



Konkurranseseffekt ved bruk av paritetsavtaler mellom plattformer

En empirisk undersøkelse av priser ved hotell og nettagenter

Stine Morken Kristoffersen

Veileder: Frode Steen og Lars Sørgard

Selvstendig masterutredning innen Økonomi og Administrasjon

Hovedprofil: Økonomisk Styring

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 innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Formålet med denne utredningen har vært å studere avtalen om like priser i hotellmarkedet, hvilket innebærer at hotellkjeder ikke kan sette en lavere pris enn nettagenter pris for tilsvarende hotellrom. Dette omtales i litteraturen som paritetsavtaler mellom plattformer. I utredningen utforskes ulike teorier om paritetsavtaler mellom plattformer for å få en bedre forståelse for avtalens konkurranseeffekter og hvordan dette kan påvirke konsumentenes pris for et hotellrom.

Den empiriske analysen bygger på et datamateriale med priser som er innhentet fra et utvalg av hotellkjeders egne nettsider og nettagenter. Ved hjelp av regresjonsanalyser i Stata er det foreratt tester for ulike hypoteser om plattformenes priser i hotellmarkedet.

Jeg finner blant annet at det er tilfeller av en paritetsavtale mellom noen hotellkjeder og nettagenter. Paritetsavtalen kan da være en mekanisme som begrenser konkurransen i hotellmarkedet og kan resultere i høyere utsalgspriser enn tilfellet ville vært i fravær av denne form for avtale.

Forord

Denne utredningen er skrevet som en avsluttende del av masterstudiet ved Norges Handelshøyskole, og utgjør 30 studiepoeng av hovedprofilen økonomisk styring.

Utredningen utforsker virkningene av paritetsavtaler mellom plattformer i det norske hotellmarkedet. Forslag til tema ble gitt i forbindelse med utlysning av stipend innen næringsøkonomi, konkurranseanalyse og konkurransepolitikk for våren 2013.

Arbeidet med oppgaven har vært en veldig interessant og lærerik prosess. Siden jeg ikke har hatt økonometri på masternivå, har jeg vært avhengig av å tilegne meg ny kunnskap på dette området. Dette har til tider vært utfordrende, men samtidig spennende. Jeg vil benytte anledningen til å rette en stor takk til mine veiledere professor, dr. oecon. Lars Sørgard og professor, dr. oecon. Frode Steen. De har vært gode bidragsytere i oppgaven, hvor terskelen for å stille spørsmål har vært lav og kvaliteten på svarene har vært høy.

Jeg vil også takke min familie for all støtte gjennom mine studieår på NHH, og ikke minst i prosessen med masteroppgaven.

Bergen, 19. juni 2013

Stine Morken Kristoffersen

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG.....	2
FORORD	3
INNHALDSFORTEGNELSE	4
FIGUROVERSIKT.....	7
TABELLOVERSIKT	8
1. INTRODUKSJON	9
1.1 BEGREPSDEFINISJON	9
1.2 BAKGRUNN	9
1.3 PROBLEMSTILLING	10
1.4 UTREDNINGENS STRUKTUR	10
2. MARKEDET FOR HOTELLER	11
2.1 HOTELLENE.....	11
2.2 TRADISJONELLE REISEBYRÅ, NETTAGENTER OG PEKESIDER	13
2.2.1 Tradisjonelle reisebyrå	14
2.2.2 Nettagenter	14
2.2.3 Pekesider	16
3. TEORI	17
3.1 MARKEDSMAKT	17
3.1.1 Ensidig markedspekt	17
3.1.2 Kollektiv markedspekt	18
3.2 PARITETSAVTALER MELLOM PLATTFORMER.....	21
3.3 PARITETSAVTALERS EFFEKT PÅ KONKURRANSEN.....	23
3.3.1 Unngå gratispassasjerproblemet	23
3.3.2 Utestenging av konkurrenter	24

3.3.3	<i>Dempet konkurranse mellom eksisterende konkurrenter</i>	24
3.3.4	<i>Samarbeid</i>	25
4.	DATAINNSAMLING OG BESKRIVELSE AV DATAMATERIALET	28
4.1	DATAINNSAMLING	28
4.2	VARIABLENE	29
4.3	SVAKHETER VED DATASETTET	31
5.	METODE	32
5.1	DEN HEDONISKE METODEN	32
5.2	REGRESJONSANALYSE.....	33
6.	ANALYSE	37
6.1	DESKRIPTIV STATISTIKK	37
6.2	HEDONISK PRISFUNKSJON	39
6.2.1	<i>Avstandens effekt på prisen.....</i>	45
6.2.2	<i>Stjerners effekt på prisen.....</i>	46
6.2.3	<i>Effekt på prisen ved antall dager fra bestilling til overnatting</i>	48
6.3	PARITETSAVTALER MELLOM PLATTFORMER	50
6.4	EFFEKT NÅR NOEN HOTELLKJEDER AVSLUTTER AVTALEN	57
7.	OPPSUMMERING OG KONKLUSJON	64
	LITTERATURLISTE	67
8.	APPENDIKS.....	70
A.	HEDONISK PRISFUNKSJON	70
A.1.	<i>Test for heteroskedastisitet.....</i>	70
A.2.	<i>Predikering av attributters prosentvis verdi</i>	70
A.3.	<i>Modell med dummyvariabler for stjerner</i>	71
B.	PARITETSAVTALER MELLOM PLATTFORMER	72

B.1. VIF-test, modell (2)	72
B.2. VIF-test, modell (3)	72
B.3. Prosentvis prisforskjell ved plattformene	73
B.4. Korrelasjonsanalyse, hver hotellkjede	73
B.5. Regresjon med utelatte variabler	76
C. EFFEKT NÅR NOEN HOTELLKJEDER AVSLUTTER AVTALEN.....	77
C.1. Test for multikollinearitet, modell (4)	77
C.2. Korrelasjonsanalyse, hver hotellkjede	78
C.3. Regresjon med utelatte variabler	80

Figuroversikt

Figur 1: Markedsandeler gjestedøgn Norges største kjeder 2011	12
Figur 2: Prosentvis fordeling av bestillinger på ulike salgskanaler.....	13
Figur 3: Eierstruktur Expedia, Inc.	15
Figur 4: Eierstruktur Priceline Group.....	15
Figur 5: Avveining mellom kortsiktig gevinst og langsiktig tap.....	20
Figur 6: Paritetsavtale mellom plattformer.	23
Figur 7: Insentiver til å holde en høy pris ved møt-konkurranse-klausul	27
Figur 8: Avstandens effekt på prisen.....	45
Figur 9: Stjerners effekt på prisen	46
Figur 10: Stjerners priseffekt i modell med dummyvariabler mot modell (1)	48
Figur 11: Effekt på prisen ved antall dager fra bestilling til overnatting	49

Tabelloversikt

Tabell 1: Fangens dilemma	19
Tabell 2: Fangens dilemma blant plattformer	26
Tabell 3: Antall hoteller innen hver kjede i Oslo og Bergen	30
Tabell 4: Direkte og indirekte distribusjonskanaler	31
Tabell 5: Deskriptiv statistikk	38
Tabell 6: Gjennomsnittspriser ved hotellkjedene i Oslo og Bergen.....	39
Tabell 7: VIF-verdier, modell (1).....	41
Tabell 8: Korrelasjonsmatrise, modell (1).....	42
Tabell 9: Regresjon, modell (1).....	43
Tabell 10: Regresjon, modell (2).....	51
Tabell 11: Regresjon, modell (3).....	53
Tabell 12: Regresjon for hver enkelt hotellkjede	55
Tabell 13: Regresjon, modell (4).....	59
Tabell 14: Regresjon for hver hotellkjede, inkludert priseffekt etter årsskifte	61

1. Introduksjon

Fremveksten av internett har gjort det lettere for kunder å foreta nettbaserte bestillinger og prissammenligninger. Som følge av dette har det blitt mer vanlig for hotell å benytte ulike distribusjonskanaler over internett, for på den måten øke salget av hotellrom. Stadig flere hotell og hotellkjeder oppretter egne nettsider for et direkte salg til forbrukerne. I tillegg har nettagenter fått en sterk posisjon i hotellmarkedet.

1.1 Begrepsdefinisjon

For å få en bedre forståelse av oppgavens innhold, vil det være hensiktsmessig å presentere noen sentrale begrep som benyttes. Med distribusjonskanaler i denne oppgaven menes ulike salgskanaler som hotellene benytter seg av, og vil hovedsakelig gjelde de som er nettbaserte. I denne oppgaven blir også begrepene direkte og indirekte distribusjonskanaler brukt. Med direkte distribusjonskanaler menes hotellenes egne nettsider. Når det gjelder de indirekte distribusjonskanalene som er nettbasert, finnes det en rekke ulike begreper for disse. Dette er blant annet Online Travel Agent (OTA), nettbasert reisebyrå, nettbasert reiseagent og tredjepartskanal. I denne utredningen benevnes disse som *nettagenter*. En nærmere forklaring finnes i kapittel 2.2.2. Et annet sentralt begrep i oppgaven er *plattformer*, og benyttes om distribusjonskanaler som betjener selgere og kunder i det samme markedet. I denne oppgaven antas plattformer i hotellmarkedet for å være hotellenes egne nettsider og nettagenter. *Paritetsavtale* er en avtale om lik pris, og brukes i denne sammenheng om en avtale mellom plattformer. Både plattformer og paritetsavtaler mellom disse forklares nærmere i kapittel 3.2. Øvrige begrep blir nærmere definert gjennom oppgaven.

1.2 Bakgrunn

Det har den siste tiden vært mye medieoppslag om en praksis som benyttes i hotellmarkedet hvor nettagenter stiller krav om at hotell ikke skal selge tilsvarende produkt til en lavere pris enn dem. I hotellmarkedet er dette kjent som en avtale om "rate parity", også kalt prisparitet, der prisen for et hotellrom skal være identisk ved alle distribusjonskanaler (Horwath HTL, 2012). Avtalen innebærer dermed at kunder kan forvente lik pris for samme hotellrom uavhengig av hvor de leter og benyttes for at prisen ikke skal være en avgjørende faktor for

hvor de foretar kjøpet. I media beskrives også avtalen som en strategi for samarbeid mellom hotellkjeder og nettagenter for å holde prisene på et høyt nivå (Berglihn, 2013). Samtidig krever nettagentene høye provisjonssatser for å benytte disse som en distribusjonskanal. Flere hotellkjeder har nylig gått bort fra å benytte enkelte store nettagenter. På grunn av paritetsavtalens omstendigheter, vurderes saken foreløpig av konkurransemyndigheter både i Norge og internasjonalt.

Det finnes få empiriske studier om paritetsavtaler ved plattformer i hotellmarkedet. O'Connor (2003) har gjennomført den første store undersøkelsen av prisene ved de største internasjonale hotellkjedene, og finner at prisene til en viss grad er lik ved fem store nettagenter. Med dette som utgangspunkt ønsker jeg i denne oppgaven å kartlegge om det foreligger lik pris ved plattformer i det norske hotellmarkedet. For å analysere dette, er det foretatt en datainnsamling av prisene ved et utvalg av hotellkjeders egne nettsider og nettagenter. Ved bruk av regresjonsanalyser er hypoteser testet for om det er lik pris ved disse. I tillegg undersøkes hva som skjer når noen hotellkjeder avslutter avtalen med en nettagent.

1.3 Problemstilling

Utredningens målsetning er å undersøke konkurranseeffekter ved bruk av avtale om lik pris ved ulike nettbaserte distribusjonskanaler for salg av hotellrom. Et spørsmål som har blitt aktuelt som følge av denne type avtale er hvorvidt den vil ha en konkurransebegrensende effekt.

1.4 Utredningens struktur

Oppaven innledes med en kort gjennomgang av det norske markedet for hoteller, der ulike distribusjonskanaler presenteres nærmere. Videre er det en gjennomgang av relevant teori om paritetsavtaler og effekten disse har på konkurransen i kapittel 3. Prosessen for datainnsamling og variablene presenteres i kapittel 4, etterfulgt av relevant teori knyttet til metoder for empiriske analyser i kapittel 5. Deretter presenteres resultatene av analysene i kapittel 6. Til slutt følger en oppsummering og konklusjon i kapittel 7. I tillegg følger et appendiks med ulike resultater og beregninger som er tatt ut av selve oppgaven.

2. Markedet for hoteller

Kunder kan i forbindelse med fritids- eller forretningsreise benytte seg av ulike tjenester med forskjellige egenskaper. Dette kan blant annet være transport og overnatting, eller en kobling av komplementære goder i pakker. I denne oppgaven skal jeg primært se på bestilling av hotellovernatting i Norge.

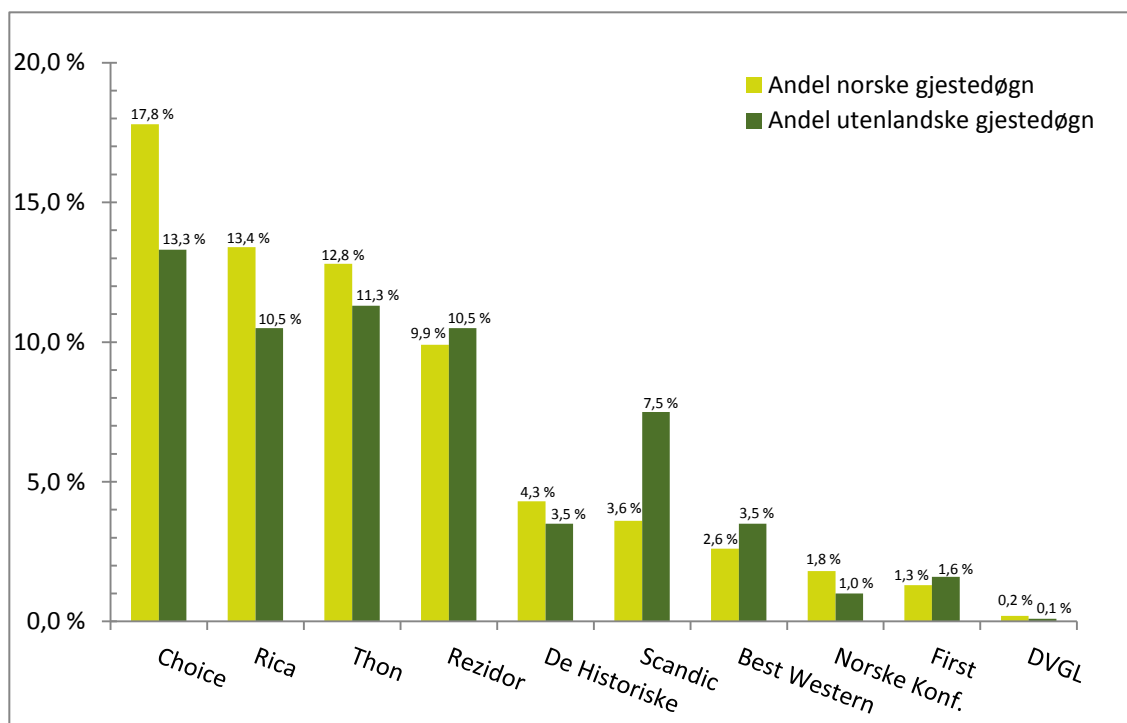
Hotellovernatting kan bestilles gjennom ulike typer distribusjonskanaler, hvor det tidligere har vært mest vanlig med bestilling via hotellet eller tradisjonelle reisebyrå. Utviklingen av internett har gjort det lettere for forbrukerne å foreta bestilling, betaling og informasjonsinnhenting. Både globale og nasjonale nettsider har vokst frem, der nettagerter har fått en sentral rolle ved bestilling av hotellrom. I følge Horwath Consulting (2011) har markedet for nettagerter hatt en stor vekst i løpet av de ti siste årene. Samtidig ser man en nedgang i markedet for tradisjonelle reisebyråer i tilsvarende periode.

Stadig mer bruk av internett har også medført at de fleste hotellene i dag selger hotellrom via egne nettsider. Forbrukerne kan da bestille hotellrom direkte via hotellenes egne nettsider eller indirekte gjennom ulike nettagerter. For å få en oversikt og sammenligne priser ved forskjellige hotell kan forbrukerne benytte seg av pekesider¹. Mye av opplysningene om hotellmarkedet i Norge er hentet ut av Horwath Consultings rapporter (Horwath Consulting) for år 2011 og 2012.

2.1 Hotellene

I 2011 var det 1100 hoteller i Norge med gjennomsnittlig 70 rom per hotell. Blant disse regnes Oslo og Bergen for å være de byene i Norge med høyest kapasitet. De største hotellene er som oftest organisert i kjeder og kan være spredt både nasjonalt og internasjonalt. I Norge finnes det opp mot 30 kjeder. De fire største med hensyn til antall gjestedøgn er Choice, Rica, Thon og Rezidor. Dette kan man se av figur 1.

¹ Disse er forklart nærmere i kapittel 2.2.3.



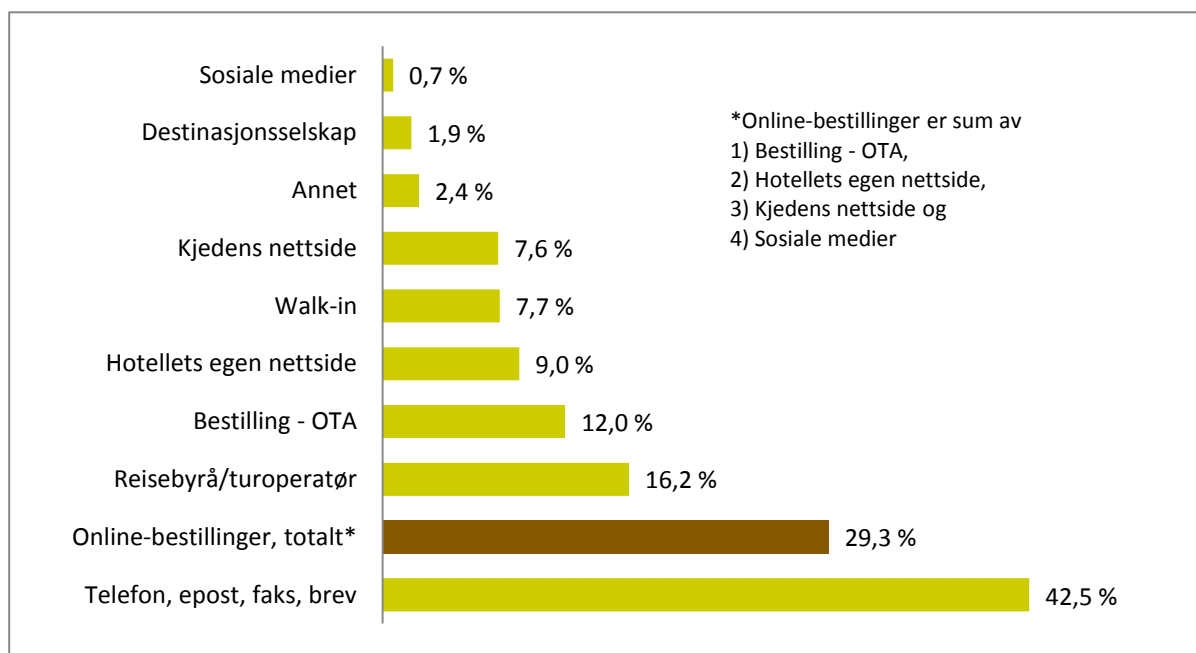
Figur 1: Markedsandeler gjestedøgn Norges største kjeder 2011.

Kilde: (Horwath Consulting, 2011)

Hotellkjeden Choice, også kjent som Nordic Choice Hotels, innehar flere ulike merker eller kjedenavn som den markedsføres under. Dette er blant annet Comfort Hotels og Clarion Hotels. I hotellkjeden Rezidor finnes det blant annet merkene Radisson Blu og Park Inn.

Forbrukerne har ulike behov for hotelltjenester. Ut i fra karakteristika skilles det hovedsakelig mellom yrkeshotell, kurs/konferanshotell og ferie/fritidshotell. Hvilke tjenester og fasiliteter hotellene tilbyr, reflekteres som regel i stjeranerangering av hotellene. Viktige konkurranseparametre i hotellmarkedet som kan påvirke stjeranerangeringen er pris, kvalitet, service og lokalisering (Konkurransetilsynet, 2005a).

Bestilling av hotellovernatting kan foretas ved bruk av ulike salgskanaler. Mesteparten av bestillingene skjer ved direkte salg fra hotell til forbrukerne. I figuren nedenfor kan man se fordelingen av de ulike bestillingsmetodene.



*Figur 2: Prosentvis fordeling av bestillinger på ulike salgskanaler.
 Kilde: (Horwath Consulting, 2011)*

Av figuren ser man at andelen direkte bestilling i form av telefon, e-post, faks og brev i 2011 var på over 40 %. De fleste hotellene innehar også en nettside hvor kundene kan bestille direkte. Dette kan være ved kjedenes nettsider eller hotellenes egne nettsider, som i 2011 hadde en andel på henholdsvis 7,6 % og 9 %.

