



Formuesskattens Innvirkning på Selskapsverdier i Hotellbransjen

En Empirisk Analyse av Strawberry Group og Olav Thon Gruppen

Trine Arna Gabrielsen og Maria Louisa Manuela Schock

Veileder: Professor Guttorm Schjelderup

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Oppsummering av oppgaven

Masterutredningens formål er å analysere formuesskattens innvirkning på selskapsverdier i *Strawberry Group*¹ og *Olav Thon Gruppen*. De empiriske resultatene fra utredningen baserer seg på analyse av to separate forskningsspørsmål.

Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er to norskeide konsernselskaper med primærvirksomhet innen hoteldrift og næringseiendom. Konsernene drifter samtlige av hotellene underlagt henholdsvis Nordic Choice Hotels og Thon Hotels gjennom unoterte driftsselskaper. Samtidig er begge konsernene betydelige investeringsaktører innen næringseiendom, hvor enkelte av de unoterte eiendomsselskapene leier ut hotelleiendom til hoteldriftsselskaper i samme konsern.

Ulik verdsettelse av unoterte og noterte aksjer er et tema som har skapt mye debatt. Disse verdsettes etter henholdsvis sær- og hovedregelen, hvor førstnevnte verdsettes på bakgrunn av selskapets skattemessige nettoformue. Nettoformuen beregnes som hovedregel ved selskapets samlede bruttoformue minus fradragsberettiget gjeld, hvor bruttoformuen av de enkelte formuesobjektene primært verdsettes på bakgrunn av skattemessige eller regnskapsmessige verdier, med enkelte unntak. Verdsettelsesmetoden skaper insentiver til å redusere nettoformuen og dermed skattemessig formuesverdi i unoterte selskaper. Samtidig viser eksisterende studier at innføringen av nye – eller endringer i eksisterende — skatter fører til at eiere tilpasser seg for å minimere skattegrunnlaget. På bakgrunn av dette har vi utarbeidet følgende forskningsspørsmål:

Forskningsspørsmål 1: Påvirker særregelen for verdsettelse av unoterte aksjer nettoformuen til hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen?

For å svare på forskningsspørsmålet undersøker vi om nettoformuen til de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er redusert som følge av formuesskatten i perioden 2009–2018. Dette gjør vi ved å inkludere det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group som kontrollgruppe, ettersom Sverige avvirket formuesskatten i 2007.

Videre verdsettes utleid næringseiendom i unoterte selskaper på bakgrunn av beregnet

¹Strawberry Group er heleid av Stordalen-familien.

utleieverdi. Utleieverdien beregnes ved å dividere tre års gjennomsnittlig leieinntekt fratrukket eierkostnader på en universal kapitaliseringsfaktor fastsatt årlig av Skatteetaten. Denne verdsettelsesmetoden skaper sterke insentiver til å redusere leieinntektene og dermed ligningsverdien i tilfeller hvor eiendommen leies ut til nærstående. På bakgrunn av dette insentivet, har vi utarbeidet følgende forskningsspørsmål:

Forskingsspørsmål 2: Påvirker særregelen for verdsettelse av utleid næringseiendom i unoterte selskaper leieprisene tilknyttet hotelleiendommer eid av Strawberry Group og Strawberry Fields i tilfeller hvor eiendommene leies ut til hotelldriftsselskaper i samme konsern eller til nærstående?

På grunn av begrenset tilgang til detaljert data vedrørende leieprisene tilknyttet de norske hotellene underlagt Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group, har vi ekskludert disse fra analysen av forskningsspørsmål 2. For å besvare forskningsspørsmål 2 undersøker vi derfor om leieprisene til hotellene underlagt Strawberry Group er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern – eller av nærstående – når vi sammenligner med leiepriser som er fastsatt på armlengdes vilkår i perioden 2010–2018.

I begge analysene har vi tatt utgangspunkt i en *random effects modell* som fremgangsmåte, hvor vi bruker *feasible generalized least squares* som estimeringsstrategi av parameterestimaterne i modellen. Hovedresultatene fra analysen av forskningsspørsmål 1 viser at de norske hotelldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen har en signifikant lavere nettoformue sammenlignet med det norske hotelldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group.

Hovedresultatene fra analysen av forskningsspørsmål 2 viser at leieprisene til eiendomsselskapene underlagt Strawberry Group og Strawberry Fields er reduserte i tilfeller hvor eiendommene leies av nærstående hotelldriftsselskaper, når vi inkluderer eiendomsselskaper hvor leieprisene er fastsatt på armlengdes vilkår som kontrollgruppe. Dette gjelder imidlertid kun når vi ekskluderer observasjoner tilknyttet eiendomsselskaper som leier ut hotelleiendom til Strawberry Group i mer enn tre tilfeller – men ellers ikke har noen tilknytning til konsernet – fra analysen.

Resultatene er på linje med eksisterende studier som viser at marginale skatter på kapital fører til at bedrifter og eiere tilpasser seg for å minimere skattegrunlaget.

Nøkkelord – Formuesskatt, Unoterte Aksjer, Utleid Næringseiendom, Skattemessig Verdsettelse, Særregelen, Formuesobjekter, Hotellaksjonærer, Strawberry Group, Olav Thon Gruppen, Scandic Hotels Group.

Forord

Masterutredningen er gjennomført som en del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole (NHH), og utgjør 30 studiepoeng av våre hovedprofiler i finansiell økonomi. Utredningen er skrevet med stipend fra Skatteetaten, våren 2020.

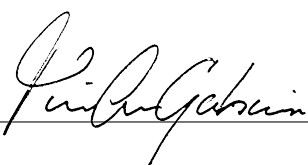
Valg av tema for utredningen er et resultat av vår felles interesse for skatteøkonomi og verdsettelse. Formuesskatten er et omdiskutert tema i politikken som typisk symboliserer det klassiske rød-blå skillet. Debatten bærer til dels preg av meninger og synsing. Vi opplever derfor at det er et økt behov for forskning på temaet, og håper med dette at vi kan bidra med et empirisk tilskudd til debatten.

Vi ønsker å rette en stort takk til vår veileder, professor Guttorm Schjelderup, som har vist stort engasjement for temaet, og for at han alltid har gitt oss gode og konstruktive tilbakemeldinger på vårt arbeid. I tillegg ønsker vi å takke Gaute Solheim fra Skatteetaten for en hyggelig diskusjon og for at han har tatt seg tid til å komme med gode innspill i den innledende fasen av arbeidet med oppgaven.

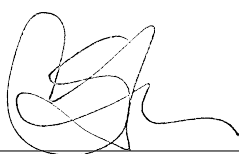
Avslutningsvis ønsker vi å takke forelesere, medstudenter og studentforeningen for to fantastisk fine og lærerike år på NHH. Vi kommer til å se tilbake på denne tiden med stort savn og med mange gode minner.

Norges Handelshøyskole

Bergen, juni 2020



Trine Arna Gabrielsen



Maria Louisa Manuela Schock

Forkortelser og konsepter

BPLM-RE-test	Breusch-Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
FE	Fixed effects
FGLS	Feasible generalized least squares
OLS	Ordinary least squares
RE	Random effects
VIF	Variasjonsinflasjonsfaktor

Fritaksmetoden	Tillater skattefrie overføringer av aksjeutbytte, -gevinster og -inntekter mellom selskaper underlagt samme konsern
Utleie til nærstående	Utleie til selskaper i samme konsern, eller i andre tilfeller hvor leiepriser ikke er avtalt mellom uavhengige kontraktsparter
Leiepriser avtalt på armlengdes vilkår	Avtale satt av uavhengige kontraktsparter
Ligningsverdi	Skattemessig formuesverdi
Uobserverbar individuell heterogenitet	Uobserverte karakteristikk som varierer på tvers av grupper eller individer

Innhold

1	Innledning	1
2	Aktuell litteratur	5
2.1	Skattemessig verdsettelse av formuesobjekter	5
2.1.1	Børsnoterte aksjer	5
2.1.2	Ikke-børsnoterte aksjer	6
2.1.3	Nystiftede ikke-børsnoterte aksjer	7
2.1.4	Utleid næringseiendom	7
2.1.5	Modell for estimering av leieinntekter fra næringseiendom	9
2.2	Hotellnæringen i Norge	10
2.2.1	Leiemodellen	10
2.3	Strawberry Group	11
2.4	Olav Thon Gruppen	13
2.5	Scandic Hotels Group	16
3	Hypoteser	17
4	Empirisk strategi	21
4.1	Valg av funksjonell form og estimeringsstrategi	21
4.1.1	Regnskapsmessig nettoformue	21
4.1.2	Faktisk kvadratmeterleie	24
4.2	Forskningsdesign	25
4.3	Valg av modell	27
4.3.1	Random effects modellen	30
5	Data	32
5.1	Datsett til hypotese 1	32
5.1.1	Prediktorvariabel – formuesskatt	33
5.1.2	Kontrollvariabler	34
5.1.3	Deskriptiv statistikk	35
5.2	Datsett til hypotese 2	38
5.2.1	Prediktorvariabel – leiepriser satt av nærstående	40
5.2.2	Kontrollvariabler	40
5.2.3	Deskriptiv Statistikk	41
6	Analyse	43
6.1	Analyse av forskningsspørsmål 1	43
6.2	Analyse av forskningsspørsmål 2	47
6.3	Oppsummering av resultatene	52
7	Diskusjon	56
7.1	Datsettets begrensninger	56
7.2	Fremgangsmåtens begrensninger	58
7.3	Ekstern validitet	59
8	Konklusjon	61

Referanser	64
Appendiks	69
A1 Oversikt over skattemessige formuesobjekter	69
A2 Fullstendig konsernstruktur; Strawberry-konsernene	70
A3 Konsernstruktur hoteldriftsselskaper; Strawberry Group	71
A4 Konsernstruktur eiendomsselskaper; Strawberry-konsernene	72
A5 Fullstendig konsernstruktur; Olav Thon Gruppen	73
A6 Konsernstruktur hoteldriftsselskaper; Olav Thon Gruppen	74
A7 Konsernstruktur eiendomsselskaper; Olav Thon Gruppen	75
A8 Inflasjonsmål	76
A9 Fordeling av regnskapsmessige balanseposter	77
A10 Tilleggsanalyse av hypotese 1	78
A11 Tilleggsanalyse av hypotese 2	79
A12 Testresultater; BPLM-RE-test	80
A13 Testresultater; VIF-test	81

Figurliste

2.1 Konsernstruktur; Strawberry Group	11
2.2 Konsernstruktur; Olav Thon Gruppen	14
5.1 Gjeldsgrad og Årsresultat	37
5.2 Geografisk lokasjon av hotelleiendommene	42
A1.1 Formuesobjekter	69
A2.1 Fullstendig konsernstruktur; Strawberry Group og Strawberry Fields	70
A3.1 Konsernstruktur hotelldriftsselskaper; Strawberry Group	71
A4.1 Konsernstruktur eiendomsselskaper; Strawberry Group	72
A5.1 Fullstendig konsernstruktur; Olav Thon Gruppen	73
A6.1 Konsernstruktur hotelldriftsselskaper; Olav Thon Gruppen	74
A7.1 Konsernstruktur eiendomsselskaper; Olav Thon Gruppen	75
A9.1 Fordeling av regnskapsmessige balanseposter	77
A12.1 Testresultater; BPLM-RE-test	80

Tabelliste

5.1 Fordeling av Regnskapsmessige Balanseposter	35
5.2 Deskriptiv statistikk	38
5.3 Deskriptiv Statistikk	41
6.1 Analyse av forskningsspørsmål 1	44
6.2 Analyse av hypotese 2	49
A8.1 Inflasjonsmål	76
A10.1 Tilleggsanalyse av hypotese 1	78
A11.1 Tilleggsanalyse av hypotese 2	79
A13.1 IVIF-test, hypotese 1	81
A13.2 IVIF-test, hypotese 2	81

1 Innledning

I Norge har det vært en stor debatt knyttet til at mange av de største næringslivstoppene knapt betaler formuesskatt. Solem (2019) hevder at en rekke av de aller rikeste i Norge tilpasser seg slik at skattbar formue blir svært lav. Artikkelen peker på at mye forsvinner som følge av verdsettelsesrabatter på unoterte driftsmidler og eiendom. Dette kommer av at disse formuesobjektene verdsettes og beskattes lavere enn annen formue. Samtidig hevdes det at betydelige summer har funnet veien til ulike skattehull.

Formuesskatten er blant annet omdiskutert fordi formuesobjektene har ulik verdsettelse, noe som kan føre til overinvesteringer i objekter med stor rabatt på formuesskatten. Skattereformen i 1992 la vekt på at det nye skattesystemet skulle bidra til relativt lav og flat skatt på kapitalinntekter (NOU 1999:7). Tanken var at det nye skattesystemet skulle inneholde supplerende skatter slik at progressiviteten i skattesystemet opprettholdes. Dette innebærer at de rike i samfunnet betaler forholdsvis mer i skatt enn de som er mindre rike. Formuesskatten er ment som et bidrag til å supplere inntektsbeskatningens fordelingsevne. Utfordringen er imidlertid at flere av de rikeste tilstreber å være i aktivaklasser som gir minst mulig offentlig formue. Dette fører til at formuesskattens omfordelende funksjon blir mindre effektiv enn tiltenkt.

Ulik verdsettelse av unoterte og noterte aksjer er et av temaene som har skapt mye debatt. Disse verdsettes etter henholdsvis sær- og hovedregelen, hvor førstnevnte verdsettes på bakgrunn av selskapets skattemessige nettoformue. Nettoformuen beregnes som hovedregel ved selskapets samlede bruttoformue minus fradragsberettiget gjeld, hvor bruttoformuen av de enkelte formuesobjektene primært verdsettes på bakgrunn av skattemessige eller regnskapsmessige verdier, med enkelte unntak. Gobel og Hestdal (2015) finner at selskaper som er verdsatt etter særregelen har en gjennomsnittlig verdsettelsesrabatt på 68,1 prosent sammenlignet med selskaper som er notert på børs. Dette skaper incentiver til å holde selskaper av børs. Verdsettelsesmetoden skaper også incentiver til å redusere nettoformuen og dermed skattemessig formuesverdi i unoterte selskaper.

Samtidig har investering i utleid næringseiendom vist seg å være et svært gunstig investeringsobjekt, sett fra et formuesskattemessig perspektiv. Bakgrunnen for dette har vært de høye politisk bestemte verdsettelsesrabattene, i kombinasjon med en

verdsettelsesmetodikk som systematisk har undervurdert skattemessig verdi. Dette kommer av at utleid næringseiendom i unoterte selskaper verdsettes på bakgrunn av beregnet utleieverdi, hvor utleieverdien beregnes ved å dividere tre års gjennomsnittlig leieinntekt fratrukket eierkostnader på en kapitaliseringsfaktor fastsatt av Skatteetaten. Denne verdsettelsesmetoden skaper sterke insentiver til å redusere leieinntektene i tilfeller hvor eiendomsselskapene leier ut til nærstående, eller til selskaper i samme konsern (Skattedirektoratet, 2019). Samtidig benytter Skatteetaten en universal kapitaliseringsfaktor, noe som medfører at eiendommer med sentral beliggenhet får en betydelig rabatt.

Dette kan bidra til at investeringene vris over til mindre produktive formål. Duran-Cabré, Esteller-Moré og Mas-Montserrat (2019) analyserer atferdsendringer hos formuesskattepliktige individer i Spania i perioden 2011–2015 som følge av at formuesskatten ble gjeninnført i 2011. Studien viser at gjeninnføringen førte til en strategisk endring i formues- og inntektssammensetningen for å unngå å komme i formuesskatteposisjon. Et annet omdiskutert tema er hvorvidt formuesskatten påvirker likviditeten til eierne og insentiver til å spare. Seim (2017) studerer elastisiteten av formuesskatt på sparing i Sverige i perioden 2000–2006. Resultatene fra studien underbygger teorien om at økt formuesskatt reduserer formuen, men viser imidlertid at resultatene skyldes underrapportering av eiendelsverdiene, snarere enn endringer i sparing. På bakgrunn av eksisterende studier² som omfatter skatters innvirkning på hvordan individer og bedrifter tilpasser seg, samt særregelen for verdsettelse av unoterte aksjer, velger vi å rette tema for masteroppgaven mot formuesskattens innvirkning på selskapsverdier i norske unoterte selskaper.

En vanlig fremgangsmåte ved undersøkelse av kausale effekter som følge av innføringen av nye – eller endringer i eksisterende – skatter, innebærer at man studerer relative forskjeller mellom to ulike grupper, hvor den ene gruppen utsettes for den aktuelle skatten (Triest, 1998). Metoden innebærer at den relative forskjellen mellom behandlings- og kontrollgruppen representerer skattens effektmål. Videre påpeker Saez (2001) at det er spesielt viktig at behandlings- og kontrollgruppene man studerer opptrer homogent. Dette

²Eksisterende studier innebærer blant annet Hall & Jorgenson (1967), Slemrod (1995), Wolff (1996), Poterba (2000), Poterba & Weisbenner (2003), Joulfaian (2006), Kopczuk (2012) og Alstadsæter, Johannesen & Zueman (2019).

kommer av at man på denne måten sikrer at resultatene fra studien i mindre grad påvirkes av uobserverbare individuelle heterogenitetsfaktorer.

På bakgrunn av disse kriteriene har vi begrenset masterutredningen til å omfatte den norske hotellbransjen. Mer spesifikt har vi valgt å undersøke formuesskattens innvirkning på selskapsverdier i Strawberry Group (heleid av Stordalen-familien) og Olav Thon Gruppen (heleid av Olav Thon Stiftelsen), to norskeide unoterte konsernselskaper med primærvirksomhet innen hoteldrift og næringseiendom. Konsernene drifter samtlige av hotellene underlagt henholdsvis Nordic Choice Hotels³ og Thon Hotels gjennom unoterte driftsselskaper. Samtidig er begge konsernene betydelige investeringsaktører innen næringseiendom, hvor enkelte av de unoterte eiendomsselskapene leier ut hotelleiendom til hoteldriftsselskaper i samme konsern.

Det er imidlertid viktig å påpeke at Strawberry Group og Olav Thon Gruppen også opererer innen virkeområder som ikke retter seg mot hoteldrift og næringseiendom. Ettersom vi er avhengige av at gruppene vi studerer opptrer homogent, velger vi å begrense analysen til å omfatte underselskaper som er sammenlignbare på tvers av konsernene. I den første analysen velger vi derfor utelukkende å se på de norske unoterte hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen. Strawberry Group og Olav Thon Gruppen drifter et betydelig antall hoteller gjennom unoterte driftsselskaper. Vi mener derfor at det er det rimelig å anta at den aggregerte nettoformuen til hoteldriftsselskapene er på en størrelsesorden hvor insentivene til å tilpasse seg – for å minimere formuesskattegrunnet til aksjonærene – eksisterer. På bakgrunn av dette har vi utarbeidet følgende forskningsspørsmål:

Forskningsspørsmål 1: Påvirker særregelen for verdsettelse av unoterte aksjer nettoformuen til hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen?

For å svare på forskningsspørsmålet undersøker vi om nettoformuen til de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er redusert som følge av formuesskatten i perioden 2009–2018. Dette gjør vi ved å inkludere det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide – og i dag børsnoterte – Scandic Hotels Group som kontrollgruppe, ettersom Sverige avviklet formuesskatten i 2007.

Videre er det rimelig å anta at leieprisene tilknyttet hotelleiendommer er satt på bakgrunn

³Juridisk navn Strawberry Hospitality Group.

av de samme vurderingskriteriene og dermed opptrer homogent. Disse vurderingskriteriene kan blant annet innebære størrelse på hotellbygget, lokasjon, standard og eiendomstype. Ettersom leieprisene danner grunnlag for ligningsverdien til de unoterte eiendomsselskapene velger vi – i den siste analysen – å undersøke leiepriser til unoterte eiendomsselskaper som leier ut hotelleiendom til nærstående hoteldriftsselskaper. På grunn av begrenset tilgang til nødvendig data vedrørende leieprisene tilknyttet de norske hotellene underlagt Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group, har vi ekskludert disse fra den siste analysen. Dette innebærer at vi utelukkende tar for oss leiepriser til hotelleiendommene som leies av norske hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry Group. På bakgrunn av incentivet til å redusere leieinntektene i tilfeller hvor eiendommen leies av nærstående, har vi utarbeidet følgende forskningsspørsmål:

Forskningsspørsmål 2: Påvirker særregelen for verdsettelse av utleid næringsseiendom i unoterte selskaper leieprisene tilknyttet hotelleiendommer eid av Strawberry Group og Strawberry Fields i tilfeller hvor eiendommene leies ut til hoteldriftsselskaper i samme konsern eller til nærstående?

For å svare på forskningsspørsmålet undersøker vi om leieprisene til hotellene underlagt Strawberry Group er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern – eller av nærstående – når vi sammenligner med leiepriser fastsatt på armlengdes vilkår i perioden 2010–2018.

Masterutredningen er strukturert på følgende måte: I [kapittel 2](#) går vi inn på aktuell litteratur som danner grunnlag for analysen i utredningen. I [kapittel 3](#) presenterer vi hypotese 1 og 2 med bakgrunn i aktuell litteratur og forskning på tema. I [kapittel 4](#) går vi inn på den empiriske strategien i utførelsen av analysen hvor vi tester hypotesene. I [kapittel 5](#) gir vi en detaljert beskrivelse av datasettet brukt i analysen hvor vi tester hypotesene, samt hvordan vi har hentet inn og rensset datasettet. I [kapittel 6](#) presenterer vi resultatene fra analysen. I [kapittel 7](#) diskuterer vi resultatene fra analysene med bakgrunn i datasettets og fremgangsmåtens begrensninger, samt ekstern validitet. Avslutningsvis presenterer vi konklusjonen fra utredningen i [kapittel 8](#), hvor vi forsøker å besvare forskningsspørsmålene.

2 Aktuell litteratur

I dette kapitlet presenterer vi aktuell litteratur som danner grunnlag for utredningen. Vi starter med å gå inn på skattemessig verdsettelse av formuesobjekter som er sentrale for analysen. Senere presenterer vi Statistisk Sentralbyrå sin modell for estimering av leieinntekter fra næringseiendom. Avslutningsvis diskuterer vi særtrekk ved den norske hotellbransjen og går nærmere inn på konsernene Strawberry Group, Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group.

2.1 Skattemessig verdsettelse av formuesobjekter

Formuesskatt er primært en personlig skatt på kapitalbeholdningen og tilfaller alle som er skattemessig bosatt i Norge. Dette innebærer at det er en residensbasert skatt som er uavhengig av hvor eiendelene man har investert i er lokalisert. Formuesskatten tilfaller imidlertid også virksomheter med selskapsformer som ikke har eiere. Dette gjelder blant annet sparebanker, stiftelser og foreninger som anses som egne skattesubjekter, hvor formuesskattesatsen er noe redusert sett i forhold til skattesatsen som tilfaller personlige skatteyttere.

Hovedregelen for beregning av ligningsverdi er at skattepliktig formue verdsettes til omsetningsverdi per 1. januar i ligningsåret (Skatteloven, [1999](#), §4–1). Videre følger det særlige verdsettelsesregler og -rabatter knyttet til enkelte formuesobjekter. Finansdepartementet ([2019a](#)) peker på at dagens regjering ønsker en jevnere verdsettelse av ulike formuesobjekter for å unngå at enkelte skattemessig favoriseres, noe som kan føre til vridninger i investeringene. Formuesskatten er ment som et supplement til inntektsbeskatningen og bidrar til at det norske skattesystemet virker mer progressivt, sett fra et individperspektiv. Finansdepartementet ([2019a](#)) hevder at formuesskatten er viktig for å sikre et bredere skattegrunnlag, slik at effektivitetstapet minimeres og ressursene utnyttes best mulig.

2.1.1 Børsnoterte aksjer

Børsnoterte aksjer omfattes av hovedregelen for formuesbeskatning og verdsettes til 75 prosent av kursverdien 1. januar i skattefastsettingsåret (Skatteloven, [1999](#), §4–12). Dette

kommer av at aksjer som er notert på børs omsettes på det åpne markedet. Aksjens kursverdi refererer til omsetningsverdien aksjen har i markedet på det aktuelle tidspunktet.

2.1.2 Ikke-børsnoterte aksjer

Aksjonærer i norske ikke-børsnoterte aksjeselskaper formuesbeskattes for de aksjene de eier ved inntektsårets utgang (Skattedirektoratet, 2019). Videre påpekes det at dersom selskapet har gått konkurs – eller dersom selskapet er oppløst – i løpet av inntektsåret, ansees de tidligere aksjonærene ikke å eie aksjene ved inntektsårets utgang.

Ifølge Skattedirektoratet (2019) sier de generelle reglene for verdsettelsestidspunkt at selskapets formuesverdi skal fastsettes ved inntektsårets *begynnelse*, det vil si 1. januar i inntektsåret. Dette kommer av at verdsettelse av ikke-børsnoterte aksjer er tidkrevende, og dermed fremskyndes med ett år, sett i forhold til hovedregelen for verdsettelsestidspunkt av formuesobjekter.

Skattedirektoratet (2019) påpeker at det finnes unntak fra gjeldende regel om tidspunkt for verdsettelse. Dersom det er foretatt relevante kapitalendringer i et aksjeselskap direkte eid av en personlig aksjonær, flyttes verdsettelsestidspunktet til 1. januar i skattefastsettelsesåret. Dette gjelder også i tilfeller hvor et ikke-børsnotert aksjeselskap eier ett eller flere aksjeselskaper. Dette gjelder imidlertid ikke dersom det kun er foretatt relevante kapitalendringer i datterselskaper som ikke er direkte eid av en personlig aksjonær.

Ifølge Skattedirektoratet (2019) vil fusjonering mellom selskaper i samme konsern i utgangspunktet ikke medføre kapitalendringer i morselskapet eller konsernet som helhet. I tilfeller hvor dette ikke medfører kapitalendringer skal verdien per 1. januar i inntektsåret brukes som grunnlag for formuesbeskatning.

Selskapets totale skattemessige formuesverdi tilsvarende den samlede nettoformuen og er nærmere definert etter reglene fra Skattelovens kapittel 4, §4–12–2 *Selskapets skattemessige formuesverdi* og § 4–12–4 *Fordeling på aksjene*. Nettoformue er gitt ved selskapets samlede bruttoformue fratrukket gjeld. Ved beregning av selskapets bruttoformue tas det utgangspunkt i alle selskapets eiendeler som ikke er spesielt unntatt fra regelen (Skattedirektoratet, 2019). For spesifisert oversikt over hvilke balanseposter som skal inkluderes i beregningen, se [appendiks A1](#). Spesielt unntatt fra regelen er blant annet egenutviklede immaterielle eiendeler og goodwill, patenter og know-how. Nettoformuen

fordeles så på aksjene i forhold til aksjenes pålydende og kan ikke settes lavere enn null.

For aksjer som er notert på børs vil verdien av egenutviklede immaterielle eiendeler være reflektert i kursen og dermed også slå fullt ut i ligningsverdien. Hansen, Møen & Schjelderup (2014) hevder at dette bidrar til å skape uheldige forskjeller i verdsettelsen av ikke-børsnoterte og børsnoterte aksjer. Spesielt for selskaper hvor immaterielle balanseverdier må regnes å være av betydelig størrelse.

