

20.11.2023

Boligpriseffekter av bygging i Oslo

Rapport 32-2023



Rapport nr. 32-2023 fra Samfunnsøkonomisk
analyse AS

ISBN-nummer:	978-82-8395-202-5
Oppdragsgiver:	JM
Forsidefoto:	Microsoft Office
Tilgjengelighet:	Offentlig
Dato for ferdistilling:	20. november 2023
Forfattere:	Erling Røed Larsen
Kvalitetssikrer:	Andreas Benedictow

Samfunnsøkonomisk analyse AS

Borggata 2B
N-0650 Oslo

Org.nr.: 911 737 752
post@samfunnsokonomisk-analyse.no

Forord

JM henvendte seg til SØA i oktober 2023 med spørsmålet om hvilke effekter bygging i Oslo ville kunne ha på boligprisene i Oslo. Dette er et uhyre viktig spørsmål; ikke bare for byggere og boligeiere, men for samfunnet. Det er veldokumentert at samlokalisering gir store gevinster; se Ahlfeldt og Pietrostefani (2019). Motsatt, mangel på bygging i store byer, gir tap for samfunnet. Hsieh og Moretti (2019) viser at USA lider store produksjonstap fordi boligprisene i New York, San Francisco og San Jose er så høye at firmaer ikke får tap i viktig og riktig arbeidskraft. Av den grunn alene vil Norge lide samfunnsøkonomiske tap hvis antallet boliger i Oslo blir så lavt at matching mellom arbeidstakere og arbeidsgivere finner sted med lavere frekvens. I tillegg kommer store velferdstap ettersom husholdninger kan bli tvunget til å bo på steder som er både andre- og tredjevalg, og som tvinger de involverte til å akseptere store tidstap i pendling. Utover dette vil samfunnet lide hvis det blir et ulikhetssamfunn med Oslo som et område eksklusivt for eldre høyinntektsgrupper.

Derfor føltes det betydningsfullt å ta på seg oppgaven å svare på spørsmålet. Det er imidlertid ingen enkel oppgave å svare – og det vi kan gjøre i denne rapporten, er å skisse en risse av effektintervallet ved å bruke forskjellige metoder og ulike datasett. Framtidig forskning må til for å svare mer presist.

Takk til: André K. Anundsen, Nini Barth, Andreas Benedictow, Andreas Eriksen, Bjørnar Kivedal og Jeanette Fjære Lindkjenn for sparring på modellering. Det har også vært nyttig å snakke med Bjørn Gran og Mathias Iversen i SØA. Takk til Ambita for tillatelse til å bruke historiske data på antallet norske boliger, og til Jon Epland og Elisabeth Omholt, begge SSB, for hjelp med data.

Oslo, 20. november 2023

Erling Røed Larsen
Prosjektleder
Samfunnsøkonomisk analyse AS

Sammendrag

Denne rapporten bruker tre tall fra to forskjellige metoder på tre ulike datasett til å angi priseffekten av bygging i Oslo. Den første metoden er basert på Anundsen (2019) og er den som brukes i Housing Labs Bubble Index. Denne metoden har Anundsen (2021) gjentatt i en anledning der han estimerte effektene på alle nordiske land. Denne metoden gir to ulike svar fordi han har brukt ulike datasett. Den andre metoden er utviklet for denne rapporten og bruker nylig innhentede tall fra Oslo til å lage et intervall på priseffektene. Vi finner disse effektene av å bygge boliger i Oslo:

- Housing Labs Norgesmodell: beholdning $\uparrow$ 3 % $\rightarrow$ priseffekt: **-10,5 %**
- Anundsens nordiske analyse: beholdning $\uparrow$ 3 % $\rightarrow$ priseffekt: **-16,1 %**
- Ny Oslomodell: beholdning $\uparrow$ 3 % $\rightarrow$ priseffekt: **-9,1 % (-1,3 % $\leftrightarrow$ -16,7 %)**

Vår vurdering av tallene er denne:

- Norgesmodell: Høy kvalitet. Sterk forutsetning: Norgestall må gjelde for Oslo.
- Anundsens nordiske analyse: Høy kvalitet. Sterk forutsetning: Norgestall må gjelde for Oslo.
- Ny Oslomodell: Laget for denne rapporten, ikke publisert og ikke langtidslikevekt. Høy relevans fordi Oslotall benyttes, men stor usikkerhet i estimatene.

Tallene kan møtes med motforestillinger på metode, anvendelsesområde og data. Men i sum antyder tallene at bygging i Oslo vil redusere boligprisene i Oslo, og der en tre pro-sents beholdningsøkning (alt annet likt) trolig vil samvarierte med et prisfall i en størrelsesorden av 5 - 10 prosent.

Det vi kaller «Housing Labs Norgesmodell» er basert på en anerkjent vitenskapelig metode anvendt på Norge, publisert i Scandinavian Journal of Economics, som viser at Norges boligpriselastisitet med hensyn på boligbeholdning er på -3,5. Det betyr at når boligbeholdningen øker med én prosent, så faller likevektsprisen med 3,5 prosent – alt annet likt. Anvendt på Oslo betyr det at om det bygges om lag 3 500 boliger – som er én prosent av boligbeholdningen i Oslo – og ingenting annet endres, så vil effekten av den økningen isolert sett gi et fall i den langsiktige likevektboligprisen på 3,5 prosent. Anundsens tall nummer to er basert på samme metode, men med et annet datasett. Der observeres det en effekt som gir et fall på 5,4 prosent.

I den andre analysen, laget for denne rapporten, har vi kjørt en regresjon av endringstakt i Oslos realkvadratmeterpriser på endringer i realrentenivå, endringer i realinntekt, endringer i befolkning og endringer i boligbeholdning for årene 1993-2023. Siden vi bruker årstall, hadde vi tilgjengelig 30 år, men selv om det er en lang periode, er 30 observasjoner i statistisk sammenheng relativt få. For Oslo finnes det ikke kvartalstall på alle variabler. Faktisk måtte vi få en spesialinnhenting fra Statistisk sentralbyrå (SSB) for å få inntektstall for Norge fra før 2006, som er året da inntektsstatistikken ble koplet mot Skatteregisteret. De tallene vi fikk, er utvalgsundersøkelser fra hvert fjerde år. Tallene vi bruker innebærer en stor usikkerhet, slik at vi angir effekten med et intervall fra estimerer fra ulike modelloppsett.

Innhold

Forord	III
Sammendrag	IV
1 Innledning	7
2 Boligmarkedets virkemåte og betydning	10
2.1 Boligmarkedet skal betjene arbeidsmarkedet og være relasjonsarena	10
2.2 Byggeaktivitet	11
3 Teoretisk rammeverk og empirisk metode	15
3.1 Markedskrysset som teoretisk rammeverk	15
3.2 Empirisk metode	16
4 Data	18
5 Internasjonale funn	19
6 Norgesmodellen anvendt på Oslo	21
6.1 Housing Labs modell	21
6.2 Resultater fra Housing Labs Norgesmodell	22
6.3 Grunnen til at Housing Labs Norgesmodell kan være usikker på Oslo	22
6.4 Nordisk analyse	22
7 Ny modell utviklet av SØA: Oslomodellen	24
7.1 Ny modell for Oslo	24
7.2 Flere varianter av modellen	26
7.3 Modellfunn	27
7.4 Effektberegning	28
8 Diskusjon	30
8.1 Hva vet vi om etterspørselskurven	30
9 Oppsummering og politikkimplikasjoner	31
Appendiks	34
Endogenitet: Enkel modell der både bygging og pris inngår i et system som bestemmer begge	34
Regresjonsoppsettet	35

1 Innledning

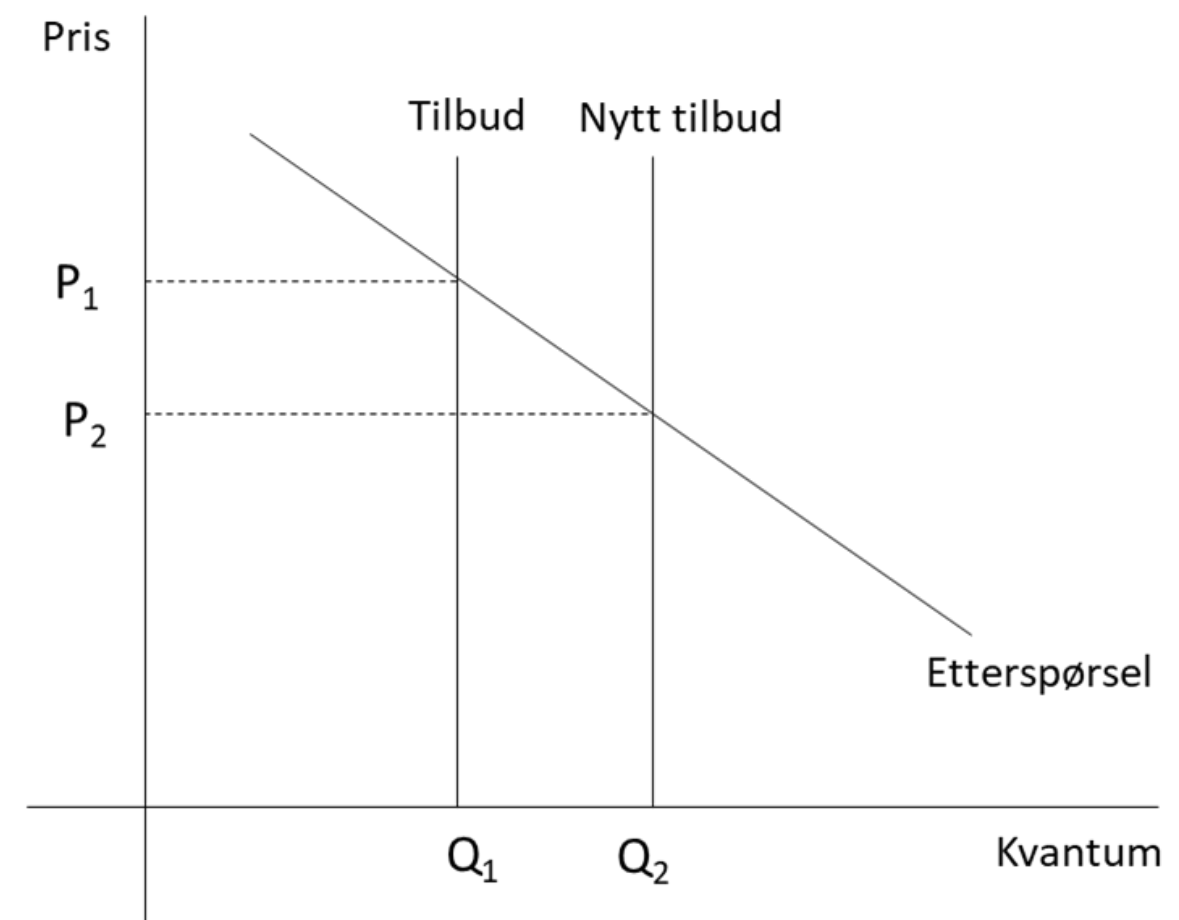
Boligmarkedet er en økonomis nest viktigste marked. Det viktigste er arbeidsmarkedet, for det er på og i arbeidsmarkedet landet skal sørge for å koordinere arbeidskraften med arbeidsbehovet, og den koordineringen bestemmer hva et land kan produsere. Hva et land kan produsere, er altavgjørende for velferden i landet. Boligmarkedet er imidlertid også viktig, og av to grunner. For det første vil boligmarkedet assistere arbeidsmarkedet siden arbeidstakere må kunne selge og kjøpe boliger for å skifte jobb. For det andre vil boligmarkedet gi publikum direkte velferd ved å være arena for samvær og familieliv samtidig som det leverer de helt grunnleggende behovene for beskyttelse mot vær, vind og uvedkommende. Boligmarkedet er så viktig at det er mulig å si at et velfungerende boligmarked er en forutsetning for en velfungerende økonomi. Der boligmarkedet går, går også makroøkonomien. Den amerikanske økonomen Leamer (2007, 2015) har sagt det klartest: «The housing market is the business cycle.» Mens det er mange sider ved boligmarkedet som gjør at det påvirker arbeidsmarkedet og konjunktorene, inkludert formueseffektene fra verdistigning, likviditetseffektene på mobilitet og sysselsettingseffekter fra byggebransjen, skal vi i denne rapporten avgrense temaet, og stille et enkelt spørsmål: Hva blir boligpriseffektene av å bygge boliger i Oslo?