Som tidligere nevnt har det vært en nedgang i bruken av de tradisjonelle reisebyråene. Stadig mer av bestillingene foretas over internett, og figur 2 viser at denne andelen var 29,3 % i 2011. Av dette utgjør nettagenter 42 %. Forbrukerne kan selv foreta hotellbestillingen via en nettagent, hvor de observerer søkeresultater og priser direkte. På den måten kan forbrukere enkelt sammenligne hoteller og priser, noe som kan redusere søkekostnadene deres.

2.2 Tradisjonelle reisebyrå, nettagenter og pekesider

Hotell kan også benytte ulike mellomledd for en indirekte distribusjon av hotellovernatting. Disse kan bidra til flere bestillinger og da økt kapasitetsutnyttelse hos hotellene. Samtidig kan de markedsføre hotellene både nasjonalt og internasjonalt. De mest vanlige formene for indirekte distribusjonskanaler er de tradisjonelle reisebyråene og nettagenter. Av figur 2 kan

vi se at andelen bestillinger via reisebyrå/turoperatører i 2011 var på 16,2 %, mens 12 % av hotellenes bestillinger kom gjennom nettagenter ("Bestilling - OTA").

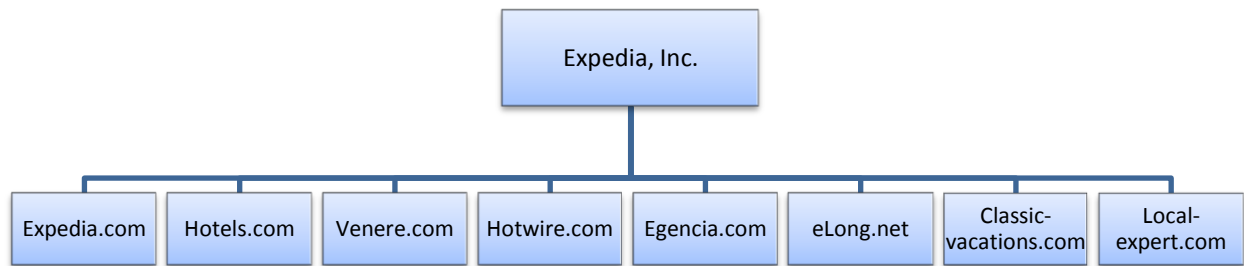
2.2.1 Tradisjonelle reisebyrå

Kjernevirksomheten til tradisjonelle reisebyrå er personlig kundeservice, og de er som oftest forankret i et lokalt miljø. De kan foreta omfattende bestillinger som består av hotellovernatting kombinert med andre tjenester. Bruk av internett er da en alternativ og mulig bestillingsform. Kundene som benytter de tradisjonelle reisebyråene karakteriseres som lojale og er vanligvis innenfor yrkes- og kurs/konferansemarkedet. Typisk vil provisjonssatsene for de tradisjonelle reisebyråene være 8–12 %.

2.2.2 Nettagenter

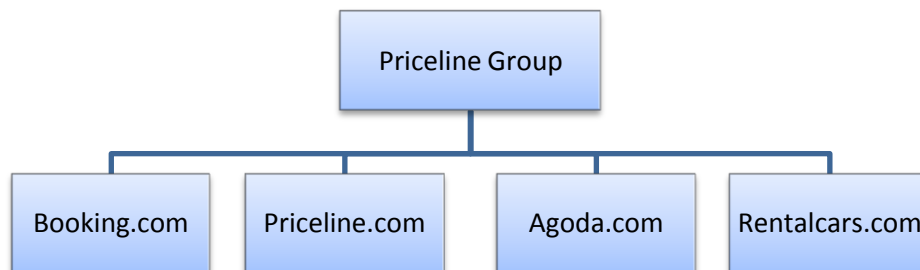
Nettagentenes virksomhet er hovedsakelig bestilling over internett, med en mulighet for ytterligere kundeservice. De foretar enkle bestillinger og er ofte rettet mot internasjonale brukere. Kunder som bestiller via nettagenter er vanligvis lite lojale til varemerker, og søker etter beste pris blant flere aktører. For de tjenestene nettagentene tilbyr, krever de relativt høye provisjonssatser fra hotellene. Disse kan være opp mot 15–25 %, og kan være avhengig av blant annet størrelsen på nettagenten.

I markedet for nettagenter er det noen få aktører som eier og drifter mange av disse. Flere av nettagentene regnes for å være søsterselskaper under den samme eieren, og følgelig innehar markedet et mindre antall reelle konkurrenter. Et eksempel er nettagentene Opodo.no og Travellink.no, som begge eies av Travellink AB (Travellink, 2013). I Norge regnes Hotels.com og Booking.com for å være de største nettagentene for hotellbestilling, og i følge Horwath Consulting (2011) antas disse å stå for rundt 80 % av norske hotellbestillinger via nettagenter. Hotels.com eies av Expedia, Inc. og er et av flere datterselskaper (Expedia inc., 2013). Oversikt over de selskapene som går inn under Expedia, Inc. kan man se av figuren nedenfor.



Figur 3: Eierstruktur Expedia, Inc.

Booking.com er et av datterselskapene til Priceline Group (Priceline, 2013). De selskapene som representeres av Priceline Group kan vi se av følgende figur:



Figur 4: Eierstruktur Priceline Group

Det finnes ulike typer forretningsmodeller som benyttes blant nettagenter. De to mest brukte forretningsmodellene er agent- og merchantmodellen. For å forstå hvilken rolle nettagentene har i markedet for hoteller, er det relevant å forklare disse modellene nærmere.

Agentmodellen

Ved denne modellen bestiller kunden hotellrom hos nettagenten og er ikke i direkte kontakt med selve hotellet. Prisene defineres av hotellene og kunden betaler direkte til hotellet via nettagenten. For denne tjenesten betaler hotellet en provisjon til nettagenten ut fra bruttoprisen mottatt fra kunden. Denne provisjonen betales til nettagenten i etterkant. Eksempel på nettagent som benytter agentmodellen er Booking.com, som har en standardsats for provisjon på 15 %.

Merchantmodellen

Når det i stedet benyttes en merchantmodell, kjøper nettagenten romkapasitet til en forhandlet pris med hotellet. Hotellrommene blir videresolgt til kunden for en pris lik summen av den forhandlede prisen og en ilagt margin. Kunden betaler direkte til nettagenten og hotellet får deretter en nettopris av dette, hvor marginen er fratrasket. Denne marginen beholder nettagenten. Hotellene selger altså kapasitet til nettagentene til en redusert pris, hvor provisjonen er opp mot 25 %. Dermed er det, i likhet med agentmodellen, hotellene som setter prisen ved bruk av merchantmodellen (Starkov, 2010). Blant annet nettagenten Hotels.com benytter merchantmodellen, hvor standardsatsen for provisjon er på 25 %.

2.2.3 Pekesider

En pekeside, også kalt for meta-search side, er et nettbasert system som gjør det mulig å foreta flere søk samtidig. Når forbrukerne utfører et søk ved en pekeside, leter denne opp resultatene ved flere andre nettsider. Som oftest presenteres søkeresultatene i en rangert liste (Meng, 2008). Forbrukerne kan blant annet benytte pekesider til å sammenligne priser hos de ulike nettagentene, ved at sidene søker opp nettagentene og videresender forbrukerne til foretrukket sted for bestilling. Eksempel på pekesider er Finn.no og Kelkoo.no.

3. Teori

I hotellmarkedet kan man finne det samme produktet hos ulike tilbydere. En kunde kan kjøpe et hotellrom gjennom hotellenes egne nettsider eller gjennom en av flere nettagenter. En nettagent kan også tilby hotellrom fra forskjellige hoteller og hotellkjeder. I utgangspunktet vil kunden være indifferent mellom de ulike tilbyderne av det samme hotellrommet, men respondere på ulikheter i pris. Samtidig kan kunden ha preferanser i forhold til forskjellige hotell. I sluttkundemarkedet konkurrerer tilbyderne, de forskjellige plattformene, på pris og egenskaper ved rommet, men også på parametre som service og brukervennlighet. I dette kapitlet ser vi på ulike former for markedsmakt og hvilken effekt dette gir på prissettingen. Markedsmakt kan utøves ved bruk av såkalte paritetsavtaler mellom plattformer, og vi skal se hvordan denne form for avtale kan gi ulike konkurranseeffekter i markedet, både positive og negative.

3.1 Markedsmakt

En aktør med markedsmakt vil kunne opptre uavhengig av sine konkurrenter, kunder og konsumenter. Gjennom denne uavhengigheten kan aktøren utøve konkurranseskadelig adferd, som gjerne kommer til uttrykk i høyere priser.

Markedsmakt kan utøves av en enkelt aktør, som svekker konkurransen gjennom ikke-koordinerte virkninger. Dette er også kjent som ensidig markedsmakt. Det kan også oppstå tilfeller av kollektiv markedsmakt hvor flere aktører svekker konkurransen gjennom samordnet opptreden og koordinerte virkninger.

3.1.1 Ensidig markedsmakt

Med ensidig markedsmakt menes at en enkelt aktør kan opptre uavhengig av andre i markedet, ved for eksempel lønnsomt å heve prisen over grensekostnad. På den måten kan markedsmakt utøves uten at det kreves en koordinering med andre aktører i markedet (Konkurransetilsynet, 2005b). Det er flere forhold som påvirker graden av konkurranse og da aktørens mulighet til å utøve markedsmakt. Blant annet gjelder dette konkurrentenes responsmuligheter, konsentrasjonsgrad, etableringsmuligheter, potensiell konkurranse, kjøpermakt og produktenes substituerbarhet. En betydelig markedsandel kan gi en

indikasjon på utøvelse av ensidig markedsrett, men kan også oppstå i tilfeller hvor aktøren ikke har høy markedsandel.

Et mulig mål på graden av markedsrett er hvor stor andel av pris som er påslag på grensekostnad, også kalt det relative prispåslaget. En aktørs relative prispåslag bestemmes ut i fra hvordan etterspørselen påvirkes av en prisøkning (Ivaldi et. al, 2003). Frafallet av etterspørsel for produkt i når prisen på dette produktet øker kan måles ved hjelp av etterspørselens priselastisitet ε_i . Elastisiteten gir reduksjonen i etterspørsel for produkt i når prisen for dette produktet øker med 1 %. En aktør som vil maksimere sin profitt tilpasser seg da ut i fra:

$$\frac{p - c}{p} = - \frac{1}{\varepsilon_i}$$

Her angir p prisen og c grensekostnad.

Uttrykket viser at desto mindre reduksjon i salget ved økt pris, desto høyere priskostnadsmargin kan en aktør sette. Dette kan være fordi markedet innehar få og/eller differensierte produkter, slik at prisen nærmer seg monopolnivå. Et høyt prispåslag over tid kan derfor gi indikasjon på at aktøren i stor grad kan opptre uavhengig av konkurrenter. Dette kan videre benyttes til å vurdere om en aktør har betydelig markedsrett og da dominans.

3.1.2 Kollektiv markedsrett

Flere aktører kan utøve markedsrett i fellesskap ved at det oppstår koordinerte virkninger og samordnet opptreden, også kjent som kollektiv markedsrett. I likhet med ensidig markedsrett innebærer det også i dette tilfellet en evne til å ta en høyere pris enn det som er mulig i et marked med velfungerende konkurranse.

La oss anta et marked bestående av to identiske, uavhengige bedrifter. Disse møtes uendelig antall ganger i markedet og setter pris simultant. Videre kan bedriftene velge mellom å samarbeide og sette høy pris eller å underkutte rivalen ved å sette lav pris. Dersom de samarbeider og setter en høy pris oppnår begge en profitt lik 1000, se tabell 1. Dersom begge setter en lav pris får de en profitt lik 800. Velger en av bedriftene å sette en lav pris, vil den

oppnå 1200 mens motparten ender opp med 600. Det felles beste for bedriftene vil være å samarbeide slik at hver av dem får en profitt lik 1000, men begge har insentiv til å underkutte rivalens pris for å oppnå en profitt på 1200. Følgelig vil den dominerende strategien for begge aktørene være å sette en lav pris. Med dominerende strategi menes det beste valget for hver av aktørene uavhengig av hvilken strategi motparten velger. Vi får da en stabil likevekt i utfallet $\{lav\ pris, lav\ pris\}$, hvor ingen av bedriftene vil angre på sitt eget valg når rivalens valg blir kjent. Dette er også kjent som en Nash-likevekt. Når begge bedriftene velger å sette en lav pris vil de oppnå lavest samlet profitt. Utfallet av at bedriftene handler individuelt rasjonelt fører altså til det felles verste. Dette medfører at det oppstår en situasjon med hard konkurranse og prisen kan presses helt ned til grensekostnad. Innen spillteori er dette fenomenet kjent som *fangens dilemma*.

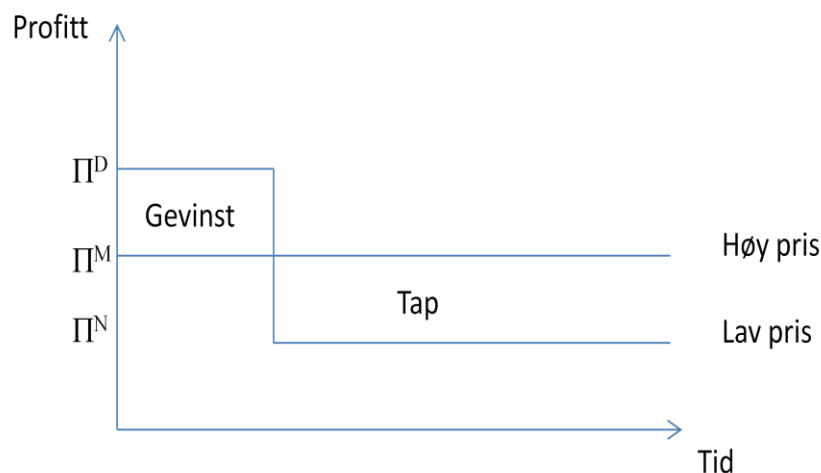
		Bedrift 2	
		Høy pris	Lav pris
Bedrift 1	Høy pris	(1000, 1000)	(600, 1200)
	Lav pris	(1200, 600)	(800, 800) Nash - likevekt

Tabell 1: Fangens dilemma

Når bedriftene møtes gjentatte ganger i markedet kan de koordinere sin adferd slik at de avstår fra å underkutte rivalens pris for å unngå hard konkurranse i kommende perioder. På den måten kan de oppnå en høyere profitt og unngå at det verste mulige utfallet oppstår. Dette kan de gjøre ved stilltiende eller eksplisitt samarbeid. Førstnevnte krever ingen form for formell avtale og ingen direkte kontakt mellom aktørene. Det er en situasjon der to eller flere aktører i et marked over tid koordinerer sin prissetting uten at partene har hatt kontakt. Ved eksplisitt samarbeid forutsetter det enten verbal eller skriftlig kontakt mellom aktørene. Eksplisitt samarbeid gjelder når aktører har opprettet kontakt med sine konkurrenter. I situasjoner med eksplisitt samarbeid mellom uavhengige aktører innen samme marked har man tilfeller av kartell. Kartelldeltakerne setter begrensninger på konkurransen, for på den måten utnytte markedsmakten fullt ut (Goddard, Lipczynski, og Wilson, 2009). Begge formene for samarbeid kan lettere forekomme og opprettholdes dersom det er få bedrifter og

at disse møtes ofte i markedet. Følgelig vil høye etableringsbarrierer være sentralt. Andre faktorer som bidrar til å lykkes med samarbeid er at man har tilfeller av symmetriske bedrifter og et gjennomsiktig marked hvor bedriftene kan observere hverandre (Tirole, 1992). Ettersom eksplisitt samarbeid som regel er forbudt i henhold til konkurranseloven, vil det videre fokuseres på situasjoner hvor man har stilltiende samarbeid.

Gitt tilsvarende antakelser som i den forrige fremstillingen, la oss videre se hvordan bedrifter kan unngå en situasjon med fangens dilemma og oppnå en stabil likevekt hvor det er stilltiende samarbeid. Når bedriftene møtes gjentatte ganger har de mulighet til å koordinere sin adferd og da sette en høyere pris enn ved velfungerende konkurranse. Ved spill av denne typen er en vanlig antakelse at begge aktørene anvender en såkalt *grim utløser-strategi*, hvor de i utgangspunktet setter monopolpris. La π^M angi profitten om begge setter monopolpris. Bedriftene kan velge å opprettholde monopolprisen også i neste periode. Dersom en av bedriftene i stedet setter sin pris marginalt lavere enn monopolprisen, kan det gi økt salg i inneværende periode og bedriften kan oppnå en høyere profitt, π^D . Den andre bedriften vil da gjengjelde med straff og sette en lavere pris enn monopolprisen i påfølgende periode, se figur 5. Når en bedrift avviker fra samarbeidet vil det altså oppstå konkurranse på pris, hvor begge vil opptre som i en statisk Nash-likevekt og sette en lav pris i alle fremtidige perioder. La mulig profitt i det tilfellet være π^N , og $\pi^D > \pi^M > \pi^N$. Hver av bedriftene står da overfor en avveining mellom kortsiktig gevinst og langsiktig tap. Dersom den kortsiktige gevinsten ved å avvike er mindre enn det langsiktige tapet av en fremtidig hardere konkurranse, vil det være i bedriftenes egeninteresse å opprettholde en høy pris (Sørgard, 2003).



Figur 5: Avveining mellom kortsiktig gevinst og langsiktig tap

Som figuren illustrerer, vil avveiningen mellom dagens profitt mot fremtidig profitt blant annet avhenge av tiden. Dette påvirkes igjen av hvor tålmodig bedriften er og periodelengden. Disse faktorene kan uttrykkes ved en diskonteringsfaktor, δ , som påvirker hvilken strategi bedriften anser som mest lønnsom. Nåverdien av å opprettholde en høy pris i dag og i all fremtid sammenlignes med nåverdien ved å avvike fra denne prisen, som en kan se av følgende betingelse:

$$\pi^M \left[\frac{1}{1-\delta} \right] \geq \pi^D + \pi^N \left[\frac{\delta}{1-\delta} \right]$$

Diskonteringsfaktoren har en verdi i intervallet $[0,1]$. Er denne nær 1 impliserer det at bedriftene enten er tålmodige og verdsetter høyt fremtidig profitt, eller at der er en kort periodelengde slik at avvik raskt blir oppdaget. Ut fra formelen ovenfor, får vi at samarbeid er opprettholdbart dersom:

$$\delta \geq \frac{\pi^D - \pi^M}{\pi^D - \pi^N}$$

En bedrift vil derfor ikke finne det lønnsomt å avvike fra den høye prisen dersom diskonteringsfaktoren er høy.

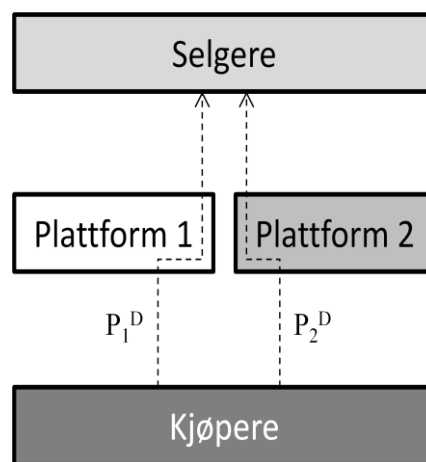
3.2 Paritetsavtaler mellom plattformer

I noen markeder finner man distribusjonskanaler med en rolle som en felles markedsplass for handel mellom selgere og kunder. Disse betegnes ofte som plattformer og betjener to forskjellige sider av det samme markedet (Rochet og Tirole, 2006). Plattformene opptrer derfor som et mellomledd for handel og en selger kan på den måten tilby sitt produkt via flere distribusjonskanaler. Dette kan videre skape mer oversikt for potensielle kunder, hvor de lettere kan sammenligne ulike priser og kvalitet. Følgelig kan bruk av plattformer bidra til reduserte søkekostnader og informasjonsasymmetri blant kunder. Som oftest utfører plattformen sine tjenester mot et vederlag til en selger. Vederlaget er enten et fastsatt beløp, per transaksjon plattformen utfører eller en kombinasjon av disse to. Plattformene kan også ta ekstra betalt for kunder som benytter seg av ytterligere kundeservice. I det videre bygger kapittelet på fremstillingen til The Office of Fair Trading (OFT, 2012).

Man ser ofte tilfeller av paritetsavtaler mellom plattformer. Avtalene kan ta form som en klausul mellom selger og plattform, hvor partene forplikter seg til identisk utsalgspris mot kjøper for tilsvarende produkt. På den måten begrenses selgerens mulighet for å ta forskjellig pris hos de ulike plattformene. Tilfeller med prisdiskriminering av ulike plattformers kunder vil derfor ikke være aktuelt ved bruk av en paritetsavtale. For at paritetsavtalen skal være bindende, må selgeren benytte seg av og være til stede hos flere plattformer. Dette blir også kalt ”multihoming”.

I hotellmarkedet kan prinsippet om rate parity benyttes. Prisen for et hotellrom skal da være identisk ved alle distribusjonskanaler – altså hotellenes egne nettsider og nettagenter. Både rate parity og paritetsavtalen mellom plattformer begrenser hotell og nettagent fra å konkurrere på pris for det samme hotellrommet. Samtidig har hotellene kostnader avhengig av hvilken praksis nettagentene benytter for utmåling av vederlaget for tjenestene de tilbyr. Som nevnt har man vanligvis tilfeller av enten agent- eller merchantmodellen. Forskjellene mellom disse er blant annet størrelsen på provisjonssatsene og om betalingen går direkte til hotellet eller til nettagenten.

