



# Skulekvalitet og segregasjon

Ein analyse av bustadmønster i Stor-Oslo

**Christine Olsen Schei**

**Rettleiar: Kjell Gunnar Salvanes (NHH) og Liv Osland (HSH)**

Masteroppgåve i finans

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette sjølvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som såleis. Godkjenninga inneber ikkje at Høyskolen eller sensorar står inne for dei metodar som er brukt, resultat som er framkome eller konklusjonar som er trekte i arbeidet.

## Samandrag

I denne mastergradsavhandlinga er det gjort rede for utvikling i bustadmønster i Stor-Oslo og Oslo kommune. Gjennom resultat frå segregasjonsindeksar konkluderast det med at Stor-Oslo er moderat segregert, og at det har vore ein svak reduksjon i segregasjonsnivå over tid. For Oslo kommune åleine viser derimot resultata ein svak auke i segregasjon. I samband med ein dynamisk segregasjonsmodell, hevdast det at Oslo kommune kan vere inne i ein segregasjonsgenerert migrasjonsfase. I tillegg til analyse av bustadmønster, vurderast det korleis skulekvalitet og nabolagstrekk påverkar bustadpris. Resultata tyder på at skulekvalitet kapitaliserast i bustadprisar, ved at bustadar lokalisert i skulekretsar med høg skår på nasjonale prøvar krev ein prispremie. Det er også eit sterkt positivt forhold mellom bustadpris og samansetting av landbakgrunn, samt inntekts- og utdanningsnivå i nabolag.

## Forord

Denne utreiinga er siste ledd i ein mastergrad med fordjuping i finans ved Norges Handelshøyskole.

Eg vil takke min rettleiar ved NHH, Kjell Gunnar Salvanes, for nyttige innspel og råd undervegs i prosessen. Vidare vil eg også takke rettleiaren min Liv Osland ved HSH, for konstruktive og utfyllande kommentarar. Liv Osland har også bidrege med å skaffe datamaterialet eg har brukt i avhandlinga. Dette vil eg takke ho for. Datasettet eg har fått tilgang er tilknytt prosjektet ”Neighbourhood at risk: Residential mobility and tipping”, prosjektnummer 217210.

Vidare vil eg takke Hanne Hansen Alsaker og Ingelin Orten som har hjulpet med korrekturlesing og kome med nyttige kommentarar.

Til slutt vil eg takke familie og vener for god støtte og oppmuntring undervegs i arbeidet.

## Innhald

Samandrag.....	II
Forord.....	III
Omgrepsavklaring.....	VI
<b>1 Innleiing .....</b>	<b>1</b>
<b>2 Endogenitet .....</b>	<b>4</b>
2.1 Endogenitet i kontrollvariablar.....	4
2.2 Korleis gripe an endogenitetsproblem? .....	6
2.3 Litteraturgjennomgang .....	6
<b>3 Data .....</b>	<b>10</b>
3.1 Bustadprisar og bustadkarakteristikk .....	10
3.2 Nabolagstrekk.....	10
3.3 Skulekvalitet og skulekretsgrenser.....	11
3.4 Deskriptiv statistikk.....	12
3.4.1 Befolkningsutvikling i Stor-Oslo frå 1994 – 2001 .....	12
3.4.2 Bustadkjenneteikn, sosiodemografiske faktorar, skuleresultat og landbakgrunn .....	14
3.4.3 Nøkkelvariablar i analyse av bustadmarknad .....	17
<b>4 Deskriptiv analyse .....</b>	<b>20</b>
4.1 Bustadmønster i Oslo kommune.....	20
4.1.1 Geografisk inndeling .....	20
4.1.2 Korleis ulike grupper er fordelt i bydelsgrupper.....	22
4.1.3 Korleis ulike grupper er fordelt i delbydelar .....	24
4.1.4 Gjennomsnittresultat i barneskular og ungdomsskular i Oslo kommune.....	26
4.1.4 Kjenneteikn ved dei ulike områda i Oslo kommune .....	28
4.2 Segregasjon i Stor-Oslo og Oslo kommune .....	29
4.2.1 Segregasjonsindeksar .....	30
4.2.2 Internasjonal samanlikning .....	40
4.3 Delkonklusjon.....	42
<b>5 Økonometrisk analyse .....</b>	<b>45</b>
5.1 Hedonisk metode .....	45
5.1.1 Teorigrunnlaget for den hedoniske metoden .....	46
5.2 Empirisk strategi.....	51

5.2.1	Gjennomsnittresultat ved skular som forklaringsvariabel .....	53
5.2.2	Diskontinuitetar ved skulekretsgrenser .....	54
<b>6</b>	<b>Resultat.....</b>	<b>58</b>
<b>6.1</b>	<b>Preferansar for skular og nabolag.....</b>	<b>58</b>
6.1.1	Resultat for estimert koeffisient for gjennomsnittsskår på nasjonale prøvar.....	58
6.1.2	Resultat for estimerte koeffisientar for sosiodemografiske nabolagstrekk .....	61
6.1.3	Resultat for estimert koeffisient for grunnskulepoeng.....	62
<b>6.2</b>	<b>Robusthetssjekk .....</b>	<b>64</b>
6.2.1	Avstand til skulekretsgrense .....	65
6.2.2	Øvste percentil for bustadpris.....	66
6.2.3	Sjølveigde bustader .....	67
6.2.4	Barneskulekvalitet og ungdomsskulekvalitet.....	67
6.2.3	Oslo kommune .....	69
<b>7</b>	<b>Avsluttande kommentar og konklusjon .....</b>	<b>71</b>
<b>8</b>	<b>Litteraturliste .....</b>	<b>74</b>
<b>9</b>	<b>Appendiks .....</b>	<b>81</b>
A.1	Datahandsaming.....	81
A.2	Deskriptiv statistikk .....	83
A.3	Segregasjonsindeksar .....	90
A.4	Diskontinuitet og regresjonar utan id=1777.....	92
A.5	Variansinflasjonsfaktor.....	94

**Omgrepsavklaring**

Stor-Oslo	Definisjonen Stor-Oslo viser her til Oslo kommune, samt ni av dei mest nærliggande kommunane i Akershus fylke; Bærum, Asker, Oppegård, Ski, Lørenskog, Rælingen, Fet, Skedsmo og Nittedal.
Ikkje-vestleg	Innvandrarar med landbakgrunn frå Aust-Europa, Asia med Tyrkia, Afrika, Sør- og Mellom-Amerika, jamfør definisjonen i Blom (2001).
Asia med fleire	Gruppering av verdsdelar. I denne gruppa inngår Asia med Tyrkia, Sør- og Mellom-Amerika (Latin-Amerika) og Afrika.
Europa med fleire	Gruppering av verdsdelar. I denne gruppa inngår Europa utan Noreg, Nord-Amerika og Oseania.

## 1 Innleiing

Det har vore eit aukande fokus på korleis innvandrargrupper er busett i Noreg. Det heiter seg at fordelinga av innvandrarak i det ganske land er blitt meir jamn, og i skrivande stund er det busett innvandrarak i alle landets kommunar. Likevel er det slik at majoriteten av populasjonen med innvandrarbakgrunn er busett på Austlandet, og i Oslo er 32 prosent av befolkninga innvandrarak og norskfødde med innvandrarforeldre (Statistisk Sentralbyrå, 2015).

Fokuset for forskning på busettingsmønster og innvandrarbefolkning i Noreg har i stor grad vore å dokumentere korleis og kvar innvandrarak bur, for å kunne seie om innvandrarak tenderer til å bli segregerte i Noreg (Søholt 2001; Søholt 2010; Blom 2001; Blom 2002; Blom og Henriksen 2008). I Oslo var det i 2001 moderat segregasjon<sup>1</sup>, målt i internasjonal skala (Blom, 2002). Det hadde også vore ei svak auke i segregasjon<sup>2</sup> sidan 1988. Vidare er det kartlagt korleis utviklinga har vore fram til 2011, og Blom (2012) argumenterer for at segregasjon i Oslo for ovannemnte gruppe har hatt ein nedgang i perioden frå 2001 til 2011.

Fleire amerikanske studiar viser at nabolaget me bur i, har innverknad på både økonomisk og sosialt liv<sup>3</sup>. Ved å samanlikne minoritetsgrupper i segregerte byar og i mindre segregerte byar, viser Cutler og Glaeser (1997) at skuleresultat og arbeidskarriere er signifikant dårlegare for minoritetsgrupper i segregerte byar. Det dokumenterast at minoritetsgruppa har lågare fullføringsrate i vidaregåande skule, tenar mindre, og har større sannsyn for å bli åleinemødrer, når segregasjon aukar. Borjas (1995) studerer på korleis nabolagstrekk påverkar intergenerasjonell mobilitet, ved å bruke det han kallar etnisk kapital<sup>4</sup> som proxy for nabolagseffektar. Resultata viser ein nær samanheng mellom segregasjon og påverknaden frå etnisk kapital på prosessen med intergenerasjonell mobilitet<sup>5</sup>. Segregasjon i bustadmarknaden og desentralisering av arbeidsplassar fører ifølgje Kain (1968) til ein såkalla ”spatial mismatch”. Dette er eit problem ettersom avstand mellom arbeidstakarar, arbeidsgjevarar og arbeidsplassar kan gjere det vanskeleg for

---

<sup>1</sup> Med omsyn på innvandrarak med bakgrunn frå Asia, Afrika og Sør- og Mellom-Amerika.

<sup>2</sup> Målt ved ulikhetsindeksen, ein indeks som målar grad av segregasjon. Ei grundig beskriving og gjennomgang av denne indeksen gjerast i kapittel 4.

<sup>3</sup> Sjå for eksempel Massey (1990) og Cutler, Glaeser og Vigdor (1999).

<sup>4</sup> Etnisk kapital er definert som gjennomsnittsinntekt i den etniske gruppa i foreldregenerasjonen (Borjas 1995, s. 365)

<sup>5</sup> Sosial endring frå ein generasjon til neste. Kan vere endring i til dømes inntekts- og utdanningsnivå.

minoritetsgrupper å få jobb. Andre argumenterer for eventuelle positive sider ved segregasjon<sup>6</sup>. Når det berre er segregasjon med omsyn på etnisitet, kan segregasjon skape samhald mellom ulike sosioøkonomiske grupper. Nærleik mellom velstående og fattige kan tenkast å hjelpe dei fattige ved at ”spatial mismatch” avgrensast til ein viss grad. Med dette meinast at dei velstående kan vere potensielle arbeidsgjevarar. Dersom dette gjer det mindre vanskeleg for dei fattige å få jobb, kan gapet mellom fattig og rik bli mindre, enn dersom det også hadde vore sosioøkonomisk segregasjon.

Ettersom nabolaget kan ha såpass mykje å seie for individs framtidsutsikter, er det diskusjon om korleis nabolagssamansetting påverkar på bustadpris. Det antakast at hushald sorterer seg i bustadmarknaden ut frå ulike preferansar (Tiebout, 1956), som blant anna naboar og skule. Dette påverkar følgeleg bustadmønsteret i eit område. Det er utvikla empiriske rammeverk for å estimere hushalds verdsetting av preferansar for nabolaget, trass i sortering av hushalda. Black (1999) gjorde ei banebrytande analyse av bustadmarknaden og verdsetting av skulekvalitet, ved å utnytte geografiske skulegrenser for å estimere kva foreldre er villige til å betale for bustader lokalisert i områder med betre skular. Metoden nyttast i denne mastergradsavhandlinga for å studere korleis skulekvalitet og nabolagstrekk kapitaliserast i bustadprisar i Stor-Oslo.

I denne avhandlinga gjerast ei grundig beskriving og analyse av bustadmønster i Stor-Oslo og Oslo kommune, for å belyse problem knytt til å kunne gjere kausale tolkingar av forholdet mellom skulekvalitet, nabolagstrekk og bustadprisar. Det er særleg tendensar til at betre skular er lokalisert i områder med relativt liten andel innvandrarakar, høg gjennomsnittleg inntekt og høgt utdanningsnivå. Det er ei empirisk utfordring å sikre at estimat berre fangar opp andel av bustadpris som kjem av skulekvalitet og nabolagstrekk som studerast, og ikkje andre bustadkarakteristika.

Det nyttast eit detaljert datasett med informasjon om bustader, bustadpris og nabolagstrekk, samt eit datasett med skulekvalitet og skulekretsgrenser i Stor-Oslo. Ulike segregasjonsindeksar presenterast og reknast for Stor-Oslo og Oslo kommune for å vurdere grad av segregasjon. Resultata viser at Stor-Oslo har hatt ein reduksjon i segregasjon for minoritetsgrupper i perioden som studerast; 1994 til 2011. Oslo kommune har derimot hatt ein svak auke i segregasjon, og det argumenterast for at nabolagsendring og segregering er treige prosessar, noko utviklinga i segregasjonsindeksane viser. Vidare er bustadmønster og utvikling i segregasjon vurdert i

---

<sup>6</sup> Sjø for eksempel Wilson (1987), Handlin (1959) og Glazer og Moynihan (1963).



samanheng med ein migrasjonsmodell for segregeringsprosessen i Sverige, frå Andersson og Molina (2003). Det diskutert om Oslo kommune kan vere inne i ein segregasjonsgenerert migrasjonsfase.

Effekten av skulekvalitet og segregasjon på bustadprisar estimerast ved bruk av hedonisk metode, som er ei tilnærming for å finne implisitte prisar til attributtar for ulike produkt (Rosen, 1974). Attributtane er kjenneteikna av at dei ikkje omsetast i ein eigen marknad, og dermed er det ikkje knytt ein direkte marknadspris til attributtane. Ved hedonisk metode estimerast implisitte prisar til attributtane, gjennom avslørte preferansar. I denne samanheng er produktet ein bustad, og prisen på bustaden antast å vere summen av alle attributtprisane. Det nyttast kommunebestemte skulekretsar for å fange opp grensefaste nabolageffektar, som kan bidra til å isolere uobserverte bustadkarakteristika og lokale kjenneteikn ved nabolaget. Resultatet viser at skulekvalitet kapitaliserast i bustadprisar og at det er ein sterk positiv samanheng mellom bustadpris og andel nordmenn i eit nabolag sjølv etter at det kontrollerast for observerte og uobserverte nabolagstrekk.

Segregasjon kan ha sterk innverknad på minoritetsbefolkningas humankapital, som vil seie deira kunnskap og ferdigheit. Ovannemnte amerikanske studiar dokumenterer dette. I eit samfunnsøkonomisk perspektiv kan offentleg bustadpolitikk tenkast å kunne påverke individs humankapital, gjennom bustadplanlegging og den innverknad dette har på lokale nabolag. I Noreg, og Stor-Oslo som er fokus for avhandlninga, er det ikkje snakk om éi minoritetsgruppe slik det har vore for forskning gjort i USA, men heller eit mangfald av ulike landbakgrunnar. Dette momentet er viktig å ta i betraktning, ettersom dette kan vere ei kjelde til sterkare eller svakare påverknad på humankapital. I desse tider då det herjar ei flyktningkrise i Europa, er det særdeles viktig å vurdere kor stor betydning busetjing av personar med utanlandsk bakgrunn har, og korleis integrering spelar ei viktig rolle.

Avhandlninga er organisert som følgjer: Kapittel 2 gir ei innføring i endogenitetsproblem ved måling av kapitalisering av skulekvalitet og segregasjon, samt ein gjennomgang av relevant litteratur innan emnet. Datamaterialet og deskriptiv statistikk presenterast i kapittel 3, og kapittel 4 er ei deskriptiv analyse av bustadmønster og segregasjon i Stor-Oslo. Den empiriske strategien for avhandlninga leggjast fram i kapittel 5, og resultatata presenterast i kapittel 6. Til sist er kapittel 7 ei oppsummering med avsluttande kommentarar og konklusjon.

## 2 Endogenitet

Ein viktig del av denne mastergradsavhandlinga er å sjå nærmare på årsakssamanhengar bak det observerte bustadmønsteret i Stor-Oslo. Endogenitet er eit stort hinder i analyser av bustadprisar og nabolagstrekk, og det er avgjerande for kausal tolking av resultat at det er mogleg å omgå dette problemet. Før me går vidare kan det dermed vere nyttig med ei kort innføring i endogenitet og kva konsekvensar dette problemet har for analysen.

Endogenitet i regresjonssamanheng er når forklaringsvariablar er korrelert med feilledet (Wooldridge, 2013: 842). Dette kan vere på grunn av ein utelatt variabel i modellen, målefeil eller simultanitet. Dersom modellen har endogenitetsproblem vil dette bryte med ein viktig føresetnad for regresjonsanalyse. Det fører vidare til at det ikkje er mogleg å gjere kausale tolkingar av estimerte parameter, då desse ikkje er utan bias.

Bustad er eit udeleg og heterogent gode, og prisen for ein bustad avheng følgeleg av svært mange faktorar. Å ta omsyn til alle trekk ved bustader og bustadmarknaden i ein enkelt modell er vanskeleg (Osland, 2001). Dermed vil det alltid vere utelatne variablar i ein bustadmarknadsmodell, som gjer det viktig å vurdere korleis utelatne variablar vil påverke den strukturelle modellen som brukast i ein analyse.

### 2.1 Endogenitet i kontrollvariablar

Bustadattributtar, byggeår og type bustad er eksogene då desse ikkje vil vere påverka av salspris på bustaden. Det vil seie at ei endring i salsprisen på ein bustad ikkje vil endre nokon av desse variablane på den same bustaden, dei er eksogent gitt i den forstand at dei er førehandsbestemte.

Segregasjon kan vere ein endogen kontrollvariabel i modellen. Endogenitetsproblemet kan komme av at bustadpris og segregasjon sannsynlegvis bestemast simultant. Bustadpris kan tenkast å påverke segregasjon på den måten at områder med låge bustadprisar trekk til seg etniske minoritetar. Dette på grunn av at det kan vere vanskeleg å få jobb med utanlandsk etnisk bakgrunn (Midtbøen, 2013), som igjen har betydning for bustadetablering. Yrkesdeltaking påverkar bustadetablering gjennom inntektsgrunnlag, og med eit svakt inntektsgrunnlag vil det vere vanskeleg å busetje seg i områder med høge bustadprisar. Det er også slik at det ikkje alltid er lett for etniske minoritetar å komme til på leigemarknaden, som fører til raske kjøp av bustader der

bustaden ikkje nødvendigvis er tilfredstillande, men inntektsgrunnlaget er for svakt til å få lån til dyrare bustad (Søholt, 2001). Segregasjon kan påverke bustadpris ved at segregerte områder med omsyn på minoritetsgrupper generelt har lågare bustadprisar.

Den offentlege norske grunnskulen er gratis og obligatorisk, alle barn i alderen 6 – 16 år har rett på skulegong<sup>7</sup>. Det er kvar elevane er busett som hovudsakleg avgjer kva skule dei går på. Elevgrunnlaget på den enkelte skule er derfor ikkje direkte bestemt av foreldres villigheit til å betale for skulegong, eller elevanes kunnskap og evner. Derimot kan elevsamansetting i ein skule vere indirekte bestemt av foreldres betalingsvilje, ved at skulekvalitet blir kapitalisert i bustadpris. Ettersom skulekvalitet i form av resultat på nasjonale prøvar og grunnskulepoeng er offentleg tilgjengeleg informasjon, er det mogleg for individ å sortere seg til skular ut frå preferansar om skule. På grunn av kommunebestemte skulekretsar vil det bli slik at sortering skjer på skulekretsnivå, ved at hushald bevisst kjøper bustad i inntaksområder tilhøyrande skular som oppfattast som gode. Dette representerer seleksjonsbias – populasjonen blir altså ikkje tilfeldig fordelt i skulekretsar. Dermed blir det også slik at ulike områder har ulike kjenneteikn. Gode skular, som i denne avhandlinga definerast ut frå testskår på nasjonale prøvar og grunnskulepoeng<sup>8</sup>, er kjenneteikna av blant anna gunstig sosial samansetting av elevar, som inneber at elevane kjem frå familiar med høg inntekt, høg utdanning og gifte foreldre (Grøgaard 2012: 9). Dette er også kjenneteikn ved bustadområder der bustadprisar er høge. I tillegg er dette områder med relativt liten andel etniske minoritetar, som igjen også er eit av kjenneteikna ved gode barneskular. Det er med andre ord slik at uobserverbare nabolagstrekk som påverkar bustadpris også kan påverke skulekvalitet, slik at kontrollvariabelen for skulekvalitet sannsynlegvis er korrelert med feilledet i ein strukturell bustadmarknadsmodell. Dermed vil den estimerte effekten av skulekvalitet på bustadpris lide av utelatne variablars bias (OVB), dersom endogeniteten blir ignorert<sup>9</sup>.

---

<sup>7</sup> Store Norske Leksikon, 2015.

<sup>8</sup> Gjennomsnittleg resultat på nasjonale prøvar brukast som mål på barneskulekvalitet i denne mastergradsavhandlinga. Jo høgare skår på nasjonale prøvar, dess betre er skulane. Grunnskulepoeng, som er karaktersnitt for ungdomsskular, brukast som mål på ungdomsskulekvalitet. Jo fleire grunnskulepoeng (høgare karaktersnitt), dess betre er skulane.

<sup>9</sup> Tidleg forskning på forholdet mellom skulekvalitet og bustadpris tar ikkje høgde for uobserverbare nabolagstrekk, og har dermed bias i dei estimerte resultatane. Sjå for eksempel Rosen og Fullerton (1977), Li og Brown (1980) og Hayes og Taylor (1996).

## 2.2 Korleis gripe an endogenitetsproblem?

Eit ideelt eksperiment for å måle kapitalisering av segregasjon i bustadprisar, ville vore å samanlikne eit segregert område med det kontrafaktiske integrerte området. Det vil seie at i ei perfekt verd, ville det vore mogleg å samanlikne to stader, og den einaste skilnaden mellom dei var grad av segregasjon. Alle bustader og omgivningar var like, slik at alle andre faktorar som påverkar bustadpris var konstant. Dersom det var skilnad i prisnivå på dei to områda, ville dette reflektere effekten av segregasjon på bustadpris. Den same argumentasjonen gjeld for skulekvalitet. Dersom to områder var identiske, forutan skilnad i skulekvalitet, kunne verdien av skulekvalitet estimerast direkte frå variasjonen i bustadprisar mellom områda. Poenget er altså at det er ønskeleg å kunne samanlikne eple med eple, og ikkje eple og appelsinar (Angrist og Pischke, 2014).

No er det ein gong slik at det kontrafaktiske sjeldan eksisterer, to bustadområder vil aldri vere heilt identiske. Som regel er det heller ikkje mogleg å konstruere ideelle eksperiment gjennom randomisering, i dette tilfellet ville det vore å tilfeldig plassert både bustader og personar i ulike nabolag, slik at seleksjonsbias eliminerast. Bustader i segregerte områder eller i skulekretsar med høg skulekvalitet ville vore eksperimentgruppa, medan bustader i integrerte områder eller i skulekretsar med låg skulekvalitet ville vore kontrollgruppa. Det er tydeleg at slike eksperiment ikkje er etisk forsvarlege. Folk vil gjerne sjølv bestemme kvar dei busett seg, gitt sine budsjettrestriksjonar og preferansar. Det ideelle eksperimentet vil altså ikkje vere mogleg å utføre. Det er imidlertid mogleg å utføre såkalla naturlege eksperiment, som er tilnærmingar til det ideelle eksperimentet. Eit naturleg eksperiment forsøker å fjerne kjelder til endogenitet. Dette kan vere gjennom til dømes lovendringar som skapar eksogen variasjon der det også er endogenitetsproblem, ved å instrumentere den endogene variabelen og dermed isolere endogenitet, eller det kan vere ved å utnytte faste effektar som er vanskelege å måle. I eit seinare kapittel utdjupast det meir om den empiriske strategien for denne mastergradsavhandlinga.

## 2.3 Litteraturgjennomgang

Det eksisterer mykje forskning på korleis ulike nabolagstrekk kapitaliserast i bustadprisar<sup>10</sup>. Mange studiar har utspring frå Tiebout-hypotesen (Tiebout 1956), som fokuserer på korleis offentlege goder kapitaliserast i bustadprisar. Hypotesen tar utgangspunkt i nyttemaksimeringsteori, der konsumentar av bustad maksimerer nytte ved å sortere inn i nabolag som har den føretrekte

---

<sup>10</sup> Sjå til dømes Bartik (1988), Laakso (1997), Banzhaf og Walsh (2008) og Sander og Haight (2012).

samansettinga av bekvemlegeheit. Det blir argumentert for at individ i eit samfunn flyttar til området som tilbyr den optimale samansettinga av offentleg forbruk og tilbod, og skattenivå, og at dei dermed ”stemmer med føtene”. Hypotesen har lagt grunnlag for mykje teori om kapitalisering av nabolagskjenneteikn. Tiebout (1956) gjer rede for korleis å identifisere konsumentar sine preferansar for offentlege goder, gjennom trade-off mellom bustadprisar, offentleg tilbod og skattenivå i ulike lokale administrative områder.

I eit banebrytande arbeid der Black (1999) utnyttar diskontinuitetar ved skulekretsgrenser, finn ho at det er signifikant betalingsvilje for gode skular. Foreldre er villige til å betale 2,5 prosent meir for fem prosents auke i testskår i skular. Ved å bruke skulekretsar som geografiske grensediskontinuitetar samanliknar ho bustader i ein viss avstand frå grensene. Dette ut frå antakinga om at bustader nær kvarandre, men på motsett side av skulekretsgrensa, er like. Det argumenterast for at dersom alle andre faktorar enn skulekvalitet og bustadpris er kontinuerlege på tvers av skulekretsgrenser, kan skilnad i bustadpris direkte knytast til skilnad i skulekvalitet. Resultata ved bruk av den hedoniske metode for implisitte prisar på bustadattributtar, inkludert sosioøkonomiske nabolagstrekk og skulekarakteristika utover testskår, viser at skulekvalitet er kapitalisert i bustadprisar. Etterkvart er det blitt ei stor samling forskingsartiklar som undersøker verdien av skulekvalitet gjennom kapitalisering i bustadprisar. Machin (2011) og Nguyen-Hoang og Yinger (2011) presenterer oversikter over artiklar og resultat innan dette feltet. Det herskar ein konsensus i estimerte resultat, der bustadprispremie knytt til skulekvalitet er om lag 3-4 prosent for eitt standardavviks auke i gjennomsnittleg testskår (Gibbons, Machin og Silva, 2013).

I ein artikkel av Machin og Salvanes (2012) er det undersøkt korleis skulekvalitet i vidaregåande skule kapitaliserast i bustadprisar ved å nytte ei reform som endrar skuleval frå bustadavhengige inntaksområder til ope skuleval, som eit naturleg eksperiment. Variasjonen som kjem som følge av reforma er brukt til å identifisere den kausale effekten av skulekvalitet på bustadprisar. I tillegg til denne tilnærminga er det også nytta skulegrensediskontinuitet for å estimere verdien av gode skular. Undersøkinga er gjort for Oslo, ved skulevalreforma i 1997, der det blei opna for at elevar kunne søke opptak ved kva vidaregåande skule dei måtte ynskje. Resultata viser at effekten av skulekvalitet på bustadpris halverast etter reforma, frå 7-10 prosent til 3-4 prosent, alt etter korleis modellen er spesifisert. Dette indikerer at foreldre har stor betalingsvilje for gode skular, ved at dei betalar meir for å bu i inntaksområder tilhøyrande skular dei føretrekk når det ikkje er ope skuleval. Fiva og Kirkeboen (2011) studerer også bustadmarknad i Oslo, og korleis hushald verdset skulekvalitet. Dei finn at bustadpris aukar med 1,5 prosent dersom skulekvalitet aukar

med eitt standardavvik. Ved å utnytte eit eksogent informasjonssjokk om skuleresultat, isolerer dei eksogen variasjon i bustadpris som følgje av ny informasjon om skulekvalitet. Med grunnlag i dette estimerer dei effekten informasjonssjokket har på bustadprisar, ved å samanlikne salsprisar rett før og rett etter sjokket innanføre same skulekrets. Det argumenterast for at resultatet deira på 1,5 prosent kan vere ei nedre grense for kapitalisering av skulekvalitet, ettersom det allereie fantes noko offentleg tilgjengeleg informasjon om skuleresultat.

Bayer, Ferreira og McMillan (2007) brukar grensediskontinuitet og ein modell for heterogene preferansar for å estimere effekt av skulekvalitet og nabolagstrekk på bustadprisar. Dei finn at eitt standardavviks auke i gjennomsnittleg testskår svarar til omtrent 1,8 prosent av månadleg brukarkostnad av bustad (Bayer et al. 2007: 606). I artikkelen er det lagt vekt på at variasjon mellom skulekretsane likevel kan vere heterogen og til ein viss grad endogent bestemt. Nabolagstrekk som utdannings- og inntektsnivå, samt etnisitet, må kontrollerast for. Dei estimerte koeffisientane er tolka kausalt med føresetnad om at dei nemnde nabolagstrekk fullt ut kontrollerer for sortering i bustadmarknaden mellom skulekretsane, og at uobserverte bustadkarakteristika ikkje varierer mellom skulekretsgrensene. Vidare dokumenterast det at etnisitet ikkje blir direkte kapitalisert i bustadprisar. Det forklarast at den store negative korrelasjonen mellom bustadprisar og andel afroamerikanarar i eit nabolag reflekterer korrelasjon mellom uobservert nabolagskvalitet og etnisitet i deira datasett. Dette finn dei ved å bruke ein modell for heterogene preferansar gjennom eit instrument for bustadpris, som gjer det mogleg å omgå endogenitet knytt til uobserverbare nabolagstrekk og bustadpris. Dei estimerte effektane ved bruk av denne modellen samsvarar i stor grad med resultatata deira frå tradisjonell hedonisk metode og grensediskontinuitet.

Ein anna metode for å omgå endogenitetsproblem i kapitalisering av nabolagstrekk i bustadprisar er "spatial econometrics". Ved å ta omsyn til romleg variasjon i sin økonometriske analyse, estimerer Brasington, Hite og Jauregui (2015) korleis segregasjon i ulike dimensjonar kapitaliserer seg i bustadprisar. Gjennom bruk av Simpson-indeksen som målar mangfald i eit område, finn dei ein positiv priselastisitet for etnisk segregasjon på 0,19. Dei finn at dersom nabolag er segregert med omsyn på inntekt og utdanning vil dette få ein negativ påverknad på bustadprisar, med elastisitetar på henholdsvis -0,23 og -0,21, medan segregasjon med omsyn på alder ikkje gir signifikante resultat. Forklaringa til resultatata deira er at etnisk segregerte område gjennomsnittleg har høgare bustadprisar, som kan peike på at segregasjon med omsyn på etnisitet kapitaliserast i bustadprisar. Vidare er inntekts- og utdanningssegregasjon negativt assosiert med bustadpris,

noko som kan bety at det heller verdsettast eit mangfald i nabolaget med omsyn på inntekts- og utdanningsnivå. Resultata for kapitalisering av inntekts- og utdanningssegregasjon viser på den annen side at ved ein viss terskel for inntekts- og utdanningsnivå, vil slik segregasjon vere positivt relatert til bustadpris. Forholdet mellom desse variablane og bustadpris går følgeleg frå negativt til positivt når inntektsnivået er to standardavvik over gjennomsnittsinntekta, og når utdanningsnivået i eit nabolag er eitt standardavvik over gjennomsnittet for utdanning.

Nokre studiar som har fokusert på diskriminering og fordommar mot minoritetsgrupper (nonwhites og blacks) i bustadmarknaden er Kiel og Zabel (1996) og Cutler, Glaeser og Vigdor (1999). Det studerast både om minoritetsgruppa må betale meir for same type bustader som majoritetsgruppa, og om bustadprisar reflekterer segregasjon. Kiel og Zabel (1996) brukar hedonisk metode for å estimere differansar i bustadpris mellom grupper, der dei kontrollerer for bustad-, nabolags- og bebuarkarakteristikk. Cutler, Glaeser og Vigdor (1999) samanliknar korleis differansar i bustadpris mellom grupper varierer når segregasjon varierer. Med utgangspunkt i variasjon i segregasjon mellom byar, testar dei om segregasjon blant anna kan forklarast ved majoritetsgruppas val om å busetjast i nabolag dominert av sine egne. Begge studiar finn at majoritetsgruppa ofte er villige til å betale ein premie for å bu i områder dominert av bebuarar frå majoritetsgruppa.

