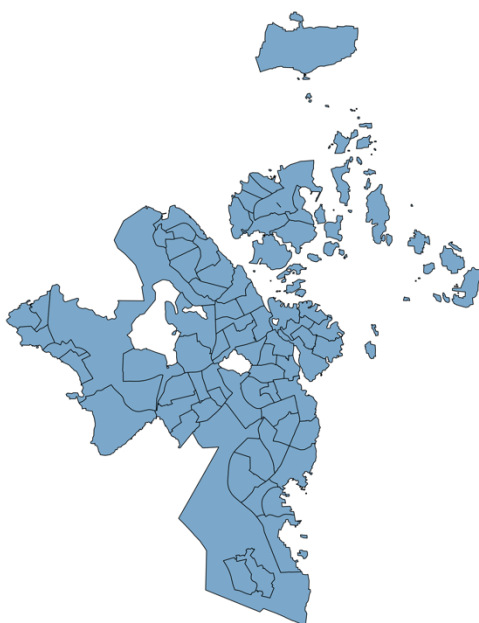




HØGSKOLEN STORD/HAUGESUND

## Segregering og sosioøkonomiske skilnadar i Stavanger



Bacheloroppgåve utført ved

Høgskolen Stord/Haugesund – Økonomisk- administrativ utdanning

---

Av: Anja Bergtun, kandidatnummer 15  
Christine Olsen Schei, kandidatnummer 8

Dette arbeidet er gjennomført som ledd i bachelorprogrammet i økonomi og administrasjon ved Høgskolen Stord/Haugesund og er godkjent som sådan. Godkjenninga inneber ikkje at HSH står inne for metodane som er nytta, resultata som er framkomne og konklusjonar og vurderingar i arbeidet.

*Tittel på bacheloroppgåva: "Segregering og sosioøkonomiske skilnadar i Stavanger"*

---

*Anja Bergtun*

*Christine Olsen Schei*

---

*Veileidar Inge Thorsen*

---

*Gradering: Offentleg*

---

## **Føreord**

Dette er eit avsluttande arbeid før ferdigstilt bachelorgrad våren 2013, utført av Anja Bergtun og Christine Olsen Schei. Oppgåva er nøye følgd opp av Inge Thorsen, vår engasjerte og dyktige veileidar gjennom arbeidet. Inge Thorsen er professor ved Høgskolen Stord/Haugesund, ved studiet økonomi og administrasjon.

Oppgåva har eit samfunnsøkonomisk perspektiv, der me studerer sosioøkonomiske skilnadar i Stavanger. Ved å sjå på busetjingsmønster og bustadprisar i Stavanger, samt å rekne forskjellige indeksar, ønskjer me å finne ut om det eksisterer segregeringstendensar i byen. Bakgrunnen for val av tema er vår interesse for samfunnsøkonomiske fag, samt det at bustadmarknaden stadig er eit mykje omtalt emne.

Me vil gjerne gje ei stor takk til vår entusiastiske veileidar Inge Thorsen for tett oppfølging og god hjelp gjennom heile prosessen. Han har heile tida vore imøtekomande og stilt opp til veileding når me har hatt behov for det. For å kunne arbeide med datamaterialet, og generere enkelte resultat, har det vore naudsynt for oss å lære nye dataprogram. Arnstein Gjestland har vore ein god støttespelar og rettleiar i dette arbeidet. Arnstein Gjestland og Liv Osland har også vore hjelpsame og bidradd med datamateriale til oppgåva, og me vil takke dei for dette.

Haugesund 13. mai 2013

---

Anja Bergtun

---

Christine Olsen Schei

## Samandrag

Oppgåva omhandlar segregeringstendensar i Stavanger. Problemstillinga me har arbeida med er kva som er årsakene til busetjingsmønsteret i Stavanger, og om det finst sosioøkonomiske skilnadar her. Dette har me forsøkt å svare på ved å undersøke fleire faktorar, der hovudfokuset vårt er på segregeringstendensar og bustadmarknad.

Me har nytta oss av to datasett for Stavanger med ulik detaljeringsgrad, eit på bydelsnivå og eit på sonenivå. På grunn av at det ligg mykje informasjon i desse datasetta, har me hatt moglegheit til å analysere med omsyn på fleire ulike variablar. I tillegg har me data på bustadmarknaden i Stavanger, som me har knytt opp til dei ulike variablane me har analysert. I analysinga av datamaterialet har me nytta ulike indeksar for segregering, korrelasjonar og spatial autokorrelasjon. Me har brukt teoriar for segregeringsmekanismar, og modellar frå regionalvitskap for busetjingsmønster i storbyar.

Resultata me til slutt kom fram til var at det fantes små veksande segregeringstendensar i Stavanger. Ved å studere bustadmarknaden fann me at det finst skilnadar i bustadprisar i ulike område i Stavanger. Skilnaden i bustadprisar kjem klarast fram på eit aggregert nivå, som bydelsnivå. Det kan dermed tenkjast at busetjingsmønsteret på bydelsnivå kan vere påverka av bustadmarknaden. Det er likevel vanskeleg å trekkje ein konklusjon frå dette, då det truleg kan eksistere ein invers kausalitet her. Me veit ikkje om bustadprisane varierer på grunn av segregering, eller om segregeringstendensane kjem som følgje av at bustadprisane varierer.

Når me studerte sonenivå var det her mindre variasjon i bustadprisar, og busetjingsmønsteret på dette disaggregerte nivået kan truleg betre forklarast av andre årsaker som kan skape segregeringstendensar. Det finst sosioøkonomiske skilnadar i Stavanger, men desse er ikkje utprega store.



# Innhald

<b>Føreord</b>	iii
<b>Samandrag</b>	iv
<b>Liste over figurar</b>	vi
<b>Liste over tabellar</b>	vii
<b>1 Innleiing</b>	1
<b>2 Teori</b>	4
2.1 <i>Historisk utvikling av Schelling-modellen</i>	4
2.1.1 Schelling-modellen	5
2.1.2 Simulering av Schelling-modellen	6
2.1.3 Den avgrensa nabolagsmodellen (1)	8
2.1.4 Den avgrensa nabolagsmodellen (2)	11
<b>3 Mål for ulikhet</b>	13
3.1 <i>Gini-koeffisient</i>	13
3.2 <i>Ulikhetsindeks (Index of dissimilarity)</i>	14
3.3 <i>Isolasjonsindeks</i>	17
3.3.1 Døme på tolking av eit resultat ved ulike inndelingar i geografien	20
3.4 <i>Theil-indeks</i>	22
3.5 <i>Modifiable Areal Unit Problem (MAUP)</i>	28
<b>4 Litteratur om segregering</b>	29
<b>5 Data/datainnsamling</b>	30
5.1 <i>Dataproblematikk</i>	32
5.2 <i>Metode</i>	33
<b>6 Kartpresentasjonar av segregeringstendensar</b>	34
6.1 <i>Kartproduksjon</i>	34
<b>7 Statistiske mål</b>	37
7.1 <i>Gini-koeffisient for Stavanger</i>	37
7.1.2 Samanlikning av Gini-koeffisienten for Stavanger og for andre geografiar	40
7.2 <i>Ulikhetsindeksen for Stavanger</i>	40
7.2.1 Samanlikning av ulikhetsindeksen på bydelsnivå og sonenivå	41
7.3 <i>Isolasjonsindeksen for Stavanger</i>	42
7.3.1 Samanlikning av isolasjonsindeksen på bydelsnivå og sonenivå	43
7.4 <i>Theil-indeksen for Stavanger</i>	44
7.4.1 Samanlikning av Theil-indeksen på bydelsnivå og sonenivå	44
7.5 <i>Tolking av resultata til indeksane på bydels- og sonenivå</i>	45
7.6 <i>Moglege grunnar til at utviklinga er slik indeksane viser</i>	47
<b>8 Samvariasjon med ulike sosioøkonomiske kjenneteikn</b>	49
<b>9 Spatial autokorrelasjon</b>	55
<b>10 Bid-rent – ein modell på kor ulike inntektsgrupper buset seg</b>	61
10.1 <i>Frå ein monosentrisk modell til to sentrum</i>	66
<b>11 Bustadmarknad</b>	67
<b>12 Konklusjon</b>	72
12.1 <i>Avsluttande kommentar</i>	75
<b>Litteraturliste</b>	77

## Liste over figurar

Figur 2.1 *Definisjon på naboar i Schelling-modellen*

Figur 2.2 *Integrert nabolag*

Figur 2.3 *Nabolag med 64 bustader der ikkje alle er nøgde*

Figur 2.4 *Nabolag med 64 bustader der alle er nøgde*

Figur 2.5 *Nabolag i dei avgrensa nabolagsmodellane der alle er nøgde*

Figur 2.6 *Den avgrensa nabolagsmodellen (1)*

Figur 2.7 *Den avgrensa nabolagsmodellen (2)*

Figur 3.1 *Lorenz-kurve, likhetskurve og Gini-koeffisient*

Figur 3.2 *Kart over Stavanger, inndelt i sju bydelar med tilhøyrande namn*

Figur 3.3 *Søylediagram med befolkningsandelar på verdsdelar og tilhøyrande inntektsandelar*

Figur 6.1 *Kart over Stavanger, inndelt i soner med tilhøyrande namn*

Figur 6.2 *Kart over Stavanger, som viser andel ikkje-vestleg innvandring i sonene*

Figur 7.1 *Lorenz-kurva og likhetskurva for Stavanger*

Figur 7.2 *Område som angir Gini-koeffisienten for Stavanger*

Figur 8.1 *Korrelasjon mellom gjennomsnittleg inntekt og andel ikkje-vestleg innvandring*

Figur 8.2a *Kart over Stavanger, som viser gjennomsnittleg inntekt i sonene*

Figur 8.2b *Kart over Stavanger, som viser andel ikkje-vestleg innvandring i sonene*

Figur 8.3a *Korrelasjon mellom andel ikkje-vestleg innvandring og andel med låg utdanning*

Figur 8.3b *Korrelasjon mellom andel ikkje-vestleg innvandring og andel med høg utdanning*

Figur 8.4a *Kart over Stavanger, som viser andel med låg utdanning i sonene*

Figur 8.4b *Kart over Stavanger, som viser andel med høg utdanning i sonene*

Figur 9.1 *Kart over Stavanger med plot som viser nabonettverk*

Figur 9.2 *Diagram som viser plot for Moran's I for variabelen ikkje-vestleg innvandring*

Figur 9.3 *Kart over Stavanger som illustrerer resultatet i plottet for Moran's I*

Figur 9.4 *Diagram som viser plot for Moran's I for variabelen gjennomsnittleg inntekt*

Figur 10.1 *Den klassiske bid-rent kurva*

Figur 10.2 *Kart over Stavanger med markerte avstander fra bykjernen*

Figur 11.1 *Kart over Stavanger med observasjonar på selde bustader i sonene*

Figur 11.2a *Kart over Stavanger med andel ikkje-vestleg innvandring i sonene i 2004*

Figur 11.2b *Kart over Stavanger med gjennomsnittspris per kvadratmeter i sonene i 2004*

Figur 11.3a *Kart over Stavanger inndelt i bydelar*

Figur 11.3b *Kart over Stavanger med gjennomsnittspris per kvadratmeter i sonene i 2004*

## Liste over tabellar

Tabell 3.1 *Total populasjon i Stavanger og innvandring i dei sju bydelane*

Tabell 3.2 *Andel ikkje-vestlege innvandrarar og resten av befolkninga i ein tenkt geografi*

Tabell 3.3 *Andel ikkje-vestlege innvandrarar og resten av befolkninga i ein tenkt geografi*

Tabell 3.4 *Theil-indeksen på verdsdelane*

Tabell 5.1 *Oversikt over namn og forklaring på dei ulike variablane i datasettet for Stavanger*

Tabell 7.1 *Gini-koeffisient for Stavanger for åra 2000, 2002 og 2004*

Tabell 7.2 *Ulikhetsindeks på bydelsnivå og sonenivå for Stavanger*

Tabell 7.3 *Isolasjonsindeks på bydelsnivå og sonenivå for Stavanger*

Tabell 7.4 *Theil-indeks på bydelsnivå og sonenivå for Stavanger*

Tabell 9.1 *Moran's I for Stavanger, med omsyn på variabelen ikkje-vestleg innvandring*

Tabell 9.2 *Moran's I for Stavanger, med omsyn på variabelen gjennomsnittleg inntekt*

Tabell 11.1 *Korrelasjonar mellom gjennomsnittspris per kvadratmeter og ulike variablar*

# 1 Innleiing

Det har i mange år vore kjend at ein har det som kallast segregering i storbyar i USA (Seitles, 1996). I Noreg derimot, har ein ikkje fokusert like mykje på segregering før i seinare tid. Når verda stadig blir meir globalisert, har dette ført til at ein har fått eit meir fleirkulturelt samfunn i Noreg. Korleis påverkar dette busetjingsmønsteret i norske byar? I dag ser ein klare teikn til segregering i Oslo, der nokre skular har blitt reine ”innvandrarskular”, og etnisk norske flyttar frå område med overvekt av ikkje-etnisk norske (Human Rights Service, 2010). Groruddalen i Oslo er eit område med store flyttestraumar som har ført til segregeringstendensar. Det er mykje utflytting blant etnisk norske i dette området, medan mange med innvandrarbakgrunn flyttar inn (Stambøl, 2013).

Er det innbyggjarane sine preferansar om kvar og kven dei vil bu saman med, som styrer busetjingsmønsteret i ein by? Har bustadprisar stor påverknad for korleis dette mønsteret blir? Me har tatt utgangspunkt i slike spørsmål når me har formulert vår problemstilling. Fokus for oppgåva vår er Stavanger, og me vil undersøkje om det her finst segregeringstendensar slik som i Oslo. Me skal gjere dette ved å sjå på kva som er årsakene bak busetjingsmønsteret i Stavanger. For å kunne gje ei forklaring på spørsmåla me stiller, skal me studere samansettinga i geografien med omsyn på ulike variablar, bustadprisar og sosioøkonomiske skilnader. Vidare vil me nemne at det kan vere at våre tolkingar nokon stader reflekterer at me ikkje har veldig tett lokalkjennskap til Stavanger.

For over førti år sidan vart det lansert ein modell som fokuserte på segregering av kvite og svarte, av ein amerikansk professor ved namn Schelling. Me vil bruke modellen som Schelling utleia for å forstå og tolke samanhengane i geografien, om dei peikar mot segregering. Innanføre regionalvitskap finst det såkalla bid-rent modellar av korleis innbyggjarar busett seg i ein by. Desse gjer me nytte av for å beskrive moglege årsaker til busetjingsmønsteret i Stavanger. For å illustrere mønsteret i geografien nyttar me eit kartprogram som heiter Quantum Geographic Information System (QGIS).

For metodisk måling av segregering brukar me indeksar som kan seie noko om kor segregert Stavanger er. Indeksane me nyttar er Gini-koeffisienten, ulikhetsindeksen, isolasjonsindeksen og Theil-indeksen. I arbeidet med indeksane har me studert tidlegare forskning i England og Sverige, der desse er blitt brukt. Dette har gitt ei djupare forståing av resultatane me har fått, og

har vore gode samanlikningsgrunnlag. Me fokuserer hovudsakleg på variabelen ikkje-vestleg innvandring, som i datasetta på sonenivå inkluderer personar frå det som tidlegare blei kalla austblokka i Europa. Vidare vil me også ta føre oss enkelte sosioøkonomiske faktorar som til dømes inntekt og utdanning, for å studere om det finst skilnader innanføre desse. Studiar av sosioøkonomiske faktorar kan bidra til å kaste lys over problemstillingar knytt til segregering. Dette vil seie at dersom me finn at sosioøkonomiske faktorar og bustadprisar opptrer systematisk likt som segregeringstendensar for ikkje-vestlege innvandrarakar i geografien, kan dette vere ein indikasjon på at budsjettbetingelsar i større grad forklarar segregeringstendensane, enn det preferansar gjer.

Ved å sjå på korrelasjonar mellom ulike sosioøkonomiske faktorar kan me danne eit bilete på om ei eventuell segregering i Stavanger har kome som følgje av preferansar hos innbyggjarane, bustadprisar eller om det er tilbodssida som er med på å skape noko av busetjingsmønsteret som er observert. Tal for samvariasjon vil ikkje gje oss endelege bevis for korleis segregeringstendensane er i Stavanger, men dei vil likevel gje eit godt grunnlag for interessante hypotesar som ein kan arbeide vidare med.

For å underbygge dei resultat som kjem fram av segregeringsindeksane, brukar me Moran's I, som er eit mål på spatial autokorrelasjon. Dette seier noko om korleis ein faktor er korrelert med seg sjølv i geografien, det målar korleis eventuelle segregeringstendensar er systematisk spreidd mellom ulike soner i ein geografi. Moran's I er eit nyttig verktøy som gir eit mål på korleis busetjingsmønsteret er, med omsyn på ein variabel.

Bustadmarknaden studerer me for å finne ut om det er store variasjonar i bustadprisar, som kan vere ei årsak til at segregering kan oppstå. Dersom ein har at mange sosioøkonomiske faktorar samvarierer, og at dei vidare er korrelert med bustadmarknaden, kan dette skape ei hypotese om at det er bustadprisar som forklarar segregering heller enn preferansar.