Tilsynelatende er det et enkelt spørsmål med et enkelt svar. En kunne jo tenke seg at en kunne samle inn tall på bygging og priser, og så se på sammenhengen. Det vil gi feil svar. For det første kan det være mange andre faktorer som påvirker prisene samtidig, og da vil priseffekten være totalresultatet av endringer i både boligbeholdningen og alle de andre variablene, som rente, befolkning og inntekt. Da er det direkte feil å tilskrive effekten kun til den ene faktoren. For det andre kan forholdet være motsatt, nemlig at høyere priser leder til høyere takt i bygging. Det er det Quigley og Raphael (2005) sier når de søker å estimere det som kalles en supply elasticity, altså tilbudseffekten av prisendring. De finner en elastisitet på 1,06, som tolkes slik at en prisøkning på én prosent samvarierer med en beholdningsøkning på 1,06 prosent. Legg merke til at vi bevisst skriver samvarierer, og ikke gir, for vi må være bevisst på at årsak-virkning-forholdet kan gå begge veier. Det er fristende å bygge mer når prisene stiger samtidig som at mer bygging vil gi lavere priser.

Det betyr at det aller mest foretrukne, vil være å starte fra et annet sted. Mens en ved å se på kun priser og bygging, vil kunne få misvisende sammenhenger, vil en med en annen tilnærming kunne studere det strukturelle. Det enkleste og mest oversiktlige vil være å splitte opp analysen i tilbud og etterspørsel. Etterspørselskurven angir husholdningers betalingsvillighet, og kan tenkes på som en kurve der en rangerer alle betalingsvillighetene og plottes denne rangeringen. En måte å tenke på etterspørselskurven for å forstå den, er å tenke at det avholdes en auksjon av flere objekter, og så byr husholdningene. Den husholdningen som vinner det første objektet, har høyest betalingsvillighet og plottes over tallet 1 på x-aksen, som altså betyr enhet nummer én. Den som vinner enhet nummer to, plottes med sin betalingsvillighet over tallet 2 på x-aksen. Slik går man utover helt til alle som har betalingsvillighet, er plottet – i fallende betalingsvilligheter. Tilbudskurven

er antallet boliger som er tilgjengelig. I dette oppsettet, som er helt hypotetisk, tenker en seg at alle boligene på et sted kan legges ut for salg, og så tegner man en loddrett kurve for det antallet. I Oslo for 2023 vil Q_1 være 350 000 boliger.

Figur 1.1. Markedskrysset. Tilbud og etterspørsel



Note: Egen grafikk SØA

Mens tilbudskurven er enkel å få tak i, en kan jo bare telle antall boliger, er etterspørselskurven mye mer utfordrende å kartlegge. Det holder ikke å spørre byens innbyggere. For det første kan de gi strategiske svar, for det andre vil en stor del av etterspørselen bestå av folk som bor i andre byer. I prinsippet må etterspørselen etter det å bo i Oslo bestå av å finne ut betalingsvilligheten til alle mennesker i hele verden. Det lar seg ikke lett gjøre.

De to metodene vi benytter, likner på hverandre. I Norgesmodellen, utarbeidet av Anundsen (2019), ser han på samvariasjonen i boligpris, rente, inntekt, befolkning og beholdning over hvert kvartal i en periode (1986-1999). Det gir i en studie en elastisitet på -3,5 og i en annen -5,4. Det betyr at 10 500 nye boliger, altså en økning på tre prosent, vil samvarierte med prisfall på henholdsvis 10,5 prosent og 16,1.

I Oslomodellen, utarbeidet av SØA for denne rapporten, ser vi på samme variabler som i Norgesmodellen bare for Oslo. I stedet for kvartalstall må vi nøye oss med årstall. Mens Norgesmodellen kan anslå langsiktsammenhenger, må vi nøye oss med kortsiktsammenhenger. Det er usikkerhet knyttet til estimatene. I vår modell vil en beholdningsendring på tre prosent assosieres med et prisfall på rundt ni prosent, men estimatene er usikre fordi vi må bruke årlige data og derved har få observasjoner.

Denne rapporten er bygd opp på denne måten. I det neste kapitlet skal vi se på boligmarkedets virkemåte og betydning. Dernest tar vi opp det teoretiske rammeverket vi anvender, hvilke metoder vi bruker og hva slags data vi har. Så ser vi på funn gjort internasjonalt. I de påfølgende kapitlene ser vi nærmere på Norgesmodellene og Oslomodellen. Til slutt konkluderer vi og beskriver politikimplikasjoner.

2 Boligmarkedets virkemåte og betydning

2.1 Boligmarkedet skal betjene arbeidsmarkedet og være relasjonsarena

Boligmarkedet har to hovedoppgaver:

1. Være så likvid at arbeidsmarkedet har mobile arbeidstakere
2. Tilby så gode enheter at husholdningene kan skape gode relasjoner og finne beskyttelse mot vær og vind

For å sørge for oppgave nummer én, må boligmarkedet ha nok boliger til salgs slik at husholdninger på boligjakt, finner det de trenger der de trenger det. I Nenov (2016) et al. vises det at det er store sesongmønstre transaksjonene, noe som kan gjøre nettopp det utfordrende visse steder.

Hsieh og Moretti (2019) finner noe enda viktigere. De viser at tre amerikanske byer, New York City, San Francisco og San Jose, har så strenge byggerestriksjoner at det fører til misallokering av arbeidskraft. Talent feilplasseres. I de tre byene er det vanskelig for firmaer å finne arbeidstakere med den kompetansen de trenger fordi boligprisene er så høye at arbeidstakerne ikke kan dra dit. Firmaene kan heller ikke tilby en lønn som er så høy at nyansettelsene kan si ja fordi beløpene det er snakk om er så store. Boligprisene er så høye fordi det bygges for lite, og dermed oppstår det en ubalanse mellom etterspørsel og tilbud. Studien viser at om de tre byene – som er viktige byer i USA – hadde hatt normale byggerestriksjoner, så ville produktiviteten ha gått opp som følge av at arbeidskraftmismatchen hadde gått ned, og dette ville i sin tur resultere i at USAs bruttonasjonalprodukt (BNP) ville ha vært 3,7 prosent høyere.

Hsieh og Moretti demonstrerte med det funnet nettopp hvordan boligmarkedet, når det ikke virker etter hensikten, forhindrer arbeidsmarkedet i å virke etter hensikten. De skrev seg da inn i en forskningslitteratur som studerer sammenhengen mellom boligmarkedet og arbeidsmarkedet, den delen av økonomifaget som kaller seg urban economics. I den forskningsverdenen søker man blant annet å kartlegge effektene av å samle mennesker i byer, og kaller dette for agglomerasjonseffekter, eller samlokaliseringseffekter. Ahlfeldt og Pietrostefani (2019) har laget en oversikt over forskningsbidrag i den litteraturen og har sett på 347 estimater av ulike effekter. De viser at når forskerne studerer hvordan en bys størrelse har betydning for ulike utfall, ser en at en dobling av bystørrelse typisk samvarierer med: 4 prosent høyere lønninger – og av den grunn trolig 4 prosent høyere produktivitet (lønn og produktivitet henger uløselig sammen ellers vil firmaene ikke være finansielt bærekraftige), 6 prosent lavere bilkjøring, 21 prosent økning i innovasjonsaktivitet og 28 prosent høyere preserving av grøntareal. Energibruk (per person) går ned 7 prosent. Av negative virkninger finner de 0,4 prosent lavere selv-rapportert tilfredshet, 9 prosent høyere dødelighet og 3,5 prosent økning i forskjellen mellom ferdighetsbetaling. Byggekostnader er betydelig høyere når bystørrelsen er større.

2.2 Byggeaktivitet

Etter Hsieh og Moretti (2019) har byen San Francisco innsett viktigheten av å bygge. Blant annet finnes det nå et konkret mål på 82 000 boliger innen 2030. Guvernøren i California, Gavin Newsom, har hatt fokus på dette, og særlig på å motvirke det som kalles NIMBY (not-in-my-back-yard), som er en betegnelse på det fenomen at mange gjerne i prinsippet vil tillate innflytting til byen, bare ikke i eget nabolag. Newsom er tilhenger av bevegelsen YIMBY (yes-in-my-back-yard), og i oktober 2023 ble det laget en lov som skal stimulere til bygging.¹

Byggeaktivitet har også i Norge kommet i søkelyset, og særlig aktiviteten i Oslo-området. Det er spesielt de lange saksbehandlingstidene og den store usikkerheten knyttet til utfall som har kommet i fokus. SØA har analysert et stort spektrum av det å bygge boliger i Norge, og har konstruert en indeks for NBBL som rangerer kommunene etter hvor godt de legger til rette for boligbygging; se SØA-rapport 2-2023. I den indeksen hensyntas det at Oslo er en mye mer kompleks by enn mindre byer, så det er ikke slik at Oslo scorer svakt fordi den er så kompleks. Figur 2.1 viser at blant de 20 største kommunene i Norge, ligger Oslo på en 18.plass – bak en lang rekke store, norske byer.

