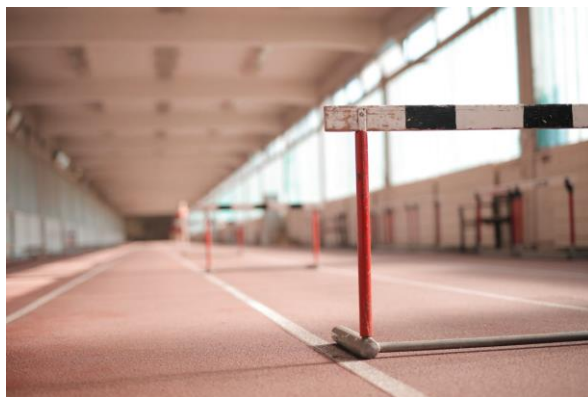




Etableringshindringer i dagligvaremarkedet

Lokale reguleringer som etableringshindring



Ingeborg Sofie Fretheim og Maria Rodnova

Veiledere: Frode Steen og Simen Aardal Ulsaker

Masteroppgave i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: Samfunnsøkonomi

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

Forord

Vi vil gjerne benytte anledningen til å takke våre supre veiledere i FOOD-teamet, Frode og Simen. Ingen spørsmål har vært for små eller ubesvart. Vi vil også rette en takk til NorgesGruppen for tilgang på datasett, samt ansatte i SSB sin plan- og byggesaksavdeling for god hjelp. Alle vi har vært i kontakt med har vært svært hjelpsomme. En stor takk rettes også til familie og samboere som har holdt ut med oss på hjemmekontor.

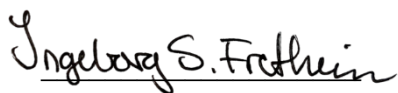
Det har vært veldig spennende å jobbe med et dagsaktuelt tema, og vi gleder oss til å følge med på utviklingen i konkurransebildet i de lokale dagligvaremarkedene.

Avslutningsvis vil vi takke Norges Handelshøyskole som abonnerer på Microsoft Teams. Dette verktøyet har vært til stor hjelp når hele masteroppgaven skulle slutføres digitalt. Koronakrisen har hjulpet oss å løfte den digitale kompetansen og samarbeidsevnen.

Sist, men ikke minst, må vi takke hverandre for et supert samarbeid gjennom det siste semesteret ved Norges Handelshøyskole. En bedre masterpartner må du lete lenge etter!

På hjemmekontor

8. juni 2020



Ingeborg Sofie Fretheim



Maria Rodnova

Innholdsfortegnelse

FORORD	2
INNHALDSFORTEGNELSE	3
1. SAMMENDRAG	7
2. INNLEDNING	8
2.1 BAKGRUNN OG MOTIVASJON	9
2.2 PROBLEMSTILLING OG FORSKNINGSSPØRSMÅL	9
2.3 UTREDNINGENS MARKEDSAVGRENSNINGER	10
2.4 UTREDNINGENS VIDERE OPPBYGNING	10
3. TEORI	11
3.1 KONKURRANSEFORM VED ULIK MARKEDDSTRUKTUR	11
3.1.1 Mål på markedskonsentrasjon: Herfindahl-Hirshman indeksen	12
3.2 ETABLERINGSHINDRINGER	13
3.2.1 Kriterium for etablering: Ikke-reversible kostnader	14
4. OM DAGLIGVAREMARKEDET	18
4.1 VERDIKJEDEN, MARKEDSANDELER OG ANTALL BUTIKKER	18
4.2 BUTIKKSTRUKTUR OG HANDLEVANER	22
4.3 KONKURRANSE I DAGLIGVAREMARKEDET	26
4.3.1 Nasjonalt og lokalt dagligvaremarked	28
5. ETABLERINGSHINDRINGER I DAGLIGVAREMARKEDET	30
5.1 KOMMUNENS ROLLE	32
5.1.1 Plan- og bygningsloven	32
5.1.2 Reguleringsplanen og forretninger	32
5.1.3 Byggesøknadsprosessen	33
5.1.4 Nasjonale retningslinjer	34

6.	LITTERATURGJENNOMGANG.....	35
6.1	OVERFØRINGSVERDI TIL DET NORSKE DAGLIGVAREMARKEDET	38
7.	DATAGRUNNLAG.....	40
7.1	OM DATASETTET	40
7.2	BEARBEIDING AV DATA	40
7.2.1	<i>Kommunesammenslåinger</i>	40
7.2.2	<i>Forklaringsvariabel</i>	41
7.2.3	<i>Utfallsvariabel</i>	43
7.2.4	<i>Kontrollvariabler og variabler til deskriptivt formål</i>	43
7.3	KVALITETEN PÅ DATASETTET	45
7.4	DESKRIPTIV STATISTIKK.....	47
7.4.1	<i>Forklaringsvariabel: Reguleringsindikatorer</i>	47
7.4.2	<i>Utfallsvariabel: HHI</i>	48
7.4.3	<i>Kontrollvariabler: Lokale markedskarakteristikker</i>	50
7.4.4	<i>Korrelasjonsmatrise</i>	52
7.4.5	<i>Utvikling i monopolkommuner</i>	53
8.	EMPIRISK STRATEGI	57
8.1	FORSKNINGSMETODE, -HENSİKT OG -TILNÆRMING.....	57
8.2	FORSKNINGSPØRSMÅL OG ANTAGELSE OM EFFEKT.....	57
8.3	EMPIRISK RAMMEVERK	57
8.3.1	<i>Multipel regresjon med minste kvadraters metode</i>	57
8.3.2	<i>Uobserverbar heterogenitet i paneldata</i>	58
8.3.3	<i>Begrunnelse for OLS fremfor FE</i>	58
8.4	STATISTISKE MODELLER.....	61
8.4.1	<i>Modellspesifikasjon 1: Innvilgede søknader med mottatte søkander som kontrollvariabel</i>	61

8.4.2	<i>Modellspesifikasjon 2: Innvilgningsrate</i>	63
8.4.3	<i>Endogenitetsproblemer</i>	63
8.4.4	<i>Instrumentvariabelanalyse</i>	64
8.4.5	<i>Tester for ytterligere modellspesifikasjon</i>	67
9.	RESULTATER	68
9.1	METODE 1: OLS-ESTIMATER	68
9.2	METODE 2: ESTIMATER FRA IV-ANALYSE	70
9.2.1	<i>Første steg: HHI partikonsentrasjon som instrument for regulering</i>	70
9.2.2	<i>Andre steg: HHI partikonsentrasjon som instrument for innvilgede søknader</i>	72
10.	HETEROGENITET PÅ TVERS AV KOMMUNER	74
11.	ROBUSTHETSANALYSE	79
11.1	HHI PÅ LAVERE NIVÅER	79
11.1.1	<i>HHI på konseptkjedenivå</i>	79
11.1.2	<i>HHI på butikknivå</i>	80
11.2	LAGGING AV REGULERINGSINDIKATOR	82
12.	DISKUSJON	84
12.1	DISKUSJON AV FORSKNINGSSPØRSMÅL	84
12.2	RESULTATENES ROBUSTHET OG HETEROGENITET	85
12.3	DISKUSJON AV SVAKHETER VED ESTIMATENE	86
12.4	FORSLAG TIL VIDERE FORSKNING	87
13.	KONKLUSJON	88
	LITTERATURLISTE	89
	KILDEHENVISNING TIL DATA HENTET FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ	93
	APPENDIKS	94
A1	SKJEVFORDELTE VARIABLER	94
A2	HETEROSKEDASTISITET	95

A3 AUTOKORRELASJON.....	95
A4 MULTIKOLINERATITET.....	96
A5 ELASTISITETER	97
<i>A5.1 OLS-estimer</i>	97
<i>A5.2 Heterogenitetsanalyse</i>	97
<i>A5.3 Robusthetsanalyse</i>	98
A6 F-TEST FOR FELLES SIGNIFIKANS AV KONTROLLVARIABLER	99
A7 HETEROGENITETSANALYSER	100
<i>A7.1 Heterogenitet basert på sentralitet</i>	100
<i>A7.2 Heterogenitet basert på gjennomsnittlig butikkareal</i>	101

1. Sammendrag

Tilgang til egnede lokaler regnes som en betydelig etableringsbarriere i dagligvaremarkedet. Stordriftsfordeler i innkjøp og distribusjon, kombinert med forbrukerens preferanse for nærhet til butikk, er forhold som kan forklare dette. I tillegg kan lokale reguleringer bidra til å styrke denne etableringsbarrieren. Kommunen påvirker hvor etablering finner sted gjennom oppmerking av handelsareal i reguleringsplanen. Videre behandler kommunen byggesøknader fra potensielle nykommere. Hvor liberal kommunen er i sin godkjenning av byggesøknader kan følgelig påvirke etablering, og derigjennom konkurransen i markedet.

Denne utredningen undersøker om kommunale reguleringer kan opptre som en etableringsbarriere i dagligvaremarkedet, og dermed påvirke konkurransebildet. Spørsmålet besvares gjennom analyse av hvorvidt det eksisterer en årsak-virkning-sammenheng mellom kommunenes regulering og markedskonsentrasjon i det lokale dagligvaremarkedet. Til dette formålet benyttes en multipl lineær regresjonsmodell samt en instrumentvariabelanalyse. Analysen bygger på data fra samtlige norske kommuner over perioden 2015 til 2018. Regulering måles gjennom et sett med indikatorer. Disse indikatorene er innvilgningsraten for byggesøknader og antall mottatte byggesøknader, med totalt mottatte søknader som kontrollvariabel. I instrumentvariabelanalysen benyttes partikonsentrasjon som instrument for regulering. Indikatorene estimeres på utfallsvariabelen HHI som måler lokal markedskonsentrasjon.

Vi finner kausal negativ sammenheng mellom økt liberal regulering i kommunen og markedskonsentrasjon i det lokale dagligvaremarkedet ved bruk av OLS. Dette gjelder uavhengig av om konkurransen defineres på paraplykjede-, konseptkjede- eller butikknivå. Effekten av økt liberal regulering på markedskonsentrasjon er noe større i spredt befolkede kommuner sammenlignet med tett befolkede kommuner. Videre finner vi at økt andel representanter fra høyresiden i kommunestyret påvirker markedskonsentrasjonen negativt. Instrumentvariabelanalysen peker i samme retning som OLS-resultatene. Med bakgrunn i resultatene finner vi at kommunale reguleringer påvirker markedskonsentrasjonen i dagligvaremarkedet, og følgelig konkurransebildet.

2. Innledning

I likhet med de fleste markeder er dagligvaremarkedet i Norge preget av etableringshindringer. Flere aktører peker på tilgang til egnede lokaler som et betydelig hinder. I følge Oslo Economics (2017) er mangel på tilgang til egnede lokaler den andre viktigste etableringshindringen i dagligvaremarkedet, etter stordriftsfordeler i innkjøp. Tilgang til gode lokaler er særlig viktig på grunn av forbrukernes sterke preferanse for butikknærhet.

Kommunen kan bidra til å opprettholde og styrke tilgang til egnede lokaler som en etableringshindring gjennom sin arealdisponering. Kommunene definerer areal til blant annet handelsvirksomhet i sine reguleringsplaner. Nye lokaler til forretningsvirksomhet må etableres i det fastsatte handelsområdet, med mindre det gis dispensasjon. Det kreves i tillegg at man søker kommunen om byggetillatelse før etablering kan finne sted. Godkjenning fra kommunen er nødvendig også når et bygg står overfor bruksendring (Plan- og bygningsloven, 2008, §20-1).

Lovise Engene og Sigurd Birkeland fra Konkurransetilsynet påpeker i sin kronikk i Dagens Næringsliv 20.02.2020 at kommunene indirekte kan påvirke konkurransebildet i de lokale dagligvaremarkedene gjennom planprosessen og arealdisponeringen i kommunen. Ved å vektlegge konkurransebildet kan kommunen legge til rette for etablering av nye aktører i det lokale markedet. Dermed kan tilgang til egnede lokaler som etableringshindring svekkes, slik at konkurransen styrkes. Dette vil særlig være positivt i lokale markeder der alle dagligvarebutikker tilhører samme paraplykjede, såkalte lokale monopoler. En paraplykjede kan forstås som en aktør som eier en eller flere konseptkjeder, og ivaretar deres felles funksjoner. Konseptkjede betegner kjeder som fremstår med samme navn og profil (Gripsrud & Furseth, 2002). Et eksempel på en paraplykjede er NorgesGruppen, som eier konseptkjedene Kiwi, Meny, Spar, Nærbutikken og Joker (NorgesGruppen, 2018).

I flere områder i Norge finner vi lokale dagligvaremonopoler. Fornebu og Snarøya i Bærum blir trukket frem som eksempler, hvor NorgesGruppen eier alle dagligvarebutikker som er tilgjengelig (Solem, 2020). I vår analyse identifiserer vi i tillegg en rekke kommuner der dagligvaretilbudet består av én paraplykjede. Fravær av konkurranse kan påvirke forbrukernes vilkår negativt gjennom forhold som vareutvalg, service og åpningstider.

2.1 Bakgrunn og motivasjon

Konkurransetilsynet (2020) skriver at våre naboland Sverige, Danmark og Finland har tatt tak i denne problemstillingen ved inkludere konkurransehensyn som en del av lovgivingen. Eksplisitt presisering av konkurransehensyn eksisterer ikke i den norske Plan- og bygningsloven (2008). En forutsetning for at en slik lovendring skal ha ønsket effekt er at kommunen har påvirkningskraft på konkurransebildet gjennom regulering. Da det primært er kommunestyret som fatter beslutninger om hvordan kommunens areal skal disponeres, vil regulering avhenge av den politiske sammensettingen i kommunen.

Det er nødvendig å teste reguleringens påvirkningskraft for å avgjøre om en presisering i lovverket er et effektivt verktøy for å bedre konkurransen. Til vår visshet mangler det empirisk grunnlag som undersøker hvorvidt kommunene i Norge har en påvirkningskraft på konkurransen i de lokale dagligvaremarkedene. Slike undersøkelser har blitt gjort for blant annet Sverige, og vi ønsker derfor å gjennomføre en lignende analyse med norske data.

Vi anser det som viktig å analysere potensielle konkurranseutfall som følge av regulering grundig, slik at forbrukernes interesser blir ivaretatt. Dette er særlig viktig for et fundamentalt marked som dagligvare.

2.2 Problemstilling og forskningsspørsmål

Formålet med denne utredningen er å undersøke om lokale reguleringer kan opptre som en etableringshindring i dagligvaremarkedet. Nærmere bestemt om regulering av arealer kan fungere som en etableringshindring ved å gjøre tilgangen til egnede lokaler vanskeligere.

Dette har ført oss til følgende overordnede problemstilling for denne utredningen:

Kan kommunale reguleringer opptre som en etableringsbarriere i det lokale dagligvaremarkedet, og dermed påvirke konkurransebildet?

Problemstillingen presiseres og besvares gjennom følgende forskningsspørsmål:

Finnes det en sammenheng mellom kommunenes regulering og markedskonsentrasjon i det lokale dagligvaremarkedet?

2.3 Utredningens markedsavgrensninger

Et lokalt marked avgrenses i denne analysen til å gjelde en kommune. Lokale reguleringer gis i stor grad på kommunenivå og vi får betydelig mer variasjon ved å benytte kommunedata (423 kommuner) fremfor fylkesdata (19 fylker). En potensiell svakhet ved en slik avgrensning er at substitusjonsmuligheter utenfor kommunegrensene ikke tas med i betraktningen. Av praktiske hensyn er dette vanskelig å ta hensyn til og vi anser derfor avgrensning til kommune som rimelig.

Videre er denne oppgaven avgrenset til å rette søkelys mot dagligvarebutikker med fysiske utsalgssteder. Det vil si at konkurranse fra eksempelvis kiosker og bensinstasjoner utelukkes. Dette kan omtales som en totalsortimentstilnærming ved avgrensning av dagligvaremarkedet (NOU 2011:4).

2.4 Utredningens videre oppbygning

Totalt består denne utredningen av 13 kapitler, inkludert innledningen. I tillegg har utredningen et appendiks. Utredningen starter med å presentere relevant teori for konkurranse og etableringshindringer i kapittel 3. Videre i kapittel 4, presenteres aspekter ved struktur og konkurransesituasjon i dagligvaremarkedet, før etableringshindringer i markedet beskrives i kapittel 5. Tidligere litteratur og studier på området presenteres i kapittel 6, og utredningens datagrunnlag beskrives i kapittel 7. I kapittel 8 fremlegges utredningens empiriske strategi, etterfulgt av resultater i kapittel 9. Utredningens kapittel 10 og 11 omhandler henholdsvis heterogenitets- og robustanalyse, før resultatene diskuteres i kapittel 12. Utredningen avsluttes med en konklusjon i kapittel 13.

3. Teori

Tilstedeværelse av etableringshindringer vil påvirke konkurransebildet i et marked. Dette kapitlet presenterer derfor relevant teori om ulike konkurranseformer, samt etableringshindringer.

Sterkere grad av konkurranse i et marked assosieres gjerne med et større insentiv for aktører til å forbedre deres tjenester eller produkter for å vinne forbrukeren. Dette vil øke konsumentvelferd, dersom konkurranse resulterer i en lavere pris eller et bedre tilbud til forbruker (Oslo Economics, 2017). Graden av konkurranse bestemmes i mange tilfeller av markedsstruktur, og de neste avsnittene vil derfor ta for seg en kort beskrivelse av ulike markedsstrukturer. Dernest presenteres Herfindahl-Hirshman-indeksen som et mål på markedskonsentrasjon. Kapitlet avsluttes med en presentasjon av ulike etableringshindringer.

3.1 Konkurransreform ved ulik markeddstruktur

I den ene ytterkanten av konkurranseformer finner vi fullkommen konkurranse, også kjent som frikonkurranse. Ved fullkommen konkurranse opptrer enhver tilbyder som pristaker, og kan følgelig ikke ta høyere pris enn marginalkostnad uten å miste hele sin markedsandel. Gjennom fullkommen konkurranse maksimeres konsumentoverskuddet. Dermed er denne formen for konkurranse den gunstigste for forbruker. Motsetningen til frikonkurranse er en monopolsituasjon der kun én aktør står for alt tilbudet i markedet. Monopolisten har full markedspekt, og følgelig evne til å sette pris høyere enn marginalkostnad slik at det er mulig å inntjene profitt (Riis & Moen, 2016).

Det er imidlertid sjeldent vi observerer ytterpunktene fullkommen konkurranse eller monopol. Overgangen mellom disse markedstypene betegnes som ufullkommen konkurranse. Et ofte observert eksempel på ufullkommen konkurranse er oligopol, der noen få aktører konkurrerer seg imellom (Stoltz, 2014). Dagligvaremarkedet i Norge kan sies å ha oligopolstruktur, der vi i praksis ser fire tilbydere. I en oligopolsituasjon har tilbyderne noe grad av markedspekt slik at pris kan settes høyere enn marginalkostnad. Prisen vil imidlertid settes lavere enn i en monopolsituasjon, da oligopolistenes markedspekt er mindre sammenlignet med monopolistens (Sørgard, 2003).

Til tross for at det som regel er positiv korrelasjon mellom stor grad av markedsrett og få aktører, er ikke dette tilfelle i alle situasjoner. Under forutsetning om konkurranse på pris med homogene produkter og lik kostnadsstruktur, predikerer teorien at det vil være tilstrekkelig med kun to aktører for å oppnå frikonkurranse (pris lik marginalkostnad). Graden av konkurranse i et marked bestemmes derfor ikke av antall aktører alene. Andre forhold som produktdifferensiering, kostnadsstruktur og hva som er strategisk variabel i konkurransebildet, vil også påvirke konkurransesituasjonen (Sørgard, 2003).

Med bakgrunn i dette er det ikke tilstrekkelig å måle konkurransen i et marked kun basert på antall aktører. En mulig løsning er å ta i betraktning den relative markedsmakten aktørene har overfor hverandre, samt forbrukeren. Dette kan gjøres gjennom mål på markedskonsentrasjon. Et slikt mål gir ikke et entydig bilde av konkurransen i markedet, men er likevel en av flere indikatorer som ofte brukes i forbindelse med konkurransemål (Friberg, Pettersen, Steen & Ulsaker, 2020). Et oligopolmarked med én dominerende og flere små aktører vil eksempelvis defineres som mer konsentrert enn et oligopolmarked der markedsandelene er likt fordelt mellom aktørene. Følgelig vil konkurransen betegnes som svakere i førstnevnte situasjon sammenlignet med sistnevnte.

3.1.1 Mål på markedskonsentrasjon: Herfindahl-Hirshman indeksen

En måte å måle markedskonsentrasjon på er gjennom Herfindahl-Hirshman-indeksen (HHI). Indeksen gjør det mulig å sammenligne markedskonsentrasjon mellom markeder over tid. HHI fanger opp hvor mange aktører som operer i markedet, og hvordan distribusjonen av markedsandeler er fordelt mellom disse aktørene. HHI defineres som summen av de kvadrerte markedsandelene til bedriftene i markedet. Formelt har vi:

Formel 1: Herfindahl-Hirshman indeks

$$HHI = \sum_{i=1}^N (s_i)^2$$

Kilde: Fra «Industrial organization: theory and application» av Shy, O., 1995

Hvor N i Formel 1 er antall bedrifter i markedet og s_i er markedsandelen til bedrift i . Ved å kvadrere markedsandelene får vi et høyt tall i tilfeller der markedsandelene er ujevnt fordelt

mellom bedriftene og/eller det er få bedrifter i markedet (Shy, 1995). I ekstremtilfellet med kun én bedrift vil HHI ta verdien 10 000. I motsatt tilfelle, med uendelig antall bedrifter og uniformt fordelte markedsandeler, vil HHI gå mot null.

HHI kan være noe unøyaktig som konsentrasjonsmål ved analyse av markeder med differensierte produkter. Et eksempel på dette er konseptkjedene Meny og Rema 1000 som retter seg mot ulike kundegrupper. Ved å plassere disse differensierte aktørene i samme marked kan HHI produsere et noe unyansert mål på markedskonsentrasjonen i dagligvaremarkedet (Shy, 1995). Da denne utredningen har som formål å studere dagligvaremarkedet på et aggregert nivå, anser vi dette som en svakhet av mindre betydning.

EU har formulert terskelverdier på HHI som grunnlag for fusjonskontroll. Fusjonstilfeller der HHI er under 1000 etter fusjon utsettes ikke for omfattende analyser. En HHI mellom 1000 og 2000 utsettes for omfattende analyser, dersom endringen HHI som følge av fusjonen er over 250. Fusjonskontrollen er enda strengere dersom HHI er over 2000 etter fusjon. Her kreves det analyser dersom endringen i HHI er større enn 150 (EUR-Lex, 2004). Disse terskelverdiene antyder at en HHI under 1000 betegner lite konsentrerte markeder, mens verdier på 1000-2000 samt 2000 og oppover, angir henholdsvis moderat og sterkt konsentrerte markeder.

3.2 Etableringshindringer

I et marked med ufullkommen konkurranse har aktørene mulighet til å utøve markedsrett, og dermed inntjene profitt. Et slikt marked vil lokke til seg nykommere så fremt etablering anses som lønnsomt. Følgelig vil konkurransesituasjonen konvergere mot frikonkurranse der prisene presset ned til et nivå der profitt ikke lenger oppnås, og etablering ikke lenger er lønnsomt (Lien, Knudsen & Baardsen, 2016).

Til tross for dette, observerer vi markeder der profitt inntjenes over lengre perioder. Årsaken til dette er etableringshindringer. Bain (1956) definerer etableringshindringer som en fordel etablerte aktører har over nykommere. Det reflekteres gjennom de etablerte aktørers evne til å sette pris høyere enn prisen som ville oppstått i en situasjon med høy konkurranse. Videre kan etableringshindringer forstås som egenskaper ved et marked som gjør markedet mindre attraktivt for nykommer sammenlignet med etablerte aktører. Slike hindringer skaper etableringskostnader for potensielle nykommere. Dersom kostnadene er høye nok, vil antall

aktører som opererer i markedet begrenses, og de etablerte aktørene kan opprettholde sin markedsrett (Lien et al., 2016).

3.2.1 Kriterium for etablering: Ikke-reversible kostnader

Potensielle nykommere vil finne etablering lønnsomt kun dersom forventet fremtidig profitt overstiger de ikke-reversible oppstartskostnadene. Ikke-reversible oppstartskostnader er kostnader den nyetablerte ikke vil få igjen dersom den skulle trekke seg ut av markedet. Høye ikke-reversible kostnader er derfor en av de mest fundamentale etableringshindringene (Lien et al., 2016). Dersom de ikke-reversible etableringskostnadene er høye, må en nykommer være lenger i markedet før profitten veier opp for etableringskostnadene. Slik øker risikoen tilknyttet etablering, da lønnsomhetsberegner lenger frem i tid typisk er usikre (Oslo Economics, 2017).

I tillegg skaper de ikke-reversible kostnadene asymmetri mellom nykommer og etablerte aktører. De etablerte aktørene har allerede pådratt seg de ikke-reversible oppstartskostnadene, og tar dermed ikke hensyn til disse i sine beslutninger, slik nykommeren må. Med dette som utgangspunkt kan den etablerte for eksempel ta en lavere pris enn det nykommeren kan, da nykommeren må dekke sine ikke-reversible oppstartskostnader (Lien et al., 2016).

Ikke-reversible etableringskostnader danner grunnlag for to kategorier av etableringshindringer; strukturelle og strategiske. Strukturelle etableringsbarrierer oppstår utenfor aktørenes kontroll og er relativt stabile over tid. Strategiske etableringsbarrierer er på den annen side aktive valg de etablerte aktørene foretar seg med den hensikt å eliminere nyetablering (Lien et al., 2016). I det videre benytter vi dette skillet når vi presenterer hindringene av størst relevans for detaljistledet i dagligvaremarkedet. Det må likevel nevnes at skillet mellom kategoriene er noe flytende, da enkelte strategiske handlinger kan danne grunnlag for strukturelle hindringer og vice versa.

Strukturelle etableringshindringer

Stordriftsfordeler er en strukturell hindring som oppstår når kostnad per produksjonsenhet faller i takt med volum. Dersom det tar lang tid å oppnå høyt nok volum til at stordriftsfordeler realiseres, vil en nykommer ha en kostnadsulempe sammenlignet med etablerte aktører frem til tilstrekkelig volum er oppnådd. Kostnadsulempen, samt anskaffelse av ressurser for å oppnå tilstrekkelig høyt volum, vil bidra til å øke de ikke-reversible kostnadene, og dermed styrke etableringsbarrieren (Lien et al., 2016). Stordriftsfordeler kan også gi de etablerte aktørene

fordelaktige innkjøpsbetingelser sammenlignet med betingelsene nykommer får. Med større volum oppnår de etablerte aktørene forhandlingsmakt overfor leverandørene, noe som igjen gir opphav til **kjøpermakt** som strukturell hindring (Oslo Economics, 2017).