Kapittel to omhandlar teori, med ein grundig gjennomgang av Schelling-modellane. Desse forklarar korleis full segregering kan oppstå som følgje av at innbyggjarane har preferansar og ulike toleransenivå for korleis nabolaget er satt saman. Schelling-modellane kan brukast som ei tilnærming til å tolke busetjingsmønsteret i Stavanger, men me treng også meir konkrete resultat å vise til. I kapitlet om mål for ulikhet, kapittel tre, presenterer me segregeringsindeksar og Gini-koeffisienten som gir eit mål på inntektsskilnadar. Forklaring av

indeksane og korleis ein tolkar resultat er lagt fram i dette kapitlet. I tillegg tar me føre oss eit problem som kan oppstå ved bruk av desse indeksane. Dette går på endring i inndeling av geografien, at ein får ulike resultat sjølv om ein reknar på det same geografiske området. Ein forskingsartikkel utført i Sverige tek opp denne problematikken, og viser ei mogleg løysing av dette. Denne artikkelen diskuterer me i kapittel fire; Litteratur om segregering. Her tek me også føre oss andre forskingsartiklar som omhandlar segregering. For å studere busetjingsmønsteret i Stavanger har me nytta oss av datamaterial frå Stavanger kommune. Informasjon om datamaterialet og dataproblematikk er tatt opp i kapittel fem; Data/datainnsamling. Under dette kapitlet gjer me greie for nokre hovudpunkt innan samfunnsvitskapleg metode, og kva variablar frå datamaterialet me studerer. Ved hjelp av QGIS kan me behandle datamaterialet gjennom kart. Det vil seie at me brukar ulike variablar og overfører desse til kart over Stavanger, slik at informasjonen blir illustrert på ein enkel måte. Sidan me har arbeidd mykje i QGIS har me teke med eit eige kapittel om kartproduksjon, kapittel seks. Kartpresentasjonar bidrar truleg til ei betre forståing av busetjingsmønsteret i Stavanger, men det er naudsynt å bruke datamaterialet til å finne meir handfaste resultat. Difor anvend me dette til å rekne segregeringsindeksane og Gini-koeffisienten. I kapittel sju analyserer me resultat frå indeksane og samanliknar desse. Me diskuterer utviklinga i indeksane, og foreslår moglege årsaker til denne. Vidare i kapittel åtte ser me på samvariasjonen mellom ulike variablar, for å betre forstå kva årsaker som kan ligge bak busetjingsmønsteret me observerer. Ettersom me undersøker fordelinga av ulike variablar i ein geografi, er det sentralt å nytte spatial autokorrelasjon. Dette gjer oss eit resultat på kor klumpa geografien er med omsyn på ein variabel. Innføring i korleis ein reknar dette målet, og våre resultat presenterer me i kapittel ni. For å forklare delar av dei resultat me har funnet, med omsyn på inntekt og busetjingsmønster, tek me i kapittel ti inn bid-rent modellar. I tillegg ser me på ein modell med to sentrum og knyt dette opp mot busetjingsmønsteret i Stavanger. Det siste me går gjennom er bustadmarknad, der me i kapittel elleve studerer korrelasjonar mellom bustadprisar i Stavanger og andre variablar. Konklusjonen for arbeidet kjem i kapittel tolv, saman med avsluttande kommentarar om tankar til vidare forskning.

Oppgåva vår byggjer på Stavanger kommune, der datasetta er for eit relativt lite geografisk område. Ideelt sett burde me hatt data for eit større område i Sør-Rogaland, slik at me gjerne hadde fått større variasjon i bustadprisar. Dette kunne gjeve eit betre grunnlag for å seie noko om kva bustadprisar har å seie for busetjingsval for ikkje-vestlege innvandrarakar, som kunne vist andre segregeringstendensar enn det ein ser internt i Stavanger kommune.

## 2 Teori

Segregering er at ulike menneskegrupper bur/lever på ulike stader, som til dømes i ein by, der dei bur i ulike bydelar (Store Norske Leksikon, 2005-2007). I Noreg har ein begynt å sjå teikn til segregering i Oslo, der mange etnisk norske har flytta frå Groruddalen, som har ført til at det stort sett berre bur innvandrarakar her. Vidare har dette ført til at mange skular blir ”reine” norske eller innvandrarskular. Eit døme er ifølgje NRK Nyheter (2012) Mortensrud skule der det no er 96 prosent elevar med utanlandsk etnisk bakgrunn. Det er flest innvandrarakar som bur på austkanten av Oslo, og det er tendensar til at det bur stadig fleire etnisk norske på vestkanten.

### *2.1 Historisk utvikling av Schelling-modellen*

Thomas C. Schelling er ein kjend nobelprisvinnar i økonomi. Hans modell på segregering er ein av dei mest kjende innan samfunnsvitskap. Modellen er blitt mykje brukt på grunn av at han er enkel å beskrive og fordi han illustrerer eit ukomplisert poeng (McKane & Rogers, 2011 : 2). Hovudsakleg går modellen ut på å sjå på flyttemønsteret til to grupper som bur i same todimensjonale geografi. Når ein seier grupper meiner ein at det er ulike kjenneteikn ved gruppene. Desse kjenneteikna skal vere gjensidig utelukkande, slik at gruppene akkurat er motsette av kvarandre.

Det er fire hovudkomponentar ved modellen (McKane & Rogers, 2011 : 4):

- geografien der gruppene bur og flyttar på seg
- deira opphavlege plassering og antal i kvar gruppe
- toleransenivået til kvar gruppe, og
- slutninga om å flytte til ein annan stad i geografien.

Poenget som er illustrert av modellen er at dersom ein har høgare preferanse for å bu attmed eiga gruppe kan dette resultere i full segregering.

Det er over førti år sidan Schelling først introduserte modellen, og det har etterkvart blitt laga ulike variantar av denne. McKane og Rogers (2011) har gjennomgått ein del av desse variantane, og hevdar at det er stor variasjon mellom dei ulike. Til tross for stor variasjon og innføring av fleire parameter enn i den opphavlege modellen, har ein kome fram til mykje godt dei same resultatane. Dette viser, ifølgje McKane og Rogers (2011) at Schelling-modellen er temmeleg robust mot forandring i parameter og modellspefisikasjonar.

### 2.1.1 Schelling-modellen

Schelling (1969 : 490) har utleia ein modell på segregering. Modellen ser på menneske med same etniske bakgrunn, men Schelling poengterer at segregering også kan foregå i andre dimensjonar. Døme på slike er kjønn, alder, inntekt, språk, religion, hudfarge og smak. Hovudpunktet i denne modellen er at dersom ein har preferansar om at så og så mange av eins naboar skal vere av same etniske bakgrunn som ein sjølv, kan det til slutt føre til total segregering innan eit område. Modellen er bygd opp under den forenkla føresetnaden om at ein berre ser på to gjensidig utelukkande forhold. Døme på slike er svarte og kvite, rike og fattige eller jenter og gutar. Schelling (2006) forklarar vidare at å velje eit nabolag å bu i, er det same som å velje naboar ein vil bu attmed. Dersom ein vil bu nær ein god skule, vil det seie at det nabolaget ein busett seg i, vil vere kjenneteikna av andre folk som også føretrekk eit nabolag med ein god skule i nærleiken. Modellen er relativt enkel, og simulerer eit nabolag der det finst to ulike typar grupper. Kvar person i nabolaget føretrekkjer å ha ein viss andel av si eiga gruppe som naboar. Dermed må ein definere kva ein meiner med nabo. I modellen vil naboar vere dei åtte som bur i umiddelbar nærleik, det vil seie dei åtte bustadane rundt den bebuaren me ser på. Dette er bustadane i vertikal, horisontal og diagonal retning. Unntak er i ytterkantane av nabolaget, der ein har fire, fem eller sju naboar, alt etter kor ein er plassert i geografien.

A	=	A
=	A	=
A	=	A

*Figur 2.1. Her er eit døme på kven som er naboane i umiddelbar nærleik. Den midtarste, lyse "A" er den me ser på, og dei åtte markerte bustadane rundt, er naboane.*

Når Schelling har simulert dette (2006 : 148) har han tatt utgangspunkt i at alle i nabolaget ønskjer å ha meir enn ein tredjedel av si eiga gruppe som nabo. Altså må minst tre av dei åtte naboane vere frå same gruppe som ein sjølv. Me tek også utgangspunkt i denne fordelinga, og kallar det heretter for tredjedelskravet. For at alle krav skal vere tilfredstilte i ein slik situasjon, må samtlege bu annakvar i rekkja, og ingen i hjørna, dersom me ser på eit nabolag som vist i Figur 2.2.



	=	A	=	A	=	A	
=	A	=	A	=	A	=	A
A	=	A	=	A	=	A	=
=	A	=	A	=	A	=	A
A	=	A	=	A	=	A	=
=	A	=	A	=	A	=	A
A	=	A	=	A	=	A	=
	A	=	A	=	A	=	

*Figur 2.2 (Schelling, 2006 : 149). Her har me eit fullt integrert nabolag, med to ulike grupper; "A" og "=". Ei slik løysing er mogleg når nabolaget er fullt, det vil seie ingen ledige bustader, og når gruppene er like store. Hjørna er ikkje bebuelege.*

Figur 2.2 viser full integrering. Her er alle i nabolaget nøgde, så lenge ingen bur i hjørna. Ein har ikkje store flyttemoglegheiter, men ingen av bebuarane har heller insentiv til å flytte. Som forklart over, ser modellen berre på to grupper, me kallar desse "A" og "=". Full integrering er mogleg når gruppene er like store, i figuren har me 30 "A" og 30 "=". Samtlege har meir enn ein tredjedel frå si eiga gruppe som naboar, som oppfyller toleransekravet til kvar enkelt.

### 2.1.2 Simulering av Schelling-modellen

Vidare kan me tenkje at det ikkje er slik overalt, at nabolag er heilt fulle og utan moglegheit til å flytte. Dermed tek me ut nokre av bebuarane, slik at me får nokre ledige bustader. I denne situasjonen vil ikkje alle vere nøgde, og dermed vil nokon få insentiv til å busette seg ein annan stad i geografien. Dette vil skape ein ringverknad ved at nokon som var tilfredse, ikkje lenger er det når naboen flyttar, og andre som var misnøgde, blir tilfredse ved å få ein ny nabo. Ein vil få mange som flyttar på seg, inntil ein igjen kjem i ein situasjon der alle er nøgde. I mange tilfelle vil denne nye situasjonen vere ein situasjon med motsett utfall enn Figur 2.2, segregering.

For å illustrere dette, fjernar me 20 personar, ti frå kvar gruppe. Deretter set me inn fem personar i nabolaget. Ved datasimuleringar vil desse fem vere eit tilfeldig antal frå kvar gruppe og bli sett tilfeldig inn i geografien. I vårt tilfelle valte me å setje inn tre "A" og to "=". Dette kan ikkje kategoriserast som tilfeldig ettersom det var vår avgjerdsel å bruke

nettopp denne fordelinga. I tillegg plasserte me desse tilbake i geografien utan å bruke nokon form for tilfeldighetsverktøy, som til dømes terning. No har me eit nabolag på 64 bustader, med 45 busette, og 19 ledige.

	=	A	=			A	A
	A	=	A		A	=	
A			=	A	A		=
=	=	=		=	A		A
A	=	A	=	=	=	A	=
	A	=	A	=		=	
A	=			A	=	A	=
	A	A	A		A	=	

*Figur 2.3. Eit nabolag med 64 bustader, 45 er busette og 19 er ledige. Her er ikkje alle bebruarane nøgde, gitt tredjedelskravet.*

					A	A	A
	=	=	A	A	A	A	
	=	=	=	A	A		
=	=	=		=	A		A
=	=	=	=	=	=	A	
	A	A	A	=		=	
A	A	A	A	A	=	=	=
	A	A	A			=	=

*Figur 2.4. Det same nabolaget som i Figur 2.3, men her er alle nøgde. Mange har flytta til nye stader og fått deira krav oppfylt. Her har det skjedd ei segregering.*

Figur 2.3 viser overgangen frå Figur 2.2 til Figur 2.4. Her har me gjort som forklart ovanføre, fjerna 20, og flytta tilbake fem. Dermed har me 45 busette i nabolaget, der ikkje alle er tilfredse med si plassering, grunna tredjedelskravet, og har difor insentiv til å flytte. Steget vidare er her å undersøke kven av bebruarane som er tilfredse og ikkje. Me gjekk gjennom kvar enkelt og sjekka om tredjedelskravet var oppfylt. Dersom dette ikkje var tilfellet, flytta

me bebuaren til ein stad der han ville vere nøgd. Den nye staden treng ikkje å vere den næraste ledige, så lenge det er innanføre geografien og at tredjedelskravet er oppfylt. Når me hadde gjort denne sekvensen med kvar enkelt, måtte me tilbake og sjekke at alle framleis var nøgde. Dette på grunn av ringverknadane som oppstår når fleire flyttar på seg. Dersom nokon var utilfredse måtte desse flyttast på ny. Slik fortset det inntil alle i geografien var nøgde, tredjedelskravet var oppfylt for alle, som vist i Figur 2.4. Her ser me at utfallet av denne simuleringa i stor grad er segregering av dei to gruppene. Mønsteret i figuren blir ikkje lik for kvar simulering, men resultatet blir det same, altså segregering (Schelling, 2006 : 151). Figur 2.4 viser vår simulering og det mønsteret me enda opp med, men dersom me hadde gjort heile simuleringa på ny, ville mønsteret blitt eit anna.

### **2.1.3 Den avgrensa nabolagsmodellen (1)**

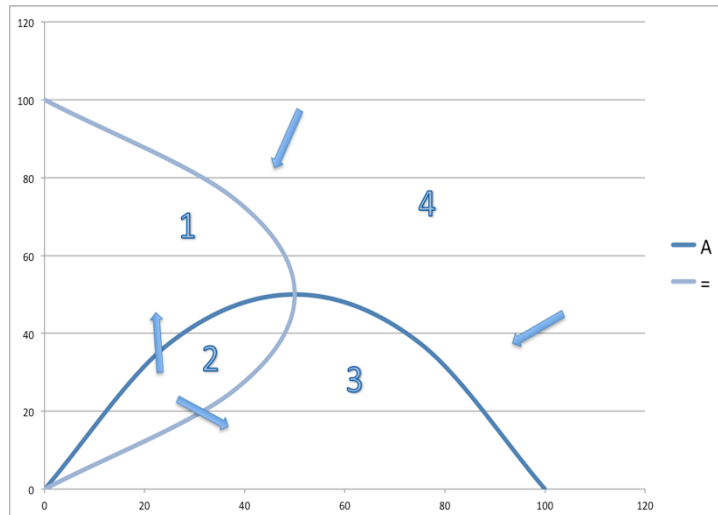
Schelling (2006 : 155) skisserer ein annan type nabolag og geografi. Han kallar det "Den avgrensa nabolagsmodellen". Her er ein anten ein del av nabolaget, eller så er ein utanføre nabolaget. Nytt her er at ein ikkje er så veldig opptatt av kven som bur i umiddelbar nærleik, men av den totale fordelinga av to grupper innanføre nabolaget. Ein vil dermed ikkje bry seg om at ein bur attmed folk frå ei anna gruppe, så lenge raten av dei to gruppene samla oppfyller eins toleransenivå. Det vil seie at dersom ein frå gruppe "A" tolererer at nabolaget har 50 prosent frå kvar gruppe, vil det ikkje ha noko å seie for denne personen om han/ho berre bur attmed "=", så lenge den samla raten for heile nabolaget er 50/50 (1:1).

	=	=	=	A	A	A	
=	=	=	=	A	A	A	A
=	=	=	=	=	A	A	A
=	=	=	=	A	A	A	A
=	A	=	=	A	A	A	A
=	=	=	=	A	A	A	A
=	=	=	=	A	A	A	A
	=	=	=	A	A	A	

*Figur 2.5. Det utheva området viser ein "A" med åtte naboar som berre er frå motsett gruppe. Bebuaren er nøgd, ettersom det er naboområdet som heilhet som gjer grunnlag for om ein er tilfreds. Her er ein tilfreds med ei fordeling på 1:1 av kvar gruppe. Det finst 30 "A" og 30 "=".*

Figur 2.5 er ei illustrering av poenget ovanføre. Figuren viser ikkje heile nabolaget, men eit område der dei samla bebuarane har eit toleransenivå på 1:1. Me skal no gå vekk frå typen geografi som brukt tidlegare, og over til diagram som illustrerer to nabolag og samhandlinga mellom desse. Likevel brukte me den same geografien som i føregåande modell, fordi dette kan hjelpe på forståinga av eitt av hovudpunkta med "Den avgrensa nabolagsmodellen".

Me ser framleis på to grupper, "A" og "=". Forskjellig her er at det innanføre kvar gruppe er ulike toleransenivå. Det vil seie at ikkje alle "A" eller "=" har likt nivå på toleranse, slik som i føregåande modell. Toleransenivået innanføre gruppene er i den nye modellen gitt ved kontinuerleg variasjon. I Figur 2.6 endrar toleransenivået seg langs dei to kurvene. Det er éi kurve for kvar gruppe. Dersom me ser på til dømes kurva for "A" (den mørkeblå), finn me det høgaste toleransenivået heilt mot venstre. Toleransenivået vil deretter reduserast dess lenger mot høgre ein beveg seg langs kurva. I Figur 2.6 har me dei som er mest tolerant lengst mot venstre, medium tolerant er i midten og minst tolerant lengst mot høgre. Ratane me brukar i Figur 2.6 er 2:1 som mest tolerant, 1:1 som medium tolerant, og ingen toleranse som minst tolerant. Me ser det viktig å poengtere at desse ratane berre er eitt punkt på kurva.



Figur 2.6. Kurvene angir ein geografi, der to ulike grupper bur. Der kurvene overlapper bur dei som er mest tolerante, frå dei to ulike gruppene. Kvar gruppe har 100 bebuarar, og er nøgde. Pilene viser flyttestraumar. Det kjem folk frå område 4 som ikkje er nøgde og ser den gode situasjonen under kurvene. Dette forstyrrer balansen, og sett i gong flyttestraumar frå område 2.

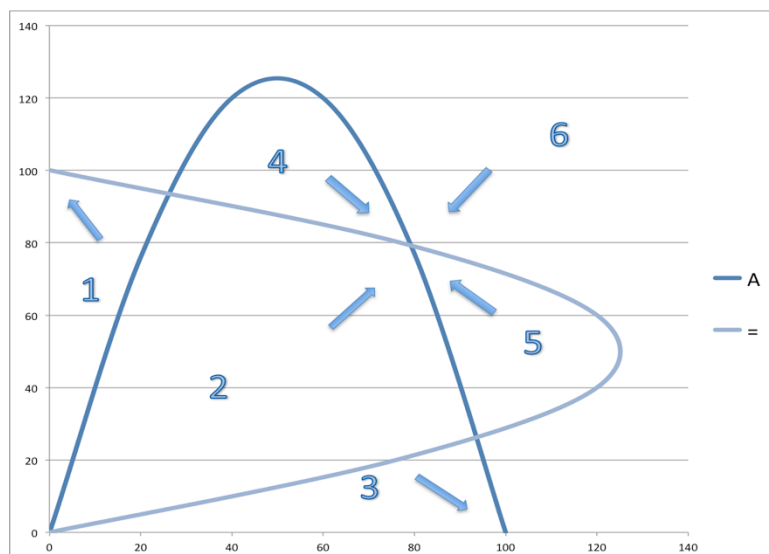
Modellen me brukar har 100 bebuarar i kvar gruppe. I Figur 2.6 har me gruppe "A" på horisontal linje og gruppe "=" på vertikal linje. Diagrammet representerer ein geografi, der kurvene deler geografien i fire ulike område. I områda under kurvene, 1, 2 og 3, er alle nøgde. Utanføre kurvene, område 4, er ein ikkje nøgd, men ser situasjonen under kurvene og vil flytte dit. Individua frå område 4 er anten frå gruppe "A" eller "=", og dei vil flytte under si tilhøyrande kurve. Dette vil skape ubalanse i fordelinga mellom "A" og "=". Dermed vil flyttestraumar oppstå i område 1, 2 og 3, fordi bebuarane som i utgangspunktet var tilfredse, ikkje lenger er det. Bebuarane må difor flytte for at toleransenivået igjen skal bli oppfylt. Dei frå gruppe "A" flyttar ut mot høgre, og "=" mot venstre, slik pilene viser.