I Figur 2.2 viser vi hva som er typisk byggeaktivitet i ulike norske kommuner i tidsperioden 2018-2022. Fargene angir sentralitetsklasser, slik som SSB har definert dem.² Vi ser at Oslo typisk får bygget om laget én prosent av bygningsmassen hvert år. Vi ser også at det ikke er slik at en kan si at byer med høy sentralitetsgrad, typisk bygger lite, for vi ser at blant kommuner som scorer opp mot 1000 i sentralitetsgrad (x-aksen), så ligger alle byer høyere på byggeaktivitet enn Oslo. Vi ser at Lillestrøm bygger antall boliger tilsvarende nesten 2,5 prosent av sin beholdning hvert år. Lørenskog klarer nesten 4 prosent.

Figur 2.3 viser at det finnes enheter som er i byggeprosess, men figur 2.4 viser at igangsettingstakten er uhyre lav. Høsten 2023 viser at det er svært få enheter som startes, og at problemstillingen omkring bygging er av samfunnskritisk karakter. Spørsmålet er hvorfor det igangsettes få når boligbehovet er stort. Svaret ligger trolig i en analyse av ekster-naliteter, altså situasjoner der en beslutningstaker ikke kan, skal eller vil ta hensyn til effekten av sin beslutning på andre. Mer konkret står vi overfor en situasjon der det er bedriftsøkonomisk rasjonelt, og tvingende nødvendig, for utbygger ikke å bygge ettersom utbygger ikke får solgt det nødvendige antall av prosjektenhetene som vil utløse lån fra

¹ Les mer: <https://www.sfchronicle.com/sf/article/yimby-housing-law-california-18424396.php>

² Sentralitetsindeksen rangerer kommunene etter sentralitet, på en skala fra 1 til 1000, gruppert i 6 klasser, fra 1 (mest sentral) til 6 (minst sentral). Sentralitetsindeksen er basert på reisetid til arbeidsplasser og servicefunksjoner fra alle bebodde grunnkretser. For mer informasjon, se <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/ny-sentralitetsindeks-for-kommunene>

bank og byggestart. Samtidig er det samfunnsøkonomisk rasjonelt å bygge ettersom prisnivået har kommet høyt og det er mangel på boliger i Oslo.

Figur 2.1. Boligvennlighetskåringen 2021

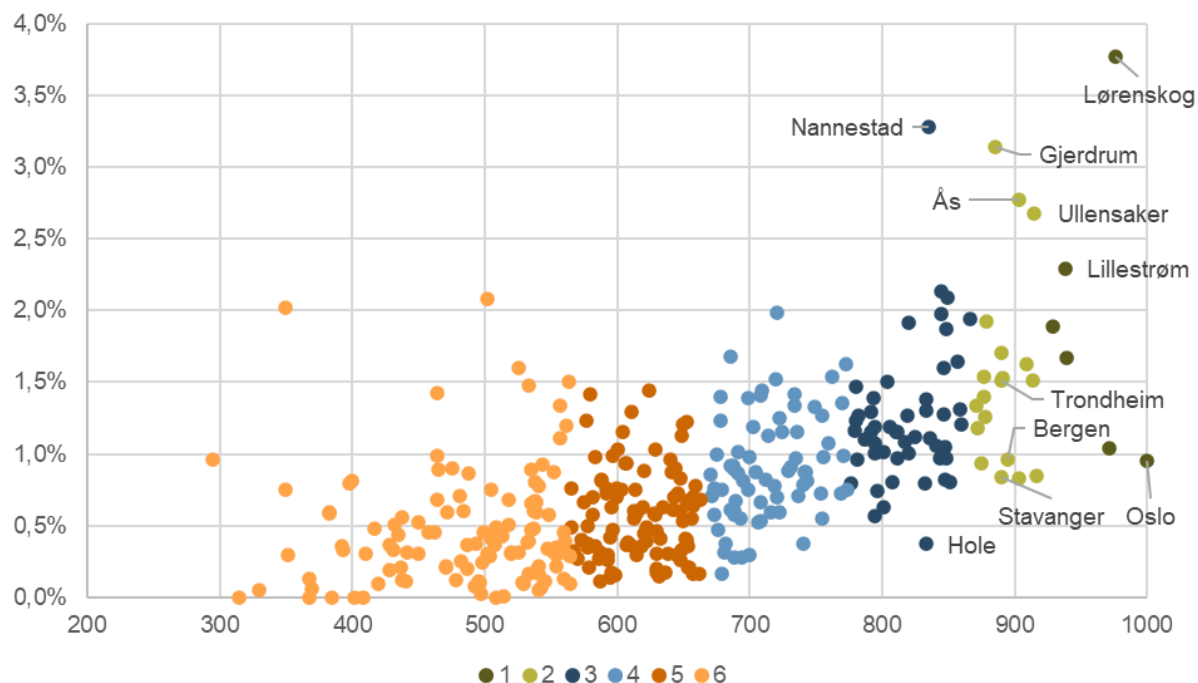
Årets boligkommune		Årets tilrettelegger		Årets boligbygger	
1 Sandefjord	↑ 1	1 Sandefjord	↑ 1	1 Kristiansand	↑ 1
2 Bergen	↑ 3	2 Moss	↑ 7	2 Bergen	↑ 6
3 Kristiansand	0	3 Bergen	0	3 Tromsø	↓ -2
4 Ålesund	↑ 7	4 Sandnes	↓ -3	4 Ålesund	↓ -1
5 Sandnes	↓ -4	5 Stavanger	↑ 2	5 Sandefjord	↑ 5
6 Stavanger	↑ 1	6 Bodø	↓ -2	6 Trondheim	↓ -1
7 Moss	↑ 6	7 Kristiansand	↓ -1	7 Lillestrøm	↑ 8
8 Bodø	↓ -4	8 Skien	↓ -3	8 Fredrikstad	↓ -4
9 Skien	↓ -3	9 Bærum	↓ -1	9 Skien	↓ -3
10 Tromsø	↓ -1	10 Ålesund	↑ 9	10 Stavanger	↑ 2
11 Sarpsborg	↑ 1	11 Sarpsborg	0	11 Bodø	↓ -4
12 Trondheim	↓ -4	12 Drammen	↑ 4	12 Sarpsborg	↓ -3
13 Fredrikstad	↓ -3	13 Nordre Follo	↑ 7	13 Asker	0
14 Tønsberg	↑ 3	14 Tønsberg	↑ 2	14 Sandnes	↓ -3
15 Drammen	↑ 3	15 Oslo	↓ -2	15 Tønsberg	↑ 2
16 Bærum	0	16 Trondheim	↓ -3	16 Oslo	↑ 4
17 Nordre Follo	↑ 3	17 Fredrikstad	↓ -2	17 Moss	↓ -3
18 Oslo	↑ 1	18 Tromsø	0	18 Drammen	0
19 Lillestrøm	↓ -4	19 Asker	↓ -9	19 Nordre Follo	↓ -3
20 Asker	↓ -6	20 Lillestrøm	↓ -9	20 Bærum	↓ -1

Note: Grafikk Samfunnsøkonomisk Analyse.

Kilde: SØA 2-2023.

I en situasjon der en kan stå overfor en eksternalitet, står samfunnet overfor en mulig markedssvikt som innebærer at markedet ikke selv kan levere det samfunnet trenger. Da kan det offentlige tre inn som koordinator, katalysator eller korrigerer. Her kan en tenke en løsning der det offentlige kjøper boliger på prosjektstadiet slik at utbygger får igangsatt prosjektet, og der det offentlige etter at koordinatorrollen er utøvd enten selger seg helt ned eller selger seg delvis ned.

Figur 2.2. Byggeaktivitet etter SSBs sentralitetsindeks. Norske kommuner, 2018-2022

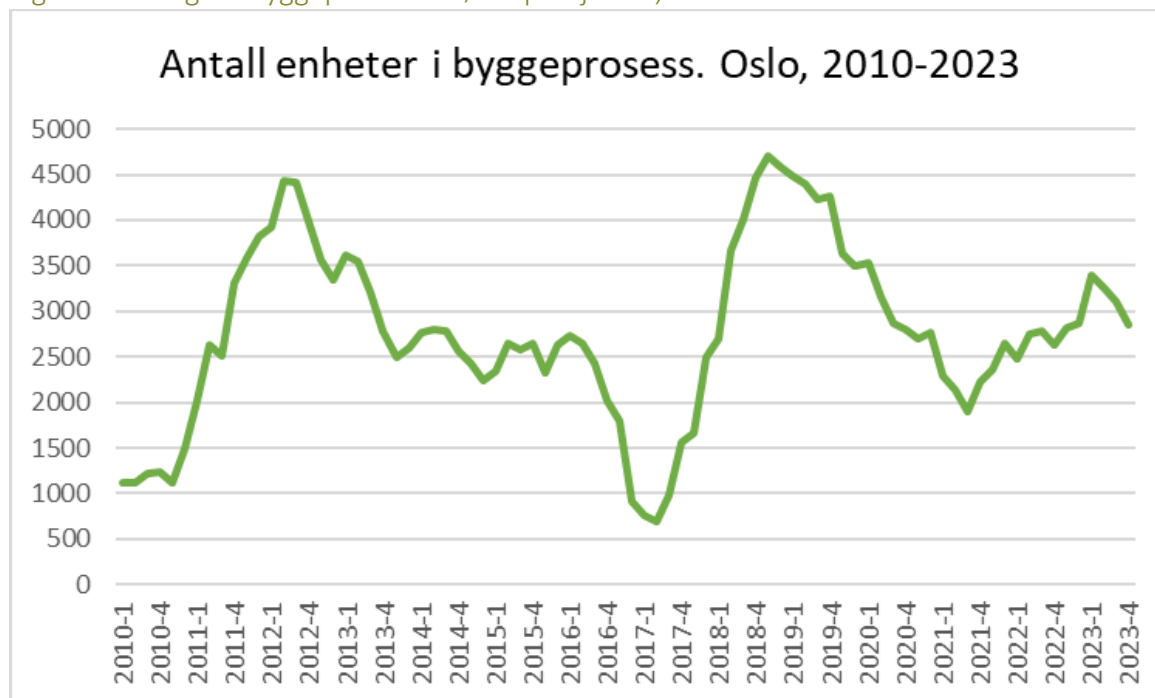


Note: Grafikk Samfunnsøkonomisk Analyse.

Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Figurene 2.1-2.4 viser at det har blitt bygd lite i Oslo de siste årene – og at det nå bygges svært lite. Mens det ble bygd et antall boliger som tilsvarer om lag én prosent av beholdningen i Oslo i årene 2018 – 2022, kan en fra 2023 av risikere å komme langt lavere.

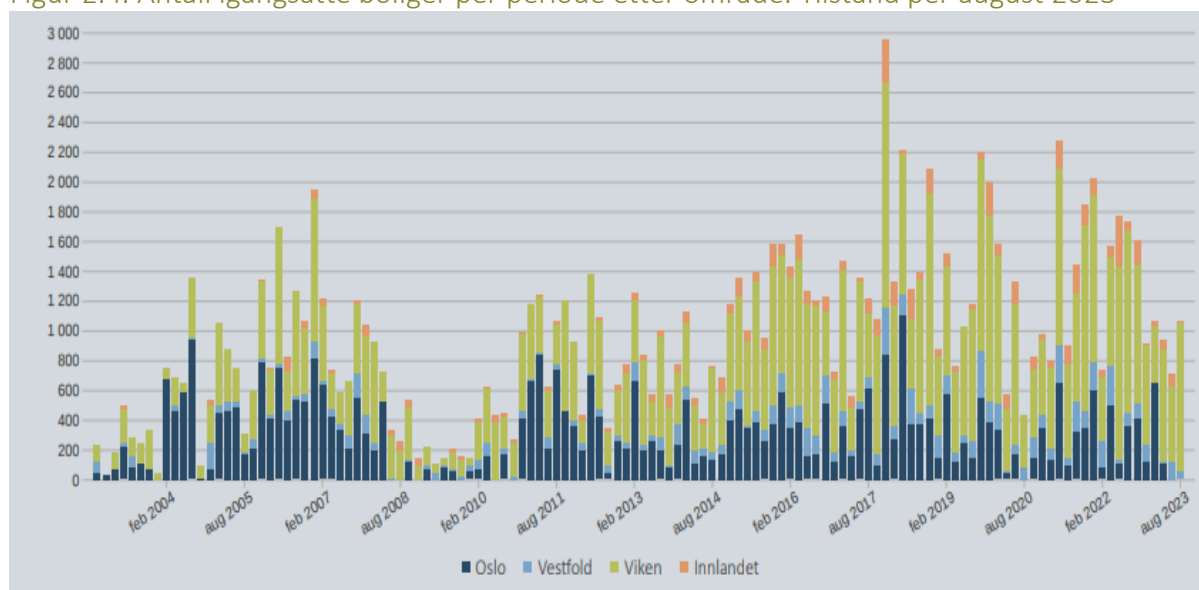
Figur 2.3. Boliger i byggeprosess. Større prosjekter, oktober 2023



Note: Grafikk Samfunnsøkonomisk Analyse.

Kilde: Econ nye boliger. Portal.

Figur 2.4. Antall igangsatte boliger per periode etter område. Tilstand per august 2023



Note: Grafikk Samfunnsøkonomisk Analyse.

Kilde: Econ nye boliger – Østlandet august 2023. Fig. 14.

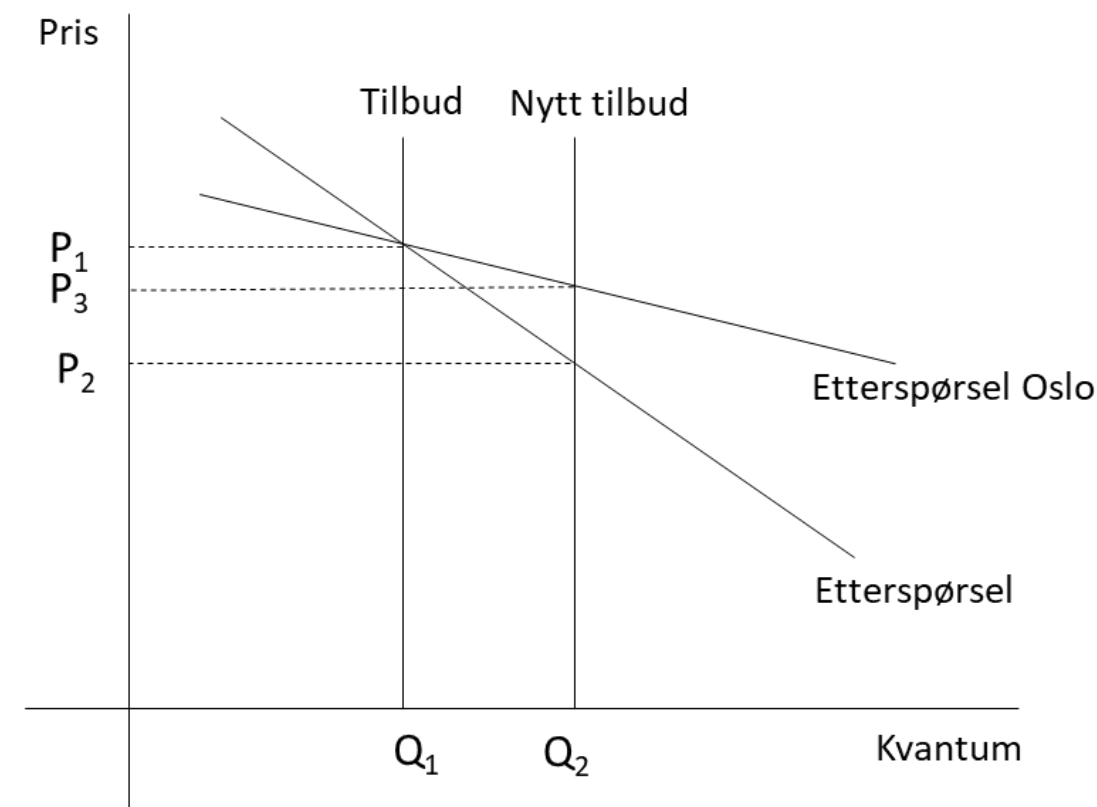
3 Teoretisk rammeverk og empirisk metode

3.1 Markedskrysset som teoretisk rammeverk

I et analysediagram vil prisen være krysningpunktet mellom tilbudskurven og etterspørselskurven. Hvis tilbudskurven skifter, altså hvis det blir flere boliger, så vil krysningpunktet endre seg. Da kan man lese rett av hvilken effekt det har på prisene.

I Figur 1.1 ovenfor har vi illustrert dette ved å tegne inn markedskrysset. Tilbudet består av boligbeholdningen. I Oslo er det om lag 350 000 boligenheter i 2023. Etterspørselen er altså en rangering av betalingsvillighet for enhetene som ligger i Oslo.. Markedskrysset er der de to linjene krysser hverandre, og der kan vi lese av likevektsprisen P_1 . Hvis det bygges mer, vil tilbudskurven flytte seg utover til høyre, representert ved Q_2 . Da vil noen som tidligere ikke fikk kjøpt, nå få kjøpe, og likevektsprisen faller fra P_1 til P_2 . Figur 1.1 illustrerer det vi ønsker å vite, hvis tilbudet av boliger øker med én prosent fra 350 000 enheter til 353 500 enheter, hvor mye faller da prisene – alle andre forhold holdt like. Helt konkret er vi på jakt etter hva som skjer med prisene P_1 og P_2 hvis forskjellen mellom Q_1 og Q_2 er på 10 000 boliger.

Figur 3.1. Markedskrysset. Høyere pris ved flat etterspørselskurve



Note: Egen grafikk SØA

I Figur 3.1 har vi lagt til en kurve på det diagrammet vi hadde i Figur 1.1., for å illustrere det vi tenker er tilfellet i Oslo sammenliknet med et typisk sted i Norge. I den figuren er etterspørselskurven flatere enn den opprinnelige slik at økningen i antall boligenheter fra Q_1 til Q_2 får mindre effekt. Vi har kalt den etterspørselskurven med flatere helning for «Etterspørsel Oslo», og vi ser av Figur 3.1 at når kurven er flatere, faller prisene kun fra P_1 til P_3 . Grunnen til at kurven er flatere er at det er flere som har høy betalingsvillighet, og i Oslos tilfellet vil det være på grunn av misforhold mellom etterspørsel og tilbud i mange år. Da finnes det husholdninger i Drammen, Moss og Hamar som egentlig kunne tenke seg å bo i Oslo, og som bare venter på en anledning.

Det store spørsmålet er hvor flat etterspørselskurven i Oslo er. Sagt annerledes: Hvor mange husholdninger i Drammen, Moss og Hamar vil bo i Oslo – og hva slags betalingsvillighet har de? Dette får konsekvenser for relevansen for Anundsens Norgesmodell, og i hvilken grad vi kan bruke elastisiteter beregnet for Norge til å anslå priseffekter i Oslo.

Det er bemerkelsesverdig vanskelig å få estimert etterspørselskurven. Norges andre vinner av Nobels minnepris i økonomi, Trygve Haavelmo, fikk prisen for arbeid med simultanitetsproblemet, altså vanskelighetene som oppstår når en skal forsøke å estimere etterspørselskurver og tilbudskurver. Det er en uendelig mengde med kombinasjoner av etterspørsel og tilbud som kan lede til markedskrysset, altså tallparet pris-kvantum, og det er utviklet et stort apparat av teknikker for å bruke skift i én kurve til å avsløre hvor den andre ligger. I våre diagram er tilbudskurven riktignok tegnet som en rett linje som representerer antall boliger i boligbeholdningen i Oslo, men i virkeligheten omsettes jo ikke disse samtidig. I virkeligheten er markedet et komplisert samspill mellom beholdning og beholdningsendring, slik at markedet består av nye boliger samt den delen av beholdningen som utgjør bruktmarkedet. Vi kaller dette på fagspråket for stock-flow-problematikk.

3.2 Empirisk metode

I et eget avsnitt i appendiks har vi forklart i detalj hvordan vi har gått fram når vi har kjørt regresjonene som vi bruker til å få resultatene i nye modell. La oss her bare raskt skissere hva vi gjør.

Vi benytter oss at en metode (regresjon) som viser sammenhengene mellom ulike variabler. For oss her er vi opptatt av hva som påvirker boligprisene, særlig effektene av å bygge mer. Derfor har vi tatt med bygging, eller beholdningsendring som en av de variablene vi ser på.

Men fordi priser og bygging påvirker hverandre, og bestemmes på boligmarkedet i et komplisert samspill, har vi tatt noen grep for å unngå feil i effektestimeringen. Det er

mulige feilkilder som oppstår i forbindelse med simultanitetsproblemet som vi nevnte ovenfor. Det vi har gjort er:

- i) Å se på prisendring mot beholdningsendring
- ii) Å se på prisendring mot beholdningsendring året før
- iii) Å se på prisendring mot instrumentert beholdningsendring

Vi har ingen garantier for at dette er det beste oppsettet, og i forskningsverdenen er det ikke enighet om hvordan en skal sørge for å isolere effekten av bygging på prisene. Framtidig forskning vil kunne avdekke hva som er de beste måtene å gå fram på for å estimere sammenhengene i Norge.

