-3.516	0.371	-0.371	2.370	-4.489	-3.889	-3.531	-3.292	-2.894
x_t^{pe}	2.754	0.407	0.958	7.520	1.716	2.421	2.704	2.882	4.697
x_t^{bm}	0.505	0.248	0.771	2.981	0.125	0.314	0.483	0.645	1.202
x_t^{avar}	0.006	0.010	7.186	68.380	0.000	0.002	0.004	0.007	0.108
x_t^{hml}	0.330	1.809	0.447	4.858	-6.043	-0.837	0.300	1.138	8.093
x_t^{smb}	0.168	1.717	0.125	3.025	-4.407	-0.812	0.073	1.200	4.973
x_t^b	0.012	0.008	0.903	4.313	0.000	0.006	0.011	0.016	0.042
x_t^{ts}	0.015	0.012	-0.231	3.033	-0.027	0.006	0.014	0.024	0.044
x_t^{ys}	0.012	0.009	-0.153	3.828	-0.022	0.005	0.012	0.017	0.043
x_t^{cs}	0.034	0.017	0.159	2.330	-0.008	0.020	0.033	0.048	0.084
x_t^{ds}	0.010	0.004	1.842	8.156	0.003	0.007	0.009	0.012	0.034
x_t^{fr}	0.048	0.036	1.053	4.625	0.001	0.021	0.045	0.065	0.191

6.3 Korrelation

Tabel 6.3: Korrelationsmatricen mellem alle aktivklasser og prædiktionsvariable.

	r_t^{rf}	rx_t^{a}	rx_t^{s}	rx_t^{v}	x_t^{dp}	x_t^{pe}	x_t^{bm}	x_t^{avar}	x_t^{hml}	x_t^{smb}	x_t^{b}	x_t^{ts}	x_t^{ys}	x_t^{cs}	x_t^{ds}	x_t^{fr}
r_t^{rf}	1.00	0.00	0.32	0.34	0.14	-0.06	0.06	0.21	0.02	-0.07	0.43	0.01	0.11	0.01	0.20	0.29
rx_t^{a}		1.00	-0.02	0.16	-0.09	0.09	-0.10	-0.45	-0.26	0.41	-0.13	0.07	0.07	-0.04	-0.22	-0.11
rx_t^{s}			1.00	0.85	-0.05	0.06	-0.07	0.26	-0.01	-0.10	0.03	0.19	0.13	0.26	0.12	-0.18
rx_t^{v}				1.00	-0.09	0.14	-0.11	0.24	-0.01	-0.05	-0.05	0.24	0.18	0.26	0.04	-0.23
x_t^{dp}					1.00	-0.71	0.88	-0.06	0.04	0.00	0.50	-0.09	0.03	-0.21	0.28	0.48
x_t^{pe}						1.00	-0.77	0.27	-0.09	0.04	-0.56	0.29	0.19	0.35	-0.15	-0.57
x_t^{bm}							1.00	-0.08	0.08	0.06	0.61	-0.13	-0.01	-0.17	0.40	0.61
x_t^{avar}								1.00	-0.09	-0.13	-0.04	0.16	0.10	0.35	0.42	-0.09
x_t^{hml}									1.00	-0.10	0.09	0.06	0.07	0.02	-0.03	0.06
x_t^{smb}										1.00	-0.03	0.07	0.10	0.05	0.01	0.01
x_t^{b}											1.00	-0.20	-0.03	-0.16	0.42	0.90
x_t^{ts}												1.00	0.96	0.90	0.27	-0.41
x_t^{ys}													1.00	0.81	0.27	-0.25
x_t^{cs}														1.00	0.53	-0.36
x_t^{ds}															1.00	0.32
x_t^{fr}																1.00

6.4 Opsummering

7 Prædiktabilitet

Tabel 7.1: Beskrivende statistik for de univariate regressioner, kørt ift. respons variablen: merafkast på aktier. Hver række repræsenterer én selvstændig regression.

	Koefficient	Standardfejl	t -værdi	p	R^2
x_t^{dp}	0.024	0.014	1.724	0.086	0.011
x_t^{pe}	-0.009	0.013	-0.670	0.504	0.002
x_t^{bm}	0.016	0.021	0.750	0.454	0.002
$x_t^{\sigma_a^2}$	0.278	0.547	0.508	0.612	0.001
x_t^{hml}	-0.004	0.003	-1.324	0.187	0.007
x_t^{smb}	-0.006	0.003	-1.988	0.048	0.015
x_t^b	-0.850	0.621	-1.368	0.172	0.007
x_t^{ts}	0.976	0.436	2.237	0.026	0.019
x_t^{ys}	1.014	0.561	1.808	0.072	0.013
x_t^{cs}	0.312	0.301	1.039	0.300	0.004
x_t^{ds}	-1.049	1.185	-0.886	0.377	0.003
x_t^{fr}	-0.386	0.143	-2.706	0.007	0.028

Tabel 7.2: Beskrivende statistik for de univariate regressioner, kørt ift. respons variablen: merafkast på statsobligationer. Hver række repræsenterer én selvstændig regression.