2.1.3 Nystiftede ikke-børsnoterte aksjer

I tilfeller hvor et ikke-børsnotert aksjeselskap er nystiftet, det vil si stiftet i løpet av inntektsåret, skal verdien av aksjen som hovedregel settes til summen av den enkelte aksjes pålydende og overkurs ved stiftelsesårets utgang (Skattedirektoratet, 2019). Regelen gjelder også i tilfeller hvor det er foretatt kapitalforhøyelse i løpet av stiftelsesåret. Det samme er gjeldende for selskaper som er stiftet ved fisjon eller fusjon.

Regjeringen foreslår at ikke-børsnoterte aksjer i nystiftede selskaper ikke lenger verdsettes slik gjeldende regel er i dag, men etter hovedregelen for verdsettelse av ikke-børsnoterte aksjer (Finansdepartementet, 2019b). Forslag til endring begrunnes med at reglene for verdsetting i dag har gitt rom for uønskede tilpasninger som kan redusere formuesskattegrunlaget betydelig. Beregnet nettoformue reduseres i tilfeller hvor summen av aksjens pålydende og overkurs gir kunstig lave formuesverdier. Samtidig peker departementet på at dette vil bidra til en mer ensartet verdsettelsesmetode slik at identiske formuesobjekter i større grad verdsettes likt. Det foreslås videre at overtakende selskap ved fusjon verdsettes 1. januar i skattefastsettelsesåret og ikke 1. januar i inntektsåret. Bakgrunnen for dette er at betydelige verdioverføringer ved fusjoner ikke blir fanget opp det gjeldende inntektsåret (Finansdepartementet, 2019b). Finansdepartementet anslår at endringene vil føre til økte skatteinntekter med totalt 450 millioner kroner for inntektsåret 2019 og 2020.

2.1.4 Utleid næringseiendom

Ifølge Skatteloven (1999, §4–10) omfatter næringseiendom alle typer næringseiendom, inklusive tomter og næringseiendom i utlandet. Hva som regnes som utleid næringseiendom følger av i hvilken grad selskapet som eier næringseiendommen driver virksomhet og

aktivitet i næringseiendommen selv (Skattedirektoratet, 2019). Dette innebærer at dersom et eiendomsselskap leier ut næringseiendom til et driftsselskap i samme konsern, vil fortsatt næringseiendommen verdsettes etter reglene for utleid næringseiendom. Skattedirektoratet (2019) påpeker videre at det stilles krav til at minst 50 prosent av næringseiendommen leies ut, hvor en forholdsmessig andel må bestå av fellesarealer i bygget.

I 2009 ble det fastsatt nye regler for verdsettelse av næringseiendom. Hensikten var at markedsverdien i større grad skulle gjenspeiles i ligningsverdien. For utleid næringseiendom heter det i Skatteloven § 4-10, 4. ledd at verdien av næringseiendom skal fastsettes på bakgrunn av en beregnet utleieverdi. Tidspunkt for verdsettelse fester seg til 1. januar i året etter inntektsåret, hvor beregnet utleieverdi baserer seg på tre års gjennomsnittlig leieinntekt. Beregning av ligningsverdi for næringseiendom er gitt ved følgende formel:

$$\text{Ligningsverdi} = \frac{\text{Brutto leieinntekt} \cdot (1 - 0.1)}{\text{Kapitaliseringsfaktor}} \cdot (1 - \text{Verdsettelsesrabatt}) \quad (2.1)$$

Det betyr at gjennomsnittlig leie baserer seg på brutto utleieinntekt gjeldende inntektsår inklusive de to foregående årene. Deretter trekkes eierkostnader fra. Skattedirektoratet (2019) påpeker at eierkostnaden behandles som et standardfradrag, og settes til 10 prosent av den beregnede gjennomsnittlige brutto leieinntekten (heretter referert til som netto leieinntekt). Videre divideres netto leieinntekt på en universal kapitaliseringsfaktor (også kjent som *yielden*). Dette innebærer at eiendommer med sentral beliggenhet får en betydelig rabatt. Ifølge Finansdepartementet (2014) fastsettes kapitaliseringsfaktoren årlig av Skattedirektoratet og skal reflektere den gjennomsnittlige renten på tiårige statsobligasjoner, inklusive et ekstra risikopåslag på fem prosentpoeng. I tillegg trekkes gjeldende verdsettelsesrabatt fra, som til slutt resulterer i den skattemessige ligningsverdien.

For at denne metoden for verdsettelse skal fungere som tiltenkt, forutsettes det at leieinntektene som rapporteres inn til Skatteetaten reflekterer den markedsmessige leien. Det er vanlig praksis at eiendomsselskaper leier ut næringseiendom til driftsselskaper i samme konsern eller til nærstående. På bakgrunn av dette hevder Skattedirektoratet (2019) at denne metoden for verdsettelse kan skape insentiver til å redusere leieinntektene og dermed ligningsverdien. Dette gjelder også eiendomsselskaper som driver utleie til

nærstående, eller andre tilfeller hvor leien ikke er avtalt på armlengdes vilkår.

Som følge av dette insentivet har skattemyndighetene rett til å fastsette grunnlaget for formuesverdsettingen ved skjønn. Dette gjelder i tilfeller hvor det fremkommer at utleieinntektene er reduserte, det vil si at leieinntektene avviker i betydelig grad fra den markedsmessige leien (Skatteloven, 1999, § 13–1). Finansdepartementet (2008) påpeker at differansen mellom markedsmessig leie og faktisk leie i ettertid kan utløse inntektsbeskatning på utleiers hånd, enten gjennom beskatning av lønnsinntekter eller utbytte. I hvilken grad faktisk kvadratmeterleie kan avvike fra estimert markedsmessig kvadratmeterleie er imidlertid uvisst, og forståelig nok, ikke noe Skatteetaten opplyser om.

2.1.5 Modell for estimering av leieinntekter fra næringseiendom

Med bakgrunn i ovennevnte insentiver til å redusere leieinntektene ved utleie av næringseiendom til nærstående, har Statistisk Sentralbyrå på oppdrag fra Finansdepartementet utarbeidet en modell for beregning av leieinntekter fra næringseiendom. Modellen benyttes av Skatteetaten til estimering av ligningsverdi for næringseiendom, hvor estimert ligningsverdi brukes som et utgangspunkt ved vurdering av faktisk ligningsverdi. Estimaten i modellen oppdateres årlig. Som nevnt har skattemyndighetene rett til å fastsette grunnlaget for formueverdsettelsen ved skjønn, i tilfeller hvor det fremkommer at utleieinntektene er reduserte. Dette innebærer tilfeller hvor leieinntektene avviker i betydelig grad fra den estimerte markedsmessige leien.

Datagrunnlaget som brukes i modellen er basert på de innrapporterte leieinntektene som er hentet fra næringsoppgaven, skjema RF-1098 i perioden 2010–2018. Modellen tar høyde for en rekke faktorer som påvirker kvadratmeterleien, blant annet bygningenes størrelser, hovedfunksjon og geografiske plassering (Medby & Takle, 2020).

Sammenhengen mellom de faktiske leieinntektene og karakteristikker til næringseiendommen estimeres gjennom en logaritmisk funksjonsform, representert ved følgende regresjonsmodell:

$$KVMleie = e^{\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(A) + \beta_2(BF) + \beta_3(S) + \beta_4(ET) + \beta_5(T) + \beta_6(T \cdot A) \cdot \ln(A) + \beta_7(r) + \varepsilon} \quad (2.2)$$

Hvor $KVMleie$ står for estimert kvadratmeterleie, A representerer bruttoarealet til

næringseiendommen, BF står for byfaktor, S representerer eiendommens sentralitet, ET står for eiendomstype og T representerer tomt som videre indikerer om tomt er eiendommens hovedfunksjon.

2.2 Hotellnæringen i Norge

Ved utgangen av 2019 var det totalt 886 hoteller og lignende overnattingsbedrifter i Norge (Statistisk Sentralbyrå, 2020a). Ifølge Hotelia sin halvårlige markedsrapport (2019a) er de tre største hotellaktørene i Norge representert ved Nordic Choice Hotels⁴ (underlagt Strawberry Group), Thon Hotels (underlagt Olav Thon Gruppen) og Scandic Hotels (underlagt svenskeide Scandic Hotels Group). I tillegg til disse hotellkjedene har vi også aktører som Radisson Hotel Group, Smart Hotel, First Hotels og Classic Norway Hotels, samt andre mindre aktører.

Den halvårlige hotellrapporten utarbeidet av Hotelia (2019a) påpeker at kundesegmentet i hotellnæringen i all hovedsak består av yrkes- og fritidsreisende. Videre påpekes det at hotellnæringen kan klassifiseres som en prosyklisk næring som er sensitiv for endringer i makroøkonomien. Dette kommer av at utviklingen i faktorer som BNP og valutakurser påvirker etterspørselen etter forretningsreiser, konferanser og mengden turisme (Hotelia, 2019a).

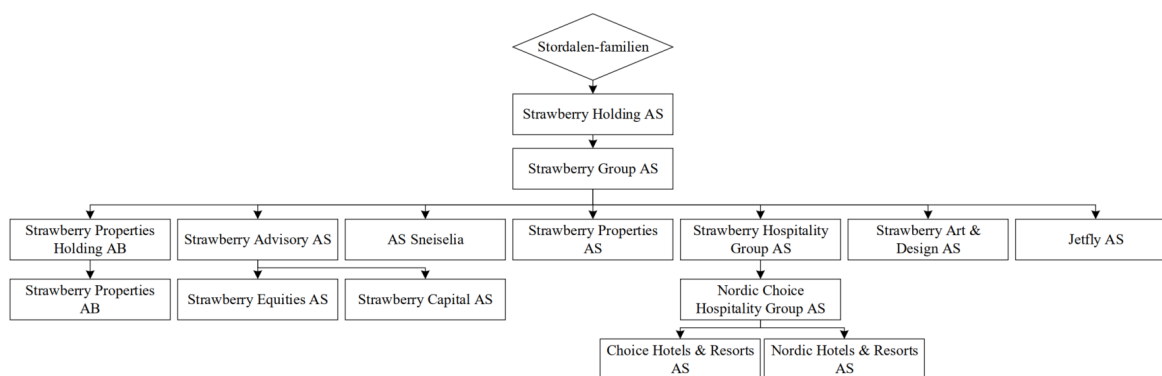
2.2.1 Leiemodellen

Scandic Hotels Group (2019) påpeker at den nordiske hotellnæringen i stor grad er preget av den såkalte leasing-modellen, også kalt leiemodellen. Leiemodellen innebærer at hotellene betaler en fast lav leiepris inklusive en gitt prosentandel av årlig inntekt. Det betyr at leieutgiftene til hotellene varierer ut fra hvor lønnsomme hotellene er. Ettersom hotellnæringen er prosyklisk og svært følsom overfor makroøkonomiske endringer, bidrar leiemodellen til å redusere den markedsmessige risikoen som hotellnæringen eksponeres for. Dette impliserer at eiendomsselskaper som driver med utleie av hotelleiendom også opptrer prosyklisk, ettersom eiendomsselskapene blir direkte påvirket av lønnsomheten i hotellnæringen.

⁴Juridisk navn Strawberry Hospitality Group.

2.3 Strawberry Group

Ifølge Strawberry Group sin årsrapport (2019) er Strawberry Group (tidligere Home Invest) i dag en betydelig investeringsaktør i det nordiske markedet, med kjernevirksomhet innenfor hotelldrift, eiendom, kapitalforvaltning, reiseliv og restaurant. Strawberry Group er et underkonsern av det norske ikke-børsnoterte aksjeselskapet Strawberry Holding (tidligere Anker Holding) som er heleid av Stordalen-familien. Strawberry Group består primært av syv datterselskaper, som vist i figur 2.1. Selskapet er gjennom datterselskapet Strawberry Hospitality Group og det svenske datterselskapet Strawberry Properties en betydelig operatør innen hotelldrift og hotelleiendom.



Figur 2.1: Konsernstruktur; Strawberry Group

* Oversikten er basert på opplysninger hentet fra Proff.no. I denne oversikten har vi inkludert de mest sentrale virksomhetene i konsernet. Fullstendig konsernstruktur finnes vedlagt i appendiks A2.

Strawberry Advisory forvalter kapital som ikke er knyttet til hotell- og eiendomsvirksomhet. Kapitalen forvaltes gjennom datterselskapene Strawberry Equities og Strawberry Capital (Strawberry Group, 2018). Ifølge Strawberry Group (2018) er Strawberry Equities et investeringselskap hvor investeringsporteføljen primært består av ikke-børsnoterte aksjer innenfor blant annet reiselivssektoren. Videre hevdes det at Strawberry Equities ved utgangen av 2017 hadde en porteføljeverdi tilsvarende 1,3 milliarder kroner. Strawberry Capital investerer i det nordiske kapitalmarkedet, hvor investeringsporteføljen kun består av børsnoterte aksjer. Ved utgangen av 2017 hadde selskapet en verdjustert egenkapital på 1 milliard kroner (Strawberry Group, 2018).

Det er vanlig praksis at aksjonærer med betydelig formue plassert i noterte aksjer, eier disse gjennom et holdingselskap. Formuesskatten i kombinasjon med fritaksmetoden

(Skatteloven, 1999, § 2-38) gjør dette mer gunstig, sett opp mot å eie en betydelig andel noterte aksjer på personlig hånd. Dette kommer av at unoterte selskaper kan motta aksjeutbytte og realisere aksjegevinster uten beskatning. Dette bidrar til bedre lønnsomhet for investorene, enn om gevinstene ble beskattet fortløpende. Torgrimsen (2006) påpeker at dette ikke betyr at aksjonærer ikke har mulighet til å nyte godt av selskapets aksjeinntekter uten å bli beskattet for det de henter ut av selskapet. Dette kommer av at overskuddet fra holdingsselskapet kan tas ut skattefritt av aksjonærene så sant utbetalingen klassifiseres som en kapitalnedsettelse og ikke som utbytte. Samtidig sitter aksjonærene etter noen år igjen med et potensielt fremførbart skjermingsfradrag når de etterhvert begynner å heve utbytte fra selskapet.

Strawberry Group eier også 100 prosent av aksjene i Strawberry Art & Design⁵ som retter seg mot hotellkunst. I tillegg til disse datterselskapene, eier også Strawberry Group 100 prosent av aksjene i Sneiselia og Jetfly, hvor førstnevnte blant annet driver med utleie og forvaltning av hytter (Andersen & Drugg, 2009). Jetfly driver primært med kjøp og utleie av privatfly og helikopter (Yggeseth, 2016).

Nordic Choice Hotels ble tatt av børs i 2005 og eier alle de unoterte aksjene til driftsselskapene tilknyttet hotellene som er underlagt konsernet (Strawberry Group, 2019). Ved utgangen av 2018 hadde selskapet til sammen 194 hoteller, hvor samtlige er under merkenavnene Quality, Comfort, Clarion og Clarion Collection (Strawberry Group, 2018). Av disse hotellene har selskapet selv driftsansvar for 134 hoteller. De resterende hotellene driftes gjennom franchise- eller managementavtaler hos eksterne eiere. 67 av hotellene som driftes gjennom Strawberry Group er lokalisert i Norge (Hotelia, 2019b).

Fra og med 2009 eide Strawberry Group 100 prosent av aksjene i Strawberry Properties, og tok med dette selskapet av børs (Skattverket, 2009). Strawberry-konsernet har en eiendomsportefølje på totalt 26 eiendommer, hvor ni av disse er hotelleiendommer lokalisert i Norge (Strawberry Group, 2018). Syv av de norske hotelleiendommene eies gjennom det svenske ikke-børsnoterte aksjeselskapet Strawberry Properties (tidligere Capona). De to øvrige hotelleiendommene i Norge eies gjennom henholdsvis de unoterte selskapene Strawberry Forever⁶ og Strawberry Brothers. Begge selskapene er underlagt morselskapet Strawberry Fields, et unotert morsselskap heleid av Petter Stordalen med

⁵Informasjonen er hentet fra Proff.no.

⁶Strawberry Forever AB er lokalisert i Sverige.

primærvirksomhet innen utleie av privat- og næringseiendom. Strawberry Fields eier 100 prosent av aksjene i Strawberry Forever og 50 prosent av aksjene i Strawberry Brothers. De resterende 50 prosentene eies av Varner Invest. Konsernstrukturen som omhandler eiendomsselskapene i Strawberry Holding og Strawberry Fields er lagt ved i [appendiks A4](#)⁷.

Strawberry Properties eier i dag totalt 16 hotelleiendommer lokalisert i Norge, Sverige og Danmark. Alle de norske hotelleiendommene leies ut til hoteldriftsselskaper underlagt Nordic Choice Hotels (Strawberry Group, [2018](#)). Selskapet var notert på Stockholmbørsen i perioden 1998–2008. Videre eide Strawberry Properties opprinnelig 37 hotelleiendommer, men har solgt samtlige av disse de senere årene. Selskapet solgte blant annet fem av hotelleiendommene til svenske Midstar i årsskiftet 2017–2018 til en pris på totalt 1,5 milliarder norske kroner (Kvale, [2017](#)). Av disse hotelleiendommene, er fire av fem lokalisert i Norge. Til tross for at Strawberry-konsernet fortsatt har en betydelig eiendomsportefølje, har selskapet de senere årene i større grad rettet seg mot hoteldrift og annen reiselivsvirksomhet. Dette innebærer at majoriteten av hotellene leier eiendommene fra eiendomsselskaper som ikke er underlagt Strawberry Group og Strawberry Fields⁸. Strawberry-konsernets eiendomsportefølje består hovedsakelig av eiendommer med sentral beliggenhet. Som nevnt innebærer dette en betydelig rabatt ved beregning av ligningsverdi fra næringseiendommen.

2.4 Olav Thon Gruppen

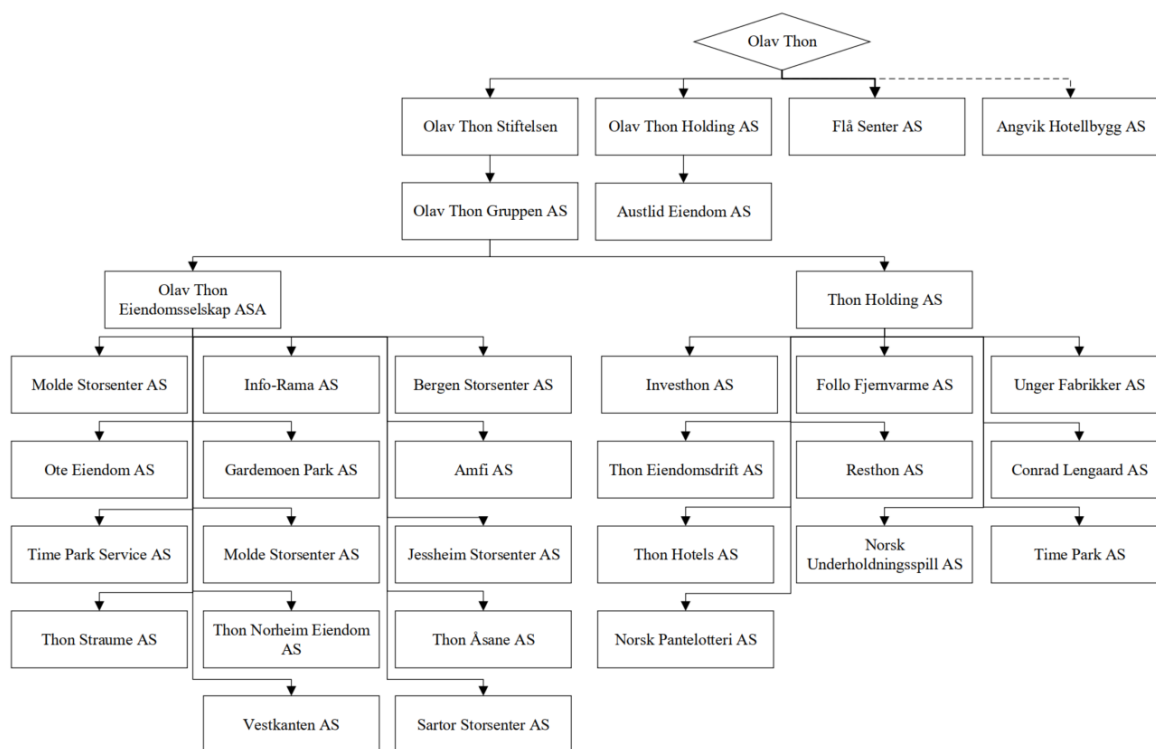
Ifølge Olav Thon Gruppen ([2019](#)) er konsernet i dag en betydelig investeringsaktør i Norge, med kjernevirksomhet innen hotell- og eiendomsdrift. Olav Thon Gruppen har siden slutten av 2013 vært heleid av Olav Thon Stiftelsen (Olav Thon Stiftelsen, [2019](#)). Tidligere eide Olav Thon majoriteten av Olav Thon Gruppen. Konsernet består av to hoveddivisjoner – Thon Eiendom og Thon Hotels. I eiendomsdivisjonen inngår Thon Eiendomsdrift og det børsnoterte selskapet Olav Thon Eiendomsselskap. Foruten sistnevnte virksomhet er de øvrige selskapene i konsernet ikke-børsnoterte aksjeselskaper.

Konsernet omfatter også øvrige virksomheter innen en rekke ulike segmenter, som blant

⁷Enkelte av opplysningene i dette avsnittet er hentet fra Proff.no.

⁸Dette innebærer at leieprisene til disse hotellene er avtalt på armlengdes vilkår.

annet retter seg mot parkeringsvirksomhet, kjemisk industrivirksomhet, tobakksindustrien, Norsk Pantelotteri og fjernvarmeindustrien (Olav Thon Gruppen, 2018). Den forsenkede konsernstrukturen til Olav Thon Gruppen er presentert i følgende figur:



Figur 2.2: Konsernstruktur; Olav Thon Gruppen

* Oversikten er basert på opplysninger hentet fra Proff.no. I denne oversikten har vi inkludert de mest sentrale virksomhetene i konsernet. Fullstendig konsernstruktur finnes vedlagt i appendiks A5

Datterselskapet Olav Thon Eiendomsselskap ASA er et børsnotert eiendomsselskap, hvor Olav Thon Gruppen eier 65 prosent av aksjene. Selskapet investerer hovedsakelig i næringseiendom, hvor 80 prosent av eiendomsporteføljen består av kjøpesentre, og de resterende 20 prosentene av annen næringseiendom (Olav Thon Eiendomsselskap, 2019). Selskapet ble stiftet i 1982 og aksjene ble notert på Oslo Børs det følgende året.

Thon Hotels drifter alle hotellene underlagt Olav Thon Gruppen gjennom unoterte hoteldriftsselskaper. Selskapet ble etablert som Rainbow Hotels i 1989 (Thon Hotels, 2019) og er et hotelloperatør- og franchiseselskap med hoteller lokalisert i Norge, Brussel og Rotterdam. Ifølge Hotelia sin halvårsrapport (2019a) hadde selskapet ved utgangen av 2019 til sammen 80 hoteller fordelt på ovennevnte land, hvor 72 av hotellene er lokalisert i Norge. Av disse hotellene har Thon-konsernet ved utgangen av 2019 selv driftsansvar for 52 hoteller i Norge. De norske hoteldriftsselskapene som er underlagt Olav Thon Gruppen

er illustrert i [appendiks A6](#). Thon Hotels eier 100 prosent av aksjene i 15 datterselskaper. I motsetning fra Nordic Choice Hotels, driftes mer enn ett hotell i de fleste driftsselskapene underlagt Thon Hotels. I tillegg til hotellene som driftes under Thon Hotels, har konsernet et hoteldriftsselskap, Hotel Bristol, underlagt Thon Eiendomsdrift. Dette selskapet driver Hotel Bristol i Oslo, og er det første hotellet Olav Thon kjøpte i sin tid.

Thon Eiendomsdrift er et ikke-børsnotert aksjeselskap med primærvirksomhet innen forvaltning av privatboliger, utleie av kontor- og næringslokaler og kjøpesentervirksomhet. Ifølge årsberetningen til Olav Thon Gruppen ([2019](#)) eier og forvalter selskapet totalt 99 kjøpesentre i Norge og Sverige. 48 av hotelleiendommene som leies ut til hoteldriftsselskaper underlagt Olav Thon Gruppen, eies gjennom eiendomsselskaper i samme konsern. 41 av disse hotelleiendommene er underlagt Thon Eiendomsdrift. De resterende eies gjennom henholdsvis Austlig Eiendom og det børsnoterte selskapet Olav Thon Eiendomsselskap. Oversikt over disse eiendomsselskapene finnes i [appendiks A7](#).

Etter en nærmere gjennomgang av hoteldriftsselskapenes årsberetning hentet fra Brønnøysundregisteret finner vi at en andel av hotelleiendommenes verdi er oppført i hoteldriftsselskapenes balanse. I motsetning til hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group, finner vi at de fleste av hotelleiendommene underlagt Olav Thon Gruppen også har annen virksomhet enn kun hoteldrift. Dette innebærer i de fleste tilfeller restaurantvirksomhet. Vi antar at det er eiendomsverdiene benyttet av disse restaurantvirksomhetene som er oppført i hoteldriftsselskapenes balanse, og finner i notene til årsberetningene at hoteldriftsselskapene også mottar leieinntekter fra disse virksomhetene.

Olav Thon gruppen er i dag heleid av Olav Thon Stiftelsen. Som nevnt innebærer dette at formuesskatten tilfaller stiftelsen som skattesubjekt, ettersom stiftelser som sådan ikke har personlig eier. Dette gjelder imidlertid kun når stiftelsens kapitalforvaltning anses som skattepliktig økonomisk aktivitet, hvilket er tilfelle for Olav Thon Stiftelsen. Samtidig er formuesskattesatsen noe redusert, sammenlignet med skattesatsen som tilfaller personlige skatteyttere.

2.5 Scandic Hotels Group

Scandic Hotels Group er en svenskeid – og i dag – børsnotert hotellkjede, hvor hovedvekten av hotellene er lokalisert i Sverige, Norge, Finland og Danmark. Hotellkjeden har også enkelte hoteller lokalisert i Tyskland og Polen. I motsetning til Strawberry Group og Olav Thon Gruppen, driver Scandic Hotels Group utelukkende med drift av hoteller i sin virksomhet. Dette innebærer at konsernet ikke eier noen av hotelleiendommene selv, men utelukkende leier hotelleiendom fra andre aktører.

Ved utgangen av 2018 var det totalt 283 hoteller under merkenavnet Scandic Hotels (Scandic Hotels Group, 2019). De siste 12 årene har Scandic Hotels Group hatt en kraftig økning i antall hoteller i Norge, hvor det norske datterselskapet Scandic Hotels AS har gått fra å drifte 12 hoteller i 2009, til å drifte 70 hoteller i dag. Ifølge Hotelia sin halvårsrapport (2019a) har Scandic Hotels Group også 16 hoteller i Norge som driftes gjennom franchiseavtaler. Konsernet har en desentralisert organisasjonsform med felles svensk morselskap – Scandic Hotels Group – og nasjonale støttefunksjoner. Konsernet består totalt av ett morselskap og syv datterselskaper fordelt på landene hvor hotellene er representert. Dette innebærer at Scandic Hotels Group har alle de norske hotellene underlagt samme driftsselskap.