Når vi likevel presenterer tall, er det fordi vi tenker at selv om tallene er beheftet med stor usikkerhet, er det likevel til hjelp å risse noen talleffekter – samtidig som vi advarer mot altfor direkte tolkning av det modellene viser. Vi gir derfor tallene i et intervall, som antyder at det er sprik mellom de ulike oppsettene.

4 Data

Modellen bruker tall for 1993 til 2023. Variablene vi bruker, er realkvadratmeterpris, realrente, realinntekt (deflatert median husholdningsinntekt), befolkning og boligbeholdning. Vi bruker også produksjonen i Norge fra Nasjonalregnskapet til å instrumentere den uavhengige variabelen boligbeholdning i en regresjonslikning.

Tabell 4.1 Oversikt over data

Variabel	Periode dekket	Kilde	Beskrivelse
Boligbeholdning	1992-2023	Ambita, SSB	Beholdning fra 1992-202 fra Ambita. Ekstrapolert til 2023 ved å bruke vekstraten i SSB-tall. Serier for både Norge og Oslo
Befolkning	1990-2023	Oslos statistikkbank, SSB	1990-2022 fra Oslos statistikkbank. 2023 fra SSB. Serier for både Norge og Oslo
Inntekt	1986-2023	SSB	Inntekt er medianinntekt etter skatt for husholdninger i Oslo. Bruker KPI til å deflatere til 1992. Tall for 1986-2005 er imputert basert på 5 utvalgsundersøkelser i 1986, 1994, 1998 og 2002.
KPI	1986-2023	SSB	Konsumprisindeksen for juni hvert år
Rente	1989-2023	Norges Bank	Fram til september 1993 var styringsrenten døgnlånsrenten. Deretter var den foliorenten. Vi bruker gjennomsnittlig styringsrente over året (snitt over dager). Vi legger til et utlåns påslag på to prosentpoeng og fratrekker årlig prosentendring i KPI slik at vi får realutelånsrente
Boligpris	1992-2023	Eiendom Norge, SSB	Vi bruker basis kvadratmeterpris på 89 100 for 2022. Deretter ekstrapoleres denne fram til 2023 og bakover til 2002 ved å bruke Eiendom Norges indeks for 2002-2023 (juni-juni). Deretter ekstrapoleres ytterligere bakover ved å bruke SSBs kvartalsindeks (2. kvartal) for Oslo og Bærum. Deflateres med KPI
Produksjon	1992-2023	SSB	Fra Nasjonalregnskapet. Vi bruker produksjon i basisverdi fra tabell 09171, 2. kvartal hvert år. Tallene er i faste priser.

Note: Tallene er innhentet for denne rapporten. De fleste er tilgjengelige for publikum, men visse variable er kun innhentbare ved henvendelse til Ambita og SSB.

Kilde: SSB, Ambita, Eiendom Norge, Norges Bank, Oslos statistikkbank.

For alle tall tar vi logaritmen. Dette gir tallet gode regresjonsegenskaper i og med at det vil hensynta ønsket om å studere relative endringer samtidig som vekten av outliers reduseres.

5 Internasjonale funn

I tabell 5.1 viser vi en oversikt over noen arbeider som er gjort internasjonalt på sammenhengen mellom boligpriser og boligbeholdning. En overvekt av studier undersøker hvordan prisene påvirker bygging mens et mindretall av studier ser på effekten som går den andre veien, hvordan bygging påvirker prisene. Begge deler er viktig, og det at effektene går begge veier, antyder også hvorfor det er vanskelig å anslå effektene presist. For vi ser umiddelbart av tabellen at det er svært store sprik i effektanslagene.

I denne rapporten er vi mest interessert i hvordan bygging endrer prisene, og derfor skal vi kort omtale funnene som er gjort av Caldera og Johansson (2013), Cavalleri et al. (2019), Anundsen (2019) og Anundsen (2021).

Tabell 5.1 Oversikt over utvalgte internasjonale funn på priselastisitet og beholdningselastisitet

Forfattere	Periode	Område	Retning	Elastisitet
Quigley et al. (2006)	1990-2000	California	$P \rightarrow Q$	1.06
Malpezzi & Maclennan (2001)	1945	USA	$P \rightarrow Q$	$4 \leftarrow \rightarrow 10$
	1945 -	USA	$P \rightarrow Q$	$6 \leftarrow \rightarrow 13$
	1945	UK	$P \rightarrow Q$	$1 \leftarrow \rightarrow 4$
	1945 -	UK	$P \rightarrow Q$	$0 \leftarrow \rightarrow 1$
Anundsen et al. (2022)	1996-2006	USA	$P \rightarrow Q$	3.0
	2012-2019	USA	$P \rightarrow Q$	1.1
Caldera & Johansson* (2013)	1975-2008	Sverige	$Q \rightarrow P$	-3.0
	1984-2007	Belgia	$Q \rightarrow P$	-2.2
	1988-2005	Finland	$Q \rightarrow P$	-14.9
	1983-2005	Frankrike	$Q \rightarrow P$	-7.3
	1970-2007	Tyskland	$Q \rightarrow P$	-1.4
	1981-2007	Nederland	$Q \rightarrow P$	-6.6
	1999-2006	Polen	$Q \rightarrow P$	-6.0
	1980-2004	Sveits	$Q \rightarrow P$	-3.4
Cavalleri et al. (2019)	1995-2015	15-21 land	$Q \rightarrow P$	$-1.0 \leftarrow \rightarrow -1.4$
Anundsen (2019)	1986-2016	Norge	$Q \rightarrow P$	-3.5
	1975-2016	USA	$Q \rightarrow P$	-1.4
	1986-2011	Finland	$Q \rightarrow P$	-3.1
Anundsen (2021)	1985-1999	Danmark	$Q \rightarrow P$	-4.8
	1985-1999	Finland	$Q \rightarrow P$	-1.0
	1985-1999	Norge	$Q \rightarrow P$	-5.4
	1990-1999	Sverige	$Q \rightarrow P$	-2.2

Note: *Vi tar kun med i) nære europeiske land som ii) har alle koeffisientene estimert i modellen

Caldera og Johansson studerte en rekke land, og estimatene varierte fra -1,4 for Tyskland til -14,9 for Finland. Vi minner om at elastisiteten her viser hva som blir priseffekten i prosent når boligbeholdningen øker med én prosent. Sveriges elastisitet er på -3,0. I mange økonomiske sammenhenger vil Norge likne på Sverige, men akkurat på

boligmarkedet er det relativt store forskjeller. Det svenske boligmarkedet har for eksempel en langt lavere eierandel. Det offentlige har også føringer på hvordan leiemarkedet fungerer, så i denne sammenheng vil vi ikke umiddelbart si at den norske elastisiteten trenger å likne på den svenske. I Danmark er også leiemarkedet større, men muligens vil en kunne si at markedet likner mer på det norske. Der er Anundsens (2021) elastisiteter relativt like, henholdsvis -4,8 og -5,4. Igjen er dette nasjonale tall, så det er grunn til å tro at effektene er mindre i København og Oslo der etterspørselskurven har lavere helningstall.

Cavalleri et al. (2019) ser på en lang rekke land, samler dem i ett datasett og forsøker å lage en typisk effekt. De finner en elastisitet som ligger i intervallet mellom -1,0 og -1,4. Men siden landene er så forskjellige, økonomiene så ulike og politikken som føres så uensartet, vil et slikt tallintervall ikke ha særlig stor praktisk anvendbarhet i Norge.

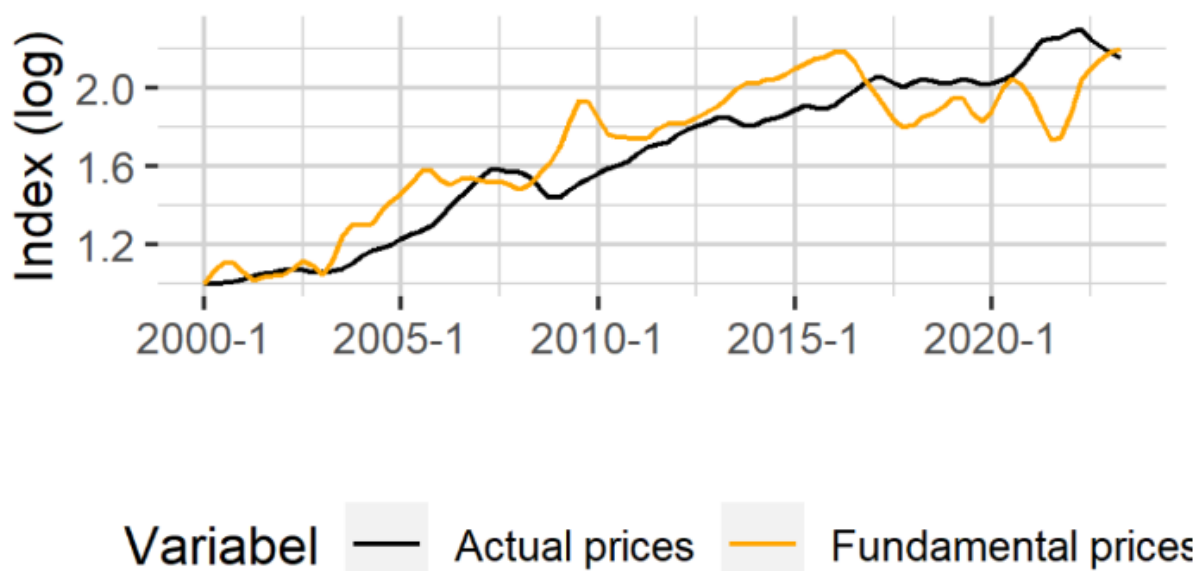
Trolig vil oversikten her mest minne oss om at det er ulike virkemåter i ulike land, så budskapet er at en må vurdere markedene nasjonalt, regionalt og lokalt.

6 Norgesmodellen anvendt på Oslo

6.1 Housing Labs modell

Anundsen (2019) publiserte en artikkel i *Scandinavian Journal of Economics* der han estimerte langsiktssammenhengene mellom realboligpriser, realrente, realinntekt, befolkning og boligbeholdning i en såkalt ekvilibrium-korreksjonsmodell for data for perioden 1986-1999.³ Den modellen er igjen basert på et oppsett han brukte for USA i Anundsen (2015). Hvert kvartal brukes denne modellen til å oppdatere Housing Labs Bubble Index, som finnes på nettsiden: <https://housinglab.oslomet.no/bubble-index/>.