På samme måte som stordriftsfordeler er **breddefordeler** en strukturell etableringshindring som oppstår når produksjonskostnaden per enhet faller. I motsetning til stordriftsfordeler, der kostnadene faller i takt med volum, faller de her i takt med antall ulike produkter eller produktvarianter som produseres. Ved breddefordeler oppstår det kostnadsulempe for nykommere som etablerer seg med kun én variant eller ett produkt (Lien et al., 2016).

Hvorvidt etablering er lønnsomt, avhenger også av om kundene velger nykommerens produkter eller tjenester. Dersom de etablerte aktørene har godt **omdømme**, kan dette opptre som en etableringsbarriere. I tilfeller der etablerte aktører har lojale kunder vil det være vanskelig for nykommer å tiltrekke seg de samme kundene. For å vinne kundene kan det være nødvendig å tilby en lavere pris eller satse mer på markedsføring i oppstartsfasen. Dette vil øke de ikke-reversible kostnadene, og dermed også risikoen ved etablering (Oslo Economics, 2017).

Dersom **vertikal integrasjon** gir de etablerte aktørene et kostnadsfortrinn, kan også dette være en barriere for nykommer. For eksempel kan vertikalt integrerte virksomheter få tilgang til innsatsfaktorer til relativt lavere priser fra sine integrerte leverandører, eller få tilpasset aktiviteter fra oppstrøms- til nedstrømsvirksomheten. En nykommer som kun operer på ett nivå i verdikjeden kan dermed stå overfor dårligere betingelser sammenlignet med de etablerte. På den måten er også vertikal integrasjon en kilde til kjøpermakt (Oslo Economics, 2017). Vertikal integrasjon har i tillegg elementer av strategisk etableringshindring, da etablerte aktører kan foreta vertikal integrasjon med hensikt å bygge en etableringsbarriere for potensielle nykommere. Dette er imidlertid en beslutning som er vanskelig å reversere, og fattes sjeldent kun med hensikt å skremme konkurrenter fra etablering. Vi velger derfor å kategorisere vertikal integrasjon som en strukturell etableringshindring.

Gjennom **lovgivning og regulering** kan den byråkratiske prosessen tilknyttet etablering bli komplisert, tids- og kostnadskrevende. Dersom det kreves omfattende juridisk rådgivning i en etableringsprosess, øker de ikke-reversible kostandene samtidig som sannsynligheten for etablering synker. Lover og reguleringer kan også skape etableringsbarrierer gjennom å forby eller gjør det ugunstig å drive enkelte former for virksomhet. Et eksempel er lovgivning

tilknyttet importvern som gjør salg av utenlandske produkter kostnadskrevende. Et annet eksempel er regulering rundt attraktive tomter til handelsvirksomhet. Dersom det kreves lobbyvirksomhet for å få tilgang til tomten, vil det øke de ikke-reversible kostnadene gjennom anskaffelse av ressurser til å gjennomføre forhandlinger (Oslo Economics, 2017).

Strategiske etableringshindringer

Aktører med markedsmakt har insentiv til adferd som ikke maksimerer profitt på kort sikt, men snarere hindrer nyetablering, slik at markedsmakten opprettholdes. Slik adferd skaper strategiske etableringshindringer, og på et overordnet nivå kan det skilles mellom to typer adferd. Bedriftene kan kontinuerlig utvise adferd som gjør det mindre lønnsomt å tre inn i markedet, eller de kan opptre aggressivt etter at etablering har funnet sted. En felles forutsetning for at disse handlingene skal fungere som etableringshindringer er at truslene som fremmes fremstår troverdige overfor nykommer (Oslo Economics, 2017).

Kontinuerlig adferd

Grenseprising og overinvestering i kapasitet er eksempler på kontinuerlig adferd bedriften kan utvise. Ved **grenseprising** vil en etablert aktør kontinuerlig sette en pris som nykommer vil betrakte som ulønnsom. For at prisen skal være et troverdig signal om et ulønnsomt marked, må imidlertid nykommer ha begrenset informasjon om kostnads- og etterspørselsforhold (Oslo Economics, 2017).

Ved **overinvestering i kapasitet** sender etablerte aktører et signal om at hard priskonkurranse vil finne sted dersom nykommer etablerer seg i markedet. Når det eksisterer overkapasitet kan produksjonen økes utover etterspørselen i markedet slik at prisen faller. For at overkapasitet skal fungere som en reell etableringshindring må investeringen i overkapasitet være ikke-reversibel slik at trusselen om priskrig blir troverdig. I tillegg må etterspørselsveksten i markedet være moderat slik at ny kapasitet ikke blir spist opp av en økende etterspørsel (Lien et al., 2016).

Aggressiv respons

Etablerte aktører kan også skape ugunstige forhold for nykommer etter at etablering har funnet sted gjennom aggressiv respons. For det første kan etablerte aktører øke rivaliseringen i markedet slik at gjennomsnittslønnsomheten går ned. Typiske eksempler på dette er pris-, kapasitets- og markedsføringskrig som vil drive opp de ikke-reversible kostnadene på bekostning av etableringens lønnsomhet. For det andre kan etablerte aktører gjøre det

vanskeligere for nykommer å skaffe seg nødvendige ressurser (Lien et al., 2016). Dette kan eksempelvis gjøres ved å binde opp leverandører av viktige innsatsfaktorer gjennom eksklusivavtaler eller gjennom oppkjøp av eiendeler som den etablerte ikke umiddelbart har bruk for, men som kunne vært en ressurs for nykommer. Oppkjøp av tomteareal som nykommer kunne ha utnyttet er et eksempel på sistnevnte (Oslo Economics, 2017). I begge tilfeller av aggressiv respons er hensikten å skape en ulønnsom etableringssituasjon slik at nykommer trekker seg ut av markedet (Lien et al., 2016).

Forekomsten og sannsynlighet for strategiske etableringshindringer, både kontinuerlig adferd og aggressiv respons, øker når markedskonsentrasjonen er høy. Å skape strategiske etableringshindringer er kostnadskreven. Dersom tiltakene lykkes, tilfaller imidlertid gevinsten hele markedet. Det vil dermed være tilstrekkelig at én aktør er villig til å ta på seg kostnaden tilknyttet oppbygging av en strategisk etableringshindring. I konsentrerte markeder har hver bedrift relativt høy markedsandel, og dermed mer å tape dersom nyetablering finner sted. Med mer på spill øker sannsynligheten for at noen er villig til å ta på seg kostnaden som kreves for å holde nykommer ute av markedet. I fragmenterte markeder vil gratispassasjerprinsippet være mer gjeldende (Lien et al., 2016).

Avslutningsvis bør det nevnes at nyetableringer i et marked ikke alltid er samfunnsøkonomisk gunstig. Dersom etablering ikke fører med seg ny verdiskaping, og dermed høyere velferd, har vi et tilfelle av overetablering i markedet. I et slikt tilfelle vil nykommere kun stjele markedsandeler fra de etablerte, samtidig som de faste kostnadene dupliseres. På denne måten flyttes eksisterende verdi uten at det skapes ytterligere verdier i markedet (Oslo Economics, 2017). Ved antydning til overetablering vil man typisk i konkurransepolitikken likevel se positivt på nyetablering så lenge konsumentene tjener på det (Lund & Solem, 2020).

4. Om dagligvaremarkedet

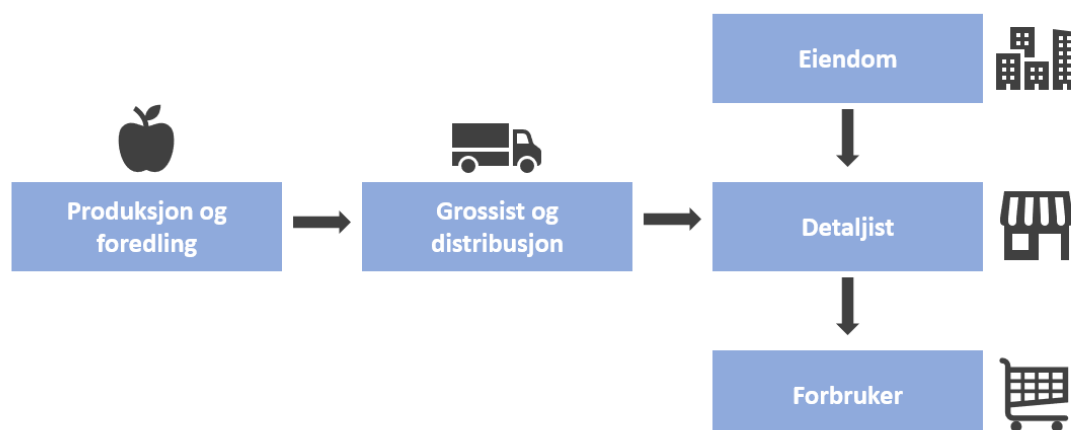
Til tross for at budsjettandelen nordmenn bruker på mat har sunket de siste årene, utgjorde mat og drikke den tredje største posten (11%) av nordmenns forbruk i 2017 (Virke, 2019). Dagligvaremarkedet er derfor et betydelig marked som det er verdt å analysere med hensyn på konkurransedynamikk. Dette understrekes også av Konkurransetilsynets (2019) satsing på konkurranseanalyser av dagligvaremarkedet. I dette kapitlet presenteres markedsstrukturen for dagligvare, herunder markedsandeler, butikkstruktur og handlevaner. Avslutningsvis beskrives konkurranseforholdene i markedet.

4.1 Verdikjeden, markedsandeler og antall butikker

Verdikjeden

Dagligvaremarkedet er organisert gjennom en verdikjede som illustrert i Figur 1. Leverandører står for produksjon av varer, og grossistledet distribuerer varene fra leverandørene til detaljistledet. Sistnevnte består av butikker som selger varene ut til sluttkunden. Det norske markedet domineres av tre store paraplykjeder som er vertikalt integrert mellom grossist- og detaljistledet. Det finnes ingen uavhengige grossister. De største aktørene har i tillegg en egen eiendomsvirksomhet integrert i sin virksomhet, som jobber for å sikre gode lokasjoner til de respektive kjedenes butikker (Oslo Economics, 2017). Denne utredningen skal primært avgrenses til å se på i detaljistledet av verdikjeden.

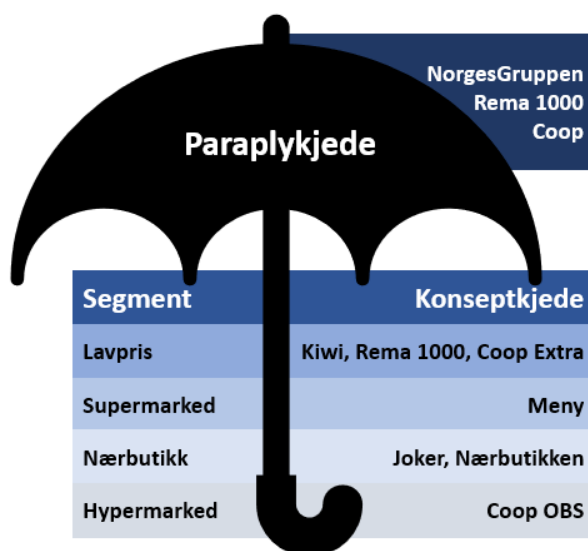
Figur 1: Forenklet verdikjede for dagligvaremarkedet



Kilde: Fra «Etableringshindringer i dagligvaresektoren» av Oslo Economics, 2017.

Som nevnt, kan paraplykjeder defineres som aktører med kontroll over en eller flere konseptkjeder, som opprettholder deres felles funksjoner (Gripsrud & Furseth, 2002). Paraplykjedene innehar konseptkjeder som kan deles inn i ulike segmenter. Figur 2 under gir en generell oversikt over dette.

Figur 2: Sammenhengen mellom paraplykjede, segment og konseptkjede

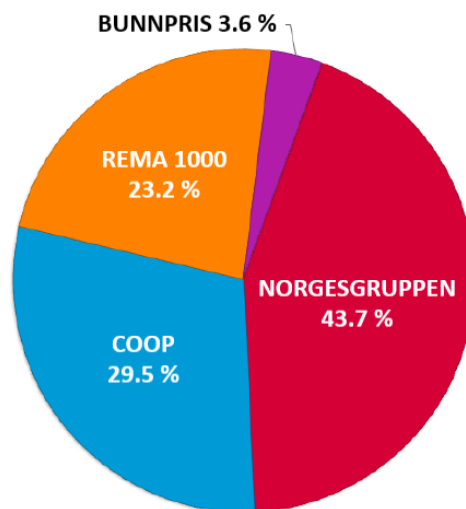


Kilde: Fra «Dagligvarerapporten 2020» av ACNielsen 2020 og «Konsentrasjon og markedsrett i varehandelen» Gripsrud, G. & Furseth, P. I., 2002
 Note: Butikkene som ramses opp er kun eksempler, ikke en uttømmende liste.

Markedets størrelse og fordeling på aktører

Den totale dagligvareomsetningen utgjorde 178.4 milliarder kroner (eks mva.) i 2019, som tilsvarer en økning på 1.3 % fra året før. Denne omsetningen fordeler seg i hovedsak på fire aktører, se Figur 3. Paraplykjedene NorgesGruppen, Coop og Rema 1000 hadde i 2019 henholdsvis 43.7 %, 29.5 % og 23.2 % markedsandel. Den fjerde største aktøren er Bunnpris med 3.6 % markedsandel. Sammenlignet med 2018 økte NorgesGruppen (+0.5) og Coop (+0.1) sine andeler på bekostning av Rema 1000 (-0.5) og Bunnpris (-0.1) i 2019 (ACNielsen, 2020).

Figur 3: Paraplykjedenes andel av 178.4 milliarder kroner (eks mva.) i 2019

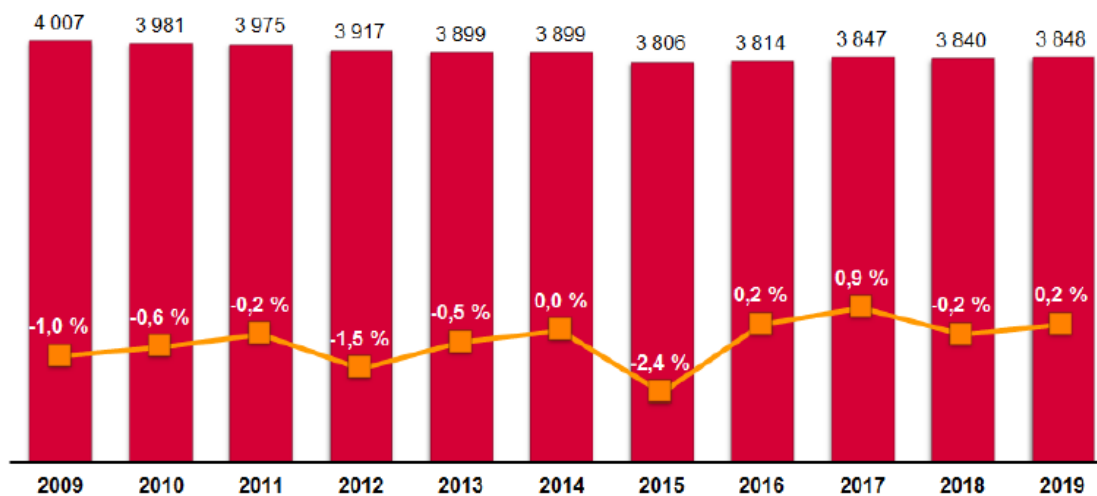


Kilde: Fra «Dagligvarerapporten 2020» av ACNielsen, 2020.

Antall butikker og fordelingen på konsept

I 2019 fantes det 3848 dagligvarebutikker i Norge. Figur 4 viser en oversikt over netto endring i antall butikker. Fra 2009 til 2015 sank antall butikker gradvis, før trenden snudde og det ble etablert flere butikker. I 2019 økte antallet butikker i netto med åtte nye butikker fra året før (ACNielsen, 2020). Dette viser at netto nyetableringer av butikker forekommer, og indikerer at markedet blir ansett som attraktivt for etablering.

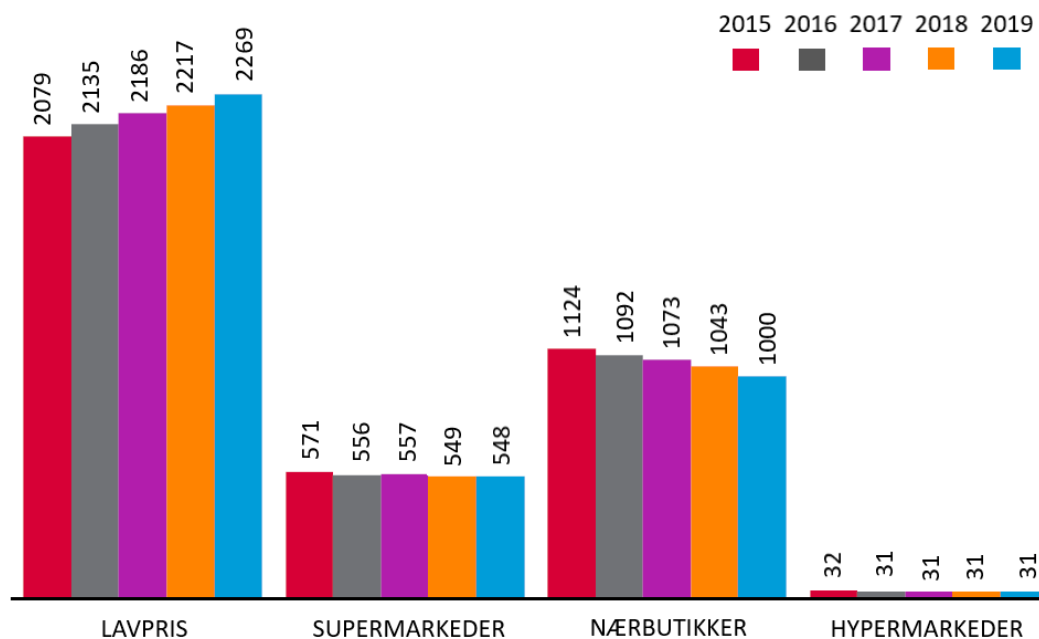
Figur 4: Antall butikker i dagligvarehandelen, per 31.12.2019



Kilde: Fra «Dagligvarerapporten 2020» av ACNielsen, 2020.

Butikkene fordeler seg på ulike segment, og ACNielsen (2020) deler inn disse i fire kategorier; lavpris, supermarked, nærbutikk og hypermarked (se Figur 2 over). Som Figur 5 under viser, skiller lavprissegmentet seg klart fra de øvrige som størst, med hele 59 % av markedet. Blant lavprissegmentene finnes konseptkjedene Kiwi (NorgesGruppen), Rema 100, Coop Extra og Bunnpris (Menon Economics, 2018). Fra figuren ser vi i tillegg at antall lavprisbutikker har økt jevnlig siden 2015. Samtidig ser vi en nedgang hos de øvrige segmentene, der nærbutikker opplever størst nedgang med 124 færre butikker.

Figur 5: Antall butikker per segment, 2015-2019



Kilde: Fra «Dagligvarerapporten 2020» av ACNielsen, 2020

4.2 Butikkstruktur og handlevaner

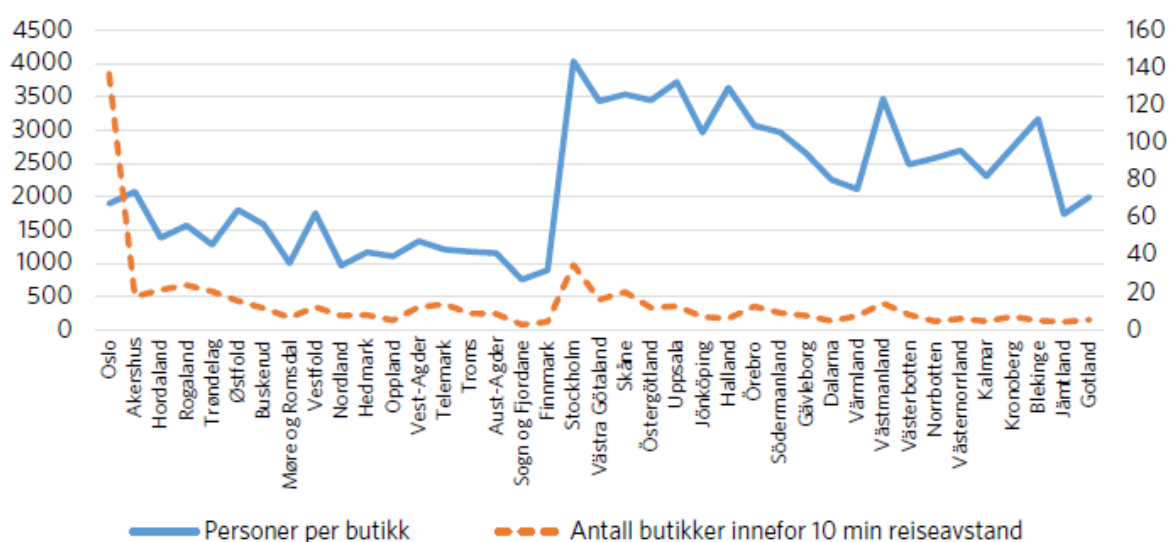
Butikkstruktur

Den norske butikkstrukturen er preget av tilgjengelighet i form av flere små butikker (Menon Economics, 2016). Dette gjenspeiles i tallene for antall personer per butikk i 2018. Sammenlignet med Sverige, hvor medianen er 2962 personer per butikk, er det i Norge en median på 1243 personer per butikk. Målet er imidlertid utsatt for lokale variasjoner mellom norske fylker og svenske len. Eksempelvis har Sogn og Fjordane 755 personer per butikk, hvilket er et betydelig lavere antall sammenlignet med Akershus sine 2074 personer per butikk. Spredningen mellom fylker og len er tilnærmet lik (Friberg et al., 2020).

Friberg et al. (2020) har laget et alternativt mål på butikktilgjengelighet, uttrykt ved antall butikker tilgjengelig innenfor 10 minutters reiseavstand. Med dette målet er ikke forskjellen mellom Norge og Sverige like betydelig. Sammenligning av medianfylket mot medianlenet viser at antall tilgjengelige butikker innen 10 minutters reiseavstand er henholdsvis 12 og 7 butikker. Med dette målet avdekkes det imidlertid at hovedstadsområdet i Norge, målt ved Oslo og Akershus, skiller seg betydelig fra resten av landet, i tillegg til Stockholm i Sverige. I

Stockholm finnes det 35 butikker innenfor 10 minutters reiseavstand. Til sammenligning er antallet 80 butikker i Oslo og Akershus. Dette kan antyde en overetablering av dagligvarebutikker i dette området. Selv om antallet er betydelig større i Norge, drar tall for begge hovedstadsområder opp snittet på landsbasis. Når hovedstadsområdene blir holdt utenfor analysen, er Norge og Sverige forholdsvis like når butikktilgjengelighet blir regnet som butikker innenfor 10 minutters reiseavstand. Figur 6 under oppsummerer de ovennevnte målene grafisk for Norge og Sverige.

Figur 6: Personer per butikk (venstre akse) og antall butikker innenfor 10 minutters reiseavstand (høyre akse) på tvers av fylker og len i Norge og Sverige.



Kilde: Fra «Mot bedre vitende i norsk matsektor» av Steen, F. & Pettersen, I., 2020.

Et lavt antall personer per butikk kan oversettes til høy butikk tetthet. Dette forstås som antall butikker per innbyggere. I Norge er bosetningen mer spredt enn i Sverige, og dette kan være en del av forklaringen på hvorfor butikk tettheten her er høyere (Menon Economics, 2018). Med høy butikk tetthet har nordmenn flest flere butikker å velge mellom, samtidig som kundegrunnlaget per butikk blir mindre (SIFO, 2019).

For å oppsummere er det et lavere antall personer per butikk i Norge sammenlignet med Sverige. Forskjellene er imidlertid ikke betydelige på landsbasis når butikktilgjengelighet blir

målt ved antall butikker tilgjengelig innen 10 minutters reiseavstand. For hovedstadsområdet er på den annen side forskjellen mellom Norge og Sverige stor, der vi ser antydninger til overetablering av dagligvarebutikker i Norges hovedstadsområde.

Videre vil en mer spredt bosetning i Norge trolig påvirke butikk tettheten i stor grad, noe som resulterer i flere butikker å velge mellom for den norske kunden. Et mindre kundegrunnlag per butikk setter restriksjoner på størrelse og omsetning for den respektive butikken. Dette vil i tillegg kunne begrense vareutvalget til butikken (Menon Economics, 2018).

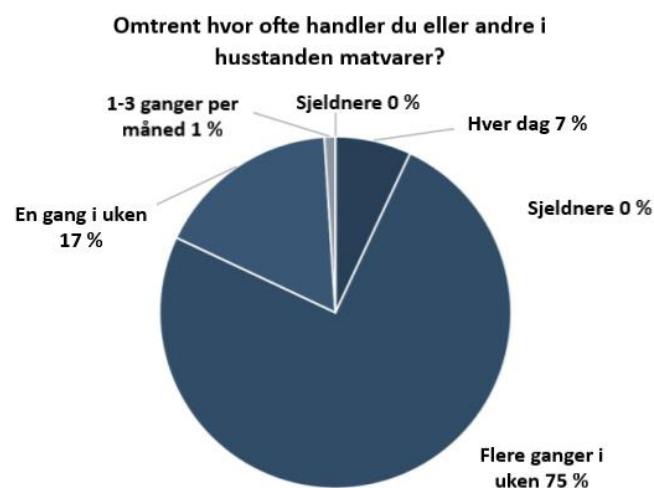
Kundenes handlevaner

Den høye butikk tettheten i Norge kan også ses i sammenheng med kundenes preferanser. Befolkningsundersøkelsen gjennomført av Forbrukerrådet (2016) viser at de fleste nordmenn utfører dagligvarehandel ofte. Som Figur 7 under viser (øvre del), svarer 75 % at de handler flere ganger i uken, og 7 % handler hver dag. I tillegg er handleavstand og nærhet til butikken det viktigste kriteriet for valg av butikk for dagligvareinnkjøp i hverdagen (nedre del Figur 7). Vareutvalg, oversiktighet, lave priser og gode parkeringsmuligheter blir også høyt ansett.

Figur 7: Nordmenns handlevaner.

Øvre del: Omtrent hvor ofte handler du eller andre i husstanden matvarer?

Nedre del: Hva er den viktigste årsaken til at du handler i den butikken hvor du vanligvis gjør dine matvareinnkjøp?



Kilde: Forbrukerrådets Befolkningsundersøkelse 2016, som gjengitt av Menon Economics, 2018.

Avslutningsvis er det vanskelig å vite om butikk tettheten er et resultat av nordmenns handlevaner, eller omvendt. Trolig har begge forhold påvirket hverandre i en gjensidig årsak-virkning-sammenheng (Forbrukerrådet, 2016).