### 3 Data

Oppgåva byggjer på to datasett som omfattar bustadmarknad, befolkning og grunnskuleresultat i Stor-Oslo. Eg har fått tilgang til eit bearbeida datasett på bustadmarknad og befolkning, som også brukast i Nordvik og Osland (2015). Datasettet er tilknytt prosjektet ”Neighbourhood at risk: Residential mobility and tipping” under Norges forskningsrådsprogram Velferd, arbeid og migrasjon (VAM). Det består av grunnlagsdata frå Skatteetaten, det sentrale folkeregisteret, Statistisk sentralbyrå og transaksjonsdata frå Finn.no.

#### 3.1 Bustadprisar og bustadkarakteristikk

Datasettet på bustadmarknaden i Stor-Oslo inneheld prisar på selde bustader i perioden 2009 – 2012. Det er 102 811 observerte transaksjonar i denne perioden. Datasettet omfamnar einestubustader, leilegheiter, tomannsbustader og rekkehus. I tillegg er det informasjon om kjenneteikn ved bustadene, blant anna areal, lokalisering, avstand frå Rådhusplassen i Oslo, tomteareal og byggeår for bustaden. Avstand frå Rådhusplassen i Oslo er gitt ved kortaste reisetid med bil, målt i minuttar, og fartsgrenser er tatt omsyn til. Informasjon om bustadprisar er henta frå Finn.no, ein salsportal som dekkjer over 90 prosent av bustadsalet i området som studerast. Data på bustadkjenneteikn for dei selde bustadene er henta frå Folke- og bustadtellinga i 2001. Meir om datakjeldene finnest i Nordvik og Osland (2015).

#### 3.2 Nabolagstrekk

Befolkningsdata gir utfyllande informasjon om området bustaden er plassert i. Datamaterialet inneheld variablar om befolkningsstorleik, sosiodemografiske faktorar som inntekt, alder og utdanningsnivå i grunnkretsar og delbydelar, for åra 2003 og 2006. I tillegg er det informasjon om landbakgrunn i befolkninga, for åra 1994, 2003, 2006 og 2011. Data er henta frå folkeregisteret og skatteregisteret. Kommunane som utgjer Stor-Oslo er i datasettet delt i 174 delbydelar, samt 1439 grunnkretsar. Av desse er det registrert sal av bustader i 173 delbydelar og 1333 grunnkretsar.



### 3.3 Skulekvalitet og skulekretsgrenser

Det er henta offentleg informasjon frå Utdanningsdirektoratet<sup>11</sup> om skuleresultat på barne- og ungdomsskulenivå for alle offentlege barneskular og ungdomsskular i dei ti kommunane som utgjer Stor-Oslo. Forutan skular som opna hausten 2014 eller 2015 er det registrert resultat frå nasjonale prøvar på 5. trinn for barneskular og grunnskulepoeng for ungdomsskular. For barneskular er resultat på nasjonale prøvar frå hausten 2014, medan grunnskulepoeng for ungdomsskulane er frå 2009 – 2014. Resultat frå nasjonale prøvar publiserast på ein skala med 50 skalapoeng som gjennomsnitt og standardavvik på 10<sup>12</sup>. Tolking gjerast ut frå ei samanlikning av testskår og gjennomsnittet i skalaen. Grunnskulepoeng publiserast med karakterskala frå 0 til 60, der 60 er best.

Gode barneskular definerast i analysen som skular med høg skår på nasjonale prøvar. Det brukast ikkje eit absolutt skilje på kva som indikerer høg skår og låg skår, det definerast heller relativt, ut frå bustader som ligg nær kvarandre og deira lokale skule. Det vil seie at ein bustad er på høg (låg) side av ei skulekretsgrense dersom den lokale barneskulen har høgare (lågare) gjennomsnittsskår på nasjonale prøvar enn gjennomsnittsskår ved den lokale barneskulen på motsett side av skulekretsgrensa. På same måte er ein bustad på høg side av ei skulekretsgrense dersom den lokale ungdomsskulen har høgare gjennomsnittskaraktarar enn den lokale ungdomsskulen på motsett side av skulekretsgrensa. Høg og låg side er indikert ved ein dummyvariabel i datasettet. Det gjerast separate analysar av barneskulekvalitet og ungdomsskulekvalitet, då dette er to ulike skulekretsdatasett.

Data for digitale skulekretsar er frå 2014 eller tidlegare etter kva tid skulekretsgrensene blei oppdatert<sup>13</sup>. Skulekretsar for Oslo kommune er frå 2013, men det føreligg også data for åra 2010-2015. Det er brukt skulekretsar som gjaldt i 2013 ettersom det var mogleg å finne ungdomsskulekretsar for dette året og 2015. Det var fleire nye ungdomsskular som opna hausten 2014 og 2015 i Oslo, som fører til manglande observasjonar for skulekvalitet for desse skulane og tilhørande bustader i skulekretsane. For å behalde mest mogleg data er det derfor brukt 2013-

<sup>11</sup> Utdanningsdirektoratet; Skoleporten, Grunnskole:

<https://skoleporten.udir.no/rapportvisning?enhetsid=03&vurderingsomrade=11&underomrade=50&skoletype=0&skoletypemenuid=0&sammenstilling=1>

<sup>12</sup> Utdanningsdirektoratet, Nasjonale prøver: <http://www.udir.no/Vurdering/Nasjonale-prover/#Finne-resultatene>

<sup>13</sup> Digitale skulekretsar er henta inn gjennom telefonsamtalar og e-post med kvar kommune, med spørsmål om å få tilgang til digitale kart over skulekretsar som var gjeldande rundt perioden for analysen.

skulekretsar framføre 2015-skulekretsar. Det er totalt data på 194 barneskulekretsar, og av desse er det 181 der det er tilgjengeleg resultat frå nasjonale prøvar i engelsk, lesing og rekning. Det er 95 ungdomsskulekretsar, og av desse er det 89 ungdomsskular som har data på grunnskulepoeng for åra 2009-2014, medan 91 ungdomsskular har registrerte grunnskulepoeng frå 2011 – 2014.

### **3.4 Deskriptiv statistikk**

Dette avsnittet beskriv sentrale variablar i datasettet. Det gis ei oversikt av befolkningsutvikling i Stor-Oslo, og deskriptiv statistikk om sosioøkonomiske og demografiske faktorar, landbakgrunn, samt nøkkelvariablar for analysen av bustadmarknaden i Stor-Oslo.

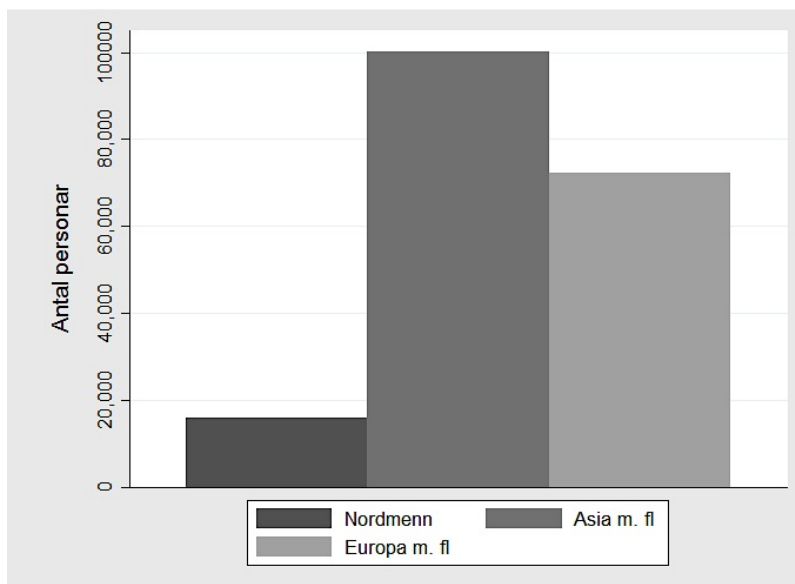
#### **3.4.1 Befolkningsutvikling i Stor-Oslo frå 1994 – 2001**

Det har vore stor vekst i befolkning i Oslo, der andel med utanlandsk bakgrunn, hovudsakleg ikkje-vestleg, har auka kraftig. Blom (2001) viser til at andel ikkje-vestlege innvandrarakar blei dobla i løpet av tiårs perioden 1988 – 1998, frå 6,5 prosent til 13 prosent. Andelen med ikkje-vestleg landbakgrunn i Oslo kommune i 2011 var 26,3 prosent, altså har det vore ei jamn auke også i perioden frå 1998 til 2011.

Vidare er heile datasettet inkludert, og det refererast til Stor-Oslo, som definert over. Omgrepet ”ikkje-vestlege innvandrarakar” har vore diskutert (Høydahl, 2008), og det blir ikkje lenger brukt i statistikk hos blant anna Statistisk Sentralbyrå, då dette omgrepet i dag er for uklart. Det skiljast i staden mellom verdsdelar. I denne mastergradsavhandlinga vil det i tillegg til å sjå på enkeltland og verdsdelar, nyttast ei to-delning av grupper med ulik landbakgrunn. Verdsdelane Asia med Tyrkia, Afrika og Sør- og Mellom-Amerika er ei gruppe, medan Europa utan Noreg, Nord-Amerika og Oseania er ei gruppe.

I 1994 var andel innvandrarakar i Stor-Oslo 17,9 prosent, og andelen hadde auka til 24,2 prosent og 32,5 prosent i henholdsvis 2003 og 2011. Av desse var 8,2 prosent frå Asia, Afrika og Latin-Amerika i 1994, og dette auka til 17,1 prosent i 2011. I perioden 1994 til 2011 har antal innvandrarakar i Stor-Oslo auka med i overkant av 170 000, medan antal nordmenn auka med 15 874 i same periode.

**Figur 3.1:** Vekst i befolkninga i Stor-Oslo i tidsrommet 1994 – 2011, etter landbakgrunn.

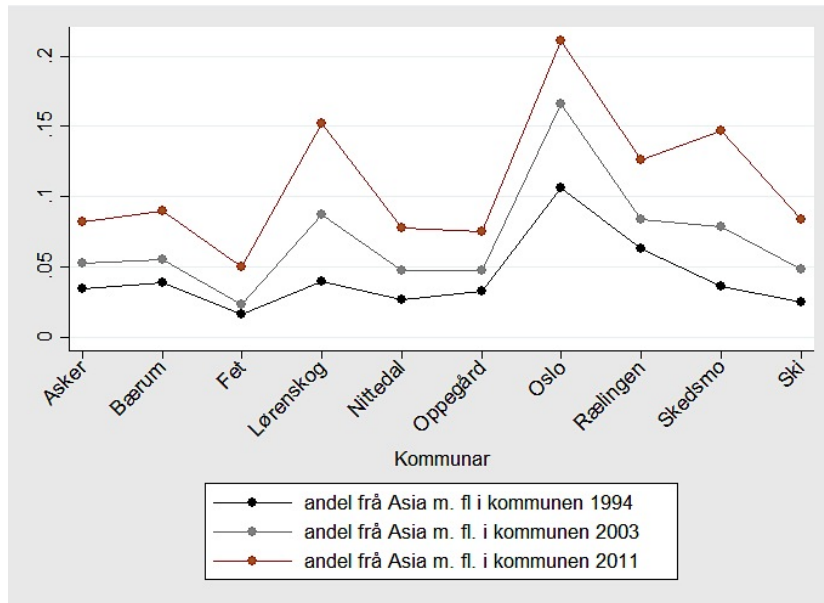


**Tabell 3.1:** Vekst i befolkninga i Stor-Oslo og Oslo i tidsrommet 1994 – 2011, etter landbakgrunn. I absolutte tal og prosent.

Landbakgrunn	Stor-Oslo		Oslo	
	Antal	Prosent	Antal	Prosent
Asia	66 434	35,5	47 084	38,8
Afrika	26 241	14,0	22 988	18,9
Latin-Amerika	6 598	3,5	5 014	4,1
Norden	19 687	10,5	13 406	11,0
Europa utan Norden	49 557	26,4	33 301	27,4
Nord-Amerika og Oseania	3 004	1,6	1 835	1,5
Nordmenn	15 874	8,5	-2 187	-1,8
I alt	187 395	100	121 441	100

Vekst i befolkninga med landbakgrunn frå Norden, Europa utan Norden, Nord-Amerika og Oseania har vore så og seie lik for Oslo kommune åleine og heile Stor-Oslo under eitt. Derimot har vekst i befolkning av nordmenn vore bortimot ti prosentpoeng mindre i Oslo kommune, enn i heile Stor-Oslo. Vekst i antal nordmenn i Oslo kommune har vore negativ 1,8 prosent.

**Figur 3.2:** Andel frå Asia, Afrika og Latin-Amerika av total befolkning i kommunane, åra 1994, 2003 og 2011.



Andel innvandrarak frå Asia, Afrika og Latin-Amerika har auka i alle kommunar som inngår i Stor-Oslo, i perioden 1994 til 2011. Her viser andel til kor stor del av den totale befolkninga i kvar kommune som har landbakgrunn frå Asia, Afrika eller Latin-Amerika. Det kan sjå ut til at veksten har vore størst i kommunane Lørenskog og Skedsmo. Andel frå Asia, Afrika og Latin-Amerika er klart høgast i Oslo, med ein andel over ti prosent i 1994, og over 20 prosent i 2011. Alle andre kommunar har andelar mindre enn ti prosent både i 1994 og i 2003. I 2011 er det kommunane Lørenskog, Rælingen og Skedsmo, som forutan Oslo, har andelar større enn ti prosent.

### 3.4.2 Bustadkjenneteikn, sosiodemografiske faktorar, skuleresultat og landbakgrunn

Bustadprisar i Stor-Oslo varierer frå 240 000 kroner til 35 000 000 kroner i perioden. Det går fram av Tabell 3.2 at minste observerte pris per kvadratmeter for ein seld bustad i Oslo er 7 000 kr. Differansen mellom minste og høgste pris per kvadratmeter i Oslo er 73 000 kr, altså er den høgste kvadratmeterprisen meir enn ti gongar så høg som den lågaste kvadratmeterprisen. Gjennomsnittsinntekt på grunnkretsniå varierer også rimeleg mykje. Det er observert gjennomsnittsinntekt frå 138 300 kr til 646 100 kr i dei ulike grunnkretsane.

**Tabell 3.2** : Beskrivande statistikk, bustadpris og sosiodemografiske variablar. Grunnkretsniå.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
<b>Bustadkjenneteikn og –karakteristikk</b>				
Bustadpris (1000 kr) <sup>14</sup>	3 037	1 871	240	35 000
Pris per kvm (1000 kr)	37,8	11,9	7,0	80,0
Bruksareal	90,4	59,4	0	499
Tomteareal, einebustader	1295,6	3137,6	0	74 547
Avstand frå Rådhusplassen, nord (minutt)	6,60	10,0	0	46,63
Avstand frå Rådhusplassen, sør (minutt)	2,63	7,17	0	60,92
Avstand frå Rådhusplassen, vest (minutt)	7,31	8,84	0	30,56
<b>Skulekvalitet</b>				
Resultat nasjonale prøvar 5. trinn	52,29	3,46	41	60
Grunnskulepoeng 10. trinn	41,14	2,29	36,43	46,47
<b>Sosiodemografisk faktor, på grunnkretsniå*</b>				
Gjennomsnittsinntekt (1000 kr)	325	73,3	138,3	646,1
Barn til og med 5 år per vaksen	8,8	4,0	0	33,3
Barn til og med 10 år per vaksen	15,5	7,0	0	51,2
Barn til og med 20 år per vaksen	31,7	13,7	0	1
Høgutdanna <sup>15</sup>	30,3	11,5	0	62,7
Lågutdanna	40,1	9,7	9,0	73,5
Eigarandel i bustad <sup>16</sup>	71,4	18,4	0	1
Yrkesaktive	49,6	7,8	4,5	83,3
Arbeidsledige <sup>17</sup>	1,9	1,3	0	12,5
Sosialhjelpsmottakarar	1,2	1,9	0	36,7

\* Tal er gitt i prosent, dersom ikkje anna er spesifisert.

Gjennomsnittet for andel barn under 5 år per vaksen i grunnkretsar er 8,9 prosent. Med andre ord er det 12 vaksne per barn under 5 år i grunnkretsar, som er gjennomsnittet i Stor-Oslo. Største andel observert er 15,7 prosent barn under 5 år per vaksen i grunnkretsen. For barn under 20 år er det observert andel opp til 100 prosent, eit barn opp til 20 år per vaksen. Gjennomsnittandel for barn opp til og med 20 år er 31,7 prosent.

Andel høgutdanna i grunnkretsar er gjennomsnittleg 30,3 prosent, med standardavvik på 11,5. Andel lågutdanna ser ut til å vere mindre variert over grunnkretsar, med eit gjennomsnitt på 40,1 prosent og eit standardavvik på 9,7. Høgste observerte andel er 73,5 prosent lågutdanna. Det er

<sup>14</sup> Bustadpris består av summen av pris og andel av fellesgjeld for bustader knytt til burettslag.

<sup>15</sup> Høg utdanning er definert som utdanning frå høgskule eller universitet, og/eller forskarutdanning. Låg utdanning definerast som utdanning opp til og med vidaregåande skule.

<sup>16</sup> Mål på andel i grunnkrets som eig eigen bustad, ut frå andel med registrert formue i form av bustad.

<sup>17</sup> Arbeidsledighet basert på mottak av arbeidsledighetstrygd.

gjennomsnittleg halvparten av befolkninga i grunnkretsar som er yrkesaktive, 1,9 prosent er arbeidsledige og 1,2 prosent er sosialhjelpsmottakarar. Det er grunnkretsar med over 12 prosent arbeidsledige, og grunnkretsar med over 36 prosent som mottar sosialhjelp.

Tabell 3.3 gir ei oversikt over kor stor andel ulike grupper utgjer av befolkninga på grunnkrets nivå. Det er grunnkretsar der det ikkje bur etnisk norske, grunnkretsar der det berre bur nordmenn. Gjennomsnittleg er andel nordmenn i overkant av 70 prosent i Stor-Oslo, og standardavviket er 15,4. For år 1994 er gjennomsnittet og standardavviket henholdsvis 84,3 prosent og 10,1. Det er ein statistisk signifikant forskjell i spreininga av nordmenn i grunnkretsar frå 1994 til 2011<sup>18</sup>. Det er større avstand frå gjennomsnittsandelen i 2011, enn det er i 1994. Altså er andel nordmenn i grunnkretsar endra over denne tidsperioden, til å bli meir spreidd frå gjennomsnittet på 70,6 prosent i 2011, enn det var spreidd frå gjennomsnittet på 84,3 prosent i 1994. Dette peikar mot ei meir ujamn fordeling av nordmenn i Stor-Oslo i 2011.

**Tabell 3.3 :** Beskrivande statistikk. Andel av befolkning i grunnkrets med ulik landbakgrunn. Tal frå 2011. Prosent.

Landbakgrunn	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Noreg	70,6	15,4	0	1
Norden	5,5	4,7	0	1
Afrika	2,9	4,6	0	53,8
Asia	9,0	9,5	0	63,4
Latin-Amerika	1,0	1,1	0	10,6
Nord-Amerika	1,3	1,4	0	20,0
Oseania	0,7	0,2	0	3,5
EU/EØS-land <sup>19</sup>	7,7	7,6	0	1
Nye EU-land <sup>20</sup>	3,6	6,3	0	80,0

Det er vidare interessant å sjå kor stor forskjell det er i andel med landbakgrunn frå Asia. Det er grunnkretsar der det ikkje bur nokon frå Asia, medan den største observerte andel er 53,8 prosent. Det er altså grunnkretsar der over halvparten av bebuarane er frå Asia. Gjennomsnittet er relativt lågt, ni prosent, samanlikna med største observerte andel. Standardavviket er dermed forholdsvis stort, på 9,5. Andel med landbakgrunn frå Oseania er liten. Det er berre registrert 1368 personar med denne landbakgrunnen i 2011 i Stor-Oslo. Samanlikna med over 80 000 personar med landbakgrunn frå Asia er total andel frå Oseania svært liten.

<sup>18</sup> Standardavvika i populasjonen på dei to tidspunkta er signifikant forskjellig på eit 5 prosent signifikansnivå, ved bruk av F-test (sdtest i Stata) for samanlikning av to standardavvik.

<sup>19</sup> Utan Noreg og Norden.

<sup>20</sup> Land som blei medlem av EU i 2004 eller etterpå.

### 3.4.3 Nøkkelvariablar i analyse av bustadmarknad

Tabell 3.4 og 3.5 presenterer deskriptiv statistikk om sentrale variablar i analysen av bustadmarknaden i Stor-Oslo, for utval med avstand frå barneskulegrenser på henholdsvis 500 og 250 meter. Kolonne 1 og 2 viser gjennomsnitt og standardavvik for heile datasettet, medan kolonne 3 til 5 viser gjennomsnitt for ulike underutval. Utvala er ut frå om bustaden er lokalisert i ein skulekrets der skulen har høg eller låg skår på nasjonale prøvar, ut frå definisjonen i kapittel 3.3. I Tabell 3.1 og 3.2 samanliknast gjennomsnittet for ulike sentrale variablar på høg og låg testskårside av skulekretsgrenser. Kolonne 7 viser resultat frå ein statistisk test for diskontinuitetar ved skulekretsgrenser. I Appendiks A.2 er tabellar for ungdomsskulegrenser rapportert.

**Tabell 3.4:** Deskriptiv statistikk for sentrale variablar i analysen, utval 500 meter. Barneskule.

	Heile datasettet (N = 102 811)		Utval frå datasettet: Observasjonar innan 500 meter frå skulekretsgrense				Test for diskontinuitet: t-test
	Gjennomsnitt	Standard- avvik	Utval (N = 46 770)		Differanse i		
			Gjennomsnitt	Høg testskårside (N = 20 832)	Låg testskårside (N = 25 938)	Høg side – gjennomsnitt	
Bustadpris	3 036 594	1 871 379	2 948 236	3 127 198	2 847 111	280 087	2,15
<b>Skulekvalitet:</b>							
Gjennomsnittsresultat nasjonale prøvar 5. trinn	52,29	3,46	52,11	54,60	50,11	4,39	31,72
<b>Bustadkarakteristikk:</b>							
Eigarandel – andel registrert med formue i bustad	0,65	0,19	0,65	0,65	0,64	0,01	1,17
1 dersom bygd før 1950	0,28	0,45	0,28	0,33	0,24	0,07	3,58
1 dersom bygd i 1950 – 1970	0,26	0,44	0,28	0,24	0,32	-0,08	-2,34
1 dersom bygd i 1970 – 1980	0,10	0,30	0,10	0,09	0,10	-0,01	-0,68
1 dersom bygd i 1980 – 1990	0,10	0,30	0,11	0,11	0,11	0	-1,05
1 dersom bygd i 1990 - 2000	0,06	0,24	0,06	0,06	0,06	0	-0,95
1 dersom bygd etter 2000	0,19	0,39	0,17	0,18	0,16	0,03	0,78
Bruksareal	90,39	59,35	87,52	90,74	84,94	7,67	1,96
<b>Sosiodemografiske nabolagstrekk:</b>							
Andel nordmenn i grunnkrets	0,72	0,12	0,69	0,72	0,70	0,02	3,53
Andel frå Asia i grunnkrets	0,10	0,10	0,12	0,11	0,12	-0,01	-3,40
Andel frå Afrika i grunnkrets	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05	-0,01	-3,46
Andel med utdanning frå høgskule/ universitet eller meir	0,33	0,12	0,32	0,34	0,31	0,02	2,96
Gjennomsnittleg inntekt i grunnkrets	296 455	61 774	291 637	302 053	288 155	14 516	3,47
Andel barn opptil 10 år, per voksen i grunnkrets	0,14	0,06	0,14	0,14	0,14	0	-0,27

Utvalet inkluderer bustader lokalisert innan 500 meter frå næraste skulekretsgrense som er felles med ein annan skule. Kolonne 7 viser t-statistikk frå testing av hypotesen om at gjennomsnitt for den tilhøyrande variabelen ikkje varierer på tvers av skulekretsgrenser. Testen inkluderer grensefaste effektar og justerer for klynger i observasjonar på grunnkretsnivå.



**Tabell 3.5:** Deskriptiv statistikk for sentrale variablar i analysen, utval 250 meter. Barneskule.

	Heile datasettet (N = 102 811)		Utval frå datasettet: Observasjonar innan 250 meter frå skulekretsgrense				Test for diskontinuitet: t-test
	Gjennomsnitt	Standard- avvik	Utval (N = 35 585)		Differanse i		
			Gjennomsnitt	Høg testskårside (N = 15 770)	Låg testskårside (N = 19 815)	Høg side – gjennomsnitt	
Bustadpris	3 036 594	1 871 379	2 918 491	3 058 051	2 807 421	250 630	2,36
<b>Skulekvalitet:</b>							
Gjennomsnittsresultat nasjonale prøvar 5. trinn	52,29	3,46	51,91	54,44	49,90	4,54	27,68
<b>Bustadkarakteristikk:</b>							
Eigarandel – andel registrert med formue i bustad	0,65	0,19	0,64	0,66	0,63	0,03	1,54
1 dersom bygd før 1950	0,28	0,45	0,29	0,31	0,27	0,04	2,81
1 dersom bygd i 1950 – 1970	0,26	0,44	0,26	0,25	0,28	-0,03	-0,92
1 dersom bygd i 1970 – 1980	0,10	0,30	0,10	0,10	0,10	0	-0,03
1 dersom bygd i 1980 – 1990	0,10	0,30	0,11	0,11	0,11	0	-1,21
1 dersom bygd i 1990 - 2000	0,06	0,24	0,06	0,05	0,07	-0,02	-0,92
1 dersom bygd etter 2000	0,19	0,39	0,18	0,18	0,17	0,01	-0,05
Bruksareal	90,39	59,35	85,94	89,93	82,77	7,16	1,96
<b>Sosiodemografiske nabolagstrekk:</b>							
Andel nordmenn i grunnkrets	0,72	0,12	0,69	0,71	0,68	0,03	3,08
Andel frå Asia i grunnkrets	0,10	0,10	0,12	0,12	0,13	-0,01	-2,53
Andel frå Afrika i grunnkrets	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05	-0,01	-3,20
Andel med utdanning frå høgskule/ universitet eller meir	0,33	0,12	0,32	0,33	0,32	0,01	2,87
Gjennomsnittleg inntekt i grunnkrets	296 455	61 774	291 637	299 937	285 032	14 905	2,87
Andel barn opptil 10 år, per voksen i grunnkrets	0,14	0,06	0,14	0,14	0,14	0	-1,20

Utvalet inkluderer bustader lokalisert innan 250 meter frå næraste skulekretsgrense som er felles med ein annan skule. Kolonne 7 viser t-statistikk frå testing av hypotesen om at gjennomsnitt for den tilhøyrande variabelen ikkje varierer på tvers av skulekretsgrenser. Testen inkluderer grensefaste effektar og justerer for klynger i observasjonar på grunnkretsnivå.

## 4 Deskriptiv analyse

I førre kapittel sentrale variablar presentert gjennom deskriptiv statistikk. No følgjer ei deskriptiv analyse av bustadmønster og segregasjon, før den økonometriske analysen i kapittel 5 og 6.

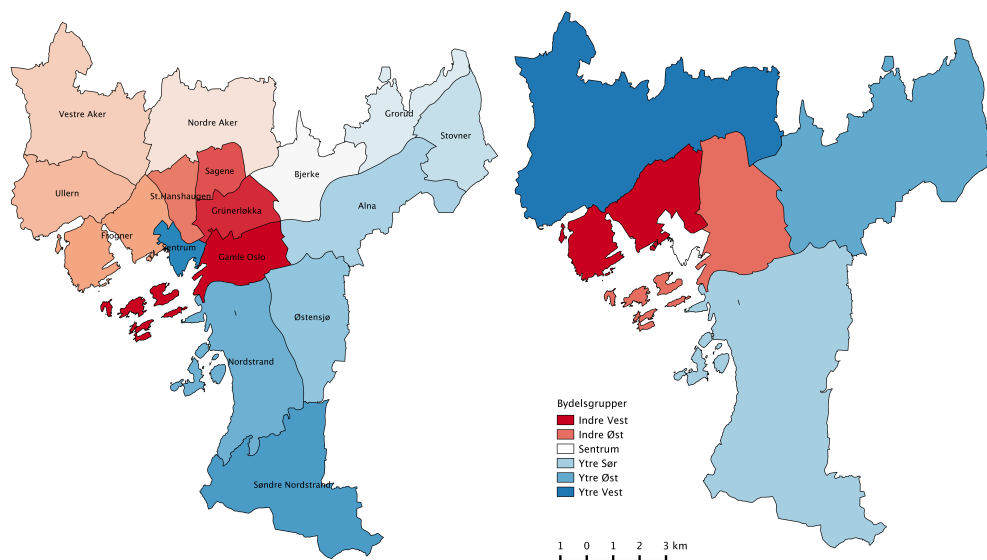
### 4.1 Bustadmønster i Oslo kommune

I den aktuelle geografien er Oslo kommune interessant å studere for seg sjølv. Her er det store skilnadar i bustadprisar mellom delbydelar, og stor variasjon i nabolagstrekk. Det er 75 312 transaksjonar på selde bustader i Oslo kommune i tidsperioden for datasettet, 2009 – 2012, som svarar til 70 prosent av datamaterialet som er brukt i denne avhandlinga. Utviklinga i bustadmønster for Stor-Oslo og Oslo kommune er i stor grad likt. Ulike tendensar i utviklinga er imidlertid tydelegare dersom Oslo kommune analyserast for seg sjølv. Derfor fokuserast det i dette underkapittelet berre på dette området.

#### 4.1.1 Geografisk inndeling

Det kan brukast ulike aggregeringsnivå ved inndeling av Oslo kommune. Den finaste inndelinga i datasettet er grunnkretsar. Oslo kommune kan delast inn i 558 grunnkretsar (Oslo kommune, 2015). Vidare kan desse aggregerast til delbydelar, som det er 94 av i Oslo kommune, og desse kan igjen slåast saman til 17 ulike bydelar, inkludert Sentrum og Marka. I datasettet er det observert sal av bustader i 508 grunnkretsar, i 93 av delbydelane, og dermed er det observasjonar i alle bydelar.

**Figur 4.1:** Inndeling av bydelar og bydelsgrupper i Oslo kommune, utan Marka.



Det kan også vere nyttig å bruke ei enno grovare inndeling av Oslo kommune enn bydelar. Ved å slå saman bydelar til såkalla bydelsgrupper, vil det vere mogleg å studere skilnadar i geografien i fem ulike hovudområder. Desse er indre og ytre vest, indre og ytre aust og ytre sør<sup>1</sup>. Denne inndelinga er ekskludert Sentrum og Marka. Inndelinga i bydelar og bydelsgrupper er vist i Figur 4.1.

<sup>1</sup> Oslo kommune (2015). *Indre og ytre by*. Henta 31.07.15 frå <https://www.oslo.kommune.no/politikk-og-administrasjon/statistikk/geografiske-inndelinger/>

#### 4.1.2 Korleis ulike grupper er fordelt i bydelsgrupper

Inndelinga i fem bydelsgrupper kan gje eit tydeleg bilete på skilnadar mellom dei ulike områda i Oslo kommune. I alle tilfelle er det enklare å forholde seg til ei grov inndeling i geografien når det skal malast eit bilete på bustadmønster og bustadsituasjon i Oslo.