Scandic Hotels Group har siden selskapet ble etablert – som Esso Motor Hotel – i 1963 hatt en rekke ulike eiere og samtidig vært av og på børs (Scandic, 2019). Selskapet ble først notert på Stockholm Stock Exchange i 1996, men ble tatt av børs etter at Hilton Group kjøpte opp hotellkjeden i 2001. I 2007 ble selskapet kjøpt opp av EQT, et svenskeid investeringsselskap som i dag er hovedaksjonær. EQT valgte å notere Scandic Hotels Group på Stockholmsbørsen igjen desember 2015 (Scandic, 2019).

3 Hypoteser

I dette kapitlet går vi inn på empiriske studier som undersøker hvordan bedrifter og eiere tilpasser seg for å minimere skattegrunnlaget. Avslutningsvis presenterer vi hypotesene til forskningsspørsmålene og motiverer disse på bagrunn av resultatene fra studiene og aktuell litteratur som omfatter særregelen for verdsettelse av formuesobjekter i unoterte selskaper.

Formuesskatten er kontroversiell. Eksisterende studier viser at det er relativ konsensus i at innføring av nye – eller endringer i eksisterende – skatter fører til at bedrifter og eiere tilpasser seg. Bakgrunnen for resultatene er imidlertid hyppig debattert og et omstridt tema. En vanlig antakelse er at formuesskatten fører til vridninger i investeringene og reduserer sparing (Seim, 2017). Dersom dette er tilfelle, vil formuesskatten redusere den langsiktige kapitalen og dempe økonomisk vekst. Nyere studier viser imidlertid at formuesskattens effekt på sparing er liten, og at den i det vesentligste skyldes skatteunndragelse, heller enn virkninger på spareatferden (Kopczuk, 2012 og Seim, 2017). Slemrod (1995) og Poterba og Weisbenner (2003) viser i sine studier til de samme resultatene ved å undersøke hvorvidt ulike skatter fører til underrapportering av formuesobjekter og inntekt. Andre studier som undersøker eiendomsverdier rapportert til skattemyndighetene, underbygger disse resultatene ved å vise at eiere underrapporterer verdiene i selvangivelsen (Wolff, 1996; Poterba, 2000 og Joulfaian, 2006).

Alstadsæter, Johannesen, og Zucman (2019) undersøker formuesskattens innvirkning på underrapportering av formue blant de rikeste husholdningene i Skandinavia. På bakgrunn av et unikt datasett bestående av lekkede kundelister fra utenlandske finansinstitusjoner sammenlignet med informasjon fra skandinaviske skattemyndigheter, avdekker studien at skatteunndragelse på formue er svært konsentrert blant de rikeste i samfunnet. Studien finner at de 0,01 prosent rikeste husholdningene i Skandinavia unndro formuesskatt tilsvarende 30 prosent i 2006. Dette kom av at 95 prosent av de som hadde konto i storbanken HSBC i Sveits ikke oppga denne informasjonen til skattemyndighetene.

Samtidig som det finnes en rekke studier som viser at skatter fører til underrapportering av eiendelsverdier og inntekt, finnes det også en rekke studier som viser at forskjeller i skattemessig verdsettelse fører til vridninger i investeringer (Hall & Jorgenson, 1967;

Devereux og Griffith, [1998](#); Sureth & Maiterth, [2008](#); Higgins, Omer & Phillips, [2014](#) og Duran-Cabrè et al., [2019](#)). Det finnes derimot få studier som utelukkende undersøker hvorvidt norske eiere og unoterte selskaper tilpasser seg som følge av formuesskatten.

Som nevnt inngående i delkapittel [2.1.2](#) verdsettes unoterte aksjer etter særregelen, hvor nettoformuen beregnes ved selskapets samlede bruttoformue minus fradragsberettiget gjeld. Videre har vi – som nevnt i [kapittel 1](#) – valgt å begrense den første analysen til å omfatte hotelldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen og utarbeidet følgende forskningsspørsmål:

Forskningsspørsmål 1: Påvirker særregelen for verdsettelse av unoterte aksjer nettoformuen til hotelldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen?

Verdsettelsesmetoden av unoterte aksjer skaper insentiver til å redusere nettoformuen og dermed skattemessig formuesverdi i unoterte selskaper. Dette insentivet vil imidlertid avhenge av størrelsesorden på nettoformuen og dermed rabattene som kan oppnås ved å tilpasse seg. Driftsselskaper har i de fleste tilfeller en lav skattemessig nettoformue, sammenlignet med andre type virksomheter. Dette innebærer at insentivene til å redusere nettoformuen i enkelte tilfeller kan være lav. Vi mener det er rimelig å anta at dette insentivet eksisterer i tilfeller hvor den aggregerte nettoformuen til driftsselskapene er på en størrelsesorden hvor aksjonæren(e) kan oppnå betydelige rabatter ved å påvirke hvordan selskapene struktureres. Strawberry Group og Olav Thon Gruppen hadde driftsansvaret for henholdsvis 134 og 61 hoteller i 2018. Dette innebærer at konsernene drifter et betydelig antall hoteller, som videre impliserer en aggregert nettoformue av betydelig størrelse. Vi mener derfor at insentivet til å påvirke balanseføringen til hotelldriftsselskapene for å minimere nettoformuen – og dermed formuesskatten til aksjonærene – kan forventes å være til stede.

For å svare på forskningsspørsmålet undersøker vi derfor om nettoformuen til de norske hotelldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er redusert som følge av formuesskatten i perioden 2009–2018. Dette gjør vi ved å inkludere det norske hotelldriftsselskapet underlagt svenskeide — og i dag børsnoterte — Scandic Hotels Group som kontrollgruppe, ettersom Sverige avvirket formuesskatten i 2007. Hypotesen vi tester

i analysen av forskningsmål 1 er dermed gitt ved det følgende:

Hypotese 1: Den regnskapsmessige nettoformuen til de norske hotelldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er lavere sammenlignet med den regnskapsmessige nettoformuen til det norske hotelldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group.

Videre har vi som nevnt begrenset analysen av forskningsspørsmål 2 til utelukkende å omfatte leiepriser tilknyttet eiendomsselskaper som leier ut hotelleiendom til norske hotelldriftsselskaper underlagt Strawberry Group. Dette kommer av begrenset tilgang til nødvendig detaljert data vedrørende leiepriser tilknyttet eiendomsselskapene som leier ut hotelleiendom til hoteller underlagt Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group. Som nevnt i kapittel 1 har vi utarbeidet følgende forskningsspørsmål:

Forskingsspørsmål 2: Påvirker særregelen for verdsettelse av utleid næringseiendom i unoterte selskaper leieprisene tilknyttet hotelleiendommer eid av Strawberry Group og Strawberry Fields i tilfeller hvor eiendommene leies ut til hotelldriftsselskaper i samme konsern, eller til nærstående?

Som nevnt i [delkapittel 2.1.4](#) verdsettes utleid næringseiendom i unoterte selskaper på bakgrunn av beregnet utleieverdi. Utleieverdien beregnes ved å dividere tre års gjennomsnittlig leieinntekt – fratrukket eierkostnader – på en universal kapitaliseringsfaktor fastsatt av Skatteetaten. Denne verdsettelsesmetoden skaper sterke insentiver til å redusere leieinntektene og dermed ligningsverdien i tilfeller hvor eiendommen leies ut til nærstående, eller til selskaper i samme konsern. Dette kommer av at fritaksmetoden tillater skattefrie overføringer av aksjeutbytte, -gevinster og -inntekter mellom selskaper i samme konsern. Dette innebærer at reduserte leieinntekter, og dermed kapital i eiendomsselskaper som følge av utleie til hotelldriftsselskaper i samme konsern, enkelt kan kompenseres for i form av skattefrie kapitaloverføringer. I tilfeller hvor utleie skjer mellom uavhengige kontraktsparter, vil imidlertid dette insentivet viskes ut. Det kommer av at rabatten man oppnår på formuesskatten som følge av reduserte leiepriser aldri vil overstige – og dermed kompensere for – reduserte leieinntekter.

På bakgrunn av dette insentivet og ovennevnte studier, mener vi det er rimelig å anta at leieprisene tilknyttet hotelleiendommer eid av Strawberry-konsernene⁹ kan være lavere

⁹Med Strawberry-konsernene mener vi Strawberry Group og Strawberry Fields.

i tilfeller hvor eiendommene leies ut til nærstående. For å svare på forskningsspørsmål 2 undersøker vi derfor om leieprisene til hotellene underlagt Strawberry Group er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern – eller av nærstående – når vi sammenligner med leiepriser som er fastsatt på armlengdes vilkår i perioden 2010–2018. Hypotesen vi tester i analysen av forskningsmål 2 er dermed gitt ved det følgende:

Hypotese 2: Leieprisene til hotellene underlagt Strawberry Group er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern – eller av nærstående – når vi sammenligner med leiepriser som er fastsatt på armlengdes vilkår.

4 Empirisk strategi

Masterutredningens formål er å analysere kausale effekter av formuesskatten på selskapsverdier i hotellbransjen. Dette gjør vi gjennom analysen hvor vi tester hypotese 1 og 2. I den første analysen undersøker vi om formuesskatten påvirker nettoformuen til hotelldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen. I den siste analysen undersøker vi om formuesskatten påvirker leieprisene til de unoterte eiendomsselskapene underlagt Strawberry Group og Strawberry Fields i tilfeller hvor eiendommene leies ut til hotelldriftsselskaper i samme konsern, eller til nærstående. De sentrale variablene i analysen er *regnskapsmessig nettoformue* og *faktisk kvadratmeterleie*. For at disse skal kunne brukes i modellen, er vi avhengig av at variablene er sammenlignbare på tvers av gruppene vi studerer.

Vi kommer nærmere inn på valg av funksjonell form og estimeringsstrategi i [delkapittel 4.1](#). I begge analysene tar vi utgangspunkt i en *random effects modell* (heretter referert til som RE-modellen) som fremgangsmåte hvor vi bruker *feasible generalized least squares* (heretter referert til som FGLS) som estimeringsstrategi av parameterestimaterne i modellen. Valg og utledning av modell blir diskutert inngående i [delkapittel 4.2](#).

4.1 Valg av funksjonell form og estimeringsstrategi

4.1.1 Regnskapsmessig nettoformue

For å kunne måle effekten av formuesskatten på nettoformuen til de norske hotelldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen (behandlingsgruppen) har vi – som nevnt – valgt å inkludere det norske hotelldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group som kontrollgruppe. Analysen baserer seg på tidsperioden 2009–2018.

Den regnskapsmessige nettoformuen vil fungere som et utgangspunkt for den avhengige variabelen når vi tester [hypotese 1](#) gjennom en panelregresjon. Ligningsverdien til hotelldriftsselskapene blir i utgangspunktet beregnet på bakgrunn av skattemessige og regnskapsmessige verdier avhengig av formuesobjekt. Vi har kun tilgang på de regnskapsmessige verdiene og bruker derfor utelukkende offentlig tilgjengelig

regnskapsinformasjon. Vi anser dette som uproblematisk ettersom vi fokuserer på de relative forskjellene mellom selskapene og ikke aksjenes faktiske ligningsverdi. Nettoformuen beregnes på bakgrunn av de objektene Skatteetaten klassifiserer som formuesskattepliktige objekter, og som dermed danner grunnlag for ligningsverdien til de unoterte aksjene. Detaljert informasjon vedrørende formuesobjektene som er inkludert i beregningen ligger i [appendiks A1](#).

Som beskrevet i [delkapittel 2.4](#), eier de norske hoteldriftsselskapene underlagt Olav Thon Gruppen næringseiendom som leies ut til annen virksomhet. Ettersom utleid næringseiendom verdsettes på bakgrunn av gjennomsnittlige treårige leieinntekter, er det rimelig å anta at den regnskapsmessige verdien som er oppført i balansen i stor grad avviker fra den skattemessige verdien. Dette skaper et skjevt bilde av de relative forskjellene mellom hoteldriftsselskapene underlagt Olav Thon Gruppen og hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Scandic Hotels Group, ettersom disse primært ikke eier næringseiendom. Dette innebærer at gruppene ikke opptrer homogent, noe som er en helt sentral forutsetning ved utførelse av kausale analyser. På bakgrunn av dette har vi valgt å utelukke de oppførte balanseverdiene under *tomter og annen fast eiendom* fra beregningene av den avhengige variabelen – regnskapsmessige nettoformue.

Ettersom de norske hotellene underlagt Scandic Hotels Group driftes gjennom ett driftsselskap (Scandic Hotels AS), har vi ikke tilgang til *faktisk* regnskapsmessig nettoformue per hotell. Som et utgangspunkt for estimeringen av den avhengige variabelen i analysen, velger vi derfor å aggregere nettoformuen til hoteldriftsselskapene til de ulike hotelloperatørene. Beregningen av aggregert regnskapsmessig nettoformue for hver av hotellkjedene – korrigert for den balanseførte verdien *tomter og annen fast eiendom* – NFK_{it} er gitt ved følgende formel:

$$NFK_{it} = \sum_{\substack{j=1 \\ k \in \text{eiendeler}}}^N (v_{jkt} - TF_{jkt}) - \sum_{\substack{j=1 \\ q \in \text{gjeld}}}^N v_{jq} \quad (4.1)$$

Hvor v representerer den regnskapsmessige verdien av eiendelene k eller gjelden q – som ikke er untatt fra skattemessig verdsettelse – til ett av hoteldriftsselskapene j på tidspunkt t for hotellkjede i . TF_{jkt} representerer balanseposten *tomter og annen fast eiendom*.

En annen viktig forutsetning ved utførelse av kausale analyser, innebærer at analyseenheten er konsistent på tvers av gruppene som studeres. Det vil derfor være lite hensiktismessig å bruke de aggregerte regnskapsmessige størrelsene uten å gjøre disse sammenlignbare på tvers av hotellkjedene. Videre er det rimelig å anta at den aggregerte nettoformuen påvirkes av antall hoteller som driftes av de ulike hotelloperatørene. På bakgrunn av dette velger vi å dividere den aggregert nettoformue NFK_{it} på antall hoteller i hver kjede for hvert år. Denne variabelen vil fungere som den avhengige variabelen i de første panelregresjonene i analysen hvor vi tester hypotese 1. Som nevnt innledningsvis velger vi å utelate *tomter og annen fast eiendom* fra estimeringen av den avhengige variabelen. Årlig gjennomsnittlig nettoformue per hotell (korrigert) \overline{NFK}_{it} er gitt ved følgende beregning:

$$\overline{NFK}_{it} = \frac{1}{H_{it}} \left(\sum_{\substack{j=1 \\ k \in \text{eiendeler}}}^N (v_{jkt} - TF_{jkt}) - \sum_{\substack{j=1 \\ q \in \text{gjeld}}}^N v_{jqt} \right) \quad (4.2)$$

Hvor H_{it} representerer antall hoteller i hver kjede i for gjeldende år t .

Ved en nærmere undersøkelse av hvordan variabelen \overline{NFK}_{it} oppfører seg, ser vi at avstanden mellom den laveste og den høyeste verdien blant observasjonene er stor¹⁰. Fra et økonometrisk ståsted er dette ikke optimalt, ettersom observasjoner med høye verdier vil veie mer i beregningene enn observasjoner med lave verdier (Brock, 1999). Ifølge Park (2011) er konsistens i analyseenheten – det vil si at observasjonene i datasettet behandles og vektet likt – en av de mest sentrale faktorene for å sikre at resultatene fra analysen er pålitelige. For å sikre at resultatene vi finner i regresjonsanalysen ikke påvirkes av at den gjennomsnittlige nettoformuen til enkelte hotellkjeder vektet ulikt og dermed har ulik innflytelse i datasettet, velger vi å skalere den avhengige variabelen i enkelte av panelregresjonene.

Ifølge Sankar og Shalit (1977) er selskapets totale eiendeler en godt egnet skaleringsvariabel, ettersom den hensyntar selskapets størrelse og dermed innflytelse i datasettet. Ettersom det er rimelig å anta at variasjonsbredden i analyseenheten kommer av størrelsesforskjeller mellom hotellkjedene, anser vi dette som en rimelig skaleringsvariabel til vårt formål. På bakgrunn av dette skalerer vi den aggregerte nettoformuen over hoteldriftsselskapene sine totale eiendeler. Ettersom vi ekskluderer den balanseførte eiendelsposten *tomter og annen*

¹⁰For deskriptiv statistikk av variabelen årlig gjennomsnittlig nettoformue \overline{NFK}_{it} se tabell 5.2.

fast eiendom fra beregningen av den aggregerte nettoformuen, velger vi følgelig å korrigere skaleringsvariabelen – aggregerte eiendeler – på samme måte. Skalert regnskapsmessig nettoformue (korrigert) $NFKS_{it}$ er gitt ved følgende beregning:

$$NFKS_{it} = \frac{NFK_{it}}{\sum_{\substack{j=1 \\ k \in \text{eiendeler}}}^N v_{jkt} - TF_{jkt}} \quad (4.3)$$

Hvor beregningen av NFK_{it} er gitt av ligning (4.1)

Kort oppsummert vil panelregresjonene i analysen hvor vi hypotese 1 basere seg på to ulike avhengige variabler. I enkelte av panelregresjonene bruker vi skalert regnskapsmessig nettoformue (korrigert) $NFKS_{it}$ utledet i ligning (4.3) som avhengig variabel for å sikre at koeffisientene ikke er inkonsistente som følge av at observasjonene vektet ulikt. Etersom de estimerte koeffisientene fra disse panelregresjonene vil være lite intuitive å tolke velger vi å utføre de samme regresjonene hvor vi bruker årlig gjennomsnittlig nettoformue per hotell (korrigert) \overline{NFK}_{it} presentert ved ligning (4.2) som avhengig variabel. Dette innebærer at resultatene fra panelregresjonene hvor vi skalerer den avhengige variabelen – aggregert nettoformue over hoteldriftsselskapenes aggregerte eiendeler – vil sikre at de estimerte koeffisientene i panelregresjonene hvor vi bruker årlig gjennomsnittlig nettoformue som avhengig variabel, er pålitelige.

4.1.2 Faktisk kvadratmeterleie

For å kunne måle effekten av formuesskatten på leieprisene tilknyttet eiendomsselskapene underlagt Strawberry Group og Strawberry Fields, i tilfeller hvor de leier ut eiendom til nærstående hoteldriftsselskaper, er vi avhengige av at leieprisene i behandlings- og kontrollgruppen er sammenlignbare. Kontrollgruppen består av eiendomsselskaper som leier ut hotelleiendom til hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry Group, i tilfeller hvor leieprisene er satt på armlengdes vilkår. Etersom kvadratmeterleien vil avhenge av faktorer som lokasjon, sentralitet, og størrelse på hotellbygget vil det være lite hensiktsmessig å måle disse opp mot hverandre uten å foreta justeringer som bidrar til at størrelsene er sammenlignbare. Som nevnt inngående i [delkapittel 2.1.5](#) har Statistisk Sentralbyrå utledet en modell for estimering av leieinntekter fra næringseiendom. Modellen er basert på

faktiske innrapporterte kvadratmeterpriser og hensyntar faktorer som lokasjon, sentralitet og størrelse.

Ettersom den faktiske kvadratmeterleien til hotellbyggene gir lite informasjon isolert sett, velger vi å ta utgangspunktet i differansen mellom faktisk kvadratmeterleie og estimert markedsmessig leie. Da de faktiske og estimerte leieprisene i sentrale strøk vil være høyere sammenliknet med mindre sentrale strøk, vil det være rimelig å forvente større absolutte differanser i disse estimeringene. For at det skal være mulig å sammenligne kvadratmeterpriser på nasjonalt nivå, velger vi derfor å dividere den faktiske kvadratmeterleien til hotellbyggene på den markedsmessige kvadratmeterleien estimert gjennom Statistisk Sentralbyrå sin modell. Det innebærer at faktiske kvadratmeterpriser som er lavere – eller lik – estimert markedsmessig leie vil ligge i intervallet $(0, 1]$, mens faktisk kvadratmeterpriser som ligger over estimert markedsmessig leie vil ligge i intervallet $(1, \infty)$. Det relative forholdet mellom faktisk kvadratmeterleie og estimert markedsmessig leie $\frac{FKL_{it}}{MKL_{it}}$ vil fungere som den avhengige variabelen i regresjonene hvor vi tester [hypotese 2](#) for å besvare det siste forskningsspørsmålet. Beregningen av henholdsvis faktisk kvadratmeterleie og estimert markedsmessig kvadratmeterleie kan illustreres på følgende måte:

$$\frac{FKL_{it}}{MKL_{it}} = \frac{1}{BRA_{it}} FL_{it} \quad \text{Hvor} \quad \widetilde{MKL}_{it} = e^{\alpha + \beta_1 \ln(x_1) + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_j x_j + \varepsilon} \quad (4.4)$$

Hvor BRA_{it} representerer bruksarealet til hotellbygg i for gjeldende år t , FL_{it} representerer faktisk total leie og \widetilde{MKL}_{it} representerer markedsmessig kvadratmeterleie estimert fra Statistisk Sentralbyrå sin modell. Analysen baserer seg på data fra tidsperioden 2010–2018. Dette kommer av at Statistisk Sentralbyrå sin modell for estimering av leieinntekter fra næringseiendom først ble utarbeidet i 2010, slik at det ikke er mulig å hente nødvendige parameterestimater fra tidligere perioder.

4.2 Forskningsdesign

Ifølge Triest ([1998](#)) har *Difference-in-Differences* (*DiD*) blitt ett av de mest populære forskningsdesignene for å evaluere kausale effekter som følge av innføring av nye – eller endringer i eksisterende – skatter. Videre hevdes det at evidensnivået og muligheten for

kausalt inferens avhenger av design og analysemetoder. Kort forklart innebærer metoden at man undersøker de relative forskjellene mellom behandlings- og kontrollgruppen før og etter en av gruppene utsettes for behandling, hvor denne forskjellen representerer effekten av den aktuelle behandlingen (Callaway & Sant'Anna, 2019). Dersom man har data fra flere tidspunkter er det mulig å generalisere denne metoden og estimere kausale effekter uten å være avhengig av data hvor begge kontrollgruppene utsettes for behandling (Schlotter, Schwerdt & Woessmann, 2010). Ifølge Schlotter et al. (2010) krever denne fremgangsmåten forutsetningen om at man håndterer uobserverbar individuell heterogenitet. Det finnes imidlertid en rekke metoder for å sikre at den uobserverbare heterogeniteten minimeres når observasjonene analyseres gjennom paneldatamodeller. Disse metodene kommer vi nærmere inn på i [delkapittel 4.3](#).

Saez (2001) påpeker at det er spesielt to kriterier til forskningsdesign som må overholdes når man studerer hvordan bedrifter og eiere tilpasser seg som følge av marginale skattesatser. For det første hevdes det at det er viktig at skattereglene ikke endrer seg i betydelig grad for de ulike gruppene i perioden man ser på, da dette kan føre til andre effekter og feilaktige slutninger. For det andre påpekes det at skatteregelen bør være ulik for grupper man studerer, hvor økonomiske karakteristikker og andre sentrale faktorer mellom gruppene er sammenlignbare. På den måten sikrer man at resultatene fra studien i mindre grad påvirkes av andre faktorer. En sentral faktor i vår analyse, vil derfor være å sikre at gruppene vi studerer opptrer homogent, slik at vi kan isolere effekten vi ønsker å måle.

I analysen hvor vi tester hypotese 1 og 2 for å besvare forsknings spørsmålene, vil kontrollgruppene vi inkluderer ikke utsettes for behandling. Dette innebærer at majoriteten av aksjonærene til kontrollgruppen *Scandic Hotels Group* – som inkluderes i analysen hvor vi tester hypotese 1 – ikke er formuesskattepliktige i analyseperioden. Videre innebærer dette også at kontrollgruppen¹¹ som inkluderes i analysen hvor vi tester hypotese 2 ikke har insentiver til å redusere leieinntektene for å minimere ligningsverdien til hotelleiendommene. Forskningsdesignet vårt vil derfor være inspirert av *DiD*, men fremfor å måle de relative forskjellene mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen før og etter en av gruppene utsettes for behandling, velger vi å basere oss på et større antall tidsperioder. Samtidig vil vi gjennom nevnte estimeringsstrategier – og ved å

¹¹Kontrollgruppen består av eiendomsselskaper som leier ut hotelleiendom til hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry Group, i tilfeller hvor leieprisene er satt på armlengdes vilkår.

inkludere samtlige relevante kontrollvariabler i regresjonsanalysene – sørge for at gruppene vi studerer opptrer homogent.

Ved innhenting av data er det nødvendig å spesifisere visse utvalgs-kriterier for observasjonene man inkluderer i analysen (MacKinlay, 1997). Disse kriteriene går vi nærmere inn på i kapittel 5: Data.

4.3 Valg av modell

Studier av behandlings- og referansegrupper over en gitt tidsperiode innebærer håndtering av to mye omtalte dimensjoner innfor økonometri; tids- og tverrsnittsdimensjonen. Ifølge Wooldridge (2016) skiller tidsseriedata seg fra tverrsnittsdata gjennom en tidsbestemt rangering av observasjonene. I tilfeller hvor sammenhengen i datasettet representerer tidsseriedata som en sekvens tverrsnittsdata indeksert på tid, kalles dette for paneldata. Ettersom datasettet består av flere variabler som observeres over tid, er vårt datasett av typen paneldata. Det kan være problematisk å bruke paneldatamodeller dersom datasettet er svært ubalansert. Et ubalansert panel er imidlertid ikke problematisk med mindre bakgrunnen til at enkelte år mangler er korrelert med det idiosynkratiske feilleddet i modellen (Wooldridge 2016). Vi ser det derfor som uproblematisk at datasettet vi benytter til å teste hypotese 2 i noen grad må anses å være ubalansert.

Paneldatamodeller er nyttig i tilfeller hvor man mistenker at den avhengige variabelen avhenger av forklaringsvariabler som ikke er observerbare. Dersom uobserverte forklaringsvariabler er konstante over tid, vil paneldataestimatoren konsekvent estimere effekten av disse på den avhengige variabelen (Park, 2011). Ettersom vi har flere observasjoner for hver gruppe, kan dette bidra til at det kontrolleres for individuelle uobserverte karakteristika.

Paneldatamodeller kan deles inn i to hovedgrupper: *fixed effects* og *random effects*. Ifølge Park (2011) er begrunnelsen bak RE-modellen at i motsetning til fixed effects modellen (heretter referert til som FE-modellen), antas variasjonen mellom enhetene å være tilfeldige og ikke-korrelerte med de uavhengige variablene. Ettersom vi antar at heterogeniteten i de ulike gruppene vi ser på har en viss innflytelse på den avhengige variabelen, er det fordelaktig å bruke en RE-modell. En annen sentral fordel med RE-modellen er at vi kan inkludere tidskonstante variabler. I FE-modellen blir disse variablene absorbert av

konstantleddet. Ettersom vi bruker dummyvariabler til å måle effekten formuesskatten på behandlingsgruppene, er dette en helt sentral forutsetning for vår modell.

Ifølge Schmidheiny (2019) er ikke RE-modellen nødvendigvis en godt egnet modell. Dette kommer av at modellen baserer seg på forutsetningen om at det ikke er korrelasjon mellom den uobserverbare individuelle heterogeniteten og forklaringsvariablene i modellen. Dersom denne antakelsen ikke holder vil de estimerte koeffisientene til forklaringsvariablene i noen grad kunne være inkonsistente. Breusch og Pagan (1979) påpeker at denne antakelsen i svært få tilfeller vil holde fullt ut. Dersom man antar at dette er et problem, er det imidlertid viktig å inkludere alle sentrale forklaringsvariabler i modellen, slik at man kontrollerer for så mye av variasjonen til den avhengige variabelen som mulig. På den måten minimeres den uobserverbare individuelle heterogeniteten.