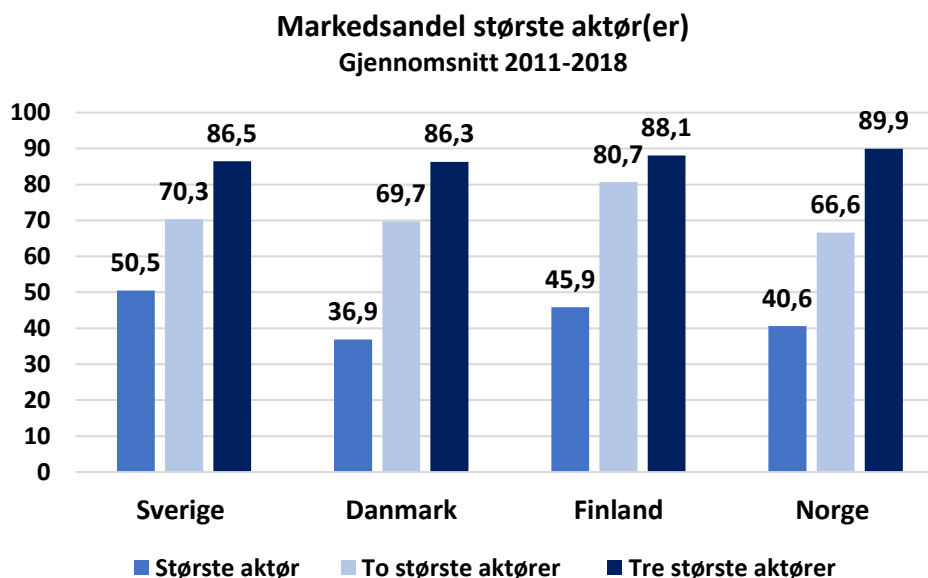
4.3 Konkurransen i dagligvaremarkedet

Til tross for høy butikk tetthet er majoriteten av butikkene tilknyttet én av fire paraplykjeder. Med primært tre store tilbydere, samt Bunnpris, blir dagligvaremarkedet ansett som konsentrert. Norges situasjon er imidlertid ikke unik i et skandinavisk perspektiv.

Figur 8 sammenligner markedsandeler til de tre største aktørene i hvert av de skandinaviske landene. Tallene er beregnet som gjennomsnitt fra perioden 2011-2018. Stolpene representerer markedsandel til den største, de to største og de tre største aktørene. Gjennomsnittet over perioden viser at markedsandelen til den største aktøren er høyere i både Sverige (50.5) og Finland (45.9), sammenlignet med Norge (40.6). De sammenlignbare markedsandelene holder seg relativt stabilt på tvers av landene.

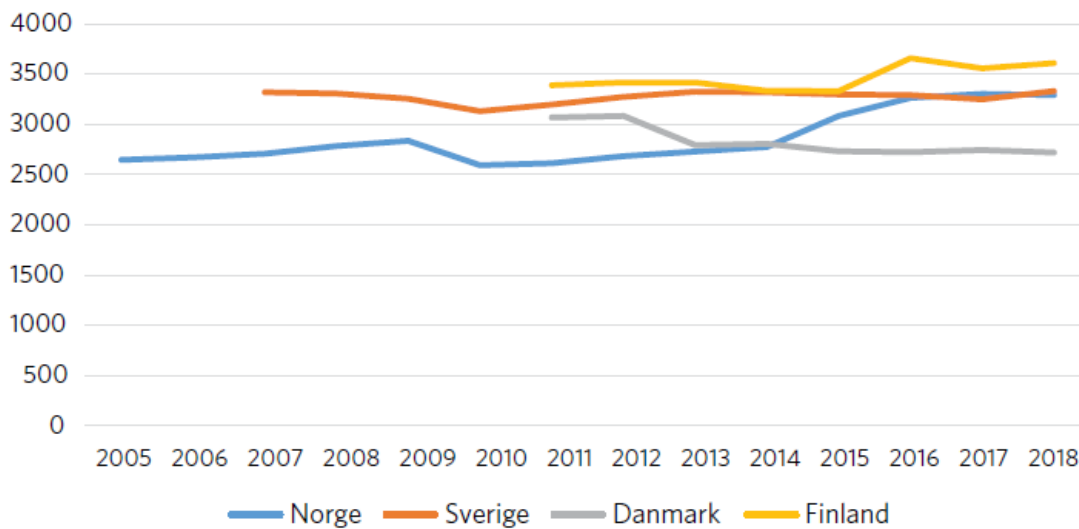
Det samme gjelder for HHI, som fremstilt i Figur 9. Her vises utviklingen i HHI for de skandinaviske landene i perioden 2005-2018. For alle landene ser vi en relativt stabilt høy HHI. Norge skiller seg ikke merkverdig fra de andre landene, men vi ser at veksten i HHI har vært størst i Norge. Dette gjelder særlig i perioden 2014-2016, hvilket i stor grad kan forklares ved NorgesGruppens og Coops oppkjøp av svenske ICA. På grunn av dette skiller Norge seg fra de andre landene også gjennom fravær av utenlandske aktører (Menon Economics, 2018).

Figur 8: Gjennomsnittlig konsentrasjonsgrad i prosent i Sverige, Danmark, Finland og Norge, 2011-2018



Kilde: Fra «Mot bedre vitende i norsk matsektor» av Steen, F. & Pettersen, I., 2020.

Figur 9: Utvikling i Herfindahl-Hirschman-indeksen i det norske, svenske, danske og finske dagligvaremarkedet, 2005-2018



Kilde: Fra «Mot bedre vitende i norsk matsektor» av Steen, F. & Pettersen, I., 2020.

Menon Economics (2018) sin analyse av konkurransen i det norske dagligvaremarkedet konkluderer med at konkurransen ikke kan omtales som svak, til tross for en høy konsentrasjon i konkurranseøkonomisk forstand. I analysen undersøkes vareutvalg, butikk tetthet samt pris- og marginutvikling. Det er lite ved disse forholdene som antyder svak konkurranse.

Ved svak konkurranse er det tenkelig at økning i vareutvalget ikke finner sted. Forbruksforskningsinstituttet SIFO (2019) finner imidlertid en økning i vareutvalget på 3 % i gjennomsnittsbutikken i Norge fra 2016 til 2018. Videre vitner den høye butikk tettheten om en effektiv lokal konkurranse på et aggregert nivå. For dagligvarekjedene vil det isolert sett, med tanke på effektivitet, være økonomisk gunstig å etablere større og færre butikker. En slik utvikling er ikke å se i den norske butikkstrukturen. Isteden ser vi flere butikker av mindre størrelse med nærhet til kunden. Dette medfører at aktørene i stor grad betjener det samme kundegrunnlaget, og dermed konkurrerer lokalt (Menon Economics, 2016).

Utviklinger i priser og marginer viser heller ikke tegn til svak konkurranse. I perioden 2009-2018 var den gjennomsnittlige veksten i konsumprisindeksen 2.1 %. Til sammenligning hadde mat og drikkevarer en vekst på 1.5 % i samme periode (Virke, 2019). Videre har utviklingen i gjennomsnittlig driftsmargin for detaljister (1.9 %) og grossister (2.2-2.9 %) vært lavere

sammenlignet med øvrig detaljhandel (3.2 %) i perioden 2007-2016. Ved svak konkurranse forventer vi å se tegn til økte priser og marginer, men dette synes ikke å være tilfelle (Menon Economics, 2018).

Disse funnene antyder at konkurransen i det norske dagligvaremarkedet er tilstrekkelig når det betraktes på et aggregert nivå. Det kan imidlertid finnes lokale variasjoner, der enkelte geografiske områder opplever høyere grad av konkurranse sammenlignet med andre. Selv om dagligvaremarkedet ofte omtales fra de nasjonale paraplykjedenes perspektiv, er det flere forhold som taler i retning for at dagligvaremarkedet kan avgrenses både til et nasjonalt og et lokalt nivå (Menon Economics, 2018).

4.3.1 Nasjonalt og lokalt dagligvaremarked

Flere forhold blir bestemt på et sentralt nivå hos den enkelte paraplykjede. Forhandlinger med leverandører om innkjøpspriser, nasjonale kampanjer og maksimalpriser hver enkelt butikk kan sette, er eksempler på prosesser som foregår sentralt. Disse forholdene vil være en del av konkurransebildet i det nasjonale dagligvaremarkedet (Menon Economics, 2018).

På den annen side bidrar kundepreferanser i stor grad til avgrensningen av dagligvaremarkedet til et lokalt nivå. Konkurransetilsynet (2009) avgjør den geografiske utstrekningen av et marked ut ifra kundens substitusjonsmuligheter, der relative transportkostnader er den viktigste faktoren for substitusjonsmulighetene. Som nevnt over er nærhet til butikken en avgjørende faktor for forbrukerens valg av dagligvarebutikk. Dette vitner om at kunder har en begrenset vilje til å lete frem butikker med for eksempel lavest pris eller bredest vareutvalg. De reelle substitusjonsmulighetene vil dermed være butikker som ligger i samme område eller langs den daglige reiseruten til kunden (Menon Economics, 2018).

Da substitusjonsmulighetene i de fleste tilfeller avgrenser markedet til å være lokalt, oppstår det lokale konkurranseforhold. Beliggenhet av butikken blir et viktig konkurranseforhold i seg selv som følge av kunders preferanse for nærhet. Videre har den enkelte butikksjef og kjøpmann til en viss grad mulighet til å gjøre lokale tilpasninger på både pris og varesortiment. Priser blir i hovedsak fastsatt av kjedene sentralt, gjennom maksimalpriser eller priser med rom for avvik, men butikkeiere kan gjøre lokale tilpasninger innenfor disse rammene. Det samme vil gjelde for vareutvalg. Sentralt blir det fremforhandlet et varesortiment bestående av en obligatorisk og en frivillig del, og butikkeiere kan påvirke sistnevnte. Det kan også forhandles vareutvalg med lokale leverandører (Menon Economics, 2018). I tillegg til pris og

vareutvalg, vil forhold som servicenivå, kvalitet, åpningstider og tilleggstjenester i butikk være lokalt bestemt. Eksempler på sistnevnte er post og bank i butikk (Konkurransetilsynet, 2009).

Tilstedeværelse av konkurrerende aktører vil kunne avgjøre konkurransebildet lokalt, og dermed hvor langt butikkene er villig til å strekke seg for å vinne kunder. For eksempel må en butikkeier tilby høyere grad av service, tilleggstjenester eller vareutvalg dersom åpningstidene er begrenset, og en konkurrerende aktør tilbyr lengre åpningstider. Butikkeier kan eventuelt velge å sette prisen lavere enn maksimalpris for å vinne kunder. Uavhengig av hvordan konkurransen utspiller seg, vil det komme forbrukeren til gode.

5. Etableringshindringer i dagligvaremarkedet

Som vi har sett er markedskonsentrasjonen i det norske dagligvaremarkedet relativt høy, noe som indikerer at aktørene har markedsmakt. Basert på dette predikerer teori at aktørene kan sette pris høyere enn marginalkostnad og dermed operere med profitt, slik at markedet oppleves lønnsomt for potensielle nykommere. Til tross for dette ser vi få etableringer av nye aktører i dagligvaremarkedet, noe som kan henge sammen med etableringsbarrierene de potensielle inntrengerne stilles overfor. Flere av de samme etableringshindringene kan være aktuelle når de allerede etablerte paraplykjedene vurderer lønnsomheten av å ekspandere til et nytt område. Vi skal i det følgende se nærmere på nettopp disse etableringsbarrierene.

Stordriftsfordeler i innkjøp og distribusjon, vertikal integrasjon og tilgang til egnede lokaler regnes som de viktigste etableringshindringer i dagligvaremarkedet (Konkurransetilsynet, 2009; Oslo Economics, 2017). Utredningen fokuserer på sistnevnte hindring, nærmere bestemt de regulatoriske barrierene tilknyttet tilgang til lokaler. Vi finner det likevel hensiktsmessig å presentere de øvrige hindringene, da det er sterke koblinger mellom dem.

Stordriftsfordeler i innkjøp

Årsaken til at stordriftsfordeler i innkjøp på detaljistleddet er en betydelig etableringshindring er todelt. For det første er det stordriftsfordeler også i produksjonen av varer, noe som gjør at leverandørene kan senke enhetsprisen i takt med en volumøkning, og følgelig tilby volumrabatter. For det andre vil et større innkjøpsvolum gi detaljisten større forhandlingsmakt overfor leverandøren. Dette skyldes at desto flere butikker en kjede eier, desto større salg vil leverandøren miste dersom partene ikke blir enig om innkjøpsbetingelsene. Viktigheten av å ha forhandlingsmakt overfor leverandørene forsterkes av at leverandørleddet i dagligvaremarkedet er konsentrert, noe som bidrar til få substitusjonsmuligheter for detaljisten. I tillegg utgjør varekostnad den største kostnadsposten til dagligvarekjedene. Gevinsten av å oppnå gode innkjøpsbetingelser forsterkes dermed ytterligere. Detaljistene opererer generelt med lave marginer, og høyt volum er dermed nødvendig for å dekke de faste kostnadene (Oslo Economics, 2017).

Stordriftsfordeler i distribusjon

Kombinasjonen av lav befolkningstetthet og høy butikk tetthet fører til høye distribusjonskostnader. De høye distribusjonskostnadene gir isolert sett insentiv til å etablere seg i et tett befolket og geografisk avgrenset område. Volumpotensialet her vil imidlertid ikke

være stort nok til å oppnå stordriftsfordeler i innkjøp. For å øke volumet tilstrekkelig må man etablere seg i flere geografiske områder. Høyere volum gir ikke bare lavere innkjøpskostnader, men fører også til økt fyllingsgrad i transportmiddelet, som igjen gir lavere enhetskostnad i distribusjonen. Disse aspektene gjør stordriftsfordeler i distribusjonen til en etableringsbarriere i dagligvaremarkedet (Oslo Economics, 2017).

Vertikal integrasjon

Aktuelt for potensielle nykommere, men mindre aktuelt for de allerede etablerte aktører, er etableringshindringen vertikal integrasjon. De tre store paraplykjedene i det norske dagligvaremarkedet er alle fullintegrerte. En nyetablert detaljist vil dermed enten måtte gjøre seg avhengig av leveranser fra en konkurrent, eller etablere seg på flere ledd i verdikjeden samtidig (Konkurransetilsynet, 2009). Sistnevnte innebærer både høyere etableringskostnader og risiko.

Tilgang til egnede lokaler

De store paraplykjedene har egne eiendomsselskap med hensikt å finne egnede lokaler til sine butikker, hvilket vitner om at begrenset tilgang til lokaler er en betydelig etableringsbarriere. Fire faktorer kan forklare årsaken til dette: Først og fremst er det (1) *vanskelig i seg selv* å få tilgang til egnede lokaler. Som vi tidligere har sett er nærhet til butikk viktig for de norske dagligvareforbrukerne da det foretas hyppige og små innkjøp. Dette gjør det lite attraktivt for kjedene å etablere seg i avsidesliggende områder, hvor forbrukernes reisekostnader må kompenseres gjennom for eksempel lavere priser eller større produktvariasjon. I sentrale strøk er det på den annen side høye eiendomspriser og sannsynligheten er stor for at de mest attraktive lokalene allerede er kapret av en konkurrent (Konkurransetilsynet, 2009).

(2) *Viktigheten av å operere med høyt volum* bidrar til å forsterke (1), omtalt i avsnittet over. Den høye butikk tettheten i Norge fører til at den enkelte butikk har et lite nedslagsfelt. Dermed er det nødvendig med butikker i flere områder for at volumet skal bli stort nok til å oppnå stordriftsfordeler i innkjøp og distribusjon, samt veie opp for lave marginer. Dette er imidlertid vanskelig å oppnå når tilgangen til egnede lokaler er begrenset (Oslo Economics, 2017).

I tillegg til de strukturelle aspektene ved tilgang til egnede lokaler som etableringsbarriere, er det også et (3) *strategisk element*. Dette knytter seg til kjedenes insentiv til å overinvestere i eiendom for å hindre konkurrenter fra å få tilgang til lokaler. Gjennom denne handlingen

hindrer de samtidig konkurrenten fra å øke sitt volum og dermed oppnå bedre innkjøpsbetingelser (Oslo Economics, 2017).

Utfordringene knyttet til å få tilgang til egnede lokaler forsterkes ytterligere av (4) *kommunale reguleringer* som legger begrensninger for arealbruk i kommunen (Konkurransetilsynet, 2009). Desto vanskeligere og mer tidkrevende det er å få tillatelse av kommunen til å etablere en butikk, desto større blir de ikke-reversible oppstartskostnadene. Med økte ikke-reversible oppstartskostnader reduseres sannsynligheten for etablering. Videre vil vi se nærmere på disse regulatoriske barrierene ved å utdype kommunens rolle tilknyttet etablering av nye butikker.

5.1 Kommunens rolle

I Norge finnes det reguleringer som gir myndighetene autoritet til å ta beslutninger vedrørende etablering av nye forretninger. Formålet med slike reguleringer er i hovedsak å forhindre negative eksternaliteter knyttet til etablering. Gjennom etableringsreguleringer skal man sikre vern av natur, kultur og ressursgrunnlag, samt ivareta miljø og sikkerhet (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2018). I det følgende gjøres det rede for utvalgte reguleringer som har en innvirkning på butikketablering.

5.1.1 Plan- og bygningsloven

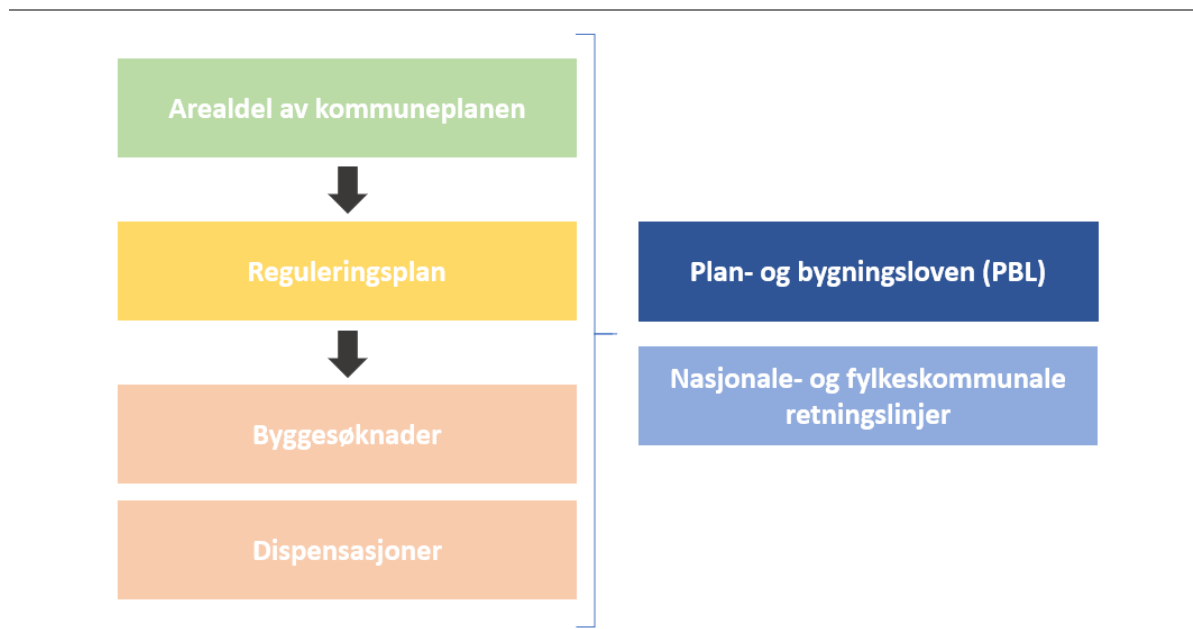
Den norske plan- og bygningsloven bestemmer hvordan landets arealer skal brukes og reguleres. Loven gir kommunene myndighet til å dele opp sitt areal i områder med ulike formål. Eksempler er bebyggelse og anlegg (herunder blant annet boligbebyggelse, næringsbebyggelse, forretninger og fritidsbebyggelse), samferdselsanlegg og grønnstruktur. Den overordnede inndelingen av areal presenteres i kommuneplanens arealdel (Plan- og bygningsloven, 2008, §11-7). En mer detaljert plan over arealbruk angis i kommunens reguleringsplan (Plan- og bygningsloven, 2008, §12-1). Etter plan- og bygningsloven §10-1 (2008) skal kommunen sørge for at allmenheten har mulighet til å komme med innspill til kommuneplanen når denne utarbeides.

5.1.2 Reguleringsplanen og forretninger

Gjennom reguleringsplanen kan kommunene definere areal til forretninger. Mer spesifikt kan areal defineres for plasskrevende varehandel, dagligvare eller annen detaljvarehandel. Bransjeregulering utover dette er ikke tillatt. Kommunene kan angi minimums- og

maksimums arealgrenser på forretningene, samt fastsette krav til parkering og varelevering (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2018). Figur 10 under illustrerer grafisk hvordan delene i kommuneplanen henger sammen.

Figur 10: Deler og sammenhenger i kommunens planstrategi (forenklet)



Kilde: Fra Reguleringsveileder, Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2018.

5.1.3 Byggesøknadsprosessen

Plan- og bygningsloven §20-2 (2008) krever at man søker tillatelse fra kommunen før man iverksetter et byggeprosjekt. I tillegg til nybygg gjelder dette blant annet tilbygg, påbygg, underbygg, vesentlig endring eller reparasjon, fasadeendring, bruksendring og rivning. Reguleringsplanen setter begrensninger for hva som kan bygges i det aktuelle området, men det er mulig å søke om dispensasjon fra disse bestemmelsene (Plan- og bygningsloven, §20-2, 2008). Kommunens mulighet til å gi dispensasjon er imidlertid begrenset (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2018) og forårsaker lengre saksbehandlingstid (Plan- og bygningsloven, §21-7, 2008). En byggeprosess kan senest starte tre år etter at byggetillatelse er gitt (Plan- og bygningsloven, §21-9, 2008).

5.1.4 Nasjonale retningslinjer

Selv om kommunene har myndighet til å disponere sitt eget areal er handlingsrommet begrenset av nasjonale- og fylkeskommunale retningslinjer. Hensikten med dette er å sikre sammenheng mellom de nasjonale, regionale- og kommunale planene, samt å «[...] markere nasjonal politikk på viktige områder i planleggingen» (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2018, s. 11). Slike retningslinjer finnes for lokalisering av handels- og servicefunksjoner, og omtales i planretningslinjene for samordnet bolig-, areal- og transportplanlegging vedtatt i 2014. Formålet med retningslinjene er blant annet å utvikle bærekraftige og kompakte tettsteder, samt å redusere transportbehov. Retningslinjene legger vekt på at nye utbyggingsområder bør styres mot sentrumsnære områder med mulighet for utbygging med mindre arealkonflikter (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2014). Disse retningslinjene bidrar til å gjøre regulering mer restriktiv, særlig for utbyggelse av større butikker i utkantsområder.

Med bakgrunn i dette skal kommunen ta en rekke hensyn ved disponering av areal. I tillegg til å ivareta regionale og nasjonale mål og interesser, skal kommunen hensynta utvikling av kommunesamfunnet og forvaltning av arealressursene. Ved motstridende interesser skal de ulike hensynene veies opp mot hverandre (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2019). Kommunene står derfor fritt til å ta skjønnsmessige vurderinger og kan i teorien vektlegge konkurransehensyn ved arealdisponering. Slike hensyn er imidlertid ikke eksplisitt nedfelt i den norske Plan- og bygningsloven (2008) slik det er lovfestet i Sverige, Finland og Danmark (Engene & Birkeland, 2020).

6. Litteraturgjennomgang

Denne utredningen tilhører en voksende litteratur som undersøker sammenhengen mellom lokale etableringsreguleringer og ulike markedsutfall. Slike analyser har blitt utført både i USA og en rekke europeiske land, hvor de sistnevnte har størst overføringsverdi til vår utredning. Vi anser det hensiktsmessig å presentere tidligere studiers fremgangsmåte, da vår analyse bygger på lignende metodikk.

Schivardi og Viviano (2011) undersøker hvordan lokal regulering påvirker profittmarginer, arbeidsproduktivitet og investeringer i innovasjon i det italienske detaljvaremarkedet. Med fransk data undersøker Bertrand og Kramarz (2002) primært effekten av etableringsregulering på sysselsetting, men også markedskonsentrasjon og priser. Maican og Orth (2015) studerer regulerings effekt på markedskonsentrasjon i tillegg til produktivitet i det svenske detaljvaremarkedet.

Markedsavgrensning

De ovennevnte studiene analyserer effekten av lokale reguleringer på markedsutfall i detaljvaremarkedet. I alle tilfeller følger markedsavgrensningen de geografiske områdene som de lokale styringsmaktene har myndighet over. Maican og Orth (2015) deler opp detaljvaremarkedet i en rekke underkategorier, men dagligvaremarkedet er ikke blant disse. Bertrand og Kramarz (2002) isolerer dagligvaremarkedet i sin heterogenitetsanalyse. Også Schivardi og Viviano (2011) gjør et skille for mat og drikkevarer fra det øvrige detaljvaremarkedene i forbindelse med sin prisanalyse. Denne utredningen avgrenser seg kun til dagligvarebransjen.

Regulering og reguleringsindikatorer

De lokale etableringsreguleringene er utformet forskjellig på tvers av landegrensene, men med noen likhetstrekk. I Italia, Frankrike og Sverige føres det en nasjonal konkurranselov, samtidig som reguleringer tilknyttet lokale etableringer er delegert til et lokalt styre. Bertrand og Kramarz (2002), Schivardi og Viviano (2011) og Maican og Orth (2015) utnytter variasjoner i etableringsreguleringer på tvers av de lokale markedene for å finne effekter av regulering på markedsutfall. Det samme gjøres i denne utredningen. Frankrike og Italia har begge lovverk som krever at etablering av større butikkbygg skal reguleres i mer restriktiv grad enn mindre butikkbygg. Det primære formålet er å beskytte små forretninger. I Sverige er det nedfelt i lovverket at konkurransehensyn skal tas ved regulering av tomteareal (Engene & Birkeland,

2020). En lignende presisering av konkurransehensyn er ikke til stede i den norske Plan- og bygningsloven (2008).

Grad av regulering måles i de nevnte studiene ved hjelp av ulike reguleringsindikatorer. Bertrand og Kramarz (2002) og Maican og Orth (2015) benytter antall godkjente byggesøknader gitt til forretningsbygg innen detaljhandel som sine reguleringsmål. Maican og Orth (2015) sammenligner imidlertid dette målet med antall innvilgede byggesøknader gitt til alle typer bygg, også privatboliger. Grunnet høy korrelasjon mellom målene benyttes sistnevnte slik at mer variasjon kan utnyttes. Bertrand og Kramarz (2002) benytter antall innvilgede søknader gitt til store butikkbygg som sitt reguleringsmål. I likhet med disse studiene har vi tilgang til antall mottatte og innvilgede søknader. Vi skiller imidlertid ikke ut forretnings- eller dagligvarebygg, da dataen ikke tillater dette. Følgelig har vi ikke mulighet til å teste korrelasjon på lik linje med Maican og Orth (2015).

Reguleringsindikatoren brukt av Schivardi og Viviano (2011) skiller seg noe fra de øvrige. I lovverket til de italienske provinsene er det nedfelt et tak på antall kvadratmeter som kan avses til store butikkbygg. Schivardi og Viviano (2011) bruker dette taket i sin indikator, snarere enn faktisk godkjente kvadratmeter eller antall søknader.

