

Frederick G. Hjertø  
Martin A. Holan

# Fundamental investeringsstrategi: En følge av idiosynkratisk volatilitets-paradoksets asymmetriske arbitrasje?

Fundamental investment strategy: a result of the idiosyncratic volatility puzzle`s asymmetric arbitrage?

**MASTEROPPGAVE - Økonomi og administrasjon/siviløkonom**  
**Trondheim, Mai 2018**

Hovedprofil: Finansiering og investering

Veileder: Sjur Westgaard

## **Førord**

Denne masteroppgaven blir stående som det avsluttende leddet i vår masterutdanning ved NTNU Handelshøyskolen. Etter endt studie vil vi gjennom denne oppgaven oppnå graden Master i økonomi og administrasjon/siviløkonom.

Hovedaspektet for denne oppgaven er å undersøke om Fscore fungerer til å finne overprisede og underprisede aksjer i perioden 1997–2017, og deretter anvende nyere teori for å teste om denne relasjonen har en risiko- eller feilprisingstilnærming. Bakgrunnen for valg av tema kommer fra en stor interesse innenfor de finansielle markeder, og en økende interesse innenfor det psykologiske aspektet som har blitt diskutert hyppig de siste årene, og satt større tvil til den klassiske litteraturens antagelser om effesiente markeder. Vi så derfor på dette som en mulighet til å tilegne oss ny informasjon samtidig som vi bidrar med støttende litteratur til en ny retning innenfor et klassisk tema.

Vi vil benytte anledningen til å takke vår veileder Sjur Westgaard for hans støtte innenfor idemyldring og tilbakemeldinger. Samtidig retter vi også en takk til Stein Frydenberg for hans innsats som sparringspartner.

Innholdet i denne masteroppgaven reflekterer våre personlige synspunkter, og støttes nødvendigvis ikke av NTNU Handelshøyskolen.

Trondheim

24.05.2018

---

Martin A. Holan

---

Frederick G. Hjertø

## **Abstract**

Several researchers argue that fundamental investment strategies consistently outperform the market, without increasing risk. We investigate whether an accounting-based fundamental analysis (Fscore) strategy can be used to distinguish winners from losers, and such a strategy's market-adjusted return is a result of exposure to idiosyncratic volatility or mispricing. We tested the investment strategy in US markets to investigate whether Fscore generated significant returns over the past 21 years, by using portfolio analysis to characterize the relationship between Fscore, book-to-market and idiosyncratic volatility.

Fscore is well-suited to identify winning and losing stocks and provides significant support for a strategy (the Piotroski-strategy), which is long in value stocks with high Fscore and short in glamour stocks with low Fscore, that generates high market-adjusted returns. In addition, we find significant support for idiosyncratic volatility not being priced by classic asset pricing models. It appears that companies with high idiosyncratic volatility have lower returns than companies with low idiosyncratic volatility, which in previous research is considered as “the idiosyncratic volatility puzzle”. Furthermore, we find that underpriced stocks (high Fscore) have positive returns and low idiosyncratic volatility. On the other hand, the opposite is true for overpriced stocks (low Fscore). This puzzle can be explained by less arbitrage opportunities associated with long positions compared to short positions. Consequently, the market will eliminate mispricing in long positions, while investors are reluctant or unable to exploit an overpriced stock. Arbitrage risk seems to explain much of the Piotroski-strategy, but not enough to eliminate the mispricing theory.

This paper should be interesting for academics and investors who practice fundamental investment analysis and provides implications for strategies that include short positions. The findings in this article compare expectation errors against arbitrage risk, and therefore other strategies based on expectation errors might experience similar results.

## Sammendrag

Flere akademikere hevder at fundamentale investeringsstrategier konsekvent gir bedre avkastning enn markedet, uten å øke risikoandelen. Vi undersøker om en regnskapsbasert fundamentalanalyse (Fscore) kan benyttes for å skille vinnere fra tapere, og om strategiens markedsjusterte avkastning er en følge av eksponering av idiosynkratisk volatilitet eller feilprising. Vi testet investeringsstrategien i det amerikanske markedet for å undersøke om Fscore genererte signifikante avkastninger de siste 21 årene, der porteføljeanalyser benyttes for å se sammenhengen mellom Fscore, bok-til-marked og idiosynkratisk volatilitet.

Fscore egner seg godt til å identifisere vinnere- og taperaksjer, og gir signifikant støtte for at en portefølje (Piotroski-strategien) som er lang i verdiselskaper med høy Fscore og kort i vekstselskaper med lav Fscore genererer høy markedsjustert avkastning. I tillegg finner vi signifikant støtte for at idiosynkratisk volatilitet ikke prises av klassiske prisingsmodeller. Det viser seg at bedrifter med høy idiosynkratisk volatilitet har lavere avkastning enn bedrifter med lav idiosynkratisk volatilitet, som av tidligere forskning betraktes som et paradoks. I forlengelsen av dette finner vi at underprisede aksjer (høy Fscore) har en positiv avkastning og lav idiosynkratisk volatilitet, mens det motsatte er tilfellet for overprisede aksjer (lav Fscore). Dette paradokset kan forklares av at det er færre arbitrasjemuligheter tilknyttet en lang posisjon sammenlignet med en kort posisjon. Følgelig vil markedet eliminere feilprisingen i lange posisjoner, mens markedet er motvillige eller ikke i stand til å utnytte en overpriset aksje. Denne artikkelen finner at arbitrasjerisiko forklarer mye av Piotroski-strategien, men ikke nok til at feilprisingsteorien avkreftes.

Disse funnene er interessante for akademikere og praktikere som benytter seg av fundamentale investeringsstrategier og gir implikasjoner for strategier som inkluderer korte posisjoner. Funnene i denne artikkelen knytter forventningsfeil opp mot arbitrasjerisiko, og det kan derfor tenkes at flere strategier som bygger på forventningsfeil opplever samme effekt.

## Innholdsfortegnelse

Forord .....	i
Abstract .....	ii
Sammendrag .....	iii
Liste av figurer .....	v
Liste av tabeller .....	v
1. Introduksjon .....	1
2. Litteratur og hypoteser .....	4
2.1 Investeringsstrategi .....	4
2.2 Idiosynkratisk risiko .....	7
3. Utvalgsriterier og metode .....	9
3.1 Porteføljekonstruksjon .....	9
3.2 Kalkulering av avkastninger .....	10
3.3 Kalkulering av idiosynkratisk risiko .....	11
4. Deskriptiv statistikk og korrelasjon .....	12
5. Empiriske resultater og diskusjon .....	15
5.1 Fscore-strategier .....	15
5.1.1 Sammenhengen mellom Fscore og avkastning .....	17
5.1.2 Kontrollering av risikofaktorer .....	19
5.2 Idiosynkratisk risiko .....	20
5.2.1 Idiosynkratisk risiko og fremtidig avkastning .....	21
5.2.2 Idiosynkratisk volatilitet og Fscore .....	22
6. Konklusjon .....	27
Referanser: .....	29
Appendix .....	34
Appendix A: Variabeldefinerings .....	34
Appendix B: BM beregning .....	34
Appendix C: Korrelasjonsmatrise for det totale utvalget .....	35
Appendix D: Antall selskaper innenfor Høy og Lav Fscore .....	35
Appendix E: Visuelle illustrasjoner av årlige gjennomsnitt for IVOL, meravkastning per IVOL og Appraisal ratio .....	36
Appendix F: Antall observasjoner innenfor Fscore og IVOL sortering .....	38
Appendix G: Multikollinearitet .....	38

## Liste av figurer

Figur 1: Verdi/vekst klassifisering og styrken på fundamentene .....	5
Figur 2: Kumulativ avkastning.....	17

## Liste av tabeller

Tabell 1: Hypoteser .....	8
Tabell 2: Deskriptiv statistikk for fundamentale regnskapstall.....	13
Tabell 3: Korrelasjonsmatriser: Vekst- og verdiskaper.. ..	14
Tabell 4: Markedsjustert avkastning for kjøpe-og-holde-strategier. ....	15
Tabell 5: Avkastninger innenfor Fscore-klassifiseringene.....	18
Tabell 6: Robusthet: Fscore-strategier.....	19
Tabell 7: Risikobestemmelser: Fscore-strategier. ....	20
Tabell 8: Avkastninger og robusthet: Uavhengig portefølje og idiosynkratisk risiko.....	21
Tabell 9: Sammenheng: IVOL, Fscore og BM. ....	23
Tabell 10: Robusthet på Piotroski-strategien. ....	26

## 1. Introduksjon

Tydelige bevis fra akademisk litteratur har gitt opphav til ulike kriteriebaserte investeringsstrategier i løpet av det siste tiåret. Faktormodeller tar gjennom store datamengder og ulike kriterier, sikte på å utnytte feilprising i markedet for å oppnå ekstraordinær avkastning. Dette har resultert i at diverse fundamentale investeringsstrategier, som i generell forstand tar sikte på å kjøpe aksjer som er lavt priset relativt til blant annet bok-til-markedsverdien (BM), har blitt en fremtredende strategi blant aktive investorer.

Artikkelen til Piotroski og So (2012) om verdi- og vekststrategier, og bruken av historisk regnskapsinformasjon for å skille vinneraksjer fra taperaksjer, tester om en enkel fundamental strategi (Fscore) kan implementeres i en aksjeportefølje med ulike forventninger (BM-verdier).<sup>1</sup> Funnene til Piotroski og So indikerer at en forventningsfeilstrategi (Piotroski-strategien), som er lang i forventede vinnere og kort i forventede tapere, genererer en årlig avkastning på 22.64 % mellom 1972 og 2010. Disse funnene er interessante fordi investeringsstrategien ikke lar seg forklare av tradisjonelle prisingsteorier. Nyere forskning på risikofaktorer har derfor undersøkt om idiosynkratisk volatilitet (IVOL) har noen effekt på fremtidig avkastning.<sup>2</sup> Ang et al. (2006) finner en negativ sammenheng mellom IVOL og forventet avkastning, som senere har blitt etablert som «The idiosyncratic volatility puzzle» (videre omtalt som IVOL-paradokset). Paradokset står i kontrast til tradisjonell teori som dokumenterer ingen eller positiv sammenheng mellom IVOL og forventet avkastning. Hvorfor bedrifter med lav IVOL har større forventet avkastning enn bedrifter med høy IVOL, ser derfor ut til å være en pågående anomali for rasjonelle forventninger.

Gjennom denne artikkelen ønsker vi å finne ut om den markedsjusterte avkastningen fra en forventningsfeilstrategi er en følge av risiko eller feilprising. Hensikten med denne artikkelen er derfor todelt. For det første undersøkes det om avkastningen avviker fra markedets forventninger og fundamentale indikatorer, slik at det etableres en investeringsmulighet som utnyttes gjennom en lang og en kort posisjon. For det andre vil vi se om det er tilknyttet større eller mindre bedriftsspesifikk risiko i selskaper med bedre fundamentale indikatorer, for å definere om meravkastningen til en forventningsfeilstrategi kommer som en følge av risikokompensasjon.

---

<sup>1</sup> Fscore er en regnskapsbasert fundamentalanalyse basert på 9 binære signaler Piotroski (2000).

<sup>2</sup> Idiosynkratisk volatilitet er bedriftsspesifikk risiko som ikke fanges opp i klassisk prisingsteori (slik som Fama og French tre-faktor modell (1993) og CAPM-modellen). IVOL defineres relativt til FFC.

I likhet med Piotroski og So (2012) benyttes det amerikanske markedet for å undersøke om investeringsstrategien generer signifikante avkastninger de siste 21 årene. For å identifisere forskjellen i markedets forventningsfeil, lages porteføljer av årlig markedsjustert avkastning sortert etter BM og Fscore. Strategiene robusthetstestes opp mot Fama og French (1992) og Carhart (1997) modellen (FFC). Tidligere litteratur finner at Fscore-strategiene er robust mot velkjente risikofaktorer, uten å ta hensyn til sammenhengen mellom IVOL og fremtidig avkastning. FFC forutsetter at IVOL kan diversifiseres vekk, slik at kun systematisk risiko prises i likevekt. Selv om det er tiltalende, er dette argumentet blitt motbevist av blant annet Ang et al. (2006), som finner at FFC ikke priser porteføljer sortert etter IVOL. Hvis FFC er korrekt, vil ikke en slik sortering tilføre noen forskjell i porteføljenes gjennomsnittlige avkastning. Er derimot FFC-modellen feilpriset vil en slik sortering gi ulik avkastning, som er grunnlaget for IVOL-paradokset. Stambaugh et al. (2015) argumenter for at paradokset kommer av asymmetrisk arbitrasje, der overprisede selskaper har større arbitrasjerisiko enn underprisede selskaper.<sup>3</sup> Derfor undersøker vi om arbitrasjerisikoen kan forklare forventningsfeilen til Piotroski-strategien, og dermed avkastningen. Til slutt ser vi om alfaen til Piotroski-strategien forsvinner ved å inkludere arbitrasjerisikoen i FFC-modellen.

Vi finner signifikant støtte for at en Piotroski-strategi, som er lang i verdiselskaper med høy Fscore og kort i vekstselskaper med lav Fscore, gir en gjennomsnittlig årlig markedsjustert avkastning på 12.97 % i perioden fra 1997 til 2017. Disse aksjene har størst forventningsfeil, slik at forskjellen mellom markedets forventning og den fundamentale verdien har mest reverseringseffekt, og dermed størst markedsjustert avkastning. I likhet med Piotroski og So (2012) er disse resultatene robuste etter justeringer for velkjente risikofaktorer. Resultatene gir samtidig signifikant støtte for at Fscore gir markedsjustert avkastning uavhengig av BM-klassifisering. Vi finner dermed tydelige resultater på at Fscore er godt egnet til å identifisere vinner- og taperaksjer. I tillegg underbygger resultatene IVOL-paradokset ved at forventet avkastning har en negativ relasjon med IVOL, som ikke kan forklares av systematiske risikofaktorer. Når Fscore-porteføljene inkluderes indikerer resultatene at overprisede aksjer har negativ IVOL-effekt, mens underprisede aksjer ikke har noen IVOL-effekt. Et slikt asymmetrisk forhold kan forklares av større arbitrasjerisiko tilknyttet utnyttelsen av korte

---

<sup>3</sup> Arbitrasjerisiko tilsier at det er mer risiko tilknyttet å profitte på en overpriset aksje, sammenlignet med en underpriset aksje (Savor og Gamboa-Cavazos, 2014). En slik arbitrasjeasymmetri resulterer i en negativ sammenheng mellom IVOL og avkastning (Stambaugh et al., 2015).



posisjoner, sammenlignet med lange posisjoner. Vi finner derimot ikke støtte fra robusthetstestene, slik at feilprisingsteorien til Piotroski og So (2012) ikke kan avkreftes. Denne artikkelen bidrar derfor med støtte til både Stambaugh et al. (2015) sin argumentasjon tilknyttet IVOL-paradoksets asymmetriske arbitrasje og Piotroski og So (2012) teori om forventningsfeil.

Resultatene samsvarer med nyere teorier om IVOL, som argumenter for en negativ sammenheng mellom forventet avkastning og IVOL (Ang et al., 2006; Cao og Han, 2016 og Stambaugh et al., 2015). Dette har senere blitt etablert som IVOL-paradokset, og står i kontrast til tradisjonell teori som finner positiv eller ingen sammenheng mellom IVOL og gjennomsnittlig avkastning. Stambaugh et al. (2015) forklarer den negative sammenhengen som en konsekvens av asymmetrisk arbitrasje, der IVOL relasjonen er negativ blant overprisede aksjer og positiv blant underprisede aksjer. Cao og Han (2016) finner derimot ingen asymmetrisk arbitrasje, noe Stambaugh et al. (2015) hevder kommer som en følge av at kun fire anomalier er benyttet i modellen. De benytter derfor elleve ulike anomalier for å identifisere arbitrasjeasymmetrien.