**Tabell 4.1a:** Fordeling av grupper med ulik landbakgrunn i bydelsgrupper. To aggregerte verdsdelsgrupper. Prosent. Antal personar i parentes, i 1000.

Bydelsgruppe	Asia m. fl.	Europa m. fl.
Indre aust	22,5	23,3
Indre vest	7,5	20,2
Ytre aust	40,5	15,8
Ytre vest	7,7	21,9
Ytre sør	21,7	18,3
Sentrum/Marka	0,2	0,5
I alt	100	100
(N)	(125)	(95)

**Tabell 4.2b:** Fordeling av grupper med ulik landbakgrunn i bydelsgrupper – etter verdsdel. Prosent. Antal personar i parentes, i 1000.

Bydelsgruppe	Noreg	Norden	Nye EU-land	EU/EØS-land	Asia	Afrika	Latin-Amerika	Nord-Amerika
Indre aust	20,1	24,9	25,4	23,1	18,4	31,6	26,8	17,8
Indre vest	14,9	23,6	14,1	19,6	6,5	7,4	18,0	24,0
Ytre aust	17,6	11,5	20,5	15,0	45,0	33,9	22,0	8,8
Ytre vest	24,1	22,0	19,3	23,9	7,2	6,8	15,7	31,8
Ytre sør	22,9	17,2	20,2	18,0	22,8	20,2	17,3	17,1
Sentrum/Marka	0,4	0,8	0,4	0,5	0,2	0,1	0,3	0,5
I alt	100	100	100	100	100	100	100	100
(N)	(373)	(32)	(17)	(14)	(83)	(33)	(9)	(7)

Tal som er presentert i Tabell 4.1a og 4.1b er andel av total befolkning med den aktuelle landbakgrunn. Kvar kolonne representerer ei gruppe med ein spesifisert landbakgrunn, og summerast til 100 prosent når andel for kvar bydelsgruppe blir lagt saman.

I Tabell 4.1a er det tydeleg at innvandrarakar frå Europa m. fl. er relativt jamt fordelt over dei fleste bydelsgruppene. Bydelsgruppa ytre aust er området med minst andel, sett bort frå Sentrum og Marka. Innvandrarakar frå Asia, Afrika og Latin-Amerika er i stor grad konsentrert i ytre aust. Over 80 prosent av denne gruppa er busett i indre aust, ytre aust og ytre sør.

Fordelinga av nordmenn, personar frå Norden og EU/EØS-land i bydelsgruppene er rimeleg jamn. Det er generelt ein litt mindre andel av gruppene som er busett i ytre aust, enn det er i dei

andre bydelsgruppene. Mest tydeleg er det at personar frå Asia er konsentrert i ytre aust. Heile 45 prosent av denne gruppa er busett i dette området. Personar frå Afrika er også rimeleg konsentrert til ytre aust. Både gruppa for Asia og for Afrika har over 85 prosent av befolkninga konsentrert i bydelsgruppene aust i Oslo; indre aust, ytre aust og ytre sør. Gruppa for personar med landbakgrunn frå Latin-Amerika er ikkje nemneverdig konsentrert til éi bydelsgruppe, men ser ut til å vere jamt fordelt i geografien. Personar frå Nord-Amerika på den andre side er mest konsentrert til vestlege bydelsgrupper, over halvparten er busett i indre og ytre vest. Andel frå denne gruppa som er busett i ytre aust er den minste observerte andel i dette området samanlikna med dei andre gruppene.

På same måte som for grupper med ulik landbakgrunn, viser Tabell 4.2a og 4.2b korleis ulike sosioøkonomiske grupper og aldersgrupper er fordelt over bydelsgruppene i Oslo kommune. Av alle som har utdanning frå høgskule/universitet eller meir, bur 26,7 prosent i bydelsgruppa ytre vest. I underkant av 50 prosent av alle høgutdanna personar er busett i indre og ytre vest. Det er ein tendens til at høgt utdanna individ busett seg i nord-vestlege bydelar, og i indre by. I ytre aust og ytre sør er henholdsvis 12,5 prosent og 17,6 prosent av alle med høg utdanning busett. Samanlikning av bydelsgruppene i ytre by kan tyde på at høgutdanna personar føretrekk å busetje seg i ytre vest framføre ytre aust og ytre sør. Biletet er følgeleg motsett når fokuset er på lågutdanna personar. Av alle med utdanning opp til og med vidaregåande skule, er over halvparten busett i ytre aust og ytre sør. Til saman er det berre ein fjerdedel av alle lågutdanna personar som er busett i dei to vestlege bydelsgruppene i Oslo kommune, indre og ytre vest.

**Tabell 4.2a:** Fordeling av ulike sosioøkonomiske grupper over bydelsgrupper. Tal frå 2006.

Prosent. Antal personar i parentes, i 1000.

Bydelsgruppe	Høgutdanna	Lågutdanna	Eigarandel	Yrkesaktive	Arbeidsledige	Sosialhjelps-mottakarar
Indre aust (105)	22,5	19,1	14,6	22,0	28,1	39,0
Indre vest (74)	20,3	9,0	10,2	16,5	16,4	11,9
Ytre aust (122)	12,5	29,5	25,8	20,5	24,2	21,9
Ytre vest (108)	26,7	16,7	23,0	19,7	12,5	8,3
Ytre sør (121)	17,6	25,2	26,1	20,9	18,3	18,3
Sentrum/Marka (2)	0,4	0,4	0,3	0,4	0,4	0,5
I alt (533)	100	100	100	100	100	100
(N)	(171)	(213)	(348)	(266)	(13)	(9)

**Tabell 4.2b:** Fordeling av ulike aldersgrupper over bydelsgrupper. Tal frå år 2006. Prosent. Antal personar i parentes, i 1000.

Bydelsgruppe	Barn under 10 år	Barn under 20 år	Aldersgruppe 20 – 29 år	Aldersgruppe 30 – 66 år	Eldre enn 66 år
Indre aust	17,4	14,4	27,2	21,5	12,6
Indre vest	8,7	7,6	20,8	14,6	12,9
Ytre aust	25,9	26,6	19,6	22,1	24,2
Ytre vest	22,0	23,4	14,7	19,8	23,8
Ytre sør	25,6	27,6	17,2	21,5	26,2
Sentrum/Marka	0,3	0,4	0,4	0,4	0,3
I alt	100	100	100	100	100
(N)	(60)	(112)	(78)	(275)	(68)

Det er meir vanleg å eige eigen bustad i ytre by, enn i indre by. Til saman er tre fjerdedelar av alle som eig eigen bustad, busett i ytre vest, ytre aust og ytre sør. Grappa for yrkesaktive i Oslo kommune er relativt jamt fordelt i bydelsgruppene, medan det er ein liten tendens til at andel av dei som er arbeidsledige er høgare i indre og ytre aust. Denne tendensen finnest også for sosialhjelpsmottakarar, der 39 prosent av denne grappa er busett i indre aust.

Både andel av alle barn under 10 år, og under 20 år ligg rundt ein fjerdedel både i ytre aust, ytre vest og ytre sør. Bortimot halvparten av befolkninga mellom 20 og 30 år er busett i indre by, medan befolkninga i yrkesaktiv alder er jamt fordelt i bydelsgruppene. Indre vest er gjerne unntaket, der andel i aldersgruppa 30 – 66 år berre er 14,6 prosent. Befolkninga i pensjonistalder er i stor grad busett i ytre by, tre fjerdedelar av denne grappa er busett i ytre aust, vest og sør, mot ein fjerdedel i indre by.

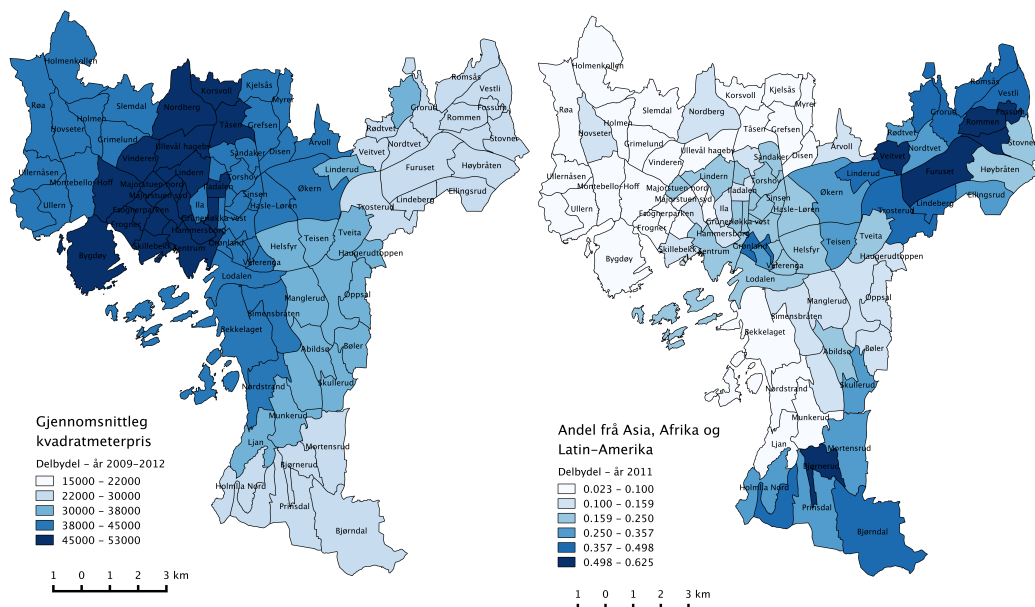
#### 4.1.3 Korleis ulike grupper er fordelt i delbydelar

Førre avsnitt gav eit innblikk i bustadmønster i Oslo ved ei femdeling av byen, i tillegg til Sentrum og Marka. I dette avsnittet fokuserast det på bustadmønster med inndeling i 94 delbydelar, og dette illustrerast ved hjelp av kart over Oslo kommune, utan Marka. Det visast likevel, for enkelhets skuld, til inndeling i bydelsgrupper når mønsteret i figurane diskuterast. Når det presenterast andel i delbydelar i dette avsnittet, viser dette til andel av den totale befolkning i den aktuelle delbydel.

Det er eit nokså tydeleg og jamt mønster med omsyn på gjennomsnittleg kvadratmeterpris i Oslo. Tendensen er at delbydelar som inngår i ytre aust og ytre sør har lågare bustadprisar enn indre by og ytre vest. Gjennomsnittleg kvadratmeterpris i delbydelar i indre vest er særleg høgare enn

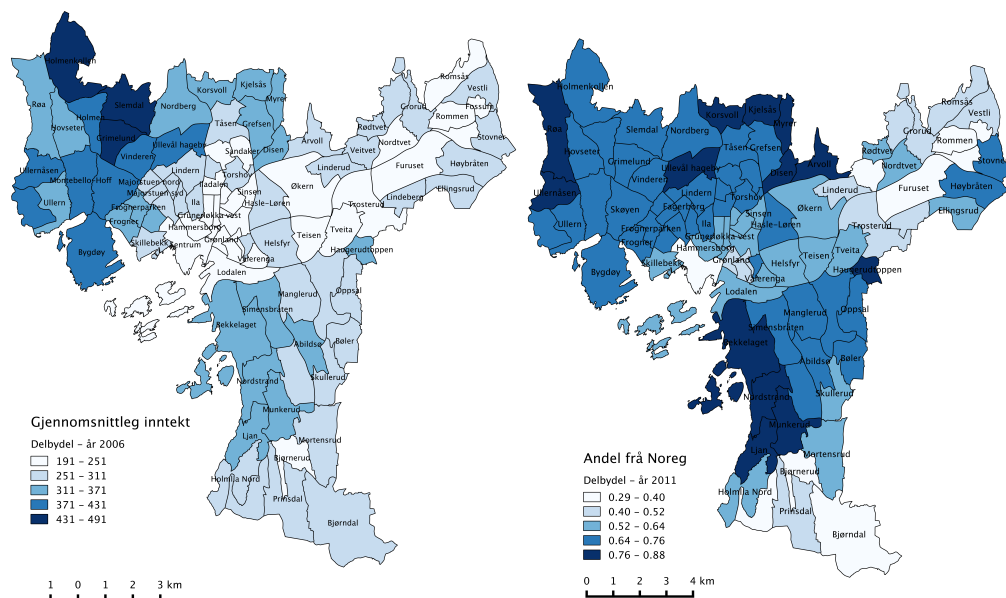
andre område i Oslo kommune. Det er med andre ord delbydelar som ligg nær og vest for sentrum som har høgast gjennomsnittleg kvadratmeterpris.

**Figur 4.2:** Gjennomsnittleg kvadratmeterpris i delbydelar i Oslo kommune, og andel med landbakgrunn frå Asia, Afrika og Latin-Amerika.



Fordelinga av befolkning på delbydelsnivå i Oslo er karakterisert med at innvandrarak i stor grad er konsentrert i delbydelar i aust, og det er relativt få som er busett i vestlege delbydelar i kommunen. Kartet til høgre i Figur 4.2 viser korleis innvandrarak frå Asia, Afrika og Latin-Amerika er busett på delbydelsnivå i Oslo kommune. Det er tydeleg at personar frå denne gruppa for det meste er busett aust og sør i Oslo. Det er seks delbydelar som skil seg ut i kartet, der så og seie halvparten eller meir av befolkninga i delbydelen er frå Asia, Afrika og Latin-Amerika. Delbydelen Rommen har høgast andel av denne gruppa i Oslo, med 62,5 prosent av befolkninga som har landbakgrunn frå Asia, Afrika og Latin-Amerika. I delbydelane Smedstua, Bjørnerud, Fossum, Furuset, Veitvet og Bjørndal er mellom 49,8 og 61,2 prosent av befolkninga frå denne gruppa. Samtlege delbydelar er lokalisert i ei av bydelsgruppene ytre aust og ytre sør.

**Figur 4.3:** Gjennomsnittleg inntekt i delbydelar i Oslo kommune, og andel nordmenn i delbydelar.



Kartet for gjennomsnittleg inntekt på delbydelsnivå viser eit geografisk inntektsmessig skilje. Delbydelar i indre by, ytre aust og dels i ytre sør har årlege gjennomsnittsinntekter mellom 191 000 kroner og 311 000 kroner. Delbydelane som utgjør ytre vest har gjennomsnittsinntekter over dette, mellom 311 000 kroner og 491 000 kroner i året. Delbydelar lokalisert vest i bydelsgruppa ytre sør har gjennomsnittsinntekter mellom 311 000 kroner og 431 000 kroner.

Delbydelar aust og heilt sør i Oslo er områder der under halvparten av befolkninga er nordmenn. Vestlege delbydelar er på den annen side kjenneteikna av at over tre fjerdedelar av befolkninga er etnisk norske, nokre av desse delbydelane har opp mot 90 prosent nordmenn.

#### 4.1.4 Gjennomsnittresultat i barneskular og ungdomsskular i Oslo kommune

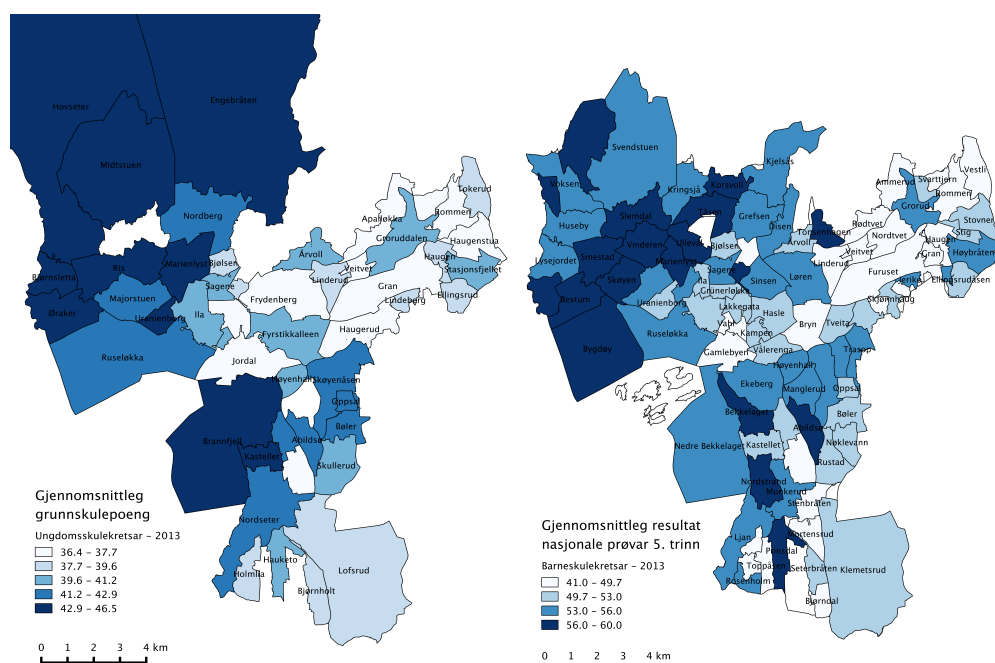
Ved hjelp av Figur 4.4 er det forsøkt å gje eit bilete på korleis fordelinga av ungdomsskular og barneskular med gode skuleresultat er i Oslo kommune. Karta er laga ut frå tilsendte digitale skulekretsar frå Oslo kommune, og derfor avviker utkantsgrensene noko frå kart som er presentert ovanføre. I kartet til høgre, som viser ungdomsskulekretsar, er det fleire område der det ikkje er teikna inn skulekretsar. Dette svarar til barneskulekretsar der overgangen frå



barneskule til ungdomsskule ikkje direkte følgjer barneskulekrets, men er adressedefinert. Derfor er det ikkje data på desse kretsane for ungdomsskular, då dei blir delt mellom fleire ungdomsskular.

Figur 4.4 gjer imidlertid eit bilete på kvar gode ungdomsskular og barneskular, med omsyn på skuleresultat, er lokalisert i Oslo. Mønsteret tydar på at gode ungdomsskular følgjer gode barneskular, og desse er typisk lokalisert vest og sørvest i Oslo. Ungdomsskular lokalisert i ytre aust har gjennomsnittlege grunnskulepoeng mellom 36,4 og 41,2, medan ungdomsskular i ytre vest har gjennomsnittlege grunnskulepoeng mellom 41,2 og 46,5. For resultat i barneskular er det noko jamnare fordelt, med fleire barneskular i ytre aust som har gjennomsnittleg skår på nasjonale prøvar i 5. trinn høgare enn gjennomsnittet i datasettet (jmfør Tabell 3.2).

**Figur 4.4:** Kart over ungdomsskulekretsar og barneskulekretsar i Oslo kommune. Fargeindikasjon for grunnskulepoeng og gjennomsnittresultat på nasjonale prøvar.



#### 4.1.4 Kjenneteikn ved dei ulike områda i Oslo kommune

Med grunnlag i dei føregåande avsnitta kan det nemnast nokre faktorar som er typisk for delområda i Oslo kommune. Ytre vest er karakterisert av høge bustadprisar, høg andel nordmenn og dermed liten andel innvandrarakar. Her er det også høg gjennomsnittleg inntekt, befolkninga er generelt høgt utdanna og det bur få arbeidsledige her. Barneskular i dette området har høg skår på nasjonale prøvar og ungdomsskular har høgt karaktersnitt.

Ytre aust er på den annen side kjenneteikna av noko lågare bustadprisar. Området er todelt, der delbydelar nær sentrum har gjennomsnittleg kvadratmeterpris på linje med delbydelar i ytre vest, men lenger aust og med auka avstand frå sentrum, er gjennomsnittleg kvadratmeterpris eit nivå lågare. Det er høg andel innvandrarakar i dette området, og gjennomsnittleg inntekt er låg samanlikna med ytre vest. Av alle med registrert utdanning opp til og med vidaregåande skule, er bortimot ein tredjedel busett i ytre aust. Barneskular og ungdomsskular har relativt låge resultat på henholdsvis nasjonale prøvar og karaktersnitt i dette området.

Bydelsgruppa ytre sør kjenneteiknast av at dette området er meir eller mindre todelt. Det er eit nordvest/søraust skilje i dette området, som på mange måtar minner om skiljet mellom ytre vest og ytre aust. Med dette meinast det at nordvest i bydelsgruppa er det relativt høge bustadprisar, høg andel nordmenn, høg gjennomsnittsinntekt, og høg skår på nasjonale prøvar og høgt karaktersnitt. Derimot er bustadprisar og gjennomsnittleg inntekt lågare søraust i bydelsgruppa, samt at det er høg andel innvandrarakar og lågutdanna i dette området. Blom (2001) brukar ei anna inndeling i bydelsgrupper enn det Oslo kommune brukar. Hans inndeling kan forklare noko av det mønsteret som observerast i ytre sør. Inndelinga er forskjellig ved at ytre aust og ytre sør er delt opp i nye og gamle drabantbyar, samt at dei to nordvestlege bydelar av ytre sør inngår i ytre vest.

Mønsteret i indre by har ei aust/vest deling som i stor grad følgjer grensene mellom indre aust og indre vest. Kjenneteikna ved indre vest er mykje det same som er nemnt for ytre vest, og det same gjeld mellom indre aust og ytre aust. Forskjellen mellom indre og ytre by er blant anna alderssamansetting. Det bur ein svært liten andel barn under 20 år i indre by, medan andel i same aldersgruppe er dobbelt så stor i kvar av bydelsgruppene som utgjer ytre by. Det er også høgare andel høgutdanna i indre by, bortsett frå i ytre vest som har så og seie same andel høgutdanna som i indre aust og indre vest. I tillegg er det eit skilje mellom kvar ulike landbakgrunnsgrupper er busett. Innvandrarakar frå Norden, andre europeiske land og frå Latin-Amerika er typisk busett i

indre by, medan dei med landbakgrunn frå Asia og Afrika i større grad er busett i ytre by, nærmare bestemt ytre aust og ytre sør. Til slutt er det meir vanleg å eige bustad i ytre by, enn det er i indre by. Tre fjerdedelar av bebuarar i ytre by eig eigen bustad, medan rett under halvparten av alle som bur i indre by har eigarandel i bustad. Tabell A.2.1 i Appendiks A.2 gjer utfyllande informasjon om befolkningsandelar i indre og ytre by utover tabellar og kart som er presentert i kapittel 4.1.2 og 4.1.3.

## 4.2 Segregasjon i Stor-Oslo og Oslo kommune

I ein artikkel av Andersson og Molina (2003) presenterast to modellar for bustadsegregering med omsyn på landbakgrunn. Modellane gjer eit innblikk i kva som er fungerande krefter i prosessen segregering. Den første modellen er ein rasialiseringsmodell, som tar utgangspunkt i at busetjing er ei historie om fire mekanismar som påverkar segregeringsprosessen simultant. Den andre modellen er ein dynamisk migrasjonsmodell som beskriv ulike fasar ved segregeringsprosessen.

Vidare gis ein kort gjennomgang av den dynamiske migrasjonsmodellen, då det er denne modellen som seinare brukast for å forsøke og forklare noko av prosessen bak bustadmønster i Oslo kommune. Modellen forklarar årsaker til ulike migrasjonsmønster som er med på å skape innvandrartette nabolag, og er hovudsakleg utvikla for å forklare svenske segregeringsprosessar. Det nemnast fire migrasjonsmønster. Den første migrasjonen er kalla proto-segregeringsfasen, som ofte startar når eit nabolag har større andel av personar med utanlandsk bakgrunn enn det som er gjennomsnittet i byen. Særleg vil områder med mykje ledige bustader og høg turnover vere utsatt for denne migrasjonsfasen. Segregasjonsgenerert migrasjon er neste type migrasjon, og denne skapar direkte og indirekte effektar for bebuarar i nabolaget. Mange vil flytte ut av området på grunn av sekundæreffektar i barnehagar og skular. Det vil seie at majoritetsgruppa migrerer ut av området når andel av minoritetsgruppene blir så høg at det er uro knytt til kvalitet og kapasitet i barnehagar og skule. Andersson og Molina (2003, s. 274) forklarar vidare at det er mange nabolag i Sverige som har hatt andel med utanlandsk landbakgrunn høgare enn bygjennomsnittet, utan at det har ført til segregasjonsgenerert migrasjon i stor skala. Derimot kan det sjå ut til at slik migrasjon skjer når andel innvandrarar nærmar seg ein viss terskel eller ”tipping point”, rundt 20 prosent<sup>2</sup>. Denne terskelen er ofte lågare ifølgje Andersson og Molina (2003) dersom det er snakk om innvandrarar frå Asia, Afrika og Latin-Amerika. Det argumenterast for at sosioøkonomiske faktorar også er knytt til den segregasjonsgenererte migrasjonsfasen.

---

<sup>2</sup> Grodzins 1957; Schelling 1971; Card, Mas og Rothstein 2008

Dei to siste migrasjonsfasane er den institusjonelt genererte og den nettverksorienterte migrasjonsfasen. Med den institusjonelt genererte migrasjonsfasen meinast det politiske avgjersler som påverkar bustadmarknaden. Det nemnast særleg eit svensk politisk initiativ – Miljonprogrammet, som gjekk ut på å byggje ein million bustader i løpet av ein tiårs periode frå 1965 til 1974. Utfallet av programmet var i stor grad sosial segregasjon (Andersson og Molina 2003: 276). Den nettverksorienterte migrasjonsfasen er migrasjon som følgje av at individ vil bu nær personar frå nettverket sitt, der det ofte argumenterast for at etniske minoritetar vil bu saman med andre frå same etniske minoritet.

#### 4.2.1 Segregasjonsindeksar

Segregasjonsindeksar målar korleis fordelinga av ulike folkegrupper er fordelt i nabolag (Simpson, 2007), og på den måten kan bruken desse skape eit bilete av korleis mønsteret i ein geografi er. Indeksane er som regel eit tal mellom null og éin, der ytterpunkta svarar til enten ingen fordeling av folkegrupper – med andre ord full segregasjon, eller perfekt jamn fordeling som svarar til full integrering av folkegrupper. Variablar som er brukt i utrekning av indeksar er landbakgrunn, men det kan også nyttast for å studere til dømes sosioøkonomisk segregasjon.

##### 4.2.1.1 *Ulikhetsindeks*

Den mest brukte og kanskje mest kjende segregasjonsindeksen er den såkalla ”Index of Dissimilarity” – ulikhetsindeksen, som målar dimensjonen jamnheit (Duncan & Duncan, 1955, Massey & Denton, 1988). Indeksen er lett å rekne og tolke, samt at den ikkje er sensitiv for relative endringar i minoritetsgruppene. Ved utrekning gir indeksen eit tal mellom null og éin, der verdiar frå 0,40 og oppover definerast som moderat til høg grad av segregasjon. Verdiar frå 0 til 0,40 vil sei at eit område er lite segregert, medan verdiar opp mot éin klassifiserast som svært segregerte områder. Frå 0,40 til 0,59 er det moderat høg segregasjon, og verdiar frå 0,60 til 0,69 definerast som høg segregasjon (Simpson, 2007). Ulikhetsindeksen målar kor jamt fordelt ulike grupper er i ein geografi, og den fortel i kva grad grupper må omlokaliserast i geografien for at fordelinga skal vere jamn og lik i alle underinndelingar av geografien.

Formelen for ulikhetsindeksen er gitt ved:

$$D = 0,5 \sum_i \left| \frac{E_{ir}}{E_i} - \frac{E_{jr}}{E_j} \right|$$

der

$D$  = ulikhetsindeks

$E_{ir}$  = antal i gruppe  $i$ , i grunnkrets  $r$

$E_i$  = antal totalt i gruppe  $i$

$E_{jr}$  = antal i resten av befolkninga  $j$ , i grunnkrets  $r$

$E_j$  = antal totalt i resten av befolkninga

Ulikhetsindeksen reknar differansen mellom andelar i grunnkretsar, der differansen er mellom andel i éi bestemt gruppe og resten av befolkninga i kvar grunnkrets. Summen av den absolutte verdien for alle grunnkretsar, dividert med to, gir oss ulikhetsindeksen.

**Tabell 4.3:** Ulikhetsindeks for Stor-Oslo i åra 1994, 2003, 2006 og 2011, på delbydelsnivå og grunnkretsnivå i parentes.

Landbakgrunn	1994	2003	2006	2011
Noreg	0,20 (0,24)	0,23 (0,26)	0,23 (0,26)	0,23 (0,26)
Norden	0,12 (0,16)	0,14 (0,18)	0,13 (0,17)	0,15 (0,18)
Somalia	0,59 (0,72)	0,46 (0,60)	0,47 (0,60)	0,48 (0,59)
Pakistan	0,52 (0,60)	0,51 (0,57)	0,51 (0,57)	0,52 (0,57)
Afrika	0,39 (0,46)	0,40 (0,47)	0,39 (0,46)	0,39 (0,45)
Asia	0,40 (0,47)	0,40 (0,45)	0,39 (0,44)	0,37 (0,41)
Latin-Amerika	0,21 (0,35)	0,21 (0,33)	0,20 (0,31)	0,18 (0,26)
Asia m.fl	0,39 (0,45)	0,40 (0,45)	0,38 (0,44)	0,36 (0,41)
EU/EØS m.fl	0,14 (0,17)	0,14 (0,16)	0,13 (0,15)	0,13 (0,15)
Nye EU-land	0,17 (0,29)		0,14 (0,27)	0,14 (0,25)
EU/EØS-land	0,16 (0,21)			0,14 (0,18)
Ikkje EU-medlem	0,33 (0,47)			0,25 (0,34)

Tabell 4.2 viser at aggregerte grupper, har ein lågare ulikhetsindeks enn grupper frå enkeltland. Det er meir segregasjon i Stor-Oslo når me ser på enkeltland. Verdiane for ulikhetsindeksen for til dømes grupper frå Pakistan eller Somalia foreslår at desse gruppene er moderat segregert på delbydelsnivå, og at desse gruppene er sterkt segregert på grunnkretsnivå. Ei samanlikning mellom delbydelsnivå og grunnkretsnivå viser at alle grupper har høgare segregasjonsnivå på det disaggregerte grunnkretsnivået. Samstundes er det ikkje veldig store skilnadar i segregasjonsnivå mellom delbydel og grunnkrets. Det er ulikhetsindeksen for Somalia, Latin-Amerika, nye EU-land og europeiske land utanføre EU/EØS, som skil seg ut med over 0,10 poengs auke frå delbydelsnivå til grunnkretsnivå. Det har ikkje vore store endringar i ulikhetsindeksen i perioden 1994 til 2011. Tendensen er faktisk slik at innvandrargrupper blir meir integrert, både på

delbydelsnivå og grunnkrets nivå. Derimot er nordmenn blitt meir segregert, ved at ulikhetsindeksen aukar.

Ved å studere Oslo kommune for seg sjølv, viser ulikhetsindeksen mindre segregasjon for enkeltland som Pakistan og Somalia på grunnkrets nivå, medan for større aggregerte grupper er det liten forskjell i verdien for ulikhetsindeksen mellom Oslo kommune og Stor-Oslo. På delbydelsnivå i Oslo kommune viser ulikhetsindeksen litt forskjellige resultat. For Somalia tyder ulikhetsindeksen på at individ frå denne gruppa er mindre segregert i Oslo kommune enn for heile Stor-Oslo, medan Pakistan har så og seie lik verdi for ulikhetsindeksen i Stor-Oslo og i Oslo kommune. Av gruppa frå Somalia er 90 prosent busett i Oslo kommune, som kan forklare kvifor gruppa blir meir segregert når heile Stor-Oslo studerast. I tillegg viser det seg at personar frå Somalia er relativt spreidd over delbydelar i Oslo kommune, samanlikna med personar frå Pakistan. Både aggregerte grupper for Asia og Afrika har ein høgare ulikhetsindeks når den er rekna for berre Oslo kommune. Dette resultatet foreslår at personar frå Asia og Afrika er meir segregert i Oslo kommune på delbydelsnivå, enn i heile Stor-Oslo. Resultat for ulikhetsindeksen for Oslo kommune finnest i Appendiks A.3, Tabell A.3.2 og Tabell A.3.3.