Denne tilflyttinga, frå område 4, som heila tida skjer, gjer at det ikkje vil bli ei stabil likevekt der dei to gruppene bur i same nabo område. Dette forklarast ved at den raten som gruppene tolererer i nabolaget heile tida endrar seg. Det kan tenkjast at ved ein rate nær 1:1 er det mogleg for gruppene å sameksistere, det vil seie rundt 50 frå kvar gruppe. På grunn av den jamne straumen av tilflyttarar vil ikkje denne fordelinga stabiliserast. Full segregering er dermed den einaste situasjonen som gjer likevekt, fordi raten då er stabilisert. Då vil "A" flytte til området med berre andre "A", og tilsvarende for "=". Ifølge Schelling (1969 : 492)

vil ei av gruppene evakuere frå geografien me ser på. Kven av gruppene dette blir kjem an på den opphavlege plasseringa til bebuarane, samt pågangen i tilflytting. Altså om det kjem mest "A" eller "=" av tilflyttarane.

### 2.1.4 Den avgrensa nabolagsmodellen (2)

Me tek "Den avgrensa nabolagsmodellen" eitt steg vidare. Her endrar me toleransenivå i dei to gruppene, alt anna er likt. Helninga til kurvene avhenger av toleransenivå. Når me no endrar dette, endrar også kurvene seg. Med eit høgare toleransenivå blir kurvene brattare, slik som vist i Figur 2.7. Me viser framleis til tre hovudnivå, og dei er like i begge gruppene. Det som endrar seg er at bebuarane er meir tolerante. Dei nye toleransenivåa er no 5:1 som mest tolerant, 2,5:1 som medium tolerant, og ingen toleranse som minst tolerant. Schelling (2010 : 171) forklarar ein geografí med to grupper, der kvar gruppe har 100 bebuarar. Her eksisterer ei likevekt dersom ein har full segregering, altså 100 "A" og ingen "=", eller 100 "=" og ingen "A" i nabolaget. Det som skil denne situasjonen frå den ovanføre, er at ein tredje moglegheit er likevekt ved 80 "A" og 80 "=" i same nabolag.



*Figur 2.7. Kurvene angir ein geografí, med to ulike grupper. Kvar gruppe har 100 bebuarar, og er nøgde. Pilene viser flyttestraumar. Det kjem folk frå område 6 som ikkje er nøgde og ser den gode situasjonen under kurvene. Dette forstyrrer balansen i geografien, og sett i gong flyttestraumar under kurvene.*

Figur 2.7 (Schelling, 2010 : 171) viser ein situasjon med likevekt ved 80 "A" og 80 "=". Dette er i krysninga mellom område 2, 4 og 5. I område 1 og 3 er toleransenivået lågast, som vil seie at dei tolererer svært få frå motsett gruppe. Desse vil, som pilene viser, flytte til utkanten av geografien. Ser me på dei som er medium tolerante, er dette midten av kurvene.

Toleransenivået til desse er 2,5:1, altså til dømes 2,5 "=" per "A". Eit slikt toleransenivå betyr at ein ønskjer eller er villig til å bu i eit område sjølv om ein er i mindretal. Som pilene viser kan det bli ein flyttestraum frå område 2, 4 og 5, til det integrerte området. I utgangspunktet bur dei "A" som er mest tolerante mot venstre av den mørkeblå kurva, og dei "=" som er mest tolerante bur nedst i den lyseblå kurva.

Alle er nøgde med sin plassering i utgangspunktet, men det er pila frå område 6 som set det heile i gong. Dei som bur i område 6 er ikkje nøgd med sin plassering, og vil flytte inn til områda under kurvene. Når denne tilflyttinga skjer, har me at geografien er meir robust mot forandring i ratane, på grunn av det høge toleransenivået. Dette fører då til at ein har ei tredje løysing på problemet, ein kan få ei likevekt som gir dels integrering. Grunnen til at ein ikkje får full integrering, er på grunn av dei med låg toleranse, som flyttar til utkanten av geografien.

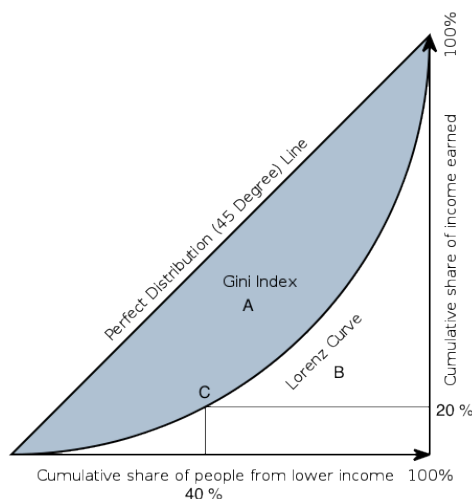
I den første utgreiinga frå "Den avgrensa nabolagsmodellen" hadde me for lågt toleransenivå til at ein kunne oppnå ei likevekt med integrering. Som me nemnte over vil det kunne vere ei likevekt, så lenge det ikkje kjem tilflyttarar. Dette på grunn av at med ein gong ein får éin ekstra bebuar frå den eine eller den andre gruppa, vil fordelinga vere ubalansert, og ei av gruppene vil vere utilfredse med dette. Dermed fører lågt toleransenivå til at geografien er skjør, den tåler ikkje ubalanse. I den andre utgreiinga har me derimot eit høgare toleransenivå i begge gruppene. Det gjer at geografien er meir robust mot ubalanse, ein har eit såkalla slingringsmonn. Dette medfører at ein kan få ei løysing som inneberer ei viss integrering, 80 frå kvar gruppe.

### 3 Mål for ulikhet

Med Schelling sine teoriar om segregering som me har greidd ut om ovanføre, får me ikkje konkrete resultat som ved matematisk analyse. Schelling-modeller er nyttige verktøy for å forstå mekanismar som fører til segregering. Likevel vil me prøve å finne mål på segregering, tal som kan fortelje oss noko om observerte ulikheter mellom bebuarar i eit område. Difor skal me nedanføre sjå på fleire slike statistiske mål, som kan vise spreinga mellom grupper. Med spreining meiner me skilnadar i sosioøkonomiske faktorar, som til dømes etnisitet, inntekt, og utdanning. Me skal seinare finne mål på slike faktorar i ulike område i Stavanger.

#### 3.1 Gini-koeffisient

Gini-koeffisienten er eit mykje brukt mål på inntektsskilnadar innanføre ein økonomi. I ei utledning av denne får me eit tal mellom 0 og 1, der 0 vil seie at me har perfekt fordeling av inntekt i økonomien, og 1 vil seie at me har ei heilt skeiv fordeling (Financial Management, 2012). Ei perfekt fordeling vil seie at alle innanføre økonomien har lik inntekt. Ei skeiv fordeling, med Gini-koeffisient lik 1, forklarast som at det er éin person i økonomien som har all inntekt. Det er vanlig å bruke den såkalla Lorenz-kurva i samband med Gini-koeffisienten (Gastwirth, 1972). Me kan då illustrere samanhengen mellom perfekt fordeling og korleis fordelinga for den aktuelle økonomien eigentleg er. Skilnaden mellom Lorenz-kurva og den perfekte fordelinga er gitt ved Gini-koeffisienten, det farga området i figuren nedanføre.



Figur 3.1. Lorenz-kurve henta frå <http://www.anarchy.no/giniindex.png>

Lorenz-kurve og kurve for perfekt distribusjon av inntekt i ein økonomi. Punkt C på Lorenz-kurva viser at dei 40 prosent av befolkninga med lågast inntekt har 20 prosent av den totale inntekta i økonomien.



Figur 3.1 viser Lorenz-kurva i eit diagram saman med ei kurve for perfekt fordeling. Horisontalaksen viser prosentandel av befolkninga sett frå kva inntektsnivå ein har, frå lågt til høgt nivå. Vertikalaksen viser andelen av den totale inntekta som tilfaller kvar inntektsgruppe. Kurva for perfekt fordeling, heretter kalla likhetskurva, har ein Gini-koeffisient lik 0. Samanlikninga mellom Lorenz-kurva og likhetskurva gir ein illustrasjon av kor skeiv fordelinga er i den aktuelle økonomien. Jo meir Lorenz-kurva buar nedover, dess skeivare er fordelinga. Med skeiv fordeling har ein at dei rike har stadig større andel av samla inntekt.

Utrekning av Gini-koeffisienten kan gjerast når ein har teikna opp ei Lorenz-kurve for dei data ein har. Dersom ein kallar det merka området i Figur 3.1 for A, og området under Lorenz-kurva for B, kan me finne Gini-koeffisienten ved formelen under:

$$\frac{A}{A + B}$$

Dermed er altså utfordringa å finne kor store desse områda er, slik at me kan bruke formelen ovanføre. For å teikne Lorenz-kurva, begynner ein med det individet som har lågast inntekt.

Dette skal gi oss det første punktet på kurva. Punktet finn me ved:

- Individ  $i$  / Total befolkning
- Inntekt  $i$  / Total inntekt

Vidare finn me dei neste punkta på Lorenz-kurva ved å legge til eitt og eitt individ i ordna rekkefølge. Det vil seie at den neste personen me tek med, er den med nest lågast inntekt i området me ser på, og vidare oppover til me til slutt tek med den personen som har den høgaste inntekta. Dette vil gi oss den kumulerte andelen av befolkninga saman med den kumulerte andelen av inntekta.

### ***3.2 Ulikhetsindeks (Index of dissimilarity)***

Ulikhetsindeksen er mykje brukt som eit mål på bustadssegregering. Det vil seie at ein ser på segregeringsmønster med omsyn på kvar ulike folkegrupper har busett seg. Den er blitt så mykje brukt, at enkelte refererer til den som ”segregeringsindeksen” (Simpson, 2007 : 5). Når me reknar på indeksen får me eit mål mellom 0 og 1. Verdier opp til 0,40 blir sett på som lite segregert, 0,40 til 0,59 er klassifisert som moderat høg segregering, 0,60 til 0,69 er høg grad av segregering, og 0,70 til 1,00 er svært segregert (Simpson, 2007 : 3). Målet me får fortel i kva grad ulike grupper må omlokaliseras for å oppnå same mønster som den overordna populasjonen har. Me reknar indeksen på eit gitt stort geografisk område. Dette er delt inn i

fleire små område, der me må finne ut korleis fordelinga mellom ulike grupper er. Deretter summerer me fordelinga for alle desse mindre områda og får eit mål som fortel kor segregert den store geografien er.

Sei at me ser på eit land, der ei bestemt menneskegruppe er 20 prosent av den totale befolkninga i landet. Neste steg er å samanlikne fordelinga til den same menneskegruppa når ein ser på eit mindre område, slik som eit fylke eller ein kommune. Dersom ein har at indeksen er null, skal ein kunne forvente at denne menneskegruppa har ein andel på 20 prosent i fylket og i kommunen, altså den same andelen som for den totale befolkninga. Dersom ein finn eit slikt resultat, peikar indeksen mot at området er integrert.

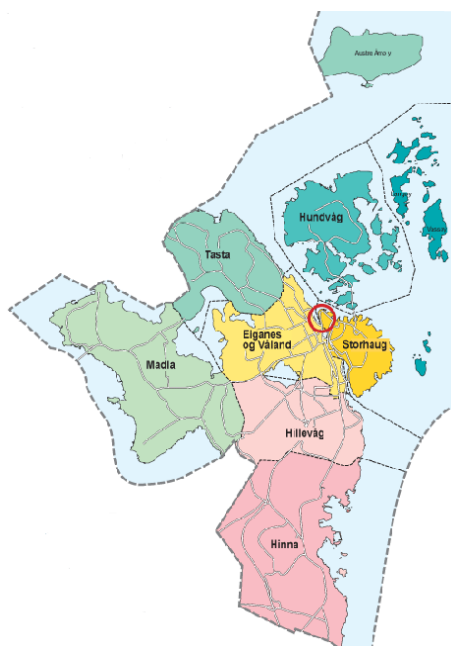
Indeksen reknast ut ved formelen nedanføre:

$$ID = 0,5 \sum_i \left| \frac{N_{gi}}{N_g} - \frac{N_{hi}}{N_h} \right|$$

Dei ulike variablane angir:

- $N_{gi}$  – populasjonen til gruppe  $g$  i lokasjon  $i$  (der lokasjonen er eit lite område i den store geografien)
- $N_g$  – populasjonen til gruppe  $g$  totalt i den store geografien me ser på
- $N_{hi}$  – resten av populasjonen i område  $i$
- $N_h$  – resten av populasjonen totalt

For å vise korleis ulikhetsindeksen kan nyttast, vil me gje eit døme. Dette gjer me ved å dele Stavanger i sju bydelar som er kalla Hinna, Hillevåg, Storhaug, Eiganes og Våland, Madla, Tasta og Hundvåg. Det er vanleg å dele Stavanger inn i desse sju bydelane (Stavangerstatistikken, 2012).



Figur 3.2. Henta frå <http://www.stavanger.kommune.no/Tilbud-tjenester-og-skjema/Barn-og-familie/barnehage/Finn-barnehager-i-din-bydel/>  
Viser inndelinga av sju bydelar i døme om Stavanger.

Faktoren me skal sjå på er innvandrarar i Stavanger. Nedanføre er det oppgitt tal for dei ulike variablane.

Bydel	Total populasjon	Antal innvandrarar	Resten
Hundvåg	13 013	1966	11 047
Tasta	14 269	2055	12 241
Eiganes og Våland	22 939	4706	18 233
Madla	20 935	3637	17 298
Storhaug	14 908	4002	10 906
Hillevåg	19 187	3259	15 928
Hinna	21 852	4064	17 788
<b>Totalt</b>	<b>127 103</b>	<b>23 689</b>	<b>103 414</b>

Tabell 3.1. Viser total populasjon<sup>1</sup> i Stavanger og fordelinga av innvandrarar i dei sju bydelane frå 2012. Tal henta frå [http://statistikk.stavanger.kommune.no/befolkning\\_05s.html](http://statistikk.stavanger.kommune.no/befolkning_05s.html)  
og [http://statistikk.stavanger.kommune.no/befolkning\\_15s.html](http://statistikk.stavanger.kommune.no/befolkning_15s.html).

<sup>1</sup> 403 personar var utan kjent adresse, desse er tatt ut av den totale populasjonen.

$$\begin{aligned}
ID = 0,5 & \left[ \left| \frac{N_{innvandring\ Hundvåg}}{N_{innvandring\ totalt}} - \frac{N_{resten\ Hundvåg}}{N_{resten\ totalt}} \right| \right. \\
& + \left| \frac{N_{innvandring\ Tasta}}{N_{innvandring\ totalt}} - \frac{N_{resten\ Tasta}}{N_{resten\ totalt}} \right| \\
& + \left| \frac{N_{innvandring\ Eiganes\ og\ Våland}}{N_{innvandring\ totalt}} - \frac{N_{resten\ Eiganes\ og\ Våland}}{N_{resten\ totalt}} \right| \\
& + \left| \frac{N_{innvandring\ Madla}}{N_{innvandring\ totalt}} - \frac{N_{resten\ Madla}}{N_{resten\ totalt}} \right| \\
& + \left| \frac{N_{innvandring\ Storhaug}}{N_{innvandring\ totalt}} - \frac{N_{resten\ Storhaug}}{N_{resten\ totalt}} \right| \\
& + \left| \frac{N_{innvandring\ Hillevåg}}{N_{innvandring\ totalt}} - \frac{N_{resten\ Hillevåg}}{N_{resten\ totalt}} \right| \\
& \left. + \left| \frac{N_{innvandring\ Hinna}}{N_{innvandring\ totalt}} - \frac{N_{resten\ Hinna}}{N_{resten\ totalt}} \right| \right]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
ID = 0,5 & \left[ \left| \frac{1\ 966}{23\ 689} - \frac{11\ 047}{103\ 414} \right| \right. \\
& + \left| \frac{2\ 055}{23\ 689} - \frac{12\ 241}{103\ 414} \right| \\
& + \left| \frac{4\ 706}{23\ 689} - \frac{18\ 233}{103\ 414} \right| \\
& + \left| \frac{3\ 637}{23\ 689} - \frac{17\ 298}{103\ 414} \right| \\
& + \left| \frac{4\ 002}{23\ 689} - \frac{10\ 906}{103\ 414} \right| \\
& + \left| \frac{3\ 259}{23\ 689} - \frac{15\ 928}{103\ 414} \right| \\
& \left. + \left| \frac{4\ 064}{23\ 689} - \frac{17\ 788}{103\ 414} \right| \right]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
ID & = 0,5 ( 0,02383 + 0,03136 + 0,02235 + 0,01374 + 0,06348 + 0,01645 + 0,00045 ) \\
& = 0,08583
\end{aligned}$$

Dømet vårt gir ein ulikhetsindeks på 0,08583. Dette er innanføre inndelinga frå 0 til 0,40, som var definert som lite segregert. Ulikhetsindeksen tek omsyn til andelar i dei ulike områda, sett i forhold til andelar på den store geografien. Dermed får ein eit mål på segregering.