Breusch og Pagan (1979) har utviklet en modell som tester for tilfeldige effekter i datasettet, *Breusch-Pagan Lagrangian Multiplier test for random effects* (heretter referert til som *BPLM-RE-testen*). Testen viser om datasettet egner seg til RE-modellen eller ikke. Dersom nullhypotesen ikke forkastes, innebærer dette at datasettet ikke har tilfeldige effekter og dermed burde analyseres gjennom en *pooled OLS-modell*. Nullhypotesen er gitt ved, $H_0 : \sigma_u^2 = 0.$, det vil si at variansen til individuelle eller tidsspesifikke komponenter er lik null. LM-statistikken følger kjikvadratfordelingen med frihetsgrad 1 og er gitt ved følgende beregning:

$$LM_u = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{T^2 \bar{e}'\bar{e}}{e'e} - 1 \right]^2 \sim \chi^2(1) \quad (4.5)$$

Hvor \bar{e} representerer $n \times 1$ vektoren for gjennomsnittet av residualene gitt fra en pooled OLS regresjon, og $e'e$ tilsvarer summen av de kvadrerte feilleddene gitt ved en lineær OLS regresjon. Ved gjennomførelse av *BPLM-RE-testen* på begge datasettene finner vi at vi kan forkaste nullhypotesen, noe som innebærer at det er en signifikant tilfeldig effekt i begge paneldatasettene. Testresultatene finnes i [appendiks A12](#). Mer konkret innebærer dette at RE-modellen håndterer heterogeniteten i datasettene bedre enn en pooled OLS modell.

Ifølge Schmidheiny (2019) er det spesielt tre antagelser som må holde for at resultatene fra RE-modellen ikke er feilaktige og forutinntatte: (1) som nevnt må den individspesifikke

effekten være en tilfeldig variabel u_i som ikke er korrelert med forklaringsvariablene X_i for alle tidligere, nåværende og fremtidige tidsperioder for samme individ ($E(u_i|X_i) = 0$), (2) forventning om konstant varians for den individspesifikke effekten, også kalt homoskedastisitet ($V(u_i|X_i) = \sigma_c^2 < \infty$), (3) at ingen av variablene i modellen – inkludert den avhengige variabelen – er perfekt kollineære og at ingen av de uavhengige variablene har nullvariens eller for mange ekstremobservasjoner.

For å sikre at datasettet ikke lider av heteroskedastisitet, slik at antakelsen under (2) opprettholdes velger vi utelukkende å bruke robuste standardfeil i analysen. Samtidig bidrar robuste standardfeil til å korrigere for eventuelle problemer med autokorrelasjon, noe som kan være en utfordring i panelregresjoner.

Ved introduksjon av kontrollvariabler i modellen kan det oppstå en rekke utfordringer, blant annet med multikollinearitet. Problemet med multikollinearitet oppstår når det er høy korrelasjon mellom to eller flere uavhengige variabler (Wooldridge, 2016). For å vurdere om dette er en utfordring, anvender vi en *variansinflasjonsfaktor-test* (heretter referert til som VIF-test). Resultatene fra VIF-testene er lagt ved i [appendiks A13](#). Ifølge Alauddin og Nghiem (2010) er den vanlige tommelfingerregelen at multikollinearitet ikke er et problem i tilfeller hvor VIF-testen viser verdier lavere enn 10. De påpeker også at enkelte konservative forfattere hevder at verdier over 5 er problematisk. I vår analyse velger vi å unngå sammensetninger av kontrollvariabler som har en verdi høyere enn 5.

Til slutt velger vi å inkludere *time fixed effects* (heretter referert til som tidsspesifikke effekter) i modellene. Tidsspesifikke effekter er hensiktsmessig å inkludere i tilfeller hvor det er rimelig å anta at det er effekter som påvirker alle gruppene i datasettet på samme måte til samme tid (Schmidheiny, 2019). Dette innebærer at de tidsspesifikke effektene fjerner all variasjon i den avhengige variabelen som skyldes tidseffekter som er identiske for alle enhetene i analysen. Mer spesifikt innebærer dette at tidsspesifikke sjokk i dataene som kan gi opphav til spuriøse sammenhenger elimineres. Etersom vi analyserer norske hotelldriftsselskaper som utsettes for de samme makroøkonomiske forholdene, er dette er en rimelig antagelse. Vi mener dette bidrar til å styrke modellen vi bruker, ettersom det er helt sentralt for vår modell at vi kontrollerer for så mye av den uobserverbare individuelle heterogeniteten som mulig.

4.3.1 Random effects modellen

RE-modellen kan forenklet uttrykkes på følgende måte:

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{\alpha}_0 + \delta \ddot{X}_{it} + \ddot{u}_i + \ddot{v}_{it} \quad (4.6)$$

Hvor $\ddot{\alpha}_0$ representerer konstanten i modellen, \ddot{X}_{it} representerer en $1 \times K$ vektor bestående av uavhengige variabler, \ddot{u}_i er gitt som den uobserverbare individuelle heterogeniteten og \ddot{v}_{it} representerer det idiosynkratiske feilleddet. Ifølge Schmidheiny (2019) er random effects estimatoren en form for feasible generalized least squares estimator, hvor RE-modellen kan beregnes gjennom en pooled OLS-modell på følgende måte:

$$y_{it} - \tilde{\theta} \bar{y}_i = \alpha_0(1 - \tilde{\theta}) + \delta(X_{it} - \tilde{\theta} \bar{X}_i) + u_i(1 - \tilde{\theta}) + (v_{it} - \tilde{\theta} \bar{v}_i) \quad (4.7)$$

Som representerer en transformert ligning for random effects estimatoren hvor $\ddot{y}_{it} = y_{it} - \tilde{\theta} \bar{y}_i$, $\ddot{\alpha}_0 = \alpha_0(1 - \tilde{\theta})$, $\ddot{X}_{it} = \delta(X_{it} - \tilde{\theta} \bar{X}_i)$, $\ddot{u}_i = u_i(1 - \tilde{\theta})$ og $\ddot{v}_{it} = (v_{it} - \tilde{\theta} \bar{v}_i)$. Hvor parameteren $\tilde{\theta}$ – som ligger i intervallet $[0, 1]$ – estimeres på følgende måte:

$$\tilde{\theta} = 1 - \left(\frac{\tilde{\sigma}_v^2}{\tilde{\sigma}_v^2 + T\tilde{\sigma}_u^2} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (4.8)$$

Hvor $\tilde{\sigma}_v^2$ og $\tilde{\sigma}_u^2$ kan estimeres gjennom en pooled-OLS¹² og representerer henholdsvis variansen til det idiosynkratiske feilleddet og variansen til den uobserverbare individuelle heterogeniteten. Ifølge Park (2011) er modellen mer effektiv enn FE-modellen og pooled-OLS, ettersom vi korrigerer for seriekorrelasjon i den uobserverbare individuelle heterogeniteten.

Gitt ovennevnte estimeringsstrategi vil regresjonsmodellene vi bruker til å teste hypotesene for å besvare forskningsspørsmål 1 og 2 være gitt ved henholdsvis:

$$\begin{aligned} \overline{NFK}_{it} &= \ddot{\alpha}_0 + \beta \ddot{D}_{Formuesskatt} + \delta \ddot{X}_{it} + \delta_t + \ddot{u}_i + \ddot{v}_{it} \\ NFKS_{it} &= \ddot{\alpha}_0 + \beta \ddot{D}_{Formuesskatt} + \delta \ddot{X}_{it} + \delta_t + \ddot{u}_i + \ddot{v}_{it} \end{aligned} \quad (4.9)$$

¹²Variansen til det idiosynkratiske feilleddet og den uobserverbare individuelle heterogeniteten kan også estimeres gjennom en FE-Modell.

og

$$\frac{\overline{FKL}_{it}}{\overline{MKL}_{it}} = \alpha_0 + \beta \ddot{D}_{LPN} + \delta \ddot{X}_{it} + \delta_t + \ddot{u}_i + \ddot{v}_{it} \quad (4.10)$$

Hvor de avhengige variablene $\overline{NFK}_{it} / \overline{NFKS}_{it}$ og $\frac{\overline{FKL}_{it}}{\overline{MKL}_{it}}$ er beskrevet inngående i henholdsvis delkapittel [4.1.1](#) og [4.1.2](#). \ddot{D} representerer den tidskonstante dummyvariabelen for henholdsvis *formuesskatt* og *LPN* (leiepriser tilknyttet hotelleiendom ved utleie til nærstående) og δ_t representerer *tidsspesifikke effekter*. Valg av kontrollvariabler blir diskutert i [delkapittel 5.1.2](#) og [5.2.2](#).

5 Data

I dette kapittelet presenteres de to utarbeidede datasettene som benyttes i analysen. Dataene er hentet fra en rekke ulike kilder. Dataene som benyttes for å besvare forskningsspørsmål 1 er hentet fra Bisnode, Brønnøysundregistrene, Hotelia (2019a; 2019b) og hotelloperatørens egne hjemmesider. Dataene som brukes til å svare på forskningsspørsmål 2 er hentet fra Brønnøysundregistrene, Kartverket og Statistisk Sentralbyrå (Melby, 2020).

I de følgende delkapitlene beskriver vi prosessene tilknyttet datainnsamling, hvordan dataene er bearbeidet og aktuelle variabler inkludert i den empiriske analysen hvor vi tester hypotese 1 og 2.

5.1 Datasett til hypotese 1

I analysen hvor vi tester hypotese 1 undersøker vi om nettoformuen til de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen (behandlingsgruppen) er lavere sammenlignet med det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group (kontrollgruppen) i perioden 2009–2018. For å teste hypotese 1 benytter vi primært data fra årsberetningene til hoteldriftsselskapene underlagt de aktuelle hotelloperatørene. Regnskapsdataene er hentet fra Bisnode. Som nevnt er de avhengige variabelene i analysen hvor vi tester hypotese 1 gitt ved årlig gjennomsnittlig nettoformue per hotell (korrigert)¹³ \overline{NFK}_{it} og nettoformue skalert og korrigert¹⁴ $NFKS_{it}$. Etersom førtsnevnte beregnes på bakgrunn av antall hoteller i hotellkjedene, er vi avhengige av informasjon vedrørende antall hoteller som driftes av de aktuelle hotelloperatørene i analyseperioden. Vi har derfor undersøkt hvilke hoteller hotelloperatørene drifter selv, og hvilke som driftes gjennom franchise- eller managementavtaler. Denne informasjonen er hentet fra Hotelia sin halvårsrapport (2019a), notene i årsberetningene til hoteldriftsselskapene hentet fra Brønnøysundregistrene og hotelloperatørens egne hjemmesider.

¹³ \overline{NFK}_{it} representerer årlig gjennomsnittlig nettoformue per hotell korrigert for balanseposten *tomter og annen fast eiendom*.

¹⁴ $NFKS_{it}$ representerer årlig aggregert nettoformue skalert over hoteldriftsselskapenes aggregerte eiendeler, korrigert for *tomter og annen fast eiendom*.

Datasettet er av typen paneldata og bestod opprinnelig av 886 observasjoner fordelt over en tidsperiode på ti år. Før vi estimerte den regnskapsmessige nettoformuen og andre aktuelle variabler som inkluderes i analysen, har vi vært nødt til å rensse datasettet. I denne prosessen har vi fjernet observasjoner tilhørende driftsselskaper stiftet i løpet av det gjeldende inntektsåret. Det vil si at dersom et driftsselskap stiftes i løpet av analyseperioden, har vi valgt å fjerne observasjoner tilknyttet stiftelsesåret. Dette kommer av særregelen for verdsettelse av nystiftede aksjeselskaper¹⁵. I denne prosessen fjernet vi totalt 16 observasjoner. Videre har vi slettet observasjoner i tilfeller hvor hoteldriftsselskapene er inaktive. I denne prosessen fjernet vi ytterligere 90 observasjoner. Dette innebærer at det rensede datasettet består av totalt 780 observasjoner.

Som nevnt drifter Scandic Hotels Group alle de norske hotellene gjennom ett driftsselskap – Scandic Hotels AS. Dette innebærer at vi kun har tilgang på de aggregerte regnskapsmessige verdiene til *alle* de norske hotellene underlagt Scandic Hotels Group. For å gjøre datasettet sammenlignbart – slik at vi bruker samme verdiestimater i kontroll- og behandlingsgruppen – har vi derfor vært nødt til å benytte årlige gjennomsnittlige regnskapsverdier per hotell for hver hotelloperatør i modellen. Mer spesifikt innebærer dette at vi har aggregert årlige verdier tilknyttet de enkelte hoteldriftsselskapene, og deretter dividert dette på antall hoteller som de ulike hotelloperatørene drifter de aktuelle årene. Dette innebærer at panelregresjonene gjennomføres med 30 observasjoner¹⁶ over perioden 2009–2018, hvor disse er estimert på bakgrunn av et datasett bestående av totalt 780 observasjoner over den samme tidsperioden. Videre har vi inflasjonsjustert datasettet ved bruk av konsumprisindeksen hentet fra Statistisk Sentralbyrå (2020a). Inflasjonstabellen er vedlagt i [appendiks A8](#).

5.1.1 Prediktorvariabel – formuesskatt

For å kunne måle effekten av formuesskatten på den regnskapsmessige nettoformuen til de norskeide hoteldriftsselskapene har vi valgt å inkludere dummyvariabelen *formuesskatt*. Variabelen tar verdien 1 dersom observasjonene tilhører de norskeide hoteldriftsselskapene. Ettersom Sverige ikke har formuesskatt, tar variabelen verdien 0 i tilfeller hvor

¹⁵For nærmere beskrivelse av særregelen for verdsettelse av nystiftede aksjeselskaper, se [delkapittel 2.1.3](#).

¹⁶Dette gjør vi ved å benytte Stata-kommandoen "collapse".

observasjonene tilhører det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group. Dette innebærer at konklusjonen fra analysen hvor vi tester hypotese 1 vil basere seg på fortegnet til denne koeffisienten og hvorvidt denne er statistisk signifikant eller ikke.

5.1.2 Kontrollvariabler

En potensiell feilkilde i resultatene fra analysen kan oppstå i tilfeller hvor man utelater variabler som har en betydelig og sentral forklaringskraft i modellen, også kalt *omitted variable bias* (Wooldridge, 2016). Det er derfor viktig at vi inkluderer alle kontrollvariabler som antas å ha en sentral forklaringskraft på nettoformuen til hoteldriftsselskapene. Ettersom vi velger å bruke en RE-modell, er dette også viktig for å minimere eventuelle utfordringer med uobserverbar individuell heterogenitet.

Vi inkludere *sum eiendeler* som kontrollvariabel i samtlige av regresjonene ettersom de gjennomsnittlige eiendelene til hotelloperatørene har en sentral rolle i den estimerte gjennomsnittlige nettoformuen. Ettersom vi korrigerer de avhengige variabelene for balanseposten *tomter og annen fast eiendom* velger vi følgelig å korrigere kontrollvariabelen på samme måte. Kontrollvariabelen logtransformeres i modellen og har derfor fått tildelt navnet *lnEiendeler (korr)*. Dette gjør vi fordi vi finner at variabelen i stor grad må anses å være skjevfordelt, noe den naturlige logaritmen bidrar til å korrigere for. Videre velger vi å ikke inkludere flere kontrollvariabler fra balansen til hoteldriftsselskapene da det er rimelig å anta at disse vil korrelere med *lnEiendeler (korr)*. Gjennom en VIF-test bekreftes denne antagelsen, hvor majoriteten av potensielle kontrollvariabler fra balansen lider av multikollinearitet når disse inkluderes sammen.

Videre har vi inkludert hoteldriftsselskapenes gjennomsnittlige drifts- og salgssinntekt som kontrollvariabel, da det er rimelig å anta at driftsselskapenes nettoformue påvirkes av hotellenes lønnsomhet. På bakgrunn av ovennevnte årsaker velger vi å logtransformere denne variabelen også. Variabelen har fått tildelt navnet *lnInntekt*.

Det er også rimelig å anta at hotellenes alder kan ha en innvirkning på nettoformuen til driftsselskapene, da nye hoteller i større grad krever tilførsel av kapital. På bakgrunn av dette har vi valgt å estimere gjennomsnittlig alder på hotellene i hver kjede for hvert år. Variabelen har fått tildelt navnet *Alder*.

I tillegg til de ovennevnte kontrollvariablene har vi også valgt å inkludere tidsspesifikke effekter i modellen. Dette innebærer at vi inkluderer en årsummy for hvert år i analyseperioden.

5.1.3 Deskriptiv statistikk

Tabell 5.1: Fordeling av Regnskapsmessige Balanseposter

PANEL A	Eiendelsposter og gjeldsposter, konsern		
	Strawberry Group	Olav Thon Gruppen	Scandic Hotels Group
Fast eiendom	53,73 %	81,15 %	11,06 %
Driftsløsøre	9,99 %	11,71 %	53,57 %
Finansielle anl.midler	6,17 %	1,09 %	1,30 %
Andre anleggsmidler	0,15 %	0,00 %	0,00 %
Varelager	0,84 %	0,52 %	1,67 %
Fordringer	10,22 %	3,51 %	11,57 %
Investeringer	12,85 %	0,07 %	0,24 %
Kontantekvivalenter	6,06 %	1,95 %	13,80 %
Andre omløpsmidler	0,00 %	0,00 %	6,78 %
	100 %	100 %	100 %
Langsiktig gjeld	83,72 %	90,49 %	68,44 %
Kortsiktig gjeld	16,28 %	9,51 %	31,56 %
	100 %	100 %	100 %
PANEL B	Eiendelsposter og gjeldsposter, hotelldriftsselskaper		
	Strawberry Group	Olav Thon Gruppen	Scandic Hotels Group
Fast eiendom	0,29 %	15,42 %	2,31 %
Driftsløsøre	35,24 %	27,01 %	58,15 %
Finansielle anl.midler	1,22 %	0,05 %	4,60 %
Andre anleggsmidler	0,00 %	0,00 %	0,00 %
Varelager	2,80 %	1,93 %	2,92 %
Fordringer	59,23 %	55,21 %	21,64 %
Investeringer	0,00 %	0,00 %	0,00 %
Kontantekvivalenter	1,21 %	0,38 %	10,39 %
Andre omløpsmidler	0,00 %	0,00 %	0,00 %
	100 %	100 %	100 %
Langsiktig gjeld	3,41 %	1,27 %	32,76 %
Kortsiktig gjeld	96,59 %	98,73 %	67,24 %
	100 %	100 %	100 %

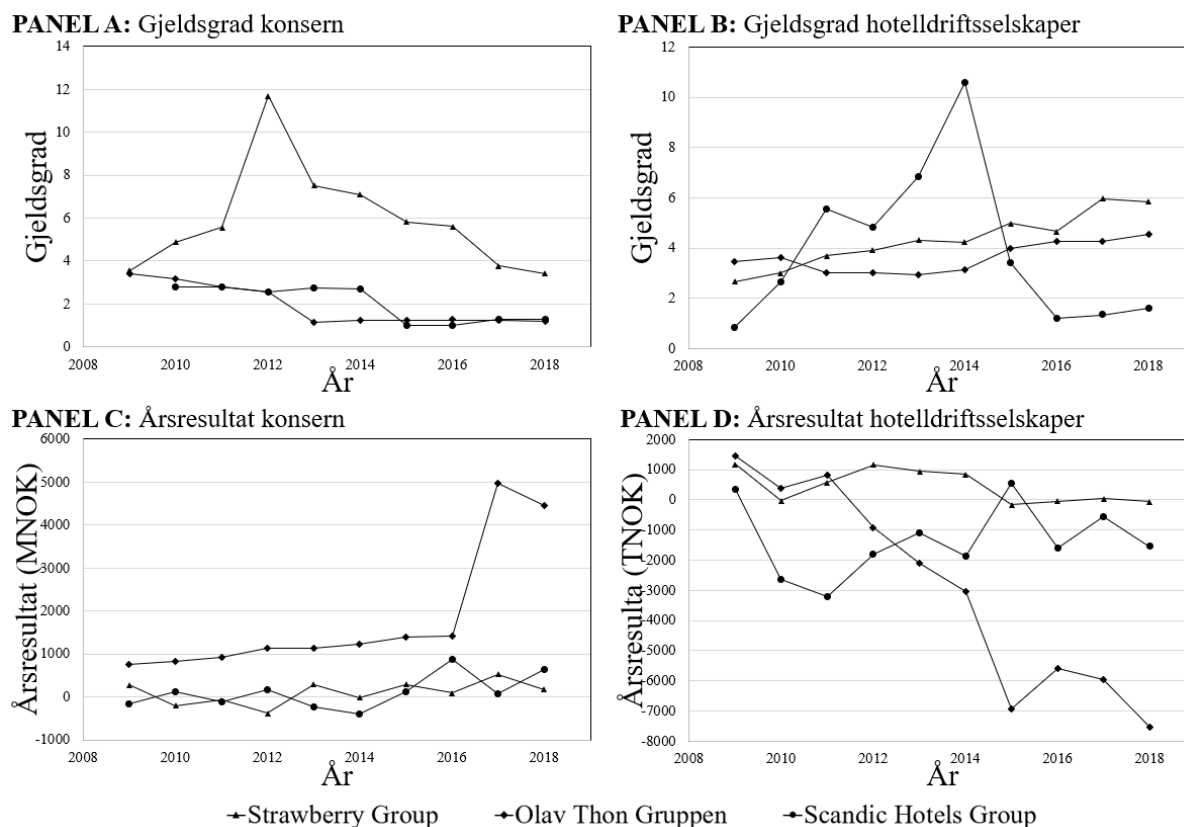
* Tabellen viser gjennomsnittlig eiendelsfordeling i hotelldriftsselskapene og på konsernnivå for Strawberry Group, Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group for perioden 2009-2018. Den gjennomsnittlige fordelingen baserer seg utelukkende på formuesobjekter som inkluderes i beregningen av skattemessig nettoformue.

Panel A viser gjennomsnittlig fordeling av balanseførte eiendelsposter på konsernnivå for

Strawberry Group, Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group i perioden 2009–2018. Panel B viser den gjennomsnittlige fordelingen av balansepostene til samtlige av de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group, Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group. Vi observerer at de balanseførte verdiene i Strawberry Group og Olav Thon gruppen er relativt likt fordelt på konsernnivå og i hoteldriftsselskapene. Denne likheten er spesielt tydelig i fordelingen av balanseverdiene til hoteldriftsselskapene.

Videre observerer vi at konsernregnskapene til Olav Thon Gruppen og Strawberry Group har en betydelig andel av de balanseførte verdiene oppført under balanseposten *fast eiendom*. For Olav Thon Gruppen, innebærer dette 81,15 prosent av de balanseførte eiendelene. Samtidig ser vi at de norske hoteldriftsseselskapene underlagt Olav Thon Gruppen har 15,42 prosent av de balanseførte verdiene under *fast eiendom*, i motsetning til de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Scandic Hotels Group med henholdsvis 0,29 og 2,31 prosent.

Samtidig som vi ser at eiendelsfordelingene til Olav Thon Gruppen og Strawberry Group i stor grad er sammenlignbare på konsern- og driftsselskapsnivå, ser vi at fordeling av langsiktig og kortsiktig gjeld også må kunne anses å være svært lik. Den langsiktige gjelden oppført i konsernregnskapene til Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er gitt ved henholdsvis 83,72 og 90,49 prosent, sett opp mot Scandic Hotels Group som har en langssiktig gjeldsfordeling tilsvarende 68,44 prosent. Dersom vi ser på gjeldsfinansieringen på driftsselskapsnivå, observerer vi at de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon gruppen finansieres med en kortsiktig gjeld tilsvarende henholdsvis 96,59 og 98,73 prosent. For en visuell fremstilling av disse tabellene, se [appendiks A9](#).



Figur 5.1: Gjeldsgrad og Årsresultat

* Figuren viser gjennomsnittlig gjeldsgrad og årsresultat for hotelldriftsselskapene og på konsernnivå for Strawberry Group, Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group for perioden 2009–2018. Tallene er hentet fra årsresultatene til de respektive selskapene.

Panel A viser utviklingen i gjeldsgraden til konsernene Strawberry Group, Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group i perioden 2009–2018. Panel B viser den gjennomsnittlige gjeldsgraden til de norske hotelldriftsselskapene underlagt ovennevnte konsern i samme tidsperiode. Økningen i gjeldsgraden til det norske hotelldriftsselskapet underlagt Scandic Hotels Group i perioden 2011–2014 skyldes primært omfattende renovering av et betydelig antall hoteller samt oppkjøp av flere hoteller i den inneværende perioden. Panel C viser utviklingen i ovennevnte konsern sitt årsresultat for samme tidsperiode. Den betydelige økningen i årsresultatet til Olav Thon Gruppen i perioden 2016–2017 skyldes hovedsakelig implementering av forenklet IFRS fom. året 2018. Regnskapstallene for 2017 er korrigert med tilbakevirkende kraft fra og med 1. januar 2017. Endringene skyldes primært betydelige måleendringer i investerinseiendommer tilsvarende 2,9 milliarder kroner, som tilfaller driftserultatet direkte. Panel D viser utviklingen i gjennomsnittlig årsresultat for de norske hotelldriftsselskapene i perioden 2009–2018.

Tabell 5.2: Deskriptiv statistikk

	N	Mean	SD	Min	p25	p50	p75	Max
\overline{NF}	30	4 118	1 808	1 569	2 978	4 149	4 994	11 319
\overline{NFK}	30	3 003	2 206	-6	1 845	2 723	3 930	11 319
NFS	30	0,19	0,09	0,45	0,13	0,08	0,23	0,54
NFKS	30	0,14	0,11	-0,01	0,07	0,13	0,17	0,54
lnEiendeler(korr.)	30	13,69	0,54	12,43	13,37	13,82	13,99	14,65
lnInntekter	30	14,67	0,56	13,41	14,58	14,73	15,12	15,37
Alder	30	22,08	5,10	13,86	17,04	23,03	26,07	30,07

* Tabellen viser deskriptiv statistikk av variabelene inkludert i analysen hvor vi tester hypotese 1. \overline{NF} og \overline{NFK} representerer årlig gjennomsnittlig nettoformue per hotell og er oppgitt i hele tusen kroner, hvor sistnevnte korrigeres for *tomter og annen fast eiendom*. Som man ser av tabellen er det stor avstand mellom høyeste og laveste verdi. *NFS* og *NFKS* representerer årlig gjennomsnittlig nettoformue skalert over hoteldriftsselskapens totale eiendeler og er oppgitt i hele tusen kroner, hvor sistnevnte korrigeres for *tomter og annen fast eiendom*.

5.2 Datasett til hypotese 2

Som beskrevet i [kapittel 3](#), undersøker vi hvorvidt særregelen for verdsettelse av unoterte selskaper påvirker leieprisene tilknyttet hotelleiendommer eid av Strawberry Group og Strawberry Fields i tilfeller hvor eiendommene leies ut til hoteldriftsselskaper i samme konsern eller til nærstående. Mer spesifikt innebærer dette hotelleiendom som leies av hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry Group.