I Tabell 4.4 er ulikhetsindeksen rekna slik at det berre fokuserast på to grupper om gongen. Det er ikkje brukt resten av befolkninga i ein grunnkrets, men befolkninga i motsett gruppe i grunnkretsen. På denne måten studerast det korleis to og to grupper med ulik landbakgrunn er fordelt i forhold til kvarandre. Befolkninga i Oslo er sett saman av nasjonalitetar frå 219 land, og ved å samanlikne aggregerte grupper mot resten av befolkninga vil segregasjonsbiletet bli noko forenkla. Ei samanlikning mellom enkeltland nyanserer biletet, slik at tendensar kan bli tydelegare.

Enkeltlanda i Tabell 4.4a er blant land utanføre Europa som er mest representert i Stor-Oslo. Resultata for grunnkrets nivå viser at nordmenn i Stor-Oslo er lite segregert frå personar med landbakgrunn frå Norden, EU/EØS-land frå før og etter 2004 og Nord-Amerika. Det er moderat segregasjon mellom europeiske land utanføre EU og nordmenn, med ulikhetsindeksen over 0,40. For enkeltlanda India, Irak, Pakistan, Sri Lanka, Chile og Somalia er segregasjonen frå nordmenn moderat høg til høg. Ulikhetsindeksen viser her verdiar mellom 0,40 – 0,69, der det er størst segregasjon mellom nordmenn og personar frå Somalia (0,65) og Sri Lanka (0,67). Personar frå India er minst segregert frå nordmenn av dei asiatiske enkeltlanda i tabellen. Det er heile 0,18

poeng i differanse i ulikhetsindeksen mellom India og Sri Lanka, altså er personar frå India signifikant betre integrert med nordmenn enn personar frå Sri Lanka.

Ei samanlikning mellom verdsdelar visar at nordmenn er mest ujamt fordelt frå innvandrarak frå Asia og Afrika. Ulikhetsindeksen for nordmenn og innvandrarak frå Afrika er 0,51, altså moderat høg segregasjon. For innvandrarak frå Asia er ulikhetsindeksen 0,44. Segregasjonen mellom nordmenn og gruppa for Afrika er dermed signifikant større enn for innvandrarak frå Asia. Frå 1994 (Tabell A.3.1 i Appendiks A.3) til 2011 har segregasjonen mellom nordmenn og personar frå Afrika auka, medan segregasjonen er redusert for nordmenn og personar frå Asia.

**Tabell 4.4a:** Ulikhetsindeks for Stor-Oslo, korleis grupper med ulik landbakgrunn er fordelt i forhold til kvarandre. Grunnkretnivå under diagonalen, delbydelsnivå over \*. År 2011. Enkeltland.

Landbakgrunn	Noreg	Norden	EU/EØS <sup>1</sup>	Nye EU	Utanføre EU <sup>2</sup>	Pakistan	India	Sri Lanka	Irak	Asia andre <sup>3</sup>	Chile	Latin andre <sup>4</sup>	Nord-Am	Somalia	Afrika andre <sup>5</sup>
Noreg	<b>0,00</b>	0,13	0,17	0,16	0,30	0,56	0,35	0,60	0,45	0,30	0,33	0,22	0,21	0,54	0,39
Norden	0,17	<b>0,00</b>	0,09	0,17	0,33	0,59	0,38	0,65	0,48	0,32	0,32	0,15	0,15	0,53	0,39
EU/EØS <sup>1</sup>	0,20	0,16	<b>0,00</b>	0,19	0,35	0,61	0,40	0,67	0,50	0,35	0,35	0,18	0,10	0,55	0,41
Nye EU	0,27	0,28	0,29	<b>0,00</b>	0,28	0,52	0,30	0,58	0,40	0,25	0,30	0,18	0,24	0,47	0,33
Utanføre EU <sup>2</sup>	0,41	0,42	0,44	0,40	<b>0,00</b>	0,39	0,26	0,47	0,26	0,17	0,23	0,26	0,41	0,36	0,21
Pakistan	0,62	0,65	0,66	0,58	0,46	<b>0,00</b>	0,32	0,32	0,32	0,32	0,43	0,52	0,65	0,42	0,31
India	0,49	0,52	0,53	0,46	0,44	0,44	<b>0,00</b>	0,40	0,31	0,19	0,33	0,34	0,44	0,39	0,27
Sri Lanka	0,67	0,72	0,73	0,66	0,56	0,41	0,52	<b>0,00</b>	0,38	0,41	0,53	0,60	0,70	0,53	0,43
Irak	0,57	0,59	0,62	0,52	0,39	0,43	0,49	0,49	<b>0,00</b>	0,24	0,34	0,41	0,55	0,31	0,25
Asia andre <sup>3</sup>	0,35	0,38	0,40	0,34	0,27	0,39	0,37	0,49	0,36	<b>0,00</b>	0,24	0,26	0,40	0,37	0,18
Chile	0,50	0,49	0,51	0,47	0,42	0,55	0,54	0,64	0,51	0,41	<b>0,00</b>	0,24	0,41	0,37	0,22
Latin andre <sup>4</sup>	0,31	0,28	0,28	0,33	0,38	0,58	0,49	0,67	0,52	0,35	0,45	<b>0,00</b>	0,24	0,42	0,29
Nord-Am	0,27	0,24	0,20	0,35	0,51	0,71	0,57	0,77	0,67	0,47	0,56	0,36	<b>0,00</b>	0,60	0,47
Somalia	0,65	0,64	0,66	0,59	0,48	0,49	0,57	0,62	0,41	0,47	0,53	0,56	0,71	<b>0,00</b>	0,29
Afrika andre <sup>5</sup>	0,46	0,47	0,49	0,42	0,30	0,40	0,44	0,52	0,37	0,26	0,38	0,41	0,55	0,40	<b>0,00</b>

1: EU/EØS-land for 2004; 2: Europeiske land utanføre EU/EØS; 3: Asia utan Pakistan, India, Sri Lanka, og Irak; 4: Latin-Amerika utan Chile; 5: Afrika utan Somalia. \* Alle tal under den markerte diagonalen er for grunnkretnivå, og over er for delbydelsnivå. Kvart tal viser korleis segregasjonen er mellom to grupper, gitt ved kolonnenamn og radnamn.



**Tabell 4.4b:** Ulikhetsindeks for Stor-Oslo, korleis grupper med ulik landbakgrunn er fordelt i forhold til kvarandre. Grunnkretsnivå under diagonalen, delbydelsnivå over\*. År 2011.

Verdsdelar.

Landbakgrunn	Noreg	Norden	Europa utan Norden	Asia	Afrika	Latin-Amerika	Nord-Amerika
Noreg	<b>0,00</b>	0,13	0,14	0,39	0,44	0,24	0,21
Norden	0,17	<b>0,00</b>	0,12	0,42	0,43	0,18	0,15
Europa utan Norden	0,19	0,19	<b>0,00</b>	0,34	0,36	0,15	0,20
Asia	0,44	0,47	0,37	<b>0,00</b>	0,22	0,32	0,49
Afrika	0,51	0,51	0,42	0,29	<b>0,00</b>	0,28	0,51
Latin-Amerika	0,31	0,28	0,24	0,38	0,39	<b>0,00</b>	0,28
Nord-Amerika	0,27	0,24	0,28	0,55	0,59	0,38	<b>0,00</b>

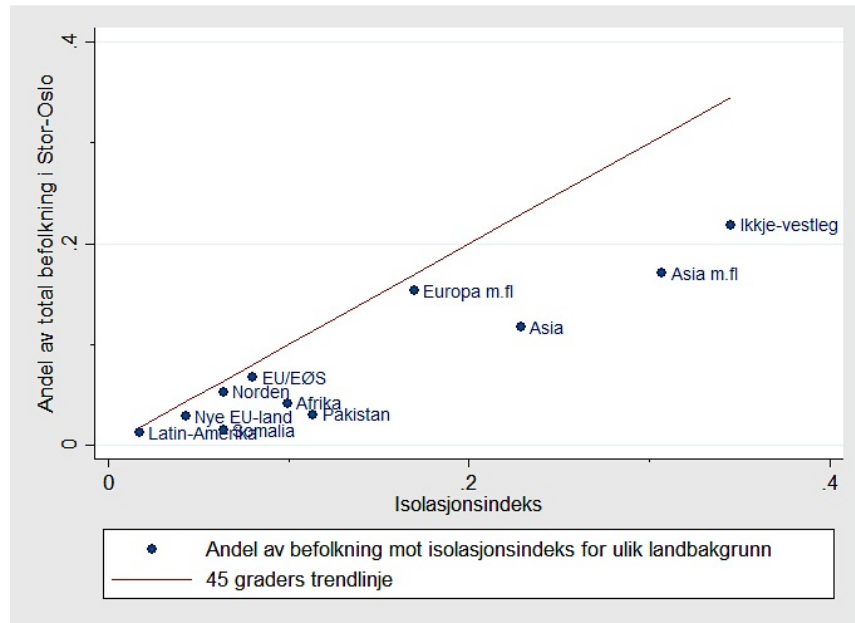
\* Alle tal under den markerte diagonalen er for grunnkretsni v , og over er for delbydelsni v . Kvart tal viser korleis segregasjonen er mellom to grupper, gitt ved kolonnenamn og radnamn

Det er mindre segregasjon p  delbydelsni v , som peikar mot at dei ulike gruppene til ein viss grad er jamt fordelt i Stor-Oslo, men at dei er segregert i klynger av grunnkretsar som ikkje er like tydeleg med ei grovare inndeling i delbydelar. Dette er ogs  tydeleg fr  Tabell A.3.3 i Appendiks A.3, der ulikhetsindeksen er rekna for bydelsni v  og bydelsgruppeni v  i Oslo kommune. Det er tydeleg at til grovare inndelinga av geografien er, dess jamnare ser det ut til at gruppene er fordelt.

#### 4.2.1.1 *Isolasjonsindeks*

Isolasjonsindeksen er ein mykje brukt segregasjonsindeks for dimensjonen eksponering. Indeksen gjer oss eit m l p  korleis minoritetsgrupper er eksponert for medlem fr  si eiga gruppe. Det vil seie at isolasjonsindeksen seier noko om sannsynet for   tilfeldig m te andre fr  same minoritetsgruppe i eit avgrensa geografisk omr de. Dersom isolasjonsindeksen er n r null vil sannsynet vere lite for   m te ein annan fr  same minoritetsgruppe i same grunnkrets, og omr det vil svare til   vere lite segregert. Minoritetsgruppa er med andre ord jamt fordelt i grunnkretsar i den overordna geografien. Om indeksen er n r  in er tolkinga at sannsynet er stort for   m te medlem fr  same minoritetsgruppe i same grunnkrets, og den overordna geografien karakteriserast som segregert med omsyn p  den aktuelle minoritetsgruppa.

**Figur 4.5:** Plott med andel av total befolkning i Stor-Oslo mot isolasjonsindeks for grupper med ulike landbakgrunn. År 2011.



Det kan tenkast at når isolasjonsindeksen er lik andelen av befolkninga i eit område, det vil seie at punktet ligg langs 45 graders linja i Figur 4.5, er graden av segregasjon liten. Sannsynet for å tilfeldig møte eit medlem av same minoritetsgruppe vil vere lik andelen av total befolkning for gruppa, og dermed er den etniske gruppa jamt spreidd i geografien. Figur 4.5 viser at innvandrarar frå verdsdelane Asia og Afrika, samt frå enkeltlanda Pakistan og Somalia, og den aggregerte gruppa for Asia, Afrika og Latin-Amerika er meir segregerte enn til dømes innvandrarar frå Norden og EU/EØS-land, ettersom desse ligg lenger nede mot høgre frå 45 graders linja. Isolasjonsindeksen viser dei same tendensane i Stor-Oslo som ulikhetsindeksen viste i førre avsnitt. Samanlikning av Figur 4.5 med same type figur for 1994 (Appendiks A.3, Figur A.3.1), viser at isolasjonsindeksen stort sett er endra som følgje av endring i andel av dei ulike gruppene. Punkta i figuren frå 1994 til 2011 har i stor grad bevegde seg langs 45 graders linja, og ligg dermed ikkje lenger frå linja. Sannsynet for å tilfeldig møte eit medlem av same minoritetsgruppe er blitt større for dei fleste gruppene, men sidan andel av dei ulike gruppene også har auka i tidsperioden er det vanskeleg å direkte samanlikne resultatane frå indeksen. Ved å samanlikne figurane for 1994 og 2011 er det lettare å seie om det har vore store endringar i segregasjon målt ved isolasjonsindeksen. Frå samanlikninga tyder det ikkje på at segregasjon har auka i særleg stor grad, i dimensjonen eksponering.

#### 4.2.1.3 Romleg Gini-Indeks

Ein indeks som tar høgde for romleg fordeling i geografien er ”spatial Gini-index”, som vidare er kalla romleg Gini-indeks. Mest kjend er Gini-indeksen frå studiar om sosial velferd, der den ofte blir brukt til å måle distribusjonen av personleg inntekt i eit område (Rey & Smith, 2013). Gini-indeksen er også blitt utvikla til å seie noko om korleis industriar er fordelt i geografien, om dei er organisert i klynger eller jamt romleg fordelt (McCann, 2013). Ein høg spatial Gini-indeks for ein gitt industri betyr at industrien er konsentrert på få stader i geografien, noko som normalt gjeld industriar som har nytte av å vere lokalisert nær kvarandre. Ifølge Black og Henderson (1999) er den høgast moglege verdien av indeksen lik to. I eit slikt ytterpunkt har ein gitt industri perfekt konsentrasjon i geografien, medan ein indeks lik null betyr at industrien er jamt distribuert over det geografiske området. Med indeksen lik null vil den aktuelle industrien vere fordelt i dei ulike geografiske områda på same måte som for heile geografien sett under eitt. Det vil seie at dersom ein industri er dominerande i den overordna geografien, vil også industrien dominere i underinndelingar av geografien.

Romleg Gini-indeks kan overførast frå å måle romleg konsentrasjon av industriar, til å måle romleg konsentrasjon av grupper med ulik landbakgrunn i eit område. Indeksen målar dermed korleis grupper frå ulike land er fordelt over til dømes grunnkretsar i Stor-Oslo, i forhold til fordelinga i heile Stor-Oslo. Med utgangspunkt i Black og Henderson (1999) sin definisjon av romleg Gini-indeks, er følgjande formel brukt til å rekne indeksen for etniske grupper:

$$G_i = \sum_{r=1}^m \left[ \frac{E_{ir}}{E_{in}} - \frac{E_r}{E_n} \right]^2$$

der

$G_i$  = romleg Gini-indeks

$E_{ir}$  = antal i gruppe  $i$ , i grunnkrets  $r$

$E_{in}$  = antal i gruppe  $i$ , i den overordna geografien  $n$

$E_r$  = total befolkning i grunnkrets  $r$

$E_n$  = total befolkning i den overordna geografien  $n$

Formelen viser at Gini-indeksen for romleg konsentrasjon er gitt ved den kvadrerte differansen frå kvar grunnkrets sin andel av den aktuelle etniske gruppa og andel av total befolkning. Vidare summerast dette over alle grunnkretsar, slik at utrekning av indeksen gjer eitt tal for kvar gruppe.

Indeksen målar i kva grad grupper tenderer til å klumpe seg i geografien, ved at den tar høgde for om grunnkretsar med høg konsentrasjon av ei gruppe også ligg i nærleiken av andre grunnkretsar med høg konsentrasjon, såkalla romleg autokorrelasjon. Der ulikhetsindeksen viser tendensar til segregasjon, kan romleg Gini-indeks vise låge verdiar. Dette er fordi ulikhetsindeksen berre ser på enkeltgrunnkretsar og om det er stor variasjon i andelar av dei ulike landgruppene, medan romleg Gini-indeks også målar korleis grunnkretsane ligg i forhold til kvarandre. Det såkalla "sjakkbrett-problemet"<sup>1</sup> illustrerer dette godt. Ulikhetsindeksen vil vise at eit område er segregert dersom det er slik at det er store forskjellar mellom andelar av etniske grupper i ulike grunnkretsar. Sjølv om grunnkretsane er lokalisert med avstand frå kvarandre, slik som i eit sjakkbrett, vil områda vere segregerte ut frå resultatata frå ulikhetsindeksen. Grunnkretsane blir altså vurdert isolert frå kvarandre, og dermed blir ikkje den overordna samansettinga av landbakgrunn i geografien tatt i betraktning. Dersom grunnkretsane er klumpa saman, i sjakkbrett-terminologi vil dette vere at alle svarte ruter er samla på ei side og alle kvite ruter er samla på den andre sida, vil ikkje ulikhetsindeksen fange opp denne romlege dimensjonen av segregasjon. Ved å bruke romleg Gini-indeks blir klynger i geografien med konsentrasjon av ulike grupper også tatt høgde for.

**Tabell 4.5:** Romleg Gini-indeks for Stor-Oslo for åra 2003, 2006 og 2011. På delbydelsnivå og grunnkretsnivå i parentes.

Landbakgrunn	2003	2006	2011
Noreg	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0002 (0,0001)
Afrika	0,0061 (0,0023)	0,0057 (0,0022)	0,0056 (0,0020)
Asia	0,0064 (0,0023)	0,0061 (0,0022)	0,0053 (0,0017)
Latin-Amerika	0,0017 (0,0009)	0,0016 (0,0007)	0,0013 (0,0005)
Asia m. fl	0,0054 (0,0019)	0,0050 (0,0018)	0,0043 (0,0014)
Europa m. fl	0,0006 (0,0001)	0,0005 (0,0001)	0,0005 (0,0001)
Pakistan	0,0132 (0,0051)	0,0138 (0,0054)	0,0151 (0,0054)
Somalia	0,0092 (0,0045)	0,0093 (0,0048)	0,0109 (0,0045)

I tidlegare avsnitt har ulikhetsindeksen og isolasjonsindeksen gitt eit bilete på korleis Stor-Oslo er med tanke på segregasjon. Tabell 4.5 er med på å støtte opp under dei funna som er gjort tidlegare, ved at også romleg Gini-indeks viser at aggregerte etniske grupper som verdsdelar er mindre segregerte enn enkeltland. Det er relativt liten variasjon i nivå på indeksen frå 2003 til 2011, der endringar over tid typisk er i retning av at aggregerte landbakgrunnsgrupper blir mindre romleg konsentrert, vist ved at verdien på indeksen går ned. Derimot blir grupper med omsyn på enkeltland, som Pakistan og Somalia, meir romleg konsentrert over tid. Størst endring er det frå

<sup>1</sup> Schelling (1978) bruker sjakkbrett for å illustrere korleis svake preferansar for å bu i nærleik av andre med same landbakgrunn som seg sjølv, kan resultere i full segregasjon.

2006 til 2011 i gruppa for Asia, og den aggregerte gruppa Asia m. fl. Frå år 2006 til 2011 går indeksen for Asia ned frå 0,0061 til 0,0053 på delbydelsnivå (0,0022 til 0,0017 på grunnkretsniivå), noko som peikar i retning av at personar frå Asia er meir romleg fordelt utover grunnkretsar og delbydelar i 2011.

For Oslo kommune åleine (Tabell A.3.4, Appendiks A.3), viser resultatata for indeksen at romleg konsentrasjon er noko større når ikkje dei ni nærliggande kommunane er med i utrekninga. Det er likevel ikkje store endringar i verdien for indeksen, men for samtlege grupper viser resultatata for romleg Gini-indeks høgare verdiar - altså meir romleg konsentrasjon. Verdien for dei aggregerte gruppene Asia m. fl. og Europa m. fl er henholdsvis 0,0058 og 0,0008 på delbydelsnivå (0,0019 og 0,0002 på grunnkretsniivå) for Oslo kommune i 2011, medan dei er 0,0043 og 0,0005 (0,0014 og 0,0001) for Stor-Oslo i 2011.

Det kan vere vanskeleg å tolke om resultatata i Tabell 4.5 viser mykje eller lite romleg konsentrasjon. Som nemnt tidlegare er indeksens høgast moglege verdi lik to, og resultatata for både Stor-Oslo og Oslo kommune er nærmare verdien null enn verdien to. Eit referansepunkt kan dermed vere frå Black og Henderson (1999). Dei viser verdien for to typar industrier, høgteknologi og kapitalgoder, som er henholdsvis 0,020 og 0,007. I dette tilfellet samanliknar dei marknadsandelar av industriane i ulike metropoliske statistiske områder, slik at det er brukt ei grovare inndeling av geografien. Til samanlikning gir utrekning av romleg Gini-indeks på bydelsnivå i Oslo verdiar som 0,002, 0,025 og 0,004, for henholdsvis Noreg, Asia m. fl. og Europa m. fl. i 2011. Ei grovare inndeling av geografien foreslår altså større romleg konsentrasjon, som er naturleg ettersom det er færre områder for grupper å fordele seg over. Med dette tatt i betraktning kan resultatata i Tabell 4.5 tolkast som at det er nokså liten romleg konsentrasjon av ulike landbakgrunnsgrupper i Stor-Oslo. Det er imidlertid tendensar til segregasjon og romleg konsentrasjon ved at ulike grupper typisk busett seg i bestemte bydelar. Likevel er det ikkje slik at dei ulike gruppene er konsentrert i få nære delbydelar og grunnkretsar innanføre ulike bydelar, men er heller spreidd i mange delbydelar og grunnkretsar og ikkje nødvendigvis i umiddelbar nærleik. Dette kjem også fram av Figur 4.2 i delkapittel 4.1.3, som viser kart over Oslo kommune med andelar frå den aggregerte gruppa Asia m. fl. i delbydelar.

#### 4.2.2 Internasjonal samanlikning

Segregasjon målt ved ulikhetsindeksen i USA for fire regionar<sup>2</sup>, i perioden 1890 til 1990, viste at "the American Ghetto" var på veg tilbake (Cutler, Glaeser og Vigdor, 1999). Dette ut frå ein reduksjon i ulikhetsindeksen frå 1970 til 1990 i alle områda. Det brukast ei todeling av befolkninga, der det skiljast mellom "blacks and whites". Ulikhetsindeksen var i 1990 mellom 0,44 og 0,62 i dei fire regionane, der regionen West var minst segregert. Resultat frå denne mastergradsavhandlinga viser at segregasjon i Stor-Oslo mellom ulike verdsdelar er på linje med den minst segregerte regionen i USA i 1990.

Peach (1996) finn at ulikhetsindeks i 1991, for Stor-London, var 0,40 for "whites and nonwhites". Det presenterast også tal for grupper med ulik landbakgrunn, til dømes Pakistan, India og Asia<sup>3</sup>, som er henholdsvis 0,66, 0,56 og 0,47. Desse tala er for ein finindelt geografi<sup>4</sup>, og det er i tillegg gitt tal for ei grovare inndeling. Tendensen er den same som for Stor-Oslo – segregasjon målt ved ulikhetsindeksen er større på grunnkretsniå enn på delbydelsniå. Verdien for ulikhetsindeksen i Stor-London og Stor-Oslo er mykje godt lik for dei nemnte gruppene. Peach (1996) samanliknar landgrupper og finn til dømes at personar frå India er meir integrert enn personar frå Pakistan, og at det generelt er stor variasjon i segregasjonsniå mellom ulike grupper frå Sør-Asia. I Stor-Oslo finnest det liknande resultat. Innvandrarakar frå India er også minst segregert frå nordmenn av dei utvalde asiatiske enkeltlanda, og det er ein del variasjon mellom gruppene og segregasjonsniå frå nordmenn. Det varierer frå 0,42 for innvandrarakar frå India, til 0,67 for innvandrarakar frå Sri Lanka.

##### 4.2.2.1 *Stor-Oslo samanlikna med middels store byar i Sverige*

I ei utreiing for staten i Sverige, presenterer Andersson (2000) ulikhetsindeks for 16 middels store svenske byar. Det er vist at bustadssegregasjon auka i dei fleste byane i tidsperioden 1995 – 1998. Ulikhetsindeksen er presentert for to typar aggregerte grupper – utanlandsfødde og personar fødd i seks land<sup>5</sup>. Tendensen er at sekslandskategorien bur meir åtskilt frå personar fødd i Sverige, enn utanlandsfødde sett under eitt. Dette er tydeleg ved at ulikhetsindeksen for sekslandskategorien er høgare enn kategorien for utanlandsfødde i samtlege svenske byar, både i 1995 og 1998.

<sup>2</sup> Northeast, Midwest, South og West.

<sup>3</sup> Other Asian – utan Kina, Pakistan, Bangladesh og India.

<sup>4</sup> Enumeration District Level

<sup>5</sup> Etiopia, Chile, Irak, Iran, Libanon og Tyrkia.

**Tabell 4.7a:** Ulikhetsindeks i 16 middels store byar i Sverige, 1995 og 1998.

Kjelde: Andersson (2000).

Kommun	1995		1998		Segr.tendens 6 länder*
	Födda i 6 länder*	Utlands- födda	Födda i 6 länder*	Utlands- födda	
Trollhättan	0,67	0,39	0,69	0,38	ökar
Luleå	0,60	0,27	0,56	0,25	minskar
Umeå	0,59	0,31	0,55	0,30	minskar
Borlänge	0,57	0,25	0,62	0,29	ökar
Örebro	0,57	0,35	0,60	0,39	ökar
Eskilstuna	0,57	0,30	0,62	0,30	ökar
Jönköping	0,55	0,32	0,58	0,33	ökar
Uppsala	0,55	0,36	0,56	0,35	ökar
Gävle	0,54	0,29	0,56	0,30	ökar
Karlstad	0,52	0,27	0,55	0,29	ökar
Sundsvall	0,51	0,27	0,54	0,27	ökar
Östersund	0,50	0,17	0,47	0,17	minskar
Västerås	0,47	0,23	0,48	0,24	oför.
Norrköping	0,47	0,33	0,51	0,34	ökar
Halmstad	0,46	0,34	0,51	0,35	ökar
Skellefteå	0,37	0,21	0,40	0,20	ökar

\*Etiopien, Chile, Irak, Iran, Libanon, Turkiet

**Tabell 4.7b:** Ulikhetsindeks i Stor-Oslo under eitt, og i kvar kommune åleine, 1994 og 2011.

Kommune	1994		2011		Segr. tendens*
	Landbakgrunn frå 6 land	Landbakgrunn utanføre Noreg	Landbakgrunn frå 6 land	Landbakgrunn utanføre Noreg	
Stor-Oslo	0,53	0,30	0,48	0,36	minkar
Nittedal	0,68	0,20	0,53	0,23	minkar
Lørenskog	0,65	0,25	0,37	0,33	minkar
Bærum	0,63	0,18	0,52	0,25	minkar
Skedsmo	0,58	0,23	0,38	0,30	minkar
Asker	0,57	0,16	0,35	0,21	minkar
Rælingen	0,54	0,33	0,26	0,18	minkar
Ski	0,51	0,14	0,33	0,16	minkar
Oslo	0,46	0,29	0,48	0,35	aukar
Oppegård	0,42	0,11	0,30	0,16	minkar
Fet	0,41	0,13	0,22	0,12	minkar

\* Endring i ulikhetsindeks for sekslandsgruppe frå 1994 til 2011

Ulikhetsindeks er i stor grad lik for sekslandsgruppa i byar i Sverige i 1995 og i kommunane som utgjer Stor-Oslo i 1994. Høgaste og lågaste verdi for svenske byar er henholdsvis 0,67 og 0,37, og for kommunar i Stor-Oslo er det henholdsvis 0,68 og 0,41. Bustadsegregasjon i Stor-Oslo i 1994 er altså i stor grad lik som for utvalde byar i Sverige i 1995.

Gruppa for alle utanlandsfødde i Sverige har mindre grad av segregasjon enn dersom det berre fokuserast på grupperinga med seks land. Det same gjeld for Stor-Oslo, både i 1994 og i 2011. Det er imidlertid eit mindre gap i ulikhetsindeksen mellom sekslandsgruppa og gruppa for personar med landbakgrunn utanføre Noreg i 2011, enn det er i 1994. Ved at bustadssegregasjon for førstnemnde gruppe minkar frå 1994 til 2011, og ved at den aukar for alle med landbakgrunn utanføre Noreg i same tidperiode, blir det mindre skilnad mellom dei to gruppene. Tendensen i Stor-Oslo under eitt er altså at personar frå Etiopia, Chile, Irak, Iran, Libanon og Tyrkia bur mindre åtskilt frå nordmenn i 2011 enn i 1994. Ulikhetsindeksen går frå 0,53 til 0,48. Dersom me ser på Oslo kommune for seg sjølv, går det motsett retning. Ulikhetsindeksen for sekslandsgruppa aukar i perioden, frå 0,46 til 0,48.

I Sverige aukar segregasjon i treårsperioden 1995 til 1998, både med omsyn på personar frå dei seks ulike landa og alle utanlandsfødde. For Stor-Oslo er samanlikningsperioden mykje lenger, og dermed er det større endringar som visast. For sekslandsgruppa går ulikhetsindeksen betydeleg ned for Stor-Oslo under eitt, og for alle kommunar forutan Oslo.

### **4.3 Delkonklusjon**

Bustadmønsteret i Oslo kommune er kjenneteikna av at grupper med ulik landbakgrunn til ein viss grad busett seg i ulike område. Dette kjem fram av tabellar i Kapittel 4.1.2 og kartpresentasjonar i Kapittel 4.1.3. Det er ein tydeleg tendens til at innvandrarar frå Asia, Afrika og Latin-Amerika er busett i områder aust i Oslo. Bustadmønsteret viser også at Oslo-vest har høgare gjennomsnittsinntekt og utdanningsnivå. Dette mønsteret fell mykje godt saman med mønsteret for skulekretsar med høg skår på nasjonale prøvar og høge gjennomsnittskaraktarar.

I Kapittel 4.2 forklarast ein metode for å måle segregasjon. Det er hovudsakleg fokusert på å måle segregasjon ved ulikhetsindeksen, men også isolasjonsindeksen og romleg Gini-indeks er presentert i kapittelet. Som det nemnast innleiingsvis i kapittelet kan segregasjon målast over fleire dimensjonar. For ei fullstendig analyse av segregasjon i Stor-Oslo bør det reknast fleire indeksar (Massey og Denton 1988; Massey og Denton 1989), som følgeleg målar fleire



dimensjonar enn det som er gjort i denne mastergradsavhandlinga. Resultata gjer imidlertid eit grundig bilete, og gjer grunnlag for å seie noko om utviklinga i bustadmønsteret i Oslo og Stor-Oslo frå 1994 til 2011.

Ulikhetsindeksen viste at på grunnkrets nivå, er Oslo og Stor-Oslo moderat segregert med omsyn på den aggregerte gruppa Asia, Afrika og Latin-Amerika, men segregasjonsnivået er redusert frå 1994 til 2011. Segregasjonsnivået er redusert for alle grupper forutan nordmenn og innvandrarak frå Norden. Det er ingen eller lite segregasjon i gruppa for nordmenn og gruppa for Norden, etter definisjonen frå Kapittel 4.2.1. Dette er resultat frå samanlikning av éi gruppe og resten av befolkninga. Ved å gå over til å samanlikne to og to grupper om gongen, blei det gjort tydeleg fleire nyansar av segregasjonsnivå i Stor-Oslo og Oslo kommune. Blant anna er det ein skilnad mellom segregasjonsnivå med europeiske land innanføre og utanføre EU/EØS når det samanliknast med fordelinga av nordmenn i Stor-Oslo. Nordmenn er moderat segregert frå innvandrarak frå europeiske land utanføre EU/EØS, medan det er ingen eller lite segregasjon mellom nordmenn og gruppa for EU/EØS-land. Vidare er det målt ein sterkare segregasjon mellom nordmenn og gruppa for Asia, samt for nordmenn og Afrika, enn når Asia, Afrika og Latin-Amerika sjåast under eitt. Segregasjonen frå nordmenn aukar for personar med landbakgrunn frå Afrika, medan den reduserast for Asia.