Samtlige av de nevnte studiene normaliserer sine reguleringsmål slik at størrelsen på de lokale markedene blir tatt hensyn til. Studiene benytter imidlertid ulike normaliseringsmål. Maican og Orth (2015) deler i hovedsak antall innvilgede søknader på populasjonstetthet. Bertrand og Kramarz (2002) benytter totalt antall mottatte søknader som en kontrollvariabel, i tillegg til å bruke innvilgningsrate slik at totalt mottatte søknader inkluderes direkte i reguleringsindikatorens nevner (to separate modeller). Schivardi og Viviano (2011) konstruerer sin reguleringsindikator som en rate av tillatt kvadratmeter per 1000 innbygger. Vi henter inspirasjon fra Bertrand og Kramarz (2002) i vår utforming av reguleringsindikatorer.

Markedsutfall

De nevnte studiene har som formål å estimere lokale regulerings effekt på ulike markedsutfall. Bertrand og Kramarz (2002) finner negativ sammenheng mellom strengere etableringsregulering og sysselsetting. Videre skiller de dagligvaremarkedet fra øvrig detaljhandel, og finner at strengere regulering øker både markedskonsentrasjonen og prisene i

dette markedet. Til slutt viser de at en høy konsentrasjon har en direkte negativ effekt på sysselsetting i dagligvaresektoren.

Maican og Orth (2015) finner lignende resultater i det svenske detaljvaremarkedet, men fokuserer på produktivitetseffekter. De finner at mer liberal regulering øker produktiviteten i samtlige underkategorier av detaljvaremarkedet, og at effekten er størst for små butikker i lokale markeder av mindre størrelse. I likhet med Bertrand og Kramarz (2002) finner de at mer liberal regulering reduserer markeds konsentrasjonen målt ved HHI.

Schivardi og Viviano (2011) finner at arbeidsproduktiviteten går ned ved strengere regulering. I tillegg er profittmarginer høyere, men effekten er størst for store butikker som direkte påvirkes av reguleringen. Strengere reguleringer gir også noe høyere priser. Til slutt finner de at strengere regulering er korrelert med en lavere sannsynlighet for å investere i innovasjon. Konsentrasjonsmål undersøkes ikke.

Instrumentvariabelanalyse

Samtlige studier omgår endogenitetsproblematikk tilknyttet sine reguleringsindikatorer gjennom å bruke politiske variabler som instrument for regulering. Felles for instrumentvariablene er at de består av valgoppslutning til politiske partier som forbindes med mer etableringsvennlig politikk. For samtlige studier endrer ikke bruk av instrumentvariabel de opprinnelige resultatene, og dermed styrkes resultatenes kvalitet (Bertrand & Kramarz, 2002; Maican & Orth, 2015; Schivardi & Viviano, 2011).

Amerikanske studier

Også i USA har det blitt undersøkt hvorvidt regulering opptrer som en etableringshindring i ulike markeder. Suzuki (2013) undersøker sammenhengen mellom regulering og kostnader i hotellbransjen i Texas. Her brukes åtte ulike reguleringsindikatorer. Behandlingstid for søknader, krav til infrastruktur og begrensninger på antall nye bygninger tillatt er blant disse. Indikatorene retter seg ikke bare mot kommersiell aktivitet, men også aktivitet tilknyttet boligformål. Variasjoner i indikatorene analyseres på tvers av fylker (counties) og Suzuki (2013) finner at restriktiv regulering øker hotellkjedenes kostnader, reduserer antall hoteller og øker prisene ut mot forbrukerne. Prisanalysen er imidlertid basert på et svakt datagrunnlag.

Ridley, Sloan og Song (2008) ser på effekten av handelssoner på konkurransen i detaljhandelen i byene Minneapolis og Saint Paul. De estimerer effekten av «soneregler» (zoning rules) på etterspørselsfaktorer og antall selgere, etterfulgt av effekten av antall selgere

på avstanden mellom dem. De finner at restriktive handelssoner fører til færre selgere, men kortere avstand mellom dem. Basert på dette predikerer de at priskonkurransen kan øke som følge av restriktive etableringsreguleringer

Slutningene fra disse studiene har noe mindre overføringsverdi til det norske markedet sammenlignet med de europeiske studiene, da både det politiske og regulatoriske systemet i USA skiller seg i relativt stor grad fra det europeiske.

6.1 Overføringsverdi til det norske dagligvaremarkedet

Til tross for flere likheter mellom de nevnte europeiske markedene og det norske markedet, er det også en rekke ulikheter som svekker overføringsverdien fra studienes resultater. Dette gjelder primært ulikheter i butikkstruktur og lovformuleringer. Konklusjonene som trekkes i de ovennevnte studiene kan derfor ikke automatisk generaliseres til å gjelde det norske dagligvaremarkedet. Dette er årsaken til hvorfor vår utredning er relevant for norske markedsaktører og myndigheter.

Den norske butikkstrukturen skiller seg fra den franske, italienske og svenske gjennom den hyppige forekomsten av små butikker. I Frankrike står hypermarkeder for en tredjedel av det totale matsalget, og tettheten av dagligvarebutikker er generelt lav (Turolla, 2016). Også i Italia har supermarkeder størst markedsandel, etterfulgt av hypermarkeder. Italienerne har lenge storhandlet én gang i uka, men dette er en trend som har endret seg noe de siste årene og ført til fremvekst av mindre nærbutikker (Giles & Biasetti, 2017). Det gradvise skiftet i handlevaner har imidlertid skjedd etter studien av Schivardi og Viviano (2011) fant sted, slik at eventuelle effekter av dette ikke fanges opp i deres analyse. Til slutt er butikktettheten lavere i Sverige, og forekomsten av super- og hypermarkeder hyppigere enn i Norge (Menon, Skogli & Jenssen, 2016).

Ulik butikkstruktur kan bidra til ulik effekt av regulering på markedskonsentrasjon. Restriktiv regulering har vist seg å være positivt korrelert med butikkens størrelse. Særlig i Frankrike og Italia reguleres butikker av større areal i mer restriktiv grad enn mindre butikker, samtidig som hyper- og supermarkeder er de største segmentene. Å finne en sammenheng mellom regulering og etablering av store butikker i disse landene er dermed sannsynlig. Spørsmålet er om denne sammenheng også er til stede i Norge, der forekomsten av små butikker er mest fremtredende. I motsetning til de øvrige landene, er det heller ikke eksplisitt uttrykt i den

norske Plan- og bygningsloven (2008) at konkurransehensyn skal tas ved kommunal arealdisponering. Det er derfor mindre klart hvilke typer butikker som er utsatt for relativt streng regulering i Norge.

Selv om konkurransehensyn ikke kommer frem direkte i lovverket, ser vi at større butikkbygg har blitt utsatt for restriktiv regulering i perioden vi analyserer. Den nasjonale «kjøpesenterstoppen» som ble innført i 1999 hindret lenge etablering av større butikklokaler med hensikt å styrke by- og tettstedssentre (Klima- og miljødepartementet, 2004). Reguleringen opphørte i 2004, men ble erstattet med en rikspolitisk bestemmelse for kjøpesentre som ble førte politikken videre på fylkesnivå fra 2008 frem til 2018 (Solheim, 2008). Ønske om å sikre levende sentrumskjerner står fortsatt sterkt i kommunene, og blir uttrykt i de statlige planretningslinjene for bolig-, areal- og transportplanlegging (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2014). Dette kommer blant annet frem i Akershus sin regionale plan for handel, service og senterstruktur (Akershus fylkeskommune, 2018). Her heter det at «Områder utenfor byer og tettsteder for plasskrevende varegrupper skal ha så få parkeringsplasser per arealenhet at det ikke vil være mulig å etablere omfattende detaljvirksomhet [...] (Akershus fylkeskommune, 2018, s. 7). Da større butikker typisk er avhengig av å etablere seg i utkantstrøk for å få tilgang til egnede lokaler, er det nærliggende å anta at store butikker blir utsatt for større grad av restriktiv regulering også i Norge.

Regulering av større butikkbygg fremstår imidlertid mindre relevant for det samfunnsøkonomiske bildet i Norge, sammenlignet med de øvrige landene. Etterspørselen etter større butikkbygg er mer fremtredende i utlandet, hvor segmenter som hyper- og supermarked har størst markedsandel. I Norge ser vi at nærhet til butikken er viktig for den norske forbrukeren, hvilket i større grad er forenlig med mindre butikkarealer. Dette kan gjøre etablering av større butikker mindre attraktivt, og følgelig medføre at byggesøknader for store butikker uteblir av andre årsaker enn reguleringen. I et slikt tilfelle kan regulering ha mindre effekt på markedsutfall i Norge sammenlignet med hva tidligere studier finner.

7. Datagrunnlag

I dette kapitlet presenteres dataen som ligger til grunn for utredningens analyser. Først vil vi beskrive hvilke bearbeidinger som har blitt gjort for å tilpasse dataen til vår analyse, før forklarings-, utfalls- og kontrollvariabler presenteres. Videre vurderes datasettets kvalitet, før det avslutningsvis legges frem deskriptiv statistikk.

7.1 Om datasettet

Som tidligere nevnt avgrenser utredningen et lokalt dagligvaremarked til å gjelde en kommune. Vi har derfor satt sammen et kvantitativt datasett bestående av relevant informasjon om 423 kommuner over en tidsperiode på fire år (2015-2018). Datasettet gir informasjon om konkurranseforhold i dagligvaremarkedet gjennom HHI, samt regulatoriske, demografiske og politiske forhold på kommunenivå. All data knyttet til kommunal regulering, demografi og politikk er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB). Butikkdata er tilgjengelig for oss via NorgesGruppens butikkregister, som er konstruert ved hjelp av data fra analyseselskapet ACNielsen.

Datasettet er kategorisert som paneldata, der vi følger den samme observasjonsenhet over en tidsperiode (Wooldridge, 2013). I vårt tilfelle er observasjonsenheten de ulike kommunene som vi følger over fire år.

7.2 Bearbeiding av data

De neste avsnittene beskriver hvordan dataen har blitt bearbeidet for å tilpasses vårt analyseformål, samt hvordan variablene som brukes i den empiriske modellen er konstruert.

7.2.1 Kommunesammenslåinger

I tidsperioden vi opererer med har det blitt gjennomført en rekke kommunesammenslåinger. For å kunne følge den samme kommunen over tid har vi aggregert dataen til de sammenslåtte kommunene i tråd med kommuneregisteret per 01.01.2019. I praksis vil dette si at vi for eksempel behandler Larvik og Lardal som én kommune over hele tidsperioden, til tross for at Lardal ikke ble slått sammen med Larvik før i 2018. I de fleste tilfeller betyr aggregeringen at vi summerer dataen til de sammenslåtte kommunene i tidsperioden før sammenslåingen fant

sted. På denne måten sikrer vi konsistent behandling av dataene slik at den interne reliabiliteten strykes (Saunders, Lewis & Thornhill, 2015).

7.2.2 Forklaringsvariabel

Reguleringsindikator

Som nevnt forsøker utredningen å undersøke hvorvidt det eksisterer en sammenheng mellom kommunens regulering vedrørende etablering og markedsutfall. For å måle regulering konstruerer vi en reguleringsindikator som har til hensikt å fange opp hvor liberale, eventuelt restriktive kommunene er i sin regulering av arealbruk.

Reguleringsmål

Som reguleringsmål bruker vi antall innvilgede byggesøknader fordelt på kommune i likhet med Bertrand og Kramarz (2002) og Maican og Orth (2015). Dataen er tilgjengelig via SSB for årene 2015 til 2018 (SSB, 2019c). Bertrand og Kramarz (2002) samt Maican og Orth (2015) skiller ut innvilgede byggesøknader gitt til forretnings- og butikkbygg. Vårt mål omfatter imidlertid innvilgede byggesøknader knyttet til alle typer bygg, inkludert både bolig- og næringsbygg, da dataen ikke tillater filtrering utover dette.

Normalisering

Vi kontrollerer for hvor «attraktivt» det er å etablere seg i en gitt kommune ved å normalisere reguleringsindikatoren. Dette gjør vi da antall innvilgede søknader trolig øker i takt med antall søknader kommunen mottar. Med dette som utgangspunkt vil ikke reguleringsindikatoren fange opp grad av regulering i kommunen, med mindre vi også tar hensyn til det totale antallet mottatte søknader. Eksempelvis vil en kommune som mottar få søknader, og godkjenner samtlige, fremstå restriktiv dersom antall innvilgede byggesøknader benyttes som reguleringsindikator alene.

Vi kontrollerer for attraktiviteten i kommunene på to ulike måter, begge i tråd med Bertrand og Kramarz (2002). I den første tilnærmingen bruker vi antall innvilgede søknader som reguleringsindikator, men inkluderer totalt antall byggesøknader mottatt som kontrollvariabel. Sistnevnte variabel konstrueres ved å summere antall innvilgede og avslåtte byggesøknader på kommunenivå innenfor et gitt år. Slik kan vi holde kommunens relative attraktivitet fast når vi vurderer grad av restriktiv regulering basert på antall innvilgede søknader. En alternativ tilnærming er å benytte innvilgningsrate som reguleringsindikator alene. Innvilgningsraten er

konstruert ved å dele antall innvilgede søknader på totalt antall mottatte søknader. En oversikt over reguleringsvariablene er gitt i Tabell 1.

Som det fremgår av kapittel 6 bruker Maican og Orth (2015) en alternativ tilnærming til normalisering. De normaliserer reguleringsmålet ved å dele antall innvilgede søknader på populasjonstetthet. En slik tilnærming kan imidlertid skape utfordringer tilknyttet tolkning av regresjonskoeffisientene, da populasjonstetthet inngår både som nevner i forklaringsvariabelen og som kontrollvariabel. Videre er det ikke gitt at populasjonstetthet fanger opp hvor attraktivt det er å etablere seg i kommunen på en god måte. For eksempel kan det være forhold ved en kommune med høy populasjonstetthet som trekker ned attraktiviteten tilknyttet etablering av butikkbygg. Slike forhold kan være lav kjøpekraft blant innbyggerne eller dårlig distribusjonsforbindelse. Dette blir reflektert gjennom at kommunen mottar et fåtall søknader. Selv i et tilfelle der alle søknader som mottas innvilges, vil kommunen fremstå restriktiv grunnet sin høye populasjonstetthet. Med dette som utgangspunkt anser vi Bertrand og Kramarz (2002) sin tilnærming som bedre egnet til vår analyse, og bruker derfor deres normaliseringsmål.

Tabell 1: Oversikt over reguleringsvariabler som inngår i reguleringsindikatorene

Reguleringsvariabler	Beskrivelse
Innvilgede søknader	<i>Innvilgede byggesøknader tilknyttet alle typer bygg fordelt på kommune</i>
Mottatte søknader	<i>Innvilgede + avslåtte byggesøknader</i>
Innvilgningsrate	$\frac{\text{Innvilgede byggesøknader}}{\text{innvilgede + avslåtte byggesøknader}}$

Kilde: SSB

7.2.3 Utfallsvariabel

HHI

For å fange opp konkurransesituasjonen i kommunen, beregner vi HHI på paraplykjedenivå. Gjennom NorgesGruppen har vi tilgang på omsetningen til alle dagligvarebutikker i Norge, fordelt på kommune og paraplykjede for årene 2012 til 2018. Vi beregner markedsandeler basert på paraplykjedenes totale omsetning i kommunen for hvert av årene. Paraplykjedenes omsetning summeres på tvers av kommuner som slås sammen i løpet av tidsperioden. Basert på markedsandelene beregnes HHI på kommunenivå.

Ved å aggregere HHI til paraplykjedenivå mister vi effekten av en eventuell lokal konkurranse mellom butikker som tilhører samme paraplykjede. Dette kan være en ulempe dersom konkurransen mellom butikker av samme kjede er gjeldende. Utredningen følger imidlertid Matkjedeutvalgets forutsetning om at paraplykjedene i stor grad har kontroll over sine butikkonsepter, og deres respektive butikker (NOU 2011:4). Basert på dette, velger vi primært å behandle hver paraplykjede som én aktør. I robusthetsanalysen, i kapittel 11, lempes vi imidlertid på denne forutsetningen og benytter HHI på både konseptkjede- og butikknivå som utfallsvariabel.

7.2.4 Kontrollvariabler og variabler til deskriptivt formål

For å isolere effekten av regulering kontrolleres det for andre forhold som kan påvirke konkurransebildet i kommunen. Dette gjøres ved å inkludere demografiske og politiske kontrollvariabler. En fullstendig oversikt over kontrollvariablene, samt variabler til deskriptivt bruk, gis i henholdsvis Tabell 2 og Tabell 3 mot slutten av delkapittelet.

Demografi

Demografi kontrolleres for gjennom populasjonstetthet, medianinntekt for husholdninger, kommunens areal i kvadratkilometer og innbyggertall (SSB, 2019b, 2020a). Populasjonstetthet defineres som antall innbyggere per kvadratkilometer landareal. I tilfeller med kommunesammenslåinger beregnes populasjonstetthet basert på summen av kommunenes innbyggertall og landareal i perioden før sammenslåingen finner sted.

Til deskriptive formål bruker vi SSBs (2018) sentralitetsindeks. Her tilegnes kommunene et sentralitetsnivå mellom 0 og 1000 basert på antall arbeidsplasser og antall ulike servicefunksjoner som kan nås med bil innen 90 minutter (Høydahl, 2017). Indeksen er

tilgjengelig for årene 2018 og 2020. Grunnet de mange kommunesammenslåingene som fant sted i 2020 velger vi å benytte 2018-tall for hele tidsperioden vi opererer med. Vi gjør dette med forutsetning om at kommunenes sentralitet er relativt konstant over tid, og at variasjonen mellom kommunene er det sentrale for vårt analyseformål. Fraværet av variasjon innad i kommunene gjør det imidlertid problematisk å bruke variabelen i regresjonsanalyse. Sentralitetsindeksen benyttes derfor kun til deskriptive formål, samt heterogenitetsanalyse.

Til deskriptivt formål og heterogenitetsanalyse bruker vi også kommunens gjennomsnittlige butikkareal. Denne variabelen er konstruert ved hjelp av butikkregisteret til ACNielsen.

Politiske variabler

I tillegg til demografi kontrollerer vi for det politiske bildet i kommunen ved hjelp av SSB sin statistikk over kommunestyrerepresentanter (SSB, 2019a). Høyresiden av politikken er tradisjonelt assosiert med større grad av konkurransevennlig politikk. Dermed kan andelen representanter fra høyresiden i kommunestyret være med på å påvirke konkurransebildet i kommunen. Vi kontrollerer for dette ved å inkludere høyreandel som kontrollvariabel. Denne variabelen er konstruert som antall representanter fra Høyre og Fremskrittspartiet som andel av det totale antallet kommunestyrerepresentanter. Til bruk som instrumentvariabel beregner vi partikonsentrasjonen i kommunestyrene gjennom formelen for HHI (Formel 1 i kapittel 3). Målet beregnes basert på hvert enkelt parti sin andel representanter i kommunestyret. En høy HHI er i denne sammenheng forbundet med et fåtall partier i kommunestyret, representert med en høy andel kommunestyrerepresentanter.

Tabell 2: Oversikt og beskrivelse av kontrollvariablene som benyttes i regresjon

Variabelnavn	Beskrivelse
Populasjonstetthet	Antall innbyggere per kvadratkilometer landareal.
Inntekt	Medianinntekt per husholdning.
Innbyggertall	Innbyggertall per 1. januar.
Areal	Kommunens areal i kvadratkilometer.
Høyreandel	Antall representanter fra partiene <i>Høyre</i> og <i>Fremskrittspartiet</i> som andel av de totale antallet kommunestyrerepresentanter.
HHI partikonsentrasjon	Beregnet basert på hvert parti representert i kommunestyret sin andel representanter av det totale antallet kommunestyrerepresentanter. (Benyttes kun som instrument ved instrumentvariabelanalyse).

Kilde: SSB og ACNielsen butikkregister

Note: Alle variabler er beregnet på kommunenivå for hvert år (2015-2018)

Tabell 3: Oversikt og beskrivelse av variabler som benyttes til deskriptive formål og heterogenitetsanalyse

Variabelnavn	Beskrivelse
Sentralitetsindeks	Sentralitetsnivå fra 0 til 1000 basert på antall servicefunksjoner og arbeidsplasser som kan nås fra kommunen med bil innen 90 minutter
Gjennomsnittlig butikkareal	Kommunens gjennomsnittlige butikkareal målt i kvadratmeter

Kilde: SSB og ACNielsen butikkregister

Note: Alle variabler er beregnet på kommunenivå for hvert år (2015-2018)

7.3 Kvaliteten på datasettet

God datakvalitet er avgjørende for påliteligheten til resultatene. Flere forhold kan imidlertid bidra til å svekke datakvaliteten. For det første kan kvaliteten bli redusert gjennom generelle målefeil. Andre forhold som målevaliditet er også med på å bestemme datakvaliteten. Disse forholdene vil bli diskutert i de videre avsnittene. Til slutt vil det presenteres potensielle mangler ved datasettet grunnet paneldatastruktur.

Generelle målefeil

Med generelle målefeil menes gal eller inkonsistent måling, samt feil som kan ha oppstått under registrering av dataen. Utredningens datagrunnlag baseres utelukkende på sekundærkilder. Dette medfører at vi ikke kan utelukke registreringsfeil ved innsamlingen av dataen. SSB, kilden bak majoriteten av dataen som brukes, er imidlertid underlagt strenge retningslinjer for kvalitet, og følgelig kan datakvaliteten i stor grad anses som høy (Sæbo, 2019). På den annen side oppgir SSB, i forbindelse med data tilknyttet plan- og byggesaksbehandling at «Målefeil knyttet til de tall som kommunene oppgir antas å være største feilkilde» (SSB, 2020b). Da reguleringsindikatoren bygger på nettopp slike tall fra kommunene, må vi legge til grunn tilstedeværelse av målefeil. I hvor stor grad målefeil forekommer er imidlertid vanskelig å identifisere. Problemer tilknyttet målefeil i reguleringsindikatoren omgås når vi senere i analysen benytter instrumentvariabelanalyse.

Lignende målefeil kan heller ikke utelukkes når det gjelder butikkregisterdataen, med ACNielsen som primærkilde. I enkelte tilfeller har slike registreringsfeil blitt identifisert ved arbeid med dataen, men mye tyder på at dette er enkelttilfeller som ikke utspiller en betydelig rolle for den aggregerte analysen.

Målevaliditet

I hvilken grad variablene måler det vi ønsker avgjør målevaliditeten til dataen (Saunders et al., 2015). Hvorvidt reguleringsindikatoren på en god måte fanger opp hvor liberale, eventuelt restriktive, kommunene er i sin regulering av butikketableringer, vil følgelig bestemme målevaliditeten til utredningens reguleringsindikator.

Antall innvilgede byggesøknader fanger direkte opp i hvor stor utstrekning kommunen innvilger byggesøknader. Da dataen ikke tillater å skille ut innvilgninger gitt til dagligvarebutikker spesifikt, inneholder denne variabelen som nevnt innvilgninger gitt til alle typer bygg. Dermed kan vi heller ikke estimere korrelasjonen mellom innvilgninger gitt til forretningsbygg og det totale antallet innvilgninger for å underbygge målets relevans. Dersom boligbygg og forretningsbygg, deriblant butikkbygg, reguleres ulikt med tanke på relativ restriktivitet, vil målevaliditeten av reguleringsindikatoren svekkes (Suzuki, 2013). Dette kan være en betydelig svakhet ved vårt reguleringsmål.

Forutsetningen for å bruke antall innvilgede byggesøknader kombinert med antall mottatte søknader som reguleringsindikator, er at antall mottatte søknader er eksogent gitt. Det vi si at

antall mottatte søknader reflekterer det totale antallet etableringer som ville funnet sted ved fravær av kommunale reguleringer. En svakhet ved dette er at en beslutning om etableringsforsøk som regel fattes basert på flere faktorer, der sannsynlighet for byggetillatelse gjerne er en av dem. Det er dermed rimelig å anta at antall byggesøknader ikke fullt ut reflekterer det totale antallet potensielle nyetableringer, da tilstedeværelsen av den regulatoriske etableringshindringen kan føre til færre søknader enn hva som ville vært tilfellet ved fravær av regulering. På den annen side kan tilstedeværelsen av arealregulering også gi motsatt effekt. Dersom kommunen avslår en søknad om byggetillatelse i et gitt område, åpnes det opp for at andre kan søke om byggetillatelse på nøyaktig samme sted. I et slikt tilfelle vil totalt mottatte byggesøknader overvurdere antall etableringer som ville funnet sted ved fravær av regulering. Med bakgrunn i dette forsøker vi senere i analysen å isolere eksogen variasjon i reguleringsindikatoren gjennom instrumentvariabelanalyse (Bertrand & Kramarz, 2002).

Paneldata

Det mangler observasjoner for noen variabler enkelte år, hvilket fører til et ubalansert paneldatasett. Dersom mangelen på observasjoner skyldes en systematisk bakenforliggende årsak, kan dette medføre problemer for tolkning av resultatene. Vi ser imidlertid ingen mønstre i hvor informasjonen mangler, og anser derfor dette som tilfeldig. Det er for eksempel ikke slik at vi mangler observasjoner for bestemte år i en betydelig andel av kommunene eller at vi mangler observasjoner for enkelte landsdeler eller fylker. Det fremstår dermed lite sannsynlig at ubalansen skyldes en systematisk årsak, og vi kan følgelig anta at ubalansen i dataen ikke skaper problemer for tolkningen av resultatene (Wooldridge, 2013).

7.4 Deskriptiv statistikk

I dette delkapitlet beskrives dataen som utgjør forklarings-, utfalls- og kontrollvariabler. Avslutningsvis presenteres utviklingen i antall monopolkommuner.

7.4.1 Forklaringsvariabel: Reguleringsindikatorer

Tabell 4 under viser deskriptiv statistikk for reguleringsindikatorene. Her inkluderes antall observasjoner, gjennomsnitt, standardavvik og persentiler. Persentilene inkluderes da vi ønsker å undersøke bredden i fordelingen. Vi rapporterer derfor den 25 % laveste og den 25 % høyeste observasjonen representert med henholdsvis 25 % og 75 % i tabellene.