Figur 6.1. Housing Labs Bubble Index



Note: Grafikk Housing Lab. Skjermdump fra hjemmesiden.
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Anundsen (2019), Housing Lab.

I figuren ser vi to kurver, en svart og en goloransje. Den svarte angir realboligprisenes forløp over tid mens den goloransje angir modellens predikerte priser – basert på de effektene som er estimert. Modellen passerer en viktig test, nemlig at de observerte og de predikerte prisene krysser hverandre. Det betyr at i de periodene de observerte prisene er forskjellig fra de predikerte, så sier modellen at noe vil skje i framtiden, det vil være krefter i økonomien som vil presse de observerte prisene tilbake til de nivåene som er

³ I Anundsen (2019) tabell 1 vises resultatene fra den rekursive kointegrerte VAR-analysen.

konsistente med fundamentalverdiene. Figuren er hentet fra Housing Labs hjemmeside oktober 2023, og viser at i 2. kvartal 2023, så er det observerte prisnivået relativt sammenfallende med det nivået de fundamentale faktorene tilsier. Imidlertid var det i perioden før – i pandemiårene – relativt store avvik. Det skyldtes trolig de betydelige endringene i styringsrentenivå og inflasjon som fant sted i den perioden. Housing Lab viser at om en legger inn en annen forutsetning om inflasjonsnivået, altså at det høyere nivået er midlertid og vil komme ned samtidig som styringsrenten vil holde seg, så vil modellen nedjustere nivået på de fundamentale prisene (guloransje). Hvis en legger inn et inflasjonsnivå som er midt mellom det observerte og inflasjonsmålet som Norges Bank styrer etter, vil den guloransje linjen være betydelig lavere. Da vil de observerte prisene være 16 prosent høyere enn fundamentalnivået. Det tilsier at modellen predikerer fall i realboligprisene framover – alt annet likt.

6.2 Resultater fra Housing Labs Norgesmodell

Denne modellen er estimert på Norgestall basert på Nasjonalregnskapet hvert kvartal. Realboligprisenenes beholdningselastisitet er estimert til å være -3,5. Det betyr at modellen sier at når beholdningsendringen er på én prosent, så vil realboligprisenenes likevektsnivå være 3,5 prosent lavere – alt annet likt. SSBs angivelse av antall boliger i Oslo for 2023 er 350 315, som vi runder av til 350 000. Tre prosent av dette er 10 500. Norgesmodellen til Housing Lab sier altså at en beholdningsendring på tre prosent i Oslo, hvis Oslomarkedet oppfører som Norges boligmarked, gir en boligprisreduksjon på 10,5 prosent.

6.3 Grunnen til at Housing Labs Norgesmodell kan være usikker på Oslo

Vi tilføyer umiddelbart at det er grunner til å tro at den forutsetningen ikke holder. For mens flyttinger innad i Norge, ikke endrer befolkningen i Norge, vil flyttinger innad i Norge kunne endre befolkning i Oslo. Det betyr at en økning i boligbeholdningen i Norge, vil føre til at det blir flere boliger per person i Norge. Men i Oslo kan en økning i boligbeholdningen fort føre til tilflytting slik at det *ikke* blir flere boliger per person. Befolkningsøkningseffekten kan endre beholdningseffekten raskere i Oslo enn for Norge. Det er derfor grunner til å tro at priseffekten i Oslo er lavere enn for Norge.

Oppsummert: Housing Labs Norgesmodell sier at en beholdningsendring på tre prosent i Oslo samvarierer med en priseffekt på **-10,5 prosent**.

6.4 Nordisk analyse

Anundsen (2021) benytter samme analyseverktøy som i Housing Labs Norgesmodell, og anvender den på Norge, Sverige, Danmark og Finland. Resultatene for de øvrige

nordiske landene er presentert ovenfor. For Norge bruker han perioden 1985-1999 og får en elastisitet på -5,36.

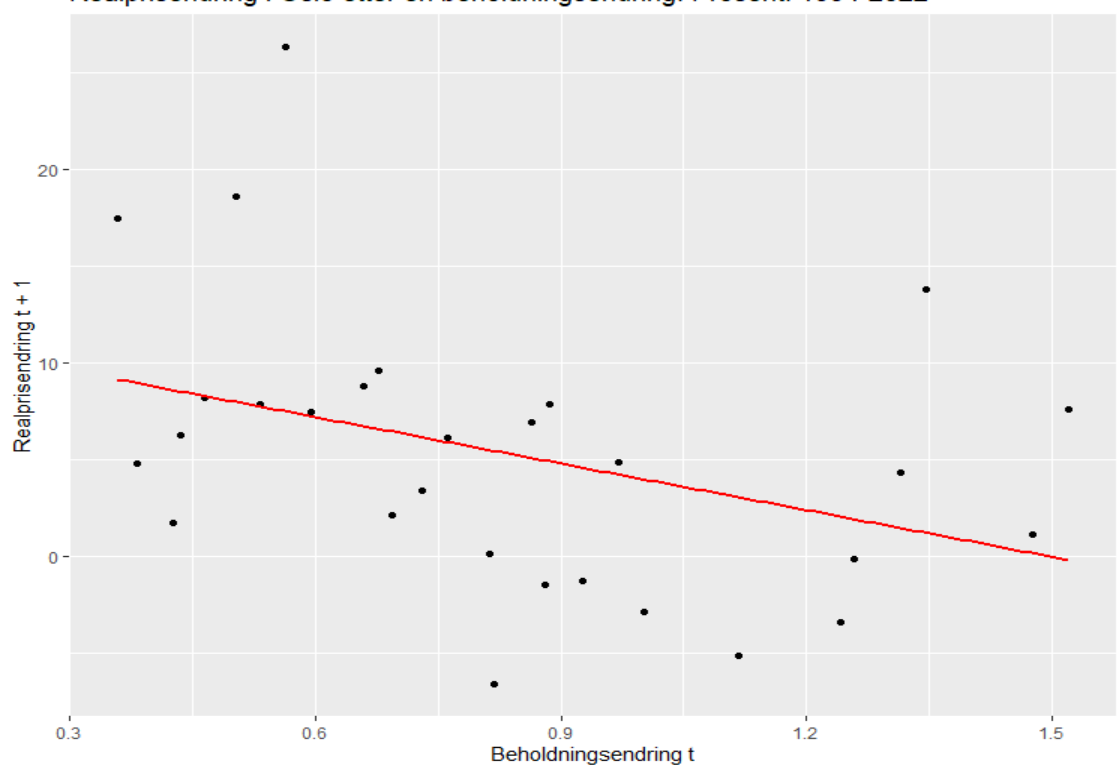
Oppsummert: Anundsens nordiske analyse sier at en beholdningsendring på tre prosent i Oslo samvarierer med en priseffekt på **-16,1 prosent**.

7 Ny modell utviklet av SØA: Oslomodellen

7.1 Ny modell for Oslo

Siden det trolig er forskjell mellom helningen på etterspørselskurven for Norge og for Oslo, har vi gjort et forsøk på å hente inn relevante data for Oslo slik at vi kan replikere Anundsen (2019) på Oslo. Det var flere utfordringer. For det første bruker Anundsen Nasjonalregnskapstall for inntekt mens vi måtte bruke skattbar inntekt fra Skatteetaten. For det andre hadde Anundsen tilgang til kvartalsdata for Norge mens det for Oslo kun finnes årlige tall. For det tredje klarte Anundsen å starte tidsserien sin i 1986 mens vi for noen tallserier ikke fikk tak i tall fra 80-tallet. Konsekvensen blir at vi ikke fullt ut kan benytte Anundsens metode.

Figur 7.1 Endring i boligbeholdningen og endringer i boligprisene året etter
Realprisendring i Oslo etter en beholdningsendring. Prosent. 1994-2022



Note: Grafikk av Samfunnsøkonomisk Analyse.
Kilde: Data fra en rekke kilder, inkludert SSB, Eiendom Norge, Ambita.

I datakapitlet beskrives de nye dataene som er innhentet til denne rapporten. Vi beskriver også ovenfor og nedenfor den økonometriske metoden vi har brukt for å undersøke sammenhengen mellom prisendringer og boligbeholdningsendringer. I Figur 7.1 plotter vi boligbeholdningsendring, målt i prosent, i et gitt år mot realprisendringen i prosent året etter.

Vi kan se at det er en fallende sammenheng. Når det foreligger en stor økning i boligbeholdningen i Oslo, vil det typisk være enten en liten realprisendring eller et realprisfall i boligprisene året etter.

Tabell 7.1 Regresjon av realboligprisendring på beholdningsendring samme år og andre variable

Dataperiode: 1993-2023					
	OLS	OLS	OLS	OLS	Instru- ment
	I	II	III	IV	V
Konstantledd	0.097 (0.02)	0.066 (0.03)	0.068 (0.03)	0.093 (0.04)	0.085 (0.04)
Δr			0.0024 (0.3)	0.002 (0.007)	0.004 (0.008)
Δi		1.18 (0.6)	1.083 (0.6)	1.09 (0.6)	1.16 (0.67)
Δbe				-2.01 (2.1)	-2.36 (2.2)
Δbo	-5.0 (2.1)	-4.0 (2.0)	-3.8 (2.1)	-3.6 (2.1)	-2.34 (2.7)
Adj.R-sq.	0.132	0.224	0.199	0.20	0.13
P-verdi	0.03	0.01	0.03	0.05	0.11

Tabell 7.2 Regresjon av realboligprisendring på beholdningsendring året før og andre variable

Dataperiode: 1994-2023					
	OLS	OLS	OLS	OLS	Instru- ment
	I	II	III	IV	V
Konstantledd	0.112 (0.03)	0.07 (0.03)	0.073 (2.1)	0.075 (2.0)	0.11 (0.04)
Δr			0.0016 (0.006)	0.002 (0.2)	0.0035 (0.006)
Δi		1.3 (0.5)	1.3 (0.6)	1.3 (2.2)	1.07 (0.6)
Δbe				-0.33 (2.1)	0.43 (2.0)
Δbo_lagged	-7.6 (3.6)	-5.7 (3.3)	-5.7 (3.4)	-5.46 (3.9)	-9.9 (4.7)
Adj.R-sq.	0.107	0.273	0.246	0.0215	0.285
P-verdi	0.05	0.01	0.02	0.04	0.02

Note: «r» er realrente på logaritmisk form. Vi har brukt styringsrenten med et konstant utlånpåslag på 2 prosentpoeng som en tilnærming til utlånsrenten husholdningene står overfor. Variabelen «i» er realinntekt etter skatt på logaritmisk form. Vi har brukt median husholdningsinntekt. Deretter er alle variablene deflatert med konsumprisindeksen. Variabelen «be» er befolkning på logaritmisk form og «bo» er boligbeholdning på logaritmisk form. Alle variable er på endringsform, der Δ betyr at vi har tatt verdien for år t og fratrasket verdien for år t-1. I oppsettene med instrument har vi erstattet Δ_{bo_t-1} med predikert verdi fra en regresjon ned på et instrumentrom bestående av logaritmen til boligbeholdningen i Norge, endringen i de logaritmiske verdiene samt basisproduksjon fra Nasjonalregnskapet på logaritmisk form (ikke endring). I dette første steget var forklaringskraften på 0.587, altså kan variasjonen i instrumentene forklare 59 prosent av variasjonen i (logaritmen til) boligbeholdningsendringen.