### 3.3 Isolasjonsindeks

Isolasjonsindeksen er eit mål på sannsynet for at medlem av minoritetsgrupper ved ein tilfeldig møter på andre frå same gruppe i ein bestemt geografi (Östh, Malmberg & Andersson, 2012 : 2). Dette vil seie den neste personen ein tilfeldig møter. Det er fleire variantar av indeksen, ettersom den ikkje er konstant med tanke på variasjonar i

befolkningsstorleik. Det vil seie at målet får ulike verdiar ved ulike størrelsar på populasjonen. Difor er det fleire som har prøvd å utlede indeksar for isolasjon som er uavhengig av populasjonsstorleik (Simpson, 2007 : 6). Når me reknar på indeksen, får me ein verdi på målet som er mellom 0 og 1. Dersom me får 0 tolkar me det som at det berre er éin person frå minoritetsgruppa me ser på, som bur i det aktuelle området. Altså er sannsynet for å møte ein frå same gruppe i eit bestemt område lik 0, som vil seie at det berre er éin frå denne gruppa som bur i den avgrensa geografien me undersøker. Omvendt vil det vere eit heilt segregert område dersom me får ein isolasjonsindeks på 1, det bur berre personar her frå minoritetsgruppa me studerer. Som ein forstår av tolkinga så fungerer indeksen slik at ein berre ser på ei gruppe om gongen, ein samanliknar ikkje grupper. Dersom ein skal bruke isolasjonsindeksen og samanlikne resultat over tid, må ein ta omsyn til at indeksen kan auke sjølv om segregeringa ikkje aukar. Det vil seie at dersom minoritetsgruppa blir større, vil indeksen stige, utan at det nødvendigvis betyr at det har skjedd ei auke i segregering. Verdiane er dermed sensitive ovanføre endringar i andelen av minoritetsgruppa (Denton & Massey, 1988 : 287), og samanlikning over tid vil vere best i ein geografi der den andelen er rimeleg konstant.

Indeksen reknast ut ved formelen nedanføre (Simpson, 2007 : 6):

$$P_g^* = \sum_i \frac{N_{gi}}{N_g} \cdot \frac{N_{gi}}{N_i}$$

Dei ulike variablane angir:

- $P_g^*$  - sannsynet for at ein frå minoritetsgruppe  $g$  tilfeldig møter ein annan frå minoritetsgruppe  $g$  i området me ser på
- $N_{gi}$  – populasjonen til gruppe  $g$  i lokasjon  $i$  (der lokasjonen er eit lite område i den store geografien)
- $N_g$  – populasjonen til minoritetsgruppe  $g$  totalt i den store geografien
- $N_i$  – total populasjon i område  $i$

For å lette forståinga av indeksen og på utrekninga av denne, skal me ta med eit enkelt døme. Her har me også valt å bruke Stavanger, delt inn i sju bydelar. Viser til Figur 3.2 og tala frå Tabell 3.1, på side 16. I dømet ser me etter teikn til segregering med omsyn på innvandring.

$$\begin{aligned}
P_g^* = & \left( \frac{N_{\text{innvandring Hundvåg}}}{N_{\text{innvandring totalt}}} \cdot \frac{N_{\text{innvandring Hundvåg}}}{N_{\text{total populasjon Hundvåg}}} \right) \\
& + \left( \frac{N_{\text{innvandring Tasta}}}{N_{\text{innvandring totalt}}} \cdot \frac{N_{\text{innvandring Tasta}}}{N_{\text{total populasjon Tasta}}} \right) \\
& + \left( \frac{N_{\text{innvandring Eiganes og Våland}}}{N_{\text{innvandring totalt}}} \cdot \frac{N_{\text{innvandring Eiganes og Våland}}}{N_{\text{total populasjon Eiganes og Våland}}} \right) \\
& + \left( \frac{N_{\text{innvandring Madla}}}{N_{\text{innvandring totalt}}} \cdot \frac{N_{\text{innvandring Madla}}}{N_{\text{total populasjon Madla}}} \right) \\
& + \left( \frac{N_{\text{innvandring Storhaug}}}{N_{\text{innvandring totalt}}} \cdot \frac{N_{\text{innvandring Storhaug}}}{N_{\text{total populasjon Storhaug}}} \right) \\
& + \left( \frac{N_{\text{innvandring Hillevåg}}}{N_{\text{innvandring totalt}}} \cdot \frac{N_{\text{innvandring Hillevåg}}}{N_{\text{total populasjon Hillevåg}}} \right) \\
& + \left( \frac{N_{\text{innvandring Hinna}}}{N_{\text{innvandring totalt}}} \cdot \frac{N_{\text{innvandring Hinna}}}{N_{\text{total populasjon Hinna}}} \right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
P_g^* = & \left( \frac{1\,966}{23\,689} \cdot \frac{1\,966}{13\,013} \right) \\
& + \left( \frac{2\,055}{23\,689} \cdot \frac{2\,055}{14\,269} \right) \\
& + \left( \frac{4\,706}{23\,689} \cdot \frac{4\,706}{22\,939} \right) \\
& + \left( \frac{3\,637}{23\,689} \cdot \frac{3\,637}{20\,935} \right) \\
& + \left( \frac{4\,002}{23\,689} \cdot \frac{4\,002}{14\,908} \right) \\
& + \left( \frac{3\,259}{23\,689} \cdot \frac{3\,259}{19\,187} \right) \\
& + \left( \frac{4\,064}{23\,689} \cdot \frac{4\,064}{21\,852} \right)
\end{aligned}$$

$$P_g^* = 0,0125 + 0,0125 + 0,041 + 0,0267 + 0,0453 + 0,0234 + 0,032 = 0,193$$

Isolasjonsindeksen for dømet blei 0,193. Det vil seie at det er 19,3 prosent sjanse for at den neste personen ein innvandrar heilt tilfeldig møter, er ein annan innvandrar i Stavanger.

Saman med isolasjonsindeksen blir ofte interaksjonsindeksen brukt. Denne målar i kva grad minoritetsgrupper har interaksjon med majoritetsgruppa. Interaksjonsindeksen gir eit mål på sannsynet for at den neste ein ikkje-vestleg innvandrar tilfeldig møter, er frå majoritetsgruppa. Indeksen er verdt å nemne i samanheng med gjennomgangen av isolasjonsindeksen, men den vil ikkje bli nytta seinare i oppgåva.

### 3.3.1 Døme på tolking av eit resultat ved ulike inndelingar i geografien

Ofte er det slik at ein har ulike inndelingar av ein geografi. Ein har gjerne data på forskjellige nivå, som til dømes sone- og bydelsnivå. Det kan vere interessant å rekne indeksar på alle nivåa ein har data på, og sjå korleis resultata blir. Ein kan til dømes undersøke om det er meir eller mindre segregering på aggregerte nivå, som bydelsnivå, enn på meir disaggregerte nivå, som sonenivå.

Definerer isolasjonsindeksen verkeleg kva sannsynet er for at ein ikkje-vestleg innvandrar tilfeldig møter ein annan ikkje-vestleg innvandrar, som neste person når ein ser på geografien som heilhet? Og er det rimeleg at dette sannsynet er betydeleg høgare når ein ser på bydelar enn når ein opererer på sonenivå? Korleis blir resultatet av indeksen i situasjonar der ein til dømes har at Schelling-mekanismar har skapt ekstrem segregering?

$$\text{Isolasjonsindeksen: } P_g^* = \sum_i \frac{N_{gi}}{N_g} \cdot \frac{N_{gi}}{N_i}$$

Anta følgjande soneinndeling i eit enkelt numerisk eksempel:

Sone	Ikkje-vestlege innvandrarar	Andre
Sone 1	100	200
Sone 2	200	100
Sone 3	300	900

Tabell 3.2. Viser fordeling av ikkje-vestlege innvandrarar og andre i ein tenkt geografi med tre soner.

Sannsynet for at ein ikkje-vestleg innvandrar tilfeldig treff ein annan ikkje-vestleg innvandrar som neste person innanføre sonene er dermed:

- Sone 1:  $\frac{100}{300} = \frac{1}{3}$
- Sone 2:  $\frac{200}{300} = \frac{2}{3}$
- Sone 3:  $\frac{300}{1200} = \frac{1}{4}$

Desse er leddet  $\frac{N_{gi}}{N_i}$  i utrekninga av isolasjonsindeksen.

Når ein skal berekne gjennomsnittssannsyn over sonene, må kvar enkelt sone vektast med sine andelar av ikkje-vestlege innvandrarakar:

- Sone 1:  $\frac{100}{600} = \frac{1}{6}$
- Sone 2:  $\frac{200}{600} = \frac{1}{3}$
- Sone 3:  $\frac{300}{600} = \frac{1}{2}$

Desse er leddet  $\frac{N_{gi}}{N_g}$  i utrekninga av isolasjonsindeksen.

$$P_g^* = \left(\frac{1}{6} \cdot \frac{1}{3}\right) + \left(\frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3}\right) + \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4}\right) = 0,4$$

Kvifor skulle dette sannsynet vere avhengig av aggregeringsnivå, det vil seie vere avhengig av soneinndeling og sonestørrelsar? Sett at geografien var 100 gongar større:

Sone	Ikkje-vestlege innvandrarakar	Andre
Sone 1	10000	20000
Sone 2	20000	10000
Sone 3	30000	90000

Tabell 3.3. Viser fordeling av ikkje-vestlege innvandrarakar og andre i ein tenkt geografi med tre soner.

Dette gir sjølvsagt same resultat som ovenføre for isolasjonsindeksen. Sett at kvar av desse sonene kan delast i ti småsoner, det vil seie at det er 30 soner i ein meir disaggregert inndeling av geografien. For å illustrere poenget kan ein tenkje seg ein ekstrem situasjon der éi småsone i kvar av dei store sonene har alle ikkje-vestlege innvandrarakarane, og i dei resterande småsonene bur det ingen ikkje-vestlege innvandrarakar. Sannsynet for at ein ikkje-vestleg innvandrar tilfeldig treff ein annan ikkje-vestleg innvandrar som neste person, er difor 1,0 i dei tre småsonene der innvandrarakarane er konsentrert, medan det er 0 for dei resterande 27 sonene.



$$\frac{N_{gi}}{N_g} = 1,0 \text{ for dei 3 småsonene, a, b, c.}$$

$$\frac{N_{gi}}{N_g} = 0 \text{ for dei andre 27 sonene}$$

Sidan alle innvandarane er konsentrert til tre småsoner vil:

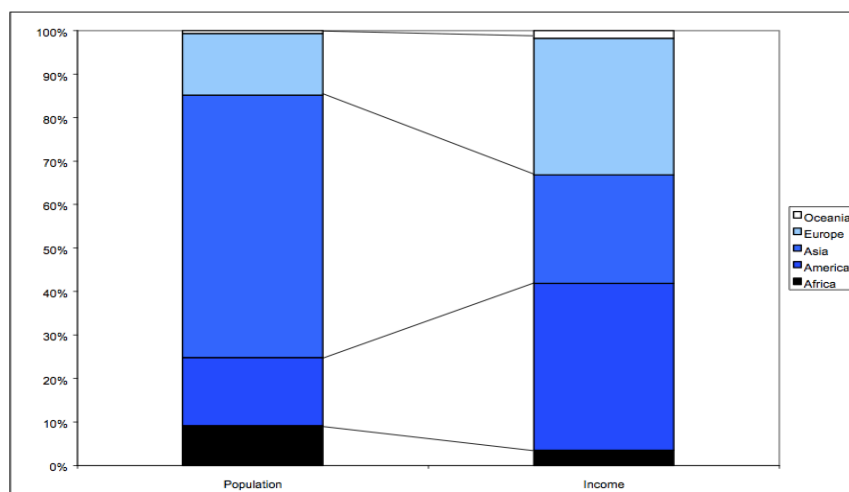
$$\frac{N_{ga}}{N_g} + \frac{N_{gb}}{N_g} + \frac{N_{gc}}{N_g} = 1$$

$$\text{Dette vil seie at : } P_g^* = \sum_i \frac{N_{gi}}{N_g} \cdot \frac{N_{gi}}{N_i} = 1$$

Dette forklarar kvifor ein kan få høgare verdiar på isolasjonsindeksen i situasjonar med ein meir disaggregert inndeling i soner. Det oppstår dersom det er ei meir markert segregering internt i småsonene enn det er når ein ser ei stor sone samla. I dømet over har isolasjonsindeksen økt frå 0,4 i det første, rimelege, taldømet til full isolasjon,  $P_g^* = 1$ , i situasjonen med ekstrem segregering.

### **3.4 Theil-indeks**

Theil-indeksen kan skrivast som logaritmen til eit vekta geometrisk gjennomsnitt av ein sosioøkonomisk faktor per andel av denne faktoren innanføre ein region (Faiña & López-Rodríguez, 2006). Følgjeleg er dette ein indeks som matematisk sett er meir krevjande. Indeksen målar i kor stor grad det er skilnad mellom ulike gruppers andel av populasjonen og den sosioøkonomiske faktoren innanføre ein avgrensa økonomi. Ein får ved utrekning av indeksen eit mål mellom 0 og 1, der 0 tilseier lik andel populasjon og den sosioøkonomiske faktoren, og jo nærare ein kjem 1, dess større ulikhet er det innanføre geografien. Indeksen består av to komponentar, som er mogleg å sjå på kvar for seg. Desse komponentane er skilnadar mellom grupper og innanføre grupper.



Figur 3.3. Inntektsfordeling på verdsdelane, henta frå

[http://utip.gov.utexas.edu/papers/utip\\_14.pdf](http://utip.gov.utexas.edu/papers/utip_14.pdf)

Figuren viser befolkningsandeler i kvar verdsdel, og tilhøyrande inntektsandelar.

	Populasjonsandel	Inntektsandel	Log. til andelane	Bidrag til Theil-indeksen
<b>Afrika</b>	0,09	0,03	-1,1	-0,033
<b>Amerika</b>	0,16	0,38	0,86	0,33
<b>Asia</b>	0,60	0,25	-0,88	-0,22
<b>Europa</b>	0,14	0,31	0,79	0,25
<b>Oseania</b>	0,01	0,02	0,7	0,014
<b>Theil-indeks</b>				<b>0,34</b>

Tabell 3.4. Viser andel populasjon og andel inntekt på verdsdelane, logaritmen til ratioen mellom andelane, og bidraget til Theil-indeksen frå alle verdsdelane. Nedste rad viser Theil-indeksen for verdsdelane.

Figur 3.3 illustrerer andel av populasjonen i dei ulike verdsdelane og tilhøyrande andel av inntekt. Tala for dette er gjengjeve i Tabell 3.4, der ein vidare har rekna ut Theil-indeksen for verdsdelane. Merk at ein ikkje har tal for alle land i kvar verdsdel, totalt har ein tal frå 108 land. Ein Theil-indeks på 0,34 tilseier at det er ei ujamn fordeling mellom inntekt og storleik på populasjonar mellom verdsdelane. Ein ser til dømes at Asia har ein svært stor del av verdsbefolkninga, men ein liten del av inntekta totalt sett. Dermed bidrar Asia negativt til Theil-indeksen, men på grunn av at ein har tatt med logaritmar i utrekninga og vekta raten

mellom andelane, vil aldri det negative bidraget gå utover det positive. Difor vil Theil-indeksen alltid vere positiv (Conceição & Ferreira, 2000 : 15).

Med utgangspunkt i tala frå Tabell 3.4 vil me prøve å komme med ei intuitiv forklaring på Theil-indeksen. Dette vil me ta steg for steg, frå den enklaste forma for å sjå skilnadar, til den endelege formelen for Theil-indeksen. Denne gjennomgangen er basert på framstillinga til Conceição & Ferreira (2000).

Anta ei fordeling av inntekt og populasjon som i Tabell 3.4. Ønskjer me å finne avviket mellom inntektsandelen for til dømes Asia og populasjonen her, kan me enkelt finne dette ved å sjå den absolutte talverdien av differansen mellom tala.

$$A = \left| W_{\text{Andel total inntekt som tilfaller Asia}} - n_{\text{Andel total populasjon Asia}} \right| \\ \left| 0,25 - 0,60 \right| = 0,35$$

Målet vårt er å samanlikne alle verdsdelane under eitt. Med ei utrekning slik som ovanføre får me berre avviket for éin verdsdel om gongen, og me klarar ikkje å fange opp skilnadar som finst mellom gruppene. Difor ønskjer me å setja alle verdsdelane og tilhøyrande andelar inn i éin formel, slik at me får eit tal for skilnaden på verdsbasis. Ei tilnærming til dette, som har samanheng med formelen over er som følgjer:

$$B = \left| W_{\text{Andel total inntekt som tilfaller Afrika}} - n_{\text{Andel total populasjon Afrika}} \right| \\ + \left| W_{\text{Andel total inntekt som tilfaller Amerika}} - n_{\text{Andel total populasjon Amerika}} \right| \\ + \left| W_{\text{Andel total inntekt som tilfaller Asia}} - n_{\text{Andel total populasjon Asia}} \right| \\ + \left| W_{\text{Andel total inntekt som tilfaller Europa}} - n_{\text{Andel total populasjon Europa}} \right| \\ + \left| W_{\text{Andel total inntekt som tilfaller Oseania}} - n_{\text{Andel total populasjon Oseania}} \right|$$

$$B = \left| 0,03 - 0,09 \right| \\ + \left| 0,38 - 0,16 \right| \\ + \left| 0,25 - 0,60 \right| \\ + \left| 0,31 - 0,14 \right| \\ + \left| 0,02 - 0,01 \right|$$

$$B = 0,06 + 0,22 + 0,35 + 0,17 + 0,01 = 0,81$$

Formelen over inkluderer alle gruppene, og me får at skilnaden mellom inntektsandel og populasjonsandel er 0,81. Dersom alle verdsdelane hadde ein rettferdig andel av inntekt i

forhold til populasjon, vil reknestykket over være lik null. Denne eigenskapen ønskjer me å ha med vidare i den intuitive utledinga av Theil-indeksen. Studerer me formelen ovanføre, ser me at dersom det berre hadde vore to verdsdelar og tala for dei utfylte kvarandre, ville verdien berre blitt dobla. Det vil seie at skilnaden mellom inntektsandel og populasjonsandel for den eine verdsdelen ville vore motvegd av same negative eller positive verdi frå den andre verdsdelen. Hadde ein då brukt formelen ovanføre, der ein berre inkluderer absolutt talverdi, ville altså verdien blitt dobla. Dermed må me finne eit mål som tar omsyn til at det er snakk om ulike grupper. Ein måte å løyse dette problemet på er å inkludere vektorer for kvar gruppe. Dette gjer me ved å multiplisere kvar gruppe med tilhøyrande inntektsandel.

$$\begin{aligned}
 C = & W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Afrika}} \cdot | W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Afrika}} - n_{\text{andel total populasjon Afrika}} | \\
 & + W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Amerika}} \cdot | W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Amerika}} - n_{\text{andel total populasjon Amerika}} | \\
 & + W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Asia}} \cdot | W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Asia}} - n_{\text{andel total populasjon Asia}} | \\
 & + W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Europa}} \cdot | W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Europa}} - n_{\text{andel total populasjon Europa}} | \\
 & + W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Oseania}} \cdot | W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Oseania}} - n_{\text{andel total populasjon Oseania}} |
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 C = & 0,03 \cdot | 0,03 - 0,09 | \\
 & + 0,38 \cdot | 0,38 - 0,16 | \\
 & + 0,25 \cdot | 0,25 - 0,60 | \\
 & + 0,31 \cdot | 0,31 - 0,14 | \\
 & + 0,02 \cdot | 0,02 - 0,01 |
 \end{aligned}$$

$$C = 0,018 + 0,0836 + 0,0875 + 0,0527 + 0,0002 = 0,242$$

Dette målet blir det også eit problem med, dersom ein berre hadde sett på to grupper om gongen. Då hadde ein fått at resultatet for C blei likt som for A. Dermed må me finne nok eit verkemiddel som kan få oss fram til den endelege formelen.