I utgangspunktet vil et hotell oppnå en profitt for hver ekstra enhet solgt via en plattform, lik differansen mellom utsalgspris og marginalkostnaden. Det eksisterer derfor en positiv eksternalitet for hotellet ved å benytte seg av en ekstra salgskanal, men hotellens mulighet for å maksimere sin profitt påvirkes også av prissettingen ved paritetsavtaler. Hvordan prisene bestemmes ved bruk av paritetsavtaler kan fremstilles ved et eksempel. Anta at en selger er til stede hos to plattformer, Plattform 1 og Plattform 2. Man har da tilfellet av multihoming og vilkåret for at paritetsavtalen skal være bindende er derfor oppfylt. I hotellmarkedet vil selgeren være et hotell som distribuerer sitt produkt direkte til sluttkunden gjennom egen nettside, Plattform 1. Samtidig tilbys tilsvarende produkt ved en nettagent som en indirekte distribusjonskanal, Plattform 2. La P_1^D være selgerens pris ved Plattform 1 og pris P_2^D hos konkurrerende Plattform 2, se figur 6. Dersom selgeren inngår en paritetsavtale mellom plattformene, begrenses selgerens pris hos Plattform 1 (P_1^D) til å være lik den prisen selgeren tar ved Plattform 2 (P_2^D).



Figur 6: Paritetsavtale mellom plattformer. Kilde: (OFT, 2012)

3.3 Paritetsavtalers effekt på konkurransen

Paritetsavtalen kan gi positive effekter i et marked hvor plattformer konkurrerer. Noen mulige effektivitetsgevinster er at man kan unngå gratispassasjerproblemet og da beskytte investeringer for høykvalitetsplattformer. Det finnes også ugunstige effekter ved å benytte denne form for avtale. Blant annet kan avtalen resultere i utestenging av konkurrerende plattformer, svakere konkurranse mellom eksisterende konkurrenter og samarbeid.

3.3.1 Unngå gratispassasjerproblemet

Paritetsavtalen kan ha positive utfall og bidra til effektivitetsgevinster i markedet. Et eksempel på dette er at avtalen beskytter de plattformene som tilbyr ekstra service til kundene før kjøpet gjennomføres. La en plattform som tilbyr service før kjøpet benevnes som høykvalitetsplattform, og den som ikke tilbyr service benevnes som lavkvalitetsplattform. Som følge av servicetilbudet finner man høyere priser hos den plattformen. En kunde kan benytte seg av den servicen høykvalitetsplattformen tilbyr, men gjennomføre selve kjøpet hos den lavprisede plattformen. Man får da tilfeller av gratispassasjerproblemet, hvor lavkvalitetsplattformen er gratispassasjer på høykvalitetsplattformen. Dette resulterer i at den som tilbyr service ikke får utbytte for sine investeringer. Dersom plattformene derimot inngår en paritetsavtale, kan denne forhindre gratispassasjerproblemet ved servicetilbudet. Hotellene kan ikke sette en lavere pris hos

lavkvalitetsplattformen, ettersom avtalen ikke tillater prisdiskriminering. Videre kan avtalen beskytte høykvalitetsplattformens investeringer i service.

3.3.2 Utestenging av konkurrenter

Dersom en plattform binder seg til en betydelig andel av hotellene kan det hindre nyetablering i markedet og følgelig medføre utestenging. Normalt kan en plattform som ønsker å etablere seg i markedet tilby sine tjenester mot et lavere vederlag enn konkurrentenes. Følgelig kan hotellene sette en lavere pris på hotellrom hos den nyetablerende plattformen. Men dersom hotellene allerede har inngått en paritetsavtale med andre plattformer, gjelder også denne for potensielle nyetablerende plattformer. Dette gjør at et hotell ikke kan sette en lavere pris ved den nyetablerende plattformen enn prisen for tilsvarende hotellrom hos de andre plattformene. Hotellet begrenses dermed fra å prisdiskriminere, noe som videre resulterer i at nyetablering av plattformer forhindres.

Dersom det kun er få aktører i markedet kan utestenging frembringe monopolmakt blant disse, som følge av at paritetsavtalen gjelder. Utestenging medfører også at man får et marked med færre distribusjonskanaler. Dette kan påvirke kundene i form av større søkekostnader. I tillegg kan det resultere i at det potensielle salget for hotellene reduseres, da de ikke oppnår en eventuell salgsøkning ved å ha en ekstra distribusjonskanal.

3.3.3 Dempet konkurranse mellom eksisterende konkurrenter

En annen effekt av paritetsavtaler mellom plattformer er at den kan resultere i svakere konkurranse mellom plattformene. Anta konkurranse mellom to plattformer, Plattform 1 og Plattform 2, hvor alle hotellene er til stede hos begge plattformene. Dermed oppfylles vilkåret om multihoming. Dersom en videre antar at Plattform 1 setter en høyere provisjon for sine tjenester enn Plattform 2, vil fravær av paritetsavtalen mellom plattformene medføre at hotellene tar en høyere pris for de kundene som kjøper via Plattform 1. Dette ettersom høyere provisjoner ved bruk av denne plattformen medfører høyere marginalkostnader for hotellene. Inngår hotellene i stedet en paritetsavtale med Plattform 1, må prisen hotellene tar via denne ikke overstige prisen ved Plattform 2. Som følge av dette må hotellene fordele kostnaden ved den høye provisjonen hos Plattform 1 på begge plattformenes priser. Prisen de tar for kundene ved Plattform 1 må reduseres og prisen for kundene ved Plattform 2 må økes. Kunder ved Plattform 2 vil altså subsidiere de ved Plattform 1. Sammenlignet med en situasjon uten paritetsavtale vil Plattform 2 få lavere insentiv til å redusere sin provisjon.

Samtidig vil ikke en redusert provisjon hos Plattform 2 føre til at den øker sitt salg, ettersom paritetsavtalen hindrer prisdiskriminering og da muligheten for å kapre kunder fra den konkurrerende plattformen. Paritetsavtalen vil også øke Plattform 1 sitt insentiv for å sette en høyere provisjon. Dette fordi hotellene må fordele denne økningen i marginalkostnader på begge plattformene. Samlet sett vil begge plattformene ha insentiv til å sette høyere provisjonssatser for sine tjenester. Som følge av dette står hotellene overfor høyere marginalkostnader, noe som videre påvirker sluttprisen for kjøperne. Denne prisen kan nærme seg et monopolistisk nivå og resultere i et marked med svakere konkurranse.

3.3.4 Samarbeid

Plattformene kan pådra seg ulike former for bindinger for å unngå et marked med hard konkurranse. En metode som benyttes blant de fleste store nettagentene og hotellkjedene er prisgarantiklausuler. Disse ble annonsert som en følge av avtalen om rate parity i markedet, og prisgarantiene er tilnærmet likt formulert ved både hotell og nettagenter (U.S. District Court, 2013). Klausulene garanterer kunden å finne den laveste mulige prisen for hotellrom ved bestilling via den plattformen. Dersom en konkurrent gir en bedre pris enn den opprinnelige selgeren, får kunden igjen mellomlegget. Det finnes mange ulike former for og benevnelser på prisgarantiklausuler i litteraturen. Blant annet beste-pris-garanti, pris-matching-garanti og lavprisgaranti. I det videre begrenses fremstillingen til det som kalles for *møt-konkurranse-klausul*, som er en garanti overfor konkurrentene (Sørgard, 2003). Hvordan en slik metode kan bidra til å opprettholde et stilltiende samarbeid, kan forklares nærmere i et stilisert eksempel som er en utvidet fremstilling av teorien i kapittel 3.1.2.

Anta et marked med to identiske og uavhengige plattformer, plattform 1 og plattform 2, som konkurrerer på pris for hotellrom. Disse møtes uendelig antall ganger i markedet og prisingen skjer simultant. Anta videre at plattform 1 annonserer en møt-konkurranse-klausul. Dersom begge plattformene i utgangspunktet har en høy pris vil vi ha en situasjon hvor av dem oppnår en profitt (π^M) på 1000, se tabell 2. For at plattform 2 skal oppnå en høyere profitt (π^D) på 1200 må den senke sin pris, men dette vil også automatisk redusere den reelle prisen til den med møt-konkurranse-klausul. Dette gjør at man ender i en situasjon hvor begge setter lav pris, og en statisk Nash-likevekt med en lavere profitt (π^N) på 800. Utfallet er det felles verste, og følgelig en situasjon med fangens dilemma. Dette er ikke ønskelig for noen av plattformene, og plattform 2 vil derfor ikke ha insentiver til å sette ned egen pris. Tilfeller av møt-konkurranse-klausul hos en av plattformene gjør det på den måten mindre

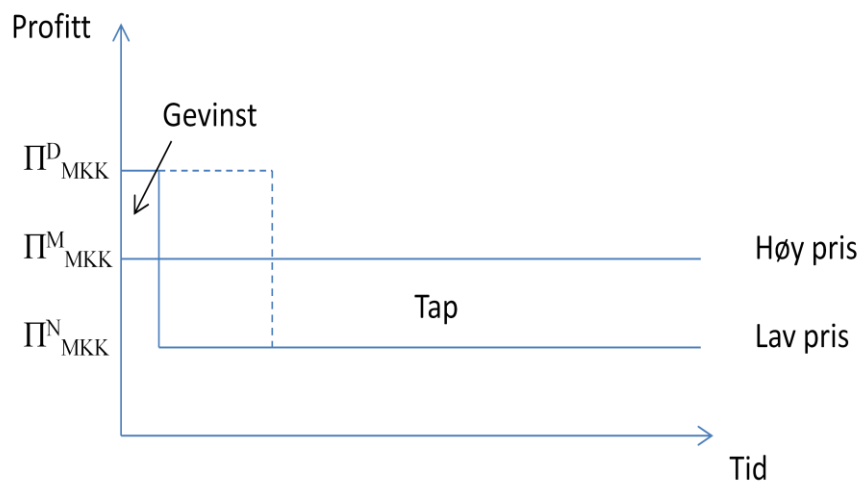
lønnsomt for rivalen å senke prisen. Følgelig kan en likevekt med høy pris og samarbeid lettere opprettholdes.

		Plattform 2	
		Høy pris	Lav pris
Plattform 1	Høy pris	(1000, 1000)	(600, 1200)
	Lav pris	(1200, 600)	(800, 800) Nash - likevekt

Tabell 2: Fangens dilemma blant plattformer

Ved bruk av møt-konkurranse-klausul er det spesielt to forhold som kan tilrettelegge for et samarbeid og sørge for at det opprettholdes (Hviid, 2012). Det første er at en aktør kan svare med aggressiv respons i pris dersom rivalen avviker fra samarbeidet. Dette skjer automatisk dersom kunder benytter seg av garantien, og følgelig er straffen troverdig. Det andre er at garantien gjør det lettere å overvåke aktørene, ettersom aktiv bruk av garantien betyr at det ikke foreligge en lik pris hos de ulike aktørene. Aktørenes bruk av møt-konkurranse-klausul kan derfor være en strategi for å skaffe informasjon gjennom kunder om konkurrentenes adferd. Den som bryter har ikke mulighet til over lang tid å være alene med lav pris før den andre aktøren følger etter. Møt-konkurranse-klausul bidrar derfor til at eventuelle avvik blir raskt oppdaget, og følgelig får vi en høy diskonteringsfaktor (δ) som er nærmere 1 enn i tilfellet uten garantien.

La profitten ved avvik når vi har tilfeller med møt-konkurranse-klausul benevnes som π_{MKK}^D . Videre antas π_{MKK}^M og π_{MKK}^N for å angi profitt, i en situasjon hvor aktørene bruker klausulen, ved henholdsvis samarbeid og når de ender opp i en Nash-likevekt med lav pris. En diskonteringsfaktor som er nærmere 1 gjør at gevinsten blir kortvarig, se figur 7. Dette gjør det mindre lønnsomt for rivalen å bryte samarbeidet ved å senke prisen. Følgelig kan samarbeid lettere opprettholdes ved bruk av en møt-konkurranse-klausul. Når det er flere aktører involvert i samarbeidet, vil mulighetene for samarbeid forsterkes dersom alle innehar en møt-konkurranse-klausul. Dette fordi ingen av dem vil ha insentiver til å senke prisen og de kan da holde prisene på et høyt nivå.



Figur 7: Incentiver til å holde en høy pris ved møt-konkurranse-klausul. Strippet linje i området over linjen "Høy pris" illustrerer gevinst ved avvik uten klausulen.

Bruk av møt-konkurranse-klausul hos de ulike plattformene er altså en metode for å unngå fangens dilemma. En høyere pris kan opprettholdes i en likevekt uten hard konkurranse og videre medføre at prisen blir lik hos hver av plattformene.

Møt-konkurranse-klausul kan også gi andre effekter på konkurransen blant plattformer, tilsvarende de som er diskutert tidligere. Klausulen kan forhindre nyetablering ved at den nye plattformen vil forvente en hard konkurranse dersom den setter en lavere pris. En annen effekt er at kunden bruker mindre tid på å sammenligne priser hos de ulike plattformene. Dette fordi flere kunder antas å kjøpe produktet hos den med prisgarantiklausul i den tro at garantisten ikke våger å sette høyere pris enn konkurrenten. Dermed vil det foretas færre prissammenligninger fra kundens side og hotellrom vil bli mindre prisfølsomme. Tilfeller med møt-konkurranse-klausul kan altså svekke konkurransen ved å redusere aktørenes incentiver for å konkurrere på pris og redusere kunders incentiver for å lete etter bedre pristilbud. Dette vil lede til høyere priser og skade konsumentene. Det finnes også muligheter for positive effekter ved møt-konkurranse-klausul som kan komme kundene til gode. Dette enten ved at kundene kan identifisere de lavprisede plattformene eller tilrettelegge for at plattformene kan prisdiskriminere. Men dersom det eksisterer paritetsavtaler i markedet, vil det som tidligere nevnt ikke være mulig å oppnå disse positive effektene.

4. Datainnsamling og beskrivelse av datamaterialet

Dette kapitlet presenterer grunnlaget for og selve innsamlingen av dataene til denne oppgaven. I tillegg beskrives variablene som benyttes i videre analyse av problemstillingen og potensielle svakheter med datautvalget som kan påvirke resultatene.

4.1 Datainnsamling

For å få en dypere analyse av platfformers prissetting, har jeg foretatt en innsamling av hotellpriser i Norge ved ulike aktører. I den forbindelse ble observasjonene samlet i Excel. Disse ble videre bearbeidet og analysert i dataverktøyet Stata. Innsamlingen er foretatt ved et utvalg av nettagenter og hotellkjeders egne nettsider. Disse representerer henholdsvis de indirekte og direkte distribusjonskanalene for salg av hotellrom.

Arbeidet med dataprosessen begynte med å finne aktuelle fremtidige datoer for overnatting som jeg kunne samle inn priser for over en periode. Datoene gjaldt både en ukedag og helg, ettersom det kunne være relevant å analysere eventuelle prisforskjeller ved disse. Deretter ble det valgt ulike hotellkjeder og hoteller innen disse, samt nettagenter. Det finnes en rekke aktører innen disse distribusjonskanalene for salg av hotellrom. Av praktiske grunner ble datainnsamlingen derfor begrenset til å gjelde kun et bestemt utvalg i Norge. De resterende variablene i datasettet forklares nærmere under avsnittet om variablene.

Datainnsamlingen pågikk i en periode på over 60 dager, fra og med 21. november 2012 til 25. januar 2013. For hver gang med innsamling ble prisen for et hotellrom innhentet fra de ulike hotellkjedenes nettsider, samt nettagentenes pris for tilsvarende hotellrom.

For å få identisk sammenligningsgrunnlag hos alle distribusjonskanalene, gjaldt prisene et dobbeltrom med frokost inkludert. I noen tilfeller fant jeg hotellrom hos nettagentene til reduserte priser, hvor prisen ikke ble refundert ved en eventuell avbestilling. For å få best mulig konsistente data har jeg kun sett på de prisene hvor en har mulighet for gratis avbestilling av hotellovernattingen.

Hotellkjeden Nordic Choice avsluttet sin kontrakt med Hotels.com før jeg startet datainnsamlingen. Dette skjedde i løpet av november 2012 (Dagens Næringsliv, 2012). Som følge av dette inneholder ikke datasettet Hotels.com sine priser for Nordic Choice hotellene.

Under innsamlingen avsluttet også kjedene Rica og Thon avtalen med Hotels.com om å benytte denne nettagenten som en distribusjonskanal. Dette skjedde per 01.01.13 for begge kjedene².

4.2 Variablene

Ulike variabler ble valgt med utgangspunkt i egenskaper som kan påvirke prisen for et hotellrom.

By

Ved innsamlingen av dataene valgte jeg å fokusere på hotellmarkedet i Norges to største byer; Oslo og Bergen. Dette for å ha mulighet til å analysere om hotellenes beliggenhet påvirker prisen.

Avstand

Avstand er et mål på hotellets lokalisering i forhold til sentrum i de to utvalgte byene. Hva som regnes for å være sentrum i Oslo og Bergen, er antatt å være henholdsvis Oslo Rådhus og Fisketorget i Bergen. Enheten er meter og hotellene i datasettet er valgt med variasjon i avstand for å få frem denne effekten på prisen.

Stjerner

Som tidligere nevnt i kapittel 2 blir hotell rangert og klassifisert etter stjerner. Stjernene reflekterer hotellets kvalitet av produkter og tjenester, både ved hotellet generelt og hotellrom. I dette datasettet er stjernerangeringen basert på den man finner ved Hotels.com, og hotellene er valgt med variasjon i stjerner fra 3 til 5.

Dag for overnatting

To datoer ble valgt for overnatting, en dato for ukedag og en for helg. Førstnevnte var mandag 21. januar 2013 og benevnes videre som *Ukedag*. Overnatting i helgen var lørdag 26. januar 2013. Datoene ble valgt ut i fra at det ikke var noe store arrangementer i byene som ville påvirke hotellenes kapasitet.

² Dette er bekreftet per telefonsamtale med hotellkjedene.

Dager igjen til overnatting

For å analysere prisutviklingen over tid, er det opprettet en variabel som måler antall dager fra starten av datainnsamlingen til dato for overnatting. Formålet med denne variabelen er å undersøke effekten av når man foretar bestillingen i forhold til overnattingsdatoen. I det videre angis denne variabelen som *dg_igjen*.

Hotellkjeder

Jeg har samlet priser fra hotellkjedenes egne nettsider, som representerer en direkte distribusjonskanal for hotell. De fire følgende hotellkjedene ble valgt basert på størst markedsandel for gjestedøgn; Nordic Choice, Rica, Thon og Rezidor³. For hotellkjeden Rezidor har jeg valgt merket Radisson Blu. I analysen benevnes Nordic Choice, Rica, Radisson Blu og Thon som henholdsvis *NC*, *R*, *RB* og *T*.

For hver av hotellkjedene, med unntak av Rica, er det vagt to hoteller i hver by. Ettersom det kun er ett Rica-hotell i Bergen, er det valgt tre Rica-hotell i Oslo. Til sammen inneholder dermed datasettet 16 hoteller. Tabellen nedenfor illustrerer fordelingen av antall hoteller innen hver hotellkjede i Oslo og Bergen.

Hotellkjeder	Oslo	Bergen
Nordic Choice	2	2
Rica	3	1
Radisson Blu	2	2
Thon	2	2

Tabell 3: Antall hoteller innen hver kjede i Oslo og Bergen

Nettagenter

Valget av nettagenter er tatt med utgangspunkt i dem som regnes for å bli mest brukt i Norge. I følge Horwath Consulting (2011) er dette Hotels.com og Booking.com, som representerer indirekte distribusjonskanaler for hotellene.

³ Se figur 1 i kapittel 2 for hotellkjedenes markedsandeler.

Prisene er dermed innsamlet og deretter analysert ved følgende plattformer:

Plattformer	
Direkte	Indirekte
Nordic Choice	Hotels.com
Rica	Booking.com
Radisson Blu	
Thon	

Tabell 4: Direkte og indirekte distribusjonskanaler

4.3 Svakheter ved datasettet

Det er mange faktorer som kan avgjøre hvordan forbrukerne velger å kjøpe hotellrom. I tillegg er det mange faktorer som kan påvirke prisen for et hotellrom. Blant annet kan tidligere opphold på hotellet, søkekostnader, hotellets rykte og fasiliteter påvirke både prisen og preferanser for hotellet.

Datainnsamlingen er begrenset til å gjelde kun en viss periode, og gjør det derfor ikke mulig å analysere effekten av sesongvariasjoner. Samtidig analyseres kun et fåtall av hotellene og nettagentene i Norge. Ettersom jeg har valgt å fokusere på kun et utdrag av de relevante variablene, kan det gi et forenklet og feil bilde av de forholdene som eksisterer i realiteten. Et større datautvalg kan gi mer nøyaktige resultater og være mer representativ for hele hotellmarkedet i Norge, men modellene kan samtidig gi indikasjoner på prisadferden som foreligger i markedet.