Vår forskning utvider den eksisterende litteraturen på flere måter. Denne artikkelen er etter hva vi kjenner til, den første som evner å identifisere arbitrasje-asymmetri med kun én indikator på feilprising, og bidrar med en proxy på feilprising som ser ut til å være mer robust enn tidligere studier. I tillegg er denne studien den første som dokumenterer at Piotroski-strategien delvis forklares av IVOL-effekten. Robustheten til Fscore-strategiene blir dermed testet opp mot et nytt risikomoment samtidig som den eksponeres for en ny utvalgsperiode. Dette burde være interessant for praktikere som benytter seg av fundamentale analyser, eller andre kriteriebaserte strategier som inkluderer korte posisjoner. Spørsmålet til videre forskning er derfor om flere fundamentale investeringsstrategier som inkluderer korte posisjoner, kommer av arbitrasjerisiko og ikke direkte av feilprising.

Artikkelen er organisert på følgende måte: Seksjon 2 gir en oversikt over relevant teori og relaterte artikler innenfor BM, fundamentale anomalier og idiosynkratisk volatilitet. Seksjon 3 beskriver metode, datautvalg og sentrale kalkuleringer. Seksjon 4 gir et overblikk over deskriptiv statistikk og korrelasjon. Seksjon 5 presenterer empiriske resultater og analyser. Avslutningsvis konkluderes det i seksjon 6.

## **2. Litteratur og hypoteser**

Litteraturgjennomgangen tar først for seg Fscore sin evne til å identifisere over- og underprisede selskaper basert på fundamentale verdier (Piotroski, 2000; Mohanram, 2005; Piotroski og So, 2012). Felles for denne litteraturen er at fundamentale verdier beregnes på ulike bok-til-marked (BM) klassifiseringer, som er basert på tradisjonell teori fra Fama og French (1992), Rosenberg et al. (1985) og Penman (1996). For å undersøke sammenhengen mellom forventet avkastning og idiosynkratisk risiko, benyttes tradisjonell teori som antar en positiv eller ingen sammenheng (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966; Black, 1972; Ross, 1976), i tillegg til mer moderne forskning som finner en negativ sammenheng (Ang et al., 2006; Ang et al., 2009; Bali et al., 2011; Chen et al., 2012; Stambaugh et al., 2015).

### **2.1 Investeringsstrategi**

I flere tiår har akademikere og profesjonelle investorer argumentert for at ulike mål på relative verdier, slik som bok-til-marked (BM), kontantstrøm eller andre analysemetoder for å vurdere verdipapirer, predikerer fremtidige aksjeavkastninger (Basu, 1997; Rosenberg et al., 1985; Chan et al., 1991; Fama og French, 1992; samens med flere). Felles for denne litteraturen er at verdiaksjer tenderer til å prestere bedre enn vekstaksjer. Rosenberg et al. (1985) gjennomførte tidlig forskning på BM-forholdet, og viser til at bedrifter med høy BM (verdiaksjer) presterer bedre enn bedrifter med lav BM (vekstaksjer). BM-effekten, eller verdiaksjenes evne til å prestere bedre enn vekstaksjer, har også blitt bekreftet og utvidet av blant annet Fama og French (1992), Chan et al. (1995) og Zhang (2013). Fama og French (1995) og Penman (1996) dokumenterer en invers relasjon mellom BM-porteføljer og fremtidig inntjening. Mer spesifikt forventer markedet at bedrifter med lav BM har sterkere fremtidige inntjening, mens det motsatte er tilfellet blant bedrifter med høy BM. De finner derimot at den fremtidige inntjeningen i gjennomsnitt står i kontrast til disse forventningene. I og med at bedriftens BM-rate tilsvarer markedets forventninger om fremtidige inntjening, vil en klassifisering på grunnlag av BM gi et empirisk estimat på markedets antagelser.

Ved å undersøke BM-effektens potensial til å generere meravkastning, finner Piotroski (2000) at gjennomsnittlig markedsjustert avkastning er positiv, mens avkastningens markedsjustert median er negativ. Funnene til Piotroski (2000) indikerer at aksjer med høy avkastning baserer seg på noen få aksjer, mens en signifikant andel genererer lave/negative avkastninger. Mohanram (2005) finner tilsvarende resultater når han gjennomfører en lignende

fremgangsmåte på vekstaksjer. Ifølge Novy-Marx (2013) bygger mye av verdipremiens tidligere forskning på en antagelse om homogenitet blant bedrifter som komponerer en bestemt verdi- eller vekstportefølje. Piotroski (2000) og Mohanram (2005) gir imidlertid indikasjoner på at et utvalg av bedrifter i en verdi- eller vekstportefølje kan bestå av betydelig heterogenitet. Piotroski og So (2012) bygger videre på de to sistnevnte studiene, og finner internasjonale bevis for at ulike prestasjoner blant verdi- og vekstaksjer gjør det mulig å skille mellom sterke og svake bedrifter gjennom ni fundamentale indikatorer (Appendix A). De finner støtte for at Fscore, som er summen av de ni indikatorene, kan benyttes til å predikere fremtidig avkastning for både verdi- og vekstselskaper, så vel som å identifisere vinneraksjer og unngå taperaksjer.

De ulike over-og underprisede porteføljene i figur 1 er ifølge Piotroski og So (2012) en konsekvens av forventningsfeil. Piotroski og So (2012) finner at potensialet til tradisjonelle verdi- og vekststrategier er størst blant de bedriftene der forventningene, målt gjennom dens verdi/vekst (BM) klassifisering, er avvikende fra de fundamentale signalene (Fscore). Under den forutsetning om at verdieffekten er en følge av underreaksjon på finansiell informasjon, vil potensialet være størst blant verdiselskaper med høy Fscore (nederst til høyre) (Piotroski, 2000). Tilsvarende, hvis veksteffekten er en følge av overreaksjon på finansiell informasjon, vil potensialet være lavest blant vekstaksjer med lave fundamentale verdier (øverst til venstre) (Mohanram 2005). En Piotroski-portefølje som er lang i verdiaksjer med høy Fscore og kort i vekstaksjer med lav Fscore, gir derfor størst avkastning.

**Figur 1**  
*Verdi/Vekst Porteføljer*

	«Vekst» Lav BM Sterke forventninger	«Middels» Medium BM	«Verdi» Høy BM Svake forventninger
Lav Fscore (Svake Fundamenter)	Overprisede bedrifter	Potensiale for overprisede bedrifter	Fundamentalene er lik forventningene
Middels Fscore	Potensiale for overvurderte bedrifter	Fundamentalene er lik forventningene	Potensiale for undervurderte bedrifter
Høy Fscore (Sterke fundamenter)	Fundamentalene er lik forventningene	Potensial for undervurderte bedrifter	Underprisede bedrifter

Figur 1: Verdi/vekst klassifisering og styrken på fundamentene (Piotroski og So, 2012, s 10)

Investeringsmuligheten oppstår dermed når prisen ikke fullt ut reflekterer bedriftens fundament (Graham og Dodd, 1935), og oppnår meravkastning ved at markedsprisens avvik langsomt konvergeres tilbake til den verdien som reflekteres i regnskapet (Lee, 2001; Elleuch og Trabelsi, 2009). I så måte er det mulig å oppnå en avkastning utover det som kreves som kompensasjon for risiko, gjennom å analysere historiske data for å identifisere under- og overvurderte aksjer (Piotroski og So, 2012). Selv om eksistensen av en slik meravkastning erfarer høy grad av enighet, har imidlertid forskjellige tolkninger og argumenter vedørende dens eksistens, blitt tilskrevet både effisiente og ineffisiente markedsteorier.

Forklaringen bak verdipremiens eksistens er først om fremst dokumentert av Fama og French (1992), som i likhet med Chen og Zhang (1998) har en risikobasert tilnærming. De argumenterer for at høyere (lavere) avkastning blant verdiaksjer (vekstaksjer) er et resultat av høyere (lavere) eksponering av risiko. Fama og French (1992) observerte at bedrifter med høy BM i større grad eksponeres for konkurssansynlighet og dermed representerer den etterfølgende avkastningen en rettfærdig kompensasjon for risiko. Dette støttes av Vassalou og Xing (2004) som finner at verdiaksjer har høyere avkastning enn vekstaksjer når konkursrisikoen er høy, slik at meravkastningen har sitt utspring i en rasjonell prising av aksjer (Clubb og Naffi, 2007).

Lakonishok et al. (1994) legger frem en alternativ forklaring med feilprising som en mulig årsak til verdipremiens eksistens. De argumenterer for at ekstrapolering av historiske fundament kan medføre at investorer undervurderer kontraherende informasjon og ignorerer snittreverseringstendensene til bedriftenes prestasjoner. Slike forventningsfeil gir anledning til verdi-/vekststrategienes avkastningsmønster. Dette bekreftes av La Porta (1996) og Campell et al. (2008), som argumenterer for at investorer som engasjeres i vekstaksjer ofte undervurderer informasjon som motsetter bedriftens vekstutsikter eller gjenspeiler tendenser av snittreversering. Verdiaksjer, som generelt oppfattes som mer risikable enn vekstaksjer, tenderer til å bli neglisjert av investorer og forventningene til framtidsutsikter kan dermed bli for pessimistiske. Feilprisingsforklaringer av verdieffekten baserer seg dermed på at BM-raten systematisk reflekterer optimistiske og pessimistiske prestasjonsforventinger for henholdsvis vekst- og verdiselskaper (Lakonishok et al., 1994), som gjør at aksjekursen avviker fra den fundamentale verdien (De Bondt og Thaler, 1987). En risikobasert tilnærming foreslår derimot at noe, om ikke alt, av markedspremien er en følge av uobserverte risikofaktorer som varierer mellom verdi- og vekstbedrifter.

## 2.2 Idiosynkratisk risiko

Hvorvidt bedriftsspesifikk risiko (idiosynkratisk volatilitet) er priset i avkastningen eller ikke, har vært (og er) gjenstand for betydelig diskusjon i finansiell litteratur. Tidligere litteratur har i all hovedsak beskjeftiget seg med forholdet mellom systematisk risiko og avkastning, mens betydningen av idiosynkratisk volatilitet (IVOL) i stor grad har blitt oversett. Dette er ikke overraskende når kapitalverdimodellen (CAPM, Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966; APT, Ross, 1976; Black, 1972) foreslår at IVOL, på grunn av en svak korrelasjon med markedet, ikke bør prises fordi den kan elimineres gjennom diversifisering. Selv om IVOL kan elimineres i en veldiversifisert portefølje, er det ofte slik at investorer ikke besitte godt diversifiserte porteføljer (Campbell et al., 2001).<sup>4</sup> Dette samsvarer med argumentasjonen til Merton (1987) om at investoren ofte ikke har tilstrekkelig informasjon eller ressurser til de aksjene som er nødvendig for å sette sammen en veldiversifisert portefølje. I forlengelsen av dette mener han at bedriftsspesifikk risiko er priset og har en positiv sammenheng med forventet avkastning. Investorene har behov for kompensasjon for å holde underdiversifiserte porteføljer (Malkiel og Xu, 2000; Jones og Rhodes-Kropf, 2003), og vil av den grunn kreve en premie for å holde aksjer med høy IVOL. Tidligere empirisk forskning har dermed resultater som ofte er knyttet til ingen relasjon, konsistent med klassisk teori, eller så har IVOL en positiv sammenheng med forventet avkastning.

Nyere forskning innenfor dette temaet, hovedsakelig etablert av Ang et al. (2006), finner derimot en negativ relasjon mellom forventet avkastning og IVOL. Aksjer med høyere IVOL har derfor lavere gjennomsnittlig avkastning, selv etter korrigeringsfor aggregert risiko. Forskjellen på studien til Ang et al. (2006) og tidligere studier, er at tidligere litteratur hverken undersøker IVOL på enkeltaksjer, eller sorterer aksjer inn i porteføljer basert på IVOL. Av den grunn vil tidligere forskning gå glipp av den negative relasjonen ved å ikke identifisere forskjeller mellom gjennomsnittlig avkastning med høy og lav IVOL. Den negative relasjonen viser seg å være robust for ulike spesifiseringsfeil fra nylige studier (Chen et al., 2012), og har fått internasjonal støtte fra Ang et al. (2009). Dette utgjør en utfordring for flere av de risikobaserte teoriene innenfor «asset pricing», da avkastningen er relatert til noe som tilsynelatende ikke er risiko (idiosynkratisk volatilitet). Ang et al. (2006) sine

---

<sup>4</sup> Campbell, Lettau, Malkiel og Xu (2001) anslår at det er nødvendig med om lag 50 aksjer for å oppnå en relativ komplett porteføljediversifisering. Goetzmann og Kumar (2008) viser til at mindre enn 10 % av investorporteføljene inneholder mer enn 10 aksjer.

resultater har derfor blitt etablert som IVOL-paradokset.

Det har i ettertid vært flere forsøk på å etablere en forklaring tilknyttet IVOL-paradokset. Bali et al. (2011) finner at den negative relasjonen forsvinner når man korrigerer for etterspørselen tilknyttet «lottery-like stocks», altså aksjer som i tillegg til en høy IVOL og positiv idiosynkratisk skjevhet, har en aksjekurs under fem dollar. Disse aksjene har potensielt store kortsiktige avkastninger og tiltrekker seg derfor risikosøkende investorer (Han og Kumar, 2013). Stambaugh et al. (2015) erfarer derimot at «lottery-demand teorien» ikke tar høyde for sammenhengen mellom forventet avkastning og IVOL blant overprisede og underprisede aksjer. Stambaugh et al. (2015) argumenterer for at de aksjene med størst IVOL er mest overpriset, og vil derfor erfare en negativ avkastning ved å konvergere til riktig pris. Motsatt vil aksjer som er underpriset ha en positiv sammenheng mellom IVOL og forventet avkastning. Siden det er mer risiko knyttet til å profittere på en kort posisjon sammenlignet med en lang posisjon, vil det være større arbitrasjerisiko blant overprisede aksjer (Savor og Gamboa-Cavazos, 2014). Gjennom det asymmetriske arbitrasjeforholdet mellom lange og korte posisjoner, etableres det en negativ skjevhet som totalt utgjør IVOL-paradokset. Stambaugh et al. (2015) har dermed en risikobasert tilnærming til IVOL-paradokset og argumenter for at arbitrasjerisiko forklarer den negative IVOL-effekten. Basert på denne litteratordiskusjonen presenteres følgende hypoteser:

**Tabell 1**  
*Hypoteser*

Hypotese 1:	Piotroski-porteføljen har størst avkastning
Hypotese 2:	Fscore skiller mellom vinnere og tapere uavhengig av BM-klassifisering
Hypotese 3:	IVOL har en negativ sammenheng med fremtidig avkastning
Hypotese 4:	Overprisede selskaper har en negativ sammenheng med IVOL
Hypotese 5:	Underprisede selskaper har positiv sammenheng med IVOL
Hypotese 6:	Piotroski-strategiens alfa forsvinner med arbitrasjerisiko

Tabell 1: Hypoteser

Mye av tidligere forskning argumenterer for at ulike feilprisingsteorier forklarer Fscore anomalien uten å ta hensyn til risikofaktorer som ikke inkluderes i klassisk prisingsteori. Piotroski (2000) og Piotroski og So (2012) argumenterer for at forventningsfeilen er årsaken til at Fscore generer meravkastning. Det er derimot få studier som har en risikobasert tilnærming til hvorfor forventningsfeilen eksisterer. Ved å sammenligne Fscore-strategienes overprisede og underprisede porteføljer med IVOL, er det mulig å si noe om forventningsfeilen

eksisterer på grunn av bedriftsspesifikk risiko eller ikke. Dette gjør det mulig å si noe om hvor mye risiko det er tilknyttet å utnytte feilprising. Til slutt kan vi se om Piotroski-strategiens alfa forsvinner ved å inkludere effekten av arbitrasjerisiko. Denne artikkelen er dermed den første til å utforske sammenhengen mellom Fscore-strategier og effekten av IVOL.