For å teste hypotese 2 benytter vi primært data hentet fra tre ulike kilder. Leiepriser og kontraktsmessige forhold tilknyttet hotelleiendommene som leies ut til hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry Group, er hentet fra notene i årsberetningene tilgjengelige i Brønnøysundregistrene. For at leieprisene skal være sammenlignbare har vi tatt utgangspunkt i faktiske kvadratmeterpriser. Dette impliserer at vi er avhengige av informasjon vedrørende hotellbyggenes størrelse. Informasjon om nødvendig matrikkeldata som omhandler bruksareal til hotellbyggene har vi fått tilgang til ved å kontakte samtlige kommuner i Norge.

Som nevnt i [delkapittel 4.1.2](#) vil faktisk kvadratmeterleie dividert på markedsmessig kvadratmeterleie $\frac{FKL_{it}}{MKL_{it}}$ fungere som den avhengige variabelen i analysen av hvor vi tester hypotese 2. Dette innebærer at den avhengige variabelen må tolkes som faktiske kvadratmeterpriser som andel av estimert markedsmessig kvadratmeterleie. Dette gjør vi for at kvadratmeterprisene skal være sammenlignbare på nasjonalt nivå. Den markedsmessige

kvadratmeterleien er estimert gjennom Statistisk Sentralbyrå sin modell for beregning av leieinntekter fra næringseiendom (Melby, 2020). Parameterestimaterne fra modellen publiseres årlig, og benyttes for å beregne den markedsmessige kvadratmeterleien. Vi har derfor hentet ut alle parameterestimaterne som er nødvendig for å estimere den markedsmessige kvadratmeterleien tilknyttet hotelleiendommene som inkluderes i analysen. Etersom modellen – og dermed de nødvendige parameterestimaterne – først ble utarbeidet i 2010, velger vi å begrense analysen til å omfatte perioden 2010–2018.

Videre er datasettet av typen paneldata og består opprinnelig av 525 observasjoner fordelt på 67 hoteller over en tidsperiode på ni år. På grunn av koronakrisen har det vært utfordrende å få kontakt med enkelte kommuner for tilgang til nødvendig matrikkeldata, noe som innebærer at vi har vært nødt til å ekskludere 20 hotelleiendommer fra analysen. Videre har vi utelatt observasjoner i årene hvor et hotell har blitt opprettet, avvirket eller har gjennomgått betydelig renovering. Denne informasjonen har vi primært hentet fra årsberetningen gjennom Brønnøysundregistrene. I enkelte tilfeller har også en betydelig andel av bygget tilhørt annen virksomhet enn hoteldrift. I tilfeller hvor det ikke har vært mulig å skille mellom hotellvirksomhet og annen virksomhet har vi valgt å ekskludere hotelleiendommen fra analysen. Dette gjaldt imidlertid kun to hotelleiendommer. Dette innebærer at det endelige datasettet består av 349 observasjoner fordelt på 45 hotelleiendommer.

På bakgrunn av ovennente årsaker som har resultert i at vi har vært nødt til å utelate enkelte årlige observasjoner, må datasettet anses å være noe ubalansert. Ifølge Wooldridge (2016) er et ubalansert panel imidlertid ikke en utfordring med mindre bakgrunnen til at enkelte år mangler er korrelert med det idiosynkratiske feilleddet i regresjonsmodellen. Vi anser derfor dette som uproblematisk.

For å kunne gjennomføre analysen er vi avhengige av å kartlegge hvilke hotelleiendommer som leies av nærstående eiendomsselskaper, og hvilke som leies av uavhengige aktører. Vi startet med å hente ut informasjon om hotelleiendommens adresser gjennom Nordic Choice Hotels sine nettsider, for så å bruke denne informasjonen til å finne eier gjennom grunnboken i Kartverket. Deretter har vi brukt denne informasjonen i søkemotoren til Proff.no for å finne formuesskattepliktig aksjonær.

I analysen kategoriseres leieprisene tilknyttet hotelleiendommer som eies av

eiendomsselskaper underlagt Strawberry Group og Strawberry Fields som leiepriser satt av *nærstående*. Dette innebærer at disse eiendomsselskapene vil representere behandlingsgruppen i hypotesetest 2. Videre kategoriserer vi leieprisene tilknyttet hotelleiendommer eid av eiendomsselskaper som ikke har noen direkte tilknytning til ovennevnte konsern som leiepriser satt på *armlengdes vilkår*. Dette innebærer at disse eiendomsselskapene fungerer som kontrollgruppen i hypotesetesten. Det er imidlertid viktig å påpeke at flere av hotelleiendommene har byttet eier i den aktuelle analyseperioden. Som nevnt har Strawberry Properties solgt en rekke hotelleiendommer de senere årene til blant annet svenske Midstar AB. Vi har derfor vært nødt til å ta en løpende vurdering av hvilken gruppe observasjonene tilhører. Mer spesifikt innebærer dette at enkelte observasjoner går fra å tilhøre behandlingsgruppen til å tilhøre kontrollgruppen, eller motsatt.

I tilfeller hvor samme eiendomsoperatør leier ut hotelleiendom til hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry Group i mer enn tre tilfeller, har vi i enkelte panelregresjoner valgt å utelate disse observasjonene. Dette kommer av antagelsen om at gjentagende samarbeid kan føre til rabatterte leiepriser. Vi kommer nærmere inn på dette i den empiriske analysen.

5.2.1 Prediktorvariabel – leiepriser satt av nærstående

For å kunne måle effekten av formuesskatten på leiepriser satt av nærstående har vi valgt å inkludere dummyvariabelen *LPN* (leiepriser satt av nærstående) som prediktorvariabel i hypotesetest 2. Dummyvariabelen tar verdi lik 1 i tilfeller hvor hotelleiendommen leies av eiendomsselskaper i samme konsern eller fra nærstående. Dummyvariabelen tar verdi lik 0 i tilfeller hvor leieprisene er satt på armlengdes vilkår. Dette innebærer at konklusjonen fra analysen hvor vi tester hypotese 2 vil basere seg på fortegnet til koeffisienten og hvorvidt denne er statistisk signifikante eller ikke.

5.2.2 Kontrollvariabler

Som nevnt kan *omitted variable bias* være en potensiell feilkilde i resultatene fra analysen (Wooldridge, 2016). Samtidig er det en viktig forutsetning at man inkluderer alle sentrale forklaringsvariabler i RE-modellen. Dette er spesielt viktig i tilfeller hvor det er rimelig å anta at man ikke klarer å kontrollere for den uobserverbare individuelle heterogeniteten.

Som vi har gått inn på i [delkapittel 2.2.1](#) er den nordiske hotellnæringen i stor grad preget

av den såkalte leiemodellen. Mer spesifikt innebærer dette at hotellene betaler en fast lav leiepris inklusive en gitt prosentandel av årlige driftsinntekter. På bakgrunn av dette velger vi å inkludere kontrollvariabelen *lnInntekter*, da det er rimelig å anta at denne kan ha en sentral forklaringskraft til hotelleiendommenes leiepriser. Ettersom variabelen er skjevfordelt, velger vi – som tidligere – å logtransformere den.

Videre velger vi å inkludere variabelen *BRA* – som representerer hotelleiendommens bruksareal – ettersom størrelsen på hotellbygget kan ha en innvirkning på de faktiske leieprisene.

Det er også rimelig å anta at kontraktmessige forhold – som kontraktens løpetid og alder – kan ha innvirkning på leieprisene. På bakgrunn av dette velger vi også å inkludere kontrollvariablene *Kontrakt Løpetid* og *Kontrakt Alder*.

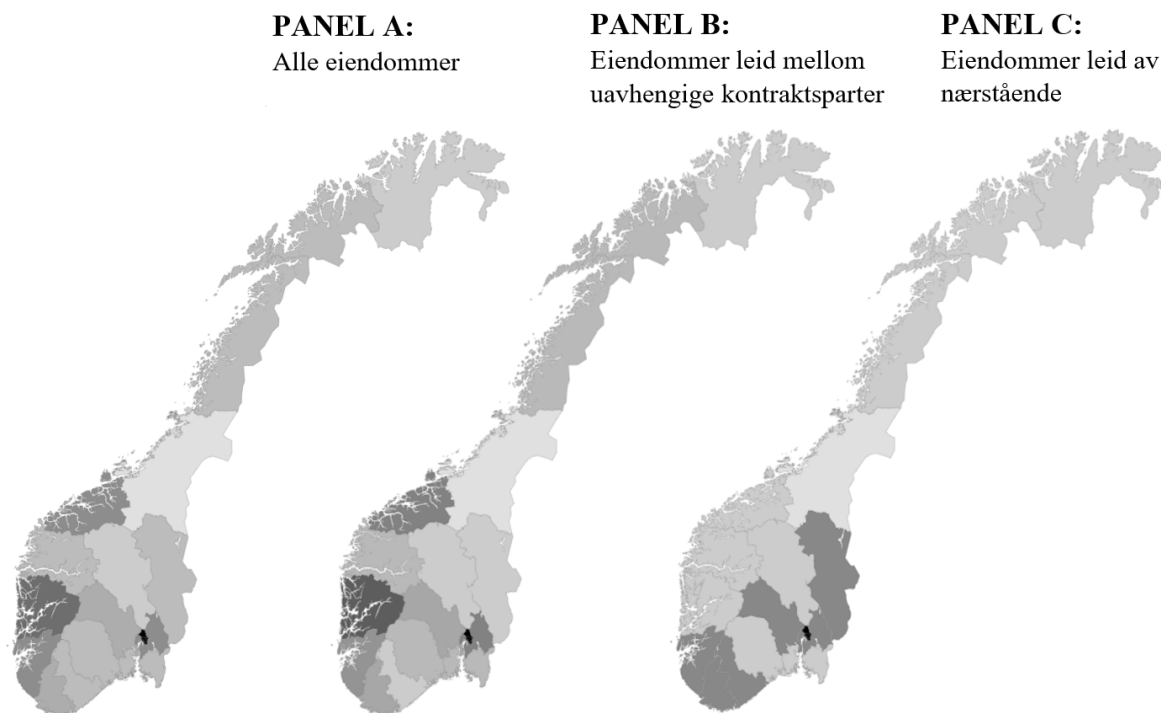
Avslutningsvis velger vi å inkludere tidsspesifikke effekter i alle panelregresjonene.

5.2.3 Deskriptiv Statistikk

Tabell 5.3: Deskriptiv Statistikk

	N	Mean	SD	Min	p25	p50	p75	Max
$\widetilde{FKL/MKL}$	349	1,58	0,57	0,57	1,12	1,53	1,99	3,53
BRA	349	9 602	8 266	2 444	5 628	6 847	11 022	52 420
Kontraktslengde	349	13,63	3,79	5,00	10,00	13,00	15,00	22,00
Kontrakt alder	349	5,13	3,90	0,00	2,00	4,00	8,00	19,00
lnInntekter	349	10,80	0,64	9,24	10,36	10,64	11,24	12,51

* Tabellen viser deskriptiv statistikk av variablene inkludert i analysen hvor vi tester hypotese 2. $\frac{FKL}{MKL}$ representerer den avhengige variabelen – faktisk kvadratmeterleie dividert på markedsmessig kvadratmeterleie. BRA representerer bruksareal til hotellene.



Figur 5.2: Geografisk lokasjon av hotelleiendommene

* Figuren viser en oversikt over alle eiendommene som er inkludert i analysen av forskningspørsmål 2.

Panel A viser den geografiske lokasjonen til alle hotelleieiendommene inkludert i analysen. Panel B viser den geografiske lokasjonen til alle hotelleiendommer leid av Strawberry Group hvor leieprisene er fastsatt på armlengdes vilkår. Panel C viser den geografiske lokasjonen til hotelleieiendommene leid av hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry Group i tilfeller hvor leieprisene er satt av nærstående.

Vi observerer at hotelleiendommene eid av Strawberry Group og Strawberry Fields og som leies ut til hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry Group er konsentrert på sør- og østlandet. Videre ser vi av Panel B at majoriteten av hotellene som driftes gjennom Strawberry Group og som er lokalisert på vestlandet, leies av eiendomsoperatører som ikke er tilknyttet konsernet.

6 Analyse

I dette kapitlet presenterer vi resultatene fra analysene hvor vi tester hypotese 1 og 2. De empiriske resultatene vil danne grunnlag for konklusjonen i utredningen, hvor vi forsøker å besvare forskningsspørsmålene presenter i kapittel 1. Avslutningsvis oppsummerer vi resultatene fra den empiriske analysen. Hypotese 1 og 2 er gitt ved henholdsvis:

Hypotese 1: Den regnskapsmessige nettoformuen til de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er lavere sammenlignet med den regnskapsmessige nettoformuen til det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group.

Hypotese 2: Leieprisene til hotellene underlagt Strawberry Group er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern – eller av nærstående – når vi sammenligner med leiepriser som er fastsatt på armlengdes vilkår.

6.1 Analyse av forskningsspørsmål 1

Tabell 6.1 viser resultatene fra panelregresjonene hvor vi estimerer ligning (4.9) utledet i delkapittel 4.3.1. Som nevnt bruker vi en *RE-modell* hvor koeffisientene estimeres gjennom *FGLS*. I kolonne (1)–(6) bruker vi årlig gjennomsnittlig nettoformue korrigert for *tomter og annen fast eiendom* \overline{NFK}_{it} som avhengig variabel. I kolonne (7)–(12) bruker vi den aggregerte nettoformuen skalert over hoteldriftsselskapenes aggregerte eiendeler korrigert for *tomter og annen fast eiendom* $NFKS_{it}$ som avhengig variabel¹⁷. Modellen rapporterer utelukkende robuste standardfeil. Resultatene fra regresjonene hvor vi inkluderer *tomter og annen fast eiendom* i beregningen av den avhengige variabelen finnes i appendiks A10.

Dummyvariabelen *Formuesskatt* er modellens prediktorvariabel. Variabelen tar verdi lik 1 for behandlingsgruppen – de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen – og verdi lik 0 for kontrollgruppen representer ved det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group. Prediktorvariabelens koeffisient viser dermed om det er en statistisk signifikant forskjell i nettoformuen til de norskeide hoteldriftsselskapene og hoteldriftsselskapet underlagt Scandic Hotels Group.

¹⁷For detaljert utledning av de avhengige variablene, se kapittel 4.1.1.

Tabell 6.1: Analyse av forskningsspørsmål 1
(feasible generalized least squares estimator)

	NFK						NFKS					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Formuesskatt	-1 781 (1 156)	-1 619 (1 335)	-1 142 (1 360)	-2 616*** (156)	-2 373*** (131)	-1 459*** (548)	-0,035 (0,063)	-0,029 (0,071)	-0,015 (0,073)	-0,080*** (0,008)	-0,069*** (0,006)	-0,031* (0,023)
lnEiendeler (korr.)		-696 (2 383)			-1 833 (1 727)			-0,0247 (0,113)			-0,0854 (0,074)	
lnInntekter			-1 037 (1 841)			-2 318* (1 238)			-0,032 (0,089)			-0,098* (0,051)
Alder				-230*** (37)	-280*** (69)	-305*** (53)				-0,013*** (0,002)	-0,015*** (0,003)	-0,016*** (0,002)
Konstant	6 621** (3 054)	15 647 (33 437)	21 007 (27 570)	11 498*** (3 751)	36 360 (24 616)	45 233*** (17 462)	0,294* (0,162)	0,615 (1,602)	0,736 (1,354)	0,562*** (0,194)	1,720* (1,060)	1,990*** (0,704)
Observasjoner	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
Hotelloperatører	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0,370	0,382	0,400	0,561	0,635	0,690	0,299	0,305	0,311	0,549	0,619	0,682
Justert R ²	0,038	0,004	0,033	0,293	0,377	0,472	-0,071	-0,120	-0,110	0,274	0,350	0,458

Robust standard errors in parentheses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

* Modellen baserer seg på paneldata fra perioden 2009-2018. De estimerte koeffisientene presentert i kolonne (1)–(6) er oppgitt i hele tusen kroner. Kontrollvariablene lnEiendeler(korr.) og lnInntekter er ikke inkludert sammen i regresjonene som følge av problemer med multikollinearitet. For oversikt over resultatene fra VIF-testen, se appendiks A13.

Den estimerte koeffisienten til prediktorvariabelen *formuesskatt* rapportert i kolonne (1) viser at formuesskatten har en negativ og ikke-signifikant innvirkning på den årlige gjennomsnittlige nettoformuen, dersom vi antar alt annet likt. Samtidig observerer vi at modellens forklaringskraft er lav, med en justert R-kvadrert tilsvarende 0,038. Dette indikerer at modellen fungerer dårlig til å forklare variasjonen i den regnskapsmessige nettoformuen. Dette kan komme av at det eksisterer forstyrrende elementer som ikke er kontrollert for i modellen.

Fra regresjonskoeffisientene presentert i kolonne (2) observerer vi at koeffisienten til prediktorvariabelen *formuesskatt* forholder seg negativ og ikke-signifikant når vi inkluderer kontrollvariabelen *lnEiendeler (korr.)*¹⁸ (heretter referert til som *eiendeler*). Samtidig observerer vi at den estimerte koeffisienten til kontrollvariabelen er ikke-signifikant. Videre ser vi at modellens forklaringskraft reduseres kraftig sammenlignet med regresjonen presentert i kolonne (1) med en justert R-kvadrert tilsvarende 0,004. Dette indikerer at modellen presterer dårlig i å forklare variasjonen til den årlige gjennomsnittlige nettoformuen.

Estimatene presentert i kolonne (3) viser de samme resultatene som estimatene vist i kolonne (2), når vi inkluderer kontrollvariabelen *lnInntekter* (heretter referert til som *driftsinntekter*). Koeffisientene til prediktorvariabelen og kontrollvariabelen forholder seg negative og ikke-signifikante. Videre observerer vi at forklaringskraften til modellen reduseres, sammenlignet med modellen presentert i kolonne (1). Oppsummert indikerer dette at kontrollvariablene *eiendeler* og *driftsinntekter* i liten grad bidrar til å forklare variasjonen til den årlige regnskapsmessige nettoformuen.

Estimatene rapportert i kolonne (7)–(9) viser de samme resultatene som de estimerte koeffisientene presentert i kolonne (1)–(3) når vi skalerer den avhengige variabelen – den aggregerte nettoformuen – over hotelldriftsselskapenes aggregerte eiendeler. Dette indikerer at de ikke-signifikante resultatene i kolonne (1)–(3) ikke skyldes at observasjonene i den avhengige variabelen vektet ulikt, og dermed har ulik innflytelse i datasettet. Dette styrker antagelsen om at *eiendeler* og *driftsinntekter* alene presterer dårlig i å forklare variasjonen til den avhengige variabelen. Samtidig observerer vi at justert R-kvadrert er negativ i alle modellene – og reduseres – når vi inkluderer de ovennevnte kontrollvariablene.

¹⁸Kontrollvariabelen *lnEiendeler* representerer den logaritmiske funksjonen av hotellkjedenes aggregerte eiendeler når vi korrigerer for balanseposten *tomter og annen fast eiendom*.

Koeffisientene presentert i kolonne (4) viser at *formuesskatt* har en negativ og signifikant effekt på den gjennomsnittlige nettoformuen når vi inkluderer *Alder* (heretter referert til som *gjennomsnittsalder*) som kontrollvariabel i modellen. Resultatet viser at den gjennomsnittlige nettoformuen til de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er 2,616 millioner kroner lavere, sammenlignet med den gjennomsnittlige nettoformuen til det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group. Koeffisienten er statistisk signifikant på 0,01 nivå. Resultatene viser at hoteldriftsselskapenes gjennomsnittsalder har en sentral og signifikant innvirkning på variasjonen til den årlige gjennomsnittlige nettoformuen. Videre observerer vi at koeffisienten til prediktorvariabelen *formuesskatt* går fra å være ikke-signifikant i kolonne (1)–(3), til å bli signifikant når kontrollvariabelen inkluderes i modellen. Dette indikerer at når variabelen utelates, forstyrres formuesskattens innvirkning på variasjonen til nettoformuen. Videre observerer vi at modellens forklaringskraft øker betraktelig med en justert R-kvadrert tilsvarende 0,293.

Resultatene fra kolonne (10) samsvarer med resultatene presentert i kolonne (4), noe som bekrefter at den estimerte koeffisienten til prediktorvariabelen *formuesskatt* i kolonne (4) ikke er inkonsistent som følge av at observasjonene i den avhengige variabelen vektet ulikt. Den estimerte koeffisienten til *formuesskatt* presentert i kolonne (10) er i likhet med koeffisienten presentert i kolonne (4) negativ og statistisk signifikant på 0,01 nivå. Resultatet viser at de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen har en aggregert nettoformue som er 0,08 kroner lavere per krone totale eiender, sammenlignet med Scandic Hotels. Samtidig observerer vi at justert R-kvadrert går fra å være negativ i kolonne (7)–(9), til å bli positiv tilsvarende 0,274.

Koeffisienten til prediktorvariabelen *formuesskatt* presentert i kolonne (5), forholder seg negativ og statistisk signifikant når vi kontrollerer for hoteldriftsselskapenes aggregerte *eiendeler* og *gjennomnsnittsalder*. Resultatene viser en koeffisient tilsvarende -2,373 millioner kroner, noe som innebærer en marginal økning, sammenlignet med den estimerte koeffisienten presentert i kolonne (4). Kontrollvariabelen *eiendeler* er imidlertid fortsatt ikke-signifikant. Videre observerer vi at modellens forklaringskraft øker betraktelig med en justert R-kvadrert tilsvarende 0,377. Koeffisientenes konsistens valideres når vi sammenligner resultatene med koeffisientene presentert i kolonne (11).

Estimatene presentert i kolonne (6) viser at prediktorvariabelen *formuesskatt* forholder seg negativ og statistisk signifikant når vi inkluderer kontrollvariablene *driftsinntekter* og *alder*. Koeffisienten øker imidlertid til -1,459 millioner kroner sammenlignet med estimatene presentert i kolonne (4) og (5) hvor koeffisientene er gitt ved henholdsvis -2,616 og -2,373 millioner kroner. Vi observerer at koeffisienten til kontrollvariabelen *driftsinntekter* blir signifikant. Videre ser vi at modellen viser til en justert R-kvadrert tilsvarende 0,472, noe som innebærer at modellens forklaringskraft øker betraktelig. Konsistensen til koeffisienten valideres når vi sammenligner resultatet med koeffisienten til prediktorvariabelen presentert i kolonne (12). Resultatene presentert i kolonne (12) viser at de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen har en aggregert nettoformue som er 0,031 kroner lavere per krone totale eiendeler, sammenlignet med Scandic Hotels. I likhet med koeffisienten til *formuesskatt* presentert i kolonne (6), øker koeffisienten til prediktorvariabelen når vi kontrollerer for *driftsinntekter* og *alder* i modellen, samtidig som vi observerer at modellens forklaringskraft øker betraktelig med en justert R-kvadrert tilsvarende 0,458.

Sett bort fra regresjonene som er presentert i kolonne (1)–(3) og (7)–(9), forholder de estimerte koeffisientene til prediktorvariabelen *formuesskatt* seg stabile og – og i de fleste tilfeller – signifikante på 0,01 nivå når vi inkluderer sentrale forklaringsvariabler i modellen. Resultatene fra kolonne (1)–(3) og (7)–(9) indikerer at når vi utelater kontrollvariabelen *gjennomsnittsalder*, forstyrres effekten av formuesskatten på variasjonen til den avhengige variabelen. Testresultater som viser at kontrollvariablene vi har inkludert sammen i modellen ikke lider av multikollinearitet finnes i [appendiks A13](#).

6.2 Analyse av forskningsspørsmål 2

Formålet med analysen er å undersøke om leieprisene til hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern – eller av nærstående – når vi sammenligner med leiepriser som er fastsatt på armlengdes vilkår. Som nevnt danner leieprisene grunnlag for ligningsverdien til eiendomsselskapene, noe som videre skaper insentiver til å redusere leieprisene i tilfeller hvor eiendommen leies ut til nærstående.

Tabell 6.2 viser resultatene fra regresjonsanalysen av hypotese 2 hvor vi estimerer ligning

(4.10) utledet i delkapittel 4.3.2. Som nevnt bruker vi en RE-modell hvor koeffisientene estimeres gjennom FGLS. I likhet med tidligere bruker vi utelukkende robuste standardfeil og tidsspesifikke effekter i modellen.

Den avhengige variabelen i modellen er faktisk kvadratmeterpris dividert på estimert markedsmessig kvadratmeterpris, $\frac{FKL}{MKL}$. Den matematiske utledningen av den avhengige variabelen er vist ved ligning (4.4), presentert i delkapittel 4.1.2. Beregningen innebærer at faktisk kvadratmeterpris som er lavere enn – eller lik – estimert markedsmessig kvadratmeterpris vil ligge i intervallet $(0, 1]$, mens faktisk kvadratmeterpris som ligger over estimert markedsmessig kvadratmeterpris vil ligge i intervallet $(1, \infty)$. Dummyvariabelen LPN – leiepriser satt av nærstående – representerer den sentrale forklaringsvariabelen i modellen. Prediktorvariabelen tar verdi lik 1 når leieprisene til hotelleiendommene er satt av nærstående. Mer spesifikt innebærer dette tilfeller hvor hotelldriftsselskapene leier hotelleiendommen fra eiendomsselskaper i samme konsern, eller fra nærstående.

I panelregresjonene presentert i kolonne (1)–(6) består kontrollgruppen av eiendomsselskaper som leier ut hotelleiendom til hotelldriftsselskaper underlagt Strawberry Group, i tilfeller hvor leieprisene er satt på armlengdes vilkår. I panelregresjonene presentert i kolonne (7)–(12) har vi valgt å fjerne observasjoner fra kontrollgruppen hvor eiendomsoperatørene leier ut hotelleiendom til hotelldriftsselskaper underlagt Strawberry Group i *mer enn tre tilfeller*. Bakgrunnen for dette kommer av antakelsen om at gjentakende samarbeid fører til rabatterte leiepriser. Ved å fjerne disse observasjonene isolerer vi en eventuell forstyrrelse i effektmålene som følge av potensielle rabatter ved gjentakende samarbeid. Etersom Strawberry Group har solgt flere av hotelleiendommene de senere årene til eiendomsoperatørene som vi utelukker fra kontrollgruppen i de siste panelregresjonene, er det rimelig å anta at det er inngått ekstraordinære leieprisavtaler i disse tilfellene. Vi har derfor gjennomført panelregresjoner hvor vi inkluderer disse observasjonene i behandlingsgruppen. Resultatene finnes i [appendiks A11](#).