5. Metode

I denne utredningen benyttes flere metoder for å analysere datasettet. Ved bestilling over internett er informasjon om hotellers egenskaper lett tilgjengelig for forbrukerne. Det er da interessant å analysere i hvilken grad ulike egenskaper ved hoteller er med på å forklare prisen for et hotellrom. Dette kan undersøkes ved bruk av den hedoniske metoden. Videre benyttes regresjonsmodeller for å kvantifisere virkningen av paritetsavtaler mellom plattformer, samt for å se på effekten av at hotellkjeder bryter avtalen med en av nettagentene som distribusjonskanal.

5.1 Den hedoniske metoden

Den hedoniske metoden tar utgangspunkt i at heterogene goder blir karakterisert ved ulike egenskaper, også kalt attributter. Hvert av attributtene gir en nytte for konsumentene og innehar en implisitt pris. Hotellrom er heterogene produkt, da prisene avhenger av de ulike egenskapene hotellene innehar. Dermed kan man benytte denne metoden til å isolere attributtenes priseffekt ved å finne estimer for disse, og videre rense ut attributforskjeller slik at rene prisforskjeller gjenstår.

Rosen (1974) tar utgangspunkt i et gode som kan betraktes som en vektor av n objektivt målte attributter:

$$Z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$$

Disse attributtene måles indirekte ved å observere endring i totalpris ved en marginal endring i et attributt. Ved en analyse av prisen for et hotellrom kan aktuelle attributter både gjelde dem man finner ved hotellet generelt og hotellrommet. Eksempel på dette kan være ulike hotellfasiliteter og service, hotellets stjernevergning, byen hotellet er lokalisert, beliggenhet og størrelse. Den hedoniske prisfunksjonen kan da uttrykkes som følgende:

$$P(Z) = P(z_1, z_2, \dots, z_n)$$

der totalprisen for et hotellrom utgjør en funksjon av mengden attributter (z) og deres implisitte priser. Ved bruk av en hedonisk prisfunksjon, kan man dermed benytte de estimerte marginalprisene til å justere for endring i kvalitet.

For å finne verdien på hvert attributt kan man benytte en regresjonsanalyse. De implisitte prisene fremkommer da av regresjonskoeffisientene. Denne metoden forklares nærmere i kapittel 5.2. I regresjonsanalysen kan den hedoniske prisfunksjonen fremstilles ved flere ulike funksjonsformer (Triplett, 2004). Dette kan blant annet være en lineær eller logaritmisk funksjonsform, hvor førstnevnte gir koeffisienter som måler de implisitte prisene og viser da virkningene i kroner. Den logaritmiske funksjonsformen viser koeffisientenes elastisiteter, altså prosentvis effekt på prisen ved en endring i et av attributtene.

5.2 Regresjonsanalyse

Ved en regresjon analyseres effekten på en avhengig variabel (y) fra en eller flere uavhengige variabler ($x_1, x_2, \dots$). Dette kan benyttes til å predikere den avhengige variabelen basert på ulike verdier av en eller flere uavhengige variabler.

Er det kun én uavhengig variabel, har man en enkel regresjon. Med to eller flere uavhengige variabler, kalles det for en multipl regressjon (Keller, 2009). I denne oppgaven ser jeg på flere uavhengige variabler, og en multipl regressjon vil derfor være aktuell for å analysere effekten disse har på den avhengige variabelen.

Modellen for multipl regressjon kan formuleres som følgende:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi} + \varepsilon_i$$

hvor i representerer antall observasjoner av en variabel ($i = 1, 2, \dots, n$) og p er antall uavhengige variabler. Regresjonskoeffisienten (β) for hver enkelt variabel uttrykker sammenhengen mellom den uavhengige (x) og avhengige (y) variabelen. Hver av regresjonskoeffisientene måler da endringen i den avhengige variabelen per økning i enhet ved den uavhengige variabelen, gitt at alle andre variabler holdes konstant. Til slutt i ligningen har man et uttrykk for feilledet (ε_i), som fanger opp den delen av den avhengige variabelen som ikke kan forklares gjennom de uavhengige variablene.

Hypotesetesting

I en multipel regresjonsanalyse er man interessert i å teste hvert enkelt estimat for β -verdiene. Det vil da være aktuelt med en t-test for å teste parametrene signifikans. Dette formuleres i en nullhypotese og alternativhypotese, hvor kun en dem aksepteres. Nullhypotesen uttrykker at det er ingen sammenheng mellom de to variablene, og man antar at denne er sann (Maddala og Lahiri, 2009). Alternativhypotesen angir at det foreligger en sammenheng. I denne oppgaven foretas en tosidig test i alle regresjonsanalysene, og følgelig får vi hypotesene:

H_0 : Det er ikke noen sammenheng mellom variablene x og y : $\beta_p = 0$

H_A : Det er en sammenheng mellom variablene x og y : $\beta_p \neq 0$

Hvorvidt nullhypotesen skal forkastes eller beholdes avhenger blant annet av størrelsen på testobservatoren (t-verdien). Denne gis av forholdet mellom estimert parameterverdi og estimert standardfeil, som er t-fordelt med $(n-p-1)$ frihetsgrader. Videre sammenlignes den med en kritisk t-verdi (t_α), som hentes fra tabell ut i fra valgt signifikansnivå (α) og antall frihetsgrader.

Dummyvariabler

I de ulike regresjonsanalysene har jeg benyttet såkalte dummyvariabler. Dette er kategorivariabler, som må bli kodet slik at man kan velge en verdi av gangen. Dummyvariablene i denne oppgaven har enten verdi 0 eller 1, hvor gruppen som ikke tilhører kategorien settes til verdi 0 og den som tilhører kategorien skal ha verdi 1. Den siste kategorien av dummyvariabler kan skape en lineær avhengighet i parametrene. Dette fordi hver enkelt kategori kan uttrykkes som en funksjon av de andre kategoriene og summen av verdiene blir da lik 1. Sammen med konstantleddet kan dette medføre at det oppstår perfekt multikollinearitet, hvilket også er kjent som ”dummy-fellen”. Følgelig må man i regresjoner som inneholder dummyvariabler velge en referansekategori som de andre kategoriene måles mot.

Heteroskedastisitet

Ved en regresjonsanalyse benyttes OLS-metoden, også kjent som ”minste kvadraters metode”. Denne metoden velger de regresjonskoeffisientene som estimerer regresjonslinjen

nærmest mulig de observerte dataene, slik at summen av de kvadrerte feilleddene minimeres. For å få optimale estimater bygger metoden på flere antakelser. I tillegg til de vanlige antakelsene for regresjonsanalyse er det spesielt to forhold som er vanlige problem i hedonisk prisanalyse. Det ene problemet er dersom variansen til feilleddet ε ikke er konstant for alle verdier av de uavhengige variablene. Dette kalles *heteroskedastisitet* og kan forekomme dersom variansen til feilleddet avhenger av en eller flere av de uavhengige variablene. Hvis vi har tilfeller av dette problemet og ikke korrigerer for det, kan standardavviket til de uavhengige variablene bli skjevt estimert. Dette gjør at vanlige statistiske tester kan være upålitelig og ikke kan benyttes (Maddala og Lahiri, 2009).

Det finnes flere ulike tester for heteroskedastisitet. En av dem er Breush-Pagan test, hvor det testes for om variansen til residualene er homogen. Finner man at det er problem med heteroskedastisitet kan man løse dette ved å gjøre standardavvikene robuste. Dette kan gjøres ved å anvende en robustfunksjon i Stata, også kalt for Huber/White standardavvik, som sikrer at variansen og standardavvikene korrigeres for heteroskedastisitet. Vi kan da gjennomføre statistiske tester som gir valide tolkninger.

Multikollinearitet

Det andre problemet som vanligvis oppstår ved hedonisk prisanalyse er at de uavhengige variablene i utvalget er lineært avhengig av hverandre, slik at det er en høy korrelasjon mellom disse. Som følge av dette kan problemer med det som kalles *perfekt multikollinearitet* oppstå i modellen. Flere variabler vil da måle det samme og modellen vil ha problemer med å identifisere de uavhengige variablenes individuelle effekt på den avhengige variabelen. Dette gjør det vanskelig å beregne riktige estimat for den avhengige variabelen og kan medføre høye standardavvik ved de individuelle koeffisientene slik at de ikke blir signifikante.

Det finnes flere metoder for å undersøke om multikollinearitet er et problem. En metode er å beregne korrelasjonskoeffisientene for variablene ved hjelp av en korrelasjonsanalyse. Denne kan benyttes for å vurdere hvorvidt det finnes en lineær sammenheng mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene. Vi kan da ut i fra resultatene vurdere om enkelte variabler bør utelates fra analysen. En korrelasjonskoeffisient med en absoluttverdi høyere enn 0,8 anses som høy korrelasjon, og kan tyde på problemer med multikollinearitet.

En alternativ metode som kan benyttes for å avdekke multikollinearitet er en *Variance of Inflation Factor*-test (VIF-test). Verdiene denne testen gir måler i hvilken grad en uavhengig variabel kan forklares av de andre uavhengige variablene i modellen. I VIF-testen bør ingen av de uavhengige variablene ha en VIF-verdi på mer enn 10, og den gjennomsnittlige verdien for alle de uavhengige variablene bør ikke være mye større enn 1 (Hamilton, 2006).

6. Analyse

For å analysere datamaterialet har jeg benyttet statistikkverktøyet Stata. I første del av analysen presenteres datamaterialet som benyttes i oppgaven ved hjelp av deskriptiv statistikk. Deretter analyseres priseffekten ved variasjon i noen utvalgte attributter ved hoteller. I den forbindelse benyttes den hedoniske modellen. Videre testes hypoteser for om det er en paritetsavtale eller eksisterer prisforskjeller mellom de ulike plattformene. Dette ved først å se på effekten av en nettagent generelt for så å skille mellom de to nettagentene i utvalget. Deretter testes hypotesen om paritetsavtale for hver av hotellkjedene. Til slutt foretas en analyse om det foreligger endringer i prisene når noen hoteller avslutter avtalen med en av nettagentene som distribusjonskanal.

6.1 Deskriptiv statistikk

I tabell 5 kan vi se antall observasjoner (N) som er registrert for hver variabel i datasettet. Deretter ser vi gjennomsnittsverdiene basert på antall observasjoner. Standardavviket uttrykker hvor mye observasjonene i gjennomsnitt avviker fra middelverdien i datamaterialet. Minimums- og maksimumsverdiene beskriver henholdsvis den laveste og den høyeste verdien som er registrert for de ulike variablene i datasettet. *Pris* er den avhengige variabelen (y) som skal analyseres i forhold til de uavhengige variablene (x). Blant de uavhengige variablene er de tre første kontinuerlige variabler og de resterende er dummyvariabler.

Tabell 5: Deskriptiv statistikk

Variabel	N	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Pris	1472	1163,28	266,81	660	1880
Avstand (meter)	1472	625,26	279,71	210	1200
Stjerner	1472	3,86	0,59	3	5
dg_igjen	1472	22,15	19,81	1	66
Oslo	1472	0,56	0,5	0	1
Ukedag	1472	0,44	0,5	0	1
NC	1472	0,21	0,41	0	1
RB	1472	0,32	0,47	0	1
R	1472	0,24	0,43	0	1
T	1472	0,23	42	0	1
Hotels_com	1472	0,16	0,37	0	1
Booking_com	1472	0,42	0,49	0	1

Av tabellen kan man se at gjennomsnittlig pris for hotellrom er på 1163,28 kroner. Dette er basert på 1472 observasjoner, hvilket er et mindre antall observasjoner enn forventet. Årsaken til dette er som tidligere nevnt at noen av hotellene ikke har vært solgt gjennom nettagenten Hotels.com. En annen grunn er at det ikke har vært ledig kapasitet på hotellene ved ulike tidspunkt. Tabellen viser at standardavviket er 266,81. Den høyeste prisen for et hotellrom er 1880 kroner, og den laveste prisen er på 660 kroner.

Variabelen *Avstand* viser at hotellene i gjennomsnitt ligger 625,26 meter fra det som antas å være sentrum i byene. Korteste avstand fra hotellenes beliggenhet til sentrum er 210 meter, mens den lengste avstanden som ble registrert for hotellene er 1200 meter.

Hotellene er gjennomsnittlig karakterisert med *Stjerner* på 3,86. Intervallet av stjerner strekker seg fra 3 til 5, og har et standardavvik på 0,59.

dg_igjen viser at prisene i datasettet gjelder for en periode fra og med 66 dager før tidspunktet for overnatting, frem til dagen før overnatting. Gjennomsnittlig antall dager før overnatting er på 22,15 dager.

De resterende variablene er dummyvariabler, og har enten en verdi lik 0 eller 1. Av tabellen ser vi at 56 % av observasjonene er fra Oslo. Gjennomsnittlig stjerneverdi i Oslo og Bergen er på henholdsvis 3,94 og 3,63. Den gjennomsnittlige avstanden fra hotellene i Oslo til sentrum er på 733,33 meter, mens hotellenes gjennomsnittlige avstand i Bergen er 475,71 meter.

Videre er prisen for et hotellrom i helgen gjennomsnittlig lik 1053,69 kroner. For en ukedag er denne prisen på 1301,47 kroner. Fordelingen av gjennomsnittspriser i Oslo og Bergen for de ulike hotellkjedene kan man se i følgende tabell:

	Oslo	Bergen
Nordic Choice	1055,5	1074,5
Rica	1189,0	971,4
Radisson Blu	1342,9	1313,1
Thon	1236,6	882,5

Tabell 6: Gjennomsnittspriser ved hotellkjedene i Oslo og Bergen

6.2 Hedonisk prisfunksjon

Prisen for et hotellrom bestemmes av en rekke ulike attributter. For å analysere dette nærmere har jeg benyttet hedonisk prisfunksjon for noen utvalgte attributter. Denne kan estimeres ved hjelp av en multippel regresjonsanalyse, hvor det antas at prisen for et hotellrom er lineært avhengig av hotellets attributter. Disse attributtene representerer da de uavhengige variablene i modellen som skal forklare den avhengige variabelen *Pris*. Følgelig

utrykker regresjonskoeffisientene (β) de implisitte prisene og indikerer dermed verdien for en ekstra enhet av attributtene.

Om effekten av de uavhengige variablene er signifikant forskjellig fra null, undersøkes ved hypotesetesting. Følgende hypoteser er derfor formulert:

H_0 : de uavhengige variablene har ingen effekt på prisen: $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$

H_A : de uavhengige variablene har en effekt på prisen: $\beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_p \neq 0$

De tosidige testene ble utført for hver av β -verdiene, hvor t-verdiene deretter ble undersøkt mot kritisk verdi hentet fra en tabell i forhold til tosidig test og antall frihetsgrader.

De uavhengige variablene i modellen var hotellets avstand til sentrum, stjeranerangering, i hvilken by hotellet er lokalisert, hvilken dag en skal overnatte og hvor mange dager før overnattingen at bestillingen foretas. Dette er alle variabler som kan ha innvirkning på prisen for et hotellrom. Disse må derfor kontrolleres for, slik at attributtene til de ulike hotellkjedene kan estimeres. Effekten av de ulike nettagentene var ikke relevant i denne modellen, og ble derfor ikke inkludert i regresjonsanalysen. Den lineære hedoniske prisfunksjonen kan da uttrykkes som følgende:

$$\begin{aligned} \text{Pris}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Avstand}_i + \beta_2 \cdot \text{Stjerner}_i + \beta_3 \cdot D_{\text{Ukedag}} + \beta_4 \cdot D_{\text{Oslo}} \\ & + \beta_5 \cdot dg_igjen_t + \beta_6 \cdot DNC_i + \beta_7 \cdot DR_i + \beta_8 \cdot DRB_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

hvor

i	= hotell, fra 1 til 16;
t	= antall dager igjen til overnatting, fra 1 til 66;
β_0	= konstantledd;
Avstand	= antall meter fra hotell i sin beliggenhet til sentrum;
Stjerner	= hotell i sin stjeranerangering, fra 3 til 5;
D_{Ukedag}	= dummyvariabel, 1 hvis bestillingen er i ukedag, 0 hvis det er i helgen;

D_{Oslo}	= dummyvariabel, 1 hvis hotell i sin lokalisering er Oslo, 0 hvis Bergen;
dg_igjen	= variabel for antall dager igjen fra bestilling til hotellovernatting;
DNC	= dummyvariabel, 1 hvis hotell i er i kjeden Nordic Choice, 0 ellers;
DR	= dummyvariabel, 1 hvis hotell i er i kjeden Rica, 0 ellers;
DRB	= dummyvariabel, 1 hvis hotell i er i kjeden Radisson Blu, 0 ellers; og
ε_{it}	= feilledd

Dummyvariabelen DT, som er lik 1 dersom hotellkjeden er Thon, er utelatt fra regresjonen slik at Thon blir referansekategori. Tilsvarende inkluderes kun dummyvariabler for Oslo og Ukedag i modellen. På den måten kan man forhindre at problem med perfekt multikollinearitet oppstår. Dette innebærer at referansen i modellen er et Thon hotell i Bergen med overnattingstidspunkt i en helg.

For å undersøke om det foreligger perfekt multikollinearitet mellom variasjonene i de uavhengige variablene, ble det gjennomført en Variance Inflation Factor-test (VIF). Resultatene presenteres i tabellen nedenfor.

Variabel	VIF	1/VIF
Avstand	2,26	0,441966
Stjerner	1,78	0,561363
Ukedag	1,00	0,999583
Oslo	1,88	0,530728
dg_igjen	1,01	0,992558
NC	1,56	0,640598
R	2,58	0,387057
RB	2,43	0,412295
Gjennomsnittlig VIF	1,81	

Tabell 7: VIF-verdier, modell (1)

Alle de uavhengige variablene har en VIF - verdi under 10. Den gjennomsnittlige verdien er derimot på 1,81 og er høyere enn den anbefalte verdien. Dette kan indikere at det er en viss fare for at det er problemer med multikollinearitet mellom de uavhengige variablene i modellen. Verdien er likevel ikke mye høyere enn 1, og multikollinearitet anses derfor ikke

som et problem i denne analysen.

I tillegg ble en korrelasjonsanalyse gjennomført for å avdekke hvorvidt det eksisterer sterk samvariasjon mellom enkelte variabler. Korrelasjonsmatrisen i tabell 8 indikerer, i tråd med VIF beregningene, at det ikke er store problemer med multikollinearitet i analysen. For alle variabler er korrelasjonskoeffisientene relativt lave og mindre enn en absoluttverdi på 0,8. Den høyeste korrelasjonen er mellom variablene Pris og Stjerner, som har en korrelasjonskoeffisient på 0,6487. Ut fra resultatene i VIF-testen og korrelasjonsanalysen anser jeg det som ingen høy korrelasjon mellom variablene og finner det derfor ikke nødvendig å fjerne noen av de uavhengige variablene i modellen.

Variabel	Pris	Avstand	Stjerner	Ukedag	dg_igjen	Oslo	NC	R	RB
Pris	1,0000								
Avstand	0,2167	1,0000							
Stjerner	0,6487	0,2371	1,0000						
Ukedag	0,4614	-0,0003	-0,0104	1,0000					
dg_igjen	-0,0652	-0,0284	-0,0165	0,0082	1,0000				
Oslo	0,2275	0,5092	0,2827	0,0065	0,0147	1,0000			
NC	-0,1911	0,1664	-0,2071	-0,0066	-0,0417	-0,0596	1,0000		
R	-0,0633	-0,4004	0,1393	0,0007	0,0576	0,2089	-0,2897	1,0000	
RB	0,4216	0,1581	0,4545	-0,0087	-0,0548	-0,0784	-0,3541	-0,3813	1,0000

Tabell 8: Korrelasjonsmatrise, modell (1)

Deretter ble det gjennomført en Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedastisitet. Det viste seg at modellen inneholdt heteroskedastisitet i feilleddet⁴. For å sikre at variansen og standardavvikene ble korrigert for heteroskedastisitet og på den måten kunne oppnå

⁴ Se appendiks A.1. for resultatet i testen.

statistisk valide tolkninger, ble heteroskedastisk-robuste standardavvik benyttet ved estimering av modellen. Dette ble også benyttet ved analyse av de andre regresjonsmodellene i oppgaven.

Tabell 9 viser resultatene av den hedoniske prisregresjonen. Den første kolonnen viser de estimerte koeffisientene (β) for variablene, og dermed endringen i den avhengige variabelen som følge av en enhets økning i de uavhengige variablene. Videre har man standardavviket, som beskriver usikkerheten for de estimerte koeffisientene. Av tabellen kan vi se at alle de uavhengige variablene er signifikante, hvorav syv på et 0,1 % -nivå og en på et 5 % -nivå.

Tabell 9: Regresjon, modell (1)

Variabel	Koeffisient	Stnd.avvik
Avstand	-0,0745***	(0,022)
Stjerner	282,3***	(8,857)
Ukedag	251,0***	(7,986)
Oslo	71,140***	(10,728)
dg_igjen	-0,69***	(0,203)
NC	-53,35***	(12,354)
R	-130,9***	(13,836)
RB	31,33*	(13,031)
Konstant	17,57	(30,674)
N	1472	
R²	0,687	

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Modellen gir en forklaringskraft (R^2) på 68,7 prosent, hvilket anses for å være en akseptabel verdi. Dette impliserer at de åtte uavhengige variablene forklarer 68,7 % av variasjonen i prisen for et hotellrom.