### **3. Utvalgs-kriterier og metode**

Utvalgsperioden strekker seg fra 1997 til 2017 og inkluderer alle ikke-finansielle bedrifter som er børsnotert på New York Stock Exchange, NYSE MKT eller NASDAQ med ordinære aksjer.<sup>5</sup> For å unngå «survivorship bias» inkluderer utvalget selskaper som har blitt avlistet. Utvalget inkluderer kun de bedriftene med regnskapslutt den 31. desember for å gjøre bedriftsobservasjonene sammenlignbare. Aksjeprisen må være mellom en og tusen dollar, samt ha en markedsverdi over fem millioner dollar for å sikre tilstrekkelig informasjon og likviditet (McLean og Pontiff, 2015). Det amerikanske aksjemarkedet benyttes hovedsakelig for å eksponere strategien for en ny periode, da Piotroski og So (2012) utfører sine analyser på det amerikanske aksjemarkedet i perioden 1976–2010. I tillegg er transaksjonskostnadene lavere enn andre aksjemarkeder, noe som er hensiktsmessig når transaksjonskostnader ikke inkluderes i analysene. Videre hevder Yen et al. (2004) at kapitalstrukturen til finansielle og ikke-finansielle sektorer er forskjellig, slik at multiplene ikke er sammenlignbare (Fama og French, 1993). Av den grunn inkluderes kun ikke-finansielle bedrifter i utvalget. I tillegg, i tråd med Dhatt et al. (2004) og Pätäri et al. (2017), ekskluderes alle selskaper som ikke har tilstrekkelig og tilgjengelig data for å identifisere avkastninger, BM, Fscore og IVOL. Regnskapstall og aksjekurser uthentes gjennom Compustat og CRSP databasene, som resulterte i et endelig utvalg på 19197 årlige bedriftsobservasjoner over en periode på 21 år.

#### **3.1 Porteføljekonstruksjon**

Piotroski (2000) demonstrerer at en strategi som tar aksjer med høye BM-forhold, og deretter benytter Fscore for å undersøke selskapets finansielle styrke, kan gi en signifikant markedsjustert avkastning. Det første som gjøres er derfor å klassifisere og fordele observasjoner fra bedriftenes regnskapsår inn i verdi- og vekstporteføljer, basert på to års foregående distribusjon av BM. Ifølge Huang et al. (2013) forårsaker negative BM-multipler mye støy og vil av den grunn bli utelatt fra det endelige utvalget. Vi benytter Fama og French

---

<sup>5</sup> Aksjer som klassifiseres som «common shares». «Share type code» er innenfor 10-12 i CRSP databasen.

(1993) sin klassifisering av årlige bedriftsobservasjoner, med BM-verdier under 30 % persentilen, mellom 30 % og 70 % persentilen, og over 70 % persentilen, for henholdsvis «Vekst-», «Medium-» og «Verdiselskaper».<sup>6</sup>

Det neste steget er å tildele selskapene en Fscore-verdi mellom 0 og 9, basert på det foregående årsregnskapet. Fscore, slik den blir definert av Piotroski (2000), baserer seg på ni finansielle signaler som er designet for å måle tre ulike dimensjoner av bedriftens økonomiske tilstand: Lønnsomhet, endring i finansiell likviditet og endring i operasjonell effektivitet (se Appendix A for nærmere beskrivelse). Hvert signal har en tilhørende variabel som settes til én (null), avhengig av om signalets implikasjoner på bedriftens fremtidige lønnsomhet og kontantstrøm, klassifiseres som god (dårlig). Den totale summen, Fscore, representerer dermed summen av de ni binære signalene og indikerer den totale endringen av bedriftens økonomiske tilstand. Av en maksimal Fscore på 9 og minimal Fscore på 0, klassifiseres alle bedriftene med en Fscore større en 7 som sterke, mens bedrifter med en Fscore med 3 eller lavere klassifiseres som svake. De sterke bedriftene har dermed erfart en fundamental forbedring, mens de svake bedriftenes fundament har forverret seg. Bedriftene med en Fscore mellom 4 og 7 klassifiseres som uendret.

### **3.2 Kalkulering av avkastninger**

Vi måler bedriftsspesifikk avkastning som årlig likevektig kjøpe-og-holde-avkastning fra starten av den femte måneden etter bedriftens regnskapsslutt, frem til den femte måneden året etter, justert for dividende og aksjesplitter.<sup>7</sup> Den femte måneden benyttes for å ta hensyn til «look-ahead bias», slik at informasjon som benyttes for å lage porteføljene er tilgjengelig i markedet. Hvis et selskap blir avlistet benyttes «delistreturn» som den årlige kjøpe-og-holde-avkastningen. Hvis den ikke er tilgjengelig, antar vi at investor taper investeringen.<sup>8</sup> Markedsjustert avkastning defineres som bedriftsspesifikk avkastning korrigert for avkastningen på den tilhørende markedsporteføljen (Piotroski og So, 2012). Hvilken markedsportefølje avkastningen korrigeres for, avhenger av hvilken decil selskapet tilhører. Decilporteføljene hentes fra databiblioteket til Kenneth French som basert på markedsverdien,

---

<sup>6</sup> BM-klassifiseringen beregnes per år på alle bedrifter med tilstrekkelig informasjon om Fscore, BM og IVOL.

<sup>7</sup> I tråd med Bali et al. (2016) er alle avkastningene «Winsorized» for hvert år på den øvre 2.5 % persentilen

<sup>8</sup> Dette er en proxy på metoden utviklet av Shumway (1997).



inndeler avkastningen til tilgjengelig bedrifter i det amerikanske markedet i 10 deciler.<sup>9</sup>

### 3.3 Kalkulering av idiosynkratisk risiko

Det andre målet med oppgaven er å analysere sammenhengen mellom meravkastning og IVOL, der IVOL defineres relativt til Fama og French (1993) og Carhart (1997) sin firefaktormodell (FFC). For å teste om FFC-modellen er feilpriset, lager Ang et al. (2006) porteføljer av avkastninger sortert etter IVOL. Hvis FFC-modellen er riktig, vil ikke porteføljene sortert etter IVOL gi noen forskjeller i avkastningen. Er derimot FFC-modellen feil, vil en slik porteføljeutforming gi systematisk ulik avkastning, som vil si at FFC-modellen ikke priser effekten av IVOL (Ang et al., 2006). IVOL er av definisjon bedriftsspesifikk, og blir derfor ikke fanget opp av risikofaktorer i markedet. Dermed måles IVOL som standardfeilen til residuaene fra en tidsserieregresjon av periodiske meravkastninger på risikofaktorporteføljer. I dette tilfellet blir regresjonen

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_m - R_f) + b_i SMB + b_i HML + b_i WML + \varepsilon_i$$

der  $R_i - R_f$  er avkastning justert for risikofri rente,  $R_m - R_f$  er markedsporteføljens avkastning justert for risikofri rente, SMB er forskjellen mellom avkastning i en portefølje med mindre selskaper og avkastningen til en portefølje av større selskaper, HML er forskjellen mellom avkastningen til en portefølje av høye BM-aksjer og en portefølje av lave BM-aksjer, og WML er forskjellen mellom vinner- og taperaksjer de siste 12 månedene (Bali et al., 2016). Feilleddet fra regresjonen kalkuleres deretter til

$$RSE_i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n \varepsilon_{i,j}^2}{n - k}}$$

der n er antall og k er antall variabler. IVOL blir deretter kalkulert ved å multiplisere RSE med kvadratroten av m (252 avkastningsperioder i ett år), slik at den representerer årlige verdier. RSE ganges deretter med 100, slik at IVOL blir beregnet i prosent. I samsvar med Bali et al. (2016) defineres IVOL som

$$IdioVol_i = 100RSE_i * \sqrt{m}$$

For å kalkulere IVOL benyttes 12 måneder med daglig avkastning på alle bedriftsobservasjonene i utvalget. De daglige porteføljeavkastningene på risikofaktorene hentes fra Kenneth French sitt databibliotek. Ifølge Bali et al. (2016) kreves det

---

<sup>9</sup> Databiblioteket er tilgjengelig på [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html)

avkastningsdata for 200 daglige observasjoner for å kalkulere den årlige variabelen av IVOL. Alle bedrifter som ikke har 200 daglige observasjoner vil derfor ekskluderes fra det endelige utvalget. IVOL estimeres på denne måten primært for å følge metodikken brukt av Ang et al. (2006) og identifisere den negative sammenhengen mellom IVOL og fremtidig avkastning, som er bekreftet av en rekke studier. Det finnes alternative teknikker for å estimere IVOL. Jin (2013) finner likevel at volatiliteten i residualene ved tidligere observasjoner estimerer bedre enn GARCH og EGARCH teknikker, og tilsvarende som en enkel autoregressiv modell.

#### **4. Deskriptiv statistikk og korrelasjon**

Tabell 2 presenterer deskriptiv statistikk for det endelige utvalgets finansielle karakteristika. For sammenligning inkluderes alle bedrifter i panel A, i tillegg til 5556 vekstbedrifter og 5822 verdibedrifter i panel B. Bedriftens BM-rate blir målt som bokverdien av egenkapitalen skalert etter egenkapitalens markedsverdi (Appendix B), og IVOL blir definert relativt til FFC-modellen. Den gjenværende beskrivende statistikken gjelder de ni finansielle signalene som benyttes for å måle Fscore (se Appendix A for kalkuleringer). I panel B er gjennomsnittet (medianen) på verdiselskapenes BM er 1.31 (1.01), og markedsverdien er 2970 (381). Tilsvarende tall for vekstselskaper er en BM på 0.258 (0.22) og markedsverdi på 8599 (978).

Når det gjelder de finansielle indikatorene i panel B, er forskjellen mellom verdiselskaper og vekstselskaper minimal, spesielt blant variablene tilknyttet kapitalstruktur og likviditet ( $\Delta$ Liquid,  $\Delta$ Lever og EQ\_offer). I samsvar med Fama og French (2005) observeres det likevel enkelte tendenser til at verdiaksjer presterer dårligere enn vekstaksjer. Lønnsomhetsvariablene har en negativ utvikling, der gjennomsnittet (medianen) til ROA er på henholdsvis -0.001 (0.024), og endringen i ROA er negativ for både gjennomsnitt (-0.013) og median (-0.001). I tillegg er variablene tilknyttet driftseffektivitet ( $\Delta$ Turn og  $\Delta$ Margin) negative for både verdiselskaper og vekstselskaper. Vekstselskaper har markant lavere driftsmargin ( $\Delta$ Margin) og har derav dårligere utnyttelse av omsetningen. Selv om tendensene er negative for verdiselskaper, er effekten for liten til å underbygge Fama og French (2005) sin argumentasjon om høyere sannsynlighet for konkurs. Når vi kategoriserer etter BM, finner vi heller ingen forskjell på IVOL og Fscore blant verdi- og vekstselskaper.

**Tabell 2:**  
*Deskriptiv statistikk for fundamentale regnskapstall  
(19197 årlige selskapsobservasjoner mellom 1996 - 2017)*

<b>Panel A: Finansielle karakteristika for alle bedrifter</b>								
Variabel	Gjns.	Std	25 %	Median	75 %	Skjevhet	Kurtose	Andel Positiv
M.verdi	5470	20931	178	663	2685	9.53	129	n / a
Eiendeler	5315	17940	155	646	2886	9.12	119	n / a
BM	0.702	0.800	0.294	0.514	0.847	6.71	93.8	n / a
IVOL	43.17	36.08	24.57	35.48	52.28	9.47	172	n / a
Fscore	5.14	1.73	4	5	6	-0.23	2.58	n / a
ROA	0.001	0.274	-0.009	0.043	0.089	-4.55	374	0.73
$\Delta$ ROA	0.001	0.515	-0.035	0.000	0.028	27.06	3063	0.50
CFO	0.068	0.208	0.038	0.091	0.149	-2.96	57.7	0.84
Accrual	-0.065	0.184	-0.093	-0.050	-0.018	37.71	3941	0.84
$\Delta$ Turn	-0.039	1.337	-0.109	0.000	0.085	-119	15642	0.49
$\Delta$ Margin	-1.125	241	-0.018	0.000	0.017	-61.6	9111	0.50
$\Delta$ Lever	0.005	0.080	-0.020	0.000	0.018	1.32	15.93	0.46
$\Delta$ Liquid	-0.001	0.063	-0.003	-0.0001	0.003	-1.23	2093	0.49
EQ_offer	0.305	0.460	0.000	0.000	1.000	0.85	1.7	0.31

<b>Panel B: Finansielle karakteristika for vekst- og verdibedrifter</b>						
Variabel	Lav BM (vekstselskaper)			Høy BM (verdiselskaper)		
	Gjns.	Std	Median	Gjns.	Std	Median
M.verdi	8599	26844	978	2970	10930	381
Eiendeler	4309	13453	419	6334	18875	793
BM	0.258	0.209	0.220	1.31	1.164	1.01
IVOL	45.56	37.09	38.23	45.01	41.86	36.92
Fscore	5	1.823	5	5.182	1.679	5
ROA	-0.031	0.464	0.077	-0.001	0.107	0.024
$\Delta$ ROA	0.021	0.844	0.002	-0.013	0.366	-0.001
$\Delta$ CFO	0.045	0.340	0.124	0.069	0.087	0.072
Accrual	-0.058	0.267	-0.049	-0.080	0.167	-0.052
$\Delta$ Turn	-0.030	0.503	0.000	-0.022	0.312	0.002
$\Delta$ Margin	-1.583	91.368	0.001	-0.148	8.869	-0.001
$\Delta$ Lever	0.005	0.095	0.000	0.003	0.071	0.000
$\Delta$ Liquid	0.001	0.098	0.000	-0.001	0.041	0.000
EQ_offer	0.293	0.455	0.000	0.310	0.463	0.000

Tabell 2: Deskriptiv statistikk for fundamentale signaler, BM og IVOL. Panel A inkluderer 19197 selskaper og Panel B består av 5556 vekstbedrifter og 5822 verdibedrifter. Se Appendix A for beregningene til de ni Fscore-signalene og Appendix B for BM beregningen.

Tabell 3 viser verdi- og vekstselskapenes korrelasjon mellom de ni individuelle fundamentale signalene, avkastning, IVOL og totalen av alle signalene (Fscore). I likhet med Piotroski (2000) har kontantstrømmen fra operasjonelle aktiviteter (CFO) og avkastningen på totalkapitalen (ROA), sterkest innflytelse på Fscoren. Noe mer overraskende har verdiselskapenes avkastning (Return) og markedsjustert avkastning (Adjret) en negativ sammenheng med Fscore. Korrelasjonen er derimot svak, slik at forskjellen mellom avkastningen til høy og lav Fscore ser ut til å være mindre blant verdiselskaper sammenlignet med vekstselskaper. Endringen i gjeldsgrad ( $\Delta$ Lever) indikerer en negativ korrelasjon med

Fscore, som kommer av at en lavere gjeldsgrad har positiv effekt på Fscore.

Korrelasjonsmatrisen indikerer imidlertid en negativ sammenheng mellom IVOL og Fscore, noe som tilsier at høyere Fscore har lavere IVOL. IVOL er også negativt korrelert med CFO og ROA, Return og Adjret, som indikerer at høyere IVOL gir lavere inntjening.