	Koefficient	Standardfejl	t -værdi	p	R^2
x_t^{dp}	-0.006	0.006	-0.907	0.365	0.003
x_t^{pe}	0.001	0.006	0.196	0.845	0.000
x_t^{bm}	-0.007	0.010	-0.674	0.501	0.002
$x_t^{\sigma_a^2}$	0.107	0.252	0.424	0.672	0.001
x_t^{hml}	0.001	0.001	0.786	0.432	0.002
x_t^{smb}	-0.004	0.001	-2.849	0.005	0.031
x_t^b	-0.012	0.286	-0.042	0.966	0.000
x_t^{ts}	0.590	0.199	2.966	0.003	0.033
x_t^{ys}	0.454	0.258	1.762	0.079	0.012
x_t^{cs}	0.632	0.133	4.764	0.000	0.081
x_t^{ds}	1.885	0.532	3.542	0.000	0.047
x_t^{fr}	-0.139	0.066	-2.103	0.036	0.017

Tabel 7.3: Beskrivende statistik for de univariate regressioner, kørt ift. respons variabelen: merafkast på virksomhedsobligationer. Hver række repræsenterer én selvstændig regression.

	Koefficient	Standardfejl	t -værdi	p	R^2
x_t^{dp}	-0.007	0.008	-0.877	0.382	0.003
x_t^{pe}	0.009	0.007	1.225	0.222	0.006
x_t^{bm}	-0.010	0.012	-0.882	0.379	0.003
$x_t^{\sigma_a^2}$	0.077	0.308	0.252	0.802	0.000
x_t^{hml}	0.002	0.002	1.403	0.162	0.008
x_t^{smb}	-0.004	0.002	-2.502	0.013	0.024
x_t^{b}	-0.447	0.349	-1.282	0.201	0.006
x_t^{ts}	1.146	0.237	4.838	0.000	0.084
x_t^{ys}	1.142	0.309	3.698	0.000	0.051
x_t^{cs}	0.958	0.158	6.052	0.000	0.125
x_t^{ds}	2.369	0.650	3.647	0.000	0.049
x_t^{fr}	-0.282	0.079	-3.551	0.000	0.047

8 Underliggende model

9 Problemer ved estimation

Middelværdi-varians optimering har vist sig meget sensitiv overfor den kvantitative størrelse af parametrene som indgår i vægtelsesberegningen for den relevante portefølje, dvs. forventede afkast, varianser og kovarianser. Som også er tilfældet i denne afhandling, er disse parametre estimeret via en tidsserie af afkast, men forventningen til disse estimater skal ansues skeptisk, idet de indeholder en væsentlig mængde usikkerhed.

Simuleringsforsøg har vist at porteføljer udvalgt på baggrund af Markowitz teorien med estimerede input har værre performance og er mindre efficiente end en $\frac{1}{n}$ (ligevægtet) portefølje, (Frankfurter et al., 1971). Ligeledes viser (Chopra og Ziemba, 1993), at det er afgørende i en porteføljeanalyse at estimere forventede afkast præcist, men forventede afkast er alt andet lige svært prædiktabelt, (Merton, 1980). Videnskabelige artikler har foreslået ændringer til de statistiske metoder som ligger bag estimaterne, heriblandt foreslår (Jorion, 1986) at benytte en Bayes-estimator i stedet for det aritmetiske gennemsnit, se evt. også (MacKinlay og Pa'stor, 2000), (Garlappi et al., 2007), (Kan og Zhou, 2007), (Tu og Zhou, 2011).

I det følgende, vil et illustrativt simuleringseksempel blive foretaget, hvor der tages udgangspunkt i tre risikobærende aktiver, hvis kvartalvise afkast alle er normalfordelt med de første to momenter som set i Tabel 9.1. Afkastene er identisk fordelte i alle kvartaler. Det årlige forventede afkast er hhv. 9%, 15.76% og 5.12%. Standardafvigelsen er hhv. 20.694%, 25.794% og 17.320%. Det antages, at der er ens positiv korrelation mellem hvert aktiv, på 0.5. Derudover står investoren overfor et risikofrit aktiv med et kvartalvist afkast på 0.125%, og dermed et årligt risikofrit afkast på 0.5%. Disse er de sande parameterværdier, som givetvis er skjult information for investoren til en hvis grad. Investoren skal dermed estimere værdierne fra en tidsserie af observationer trukket fra den korrekte fordeling. Tre tidsserier af afkastobservationer er blevet simuleret fra den relevante multivariate fordeling. Hver observation er hhv. beregnet som

$$\begin{aligned} r_1 &= \mu_1 + \sigma_1 \varepsilon_1 \\ r_2 &= \mu_2 + \sigma_2 \left(\rho_{1,2} \varepsilon_1 + \sqrt{1 - \rho_{1,2}^2} \varepsilon_2 \right) \\ r_3 &= \mu_3 + \sigma_3 \left(\rho_{1,3} \varepsilon_1 + \frac{\rho_{2,3} - \rho_{1,2} \rho_{1,3}}{\sqrt{1 - \rho_{1,2}^2}} \varepsilon_2 + \sqrt{1 - \rho_{1,3}^2 - \frac{(\rho_{2,3} - \rho_{1,2} \rho_{1,3})^2}{1 - \rho_{1,2}^2}} \varepsilon_3 \right), \end{aligned}$$