Tabell 4: Deskriptiv statistikk for reguleringsmål

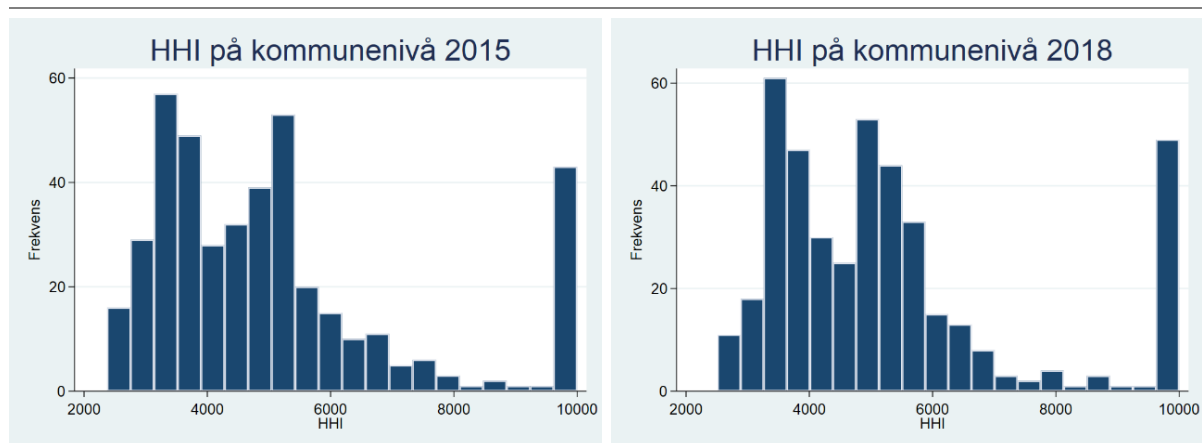
	Antall obs.	Gjennomsnitt	Standard-avvik	25 %	Median	75 %
Innvilgede søknader	1,547	195	335	59	120	237
Mottatte søknader	1,530	200	351	61	122	244
Innvilgningsrate	1,522	0.97	0.06	0.97	0.99	1

Kilde: SSB

Mediankommunen innvilger 120 byggesøknader i året. Til sammenligning mottar mediankommunen 122 byggesøknader. Begge mål er negativt skjevfordelte, hvor enkelte høye observasjoner trekker opp snittene. Spredningen er stor både i antall innvilgede og totalt mottatte byggesøknader. Innvilgningsrate er på den annen side positivt skjevfordelt med liten spredning. Mediankommunen har en innvilgningsrate på hele 99 %. Av den 75. persentilen fremgår det at en innvilgningsrate på 100 % ikke er uvanlig. Dette forteller oss at kommunene godkjenner de aller fleste søknadene de mottar, men det er forskjeller i det totale antallet søknader som blir mottatt på tvers av kommuner.

7.4.2 Utfallsvariabel: HHI

Figur 11: Histogram HHI, 2015 til venstre og 2018 til høyre



Kilde: ACNielsen butikkregister

Figur 11: Histogram HHI
Figur 11 viser fordelingen av HHI på kommunenivå for 2015 og 2018. Histogrammene viser at kommunenes HHI i hovedsak ligger mellom 2000 og 8000 for

begge årene, men at det har skjedd en liten forskyvning mot høyre for de laveste verdiene. Tabell 5 under viser en mer detaljert fremstilling av utviklingen.

Tabell 5: Utvikling i fordeling av kommuner på ulike intervallgrupper for HHI, 2015-2018

<i>År</i>	<i>HHI Intervaller</i>					Totalt
	<2500	2500-4999	5000-7499	7500-9999	10 000	
2015	2	223	142	11	43	421
2016	0	210	155	14	43	422
2017	0	203	158	12	48	421
2018	0	205	156	12	49	422

Kilde: ACNielsen butikkregister

Tabell 5 viser utviklingen over tid i antall kommuner som faller innenfor ulike intervaller av markedskonsentrasjon, målt ved HHI. Tidsperioden strekker seg fra 2015 til 2018. Antall kommuner med HHI lavere enn 2500 er redusert fra to til null over tidsperioden. Det er også en reduksjon i antall kommuner med HHI mellom 2500 og 5000, fra 223 til 205 kommuner. I sjiktet 5000 til 7500 er det derimot en økning fra 142 til 156 kommuner, hvilket utgjør den største økningen i de ulike intervallgruppene. Antall kommuner på intervallet 7500 til 10 000 holder seg relativt stabilt over perioden. Det er en økning i antall kommuner med HHI på 10 000 fra 43 til 49 kommuner. Denne utviklingen er beskrevet nærmere i delkapittel 7.4.5. Hovedvekten av kommuner har en HHI på mellom 2500 og 7500, noe som antyder høy grad av konsentrasjon i dagligvaremarkedet på kommunenivå. I tillegg ser vi en trend mot høyere verdier av HHI.

7.4.3 Kontrollvariabler: Lokale markedskarakteristikker

Demografi

Tabell 6 viser deskriptiv statistikk for lokale markedskarakteristikker. De statistiske variablene som undersøkes er i tråd med fremstillingen for reguleringsindikatorerne over.

Tabell 6: Deskriptiv statistikk over demografiske forhold på kommunenivå

	Antall obs.	Gjennomsnitt	Standard-avvik	25 %	Median	75 %
Populasjonstetthet	1,676	59	164	4	9	39
Innbyggertall	1,688	12,402	38,409	2,153	4,696	10,899
Kommuneareal (kvm²)	1,688	7,767	901	226	479	1,009
Medianinntekt (per husholdning)	1,688	635,701	731,29	585,500	624,000	677,000
Sentralitetsindeks	1,688	654	139	553	641	762

Kilde: SSB og ACNielsen butikkregister

En stor andel av kommunene har relativt lav populasjonstetthet med en median på ni innbyggere per kvadratkilometer landareal. Enkeltkommuner med høy populasjonstetthet gir likevel et høyt snitt. At populasjonstettheten til den 75. persentilkommunen er nesten ti ganger så stor som den 25. persentilkommunen, vitner om stor spredning. Det er også stor spredning i innbyggertall, der vi observerer lave tall for en stor andel av kommunene, i likhet med populasjonstetthet. Mediankommunene har et areal på 479 kvadratkilometer og en medianinntekt per husholdning på 624 000 kroner. Sentralitetsindeksen, som tar verdier mellom 0 til 1000, er relativt normalfordelt med en median på 641.

Markedsforhold og politiske variabler

I Tabell 7 gis det deskriptiv statistikk tilhørende markedsforhold for dagligvare samt politiske forhold i kommunen.

Tabell 7: Deskriptiv statistikk over markeds- og politiske forhold på kommunenivå

	Antall obs.	Gjennomsnitt	Standard-avvik	25 %	Median	75 %
Antall dagligvarebutikker	1,687	9	21	3	5	9
Gjennomsnittlig butikkareal (kvm)	1,686	594	245	405	574	777
HHI markedskonsentrasjon	1,686	5214	2052	3655	4994	5757
Høyreandel	1,688	0.24	0.14	0.13	0.24	0.35
HHI partikonsentrasjon	1,688	2770	961	2154	2541	3142

Kilde: SSB og ACNielsen butikkregister

Mediankommunen har fem dagligvarebutikker og et gjennomsnittlig butikkareal på 574 kvadratmeter. Med en 75. persentil på 777 kvadratmeter ser vi at hovedvekten av kommunene i snitt har relativt små butikker. Dette stemmer overens med den lave markedsandelen til super- og hypermarkeder som vi så i delkapittel 4.1. Mediankommunen har en markedskonsentrasjon på 4994 målt ved HHI, som etter EUs retningslinjer kan betegnes som konsentrert (EUR-Lex, 2004).

Høyreandel er tilnærmet normalfordelt med et gjennomsnitt tilsvarende medianen på 0.24. I mediankommunen består følgelig 24 % av kommunestyret av representanter fra høyresiden, definert som Høyre og Fremskrittspartiet. Partikonsentrasjonen i kommunestyrene er i snitt på 2770, målt ved HHI på paraplykjedenivå. Et standardavvik på 961 viser imidlertid stor spredning i partikonsentrasjonen.

Sammensetningen innad i kommunestyrene har ikke endret i tidsperioden vi opererer med (2015-2018). Dette skyldes at lokalvalg fant sted i 2015, og det påfølgende lokalvalget i 2019 er følgelig ikke dekket av tidsperioden vi analyserer. All variasjon i de politiske variablene tilskrives dermed variasjon mellom kommunene, snarere enn variasjon innad i kommunene over tid.

7.4.4 Korrelasjonsmatrise

I dette avsnittet presenteres korrelasjonsmatrise for variablene. Korrelasjonsmatrisen viser hvilke variabler som samvarierer med reguleringsmålene, og er dermed et naturlig førstesteg for videre analyse. I tillegg kan vi gjennom korrelasjonsmatrisen identifisere potensiell multikolinearitet tilknyttet regresjonsvariablene.

Tabell 8: Korrelasjonsmatrise over variabler

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) Innvilgede søknader	1.000									
(2) Totalt mottatte søknader	0.998	1.000								
(3) Innvilgningsrate	-0.091	-0.128	1.000							
(4) Populasjonstetthet	0.690	0.697	-0.145	1.000						
(5) Inntekt	0.082	0.084	-0.105	0.259	1.000					
(6) Innbyggertall	0.945	0.948	-0.106	0.726	0.068	1.000				
(7) Kommuneareal	-0.065	-0.066	0.083	-0.249	-0.317	-0.068	1.000			
(8) Høyreandel	0.249	0.248	-0.119	0.332	0.331	0.216	-0.268	1.000		
(9) HHI partikonsentrasjon	-0.178	-0.177	0.073	-0.095	-0.157	-0.102	0.087	-0.528	1.000	
(10) HHI markeds konsentrasjon	-0.242	-0.236	0.015	-0.186	-0.113	-0.167	-0.023	-0.324	0.374	1.000

Kilde: SSB og ACNielsen butikkregister

Antall innvilgede og totalt mottatte byggesøknader er som forventet sterkt positivt korrelert, med en korrelasjonskoeffisient rett i underkant av 1, slik det fremgår av Tabell 8. Dette understreker viktigheten av å kontrollere for antall søknader kommunen mottar når den relative restriktiviteten i regulering måles ved antall innvilgede søknader. Innvilgningsrate er negativt korrelert både med antall innvilgede og totalt antall mottatte byggesøknader. Korrelasjonen er imidlertid svært svak. Driveren for populasjonstetthet er i hovedsak innbyggertallet, da korrelasjonen mellom disse variablene er 0.726, mens korrelasjonen mellom populasjonstetthet og kommuneareal er negativ 0.249.

Høyreandel er positivt korrelert med både antall innvilgede og totalt mottatte søknader, men svakt negativt korrelert med innvilgningsrate. Videre er høyreandel positivt korrelert med populasjonstetthet, inntekt og innbyggertall, og negativt korrelert med kommuneareal. Nøyaktig det motsatte er gjeldende for HHI partikonsentrasjon som er negativt korrelert med høyreandel. Markeds konsentrasjon er negativt korrelert med innvilgede og mottatte søknader, men tilnærmet ikke korrelert med innvilgningsrate.

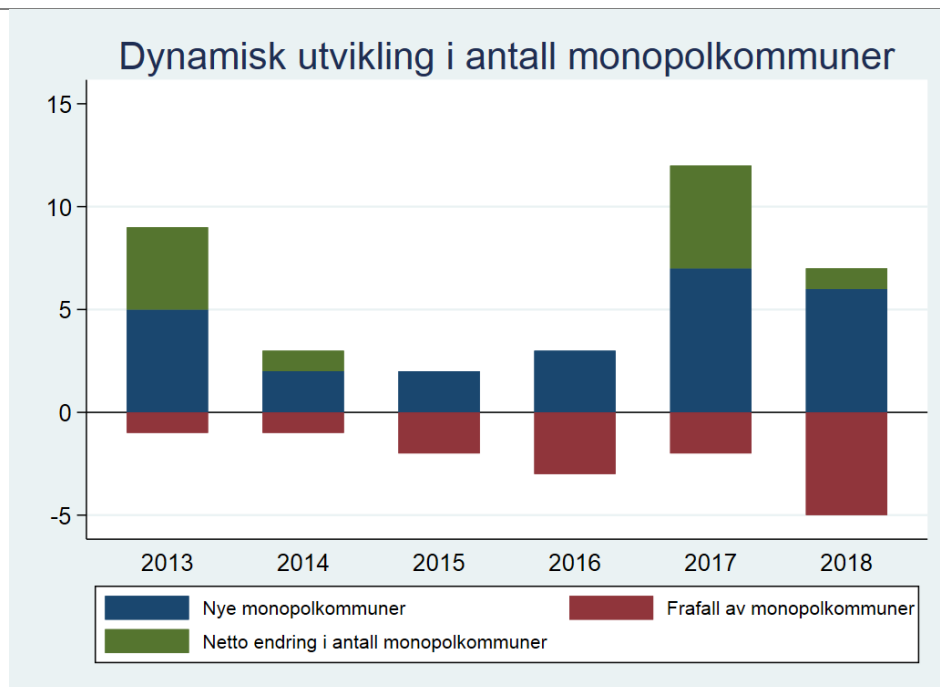
Med generelt lave korrelasjonskoeffisienter kan vi i hovedsak avslå at multikolinearitet vil skape problemer ved inkludering av variablene i regresjonsmodellen. Unntaket er den sterkt positive korrelasjonen mellom innbyggertall og henholdsvis innvilgede og mottatte søknader, som begge har korrelasjonskoeffisienter opp mot 0.95. Potensiell problematikk tilknyttet multikolinearitet ved bruk av disse variablene samtidig diskuteres nærmere i delkapittel 8.4.1, samt i A4.

7.4.5 Utvikling i monopolkommuner

I tidsperioden som analyseres ser vi en økning i antall kommuner der det er monopol på paraplykjedenivå i dagligvaremarkedet. Vi ønsker å undersøke hva som ligger bak denne økningen, og hvorvidt disse kommunene skiller seg fra de øvrige med tanke på observerbare karakteristikk.

Dataen vi har tilgjengelig gjør det mulig å beregne HHI på kommunenivå tilbake til 2012. Vi velger derfor å analysere utviklingen i monopolkommuner fra 2012 til 2018. Den overordnede analyseperioden er imidlertid 2015-2018, grunnet tidsbegrensning i reguleringsmålet.

Figur 12: Utvikling i antall kommuner med paraplykjedemonopol, 2012-2018



Kilde: ACNielsen butikkregister

Figur 12 viser en netto økning i antall kommuner der det er paraplykjedemonopol i dagligvaremarkedet, som vi i det videre vil omtale som monopolkommuner. Den grønne

stolpen viser netto endring i antall monopolkommuner, og er derfor summen av den røde og den blå stolpe. Blå stolpe viser tilkomsten av nye monopolkommuner inneværende år, mens rød viser frafallet. Antall monopolkommuner har økt med 11 i perioden 2012-2018, fra 38 til 49 kommuner. Til tross for dette har det vært dynamisk utskiftning av hvilke kommuner som har dagligvaremonopol. Monopolkommunene kan deles inn i to kategorier: (1) Kommuner hvor det er monopol gjennom hele perioden, og (2) kommuner der status som monopolkommune endrer seg over perioden.

I sistnevnte kategori finner vi til sammen 23 kommuner. Disse har blitt monopolkommuner i løpet av perioden vi har analysert. I sju av tilfellene har det kun vært monopol ett år før nye paraplykjeder har kommet til. Til sammen 12 kommuner (inkludert de sju kommunene) har beveget seg ut av monopolsituasjon i løpet av årene vi har analysert, ved at nye paraplykjeder har etablert seg i kommunen.

Av de 23 nye monopolkommunene oppsto 12 av dem på grunn av nedleggelser, og fem på grunn av omprofilering fra ICA til enten NorgesGruppen eller Coop. For de resterende tilfellene er årsaken mindre sikker, men kan muligens tilskrives målefeil. Denne antagelsen bygger på at enkelte butikker står registrert med null i omsetning enkelte år. Dersom vi luker ut disse tilfellene står vi igjen med 17 nye lokale monopoler i perioden 2012-2018, der ti av dem fremdeles eksisterte ved utgangen av 2018.

Av de til sammen 49 registrerte monopolkommunene ved utgangen av 2018, har 29 av dem hatt dagligvaremonopol gjennom hele perioden 2012-2018. Siden disse kommunene har vært stabile monopolkommuner, vil vi i det videre undersøke karakteristikken ved nettopp disse kommunene nærmere.

Karakteristikker ved de stabile monopolkommunene

For å undersøke om monopolkommunene skiller seg fra de øvrige kommunene med hensyn på demografi og politiske forhold, gjennomfører vi en rekke uavhengige t-tester. Først testes det for om de aktuelle variablene sin varians er lik i de to utvalgene. Avhengig av disse resultatene gjennomføres det t-test for enten lik eller ulik varians. T-testen sammenligner gjennomsnittet av en gitt variabel mellom de to utvalgene (Keller, 2012). Resultatene fra t-testene er vist i Tabell 9 og Tabell 10 under.

Tabell 9: T-test for lik medianinntekt i ikke-monopolkommuner og monopolkommuner (lik varians)

T-test med for varians				
	Gjennomsnitt Ikke-monopolkommuner	Gjennomsnitt Monopolkommuner	Differanse	T-statistikk
Medianinntekt	613167	621741	-8574	(-1.45)
N	2765	189	2954	

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

Tabell 10: T-test for demografiske og politiske karakteristikk i ikke-monopolkommuner og monopolkommuner (ulik varians)

T-test for ulik varians				
	Gjennomsnitt Ikke-monopolkommuner	Gjennomsnitt Monopolkommuner	Differanse	T-statistikk
Sentralitetsindeks	660	558	102***	(12.64)
Populasjonstetthet	61	21	40***	(9.91)
Innbyggertall	12895	2253	1064***	(13.66)
Kommuneareal	788	460	328***	(9.17)
Høyreandel	0.27	0.19	0.08***	(5.69)
HHI - partikonsentrasjon	2724	3380	-656***	(-5.53)
N	2765	189	2954	

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

Vi ser av Tabell 9 at medianinntekten i monopolkommuner ikke er signifikant forskjellig fra medianinntekten i ikke-monopolkommuner. Av Tabell 10 ser vi derimot at monopolkommuner skiller seg demografisk fra de øvrige kommunene ved å være mindre sentrale, mindre tett befolket, ha lavere innbyggertall og mindre areal. Disse resultatene er sterkt signifikante. Sentralitetsindeksen fanger som nevnt opp antall arbeidsplasser og servicefunksjoner som kan nås innen 90 minutter med bil fra kommunen (Høydahl, 2017). At monopolkommuner er mindre sentrale tilsier dermed at innbyggerne i disse kommunene har færre alternativer utenfor kommunegrensen. Dette betyr at substitusjonsmulighetene er begrenset, selv når vi lempet på avgrensningen av et lokalt marked til å gjelde en kommune. Følgelig kan konsekvensene av monopolsituasjonen være av stor betydning for forbrukerne i disse kommunene, da dagligvarehandel ikke nødvendigvis kan skje på tvers av kommunegrensene.

Når det kommer til politiske karakteristikk har monopolkommuner signifikant lavere høyreandel og høyere HHI partikonsentrasjon enn ikke-monopolkommuner. Dette har trolig sammenheng med den positive korrelasjonen mellom høyreandel og henholdsvis populasjonstetthet, inntekt og innbyggertall, presentert i delkapittel 7.4.4, samt den negative korrelasjonen mellom partikonsentrasjon og de oppramsede variablene. Med høyere partikonsentrasjon kan det tenkes at gjennomslagskraften i kommunestyret ved avgjørelser om nyetablering er større. Den signifikant høyere partikonsentrasjonen, i kombinasjon med signifikant lavere høyreandel, kan følgelig være med på å forklare monopolsituasjonen. Dette fordi høyresidepartier gjerne assosieres med konkurransevennlig politikk, og ved lavere andel representanter fra disse partiene kan det tenkes at regulering praktiseres i mer restriktiv grad. På den annen side kan det tenkes at monopolkommunene ikke er attraktive for nyetablering i utgangspunktet, grunnet for eksempel lavt innbyggertall eller allerede mettet marked. Konkurransetiltaket i kommunen vil dermed ikke påvirkes direkte av slike politiske forhold.

8. Empirisk Strategi

8.1 Forskningsmetode, -hensikt og -tilnærming

I denne utredningen bruker vi kvantitativ metode for å besvare problemstillingen gjennom forskningsspørsmålet. Forskningshensikten vår er forklarende, der vi forsøker å finne en kausal årsak-virkningsammenheng mellom regulering i kommunene og markedskonsentrasjon. For å finne denne sammenhengen benytter vi økonometrisk analyse som tilnærming. Vi starter med å repetere forskningsspørsmålet, før vi introduserer det empiriske rammeverket. Videre presenteres regresjonsmodellene og deres potensielle svakheter. Til slutt beskrives instrumentvariabelanalyse som en alternativ empirisk metode.

8.2 Forskningsspørsmål og antagelse om effekt

Som introdusert i delkapittel 2.2 er forskningsspørsmålet for utredningen som følger:

Finnes det en sammenheng mellom kommunenes reguleringer og markedskonsentrasjon i det lokale dagligvaremarkedet?

Vi antar negativ sammenheng mellom liberal regulering og markedskonsentrasjon. Bakgrunnen for denne antagelsen er teori om etableringshindringer. Teorien predikerer at dersom etableringshindringene oppfattes som relativt lave og markedet anses lønnsomt, vil etablering forekomme. Dette vil medføre et økende antall aktører i markedet, og dermed lavere markedskonsentrasjon. Kommuner som er mer liberale i sin regulering vil assosieres med lavere etableringshindringer, og vi forventer dermed å finne en lavere markedskonsentrasjon i disse kommunene.

8.3 Empirisk rammeverk

8.3.1 Multippel regresjon med minste kvadraters metode

For å teste forskningsspørsmålet benytter vi primært en lineær multippel regresjonsmodell som estimeres ved minste kvadraters metode (OLS). Denne metoden har som hensikt å estimere en kausal effekt av forklaringsvariabelen på utfallsvariabelen. For å isolere den kausale effekten må det kontrolleres for alle andre faktorer som kan påvirke utfallsvariabelen.

Når vi studerer et samfunnsvitenskapelig fenomen er det imidlertid umulig å kontrollere for alle faktorer. Faktorer det ikke kontrolleres for blir fanget opp i restleddet (Wooldridge, 2013).

Dersom det finnes effekter i restleddet som er korrelert med modellens variabler kan OLS-estimatene inneholde forventningsskjevheter. Som et resultat av dette vil estimatene enten over- eller underestimere effekten av forklaringsvariablene på utfallsvariabelen.

8.3.2 Uobserverbar heterogenitet i paneldata

Å unngå korrelasjon mellom restledd og øvrige variabler kan være vanskelig når modellen estimeres ved hjelp av paneldata, dersom det ikke brukes tradisjonelle paneldatametoder som for eksempel faste effekter. Årsaken til dette kommer av at paneldata følger den samme observasjonsenheten over tid. Dermed kan vi ikke med rimelighet anta at observasjonene i datasettet er tilfeldig fordelt på tvers av tiden. Siden vi observerer den samme observasjonsenheten over flere perioder, vil uobserverbare effekter knyttet til denne enheten mest sannsynlig være til stede over hele tidsperioden som analyseres. Alle observasjoner av observasjonsenheten på tvers av tid vil være påvirket av den uobserverbare effekten, og dermed bryte antagelsen om tilfeldig fordelte observasjoner (Wooldridge, 2013).

En uobserverbar effekt som ikke endrer seg over tid blir referert til som uobserverbar heterogenitet. Denne fanger opp alle uobserverbare, tids-konstante faktorer som påvirker utfallsvariabelen. Den uobserverbare heterogeniteten vil kunne skape forventningsskjev estimater dersom det finnes korrelasjon mellom denne og noen av forklarings- og/eller kontrollvariablene i modellen (Wooldridge, 2013). Vi forsøker å kontrollere for uobserverbare karakteristikk som påvirker den relative attraktiviteten i kommunen gjennom det totale antallet søknader kommunen mottar. Det kan likevel ikke utelukkes at det eksisterer andre uobserverbare effekter som ikke fanges opp av modellen, slik at det forekommer forventningsskjevheter i estimatene.

8.3.3 Begrunnelse for OLS fremfor FE

Faste effektors metode (FE) blir ofte brukt i empirisk arbeid med paneldata (Wooldridge, 2013). Metoden tar hensyn til den uobserverbare heterogeniteten ved å eliminere den. Ved å benytte en FE-modell vil man fjerne variasjonen på tvers av gruppene, og kun observere variasjonen innad i gruppene (Nilsen, 2018). Dermed forutsetter bruk av FE betydelig

variasjon innad i gruppene. Med bakgrunn i dette undersøker vi om variasjonen i variablene som analyseres er størst innad eller mellom kommunene.

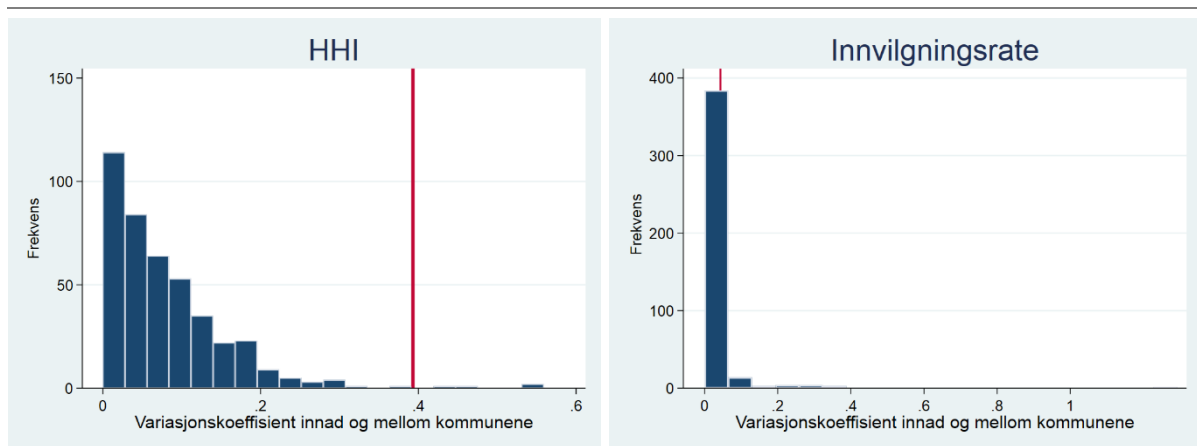
Variasjon mellom kontra innad kommuner

For å analysere variasjonen i variablene, bruker vi variasjonskoeffisienten (CV) til observasjonene innad og mellom kommunene. CV er et spredningsmål som beregnes ved raten av standardavviket over gjennomsnittet. Målet uttrykker dermed graden av variasjon sett i forhold til gjennomsnittet. En høy variasjonskoeffisient tilsier stor grad av variasjon (Keilman, 2015).

Resultatene fra CV-beregningene er illustrert i Figur 13 og Figur 14. Den røde vertikale linjen angir CV *mellom* kommunene, og er beregnet med utgangspunkt i gjennomsnittet til den enkelte kommune. De blå stolpene representerer CV *innad* i kommunene. For HHI (Figur 13, venstre), ligger den røde vertikale linjen til høyre for flertallet av CV innad i kommunene. Altså er variasjonen i HHI større mellom kommunene enn innad i kommune. For innvilgningsraten er bildet imidlertid annerledes (Figur 13, høyre). For det første ser vi lite variasjon i innvilgningsraten innad i kommunene, ved at variasjonskoeffisientene er konsentrert mellom 0 og 0.1. Fra delkapittel 7.4.1 vet vi at kommunene godkjenner de aller fleste søknader, noe som forklarer den svake variasjonen. For det andre skiller ikke variasjonen innad i kommunene seg fra variasjonen mellom kommunene i særlig grad.