**Tabell 3**  
Korrelasjonsmatriser

<b>Panel A: Korrelasjonsmatrise Vekst</b>											
	ROA	ΔROA	ΔCFO	ΔAccrual	ΔTurn	ΔMargin	ΔLiquid	ΔLever	EQ_offer	IVOL	Fscore
Return	0.06	0.024	0.059	0.009	-0.024	0.024	-0.017	-0.017	0.055	-0.154	0.058
Adjret	0.07	0.023	0.068	0.012	-0.021	0.015	-0.017	-0.013	0.059	-0.114	0.069
ROA	1.000	0.246	0.714	0.519	0.001	0.04	-0.021	-0.036	0.22	-0.31	0.39
ΔROA	—	1.000	0.05	0.225	0.007	0.010	0.024	-0.021	-0.012	0.012	0.05
ΔCFO	—	—	1.000	-0.035	0.035	0.067	-0.048	-0.053	0.241	-0.34	0.488
ΔAccrual	—	—	—	1.000	0.011	-0.002	0.033	0.005	0.046	-0.06	0.032
ΔTurn	—	—	—	—	1.000	0.005	0.004	-0.015	-0.037	-0.04	0.202
ΔMargin	—	—	—	—	—	1.000	-0.005	-0.001	0.004	-0.037	0.052
ΔLiquid	—	—	—	—	—	—	1.000	0.047	-0.009	0.007	0.037
ΔLever	—	—	—	—	—	—	—	1.000	0.087	0.029	-0.169
EQ_offer	—	—	—	—	—	—	—	—	1.000	-0.256	0.389
IVOL	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1.000	-0.343

<b>Panel B: Korrelasjonsmatrise Verdi</b>											
	ROA	ΔROA	ΔCFO	ΔAccrual	ΔTurn	ΔMargin	ΔLiquid	ΔLever	EQ_offer	IVOL	Fscore
Return	-0.043	-0.002	0.016	-0.044	0.024	0.015	-0.004	-0.009	0.051	-0.085	-0.023
Adjret	-0.012	0.0046	0.021	-0.025	0.039	0.016	-0.003	-0.014	0.05	-0.044	-0.01
ROA	1.000	0.135	0.556	0.618	0.089	0.049	0.104	-0.177	0.08	-0.27	0.487
ΔROA	—	1.000	0.06	0.046	0.14	0.015	0.049	-0.042	-0.001	-0.03	0.151
ΔCFO	—	—	1.000	-0.093	0.016	0.054	0.07	-0.089	0.071	-0.185	0.434
ΔAccrual	—	—	—	1.000	0.127	0.007	0.023	-0.114	0.016	-0.157	0.172
ΔTurn	—	—	—	—	1.000	0.018	0.04	0.031	-0.039	-0.045	0.227
ΔMargin	—	—	—	—	—	1.000	-0.021	-0.014	0.01	0.0001	0.046
ΔLiquid	—	—	—	—	—	—	1.000	-0.031	-0.01	-0.034	0.097
ΔLever	—	—	—	—	—	—	—	1.000	0.022	0.028	-0.234
EQ_offer	—	—	—	—	—	—	—	—	1.000	-0.033	0.255
IVOL	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1.000	-0.212

Tabell 3: Korrelasjonsmatriser: Vekst- og verdiselskaper. Panel A inkluderer 5556 vekstbedrifter og Panel B består av 5822 verdiselskaper. Se Appendix A for beregningene til de ni Fscore-signalene. I Appendix C presenteres korrelasjonsmatrisen for alle 19197 observasjonene i utvalget.

Den deskriptive statistikken viser at de fundamentale forskjellene mellom vekst- og verdiselskaper er små. Korrelasjonsmatrisen gir imidlertid indikasjoner på Fscore ikke er like godt egnet til å skille mellom gode og dårlige aksjer blant verdiselskaper, sammenlignet med vekstselskaper. Den sterke relasjonen mellom lønnsomhetsvariablene og Fscore gir uttrykk for at Fscore er godt egnet til å identifisere vinneraksjer. I tillegg antyder korrelasjonsmatrisen en negativ relasjon mellom Fscore og IVOL.

## 5. Empiriske resultater og diskusjon

I denne seksjonen blir empiriske resultater tilknyttet Fscore-strategiene presentert først. Dette inkluderer forskjellen mellom avkastningen til diverse BM og Fscore porteføljer, i tillegg til å analysere Fscore sin evne til å separere vinnere fra tapere uavhengig av BM-kategorisering. Deretter presenteres resultatene tilknyttet IVOL, som tar for seg om FFC-modellen er egnet til å prise IVOL-effekten, i tillegg til å se om Fscore har noen sammenheng med IVOL.

### 5.1 Fscore-strategier

I tabell 4 presenteres den markedsjusterte avkastningen, sortert etter både BM og Fscore. BM-kategoriseringen består av Vekst, Medium og Verdi, mens porteføljene sortert etter Fscore består av Lav, Medium og Høy (I Tabell D2 (Appendix D) presenteres antall observasjoner i de ulike porteføljene). For det første er Høy - Lav signifikant på 1% nivå blant Medium og Vekst porteføljene. I tillegg er Verdi-Vekst- porteføljene signifikant på 1 % nivå for Lav og Medium Fscore. Det at forskjellen mellom Høy og Lav for verdiselskaper (Verdi) ikke er signifikant, samsvarer med den beskrivende statistikken. Manglende signifikans kan komme av at avkastningen til den korte posisjonen er sterkt positiv (0.029) relativt til den lange posisjonen (0.045), som gjør at avkastningen på den totale porteføljen reduseres. I likhet med Piotroski og So (2012) viser resultatene at porteføljene Vekst og Medium har størst avkastning mellom de homogene porteføljene. Fscore ser dermed ut til å ha en dårligere evne til å skille mellom vinner- og taperaksjer blant verdiselskaper. Verdistrategien fra Piotroski (2000) er godt kjent, og det kan derfor tenkes at markedet har eliminert noe av arbitrasjemuligheten.

**Tabell 4**  
*Markedsjustert avkastning for kjøpe-og-holde-strategier*

Fscore/BM	Uavhengig	Vekst	Medium	Verdi	Verdi – vekst	T-verdi
Uavhengig	0.008	-0.023	0.008	0.039	0.062	6.9***
Lav	-0.029	-0.084	-0.021	0.029	0.114	4.9***
Medium	0.015	-0.009	0.010	0.040	0.049	4.9***
Høy	0.035	0.015	0.043	0.045	0.031	1.15
Høy - lav	0.064	0.099	0.064	0.016		
T-verdi	4.9 ***	4.2 ***	3.1***	0.6		
Piotroski-porteføljen:						
Koeffisient		0.129				
T-verdi		5.19***				

Tabell 4: Markedsjustert avkastning for kjøpe-og-holde-strategier. Presenterer ettårig fremtidig likevektig størrelse-justerte kjøpe-og-holde-avkastning på BM-strategier, sammenfallende med Fscore-klassifiseringen for 19197 bedriftsspesifikke observasjoner mellom 1997-2017, slik som det er illustrert i figur 1. Piotroski-porteføljen består av å være lang i verdiselskaper med Høy Fscore og kort i vekstselskaper med Lav Fscore. I Appendix D (tabell D2) vises antall selskaper i porteføljene. Signifikanstestene er utført gjennom bootstrap-regresjoner ved å bruke 1000 pseudo-replikasjoner for å samsvare distribusjonen blant alle testene. \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

For det andre kommer det frem at Fscore systematisk skiller vinnere fra tapere mellom alle de tre verdi- og vekstporteføljene. Mer spesifikt har alle porteføljene sortert etter BM størst avkastning når Fscore er høy, som er konsistent med tidligere forskning fra Piotroski (2000) og Piotroski og So (2012). Funnene indikerer at predikeringsevnen til Fscore ikke er begrenset til halene av verdi- og vekstdistribusjonen. Den samme effekten eksisterer innenfor de uavhengige porteføljene. Det vil si at hvis bedriftene kun sorteres etter BM, er Vekst lavest og Verdi høyest. Hvis bedriftene kun sorters etter Fscore har Lav Fscore lavest avkastning, mens det motsatte er tilfellet for Høy Fscore. Dette er interessant fordi det viser at Fscore identifiserer forventningsfeil uavhengig av BM, men at BM kun forsterker effekten.

For det tredje er avkastningen størst i Piotroski-porteføljen, der en kort posisjon i vekstselskaper med Lav Fscore genererer en avkastning på 8.43 %, og en lang posisjon i verdibedrifter med Høy Fscore genererer en avkastning på 4.54 %. Piotroski-porteføljen har dermed en markedsjustert avkastning på 12.97 % og er signifikant på 1 % nivå. Resultatene samsvarer med funnene til Piotroski og So (2012), og viser at forventningsfeilen er størst blant verdiselskaper med Høy Fscore og vekstselskaper med Lav Fscore.

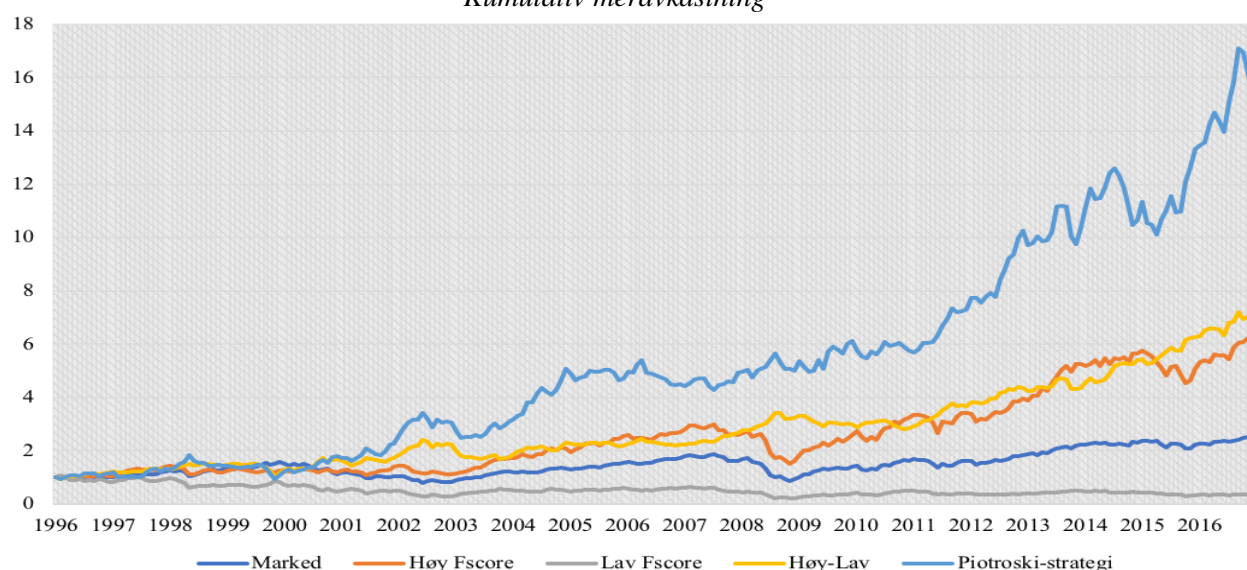
I Figur 2 illustreres utviklingen til fire likevektige Fscore-strategier med kumulative månedlige meravkastninger, med årlig rebalansering 1. mai.<sup>10</sup> Det er tydelig at alle Fscore-strategiene, foruten en lang posisjon i Lav Fscore, slår markedet over perioden mai 1996 til april 2017. En lang posisjon i Høy Fscore presterer merkbart bedre enn markedet.<sup>11</sup> Hvis man i tillegg inkluderer en kort posisjon i Lav Fscore (Høy–Lav), blir avkastningen ytterligere forbedret, spesielt i dårligere tider (slik som 2002 og 2008). Den sterkeste avkastningen kommer derimot ved å utnytte det største avviket mellom markedets forventning og de fundamentale verdiene. En Piotroski-portefølje, som har lang posisjon i verdiselskaper med Høy Fscore og kort posisjon i vekstselskaper med Lav Fscore, presterer dermed best over tid.

---

<sup>10</sup> Meravkastning defineres som råavkastning fratrukket risikofri rente, hentet fra Kenneth French's databibliotek

<sup>11</sup> Markedet defineres som verdivektet meravkastning for alle CRSP selskaper inkorporert på NYSE, NYSEMTK og NASDAQ.

**Figur 2**  
*Kumulativ meravkastning*



Figur 2: Kumulativ månedlig meravkastning til fire ulike Fscore strategier i perioden fra 1996 til 2017. Piotroski-porteføljen består av å være lang i verdiselskaper med Høy Fscore og kort i vekstselskaper med Lav Fscore.

De empiriske resultatene presentert overfor gir støtte til Hypotese 1, da Piotroski-porteføljen har en signifikant avkastning som er større enn de andre porteføljene. Resultatene gir også støtte til Hypotese 2, om at Fscore fungerer uavhengig av BM-kategorisering. For å ytterligere undersøke Fscore sin evne til å identifisere under- og overprisede aksjer, betraktes sammenhengen mellom ulike Fscore-verdier (0–9) og avkastning.

### 5.1.1 Sammenhengen mellom Fscore og avkastning

Tabell 5 presenterer avkastningene til de ulike fundamentale indikatorene for alle bedriftene i utvalget. I panel A presenteres årlig råavkastning, mens markedsjustert avkastning presenteres i panel B. Porteføljen med Lav Fscore (0-3) består av 3439 observasjoner, som er en del større enn de 1520 observasjonene i porteføljen med Høy Fscore. Det er likevel rikelig med observasjoner innenfor samtlige porteføljer. Den største andelen av observasjonene er gruppert rundt en Fscore mellom 3 og 7, noe som indikerer at prestasjonen til majoriteten av bedriftene har utydelige signaler. Porteføljene Lav (0-3) og Høy (8-9) har en signifikant avkastning for både råavkastning og markedsjustert avkastning. Dette gir ytterligere bevis for at Fscore egner seg godt til å identifisere vinner- og taperaksjer uavhengig av BM-sortering.