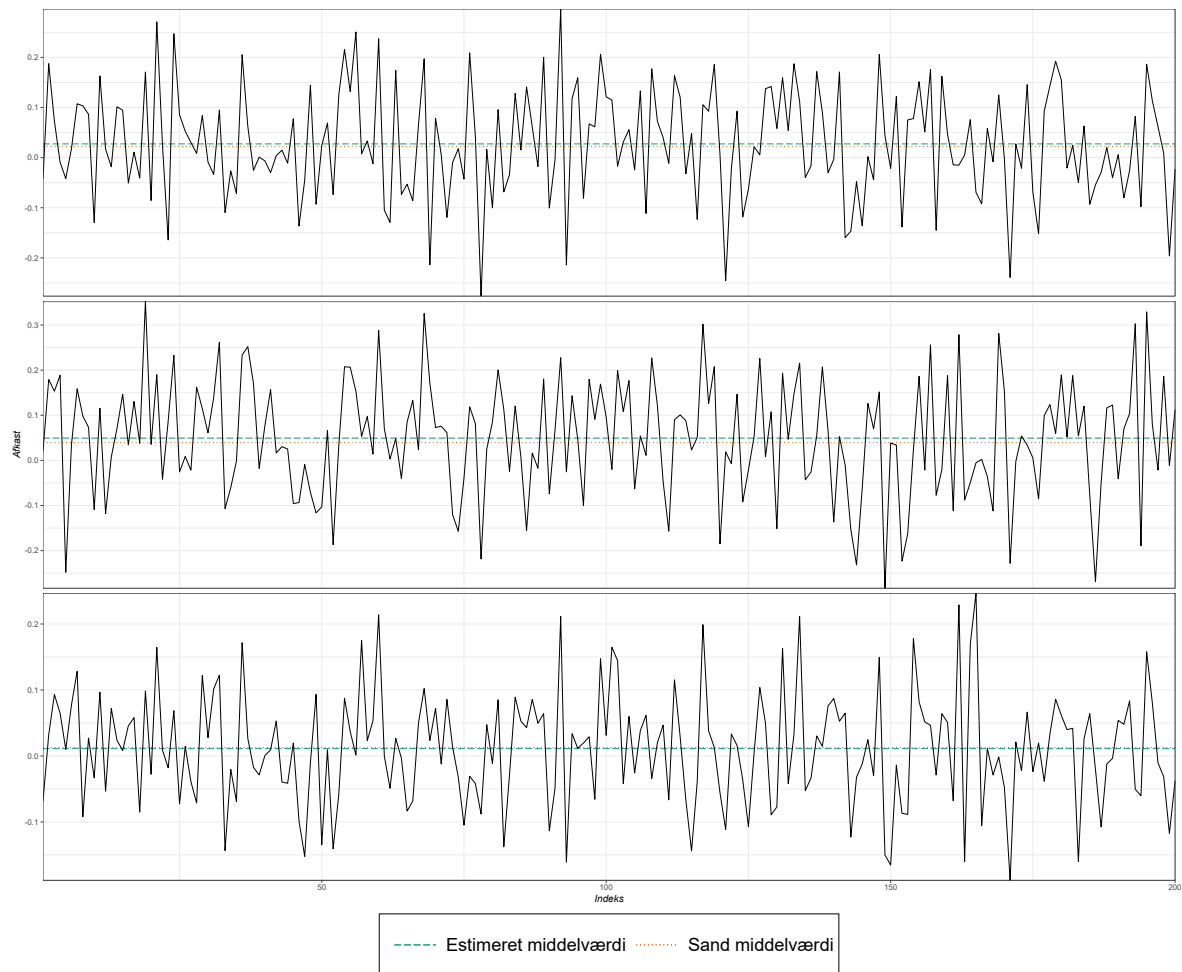
hvor μ_i er middelværdien, σ_i er standardafvigelsen og $\varepsilon_i \sim N(0, 1)$ er stød til tidsserien, for $i = 1, 2, 3$.

Hver tidsserie er baseret på 200 observationer, svarende til en 50-årig periode med kvartalvise observationer. For hver tidsserie er de første to momenter estimeret ud fra de gængse statistiske metoder

Tabel 9.1: Gengivelse af de sande afkast.