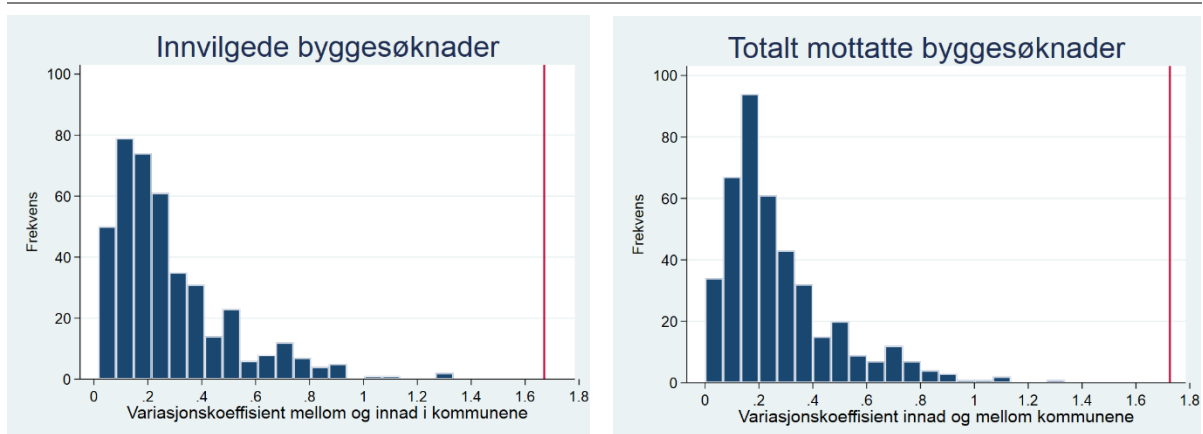
I Figur 14 ser vi CV-beregninger for innvilgede byggesøknader til venstre, og totalt mottatte søknader til høyre. Disse målene følger samme mønster som vi ser hos HHI. Også her er variasjonen mellom kommunene større sammenlignet med variasjonen innad i kommunene.

Figur 13: CV HHI (venstre) og CV Innvilgningsrate (høyre)



Kilde: SSB og ACNielsen butikkregister

Figur 14: CV Reguleringsmål



Kilde: SSB

Basert på disse funnene kan vi konkludere med at variasjonen i observasjonene i hovedsak er større mellom kommunene enn innad i kommunene. Dette skyldes trolig at reguleringspraksisen i kommunene ikke varierer i særlig grad over tid, men at kommunene har ulik praksis seg imellom. Ved å benytte FE vil vi dermed fjerne svært mye av variasjonen vi har tilgjengelig i datasettet, og følgelig ha problemer med å finne sammenhenger. Vi ønsker å beholde variasjonen på tvers av kommunene, og velger derfor å benytte OLS. Vi må imidlertid være forsiktige med tolkning av resultater, da den uobserverbare heterogeniteten kan påvirke disse. Å kontrollere for alle observerbare forhold blir dermed desto viktigere for resultatenes inferens.

8.4 Statistiske modeller

For å besvare forskningsspørsmålet benytter vi to modeller. Begge er multiple regresjonsmodeller med hensikt å måle effekten av lokal regulering på markedskonsentrasjon i dagligvaremarkedet. Forskjellen på modellene er en noe ulik måte å normalisere reguleringsindikatoren på. Selv om spesifikasjonen er ulik, måler begge modeller regulering gjennom antall innvilgede søknader sett i forhold til den relative «attraktiviteten» til kommunen.

Begge modellspesifikasjonene følger en lineær-logaritmisk form. Dette skyldes at reguleringsmålene vi benytter er skjevfordelte. Det samme gjelder kontrollvariablene populasjonstetthet, innbyggertall og kommuneareal (Se A1). Skjevfordeling strider med forutsetningen om normalfordelte variabler for bruk av OLS, og kan skape problemer med inferens (Wooldridge, 2013). For å korrigere for dette, bruker vi en lineær-logaritmisk modell slik at forklarings- og kontrollvariablene får en tilnærmet normalfordeling.

Den logaritmiske transformasjonen er utført for reguleringsmålene, populasjonstetthet, inntekt, innbyggertall og areal. Inntekt er tilnærmet normalfordelt på opprinnelig form, men transformeres til logaritmisk form for konsistens i modellen. Høyreandel og innvilgningsrate er imidlertid ikke transformert til logaritmisk form, da disse representerer andeler (et tall mellom 0 og 1) og følgelig er ikke logaritmisk transformasjon hensiktsmessig.

8.4.1 Modellspesifikasjon 1: Innvilgede søknader med mottatte søkander som kontrollvariabel

Formel 2: Modellspesifikasjon 1

$$\begin{aligned} HHI_{it} = & \alpha + \beta_1 \ln(\text{Innvilgede søknader})_{i(t-1)} + \beta_2 \ln(\text{Mottatte søknader})_{i(t-1)} \\ & + \beta_3 \ln(\text{Populasjonstetthet})_{it} + \beta_4 \ln(\text{Inntekt})_{it} \\ & + \beta_5 \ln(\text{Innbyggertall})_{it} + \beta_6 \ln(\text{Areal})_{it} + \beta_7 \text{Høyreandel}_{it} + \delta d_t \\ & + v_{it} \end{aligned}$$

$\text{Innvilgede søknader}_{i(t-1)}$ representerer regulering i kommune i på tidspunkt $t - 1$ målt ved innvilgede byggesøknader. Ved å inkludere mottatte søknader som kontrollvariabel holdes kommunens relative attraktivitet for etablering fast når vi vurderer sammenheng mellom

regulering og markedskonsentrasjon. Jo høyere reguleringsvariabelen er, jo mer liberal kan kommunen regnes å være, da dette betyr flere innvilgede byggesøknader.

En byggetillatelse er gyldig i tre år, og dermed vil det i mange tilfeller være en treghet fra tillatelse er gitt til bygget står ferdig. Vi tar hensyn til denne tregheten ved å lagge reguleringsindikatoren med én periode. Holdbarheten av denne antagelsen diskuteres nærmere i robusthetsanalysen i delkapittel 11.2. Gitt at vi kontrollerer for alle relevante faktorer, og reguleringsindikatoren ikke er korrelert med feilleddet, vil β_1 angi effekten av regulering på HHI. Dermed er denne koeffisienten av hovedinteresse for vår analyse. Tolkningen av β_1 blir som følger: 1 % økning i antall innvilgede byggesøknader vil føre til en β_1 over 100 enheter endring i HHI, alt annet likt. Dette da modellen er spesifisert på en lineær-logaritmisk form (Nilsen, 2018).

De resterende variablene inkluderes med formål å kontrollere for andre forhold enn regulering som kan påvirke HHI, slik at effekten av regulering isoleres. Kontrollvariablene tar hensyn til politiske og demografiske forhold i kommunene, og er tidligere beskrevet i delkapittel 7.2.4. En høy korrelasjon mellom innbyggertall, og henholdsvis innvilgede og mottatte søknader, kan som nevnt skape problemer med multikolaritet. Følgelig kan dette gi ineffektive estimer. Ved å utelate innbyggertall som kontrollvariabel risikerer vi imidlertid forventningsskjevne estimer grunnet potensiell korrelasjon mellom feilledd og reguleringsindikator. Vi prioriterer forventningsrette estimer og inkluderer derfor innbyggertall i modellen. I tillegg estimerer vi innbyggertall på henholdsvis innvilgede og mottatte søknader (se A4) og finner at multikolaritet er et problem av mindre betydning.

Som tidligere påpekt assosieres konkurransefremmende politikk i størst grad med partier fra høyresiden i politikken. Ved å inkludere høyreandel som kontrollvariabel kan vi analysere hvorvidt økt andel av høyresiderepresentanter i kommunestyret faktisk påvirker konkurransebildet. Videre fanger δ opp de år-spesifikke effektene gjennom dummyvariabler. Ved å inkludere års-dummyer kontrollerer vi for generelle trender som påvirker utfallsvariabelen. a_i og u_{it} utgjør til sammen restleddet, v_{it} , og representerer henholdsvis den uobserverbare heterogeniteten og det idiosynkratiske restleddet. Siden vi bruker OLS, vil det kommunespesifikke restleddet (a_i) være en del av modellen.

8.4.2 Modellspesifikasjon 2: Innvilgningsrate

Modellspesifikasjon 2 skiller seg fra Modellspesifikasjon 1 ved at reguleringsindikatoren normaliseres direkte gjennom totalt mottatte søknader. Istedenfor å inkludere mottatte søknader som en kontrollvariabel, deler vi innvilgede søknader på mottatte søknader, og kontrollerer for kommunens attraktivitet direkte i nevneren av reguleringsindikatoren. Følgelig blir innvilgningsraten brukt som reguleringsindikator, hvilket betyr at en økning i reguleringsmålet tilsier flere innvilgede søknader per mottatte søknad.

Formel 3: Modellspesifikasjon 2

$$\begin{aligned} HHI_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{Innvilgningsrate}_{i(t-1)} + \beta_2 \ln(\text{Populasjonstetthet})_{it} \\ & + \beta_3 \ln(\text{Inntekt})_{it} + \beta_4 \ln(\text{Innbyggertall})_{it} + \beta_5 \ln(\text{Areal})_{it} \\ & + \beta_6 \text{Høyreandel}_{it} + \delta d_t + v_{it} \end{aligned}$$

Da innvilgningsraten ikke er logaritmisk transformert, tolkes β_1 på følgende måte: En enhet økning i innvilgningsrate leder til β_1 endring i HHI, alt annet likt (Nilsen, 2018).

8.4.3 Endogenitetsproblemer

Dette avsnittet diskuterer svakheter ved modellene som kan påvirke validiteten til estimatene.

Forventningsskjevheter ved utelatte variabler¹

Modellene bygger på den sterke forutsetningen om at regulering ikke er korrelert med feilleddet ($v_{it} = u_{it} + a_i$). Det idiosynkratiske feilleddet (u_{it}) fanger opp tidsvarierende effekter i dagligvaremarkedet, og slike effekter kan påvirke størrelsesforholdet mellom innvilgede og mottatte søknader. Følgelig vil effekter som påvirker HHI, og som ikke fanges opp av våre forklarings- eller kontrollvariabler, kunne skape forventningsskjeve estimater. Vi kontrollerer for demografiske og politiske faktorer, samt attraktiviteten til kommunen gjennom totalt mottatte søknader. Likevel kan vi ikke utelukke at det finnes andre faktorer, korrelert med regulering, som ikke blir tatt hensyn til.

¹ Omitted variable bias

I tillegg, vil vi ved bruk av OLS ikke eliminere det kommunespesifikke restleddet (a_i). Gitt at vi ikke fanger opp alle de kommunespesifikke effektene gjennom forklarings- og kontrollvariablene, vil korrelasjon mellom regulering og feilledd være tilstedeværende. Konsekvensene av dette er forventningsskjevne estimater.

Simultanitetsskjevhet²

De kommunale reguleringene og HHI kan ha gjensidig påvirkning på hverandre, hvilket er illustrert ved Formel 4 under. Den gjensidige påvirkningen kan enklest forklares gjennom et eksempel. La oss si det eksisterer forhold ved en kommune som gjør det lite attraktivt for en dagligvareaktør å etablere seg der. Dette kan være høye distribusjonskostnader eller lav betalingsvillighet blant befolkningen. Kommunen kan da ønske å stimulere markedet gjennom mer liberale reguleringer for å tiltrekke seg dagligvareaktører. HHI og regulering blir dermed bestemt samtidig. I en slik situasjon vil ikke regulering være eksogent gitt, og vi risikerer inkonsistente estimater (Suzuki, 2013). I hvor stor grad dette er tilfelle, vil avhenge av hvorvidt kommunestyret vektlegger fremtidig konkurranse i sine arealreguleringsbeslutninger.

Formel 4: Simultaneous Equation Model (SEM)

$$(1) \quad HHI_{it} = \beta_1 \text{Regulering}_{i(t-1)} + \beta_k X_{it} + v_1$$

$$(2) \quad \text{Regulering}_{i(t-1)} = \beta_2 HHI_{it} + \beta_k X_{it} + v_2$$

Kilde: Fra «Introductory Econometrics» av Wooldridge, J. M., 2013

Note: Vi antar at HHI blir bestemt av regulering (1). Dersom regulering i tillegg bestemmes av HHI (2) har vi tilfelle av simultaneity bias. Ved å substituere (1) inn i (2) ser vi at regulering vil være korrelert med v_1 , slik at regulering ikke er eksogent gitt, og det oppstår endogenitet i modellen.

8.4.4 Instrumentvariabelanalyse

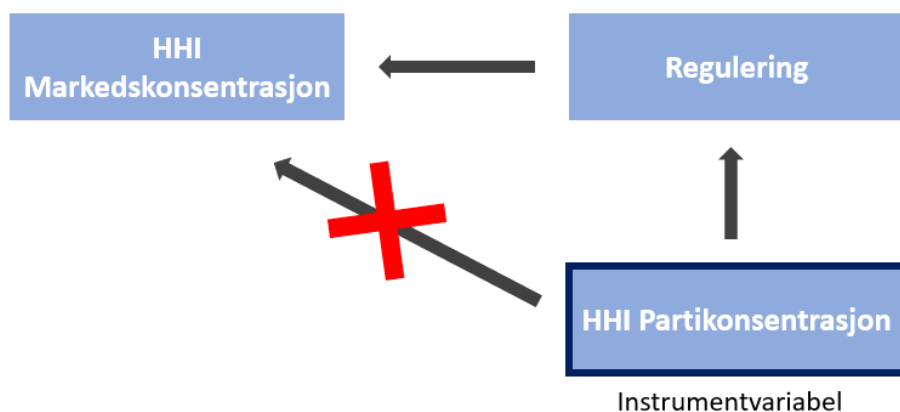
Vi har tidligere identifisert svakheter ved målevaliditeten tilknyttet bruk av antall innvilgede og mottatte byggesøknader som reguleringsmål. For det første svekkes målevaliditeten av at målet omfatter søknader til alle typer formål, ikke bare handelsvirksomhet. For det andre har

² Simultaneity bias

vi identifisert årsaker til at antall mottatte søknader ikke nødvendigvis gjenspeiler antall etableringer ved fravær av regulering. Dermed vil ikke antall innvilgede byggesøknader fange opp den relative restriktiviteten i kommunens regulering, noe som fører til forventningsskjevne OLS-estimer.

En løsning på dette, samt eventuelle øvrige endogenitetsproblemer presentert over, er å bruke en instrumentvariabel (IV) som isolerer eksogen variasjon i reguleringsmålet. Ved bruk av IV vil vi i tillegg kontrollere for målefeil tilknyttet reguleringsindikatoren. Variabelen som benyttes som instrument for regulering må oppfylle to forutsetninger for å være et gyldig instrument: Instrumentvariabelen må ikke være korrelert med feilleddet, men den må være korrelert med regulering. Dette omtales gjerne som henholdsvis instrumenteksogenitet og instrumentrelevans (Wooldridge, 2013). I praksis betyr dette at instrumentvariabelen *kun* skal påvirke HHI gjennom regulering, hvilket er illustrert i Figur 15 under. I likhet med tidligere studier (Bertrand & Kramarz, 2002; Maican & Orth, 2015; Schivardi & Viviano, 2011) benytter vi politiske variabler som instrument for regulering. Mer bestemt bruker vi partikonsentrasjonen i kommunestyret, målt ved HHI.

Figur 15: Instrumentvariabel analysen illustrert – Instrumentvariabelen påvirker HHI kun gjennom regulering.



Kilde: Fra «Introductory Econometrics» av Wooldridge, J. M., 2013

Høy grad av partikonsentrasjon er sammenfallende med stor gjennomslagskraft i kommunestyret. Dermed vil partiene som er størst, og tilhører samme side av partiaksen, få gjennomslag for sin foretrukne politikk. Det er derfor naturlig å anta at grad av partikonsentrasjon vil påvirke hvor restriktivt kommunen regulerer sitt areal, noe som underbygger partikonsentrasjonens instrumentrelevans. Hvorvidt reguleringen vil være

restriktiv eller liberal vil avhenge av hvilken side av politikken majoriteten av representantene i kommunestyret tilhører. Partikonsentrasjon er negativt korrelert med andel kommunestyrerepresentanter fra høyresiden, noe som *kan* indikere negativ sammenheng mellom økt partikonsentrasjon og liberal regulering. Dette grunnet høyresidens tradisjonelle fokus på tilrettelegging for konkurranse.

En forutsetning for instrumenteksogenitet er at de lokale velgerne ikke stemmer basert på preferanser tilknyttet kommunal regulering av areal (Maican & Orth, 2015). Denne antagelsen må ligge til grunn for å unngå reversert kausalitet. Vi anser det som sannsynlig at velgerne i større grad legger vekt på kommunale oppgaver som helse-, skole og barnehage tilbud fremfor arealregulering i sin valgbeslutning. En annen forutsetning for instrumenteksogenitet er at partikonsentrasjonen ikke fanger opp andre politiske forhold enn arealregulering som kan påvirke markedskonsentrasjonen i dagligvaremarkedet. Dette fremstår sannsynlig da generell konkurranselovgivning fastsettes på nasjonalt nivå.

En svakhet ved bruk av HHI partikonsentrasjon som instrumentvariabel er at denne variabelen kun varierer på tvers av kommuner, og ikke innad i kommunene, over tid. Dette skyldes som nevnt at analyseperioden vår er begrenset til 2015-2018, og lokalvalg fant sted i 2015.

Vi benytter Formel 5 og Formel 6 under ved IV-estimering.

Formel 5: Modellspesifikasjon 1 – HHI Partikonsentrasjon som instrument for innvilgede byggesøknader

$$HHI_{it} = \alpha + \beta_1 HHI \text{ Partikonsentrasjon}_{i(t-1)} + \beta_2 \ln(Mottatte \text{ søknader})_{i(t-1)} \\ + \beta_3 \ln(Populasjonstetthet)_{it} + \beta_4 \ln(Inntekt)_{it} \\ + \beta_5 \ln(Innbyggertall)_{it} + \beta_6 \ln(Areal)_{it} + \delta d_t + v_{it}$$

Formel 6: Modellspesifikasjon 2 – HHI Partikonsentrasjon som instrument for innvilgningsrate

$$HHI_{it} = \alpha + \beta_1 HHI \text{ Partikonsentrasjon}_{i(t-1)} + \beta_2 \ln(Populasjonstetthet)_{it} \\ + \beta_3 \ln(Inntekt)_{it} + \beta_4 \ln(innbyggertall)_{it} + \beta_5 \ln(Areal)_{it} + \delta d_t \\ + v_{it}$$

8.4.5 Tester for ytterligere modellspesifikasjon

Heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet er gjeldende når variansen til restleddet ikke er konstant på tvers av individer og observasjoner, og fører til ugyldige standardavvik for regresjonskoeffisientene (Wooldridge, 2013). Vi tester for dette med Breusch-Pagan test og kan konkludere med tilstedeværelse av heteroskedastisitet i begge modellspesifikasjoner. Testresultatene er presentert i A2.

Autokorrelasjon

Autokorrelasjon oppstår når restleddet er korrelert over tid, og kan gi problemer med inferens (Wooldridge, 2013). For å avdekke autokorrelasjon estimerer vi residualene som en funksjon av laggede residualer (se A3). Med begge modellspesifikasjoner er det signifikant positiv korrelasjon mellom residualene og de laggede residualene, og vi konkluderer med positiv autokorrelasjon.

Klyng ROBUSTE standardfeil

Vi korrigerer for autokorrelasjon og heteroskedastisitet ved bruk av klyng ROBUSTE standardfeil på kommunenivå. Siden vi følger de samme kommunene over tid, er det naturlig å anta at autokorrelasjonen oppstår fordi de uobserverbare kommunespesifikke karakteristikkene (a_i), samt forklarings- og kontrollvariablene, er korrelert over tid innad i kommunene (Cameron & Miller, 2015). Klynger på kommunenivå fremstår derfor hensiktsmessig. Antall klynger varierer fra 401 til 414 avhengig av hvilke variabler som inkluderes i modellen.

9. Resultater

I denne delen presenteres utredningens hovedfunn fra regresjonsmodellene. Som introdusert tidligere benytter vi to ulike spesifikasjoner av reguleringsindikatoren. I Modellspesifikasjon 1 bruker vi antall innvilgede byggesøknader som reguleringsmål, med totalt mottatte søknader som kontrollvariabel. I Modellspesifikasjon 2 normaliseres reguleringsmålet direkte gjennom bruk av innvilgningsraten til byggesøknadene.

Kapitlet starter med å presentere resultatene ved bruk av OLS-estimatorer. Deretter presenteres resultatene fra instrumentvariabelanalysen, med første og andre steg fremstilt i hver sin tabell.

9.1 Metode 1: OLS-estimerer

Her ønsker vi å teste antagelsen om hvorvidt kommuner med mer liberale reguleringer vil oppleve en lavere markedskonsentrasjon målt ved HHI på paraplykjedenivå. Dette gjøres ved å benytte OLS-estimatorer i regresjonen.

Tabell 11 under viser regresjonsresultatene ved bruk av OLS-estimatorene. Kolonne (1) viser resultatene ved bruk av antall innvilgede søknader som reguleringsindikator (Modellspesifikasjon 1). Kolonne (2) viser resultatene når reguleringsindikator er innvilgningsrate (Modellspesifikasjon 2).

For Modellspesifikasjon 2 er ikke reguleringsindikatoren på logaritmisk form. Det samme gjelder høyreandel i begge modeller. Dette medfører at den prosentvise effekten av henholdsvis økt innvilgningsrate og antall kommunestyrerepresentanter fra høyresiden på HHI ikke kan leses direkte av regresjonskoeffisientene, men må oversettes til elastisitetsform. Elastisitetene beregnes ved hjelp av Formel 7, med utgangspunkt i gjennomsnittet til variablene. Dette medfører at de beregnede elastisitetene angir den prosentvise endringen fra gjennomsnittet. En oversikt over elastisitetene er gitt i A5.

Formel 7: Elastisitetsberegning for koeffisienter på lineær form

$$\epsilon_k = \beta_k * \frac{\overline{x_k}}{\overline{y}}$$

Kilde: Fra "Introductory Business Statistics" av Holmes, A., Illowsky, B. & Dean, S., 2015.

Tabell 11: OLS Regresjonsresultater med HHI markedskonsentrasjon som utfallsvariabel

	(1) Modellspesifikasjon 1 HHI	(2) Modellspesifikasjon 2 HHI
ln(innvilgede søknader)	-253.1*** (78.54)	
Innvilgningsrate		-2620.1** (1113.90)
ln(mottatte søknader)	-40.46 (90.77)	
ln(populasjonstetthet)	23.85 (621.93)	116.5 (611.33)
ln(inntekt)	802.1 (957.21)	517.9 (917.76)
ln(innbyggertall)	-767.0 (614.44)	-1065.7* (605.69)
ln(areal)	-156.8 (611.43)	-96.26 (602.11)
Høyreandel	-1338.0 (857.68)	-1440.4* (827.22)
Kontroll for år spesifikke effekter	Ja	Ja
N	1069	1135
R ²	0.342	0.342
adj. R ²	0.337	0.337

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Vi ser en signifikant og negativ effekt for begge reguleringsindikatorer. Det vil si at når regulering blir mer liberal, blir markedskonsentrasjonen lavere. Av koeffisienten til reguleringsindikatoren innvilgede søknader, i kolonne (1), ser vi at dersom kommunen godkjenner 1 % flere søknader, vil HHI reduseres med tilnærmet 2.53 enheter, alt annet likt. Med utgangspunkt i den gjennomsnittlige HHI på 5214, tilsvarer dette en reduksjon på 0.05 %. Koeffisienten til reguleringsindikatoren innvilgningsrate, fremstilt i kolonne (2), tilsier at en enhet økning i innvilgningsrate reduserer HHI med 2620 enheter, alt annet likt. Oversatt til elastisitet ved hjelp av Formel 7, har vi at en 1 % økning i innvilgningsrate leder til en reduksjon i HHI på tilnærmet 0.5 %. Mer presist vil dette si at en 1 % økning i innvilgningsrate fra gjennomsnittet 0.97, reduserer HHI med 0.5 % fra gjennomsnittet på 5214.

Videre ser vi at kontrollvariabelen høyreandel er negativ og signifikant på 10 %-nivå ved Modellspefifikasjon 2, og tilsier at en enhet økning i høyreandel reduserer HHI med 1440 enheter, alt annet likt. Dette betyr at en 1 % økning i andelen høyresidepartier i kommunestyret, fra den gjennomsnittlige andelen på 0.24, fører til en reduksjon i HHI på 0.075 % fra gjennomsnittet. De øvrige kontrollvariablene er ikke selvstendig signifikante, men signifikante i fellesskap. Dette gjelder for begge modellspefifikasjoner og fremgår av F-testene presentert i A6.

Oppsummert fra Tabell 11 ser vi en signifikant og negativ effekt av regulering på HHI. Mer liberal regulering, i form av flere godkjente byggesøknader og økning i innvilgningsraten, fører til en lavere markedskonsentrasjon målt ved HHI på paraplykjedenivå. Høyreandel er også signifikant og negativ, men kun ved bruk av innvilgningsrate som reguleringsindikator (Modellspefifikasjon 2). En større andel av høyrepartirepresentanter i kommunestyret fører ifølge denne modellen til en lavere HHI, alt annet likt.

9.2 Metode 2: Estimerer fra IV-analyse

9.2.1 Første steg:

HHI partikonsentrasjon som instrument for regulering

I Tabell 12 under vises resultater fra IV-analysens første steg. Her utføres en regresjon av HHI partikonsentrasjon på reguleringsindikatorer for å undersøke instrumentrelevansen. Resultater for innvilgede søknader fremvises i kolonne (1) og innvilgningsrate i kolonne (2).

Dersom vi kun ser på F-statistikken er ikke resultatene tilfredsstillende for noen av reguleringsindikatorene. For at instrumentet skal være sterkt nok til å benyttes videre, forutsettes som regel en F-statistikk på 10 eller høyere (Wooldridge, 2013). For innvilgede søknader er F-statistikken 5.52, og for innvilgningsraten 0.14. Sistnevnte er heller ikke signifikant, og kan avskrives fra videre bruk. Modellspesifikasjon 2 brukes dermed ikke videre i IV-analysen. Partikonsentrasjon som instrument for innvilgede søknader er imidlertid signifikant på et 5 %-nivå, og modellen gir en forklaringsgrad på 0.74. Vi velger derfor å gå videre med Modellspesifikasjon 1 til andre steg.

Tabell 12: IV-resultater første steg. Reguleringsindikatorene som utfallsvariabel og HHI partikonsentrasjon som instrument

	(1) Modellspesifikasjon 1 ln(innvilgede søknader)	(2) Modellspesifikasjon 2 Innvilgningsrate
HHI Partikonsentrasjon	-5.48e-05** (2.33e-05)	7.45e-07 (2.02e-06)
ln(mottatte søknader)	0.731*** (0.026)	
Kontroll for markeds karakteristikk	Ja	Ja
Kontroll for års- spesifikke effekter	Ja	Ja
Observasjoner	1,158	1,135
F-stat	5.52	0.14
R-squared	0.74	0.02

Standardfeil i parentes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Note: De øvrige kontrollvariablene er inkludert i markeds karakteristikk.