Av resultatene ser vi at det er en signifikant negativ sammenheng mellom avstand og prisen for et hotellrom. Koeffisienten viser -0,074, hvilket betyr at prisen reduseres med 0,074 kroner for hver meter avstanden mellom hotellets beliggenhet og sentrum øker. Det betyr at et hotell som ligger 1000 meter fra sentrum koster 74 kroner mindre, gitt at alt annet holdes konstant.

Vi kan se at stjernerangering påvirker prisene signifikant, og en enhets økning i stjerner vil derfor gi en signifikant positiv effekt på prisen med 282,3 kroner. Variabelen *dg_igjen* har en signifikant negativ virkning på prisen for et hotellrom, hvor prisen reduseres signifikant med 0,69 kroner per dag fra og med bestillingstidspunktet til datoen for overnatting. Dette betyr at i perioden fra start av datainnsamlingen frem til dagen før overnatting, hvilket var på det meste 66 dager, er prisen i gjennomsnitt redusert med 45 kroner gitt at alt annet holdes likt.

Videre ser vi at koeffisientene for alle dummyvariablene er signifikante og at det dermed er signifikant forskjell i pris mellom kjeder, dager og byer. Dersom bestillingen gjelder en ukedag øker prisen signifikant med 251 kroner, relativt til en overnatting i helgen hvis alle andre variabler holdes konstant. Et hotell som er lokalisert i Oslo har også en signifikant positiv effekt på prisen. Dette betyr at prisen for et hotellrom i Oslo er 71 kroner dyrere enn i Bergen, gitt at alt annet holdes likt.

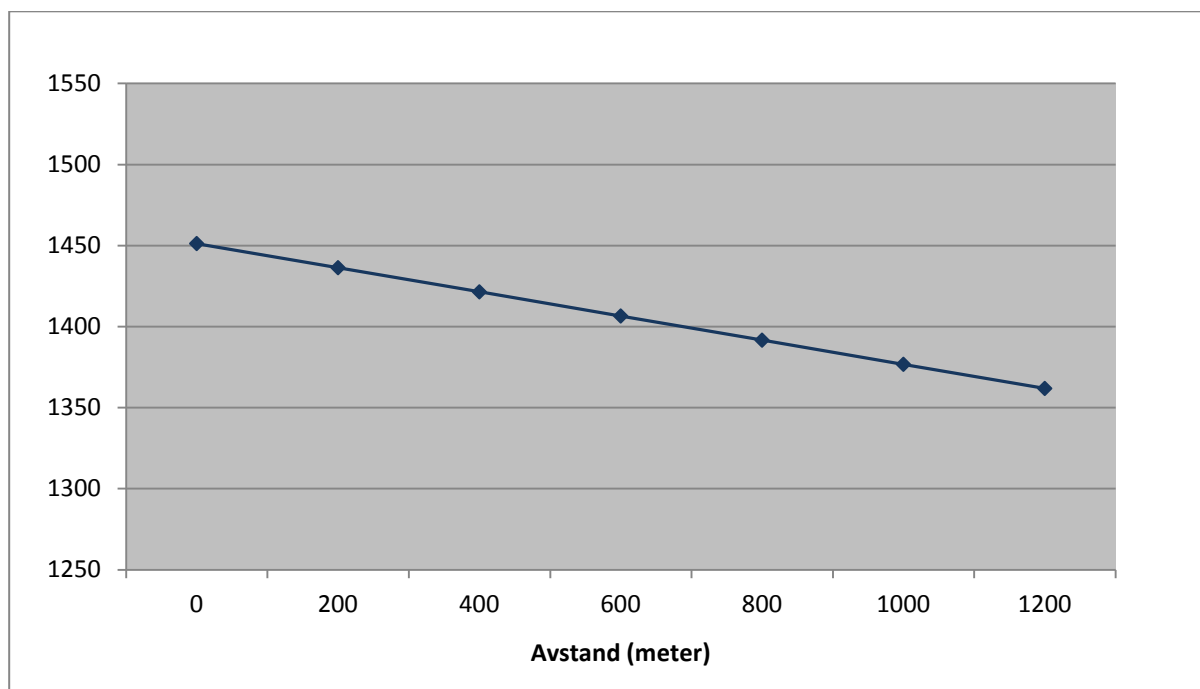
Koeffisientene for hotellkjedenes dummyvariabler er alle signifikante, men med ulike fortegn. Dersom det er et Nordic Choice hotell og alle andre variabler holdes konstant, ser vi at prisen for et hotellrom er 53,35 kroner lavere relativt til et Thon hotell. Tilsvarende er prisen ved et Rica hotell 130,9 kroner lavere enn et Thon hotell. Til forskjell er et Radisson Blu hotell dyrere enn Thon, hvor prisen er 31,33 kroner høyere.

Resultatene fra den hedoniske prisregresjonen viser at prisen for et hotellrom signifikant varierer med de ulike attributtene inkludert i modellen. Følgelig kan man forkaste nullhypotesen om at attributtene ikke påvirker prisen.

Det kan videre være interessant å benytte de estimerte regresjonskoeffisientene til å predikere prisen for et hotellrom. Man kan da se på sammenhengen mellom de inkrementelle prisene ved ulike senarioer av attributtene.

6.2.1 Avstandens effekt på prisen

Vi kan predikere hotellens prisutvikling i tilfeller av variasjon i attributtet avstand. I den forbindelse antas det at hotellet er lokalisert i Oslo, og at bestillingen gjelder for en ukedag. Det antas tilfeller av gjennomsnittlig stjerne i Oslo på 3,94, som fremkom av den deskriptive statistikken. Videre forutsettes det at hotellrommet bestilles dagen før hotellovernattingen. Gitt disse antakelsene, får man følgende prisutvikling ved variasjon i hotellets beliggenhet i forhold til det som antas å være sentrum:



Figur 8: Avstandens effekt på prisen

Av figuren kan vi se at prisen reduseres lineært med en økning i avstand. Jo nærmere hotellet er lokalisert sentrum, som i Oslo antas å være Oslo Rådhus, jo høyere blir den predikerte prisen.

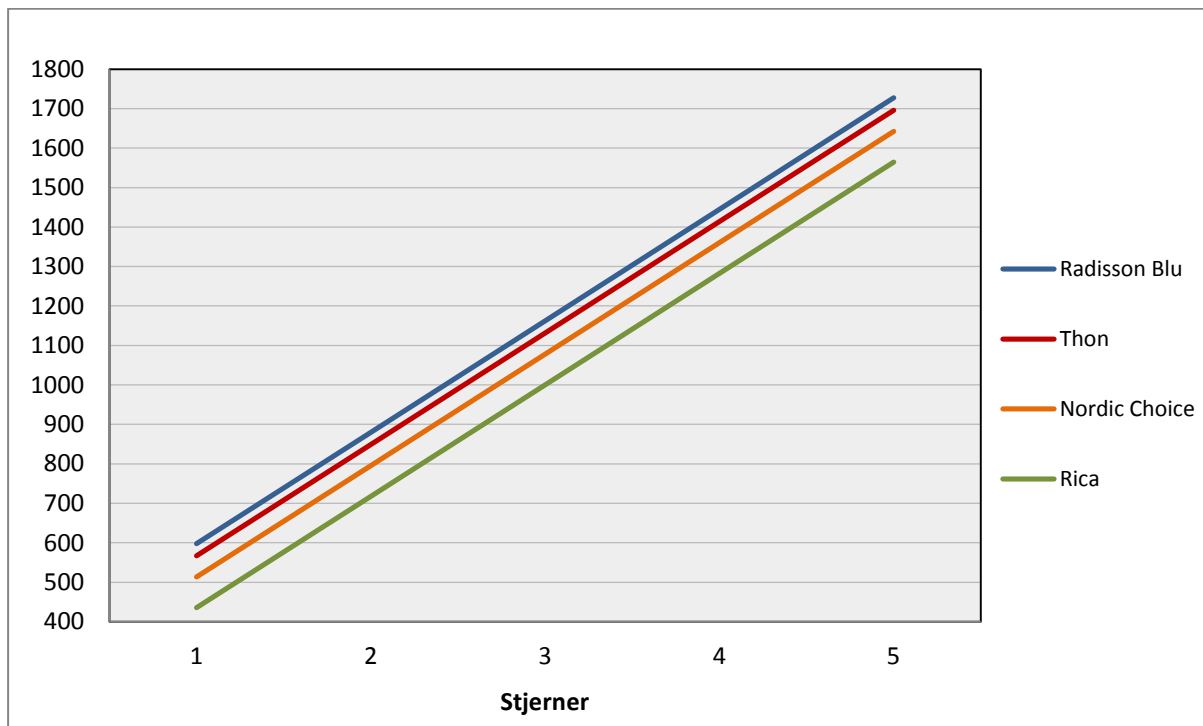
Som tidligere nevnt i den deskriptive statistikken er den gjennomsnittlige avstanden for hotellene i Oslo lik 733,33 meter. For et hotell i Oslo med en gjennomsnittlig avstand og de overnevnte antakelsene, vil prisen for et hotellrom reduseres med 5,3 % når avstanden øker med en kilometer⁵. Dette er statistisk signifikant på et 1 % -nivå. Ser vi på

⁵ Se tabell A.1. i appendiks A.2.

konfidensintervallet vil prisen med 95 % sannsynlighet reduseres mellom 2,3 % og 8,4 % når avstanden øker med en kilometer. Vi noterer oss imidlertid at avstanden i datasettet kun varierer innenfor 210 til 1200 meter og at det trolig er en større effekt når man inkluderer observasjoner videre ut av sentrum.

6.2.2 Stjerners effekt på prisen

For å predikere prisutviklingen ved variasjon i stjerneverangeringen, blir tilsvarende antakelser som i avsnittet over lagt til grunn. Den eneste forskjellen er at man i dette tilfellet varierer stjerneverangeringen fra 1 til 5, og forutsetter at gjennomsnittlig avstand i Oslo er på 733,33 meter.



Figur 9: Stjerners effekt på prisen

Figur 9 viser at prisen for et hotellrom stiger lineært med hotellets stjerneverangering. Dette gjelder for alle hotellkjedene, hvor Radisson Blu har de høyeste predikerte prisene. Videre ser vi av figuren at rekkefølgen på høyeste predikerte priser for de resterende hotellkjedene er Thon, Nordic Choice og Rica.

Ettersom datasettet kun inneholder observasjoner for stjerner 3 til 5, er det gjennomført en ekstrapolering for stjerneverdier 1 og 2. Tar vi modellen på alvor innebærer dette at for

bestilling dagen før overnatting i en ukedag, koster et en-stjerners hotell i Oslo mellom 436 og 598 kroner.

En annen mulighet for å predikere stjerners effekt på prisen er å benytte dummyvariabler for stjerner. For å undersøke denne effekten ble det opprette dummyvariabler for stjerner med en verdi fra 3 til 5. Følgende funksjon ble benyttet for å predikere prisen ved bruk av dummyvariablene:

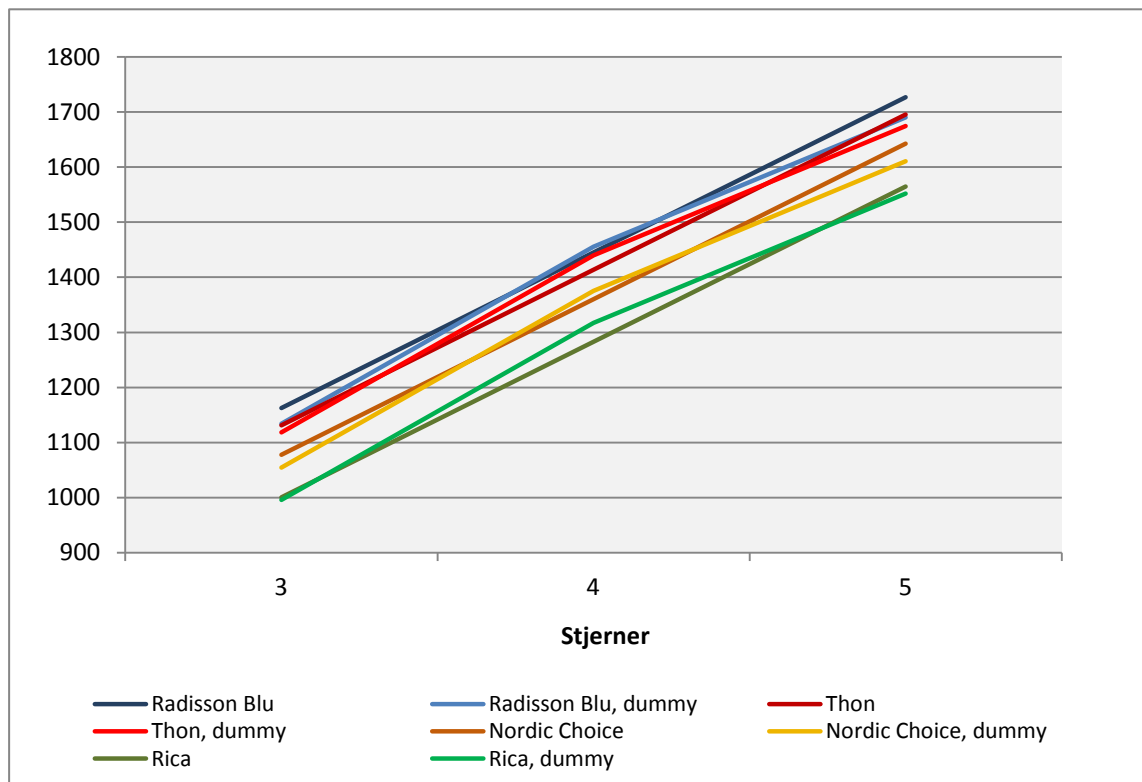
$$\begin{aligned} Pris_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot Avstand_i + \beta_2 \cdot DS3,5_i + \beta_3 \cdot DS4_i + \beta_4 \cdot DS5_i + \beta_5 \cdot D_{Ukedag} \\ & + \beta_6 \cdot D_{Oslo} + \beta_7 \cdot dg_{igjen}_t + \beta_8 \cdot DNC_i + \beta_9 \cdot DR_i + \beta_{10} \cdot DRB_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

der dummyvariabelen DS3,5 er 1 hvis hotell i sin stjerneverdier er 3,5, og 0 ellers. Variablene DS4 og DS5 er 1 hvis hotell i sin stjerneverdier er på henholdsvis 4 og 5. Dummyvariabelen DS3 benyttes som referansekategori, hvilket betyr at de andre stjerneverdiene måles opp mot stjerne 3⁶.

Av figuren nedenfor kan vi se at modellen med dummyvariabler gir en tilsvarende rangering av hotellkjedene med høyeste predikerte priser som ved bruk av modell (1). Til forskjell ser vi at det er en annen prisutvikling ved stjerneverdiene. Prisøkningen er større når man går fra et tre-stjerners til et fire-stjerners hotell, og sammenlignet med modell (1) stiger ikke prisen lineært med stjerneverdier hos de ulike hotellkjedene⁷.

⁶ Tabell A.4. i appendiks A.3. viser resultatene av regresjonsanalysen med dummyvariabler for stjerner.

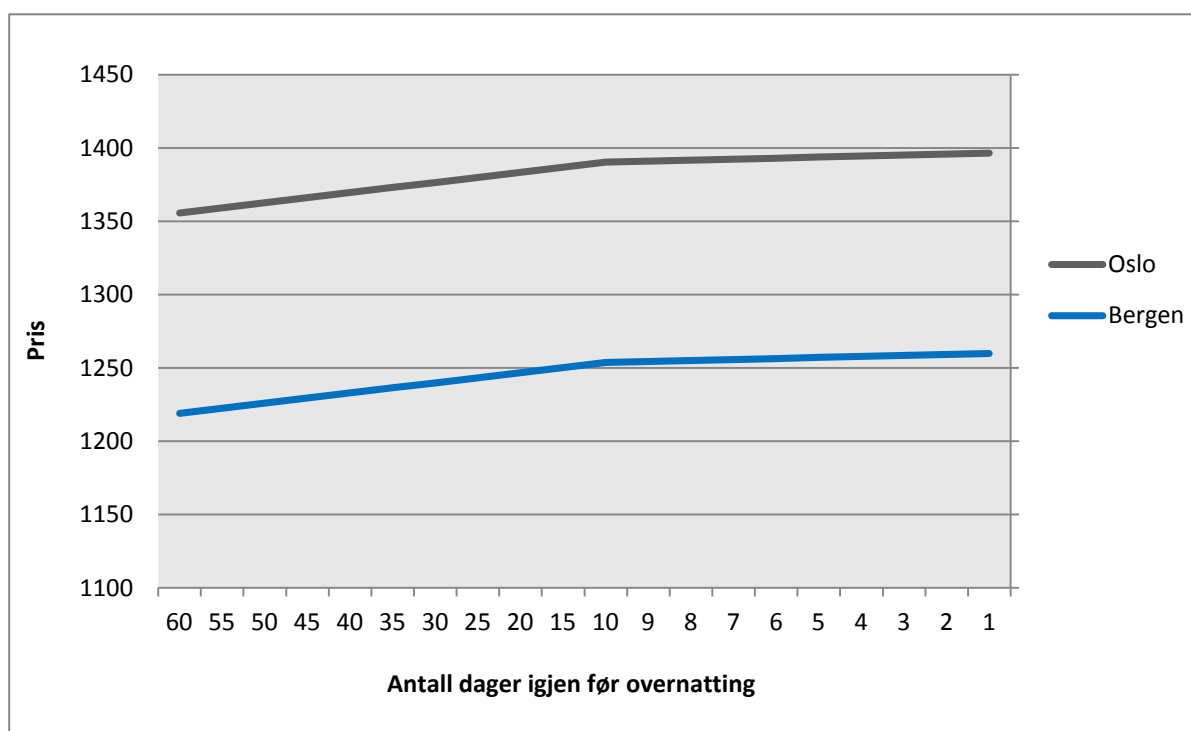
⁷ Det er også foretatt tilsvarende regresjonsanalyser med dummyvariabler for stjerner ved de andre modellene som estimeres i oppgaven. Disse modellene gir ikke store forskjeller i resultatene, og dummyvariablene er derfor ikke inkludert i de analyserte modellene.



Figur 10: Stjerners priseffekt i modell med dummyvariabler mot modell (1)

6.2.3 Effekt på prisen ved antall dager fra bestilling til overnatting

Videre kan det være interessant å undersøke hvordan prisen endrer seg over tiden. Ut fra resultatet i regresjonsmodellen kan man predikere prisutviklingen i forhold til hvor mange dager det er mellom bestillingstidspunktet og dato for overnatting. Det forutsettes i dette tilfellet at bestillingen gjelder en ukedag, i tillegg til gjennomsnittlig stjerne og avstand i byene. Predikert prisutvikling kan man se i figur 11.



Figur 11: Effekt på prisen ved antall dager fra bestilling til overnatting

Prisutviklingen er tilnærmet identisk i de to byene, hvor prisen for et hotellrom er lavere jo tidligere en foretar bestillingen. I Oslo er den predikerte prisen ved et 0,01 signifikansnivå 3,0 % dyrere dersom bestillingen foretas dagen før overnattingen, sammenlignet med en bestilling av et hotellrom 60 dager før dato for overnatting⁸. Konfidensintervallet viser at prisen med 95 prosent sannsynlighet vil være mellom 1,23 % og 4,77 % dyrere. Tilsvarende tilfelle i Bergen gir en prisøkning på 3,35 %, ved et signifikansnivå på 1 %. Ser vi på konfidensintervallet, vil prisen med 95 % sikkerhet øke i intervallet [1,38 %, 5,31 %]⁹.

⁸ Se tabell A.2. i appendiks A.2.

⁹ Se tabell A.3. i appendiks A.2.

6.3 Paritetsavtaler mellom plattformer

Formålet med denne analysen var å undersøke prisadferden på tvers av ulike plattformer. Av den grunn ble en dummyvariabel for nettagentene inkludert i modellen, for på den måten kunne se om det ga noen signifikante forskjeller i pris ved bestilling gjennom en nettagent og hotellkjedenes egne nettsider. Denne dummyvariabelen ble benevnet som *Nettagent*, hvor koeffisienten viser hvordan prisen avviker i forhold til hotellkjedenes egne nettsider. Den utvidede modellen kan da uttrykkes som:

$$\begin{aligned} \text{Pris}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Avstand}_i + \beta_2 \cdot \text{Stjerner}_i + \beta_3 \cdot D_{Ukedag} + \beta_4 \cdot D_{Oslo} \\ & + \beta_5 \cdot dg_igjen_t + \beta_6 \cdot DNC_i + \beta_7 \cdot DR_i + \beta_8 \cdot DRB_i + \beta_9 \cdot D_{Nettagent} \end{aligned} \quad (2)$$

Dersom man har tilfeller av en paritetsavtale mellom plattformer, kan det forventes like priser ved de ulike distribusjonskanalene som hotellene benytter. Man kan da formulere følgende hypoteser som ble testet:

H_0 : Prisen for et hotellrom er lik ved en nettagent: $\beta_9 = 0$

H_A : Prisen for et hotellrom er ulik ved en nettagent: $\beta_9 \neq 0$

Modellen ble estimert ved bruk av multipl regressjonsanalyse og resultatene er presentert i tabell 10¹⁰.