	Forventet afkast	Volatilitet	Korrelationer		
Aktiv 1	2.25	10.347	1.0	0.5	0.5
Aktiv 2	3.94	12.899	0.5	1.0	0.5
Aktiv 3	1.28	8.660	0.5	0.5	1.0

Disse tre sæt af estimerede parametre, baseret på de tre tidsserier, er blevet udvalgt til det følgende illustrative formål. Se Tabel 9.2, Tabel 9.3 og Tabel 9.4 for en sammenligning ift. de sande parametre. Ud fra de sande parametre samt de estimerede parametre fra de tre tidsserier er global minimum



Figur 9.1: Simulerede afkast fra første simulering.

Tabel 9.2: Gengivelse af første simulation af afkast.

	Forventet afkast	Volatilitet	Korrelationer		
Aktiv 1	2.741	10.835	1.000	0.524	0.487
Aktiv 2	4.931	12.640	0.524	1.000	0.488
Aktiv 3	1.112	8.503	0.487	0.488	1.000

Tabel 9.3: Gengivelse af anden simulation af afkast.

	Forventet afkast	Volatilitet	Korrelationer		
Aktiv 1	0.930	11.194	1.000	0.489	0.459
Aktiv 2	2.200	12.442	0.489	1.000	0.453
Aktiv 3	0.777	9.198	0.459	0.453	1.000

Tabel 9.4: Gengivelse af tredje simulation af afkast.

	Forventet afkast	Volatilitet	Korrelationer		
Aktiv 1	2.793	10.056	1.000	0.479	0.483
Aktiv 2	4.374	13.878	0.479	1.000	0.519
Aktiv 3	0.901	9.266	0.483	0.519	1.000

varians porteføljen, tangensporteføljen, den optimale portefølje for en CRRA investor med risikoaversions parameter lig hhv. 1, 5 og 10, samt den optimale portefølje for en CARA investor med risikoaversions parameter lig hhv. 1, 5 og 10.

Porteføljen for CARA-investoren er beregnet som

$$w^* = \frac{\mu_{\text{tan}} - r_0}{(\theta W_0) \sigma_{\text{tan}}^2},$$

hvor w^* er den del af formuen som investoren skal investere i tangensporteføljen. Det estimerede forventede afkast, μ_{tan} , og variansen af tangensporteføljen, σ_{tan}^2 , er beregnet via de estimerede momenter af hvert aktiv. Delen som skal investeres i det risikofrie aktiv, bliver beregnet residuerligt som

$$w_{r_0}^* = 1 - w^*.$$

CRRA porteføljen er beregnet som i Sektion ?? . Herudover er det sande forventede afkast og den sande standardafvigelse beregnet for hver portefølje, ved brug af de sande momenter præsenteret ovenfor.

Tabel 9.5: Gengivelse af de beregnede porteføljer ved brug af de sande afkast.

	GMV	Tangens	CRRA			CARA		
			$\gamma = 1$	$\gamma = 4$	$\gamma = 8$	$\theta = 1$	$\theta = 4$	$\theta = 8$
Aktiv 1	0.304	0.369	1.133	0.283	0.142	0.904	0.226	0.113
Aktiv 2	0.051	0.869	2.508	0.627	0.313	2.126	0.532	0.266
Aktiv 3	0.645	-0.238	-0.504	-0.126	-0.063	-0.583	-0.146	-0.073
Risikofri	0.000	0.000	-2.136	0.216	0.608	-1.447	0.388	0.694
Forv. Afkast	1.711	3.950	11.517	2.973	1.549	9.483	2.465	1.295
<i>Estimeret afkast</i>								
Volatilitet	8.052	12.503	37.277	9.319	4.660	30.591	7.648	3.824
<i>Estimeret volatilitet</i>								

Tabel 9.6: Gengivelse af de beregnede porteføljer ved brug af de simulerede afkast, fra første simulering.

	GMV	Tangens	CRRA			CARA		
			$\gamma = 1$	$\gamma = 4$	$\gamma = 8$	$\theta = 1$	$\theta = 4$	$\theta = 8$
Aktiv 1	0.243	0.350	1.138	0.284	0.142	0.891	0.223	0.111
Aktiv 2	0.067	1.207	3.435	0.859	0.429	3.073	0.768	0.384
Aktiv 3	0.690	-0.557	-1.333	-0.333	-0.167	-1.418	-0.354	-0.177
Risikofri	0.000	0.000	-2.239	0.190	0.595	-1.547	0.363	0.682
Forv. Afkast	1.693	4.829	14.107	3.620	1.873	12.106	3.120	1.623
<i>Estimeret afkast</i>	1.763	6.290	18.293	4.667	2.396	15.827	4.051	2.088
Volatilitet	8.071	15.572	45.924	11.481	5.740	39.660	9.915	4.958
<i>Estimeret volatilitet</i>	8.020	15.559	45.933	11.483	5.742	39.626	9.907	4.953