Skilnad mellom delbydelsnivå og grunnkrets nivå for ulikhetsindeksen viser at det er mindre segregasjon på delbydelsnivå for alle grupper. Ulike innvandrargrupper er typisk meir klynga på grunnkrets nivå, og er jamnare fordelt på delbydelsnivå. Resultata for romleg Gini-indeks kan tolkast i samanheng med dette. Sjølv om romleg Gini-indeks viser at segregasjon er større på delbydelsnivå, er ikkje dette det motsette av resultatet for ulikhetsindeksen. Det betyr at innvandrargrupper er meir segregerte i grunnkretsar, men at grunnkretsane ikkje er klynga saman på eitt område. Romleg Gini-indeks bekreftar funna ved ulikhetsindeksen gjennom resultatet som viser at romleg segregasjon er høgare på delbydelsnivå. Innvandrarak er meir jamt fordelt på delbydelsnivå enn grunnkrets nivå. Dette reflekterast i ein høgare romleg Gini-indeks og ein lågare ulikhetsindeks på delbydelsnivå, samanlikna med resultat for grunnkrets nivå.

Befolkningssamansettinga i Stor-Oslo har hatt ei stor endring. I 1994 var andel innvandrarak 17,9 prosent, og andelen var nesten dobla i perioden fram til 2011. Ytre aust, og til dels ytre sør, i Oslo kommune er som nemnt kjenneteikna av at det er høg andel innvandrarak busett i desse områda. Utviklinga frå 1994 til 2011 viser at total andel av alle innvandrarak frå Asia, Afrika og Latin-

Amerika har auka med over ti prosent for dei to områda til saman. Endringa kjem hovudsakleg av at fleire frå denne gruppa har busett seg i ytre aust og ytre sør, medan færre er busett i indre aust. Samstundes har total andel av alle nordmenn i Oslo kommune som er busett i ytre aust og ytre sør gått ned, og andel busett i indre aust er gått opp. Trass den store endringa i befolkningsamansetting, samt flyttestraumar av ulike grupper, er det ikkje iaugefallande store endringar i segregasjonsindeksar, verken for Oslo kommune eller Stor-Oslo.

Segregeringsmodellen som er nemnt innleiingsvis i kapittel om segregasjon – dynamisk migrasjonsmodell, kan bidra til ei betre forståing av bustadmønsteret. Proto-segregasjon er første migrasjonsfase, som på mange måtar er forløparen til den segregasjonsgenererte migrasjonsfasen. Med utgangspunkt i bustadmønster og segregasjonsindeksar for Oslo kan det knytast parallellar til den svenske migrasjonsmodellen. Bustadmønsteret viser at det er nokre områder som skil seg ut med omsyn på andel innvandrarak. Delbydelane dette gjeld, ligg i delbydelsgruppene ytre aust og ytre sør, eller som definert i Blom (2001); nye og gamle drabantbyar. Det kan tenkast at det har vore ein type proto-segregasjonsfase i den forstand at gruppene som er busett i desse områda til ein viss grad er ”segment av populasjonen som manglar økonomiske og politiske ressursar” (Andersson og Molina, 2003: 272). Dette med grunnlag i fordelinga av sosioøkonomiske faktorar i området. Kjenneteikn ved drabantbyane er at dei dominerast av burettslag og hovudsakleg blokkleilegheiter, og at bustadprisane er rimelegare. Mange av desse bustadane var oppført på 1970- og 1980-talet. Dermed kan det knytast saman med grad av segregasjon, vist ved ulikhetsindeksen, og bustadmønsteret i 1994. Vidare kan utviklinga frå 1994 til 2011 sjåast i samanheng med den såkalla segregasjonsgenererte migrasjonsfasen. Den store endringa i befolkningsamansetting i denne perioden har ført til at fleire delbydelar har ein tydeleg konsentrasjon av innvandrarak. Det er imidlertid ikkje store nok konsentrasjonar til at det gjer store utslag i ulikhetsindeksen. For heile Stor-Oslo går ulikhetsindeksen ned, på grunn av at fleire innvandrarak også busett seg i kommunar utanføre Oslo kommune. Ulikhetsindeksen i Oslo kommune åleine har derimot auka, om så i liten grad. Tendensane som visast gjennom kartpresentasjonar på delbydelsnivå og tabellar på bydelsgruppenivå kan peike mot at segregeringsprosessen i Oslo er inne i ein segregeringsgenerert migrasjonsfase. Etter at fleire innvandrarak har busett seg i delbydelar i ytre aust og ytre sør, eller dei nye og gamle drabantbyane, er det no kome til at fleire nordmenn flyttar ut av desse områda. Dette kjem fram ved at andel av alle nordmenn busett i Oslo er gått betydeleg ned i ytre aust. Det har også vore mykje omtalt i media, blant anna i TV2-dokumentaren ”Klasseskillet”. At ulikhetsindeksen berre har auka svakt i perioden vitnar om at segregeringsprosessar er treige nabolagsendringar og at

tidsperioden på 18 år gjerne er kort for å beskrive endringar i bustadmønster. I tillegg viser den svake auken i segregasjon at dei fleste innvandrartette nabolag ikkje har nådd ”tipping-points”, kanskje forutan dei seks delbydelane Rommen, Bjørnerud, Fossum, Furuset, Smedstua og Veitvet.

## 5 Økonometrisk analyse

I dette kapitlet presenterast metode og empirisk strategi som brukast i den økonometriske analysen. Første del av kapitlet introduserer hedonisk metode, og litt om teorigrunnlaget for denne metoden. Denne delen er eit teorikapittel, men tas likevel med i dette kapitlet om økonometrisk analyse, då det gir ei betre forståing for korleis den økonometriske analysen utførast og kva føresetnadar tolkingar er basert på. Andre del av kapitlet forklarar den empiriske strategien som nyttast i analysen.

### 5.1 Hedonisk metode

For å estimere effekten av attributtar ved bustader er det i denne avhandlinga nytta hedonisk metode. Ved den hedoniske metoden estimerast implisitte prisar for attributtar til eit gode, gjennom observert pris for godet (Rosen, 1974). Dette ut frå antakinga om at ulike goder er sett saman av mange enkeltkarakteristika som på kvar sitt vis gjer nytte for ulike konsumentar. På den måten kan kvar attributt tenkast å ha ein implisitt pris, som er innbakt i den totale prisen for ulike produkt (Osland, 1989: 18). Framgangsmåten er å bruke regresjonsanalyse med prisen for godet som avhengig variabel, og attributtar knytt til godet som forklaringsvariablar. Dei estimerte koeffisientane til attributtane ved godet representerer implisitte prisar.

Gjennom presentasjonen av ein heilskapleg marknadsteori for heterogene goder, viser Rosen (1974) korleis den økonomiske tolkinga av den hedoniske prisfunksjonen er ein likevektsrelasjon mellom konsumentar og produsentar (Quigley, 1982). I neste delkapittel følgjer ein kort gjennomgang av teorigrunnlaget for den hedoniske metoden, basert på artikkelen av Osland (2001).

### 5.1.1 Teorigrunnlaget for den hedoniske metoden

Den hedoniske prisfunksjonen er definert som:

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

Der totalpris av eit gode er gitt ved samansetninga av attributtane knytt til godet, og dei implisitte likevektsprisane på kvar enkeltattributt.

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

I ein analyse av bustadmarknaden er  $Z$  ein vektor som representerer alle karakteristika ved bustadeigedommen og omgivnadane rundt den, som gjer nytte for hushaldet. Bustad er eit svært heterogent gode, og på grunn av marknadsimperfeksjonar som asymmetrisk informasjon, søke-, transaksjons- og flyttekostnadar er det vanskeleg å omsyn til alle faktorar i ein enkelt modell. Derfor er det nødvendig å gjere forenklande føresetnadar og fokusere på ulike områder ved bustader i ein analyse av bustadmarknaden. Attributtar for bustadeigedom kan delast i to hovudgrupper (Osland 2001):

- Attributtar knytt til sjølve bustaden
- Attributtar knytt til lokaliseringa av bustaden

I denne avhandlinga er fokus retta mot attributtar knytt til lokaliseringa av bustaden - nabolagstrekk.

Det kan utledast ei teoretisk forklaring for samanhengen mellom tilpassinga til enkeltaktørane på begge sider av marknaden – konsumentar og produsentar, og den hedoniske prisfunksjonen. Resultatet er at den hedoniske prisfunksjonen kjem av optimal tilpassing mellom etterspørjarar og tilbydarar i bustadmarknaden. Optimal tilpassing for etterspørjarar er når den lågast oppnåelege budfunksjonen tangerer den hedoniske prisfunksjonen. Optimal tilpassing for tilbydarar er når den høgast oppnåelege offerfunksjonen (isoprofitkurva) tangerer den hedoniske prisfunksjonen. Marknadlikevekt er gitt ved at enkeltaktørar tilpassar seg optimalt, på begge sider av marknaden, som vil seie at hushaldas budfunksjonar tangerer produsentanes offerfunksjonar. På denne måten er den hedoniske prisfunksjonen ei omhylling av marknaden budfunksjonar og offerfunksjonar, kvar tangering mellom desse kurvene representerer eit punkt på den hedoniske prisfunksjonen.

### 5.1.1.1 *Optimal tilpassing på etterspørselssida*

Hushald er antatt å maksimere nytte når dei vel bustad, gitt ein budsjettrestriksjon.

$$\text{Maksimer: } U_j = U(Z, X, \alpha_j)$$

$$\text{Gitt: } Y_j = X + P(Z)$$

$U$  angir nyttenivå,  $Z$  er ein vektor av bustadattributtar,  $X$  er ein vektor av alle andre konsumvarer enn bustaden,  $\alpha_j$  representerer eit preferanseparameter for hushald  $j$ .  $Y$  angir inntekt for hushalda, målt i enheter av  $X$ .  $P(Z)$  er den hedoniske prisfunksjonen.

Det antakast at kvart hushald berre kjøper ein bustad og at denne er eit konsumgode. Nyttefunksjonen er strengt konkav, det er med andre ord avtakande auke i nytte når konsum av ein konkret bustadattributt aukar. Det finnest ein første- og andreordensderivert av prisfunksjonen  $P(Z)$ , men dei har ikkje bestemte forteikn. Forma er likevel antatt å sikre ei løysing på nyttemaksimeringsproblemet.

Maksimeringsproblemet løysast ved hjelp av Lagranges metode:

$$L = U(Z, X, \alpha_j) - \lambda(X + P(Z) - Y)$$

Førsteordensbetingelser:

$$\frac{\partial L}{\partial z_i} = \frac{\partial U}{\partial z_i} - \lambda \frac{\partial P}{\partial z_i} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial X} = \frac{\partial U}{\partial X} - \lambda = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = X + P(Z) - Y = 0$$

Frå dette kjem det at i optimal tilpassing vil den marginale substitusjonsrate (MRS) mellom  $z_i$  og  $X$  vere lik den partiell deriverte av prisfunksjonen med omsyn på dei ulike bustadattributtane:

$$\frac{\frac{\partial U}{\partial z_i}}{\frac{\partial U}{\partial X}} = \frac{\partial P}{\partial z_i}$$

Det vil seie at MRS er lik den implisitte prisen på den respektive bustadattributt. Dette må vere tilfellet, ettersom det vil vere betre for hushaldet å redusere konsumert mengde av  $X$  og auke mengda av  $z_i$ , dersom MRS er større enn den implisitte prisen. Dermed vil ikkje dette vere optimal tilpassing då det er meir lønnsamt for hushaldet å endre konsumallokeringa. Det sluttar å vere lønnsamt idet MRS er lik den implisitte prisen på bustadattributtet, og dermed må dette vere optimal tilpassing.

#### 5.1.1.2 *Budfunksjonen*

Budfunksjonen på etterspørselssida kjem av den optimale tilpassinga til hushalda, og den representerer løysinga på maksimeringsproblemet. Funksjonen kan definerast som hushaldas maksimale betalingsvilje for ulike hustypar eller samansettingar av bustadattributt, på eit gitt nytte- og inntektsnivå. ”Budfunksjonen er dermed en indifferenskurve som gjør det mulig å studere alternative kombinasjoner av boligattributter i relasjon til subjektive priser og markedspriser, heller enn til et annet gode.” (Osland 2001: 4).

Budfunksjonen definerast slik:

$$\theta_j = \theta(z_1, z_2, \dots, z_n, Y_j, U_j, \alpha_j)$$

Med utgangspunkt i nyttefunksjonen kan budfunksjonen utledast, ved å bruke dei optimale verdiane for bustadvektoren  $Z^*$  og andre konsumgoder  $X^*$ . Det antakast at den maksimale betalingsvilje  $\theta$  er lik den faktiske prisen, slik at  $P(Z^*) = \theta$ . Dermed blir uttrykket slik:

$$U_j^* = U(Z, Y_j - \theta_j, \alpha_j)$$

Ettersom nyttefunksjonen er antatt konkav er betalingsviljen positiv, men avtakande for partiell auke i bustadattributtar. Som nemnt i innleiinga til dette delkapittelet er optimal tilpassing i det punktet der budfunksjonen tangerer den eksogent gitte hedoniske prisfunksjonen. Marginal

betalingsvilje for den siste enheten av bustadattributtet  $z_n$  er lik den implisitte prisen på attributtet.

$$\frac{\partial \theta_j}{\partial Z_n} = \frac{\frac{\partial U_j}{\partial Z_n}}{\frac{\partial U_j}{\partial X}} = \frac{\partial P}{\partial Z_n}$$

### 5.1.1.3 *Optimal tilpassing på tilbodssida*

Produsentane er profittmaksimerarar når dei tilpassar produksjonen sin. Det vil seie at dei på kort sikt tilpassar antal produserte enheter og samansetting av attributtar. Det er antatt mange små bedrifter, at dei spesialiserer seg og produserer éin bustadtype med ein gitt samansetting av bustadattributtar. På denne måten får me eit bredt spekter av bustadtypar.

Profittfunksjonen:

$$\pi = M \cdot P(Z) - C(M, Z, \beta)$$

$M$  angir tilbodet av bustader frå ein bedrift som produserer bustader med attributtar lik vektor  $Z$ . Inntektsfunksjonen er ikkje-lineær, og den hedoniske prisfunksjonen er eksogent gitt og blir dermed ikkje påverka av antal bustader tilbydd av bedrifta. Kostnadsfunksjonen  $C$  er stigande med antal bustader tilbydd, og avheng også av produksjonen av attributtar der grensekostnadane er positive og ikkje-avtakande, samt  $\beta$ , som representerer eit skiftparameter som til dømes produksjonsteknologi og faktorprisar for den enkelte bedrift.

Frå førsteordensbetingelsane har me at optimal tilpassing er lik:

$$P(Z) = \frac{\partial C}{\partial M}$$

$$\frac{\partial P}{\partial z_i} = \frac{\partial C}{\partial z_i} / M$$

Dette viser at optimal produksjon for ein bedrift er å produsere eit antal bustader slik at grensekostnadar ved produksjonen er lik grenseinntekt. Vidare bør bedrifta velje samansetting av bustadattributtar slik at grensekostnad per bustad ved ei partiell auke i mengda attributt er lik den implisitte prisen på det aktuelle attributtet.

#### 5.1.1.4 Offerfunksjonen

På same måte som budfunksjonen på etterspørselssida representerte løysinga på maksimeringsproblemet til hushalda, representerer offerfunksjonen løysinga på maksimeringsproblemet på tilbodssida. Offerfunksjonen angir den minste prisen bedriftene aksepterer for å tilby bestemte hustypar, gitt eit konstant profittnivå og antal produserte bustader. Den er med andre ord produsentanes isoprofitkurver.

Likninga for offerfunksjonen utledast ved å ta utgangspunkt i profittfunksjonen med dei optimale verdiane  $Z^*$ ,  $M^*$  og  $\pi^*$ .

$$\pi^* = M^* \cdot P(Z^*) - C(M^*, Z^*, \beta)$$

Minimumsprisen som produsentane aksepterer er lik prisen dei faktisk får betalt, slik at  $\phi = P(Z^*)$ .

$$\pi^* = M^* \cdot \phi(Z^*, \pi^*, \beta) - C(M^*, Z^*, \beta)$$

Ved førsteordensbetingelsane kan uttrykket over løysast, som resulterer i offerfunksjonen:

$$\phi = \phi(Z^*, \pi^*, \beta)$$

#### 5.1.1.5 Marknadstilpassing

Når det er likevekt i marknaden tangerer hushaldas budfunksjon og bedriftenes offerfunksjon, samstundes som dei også tangerer den hedoniske prisfunksjonen:

$$\frac{\partial \theta}{\partial z_i} = \frac{\partial P}{\partial z_i} = \frac{\partial \phi}{\partial z_i}$$

Dermed er den hedoniske prisfunksjonen ei omhylling av budfunksjonen og offerfunksjonen.



## 5.2 Empirisk strategi

Strategien for å omgå endogenitetsproblem i modellen kallast regresjonsdiskontinuitet (RD). Ved å ta utgangspunkt i geografiske skulekretsgrenser, er det mogleg å isolere effekten av skulekvalitet på bustadprisar. I dei ti kommunane som utgjer det såkalla Stor-Oslo, er elevane delt inn på skular ut frå kvar dei bur. Det vil seie at kva skule den enkelte elev skal gå på, er bestemt av kommunen som set skulekretsgrensene. På denne måten er det til ein viss grad ikkje mogleg for individ å manipulere seg til ein annan skule enn skulen som bustaden soknar til gjennom kommunebestemte skulekretsar.

Tradisjonell RD utnyttar rigide lovar og reglar til verdifulle naturlege eksperiment (Angrist og Pischke, 2014). Ved å studere variasjonen som kjem som følge av ei lov eller ein regel, går det an å finne svar på ulike spørsmål. Ein viktig variabel i eit regresjonsdiskontinuitetsoppsett er den såkalla "running variable". Dette er variabelen som avgjer om objektet er i testgruppa eller i kontrollgruppa i eksperimentet. Eit objekt i denne samanheng er det som blir studert, til dømes individ, bedrifter eller kommunar. Ved RD er det eit cutoff<sup>6</sup>, og ut frå verdien av "running variable" er det bestemt om objektet er i testgruppa eller i kontrollgruppa. Ein dummyvariabel<sup>7</sup> brukast for å indikere om objektet er over eller under cutoff – om objektet er i test- eller kontrollgruppa. Dersom  $a$  er "running variable", og  $x$  er verdien for  $a$  som angir cutoff, kan dummyvariabelen definerast slik:

$$D = \begin{cases} 1 & \text{dersom } a \geq x \\ 0 & \text{dersom } a < x \end{cases}$$

Ein RD-modell kan skrivast som

$$y_a = \beta + \rho D_a + \gamma a + e_a$$

der  $y_a$  er den avhengige variabelen,  $a$  er "running variable" og  $D$  er dummyvariabelen som indikerer over eller under cutoff. Det er den estimerte koeffisienten for for dummyvariabelen,  $\rho$ , som tolkast kausalt. Den aktuelle dummyvariabelen skal vere bestemt av "running variable" åleine, slik at det ikkje er utelatne variablars bias i den estimerte koeffisienten. Derimot er det

---

<sup>6</sup> Det er ikkje alltid eit deterministisk cutoff. Dette er forskjellen mellom såkalla "sharp RD" og "fuzzy RD". Ved "fuzzy RD" er det eit cutoff i sannsynet for å vere i testgruppa. For ei gjennomgang av dette, sjå til dømes Angrist og Pischke (2009).

<sup>7</sup> Ein dummyvariabel brukast ofte til å indikere kvalitativ informasjon som ikkje kan talfestast, der variabelen har verdien 0 eller 1.

viktig å fokusere på at ”running variable” ikkje er korrelert med feilleddet,  $e$ , i regresjonsmodellen<sup>8</sup>.

I denne mastergradsavhandlinga er det brukt geografisk regresjonsdiskontinuitet, også kalla grensediskontinuitet. Strategien for å identifisere sortering er at det finnest geografiske grenser som skil hushald frå kvarandre, og desse grensene skapar ein diskontinuitet i data. Denne diskontinuiteten kan utnyttast ved at variasjonen som kjem som følge av grensene til ein viss grad er eksogent bestemt, og kan dermed fungere som eit naturleg eksperiment. Det er tatt utgangspunkt i at skulen elevar går på er bestemt av kvar dei bur. Ettersom det er mange uobserverbare faktorar som påverkar skulekvalitet, er det utnytta kommunebestemte skulekretsar til å kunne isolere effekten av skulekvalitet på bustadpris. Ved å samanlikne bustader nær kvarandre, men på motsett side av skulekretsgrenser, er det antatt at bustadane er samanliknbare og at uobserverte nabolagstrekk er dei same for bustadane. Dermed er det skulekvalitet som er forskjellig mellom bustader som blir samanlikna, og bustadane er antatt å vere gyldige kontrafaktiske objekt for kvarandre.

Det er altså skulekretsgrenser som i denne samanheng er ”running variable”, men det er ikkje slik at skulekretsgrenser aleine avgjer om skular har høg eller låg testskår. Ved hjelp av eit komplett sett dummyvariablar som indikerer hus på kvar side av ei felles skulekretsgrense, er grensefaste effektar inkludert. På den måten er det kontrollert for uobserverte nabolagstrekk ved skulekretsgrenser, som kan påverke skulekvalitet<sup>9</sup>.

Modellen som er brukt i analysen kan skrivast som følgjer:

$$\ln p_{hsg} = \alpha + \beta X_{hsg} + \varphi D_g + \rho t_s + \varepsilon_{hsg}$$

der  $p_{hsg}$  er bustadpris til hus  $b$  i skulekrets  $s$  ved grense  $g$ . Bustadkarakteristikk for hus  $b$  er gitt ved vektor  $X_{hsg}$ , der informasjon om blant anna bruksareal og byggjeår er inkludert. Vektor  $D_g$  er dummyvariablar for bustader som deler felles skulekretsgrense, og kontrollvariablar for observerbare nabolagstrekk. Kontrollvariabelen  $t_s$  er gjennomsnittresultat ved skulen i skulekrets  $s$ . Det er koeffisienten  $\rho$ , som er av interesse for estimering av effekt av skulekvalitet

<sup>8</sup> Døme på artiklar som nyttar RD, som også er nyttige for å forstå metoden er blant anna Carneiro, Løken og Salvanes (2015) og (Carpenter og Dobkin 2009).

<sup>9</sup> I tråd med Black (1999).

på bustadpris. I tillegg inkluderast det årsummyr som indikerer året bustaden blei selt, for å fange opp tidstrender i datamaterialet.

### 5.2.1 Gjennomsnittresultat ved skular som forklaringsvariabel

Mål for skulekvalitet er resultat frå nasjonale prøvar på 5. trinn for barneskule, og grunnskulepoeng for ungdomsskule. Resultat frå nasjonale prøvar frå kvar enkelt skule finnest berre offentleg for eitt år, skuleåret 2014/2015. Det ville vore optimalt å hatt resultat over fleire år, for å rekne eit gjennomsnitt, slik at målet for skulekvalitet var robust for endringar i elevsamansettinga. Med dette meinast det at resultat frå berre eitt år kan i verste fall vere lite representativt for den aktuelle skulen, ettersom det er svært avhengig av elevane frå år til år. Med observasjonar over fleire år, ville denne variasjonen bli luka bort ved å ta gjennomsnittet over åra. Det er offentleggjort resultat frå tre nasjonale prøvar i barneskulen på 5. trinn. Dette er nasjonale prøvar i engelsk, lesing og rekning. I analysen er det brukt gjennomsnittet for desse tre prøvane, som eit mål på skulekvalitet for den enkelte barneskule.

Det kan diskuterast om resultat frå nasjonale prøvar er eit passende mål for skulekvalitet, ettersom dette berre målar kvalitet i den faglege dimensjonen. Skulekvalitet har mange perspektiv, deriblant sosial trivsel, lærarkapasitet og skuleressursar. Vidare er det også moglegheiter for at resultat på nasjonale prøvar ikkje er samanliknbare, sjølv om dette er hensikta med prøvane. Retningslinjene for nasjonale prøvar tillét noko lokalt skjønn, som kan skape variasjon mellom skular og kommunar (Seland, Vibe og Hovdhaugen, 2013). I tillegg er det opp til kvar enkelt lærar å øve til nasjonale prøvar, som dermed skapar variasjon frå skule til skule, og år til år, etter kor mykje fokus som blir lagt på nasjonale prøvar. Det er diskusjonar om skulekvalitet og korleis det best kan målast. Fleire er kritiske til bruk av standardiserte prøvar som proxy; Hanushek (1986) gjer ein grundig gjennomgang og diskusjon av dette. Blant anna argumenterast det for at det ikkje er funne noko link mellom testskår og seinare prestasjonar. På den annen side nemnast det også at testskår gjerne er eit bra mål på bidraget frå skulen på prestasjonar i dei nedste skuletrinna. Det er nytta andre mål som proxy for skulekvalitet i ulike studiar. Til dømes er det brukt offentleg forbruk på skular (Downes og Zabel, 2002), eller auke i inntekt som følge av ulik skulebakgrunn (Brasington og Haurin, 2006; Kane et al., 2005).

Grunnskulepoeng frå ungdomsskulenivå er det same som gjennomsnittskaraktarar på ungdomsskulane. Dette er rekna ut ved alle vitnemålskaraktarar det aktuelle skuleåret for den enkelte ungdomsskule er lagt saman og delt på antal karaktarar. Dermed blir det eitt tal for kvar

skule. Det finnest grunnskulepoeng offentleg for kvar enkelt ungdomsskule frå skuleåra 2009/2010 til og med 2013/2014. Som nemnt i avsnitt 3.3, er det 91 av 95 ungdomsskular som har data for tre skuleår, mot 89 ungdomsskular med data for fem skuleår. For å behalde flest mogleg observasjonar er det i analysen brukt eit gjennomsnitt for tre skuleår, åra 2011/2013 til og med 2013/2014.

### 5.2.2 Diskontinuitetar ved skulekretsgrenser

Ein metode for å studere om det finnest diskontinuitetar i datamaterialet er å ta ein balansesjekk ved hjelp av figurar. I dette delkapitlet presenterast figurar som viser om det finnest diskontinuitetar ved skulekretsgrenser i Stor-Oslo. Ved å ta utgangspunkt i skulekretsgrenser og gjennomsnittsrultat på skular, bustadprisar, og data om nabolagstrekk på grunnkretsniå, er det målt karakteristikkk ved bustader på kvar side av ei gitt skulekretsgrense.

Figurane er konstruert ved å kjøre regresjonar med variabelen av interesse som avhengig variabel, og grensefaste effektar, samt dummyvariablar for avstand til skulekretsgrense som kontrollvariablar. Koeffisientane for avstandsdummyane er deretter plotta saman med avstand frå grensa med 50 meters intervall. Positive avstandar indikerer sida for skular med høg testskår på nasjonale prøvar på barneskulenivå eller høge gjennomsnittskaraktarar på ungdomsskulenivå<sup>10</sup>. Koeffisienten for 50 meter frå skulekretsgrensa på låg side er normalisert til null, og dei andre koeffisientane normalisert i forhold til denne. Framgangsmåten er i stor grad basert på Bayer et al. (2007: 599) og korleis deira figurar for å presentere diskontinuitetar ved inntaksområdegrenser er laga. Kwart punkt i figuren er eit betinga gjennomsnitt for den aktuelle variabelen, for ein gitt avstand til skulekretsgrensa.

Gjennom dette avsnittet er det brukt eit underutval av datamaterialet. Det fokuserast på skulekretsgrenser der skulekvalitet mellom skular på kvar side av grensa har ein differanse større enn median differanse for skulekvalitet<sup>11</sup>. I tillegg er det berre observasjonar med avstand 500

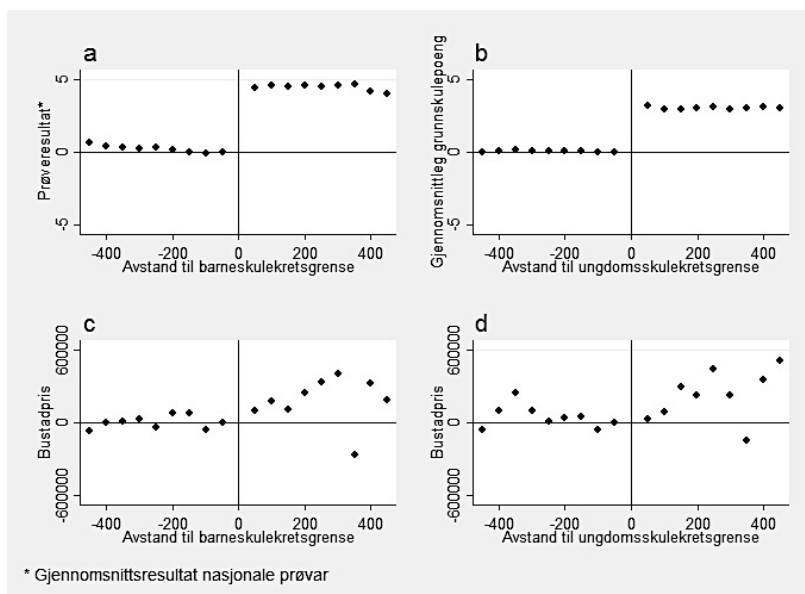
---

<sup>10</sup> Høg og låg side er relativt definert. Ein bustad er på høg (låg) side av ei skulekretsgrense dersom den lokale barneskulen har høgare (lågare) gjennomsnittsskår på nasjonale prøvar enn gjennomsnittsskår ved den lokale barneskulen på motsett side av skulekretsgrensa. På same måte er ein bustad på høg side av ei skulekretsgrense dersom den lokale ungdomsskulen har høgare gjennomsnittskaraktarar enn den lokale ungdomsskulen på motsett side av skulekretsgrensa. Høg og låg side er indikert ved ein dummyvariabel i datasettet.

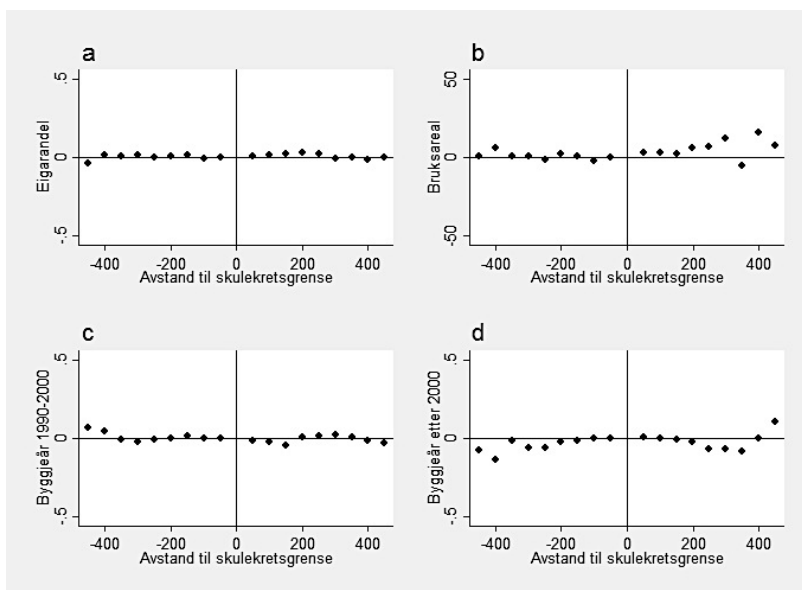
<sup>11</sup> Median differanse for skulekvalitet er 1,666672. Alle observasjonar med differanse mindre eller lik ein absolutt verdi på 1,666672 for gjennomsnittsrultat på nasjonale prøvar er tatt ut av samanlikninga, slik at skular som er like ikkje blir samanlikna.

meter eller mindre frå nærmaste skulekretsgrænse. Dermed er det gått frå 102 811 observasjonar i det originale datasettet til å samanlikne 43 903 observasjonar i det brukte underutvalet for barneskular, og 41 980 observasjonar for ungdomsskular.

**Figur 5.1:** Gjennomsnittleg resultat på nasjonale prøvar, gjennomsnittskaraktarar i ungdomsskular og bustadprisar rundt skulekretsgrænse. Barneskule og ungdomsskule.