Tabell 6.2: Analyse av forskningsspørsmål 2
(feasible generalized least squares estimator)

	FKL/ \overline{MKL}						FKL/ \overline{MKL}					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
LPN	0,021 (0,098)	0,174* (0,089)	0,013 (0,102)	0,022 (0,101)	0,022 (0,091)	0,150 (0,102)	-0,430*** (0,157)	0,037 (0,265)	-0,501*** (0,162)	-0,412*** (0,155)	-0,429*** (0,159)	-0,137* (0,216)
lnInntekter		0,974*** (0,111)				1,091*** (0,114)		1,000*** (0,121)				1,096*** (0,119)
BRA			-1,42e-05** (7,17e-06)			-7,38e-05*** (1,62e-05)			-2,17e-05** (9,11e-06)			-7,49e-05*** (1,79e-05)
Kontraktslengde				0,010 (0,010)		0,008 (0,012)				0,011 (0,015)		0,018 (0,018)
Kontrakt alder					0,005 (0,006)	-0,001 (0,005)					0,007 (0,007)	-0,002 (0,006)
Konstant	1,506*** (0,092)	-8,971*** (1,192)	1,650*** (0,133)	1,369*** (0,176)	1,485*** (0,098)	-9,603*** (1,188)	1,505*** (0,128)	-9,269*** (1,286)	1,734*** (0,177)	1,355*** (0,266)	1,483*** (0,132)	-9,772*** (1,252)
Observasjoner	349	349	349	349	349	349	240	240	240	240	240	240
Hoteller	45	45	45	45	45	45	33	33	33	33	33	33
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0,141	0,169	0,181	0,143	0,141	0,431	0,142	0,149	0,231	0,145	0,143	0,446
Adjusted R ²	0,118	0,144	0,157	0,118	0,116	0,400	0,109	0,111	0,198	0,108	0,105	0,415

Robust standard errors in parentheses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

* Modellen baserer seg på paneldata fra perioden 2010-2018. *LPN* er en dummyvariabel (leiepris satt av nærstående) som tar verdien 1 i tilfeller hvor selskapet som leier ut næringseiendom til hoteller underlagt Strawberry Group tilhører samme konsern eller Strawberry Fields. I kolonne 7-12 har vi fjernet alle observasjoner tilknyttet eksterne eiendomsoperatører som leier ut hotelleiendommer til Strawberry Group i mer enn 3 tilfeller. *BRA* representerer hotelleiendommenes bruksareal hentet fra matrikkelen i tilhørende kommune. *Kontraktslengde* representerer lengden på kontrakten mellom eiendomsoperatør og hotellene. *Kontrakt alder* representerer alderen på kontrakten for de ulike årene vi har hentet observasjoner fra.

Regresjonen presentert i kolonne (1) viser den estimerte koeffisienten til prediktorvariabelen LPN – leiepriser satt av nærstående – dersom vi antar alt annet likt. Koeffisientens størrelse antyder at faktisk kvadratmeterpris som andel av markedsmessig kvadratmeterpris er marginalt høyere når leieprisene er satt av nærstående når vi sammenligner med leiepriser satt på armlengdes vilkår. Den estimerte koeffisienten er ikke-signifikant. Modellens forklaringskraft viser en justert R-kvadrert tilsvarende 0,118.

I regresjonen presentert i kolonne (2) inkluderer vi $\ln Inntekter$ (driftsinntekter) som forklaringsvariabel. Som nevnt preges leiekontraktene i det nordiske hotellmarkedet av leasingmodellen. Dette innebærer at hotellene betaler en fast lav leie til utleier inklusive en gitt prosentandel av årlig inntekt. Ved å kontrollere for hotellenes driftsinntekter observerer vi at koeffisienten til prediktorvariabelen LPN øker fra 0,021 til 0,174 og blir samtidig signifikant på 0,1 nivå. Resultatene viser at faktisk kvadratmeterpris som andel av markedsmessig kvadratmeterpris er 0,174 høyere når leieprisene er satt av nærstående, sammenlignet med leiepriser satt på armlengdes vilkår. Samtidig observerer vi at forklaringskraften til modellen kun øker marginalt fra regresjonen i kolonne (1) med en justert R-kvadrert tilsvarende 0,144. Dette indikerer at *driftsinntekter* bidrar lite i å forklare variasjonen til den avhengige variabelen $\frac{FKL}{MKL}$.

Estimatene presentert i kolonne (3) viser at koeffisienten til prediktorvariabelen LPN – leiepriser satt av nærstående – er marginalt positiv og ikke-signifikant når vi inkluderer BRA (heretter referert til som bruksareal) som kontrollvariabel. Vi observerer at modellens forklaringskraft øker marginalt sammenlignet med regresjonene presentert i kolonne (1) og (2). Koeffisienten til prediktorvariabelen LPN er ikke-signifikant i regresjonene presentert i kolonne (4) og (5) når vi henholdsvis inkluderer forklaringsvariablene *kontraktslengde* og *kontrakt alder*¹⁹. Vi observerer samtidig at koeffisientene til kontrollvariablene er ikke-signifikante, og at modellens forklaringskraft forholder seg uendret eller reduseres sammenlignet med regresjonen presentert i kolonne (1) hvor vi kun inkluderer prediktorvariabelen. Disse resultatene indikerer at *kontraktslengde* og *alder* ikke har en signifikant innvirkning på variasjonen den avhengige variabelen – faktisk kvadratmeterpris som andel av markedsmessig kvadratmeterpris.

I panelregresjonen som er presentert i kolonne (6) velger vi å inkludere alle de aktuelle

¹⁹ *Kontraktslengde* og *kontrakt alder* representerer henholdsvis gjennomsnittlig kontraktslengde og alder på kontraktene til hotelleiendommene.

forklaringsvariablene i modellen. Vi observerer at koeffisienten til prediktorvariabelen *LPN* fortsatt er positiv og ikke-signifikant. Samtidig øker forklaringskraften til modellen betraktelig med en justert R-kvadrert tilsvarende 0,4, noe som indikerer at forklaringsvariablene vi bruker i modellen – samlet sett – har en betydelig effekt på variasjonen til den avhengige variabelen $\frac{FKL}{MKL}$.

Det er rimelig å anta at gjentakende samarbeid mellom utleier og leietaker kan føre til rabatter i leieprisene. Som følge av denne antagelsen har vi valgt å ekskludere alle observasjoner tilknyttet eiendomsoperatører som leier ut hotelleiendommer til hotelldriftsselskaper underlagt Strawberry Group i mer enn tre tilfeller fra kontrollgruppen. Dette gjelder primært hotelleiendommer som leies av de svenskeide eiendomsselskapene Midstar AB og Fastighets AB Prince Philip og norskeide AB Invest AS. Panelregresjonene hvor vi ekskluderer disse observasjonene er presentert i kolonne (7)–(12).

Koeffisienten til prediktorvariabelen *LPN* presentert i kolonne (7) er negativ og signifikant på 0,01 nivå. Resultatene viser at faktisk kvadratmeterpris som andel av estimert markedsmessig kvadratmeterpris er 0,43 lavere når de faktiske leieprisene er satt av nærstående, sammenlignet med leieprisene satt på armlengdes vilkår – dersom vi antar alt annet likt. Dette innebærer en betydelig reduksjon i de relative leieprisene, når vi ser bort fra observasjoner tilknyttet eiendomsoperatører som leier ut hotelleiendom til Strawberry Group i mer enn tre tilfeller fra analysen. Dette bekrefter vår antagelse om at gjentakende samarbeid fører til rabatterte leiepriser.

Resultatene presentert i kolonne (8) viser at den estimerte koeffisienten til prediktorvariabelen *LPN* blir positiv og ikke-signifikant dersom vi inkluderer *driftsinntekter* som kontrollvariabel. Samtidig observerer vi at modellens forklaringskraft øker marginalt fra en justert R-kvadrert tilsvarende 0,109 til 0,111 når vi inkluderer forklaringsvariabelen. Dette viser – i likhet med tidligere – at hotelldriftsselskapenes driftsinntekter i liten grad bidrar til å forklare variasjonen til den avhengige variabelen. Dette kan komme av at vi inkluderer tidsspesifikke effekter i modellen, slik at reduserte/økte driftsinntekter som følge av konjunkturelle endringer blir hensyntatt i modellen og dermed påvirker leieprisene likt.

Estimatene presentert i kolonne (9), (10) og (11) hvor vi inkluderer henholdsvis *bruksareal*, *kontraktslengde* og *kontrakt alder* som forklaringsvariabler i modellen underbygger

resultatet presentert i kolonne (7). Koeffisienten til prediktorvariabelen LPN er i alle tilfeller negativ og signifikant på 0,01 nivå, samtidig som koeffisienten holder seg stabil. Modellens forklaringskraft øker når vi inkluderer *bruksareal* som kontrollvariabel. Vi observerer – i likhet med tidligere – at leiekontaktens lengde og alder marginalt reduserer justert R-kvadrert, sammenliknet med når vi kun inkluderer prediktorvariabelen i modellen. Dette indikerer at disse kontrollvariablene i liten grad bidrar til å forklare variasjonen til den avhengige variabelen – faktisk kvadratmeterpris som andel av estimert markedsmessig kvadraterpris.

Koeffisienten til prediktorvariabelen LPN – leiepriser satt av nærstående – presentert i kolonne (12) forholder seg negativ og signifikant på 0,1 nivå når vi inkluderer alle sentrale forklaringsvariabler i modellen. Dette validerer gyldigheten til resultatene presentert i kolonne (7), (9), (10) og (11). Resultatet viser at faktisk kvadratmeterpris som andel av estimert markedsmessig kvadratmeterpris er 0,137 lavere når faktiske leiepriser er satt av nærstående, sammenliknet med leiepriser satt på armlengdes vilkår. Vi observerer at koeffisienten øker når vi inkluderer kontrollvariablene sammen. Videre ser vi at modellen viser en justert R-kvadrert tilsvarende 0,415, noe som innebærer at modellens forklaringskraft øker betraktelig. Dette indikerer at kontrollvariablene – samlet sett – forklarer mye av variasjonen til den avhengige variabelen $\frac{FKL}{MKL}$.

Resultatene presentert i kolonne (1)–(6) viser at koeffisientene til prediktorvariabelen – i de fleste tilfeller – er marginalt positive og ikke-signifikante når vi inkluderer alle observasjonene i regresjonsanalysen. Resultatene presentert i kolonne (7) og kolonne (9)–(12) viser imidlertid at koeffisientene blir betydelig negative og signifikante i tilfeller hvor vi utelater observasjoner tilknyttet eiendomsselskaper som leier ut hotelleiendom til Strawberry Group i mer enn tre tilfeller fra kontrollgruppen. Resultatene må dermed anses som komplekse. Testresultater som viser at kontrollvariablene vi har inkludert sammen i modellen ikke lider av multikollinearitet ligger i [appendiks A13](#).

6.3 Oppsummering av resultatene

Verdsettelsesmetoden av unoterte aksjer skaper insentiver til å redusere nettoformuen og dermed skattemessig formuesverdi i unoterte selskaper. På bakgrunn av dette undersøker vi i analysen hvor vi tester hypotese 1 om den regnskapsmessige nettoformuen til de

norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er lavere sammenlignet med den regnskapsmessige nettoformuen til det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group. Resultatene er presentert i tabell 6.1. I de første panelregresjonene bruker vi årlig gjennomsnittlig nettoformue per hotell korrigert for *tomter og annen fast eiendom* \overline{NFK}_{it} som avhengig variabel. I de siste panelregresjonene bruker vi den aggregerte nettoformuen skalert over hoteldriftsselskapenes aggregerte eiendeler – korrigert for *tomter og annen fast eiendom* – $NFKS_{it}$ som avhengig variabel. Hovedresultatene fra analysen med gjennomsnittlig nettoformue per hotell som avhengig variabel, viser at den gjennomsnittlige nettoformuen til de norskeide hoteldriftsselskapene er lavere sammenlignet med den gjennomsnittlige nettoformue til det norske hoteldriftsselskapet underlagt Scandic Hotels Group. Estimatenes forholder seg negative og signifikante når vi inkluderer sentrale forklaringsvariabler i modellen. De estimerte koeffisientene (oppgitt i hele tusen kroner) ligger i intervallet [-2616,-1459]. Resultatene gyldighet valideres når vi gjennomfører de samme panelregresjonene med aggregert nettoformue skalert over aggregerte eiendeler som avhengig variabel. I disse panelregresjonene finner vi at de estimerte koeffisientene til prediktorvariabelen *formuesskatt* ligger i intervallet [(-0,08),(-0,031)].

På grunn av disse resultatene forkaster vi nullhypotesen som sier at den regnskapsmessige nettoformuen til de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen *ikke* er lavere sammenlignet med den regnskapsmessige nettoformuen til det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group. Resultatene er på linje med antagelsen om at verdsettelsesmetoden av unoterte aksjer påvirker selskapsverdiene til de norskeide hoteldriftsselskapene.

I analysen hvor vi tester hypotese 2 undersøker vi om leieprisene til hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern – eller av nærstående – når vi sammenligner med leiepriser som er fastsatt på armlengdes vilkår. Bakgrunnen for analysen, kommer av den skattemessige verdsettelsesmetoden for utleid næringseiendom, som skaper sterke insentiver til å redusere leieprisene i tilfeller hvor eiendommen leies ut til nærstående. Resultatene fra analysen hvor vi tester hypotese 2 er presentert i tabell 6.2. I analysen bruker vi faktisk kvadratmeterpris som andel av estimert markedsmessig kvadratmeterpris

$\frac{FKL}{MKL}$ som avhengig variabel.

Når vi inkluderer alle observasjonene i analysen finner vi at den estimerte koeffisienten til prediktorvariabelen – leiepriser satt av nærstående – er marginalt positiv og nesten utelukkende ikke-signifikant. Koeffisienten endres imidlertid til å bli betydelig negativ – og i de fleste tilfeller – signifikant når vi ekskluderer observasjoner tilknyttet eiendomsoperatører som leier ut hotelleiendom til Strawberry Group i mer *enn tre tilfeller* fra analysen. Videre finner vi at koeffisienten ligger i intervallet $[(-0,501),(-0,137)]$, noe som innebærer en betydelig reduksjon i leieprisene tilknyttet hotelleiendommene eid av Strawberry Group eller Strawberry Fields i tilfeller hvor de leier ut til hoteldriftsselskaper i samme konsern. Dette fører til en betydelig rabatt i den skattemessige verdsettelsen av disse eiendomsselskapene, sammenlignet med eiendomsselskapene som leier ut hotelleiendom til Strawberry Group i mindre enn tre tilfeller – og som ellers ikke har noen tilknytning til konsernet.

Resultatene fra analysen hvor vi tester hypotese 2 må anses som komplekse, da resultatene fra de første panelregresjonene motstrider resultatene fra panelregresjonene hvor vi utelukker observasjoner tilknyttet eiendomsselskaper som leier ut hotelleiendom til Strawberry Group i mer enn tre tilfeller. Resultatene indikerer at gjentagende samarbeid fører til rabatterte leiepriser. Samtidig vet vi at enkelte av observasjonene som ekskluderes i de siste panelregresjonene er tilknyttet eiendomsoperatører som har kjøpt flere av hotelleiendommene i Strawberry-konsernene de senere årene. Disse hotelleiendommene leies fremdeles av de samme hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group. Dette innebærer at leieprisene tilknyttet disse hotelleiendommene i dag anses som leiepriser satt på armlengdes vilkår. Det kan derfor være rimelig å anta at det kan være inngått ekstraordinære leieprisavtaler som forstyrrer resultatene i de første panelregresjonene når disse observasjonene inkluderes i kontrollgruppen.

På bakgrunn av valgt hypotese, vil det ikke være mulig å forklare nullhypotesen som sier at leieprisene til hotellene underlagt Strawberry Group *ikke* er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern — eller av nærstående — når vi sammenligner med leiepriser som er fastsatt på armlengdes vilkår. Dette kommer av at leieprisene tilknyttet hotelleiendommene som ekskluderes fra kontrollgruppen i de siste panelregresjonene – per definisjon – må anses som leiepriser satt på armlengdes vilkår. Vi

velger imidlertid å understreke at enkelte av funnene i stor grad er på linje med studier og teori som danner grunnlag for valgt hypotese.

7 Diskusjon

I dette kapittelet går vi inn på mulige begrensninger knyttet til datasettet og valgt fremgangsmåte i utførelsen av den empiriske analysen. Avslutningsvis diskuterer vi den eksterne validiteten til resultatene fra utredningen.

7.1 Datasettets begrensninger

Som nevnt er vi nødt til å benytte regnskapsmessig data fremfor skattemessige verdiestimer i analysen av hypotese 1. Dette kommer av at vi ikke har tilgang til de skattemessige verdivurderingene av formuesobjektene. Dette innebærer at enkelte av de regnskapsmessige postene vi har benyttet i beregningen av hoteldriftsselskapenes nettoformue følger regnskapsmessige avskrivninger, fremfor saldoavskrivninger – som blir brukt i Skatteetatens verdivurdering av eiendelene. Vi mener det er en rimelig antakelse at eiendelene til de ulike hoteldriftsselskapene avskrives på bakgrunn av samme regnskapsmessige prinsipper. Dette kommer av at hotellkjedene kan antas å være homogene, sett fra et regnskapsmessig perspektiv. Etersom vi behandler datasettet likt, mener vi derfor at dette er uproblematisk og noe som ikke vil påvirke resultatene fra analysen. Som nevnt ser vi på de relative forskjellene i nettoformuen til hotelloperatørene, og ikke den faktiske skattemessige verdivurderingen av selskapene som sådan.

Videre er det en viktig forutsetning at gruppene vi studerer opptrer homogent ved gjennomførelse av kausale analyser. På bakgrunn av dette velger vi å korrigere den regnskapsmessige nettoformuen for *tomter og annen fast eiendom* i analysen av hypotese 1.

En annen sentral begrensning i datasettet vårt knytter seg til bruksarealet benyttet i analysen av hypotese 2. Ifølge Ørnes, Torgersen og Nysveen (2016) er det laget valideringer innen eiendom som sikrer en minimumskvalitet på det som blir ført i matrikkelen. Det påpekes imidlertid at det finnes en del kjente feil og mangler, spesielt når det gjelder arealinformasjon. For eksempel vil bygg med kun *alternativt areal* ikke være kvalitetssikret, noe som innebærer at arealet ikke baserer seg på sakspapirer. Vi må derfor forvente at bruksarealet vi har benyttet til å estimere de faktiske kvadratmeterprisene kan inneholde visse feil og mangler. Estimer fra modellen utledet av Statistisk Sentralbyrå for beregning

av estimerte markedsmessige leiepriser fra næringseiendom baserer seg på innrapporterte leieinntekter hentet fra RF-1098 hos Skatteetaten. Ifølge Skatteetaten (2019) opplyses det om faktisk utleid areal fremfor bruksareal som vi benytter i beregningene. Samtidig hensyntar modellen som vi bruker til å estimere markedsmessig kvadratmeterleie seg på arealet som vi oppfører for hvert enkelt bygg i modellen, noe som reduserer den potensielle differansen som kan oppstå i estimatene som følge av feilaktige opplysninger. Det er også viktig å påpeke at vi behandler datasettet likt og ser på de relative forskjellene i estimert faktisk leie og markedsmessig leie, hvor vi sammenlikner leiepriser satt av nærstående og leiepriser satt på armlengdes vilkår. Ettersom vi bruker de samme forutsetningene i beregningen av den avhengige variabelen er det derfor rimelig å anta at resultatene vi finner ikke påvirkes av disse potensielle manglene i stor grad.

En annen potensiell begrensning i resultatene fra den empiriske analysen knytter seg mot datasettenes størrelse. For å kunne fatte konklusjoner om statistisk inferens i en kausal analyse gjennom en panelstudie vil modellens styrke i stor grad avhenge av datasettets størrelse, nærmere bestemt antall observasjoner. Ved gjennomføring av statistiske tester er antakelsen om normalfordeling en viktig faktor som sjeldent holder når man baserer seg på et begrenset datasett. Det er imidlertid viktig å påpeke at datasettet brukt til analysen hvor vi tester hypotese 1 i utgangspunktet består av 780 observasjoner. Som følge av strukturelle forskjeller mellom hotellkjedene ble vi nødt til å slå sammen disse observasjonene og belage oss på aggregerte størrelser, slik at datasettet benyttet i analysen tilsvarer 30 observasjoner. Disse observasjonene er imidlertid estimert på bakgrunn av et langt større datasett.

I analysen av hypotese 2 benyttet vi oss kun av estimerte kvadratmeterpriser til hotellene underlagt Strawberry Group. Datasettet brukt til analysen av hypotese 2 bestod dermed av 349 observasjoner fordelt på 45 hoteller. På bakgrunn av mangel på informasjon vedrørende bruksareal tilknyttet enkelte hoteller som følge av koronakrisen, var det ikke mulig å inkludere kvadratmeterleien til alle 67 hotellene som driftes gjennom Strawberry Group. Det er derfor viktig å påpeke at dette kan ha påvirket resultatene vi finner i noen grad.

En annen potensiell kilde til feilspesifikasjon er utelatte variabler (Wooldridge, 2016). I modellene vi bruker har vi begrenset variasjon i kontrollvariablene. Ettersom en sentral faktor i modellen baserer seg på antakelsen om at det ikke er kovarians mellom den

uobserverbare individuelle heterogeniteten og kontrollvariablene, kan dette være en potensiell feilkilde i vår modell. Dette innebærer at modellen vi bruker i større grad krever at sentrale forklaringsvariabler er inkludert i modellen for å unngå at de estimerte koeffisientene er inkonsistente. Bakgrunnen for at vi har et redusert antall kontrollvariabler kommer av begrenset tilgang til data. Likevel er det viktig å påpeke at kontrollvariablene vi har inkludert forklarer en stor andel av variasjonen til den avhengige variabelen, noe som indikerer at vi får kontrollert for en stor andel av den uobserverte individuelle heterogeniteten i modellen.

7.2 Fremgangsmåten begrensninger

Som nevnt forutsetter modellen vi bruker at kovariansen til den uobserverbare individuelle heterogeniteten og de uavhengige variablene er lik null. Ifølge Breusch og Pagan (1980) vil denne antakelsen holde i svært få tilfeller, noe som er en svakhet med RE-modellen. I hvor stor grad denne antakelsen holder eller ikke, vil påvirke de estimerte koeffisientenes konsistens og dermed pålitelighet. Ettersom vi ser på norske hoteldriftsselskaper som kan antas å være svært homogene, tror vi derfor dette ikke påvirker resultatene vi finner i betydelig grad.

En av utfordringene som må presiseres er at vi kun benytter data hvor observasjonene enten tilhører behandlingsgruppen (Y_{1it}) eller kontrollgruppen (Y_{0it}). Dette innebærer at den individuelle kausale effekten av behandlingen aldri vil kunne bli direkte observert (Angrist og Pischke, 2008). Det betyr at med mindre utfallet av de to gruppene ville vært identisk i tilfeller hvor ingen av gruppene ble utsatt for behandling, vil det ikke være mulig å påstå at forskjellene i utfallet vi studerer utelukkende oppstår som følge av behandlingen alene. Forskjeller i sammensetningen av de to gruppene kan føre til det som kalles en seleksjonsskjevhet, som formelt kan defineres som forskjeller i forventet resultat ved fravær av behandling. Det er imidlertid viktig å påpeke at vi har valgt å studere grupper som kan antas å være svært homogene sett fra et økonomisk perspektiv. Dette innebærer at regnskapene i stor grad burde reflektere de samme mekanismene, samtidig som leieprisene satt på armlengdes vilkår og av nærstående skal reflektere de samme markedsmessige forholdene. Vi konkluderer derfor med at RE-modellen som valgt fremgangsmåten er rimelig til vårt analyseformål. Ettersom datasettet benyttet i analysen

hvor vi tester hypotese 2 utelukkende innebærer hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry Group, hvor kontrollgruppen og behandlingsgruppen kommer fra observasjoner hentet fra samme selskap har dette vært mindre problematisk ved estimering av effektmålene fra denne analysen.

Videre er det viktig å påpeke at modeller som innebærer et flertall av endogene variabler er komplekse og kan være vanskelige å håndtere riktig. Samtidig er det viktig å vise stor aktsomhet når man trekker slutninger fra kausale analyser. Dette innebærer at det vil være umulig å konkludere med en konkret bakgrunn for resultatene vi finner i vår analyse. Dette er viktig å presisere, slik at resultatene vi presenterer må tolkes som mulige årsaksforklaringer snarere enn faktiske kausale sammenhenger. utfordringer knyttet til tolkningen av random effects FGLS-estimerer underbygger denne påstanden, da disse estimatene krever forsiktighet i sin tolkning.

Avslutningsvis ønsker vi å nevne at beregningen av den aggregerte nettoformuen skalert over aggregerte eiendeler som avhengig variabel i enkelte av panelregresjonene i hypotese 1, bidrar til at tolkningen av de estimerte koeffisientene er lite intuitive. Et svært sentralt element i kausale analyser er – som nevnt – at gruppene vi studerer er homogene. Samtidig observerte vi at avstanden mellom observasjonene i analyseenheten opprinnelig var stor, noe som ikke er optimalt fra et økonometrisk ståsted. Som nevnt kommer dette av at observasjoner med høyere verdier vil veie mer i avstandsberegningene enn observasjoner med lave verdier (Brock, 1999). På bakgrunn av dette velger vi i analysen av hypotese 1 å gjennomføre de samme panelregresjonene med begge de avhengige variablene, for å sikre at estimatene fra analysen hvor vi bruker årlig gjennomsnittlig nettoformue som avhengig variabel ikke er inkonsistente som følge av at observasjonene i datasettet vektet ulikt.

7.3 Ekstern validitet

Sentralt i enhver undersøkelse er i hvilken grad resultatene man finner er generaliserbare – også kalt ekstern validitet. Det er mulig at den estimerte effekten av formuesskatten på selskapsverdier i Strawberry Group og Olav Thon Gruppen ikke er overførbar til andre norske hotelloperatører eller selskaper som sådan. Det innebærer at det er mulig at effekten av formuesskatten på gruppen vi har valgt å studere i liten grad er representativ for norske selskaper. Dette underbygges også gjennom at vi kun har valgt å se på to

betydelige hotelloperatører, som følgelig utgjør en minimal andel av det totale antallet selskaper. Likevel mener vi at den empiriske analysen er et viktig bidrag i debatten om formuesskatten og videre forskning på emnet. Basert på denne diskusjonen, ville det vært interessant å analysere liknende resultater i andre bransjer i Norge.

8 Konklusjon

Masterutredningens formål er å analysere formuesskattens innvirkning på selskapsverdier i *Strawberry Group* og *Olav Thon Gruppen*. De empiriske resultatene fra utredningen baserer seg på analyse av to separate forskningsspørsmål. I begge analysene har vi tatt utgangspunkt i en *random effects modell* som fremgangsmåte, hvor vi bruker *feasible generalized least squares* som estimeringsstrategi av parameterestimaterne i modellen.

Verdsettelsesmetoden av unoterte aksjer skaper insentiver til å redusere nettoformuen og dermed skattemessig formuesverdi i unoterte selskaper. På bakgrunn av dette undersøker vi om nettoformuen til de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen er lavere sammenlignet med nettoformuen til det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group – ettersom Sverige avvirket formuesskatten i 2007. I analysen bruker vi beregnet regnskapsmessig nettoformue – korrigert for balanseverdien *tomter og annen fast eiendom* – som et utgangspunkt for den avhengige variabelen.

Hovedresultatene fra analysen hvor vi tester hypotese 1 – hvor vi bruker årlig gjennomsnittlig nettoformue per hotell som avhengig variabel – viser at nettoformuen til de norske hoteldriftsselskapene er lavere sammenlignet med nettoformuen til det norske hoteldriftsselskapet underlagt Scandic Hotels Group. Estimaterne forholder seg negative og signifikante når vi inkluderer sentrale forklaringsvariabler i modellen. De estimerte koeffisientene (oppgitt i hele tusen kroner) ligger i intervallet [-2616,-1459]. Resultatene gyldighet valideres når vi gjennomfører de samme panelregresjonene med aggregert nettoformue skalert over aggregerte eiendeler som avhengig variabel. Dette kommer av at denne variabelen hensyntar hoteldriftsselskapenes størrelse og dermed innflytelse i datasettet, slik at resultatene fra de første panelregresjonene ikke er inkonsistente som følge av at observasjonene vektes ulikt.