Til no har me brukt subtraksjon mellom inntektsandel og populasjonsandel for å finne skilnadar mellom gruppene. Dersom me ser bort frå dette, og heller prøver å bruke raten mellom andelane får me ein ny formel. Framleis vil me halde på den eigenskapen at målet skal bli null når ein har lik fordeling. For å få til dette trekk me frå talet 1 av kvar rate, ettersom at ratane ved lik fordeling vil vere lik 1. Også her ser me på den absolutte talverdien, for å sikre oss at indeksen er positiv.

$$\begin{aligned}
D = & \left| 1 - \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Afrika}}}{n_{\text{andel total populasjon Afrika}}} \right| \\
& + \left| 1 - \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Amerika}}}{n_{\text{andel total populasjon Amerika}}} \right| \\
& + \left| 1 - \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Asia}}}{n_{\text{andel total populasjon Asia}}} \right| \\
& + \left| 1 - \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Europa}}}{n_{\text{andel total populasjon Europa}}} \right| \\
& + \left| 1 - \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Oseania}}}{n_{\text{andel total populasjon Oseania}}} \right|
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
D = & \left| 1 - \frac{0,03}{0,09} \right| \\
& + \left| 1 - \frac{0,38}{0,16} \right| \\
& + \left| 1 - \frac{0,25}{0,60} \right| \\
& + \left| 1 - \frac{0,31}{0,14} \right| \\
& + \left| 1 - \frac{0,02}{0,01} \right|
\end{aligned}$$

$$D = 0,67 + 1,375 + 0,58 + 1,214 + 1 = 4,839$$

Talet me får er ikkje lenger mellom 0 og 1, noko me vil at indeksen skal vere. Det gjer det enklare å måle, ettersom ein då har ein minimums- og maksimumsverdi. Dermed vil me finne eit nytt uttrykk, som kan gje oss denne eigenskapen. I tillegg så har me at uttrykket over er nokså likt uttrykket for B, eit uttrykk me allereie har konstatert at me ikkje kan bruke. Dette finn me ved å skrive om uttrykket slik som vist nedanføre.

$$\begin{aligned}
D = & \sum \left| 1 - \frac{W_{\text{Andel total inntekt,verdsdel}}}{n_{\text{andel total pop.verdsdel}}} \right| \\
& \sum \left| \frac{n_{\text{andel tot.pop.verdsdel}}}{n_{\text{andel tot.pop.verdsdel}}} - \frac{W_{\text{Andel total inntekt,verdsdel}}}{n_{\text{andel tot.pop.verdsdel}}} \right| \\
& \sum \left| \frac{n_{\text{andel tot.pop.verdsdel}} - W_{\text{Andel total inntekt,verdsdel}}}{n_{\text{andel tot.pop.verdsdel}}} \right| \\
& \sum \left| \frac{1}{n_{\text{andel tot.pop.verdsdel}}} \cdot (W_{\text{Andel total inntekt,verdsdel}} - n_{\text{andel total pop.verdsdel}}) \right|
\end{aligned}$$

Uttrykket er likt B fordi me brukar subtraksjon og legg saman skilnadane for alle verdsdelane. I tillegg har me vekta kvar skilnad med andelen av den totale populasjonen. Dermed ser me at

uttrykket også kan minne om C, fordi det også her er brukt ei vektning, gjennom å multiplisere kvar skilnad med andel inntekt for kvar verdsdel.

Når me no skal utforme eit nytt uttrykk, vil me behalde bruken av raten mellom andelane, frå uttrykk D. Me tar også med oss eigenskapen frå C, der me brukte inntektsandel som vekt. I tillegg til dette ønskjer me å få eit tal mellom 0 og 1 ved den endelege indeksen. Dette får me ved å inkludere den naturlege logaritmen til raten. Dette er ein mindre intuitiv konklusjon frå dei tidlegare uttrykka (Conceição & Ferreira, 2000 : 10).

$$\begin{aligned}
 T = & W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Afrika}} \cdot \ln \left( \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Afrika}}}{n_{\text{andel total pop.Afrika}}} \right) \\
 & + W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Amerika}} \cdot \ln \left( \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Amerika}}}{n_{\text{andel total pop.Amerika}}} \right) \\
 & + W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Asia}} \cdot \ln \left( \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Asia}}}{n_{\text{andel total pop.Asia}}} \right) \\
 & + W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Europa}} \cdot \ln \left( \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Europa}}}{n_{\text{andel total pop.Europa}}} \right) \\
 & + W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Oseania}} \cdot \ln \left( \frac{W_{\text{Andel total inntekt tilfaller Oseania}}}{n_{\text{andel total pop.Oseania}}} \right)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 T = & 0,03 \cdot \ln \left( \frac{0,03}{0,09} \right) \\
 & + 0,38 \cdot \ln \left( \frac{0,38}{0,16} \right) \\
 & + 0,25 \cdot \ln \left( \frac{0,25}{0,60} \right) \\
 & + 0,31 \cdot \ln \left( \frac{0,31}{0,14} \right) \\
 & + 0,02 \cdot \ln \left( \frac{0,02}{0,01} \right)
 \end{aligned}$$

$$T = -0,033 + 0,33 - 0,22 + 0,25 + 0,014 = 0,341$$

Theil-indeksen for verdsdelane er dermed 0,341.

No kan me skrive eit generelt uttrykk for Theil-indeksen, basert på det me har funnet (Conceição & Ferreira, 2000 : 27).

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[ \frac{X_i}{\bar{X}} \cdot \ln \left( \frac{X_i}{\bar{X}} \right) \right]$$

Der dei ulike variablane er:

- $N$  – total populasjon i geografien
- $X_i$  – andel av den faktoren me undersøker
- $\bar{X}$  – gjennomsnitt av den faktoren me undersøker

Gjennomsnittet finn me ved formelen:

$$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$$

Theil-indeksen er også kjent som entropyindeksen (Östh et al., 2012). Denne målar grad av uorden eller kaos i ein geografi. Høg grad av uorden tilseier at geografien er integrert, og indeksen gir eit resultat nær 1. Dersom ein får at indeksen er 0 er det ingen uorden, det vil seie at området er segregert (Östh et al., 2012). Måten ein reknar ut Theil-indeksen kan vere forskjellig. Östh et al. (2012) bruker ein annan definisjon på indeksen enn det me skal gjere vidare. Når dei reknar på indeksen bruker dei ei vekt multiplisert med den naturlege logaritmen til den inverse vekt. Dette gjer at dei får omvendt definisjon av indeksen. Når me skal bruke Theil-indeksen har me at 0 svarar til eit integrert område, og 1 er segregert. Dette fordi me brukar ein anna formel for Theil-indeksen enn Östh et al. (2012).

### ***3.5 Modifiable Areal Unit Problem (MAUP)***

Etter å ha definert indeksane over, ser me det som eit viktig poeng å få med at ikkje alle indeksane er robuste mot endring i storleik på populasjonen, eller storleik på området me ser på (Openshaw, 1984). MAUP tilseier at ved samanlikning av to geografiske område må ein ta med i berekninga skilnaden på areal, i tillegg til storleiken på befolkninga i områda. Östh et al. (2012) foreslår ei mogleg løysing på MAUP. I deira undersøking har dei gått bort frå å samanlikne område basert på inndeling i krinsar og kommunar. Dei har delt heile den aktuelle geografien i like store kvadratiske delar, såkalla ”grid”, utan å ta omsyn til administrative

grenser. Vidare definerer dei inndeling i geografi etter ulike storleikar på nabolag, som er konsistent definert med utgangspunkt i det opphavlege ”grid”. Dermed kjem storleiken på distrikta av storleiken på befolkninga, og ikkje administrative grenser. Dette har vore mogleg å gjere ettersom dei har hatt tilgang til store mengder detaljerte data med koordinatar for lokalisering. Grunnen til at dette ikkje blir gjort meir eller oftare, er mangel på tilgang til data som har like stor grad av detalj.

Problemet kan også oppstå ved til dømes tidsserieanalysar, der ein samanliknar utvikling i område over tid. Dette er på grunn av at geografiske inndelingar kan endrast over tid.

Simpson (2007) fortel at dette var eit problem i undersøkinga utført på England og Wales.

Dersom ein her brukte dei nye inndelingane fekk ein ei endring i indeksar, medan bruk av dei gamle inndelingane ga inga endring.

Når ein utfører ei undersøking og har kome fram til visse resultat, er det ofte vanskeleg å vite kor stor del av desse som kjem av segregering og kor stor del som kjem av MAUP.

## **4 Litteratur om segregering**

Segregering har lenge vore eit kjent fenomen. I USA har det vore eit spesielt stort fokus på dette, og det har ført til at ein har fått teoriar slik som Schelling-modellane. I utgangspunktet har ein sett mest på segregeringa mellom svarte og kvite, noko som lenge var eit problem i Statane (Seitles, 1996).

Ein har sett tendensar til segregering andre stader i verda også. I ei undersøking om segregering gjort på England og Wales, ser ein på endringa i etniske grupper i åra 1991 til 2001. Ein har basert undersøkinga på å rekne ut ulike indeksar, som forklart ovanføre, og kome fram til ein konklusjon basert på desse. Ifølge Simpson (2007) viser indeksane at England og Wales går mot integrering heller enn segregering. Til dømes har ulikhetsindeksen for England og Wales gått ned i åra 1991 til 2001 i alle gruppene ein har sett på. Det same gjeld for isolasjonsindeksen i tre av fem grupper.

Östh et al. (2012) har forska på kva område som er mest segregert i Sverige. Ved bruk av ulike indeksar har Östh et al. funnet at Stockholm er den mest segregerte av dei fire største kommunane i Sverige. Resultata for Göteborg og Malmö er motstridande når ein samanliknar



Theil-indeksen og isolasjonsindeksen. Dette meiner Östh et al. er på grunn av at Malmö har fleire grupper av minoritetar enn det Göteborg har, noko som gjer at isolasjonsindeksen for Malmö blir høgare. Når Göteborg vidare har ein høgare Theil-indeks peikar dette mot at Göteborg er den mest segregerte byen av dei to. Dermed er det ikkje på grunn av spatial konsentrasjon at isolasjonsindeksen for Malmö er høg (Östh et al., 2012 : 14). Når Östh et al. reknar på dei ulike indeksane, brukar dei ulike mål for kor stort eit nabolag er. Det vil seie at dei ser på om det finst segregering når ein forutsett at eit nabolag er definert med 20 naboar, 100 naboar, og så vidare, jf. avsnitt 3.5. Ved å gjere dette kan ein endre skala frå små nabolag til større byar. Resultata frå indeksane når ein ser på små nabolag i Sverige viser at det eksisterer ein viss grad av segregering på mikronivå.

Som nemnt tidlegare er det tendensar til segregering i Oslo. Blom (2001) har i ei undersøking gjort for Statistisk Sentralbyrå, funne at det er moderat segregasjon blant innvandrarakar frå den tredje verda. Resultatet kom han fram til ved bruk av ulikhetsindeksen. Det vil seie innvandrarakar med ikkje-vestleg bakgrunn slik me har definert det i denne oppgåva. Blom får at ikkje-vestlege innvandrargrupper har ein ulikhetsindeks på mellom 0,30 til 0,50. Dette kallar han moderat segregering, fordi han brukar ei anna inndeling av resultatet frå indeksen enn det me har skissert i avsnitt 3.2. I ein nyare artikkel frå Blom (2012) fortel han at segregeringa i Oslo frå 2000-talet ikkje har auka like mykje som før. Det vil seie at til tross for ei stor auke i innvandring, der mange busett seg i Oslo, har ikkje dette ført til ei stor auke i segregering. Dette finn ein ved at ulikhetsindeksen ikkje har auka særleg dei siste ti åra.

## **5 Data/datainnsamling**

Talmaterialet me brukar i oppgåva vår er frå Levekårsundersøkelsen for Stavanger, som Høgskolen Stord/Haugesund har fått av Einar Skjæveland i Stavanger kommune. Datasettet omfattar Stavanger kommune, og har ein detaljeringsgrad ned på sonenivå. Tala er frå 2000, 2002, 2004, 2006 og 2008. Antal soner for Stavanger er 68.

Namn	Forklaring
100snr	Sonenummer, 66 soner i 2000, 68 soner frå 2002.
100sNavn	Sonenamn.
100IVInnva	Andel ikkje-vestleg innvandring i kvar sone. Denne variabelen er berre for åra -00, -02, -04 og -06.
100GjInc00	Gjennomsnittleg bruttoinntekt i sonene for personar over 17 år. Denne variabelen er berre for åra -00, -02 og -04.
100Bef02	Total befolkning i sonene. Denne variabelen er berre for åra -00, -02, -04 og -06.
100LavUtd	Andel av befolkninga mellom 30 og 49 år som berre har grunnskuleutdanning. Uklart her om vidaregåande/yrkesutdanningar ligg i denne kategorien. Denne variabelen er berre for åra -00, -02 og -04.
100HoyUtd	Andel av befolkninga mellom 30 og 49 år som berre har høgskuleutdanning eller meir. Denne variabelen er berre for åra -00, -02 og -04.
100rsvold	Rankvariabel for dei som er sikta i valdssaker. Denne variabelen er berre for åra -00, -02 og -04.
100rnarko	Rankvariabel for dei som er sikta i narkotikasaker. Denne variabelen er berre for åra -00, -02 og -04.
100rprom	Rankvariabel for dei som er sikta i promillesaker. Denne variabelen er berre for åra -00, -02 og -04.
lk06krim	Rankvariabel for dei som er sikta i kriminelle saker, har denne variabelen berre for åra -06 og -08.
l06rmi	Rankvariabel for median inntekt i sonene. Sonene er rangert mellom 0 – 68, frå sonen med lågast til høgast median inntekt. Denne variabelen er berre for åra -06 og -08.
l06rivest	Rankvariabel for andel ikkje-vestleg innvandring i sonene. Sonene er rangert mellom 0 – 68, frå sonen med lågast andel til høgast andel ikkje-vestleg innvandring. Denne variabelen er berre for åra -06 og -08.

*Tabell 5.1. Oversikt over namn og forklaring på dei ulike variablane i datasettet for Stavanger.*

Stavanger kommune har også data om befolkning, innvandring og inntekt på bydelsnivå som ligg tilgjengeleg på internett. Me har også brukt denne informasjonen, i tillegg til data frå Levekårsundersøkelsen.

Data på bustadmarknaden er henta frå arbeidet med ein artikkel av Gjestland, Osland & Thorsen (2010). Datamaterialet består av selde einebustader, der ein kjenner geografisk posisjon, salspris, storleik målt i kvadratmeter og året bustaden vart seld.

### ***5.1 Dataproblematikk***

Ved å bruke to datasett med ulik detaljeringsgrad har me møtt på nokre utfordringar. Det føreligg ein forskjell i total befolkning i desse datasetta, der total befolkning i Stavanger Statistikken er over 3000 meir enn total befolkning i Levekårsundersøkelsen i alle åra. Dette kjem av at datamaterialet på sonenivå oppgjer ikkje-vestleg innvandring, medan datamaterialet på bydelsnivå har totale tal for samla innvandring. Dette vil seie at datasetta for bydelsnivå også inkluderer vestleg innvandring. Det finst ikkje informasjon om antal vestlege innvandrarak fordelt på dei ulike bydelane i Stavanger, noko som gjer at me ikkje kan ta desse ut av det totale antalet for innvandring slik at me hadde fått tal for berre ikkje-vestleg innvandring på bydelsnivå.

Ei mogleg løysing er ”multilevel modellering” som er ein metode for å takle dataproblematikk. Ein kan også velje å trekkje ut vestleg innvandring i det totale antalet for innvandring. Dermed har ein totalt antal ikkje-vestlege innvandrarak i Stavanger. For å vidare fordele dette på bydelane kan ein ta utgangspunkt i kor stor andel innvandring kvar bydel har, og få ei tilnærming til korleis ikkje-vestleg innvandring er fordelt på bydelane.

Støy i datamaterialet er eit anna problem ein kan møte på ved handtering av data. I datasetta for Stavanger er det ein del område som er ufordelt. Desse inneheld blant anna ein golfbane og store landbruksområde, men også enkelt hus eller små byggefelt. Hovudpoenget er at det er så få bustader og desse er så spreidde, at det ikkje er naturleg å vurdere områda som bebygde soner. Slike ufordelte soner kan føre til enkelte småfeil, noko me er bevisst på i det vidare arbeidet. Det er mogleg fjerne denne støyen ved å ta dei ufordelte sonene ut av datamaterialet.

På grunn av omfanget og tidsavgrensinga til oppgåva har me valt å kommentere og vere bevisst på problematikken, og vidare tolke resultat med forsiktighet og omsyn til både skilnadane og støyen.