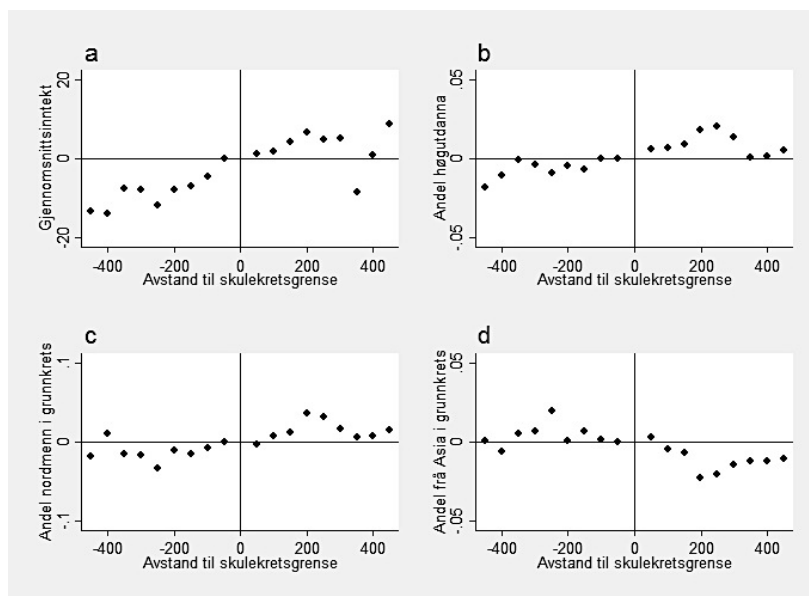
Det er ein tydeleg diskontinuitet i gjennomsnittsskår på nasjonale prøvar i 5. trinn på barneskulenivå, og i gjennomsnittleg grunnskulepoeng i 10. trinn på ungdomsskulenivå. Dette kjem fram av Figur 5.1a og b. Størrelsen på diskontinuiteten er 4,5 poeng og 3,1 poeng (begge er over eit standardavvik) for henholdsvis barneskule- og ungdomsskulenivå. Figur 5.1c og d viser skilnad i bustadprisar mellom høg og låg testskårside, for barneskulekretsar og ungdomsskulekretsar. Figurane viser at det gjennomsnittleg er høgare bustadprisar på høg testskårside.

**Figur 5.2:** Bustadkarakteristikk rundt skulekretsgrenser. Barneskule.

Ved å studere bustadkarakteristikk rundt skulekretsgrenser, er det mogleg å finne ut om det er rimeleg å anta at bustader er like og samanliknbare på tvers av grensene, innanføre ein gitt avstand. Figur 5.2 viser korleis eigarandel, bruksareal og byggjeår varierer over skulekretsgrensene innanføre ein avstand på 500 meter på kvar side av skulekretsgrensa. Variablane er kontinuerlege på tvers av barneskulekretsgrenser, forutan bruksareal som gjennomsnittleg er noko større på høg testskårside.

Sosiodemografiske nabolagstrekk ved skulekretsgrenser er ikkje kontinuerleg. Figur 5.3 viser at hushald på høg testskårside gjennomsnittleg har meir inntekt, meir utdanning, og er meir sannsynleg frå Noreg.

**Figur 5.3:** Sosiodemografiske nabolagstrekk rundt skulekretsgrenser. Barneskule.



Dersom det ikkje hadde eksistert diskontinuitetar ved skulekretsgrenser anna enn ved skulekvalitet og bustadprisar, ville skilnaden i bustadprisar kunne forklarast ved skilnaden mellom skulekvalitet i skular (Black, 1999). I datasettet figurane er basert på er det tydeleg at det finnest andre element som ikkje er kontinuerlege over skulekretsgrenser, og dermed spelar også desse faktorane ei rolle i forklaringa for variasjonen i bustadprisar.

## 6 Resultat

Det kom fram av kapittel 5.2.2 at det eksisterer diskontinuitetar ved skulekretsgrenser i Stor-Oslo, både for barneskular og ungdomsskular. Tendensane som er vist i figurane frå dette delkapitlet er også statistisk testa, og resultat frå denne testen er vist i Tabell 3.4 og 3.5, kolonne 7. I dette kapitlet estimerast effekten av skulekvalitet og nabolagstrekk på bustadprisar. To føresetnadar er viktige for tolking av estimat som marknadsverdi for desse attributtane; at uobservert nabolagskarakteristikk ikkje varierer mellom skulekretsgrensene der bustader har felles grense, og at sosiodemografiske nabolagstrekk som inkluderast i regresjonar kontrollerer fullt og heilt for sortering av hushald i skulekretsar (Bayer et al., 2007).

### 6.1 Preferansar for skular og nabolag

Ettersom diskontinuitetar ikkje er avgrensa til å gjelde berre skulekvalitet og bustadprisar, men også sosiodemografiske nabolagstrekk, presenterast spesifikasjonar av modellen der dette også kontrollerast for. Ved å estimere verdien av skulekvalitet både med og utan kontroll for sosiodemografiske nabolagstrekk, er det vist korleis desse faktorane heng saman. Endringa i den estimerte koeffisienten for skulekvalitet viser at det kan vere bias i resultatet dersom det ikkje kontrollerast for sosiodemografiske nabolagstrekk, sjølv om uobserverbare grensefaste nabolagseffektar er inkludert i modellen. Det presenterast resultat for modellspesifikasjonar der faste effektar ikkje er inkludert, for å understreke viktigheten av å kontrollere for dette.

Det fokuserast på bustader lokalisert innan 500 meter og 250 meter frå ei skulekretsgrense. Totalt er det estimert åtte modellspesifikasjonar for barneskular og åtte modellspesifikasjonar for ungdomsskular. Tabell 6.1 og Tabell 6.2 rapporterer estimat for nøkkelparameter i dei ulike modellspesifikasjonane, for henholdsvis barneskular og ungdomsskular. Den avhengige variabelen for alle modellspesifikasjonar er den naturlege logaritmen til bustadpris,  $\ln p_{hsg}$ .

#### 6.1.1 Resultat for estimert koeffisient for gjennomsnittsskår på nasjonale prøvar

Først fokuserast det på kolonne 1 og 2 i Tabell 6.1. Her er det estimert to modellar for bustader lokalisert innan 500 meter frå ei skulekretsgrense. Ingen av modellspesifikasjonane inkluderer kontrollvariablar for observerbare sosiodemografiske nabolagstrekk. Den estimerte koeffisienten for gjennomsnittsskår utan faste nabolagseffektar i kolonne 1 er 0,00874. Målt i standardavvik



Tabell 6.1: Nøkkelfoeffisientar frå hedonisk regresjonsmodell. Barneskular.

	Utval			
	Innan 500 meter frå skulekretsgrense		Innan 250 meter frå skulekretsgrense	
Grensefaste effektar inkludert	Nei	Ja	Nei	Ja
Utan sosiodemografiske nabolagstrekk				
	(1)	(2)	(5)	(6)
Gjennomsnittresultat nasjonale prøvar	0.00874*** (0.000314)	0.00326*** (0.000403)	0.00888*** (0.000342)	0.00424*** (0.000441)
$R^2$	0.826	0.861	0.825	0.862
$N$	43903	43903	33247	33247
Med sosiodemografiske nabolagstrekk				
	(3)	(4)	(7)	(8)
Gjennomsnittresultat nasjonale prøvar	0.000562* (0.000332)	0.000942** (0.000408)	0.000920** (0.000362)	0.00182*** (0.000446)
Andel nordmenn i grunnkrets	0.127*** (0.0133)	0.147*** (0.0196)	0.134*** (0.0150)	0.160*** (0.0227)
Andel med utdanning frå høgskule/universitet eller meir	0.497*** (0.0193)	0.211*** (0.0282)	0.480*** (0.0215)	0.153*** (0.0321)
Gjennomsnittsinntekt i grunnkrets	0.000474*** (0.0000336)	0.000353*** (0.0000468)	0.000385*** (0.0000384)	0.000372*** (0.0000525)
Andel barn under 10 år per voksen	-0.385*** (0.0219)	-0.0834*** (0.0274)	-0.355*** (0.0252)	-0.0705** (0.0329)
$R^2$	0.840	0.864	0.839	0.864
$N$	43903	43903	33247	33247

Note: Alle regresjonar i tabellen er inkludert kontrollvariablar for byggeår; bruksareal; dummyvariablar for bustadtype; produktet av den naturlege logaritmen til buareal dividert med bruksareal, multiplisert med bustadtypedummy; salsår; den naturlege logaritmen til mål på tilgjengelegheit til arbeidsplassar som følgjer Osland og Thorsen (2008); dummyvariablar for eigarform; avstand frå Rådhusplassen frå nord, sør og vest; dummyvariablar for kommune; og dummyvariablar for kvar bustaden er lokalisert – det vil seie vest/aust og nord/sør. White-justerte robuste standardavvik i parentes. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

svarar dette til ei auke på tre prosent ( $0,00874 \cdot 3,46 = 0,03$ ) i bustadpris, dersom gjennomsnittleg skår på nasjonale prøvar aukar med eitt standardavvik. For eit hus til gjennomsnittspris vil det vere ei auke på i overkant av 90 000 kroner. Denne effekten reduserast med over 60 prosent når grensefaste nabolageffektar er inkludert. Dette peikar mot at mesteparten av korrelasjonen mellom gjennomsnittlege resultat på nasjonale prøvar og bustadprisar, kjem frå korrelasjonen mellom skulekvalitet og uobserverbare nabolageffektar som til dømes bustadkvalitet og nabolagskvalitet. Desse resultatata er i linje med tidlegare studiar, som Black (1999) og Bayer et al. (2007). Ved å presentere estimerte koeffisientar på denne måten, med og utan grensefaste effektar, illustrerast endogenitetsproblemet som følgje av hushalds sortering i bustadmarknaden. Det positive forholdet mellom skulekvalitet og bustadpris reflekterer ikkje nødvendigvis ein kausal samanheng, der bustadprisar er høge på grunn av gode skular. Når uobserverte faste nabolageffektar inkluderast, reduserast koeffisienten betydeleg. Det kan dermed virke nokså sannsynleg at skular av ulik kvalitet, er lokalisert i nabolag med ulike karakteristika. Dette argumentet er for så vidt også støtta av den deskriptive analysen i kapittel 4 og den grafiske analysen av diskontinuitetar ved skulekretsgrenser i kapittel 5.

Ved å samanlikne kolonne 1 og 2 med kolonne 3 og 4, kjem effekten av å inkludere sosiodemografiske nabolagstrekk fram. Kolonne 3 viser effekten av sosiodemografiske nabolagstrekk utan å inkludere grensefaste effektar. Frå kolonne 1 til 3 er koeffisienten for gjennomsnittresultat på nasjonale prøvar kraftig redusert, og den er berre signifikant ved 10 prosents signifikansnivå. Når sosiodemografiske nabolagstrekk er inkludert forsvinn altså effekten av skulekvalitet på bustadpris. Dette tydar på at det er ein sterk underliggjande korrelasjon mellom skulekvalitet og desse nabolagskjenneteikna. Utan å kontrollere for desse faktorane vil koeffisienten for gjennomsnittleg resultat på nasjonale prøvar vere overestimert.

I kolonne 4 er også grensefaste effektar inkludert i modellspesifikasjonen, og dette fører til ei auke i koeffisienten for gjennomsnittleg resultat på nasjonale prøvar, frå kolonne 3 til kolonne 4. Den estimerte koeffisienten er signifikant ved 5 prosents signifikansnivå. Når sosioøkonomiske og demografiske faktorar er tatt høgde for i kolonne 3, er effekten av gjennomsnittleg resultat på nasjonale prøvar underestimert, på grunn av utelatne faste nabolagstrekk. Dette peikar mot at det finnest ein underliggjande samanheng mellom skulekvalitet målt ved nasjonale prøvar, og dei sosiodemografiske kontrollvariablane. Det kan sjå ut til at dette særleg kan gjelde kontrollvariabelen for andel høgutdanna i grunnkrets, då denne reduserast kraftig frå kolonne 3 til 4. Det er ein sterk positiv korrelasjon mellom resultat på nasjonale prøvar og andel

høgutdanna, men på grunn av motsett korrelasjon mellom kvar av desse variablane og grensefaste uobserverte nabolagstrekk, blir andel høgutdanna i grunnkrets overestimert og skulekvalitet underestimert.

Effekten av skulekvalitet målt ved gjennomsnittleg resultat på nasjonale prøvar er redusert frå tre prosent i kolonne 1, til 0,3 prosent ( $0,000942 \cdot 3,46 = 0,003$ ) i kolonne 4. Reduksjonen kan sporast til å reflektere hushald si sortering inn i skulekretsar, som skapar ein korrelasjon mellom sosiodemografiske faktorar og observert skulekvalitet. Resultata viser konsekvensen av utelatne variablars bias i nøkkelkoeffisienten. For ein bustad til gjennomsnittspris svarar 0,3 prosent til ein auke på 9 000 kroner for 3,46 poengs (eitt standardavvik) auke på nasjonale prøvar.

Kolonnane 5-8 viser estimat for dei same modellspeifikasjonar for eit underutval med bustader lokalisert innan 250 meter frå skulekretsgrensa. Dei same tendensane frå kolonne 1 og 2 er tydelege i kolonne 5 og 6. Størrelsen på dei estimerte koeffisientane i utvalet for 250 meter er heller ikkje så ulike frå utvalet for 500 meter. Ved å inkludere grensefaste nabolageffektar i kolonne 6, halverast koeffisienten for gjennomsnittleg resultat på nasjonale prøvar. Derimot er det ein relativt stor skilnad mellom dei estimerte koeffisientane i kolonne 7 og 8, samanlikna med kolonne 3 og 4. I utvalet for bustader innan 250 meter frå ei skulekretsgrense er det mindre reduksjon i koeffisienten for resultat på nasjonale prøvar, når sosiodemografiske nabolagstrekk er inkludert, enn for utvalet med 500 meter. Føresetnaden om like nabolag på kvar side av felles skulekretsgrense er meir sannsynleg oppfylt ved å bruke utval for bustader innan 250 meter frå skulekretsgrenser, enn ved 500 meter. Dette kan vere med på å forklare at den estimerte verdien av oppfatta skulekvalitet er høgare i utvalet for 250 meter. Samanlikna med utvalet for 500 meter, er verdien av gode skular dobbelt så høg i utvalet for 250 meter. Det går altså frå ein estimert verdi av 0,3 prosent til 0,6 prosent, frå 9 000 kroner til 18 000 kroner.

### **6.1.2 Resultat for estimerte koeffisientar for sosiodemografiske nabolagstrekk**

I kolonne 3 og 4 visast effekten av å inkludere faste grenseffektar. Mest tydeleg er koeffisienten for utdanningsnivå og andel barn per voksen i grunnkrets. Effekten av høgutdanna naboar er meir enn halvert når grensefaste uobserverbare nabolagstrekk er inkludert i modellen. Koeffisienten for andel barn under 10 år per voksen reduserast med over 70 prosent. Den estimerte effekten av naboars gjennomsnittlege inntekt er også redusert frå kolonne 3 til 4.

Dersom ikkje grensefaste nabolageffektar er inkludert i modellen, er særleg estimat for utdanningsnivå og andel barn per voksen i nabolaget overestimert. Frå kolonne 3 til 4 er det ein bias assosiert med sortering av høgare utdanna hushald med høgare inntekt og færre barn, til nabolag med ulike nivå av uobservert nabolagskvalitet.

Resultatet for andel nordmenn i nabolaget går i motsett retning av dei andre estimerte koeffisientane. Når grensefaste nabolageffektar er inkludert i modellen er det ein liten auke i koeffisienten for andel nordmenn i grunnkrets. Dette peikar mot at til tross for inkluderte uobserverbare grensefaste effektar, så er det ein tydeleg samanheng mellom bustadprisar og andel nordmenn i eit nabolag. Samanhengen er positiv, ved at ein auke i andel nordmenn i eit nabolag er estimert til å auke bustadpris med 1,9 prosent, målt i standardavvik. Dette representerer ei auke på 58 000 kr. Det ser dermed ut til at det er relativt liten korrelasjon mellom andel nordmenn og uobserverte faste grenseffektar, og at til tross for sortering av hushald til ulike skulekretsar, kapitaliserast samansetting av landbakgrunn i nabolag i bustadprisar.

### 6.1.3 Resultat for estimert koeffisient for grunnskulepoeng

På same måte som for barneskule, fokuserast det først på resultat for modellspesifikasjonar utan kontrollvariablar for sosioøkonomiske og demografiske faktorar. Kolonne 1 og 2 viser at resultat for utvalet innan 500 meter avviker noko frå det som blei presentert i kolonne 1 og 2 i Tabell 6.1. Den estimerte koeffisienten for grunnskulepoeng er ikkje signifikant større enn null, når grensefaste effektar er inkludert. Dette er ikkje overraskande ettersom test for diskontinuitet i bustadprisar ved ungdomsskulegrenser (Tabell A.2.5, Appendiks A.2) viser at diskontinuiteten er svak, ikkje signifikant ved 1 % signifikansnivå, for 500-meters utvalet.

Effekten av høgt karaktersnitt i ungdomsskular frå kolonne 1 er derimot lik som den estimerte effekten av gjennomsnittleg skår på nasjonale prøvar i barneskulen, når det målast i standardavvik. Den estimerte koeffisienten på 0,0136 svarar til ei auke på tre prosent i bustadpris for 2,29 poengs auke i grunnskulepoeng. Dette vil seie i overkant av 90 000 kroner for ein gjennomsnittleg prisa bustad, likt som for barneskular. Når grensefaste effektar er inkludert, forsvinn denne samanhengen mellom bustadpris og grunnskulepoeng. Det same mønsteret gjeld i kolonne 3 og 4. Utvalet for bustader innan 250 meter frå skulekretsgrenser visar også tendensar som er noko annleis enn for barneskular. Frå kolonne 5 til 6 går riktignok verdien på koeffisienten ned, den reduserast meir enn reduksjonen frå kolonne 5 til 6 for barneskular.

Tabell 6.2: Nøkkelfoeffisientar frå hedonisk regresjonsmodell. Ungdomsskular.

	Utval			
	Innan 500 meter frå skulekretsgrense		Innan 250 meter frå skulekretsgrense	
Grensefaste effektar inkludert	Nei	Ja	Nei	Ja
Utan sosiodemografiske nabolagstrekk				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Grunnskulepoeng	0.0136*** (0.000559)	0.000984 (0.000686)	0.0121*** (0.000768)	0.00282*** (0.000802)
R <sup>2</sup>	0.810	0.839	0.812	0.839
N	41980	41980	28361	28361
Med sosiodemografiske nabolagstrekk				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Grunnskulepoeng	0.00962*** (0.000546)	0.000262 (0.000683)	0.00971*** (0.000691)	0.00185** (0.000799)
Andel nordmenn i grunnkrets	0.144*** (0.0133)	0.140*** (0.0148)	0.128*** (0.0161)	0.0908*** (0.0192)
Andel med utdanning frå høgskule/universitet eller meir	0.497*** (0.0200)	0.200*** (0.0250)	0.480*** (0.0233)	0.119*** (0.0300)
Gjennomsnittsinntekt i grunnkrets	0.000370*** (0.0000387)	0.000364*** (0.0000436)	0.000350*** (0.0000439)	0.000548*** (0.0000514)
Andel barn under 10 år per voksen	-0.363*** (0.0251)	-0.119*** (0.0268)	-0.271*** (0.0288)	-0.0979*** (0.0326)
R <sup>2</sup>	0.826	0.842	0.827	0.843
N	41980	41980	28361	28361

Note: Alle regresjonar i tabellen er inkludert kontrollvariablar for byggeår; bruksareal; dummyvariablar for bustadtype; produktet av den naturlege logaritmen til buareal dividert med bruksareal, multiplisert med bustadtypedummy; salsår; den naturlege logaritmen til mål på tilgjengelegheit til arbeidsplassar som følgjer Osland og Thorsen (2008); dummyvariablar for eigarform; avstand frå Rådhusplassen frå nord, sør og vest; dummyvariablar for kommune; og dummyvariablar for kvar bustaden er lokalisert - det vil seie vest/aust og nord/sør. White-justerte robuste standardavvik i parentes. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Det kan tyde på at det er ein sterkare positiv korrelasjon mellom kvalitet i ungdomsskular og uobserverbare grensefaste nabolageffektar, enn det er for barneskular. I kolonne 7 til 8, verkar inkludering av faste grenseeffektar motsett enn for barneskular. Koeffisienten for grunnskulepoeng reduserast med 80 prosent, frå 0,00971 til 0,00185, når sosiodemografiske nabolagstrekk er kontrollert for. Sjølv om det kontrollerast for demografiske og sosioøkonomiske faktorar, er det ein positiv korrelasjon mellom uobserverte faste nabolagstrekk og skulekvalitet i ungdomsskulen målt ved grunnskulepoeng. Utan å inkludere dummyvariablar for faste grenseeffektar er dermed koeffisienten for grunnskulepoeng kraftig overestimert.

## 6.2 Robusthetssjekk

For å vurdere sensitiviteten ved hovudfunna presentert i det føregående kapitlet, studerast resultat frå alternative utval. Ei samanlikning mellom resultatata frå Tabell 6.1 og Tabell 6.2, og dei resultat som presenterast her, kan fortelje noko om kor robuste hovudfunna er for endringar i utval. Robusthetssjekkar kan også vere ei hjelp til å skilje mellom ulike moglege forklaringar til dei mønster som kjem fram gjennom analysen. Underutval som studerast er innan 250 meter frå ei skulekretsgrænse, der det i tillegg er gjort nokre avgrensingar. Desse avgrensingane er å studere berre bustader som er sjølveigde, fjerne øvste percentil, både 99. percentil og 95. percentil, i tillegg til at utvalet reduserast til å berre gjelde bustader innan 150 meter frå skulekretsgrænse. Det er også gjort ei avgrensing der berre Oslo kommune studerast.

Det er også utført test for multikollinearitet<sup>12</sup> i variablane, ved variansinflasjonsfaktor (VIF). Denne viser kor stor del av variansen til ein estimert koeffisient som er bestemt av korrelasjon mellom denne uavhengige variabelen og dei andre kontrollvariablane i modellen. Multikollinearitet kan følgjeleg skape problem ved at det aukar variansen for dei estimerte koeffisientane, som kan gjere estimata svært følsamme for endringar i modellen og vanskelege å tolke. Det er ønskeleg at VIF for nøkkelvariablar i analysen er så liten som mogleg, og ofte brukast ein tommelfingerregel der verdiar over 10 tydar på eit multikollinearitetsproblem (Wooldridge, 2013). Det er nøkkelvariablar for analysen som er av interesse når det testast om modellen har eit multikollinearitetsproblem. Variansinflasjonsfaktor for skulekvalitet og sosiodemografiske nabolagstrekk finnest i Appendiks A.5. Resultat frå denne testen for barneskulenivå tyder på at det kan eksistere multikollinearitetsproblem ved to av

---

<sup>12</sup> Multikollinearitet er høg korrelasjon mellom to eller fleire uavhengige variablar i ein modell (Wooldridge, 2013).

nøkkelvariablane i modellen – andel nordmenn og andel med høgare utdanning i grunnkrets. Variabelen for andel nordmenn ligg rett over grensa for tommelfingerregelen, medan variabelen for høg utdanning er godt over grensa med VIF lik 15,67. Når estimat for desse variablane studerast, er det tydeleg at spesielt den estimerte koeffisienten for andel høgutdanna er ustabil mellom dei ulike modellspesifikasjonane. Variabelen for andel nordmenn er ikkje like følsam for endringar i modellen.

### 6.2.1 Avstand til skulekretsgrense

Det kan tenkast at jo nærmare skulekretsgrenser bustader er lokalisert, dess meir sannsynleg er det at to bustader på kvar side av ei felles skulekretsgrense, er like. Formålet er som nemnt tidlegare, at nabolag skal vere så like at alle nabolagstrekk er så godt som konstante på tvers av grenser. På grunn av storleik på utval, er det som regel ikkje mogleg å berre samanlikne bustader heilt inntil skulekretsgrenser (Bayer et al., 2007). Tidlegare er det nytta bustader innan 500 meter og 250 meter frå skulekretsgrenser. Resultata viste at det er skilnad mellom estimerte koeffisientar for skulekvalitet ved dei to definisjonane på nabolag. Tolkingane av resultata er gjort ut frå nabolagsdefinisjonen på 250 meter. Det er også mogleg å bruke 150 meter som terskel for å samanlikne bustader. Resultat frå same modellspesifikasjon som tidlegare, men for bustader innan 150 meter frå skulekretsgrensa er gitt i rad to i Tabell 6.3. Mønsteret frå kolonne 1 til 4 samsvarer i stor grad med resultata for bustader innan 250 meter. Frå kolonne 1 til 2 halverast effekten av skulekvalitet på grunn av at faste effektar inkluderast i modellen. Dette er i linje med bevegelsen frå kolonne 5 til 6 i Tabell 6.1. Derimot er det estimert ein negativ, men liten, effekt av skulekvalitet på bustadpris for 150-meters utvalet, i kolonne 3. Her er det kontrollert for sosiodemografiske nabolagstrekk, men faste effektar er ikkje inkludert. For 250-meters utvalet er det med same spesifikaasjon estimert ein positiv, men liten, effekt av skulekvalitet på bustadpris. Det er imidlertid bevegelsen frå kolonne 3 til 4 i Tabell 6.3, som samsvarer med bevegelsen frå kolonne 7 til 8 i Tabell 6.1, som er mest interessant. Den estimerte koeffisienten for skulekvalitet aukar for begge utval når faste effektar inkluderast, og størrelsen på koeffisienten er i stor grad lik. Med grunnlag i dette brukast utvalet for bustad innan 250 meter frå skulekretsgrense for å gjere tolkingar og i vidare robusthetssjekkar, ettersom fleire observasjonar gjer meir presise estimat (Wooldridge, 2013: 759).

**Tabell 6.3:** Effekt av gjennomsnittresultat nasjonale prøvar på bustadpris, estimert for alternative utval. Utval innan 250 meter frå skulekretsgrense, når ikkje anna er spesifisert.

	Sosiodemografiske nabolagstrekk			
	Ikkje inkludert		Inkludert	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Grensefaste effektar inkludert	Nei	Ja	Nei	Ja
Avstand innan 150 meter frå skulekretsgrense (N = 23 082)	0.00704*** (0.000407)	0.00302*** (0.000553)	-0.000731* (0.000422)	0.00130** (0.000551)
Droppa bustader med bustadpris i øvste 1% (N = 33 002)	0.00880** (0.000339)	0.00441*** (0.000437)	0.000872** (0.000359)	0.00195*** (0.000442)
Droppa bustader med bustadpris i øvste 5% (N = 31 758)	0.00795*** (0.000336)	0.00444*** (0.000431)	0.000264 (0.000357)	0.00190*** (0.000436)
Berre sjølveigde bustader (N = 18 239)	0.00941*** (0.000648)	0.00353*** (0.000819)	0.00202*** (0.000634)	0.000584 (0.000834)

Note: Alle regresjonar i tabellen er inkludert kontrollvariablar for byggjeår; bruksareal; dummyvariablar for bustadtype; produktet av den naturlege logaritmen til buareal dividert med bruksareal, multiplisert med bustadtypedummy; salsår; den naturlege logaritmen til mål på tilgjengelegheit til arbeidsplassar som følgjer Osland og Thorsen (2008); dummyvariablar for eigarform; avstand frå Rådhusplassen frå nord, sør og vest; dummyvariablar for kommune; og dummyvariablar for kvar bustaden er lokalisert - det vil seie vest/aust og nord/sør. White-justerte robuste standardavvik i parentes. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

### 6.2.2 Øvste percentil for bustadpris

Rad nummer tre og fire i Tabell 6.3 viser resultat for regresjonar der dei dyraste bustadane er droppa frå utvalet. For rad tre er bustader i 99. percentil droppa, som svarar til bustader selt for over 9 890 000 kroner, medan det er droppa bustader i 95. percentil i rad fire, bustader som er selt for over 6 600 000 kroner. Dei estimerte koeffisientane i alle modellspesifikasjonane, kolonnane 1 til 4, er stort sett like som for hovudfunna i Tabell 6.1, kolonne 5 til 8. Der både grensefaste nabolagseffektar og sosiodemografiske nabolagstrekk inkluderast, er den estimerte koeffisienten for skulekvalitet faktisk noko høgare når dei dyraste bustadane er droppa. Endringa i koeffisienten er ikkje svært stor, men resultatet kan peike mot at dei bustadane som er droppa



frå analysen, er bustader som uavhengig av skulekvalitet og lokalisering i skulekrets, ville hatt ein høg prislapp. Ved å utelate desse frå regresjonen, kan ei forsiktig tolking vere at effekten av skulekvalitet på bustadpris kjem tydelegare fram.

### **6.2.3 Sjølveigde bustader**

Siste rad i Tabell 6.3 viser estimerte koeffisientar for skulekvalitet i eit utval der berre sjølveigde bustader studerast. Sjølv om det kvalitative mønsteret i resultatata for dette utvalet er det same som i hovudfunna, er koeffisienten for skulekvalitet mindre i størrelse når det kontrollerast for sosiodemografiske nabolagstrekk. Når faste grenseeffektar i tillegg er inkludert, er ikkje den estimerte effekten av skulekvalitet på bustadpris signifikant større enn null. Likevel viser resultatata frå dette utvalet det same som hovudfunna, at den estimerte effekten av skulekvalitet er kraftig overvurdert når det ikkje kontrollerast for observerte og uobserverte nabolagstrekk.

### **6.2.4 Barneskulekvalitet og ungdomsskulekvalitet**

Å analysere effekten av både barneskulekvalitet og ungdomsskulekvalitet, kan også vere ei form for sensitivitetstest. Tabell 6.1 og Tabell 6.2 viser at skulekvalitet for barne- og ungdomsskular har tilnærma lik effekt. Dei estimerte koeffisientane for barneskulekvalitet og ungdomsskulekvalitet er likevel nokså like. I kolonne 8, Tabell 6.1 og Tabell 6.2, er koeffisientane henholdsvis 0,00182 og 0,00185 for barneskule og ungdomsskule. Målt med eitt standardavviks endring er det ein liten forskjell, der barneskule endrar pris med 0,6 prosent og ungdomsskule endrar pris med 0,4 prosent. I den grad at dei er like, kan det argumenterast for at dette er kapitalisering av grunnskulekvalitet. For dei fleste ungdomsskular i Stor-Oslo er overgangen frå barneskule til ungdomsskule basert på kva barneskule eleven kjem frå. Dermed representerer ungdomsskulekretsar ei forlenging av skulekretsar, der fleire barneskular inngår.

**Tabell 6.4:** Effekt av grunnskulepoeng på bustadpris, estimert for alternative utval. Utval innan 250 meter frå skulekretsgrense, når ikkje anna er spesifisert.