Figuren inneholder et viktig budskap: Det er en sammenheng mellom hva som skjer med beholdningen og hva som skjer med prisene etterpå. Og fordi prisene er målt året etter beholdningsendringen, kan vi her ikke ha omvendt kausalitet der prisene skaper beholdningsendringen. For eksempel kan ikke en prisendring i 2016 påvirke beholdningsendringen i 2015.⁴

Imidlertid har vi undersøkt et forhold rundt sammenhengen observert i Figur 7.1 nærmere, nemlig ved å kontrollere for andre faktorer: Vi ønsker å isolere effekten av beholdningsendring på prisendringen året etter. For å ta bort effektene av realrenteendring, realinntektsendring og befolkningsendring, har vi kjørt en regresjonsanalyse der vi forklarer realboligprisendringene med fire variable: realrenteendring, realinntektsendring, befolkningsendring og boligbeholdningsendring året før. Ved å ta de tre første med i regresjonen, får vi estimert den effekten de har på realprisendring, og da vil koeffisienten vi estimerer for beholdningsendringen være for alle andre forhold like.

7.2 Flere varianter av modellen

Vi har kjørt flere varianter. I den første varianten har vi undersøkt sammenhengen mellom endringen i (logaritmen til) realboligpris og endringen i (logaritmen til) boligbeholdningen i samme år. Dette oppsettet er nær oppsettet i Tabell 7.1 i Caldera og Johansson (2013).

⁴ . Men det er likevel grunn til å være varsom med årsak-virkning-tolkningen fordi det er mulig at en latent faktor Z i 2014 både skaper beholdningsendring i 2015 og boligprisendring i 2016. I samfunnsøkonomi er det stor oppmerksomhet knyttet til forsøkene på å teste for årsak-virkning-sammenhenger, f.eks. via metoder som Granger-kausaltet. Vi overlater det til videre forskning. Vi gjør oppmerksom på at vi bruker logaritmiske størrelser.

Resultatene er presentert i tabellens første panel. «OLS» står her for «ordinary least squares», og er den enkleste regresjonsformen. Vi har gradvis økt antallet av kontrollvariabler ettersom vi går fra modell I, som er enklest, og modell IV og V som inneholder flest variabler.

«Instrument» betyr at vi har hensyntatt den muligheten at prisendring og beholdningsendringen bestemmes innenfor samme system, og at beholdningsendringen derfor er såkalt endogen. Dette har vi forklart ovenfor i forbindelse med Nobelprissinner Haavelmo, og vi viser en modell i Appendix som illustrerer hvordan det kan oppstå. Da har vi brukt instrumenter for å fjerne det problemet. Instrumentene er boligbeholdningen i Norge og endringen i den (på logaritmeform) samt (logaritmen til) basisproduksjonen i Norge i faste priser etter Nasjonalregnskapet.

7.3 Modellfunn

Fra Tabell 7.1 gjør vi følgende merknader:

- Koeffisientene er estimert med betydelig usikkerhet
- Fortegnet foran beholdningsendringen er minus i alle fem variantene: Økning i boligbeholdningen går sammen med fall i realboligprisene
- Forklaringskraften (Adjusted R-square) er relativt lav: Flere faktorer enn det vi har med bestemmer utviklingen i realboligpriser
- Den estimerte koeffisienten til realrenten er ikke statistisk signifikant forskjellig fra null i den fulle modellene (IV). I en langsiktmodell vil realrenteeffekten være negativ. Siden renten virker med betydelig lag, og vi har få observasjoner samt få perioder med store endringer, vil den estimerte koeffisienten ikke vektlegges. Variabelen er med av kompletthetshensyn
- Fortegnet til realinntektsendringen er positivt, noe som er naturlig, og koeffisientestimatene er rundt 1. Det tyder på at når realinntekten stiger med én prosent, stiger boligprisene med én prosent
- Instrumentvariabeloppsettet gir et koeffisientestimat til beholdningsendringen som er lavere enn modell I-IV. Det forteller oss at vi skal være forsiktige med å tallfeste presist virkningen av beholdningsendring på realboligpriser den andre varianten har vi brukt endringen (i logaritmen) til boligbeholdningen i Oslo året før prisendringen, ellers har vi brukt samme rekkefølge for innføringen av listen av kontrollvariabler. Vi bruker et instrumentvariabeloppsett for å ta hensyn til mulig simultanitet i estimeringene. Det viktige funnet er fortegnet. Det er negativt. Med instrumentvariabelmodellen er koeffisienten klart statistisk signifikant. I begge tilfeller ser tallet noe stort ut, altså at effekten av å bygge er sterk på prisendringen året etter, så vi oppfordrer leserne til å tolke selve tallene med varsomhet.

Fra Tabell 7.2 gjør vi følgende merknader:

- Koeffisientene er estimert med betydelig usikkerhet
- Fortegnet foran beholdningsendringen er minus i alle fem variantene også her: Økning i boligbeholdningen går sammen med fall i realboligprisene året etter
- Forklaringskraften (Adjusted R-square) er høyere enn i Tabell 7.1. En tolkning er at beholdningsendringer slår sterkest ut i realboligprisene året etter
- Instrumentvariabeloppsettet gir et koeffisientestimat til beholdningsendringen som er høyere enn modell I-IV. Det forteller oss at vi skal være forsiktige med å tallfeste presist virkningen av beholdningsendring på realboligpriser

Forskning må til for mer presist å estimere selve effekten, og da må forskningen benytte mer avanserte oppsett der en også ser etter langsiktsammenhengene (VEC-modeller). Til det kreves mer data, gjerne observasjoner per kvartal, og flere faktorer.

7.4 Effektberegning

I vårt tallmateriale er den gjennomsnittlige årlige beholdningsendringen fra 1989 til 2023 på 0,9 prosent. Da er det naturlig å beregne effekter ved å bruke tall som er betydelig større enn dette slik at vi ser på effekten av en kontrafaktisk situasjon der en bygger mer enn vanlig. Hvis vi bruker en beholdningsendring på tre prosent, predikerer modellen i Tabell 7.1 IV en prisendring på – 1,3.⁵

Imidlertid kan erfarne økonometrikere si at de foretrekker modellene i Tabell 7.2 fordi de gjør et godt forsøk på å løse det potensielle endogenitetsproblemet som oppstår hvis den samme underliggende faktoren skaper både prisendringen i år t og beholdningsendringen i år t . Problemet løses i modellene I-IV ved å ta beholdningsendringen året før og i modell V ved å bruke instrumenter.

Hvis vi gjør tilsvarende regneøvelse for Tabell 7.2 modell II, så finner vi at en beholdningssøkning på tre prosent samvarierer med en prisendring på -9,1 prosent. Modell IV viser en prisendring på -8,3 og modell V en priseffekt på -16,7 prosent. Vi gjentar at disse koeffisientene er estimert med betydelig usikkerhet noe vi ser estimert standardfeil, som er angitt i parentes.

Dette er kanskje det mest presise vi kan bruke modellen til: Å forsøke å anslå effekten av å øke beholdningen med tre prosent, en økning som er betydelig, men ikke urealistisk.

⁵ Logaritmer er involvert, så dette er ikke lineært. Hvis vi bruker en beholdningsendring på fem prosent, predikerer modellen i Tabell 7.1 IV en prisendring på – 8 prosent.

De omtalte modellene gir priseffekter fra -1,3 prosent til -16,7 prosent. Et så stort sprik viser igjen at effekten i denne modellen anslås med betydelig usikkerhet fordi antall observasjoner er lite og variasjonen i boligbeholdningsendringer er relativt liten, noe som forteller oss at vi må behandle modellresultatene med varsomhet. En faglig vurdering er imidlertid at modell II og IV i tabell 5.2 peker seg ut, etter å ha balansert ulike hensyn. Modell IV som helhet har en p-verdi på 0,04, noe som er relativt godt.⁶ Modell II er enklere og har en p-verdi på 0,1. Koeffisientestimatet er imidlertid usikkert. En ensidig test av statistisk signifikans viser at t-verdien ikke er høy. Vår vurdering er, alle forhold tatt i betraktning, at effekten på -9,1 prosent er det mest sannsynlige av dette modelloppsettet.

Oppsummert: Modellen antyder i et foretrukket oppsett at en beholdningsendring på tre prosent, samvarierer med en priseffekt på **-9,1 prosent**. Det er betydelig usikkerhet knyttet til tallet siden andre varianter av oppsettet ga priseffekter i intervallet mellom -1,3 og -16,7 prosent.

⁶ P-verdier angir en sannsynlighet for at man feilaktig forkaster en sann nullhypotese. Det betyr at hvis nullhypotesen er at ingen av modellens variable har en effekt, så vil de tallene vi oppnår innebære at vi i fire av 100 tilfeller feilaktig forkaster denne nullhypotesen. Konvensjonen er at en så lav p-verdi gir støtte til at modellen fanger opp effekter.

8 Diskusjon

8.1 Hva vet vi om etterspørselskurven

Housing Lab beskrev et modelloppsett i Aftenposten som kan brukes til å gi et grovt estimat på etterspørselen etter boliger i Oslo.⁷ I Aftenposten-artikkelen beskrives resultater fra et pågående forskningsprosjekt beskrevet i et upublisert manuskript.

Ved å bruke buddata fant Housing Lab ut at om det hadde vært 3792 flere boliger tilgjengelige, ville de ha blitt solgt til en pris lik eller over det som var prisen i Drammen. Med andre ord ville Drammens prisnivå ha økt omsetningen i Oslo med 126 prosent. Dette indikerer at etterspørselskurven er svært flat, slik vi har tegnet det inn i Figur 3.1. En flat etterspørselskurve betyr at det er en lang kø av potensielle boligkjøpere av Oslo-boliger. Fra en etterspørselskurve kan en hente ut elastisiteter, men vi gjør ikke det her utover å peke på at funnene viser at det er mange som vil kjøpe bolig i Oslo.