¹⁰ Tilsvarende som i modell (1) anses ikke multikollinearitet for å være et problem i denne modellen, se tabell B.1. i appendiks B.1.

Tabell 10: Regresjon, modell (2)

Variabel	Koeffisient	Std.avvik
Avstand	-0,0736***	(0,022)
Stjerner	282,1***	(8,647)
Ukedag	250,8***	(7,894)
Oslo	70,53***	(10,554)
dg_igjen	-0,764***	(0,202)
NC	-50,77***	(12,041)
R	-131,1***	(13,721)
RB	25,95*	(13,088)
Nettagent	48,45***	(7,935)
Konstant	-7,48	(30,742)
N	1472	
R²	0,6949	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Resultatene fra regresjonen viser at alle variablene er signifikante. Sammenlignet med modell (1), gir denne regresjonen små endringer i de estimerte koeffisienter når dummyvariabelen *Nettagent* inkluderes i modellen. Av tabellen kan vi se en svak økning i forklaringskraften til 69,5 prosent.

Det interessante i dette tilfellet er å se på koeffisienten til variabelen *Nettagent*. Denne viser at det er en signifikant positiv effekt ved bestilling gjennom en nettagent. Prisen for et hotellrom er i gjennomsnitt 48,45 kroner høyere ved bestilling via en nettagent sammenlignet med hotellkjedenes egne nettsider. Dette gitt at alt annet holdes likt.

Fra resultatene i modellen kan vi dermed forkaste nullhypotesen om like priser, og akseptere alternativhypotesen. Prisen for et hotellrom ved en nettagent er høyere enn den prisen man finner ved hotellkjedenes egne nettsider.

Ettersom datasettet består av flere ulike nettager, var det videre interessant å undersøke hvorvidt det var noen signifikante forskjeller i pris hos hver av nettagentene. For å analysere dette ble dummyvariabelen *Nettagent* erstattet med dummyvariabler for Hotels.com og Booking.com. Disse ble angitt som henholdsvis *Hotels_com* og *Booking_com*. Den fullstendige regresjonsmodellen som ble analysert er vist nedenfor.

$$\begin{aligned} Pr_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot Avstand_i + \beta_2 \cdot Stjerner_i + \beta_3 \cdot D_{Ukedag} + \beta_4 \cdot D_{Oslo} \\ & + \beta_5 \cdot dg_{igjen}_t + \beta_6 \cdot DNC_i + \beta_7 \cdot DR_i + \beta_8 \cdot DRB_i + \beta_9 \cdot D_{Hotels_com} \\ & + \beta_{10} \cdot D_{Booking_com} \end{aligned} \quad (3)$$

Hypotesen i dette tilfellet tar utgangspunkt i at vi nå har to ulike nettager i tillegg til hotellkjedenes egne nettsider, hvor en paritetsavtale forventes å gi like priser ved alle tre plattformene. I denne analysen ble derfor følgende hypoteser testet:

H_0 : Prisen for et hotellrom er lik på tvers av plattformene: $\beta_9 = \beta_{10} = 0$

H_A : Prisen for et hotellrom er ulik på tvers av plattformene: $\beta_9 \neq \beta_{10} \neq 0$

Resultatene for modell (3) er presentert i tabell 11¹¹.

¹¹ I likehet med modell (1) og (2) regnes ikke multikollinearitet for å være noe problem i denne modellen og alle variablene inngår i analysen, se tabell B.2. i appendiks B.2.

Tabell 11: Regresjon, modell (3)

Variabel	Koeffisient	Stnd.avvik
Avstand	-0,0734***	(0,022)
Stjerner	282,3***	(8,648)
Ukedag	251,0***	(7,904)
Oslo	70,41***	(10,551)
dg_igjen	-0,720***	(0,204)
NC	-51,98***	(12,100)
R	-130,8***	(13,735)
RB	28,98*	(13,259)
Hotels_com	37,20**	(11,360)
Booking_com	51,96***	(8,549)
Konstant	-9,703	(30,819)
N	1472	
R²	0,6952	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Regresjonsanalysen med dummyvariabler for de ulike nettagentene er tilnærmet lik modell (2), med unntak av at man nå har estimerte koeffisienter for Hotels.com og Booking.com. Av tabellen kan vi se at alle variablene er signifikante. Åtte på et 0,1 % - nivå, en på 1 % - nivå og en signifikant variabel på et 5 % -nivå. Tilsvarende som i modell (2) er forklaringskraften lik 69,5 prosent.

Resultatene viser at det er en signifikant positiv forskjell i prisen når man bestiller via en av nettagentene. Koeffisienten for Hotels.com er lik 37,2, hvilket betyr at prisen for et hotellrom er 37,20 kroner høyere når bestillingen foretas ved denne plattformen sammenlignet med en bestilling ved hotellkjedenes egne nettsider. For Booking.com har man også tilfeller av en signifikant effekt, hvor koeffisienten viser en større positiv virkning på prisen enn Hotels.com. Ved en bestilling gjennom Booking.com vil prisen for et hotellrom være 51,96 kroner høyere enn ved bestilling via hotellkjedenes egne nettsider.

Ved å estimere prisen for et hotellrom, finner man at prisen ved et 0,01 signifikansnivå er 2,72 % høyere ved Hotels.com enn ved kjedenes egne nettsider. Ser vi på konfidensintervallet kan vi med 95 % sikkerhet kan slå fast at prisen ved Hotels.com vil overstige prisen ved hotellkjedene mellom 1,08 % og 3,36 % ¹². Hotellrommet er 3,79 % dyrere når bestillingen foretas gjennom Booking.com. Dette er signifikant på et 1 % -nivå og vil med 95 % sannsynlighet overstige prisen ved hotellkjedenes egne nettsider i intervallet [2,54 %, 5,05 %]¹³. Siden høyeste verdi for Hotels.com (3,36 %) inngår i intervallet for Booking.com, [2,54 %, 5,05 %], kan vi finne at forskjellen mellom nettagentene er signifikant på et $(3,79 \% - 2,72 \%) = 1,07 \%$ -nivå.

Resultatene viser at hver av nettagentene tar en høyere pris for et hotellrom enn dem man finner ved hotellkjedenes nettsider. Blant nettagentene er prisen for et hotellrom høyest ved Booking.com. Prisen ved nettagentene er signifikant forskjellig fra den man finner hos kjedenes egne nettsider, og følgelig kan man forkaste nullhypotesen om at det foreligger like priser på tvers av plattformene. Dette gir en indikasjon på at det ikke foreligger noe paritetsavtale mellom plattformene.

Hittil er resultatene estimert med utgangspunkt i modeller som inneholder alle hotellkjedene. Det kan tenkes at dette ikke gir et riktig bilde av nettagentenenes effekt hos hver enkelt hotellkjede. Det ble derfor estimert en modell for hver av hotellkjedene, hvor formålet var å analysere om det var en paritetsavtale mellom deres nettside og de ulike nettagentene. Følgende hypoteser ble dermed testet for hver hotellkjede:

H_0 : Prisen er lik ved hotellkjedens egen nettside og nettagentene

H_A : Prisen er ulik ved hotellkjedens egen nettside og nettagentene

¹² Se tabell B.3. i appendiks B.3.

¹³ Se tabell B.4. i appendiks B.3.

Kolonnene i tabell 12 viser hver av hotellkjedenes estimerte koeffisienter for de ulike variablene og tilhørende standardavvik¹⁴. Modellene gir forskjellig forklaringskraft og baseres på et ulikt antall observasjoner.

Tabell 12: Regresjon for hver enkelt hotellkjede

	Nordic Choice	Stnd. avvik	Rica	Stnd. avvik	Radisson Blu	Stnd. avvik	Thon	Stnd. avvik
Avstand	-0,266	(0,277)	0,719***	(0,047)	2,534***	(0,612)	-0,223***	(0,033)
Stjerner	300,8***	(24,563)	414,2***	(12,977)	-910,0***	(257,392)	350,7***	(16,316)
Ukedag	326,7***	(13,841)	196,2***	(12,929)	257,3***	(9,498)	222,0***	(13,119)
Oslo	130,8	(82,834)	56,20**	(19,602)	-1035,7***	(234,534)	355,6***	(16,527)
dg_igjen	-1,961***	(0,314)	1,327***	(0,319)	-1,194***	(0,272)	-1,021**	(0,319)
Hotels_com			45,23*	(18,285)	-3,199	(10,975)	-8,600	(21,705)
Booking_com	155,1***	(13,035)	65,74***	(13,602)	-5,385	(11,128)	-4,208	(13,550)
Konstant	-80,16	(114,610)	-1027,7***	(53,046)	3879,8***	(787,408)	-233,9***	(56,108)
N	312		350		468		342	
R²	0,7797		0,8390		0,6801		0,8138	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Av tabellen kan vi se at modellenes forklaringskraft ligger mellom 68 % og 83,9 %. I modellene varierer de estimerte koeffisientene i fortegn, størrelse og signifikans. Variabelen *Avstand* har en signifikant positiv effekt på prisen for et Radisson Blu hotell, hvor prisen øker med 2,53 kroner for hver meter mellom hotellets beliggenhet og sentrum. Dette gitt at alt annet holdes konstant. For et Thon hotell er denne effekten derimot signifikant negativ,

¹⁴ For å avdekke om det foreligger problemer med multikollinearitet er det gjennomført en korrelasjonsanalyse for hver modell, se tabell B.5., B.6., B.7. og B.8. i appendiks B.4. Det viste seg å være en høy korrelasjon mellom noen av variablene i modellene, og resultatet av regresjoner med utelatte variabler er presentert i tabell B.9. i appendiks B.5.

og reduserer prisen med 0,22 kroner for hver meter. *Stjerner* har en størst signifikant positiv effekt på prisen ved et Rica hotell. Prisen for et Rica hotell øker med 414,2 kroner for hver økning i stjeranerangering, når alt annet holdes likt. Vi kan se at denne variabelen derimot reduserer prisen signifikant med 910 kroner for hver økning i stjeranerangering ved et Radisson Blu hotell. Videre viser variabelen *Ukedag* at hotellkjeden Nordic Choice har størst positiv effekt på prisen når hotellovernattingen gjelder en ukedag. Prisen for et Nordic Choice hotell øker da signifikant med 326,7 kroner når alt annet holdes konstant. Dersom hotellet er lokalisert i Oslo vil prisen øke signifikant med 355,6 kroner for et Thon hotell. Når bestillingen gjelder et Radisson Blu hotell i Oslo vil prisen derimot reduseres signifikant med 1035,7 kroner. Dette er et relativt høyt estimat og trolig lite sannsynlig. Årsaken kan skyldes en effekt av stjerner som tilsynelatende har en høy negativ verdi, samt at avstand har en positiv effekt på prisen for et Radisson Blu hotell. Variabelen *dg_igjen* har størst negativ effekt på prisen ved et Nordic Choice hotell. Prisen reduseres da signifikant med 1,96 kroner for hver dag fra bestillingstidspunktet til overnattingstidspunktet, gitt at alt annet holdes konstant.

Når det gjelder de estimerte koeffisientene for nettagentene Hotels.com og Booking.com, viser tabellen at også disse varierer i de ulike modellene for kjedene. Variablene omtales nærmere under hver hotellkjede.

Nordic Choice

I modellen for Nordic Choice er variabelen *Hotels_com* utelatt, hvilket er som forventet ettersom denne hotellkjeden ikke har benyttet Hotels.com som en distribusjonskanal. Tabellen viser at variabelen *Booking_com* er signifikant positiv. Dette betyr at for et Nordic Choice hotell er prisen 155,1 kroner høyere ved bestilling gjennom nettagenten Booking.com sammenlignet med hotellkjedens egen nettside, gitt at alt annet i modellen holdes likt. Resultatene viser dermed at prisen for et Nordic Choice hotell er høyere når bestillingen foretas via nettagenten Booking.com. Følgelig kan nullhypotesen om likhet forkastes og alternativhypotesen aksepteres. Prisen er signifikant forskjellig ved plattformene, noe som indikerer at det ikke er tilfeller av en paritetsavtale mellom hotellkjeden Nordic Choice og nettagenten Booking.com.

Rica

Tabellen viser at begge nettagentene har en signifikant positiv effekt på prisen for et Rica hotell. Prisen ved bestilling gjennom Hotels.com er 45,23 kroner høyere enn Rica sin egen

nettside, gitt at alt annet holdes likt. Ved Booking.com er prisen 65,74 kroner høyere. Vi kan på bakgrunn av disse resultatene forkaste nullhypotesen om lik pris ved Rica sin egen nettside og nettagentene. Prisene varierer hos de ulike plattformene, og er signifikant høyere når bestillingen foretas gjennom en av nettagentene. Dette antyder at det ikke er en paritetsavtale mellom hotellkjeden Rica og nettagentene.

Radisson Blu

Interessant nok finner vi at i modellen for Radisson Blu er ingen av nettagentene signifikante. Variablene *Hotels_com* og *Booking_com* har en ikke-signifikant negativ effekt på prisen med henholdsvis 3,2 kroner og 5,4 kroner, gitt at alt annet holdes konstant. Det er i denne modellen ikke nok bevis til å påpeke at prisen for et Radisson Blu hotell er forskjellig ved bestilling gjennom egen nettside og nettagentene. Dette er i tråd med forventningene om lik pris ved plattformene, og følgelig må vi beholde nullhypotesen. Resultatene indikerer derfor at det foreligger en paritetsavtale mellom plattformene for hotellkjeden Radisson Blu, noe som kan forklare at det fortsatt selges gjennom Hotels.com etter 01.01.13.

Thon

Tilsvarende som ved modellen for Radisson Blu viser resultatene for hotellkjeden Thon at nettagentenes variabler ikke er signifikante. Når alt annet holdes lik, har variablene *Hotels_com* og *Booking_com* en ikke-signifikant negativ effekt på prisen med henholdsvis 8,6 kroner og 4,21 kroner. Resultatene viser at vi i denne modellen ikke finner noe grunnlag for å si at prisen for et Thon hotell er ulik ved bestilling gjennom de forskjellige plattformene. Nullhypotesen om lik pris ved egen nettside og nettagentene må derfor beholdes. Dette tyder på at det er tilfeller av en paritetsavtale mellom hotellkjeden Thon og nettagentene.

6.4 Effekt når noen hotellkjeder avslutter avtalen

Som tidligere nevnt brøt to av hotellkjedene avtalen med Hotels.com per 01.januar 2013. I perioden etter selger derfor ikke disse hotellrom gjennom denne plattformen. Tilsynelatende viser resultatene hittil at noen av hotellkjedene ikke har en paritetsavtale når vi ser på hele perioden. Det kan tenkes at dette tilslører et underliggende bilde med paritet før men ikke etter 01.01.13. Av den grunn ble det gjennomført en ny analyse, hvor formålet var å avdekke om prisen påvirkes når det er færre hotellkjeder hos en av nettagentene og om resultatene

indikerer tilfeller av paritetsavtale før og etter årsskiftet.

For å analysere denne effekten på den avhengige variabelen *Pris*, er dummyvariabelen *d2013* inkludert i modellen. Variabelen kontrollerer for prisene i perioden etter 01.01.13, hvor den tar verdien 1 dersom prisen gjelder for denne perioden og 0 ellers. For å undersøke om prisen ved nettagentene er signifikant forskjellig etter årsskiftet, inkluderes et interaksjonsledd mellom *Hotels_com* og *d2013* som vi refererer til: *Hotels_com · d2013*. Tilsvarende er det inkludert et interaksjonsledd mellom *Booking_com* og *d2013*, som refereres til: *Booking_com · d2013*. Funksjonen som analyseres i denne regresjonsmodellen kan da uttrykkes som vist nedenfor.

$$\begin{aligned} \text{Pris}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Avstand}_i + \beta_2 \cdot \text{Stjerner}_i + \beta_3 \cdot D_{Ukedag} + \beta_4 \cdot D_{Oslo} \\ & + \beta_5 \cdot dg_{igjen}_t + \beta_6 \cdot DNC_i + \beta_7 \cdot DR_i + \beta_8 \cdot DRB_i \\ & + \beta_9 \cdot D_{Hotels_com} + \beta_{10} \cdot D_{Booking_com} + \beta_{11} \cdot D_{Hotels_com} \cdot D_{d2013} \\ & + \beta_{12} \cdot D_{Booking_com} \cdot D_{d2013} + \beta_{13} \cdot D_{d2013} \end{aligned} \quad (4)$$

Av modellen fremkommer prisforskjellen i 2012 ved Hotels.com og Booking.com av koeffisientene som er henholdsvis β_9 og β_{10} . Den ytterligere prisforskjellen i 2013 ved Hotels.com og Booking.com er henholdsvis β_{11} og β_{12} ¹⁵.

I det videre benevnes interaksjonsleddet *Hotels_com · d2013* som *Hotels.2013*, og interaksjonsleddet *Booking_com · d2013* som *Booking.2013*.

Selv om noen av hotellkjedene slutter å benytte en av nettagentene som distribusjonskanal, forventes det at prisen ikke endres etter 01.01.13 dersom det er en paritetsavtale mellom plattformene. I denne analysen vil derfor følgende hypoteser testes:

¹⁵ Dette kan vi se ved å ta den førstederiverte av prisfunksjonen, modell (4), med hensyn på nettagentene. Prisforskjellen i 2012 ved Hotels.com blir da $\delta P / \delta D_{Hotels_com} = \beta_9$. For Booking.com blir denne lik $\delta P / \delta D_{Booking_com} = \beta_{10}$. I 2013 er den totale prisforskjellen ved Hotels.com og Booking.com henholdsvis $\delta P / \delta D_{Hotels_com} = \beta_9 + \beta_{11} \cdot D_{d2013}$ og $\delta P / \delta D_{Booking_com} = \beta_{10} + \beta_{12} \cdot D_{d2013}$

H_0 : Prisen er lik på tvers av plattformene etter 01.01.13: $\beta_{11} = \beta_{12} = 0$

H_A : Prisen er ulik på tvers av plattformene etter 01.01.13: $\beta_{11} \neq \beta_{12} \neq 0$

Resultatene for modell (4) presenteres i tabellen nedenfor¹⁶.

Tabell 13: Regresjon, modell (4)

Variabel	Koeffisient	Stnd.avvik
Avstand	-0,0733***	(0,022)
Stjerner	282,2***	(8,651)
Ukedag	249,8***	(8,085)
Oslo	70,35***	(10,548)
dg_igjen	-1,038*	(0,426)
NC	-51,64***	(12,184)
R	-130,9***	(13,719)
RB	30,07*	(13,417)
Hotels_com	33,27*	(16,516)
Booking_com	39,06**	(14,129)
Hotels.2013	2,640	(21,944)
Booking.2013	18,71	(17,685)
d2013	-23,25	(19,980)
Konstant	13,35	(38,582)
N	1472	
R²	0,6956	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

¹⁶Tabell C.1. og C.2. i appendiks C.1. viser at det er en høy korrelasjon mellom variablene *dg_igjen* og *d2013*. Det er likevel antatt at denne verdien tolereres og at det ikke foreligger problemer med multikollinearitet. Følgelig er ingen variabler ekskludert fra modellen.

Tabell 13 viser at denne regresjonsanalysen gir koeffisienter som er tilnærmet lik dem man finner i de andre regresjonsmodellene. Forklaringskraften er på 69,6 % og er bare marginalt høyere enn modell (3), som var 69,5 %.

Modellen viser at variablene som gjelder etter årsskiftet ikke er signifikante. De estimerte verdiene kan likevel være interessante. Variabelen *Hotels_com* har en signifikant positiv effekt på prisen. Dette impliserer at det i 2012 var en forskjell i pris på 33,27 kroner ved bestilling gjennom denne nettagenten, sammenlignet med hotellkjedenes egne nettsider. Interaksjonsleddet *Hotels.2013* viser at det er en svak økning i prisen etter årsskiftet på 2,64 kroner, men denne prisendringen er ikke signifikant. Følgelig må vi beholde nullhypotese om lik pris ved Hotels.com etter 01.01.13. Resultatene indikerer dermed at det ikke var en paritetsavtale ved Hotels.com i 2012, og at dette fortsatt gjelder etter årsskiftet. Ettersom hotellkjeden Radisson Blu er den eneste som benytter denne nettagenten som en distribusjonskanal etter årsskiftet, kan resultatene antyde at det ikke foreligger en paritetsavtale for de tre andre hotellkjedene i 2012 og at dette tilslører en effekt av paritetsavtale med Radisson Blu etter 01.01.13. Videre ser vi av variabelen *Booking_com* at prisen var signifikant 39,06 kroner høyere ved bestilling gjennom denne nettagenten i 2012. Interaksjonsleddet *Booking.2013* viser at prisen øker med 18,71 kroner etter årsskiftet, hvilket er en høy prisøkning relativt til den prisforskjellen som gjelder for 2012. Det kan tenkes at dette er som følge av at flertallet av hotellkjedene har sluttet å benytte konkurrerende nettagent som en distribusjonskanal. Booking.com er da alene om flere hotellkjeder etter årsskiftet, og kan følgelig lønnsomt øke prisen. Men denne prisendringen er ikke signifikant og vi må derfor beholde nullhypotesen om lik pris ved Booking.com etter 01.01.13. Resultatene for Booking.com indikerer dermed at det ikke foreligger en paritetsavtale mellom plattformene, verken før eller etter årsskiftet. Til slutt viser tabellen at variabelen *d2013* er negativ, hvilket betyr at prisen generelt reduseres med 23,25 kroner etter årsskiftet når alt annet holdes likt. Dette kan muligens skyldes en effekt av hardere priskonkurranse i markedet når noen av hotellkjedene går bort fra å benytte en av nettagentene. Eventuelt kan det være et resultat av andre generelle markedsforhold, eksempelvis en nedgang i kostnader. Men denne prisendringen er dog ikke signifikant.