## **5.2 Metode**

Det er viktig å vise til korrekte metodar for bruk av data, og korleis ein vidare kan trekke konklusjonar. Samfunnsvitskapleg metode brukar ein når ein ønskjer å undersøke eit fenomen i samfunnet, og vil finne ei forklaring på dette. Det er ein akademisk riktig framgangsmåte for korleis ein skal arbeide med innsamling, handtering og tolking av data (Johannessen, Kristoffersen & Tufte, 2011).

Kvantitativ metode er ei tilnærming der ein hentar inn og bruker talmateriale som datagrunnlag. I vår oppgåve blir dette metoden me vil nytte oss av. Innanføre kvantitativ metode er det fleire måtar å handtere materialet på. Utan å gå nærare innpå kva alle desse er, vil me forklare dei me skal nytte.

Regresjon er ein måte å samordne tal og sjå om det finst tendensar til samanheng mellom ulike variablar. Ved regresjon prøver me å illustrere samanhengar i eit diagram der alle verdiane til variablane er representert med punkt i diagrammet. Ved bruk av matematiske verktøy som til dømes Excel, kan me rekne oss fram til ei linje som skal passe best mogleg inn i punkta i diagrammet. Dette blir gjort ved bruk av minste kvadrats metode, som målar dei minste avvika mellom variablane og regresjonslinja (Johannessen et al., 2011). Til regresjonslinja har me ei likning som angir skjæringspunkt, stigningstal, forklaringsvariabel og residualer. Residualer er avviket mellom regresjonslinja og observasjonspunkta som linja ikkje går gjennom. Det finst krav for residuala for at regresjonen skal vere gyldig:

- variansen må være konstant
- residualene må være uavhengige av kvarandre
- residualene må være normalfordelte

Mål for ulikhet, jf. kapittel 3, er sentrale verktøy for oss når me skal arbeide med datamaterialet for Stavanger. Desse skal hjelpe oss å måle tendensar til segregering ved ulike sosioøkonomiske faktorar, og sjå på utviklinga av segregering over tidsrommet 2000 – 2008.

Når me skal utføre ei undersøking er det viktig at datamaterialet målar det me ønskjer å måle. Dette kallast validiteten til datamaterialet. Ein kan sjå på to dimensjonar av validitet, intern og ekstern. Intern validitet er om det eksisterer noko samvariasjon mellom dei ulike variablane, såkalla kausalitet, noko me kjem inn på i kapittel 8. Ekstern validitet er om resultata me kjem fram til kan generaliserast og brukast på andre område. Reliabilitet er eit anna viktig omgrep å ta omsyn til når ein arbeider med data. I omgrepet ligg det om datamaterialet er påliteleg og om det er brukt på rett måte (Johannessen et al., 2011).

## **6 Kartpresentasjonar av segregeringstendensar**

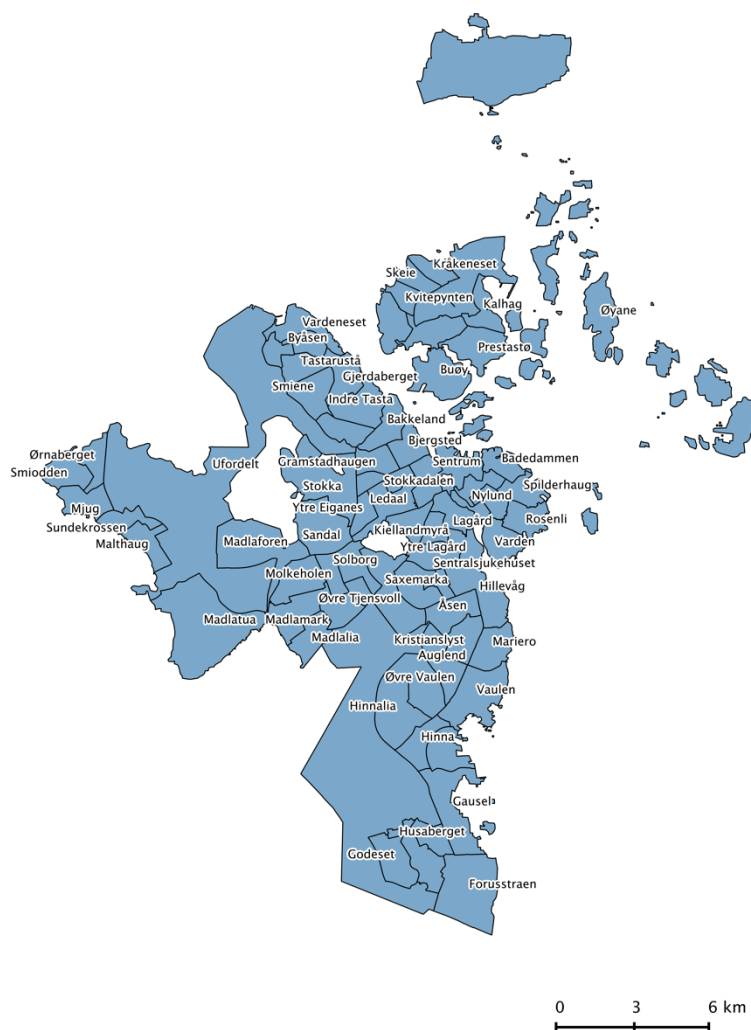
Frå Norge Digitalt har me fått tilgang til kart over grunnkretsane i Noreg. Her har ein ikkje kystomriss, noko Arnstein Gjestland har lagt inn etterpå, ved hjelp av OpenStreetMap, som er ein database der ein kan redigere kart. Vidare er datamaterialet og kartgrunnlaget lagt inn i kartprogrammet QGIS. Her kan ein illustrere datamaterialet ved å presentere kart for byen med omsyn på ulike variablar.

### **6.1 Kartproduksjon**

QGIS vil vere eit nyttig verktøy for oss når me skal undersøke segregering med omsyn på innvandring og sosioøkonomiske faktorar. Programmet gjer det enkelt å lage oversiktlege kart med polygon der ein viser ulike datavariablar og korleis dei er fordelte på sonene.

Datamaterialet ein skal bruke legg ein inn i Attribute Table, som blir knytt til eit samhøyrande kart. Attribute Table gir informasjon om grunnkretsane, som ein kan bruke når ein produserer kart. Ein kan legge inn data i Attribute Table ved hjelp av Excel og ein tekst-editor. QGIS les kommadelte filer, csv, og ein må difor lagre Excel-fila som csv. Problemet med csv-filene er at QGIS les alt som tekst, og difor må ein lage ei csvt-fil som gir informasjon om korleis QGIS skal lese datamaterialet når det ikkje skal lesast som tekst. Desse filene må liggje i same mappe. Ved hjelp av ein tekst-editor kan ein vidare velje korleis QGIS skal lese informasjonen som står i dei ulike kolonnane i fila. Ein kan då velje mellom til dømes heiltal, desimaltal eller tekst. Deretter kan ein hente inn filene med datamaterialet i QGIS.

Når ein skal produsere eit kart må ein først hente inn ei kartfil, med Shape-format (shp). Dette gjer ein ved å legge til eit lag, Add Vector Layer. Dette kjem opp i menyen Layers, der ein må markere ønska lag, for å få opp eit kart på arbeidsbordet. Denne kartfila inneheld mykje informasjon, som ligg i Attribute Table. Som forklart til no, vil kartet som ligg på arbeidsbordet berre vise grunnkretsar, og ingen annan informasjon. Første steg for å ta inn informasjon i kartet kan vere å legge inn namn på grunnkretsane, dersom dette er lagra i Attribute Table. Ved å trykke på Labeling, får ein opp ein meny, der ein kan velje ulike variablar å merke grunnkretsane med. Ein kan ha namn på sonene som vist i figur 6.1, eller andre variablar frå datamaterialet.



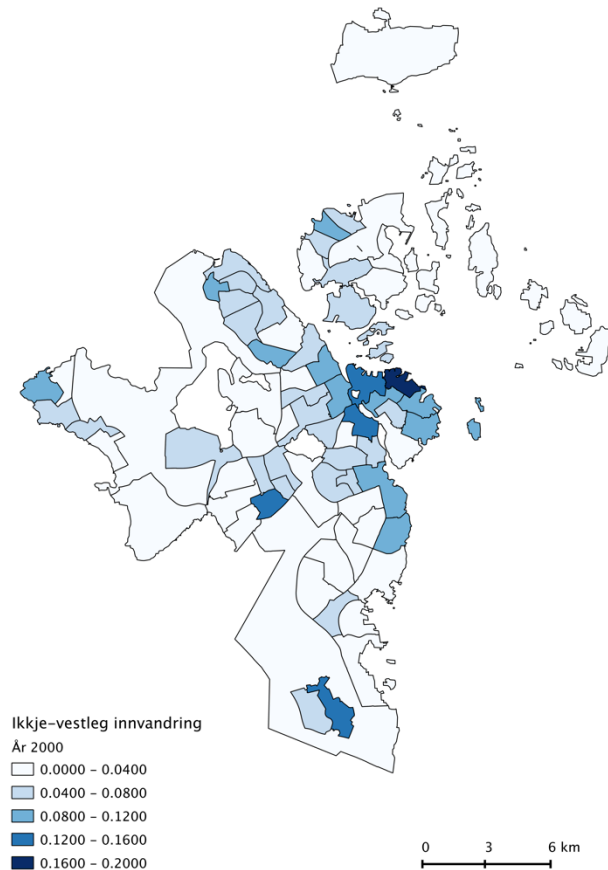
Figur 6.1. Kart over Stavanger, inndelt i 68 soner, med namn.

For å illustrere det datamaterialet som ligg i Attribute Table, må ein først trykke seg inn i Properties. Dette gjer ein ved å høgreklikke på laget i Layers-menyen, og velje Properties. Ved å endre frå Single Symbol til Graduated får ein her mange valmoglegheiter. Ein kan då

velje ein ønska variabel som ligg lagra i Attribute Table, til dømes inntekt, og illustrere dette i kartet. Før variabelen vert vist i kartet på arbeidsbordet, må ein velje kva intervall datamaterialet skal gjengis med. Dette gjer ein i valmenyen Mode. Deretter må ein trykke Apply, og kartet på arbeidsbordet vil endre seg til å illustrere fordelinga av inntekt på grunnkretsane.

Når ein har produsert eit kart, kan ein legge inn ulike tilleggsfunksjoner for å forklare kartet. Dette gjer ein i New Print Composer. Ein hentar først kartet inn, ved kommandoen Add New Map. Når ein har trykt på denne, vil programmet hente inn det laget som er merka i Layers-menyen, ved at ein markerer det området ein vil at kartet skal ligge på. Inne i New Print Composer har ein moglegheit til og velje oppløysing, format og orientering av kartet. Ofte er det nyttig å ha ein ”legend” som forklarar variablane, målestokk til kartet og retningsvisar som kan leggst inn i New Print Composer. Når ein har lagt til det ein ønskjer å ha med i kartillustrasjonen, kan ein lagre det som til dømes ei png-fil.

Dersom ein berre har datamaterialet i Attribute Table, kan ein hente dette inn i Excel. Dette gjer ein ved hjelp av ein tekst-editor. Først må ein lagre shp-fila som ei csv-fil, og deretter opne den i ein tekst-editor, der ein endrar komma til semikolon, og punktum til komma.



*Figur 6.2. Kart over Stavanger, inndelt i soner. Viser den prosentvise fordelinga av ikkje-vestlege innvandrarakar i dei ulike sonene i år 2000. Figuren illustrerer til dømes at "Badedammen" er den sonen som har størst prosentandel av ikkje-vestlege innvandrarakar i 2000.*

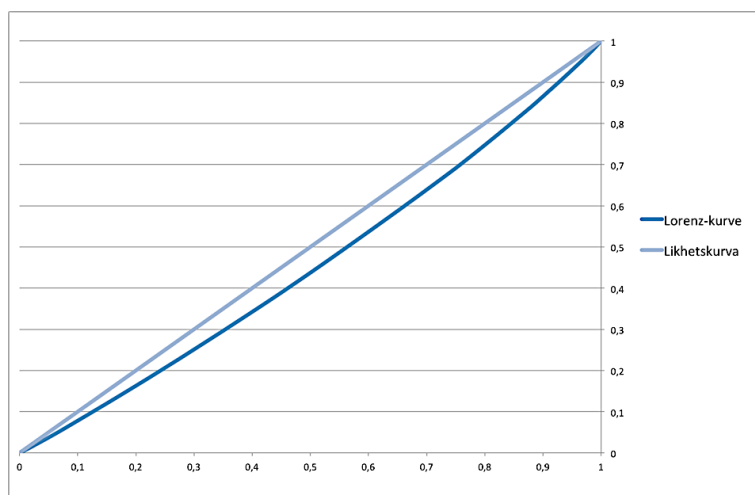
## 7 Statistiske mål

For å undersøke grad av segregering og utviklinga av denne i Stavanger skal me nytte oss av indeksar som gir oss mål på ulikhet.

### 7.1 Gini-koeffisient for Stavanger

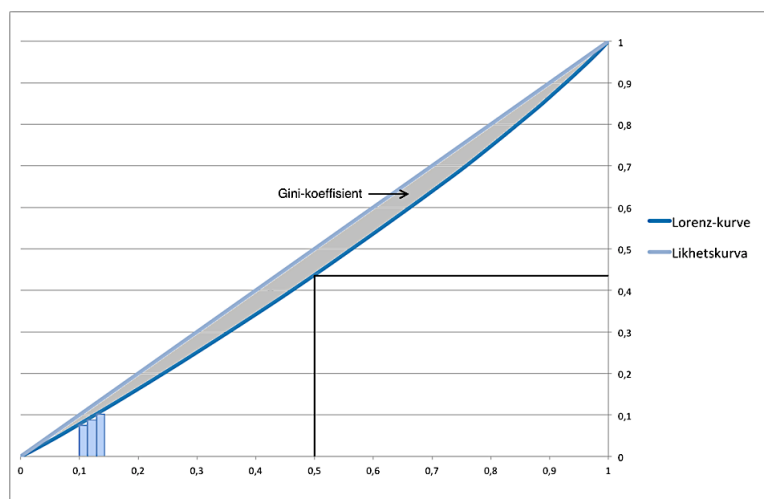
Når ein reknar Gini-koeffisienten finn ein korleis inntekta i ein økonomi er fordelt. Vanlegvis reknar ein dette på individnivå, men våre data inneheld berre informasjon om gjennomsnittsinntekt for dei ulike sonene.





*Figur 7.1. Lorenz-kurve og likhetskurve for sonenivå for Stavanger i år 2002. Den horisontale aksene viser den kumulerte andelen av befolkninga frå dei sonene med lågast gjennomsnittsinntekt, til sonene som har høgast gjennomsnittsinntekt. Den vertikale aksene viser den kumulerte andelen av total inntekt i Stavanger.*

Figur 7.1 viser Lorenz-kurva og likhetskurva for Stavanger. Desse kurvene er hjelpemiddel for å rekne Gini-koeffisienten. Når me reknar denne rangerer me først sonene etter gjennomsnittsinntekt, frå lågast til høgast. Deretter finn me den totale inntekta for kvar sone, og for Stavanger totalt. Basert på dette kan me finne andel av den totale inntekta som kvar sone har. Desse brukar me til å finne dei kumulerte andelane av inntekta, som angir verdiane for vertikalaksen. Vidare finn me andelar av total befolkning i sonene, og brukar desse til å finne verdiane for horisontalaksen. Saman gir desse verdiane punkter i eit diagram, og ved å teikne ei linje mellom desse får me Lorenz-kurva. Lorenz-kurva for Stavanger i år 2002 er vist i Figur 7.1, som den mørkeblå kurva. For å rekne Gini-koeffisienten treng me også ei likhetskurve, der fordelinga mellom den kumulerte andel av befolkninga og inntekt er perfekt lik. Dette vil seie at halvparten av den kumulerte andel av befolkninga med lågast inntekt, har halvparten av kumulert andel av den totale inntekta.



Figur 7.2. Viser kvar me finn Gini-koeffisienten. Det er også merka av på figuren at 0,5 av den kumulerte befolkninga med lågast gjennomsnittsinntekt, har mindre enn 0,5 av den kumulerte totale inntekta. Dette vil seie at me har ein Gini-koeffisient som er større enn 0. Nedst til venstre i figuren er det vist tre rektangel, desse brukar me til å rekne arealet under Lorenz-kurva.

For å finne det markerte arealet i Figur 7.2 som vil gi oss Gini-koeffisienten, reknar me arealet av området under Lorenz-kurva. Det vil seie at me reknar arealet av det som svarar til område B i Figur 3.1, på side 13. For å finne dette arealet, brukar me ei tilnærming der me reknar arealet av 67 rektangel. Desse viser til dei 68 sonene som me har for Stavanger, der eit rektangel er gitt ved punkta for to soner. Figur 7.2 viser tre slike rektangel. Summen av alle rektangla er arealet av område B, arealet under Lorenz-kurva. Etersom Lorenz-kurva er krumma, og ikkje går stegvis oppover slik rektangla gjer, vil dette gi ein liten feilmargin i utrekninga. Denne feilmarginen gjer at me får ein omtrentleg arealberekning. Sidan me brukar 67 rektangel, blir feilmarginen forholdsvis liten. Arealet under likhetskurva er 0,5, på grunn av at dette er arealet av ein trekant med grunnflate lik 1 og høgde lik 1. Når me har begge desse storleikane, kan me finne arealet mellom likhetskurva og Lorenz-kurva, område A; det som gir oss Gini-koeffisienten. Me finn dette arealet ved å subtrahere arealet av trekanten med arealet av område B. Dermed har me storleikane for A og B, og me kan rekne Gini-koeffisienten.

År	Gini-koeffisient
2000	0,0995
2002	0,1056
2004	0,1063

Tabell 7.1. Gini-koeffisient for Stavanger for åra 2000, 2002 og 2004.

Tabell 7.1 viser at det har vore ei lita utvikling i inntektsforskjellar i Stavanger. Utviklinga har gått i den retninga at skilnadane har blitt større, sjølv om dette ikkje er store sprang. Datasettet har ikkje tilstrekkeleg informasjon frå år 2006 og 2008 til at me kan rekne Gini-koeffisienten.