På bagrunn av disse resultatene forkaster vi nullhypotesen som sier at den regnskapsmessige nettoformuen til de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen *ikke* er lavere sammenlignet med den regnskapsmessige nettoformuen til det norske hoteldriftsselskapet underlagt svenskeide Scandic Hotels Group. Vi mener derfor det er rimelig å påstå at særregelen for verdsettelse av unoterte aksjer påvirker nettoformuen

til hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group og Olav Thon Gruppen.

Videre skaper verdsettelsesmetoden for utleid næringseiendom sterke insentiver til å redusere leieprisene i tilfeller hvor eiendommen leies av nærstående. Dette kommer av at utleid næringseiendom verdsettes gjennom å dividere tre års gjennomsnittlige leieinntekter på en kapitaliseringsfaktor fastatt årlig av Skatteetaten. På grunn av begrenset tilgang til detaljert data vedrørende leieprisene tilknyttet de norske hotellene underlagt Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group, har vi ekskludert disse fra den siste analysen. På bakgrunn av dette undersøker vi om leieprisene til hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern – eller av nærstående – når vi sammenligner med leiepriser som er fastsatt på armlengdes vilkår. I analysen bruker vi faktisk kvadratmeterpris som andel av estimert markedsmessig kvadratmeterpris som avhengig variabel.

Resultatene fra analysen hvor vi tester hypotese 2 viser at leieprisene til eiendomsselskapene underlagt Strawberry Group og Strawberry Fields er reduserte i tilfeller hvor eiendommene leies av nærstående hoteldriftsselskaper. Dette gjelder imidlertid kun når vi ekskluderer observasjoner tilknyttet eiendomsselskaper som leier ut hotelleiendom til Strawberry Group i mer enn tre tilfeller – men ellers ikke har noen tilknytning til konsernet – fra kontrollgruppen. Estimatenes forholder seg negative og signifikante når vi inkluderer sentrale forklaringsvariabler i modellen. De estimerte koeffisientene ligger i intervallet $[(-0,501),(-0,137)]$, noe som innebærer en betydelig reduksjon i leieprisene – og dermed ligningsverdien – til hotelleiendommene eid av Strawberry Group eller Strawberry Fields i tilfeller hvor de leier ut til hoteldriftsselskaper i samme konsern.

Resultatene indikerer at gjentagende samarbeid fører til rabatterte leiepriser. Samtidig vet vi at enkelte av observasjonene som ekskluderes i de siste panelregresjonene er tilknyttet eiendomsoperatører som har kjøpt enkelte av hotelleiendommene i Strawberry-konsernene de senere årene. Disse hotelleiendommene leies fremdeles av de samme hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group. Dette innebærer at leieprisene tilknyttet disse hotelleiendommene – i dag – anses som leiepriser satt på armlengdes vilkår. Det kan derfor være rimelig å anta at det kan være inngått ekstraordinære leieprisavtaler som forstyrrer estimatene til prediktorvariabelen – leiepriser satt av nærstående – når disse observasjonene inkluderes i kontrollgruppen.

På bakgrunn av valgt hypotese, vil det ikke være mulig å forkaste nullhypotesen som sier at leieprisene til hotellene underlagt Strawberry Group *ikke* er lavere i tilfeller hvor hotelleiendommene leies av eiendomsselskaper i samme konsern — eller av nærstående — når vi sammenligner med leiepriser som er fastsatt på armlengdes vilkår. Dette kommer av at leieprisene tilknyttet hotelleiendommene som ekskluderes fra kontrollgruppen i de siste panelregresjonene – per definisjon – må anses som leiepriser satt på armlengdes vilkår.

På bakgrunn av koeffisientenes størrelse i de siste panelregresjonene, samt ovennevnte antagelser om at de estimerte koeffisientene i de første panelregresjonene forstyrres når vi inkluderer observasjoner som kan ha insentiver til å redusere leieprisene i kontrollgruppen, mener vi at resultatene fra de siste panelregresjonene bidrar med interessant innsikt. Resultatene gir sterke indikasjoner på at særregelen for verdsettelse av næringseiendom i unoterte selskaper påvirker leieprisene tilknyttet hotelleiendommer eid av Strawberry Group og Strawberry Fields i tilfeller hvor eiendommene leies ut til hotelldriftsselskaper i samme konsern eller til nærstående.

Resultatene fra masterutredningen bidrar med innsikt i formuesskattens innvirkning på selskapsverdier i hotellbransjen. Oppsummert finner vi resultater som viser at formuesskatten påvirker selskapsverdier i Strawberry Group og Olav Thon Gruppen. Resultatene er på linje med tidligere studier som viser at eiere og bedrifter tilpasser seg for å redusere skattegrunnlaget. Det er imidlertid rimelig å anta at vi ikke har klart å kontrollere for alle faktorer som kan bidra til å påvirke resultatene vi finner. Vi kan derfor ikke konkludere med at resultatene skyldes formuesskatten alene. Vi håper at dette bidraget fører til økt interesse for temaet, og hyppigere forskning på formuesskattens innvirkning på selskapsverdier i norske unoterte selskaper generelt. Vi mener at økt innsikt er viktig i utformingen av slike skatter.

Referanser

- Alauddin, M. & Nghiem, H. S. (2010). Do instructional attributes pose multicollinearity problems? an empirical exploration. *Economic Analysis and Policy*, 40(3):351–361.
- Alkharusi, H. (2012). Categorical variables in regression analysis: A comparison of dummy and effect coding. *International Journal of Education*, 4(2):202–210.
- Allen, M. P. (1997). Regression analysis with dummy variables. in: Understanding regression analysis. *New York: Springer, Boston, MA*, sider 128–132.
- Alstadsæter, A., Johannesen, N. & Zucman, G. (2019). Tax evasion and inequality. *American Economic Review*, 109(6):2073–2103.
- Andersen, B. L. & Drugg, E. S. (2009). *Stordalen kan få bygge*. Hentet fra <https://www.nrk.no/vestfoldogtelemark/stordalen-kan-fa-bygge-1.6738867>.
- Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2008). Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion. *Princeton, NJ: Princeton University Press*.
- Arminger, G., Clogg, C. C. & Sobel, M. E. (1995). Handbook of statistical modeling for the social and behavioral sciences (1. utg.). *New York: Springer Science + Business Media New York*.
- Brock, W. A. (1999). Scaling in economics: a reader's guide. *Department of Economics, University of Wisconsin: USA*.
- Brudvik, A. J. & Aarbakke, M. (2009). *Skatt på formue*. Universitetsforlaget, Oslo, Norge.
- Callaway, B. & Sant'Anna, P. H. C. (2019). Difference-in-differences with multiple time periods.
- Choice Hotels Scandinavia. (2007). *Choice Hotels Scandinavia AS, 3. kvartal 2006*. Hentet fra <http://otc.nfmf.no/public/news/5288.pdf>.
- Colliers & Norsk Hotellrådgivning. (2019). *Hotellrapport januar 2019*. Hentet fra <https://www2.colliers.com/nb-NO/Research/Oslo-hovedkontor/Hotellrapport-januar-2019>.
- Committee on Competition Law and Policy. (1999). Policy roundtables oecd, oligopoly. 25(99). Hentet fra <https://www.dn.no/skatt/formuesskatt-og-eiendeler/1-1-5119613>.
- Devereux, M. P. Griffith, R. (1998). The taxation of discrete investment choices. *Institute for Fiscal Studies: London, UK*, 98(16).
- Duran-Cabr e, J. M., Esteller-Mor e, A. Mas-Montserrat, M. (2019). Behavioural responses to the (re)introduction of wealth taxes. evidence from Spain. *IEB Working Paper N*, (2019/4).
- Finansdepartementet. (2004). *Skatte- og avgiftsopplegget 2005 – lovendringer*. (Ot.prp. nr. 1 (2004-2005)), Oslo, Stortinget.
- Finansdepartementet. (2008). *Skatte- og avgiftsopplegget 2009 – lovendringer*. (Ot.prp. nr. 1 (2008-2009)), Oslo, Stortinget.
- Finansdepartementet. (2014). *Veileder i samfunns konomiske analyser*. Oslo: Stortinget.

- Hentet fra https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/fin/vedlegg/okstyring/veiledere_i_samfunnsokonomiske_analyser.pdf.
- Finansdepartementet. (2019a). *Nasjonalbudsjettet 2020*. (Meld. St. 1 (2019-2020)), Oslo, Stortinget.
- Finansdepartementet. (2019b). *Skatter, avgifter og toll 2020*. (Prop. 1 LS (2019-2020)), Oslo, Stortinget.
- Finkel, S. E. (1995). Causal analysis with panel data. quantitative applications in the social sciences. *Thousand Oaks, CA: Sage*, 105(07).
- Gobel, M., N. & Hestdal, H. (2015). *Formuesskatt på Unoterte Aksjer*. Norges Handelshøyskole, Bergen.
- Grünfeld, L. A., Grimsby, G. & Theie, M. G. (2015). Kapitalbeskatning og investeringer i norsk næringsliv. *Menon-Publikasjon NR. 28/2015*, 28.
- Hall, R. E. & Jorgenson, D. W. (1967). Tax policy and investment behavior. *The American Economic Review*, 57(3):391–414.
- Hansen, T. R., Møen, J., & Schjelderup, G. (2014). Formuesskatt og eiendeler. Hentet fra <https://www.oecd.org/daf/competition/1920526.pdf>.
- Hassett, K. & Hubbard G. R. G. (2002). Tax policy and business investment. *Handbook of public economics*, 3:1293–1343.
- Higgins, D., Omer, T. C. & Phillips, J. D. (2014). The influence of a firm's business strategy on its tax aggressiveness. *Review of Managerial Science*, 2:81–110.
- Hotelia. (2019a). *Halvårsrapport 2019: Norsk Hotellbransje*. Oslo: Norge.
- Hotelia. (2019b). *Markedsrapport 2019: Norsk Hotellbransje*. Oslo: Norge.
- Joulfaian, D. (2006). The behavioral response of wealth accumulation to estate taxation: Time series evidence. *National Tax Journal*, 554(2):253–268.
- Kopczuk, W. (2012). Taxation of intergenerational transfers and wealth. *Columbia University*.
- KPMG. (2020a). Aksjeutbytte og aksjegevinster for personlige aksjonærer. Hentet fra <https://verdtavite.kpmg.no/aksjeutbytte-og-aksjegevinster-for-personlige-aksjonærer/>.
- KPMG. (2020b). Formuesskatt - hva er formue og hva er gjeld? Hentet fra <https://verdtavite.kpmg.no/formuesskatt-hva-er-formue-og-hva-er-gjeld/>.
- Kvale, A. N. (2017). Stordalen selger fem hoteller. Hentet fra <https://www.dn.no/eiendom/petter-stordalen/strawberry-properties/midstar/stordalen-selger-fem-hoteller/2-1-224102>.
- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of economic literature*, 35(1):13–39.
- Mansfield E. R. & Helms, B. P. (1982). Detecting multicollinearity. *The American Statistician*, 36(3a):158–160.
- Medby, P. & Takle, M. (2020). *Estimering av leienntekter fra næringseiendom*.

- Møen, J. & Schjelderup, G. (2018). Formuesskatten og kapitaltilgang. *Samfunnsøkonomen*, 32(2):18–22.
- NOU 1999: 7. (1999). *Flatere skatt*. Oslo: Finans- og Tolldepartementet.
- NOU 2009: 4. (2009). *Tiltak mot skatteunndragelser*. Oslo: Skatteunndragelsesutvalget.
- NOU 2018: 5. (2018). *Næringslivets tilgang til kapital*. Oslo: Kapitaltilgangsutvalget.
- Olav Thon Eiendomsselskap. (2019). *Årsrapport 2018; Olav Thon Eiendomsselskap*. Hentet fra <http://www.olt.no/globalassets/arsrapport-2018/pdf-noen/ote-arsrapport-2018-ipdf.pdf>.
- Olav Thon Gruppen. (2011). *Annual Report 2011 - The Olav Thon Group*. Hentet fra <http://www.olavthon.no/Global/OTG/rapport-2011/OTG-annual-report-2011.pdf>.
- Olav Thon Gruppen. (2018). *Om Olav Thon Gruppen*. Hentet fra <http://www.olavthon.no/Om-OTG/index.html>.
- Olav Thon Gruppen. (2019). *Olav Thon Gruppen - Årsrapport 2018*. Hentet fra http://www.olavthon.no/Documents/Årsrapporter/Årsrapport202018/OTG_Årsrapport_2018.pdf.
- Olav Thon Stiftelsen. (2019). *Om Olav Thon Stiftelsen*. Hentet fra <https://olavthonstiftelsen.no/om-stiftelsen/>.
- Park, H. M. (2011). Practical guides to panel data modeling: A step-by-step analysis using stata. *Tutorial Working Paper: Graduate School of International Relations, International University of Japan*.
- Poterba, J. M. (2000). Stock market wealth and consumption. *Journal of Economic Perspectives*, 14(2):99–118.
- Poterba, J. M. & Weisbenner, S. (2003). Inter-asset differences in effective estate-tax burdens. *American Economic Review*, 93(2):360–365.
- Regnskapsloven. (1997). *Lov om årsregnskap m.v.* (LOV-1998-07-17-56).
- Saez, E. (2001). The effect of marginal tax rates on income: a panel study of “bracket creep”. *Journal of Public Economics*, 87(2003):1231–1258.
- Scandic Hotels. (2010). *Årsberetning 2009 Scandic Hotels AS*. Oslo: Brønnøysundregistrene.
- Scandic Hotels. (2017). *Årsberetning og årsregnskap 2016 for Scandic Hotels AS*. Oslo: Brønnøysundregistrene.
- Scandic Hotels. (2019). *Årsregnskap 2018, Scandic Hotels*. Oslo: Brønnøysundregistrene.
- Scandic Hotels Group. (2015). *Inbjudan til förvärv av aktier i Scandic Hotels Group AB (Prospektrapport)*. Hentet fra <https://www.nyemissioner.se/files/rights-issues/2329/prospekt.pdf>.
- Scandic Hotels Group. (2017). *Scandic Annual Report 2016*. Hentet fra <http://www.scandichotelsgroup.com/en/financial-reports/>.
- Scandic Hotels Group. (2019). *Scandic Annual Report 2018*. Hentet fra <https://www.scandichotelsgroup.com/annualreports/2018/en/pdf/full.58e08c2.pdfpage=1>.

- Schlotter, M., Schwerdt, G & Woessmann, W. (2010). Econometric methods for causal evaluation of education policies and practices: A non-technical guide. *Institute for the Study of Labor*, IZA DP No. 4725.
- Schmidheiny, K. (2019). Panel data: Fixed and random effects. *Universitat Basel*.
- Seim, D. (2017). Behavioral responses to wealth taxes: Evidence from Sweden. *American Economic Journal: Economic Policy* 2017, 9(4):395–421.
- Shalit, S. S. & Sankar, U. (1977). The measurement of firm size. *The Review of Economics and Statistics*, 59(3):290–298.
- Skattedirektoratet. (2019). *Skatte-ABC 2019*. Oslo: Skattedirektoratet.
- Skattedirektoratet. (2020). *Skatte-ABC 2019/2020*. Oslo: Skattedirektoratet.
- Skatteetaten. (2019). *Formue av næringseiendom 2019*. Hentet fra <https://www.skatteetaten.no/globalassets/skjema/2019/rf-1098b.pdf>.
- Skatteloven. (1999). *Lov om skatt av formue og inntekt*. (LOV 1999-03-26 nr 14).
- Skattverket (2009). *Home Properties AB*. Stockholm: Skattverket.
- Slemrod, A. (1995). Income creation or income shifting? behavioral responses to the tax reform act of 1986. *The American Economic Review*, 82(2):175–180.
- Solem, R. (2019). *Rikingenes Forsvinningsnumre*. Hentet fra <https://kapital.no/2019/11/rikingenes-forsvinningsnumre-0>.
- Statistikkmyndigheten SCB. (2020). *Konsumentprisindex (1980=100), fastställda tal*. Hentet fra <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/priser-och-konsumtion/konsumentprisindex/konsumentprisindex-kpi/pong/tabell-och-diagram/konsumentprisindex-kpi/kpi-faststallda-tal-1980100/>.
- Statistisk Sentralbyrå. (2020a). *Konsumprisindeksen*. Hentet fra <https://www.ssb.no/kp/irelatert-tabell-1>.
- Statistisk Sentralbyrå. (2020b). *Overnattingar*. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/12893/tableViewLayout1/>.
- Strawberry Group. (2011). *Årsberetning 2010*. Oslo: Brønnøysundregistrene.
- Strawberry Group. (2013). *Årsberetning 2012*. Oslo: Brønnøysundregistrene.
- Strawberry Group. (2018). *Strawberry Group*. Hentet fra <https://strawberry.no/discover-strawberry/the-companies/strawberry-group>.
- Strawberry Group. (2019). *Årsberetning 2018*. Hentet fra <https://s3-eu-west-1.amazonaws.com/strawberryno/Strawberry-Holding-AS-Årsberetning-2018.pdf>.
- Sureth, C. & Maiterth. (2008). The impact of minimum taxation by an imputable wealth tax on capital budgeting and business strategy of German companies. *Review of Managerial Science*, 2:81–110.
- T. S. Breusch & A. R. Pagan. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Journal of the econometric society*, 47(5):1287–1294.

- Thon Hotels. (2019). *Historien om Thon Hotels*. Hentet fra <https://www.thonhotels.no/om-thon-hotels/historien-om-thon-hotels/>.
- Torgrimsen, B. (2006). Aksjonærmodellen og formuesskatt - en uventet bivirkning? *Skatterett*, 3(25):206–212.
- Triest, R. K. (1998). Econometric issues in estimating the behavioral response to taxation: A nontechnical introduction. *National Tax Journal*, 51(4):761–772.
- Unger Fabrikker. (2019). *Om Unger*. Hentet fra <https://www.unger.no/no/om-unger/>.
- Wolff, E. N. (1996). Discountant's comments on douglas holtz-eakin, "the uneasy case of abolishing the estate tax". *The law review*, 51(3):517–522.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern apporoach*. Nelson Education.
- Yggeseth, E. (2016). *Stordalen kjøper nytt privatfly*. Hentet fra <https://finansavisen.no/nyheter/personlig-oekonomi/2016/09/stordalens-kjoeper-nytt-privatfly>.
- Ørnes, F., Torgersen, J. I. & Nysveen, A. (2016). *Kvalitet i Matrikkelen*. Hentet fra <https://www.kartverket.no/globalassets/matrikkel/faggruppe/m-2016/tiltak-for-aa-heve-kvaliteten-i-matrikkelen-ver004.pdf>.

Appendiks

A1 Oversikt over skattemessige formuesobjekter

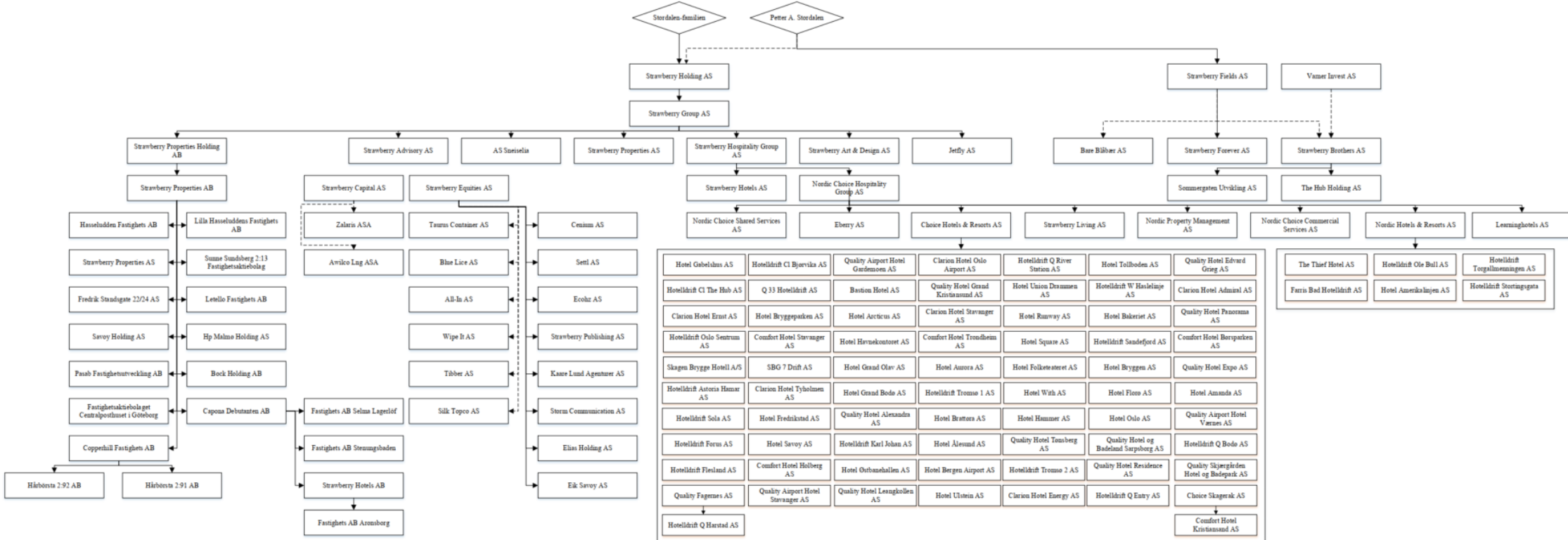
Eiendeler		Gjeld	
Anleggsmidler		Gjeld	
Forskning og utvikling		Pensjonsforpliktelser	
Konsesjoner, patenter, lisenser	Immaterielle eiendeler	Utsatt skatt	
Utsatt skattefordel		Andre avsetninger og forpliktelser	
Goodwill		Konvertible lån	
Tomter bygninger og annen fast eiendom	Fast eiendom	Obbligasjonslån	Langsiktig gjeld
Maskiner og anlegg		Gjeld til kredittinstitusjoner (langsiktig)	
Skip, rigger, fly og lignende	Driftsløsøre	Konserngjeld (langsiktig)	
Driftsløsøre, inventar, verktøy etc.		Ansvarlig lånekapital	
Investeringer i datterselskap		Øvrig langsiktig gjeld	
Investeringer i annet foretak i samme konsern		Konvertible lån	
Lån til foretak i samme konsern		Sertifikatlån	
Investeringer i tilknyttet selskap	Finansielle anleggsmidler	Gjeld til kredittinstitusjoner (kortsiktig)	
Lån til tilknyttet selskap		Kassekreditt	
Investeringer i aksjer og andeler		Leverandørgjeld	Kortsiktig gjeld
Obbligasjoner og andre fordringer		Betalbar skatt	
Pensjonsmidler		Skyldig offentlige avgifter	
Andre anleggsmidler	Andre anleggsmidler	Konserngjeld (kortsiktig)	
		Utbytte	
		Annen kortsiktig gjeld	
Omløpsmidler			
Lager råvarer			
Lager tilvirkede varer	Varelager		
Lager ferdige varer			
Kundefordringer			
Andre fordringer	Fordringer		
Konsernfordringer			
Krav på innbetaling av selskapskapital			
Aksjer og andeler i foretak i samme konsern			
Markedsbaserte aksjer			
Markedsbaserte obligasjoner	Investeringer		
Andre markedsbaserte finansielle investeringer			
Andre finansielle instrumenter			
Bankinnskudd, kontanter og lignende	Kontantekvivalenter		
Andre omløpsmidler	Andre omløpsmidler		

Med i beregning av nettoformue
Ikke med i beregning av nettoformue

Figur A1.1: Formuesobjekter

* Tabellen viser en oversikt over skattemessige formuesobjekter.

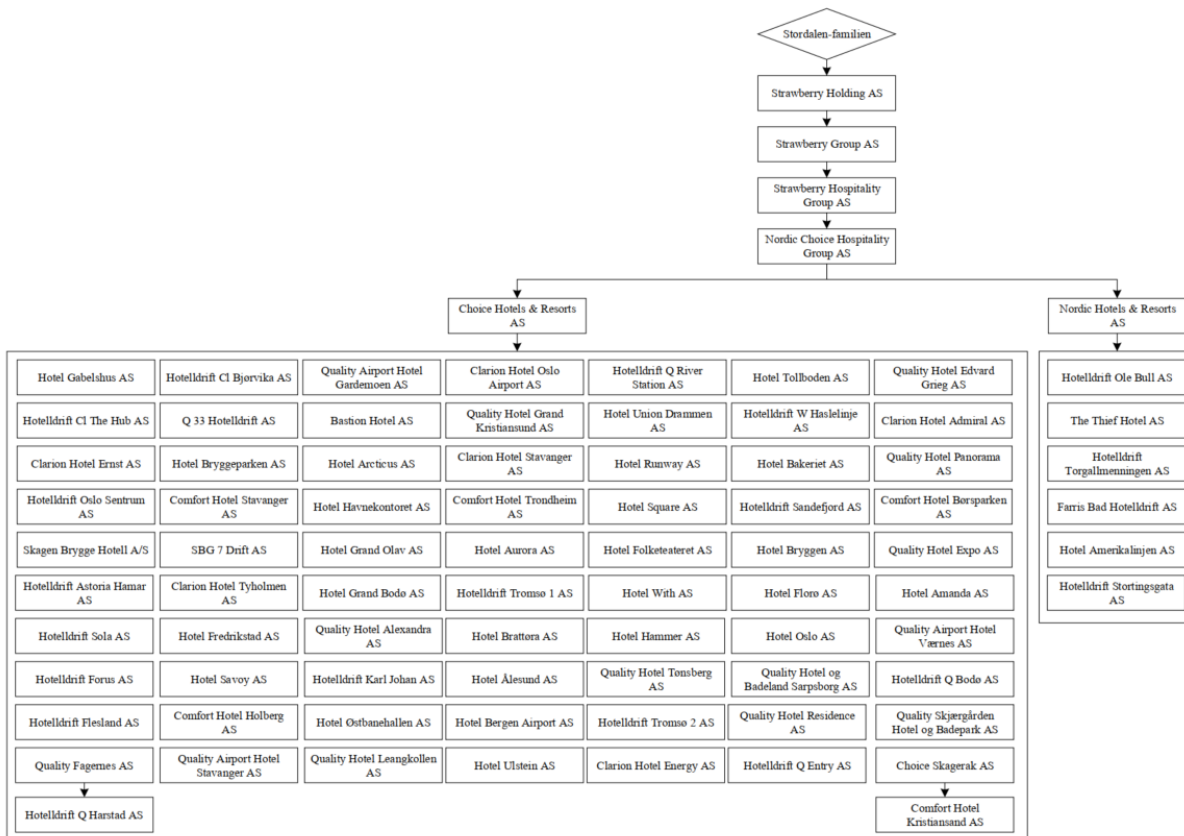
A2 Fullstendig konsernstruktur; Strawberry-konsernene



Figur A2.1: Fullstendig konsernstruktur; Strawberry Group og Strawberry Fields

* Oversikten er basert på opplysninger hentet fra Proff.no. Figuren viser en fullstendig oversikt over konsernstrukturen til Strawberry Group og Strawberry Fields. Choice Hotels & Resorts AS og Nordic Hotels & Resorts AS eier 100 prosent av de unoterte aksjene i hotelldriftsselskapene. Heltrukne linjer indikerer at selskapene er heleide av Strawberry Group eller Strawberry Fields. Stiplede linjer indikerer at selskapene ikke er heleid av de ovennevnte konsernene. Konsernene består utelukkende av unoterte selskaper.