Av modell (4) fremkommer ikke hver av hotellkjedenes priseffekt etter årsskiftet. Det er

derfor gjennomført en tilsvarende analyse som i tabell 12, men nå med et skille mellom perioden før og etter årsskiftet. Resultatene er presentert i tabellen nedenfor.¹⁷

Tabell 14: Regresjon for hver hotellkjede, inkludert prisseffekt etter årsskifte

	Nordic Choice	Stnd. avvik	Rica	Stnd. avvik	Radisson Blu	Stnd. avvik	Thon	Stnd. avvik
Avstand	-0,266	(0,278)	0,722***	(0,046)	2,534***	(0,613)	-0,223***	(0,033)
Stjerner	300,8***	(24,624)	414,3***	(13,023)	-910,0***	(257,678)	350,7***	(16,376)
Ukedag	326,8***	(13,985)	194,6***	(13,150)	255,1***	(9,669)	222,4***	(13,696)
Oslo	130,8	(83,072)	56,52**	(19,518)	-1035,7***	(234,766)	355,6***	(16,562)
dg_igjen	-1,924***	(0,687)	0,927	(0,593)	-1,814**	(0,566)	-0,900	(0,661)
Hotels_com			22,02	(20,841)	-9,771	(18,833)	-7,245	(23,107)
Booking_com	150,0***	(18,473)	25,00	(20,649)	-16,25	(19,800)	-2,500	(20,387)
Hotels.2013					9,493	(23,170)		
Booking.2013	7,407	(25,112)	59,40*	(26,957)	15,69	(23,947)	-2,491	(26,836)
d2013	-2,008	(31,391)	-49,72	(29,647)	-37,31	(25,976)	7,114	(31,071)
Konstant	-79,57	(120,669)	-986,7***	(61,878)	3919,4***	(789,061)	-241,6***	(67,778)
N	312		350		468		342	
R²	0,7797		0,8413		0,6816		0,8138	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Tabell 14 viser at interaksjonsleddet *Hotels.2013* er utelatt fra modellen til Nordic Choice, Rica og Thon. Dette er som forventet, ettersom disse hotellkjedene ikke benytter Hotels.com som en distribusjonskanal etter 01.01.13. Vi kan se at analysen på et disaggregert nivå, i

¹⁷ For å avdekke om det foreligger problemer med multikollinearitet er det gjennomført korrelasjonsanalyser for hver av hotellkjedenes modell, se tabell C.3., C.4., C.5. og C.6. i appendiks C.2. Resultatet av regresjonsanalysene med utelatte variabler er vist i tabell C.7. i appendiks C.3.

likhet med den aggregerte modellen i tabell 13, hovedsakelig gir ikke-signifikante variabler som gjelder etter årsskiftet. Av resultatene i tabell 12 fant vi at det indikerte tilfeller av en paritetsavtale ved Radisson Blu og Thon, men ikke hos Nordic Choice og Rica. De nye modellene viser et annet utfall når vi skiller mellom periodene. Det må likevel tas i betraktning at det kan være usikkerhet knyttet til de resultatene som fremkommer etter årsskiftet og at flere observasjoner kunne medført større sikkerhet for de estimerte verdiene.

For hotellkjeden Nordic Choice har variabelen *Booking_com* en signifikant positiv effekt på prisen med 150 kroner, noe som antyder at det ikke var en paritetsavtale i 2012. Interaksjonsleddet *Booking.2013* viser at det er en liten prisøkning ved Booking.com etter årsskiftet på 7,41 kroner. Denne prisendringen er ikke signifikant og følgelig må vi for Nordic Choice beholde nullhypotesen om lik pris ved Booking.com etter 01.01.13. Resultatene tyder dermed på at det ikke er en paritetsavtale mellom nettagenten Booking.com og Nordic Choice i 2012, og heller ikke etter årsskiftet. Dette samsvarer med de resultatene vi fant i tabell 12. Videre ser vi at modellen for Rica gir et annet utfall enn det vi avdekket i tabell 12, hvor begge nettagentene hadde en signifikant høyere pris. I den nye modellen ser vi at prisen er høyere ved begge nettagentene i 2012, men ingen av dem er signifikante. Vi kan dermed ikke avfeie at det foreligger en paritetsavtale mellom hotellkjeden Rica og begge nettagentene i 2012. Samtidig viser modellen at interaksjonsleddet *Booking.2013* er signifikant positivt, hvilket betyr at prisen ved Booking.com etter årsskiftet er 59,4 kroner høyere enn Rica sin egen nettside når alt annet holdes konstant. Av den grunn kan vi for Rica forkaste nullhypotesen om lik pris ved Booking.com etter 01.01.13. Dette kan tolkes som at Rica har avsluttet en eventuell paritetsavtale med Booking.com etter årsskiftet, hvor utfallet er en signifikant prisforskjell ved plattformene. Når det gjelder hotellkjeden Radisson Blu viser modellen at variablene *Hotels_com* og *Booking_com* har en ikke-signifikant negativ effekt på prisen. Dette bekrefter de resultatene vi fant i tabell 12, hvor det tyder på en paritetsavtale mellom hotellkjeden Radisson Blu og begge nettagentene i 2012. Videre viser interaksjonsleddene *Hotels.2013* og *Booking.2013* at det var prisøkning ved nettagentene etter årsskiftet på henholdsvis 9,49 og 15,69 kroner. Men disse prisendringene er ikke signifikante og vi kan dermed heller ikke forkaste nullhypotesen om lik pris etter 01.01.13. Med dette som utgangspunkt tolkes resultatene som at det både i 2012 og etter årsskiftet foreligger en paritetsavtale mellom Radisson Blu og begge nettagentene. Til slutt viser tabellen at modellen for Thon gir tilsvarende resultater for nettagentene som de vi fikk i tabell 12. Begge nettagentene har en

ikke-signifikant negativ effekt på prisen i 2012. I tillegg viser interaksjonsleddet *Booking.2013* at prisen reduseres med 2,49 kroner når bestillingen etter årsskiftet foretas gjennom denne nettagenten, sammenlignet med Thon sin egen nettside. Men denne prisendringen er ikke signifikant og følgelig må vi beholde nullhypotesen om lik pris etter 01.01.13. Dette kan tyde på tilfeller av en paritetsavtale med begge nettagentene i 2012, og fortsatt en paritetsavtale med Booking.com etter årsskiftet. Ettersom Thon er en av de hotellkjedene som slutter å foreta salg gjennom Hotels.com etter årsskiftet, er det påfallende at det fortsatt er en paritetsavtale med Booking.com. En mulig forklaring på dette kan være at avtalevilkårene hos Booking.com er bedre, hvor blant annet provisjonssatsen kan være lavere enn det Hotels.com krevde.

Når det gjelder variabelen *d2013* viser tabellen at denne har en ikke-signifikant negativ effekt på prisen for alle hotellkjedene, med unntak av Thon som har en positiv prisendring. Etter årsskiftet er den generelle prisreduksjonen ved hotellkjedene Nordic Choice, Rica og Radisson Blu på henholdsvis 2 kroner, 49,7 kroner og 37,3 kroner. For Rica kan det tenkes at prisendringen skyldes en konkurranseeffekt ved å avslutte paritetsavtalen med begge nettagentene etter årsskiftet. Hotellkjeden kan da sette en pris uten å bli begrenset til at denne skal være lik ved nettagentene, men prisendringen er dog ikke signifikant. For Thon er prisendringen imidlertid positiv etter årsskiftet, hvor prisen øker med 7,1 kroner når alt annet holdes likt. Årsaken til den positive prisendringen kan muligens være at det fortsatt er en paritetsavtale med Booking.com, men denne prisendringen er heller ikke signifikant. At vi ikke finner noen signifikante generelle prisendringer ved hotellkjedene etter årsskiftet, kan skyldes for få observasjoner eller en høy korrelasjon mellom variabler¹⁸. Med et større datagrunnlag ville det vært interessant å undersøke nærmere hvilken priseffekt man får når hotellkjeder ender paritetsavtalen. Gjeldende datagrunnlag, supplert med ny datainnhenting, vil kunne danne et godt grunnlag for ytterligere forskning om prisendringen og problemstillingen om paritetsavtaler i hotellmarkedet.

¹⁸ Vi kan se at de fleste estimatene for *d2013* er signifikante når variabelen *dg_igjen* ekskluderes fra modellene, se tabell C.7. i appendiks C.3. Denne tabellen viser at den generelle prisendringen ved Rica er signifikant negativ, og for Thon er signifikant positiv.

7. Oppsummering og konklusjon

Denne utredningen tar for seg teori om hvordan prisen for et hotellrom kan påvirkes ved bruk av paritetsavtaler mellom hotell og nettagenter. Som nevnt i kapittel 2 er Hotels.com og Booking.com de største nettagentene i Norge for hotellbestilling. Disse har en viss grad av markedsrett, noe som kan medføre at hotell føler seg avhengig til å selge sine produkter via nettagentene. I utgangspunktet vil det være positivt for både hotell og kunder når hotellrom selges ved flere distribusjonskanaler. Når en paritetsavtale innføres vil imidlertid ikke hotell kunne prisdiskriminere mellom ulike plattformes kunder. Følgelig vil kunder konsekvent finne like priser uavhengig av hvor de leter. Samtidig annonserer plattformene tilnærmet like møt-konkurranse-klausuler, hvor kunden er i den tro at det er priskonkurranse og at de finner den laveste prisen. Ved bruk av disse klausulene får vi også egenskaper ved markedet som tilrettelegger for et samarbeid mellom plattformene. Dette kan medføre at konkurransen i markedet svekkes eller forsvinner fullstendig, hvor plattformene vil kunne opptre helt eller delvis som monopolister. Resultatet er at plattformene kan ta en høyere pris for hotellrom enn det som ville vært mulig ved velfungerende konkurranse. Muligheten til å ta en høyere pris forsterkes også ved at paritetsavtalen bidrar til høye etableringsbarrierer og utestenging av potensielle konkurrenter. Vi ser dermed at jo flere som benytter en paritetsavtale, jo større er risikoen for å svekke konkurransen i markedet. Et annet moment er at hotellene har kostnader i forbindelse med nettagentenes provisjonssatser, og må følgelig heve prisen for å oppnå samme profitt som i en situasjon uten nettagenter. Dette gjør det vanskeligere for hotellene å tilby lavprisede hotellrom gjennom egne nettsider. Det finnes imidlertid også positive konkurranseeffekter ved bruk av paritetsavtalen, ettersom den beskytter de plattformene som investerer i ekstra service og på den måten forhindrer at gratispassasjerproblemet oppstår.

For å undersøke om det var tilfeller av en paritetsavtale mellom et utvalg av plattformer i det norske hotellmarkedet, ble ulike hypoteser testet ved bruk av regresjonsanalyser i Stata. De første hypotesene som ble besvart i kapittel 6 var følgende:

Hypotese: *"Prisen for et hotellrom er lik ved en nettagent"*

Hypotese: *"Prisen for et hotellrom er lik på tvers av plattformene"*

Funnene i analysen viste at det ikke var like priser ved plattformene når vi så på et aggregert nivå. Dette gjaldt både når vi i den første modellen benyttet en felles variabel for nettagentene, og når vi deretter skilte mellom nettagentene Hotels.com og Booking.com. Prisen for et hotellrom var signifikant høyere ved bestilling gjennom en nettagent, hvilket tyder på at det ikke er tilfeller av en paritetsavtale mellom plattformer. Av nettagentene var prisforskjellen størst hos Booking.com. Ut i fra disse resultatene kan man forvente å finne laveste priser ved hotellkjedenes egne nettsider.

For å undersøke om det forelå en paritetsavtale hos hver av hotellkjedene ble en tredje hypotese testet. Denne var følgende:

Hypotese: *"Prisen er lik ved hotellkjedens egen nettside og nettagentene"*

Når analysen ble foretatt på et disaggregert nivå fant vi at det ikke var en signifikant forskjell i prisen ved begge nettagentene og hotellkjeden Radisson Blu. Tilsvarende resultater fant vi for hotellkjeden Thon. Funnene kan indikere at disse hotellkjedene har en paritetsavtale mellom plattformer.

I 2012 benyttet tre av fire hotellkjeder nettagenten Hotels.com som en indirekte distribusjonskanal. Kun en av disse solgte fortsatt gjennom Hotels.com etter 01.01.13. For å undersøke om dette påvirket prisene ble følgende hypotese testet:

Hypotese: *"Prisen er lik på tvers av plattformene etter 01.01.13"*

Når analysen ble foretatt på et aggregert nivå fant vi at det i 2012 var en signifikant forskjell i pris ved både Hotels.com og Booking.com, hvilket kan tolkes som at det ikke er en paritetsavtale mellom disse og hotellkjedene. Dette gjelder også etter 01.01.13, hvor prisforskjellen ved nettagentene tilsynelatende øker og spesielt for Booking.com. Prisøkningen ved Booking.com kan skyldes en konkurranseeffekt som følge av at Hotels.com forlater markedet som en indirekte distribusjonskanal for flere av hotellkjedene etter årsskiftet. Men ingen av prisendringene etter 01.01.13 er signifikante. I tillegg finner vi at prisen generelt reduseres, noe som muligens kan være en konkurranseeffekt når flere hotellkjeder slutter å selge gjennom Hotels.com. Men denne effekten er heller ikke signifikant.

De mest sentrale funnene i oppgaven fikk vi når denne analysen ble foretatt på et disaggregert nivå. Vi fant da at analysene ga nye resultater for hotellkjedene når man skiller

mellom perioden før og etter årsskiftet. For Nordic Choice viser resultatene at det er en signifikant forskjell i prisen ved Booking.com i 2012. Det er ikke noe signifikante prisendringer etter årsskiftet, og resultatene kan tolkes som at denne hotellkjeden ikke har noe paritetsavtale med Booking.com verken før eller etter årsskiftet. For hotellkjeden Rica viser resultatene tilsynelatende at det ikke er noe signifikante forskjeller ved begge nettagentene i 2012. Etter årsskiftet er det derimot en signifikant forskjell ved Booking.com. Funnene kan indikere at det har vært en paritetsavtale mellom Rica og begge nettagentene i 2012, men ikke med Booking.com etter 01.01.13. Hotellkjeden slutter å foreta salg via Hotels.com etter årsskiftet, og resultatene kan tyde på at en paritetsavtale med Booking.com blir avsluttet i tilsvarende periode. Radisson Blu er den eneste hotellkjeden som fortsatt benyttet Hotels.com etter årsskiftet. Resultatene for denne hotellkjeden samsvarer med de funnene som fremkom av analysen når begge periodene ble analysert under ett. Det er ikke noe signifikante forskjeller i prisene ved nettagentene, verken før eller etter årsskiftet. Dette impliserer at Radisson Blu har en paritetsavtale med både Hotels.com og Booking.com. Resultatene for hotellkjeden Thon viser at det ikke er noe signifikant forskjell i prisen ved begge nettagentene i 2012. Det er heller ikke noe signifikant prisendring ved Booking.com etter årsskiftet. Dette kan tolkes som at det er en paritetsavtale mellom Thon og begge nettagentene i 2012, og at dette fortsatt gjelder for Booking.com etter årsskiftet. Når det gjelder den generelle prisendringen etter årsskiftet viser resultatene at Rica reduserer prisen. Dette kan skyldes at hotellkjeden avslutter paritetsavtalen med begge nettagentene etter årsskiftet. For hotellkjeden Thon er det imidlertid en generell prisøkning, og kan være et resultat av at det fortsatt er en paritetsavtale med Booking.com. Men ingen av disse prisendringene er signifikante.

Paritetsavtalen tilrettelegger for et samarbeid mellom plattformer og skaper høyere etableringsbarrierer i hotellmarkedet, noe som tilsier begrenset konkurranse og muligheter for utøvelse av markedsrett til å øke prisen for hotellrom. Om paritetsavtalen er utelukkende negativ for konkurransen i markedet er vanskelig å si. Det kan ikke uten videre konkluderes i den ene eller andre retningen, men utsiktene for en høyere pris ved bruk av paritetsavtalen er definitivt til stede. Samtidig har flere hotellkjeder avsluttet å foreta salg via enkelte store nettagenter, noe som kan være en indikasjon på at det ikke er optimale konkurranseforhold i markedet. Eventuelt kan det skyldes at det er ugunstige avtalevilkår for å benytte nettagentene som en distribusjonskanal.

Litteraturliste

Berglihn, H. (2013) Vil saksøke Expedia. *Dagens Næringsliv*, 3.mars, s.20.

Dagens Næringsliv (22. november 2012) *Bryter med Hotels.com* [Internett],
Dagens Næringsliv. Tilgjengelig fra:
<<http://www.dn.no/forsiden/naringsliv/article2513049.ece>>
[Lest 22. november 2012].

Expedia inc. (2013) *Expedia, Inc.*[Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://www.expediainc.com/>>
[Lest 3. februar 2013].

Goddard, J., Lipczynski, J. & Wilson, J. (2009) *Industrial Organization - Competition, Strategy, Policy*. 3.utg. Harlow, Pearson Education Limited.

Gripsrud, G, Olsson, U. & Silkoset, R. (2004) *Metode og dataanalyse - med fokus på beslutninger i bedrifter*. 1.utg. Kristiansand, Høyskoleforlaget.

Hamilton, L. (2006) *Statistics with STATA – updated for version 9*. 9.utg. Belmont, Thomson Brooks/Cole.

Horwath Consulting (2011) *Norsk hotellnæring 2011*. 15 (1). Rapport,
Horwath Consulting AS.

Horwath Consulting (2012) *Norsk hotellnæring 2012*. 16 (1). Rapport,
Horwath Consulting AS.

Horwath HTL (2012) *Hotel yearbook 2012* [Internett], Cornell University School of Hotel Administration. Tilgjengelig fra:
<http://www.hotelschool.cornell.edu/about/pubs/articles/documents/HYB2012_outlookCornell.pdf> [Lest 26.januar 2013].

Hviid, M. (2010) *Summary of the literature on price guarantees*. ESRC Centre for Competition Policy and UEA Law School [Internett]. Tilgjengelig fra:
<http://www.uea.ac.uk/polopoly_fs/1.170059!Summary%20of%20LPG%20literature%20Final.pdf> [Lest 14.mai 2013].

Ivaldi et. al (2003) The Economics of Tacit Collusion. *Final Report for DG Competition, European Commission* [Internett]. Tilgjengelig fra:
<http://ec.europa.eu/competition/mergers/studies_reports/the_economics_of_tacit_collusion_en.pdf> [Lest 10.april 2013].

Keller, G. (2009) *Managerial Statistics*. 8. utg. South - Western, Cengage Learning.

- Konkurransetilsynet (2005a) *Reisebyråenes rolle og betydning for konkurransen i markedene for reisetjenester* [Internett], Konkurransetilsynet. Tilgjengelig fra: <http://www.konkurransetilsynet.no/iKnowBase/Content/395738/0504_ECON_REISEBYRAAENE.PDF> [Lest 3.april 2013].
- Konkurransetilsynet (2005b) *Mellommannens rolle og betydning for konkurransen – oppsummering av fire delutredninger* [Internett], Konkurransetilsynet. Tilgjengelig fra: <http://www.konkurransetilsynet.no/iKnowBase/Content/395730/0504_ECON_MELLOMMANNENS-ROLLE-KONKURRANSEN.PDF> [Lest 10.april 2013].
- Maddala, G.S. og Lahiri, K. (2009) *Introduction to econometrics*. 4.utg. Chichester, Wiley.
- Meng, W. (23.mai 2008) *Metasearch Engines* [Internett], Binghamton, Department of Computer Science, State University of New York at Binghamton. Tilgjengelig fra: <http://www.cs.binghamton.edu/~meng/pub.d/EDBS_Metasearch.pdf> [Lest 15.februar 2013].
- O'Connor, P. (2003) *Booking a Hotel Room Online: Rip off or Great Deal?* XII Simposio International de Turismo y Ocio [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://fama2.us.es:8080/turismo/turismonet1/economia%20del%20turismo/hosteleri%20a%20booking%20a%20hotel%20room%20online.pdf>> [Lest 5.mai 2013].
- OFT (2012) *Can 'Fair' Prices Be Unfair? A Review of Price Relationship Agreements*. The Office of Fair Trading [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.oft.gov.uk/shared_oftr/research/OFT1438.pdf> [Lest 7.februar 2013].
- Priceline (2013) *Investor Relations* [Internett], Priceline. Tilgjengelig fra: <<http://ir.priceline.com/>> [Lest 3.februar 2013].
- Rochet, J.C. & Tirole, J. (2006) Two-Sided Markets: A Progress Report. *The RAND Journal of Economics* [Internett], 37 (3). Tilgjengelig fra: <<http://www.jstor.org/discover/10.2307/25046265?uid=3738744&uid=2&uid=4&sid=21101880462281>> [Lest 25.februar 2013].
- Rosen, S. (1974) Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *The Journal of Political Economy* [Internett], 82 (1). Tilgjengelig fra: <<http://www.jstor.org/discover/10.2307/1830899?uid=3738744&uid=2&uid=4&sid=21102220484877>> [Lest 1.april 2013].
- Starkov, M. (2010) *End of the OTA merchant model – this time for real* [Internett], New York, HeBS digital. Tilgjengelig fra: <<http://www.hebsdigital.com/pdf/mag/11%20-%20HotelsMag%20-%20End%20of%20the%20OTA%20merchant%20model.pdf>> [Lest 6.april 2013].
- Sørgard, L. (2003) *Konkurransestrategi – eksempler på anvendt mikroøkonomi*. 2. utg. Bergen, Fagbokforlaget.
- Tirole, J. (1992) *The Theory of Industrial Organization*. 5.utg. Massachusetts, The MIT Press.