**Tabell 5**  
Avkastning

<b>Panel A: Årlig råavkastning</b>									
	Gjns.	Std	10 %	25 %	Median	75 %	90 %	Andel Positiv	N
Alle selskaper	0.119	0.498	-0.442	-0.193	-0.034	0.34	0.70	0.58	19197
Fscore 0	0.117	0.547	-0.652	-0.292	0.171	0.492	0.731	0.613	31
Fscore 1	0.031	0.621	-0.635	-0.412	-0.101	0.303	0.820	0.448	364
Fscore 2	0.094	0.667	-0.603	-0.371	-0.032	0.369	1.020	0.478	1018
Fscore 3	0.098	0.600	-0.562	-0.308	0.016	0.388	0.845	0.511	2026
Fscore 4	0.130	0.554	-0.467	-0.227	0.060	0.354	0.780	0.560	3239
Fscore 5	0.130	0.230	-0.406	-0.156	0.083	0.341	0.683	0.596	4066
Fscore 6	0.118	0.432	-0.382	-0.148	0.084	0.328	0.624	0.608	3985
Fscore 7	0.110	0.408	-0.355	-0.144	0.080	0.307	0.576	0.604	2948
Fscore 8	0.138	0.422	-0.317	-0.128	0.105	0.342	0.631	0.620	1330
Fscore 9	0.216	0.422	-0.255	-0.041	0.153	0.395	0.706	0.695	190
Lav (0-3)	0.090	0.622	-0.583	-0.333	-0.006	0.382	0.903	0.495	3439
Medium (4-7)	0.123	0.471	-0.406	-0.164	0.079	0.334	0.665	0.593	14238
Høy (8-9)	0.148	0.423	-0.312	-0.118	0.111	0.347	0.638	0.629	1520
Høy-lav	0.058	-0.20	0.272	0.215	0.117	-0.035	-0.26		
T-verdi	4.38***								

**Panel B: Markedsjustert avkastning**

	Gjns.	Std	10 %	25 %	Median	75 %	90 %	Andel Positiv	N
Alle selskaper	0.008	0.448	-0.481	-0.256	-0.034	0.204	0.533	0.458	19197
Fscore 0	-0.030	0.526	-0.610	-0.476	-0.004	0.250	0.777	0.484	31
Fscore 1	-0.092	0.575	-0.711	-0.506	-0.185	0.170	0.709	0.363	364
Fscore 2	-0.027	0.597	-0.661	-0.424	-0.136	0.244	0.848	0.381	1018
Fscore 3	-0.018	0.536	-0.598	-0.369	-0.092	0.224	0.656	0.414	2026
Fscore 4	0.014	0.495	-0.513	-0.295	-0.055	0.231	0.601	0.425	3239
Fscore 5	0.024	0.430	-0.442	-0.226	-0.016	0.212	0.522	0.479	4066
Fscore 6	0.007	0.387	-0.420	-0.221	-0.022	0.187	0.456	0.466	3985
Fscore 7	0.011	0.371	-0.404	-0.211	-0.013	0.184	0.432	0.481	2948
Fscore 8	0.027	0.382	-0.393	-0.195	-0.005	-0.201	0.478	0.492	1330
Fscore 9	0.097	0.378	-0.296	-0.113	0.039	0.227	0.584	0.563	190
Lav (0-3)	-0.029	0.559	-0.634	-0.403	-0.117	0.224	0.709	0.400	3439
Medium (4-7)	0.014	0.423	-0.445	-0.234	-0.024	0.200	0.499	0.467	14238
Høy (8-9)	0.035	0.382	-0.184	-0.184	0.000	0.205	0.501	0.501	1520
Høy-lav	0.064	-0.18	0.451	0.219	0.117	-0.019	-0.21		
T-verdi	4.91***								

Tabell 5: Avkastninger innenfor Fscore-klassifiseringene. Panel A og B presenterer etårig fremtidig råavkastning og markedsjustert kjøpe-og-holde-avkastning innenfor en Fscore-klassifisering mellom 0-9, og porteføljer som inkluderer Lav Fscore med klassifisering mellom 0-3, medium Fscore 4-7, og Høy Fscore 8-9 for 19197 bedriftsspesifikke observasjoner mellom 1997-2017. Signifikanstestene er utført gjennom bootstrap-regresjoner ved å bruke 1000 pseudo-replikasjoner for å få samsvarende distribusjon blant alle testene. \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Det mest interessante resultatet i tabell 5 er den stigende relasjonen mellom Fscore sorteringen og gjennomsnittlig avkastning. Råavkastningen og Fscore har, med unntak av Fscore 0, en relativt stabil stigning i avkastningen frem til Fscore 9. Samme trend gjelder innenfor markedsjustert avkastning, noe som indikerer at Fscore-effekten ikke kommer av størrelsesmomentet. Stigningen i avkastningen er også tydelig utover gjennomsnittet. I panel B øker avkastningen i både 10 % kvantilen, 25 % kvantilen og Medianen, når Fscoren øker. Tendensene til 75 % og 90 % kvantilen er noe mer ustabile, da en Høy Fscore ikke har størst



avkastning. Funnene indikerer at nedsiderisikoen er mindre, samtidig som at oppsiden er tilsvarende eller mindre enn de lavere Fscorene. Variasjonen til en Høy Fscore ser dermed ut til å være minst, som tydeliggjøres med at standardavviket reduseres når Fscore øker. Totalt sett indikerer resultatene at Fscore evner å skille mellom samtlige bedrifter, og gir ytterligere støtte til hypotese 2.

### 5.1.2 Kontrollering av risikofaktorer

Piotroski (2000) finner at Fscore er mer effektiv blant mindre aksjer. Spørsmålet er derfor om Fscore drives av effekten av størrelse eller andre velkjente anomalier. For å teste robustheten til Fscore, benyttes både CAPM og FFC-modellen basert på månedlig data. CAPM kontrollerer for markedsavkastning fratrukket risikofri rente, mens FFC også inkluderer størrelse, verdi og momentum.<sup>12</sup> Ved signifikant konstantledd (alfa) vil strategien gi robust meravkastning som ikke skyldes kontrollvariablene.

**Tabell 6**  
*Robusthet*

		CAPM			FFC					
		$\alpha$	MKT	$R^2$	$\alpha$	MKT	SMB	HML	WML	$R^2$
Høy	Koeff	0.40	0.93	0.74	0.31	0.94	0.33	0.32	-0.06	0.79
Fscore	T-verdi	2.43**	22.89***		2.20**	26.49***	4.20***	5.80***	-0.58	
Lav	Koeff	-0.78	1.24	0.68	-0.62	1.17	1.11	-0.15	-0.15	0.81
Fscore	T-verdi	-3.4***	21.42***		-3.3***	22.12***	11.75***	-1.41	-2.44**	
Høy-	Koeff	1.00	-0.30	0.12	0.76	-0.23	-0.76	0.46	0.09	0.42
Lav	T-verdi	4.64***	-4.68***		3.87***	-4.45***	-6.41***	3.94***	-1.09	
Piotr-	Koeff	1.43	-0.36	0.08	0.91	-0.22	-0.79	1.02	0.15	0.14
oski	T-verdi	4.09***	-3.34***		3.04***	-2.64***	-4.31***	6.57***	1.47	

Tabell 6: Robusthet: Fscore-strategier. Presenterer resultatene med månedlige meravkastning til fire ulike Fscore-strategier, kontrollert for risikofaktorer tilknyttet CAPM og FFC-modellen mellom mai 1997 til april 2017. Den 1. mai sorteres aksjene inn i porteføljer basert på foregående regnskapsårs Fscore og to års foregående regnskapsårs BM-klassifisering, som beholdes ut april påfølgende år. Signifikansnivåene er gitt gjennom tidsserieregresjon med Newey og West (1987) justerte t-statistikker med fem lags, for å teste nullhypotesen om at alfa er lik null. \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Tabell 6 viser at ved bruk av FFC-modellen (CAPM) har Piotroski-porteføljen den største estimerte alfaen og antyder en signifikant månedlig meravkastning på 0.91 % (1.43 %). Den nest største alfaen er på 0.76 (1.00) kommer fra forskjellen mellom Høy og Lav Fscore for totalen (Høy – Lav), etterfulgt av Høy Fscore 0.52 (0.63). Sistnevnte er signifikant på 5 % nivå, mens de to første er signifikant på 1 % nivå. Lav Fscore har som forventet en signifikant negativ alfa på -0.62 (-0.78), som tilsier at porteføljenes meravkastning er uavhengig av veldokumenterte risikofaktorer. Merkbart er også at porteføljene som inkluderer både en kort og lang posisjon har en signifikant negativ sammenheng med markedsutviklingen og SMB.

<sup>12</sup> Månedlige porteføljeavkastninger til risikofaktorene er hentet fra Kenneth Frenchs databibliotek.

Dette indikerer at «hedge-funksjonen» fungerer, i tillegg til at den største delen av avkastningen stammer fra en kort posisjon blant større, overprisede selskaper. Samtidig har samtlige porteføljer en signifikant positiv sammenheng med avkastningsforholdet mellom høye og lave BM-selskaper (HML). Piotroski-strategien har også en lav  $R^2$  sammenlignet med de andre strategiene.

I tillegg til robusthetstesten blir ulike mål på avkastning og risiko diskutert. I tabell 7 dokumenteres den overordnede sammenhengen mellom risiko og avkastning til Fscore-strategiene. Dette gjennomføres ved å se på den gjennomsnittlige månedlige avkastningen over 21 år, samt tre ulike risikomål; Standardavviket, Sharp-ratio, og Appraisal-ratio. Det er tydelig at Piotroski-porteføljen, med en avkastning på 1.25, har den beste gjennomsnittlige avkastningen gjennom utvalgets 252 måneder. Videre har Høy-Lav-strategien omtrent lik avkastning som en Høy Fscore-strategi (0.86 % og 0.85 %), mens en Lav Fscore-strategi har den laveste gjennomsnittlige avkastning (-0.19 %). Samtidig er det mest usikkerhet tilknyttet Lav Fscore, da denne porteføljen har størst standardavvik (6.62). I tillegg har Lav Fscore laveste Sharp- og Appraisal-ratio, som er på henholdsvis -0.03 og -0.21. En Lav Fscore-portefølje ser dermed ut til å ha en negativ avkastning ved å eksponeres for større risiko. Høy-Lav porteføljen har derimot minst standardavvik (3.77) og størst Sharp og Appraisal-ratio (0.23 og 0.26). Dette bekrefter muligheten for å kombinere Høy Fscore og Lav Fscore-selskaper, for å «hedge» en stabil avkastning gjennom å kjøpe vinneraksjer og selge taperaksjer.

**Tabell 7**  
*Risikobestemmelser*

Variabel	Gjns.	Std	Sharp	Appraisal
Høy Fscore	0.85 %	4.80	0.18	0.14
Lav Fscore	-0.19 %	6.62	-0.03	-0.21
Høy-Lav	0.86 %	3.77	0.23	0.26
Piotroski	1.25 %	5.57	0.22	0.21

Tabell 7: Risikobestemmelser: Fscore-strategier. Denne tabellen presenterer den forventede avkastningen og tre ulike risikobestemmelser for fire ulike Fscore-strategier ved 252 månedlige observasjoner mellom mai 1997 og april 2017.

## 5.2 Idiosynkratisk risiko

I den foregående seksjonen fant vi signifikant støtte for at Fscore kan benyttes for å skille vinnere fra tapere. Vi finner sterk støtte for at overprisede aksjer, som kjennetegnes av en lav Fscore, har en signifikant negativ avkastning. Videre analyse har som formål å se om det finnes en sammenheng mellom meravkastning, Fscore og idiosynkratisk risiko (IVOL). Først

undersøkes det om FFC-modellen priser porteføljer sortert etter IVOL. Deretter benyttes porteføljer av Fscore, BM og IVOL i den samme kjøpe-og-holde-perioden for å studere relasjonen mellom Fscore og IVOL.

### 5.2.1 Idiosynkratisk risiko og fremtidig avkastning

For å teste om FFC-modellen er feilpriset, lager Ang et al. (2006) porteføljer av avkastninger sortert etter IVOL. Dersom FFC-modellen ikke priser effekten av IVOL, vil en slik porteføljeutforming gi systematisk ulik avkastning (Ang et al., 2006). I tabell 8, viser panel A relasjonen mellom den Uavhengige porteføljens årlige markedsjusterte avkastning og IVOL. Videre ser panel B på om disse avkastningene kan forklares av de velkjente risikofaktorene til FFC-modellen. I likhet med Ang et al. (2006) viser Panel A at forskjellen mellom den høyeste og laveste IVOL-porteføljen har en signifikant negativ avkastning. Aksjer med Høy IVOL har dermed 1.91 % dårligere avkastning enn aksjer med Lav IVOL.

**Tabell 8**  
*Uavhengig portefølje og idiosynkratisk risiko*

<b>Panel A: Markedsjustert avkastning</b>										
Portefølje		Lav IVOL	Middels IVOL	Høy IVOL	Høy-lav	T-verdi				
Uavhengig		0.0136	0.0131	-0.0054	-0.0191	-2.09**				
<b>Panel B: Robusthetstest</b>										
IVOL	Variabel	CAPM			FFC					
		$\alpha$	MktRF	$R^2$	$\alpha$	MktRF	SMB	HML	WLM	$R^2$
Lav	Koef	0.44	0.78	0.71	0.31	0.81	0.05	0.46	-0.06	0.80
	T-verdi	2.44**	15.57***		2.65***	26.2***	0.62	7.54***	-1.58	
Mid	Koef	0.14	1.14	0.78	0.08	1.13	0.67	0.27	-0.11	0.84
	T-verdi	0.70	26.06***		0.48	33.4***	8.3***	5.27***	-2.74***	
Høy	Koef	-0.76	1.26	0.64	-0.54	1.16	1.28	-0.37	-0.22	0.80
	T-verdi	-2.88***	19.03***		-2.35**	20.9***	12.9***	-2.67***	-2.35**	
Høy -Lav	Koef	-1.37	0.48	0.17	-1.01	0.35	1.25	-0.84	-0.16	0.62
	T-verdi	-4.29***	5.15***		-4.27***	5.5***	10.7***	-4.66***	-1.99**	

Tabell 8: Avkastninger og robusthet: Uavhengig portefølje og idiosynkratisk risiko. Panel A presenterer ettårig fremtidig likevektig markedsjustert kjøpe-og-holde-avkastning til tre IVOL-strategier for 19197 bedriftsspesifikke observasjoner mellom 1997-2017. Observasjonene inndeles i Lav IVOL, Middels IVOL, eller Høy IVOL-porteføljer basert på om selskapet er under 30 % persentilen, mellom 30 % og 70 % persentilen, eller over 70 % persentilen ved mai basert på foregående 12 måneders distribusjon. Det brukes samme holdeperiode som ved Fscore for å beholde sammenligningsgrunnlag. I tillegg benyttes momentane tilgjengelige aksjekurser slik at «look-ahead-bias» unngås. Signifikanstestene er utført gjennom bootstrap-regresjoner ved å bruke 1000 pseudo-replikasjoner for å få samsvarende distribusjon blant alle testene. Panel B presenterer resultatene med månedlige meravkastningene til tre IVOL-strategier kontrollert for risikofaktorer tilknyttet CAPM og FFC-modellen mellom mai 1998 til april 2017. Signifikansnivåene er gitt ved tidsserieregresjon med Newey og West (1987) justerte t-statistikker med fem lags, for å teste om at alfa er lik null. \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\* p<0.01

I panel B blir avkastningen til den uavhengige porteføljen (fra panel A), sortert etter IVOL, månedlig robusthetstestet med FFC og CAPM-modellen.<sup>13</sup> Det viser seg at FFC-modellen har

<sup>13</sup> CAPM-modellen inkluderes for å synliggjøre effekten av FFC-variablene.

tydelige problemer med å prise den uavhengige porteføljens avkastning, da forskjellen mellom alfaen til Høy IVOL og Lav IVOL er -1.01 % og signifikant på 1 % nivå. En portefølje med Lav IVOL har en positiv alfa som er signifikant på 1 % nivå, mens en portefølje med Høy IVOL har en negativ alfa som er signifikant på 5 % nivå. Resultatene er i samsvar med IVOL- paradokset (Ang et al., 2006, 2009 og Stambaugh et al., 2015), som finner at markedet straffer investorer som påtar seg Høy IVOL og belønner de som påtar seg lav IVOL. En alternativ forklaring, konsistent med klassisk prisingsteori, er at IVOL-effekten reflekterer kompensasjon for en utelatt variabel av systematisk risiko (Fama og French, 1992). Barinov (2013) og Chen og Petkova (2012) konkluderer med at IVOL er en proxy på sensitiviteten til en priset volatilitetsfaktor. Forklaringen har derimot problemer med å imøtekomme forandringen i IVOL-effekten når man går fra Høy til Lav IVOL. Hvis IVOL korrelerer med en utelatt systematisk faktor, og denne faktoren har en negativ meravkastning, vil dette være konsistent med den negative IVOL-effekten, men ikke den positive IVOL-effekten (Stambaugh et al., 2015).

Totalt sett, gir resultatene fra tabell 8 støtte til Hypotese 3, slik at IVOL har en negativ sammenheng med fremtidig avkastning. For å videre undersøke IVOL-paradokset, inkluderes Fscore som en proxy på over- og underprisede aksjer. Stambaugh et al. (2015) argumenterer for at IVOL-effekten på forventet avkastning burde være negativ blant aksjer som er overpriset og positiv blant aksjer som er underpriset. I henhold til argumentet til Stambaugh et al. (2015) burde derfor Fscore egne seg godt til å identifisere over- og underprisede aksjer basert på IVOL.