Ved brug af de sande momenter, hælder minimum varians porteføljen mod Aktiv 3, med den relative laveste varians. Se Tabel 9.5. Omtrent en tredjedel af porteføljen er eksponeret i Aktiv 1 og Aktiv 2 har den laveste vægtning givet dens høje relative varians. Tangensporteføljen består af to lange positioner i Aktiv 1 og Aktiv 2, tilsammen finansieret af en kort position i Aktiv 3, hvilket reflekterer rangeringen af aktiverne ift. deres *Sharpe Ratio*. Fælles for alle tre simuleringer er, at de estimerede standard afvigelser og korrelationer er relativt tæt på de sande værdier. Som det til gengæld kan ses, er de forventede afkast langt sværere at estimere præcist. Hvilket er en essentiel faldgrube for middelværdi-varians porteføljeanalysen, da disse værdier er centrale for de udledte porteføljevægte.

For første simulering ses, i Tabel 9.6, at det forventede afkast på Aktiv 1 og specielt Aktiv 2 er overestimeret, mens det for Aktiv 3 er underestimeret. Dette medfører en ekstrem tangensportefølje med

Tabel 9.7: Gengivelse af de beregnede porteføljer ved brug af de simulerede afkast, fra anden simulering.

	GMV	Tangens	CRRA			CARA		
			$\gamma = 1$	$\gamma = 4$	$\gamma = 8$	$\theta = 1$	$\theta = 4$	$\theta = 8$
Aktiv 1	0.259	-0.084	0.157	0.039	0.020	-0.106	-0.026	-0.013
Aktiv 2	0.139	1.104	1.730	0.433	0.216	1.395	0.349	0.174
Aktiv 3	0.602	-0.020	0.123	0.031	0.015	-0.025	-0.006	-0.003
Risikofri	0.000	0.000	-1.009	0.498	0.749	-0.264	0.684	0.842
Forv. Afkast	1.901	4.135	7.200	1.894	1.009	5.193	1.392	0.759
Estimeret afkast	1.015	2.334	3.920	1.074	0.599	2.917	0.823	0.474
Volatilitet	8.106	13.741	23.735	5.934	2.967	17.368	4.342	2.171
Estimeret volatilitet	8.389	13.221	22.988	5.747	2.873	16.710	4.178	2.089

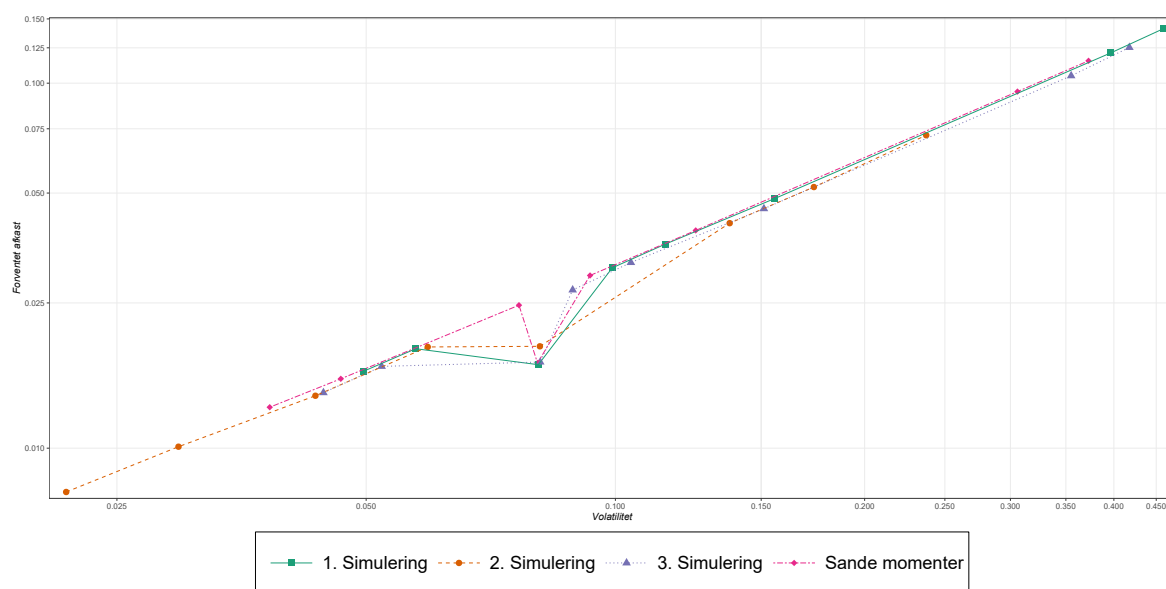
Tabel 9.8: Gengivelse af de beregnede porteføljer ved brug af de simulerede afkast, fra tredje simulering.