Travellink (2013) *Varemerker og markeder* [Internett], Travellink. Tilgjengelig fra:
<<http://www.travellink.no/om-travellink/varemerker-markeder>>
[Lest 3. februar 2013].

Triplett, J. (8. oktober 2004) Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information technology products. *Statistical Analysis of Science, Technology and Industry* [Internett], 9 (1). Tilgjengelig fra:
<<http://www.oecd.org/science/sci-tech/33789552.pdf>> [Lest 5. april 2013].

U.S. District Court (1. mai 2013) *On-line Travel Company (OTC) Hotel Booking Antitrust Litigation – Consolidated Amended Complaint* [Internett], United States District Court Northern District of Texas. Tilgjengelig fra:
<<http://d1jlczrezgss9n.cloudfront.net/wp/wp-content/uploads/2013/05/Consolidated-Amended-Complaint.pdf>> [Lest 6. mai 2013].

8. Appendiks

A. Hedonisk prisfunksjon

A.1. Test for heteroskedastisitet

For Breusch-Pagan/Cook-Weisberg- testen er nullhypotesen at variansen til residualene er homogene. Ettersom $\text{Prob} > \chi^2$ er lavere enn 0,01, kan vi forkaste nullhypotesen på et 1 % signifikansnivå. Testen tilsier altså at det er innslag av heteroskedastisitet i modellen.

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of Pris

chi2(1)          =      9.08
Prob > chi2      =    0.0026
```

A.2. Predikering av attributters prosentvis verdi

Tabell A.1.: Avstand

```
_nl_1: (_b[Avstand]*1000)/(_b[_cons]+_b[Stjerner]*3.94+_b[Avstand]*733.33+_
b[dg_igjen]*1+_b[Ukedag]+_b[Oslo])
```

Pris	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_nl_1	-.0533357	.0155168	-3.44	0.001	-.0837732	-.0228981

Tabell A.2.: Antall dager fra bestilling til overnatting, Oslo

```
_nl_1: (_b[dg_igjen]*1-_b[dg_igjen]*60)/
(_b[_cons]+_b[Stjerner]*3.94+_b[Avstand]*733.33+_b[dg_igjen]*60+_b[Ukedag]
+_b[Oslo])
```

Pris	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_nl_1	.0300813	.0089791	3.35	0.001	.012468	.0476947

Tabell A.3.: Antall dager fra bestilling til overnatting, Bergen

```

_nl_1:(_b[dg_igjen]*1-_b[dg_igjen]*60)/
(_b[_cons]+_b[Stjerner]*3.64+_b[Avstand]*475.71+_b[dg_igjen]*60+_b[Ukedag]
)

```

Pris	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_nl_1	.0334525	.0100299	3.34	0.001	.013778	.0531269

A.3. Modell med dummyvariabler for stjerner

Tabell A.4.: Regresjon modell (1) med dummyvariabler for stjerner

Variabel	Koeffisient	Std.avvik
Avstand	-0,0473*	(0,023)
S3,5	150,7***	(14,523)
S4	321,4***	(14,102)
S5	556,5***	(18,239)
Ukedag	251,2***	(7,894)
Oslo	66,08***	(12,382)
dg_igjen	-0,697***	(0,203)
NC	-64,09***	(12,193)
R	-122,7***	(14,020)
RB	15,92	(13,696)
Konstant	836,30***	(16,762)
N	1472	
R²	0,6912	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

B. Paritetsavtaler mellom plattformer

B.1. VIF-test, modell (2)

Tabell B.1. viser VIF-verdiene i modell (2). Både *Mean VIF* og hver av verdiene er på et tilfredsstillende nivå, og multikollinearitet anses derfor ikke som noe problem i denne regresjonsmodellen.

Tabell B.1.: VIF-test, modell (2)

Variable	VIF	1/VIF
R	2.58	0.387056
RB	2.44	0.410394
Avstand	2.26	0.441944
Oslo	1.88	0.530681
Stjerner	1.78	0.561359
NC	1.56	0.639780
Nettagent	1.02	0.980402
dg_igjen	1.01	0.988946
Ukedag	1.00	0.999548
Mean VIF	1.73	

B.2. VIF-test, modell (3)

Tabell B.2. viser VIF-verdiene for regresjonsmodell (3). Verdiene har et akseptabelt nivå, og multikollinearitet regnes derfor ikke å være noe problem i denne modellen.

Tabell B.2.: VIF-test, modell (3)

Variable	VIF	1/VIF
R	2.58	0.386978
RB	2.53	0.395638
Avstand	2.26	0.441919
Oslo	1.88	0.530642
Stjerner	1.78	0.561224
NC	1.57	0.635213
Hotels_com	1.34	0.745802
Booking_com	1.16	0.859964
dg_igjen	1.05	0.956090
Ukedag	1.00	0.998936
Mean VIF	1.72	

B.3. Prosentvis prisforskjell ved plattformene

Tabell B.3.: *Hotels.com*

```
_nl_1:(_b[Hotels_com])/(_b[_cons]+_b[Stjerner]*3.94+_b[Avstand]*733.33+_b[
dg_igjen]*1+_b[Ukedag]+_b[Oslo])
```

Pris	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_nl_1	.0271675	.0083542	3.25	0.001	.01078	.043555

Tabell B.4.: *Booking.com*

```
_nl_1:(_b[Booking_com])/(_b[_cons]+_b[Stjerner]*3.94+_b[Avstand]*733.33+_b
[dg_igjen]*1+_b[Ukedag]+_b[Oslo])
```

Pris	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_nl_1	.0379454	.0063783	5.95	0.000	.0254337	.0504571

B.4. Korrelasjonsanalyse, hver hotellkjede

Det er gjennomført en korrelasjonsanalyse for hver av hotellkjedenes modell for å avdekke om det foreligger problem med multikollinearitet. Tabell B.5. viser korrelasjonsmatrisen for Nordic Choice sin modell. Det er en høy korrelasjon mellom variablene *Avstand* og *Oslo*, hvilket er på 0,9632.

Tabell B.5.: Korrelasjonsmatrise, Nordic Choice

```
. corr Pris Avstand Stjerner Ukedag Oslo dg_igjen Hotels_com Booking_com if NC==1
(obs=312)
```

	Pris	Avstand	Stjerner	Ukedag	Oslo	dg_igjen	Hotels~m	Bookin~m
Pris	1.0000							
Avstand	0.0628	1.0000						
Stjerner	0.4446	-0.0726	1.0000					
Ukedag	0.6674	-0.0000	0.0000	1.0000				
Oslo	-0.0391	0.9632	-0.3015	0.0000	1.0000			
dg_igjen	-0.1519	-0.0000	0.0000	0.0038	-0.0000	1.0000		
Hotels_com	.	.	.	.	.	.	1.0000	
Booking_com	0.3199	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000	.	1.0000

Tabell B.6. viser at det ikke er noe sterk korrelasjon mellom variablene i Rica sin modell.

Tabell B.6.: Korrelasjonsmatrise, Rica

```
. corr Pris Avstand Stjerner Ukedag Oslo dg_igjen Hotels_com Booking_com if R==1
(obs=350)
```

	Pris	Avstand	Stjerner	Ukedag	Oslo	dg_igjen	Hotels~m	Bookin~m
Pris	1.0000							
Avstand	-0.1250	1.0000						
Stjerner	0.7870	-0.4636	1.0000					
Ukedag	0.3476	0.0019	0.0011	1.0000				
Oslo	0.3359	-0.5390	0.4809	-0.0019	1.0000			
dg_igjen	0.0969	-0.0295	0.0035	0.0103	0.0070	1.0000		
Hotels_com	0.0781	-0.0360	0.0244	0.0436	-0.0135	0.4296	1.0000	
Booking_com	0.0663	-0.0151	-0.0083	-0.0126	0.0147	-0.1599	-0.3400	1.0000

Det fremkommer av korrelasjonsmatrisen til Radisson Blu, tabell B.7., at det er en høy korrelasjon mellom variabelen *Avstand* og *Stjerner*, samt *Avstand* og *Oslo*. Disse korrelasjonskoeffisientene er på henholdsvis 0,8794 og 0,8960.

Tabell B.7.: Korrelasjonsmatrise, Radisson Blu

```
. corr Pris Avstand Stjerner Ukedag Oslo dg_igjen Hotels_com Booking_com if RB==1
(obs=468)
```

	Pris	Avstand	Stjerner	Ukedag	Oslo	dg_igjen	Hotels~m	Bookin~m
Pris	1.0000							
Avstand	0.2196	1.0000						
Stjerner	0.3077	0.8794	1.0000					
Ukedag	0.7379	-0.0000	0.0000	1.0000				
Oslo	0.0862	0.8960	0.5774	0.0000	1.0000			
dg_igjen	-0.1291	-0.0000	0.0000	0.0038	-0.0000	1.0000		
Hotels_com	-0.0014	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	1.0000	
Booking_com	-0.0103	0.0000	0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.5000	1.0000

Tabell B.8. viser at det ikke er en sterk korrelasjon mellom variablene i Thon sin modell.

Tabell B.8.: Korrelasjonsmatrise, Thon

```
. corr Pris Avstand Stjerner Ukedag Oslo dg_igjen Hotels_com Booking_com if NC==0 & R==0 & RB==0
(obs=342)
```

	Pris	Avstand	Stjerner	Ukedag	Oslo	dg_igjen	Hotels~m	Bookin~m
Pris	1.0000							
Avstand	0.5742	1.0000						
Stjerner	0.6230	0.5445	1.0000					
Ukedag	0.4168	0.0029	-0.0234	1.0000				
Oslo	0.6608	0.7907	0.3342	0.0288	1.0000			
dg_igjen	-0.0711	0.0071	0.0064	0.0109	0.0055	1.0000		
Hotels_com	0.0298	0.0514	0.0551	0.0782	0.0309	0.4232	1.0000	
Booking_com	-0.0186	-0.0151	-0.0304	-0.0372	0.0054	-0.1400	-0.3092	1.0000

B.5. Regresjon med utelatte variabler

Med utgangspunkt i hotellkjedenes korrelasjonsanalyser er det foretatt en ny regresjon hvor variabler som sterkt korrelerer er utelatt. I Nordic Choice og Radisson Blu sin modell er variabelen *Avstand* ekskludert. Resultatet av regresjonsanalysene med utelatte variabler er presentert i tabell B.9.

Tabell B.9.: Regresjon med utelatte variabler

	Nordic Choice	Std. avvik	Rica	Std. avvik	Radisson Blu	Std. avvik	Thon	Std. avvik
Avstand			0,719***	(0,047)			-0,223***	(0,033)
Stjerner	278,5***	(18,305)	414,2***	(12,977)	154,4***	(13,490)	350,7***	(16,316)
Ukedag	326,7***	(13,801)	196,2***	(12,929)	257,3***	(9,756)	222,0***	(13,119)
Oslo	50,64***	(14,060)	56,20**	(19,602)	-47,41***	(13,035)	355,6***	(16,527)
dg_igjen	-1,961***	(0,314)	1,327***	(0,319)	-1,194***	(0,273)	-1,021**	(0,319)
Hotels_com			45,23*	(18,285)	-3,199	(11,152)	-8,600	(21,705)
Booking_com	155,1***	(13,029)	65,74***	(13,602)	-5,385	(11,302)	-4,208	(13,550)
Konstant	-149,4*	(69,295)	-1027,7***	(53,046)	610,7***	(56,159)	-233,9***	(56,108)
N	312		350		468		342	
R²	0,7792		0,8390		0,6693		0,8138	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

C.2. Korrelasjonsanalyse, hver hotellkjede

For å undersøke om det var problemer med multikollinearitet, ble det gjennomført en korrelasjonsanalyse for hver av hotellkjedenes modell. Tabell C.3. viser at det i Nordic Choice sin modell er en høy korrelasjon mellom variablene *Avstand* og *Oslo*, samt *dg_igjen* og *d2013*. Korrelasjonskoeffisientene er på henholdsvis 0,9632 og -0,8878.

Tabell C.3.: Korrelasjonsmatrise, Nordic Choice

```
. corr Pris Avstand Stjerner Ukedag Oslo dg_igjen Hotels_com Booking_com Hotels_2013 Booking_2013 d2013 if NC==1
(obs=312)
```

	Pris	Avstand	Stjerner	Ukedag	Oslo	dg_igjen	Hotels_com	Booking_com	Hotels_2013	Booking_2013	d2013
Pris	1.0000										
Avstand	0.0628	1.0000									
Stjerner	0.4446	-0.0726	1.0000								
Ukedag	0.6674	-0.0000	-0.0000	1.0000							
Oslo	-0.0391	0.9632	-0.3015	0.0000	1.0000						
dg_igjen	-0.1519	-0.0000	-0.0000	0.0038	0.0000	1.0000					
Hotels_com	.	.	.	.	.	.	1.0000				
Booking_com	0.3199	0.0000	0.0000	-0.0000	0.0000	-0.0000	.	1.0000			
Hotels_2013	.	.	.	.	.	.	.	.	1.0000		
Booking_2013	0.2750	0.0000	0.0000	-0.0418	-0.0000	-0.4307	.	0.7276	.	1.0000	
d2013	0.0802	-0.0000	0.0000	-0.0862	0.0000	-0.8878	.	-0.0000	.	0.4851	1.0000

Tabell C.4. viser at det er en høy korrelasjon mellom variablene *dg_igjen* og *d2013* i modellen for Rica. Denne korrelasjonskoeffisienten er på -0,89.

Tabell C.4.: Korrelasjonsmatrise, Rica

```
. corr Pris Avstand Stjerner Ukedag Oslo dg_igjen Hotels_com Booking_com Hotels_2013 Booking_2013 d2013 if R==1
(obs=350)
```

	Pris	Avstand	Stjerner	Ukedag	Oslo	dg_igjen	Hotels_com	Booking_com	Hotels_2013	Booking_2013	d2013
Pris	1.0000										
Avstand	-0.1250	1.0000									
Stjerner	0.7870	-0.4636	1.0000								
Ukedag	0.3476	0.0019	0.0011	1.0000							
Oslo	0.3359	-0.5390	0.4809	-0.0019	1.0000						
dg_igjen	0.0969	-0.0295	0.0035	0.0103	0.0070	1.0000					
Hotels_com	0.0781	-0.0360	0.0244	0.0436	-0.0135	0.4296	1.0000				
Booking_com	0.0663	-0.0151	-0.0083	-0.0126	0.0147	-0.1599	-0.3400	1.0000			
Hotels_2013	.	.	.	.	.	.	.	.	1.0000		
Booking_2013	0.0186	-0.0112	-0.0062	-0.0477	0.0109	-0.4899	-0.2533	0.7450	.	1.0000	
d2013	-0.1276	0.0338	-0.0113	-0.0939	-0.0000	-0.8900	-0.4644	0.1690	.	0.5455	1.0000

Korrelasjonsmatrisen for modellen til Radisson Blu (tabell C.5.) viser en høy samvariasjon mellom variablene *Avstand* og *Oslo*, samt *dg_igjen* og *d2013*. Korrelasjonskoeffisientene er på henholdsvis 0,8794 og -0,8878.

Tabell C.5.: Korrelasjonsmatrise, Radisson Blu

```
. corr Pris Avstand Stjerner Ukedag Oslo dg_igjen Hotels_com Booking_com Hotels_2013 Booking_2013 d2013 if RB==1
(obs=468)
```

	Pris	Avstand	Stjerner	Ukedag	Oslo	dg_igjen	Hotels_com	Booking_com	Hotels_2013	Booking_2013	d2013
Pris	1.0000										
Avstand	0.2196	1.0000									
Stjerner	0.3077	0.8794	1.0000								
Ukedag	0.7379	-0.0000	0.0000	1.0000							
Oslo	0.0862	0.8960	0.5774	-0.0000	1.0000						
dg_igjen	-0.1291	-0.0000	0.0000	0.0038	-0.0000	1.0000					
Hotels_com	-0.0014	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	1.0000				
Booking_com	-0.0103	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.5000	1.0000			
Hotels_2013	0.0138	-0.0000	0.0000	-0.0315	0.0000	-0.3242	0.7746	-0.3873	1.0000		
Booking_2013	0.0129	0.0000	-0.0000	-0.0315	0.0000	-0.3242	-0.3873	0.7746	-0.3000	1.0000	
d2013	0.0377	-0.0000	0.0000	-0.0862	-0.0000	-0.8878	0.0000	0.0000	0.3651	0.3651	1.0000

Tabell C.6. viser en høy korrelasjon mellom variablene *dg_igjen* og *d2013* i Thon sin modell. Denne korrelasjonskoeffisienten er på -0,8933.

Tabell C.6.: Korrelasjonsmatrise, Thon

```
. corr Pris Avstand Stjerner Ukedag Oslo dg_igjen Hotels_com Booking_com Hotels_2013 Booking_2013 d2013 if NC==0 & R==0 & R
> B==0
(obs=342)
```

	Pris	Avstand	Stjerner	Ukedag	Oslo	dg_igjen	Hotels_com	Booking_com	Hotels_2013	Booking_2013	d2013
Pris	1.0000										
Avstand	0.5742	1.0000									
Stjerner	0.6230	0.5445	1.0000								
Ukedag	0.4168	0.0029	-0.0234	1.0000							
Oslo	0.6608	0.7907	0.3342	0.0288	1.0000						
dg_igjen	-0.0711	0.0071	0.0064	0.0109	0.0055	1.0000					
Hotels_com	0.0298	0.0514	0.0551	0.0782	0.0309	0.4232	1.0000				
Booking_com	-0.0186	-0.0151	-0.0304	-0.0372	0.0054	-0.1400	-0.3092	1.0000			
Hotels_2013	.	.	.	.	.	.	.	.	1.0000		
Booking_2013	-0.0005	-0.0112	-0.0226	-0.0665	0.0040	-0.4792	-0.2294	0.7418	.	1.0000	
d2013	0.0159	-0.0225	-0.0152	-0.0996	-0.0227	-0.8933	-0.4285	0.1419	.	0.5353	1.0000

C.3. Regresjon med utelatte variabler

Fra resultatene i hotellkjedenes korrelasjonsanalyser viste det seg å være en høy korrelasjon mellom enkelte variabler. Det er gjennomført en ny regresjonsanalyse for hver modell hvor variablene med høy korrelasjon er ekskludert. I Nordic Choice og Radisson Blu sin modell er variablene *Avstand* og *dg_igjen* utelatt. Variabelen *dg_igjen* ble også ekskludert fra modellene til Rica og Thon. Tabell C.7. viser at variablene for nettagentene er tilnærmet lik resultatene i tabell 14, men variabelen *d2013* er nå endret i fortegn og signifikans.

Tabell C.7.: Regresjoner etter utelatte variabler

	Nordic Choice	Std. avvik	Rica	Std. avvik	Radisson Blu	Std. avvik	Thon	Std. avvik
Avstand			0,723***	(0,047)			-0,222***	(0,033)
Stjerner	278,5***	(18,530)	414,0***	(12,944)	154,4***	(13,787)	351,0***	(16,457)
Ukedag	332,2***	(14,298)	191,8***	(12,817)	260,2***	(10,115)	225,4***	(13,297)
Oslo	50,64***	(14,242)	57,18**	(19,567)	-47,41***	(13,167)	355,9***	(16,616)
dg_igjen								
Hotels_com			23,24	(20,852)	-9,771	(19,597)	-10,52	(22,680)
Booking_com	150,0***	(17,972)	25,00	(20,616)	-16,25	(20,703)	-2,500	(20,222)
Hotels.2013					9,493	(23,934)		
Booking.2013	7,407	(24,942)	59,16*	(26,948)	15,69	(24,833)	-2,377	(26,764)
d2013	69,19***	(17,589)	-83,80***	(21,131)	29,81	(15,951)	40,33*	(19,409)
Konstant	-240,0***	(72,007)	-941,8***	(54,047)	564,3***	(55,985)	-285,8***	(61,434)
N	312		350		468		342	
R²	0,7745		0,8404		0,6626		0,8129	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001