### **5.2.2 Idiosynkratisk volatilitet og Fscore**

I tabell 9 presenteres sammenhengen mellom Fscore og IVOL innenfor den samme kjøpe-og-holde-perioden. I panel A fremkommer relasjonen mellom Fscore-signalene og IVOL, som viser tydelige tendenser til at IVOL har en negativ sammenheng med Fscore. Forskjellen mellom IVOL blant Lav Fscore og Høy Fscore er signifikant på 1 % nivå. Dette tilsier at IVOL er signifikant lavere blant bedrifter med gode fundamentale verdier. I tillegg har gjennomsnittet og medianen en stabil reduksjon fra Fscore 0 til Fscore 9. Denne tendensen ser også ut til å være gjeldene innenfor samtlige persentiler. Høy Fscore har minst IVOL innenfor begge halene (10 % og 90 % persentilen), mens Lav Fscore har størst IVOL innenfor begge halene. Den negative sammenhengen mellom Fscore og IVOL ser derfor ut til å være eksisterende over hele utvalget. I tillegg ser den negative relasjonen ut til å være vedvarende over tid. Figur E1 (Appendix E) viser at en Høy Fscore har lavere IVOL enn Lav Fscore

gjennom hele utvalgsperioden. Funnene tilsier dermed at Fscore har en negativ sammenheng med IVOL. Påfallende med tabell 5, hvor vi finner en systematisk økende avkastning med høyere Fscore, er IVOL systematisk synkende med høyere Fscore. Dette tilsier at en strategi som er lang i Høy Fscore-selskaper har lavere bedriftsspesifikk risiko.

**Tabell 9**  
*IVOL, Fscore og BM*

<b>Panel A: Fscore og idiosynkratisk risiko</b>								
	Gjns.	Std	10 %	25 %	Median	75 %	90 %	N
Alle selskaper	43.17	36.08	17.73	24.57	35.48	52.28	74.21	19197
Fscore 0	70.92	42.05	34.95	42.28	56.93	86.62	126.4	31
Fscore 1	75.98	60.41	37.04	46.23	65.18	86.15	120.1	364
Fscore 2	69.61	55.52	33.37	43.43	58.22	80.66	113.8	1018
Fscore 3	58.86	58.86	25.93	35.01	48.27	67.92	94.38	2026
Fscore 4	46.91	33.84	19.97	27.38	40.11	57.05	79.94	3239
Fscore 5	39.78	29.42	17.24	23.28	33.38	47.92	68.07	4066
Fscore 6	36.08	26.46	16.22	21.84	30.86	43.71	60.53	3985
Fscore 7	34.39	19.83	16.17	21.94	29.77	41.82	57.38	2948
Fscore 8	33.36	17.80	15.60	20.85	29.27	40.45	55.94	1330
Fscore 9	29.03	16.47	14.54	18.30	24.20	34.92	47.40	190
Lav (0-3)	63.97	57.00	28.61	38.52	53.02	74.30	103.4	3439
Medium (3-7)	39.25	28.39	17.08	23.24	33.00	47.75	66.43	14238
Høy (8-9)	32.82	17.69	15.48	20.51	28.68	39.86	54.63	1520
Høy-lav	-31.14	-39.3	-13.13	-18.01	-24.35	-34.44	-48.7	
T-verdi	-29.06***							
<b>Panel B: Porteføljer og IVOL</b>								
Fscore/BM	Uavhengig	Vekst	Medium	Verdi	Verdi – vekst	T-verdi		
Uavhengig	43.168	45.562	40.094	45.012	-0.551	-0.76		
Lav	63.965	67.081	60.338	64.901	-2.180	-0.76		
Medium	39.249	40.591	36.637	41.587	0.996	1.54		
Høy	32.821	31.477	31.274	36.122	4.645	3.99***		
Høy - lav	-31.144	-35.604	-29.065	-28.779				
T-verdi	-29.06***	-19.4 ***	-21.4***	-11.7***				
Piotroski-portefølje:								
Koeffisient	-30.959							
T-verdi	-16.19***							
<b>Panel C: Avkastning sortert etter Fscore og IVOL</b>								
Portefølje	Lav IVOL	Middels IVOL	Høy IVOL	Høy-lav	T-verdi			
Uavhengig	0.0136	0.0131	-0.0054	-0.0191	-2.09**			
Lav Fscore	0.0095	-0.0147	-0.0446	-0.0541	-2.32***			
Middels	0.0125	0.0146	0.0175	0.0050	0.45			
Høy Fscore	0.0235	0.0605	0.0090	-0.0146	-0.42			

Tabell 9: Sammenheng: IVOL, Fscore og BM. Panel A presenterer årlig IVOL innenfor en Fscore-klassifisering mellom 0-9, og porteføljer som inkluderer Lav Fscore med klassifisering mellom 0-3, medium Fscore 4-7, og Høy Fscore 8-9. IVOL kalkullers gjennom daglige data innenfor den samme holdeperioden som årlige Fscore avkastninger for å studere innværende effekt. Panel B inneholder gjennomsnittlig årlig IVOL på BM-strategier, sammenfallende med Fscore-klassifiseringen. Piotroski-porteføljen består av å være lang i verdiselskaper med Høy Fscore, og kort i vekstselskaper med Lav Fscore. Panel C viser et-årlige fremtidig likevektig markedsjusterte kjøpe-og-holde avkastninger på IVOL-strategiene, sammenfallende med Fscore-klassifiseringen. Alle panelene baser seg på 19197 bedriftsspesifikke observasjoner mellom 1997-2017. Signifikanstestene er utført gjennom bootstrap-regresjoner ved å bruke 1000 pseudo-replikasjoner for å få samsvarende distribusjon blant alle testene. \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

I panel B viser det seg at sammenhengen i panel A er konsistent på tvers av BM-klassifiseringen. Porteføljene Vekst, Medium og Verdi er alle signifikante på 1 % nivå, som tilsier at selskaper med Høy Fscore har signifikant lavere IVOL uavhengig av BM-portefølje. Bedrifter med svake fundamentar har dermed en større bedriftsspesifikk risiko enn de med sterke fundamentar. Videre viser panel B at en Verdi – Vekst portefølje med Lav og Medium Fscore ikke er signifikant, mens Verdi – Vekst med Høy Fscore er signifikant på 1 % nivå. Dette er aksjer som ifølge Piotroski og So (2012) er mest overpriset, som i samsvar med Stambaugh et al. (2015) ser ut til å ha den største positive sammenhengen med IVOL. I Piotroski-porteføljen har den lange posisjonen signifikant mindre IVOL enn den korte posisjonen. Overprisede aksjer har derfor høyere IVOL enn underprisede aksjer.

I figur E2 (Appendix E) fremkommer den årlige gjennomsnittlige ratioen mellom meravkastning og IVOL for hvert selskap i den samme kjøpe-og-holde-perioden innenfor både Høy og Lav Fscore. Selskapene med den beste endringen i fundamentene har større kompensasjon for risiko, da lavere IVOL gir høyere avkastning. Kompensasjonen er størst blant Høy Fscore i 18 av 21 år i utvalget og er positiv i to tredjedeler av perioden. Utviklingen til «kompensasjonsraten» har også interessante bemerkninger før og etter vendepunktene mellom store ned- og oppgangsperioder. I store bull-markeder, slik som i oppgangsperiodene etter dotcom-boblen og finanskrisen i henholdsvis 2004 og 2010, kompenseres Høy og Lav Fscore med relativt lik avkastning. Selv om avkastningen i forhold til IVOL er lavere i 2009, er Høy Fscore stort sett større enn Lav Fscore.

I panel C presenteres månedlig markedsjustert avkastning sortert etter IVOL, der forskjellen mellom en Høy og Lav IVOL-portefølje sammenlignes. I tillegg utvides den Uavhengige porteføljen til Ang et al. (2006) med å inkludere fundamentale forskjeller basert på Fscore (Lav, Middels og Høy Fscore). Ved å inkludere utvalgets fundamentale forskjeller, er det tydelig at sammenhengen mellom avkastning og IVOL er størst blant bedrifter med svake fundamentar. I en Lav Fscore-portefølje er forskjellen på avkastningen til Høy IVOL og Lav IVOL signifikant negativ på 5.41 %, som er betydelig lavere enn den Uavhengige porteføljen. Samtidig har avkastningen til Middels og Høy Fscore ingen signifikant sammenheng med forskjellen mellom Høy og Lav IVOL (Høy – Lav). Totalt sett indikerer dette at IVOL-effekten er størst blant bedrifter med svake fundamentale verdier. Resultatene presentert i dette avsnittet gir dermed støtte til hypotese 4, om at overprisede aksjer har negativ effekt med forventet avkastning. Samtidig er det ingen støtte for Hypotese 5, noe som tilsier at

underprisede selskaper ikke har en positiv signifikant sammenheng med IVOL.

Stambaugh et al. (2015) legger frem en mulig forklaring på hvorfor IVOL har en negativ sammenheng med Lav Fscore, mens underprisede aksjer ikke påvirkes av IVOL. For å utnytte forventingsfeilen til overprisede aksjer, må investoren besitte en kort posisjon, mens en lang posisjon er tilstrekkelig for å utnytte underprisede aksjer. Risikoen knyttet til arbitrasjemuligheten er på grunn av nedsiderisikoen, større blant overprisede aksjer. Konsekvensen av dette er ifølge Stambaugh et al. (2015) asymmetrisk arbitrasje, der investorene ofte er motvillige eller ikke i stand til å utnytte en overpriset aksje. Asymmetrisk arbitrasje vil av den grunn gjøre at IVOL-effekten har en negativ sammenheng med overprisede aksjer. På samme måte, blant underprisede aksjer, burde IVOL-effekten på forventet avkastning være positiv. Med arbitrasjeasymmetri vil derimot markedet eliminere mer underprising enn overprising. Dette har en sammenheng med at mengden kapital som bærer arbitrasjerisikoen er mindre i korte posisjoner sammenlignet med lange posisjoner (Stambaugh et al., 2015).

En type arbitrasjerisiko, ofte omtalt som «noise-trader», er en følge av at ugunstig prisutvikling kan kreve ytterligere kapital for å opprettholde en kort posisjon (Shleifer og Vishny, 1997). Slike ugunstige prisutviklinger kan tvinge investorer til å redusere den korte posisjonen før fortjenesten fra feilprisingen realiseres. Savor og Gamboa-Cavazos (2014) finner empirisk støtte for at investoren reduserer den korte posisjonen etter ugunstige prisbevegelser, spesielt hvis den korte posisjonen er rettet mot å profitte på overprising. Følgelig kan korte posisjoner ofte være en kamp om likviditet. Figur E3 (Appendix E) presenterer Appraisal-raten mellom alfaen generert av robusthetstesten og idiosynkratisk risiko. Over perioden 1997 til 2017 er Lav Fscore negativ 76 % av tilfellene. Det er dermed enkelte avvik, der lav Fscore gir en sterk positiv avkastning. Under slike ugunstige prisbevegelser vil risikoen til den korte posisjonen øke, og investor vil derfor redusere kapitalen i den korte porteføljen (Savor og Gamboa-Cavazos, 2014). Konsekvensen av dette er at overprisede aksjer bruker lengre tid enn underprisede aksjer på å konvergere tilbake til riktig pris.

Basert på diskusjonen ovenfor er det tydelig at Fscore har en sterk sammenheng med arbitrasjerisiko. Overordnet vil den negative sammenhengen mellom IVOL og Lav Fscore være sterkere enn den positive sammenhengen mellom Høy Fscore og IVOL. Dette kommer frem både i den uavhengige porteføljen (Tabell 8) og Piotroski-porteføljen. Piotroski-

porteføljen har den største avkastningen fra den korte posisjonen slik at den negative IVOL-effekten, i henhold til argumentasjonen til Stambaugh et al. (2015), vil dominere strategien og skape det observerte IVOL-paradokset. Med forklaringen til Stambaugh et al. (2015) vil derfor Piotroski-strategiens meravkastning, rettfærdiggjøres gjennom høyere risiko. Det kan derfor tenkes at alfaen i FFC-modellen forsvinner hvis Fscore sin evne til å identifisere over- og underprisede selskaper innen høye IVOL-selskaper inkluderes i tidsserieregresjonen.

**Tabell 10**  
*Robusthet på Piotroski-strategien*

		$\alpha$	MktRF	SMB	HML	WLM	IHMLF	$R^2$
Piotroski-strategien	Koeffisient	0.91	-0.22	-0.79	1.02	0.15		0.14
	T-verdi	3.04***	-2.64***	-4.31***	6.57***	1.47		
Piotroski-strategien	Koeffisient	0.84	-0.14	-0.72	0.97	0.17	0.22	0.48
	T-verdi	3.07***	-1.63	-4.57***	7.08***	1.72*	5.92***	

Tabell 10: Robusthet på Piotroski-strategien. Denne modellen sammenligner den tidligere robusthetstesten fra tabell 6 med en ny robusthetstest som inkluderer effekten av IVOL. Resultatene presenterer Piotroski-strategien med månedlige meravkastning, kontrollert for risikofaktorene til FFC-modellen mellom mai 1997 til april 2017, med og uten IHMLF. IHMLF (IVOL: High Minus Low Fscore) er forskjellen mellom Høy og Lav Fscore i en Høy IVOL-portefølje. IHMLF er beregnet etter Fama og French standarden, ved å ta  $0,5*(Small\ Høy\ IVOL\ Høy\ Fscore + Big\ IVOL\ Høy\ Fscore) - 0,5*(Small\ Høy\ IVOL\ Lav\ Fscore + Big\ IVOL\ Lav\ Fscore)$ . Den 1. mai sorteres aksjene inn i porteføljer basert på foregående regnskapsårs Fscore og siste tolv måneders IVOL. Signifikansnivåene er gitt gjennom tidsserieregresjon med Newey og West (1987) justerte t-statistikker med fem lags, for å teste nullhypotesen om at alfa er lik null. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell 10 presenterer en robusthetstest på Piotroski-strategien med og uten arbitrasjerisiko, der IHMLF benyttes som en proxy på arbitrasjerisikoen. I tabell 6 hadde Piotroski-strategien en forklaringsgrad på 0.14, som er betydelig lavere enn de andre Fscore-strategiene. Forklaringskraften til Piotroski-strategien øker fra 0.14 til 0.48 ved å inkludere IHMLF (signifikant på 1 % nivå). Videre går MktRF fra å være signifikant på 1 % nivå, til å ikke være signifikant når IHMLF inkluderes, uten at det eksisterer noen effekter fra multikollinearitet (Appendix G). Differansen mellom Høy og Lav Fscore medfører en negativ sammenheng mellom Piotroski-strategien og MktRF, da den største avkastningen kommer av den korte posisjonen. Når IHMLF inkluderes vil derimot hedge-posisjonen synliggjøres i modellen. Økonomisk teori indikerer derfor at forskjellen mellom MktRF og Piotroski-strategien reduseres. Selv om arbitrasjerisikoen forklarer noe av Piotroski-strategien, er alfaen fortsatt signifikant på 1 % nivå. Det er dermed ingen støtte for hypotese 6, om at alfaen forsvinner med arbitrasjerisiko. I følge Lakonishok et al. (1994) og Piotroski og So (2012) tilsier dette at Piotroski-strategien er feilpriset og at den signifikante alfaen skyldes forventningsfeil. Fra et risikobasert ståsted vil derimot den signifikante alfaen være et resultat av uobserverbare risikofaktorer (Fama og French, 1992), slik at Piotroski-strategien er en følge av risikokompensasjon.