	Sosiodemografiske nabolagstrekk			
	Ikkje inkludert		Inkludert	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Grensefaste effektar inkludert	Nei	Ja	Nei	Ja
Avstand innan 150 meter frå skulekretsgrense (N = 18 129)	0.00239*** (0.000811)	-0.00271*** (0.000968)	0.00379*** (0.000806)	-0.00322*** (0.000981)
Droppa bustader med bustadpris i øvste 1% (N = 28 219)	0.0118*** (0.000757)	0.00290*** (0.000796)	0.00946*** (0.000681)	0.00187** (0.000792)
Droppa bustader med bustadpris i øvste 5% (N = 27 630)	0.0103*** (0.000746)	0.00287*** (0.000796)	0.00843*** (0.000676)	0.00197** (0.000792)
Berre sjølveigde bustader (N = 15 019)	0.0123*** (0.00156)	0.000450 (0.00122)	0.00973*** (0.00119)	0.00196 (0.00126)

Note: Alle regresjonar i tabellen er inkludert kontrollvariablar for byggjeår; bruksareal; dummyvariablar for bustadtype; produktet av den naturlege logaritmen til buareal dividert med bruksareal, multiplisert med bustadtypedummy; salsår; den naturlege logaritmen til mål på tilgjengelegheit til arbeidsplassar som følgjer Osland og Thorsen (2008); dummyvariablar for eigarform; avstand frå Rådhusplassen frå nord, sør og vest; dummyvariablar for kommune; og dummyvariablar for kvar bustaden er lokalisert - det vil seie vest/aust og nord/sør. White-justerte robuste standardavvik i parentes. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Ettersom ungdomsskulekretsar typisk dekker eit større område enn barneskulekretsar, vil fleire observasjonar forsvinne når analysen avgrensast til bustader i ein viss avstand frå skulekretsgrenser. Dersom utvalet avgrensast til bustader innan 150 meter frå ungdomsskulekrets, er det eit nokså stort avvik frå 250-meters utvalet for ungdomsskular. I kolonne 4, Tabell 6.4, er den estimerte koeffisienten negativ, -0,00322, og statistisk signifikant. Det er mogleg at antal observasjonar gjer at estimatet for dette underutvalet ligg såpass langt frå dei tidlegare resultatane. Uansett tålte ikkje modellen for ungdomsskular i denne samanheng den aktuelle sensitivitetssjekken.

På same måte som for barneskular, er det gjort robusthetssjekk der dei dyraste bustadane er droppa, og der det studerast berre sjølveigde bustader. Estimatet for ungdomsskulekvalitet for alle tre underutval har mykje godt same størrelse som i den ordinære analysen. På same måte som for barneskular, er ikkje koeffisienten signifikant større enn null i utvalet for sjølveigde bustader. Derimot er størrelsen på koeffisienten på linje med dei andre funna.

### 6.2.3 Oslo kommune

Som i kapittel 4, i den deskriptive analysen, kan Oslo kommune studerast for seg sjølv. I denne samanheng lar det seg gjere ettersom størsteparten av datamaterialet er her frå. Det hadde også vore interessant å studere kvar av dei andre kommunane som utgjer Stor-Oslo, for seg sjølv, men på grunn av få observasjonar gir ikkje desse utvala gode estimat. Resultat for skulekvalitet og sosiodemografiske nabolagstrekk er gitt i Tabell 6.5. Det er hovudsakeleg to moment som er verdt å merke seg. For det første er mønsteret frå kolonne 5 til 8 i stor grad likt som tidlegare. Inkludering av grensefaste effektar halverer koeffisienten for skulekvalitet frå kolonne 5 til 6, og der det kontrollerast for sosiodemografiske nabolagstrekk fører faste effektar til ei auke i estimat for skulekvalitet på bustadprisar. Estimatet er i tillegg av nærliggande størrelse som tidlegare funn. Det andre som er verdt å merke seg er korleis koeffisienten for andel nordmenn varierer mellom dei ulike modellspesifikasjonane, frå kolonne 5 til 8. Medan koeffisientane for utdanningsnivå, inntektsnivå og andel barn per voksen i nabolag i stor grad er like og har same mønster som i Tabell 6.1, går effekten av andel nordmenn i nabolaget betydeleg ned, som er motsett av resultatet for Stor-Oslo. I linje med Bayer et al. (2007), kan dette tolkast som at samansetting av landbakgrunn ikkje direkte kapitaliserast i bustadprisar i Oslo. Når grensefaste effektar inkluderast i modellen, endrast den estimerte koeffisienten frå 15 til 4,6 prosent og den er ikkje signifikant forskjellig frå null. Effekten av andel nordmenn i eit nabolag er overestimert når uobserverte faste effektar ved nabolaget utelatast frå modellen, då det er ein betydeleg korrelasjon mellom desse. Reduksjonen i koeffisienten for andel nordmenn kan implisere at samansetting av landbakgrunn i nabolaget ikkje direkte kapitaliserast i bustadprisar; det er heller stor korrelasjon mellom andel nordmenn og uobservert nabolagskvalitet i datasettet som driv effekten på bustadpris. Når grensefaste nabolagseffektar kontrollerast for gjennom eit sett skulegrensedummyar, forsvinn følgjeleg denne effekten.

**Tabell 6.5: Nøkkelføffisientar frå hedonisk regresjonsmodell. Barneskule. Oslo kommune.**

	Utval			
	Innan 500 meter frå skulekretsgrense		Innan 250 meter frå skulekretsgrense	
Grensefaste effektar inkludert	Nei	Ja	Nei	Ja
Utan sosiodemografiske nabolagstrekk				
	(1)	(2)	(5)	(6)
Gjennomsnittsrultat nasjonale prøvar	0.00675*** (0.000347)	0.00314*** (0.000426)	0.00533*** (0.000403)	0.00348*** (0.000512)
R <sup>2</sup>	0.828	0.865	0.825	0.862
N	33886	33886	22416	22416
Med sosiodemografiske nabolagstrekk				
	(3)	(4)	(7)	(8)
Gjennomsnittsrultat nasjonale prøvar	-0.00262*** (0.000364)	0.000498 (0.000435)	-0.00180*** (0.000411)	0.00156*** (0.000517)
Andel nordmenn i grunnkrets	0.173*** (0.0155)	0.0712*** (0.0222)	0.149*** (0.0186)	0.0460 (0.0297)
Andel med utdanning frå høgskule/universitet eller meir	0.530*** (0.0222)	0.264*** (0.0311)	0.486*** (0.0254)	0.247*** (0.0368)
Gjennomsnittsinntekt i grunnkrets	0.000394*** (0.0000393)	0.000488*** (0.0000574)	0.000275*** (0.0000461)	0.000440*** (0.0000672)
Andel barn under 10 år per voksen	-0.301*** (0.0308)	-0.00480 (0.0385)	-0.329*** (0.0369)	-0.0437 (0.0489)
R <sup>2</sup>	0.844	0.868	0.841	0.864
N	33886	33886	22416	22416

Note: Utvalet som er brukt gjeld berre observasjonar i Oslo kommune. Alle regresjonar i tabellen er inkludert kontrollvariablar for byggjeår; bruksareal; dummyvariablar for bustadtype; produktet av den naturlege logaritmen til buareal dividert med bruksareal, multiplisert med bustadtypedummy; salsår; den naturlege logaritmen til mål på tilgjengelegheit til arbeidsplassar som følgjer Osland og Thorsen (2008); dummyvariablar for eigarform; avstand frå Rådhusplassen frå nord, sør og vest; dummyvariablar for kommune; og dummyvariablar for kvar bustaden er lokalisert - det vil seie vest/aust og nord/sør. White-justerte robuste standardavvik i parentes. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## 7 Avsluttande kommentar og konklusjon

Befolkninga i Stor-Oslo frå 1994 til 2011 har auka hovudsakleg på grunn av stor vekst i innvandrarbefolkninga. Med den pågåande flyktningkrisa i Europa, er det grunn til å tru at veksten i stor grad kjem til å fortsette i same spor. Eit problem knytt til dette er å klare og busetje alle flyktningane. Denne mastergradsavhandlinga har studert busetjingsmønster, segregasjon og korleis ulike nabolagstrekk kapitaliserast i bustadprisar, og kan såleis vise konsekvensar i bustadmarknaden som følgje av den befolkningsauken og -endringa som har vore. Avhandlinga har hatt eit stort fokus på korleis personar med ulik landbakgrunn er busett i Stor-Oslo og Oslo kommune. Talmaterialet som er brukt i analysen er frå 2011 og tidlegare, men desto meir aktuelle er resultatane då det no er sterkare press på busetjing med omsyn på innvandringsbefolkninga.

Ei vurdering av segregasjonsnivå i Stor-Oslo og Oslo kommune har vist at områda kan karakteriserast som moderat segregerte. Resultatane kan samanliknast med segregasjonsnivå i USA frå Cutler et al. (1999), der Stor-Oslo, med omsyn på innvandrarar frå Asia, Afrika og Latin-Amerika, er på linje med den minst segregerte regionen i USA i 1990. Ei samanlikning mellom resultat for Storbritannia frå Peach (1996) og Stor-Oslo, viste at segregasjonsnivå mellom ulike enkeltland har mange av dei same tendensane i dei to områda. Utviklinga i segregasjonsindeksar for ulike aggregerte innvandrargrupper peikar mot at Stor-Oslo ikkje har blitt meir segregert frå 1994 til 2011. Derimot er det ein tendens til at nordmenn blir mindre integrert med innvandrarar, sjølv om det er i liten grad. Tendensen er sterkare når indeksar reknast for berre Oslo kommune. Utviklinga i bustadmønsteret analyserast i samband med ein dynamisk migrasjonsmodell, og det argumenterast for at Oslo kommune kan vere på veg inn, eller er inne, i ein segregasjonsgenerert migrasjonsfase. Dette betyr at utviklinga framover kan gå mot auka segregering i den forstand at etnisk norske, i større grad enn før, flyttar frå innvandrartette områder. Dersom eit område når eit "tipping point" i andel innvandrarar, kan denne migrasjonsfasen ende i totalt segregerte områder. Med auka innvandring til Noreg, der ein stor del kjem til Oslo, kan det tenkast at denne prosessen akselererast dersom det ikkje leggjast til grunn ein god plan for busetjing av flyktningar.

Som eit ledd i analysen av bustadmønster, vurderast det korleis ulike nabolagstrekk kapitaliserast i bustadprisar. Det peikast særleg på endogenitetsproblem knytt til å gjere kausale tolkingar for estimerte koeffisientar. Ved å gjere to viktige føresetnadar om nabolag, tolkast resultatane som at skulekvalitet har ein positiv effekt på bustadprisar. Effekten er signifikant større enn null, men den økonomiske effekten er imidlertid liten. Innverknaden andel nordmenn i nabolaget har på bustadpris er også positiv i Stor-Oslo. Denne effekten er, som for skulekvalitet, av relativt liten

økonomisk betydning<sup>13</sup>. Dersom utvalet avgrensast til berre Oslo kommune, er ikkje effekten signifikant større enn null. Det er likevel viktig å poengtere at det er usikkerhet knytt til desse estimata. Andel nordmenn i eit nabolag er sterkt positivt korrelert med inntektsnivå og utdanningsnivå, og til tross for at dette kontrollerast for, er det godt mogleg at variablane som brukast i denne analysen ikkje fullt ut kontrollerer for sortering. Dersom dette stemmer, er ein føresetnad for kausal tolking av resultatane broten. Med fleire variablar for nabolagstrekk, som til dømes inntekt på individnivå og landbakgrunn i kvart hushald, kunne det vore mogleg å teste robustheten ved denne føresetnaden. Det er likevel gjort nokre robusthetssjekkar, og desse viser stort sett same mønster som hovudfunna i analysen. Sortering av hushald inn i ulike skulekretsar viser seg å vere ein tendens i Stor-Oslo. Ei naiv estimering av skulekvalitet på bustadpris utan å kontrollere for uobserverte og observerte nabolagstrekk vil føre til ei overvurdering av effekten skulekvalitet har på bustadpris. Ved å nytte skulekretsgrensar som eit naturleg eksperiment, der grensene kan brukast som regresjonsdiskontinuitet, kan uobserverte nabolageffektar kontrollerast for i den grad dei ikkje varierer på tvers av grensene. Dette fører ikkje berre til ein reduksjon i den estimerte koeffisienten for skulekvalitet, men også for observerte sosiodemografiske nabolagstrekk.

Trass i begrensingar ved oppgåva, viser resultatane interessante tendensar. Utvikling i bustadmønster i Oslo kommune kan sjåast i samanheng med ein modell som beskriv segregeringsprosessar i svenske byar og segregasjonsnivået i Stor-Oslo og Oslo kommune kan samanliknast internasjonalt. I motsetnad til tidlegare forskning viser resultatane frå hedonisk prising av skulekvalitet at effekten på bustadpris er relativt liten. Dette kan til dømes vere på grunn av at grunnskulekvalitet<sup>14</sup> og kvalitet i vidaregåande skule i Noreg kapitaliserast forskjellig i bustadpris<sup>15</sup>. Det er også mogleg at variasjon i kvalitet mellom barneskular og ungdomsskular er mindre i Noreg og Oslo enn i andre land, som kan gjere at val av skule ikkje blir like viktig i busetjingssamanheng. Argumentet for ein slik tankegang er at Noreg generelt har låg sosioøkonomisk ulikhet<sup>16</sup>. Effekten av skulekvalitet på bustadpris er imidlertid positiv, noko som samsvarer med funn frå andre studiar. For andre nabolagstrekk som er vurdert stemmer resultatane

---

<sup>13</sup> Når det målast i eitt standardavviks endring.

<sup>14</sup> Barne- og ungdomsskule.

<sup>15</sup> Dersom resultat frå denne avhandlinga samanliknast med resultat frå Machin og Salvanes (2012).

<sup>16</sup> OECD Data, inntektsulikhet, ”employment rate” og utdanningsnivå.

i stor grad med resultat frå tidlegare studiar på kapitalisering av nabolagstrekk. Avhandlinga føyer seg såleis inn i rekka av studiar som fokuserer på bustadmønster og bustadmarknad<sup>17</sup>.

---

<sup>17</sup> Som til dømes Brasington et al. (2015), Machin og Salvanes (2012), Osland og Thorsen (2008), og Bayer et al. (2007).

## 8 Litteraturliste

- Andersson, R (2000). ”Etnisk och socioekonomisk segregation i Sverige 1990-1998”. SOU 2000:37, *Arbetsmarknad, Demografi och Segregation*, s. 223-266. Stockholm: Fritzes Offentliga Publikationer.
- Andersson, R & Molina, I. (2003). ”Racialization and Migration in Urban Segregation Processes. Key issues for critical geographers”. I Öhman, J. & Simonsen, K (Red.), *Voices from the North – New Trends in Nordic Human Geography* (s. 261-282). Ashgate.
- Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2014). *Mastering 'Metrics – The Path from Cause to Effect*. Princeton: Princeton University Press.
- Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics – An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Banzhaf, H. S. & Walsh, R. P. (2008). ”Do People Vote with Their Feet? An Empirical Test of Tiebout's Mechanism”. *American Economic Review*, 98(3) s. 848-863.
- Bartik, T. (1988). ”Measuring the Benefits of Amenity Improvements in Hedonic Price Models”. *Land Economics*, 64(2) s. 172-183.
- Bayer, P., Ferreira, F. & McMillan, R. (2007). ”A Unified Framework for Measuring Preferences for Schools and Neighborhoods”. *Journal of Political Economy* 115(4) s. 588-638.
- Black, D. & Henderson, V. (1999). ”Spatial Evolution of Population and Industry in the United States”. *American Economic Review* 89(2) s. 321-327.
- Black, S. E. (1999). ”Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education”. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2) s. 577-599.
- Blom, S. (2001). ”Økt bokkonsentrasjon blant innvandrere i Oslo – er toppen snart nådd?”. *Samfunnsspeilet*, 2(2001) s. 69-80.



- Blom, S. (2002). "Innvandrerens bosettingsmønster i Oslo". *Sosiale og økonomiske studier* 107. Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Blom, S. (2012). "Etnisk segregasjon i Oslo over to tiår". *Tidsskrift for velferdsforskning*, 15(4) s. 275-291.
- Blom S., Henriksen, K. (2008). *Levekår blant innvandrere i Norge 2005/2006*. Rapport 5. Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Borjas, G. J. (1995). "Ethnicity, Neighborhoods, and Human-Capital Externalities". *American Economic Review*, 85(3), s 365-390.
- Brasington, D. & Haurin, D. R. (2006). "Educational Outcomes and House Values: A Test of the value added Approach". *Journal of Regional Science*, 46(2) s. 245-268.
- Brasington, D. M., Hite, D. & Jauregui, A. (2015). "House Price Impacts of Racial, Income, Education, and Age Neighborhood Segregation". *Journal of Regional Science*, 55(3) s. 442-467.
- Card, D., Mas, A. & Rothstein, J. (2008). "Tipping and the dynamics of segregation". *Quarterly Journal of Economics*, 123(1) s. 177-218.
- Carneiro, P., Løken, K. V. & Salvanes, K. G. (2015). "A Flying Start? Maternity Leave Benefits and Long Run Outcomes of Children". *Journal of Political Economy*, 123(2) s. 365-412.
- Carpenter, C. & Dobkin, C. (2009). "The Effect of Alcohol Consumption on Mortality: Regression Discontinuity Evidence from the Minimum Drinking Age". *American Economic Journal – Applied Econometrics*, 1(1) s. 164-182.
- Cutler, D. M. & Glaeser, E. L. (1997). "Are Ghettos Good or Bad?" *Quarterly Journal of Economics* 112(3) s. 827-872. DOI: 10.1162/003355397555361.

- Cutler, D. M., Glaeser, E. L. & Vigdor, J. L. (1999). "The Rise and Decline of the American Ghetto". *Journal of Political Economy*, 107(3) s. 455-506.
- Downes, T. A. & Zabel, J. E. (2002). "The Impact of School Characteristics on House Prices: Chicago 1987-1991". *Journal of Urban Economics*, 52(1) s. 1-25.
- Duncan, O. D. & Duncan, B. (1955). "A Methodological Analysis of Segregation Indices." *American Sociological Review*. 20 s. 210–217.
- Fiva, J. H. & Kirkebøen, L. J. (2011). "Information Shocks and the Dynamics of the Housing Market". *Scandinavian Journal of Economics*, 113(3) s. 525 – 552.  
DOI: 10.1111/j.1467-9442.2011.01651.x.
- Gibbons, S., Machin, S., & Silva, O. (2013). "Valuing school quality using boundary discontinuities". *Journal of Urban Economics*, 75 s. 15-28.
- Glazer, N & Moynihan, D. (1963). *Beyond the Melting Pot*. Cambridge: MA MIT Press.
- Grodzins, M. (1957). *Metropolitan Segregation*. Chicago: University of Chicago Press.
- Grøgaard, J. B. (2012). *Hva kjennetegner barneskoler som oppnår høy skår på nasjonale prøver?* (NIFU-rapport nr. 38/2012). Oslo : Nordisk institutt for studier av innovasjon, forskning og utdanning.
- Handlin, O. (1959). *The Uprooted*. Cambridge: MA Harvard University Press.
- Hanushek, E. A. (1986). "The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools". *Journal of Economic Literature*, 24(3) s. 1141-1177.
- Hayes, K. J. & Taylor, L. L. (1996). "Neighborhood School Characteristics: What Signals Quality to Homebuyers?" *Economic Review*, 4th Quarter, s. 2-9.
- Høydahl, E. (2008). "Innvandrerbegreper i statistikken – Vestlig og ikke-vestlig – ord som ble for store og gikk ut på dato". *Samfunnsspeilet*, 4(2008) s. 66-69.

- Kain, J. F. (1968). "Housing Segregation, Negro Employment and Metropolitan Decentralization". *Quarterly Journal of Economics*, 82(2) s. 175-197.
- Kain, T. J., Staiger, D. O. & Reigg, S. K (2005). "School Quality, Neighbourhoods and Housing Prices: The Impacts of Desegregation". NBER Working Paper 11347.
- Kiel, K. A. & Zabel, J. E. (1996). "House Price Differentials in U.S Cities: Household and Neighborhood Racial Effects". *Journal of Housing Economics*, 5(2) s. 143-165.
- Laakso, S. (1997). *Urban Housing Prices and the Demand for Housing Characteristics. A Study on Housing Prices and Local Public Goods in the Helsinki Metropolitan Area*. The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki.
- Li, M. M., & Brown, H. J. (1980). "Micro-Neighborhood Externalities and Hedonic Housing Prices". *Land Economics*, 56(2) s. 125-141.
- Machin, S. (2011). "Houses and schools – valuation of school quality through the housing market". *Labour Economics*, 18(6), s 723-729.
- Machin, S. & Salvanes, K. G. (2012). "Valuing School Quality via a School Choice Reform". *The Scandinavian Journal of Economics*. doi: 10.1111/sjoe.12133
- Massey, D. S. (1990). "American Apartheid: Segregation an the Making of the Underclass". *American Journal of Sociology*, 96(2) s. 329-357.
- Massey, D. S. & Denton, N. A. (1988). "The Dimensions of Residential Segregation". *Social Forces*, 67(2) s. 281–315.
- Massey, D. S. & Denton, N. A. (1989). "Hypersegregation in U.S. Metropolitan Areas: Black and Hispanic Segregation Along Five Dimensions". *Demography*, 26(3) s. 373-391.
- McCann, P. (2013). *Modern Urban and Regional Economics*. Oxford: Oxford University Press.

- Midtbøen, A. H. (2013). *Determining discrimination – A multi-method study of employment discrimination among descendants of immigrants in Norway*. Doktorgradsavhandling ved institutt for samfunnsforskning i Oslo. Henta 20.07.2015 frå <https://www.duo.uio.no/bitstream/handle/10852/38227/dravhandlingmidtboen.pdf?sequence=4>
- Nguyen-Hoang, P., & Yinger, J. (2011). "The capitalization of school quality into house values: a review". *Journal of Housing Economics*, 20(1), s. 30-48.
- Nordvik, V. & Osland, L. A. (2015). "Putting a price on your neighbour". Arbeidsnotat.
- OECD (2015). *OECD Data*. Henta 10.12.2015 frå <https://data.oecd.org>
- Osland, L. A. (1989). *Den hedonistiske metoden og estimering av implisitte priser. En empirisk analyse av boligmarkedet i Haugesund*. Hovedoppgave i sosialøkonomi. Bergen: Institutt for samfunnsøkonomi, Universitetet i Bergen.
- Osland, L. A. (2001). "Den hedonistiske metoden og estimering av attributtpriser". *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 115(2001) s. 1-22.
- Osland, L. A. & Thorsen, I. (2008). "Effects on housing prices of urban attraction and labor-market accessibility". *Environment and Planning A*, 40(10) s. 2490-2509.
- Oslo kommune (2015). *Geografiske inndelinger*. Henta 29.07.2015 frå <https://www.oslo.kommune.no/politikk-og-administrasjon/statistikk/geografiske-inndelinger/>
- Peach, C. (1996). "Does Britain have ghettos?" *Transactions of the Institute of British Geographers*, 21(1) s. 216-235
- Quigley, J. M. (1982). "Nonlinear Budget Constraints and Consumer Demand: An Application to Public Programs for Residential Housing". *Journal of Urban Economic*, 12(2), s. 177-201.

- Rey, S. & Smith, R. (2013). "A Spatial Decomposition of the Gini Coefficient". *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 6(2) s. 55-70.
- Rosen, S. (1974). "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition". *Journal of Political Economy*, 82(1) s. 34-55.
- Rosen, H. S. & Fullerton, D. J. (1977). "A Note on Local Tax Rates, Public Benefit Levels, and Property Values". *Journal of Political Economy*, 85(2) s. 433-440.
- Sander, H. A. & Haight, R. G. (2012). "Estimating the economic value of cultural ecosystem services in an urbanizing area using hedonic pricing". *Journal of Environmental Management*, 113(12) s. 194-205.
- Schelling, T. C. (1971). "Dynamic Models of Segregation". *The Journal of Mathematical Sociology*, 1(2) s. 143-186.
- Schelling, T. C. (1978). *Micromotives and Macrobehavior*. New York: W. W. Norton & Company, Inc.
- Seland, I., Vibe, N. & Hovdhaugen, E. (2013). *Evaluering av nasjonale prøver som system*. (NIFU-rapport nr. 4/2013). Oslo : Nordisk institutt for studier av innovasjon, forskning og utdanning.
- Simpson, L. (2007). "Ghettos of the mind: the empirical behaviour of indices of segregation and diversity". *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 170(2) s. 405-424.
- Statistisk Sentralbyrå (4. mars, 2015). *Innvandrere og norskfødte med innvandrerforeldre, 1. januar 2015*. Henta 03.09.2015 frå <https://www.ssb.no/innvbef/>
- Store Norske Leksikon, (23. september 2015). *Skole og utdanning i Norge*. Henta 11.11.2015 frå [https://snl.no/Skole\\_og\\_utdanning\\_i\\_Norge](https://snl.no/Skole_og_utdanning_i_Norge)
- Søholt, S. (2001). *Etniske minoriteter og strategier på boligmarkedet i Oslo – En undersøkelse blant innbyggere med pakistansk, tamilsk og somalisk opprinnelse*. (Prosjektrapport 297). Oslo : Norges

Byggforskningssintstitutt. Henta 21.07.2015 frå

<http://www.sintef.no/globalassets/upload/byggforsk/publikasjoner/prosjektrapport297.pdf>

Søholt, S. (2010). *Etniske minoriteter og boligmarkedet: Integreert, marginalisert og segregert*. Norges forskningsråd.

Tiebout, C. M. (1956). "A Pure Theory of Local Expenditures". *The Journal of Political Economy*, 64(5) s. 416-424.

Utdanningsdirektoratet (2015). *Skoleporten*. Henta 19.02.2015 frå

<https://skoleporten.udir.no/rapportvisning?enhetsid=03&vurderingsomrade=11&underomrade=50&skoletype=0&skoletypemenuid=0&sammenstilling=1>

Wilson, W. (1987). *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago: IL University of Chicago Press.

Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory Econometrics – A Modern Approach* (5th edition). Canada : Cengage Learning.

## 9 Appendiks

### A.1 Datahandsaming

Digitale data for skulekretsar er frå kommunane sine egne arkiv, tilsendt frå geodata og kartformidlingsavdelingane etter telefonsamtalar med dei ulike kommunane. Dei fleste sendte kartfiler i filformatet SOSI, som blei konvertert til Shape-filer etterpå, ved hjelp av verktøyet Sosicon<sup>18</sup>. Dette for å kunne opne filene i QGIS, som i enkelte tilfelle også kan opne SOSI-filer, men nokre av dei tilsendte filene innehaldt for mykje informasjon til at QGIS klarte å lese dei. Dermed blei det enklast å konvertere alle til Shapeformat.

Vidare blei Shape-filene for dei ulike kommunane smelta saman til éi fil, der skulekretsgrensene og namnet på skulane, samt informasjon om dato for sist endring ligg som attributtar i attributtabelen. Den geografiske informasjonen i Shape-fila var organisert som polygon, der eitt polygon svarar til éin skulekrets. Data for selde bustader er organisert som punkt, og neste steg i prosessen var å rekne avstand frå punkt til næraste grense i polygon.

#### A.1.1 Rekne avstand frå bustad til skulekretsgrense

QGIS har ein funksjon som reknar avstandar mellom punkt, i menyen for Vektor → Analyseverktøy. Funksjonen heiter "Avstandsmatrise" og reknar avstand mellom punkt. Ved å trekke ut knutepunkter i grensene for polygona, ein annan funksjon i QGIS, kan data for skulekretsar visast som punkt. Dette må gjerast, ettersom funksjonen "Avstandsmatrise" berre reknar avstand mellom to punkt, ikkje mellom punkt og polygongrense, som ville vore optimalt. Ved å bruke knutepunkt vil det dermed vere nokre feil knytt til utrekninga av avstandar, ved at sjølve grensa mellom to knutepunkt kan vere nærmare eit seld hus, enn det knutepunktet som avstanden blir rekna frå. Feilmarginen er antatt å ha liten innverknad på dei endelege resultat.

I funksjonen som reknar avstand kan det veljast at det berre blir returnert dei kortaste avstandane for kvart hus til skulekretsgrense. Ved å krysse av for dette, returnerer QGIS to avstandsobservasjonar for nesten kvart seld hus. Det er berre hus som ligg i skulekretsar som ikkje grensar til andre skulekretsar, som har éin avstandsobservasjon. For alle dei andre er det to

---

<sup>18</sup> Sosicon er eit verktøy utvikla av Espen Andersen for å konvertere det særnorske filformatet SOSI til andre meir vanleg brukte filformat som til dømes ESRI Shapefile. For å bruke Sosicon må det nyttast ei kommandolinje, i dette tilfellet blei det innebygde programmet Terminal brukt, med kommandoen `./sosicon -2shp filename.sos`

observasjonar for avstand, ettersom skulekretsnamn er id-variabelen for skulekrets, og ved utrekning er det to avstandar som er identiske der to skular grensar til kvarandre. For å redusere datasettet til å berre innehalde éin avstand, der rett skulekretsnamn er registrert til rett hus, er det brukt ”Slå sammen etter lokasjon”-funksjonen i QGIS. Denne lar oss slå saman attributtellar med utgangspunkt i den geografiske plasseringa. Dette blei gjort for kartlaget med selde hus og kartlaget med skulekretsar. Dermed blei kvar skule registrert på rett bustadobservasjon. Vidare blei denne attributtellen føyd saman med attributtellen som inneheld avstand til skulekretsgrense/knutepunkt. Ved å bruke funksjonen ”Sammenføyninger” under ”Egenskaper” for det aktuelle laget, og velje case id (cid) som felles variabel, stod eg til slutt igjen med ein attributtell med observasjonar på selde hus, skulekrets, og éin avstandsobservasjon per hus.

Det neste som måtte inn i same datasett var observasjonar for skulekvalitet. Dette blei gjort både i Stata og QGIS. Det viste seg at å gjere det i QGIS blei best, då det måtte litt manuell trykking til i Stata. Ved å bruke same funksjon som tidlegare nemnt, ”Sammenføyninger”, blei skulekvalitetsdata henta inn som .csv-fil og attributtellen blei føyd saman med data for bustad, skulekretsar og avstand. Samanføyinga blei gjort ved felles variabel for skulekretsnamn. Deretter blei det lagra som ei ny .csv-fil, som seinare kunne hentast inn i Stata for den empiriske analysen. Dette blei gjort to gongar, ein gong for barneskular og ein gong for ungdomsskular.

#### ***4.3.1.2 Felles skulekretsgrense-dummy***

I arbeidet med å konstruere eit sett med dummyvariablar som indikerer at to hus (på motsett side) delar ei felles skulegrense, blei det tatt utgangspunkt i utdatafil frå QGIS med avstand til skulekretsar. I denne fila var det produsert kortaste avstand til nærmaste skulekretsgrense, der denne avstanden blir oppgitt to gongar, som forklart i avsnitt **4.3.1.1** ovanføre. Dette fordi den kortaste avstand til ei skulekretsgrense også representerer den kortaste avstanden til skulekretsgrense tilhøyrande skulen på motsett side av grensa. I nokre få tilfelle, 1440 av 199 819, er det slik at nærmaste skulekretsgrense er i eit kryssingspunkt mellom tre skular, og det er dermed tre observasjonar som er gjengitt i utdatafila frå QGIS. Det er rimeleg å anta at å droppe den tredje observasjonen, slik at det berre er to skular som delar felles grense, ikkje vil skape store skeivhetar i den vidare analysen.



## A.2 Deskriptiv statistikk

**Tabell A.2.1:** Befolkning i Stor-Oslo etter verdensdel. År 2011.

Landbakgrunn	Antal personer
Noreg	634 494
Norden	49 433
Europa utan Norden	81 505
Asia	109 627
Afrika	38 811
Latin-Amerika	11 284
Nord-Amerika	11 106
Oseania	1 368
Totalt	937 628

**Tabell A.2.2a:** Fordeling av grupper med ulik landbakgrunn i bydelsgrupper. To aggregerte verdensdelsgrupper. Prosent. Antal personer i parentes, i 1000. År 1994.

Bydelsgruppe	Asia m. fl.	Europa m. fl.
Indre aust	31,9	17,9
Indre vest	8,0	20,7
Ytre aust	32,8	16,5
Ytre vest	8,1	26,1
Ytre sør	19,0	18,4
Sentrum/Marka	0,2	0,4
I alt	100	100
(N)	(52)	(48)

**Tabell A.2.2b:** Fordeling av grupper med ulik landbakgrunn i bydelsgrupper – etter verdensdel. Prosent. Antal personer i parentes, i 1000. År 1994.