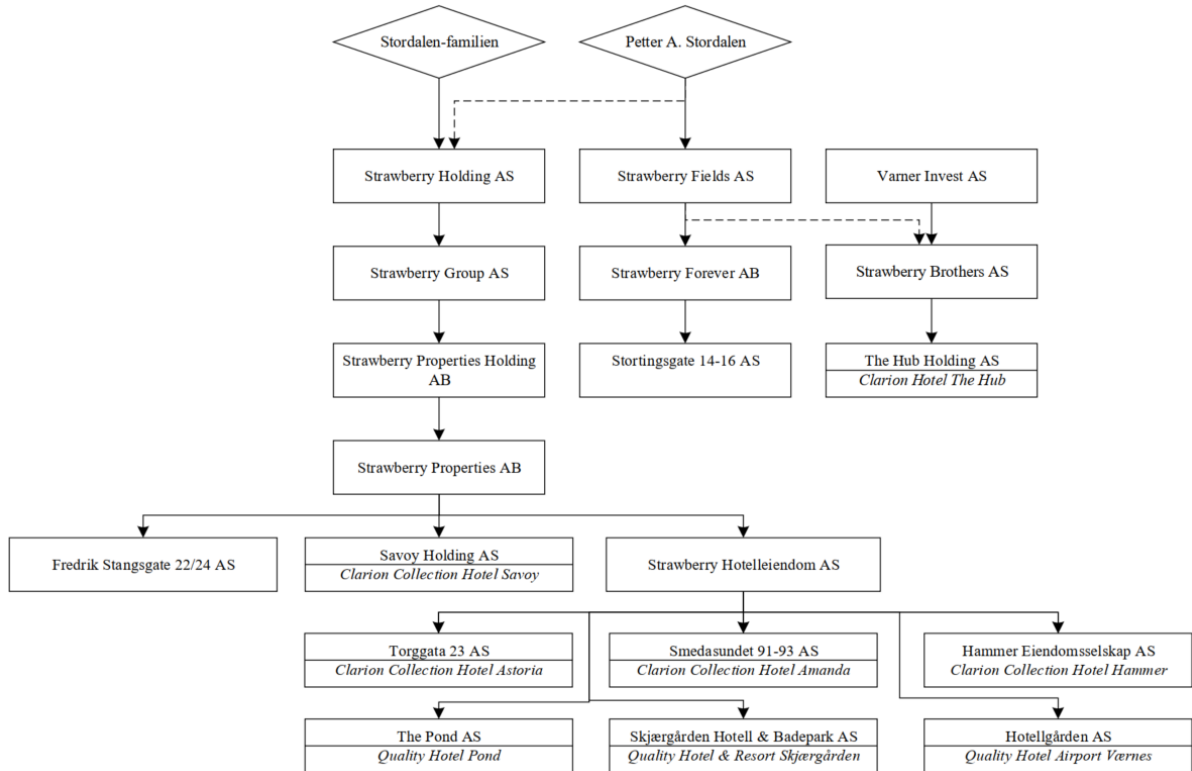
A3 Konsernstruktur hoteldriftsselskaper; Strawberry Group



Figur A3.1: Konsernstruktur hoteldriftsselskaper; Strawberry Group

* Oversikten er basert på opplysninger hentet fra Proff.no. Figuren viser kun de norske hoteldriftsselskapene underlagt Strawberry Group.

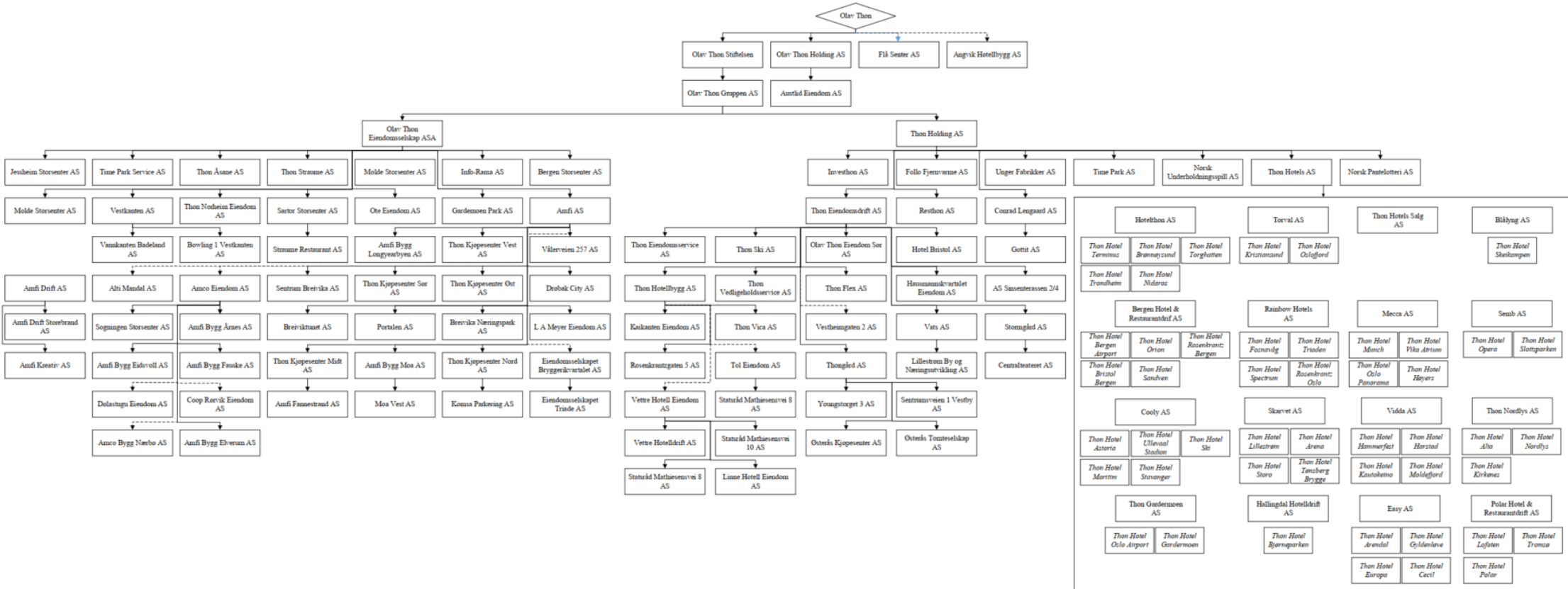
A4 Konsernstruktur eiendomsselskaper; Strawberry-konsernene



Figur A4.1: Konsernstruktur eiendomsselskaper; Strawberry Group

* Oversikten er basert på opplysninger hentet fra Proff.no. Figuren viser kun de norske eiendomsselskapene underlagt Strawberry Group og Strawberry Fields som eier hotelleiendom. Eiendomsselskapene er oppført med juridisk navn. Navnet på hotellet som er leietaker av eiendommen er oppført i kursiv. Heltrukne linjer indikerer at selskapene er heleid av Strawberry Group eller Strawberry Fields. Stiplede linjer indikerer at selskapene ikke er heleid av de ovennevnte konsernene.

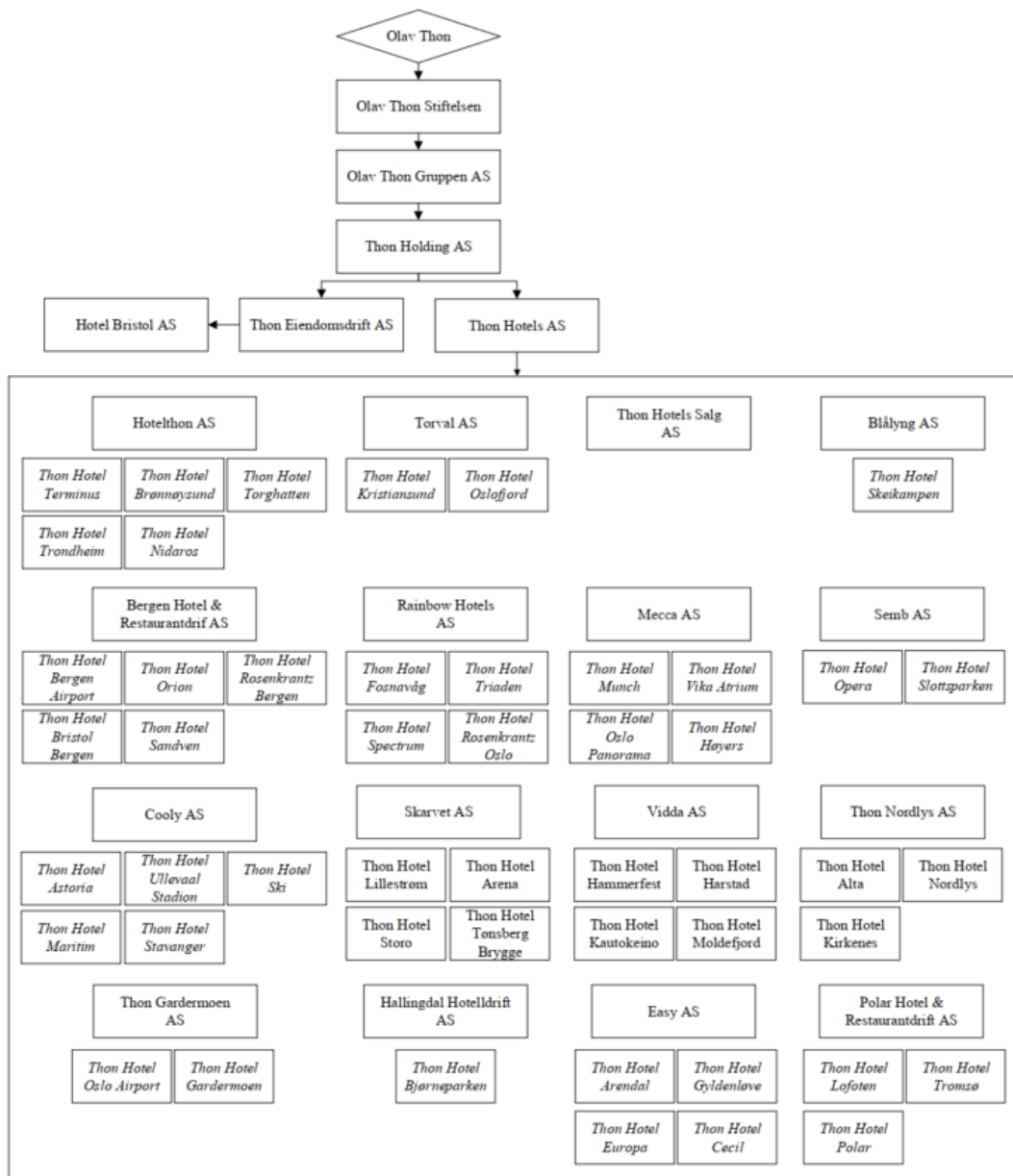
A5 Fullstendig konsernstruktur, Olav Thon Gruppen



Figur A5.1: Fullstendig konsernstruktur; Olav Thon Gruppen

* Oversikten er basert på opplysninger hentet fra Proff.no. Figuren viser en fullstendig oversikt over konsernstrukturen til Olav Thon Gruppen. Thon Hotels AS eier 100 prosent av de unoterte aksjene i hoteldriftsselskapene. Navnene på hotellene er skrevet i kursiv og underlagt hoteldriftsselskapet ovenfor. Heltrukne linjer indikerer at selskapene er heleide av Olav Thon Gruppen. Stiplede linjer indikerer at selskapene ikke er heleid av Olav Thon Gruppen.

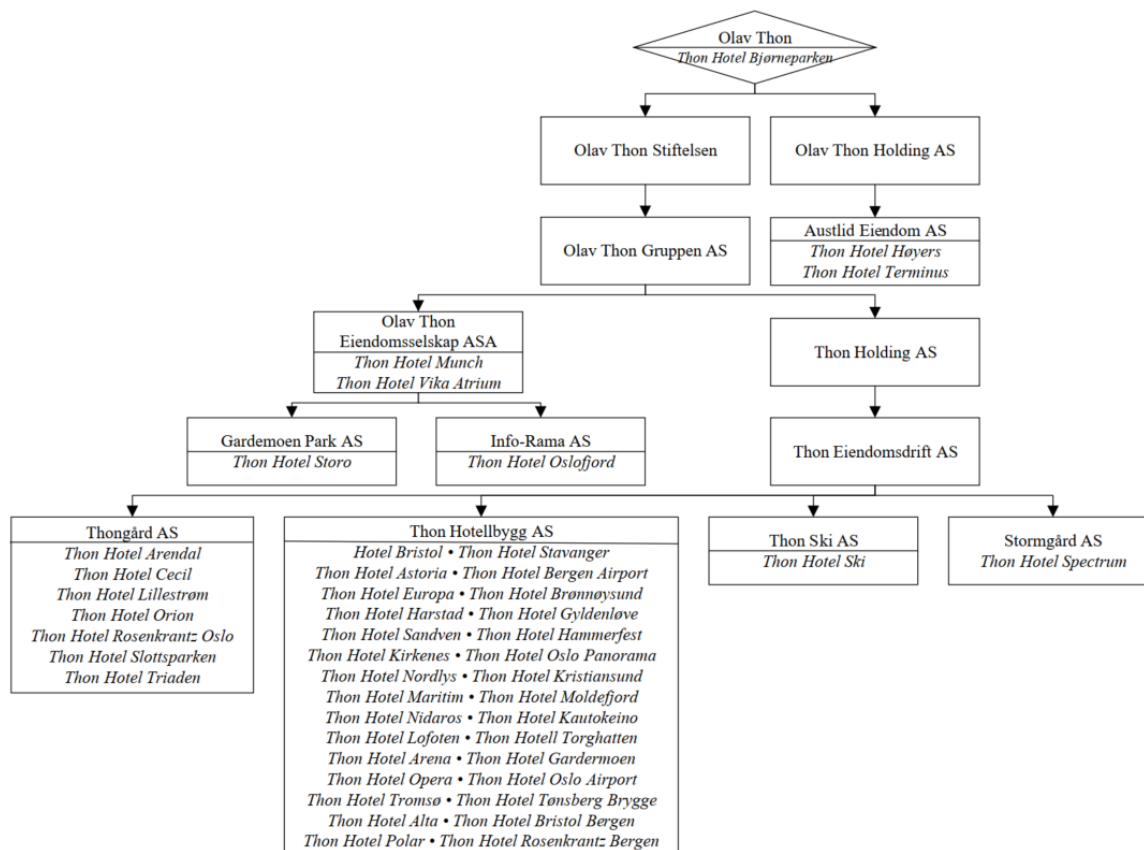
A6 Konsernstruktur hoteldriftsselskaper; Olav Thon Gruppen



Figur A6.1: Konsernstruktur hoteldriftsselskaper; Olav Thon Gruppen

* Oversikten er basert på opplysninger hentet fra Proff.no. Figuren viser kun de norske hoteldriftsselskapene underlagt Olav Thon Gruppen.

A7 Konsernstruktur eiendomsselskaper; Olav Thon Gruppen



Figur A7.1: Konsernstruktur eiendomsselskaper; Olav Thon Gruppen

* Oversikten er basert på opplysninger hentet fra Proff.no. Figuren viser kun de norske eiendomsselskapene underlagt Olav Thon Gruppen som eier hotelleiendom. Eiendomsselskapene er oppført med juridisk navn. Navnet på hotellet som er leietaker av eiendommen er oppført i kursiv. Heltrukne linjer indikerer at selskapene er heleid av Olav Thon Gruppen.

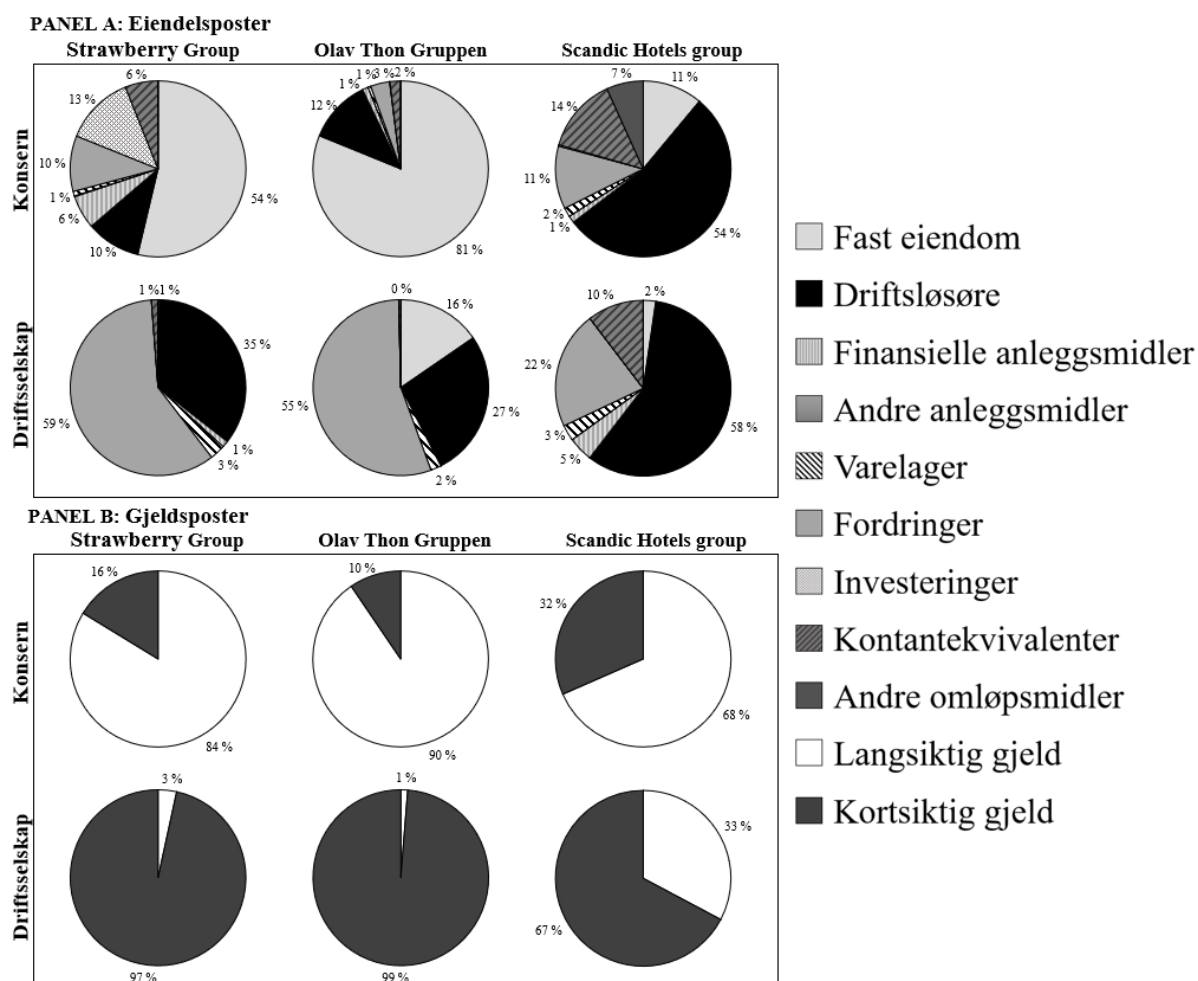
A8 Inflasjonsmål

Tabell A8.1: Inflasjonsmål

År	Norge (2015=100)	Sverige (1980=100)
	Endring	Endring
2018	1,00000	1,00000
2017	0,97325	0,98085
2016	0,95572	0,96355
2015	0,92251	0,95417
2014	0,90314	0,95460
2013	0,88469	0,95633
2012	0,86624	0,95676
2011	0,86070	0,94833
2010	0,84963	0,92406
2009	0,82934	0,91248

* Tallene er hentet fra konsumprisindeksen til Statistisk Sentralbyrå. Tabellen viser inflasjonsmål for Norge og Sverige i perioden 2009-2018.

A9 Fordeling av regnskapsmessige balanseposter



Figur A9.1: Fordeling av regnskapsmessige balanseposter

* Figuren viser gjennomsnittlig eiendelsfordeling i de norske hoteldriftsselskapene og på konsernnivå for Strawberry Group, Olav Thon Gruppen og Scandic Hotels Group for perioden 2009-2018. Den gjennomsnittlige fordelingen baserer seg utelukkende på formuesobjekter som inkluderes i beregningen av skattemessig nettoformue.

A10 Tilleggsanalyse av hypotese 1

Tabell A9.1: Tilleggsanalyse av forskningsspørsmål 1
(feasible generalized least squares estimator)

	NF						NFS					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Formuesskatt	-109 (472)	766 (699)	1 494*** (459)	202 (199)	-214 (2 274)	1 496*** (424)	0,042** (0,016)	0,078*** (0,015)	0,096*** (0,004)	0,049*** (0,010)	0,080*** (0,009)	0,095*** (0,009)
lnEiendeler		-2 718** (1 315)			-1 240 (6 235)			-0,111*** (0,032)			-0,110*** (0,035)	
lnInntekter			-2 601*** (726)			-2 592*** (899)			-0,087*** (0,010)			-0,092*** (0,013)
Alder				86** (39)	-103* (56)	2 (40)				0,002 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Konstant	4 191 (0)	42 255** (17 077)	42 979*** (9 506)	5 085 (3 779)	17 258 (63 723)	42 811*** (12 874)	0,320** (0,140)	1,764*** (0,434)	1,531*** (0,175)	0,280 (0,180)	1,734*** (0,497)	1,619*** (0,201)
Observasjoner	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
Hotellkjeder	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0,366	0,604	0,646	0,406	0,562	0,650	0,561	0,711	0,680	0,569	0,711	0,682
Adjusted R ²	0,032	0,362	0,430	0,043	0,253	0,397	0,331	0,534	0,485	0,309	0,508	0,458

Robust standard errors in parentheses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

* Tabellen viser tilleggsanalysen av hypotese 1 hvor vi *ikke* ekskluderer *tomter og annen fast eiendom* fra estimeringen av de avhengige variablene. NF representerer den avhengige variabelen – gjennomsnittlig nettoformue per hotell – brukt i panelregresjonene (1)–(6). NFS representerer den avhengige variabelen – aggregert nettoformue skalert over hotelldriftsselskapenes totale eiendeler – brukt i panelregresjonene (7)–(12). Vi observerer at panelregresjonene i de fleste tilfeller gir positive og statistisk signifikante estimater for prediktorvariabelen *formuesskatt* når vi ikke ekskluderer *tomter og annen fast eiendom* fra beregningen av den avhengige variabelen. Vi mener imidlertid at resultatene ikke er pålitelige som følge av at verdsettelsesmetoden av næringseiendom fører til at den faktiske skattemessige ligningsverdien i stor grad avviker fra de regnskapsmessige verdiene. Samtidig vil inkludering av denne balanseføringen føre til at gruppene i analysen ikke opptrer homogent, slik at det er rimelig å anta at koeffisientene er inkonsistente.

A11 Tilleggsanalyse av hypotese 2

Tabell A11.1: Tilleggsanalyse av hypotese 2

	FKL/ $\widetilde{\text{MKL}}$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LPN & LPAV > 3	-0,00239 (0,0814)	-0,0306 (0,0767)	-0,0108 (0,0811)	0,0257 (0,0790)	0,0123 (0,0788)	-0,0302 (0,0605)
lnInntekter		0,981*** (0,111)				1,084*** (0,115)
BRA			-1,44e-05** (7,30e-06)			-7,45e-05*** (1,61e-05)
Kontraktslengde				0,00977 (0,00999)		0,00814 (0,0127)
Kontrakt alder					0,00554 (0,00570)	-0,000777 (0,00500)
Konstant	1,511*** (0,0987)	-9,006*** (1,188)	1,659*** (0,143)	1,358*** (0,186)	1,483*** (0,104)	-9,479*** (1,188)
Observasjoner	349	349	349	349	349	349
Hoteller	45	45	45	45	45	45
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0,012	0,072	0,037	0,023	0,013	0,372
Adjusted R ²	-0,014	0,045	0,008	-0,006	-0,016	0,372

Robust standard errors in parentheses

***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1

* Modellen baserer seg på paneldata fra perioden 2010-2018. LPN & LPAV >3 er en dummyvariabel som tar verdien 1 i tilfeller hvor eiendomsselskapet underlagt Strawberry Group eller Strawberry Fields leier ut hotelleiendom til hoteldriftsselskaper underlagt Strawberry fields, eller hvor eiendomsoperatør leier ut hotelleiendommer til Strawberry Group i mer enn 3 tilfeller. Vi observerer at koeffisientene er negative/positive og ikke-signifikante. Resultatene, sett i lys av resultatene fra analysen av hypotese 2, bekrefter antagelsen om at gjentagende samarbeid fører til rabatterte priser. Samtidig er det rimelig å anta at hotelloperatørene som har kjøpt enkelte av hotelleiendommene i Strawberry-konsernet har inngått ekstraordinære leieprisavtaler med Strawberry Group. Denne antagelsen valideres når vi ved nærmere undersøkelser ser at leieprisene til hoteldriftsselskapene forholder seg tilnærmet uendret når de bytter eier og dermed leieprisene ikke lenger – per definisjon – er satt av nærstående.

A12 Testresultater; BPLM-RE-test

PANEL A: Breusch Pagan Lagrangian Multiplier Test, hypotese 1

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
gjnf_k	4867493	2206.24
e	3645078	1909.209
u	1971178	1403.986

Test: $\text{Var}(u) = 0$

chibar2(01) = 4.40
 Prob > chibar2 = 0.0179

PANEL B: Breusch Pagan Lagrangian Multiplier Test, hypotese 2

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
forhold~1	.328697	.5733211
e	.0371808	.1928231
u	.2880374	.5366912

Test: $\text{Var}(u) = 0$

chibar2(01) = 823.80
 Prob > chibar2 = 0.0000

Figur A12.1: Testresultater; BPLM-RE-test

* Testen viser om datasettet egner seg til RE-modellen eller ikke. Dersom nullhypotesen ikke kan forkastes, innebærer dette at datasettet ikke har tilfeldige effekter og dermed burde analyseres gjennom en pooled OLS-modell. Ved gjennomførelse av *BPLM-RE-testen* på datasett 1 og 2 finner vi at vi kan forkaste nullhypotesen, noe som innebærer at det er en signifikant tilfeldig effekt i begge paneldatasettene. Mer konkret innebærer dette at RE-modellen håndterer heterogeniteten i datasettene bedre enn en pooled-OLS-modell.

A13 Testresultater; VIF-test

Tabell A13.1: VIF-test, hypotese 1

VIF-test	NFKS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Formuesskatt	1,01	1,39	1,13	1,31	1,54
lnEiendeler	1,01			1,18	
lnInntekt		1,39			1,39
Alder			1,13	1,22	1,13

Tabell A13.2: VIF-test, hypotese 2

VIF-test	$\widetilde{\text{FKL}}/\text{MKL}$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IK	1,04	1,01	1,02	1,00	1,07
Inntekter	1,01				4,75
Bruksareal		1,01			3,79
Kontraktslengde			1,02		1,21
Kontrakt alder				1,00	1,21

* VIF-testene viser at de uavhengige variablene som inkluderes i analysen av hypotese 1 og 2 ikke lider av multikollinearitet.