## 6. Konklusjon

I denne artikkelen undersøkes det om en regnskapsbasert fundamentalanalyse (Fscore) kan benyttes for å skille vinnere og tapere, og om Piotroski-strategiens markedsjusterte avkastning er en følge av eksponering av idiosynkratisk volatilitet (IVOL) eller feilprising. Våre empiriske resultater foreslår at Fscore identifiserer vinnere og tapere innenfor det amerikanske markedet i perioden 1997-2017. Først og fremst er det tydelig at en Høy Fscore identifiserer underprisede aksjer, mens Lav Fscore evner å identifisere overprisede aksjer. Resultatene er konsistent på tvers av de ulike BM-porteføljene. Vi finner derimot at forskjellen mellom høy og lav Fscore er størst blant vekst- og mediumporteføljer, mens verdiporteføljen viser seg å ikke være signifikant. En lang strategi i selskaper med Høy Fscore gir også en stabilt høyere meravkastning, med mindre IVOL enn Lav Fscore, noe som muliggjør en stabil hedge-mulighet. I samsvar med Piotroski og So (2012) er den markedsjusterte avkastningen høyest ved å kombinere de to porteføljene med størst forventningsfeil (Piotroski-strategien). Fscore gir dermed størst avkastning ved å kombinere en lang posisjon i verdiselskaper med Høy Fscore med en kort posisjon i vekstselskaper med Lav Fscore.

For det andre finner vi at forventningsfeilen til Fscore kan forklares av IVOL-paradokset. Mer spesifikt har bedrifter med Lav Fscore og Høy IVOL, en negativ avkastning. Selskaper med Høy Fscore og Lav IVOL har derimot en positiv avkastning. Fscore evner derfor å identifisere over- og underprisede selskaper basert på IVOL. IVOL-effekten viser seg å være sterkere i en Lav Fscore-portefølje, sammenlignet med en Høy-Fscore portefølje. Stambaugh et al. (2015) begrunner dette med asymmetrisk arbitrasje, der en overprisede selskaper har høyere arbitrasjerisiko. Piotroski-strategiens forventningsfeil, som har størst avkastning fra overprisede selskaper, vil derfor komme av høyere eksponering av risiko. Strategien har derimot en signifikant alfa etter FFC-modellen korrigeres for arbitrasjerisiko, selv om variabelen er signifikant. Robusthetstesten tilsier at Piotroski-strategien ikke kan forklares av systematisk eller idiosynkratisk risiko, slik at avkastningen er en følge av feilprising. Denne artikkelen bidrar derfor med støtte til Stambaugh et al. (2015) sin argumentasjon tilknyttet IVOL-paradokset asymmetriske arbitrasje. Vi finner derimot ikke støtte fra robusthetstestene, slik at feilprisingsteorien til Piotroski og So (2012) ikke kan avkreftes.

Fremtidig forskning burde, i tillegg til å studere om andre fundamentale investeringsstrategier kan forklares av asymmetrisk arbitrasje, undersøke alternative mål for arbitrasjerisiko i

robusthetstesting. I tillegg hadde det vært interessant å korrigere for etterspørselen tilknyttet «lottery-like stocks» for å fremheve den grunnleggende sammenhengen mellom IVOL og fundamentalanalyse.

## Referanser:

- Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., og Zhang, X. (2006)  
The Cross-Section of Volatility and Expected Returns, *The Journal of Finance*, 61(1), s. 305-312, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00836.x>
- Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., og Zhang, X. (2009)  
High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence, *The Journal of Economics*, 91(1), s. 1-23, <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.12.005>
- Bali, T.G., Cakici, N., og Whitelaw, R.F (2011)  
Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns, *The Journal of Economics*, 99(2), s. 427-446, <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.08.014>
- Bali, T.G., Engle, R.F., og Murray, S. (2016)  
Empirical Asset Pricing: The Cross Section of Stock Returns, Hoboken, New Jersey, John Wiley & Sons
- Barinov, A. (2013)  
Analyst Disagreement and Aggregate Volatility Risk, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(6), s. 1877-1900, <https://doi.org/10.1017/S002210901400009X>
- Basu, S. (1997)  
The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings *The Journal of Accounting and Economics*, 24(1), s. 3-37, [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00014-1](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00014-1)
- Black, F. (1972)  
Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *The Journal of Business*, 45(3), s. 444-455, <http://www.jstor.org/stable/2351499>
- Campbell, J.Y., Hilscher, J., og Szilagyi, J. (2008)  
In Search of Distress Risk, *The Journal of Finance*, 63(6), s. 2899-2939, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01416.x>
- Campbell, J.Y., Lettau, M., Malkiel B.G., Xu, Y. (2001)  
Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk, *The Journal of Finance*, 56(1), s. 1-43, <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00318>
- Cao, J., og Han, B. (2014)  
Idiosyncratic risk, costly arbitrage, and the cross-section of stock returns, *Journal of Banking & Finance*, 73, s. 1-15, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.08.004>
- Carhart, M. (1997)  
On Persistence in Mutual Fund Performance, *The Journal of Finance*, 52(1), s. 57-82, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
- Chan, L.C.K., Jagadeesh, N., og Lakonishok, J. (1995)  
Evaluating the performance of value versus glamour stocks The impact of selection

- bias, *Journal of Financial Economics*, 38(3), s. 269-296, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(94\)00818-L](https://doi.org/10.1016/0304-405X(94)00818-L)
- Chan, L.C.K., Hamao, Y., og Lakonishok, J. (1991)  
Fundamentals and Stock Returns in Japan, *The Journal of Finance*, 46(5), s. 1739-1764, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04642.x>
- Chen, L.H., Jing, G.J., Xu, Danielle, X., og Yao, Tong (2012)  
Dissecting the Idiosyncratic Volatility Anomaly, Working paper, *Washington State University, Gonzaga University, and University of Iowa*,  
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2023883>
- Chen, Z., og Petkova, R. (2012)  
Does Idiosyncratic Volatility Proxy for Risk Exposure?, *The Review of Financial Studies*, 25(9), s. 2745-2787, <https://doi.org/10.1093/rfs/hhs084>
- Chen, N., og Zhang, F. (1998)  
Risk and Return of Value Stocks, *The Journal of Business*, 71(4), s. 501-535,  
<http://www.jstor.org/stable/10.1086/209755>
- Clubb, C., og Naffi, M. (2007)  
The Usefulness of Book-to-Market and ROE Expectations for Explaining UK Stock Returns, *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(1-2), s. 1-32,  
<https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2006.00662.x>
- De Bondt, W.F.M., Thaler, R.H. (1987)  
Further Evidence On Investor Overreaction and Stock Market Seasonality, *The Journal of Finance*, 42(3), s. 557-581, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04569.x>
- Dhatt, M.S., Kim, Y.H., og Mukherji, S. (2004)  
Can Composite Value Measures Enhance Portfolio Performance?, *The Journal of Investing*, 13(4), s. 42-48, <https://doi.org/10.3905/joi.2004.450755>
- Elleuch, J., og Trabelsi, L. (2009)  
Fundamental analysis strategy and the prediction of stock returns, *International Research Journal of Finance & Economics*, 30(1), s. 95-107
- Fama, E.F., og French, K.R. (1992)  
The Cross-Section of Expected Stock Returns, *The Journal of Finance*, 47(2), s. 427-465, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- Fama, E.F., og French, K.R. (1993)  
Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33(1), s. 3-56, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E.F., og French, K.R. (1995)  
Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, *The Journal of Finance*, 50(1), s. 131-155, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05169.x>

- Fama, E.F., og French, K.R. (2005)  
Equity Portfolio Diversification, *Journal of Financial Economics*, 76(3), s. 549-582,  
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.10.003>
- Goetzmann, W., og Kulmar, A. (2008)  
Equity Portfolio Diversification, *Review of Finance*, 12(3), s. 433-463,  
<https://doi.org/10.1093/rof/rfn005>
- Graham, B., og Dodd, D.L. (1934)  
Security Analysis, New York, *Whittrsey House McGraw-Hill Book Co.*
- Han, B., og Kumar, A. (2013)  
Speculative Retail Trading and Asset Prices, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(2), s. 377-404 <https://doi.org/10.1017/S0022109013000100>
- Huang, Y., Yang, J., og Zhang, Y. (2013)  
Value premium in the Chinese stock market: free lunch or paid lunch?, *Applied Financial Economics*, 23(4), s. 315-324  
<https://doi.org/10.1080/09603107.2012.720010>
- Jin, L (2013)  
Idiosyncratic volatility, arbitrage risk, and anomaly returns, PhD thesis, *University of Pennsylvania*.
- Jones, C.M., og Rhodes-Kropf, M. (2003)  
The price of diversifiable risk in venture capital and private equity, Working paper, *Columbia University*
- La Porta, R. (1996)  
Expectations and the Cross-Section of Stock Returns, *The Journal of Finance*, 51(5), s. 1715-1742, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05223.x>
- Lakonishok, J., Shleifer, A., og Vishny, R.W. (1994)  
Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk, *The Journal of Finance*, 49(5), s. 1541-1578, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04772.x>
- Lee, C.M.C. (2001)  
Market efficiency and accounting research: a discussion of 'capital market research in accounting' by S.P. Kothari, *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), s. 233-253, [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00038-6](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00038-6)
- Lintner, J (1965)  
SECURITY PRICES, RISK, AND MAXIMAL GAINS FROM DIVERSIFICATION, *The Journal of Finance*, 20(4), s. 587-615, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1965.tb02930.x>
- Malkiel, B.G., og Xu, Y. (2000)  
Idiosyncratic risk and security returns. Working paper, *Department of Economics, Princeton*, <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.255303>

- McLean, R.D., og Pontiff, J. (2015)  
Does academic research destroy stock return predictability?, *The Journal of Finance*, 71(2), s. 5-32, <https://doi.org/10.1111/jofi.12365>
- Merton, R (1987)  
A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information, *The Journal of Finance*, 42(3), s. 483-510, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x>
- Mohanram, P (2005)  
Separating Winners from Losers among LowBook-to-Market Stocks using Financial Statement Analysis, *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), s. 133-170, <https://doi.org/10.1007/s11142-005-1526-4>
- Mossin, J. (1966)  
Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica*, 34(4), s. 768-783, <http://www.jstor.org/stable/1910098>
- Newey, W.K., og West, K.D.(1987)  
Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation, *International Economic Review*, 28(3), s. 777-787, <http://www.jstor.org/stable/2526578>
- Novy-Marx, R. (2013)  
The other side of value: The gross profitability premium, *Journal of Financial Economics*, 108(1), s. 1-28, <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.01.003>
- Penman, S.H. (1996)  
The Articulation of Price-Earnings Ratios and Market-to-Book Ratios and the Evaluation of Growth, *Journal of Accounting Research*, 34(2), s. 235-259, <http://www.jstor.org/stable/2491501>
- Piotroski, J.D. (2000)  
Value Investing: The Use of Historical Financial Statement Information to Separate Winners from Losers, *Journal of Accounting Research*, 38(1), s. 1-41, <http://www.jstor.org/stable/2672906>
- Piotroski, J.D., So, E.C. (2012)  
Identifying Expectation Errors in Value/Glamour Strategies: A Fundamental Analysis Approach, *The Review of Financial Studies*, 25(9), s. 2841-2875, <https://doi.org/10.1093/rfs/hhs061>
- Pätäri, E., Karell, V., Luukka, P., og Yeomans, J.S. (2017)  
Comparison of the multicriteria decision-making methods for equity portfolio selection: The U.S. evidence, *European Journal of Operational Research*, 265(2), s. 655-672, <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2017.08.001>
- Rosenberg, B., Ried, K., og Lanstein, R. (1985)  
Persuasive Evidence of Market Inefficiency, *Journal of Portfolio Management*, 11, s. 18-28

- Ross, S.A. (1976)  
The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory*, 13, s. 341-360
- Savor, P.G., og Gamboa-Cavazos, M. (2014)  
Holding on to Your Shorts: When Do Short Sellers Retreat?, Working paper, *Temple University and AQR Capital Management, LLC*,  
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.689162>
- Sharpe, W.F (1964)  
CAPITAL ASSET PRICES: A THEORY OF MARKET EQUILIBRIUM UNDER CONDITIONS OF RISK\*, *The Journal of Finance*, 19(3), s. 425-442,  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Shleifer, A., og Vishny, R. (1997)  
The Limits of Arbitrage, *The Journal of Finance*, 52(1), s. 35-55,  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03807.x>
- Shumway, T. (1997)  
The Delisting Bias in CRSP Data, *The Journal of Finance*, 52(1), s. 327-340,  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03818.x>
- Stambaugh, R.F., Yu, J., og Yuan, Y. (2015)  
Arbitrage Asymmetry and the Idiosyncratic Volatility Puzzle, *The Journal of Finance*, 70(5), s. 1903-1948, <https://doi.org/10.1111/jofi.12286>
- Vassalou, M., og Xing, Y. (2004)  
Default Risk in Equity Returns, *The Journal of Finance*, 59(2), s. 831-868,  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00650.x>
- Yen, J.Y., Sun, Q., og Yan, Y. (2004)  
Value versus growth stocks in Singapore, *Journal of multinational Financial Management*, 14(1), s. 19-34, [https://doi.org/10.1016/S1042-444X\(03\)00036-7](https://doi.org/10.1016/S1042-444X(03)00036-7)
- Zhang X. (2013)  
Book-to-Market Ratio and Skewness of Stock Returns, *The Accounting Review*, 88(6), s. 2213-2240, <https://doi.org/10.2308/accr-50524>

## Appendix

### Appendix A: Variabeldefinerings

**Tabell A1**  
Variabeldefinerings av Fscore

Variabel	Beskrivelse	Signal
<b>Lønnsomhet</b>		
Totalkapitalrentabilitet (ROA)	$ROA_t = \frac{\text{Resultat før ekstraordinære poster}_t}{\text{Eiendeler}_{t-1}}$	$F1: ROA_t = \begin{cases} 1 & \text{hvis } ROA_t > 0 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$
Endring i ROA	$\Delta ROA_t = ROA_t - ROA_{t-1}$	$F2: \Delta ROA_t = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \Delta ROA_t > 0 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$
Operasjonell kontantstrøm	$CFO_t = \frac{\text{Operasjonell kontantstrøm}_t}{\text{Eiendeler}_{t-1}}$	$F3: CFO_t = \begin{cases} 1 & \text{hvis } CFO_t > 0 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$
Periodiseringer	$Accrual_t = \frac{CFO_t - ROA_t}{\text{Eiendeler}_t}$	$F4: Accrual_t = \begin{cases} 1 & \text{hvis } Accrual_t > 0 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$
<b>Operasjonell effektivitet</b>		
Endring i driftsmargin	$\Delta Margin_t = \frac{EBITDA_t}{\text{Salgsinntekter}_t} - \frac{EBITDA_{t-1}}{\text{Salgsinntekter}_{t-1}}$	$F5: \Delta Margin_t = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \Delta Margin_t > 0 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$
Endring i omløpshastighet	$\Delta TURN_t = \frac{\text{Salgsinntekter}_t}{\text{Eiendeler}_t} - \frac{\text{Salgsinntekter}_{t-1}}{\text{Eiendeler}_{t-1}}$	$F6: \Delta Turn_t = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \Delta Turn_t > 0 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$
<b>Kapitalstruktur og likviditet</b>		
Endring i gjeldsgrad	$\Delta Lever_t = \frac{\text{Lansiktig gjeld}_t}{\text{Eiendeler}_{t,t-1}} - \frac{\text{Lansiktig gjeld}_{t-1}}{\text{Eiendeler}_{t-1,t-2}}$	$F7: \Delta Lever_t = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \Delta Lever_t < 0 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$
Endring i likviditetsgrad 1	$\Delta Liquid_t = \frac{\text{Omløpsmidler}_t}{\text{Kortsiktig gjeld}_t} - \frac{\text{Omløpsmidler}_{t-1}}{\text{Kortsiktig gjeld}_{t-1}}$	$F8: \Delta Liquid_t = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \Delta Liquid_t > 0 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$
Aksjeemisjon	$EQ\_OFFR_t = \text{Utstedelse av ordinære aksjer}_t$	$F9: EQ\_offer_t = \begin{cases} 1 & \text{hvis } EQ\_OFFR_t = 1 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$

ROA= Return on assets. Årsresultat fratrukket fra ekstraordinære kostnader, delt på sum eiendeler ved begynnelsen av regnskapsperioden.  $\Delta ROA$ = ROA regnskapsperiode t, fratrukket fra ROA regnskapsperiode t-1. Operasjonell kontantstrøm= Kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, delt på sum eiendeler begynnelsen av regnskapsperioden. Periodiseringer= Årsresultat fratrukket fra ekstraordinære kostnader, fratrukket fra kontantstrøm fra drift.  $\Delta$ driftsmargin= Bruttomargin år t (omsetning fratrukket fra varekostnad), delt på omsetning år t, fratrukket fra bruttomargin år t-1 delt på omsetning år t-1.  $\Delta$ Omløpshastighet=  $\Delta$ forholdstallet mellom omsetning og sum eiendeler ved begynnelsen av regnskapsperioden  $\Delta$ Gjeldsgrad= Forholdstallet mellom langsiktig gjeld og sum eiendeler i regnskapsperiode t, fratrukket fra forholdstallet mellom langsiktig gjeld og sum eiendeler i regnskapsperiode t-1.  $\Delta$ Likviditetsgrad 1= Forholdstallet mellom kortsiktig gjeld og omløpsmidler i regnskapsperiode t, fratrukket fra forholdstallet mellom kortsiktig gjeld og omløpsmidler år t-1. Aksjeemisjon= Indikerer om det er gjennomført aksjeemisjon gjennom utstedelse av nye aksjer i regnskapsperioden.