### **7.1.2 Samanlikning av Gini-koeffisienten for Stavanger og for andre geografiar**

Den lågaste Gini-koeffisienten for landa i verda er for Sverige, som var 0,23 i år 2005. Noreg ligg ikkje langt frå, med 0,25 i år 2008 (Index Mundi, 2013). Samanlikna med våre resultat for Stavanger ser me at Gini-koeffisienten er ein del høgare på landsbasis. Noko av grunnen til desse forskjellane ligg truleg i det at vår utrekning av Gini-koeffisienten er basert på sonevise gjennomsnittstal for Stavanger. Dette gjer at me mister nyansert informasjon som ein ville hatt på individnivå. Gini-koeffisienten for Noreg og Sverige er rekna ut ved å bruke data heilt nede på individnivå, og dermed fangar ein opp fleire forskjellar som bidrar til å gje eit høgare resultat. Likevel gjer tala på landsbasis ein peikepinn for å seie noko om storleiken på Gini-koeffisienten for Stavanger. Etersom 0,23 er det lågaste resultatet for landa i verda, kan me kategorisere våre funn for Stavanger som låge. Det vil seie at det er små forskjellar i inntektsfordeling i Stavanger.

Vidare kan ein spørje om resultatet for Stavanger ville vore tilnærma likt resultatet på landsbasis i Noreg, dersom ein hadde hatt data på individnivå. Det kan tenkjast at det er skilnad i levekostnadar på landsbygda og i byar, som gjer at det også er forskjell i inntektsnivå. Dersom ein reknar Gini-koeffisienten på landsbasis vil desse skilnadane bli fanga opp, og gje eit høgare resultat. Sannsynlegvis er det små ulikheitlar i Stavanger, i forhold til om ein ser på Noreg under eitt, som fører til at Gini-koeffisienten uansett vil vere lågare enn på landsbasis, sjølv om ein hadde hatt data på individnivå.

## ***7.2 Ulikhetsindeksen for Stavanger***

Me finn ulikhetsindeksen for Stavanger med inndeling i sonenivå og bydelsnivå. På bydelsnivå har me data på total innvandring henta frå Stavanger Statistikken, i åra 2000 – 2012, bortsett frå år 2002. Ved utrekning av ulikhetsindeksen på sonenivå bruker me data frå Levekårsundersøkelsen for Stavanger, der me reknar for ikkje-vestleg innvandring. På sonenivå har me data frå åra 2000, 2002, 2004, 2006 og 2008.

Tidlegare i avsnitt 3.2, på side 17, brukte me sju bydelar for Stavanger for å rekne ulikhetsindeksen. Her brukte me data frå Stavanger Statistikken for år 2012. Me skal vidare rekne ulikhetsindeksen frå år 2000 og fram til år 2012.

Bydelsnivå	
År	Ulikhetsindeks
2000	0,08170
2001	0,07194
2003	0,06742
2004	0,06485
2005	0,05925
2006	0,05637
2007	0,06401
2008	0,07490
2009	0,08257
2010	0,08576
2011	0,08382
2012	0,08583

Sonenivå	
År	Ulikhetsindeks
2000	0,25667
2002	0,25374
2004	0,24394
2006	0,24486
2008	

*Tabell 7.2. Viser ulikhetsindeks på bydelsnivå og sonenivå for Stavanger. Til dømes har me på bydelsnivå i år 2000 ein ulikhetsindeks på 0,0817, som ifølgje definisjonen av ulikhetsindeksen vil seie at bydelane er lite segregert,.*

Tabell 7.2 viser utviklinga i ulikhetsindeksen målt for Stavanger på bydelsnivå og sonenivå. Me ser at frå år 2000 til år 2012 er det ikkje ei stor endring på bydelsnivå. Studerer me åra i mellom ser me derimot at det har vore ein nedgang i indeksen frå år 2000 til år 2006, og at den har auka til omtrent same nivå igjen frå år 2006 til år 2012. På sonenivå har det frå år 2000 til år 2006 vore ein liten nedgang. Utviklinga er den same i dei åra me kan samanlikne, både på bydelsnivå og sonenivå har ulikhetsindeksen hatt ein nedgang frå år 2000 til år 2006. Det vil seie at Stavanger i desse åra har hatt ei utvikling mot meir integrering. Tala på bydelsnivå frå år 2007 til år 2012 viser vidare ein tendens til at utviklinga snur og går mot segregering.

### 7.2.1 Samanlikning av ulikhetsindeksen på bydelsnivå og sonenivå

Me ser av Tabell 7.2 at ulikhetsindeksen er forskjellig for dei åra me kan samanlikne. Til dømes har me i år 2000 at ulikhetsindeksen på bydelsnivå er 0,0817, medan den på sonenivå i same år er 0,25667. Dette ser me som ein vesentleg forskjell. Ved utrekning av ulikhetsindeksen på bydelsnivå har ein altså at mange av befolkningsstorleikane frå sonenivå

er slått saman. Noko av forskjellen i ulikhetsindeksen på sonenivå og bydelsnivå kjem truleg av at datasetta har ulike totalsummar for befolkning i Stavanger. I tillegg vil det utgjere ein skilnad når me på bydelsnivå reknar for innvandring totalt, medan me på sonenivå reknar for variabelen ikkje-vestleg innvandring, jf. avsnitt 5.1, på side 32. Det er til dømes oppgitt at antal innvandrarak for år 2000 på bydelsnivå er 10 850, medan det på sonenivå er 6022 ikkje-vestlege innvandrarak. Det er dermed vanskeleg å kunne seie om det er ein tendens til at ein finn meir segregering på sonenivå enn på bydelsnivå, eller om dette berre skuldast dataproblematikken. Det kan også vere at ulikhetsindeksen blir forskjellig på dei to nivåa fordi den ikkje er robust mot endringar i storleik på populasjon og området me ser på. Indeksen er avhengig av sonestorleik og soneinndeling. MAUP, som nemnt i avsnitt 3.5, på side 28, spelar ei rolle når me reknar på ulikhetsindeksen. Ein kan dermed ikkje samanlikne resultatata ein får ved utrekning på dei to nivåa.

### 7.3 Isolasjonsindeksen for Stavanger

Isolasjonsindeksen reknar me for bydelsnivå og sonenivå for Stavanger. Datasetta er dei same som me brukar for ulikhetsindeksen, og me ser på innvandring på bydelsnivå og ikkje-vestleg innvandring på sonenivå.

Bydelsnivå	
År	Isolasjonsindeks
2000	0,10342
2001	0,10135
2003	0,10632
2004	0,10783
2005	0,11074
2006	0,11591
2007	0,12787
2008	0,14296
2009	0,15639
2010	0,16848
2011	0,18200
2012	0,19308

Sonenivå	
År	Isolasjonsindeks
2000	0,07870
2002	0,08897
2004	0,09367
2006	0,09459
2008	

*Tabell 7.3. Viser isolasjonsindeks for bydelsnivå og sonenivå for Stavanger. Til dømes har me i år 2005 at isolasjonsindeksen er 0,11074 på bydelsnivå. Det vil seie at det er 11,074 prosent sannsynleg at den neste ein innvandrarak tilfeldig møter, også er ein innvandrarak.*

Utviklinga i isolasjonsindeksen har vore stigande både på bydelsnivå og sonenivå. Tabell 7.3 viser midlertidig at utviklinga i dei to nivåa har vore ulik, at det på bydelsnivå har vore ei sterkare utvikling. Ein stigande isolasjonsindeks viser tendensar til at området blir meir segregert, for eit gitt antal ikkje-vestlege innvandrarak eller innvandrarak. Dersom det til dømes flyttar fleire ikkje-vestlege innvandrarak til Stavanger, slik at andelen av denne gruppa blir større, vil isolasjonsindeksen også auke på sonenivå. Det vil ikkje nødvendigvis bety at området blir meir segregert når slike mekanismar påverkar indeksen.

### **7.3.1 Samanlikning av isolasjonsindeksen på bydelsnivå og sonenivå**

Når ein samanliknar resultata for isolasjonsindeksen på bydelsnivå og sonenivå ser ein at indeksen er lågare når ein brukar ein finare inndeling i geografien. Noko av dette resultatet kjem nok av forskjellar i datasetta, jf. avsnitt 5.1, på side 32. Totalsummane me reknar på er ulike, noko som truleg kan føre til skilnadar i resultat når ein reknar indeksar på dei ulike nivåa. Ei anna årsak til forskjellen kan vere at isolasjonsindeksen er avhengig av inndelingsnivå, og me får eit problem med MAUP. Frå Tabell 7.3 har me at for år 2000 er isolasjonsindeksen på bydelsnivå 0,10342, medan den på sonenivå er 0,07870. Det er ein liten skilnad mellom dei to nivåa, men begge viser likevel at området er lite segregert.

## 7.4 Theil-indeksen for Stavanger

Me finn Theil-indeksen for Stavanger på bydelsnivå og sonenivå, for henholdsvis innvandring og ikkje-vestleg innvandring. Datasetta me nyttar er dei same som i tidlegare kapittel. Ved utrekning av Theil-indeksen får ein, som nemnt i avsnitt 3.4, på side 22, eit mål mellom 0 og 1.

Bydelsnivå		Sonenivå	
År	Theil-indeks	År	Theil-indeks
2000	0,01571	2000	0,17612
2001	0,01338	2002	0,16476
2003	0,01315	2004	0,16756
2004	0,01306	2006	0,16808
2005	0,01226	2008	
2006	0,01349		
2007	0,01387		
2008	0,01547		
2009	0,01714		
2010	0,01659		
2011	0,01699		
2012	0,01699		

Tabell 7.4. Viser Theil-indeksen på bydelsnivå og sonenivå for Stavanger. I år 2006 har me til dømes at Theil-indeksen på bydelsnivå er på 0,01349, medan den på sonenivå er 0,16808.

Tabell 7.4 viser utviklinga for Theil-indeksen over tid på sonenivå og bydelsnivå. Det har vore ein nedgang i indeksen på bydelsnivå frå år 2000 til år 2005, før indeksen begynnar å stige frå år 2006. På sonenivå har me også ein nedgang, men denne nedgangen varar berre fram til år 2002, og begynnar å stige i år 2004. Utviklinga mot ein redusert Theil-indeks svarar til at det blir mindre segregering, medan når utviklinga snur og aukar vil det seie at segregering også aukar.

### 7.4.1 Samanlikning av Theil-indeksen på bydelsnivå og sonenivå

Ved å samanlikne bydelsnivå og sonenivå i Tabell 7.4 ser me at Theil-indeksen på sonenivå er høgare enn på bydelsnivå. Ein får med andre ord det same problemet som me fekk tidlegare ved utrekning av ulikhetsindeksen og isolasjonsindeksen. Theil-indeksen viser seg å ikkje vere robust mot endring i populasjonsstorleik, ettersom den blir forskjellig på bydelsnivå og

sonenivå. MAUP er dermed eit problem ved utrekning av Theil-indeksen også. Utviklinga i indeksen er likevel noko lik som for dei andre statistiske måla; den tilseier at det skjer ei auke i segregering.

### ***7.5 Tolking av resultatata til indeksane på bydels- og sonenivå***

For alle indeksane får me ulike resultat når me rekna på bydelsnivå og sonenivå. Resultata for Theil-indeksen og ulikhetsindeksen går i same retning, der får me høgare tal når me reknar på sonenivå, enn det me får når me reknar på bydelsnivå. Desse resultatata peikar mot at det er ei sterkare segregering når ein ser på det disaggregerte sonenivået, enn når me reknar på indeksane på bydelsnivå. På grunn av forskjellar i datasetta kan me ikkje seie eksakt kva som skuldast dataproblematikken og kva som kjem av segregeringstendensar. Dersom noko skuldast segregeringstendensar kan dette gjerne forklarast saman med Schelling-mekanismar. Dette vil seie at ein innanføre mindre nabolag vil ha høgare preferansar med omsyn til sine næraste naboar, enn dersom ein ser på eit større overordna nabolag, jf. avsnitt 2.1.2 og 2.1.3, frå side 6. Innanføre ei sone vil ein ha sterke preferansar om kvar ein vil bu fordi det er her tydelegare andelar av grupper innanføre nabolaga, som då vil føre til segregerte nabolag innanføre sonen. På bydelsnivå er det større område å velje mellom, og gruppene er gjerne meir spreitt i geografien. Resultata me har funnet samsvarer også med det Östh et al. (2012) fann når dei rekna på ulike nivå, det dei kalla k-næraste naboar, der dei rekna med ulike verdiar av k. Når dei rekna med små verdiar av k fann dei segregering i mange små kommunar, medan når dei rekna med store verdiar av k på dei same kommunane fann dei lite, eller ingen segregering. Utrekningane for Theil-indeksen og ulikhetsindeksen bidrar også med ein djupare forklaring på MAUP, på grunn av at me her får problem med inndelinga i geografien.

Ved utrekning av isolasjonsindeksen får me som nemnt, forskjellige resultat på sone- og bydelsnivå. Resultata for isolasjonsindeksen er ulik det me fekk for Theil-indeksen og ulikhetsindeksen på den måten at det trekkjer i retning mot at det er sterkare segregering på bydelsnivå enn når ein ser på sonenivå. Her er det altså ein tendens til at innvandrarar er konsentrert til bestemte bydelar, men resultatata kan tyde på at segregeringa ikkje er særleg sterk mellom sonene i bydelane. Det kan tenkjast at desse segregeringstendensane kan forklarast av forhold som til dømes bukostnadar. Ved å samanlikne bydelane kan det vere at ein finn forskjell i bustadprisar, og at ein finn mindre skilnadar ved å samanlikne sonene inne



i kvar bydel. Det kan vere at det er bydelar som er meir attraktive, og som dermed har høgare bustadpriser enn andre bydelar. Om det finst slike forskjellar mellom bydelar, og om det også er slik mellom sonene i Stavanger undersøker me i kapittel 11.

Det er mykje litteratur som skildrar ulikhetsindeksen som den mest brukte og tradisjonelle indeksen for segregering (Carter & Lieberman, 1982, Denton & Massey, 1988, Simpson, 2007). Carter & Lieberman (1982) prøver å stille ulikhetsindeksen og isolasjonsindeksen mot kvarandre. Konklusjonen deira er at ulikhetsindeksen absolutt bør brukast, men at ein i tillegg får mykje informasjon frå isolasjonsindeksen, som ulikhetsindeksen i mange tilfelle ikkje dekker. Vidare forklarar dei at ein kan få ulike resultat på isolasjonsindeksen på to område, sjølv om ulikhetsindeksen for begge områda er identisk. Det er mogleg at dette kan hjelpe på forståinga av at me får motstridande resultat i dei to indeksane på bydelsnivå og sonenivå.

Det kan vidare vere vanskeleg å vurdere kva som er det rette biletet på segregeringstendensar i Stavanger når ein får slike ulike resultat. Utrekningane våre viser uansett at det kan vere lurt å vurdere fleire indeksar, og fleire nivå på desse før ein gjer ei endeleg vurdering av den spatiale fordelinga av befolkninga. Ifølgje Denton & Massey (1988) er segregering eit fenomen som bør målast med fleire indeksar for å kunne dekke alle dimensjonar. Med dimensjonar meiner dei at ulike indeksar gir informasjon om ulike område. Det er fem dimensjonar som bør målast; jamnheit, eksponering, konsentrasjon, sentralisering og klyngedanning. På grunn av tidshorisonten for oppgåva, har me ikkje moglegheit til å måle alle dimensjonane, og nyttar difor berre indeksar som målar dei to første dimensjonane.

Denton & Massey (1988) argumenterer for at isolasjonsindeksen målar eksponering for andre frå minoritetsgruppa, og ulikhetsindeksen og Theil-indeksen målar jamnheita i fordelinga i geografien. Vidare er det lite som er sagt om kva dimensjon som best målar segregering. Difor kan me ikkje seie noko om kva resultat som gir det mest korrekte biletet på kva nivå som har høgast segregering i Stavanger. Resultata me får varierer overordna likt likevel, ved at dei alle viser at Stavanger er lite segregert, både på bydels- og sonenivå.

Er alle måla autonome for økt andel innvandrarak og ikkje-vestlege innvandrarak? Ifølgje Denton & Massey (1988 : 287) er isolasjonsindeksen sensitiv for den relative storleiken av gruppene som blir samanlikna, medan at indeksar for jamnheit ikkje er sensitiv for dette. Dette vil seie at det er vanskeleg å samanlikne resultat frå isolasjonsindeksen over tid, medan

dette kan gjerast ved bruk av ulikhetsindeksen og Theil-indeksen. Når ein går nærare inn på indeksar som målar jamnheit, nemner Denton & Massey (1988 : 286) fire kriterier som kan vere med på å bestemme kva indeks som er best å bruke på denne dimensjonen. Eit av kriteria er ”kompositorisk invarians”, som Theil-indeksen ikkje oppfyller. I konklusjonen hevdar dei at ulikhetsindeksen er det best egna målet for dimensjonen jamnheit, ettersom den oppfyller kriteriene. Denne kan samanliknast over tid, og gir mykje av den same informasjonen som Theil-indeksen. Ved å studere formlane for utrekning av indeksane kan ein finne ei løysing matematisk, som viser om dei er sensitive for endringar i dei relative storleikane i populasjonen. Dette vil me ikkje ta for oss, ettersom tidsramma for denne oppgåva er for liten.

### ***7.6 Moglege grunnar til at utviklinga er slik indeksane viser***

Samtlege indeksar, ulikhetsindeksen, isolasjonsindeksen og Theil-indeksen, har auka over tid. Dette kan vere tendensar til at Stavanger går mot segregering. Resultata frå ulikhetsindeksen, både på bydelsnivå og sonenivå, er likevel innanføre grensa som er definert som lite segregert. Det vil seie at storleiken på indeksen er under 0,40 på begge nivåa. Ser me på isolasjonsindeksen, peikar resultatet her også mot at Stavanger er lite segregert.

Definisjonen seier at ved ein verdi lik 0 så er området integrert, og for Stavanger er den nokså nær 0 på begge nivåa. Vidare har me at Theil-indeksen for Stavanger er låg på bydelsnivå, men på sonenivå er den relativt høg. For Theil-indeksen er også verdiar nær 0 omsett til at området er lite segregert. Östh et al. (2012) finn at Theil-indeksen, som dei kallar entropyindeksen, er 0,2 for mange av kommunane i Sverige. Ein Theil-indeks på 0,2 definerer dei som eit høgt nivå på segregering. Som nemnt i avsnitt 3.4, på side 22, bruker me ein annan formel for utrekning av Theil-indeksen enn Östh et al. (2012). Dermed har me at definisjonen me tar utgangspunkt i, er motsett. Det vil seie at eit resultat av Theil-indeksen mellom 0,16 og 0,17 for åra 2000 – 2006 i vårt tilfelle er eit lågt nivå på segregering.