	GMV	Tangens	CRRA			CARA		
			$\gamma = 1$	$\gamma = 4$	$\gamma = 8$	$\theta = 1$	$\theta = 4$	$\theta = 8$
Aktiv 1	0.415	0.868	2.237	0.559	0.280	2.041	0.510	0.255
Aktiv 2	0.015	0.905	2.530	0.632	0.316	2.127	0.532	0.266
Aktiv 3	0.570	-0.774	-1.733	-0.433	-0.217	-1.818	-0.454	-0.227
Risikofri	0.000	0.000	-2.033	0.242	0.621	-1.350	0.412	0.706
Forv. Afkast	1.722	4.530	12.528	3.226	1.675	10.477	2.713	1.419
Estimeret afkast	1.737	5.688	15.499	3.969	2.047	13.200	3.394	1.759
Volatilitet	8.113	15.114	41.760	10.440	5.220	35.519	8.880	4.440
Estimeret volatilitet	8.283	15.386	42.658	10.665	5.332	36.159	9.040	4.520

en overvægtet lang position i Aktiv 2, en lang position i Aktiv 1 og en kort position i det underestimerede Aktiv 3. De sande forventede afkast af tangensporteføljen og de optimale porteføljer for første simulering er signifikant lavere end det forventede afkast baseret på estimerne. Omvendt ses at den sande volatilitet kun er en anelse højere end den estimerede volatilitet på porteføljerne. Som illustreret af den blå linje på Figur 9.2, er det sande bytteforhold mellem middelværdi og volatilitet på de estimerede porteføljer ikke langt fra porteføljerne baseret på de sande parametre.

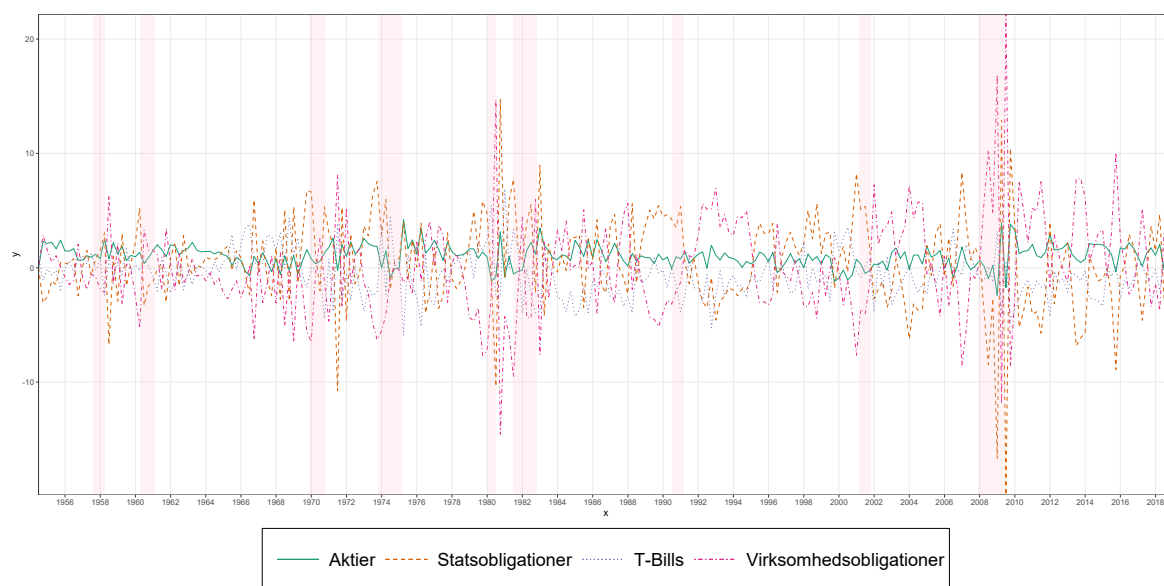
For anden simulering er de estimerede forventede afkast alle underestimeret relativt meget, sammenlignet med første simulering, se Tabel 9.7. Aktiv 2 er stadig mest attraktiv, men Aktiv 3 er nu mere attraktiv end Aktiv 1 grundet den højere *Sharpe Ratio*. Både den estimerede CRRA-portefølje, CARA-portefølje og tangensportefølje har en høj positiv vægt på Aktiv 2 og meget lave positioner i Aktiv 1 og 3. Alle disse porteføljer har et langt højere sandt forventet afkast og en relativt højere sand volatilitet end de forventede afkast og volatilitet baseret på estimerne, grundet de store estimationsfejl. Den magenta farvede linje på Figur 9.2, viser portefølje bytteforholdene baseret på anden simulering.

Tredje simulering overestimerer Aktiv 1 samt 2 og underestimerer Aktiv 3. Rangeringen ift. *Sharpe Ratio* følger den sande rangering, men eksponeringen i Aktiv 1 og 2 er forhøjet, oftest sammensat med en kort position i Aktiv 3. De sande forventede afkast på porteføljerne er generelt noget lavere end de estimerede forventede afkast. Den sande volatilitet og den estimerede volatilitet ligger tæt op af hinanden. Den fjerde og sidste linje på Figur 9.2 viser bytteforholdet for porteføljerne baseret på tredje simulering.