### Appendix B: BM beregning

BM blir beregnet i tråd med Fama og French (1995) og Bali et al. (2016, s 177-181).

$$BM = \frac{\text{bokverdien av egenkapitalen (BE)}}{\text{egenkapitalens markedsverdi (ME)}}$$

$$ME = \frac{\text{Antall utestående aksjer (ALTPRC)} * \text{prisen på aksjen (SHROUT, PRC hvis ikke tilgjengelig)}}{1000}$$



BE (Compustat felt) = Book value of equity (SEQ) + Deferred taxes (TXDB) + Investment tax credit (ITCB) – book value of preferred stock (BVPS)

$$BVPS = \begin{cases} PSTKRV, \text{ hvis tilgjengelig} \\ PSTKL, \text{ hvis tilgjengelig og PSTKRV ikke tilgjengelig} \\ PSTK, \text{ hvis tilgjengelig og PSTKRV, PSTKL ikke tilgjengelig} \\ 0, \text{ ellers} \end{cases}$$

PSTKRV = Redemption value. PSTKL = the liquidating value. PSTK = The par value. Hvis SEQ eller TXDB er missing, kalkuleres ikke BM, mangler det data på enten ITCB eller BVPS antar vi at de er 0 og kalkulerer BM.

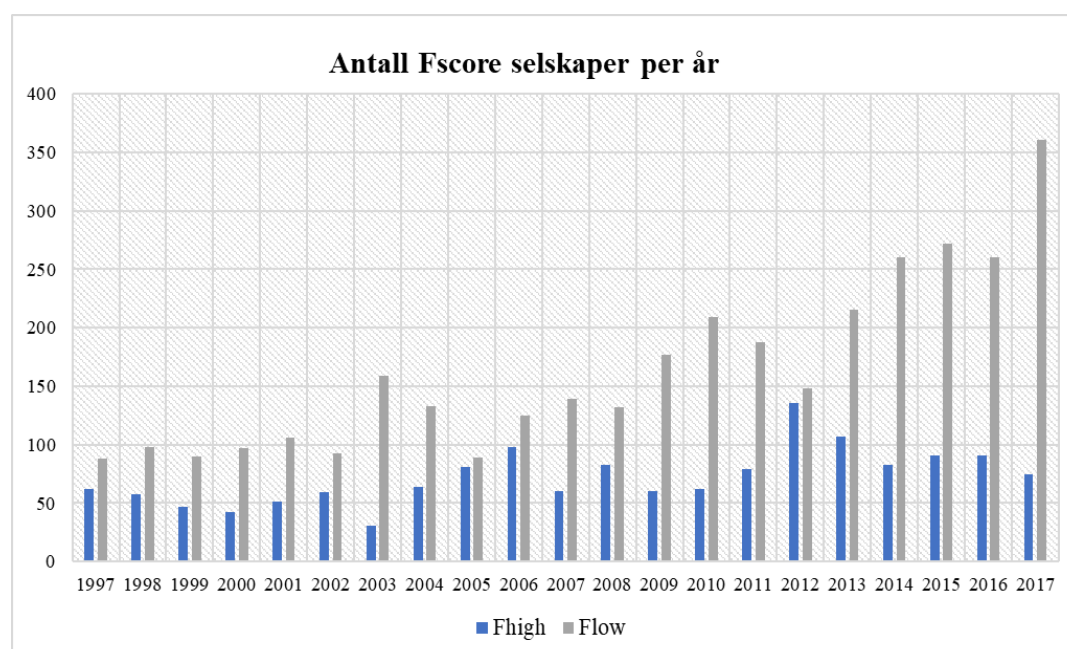
## Appendix C: Korrelasjonsmatrise for det totale utvalget

**Tabell B1**  
Korrelasjonsmatrise for alle 19,197 bedrift-spesifikke observasjoner

	Roa	ΔRoa	ΔCFO	ΔAccrual	ΔTurn	ΔMargin	ΔLiquid	ΔLever	EQ_offer	IVOL	Fscore
Return	0.031	0.008	0.047	-0.026	-0.011	0.006	-0.005	-0.016	0.05	-0.125	0.022
MA.ret	0.044	-0.001	0.102	0.09	0.002	-0.002	-0.005	-0.016	0.05	-0.08	0.034
Roa	1.000	0.223	0.71	0.497	0.008	0.0186	0.0014	-0.054	0.15	-0.262	0.361
ΔRoa	—	1.000	0.05	0.184	-0.043	-0.002	0.026	-0.027	-0.012	-0.003	0.089
ΔCFO	—	—	1.000	-0.055	0.011	0.026	-0.023	-0.046	0.158	-0,27	0.421
ΔAccrual	—	—	—	1.000	0.017	-0.002	0.034	-0.031	0.03	0.101	0.084
ΔTurn	—	—	—	—	1.000	0.0004	-0.002	-0.008	-0.007	-0.013	0.072
ΔMargin	—	—	—	—	—	1.000	-0.001	0.012	0.003	-0.003	0.012
ΔLiquid	—	—	—	—	—	—	1.000	0.022	-0.005	-0.015	0.062
ΔLever	—	—	—	—	—	—	—	1.000	0.056	0.03	-0.20
EQ_offer	—	—	—	—	—	—	—	—	1.000	-0.133	0.312
IVOL	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1.000	-0.282

## Appendix D: Antall selskaper innenfor Høy og Lav Fscore

Figur D1: Visuell illustrasjon av antall selskaper innenfor Fscore



**Tabell D1***Antall selskaper innenfor Fscore*

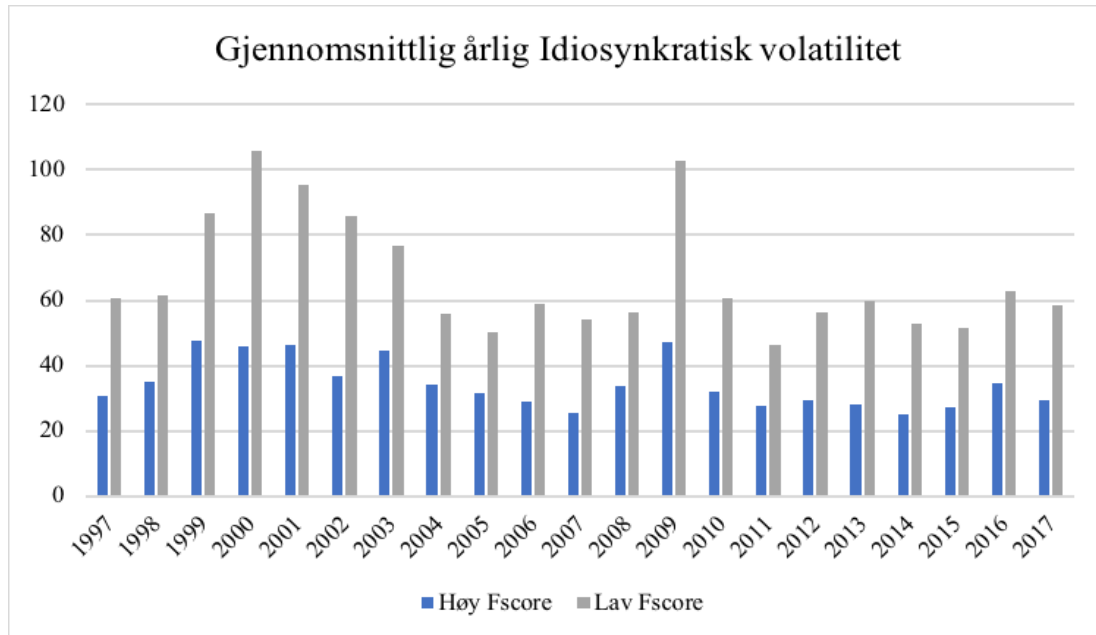
År	Fhigh	Flow
1997	62	88
1998	58	98
1999	47	90
2000	42	97
2001	51	106
2002	59	93
2003	31	159
2004	64	133
2005	81	89
2006	98	125
2007	60	139
2008	83	132
2009	60	177
2010	62	209
2011	79	188
2012	136	148
2013	107	215
2014	83	260
2015	91	272
2016	91	260
2017	75	361
<b>Totalt</b>	<b>1520</b>	<b>3439</b>

**Tabell D2***Antall observasjoner innen de ulike porteføljene*

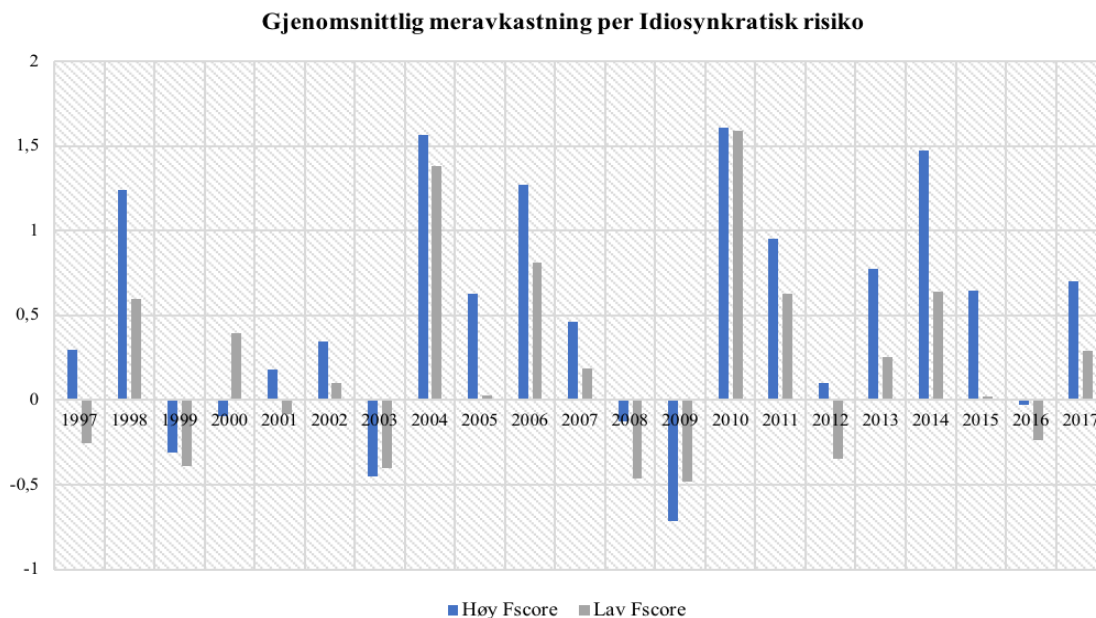
Fscore/BM	Uavhengig	Vekst	Medium	Verdi
Uavhengig	19197	5556	7819	5822
Lav	3439	1197	1277	965
Medium	14238	3910	5938	3509
Høy	1520	449	604	1348

**Appendix E: Visuelle illustrasjoner av årlige gjennomsnitt for IVOL, meravkastning per IVOL og Appraisal ratio.**

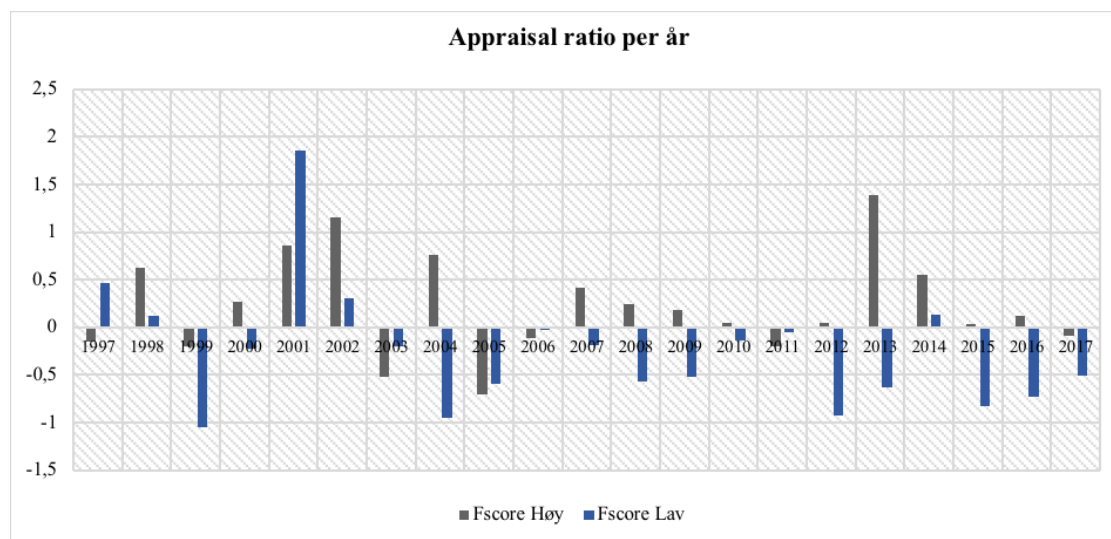
*Figur E1: Årlig gjennomsnittlig IVOL for Høy og Lav Fscore selskaper.*



*Figur E2: Gjennomsnittlig selskapskompensasjon for IVOL, målt som gjennomsnitt av et-årlig meravkastning, skalert med samme periodes IVOL.*



**Figur E3:** Årlig Appraisal ratio for en Høy og Lav Fscore-strategi, kalkulert gjennom månedlige avkastninger.



## Appendix F: Antall observasjoner innenfor Fscore og IVOL sortering

**Tabell F1**

*Antall observasjoner innen de ulike porteføljene*

Fscore/IVOL	Uavhengig	Lav	Medium	Høy
Uavhengig	19197	6036	8043	5118
Lav	3439	270	1312	1857
Medium	14238	5061	6149	3028
Høy	1520	705	582	233

## Appendiks G: Multikollinearitet

**Tabell G1**

*VIF-verdier ved robusthetstest*

Variabel	VIF	1/VIF
MktRF	1.18	0.85
SMB	1.07	0.93
HML	1.16	0.86
WML	1.21	0.83
IHLF	1.06	0.94
Gjns VIF	1.14	