Bydelsgruppe	Noreg	Norden	Nye EU-land	EU/EØS-land	Asia	Afrika	Latin-Amerika
Indre aust	16,8	17,8	21,2	16,3	31,6	35,7	23,6
Indre vest	13,8	20,1	15,3	21,6	6,5	10,9	14,2
Ytre aust	23,7	16,8	22,9	16,0	35,2	26,9	26,9
Ytre vest	21,9	25,1	17,7	28,1	7,3	7,6	17,7
Ytre sør	23,4	19,8	22,8	17,6	19,3	18,7	17,3
Sentrum/Marka	0,4	0,4	0,2	0,3	0,1	0,2	0,2
I alt	100	100	100	100	100	100	100
(N)	(377)	(19)	(4)	(19)	(37)	(11)	(4)

**Tabell A.2.3a:** Andel av befolkning i bydelsgruppa innanføre ulike sosioøkonomiske grupper.

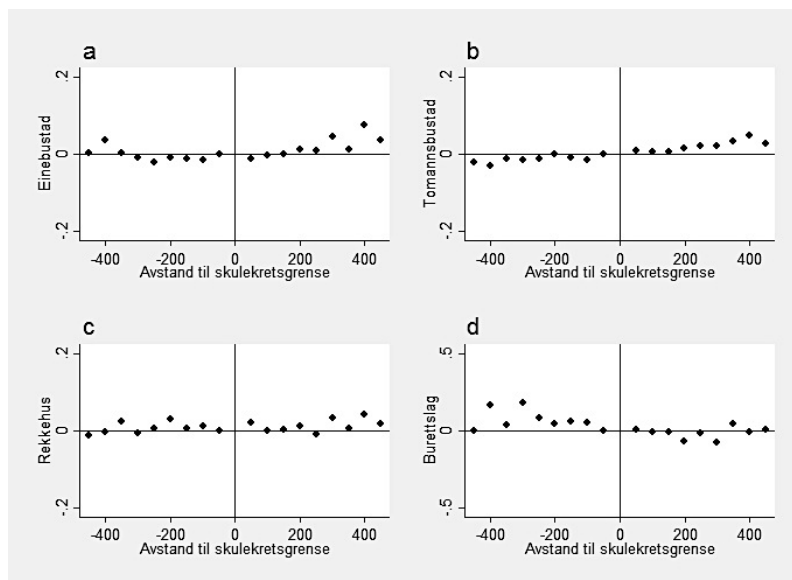
Tal frå 2006. Prosent.

Bydelsgruppe	Høgutdanna	Lågutdanna	Eigarandel	Yrkes- aktive	Arbeids- ledige	Sosialhjelps- mottakarar
Indre aust	36,4	38,7	48,2	55,6	3,5	3,4
Indre vest	46,8	25,8	47,7	59,1	2,9	1,5
Ytre aust	17,4	51,4	73,2	44,6	2,6	1,6
Ytre vest	41,9	32,9	73,1	48,2	1,5	0,7
Ytre sør	24,8	44,4	74,9	45,8	2,0	1,4
Sentrum/Marka	23,9	41,1	30,6	44,9	2,8	5,6

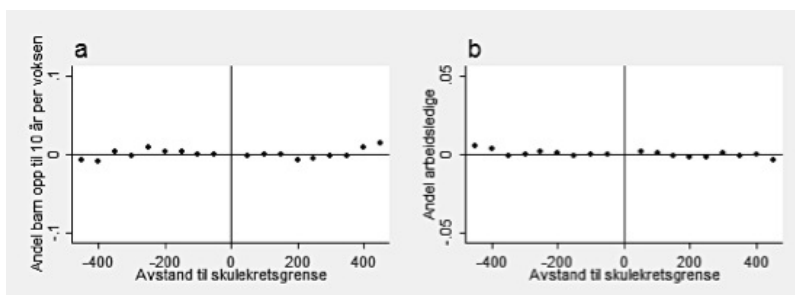
**Tabell A.2.3b:** Andel av befolkning i bydelsgruppa i ulike aldersgrupper. Tal frå år 2006.

Prosent.

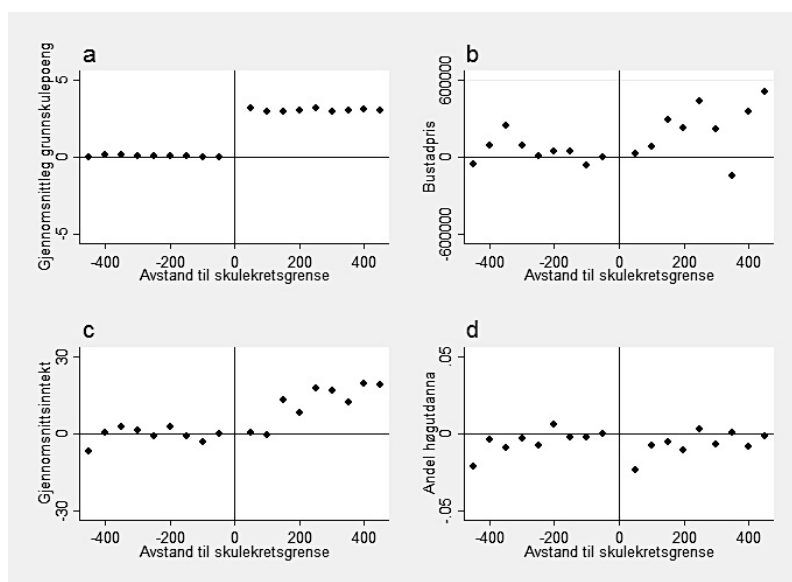
Bydelsgruppe	Barn under 10 år	Barn under 20 år	Aldersgruppe 20 – 29 år	Aldersgruppe 30 – 66 år	Eldre enn 66 år
Indre aust	9,9	15,3	20,2	56,1	8,1
Indre vest	7,0	11,5	21,9	54,4	11,9
Ytre aust	12,6	24,3	12,5	49,6	13,5
Ytre vest	12,1	24,2	10,6	50,1	15,0
Ytre sør	12,6	25,5	11,1	48,6	14,7
Sentrum/Marka	9,8	21,7	14,7	54,0	8,2

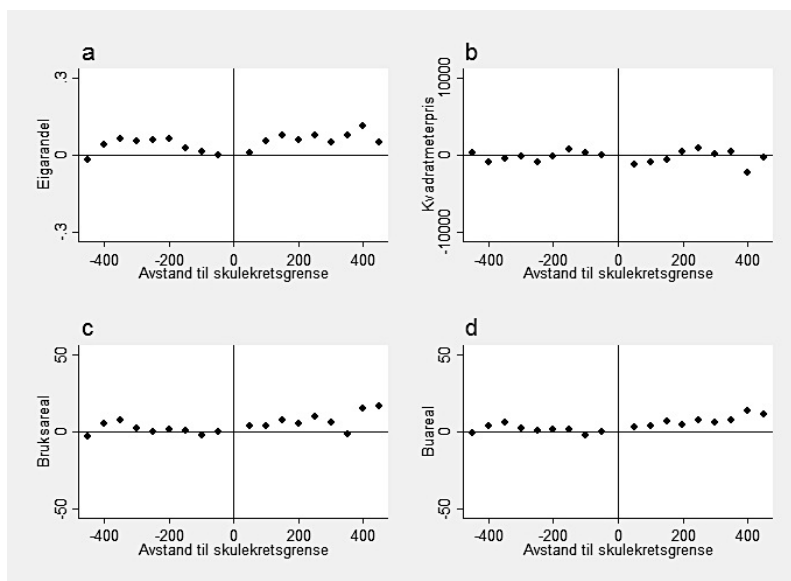
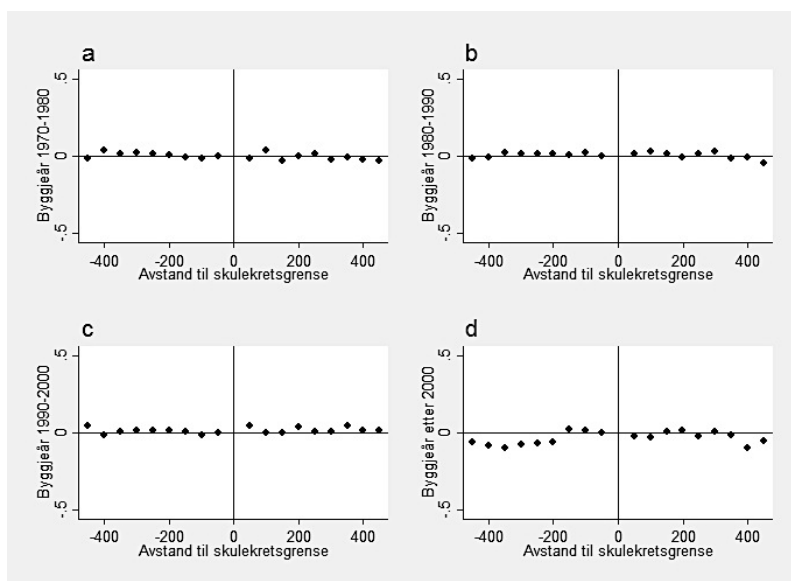
**Figur A.2.1:** Bustadtype rundt skulekretsgrænse. Barneskule.

**Figur A.2.2:** Sosiodemografiske nabolagstrekk rundt skulekretsgrenser. Barneskule.

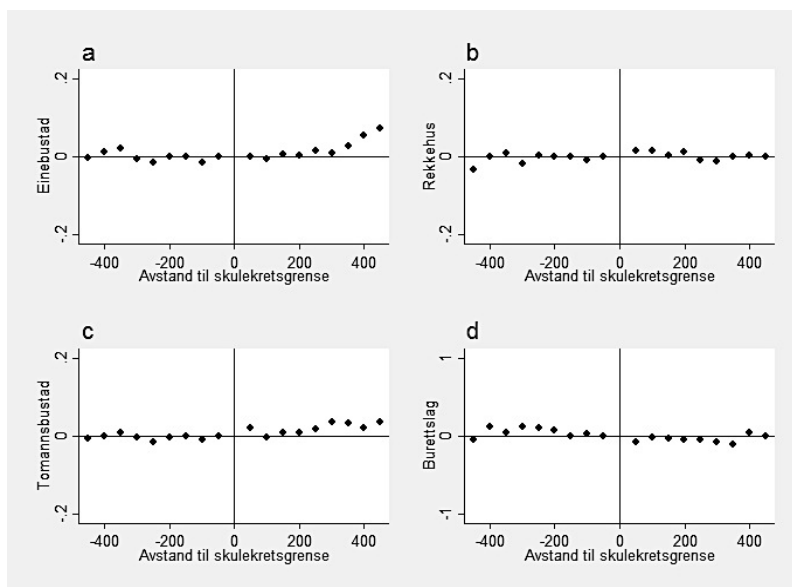


**Figur A.2.3:** Grunnskulepoeng, bustadpris, gjennomsnittsinntekt og andel høgutdanna i grunnkrets rundt skulekretsgrænse. Ungdomsskule.

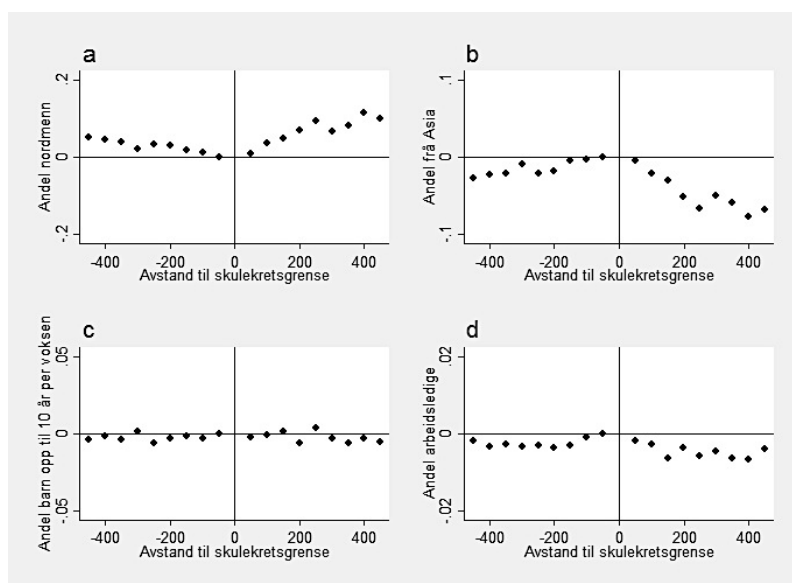


**Figur A.2.4:** Bustadkarakteristikk rundt skulekretsgrenser. Ungdomsskule.**Figur A.2.5:** Byggjeår rundt skulekretsgrænser. Ungdomsskule.

**Figur A.2.6:** Bustadtype rundt skulekretsgrenser. Ungdomsskule.



**Figur A.2.7:** Sosiodemografiske nabolagstrekk rundt skulekretsgrenser. Ungdomsskule.



**Tabell A.2.4:** Deskriptiv statistikk for sentrale variablar i analysen, utval 500 meter. Ungdomsskule.

	Heile datasettet (N = 102 811)		Utval frå datasettet: Observasjonar innan 500 meter frå skulekretsgrænse				Test for diskontinuitet: t-test
	Gjennomsnitt	Standard- avvik	Utval (N = 44 968)		Differanse i		
			Gjennomsnitt	Høg testskårside (N = 18 550) Gjennomsnitt	Låg testskårside (N = 26 418) Gjennomsnitt	Høg side – låg side	
Bustadpris	3 036 594	1 871 379	2 782 473	2 902 673	2 698 072	204 601	2,16
<b>Skulekvalitet:</b>							
Grunnskulepoeng 10. trinn	41,14	2,29	40,04	41,83	38,79	3,04	36,08
<b>Bustadkarakteristikk:</b>							
Eigarandel – andel registrert med formue i bustad	0,65	0,19	0,60	0,62	0,58	0,04	2,05
1 dersom bygd før 1950	0,28	0,45	0,36	0,33	0,38	-0,05	-0,90
1 dersom bygd i 1950 – 1970	0,26	0,44	0,23	0,25	0,22	0,03	0,74
1 dersom bygd i 1970 – 1980	0,10	0,30	0,07	0,07	0,07	0	-0,60
1 dersom bygd i 1980 – 1990	0,10	0,30	0,10	0,11	0,09	0,02	0,07
1 dersom bygd i 1990 - 2000	0,06	0,24	0,06	0,07	0,06	0,01	0,62
1 dersom bygd etter 2000	0,19	0,39	0,19	0,19	0,19	0	0,20
Bruksareal	90,39	59,35	78,65	84,56	74,50	10,06	2,64
<b>Sosiodemografiske nabolagstrekk:</b>							
Andel nordmenn i grunnkrets	0,72	0,12	0,69	0,71	0,68	0,03	1,61
Andel frå Asia i grunnkrets	0,10	0,10	0,12	0,11	0,12	-0,01	-1,96
Andel frå Afrika i grunnkrets	0,04	0,04	0,05	0,04	0,05	-0,01	0,79
Andel med utdanning frå høgskule/ universitet eller meir	0,33	0,12	0,34	0,33	0,34	-0,01	-0,63
Gjennomsnittleg inntekt i grunnkrets	296 455	61 774	281 163	289 899	275 028	14 871	2,43
Andel barn opptil 10 år per voksen i grunnkrets	0,14	0,06	0,13	0,13	0,12	0,01	1,69

Utvalet inkluderer bustader lokalisert innan 500 meter frå næraste skulekretsgrænse som er felles med ein annan skule. Kolonne 7 viser t-statistikk frå testing av hypotesen om at gjennomsnitt for den tilhøyrande variabelen ikkje varierer på tvers av skulekretsgrænser. Testen inkluderer grænsefaste effektar og justerer for klynger i observasjonar på grunnkretsnivå.

**Tabell A.2.5:** Deskriptiv statistikk for sentrale variablar i analysen, utval 250 meter. Ungdomsskule.

	Heile datasettet (N = 102 811)		Utval frå datasettet: Observasjonar innan 250 meter frå skulekretsgrense				Test for diskontinuitet: t-test
	Gjennomsnitt	Standard- avvik	Utval (N = 30 438)		Differanse i		
			Gjennomsnitt	Høg testskårside (N = 13 044)	Låg testskårside (N = 17 394)	Høg side – gjennomsnitt: låg side	
Bustadpris	3 036 594	1 871 379	2 739 508	2 885 562	2 629 980	255 582	2,83
<b>Skulekvalitet:</b>							
Grunnskulepoeng 10. trinn	41,14	2,29	39,98	41,72	38,67	3,05	31,08
<b>Bustadkarakteristikk:</b>							
Eigarandel – andel registrert med formue i bustad	0,65	0,19	0,59	0,61	0,58	0,03	1,51
1 dersom bygd før 1950	0,28	0,45	0,35	0,32	0,38	-0,06	-0,63
1 dersom bygd i 1950 – 1970	0,26	0,44	0,22	0,22	0,22	0	0,19
1 dersom bygd i 1970 – 1980	0,10	0,30	0,07	0,08	0,07	0,01	0,47
1 dersom bygd i 1980 – 1990	0,10	0,30	0,10	0,11	0,10	0,01	-0,02
1 dersom bygd i 1990 - 2000	0,06	0,24	0,06	0,07	0,05	0,02	0,51
1 dersom bygd etter 2000	0,19	0,39	0,20	0,21	0,19	0,02	0,10
Bruksareal	90,39	59,35	77,14	82,74	72,95	9,79	2,85
<b>Sosiodemografiske nabolagstrekk:</b>							
Andel nordmenn i grunnkrets	0,72	0,12	0,68	0,69	0,67	0,02	1,00
Andel frå Asia i grunnkrets	0,10	0,10	0,13	0,12	0,13	-0,01	-1,21
Andel frå Afrika i grunnkrets	0,04	0,04	0,05	0,05	0,05	0	1,01
Andel med utdanning frå høgskule/ universitet eller meir	0,33	0,12	0,33	0,33	0,34	-0,01	-1,21
Gjennomsnittleg inntekt i grunnkrets	296 455	61 774	277 321	284 037	272 285	11 752	1,67
Andel barn opptil 10 år per voksen i grunnkrets	0,14	0,06	0,13	0,13	0,12	0,01	2,26

Utvalet inkluderer bustader lokalisert innan 250 meter frå næraste skulekretsgrense som er felles med ein annan skule. Kolonne 7 viser t-statistikk frå testing av hypotesen om at gjennomsnitt for den tilhøyrande variabelen ikkje varierer på tvers av skulekretsgrenser. Testen inkluderer grensefaste effektar og justerer for klynger i observasjonar på grunnkretsnivå.

### A.3 Segregasjonsindeksar

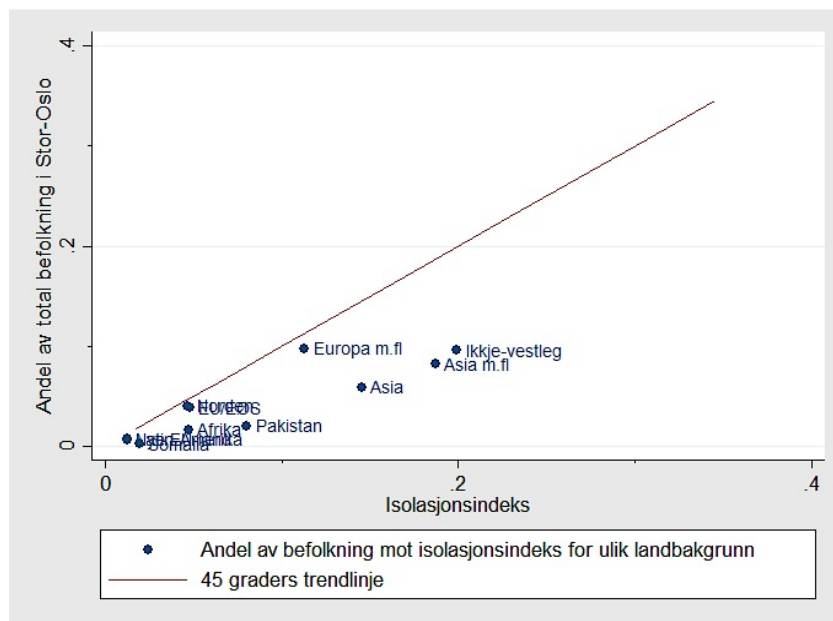
Tala i **Tabell A.3.1** fortel i kva grad ei gruppe må omlokaliserast i geografien for å vere like jamt fordelt i forhold til ei anna landbakgrunnsgruppe, som førstnemnde gruppe er fordelt i den overordna geografien. På denne måten studerast det korleis to og to grupper med ulik landbakgrunn er fordelt i forhold til kvarandre. Resultata viser at nordmenn i Stor-Oslo er moderat segregert frå innvandrarak frå Asia og Afrika, med ulikhetsindeks over 0,40 på grunnkretsniå og delbydelsniå, i 1994.

**Tabell A.3.1:** Ulikhetsindeks for Stor-Oslo, korleis grupper med ulik landbakgrunn er fordelt i forhold til kvarandre. Grunnkretsniå under diagonalen, delbydelsniå over\*. År 1994.

Landbakgrunn	Noreg	Norden	Europa utan Norden	Asia	Afrika	Latin-Amerika	Nord-Amerika
Noreg	<b>0,00</b>	0,12	0,16	0,41	0,42	0,24	0,24
Norden	0,17	<b>0,00</b>	0,09	0,43	0,42	0,22	0,16
Europa utan Norden	0,21	0,18	<b>0,00</b>	0,40	0,39	0,21	0,15
Asia	0,48	0,50	0,45	<b>0,00</b>	0,16	0,27	0,51
Afrika	0,49	0,49	0,46	0,26	<b>0,00</b>	0,27	0,49
Latin-Amerika	0,37	0,37	0,35	0,37	0,40	<b>0,00</b>	0,31
Nord-Amerika	0,29	0,24	0,25	0,58	0,56	0,44	<b>0,00</b>

\* Alle tal under den markerte diagonalen er for grunnkretsniå, og over er for delbydelsniå. Kvart tal viser korleis segregasjonen er mellom to grupper, gitt ved kolonnenamn og radnamn

**Figur A.3.1:** Plott med andel av total befolkning i Stor-Oslo mot isolasjonsindeks for grupper med ulik landbakgrunn. År 1994.





### A.3.1 Segregasjonsindeksar for Oslo kommune

**Tabell A.3.2:** Ulikhetsindeks for Oslo kommune i åra 1994, 2003, 2006 og 2011, på delbydelsnivå og grunnkrets nivå i parentes.

Landbakgrunn	1994	2003	2006	2011
Noreg	0,19 (0,22)	0,22 (0,26)	0,23 (0,26)	0,23 (0,27)
Norden	0,13 (0,15)	0,16 (0,18)	0,15 (0,18)	0,17 (0,20)
Somalia	0,52 (0,63)	0,36 (0,49)	0,35 (0,50)	0,38 (0,50)
Pakistan	0,43 (0,49)	0,45 (0,51)	0,47 (0,53)	0,51 (0,55)
Afrika	0,32 (0,39)	0,31 (0,38)	0,31 (0,38)	0,33 (0,40)
Asia	0,37 (0,41)	0,38 (0,43)	0,39 (0,43)	0,39 (0,41)
Latin-Amerika	0,19 (0,28)	0,17 (0,26)	0,16 (0,23)	0,15 (0,21)
Asia m.fl	0,36 (0,40)	0,37 (0,42)	0,37 (0,42)	0,37 (0,41)
EU/EØS m.fl	0,15 (0,17)	0,14 (0,16)	0,13 (0,15)	0,13 (0,15)
Nye EU-land	0,13 (0,22)		0,12 (0,21)	0,12 (0,22)
EU/EØS-land	0,17 (0,20)			0,14 (0,18)
Ikkje EU-medlem	0,28 (0,38)			0,22 (0,29)

**Tabell A.3.3:** Ulikhetsindeks for Oslo kommune i åra 1994 og 2011, bydelsnivå og bydelsgruppenivå i parentes.

Landbakgrunn	1994	2011
Noreg	0,14 (0,10)	0,21 (0,15)
Norden	0,11 (0,11)	0,16 (0,16)
Afrika	0,27 (0,21)	0,28 (0,24)
Asia	0,32 (0,26)	0,37 (0,28)
Latin-Amerika	0,12 (0,08)	0,12 (0,10)
Asia m.fl	0,31 (0,25)	0,34 (0,25)
EU/EØS m.fl	0,14 (0,13)	0,12 (0,12)
Nye EU-land	0,09 (0,04)	0,07 (0,05)
EU/EØS-land	0,16 (0,16)	0,12 (0,12)
Ikkje EU-medlem	0,21 (0,16)	0,17 (0,13)

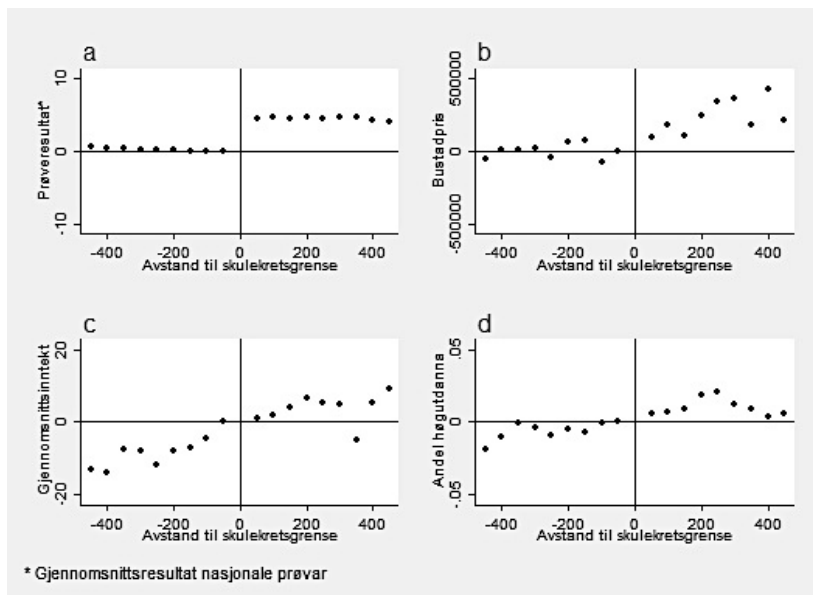
**Tabell A.3.4:** Romleg Gini-indeks for Oslo kommune, åra 2003, 2006 og 2011. På delbydelsnivå og grunnkrets nivå i parentes.

Landbakgrunn	2003	2006	2011
Noreg	0,0003 (0,0001)	0,0003 (0,0001)	0,0005 (0,0002)
Afrika	0,0056 (0,0023)	0,0052 (0,0023)	0,0057 (0,0023)
Asia	0,0081 (0,0030)	0,0083 (0,0030)	0,0079 (0,0026)
Latin	0,0019 (0,0011)	0,0017 (0,0008)	0,0014 (0,0006)
Asia m. fl	0,0064 (0,0023)	0,0062 (0,0023)	0,0058 (0,0019)
Europa m. fl	0,0011 (0,0003)	0,0009 (0,0002)	0,0008 (0,0002)
Pakistan	0,0146 (0,0059)	0,0162 (0,0064)	0,0194 (0,0070)
Somalia	0,0090 (0,0048)	0,0090 (0,0051)	0,0107 (0,0049)

#### A.4 Diskontinuitet og regresjonar utan id=1777

Diskontinuitetsfigurar i kapittel 5.2.2 viser at det moglegvis er ein form for outlier i datasettet. Når dette studerast nærmare viser det seg at det er snakk om éi bustadblokk i Oslo der det er selt mange leilegheiter. Mange av desse leilegheitene er blitt seld til ein relativt billig pris. Ettersom det er såpass mange leilegheiter som er seld frå denne bustadblokka, som er lokalisert mellom 300 og 350 meter frå nærmaste skulekretsgrænse, blir presentasjonen i figurane påverka slik at det ser ut som ein outlier. Nedanføre visast diskontinuitetsfigurar der id=1777 er droppa, og regresjonsresultat for eit utval der denne er utelatt. Ettersom det ikkje er snakk om éin observasjon som skapar eit skeivt bilete, følgjer ikkje dette definisjonen for outliers. Det kan likevel vere nyttig å sjå korleis observasjonar frå denne bustadblokka påverkar resultatane i analysen. Sidan observasjonane ligg i intervallet 300 – 350 meter frå nærmaste skulekretsgrænse, påverkar ikkje dette dei endelege resultatane i analysen, då det argumenterast for å bruke utvalet for bustader innan 250 meter frå nærmaste skulekretsgrænse.

**Figur A.4.1:** Gjennomsnittleg resultat på nasjonale prøvar, bustadprisar, gjennomsnittsinntekt og andel høgdanna personar i grunnkrets rundt skulekretsgrænser.



**Tabell A.4.1: Nøkkelloeffisientar frå hedonisk regresjonsmodell. Barneskular. Utan id==1777.**

	Utval			
	Innan 500 meter frå skulekretsgrense		Innan 250 meter frå skulekretsgrense	
Grensefaste effektar inkludert	Nei	Ja	Nei	Ja
Utan sosiodemografiske nabolagstrekk				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Gjennomsnittsr resultat nasjonale prøvar	0.00951*** (0.000313)	0.00396*** (0.000399)	0.00889*** (0.000342)	0.00425*** (0.000441)
R <sup>2</sup>	0.829	0.864	0.825	0.862
N	43330	43330	33234	33234
Med sosiodemografiske nabolagstrekk				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Gjennomsnittsr resultat nasjonale prøvar	0.00143*** (0.000330)	0.00166*** (0.000404)	0.000928** (0.000363)	0.00182*** (0.000447)
Andel nordmenn i grunnkrets	0.131*** (0.0132)	0.160*** (0.0196)	0.134*** (0.0150)	0.160*** (0.0227)
Andel med utdanning frå høgskule/universitet eller meir	0.517*** (0.0192)	0.192*** (0.0282)	0.480*** (0.0215)	0.153*** (0.0321)
Gjennomsnittsr inntekt i grunnkrets	0.000402*** (0.0000333)	0.000328*** (0.0000467)	0.000385*** (0.0000384)	0.000372*** (0.0000525)
Andel barn under 10 år	-0.343*** (0.0218)	-0.0596** (0.0274)	-0.354*** (0.0252)	-0.0705** (0.0329)
R <sup>2</sup>	0.843	0.866	0.839	0.864
N	43330	43330	33234	33234

Note: Alle regresjonar i tabellen er inkludert kontrollvariablar for byggeår; bruksareal; dummyvariablar for bustadtype; produktet av den naturlege logaritmen til buareal dividert med bruksareal, multiplisert med bustadtypedummy; salsår; den naturlege logaritmen til mål på tilgjengelegheit til arbeidsplassar, som følgjer Osland og Thorsen (2008); dummyvariablar for eigarform; avstand frå Rådhusplassen frå nord, sør og vest; dummyvariablar for kommune; og dummyvariablar for kvar bustaden er lokalisert - det vil seie vest/aust og nord/sør. White-justerte robuste standardavvik i parentes. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## A.5 Variansinflasjonsfaktor

**Tabell A.5.1:** Variasjonsinflasjonsfaktor. Barneskule, utval 250 meter frå skulekretsgrense.

Variable	VIF	1/VIF
.	.	.
.	.	.
.	.	.
highed_and06	15.67	0.063817
.	.	.
.	.	.
norg_and06	10.51	0.095104
.	.	.
.	.	.
inc06	7.63	0.130988
.	.	.
.	.	.
barn_and10	3.91	0.255471
.	.	.
.	.	.
nasjonal_mean	3.57	0.279755
.	.	.
Mean VIF		

**Tabell A.5.2:** Variasjonsinflasjonsfaktor. Ungdomsskule, utval 250 meter frå skulekretsgrense.

Variable	VIF	1/VIF
.	.	.
.	.	.
.	.	.
highed_and06	12.78	0.078220
.	.	.
.	.	.
norg_and06	5.38	0.185767
.	.	.
.	.	.
inc06	5.05	0.198128
.	.	.
.	.	.
barn_and10	3.34	0.299183
poeng_mean	3.17	0.315796
.	.	.
Mean VIF	55.20	