Basert på disse resultatene velger vi å benytte HHI partikonsentrasjon som et instrument for innvilgede søknader, og bygger dermed videre på resultatene fra kolonne (1) når vi går videre til andre steg.

9.2.2 Andre steg:

HHI partikonsentrasjon som instrument for innvilgede søknader

Tabell 13 viser resultatene fra IV-analysens andre steg. Her benyttes HHI partikonsentrasjon som instrument for innvilgede søknader. Resultatene bekrefter funnene fra OLS-estimatene ved at effekten av regulering på HHI fremdeles er negativ og signifikant. IV-estimatene angir i tillegg sterkere effekt sammenlignet med OLS. Forutsatt at instrumentet oppfyller kriteriene for å være et godt mål, omgår vi den tidligere omtalte endogenitetsproblematikken, samt potensiell svak målevaliditet. IV-analysen er med utgangspunkt i dette antatt å produsere større grad av kausale resultater sammenlignet med resultatene basert på OLS.

IV-resultatene i kolonne (1) under forteller oss at dersom det innvilges 1 % flere søknader i kommunen, vil HHI reduseres med 57.78 enheter, alt annet likt. Dette tilsvarer en reduksjon på 1.1 % fra HHI sin gjennomsnittlige verdi på 5214. Effekten er dermed 1.05 prosentpoeng høyere sammenlignet med effekten OLS-estimatene viser. Da vi benytter et svakt instrument, må resultatene imidlertid tolkes med varsomhet. Svakt instrumentrelevans kan skape betydelig inkonsistens dersom det er noen grad av korrelasjon mellom instrument og feilledd (Wooldridge, 2013).

Tabell 13: IV-resultater andre steg. HHI markedskonsentrasjon som utfallsvariabel og HHI partikonsentrasjon som instrument for innvilgede byggesøknader

	(1) Modellspesifikasjon 1 HHI
ln(innvilgede søknader)	-5,777** (2,613)
ln(mottatte søknader)	4,023** (1,926)
ln(populasjonstetthet)	372.2 (980.0)
ln(inntekt)	585.0 (1,297)
ln(innbyggertall)	-110.2 (1,034)
ln(areal)	312.9 (976.8)
Kontroll for års spesifikke effekter	Ja
<i>N</i>	1069

Standardfeil i parentes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

10. Heterogenitet på tvers av kommuner

I hvor stor grad regulering påvirker markedskonsentrasjon vil trolig variere på tvers av kommuner. Dersom for eksempel strukturelle forhold skaper høy grad av markedskonsentrasjon, kan liberal regulering i kommuner med slike strukturelle forhold ha større effekt på markedskonsentrasjonen her enn i øvrige kommuner. Denne antagelsen bygger på at dersom det er få aktører i markedet, vil etablering av én ekstra aktør kunne påvirke HHI i stor grad. Vi skiller derfor kommuner i grupper basert på ulike karakteristikker, og gjennomfører en heterogenitetsanalyse. Heterogeniteten i markedskonsentrasjonsutfall som følge av lokal regulering vurderes basert på innbyggertall, populasjonstetthet, sentralitet og gjennomsnittlig butikkareal. I dette kapitlet vil vi ta for oss heterogenitetsanalysene basert på innbyggertall og populasjonstetthet. Heterogenitetsanalysene basert på sentralitet og kommunens gjennomsnittlige butikkareal er presentert i appendiks (A7) grunnet tvetydige resultater.

Vi utvider Modell 1 og 2 med dummyen x_{it} som fanger opp om kommune i på tidspunkt t betegnes som henholdsvis liten i form av lavt befolket, spredt befolket, lite sentral eller har lavt gjennomsnittlig butikkareal. Modellene utvides også med et interaksjonsledd, der γ_1 fanger opp hvordan effekten av regulering på markedskonsentrasjon i disse kommunene skiller seg fra den samme effekten i øvrige kommuner. De utvidede modellene er angitt ved Formel 8.

Formel 8: Utvidelse av Modellspefifikasjon 1 og Modellspefifikasjon 2 til å inneholde dummy og interaksjonsledd

$$\begin{aligned} HHI_{it} = & \alpha + \beta_1 \ln(\text{Innvilgede søknader})_{i(t-1)} \\ & + \beta_2 \ln(\text{Mottatte søknader})_{i(t-1)} + \delta_1 x_{it} + \gamma_1 x_{it} \\ & * \ln(\text{Innvilgede søknader})_{i(t-1)} + \beta_k \ln(X)_{it} + v_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} HHI_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{Innvilgningsrate}_{i(t-1)} + \delta_1 x_{it} + \gamma_1 x_{it} \\ & * \text{Innvilgningsrate}_{i(t-1)} + \beta_k \ln(X)_{it} + v_{it} \end{aligned}$$

Tabell 14 viser resultater av heterogenitetsanalysen basert på innbyggertall. Med Modellspefifikasjon 1 i kolonne (1) viser δ_1 at kommuner av mindre størrelse, målt ved innbyggertall under 10 000, har en HHI som er signifikant 3797 høyere enn HHI i større

kommuner. Videre viser β_1 i Modellspesifikasjon 1 at effekten av økt liberal regulering på HHI, målt ved antall innvilgede søknader, er signifikant positiv i større kommuner. En 1 % økning i antall innvilgede søknader leder her til en økning i HHI på 3.84 enheter, alt annet likt. γ_1 viser at effekten er signifikant 8.14 enheter lavere i små kommuner. Det betyr at en 1 % økning antall innvilgede søknader i små kommuner fører til en reduksjon i HHI på 4.3 enheter, alt annet likt.

Med Modellspesifikasjon 2 i kolonne (2) peker resultatene imidlertid i motsatt retning. Ifølge disse resultatene er HHI i små kommuner signifikant 6795 lavere enn i store kommuner. Effekten av økt liberal regulering på HHI, målt ved innvilgningsrate, er negativ i større kommuner. En enhet økning i innvilgningsrate leder i større kommuner til en reduksjon i HHI på 7751, alt annet likt. Denne negative effekten er 6282 enheter lavere i mindre kommuner. Oversatt til elastisiteter gjennom Formel 7 presentert i kapittel 9, har vi at en 1 % økning i innvilgningsrate i større kommuner reduserer HHI med 1.48 %. Effekten er 0.87 prosentpoeng høyere i små kommuner, tilsvarende en elastisitet på tilnærmet -0.61 %.

Tvetydige resultater finner vi også når vi undersøker heterogeniteten i resultatene med hensyn på grad av sentralitet og gjennomsnittlig butikkareal i kommunen. Med Modellspesifikasjon 1 finner vi at den negative effekten av økt liberal regulering på HHI er større i mindre sentrale kommuner og i kommuner med lavere gjennomsnittlig butikkareal. Modellspesifikasjon 2 viser det motsatte. Disse resultatene er presentert i A7.

Tabell 14: Heterogenitetsanalyse basert på innbyggertall, HHI markedskonsentrasjon som utfallsvariabel

	(1) Modellspesifikasjon 1 HHI	(2) Modellspesifikasjon 2 HHI
ln(innvilgede søknader)	384.1** (177.05)	
Innvilgningsrate		-7750.9*** (2151.63)
ln(mottatte søknader)	-44.74 (100.81)	
Liten	3797.2*** (1110.16)	-6795.0*** (2568.86)
Liten*ln(innvilgede søknader)	-814.0*** (196.05)	
Liten*Innvilgningsrate		6282.0** (2595.93)
Kontroll for markeds-karakteristikker	Ja	Ja
Kontroll for års-spesifikke effekter	Ja	Ja
<i>N</i>	1069	1135
<i>R</i> ²	0.374	0.354
adj. <i>R</i> ²	0.368	0.348

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Vi tar utgangspunkt i Store norske leksikon (Thorsnæs, 2020) sin liste over de største tettstedene i Norge, der kriteriet for å være på lista er innbyggertall større enn 10 000, og definerer kommuner med innbyggertall under 10 000 som små kommuner. Dummyvariabel, x_{it} vil for kommuner med innbyggertall under 10 000 ta verdien én, mens den for kommuner med innbyggertall over 10 000 vil ta verdien null.

Heterogenitetsanalysen basert på populasjonstetthet, presentert i Tabell 15, produserer større grad av konsistens. Med begge modellspesifikasjoner er δ_1 positiv og indikerer at spredt befolkede kommuner, definert som populasjonstetthet under medianen på 9 innbyggere per kvadratkilometer landareal, har en høyere HHI sammenlignet med tett befolkede kommuner.

Resultatet er imidlertid kun signifikant med Modellspesifikasjon 1 i kolonne (1). Videre viser resultater basert på begge modellspesifikasjoner at effekten av økt liberal regulering på HHI er større i spredt befolkede kommuner sammenlignet med effekten i tett befolkede kommuner. Ifølge resultater basert på Modellspesifikasjon 1 vil en 1 % økning i antall innvilgede søknader i tett befolkede kommuner lede til en endring i HHI på 0.00708 enheter, alt annet likt. Denne effekten er imidlertid svært lav og ikke signifikant.

Effekten av regulering på HHI er ifølge Modellspesifikasjon 1 signifikant forskjellig i spredt og tett befolkede kommuner. γ_1 viser at effekten av regulering på HHI er 4.75 enheter lavere i spredt befolkede kommuner sammenlignet med tett befolkede kommuner. Gitt β_1 tilsier dette at en 1 % økning i innvilgede søknader i spredt befolkede kommuner fører til en reduksjon i HHI på 4.74 enheter, alt annet likt. Fra gjennomsnittlig verdi av HHI tilsvarer dette en reduksjon på 0.09 %.

Ifølge Modellspesifikasjon 2 i kolonne (2) vil en enhet økning i innvilgningsrate redusere HHI i tett befolkede kommuner med 2531 enheter. Denne effekten er signifikant. Basert på Formel 7 tilsier dette at en 1 % økning i innvilgningsrate reduserer HHI i tett befolkede kommuner med 0.48 %. I spredt befolkede kommuner reduseres HHI ytterlige 292 enheter ved en enhet økning i innvilgningsrate tilsvarende -0.027 prosentpoeng. Dette tilsier at en 1 % økning i innvilgningsrate i spredt befolkede kommuner reduserer HHI med 0.51 %, alt annet likt. Interaksjonsleddet er imidlertid ikke signifikant. Basert på sistnevnte modellspesifikasjon kan vi følgelig ikke konkludere med at effekten av regulering på HHI er signifikant forskjellig i tett og spredt befolkede kommuner.

Tabell 15: Heterogenitetsanalyse basert på populasjonstetthet, HHI markedskonsentrasjon som utfallsvariabel

	(1) Modellspesifikasjon 1 HHI	(2) Modellspesifikasjon 2 HHI
ln(innvilgede søknader)	0.708 (95.27)	
Innvilgningsrate		-2531.4* (1532.09)
ln(mottatte søknader)	-25.32 (87.34)	
Spredt befolket	2750.4*** (777.69)	907.1 (2036.36)
Spredt befolket*ln(innvilgede søknader)	-474.7*** (148.28)	
Spredt befolket*Innvilgningsrate		-292.1 (2072.46)
Kontroll for markeds karakteristikk	Ja	Ja
Kontroll for års-spesifikke effekter	Ja	Ja
N	1069	1135
R ²	0.364	0.349
adj. R ²	0.357	0.343

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Note: Vi deler kommuner inn i tett og spredt befolkede basert på medianpopulasjonstettheten i utvalget. Denne er ni innbyggere per kvadratkilometer landareal. Dummyvariabelen x_{it} betegner nå spredt befolkede kommuner, og vil ta verdien én når kommune i har populasjonstetthet under ni. I motsatt tilfelle vil den ta verdien null.

Oppsummert er resultatene fra heterogenitetsanalysene generelt tvetydige. Mest konsistente resultater får vi når vi grupperer kommuner basert på populasjonstetthet. Disse resultatene indikerer at spredt befolkede kommuner i utgangspunktet har en høyere HHI enn tett befolkede kommuner. Samtidig vil økt liberal regulering i spredt befolkede kommuner ha større negativ effekt på HHI sammenlignet med effekten i tett befolkede kommuner.

11. Robusthetsanalyse

I dette kapitlet undersøkes det om estimatene er robuste for endringer i forutsetningene som er tatt. Først undersøkes det om estimatene påvirkes dersom HHI beregnes på konseptkjede- eller butikknivå, fremfor paraplykjedenivå. Deretter undersøker vi om estimatene påvirkes av hvor mange perioder reguleringsindikatoren er lagget.

11.1 HHI på lavere nivåer

I delkapittel 7.2.3 defineres HHI på paraplykjedenivå, og dette målet er brukt som utfallsvariabel i de foregående analysene. Som nevnt kan dette målet gi et feilaktig bilde av markedskonsentrasjonen, og dermed regulerings effekte på markedskonsentrasjon, dersom det er betydelig konkurranse mellom butikkene innad i paraplykjedene. Vi undersøker derfor om regulering har effekt på HHI på konseptkjede- og butikknivå, der konseptkjede som nevnt er kjeder som fremstår med samme navn og profil (Gripsrud & Furseth, 2002), som for eksempel Kiwi og Rema 1000.

11.1.1 HHI på konseptkjedenivå

Tabell 16 viser regresjonsresultatene med HHI på konseptkjedenivå som utfallsvariabel. Reguleringsindikatorene er fremdeles negative og signifikante med begge modellspesifikasjoner, og indikerer at økt liberal regulering fører til redusert HHI på konseptkjedenivå. Av kolonne (1) ser vi at en 1 % økning i antall innvilgede søknader reduserer HHI på konseptkjedenivå med 3.38 enheter, alt annet likt. Effekten er 0.85 enheter høyere enn effekten på HHI på paraplykjedenivå. Kolonne (2) viser at en enhets økning i innvilgningsrate reduserer HHI på konseptkjedenivå med 1917 enheter. Oversatt til elastisitet gjennom Formel 7 i kapittel 9, har vi at en 1 % økning i innvilgningsrate leder til en reduksjon i HHI på konseptkjedenivå på tilnærmet 0.37 % fra gjennomsnittet på 3906, alt annet likt. Med denne modellspesifikasjonen er effekten av økt liberal regulering lavere på HHI på konseptkjedenivå enn på HHI på paraplykjedenivå. Høyreandel er fremdeles negativ og signifikant med Modellspesifikasjon 2. Effekten av økt høyreandel i kommunestyret på HHI på konseptkjedenivå er imidlertid noe lavere enn samme effekt på HHI på paraplykjedenivå.

Tabell 16: OLS estimater med HHI markedskonsentrasjon på konseptkjedenivå som utfallsvariabel

	(1) Modellspesifikasjon 1 HHI på konseptkjedenivå	(2) Modellspesifikasjon 2 HHI på konseptkjedenivå
ln(innvilgede søknader)	-338.4*** (74.30)	
Innvilgningsrate		-1916.9** (899.31)
ln(mottatte søknader)	-81.12 (89.55)	
Høyreandel	-1242.5 (771.63)	-1264.9* (766.47)
Kontroll for markeds karakteristikk	Ja	Ja
Kontroll for år spesifikke effekter	Ja	Ja
<i>N</i>	1070	1136
<i>R</i> ²	0.505	0.488
adj. <i>R</i> ²	0.501	0.484

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

11.1.2 HHI på butikknivå

Av Tabell 17 fremgår det at begge reguleringsindikatorer er negative og signifikante også når utfallsvariabel er HHI på butikknivå. Med Modellspesifikasjon 1 er effekten av økt liberal regulering på HHI større enn når HHI er beregnet på både paraply- og konseptkjedenivå. Kolonne (1) viser at en 1 % økning i antall innvilgede søknader gir en reduksjon i HHI på butikknivå på 3.51 enheter, alt annet likt. Motsatt er tilfelle med Modellspesifikasjon 2, der effekten nå er mindre og viser at en enhet økning i innvilgningsrate reduserer HHI med 1774 enheter, alt annet likt. Ved bruk av Formel 7 har vi at en 1 % økning i innvilgningsrate reduserer HHI på butikknivå med 0.34 % fra den gjennomsnittlige verdien på 3217.

Høyreandel er nå negativt og signifikant med begge modellspesifikasjoner og tilsier at en enhet økning i høyreandel reduserer HHI med mellom 1162 og 1214 enheter, alt annet likt. Oversatt til elastisiteter gjennom Formel 7, vil en 1 % økning i andelen høyresiderepresentanter i kommunestyret, reduserer HHI på butikknivå med tilnærmet 0.067 % fra gjennomsnittet på 0.24.

Tabell 17: OLS estimater med HHI markedskonsentrasjon på butikknivå som utfallsvariabel

	(1) Modellspesifikasjon 1 HHI på butikknivå	(2) Modellspesifikasjon 2 HHI på butikknivå
ln(innvilgede søknader)	-351.0*** (71.47)	
Innvilgningsrate		-1774.0** (808.88)
ln(mottatte søknader)	-105.1 (88.65)	
Høyreandel	-1213.8* (689.43)	-1162.3* (690.69)
Kontroll for markeds karakteristikk	Ja	Ja
Kontroll for år spesifikke effekter	Ja	Ja
<i>N</i>	1070	1136
<i>R</i> ²	0.638	0.619
adj. <i>R</i> ²	0.635	0.616

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Basert på dette kan vi konkludere med at resultatene er robuste for endring i forutsetning om størst grad av konkurranse på paraplykjedenivå. Med estimatene fra Modellspesifikasjon 1, øker effekten av regulering på markeds konsentrasjon jo lavere nivå HHI er beregnet på. Det motsatte er gjeldende for estimatene basert på Modellspesifikasjon 2. Effekten av regulering på HHI er i alle tilfeller negativ og signifikant, og indikerer at økt liberal regulering reduserer markeds konsentrasjonen uavhengig av definisjon på konkurransenivå.

11.2 Lagging av reguleringsindikator

I delkapittel 8.4.1 introduseres forutsetningen om at det er en treghet fra reguleringsens effekt til markedsutfall. Med utgangspunkt i dette har vi i hovedmodellene lagget reguleringsindikatoren med én periode. For å undersøke om resultatene er sensitive for denne forutsetningen, sammenligner vi hovedresultatene med estimater der reguleringsindikatoren er lagget med ulike periodelengder. Rad 2 i Tabell 18 viser resultatene fra hovedanalysen, der reguleringsindikatoren er lagget med én periode. Utfallsvariabelen er HHI markedskonsentrasjon på paraplykjedenivå slik som i hovedmodellene.

Tabell 18: Ulike periodelengder med lagging av reguleringsindikator. HHI markedskonsentrasjon som utfallsvariabel

	(1) Modellspesifikasjon 1 ln(innvilgede søknader)	(2) Modellspesifikasjon 2 Innvilgningsrate
(1) Ingen lag	-1093.5** (432.83)	-1437.7 (1097.14)
(2) Lagget én periode	-253.1*** (78.54)	-2620.1** (1113.90)
(3) Lagget to perioder	-742.3 (1349.11)	-1657.1 (1474.56)
(4) Lagget tre perioder	-3736.0 (2271.46)	-5778.9** (2308.65)

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Note: Vi bruker Modellspesifikasjon 1 og 2 i henholdsvis kolonne (1) og (2). Følgelig kontrollerer vi for lokale markedskarakteristikker, politiske forhold og års-spesifikke effekter.

I Tabell 18 kolonne (1) ser vi at reguleringsindikatoren er signifikant når periodelaggen utgjør null og én periode. For de resterende periodelaggene, to og tre perioder, er effekten fortsatt negativ, men den er ikke lenger signifikant. I kolonne (2) blir innvilgningsraten brukt som reguleringsindikator. Resultatene her er kun signifikante når periodelaggen er én og tre perioder. I likhet med den foregående indikatoren er effekten negativ for samtlige periodelagg.

Oppsummert ser vi at hovedresultatene, der reguleringsindikatoren blir lagget med én periode, gir signifikante resultater uavhengig av indikatorens spesifikasjoner. Dette antyder at tregheten fra regulering på HHI blir fanget opp mest nøyaktig ved å anta treghet på én periode, hvilket betyr ett år. Uavhengig av periodelagg er effekten av regulering på HHI målt ved paraplykjedenivå negativ.

12. Diskusjon

I dette kapitlet vil vi ta for oss en gjennomgang og diskusjon av utredningens resultater. Dette vil gjøres i lys av teori og tidligere litteratur. Vi starter med å repetere forskningsspørsmålet, før resultatene i hovedanalysen diskuteres. Videre ses resultatene i lys av robusthet- og heterogenitetsanalysen. Til slutt påpekes potensielle svakheter ved estimatene, og forslag til videre forskning presenteres.

12.1 Diskusjon av forskningsspørsmål

Problemstillingen for denne utredningen er som følger:

Kan kommunale reguleringer opptre som en etableringsbarriere i det lokale dagligvaremarkedet, og dermed påvirke konkurransebildet?

For å besvare problemstillingen har vi formulert følgende forskningsspørsmål:

Finnes det en sammenheng mellom kommunenes regulering og markedskonsentrasjon i det lokale dagligvaremarkedet?

Vår antagelse har vært at kommuner med relativt liberal regulering opplever lavere grad av markedskonsentrasjon målt ved HHI. Antagelsen har blitt bekreftet av resultatene fra regresjonsmodellene. Hovedresultatene viser negative koeffisienter for reguleringsindikatorene, uavhengig av modellspesifikasjon. Dette betyr at økt liberal regulering tilknyttet etablering gir lavere markedskonsentrasjon i de lokale dagligvaremarkedene. Dette bekreftes av IV-analysen, som i tillegg viser sterkere effekt sammenlignet med OLS-estimatene. Resultatene stemmer derfor overens med hva teorien predikerer. Ved lavere etableringsbarrierer vil vi se økt etablering, lavere konsentrasjon og dermed større grad av konkurranse.

Gitt at reguleringsindikatoren fanger opp grad av regulering i kommunen, finnes det to ulike tolkninger av resultatene. For det første har vi påpekt at tidligere lovverk og nåværende retningslinjer indikerer at større butikker i utkantstrøk ikke er like ønskelig fra et offentlig perspektiv sammenlignet med mindre butikker. Dermed kan effekten vi finner stamme fra at det gis avslag på byggesøknader av større butikker. Dette forutsetter at slike søknader sendes inn, og dermed ligger i utvalget av søknader.

På den annen side kan det i utgangspunktet være mindre attraktivt å etablere store butikker fra tilbyders side, grunnet forbrukernes preferanser og handlevaner. Dette vil føre til færre søknader om etablering av større butikker. Fraværet av søknadene skyldes dermed ikke restriktiv regulering, men snarere andre forhold. Effekten vi finner vil følgelig være et resultat av at også mindre butikker reguleres. Med utgangspunkt i kunnskap om det norske dagligvaremarkedet synes sistnevnte årsak mest sannsynlig, da nærhet til butikken er avgjørende for forbruker.

Våre resultater er i tråd med funn fra tidligere studier utført i andre land, til tross for ulikt butikkmønster og lovverk på tvers av landegrensene. Flere av de tidligere studiene er utført i land der mindre butikker vernes gjennom restriktiv regulering av større butikker. Dermed synes den negative effekten av regulering på markedsutfall, som disse studiene finner, i størst grad å gjelde butikker av betydelig størrelse. Gitt våre antagelser og funn, finner vi imidlertid antydning til at mindre butikker også reguleres i Norge.

Videre viser resultatene at kommuner med større andel av representanter fra høyresidepartier i kommunestyrene, opplever lavere markedskonsentrasjon. Dette bekrefter at høyresiden driver konkurransevennlig politikk på kommunenivå, som resulterer i større grad av lokal konkurranse i dagligvaremarkedet.

Basert på våre funn, antyder resultatene at regulering i kommunene har en reell påvirkning på konkurransebildet. Det vil dermed være av konkurranseøkonomisk betydning dersom lovverket presiseres slik at kommunene må ta konkurransehensyn ved arealdisponering.

12.2 Resultatenes robusthet og heterogenitet

Resultatene har vist seg å være relativt robuste, slik det fremgår av robusthetsanalysen. For det første endres ikke resultatene når HHI beregnes på mer detaljerte nivåer enn paraplykjedenivå. Effekten er fortsatt negativ og signifikant. For det andre endres ikke fortegnet av effekten når vi lagger regulering med ulike perioder, men vi får færre signifikante resultater. Regulering lagget én periode gir imidlertid signifikante resultater, som bekrefter vår antagelse om en treghet på ett år fra regulering utøves til markedseffekt inntreffer.

Heterogenitetsanalysen viser tvetydige resultater, avhengig av hvordan vi deler inn utvalget. Når kommunene deles inn etter innbyggere, sentralitetsindeks og gjennomsnittlig butikkareal,

får vi ulikt fortegn tilknyttet reguleringens effekt på HHI avhengig av modellspesifikasjon. Heterogenitetsanalysen basert på populasjonstetthet gir mer konsistente resultater. Her finner vi at spredt befolkede kommuner har en høyere HHI, samt at reguleringens effekt på HHI er sterkere i disse kommunene, sammenlignet med kommuner med tettere bosetning.

En forklaring på hvorfor spredt befolkede kommuner opplever større grad av markedskonsentrasjon er trolig todelt. For det første kan det tenkes at slike kommuner er lite attraktive markeder i utgangspunktet, hvilket gjør tilstedeværelse av kun et fåtall aktører tilstrekkelig for å mette markedet. For det andre kan det være at reguleringen i slike kommuner er restriktiv, slik at etableringsbarrieren er høy. Med et fåtall aktører vil etablering av én ekstra aktør gi stort utslag i markedskonsentrasjonen. Dette kan forklare reguleringens sterkere effekt på HHI i spredt befolkede kommuner, sammenlignet med tett befolkede kommuner. På en annen side kan det antyde at kommunestyrene har relativt større påvirkningskraft på HHI i spredt befolkede kommuner sammenlignet med kommuner der bosetningen er tettere.

12.3 Diskusjon av svakheter ved estimatene

Det finnes svakheter ved resultatene som kan svekke graden av inferens. For det første er reguleringsindikatoren preget av lav målevaliditet. Det er to sider ved målevaliditeten som svekker påliteligheten. For det første er ikke de inkluderte byggesøknadene avgrenset til å gjelde forretnings- eller dagligvarebygg, men snarere alle typer byggesøknader kommunen mottar, også søknader til private formål. Reguleringsindikatoren kan dermed forbedres dersom det blir mulig å skille ut søknader som er relevant for dagligvarebransjen.

En annen svakhet ved målevaliditeten er knyttet til antall søknader kommunen mottar. Vi har antatt at totalt antall mottatte søknader fungerer som et mål på hvor mange etableringer som ville funnet sted ved fravær av regulering. Dette er imidlertid en ambisiøs antagelse som trolig ikke holder. Dersom det anses som lite sannsynlig eller for kostbart å få innvilget en søknad, vil søknader utebli, og mottatte søknader vil undervurdere nivået på potensielle etableringer. På den annen side kan mottatte søknader overvurdere nivået dersom avslag på søknader gir rom for flere søknader. Reguleringsindikatoren vår fanger dermed ikke opp det sanne nivået på grad av restriktiv regulering slik at estimatene kan gi et feil bilde av reguleringens effekt på markedskonsentrasjon. I tillegg kan det foreligge generelle målefeil, både ved måling og registrering. Vi anser imidlertid at slike feil har mindre betydning for resultatene enn de øvrige svakhetene.