Grunnen er at det er mange i den køen som både selger og kjøper boliger i Oslo siden de er innbyggere i Oslo. Det betyr at den avtegnede kurven inneholder husholdninger som – hvis de får kjøpt – også vil selge. Det vil endre tilbudskurven, altså den loddrette linjen, i Figur 3.1, og derigjennom påvirke et eventuelt estimat. For å kunne bruke Housing Labs funn, hadde vi i denne sammenhengen ønsket å kunne skille mellom brutto- og nettoetterspørsel. Framtidig forskning vil vise om det lar seg gjøre.

⁷ <https://e24.no/privatoekonomi/i/9zdGjp/titusener-i-boligkoe-i-oslo-pendleren-vanessa-riviere-foeler-seg-preset-ut-av-egen-by?referer=https%3A%2F%2Fwww.aftenposten.no>

9 Oppsummering og politikkimplikasjoner

Det er prekær mangel på boliger i Oslo, og samfunnet taper på dette. Hsieh og Moretti (2019) viser at USAs BNP kunne ha vært 3,7 prosent høyere hvis byene New York City, San Francisco og San Jose hadde hatt normale byggerestriksjoner i stedet for de ekstremt strenge som de har. Dette viser hvordan arbeidskraften feilplasseres om arbeidstakerne ikke har råd til å kjøpe bolig der arbeidsgiverne trenger dem.

I Oslo er Sykepleierindeksen nede på rundt én prosent, så en single, nyutdannet sykepleier kan kun kjøpe én prosent av det som selges i markedet. Siden en sykepleier er normalt betalt, betyr det at det er mange yrkesgrupper som nå ikke kan anskaffe seg bolig i Oslo på egenhånd – uten betydelig egenkapital. Hovedgrunnen er at det har vært et misforhold mellom etterspørsel og tilbud. Mange har ønsket å bo i Oslo, men få nye boliger har blitt produsert.

Det naturlige spørsmålet da er hva slags virkning bygging ville ha hatt. I denne rapporten stiller vi spørsmålet hva som hadde skjedd med Oslos boligpriser om boligbeholdningen hadde økt med tre prosent. Tre prosent utgjør 10 500 boliger. Det er et stort tall, men ingen umulighet i en by som har 350 000 boliger.

Rapporten gir tre svar, basert på to ulike modeller. Norgesmodellen sier at prisene ville ha falt med 10,5 prosent med det ene datagrunnlaget og 16,1 prosent med det andre datagrunnlaget. En ny modell laget for denne rapporten av SØA, og som baserer seg på historiske Oslotall, sier at et sannsynlig utfall ville ha vært en prisendring på -9,1 prosent – men i denne modellen spriker tallene mye og estimatene er svært usikre fordi det brukes årlige tall.

Politikkimplikasjonen er tydelige. Det er nå så stort oppsamlet behov for og ønske om å bo i Oslo at selv relativt kraftig økning i byggingen ikke vil senke prisene mye. Det vitner om en prekær situasjon. Samtidig viser det hvor vanskelig det kan bli om det ikke bygges mye og raskt. Da vil Oslos boligpriser kunne bli betydelig mye høyere enn resten av landets.

Referanser

Aastveit, K. A., B. Albuquerque, A. K. Anundsen (2023): Changing supply elasticities and regional housing booms, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **55**: 7, pp. 1749 – 1783.

Ahlfeldt, G. M. og E. Pietrostefani (2019): The economic effects of density: A synthesis, *Journal of Urban Economics*, **111**, pp. 93 – 107.

Anundsen, A. K. (2015): Econometric regime shifts and the US subprime bubble, *Journal of Applied Econometrics*, **30**, pp. 145 – 169.

Anundsen, A. K. (2019): Detecting imbalances in house prices: What goes up must come down? *Scandinavian Journal of Economics*, **121**: 4, pp. 1587 – 1619.

Anundsen, A. K. (2021): House price bubbles in Nordic countries? *Nordic Economic Policy Review 2021*, pp. 13 – 43.

Caldera, A. og Å. Johansson (2013): The price responsiveness of housing supply in OECD countries, *Journal of Housing Economics*, **22**, pp. 231 – 249.

Cavalleri, M. C., B. Cournède, og E. Özsögüt (2019): How response are housing markets in the OECD, *Economics Department Working Papers* No. 1589

Hsieh, C-T. og E. Moretti (2019): Housing Constraints and Spatial Misallocation, *American Economic Journal: Macroeconomics*, **11**: 2, pp. 1–39

Leamer, E. E. (2007): Housing is the business cycle, *NBER Working Paper* No. 13428.

Leamer, E. E. (2015): Housing really is the business cycle: What survives the lessons of 2008-09? *Journal of Money, Credit, and Banking*, **47**: 1, pp. 43 - 50.

Malpezzi, S. og D. Maclennan (2001): The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the United States and the United Kingdom, *Journal of Housing Economics*, **10**, pp. 278 – 306.

Nenov, P., Røed Larsen, E., & Sommervoll, D. E. (2016): Thick Market Effects, Housing Heterogeneity, and the Determinants of Transaction Seasonality, *Economic Journal*, **126**: 598, 2402 - 2423.

Quigley, J. and S. Raphael (2005): Regulation and the high cost of housing in California, *American Economic Review*, **95**: 2, pp. 323 – 328.

Appendiks

Endogenitet: Enkel modell der både bygging og pris inngår i et system som bestemmer begge

La oss raskt se på en helt egen variant av Malpezzi og Maclennan (2001), og starte med et vanlig markeds kryss med boligpris (P) på y-aksen og beholdningsendring B på x-aksen.

Etterspørselssiden ville da være gitt ved:

$$P_E = e_0 - e_1 B + e_2 I + e_3 R,$$

som er en vanlig invers etterspørselskurve, og der inntekt I og realrente R er skiftvariable. Her er koeffisientene e de som virker på etterspørselssiden. Grunnen til at vi skriver minustegnet foran B , er at vi har rangerte betalingsvillighetene for nye enheter, og da vil det være fallende betalingsvillighet for flere nye enheter (altså større beholdningsendring).

Beholdningsendringen øker når boligprisene øker og når boligvennligheten V til kommunen øker, så da vil tilbudssiden være gitt ved:

$$P_T = b_0 + b_1 B + b_2 V.$$

Her er vi interesserte i koeffisienten b_1 , som sier noe om hvordan tilbudet av nye boliger (beholdningsendring) samvarierer med priser. Likevektsbetingelsen er at tilbudet av beholdningsendringen er lik etterspørselen av beholdningsendringen:

$$P_E = P_T,$$

som er det samme som:

$$e_0 - e_1 B + e_2 I + e_3 R = b_0 + b_1 B + b_2 V.$$

I dette uhyre enkle oppsettet har vi sett bort i fra brukmarkedet bare for å gjøre det oversiktlig. I en ordentlig modell måtte de prisene som oppstår for nye boliger også være knyttet til det som skjer på brukmarkedet.

Hvis vi ordner litt, får vi:

$$e_0 + e_2 I + e_3 R - b_2 V = (e_1 + b_1) B,$$

som vi kan løse for B :

$$B = e_0 / (e_1 + b_1) + e_2 / (e_1 + b_1) I + e_3 / (e_1 + b_1) R - b_2 / (e_1 + b_1) V$$

Hvis vi så kjører en regresjon av B på I, R og V, så vil vi få et resultat med estimerte koeffisienter som samler opp strukturparameterne:

$$B = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 I + \hat{\beta}_2 R + \hat{\beta}_3 V,$$

der cirkumfleksene viser at det er estimerte parameterne. Da vet vi at $\hat{\beta}_2$ representerer $e_2/(e_1 + b_1)$ på samme måte som de andre representerer de andre kombinasjonene. Da har vi fire estimerte koeffisienter og sju ukjente strukturparametere. Hvis vi lager rimelige antakelser om tre strukturparameterne, kan vi få estimert strukturparameterne – og ikke minst den vi er særlig interessert i, nemlig b_1 . Men et slikt opplegg overlater vi til framtidig forskning.

En lærdom her er at priser og beholdningsendring dannes i et system som sammen bestemmer utfallet, og det betyr at vi ikke bare kan kjøre naive regresjoner av pris på et sett av høyresidevariable som inkluderer beholdningsendring. I denne rapporten har vi løst dette på tre måter ved å: i) kjøre endringer mot endringer, altså prisendring som venstresidevariabel (ikke pris), ii) kjøre prisendring mot laggede beholdningsendringer (altså ikke beholdningsendringer på samme tidspunkt) og iii) en instrumentert beholdningsendring (der man fjerner det som er systembestemt i et første regresjonstrinn).

Regresjonsoppsettet

Den ønskede modellen er angitt ved (der at vi har benyttet logaritme-formen til alle variable):

$$\Delta P_t = P_t + r_t + \Delta r_t + i_t + \Delta i_t + b e_t + \Delta b e_t + b o_t + \Delta b o_t + u_t,$$

der Δ står for delta eller differensoperatoren ($\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$) og der u er et støyledd. Δ -er gir dynamikk, mens langsiktsløsningen finnes ved å sette Δ -er = 0, og så løse for P_t . Den deriverte av P m.h.p. Q vil da bli koeffisienten foran $b o_t$ delt på koeffisienten foran P_t . Denne metoden ville ha replikert Anundsen (2019), men var ugjennomførbar med de årlige data vi har for Oslo.

En kan også kjøre en differensregresjon:

$$\Delta P_t = \Delta r_t + \Delta i_t + \Delta b e_t + \Delta b o_t + u_t,$$

men der det kan oppstå tvil om registreringstidspunkter for de ulike variablene. Priser vil registreres hurtigere enn boligbeholdning. Vi tar hensyn til dette ved å supplere med en variant der vi bruker boligbeholdningstallene ett år tidligere:

$$\Delta P_t = \Delta r_t + \Delta i_t + \Delta b e_t + \Delta b o_{t-1} + u_t.$$

For å være sikker på at vi ikke har et såkalt endogenitetsproblem, kjører vi også regresjonene med instrumenterte variabler. Vi instrumenterer da boligbeholdningstallene ved i et første trinn å regressere dem på et instrumentrom av tall for (logaritmen av) Norges boligbeholdning (nivå), differensen mellom (logaritmen til) boligbeholdningen i t og $t-1$ samt (logaritmen av) basisproduksjon i Norge med faste priser fra Nasjonalregnskapet. Deretter vil vi i trinn 2 bruke de predikerte beholdningstallene fra trinn 1.



SAMFUNNSØKONOMISK ANALYSE