Figur 9.2: Global minimum varians porteføljen, tangensporteføljen samt for CRRA- og CARA-porteføljen for hhv. $\gamma = 1$, $\gamma = 4$ og $\gamma = 8$ samt $\theta = 1$, $\theta = 4$ og $\theta = 8$, beregnet ud for hhv. de sande og simulerede afkast. Bemærk at akserne er blevet \log_{10} transformeret.

10 Allokering af aktiver



Figur 10.1: Tidsserie af allokeringer.



Figur 10.2: Tidsserie af allokeringer, med restringeret kortsalg.

11 Diskussion

12 Konklusion

Del IV

Appendiks

A Lognormal

B Nytte

C Porteføljeteori Markowitz

D Portefølje Jurek

E Shiller

Litteratur

- Amit Goyal (2020). Main Publications. <http://www.hec.unil.ch/agoyal/>. Tilg et 04/09/2020.
- Arrow, K. J. (1965). Aspects of the theory of risk-bearing.
- Asmussen, S. og Glynn, P. W. (2007). *Stochastic simulation: algorithms and analysis*. Stochastic modelling and applied probability. Springer.
- Balduzzi, P. og Lynch, A. W. (1999). Transaction costs and predictability: Some utility cost calculations. *Journal of Financial Economics*, 52:47–78.
- Barberis, N. C. (2000). Investing for the long run when returns are predictable. *Journal of Finance*, 55:225–264.
- Beers, D. og Mavalwalla, J. (2017). Database of sovereign defaults, 2017. (101).
- Bj rk, T. (2009). *Arbitrage Theory in Continuous Time*. Oxford University Press, 3 edition.
- Brennan, M. J., Schwartz, E. S., og Lagnado, R. (1997). Strategic asset allocation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21:1377–1403.
- Brennan, M. J., Schwartz, E. S., og Lagnado, R. (1999). *The Use of Treasury Bill Futures in Strategic Asset Allocation Programs*. Cambridge University Press.
- Brennan, M. J. og Xia, Y. (2002). Dynamic asset allocation under inflation. *Journal of Finance*, 57:??–?
- Campbell, J. Y. (1987). Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics*, 18.
- Campbell, J. Y. og Shiller, R. J. (1991). Yield spreads and interest rate movements: A bird’s eye view. *The Review of Economic Studies*, 58(3):495–514.
- Campbell, J. Y. og Viceira, L. M. (1999). Consumption and portfolio decision when expected return are time varying. *The Quarterly Journal of economics*, 114:433–495.
- Campbell, J. Y. og Viceira, L. M. (2001). Who should buy long-term bonds? *American Economic Review*, 91:99–127.
- Campbell, J. Y. og Viceira, L. M. (2003). *Strategic Asset Allocation*. Oxford University Press, 1 edition.
- Campbell, J. Y. og Viceira, L. M. (2004). Long-horizon mean-variance analysis: A user guide. *The National Bureau of Economic Research*.
- Campbell, J. Y., Viceira, L. M., og Chan, Y. L. (2003). A multivariate model of strategic asset allocation. *Journal of Financial Economics*, 67:41–80.
- Center For Research in Security Prices (2020a). CRSP Stock File Indexes.
- Center For Research in Security Prices (2020b). CRSP US Treasury Indexes.
- Chopra, V. K. og Ziemba, W. T. (1993). The effect of errors in means, variances, and covariances on optimal portfolio choice. *Journal of Portfolio Management*, 19(2):6–11.
- Eddelbuettel, D. (2013). *Seamless R and C++ Integration with Rcpp*. Springer, New York.
- Engsted, T. og Pedersen, T. Q. (2012). Return predictability and intertemporal asset allocation: Evidence from a bias-adjusted var model. *Journal of Empirical Finance*, 19:243–253.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2020a). Board of Governors of the Federal Reserve System (US), 10-Year Treasury Constant Maturity Rate [GS10]. <https://fred.stlouisfed.org/series/GS10>. Tilgået 04/09/2020.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2020b). Board of Governors of the Federal Reserve System (US), 3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate [TB3MS]. <https://fred.stlouisfed.org/series/TB3MS>. Tilgået 04/09/2020.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2020c). Board of Governors of the Federal Reserve System (US), 5-Year Treasury Constant Maturity Rate [GS5]. <https://fred.stlouisfed.org/series/GS5>. Tilgået 04/09/2020.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2020d). Board of Governors of the Federal Reserve System (US), Effective Federal Funds Rate [FEDFUNDS]. <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>. Tilgået 04. april 2020.

Frankfurter, G. M., Phillips, H. E., og Seagle, J. P. (1971). Portfolio selection: The effects of uncertain means, variances, and covariances. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 6:1251–1262.

French, K. R. og Fama, E. F. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds*. *Journal of Financial Economics*, 33:3–56.