Videre kan OLS-estimatene være preget av endogenitetsproblemer. For det første kan kommunene vedta regulering basert på markedskonsentrasjon. For det andre kan det finnes forhold som påvirker regulering og markedskonsentrasjon, som vi ikke kontrollerer for. Dette tar vi hensyn til ved bruk av instrumentvariabelanalyse, som bekrefter retningen på effekten og gir signifikante resultater. Vårt instrument, partikonsentrasjon målt ved HHI, er imidlertid svakt, slik at det kan stilles spørsmålsteget ved påliteligheten til IV-resultatene.

12.4 Forslag til videre forskning

Under arbeidet med problemstillingen for denne utredningen har det dukket opp forslag til videre forskning som kan utbedre resultatene, samt gi ny innsikt til problemstillingen.

Videre forskning bør først og fremst bygge på reguleringsindikatorer med sterkere målevaliditet. Dette fordrer at det blir tilgjengeliggjort data som muliggjør å skille ut søknader relevante for dagligvaremarkedet. Det vil også være fordelaktig å benytte observasjoner over en lengre tidsperiode slik at mer variasjon kan utnyttes. Dette vil særlig være positivt for de politiske variablene, da flere lokalvalg og dermed utskiftninger i kommunestyrene vil omfattes av dataene. Dette kan bidra til et styrket instrument og følgelig gi mer pålitelighet til estimatene. En forutsetning for å få dette til er et utvidet datagrunnlag.

Vi kan ikke med sikkerhet konkludere at reguleringsens effekt på markedskonsentrasjon stammer fra restriktiv regulering av større butikker, slik at disse ikke slipper til, eller om mindre butikker også reguleres. Et interessant tema for videre forskning er derfor hvorvidt større butikker reguleres i mer restriktiv grad enn mindre butikker. Videre kan man undersøke reguleringsens effekt på andre markedsutfall som pris, produktvariasjon og produktivitet slik tidligere studier gjør med utgangspunkt i data fra andre land.

Effekten vi finner av regulering på markedskonsentrasjon er relativt liten. Dette tyder på at tilgang til egnede lokaler som betydelig etableringsbarriere i dagligvaremarkedet i hovedsak drives av andre faktorer enn regulering. Følgelig kan det være interessant å undersøke nærmere de strategiske etableringsbarrierene tilknyttet oppkjøp av tomter og leieavtaler.

13. Konklusjon

Utredningen har forsøkt å besvare følgende problemstilling:

Kan kommunale reguleringer opptre som en etableringsbarriere i det lokale dagligvaremarkedet, og dermed påvirke konkurransebildet?

I denne utredningen har vi vist at det er en sammenheng mellom kommunenes regulering og markedskonsentrasjon i det lokale dagligvaremarkedet. Vi finner at restriktiv regulering fører til høyere markedskonsentrasjon. Følgelig viser vi at regulering opptrer som en etableringshindring, og dermed påvirker konkurransebildet i det lokale dagligvaremarkedet. Effekten er imidlertid liten, og estimatene inneholder noen svakheter.

Gjennom analysen har vi isolert effekten av regulering fra andre forhold som kan påvirke markedskonsentrasjonen. Dermed tilfører vi verdifull kunnskap til beslutningstakere i kommunen, som kan fatte konkurransemessig velinformerte beslutninger ved disponering av areal. Analysen danner likevel ikke et fullstendig beslutningsgrunnlag, da konkurransehensyn må veies opp mot andre hensyn som miljø og sikkerhet.

Litteraturliste

- ACNielsen. (2020). *Dagligvarerapporten 2020*. Oslo. Hentet fra <https://www.nielsen.com/no/no/>
- Akershus fylkeskommune. (2018). *Handel, service og senterstruktur i Akershus*. Hentet fra <https://www.akershus.no/file/2b8172fcfe38c08d6745c6fd427782f4/Regional+plan+for+handel+service+og+senterstruktur+i+Akershus.pdf>
- Bain, J. S. (1956). *Barriers to new competition : their character and consequences in manufacturing industries*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Bertrand, M. & Kramarz, F. (2002). Does entry regulation hinder job creation? Evidence from the French retail industry. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1369-1413. <https://doi.org/10.1162/003355302320935052>
- Cameron, A. C. & Miller, D. L. (2015). A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. http://cameron.econ.ucdavis.edu/research/Cameron_Miller_JHR_2015_February.pdf
- Engene, L. & Birkeland, S. (2020, 20.02). Kommunen kan gjøre noe med lokalt dagligvaremonopol. *Dagens Næringsliv*. Hentet fra https://www.dn.no/innlegg/konkurranse/konkurransepolitikk/dagligvarer/innlegg-kommunen-kan-gjore-noe-med-lokalt-dagligvaremonopol/2-1-759140?fbclid=IwAR2o9hlGT_YFKvgj-5kjinZxi9Z6y58BUps7v4DFrUR8Llo87hrN-2QCMuhU
- EUR-Lex. (2004). Guidelines on the assessment of horizontal mergers under the Council Regulation on the control of concentrations between undertakings Hentet fra [https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/HTML/?uri=CELEX:52004XC0205\(02\)&from=EN](https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/HTML/?uri=CELEX:52004XC0205(02)&from=EN)
- Forbrukerrådet. (2016). *Forbrukertrender 2016: Markedsstudier*. Hentet fra <https://fil.forbrukerradet.no/wp-content/uploads/2017/03/forbrukertrendermarked.pdf>
- Friberg, R., Pettersen, I., Steen, F. & Ulsaker, S. A. (2020). Annerledeslandet Norge: Butikktilgjengelighet og markedskonsentrasjon i Sverige og Norge. I F. Steen & I. Pettersen (Red.), *Mot bedre vitende i norsk matsektor* (s. s.35-70). Nordic Open Access Scholarly Publishing: Cappelen Damm Akademisk.
- Giles, F. & Biasetti, D. (2017). *Italian Food Retail and Distribution Sector Report 2017* (IT1772). Hentet fra https://apps.fas.usda.gov/newgainapi/api/report/downloadreportbyfilename?filename=Retail%20Foods_Rome_Italy_12-12-2017.pdf
- Gripsrud, G. & Furseth, P. I. (2002). *Konsentrasjon og markedsrett i varehandelen* (39). Hentet fra https://www.sv.uio.no/mutr/publikasjoner/rapporter/rapp1999_old/Rapport39.html
- Holmes, A., Illowsky, B. & Dean, S. (2015). *Introductory Business Statistics*. <https://opentextbc.ca/introbusinessstatopenstax/chapter/interpretation-of-regression-coefficients-elasticity-and-logarithmic-transformation/>: OpenStax.
- Høydahl, E. (2017). *Ny sentralitetsindeks for kommunene*. SSB. Hentet fra https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/_attachment/330194?_ts=15fdd63c098

-
- Keilman, N. (2015). Statistikk 1 ECON2130 Vår 2015. Hentet fra <https://www.uio.no/studier/emner/sv/oekonomi/ECON2130/v15/kap1-2.pdf>
- Keller, G. (2012). *Managerial Statistics* (9. utg.). Australia: Soth Westert Cengage Learning.
- Klima- og Miljødepartementet. (2004). *Fylkesplaner avløser kjøpesenterstoppen* (199704585-/OAH). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/fylkesplaner-avloser-kjopesenterstoppen/id91292/>
- Kommunal- og moderniseringsdepartementet. (2014). *Statlige planretningslinjer for samordnet bolig-, areal- og transportplanlegging*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/Statlige-planretningslinjer-for-samordnet-bolig--areal--og-transportplanlegging/id2001539/>
- Kommunal- og moderniseringsdepartementet. (2018). *Reguleringsplanveileder*. Hentet fra https://www.regjeringen.no/contentassets/b1752a6a42f84a88a9595a4061956b43/no/pdfs/reguleringsplanveileder_sept_2018.pdf
- Kommunal- og moderniseringsdepartementet. (2019). *Om hensyn i planlegging og kommunens myndighet og plikter*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/tema/plan-bygg-og-eiendom/plan--og-bygningsloven/plan/fagtema-i-planlegging1/hensyn-i-plan/id2412347/>
- Konkurransetilsynet. (2009). *Konkurransen i Norge - Dagligvarebransjen*. Oslo. Hentet fra <https://konkurransetilsynet.no/publications/konkurransen-i-norge/>
- Konkurransetilsynet. (2019). Formelt i gang med dagligvaresatsingen. Hentet 08.05 2019 fra <https://konkurransetilsynet.no/formelt-i-gang-med-dagligvaresatsingen/>
- Konkurransetilsynet, Amdam, K., Engesæth, S., Gabrielsen, M., Sveinsvoll, M., Sætre, E. & Wiig, G. (2009). *Konkurransen i Norge - Dagligvarebransjen*. Hentet fra <https://konkurransetilsynet.no/publications/konkurransen-i-norge/>
- Lien, L. B., Knudsen, E. S. & Baardsen, T. Ø. (2016). *Strategiboken*. Bergen: Fagbokforl.
- Lund, K. & Solem, L. K. (2020, 04.03). Gjelsten og Sunde med foreløpig ja fra Konkurransetilsynet for overtagelse av Gresvig. *Dagens Næringsliv*. Hentet fra <https://www.dn.no/handel/konkurransetilsynet/olav-nils-sunde/bjorn-rune-gjelsten/gjelsten-og-sunde-med-forelopig-ja-fra-konkurransetilsynet-for-overtagelse-av-gresvig/2-1-767200>
- Maican, F. & Orth, M. (2015). A dynamic analysis of entry regulations and productivity in retail trade. *International Journal of Industrial Organization*, 40, 67-80. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2015.03.006>
- Menon, Skogli, E. & Jenssen, T. B. (2016). *Utvalget av mat og drikke i norsk og svensk dagligvare - En analyse av sammenliknbare butikker* (56). Hentet fra <https://www.menon.no/wp-content/uploads/2016-56-Utvalget-av-mat-og-drikke-i-svensk-og-norsk-dagligvare.pdf>
- Menon Economics. (2016). *Utvalget av mat og drikke i norsk og svensk dagligvare - En analyse av sammenliknbare butikker* (56). Oslo. Hentet fra <https://www.menon.no/wp-content/uploads/2016-56-Utvalget-av-mat-og-drikke-i-svensk-og-norsk-dagligvare.pdf>
- Menon Economics. (2018). *Konkurransen i dagligvaremarkedet - Konkurransen i alle ledd* (33). Oslo. Hentet fra <https://www.menon.no/publication/konkurransen-i-dagligvaremarkedet/>

-
- Nilsen, Ø. A. (2018). ECN402, Fall 2018: Panel Data Analysis. Hentet fra https://nhh.instructure.com/courses/361/files/60904?module_item_id=15680
- NorgesGruppen. (2018). Dette er NorgesGruppen Hentet 03.06 fra <https://www.norgesgruppen.no/om-oss/dette-er-norgesgruppen/>
- NOU 2011:4. (2011). *Mat, makt og avmakt : om styrkeforholdene i verdikjeden for mat*. Oslo: Landbruks- og matdepartementet, Barne-, likestillings og inkluderingsdepartementet, Fornyings-, administrasjons- og kirkedepartementet. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/a46b6fc6d9e44882a47be0621ed899a4/no/pdfs/nou201120110004000dddpdfs.pdf>
- Oslo Economics. (2017). *Etableringshindringer i dagligvaresektoren - Rapport utarbeidet på oppdrag fra Nærings- og fiskeridepartementet* (46). Oslo. Hentet fra https://osloeconomics.no/wp-content/uploads/Etableringshindringer-i-dagligvaresektoren_ref2.pdf
- Piacquadio, A. (2018) Row of barriers on empty track. Hentet fra: <https://www.pexels.com/photo/row-of-barriers-on-empty-track-3763878/>
- Plan- og bygningsloven. (2008). *Lov om planlegging og byggesaksbehandling (LOV-2008-06-27-71)*. Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2008-06-27-71>
- Ridley, D. B., Sloan, F. A. & Song, Y. (2008). *Retail Zoning and Competition*. Duke University. Hentet fra <https://conference.nber.org/conferences/2008/si2008/PERE/ridley.pdf>
- Riis, C. & Moen, E. R. (2016). *Moderne mikroøkonomi* (3. utg. utg.). Oslo: Gyldendal akademisk.
- Saunders, M., Lewis, P. & Thornhill, A. (2015). *Research Methods for Business Students* (7. utg.). New York: Pearson Education M.U.A.
- Schivardi, F. & Viviano, E. (2011). Entry Barriers in Retail Trade. *Economic Journal*, 121(551), 145-170. <https://doi.org/10.1111/J.1468-0297.2009.02348>
- Shy, O. (1995). *Industrial organization: theory and applications*. Cambridge, Mass: MIT Press.
- SIFO. (2019). *Kartlegging av utviklingen i butikkstruktur, dagligvareutvalg og dagligvarepriser* (5-19). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/globalassets/departementene/nfd/dokumenter/rapporter/sifo-dagligvarerapport-korrigert-ver.pdf>
- Solem, L. K. (2020, 13.02). Norges største dagligvareaktør har aldri vært større: Her har de monopol på butikkene. *Dagens Næringsliv*. Hentet fra <https://www.dn.no/handel/norgesgruppen/coop/rema/norges-storste-dagligvareaktor-har-aldri-vart-storre-her-har-de-monopol-pa-butikkene/2-1-754597>
- Solheim, E. (2008). Fastsetting av forskrift om rikspolitisk bestemmelse for kjøpesentre Hentet fra https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/md/vedlegg/kongelige_resolusjoner/kongelig_resolusjon_rbb_kjopesentre.pdf
- SSB. (2020b). Plan- og byggesaksbehandling - Nøyaktighet og pålitelighet - Feilkilder og usikkerhet. Hentet 23.03 2020 fra <https://www.ssb.no/natur-og-miljo/statistikker/fysplan>
- Stoltz, G. (2014). Ufullkommen konkurranse. Hentet 06.03 2020 fra https://snl.no/ufullkommen_konkurranse

- Suzuki, J. (2013). Land use regulation as a barrier to entry: Evidence from the Texas lodging in industry. *International Economic Review*, 54, 495-523. <https://doi.org/10.1111/J.1468-0297.2009.02348>
- Sæbo, H. V. (2019). *Kvalitetsarbeid i Statistisk sentralbyrå* (2019/7). Hentet fra https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/_attachment/376293?_ts=16899d51850
- Sørgard, L. (2003). *Konkurransestrategi : eksempler på anvendt mikroøkonomi* (2. utg. utg.). Bergen: Fagbokforlag.
- Thorsnæs, G. (2020). De største tettstedene i Norge. Hentet 24.04 2020 fra https://snl.no/de_st%C3%B8rste_tettstedene_i_Norge
- Turolla, S. (2016). Spatial Competition in the French Supermarket Industry. *Annals of Economics and Statistics*, 121/122, 213-259. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.15609/annaeconstat2009.121-122.213>
- Virke. (2019). *Dagligvarehandelen 2019/2020*. Hentet fra <https://www.virke.no/Statistikk-Rapporter/dagligvarehandelen-2019-2020/>
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (5. utg.). Boston: Cengage Learning.

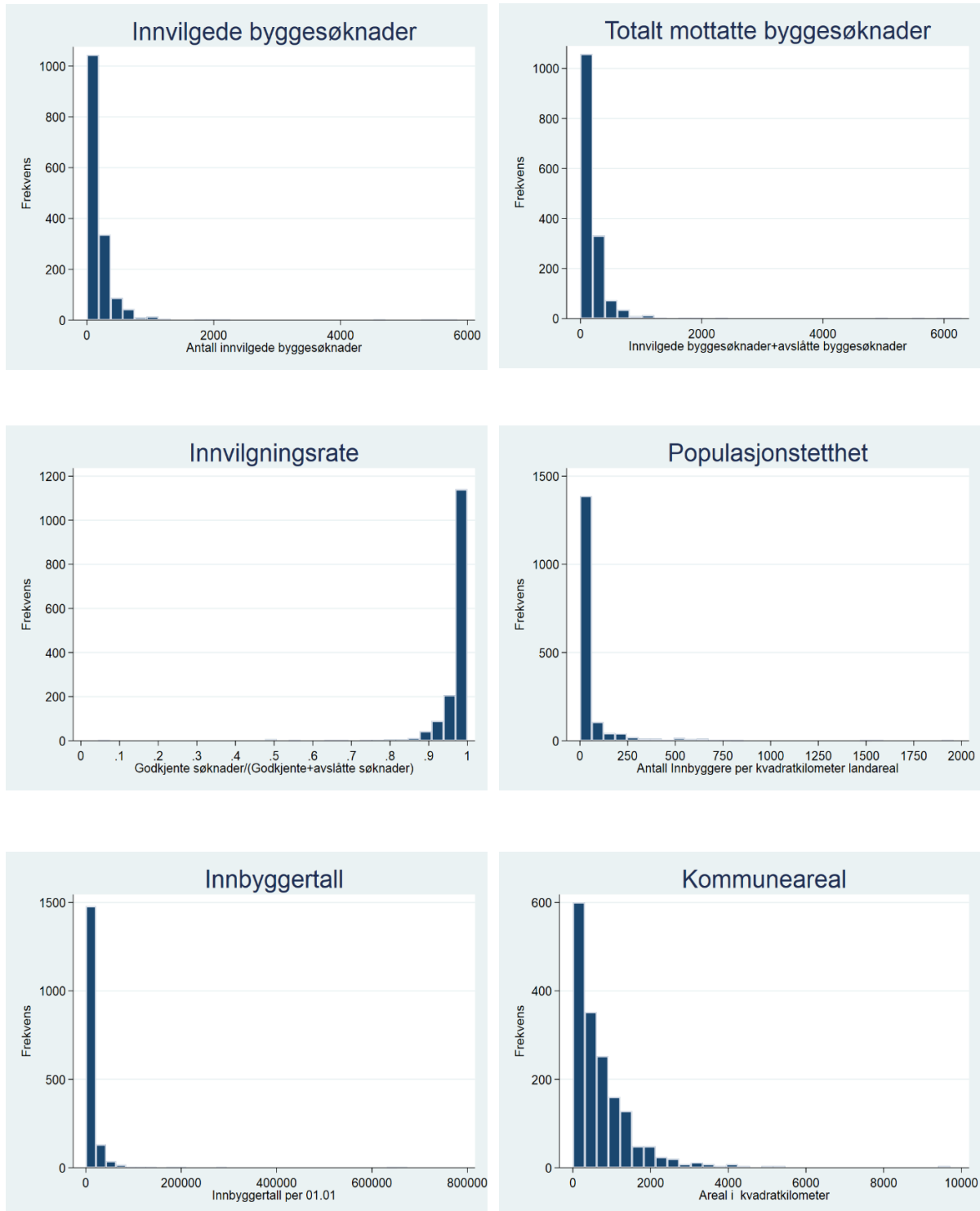
Kildehenvisning til data hentet fra Statistisk Sentralbyrå

- SSB. (2018). Sentralitetsindeks for kommunene 1.1.2018. I. Hentet fra <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/ny-sentralitetsindeks-for-kommunene>
- SSB. (2019a). 01182: Kommunestyrevalget. Representanter, etter kjønn og parti/valgliste (K) 1979 - 2019. I. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/01182/>
- SSB. (2019b). 06944: Inntekt for husholdninger, etter husholdningstype. Antall og median (K) (B) 2005 - 2018. I. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/06944/>
- SSB. (2019c). 12676: Behandlede byggesøknader og klager. Utførte tilsyn samt pålegg, oppfølging og sanksjoner ifm. tilsyn (K) 2015 - 2019. I. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/12676/>
- SSB. (2020a). 11342: Areal og befolkning i kommuner, fylker og hele landet (K) 2007 - 2019. I. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/11342/>

Appendiks

A1 Skjevfordelte variabler

Figur A1: Histogram av skjevfordelte variabler



A2 Heteroskedastisitet

Tabell A1: Resultat av Breusch-Pagan test

	Modellspefifikasjon 1	Modellspefifikasjon 2
P-verdi	3,06335E-18	3,35061E-22
Frihetsgrader	1	1
Kji-kvadratverdi	75,85	93,88

Vi tester for heteroskedastisitet gjennom Breusch-Pagan test. I alle tilfellene kan vi forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet og konkludere med heteroskedastisitet.

A3 Autokorrelasjon

For hver modell estimerer vi de laggede residualene på residualene for å teste for autokorrelasjon. I begge tilfeller finner vi en signifikant sammenheng og forkaster dermed nullhypotesen om at det ikke er autokorrelasjon i restleddet.

Tabell A2: Regresjonsresultater fra estimering av laggede residualer på residualer

	Modellspefifikasjon 1 Residualer	Modellspefifikasjon 2 Residualer
Laggede residualer	0.948*** (0.01)	0.942*** (0.01)
Konstantledd	6.896 (24.18)	-3.276 (23.83)
<i>N</i>	661	697
<i>R</i> ²	0.862	0.858

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

A4 Multikolineratitet

Som det fremgår av korrelasjonsmatrisen i 7.4.4 er korrelasjonen mellom innbyggertall og henholdsvis innvilgede og mottatte søknader sterk med korrelasjonskoeffisienter opp mot 0.95. Dette indikerer at vi kan få problemer med multikolinearitet ved å inkludere samtlige variabler i regresjonsmodellen. For å undersøke dette estimeres innbyggertall på innvilgede og mottatte søknader separat. Forklaringsgrad på henholdsvis 0.547 og 0.55 tilsier at multikolinearitet ikke skaper problemer for effektiviteten i våre resultater (Wooldridge, 2013).

Tabell A3: Regresjonsresultater av sammenheng mellom innbyggertall og reguleringsmål for avdekking av multikolinearitet

	(1) ln(innvilgede søknader)	(2) ln(mottatte søknader)
ln(innbyggertall)	0.727*** (0.02)	0.729*** (0.02)
Konstantledd	-1.513*** (0.15)	-1.496*** (0.15)
<i>N</i>	1543	1526
<i>R</i> ²	0.547	0.550

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

A5 Elastisiteter

Elastisitetene er beregnet ved å gange den enkelte regresjonskoeffisient med gjennomsnittet av den uavhengige variabelen tilhørende regresjonskoeffisienten, over gjennomsnittet av den avhengige variabelen, HHI:

Formel A1: Formel for elastisitetsberegning for lineære variabler (Tilsvarende Formel 7 i kapittel 9)

$$\epsilon_k = \beta_k * \frac{\overline{x_k}}{\overline{y}}$$

Kilde: Fra "Introductory Business Statistics" av Holmes, A., Illowsky, B. & Dean, S., 2015.

A5.1 OLS-estimer

Variabelnavn	Modellspesifikasjon	β	ϵ
Innvilgningsrate	2	-2620.098**	-0.500**
Høyreandel	1	-1338.016	-0.070
Høyreandel	2	-1440.365*	-0.075*

A5.2 Heterogenitetsanalyse

Heterogenitet basert på innbyggertall

Variabelnavn	Modellspesifikasjon	β	ϵ
Innvilgningsrate	2	-7750.856***	-1.478***
Liten*Innvilgningsrate	2	6282.018**	0.872**

Heterogenitet basert på populasjonstetthet

Variabelnavn	Modellspesifikasjon	β	ε
Innvilgningsrate	2	-2531.358*	-0.483*
Spredt befolket *Innvilgningsrate	2	-292.087	-0.028

A5.3 Robusthetsanalyse

Lagging av reguleringvariabel: Innvilgningsrate

Antall periodelagger	β	ε
Ingen perioder	-1437.722	-0.274
Én periode	-2620.098**	-0.500**
To perioder	-1657.098	-0.316
Tre perioder	-5778.879**	-1.106 **

HHI på konseptkjedenivå som utfallsvariabel

Variabelnavn	Modellspesifikasjon	β	ε
Innvilgningsrate	2	-1916.911**	-0.366**
Høyreandel	1	-1242.536	-0.065
Høyreandel	2	-1264.95*	-0.066*

HHI på butikknivå som utfallsvariabel

Variabelnavn	Modellspesifikasjon	β	ε
Innvilgningsrate	2	-1773.968**	-0.339**
Høyreandel	1	-1213.836 *	-0.063*
Høyreandel	2	-1162.321*	-0.061*

A6 F-test for felles signifikans av kontrollvariabler

Tabell A4: Resultater fra F-test

	Modellspesifikasjon 1	Modellspesifikasjon 2
P-verdi	6.63E-15	1.3E-32
Antall kontrollvariabler	6	5
F-statistikk	14.42	38.75

Med p-verdier tilnærmet null, kan vi konkludere med at kontrollvariablene har felles signifikans med begge modellspesifikasjoner.

A7 Heterogenitetsanalyser

A7.1 Heterogenitet basert på sentralitet

Tabell A5: Effekt av regulering på HHI i lite sentrale og sentrale kommuner

	(1)	(2)
	HHI	HHI
ln(innvilgede søknader)	40.10 (112.80)	
Innvilgningsrate		-5628.6*** (1035.81)
ln(søknader)	-49.19 (96.90)	
Lite sentral	2367.4*** (841.80)	-5713.4*** (1901.75)
Lite sentral *ln(innvilgede søknader)	-549.1*** (158.30)	
Lite sentral*Innvilgningsrate		5669.6*** (1943.21)
Kontroll for markeds karakteristikk	Ja	Ja
Kontroll for års-spesifikke effekter	Ja	Ja
N	1069	1135
R ²	0.360	0.348
adj. R ²	0.353	0.343

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

SSB (2018) klassifiserer kommuner med sentralitet under 550 på deres sentralitetsindeks som «minst sentrale kommuner», og kommuner med sentralitet på intervallet 550-649 som «nest-minst sentrale kommuner». Vi tar utgangspunkt i denne inndelingen, og definerer kommuner med sentralitet under 650 på sentralitetsindeksen for lite sentrale kommuner.

Elastisiteter

Variabelnavn	Modellspesifikasjon	β	ϵ
Innvilgningsrate	2	-5628.65***	-1.074***
Lite sentral *Innvilgningsrate	2	5669.584***	0.417***

A7.2 Heterogenitet basert på gjennomsnittlig butikkareal*Tabell A6: Effekt av regulering på HHI i kommuner med små og store kommuner*

	(1)	(2)
	HHI	HHI
ln(innvilgede søknader)	-69.74 (100.67)	
Innvilgningsrate		-4230.3** (1856.20)
ln(søknader)	-81.09 (89.79)	
Små butikker	2270.9*** (812.12)	-2655.2 (2604.09)
Små butikker *ln(innvilgede søknader)	-421.7*** (157.20)	
Små butikker*Innvilgningsrate		3026.4 (2652.66)
Kontroll for markeds karakteristikk	Ja	Ja
Kontroll for års-spesifikke effekter	Ja	Ja
N	1069	1135
R ²	0.359	0.347
adj. R ²	0.352	0.341

Standardfeil i parentes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Kommuner er delt i kategoriene små og store butikker basert på mediankommunens gjennomsnittlige butikkareal som er 574 kvm.

<i>Elastisiteter</i>			
Variabelnavn	Modellspesifikasjon	β	ε
Innvilgningsrate	2	-4230.284**	-0.807**
Små butikker*Innvilgningsrate	2	3026.421	0.210