French, K. R., Schwert, G. W., og Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1):3–29.

Garlappi, L., Wang, T., og Uppal, R. (2007). Portfolio selection with parameter and model uncertainty: A multi-prior approach. *Review of Financial Studies*, 20:41–81.

Goyal, A. og Welch, I. (2007). A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction. *Published by Oxford University Press on behalf of The Society for Financial Studies*.

Ibbotson, R. G. (2019). 2019. Duff & Phelps.

Jondeau, E., Poon, S.-H., og Rockinger, M. (2007). *Financial Modeling Under Non-Gaussian Distributions*. Springer-Verlag London Limited.

Jorion, P. (1986). Bayes-stein estimation for portfolio analysis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21:279–292.

Jurek, J. W. og Viceira, L. M. (2011). Optimal value and growth tilts in long-horizon portfolios. *Review of Finance, European Finance Association*, 15(1):29–74.

Kan, R. og Zhou, G. (2007). Optimal portfolio choice with parameter uncertainty. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42:621–656.

Keim, D. B. og Stambaugh, R. F. (1986). Predicting returns in the stock and bond markets. *Journal of Financial Economics*, 17(2):357–390.

Kenneth R. French (2020). Data Library. http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html. Tilgået 04/09/2020.

Kim, T. S. og Omberg, E. (1996). Dynamic nonmyopic portfolio behavior. *Review of Financial Studies*, 9:141–161.

Kothari, S. P. og Shanken, J. (1997). Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: a time-series analysis. *Journal of Financial Economics*, 44:269–203.

Lynch, A. W. (2001). Portfolio choice and equity characteristics: characterizing the hedging demands induced by return predictability. *Journal of Financial Economics*, 62:67–130.

MacKinlay, A. C. og Pa'stor, L. (2000). An intertemporal capital asset pricing model. *Review of Financial Studies*, 13:883–916.

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7:77–91.

- Merton, R. C. (1969). Lifetime portfolio selection under uncertainty: The continuous time case. *Review of Economics and Statistics*, 51:247–257.
- Merton, R. C. (1971). Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. *Journal of Economic Theory*, 3:373–413.
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41:867–887.
- Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of Financial Economics*, 8:323–361.
- Munk, C. (2017). *Dynamic Asset Allocation*. Copenhagen Business School.
- Nobel Media AB 2020 (2020). James Tobin – Facts. NobelPrize.org. <https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/1981/tobin/facts/>. Tilgået 04/09/2020.
- Pontiff, J. og Schall, L. D. (1998). Book-to-market ratios as predictors of market returns. *Journal of Financial Economics*, 49:141–160.
- Pope, A. L. (1990). Biases of estimators in multivariate non-gaussian autoregressions. *Journal of Time Series Analysis*, 11:249–258.
- Pratt, J. W. (1964). Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*, 32:122–136.
- R Core Team (2019). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Robert J. Shiller (2020). Home Page of Robert J. Shiller. <http://www.econ.yale.edu/~shiller/>. Tilgået 04/09/2020.
- Ryan, J. A. og Ulrich, J. M. (2019). *quantmod: Quantitative Financial Modelling Framework*. R package version 0.4-15.
- Samuelson, P. A. (1969). Lifetime portfolio selection by dynamic stochastic programming. *Review of Economics and Statistics*, 51:239–246.
- The National Bureau of Economic Research (2020). US Business Cycle Expansions and Contractions. <https://www.nber.org/cycles.html>. Tilgået 04/09/2020.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The Review of Economic Studies*, pages 65–86.
- Trading Economics (2020). Credit Rating. <https://tradingeconomics.com/country-list/rating>. Tilgået 4. april 2020.
- Tu, J. og Zhou, G. (2011). Markowitz meets talmud: A combination of sophisticated and naive diversification strategies. *Journal of Financial Economics*, 99:204–215.
- Verbeek, M. (2017). *A Guide to Modern Econometrics*. John Wiley & Sons, Inc., 5 edition.
- Wachter, J. (2002). Portfolio and consumption decisions under mean-reverting returns: An exact solution for complete markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37.
- Wharton Research Data Services (2020a). Stock File Indexes. wrds.wharton.upenn.edu. Tilgået 04/09/2020.
- Wharton Research Data Services (2020b). US Treasury and Inflation Indexes. wrds.wharton.upenn.edu. Tilgået 04/09/2020.
- Xie, Y. (2019). *knitr: A General-Purpose Package for Dynamic Report Generation in R*. R package version 1.24.
- Xie, Y., Allaire, J., og Golemund, G. (2018). *R Markdown: The Definitive Guide*. Chapman and Hall/CRC, Boca Raton, Florida.
- Zeileis, A. og Grothendieck, G. (2005). zoo: S3 infrastructure for regular and irregular time series. *Journal of Statistical Software*, 14(6):1–27.
- Zivot, E. (2015). *IntroCompFinR: Introduction to Computational Finance in R*. R package version 1.0/r23.