Isolasjonsindeksen og ulikhetsindeksen viser dermed at Stavanger er lite segregert. Ved å samanlikne resultata for ulikhetsindeksen over tid, kan me sjå at det har skjedd ei endring i dei åra me har data på. Endringane er ikkje store, men ein kan sjå små tendensar til at utviklinga går mot segregering. Dette fordi indeksen har ei auke, og ut frå definisjonane på indeksen har me at jo høgare tal me får, dess meir segregert er området. Utviklinga i isolasjonsindeksen er vanskeleg å seie noko om, ettersom denne indeksen er sensitiv ovanføre endringar i den

relative storleiken på ikkje-vestleg innvandring. Frå datasetta har me at denne storleiken har endra seg over tid, og dermed blir resultatata i isolasjonsindeksen vanskelege å samanlikne over tid.

Kvifor er det slik at Stavanger utviklar seg til å bli eit meir segregert område? Kan me her trekke inn mekanismar som Schelling-modellen har vist oss? Dersom det er slik at ein som privatperson har preferansar om kven ein har som naboar, vil det gjerne gå mot segregering. Ser me på indeksane peikar dei mot dette. Schelling-modellen viser på ein enkel måte korleis preferansar til naboar hos eit enkeltindivid kan skape flytting frå eit nabolag til eit anna, som set i gong ringverknadar hos andre individ. For Stavanger ser me på kartpresentasjonane at enkeltsoner har større andel av ikkje-vestlege innvandrarar enn andre. Det kan tenkjast at ettersom befolkninga blir større, slik den har blitt frå år 2000 til år 2008, at andelane i dei aktuelle sonene blir større. Anta at kvar person i Stavanger har ein gitt preferanse til kven ein har som naboar, og at alle for augneblinken er nøgde. Når befolkninga i Stavanger då aukar, vil det seie at ein får nye naboar etterkvart. Dette kan forstyrre balansen som var i utgangspunktet, og enkelte vel å flytte til eit nytt nabolag. For innvandrarar og ikkje-vestlege innvandrarar med preferansar om at ein minimumsandel av naboane skal ha same etniske bakgrunn, vil det gjerne vere naturleg å flytte til eit nabolag der denne andelen er høgast mogleg. Dette nabolaget vil mest sannsynleg liggje i ei sone som har høg andel av innvandring eller ikkje-vestleg innvandring. Dermed vil denne andelen auke, samstundes som andelen i sonen som ein flytta frå vil bli mindre. Når befolkninga over tid aukar meir, kan det vere at fleire slike flytteaktivitetar vil skje. Desse flytteaktivitetane, dei såkalla Schelling-mekanismane, kan dermed vere ein del av forklaringa til kvifor ein får ei utvikling mot segregering over tid, sjølv om indeksane viser at Stavanger ikkje er særleg segregert i dag.

Preferansar og toleransenivå for korleis fordelinga av grupper i eit nabolag skal vere kan angi såkalla "tipping points" (Card, Mas & Rothstein, 2008). I den avgrensa nabolagsmodellen som Schelling skisserer, jf. avsnitt 2.1.3 og 2.1.4, frå side 8, kan me også overføre toleransenivået å vere "tipping points". Dette vil seie at for ein gitt andel av ei minoritetsgruppe vil ein fortsatt bu i det aktuelle nabolaget. Dersom denne andelen blir større, og går over toleransenivået, vil dette skape eit "tipping point". Det vil skape flyttestraumar ut frå nabolaget, som igjen vil gjere at andelen av minoritetsgruppa blir større. Fleire flyttestraumar oppstår, og nabolaget blir meir attraktivt for minoritetar utanfrå. Desse vil flytte inn til nabolaget, og andelen vil igjen bli større. Til slutt kan ein få eit område der

minoritetsgruppa ikkje lenger er ein minoritet, då nabolaget berre vil bestå av personar tilhøyrande denne gruppa. Slike mekanismar har ein eit døme på, frå Groruddalen og Søndre Nordstrand i Oslo. Her er andelen innvandrarakar i år 2010 43,1 prosent, som var ein vekst for innvandrarakar på 8 prosentpoeng frå år 2005 til år 2010 (Human Rights Service, 2010). Ifølgje Human Rights Service (2010) flytta 2900 personar med utanlandsk bakgrunn inn til desse områda i år 2011, og 1400 etnisk norske flytta ut. Dette stemmer godt overeins med teorien om "tipping points", der Groruddalen og Søndre Nordstrand har sterke flyttestraumar, og tendensen er at etniske nordmenn flyttar frå området.

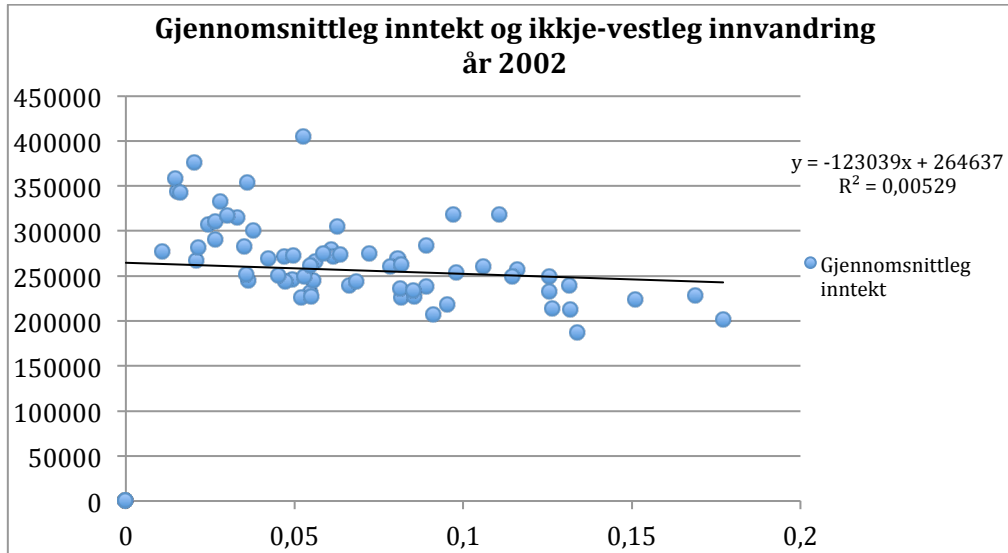
Er det slik at det berre er preferansane til innbyggjarane som avgjer korleis busetjingsmønsteret ser ut? Det kan tenkjast at det er andre faktorar som spelar ei rolle, slik som bustadmarknaden og prisar, arbeidsmarknad, og tilbodssida frå myndigheitene. Ulike sosioøkonomiske forhold kan vere med på å forklare kvifor innbyggjarane busett seg der dei gjer.

## **8 Samvariasjon med ulike sosioøkonomiske kjenneteikn**

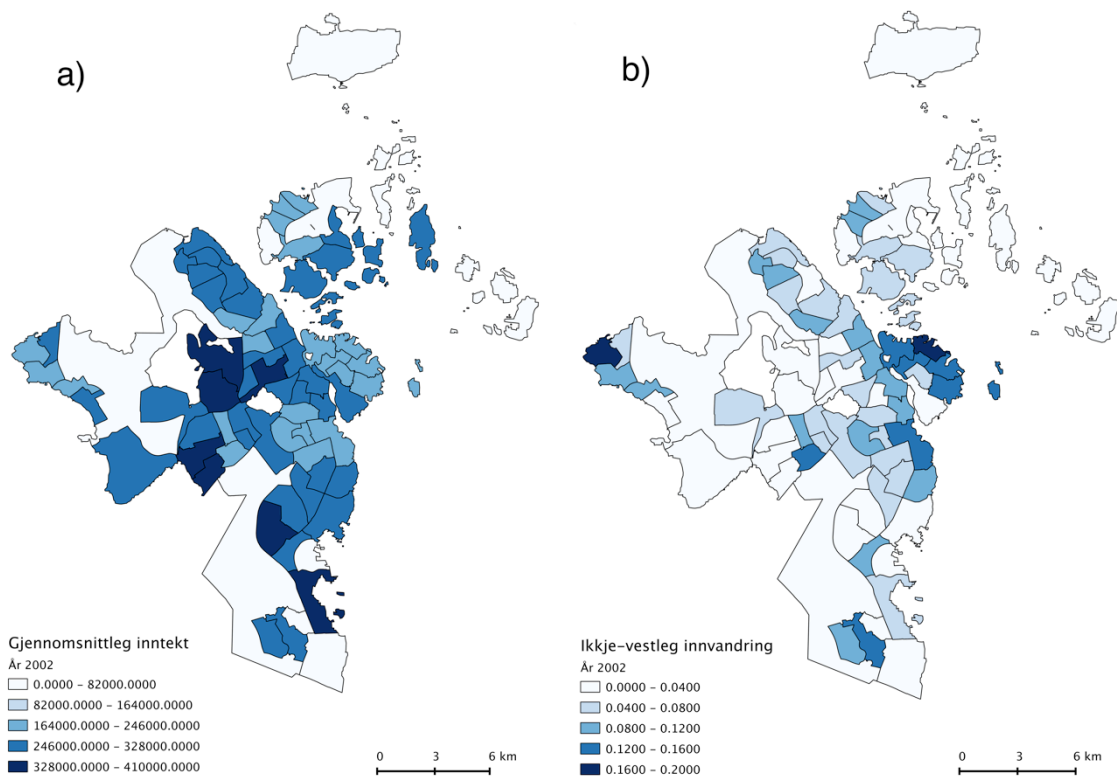
Korrelasjonar viser kor godt to faktorar samvarierer. Ved å studere korrelasjonar kan ein finne tendensar til samheng mellom to faktorar, til dømes kvar ikkje-vestlege innvandrarakar bur, og til dømes kvar dei med låg utdanning bur. Me har studert korleis samhengene er mellom kor ikkje-vestlege innvandrarakar bur, og ulike sosioøkonomiske faktorar, ved å nytte datamaterial på sonenivå. Dei faktorane me har sett på er utdanning og inntekt, i tillegg til at me har studert faktorar som antal arbeidsause i ein sone, kor mange som mottar sosialhjelp, og antal dømde i valdsaker, narkotikasaker og promillesaker. Ettersom det var størst datamateriale frå år 2002, tek me utgangspunkt i dette året.

Korrelasjonen mellom ikkje-vestleg innvandring og inntektsnivå er svakt negativ,  $-0,07$ , for referanseåret 2002. Det vil seie at det finst ein svak tendens til at soner med stor andel ikkje-vestlege innvandrarakar, har mindre gjennomsnittleg inntekt. Testar me korrelasjonen for desse variablane for år 2000 og 2004, finn me ein sterkare negativ korrelasjon, på rundt  $-0,30$  for begge åra. Det vil ikkje nødvendigvis seie at det er ein direkte samheng mellom desse to variablane. Det kan ligge fleire faktorar bak som påverkar resultatet for korrelasjonen. Ein

skal vere forsiktig med å tolke slike korrelasjonar som kausale samanhengar. Figur 8.1 kan gi inntrykket av at to faktorar samvarierer, og ein kan bli lurt til å trekke konklusjonar på feil grunnlag. I dette tilfellet kan det til dømes vere at bustadprisane er med på å forklare noko av samanhengen mellom andel ikkje-vestlege innvandrarakar og nivå på inntekt i same sone.



*Figur 8.1. Viser korrelasjonen mellom antal ikkje-vestlege innvandrarakar i ei sone, og gjennomsnittleg inntekt i same sone.*

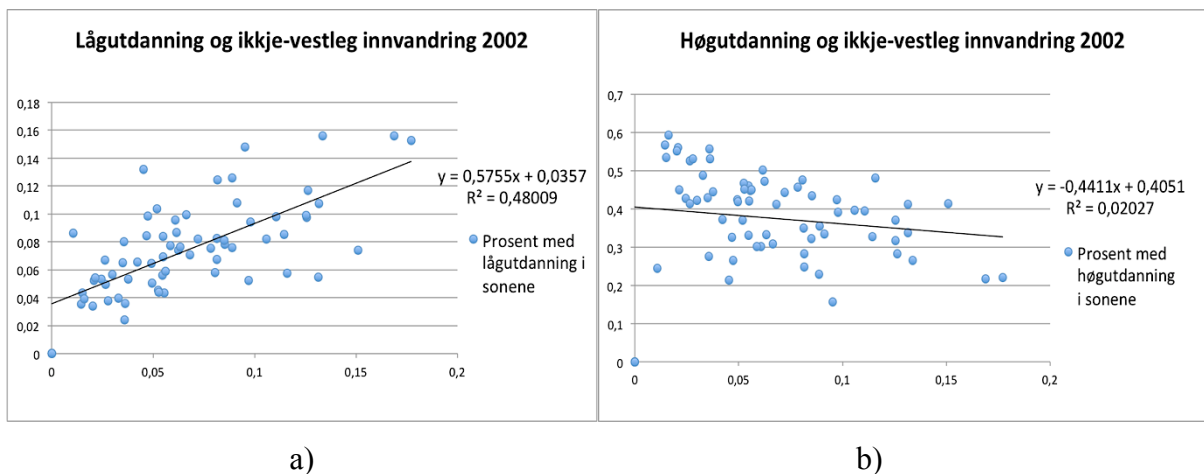


*Figur 8.2a viser soneinndelinga i Stavanger, med tilhøyrande gjennomsnittsinntekt for år 2002. Figur 8.2b viser soneinndelinga i Stavanger og andel ikkje-vestleg innvandring i sonene for år 2002.*

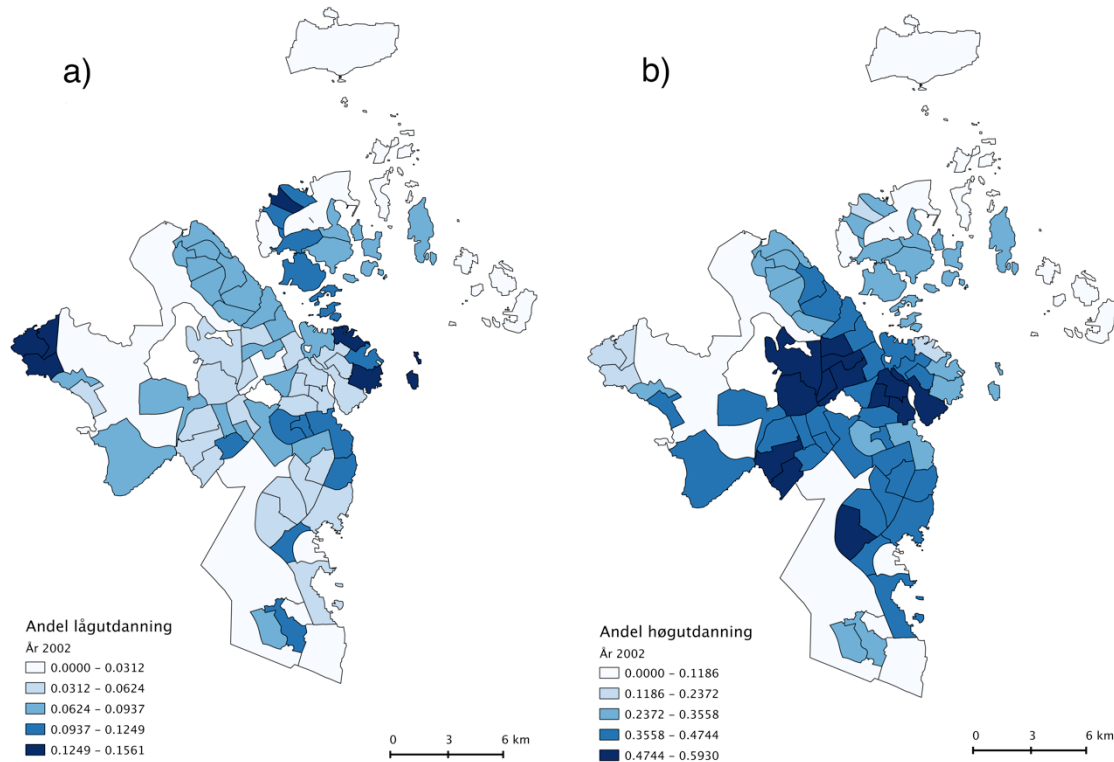
Korrelasjonen mellom andel ikkje-vestleg innvandring og andel med låg utdanning i ei sone er sterkt positiv. Det vil seie at det er ein tydeleg tendens til at soner med høg andel ikkje-vestleg innvandring også har ein høg andel lågutdanna innbyggjarar. Korrelasjonen er 0,69. I den grad at grupper av ikkje-vestlege innvandrarakar har låg utdanning, bidrar det til å forklare korrelasjonen. På den anna side er korrelasjonen mellom andel ikkje-vestleg innvandring og andel med høg utdanning i ei sone svakt negativ. Korrelasjonen her er -0,14, og vil seie at det er ein svak tendens til at andel med høgutdanning reduseres når observert andel ikkje-vestleg innvandring aukar.

Ei mogleg tolking er at grupper av ikkje-vestlege innvandrarakar er temmelig heterogene, som vil seie at det er stor skilnad i utdanningsnivå innanføre gruppa. Gruppa som er definert som ikkje-vestlege innvandrarakar kan disaggregerast, slik at ein får grupper med ulik etnisk bakgrunn. På grunnlag av dette kan det vere at desse gruppene har ulikt utdanningsnivå. Det kan vere arbeidsinnvandrarakar med høg utdanning som har kome til Stavanger for å arbeide i

oljenæringa. Andre grupper kan vere kvoteflyktningar som ofte har ein heilt annan utdanningsbakgrunn. På grunn av tidsramma for denne oppgåva har me ikkje moglegheit til å undersøke dette nærare. Me tenkjer at dersom ein hadde delt inn i undergrupper og funnet korrelasjonar for desse, ville truleg resultatane variert ein del mellom gruppene. Det vil seie at ein gjerne ville funne at korrelasjonane hadde vore meir nyanserte, der lågutdanning og ei gruppe av ikkje-vestleg innvandring var meir korrelerte enn dersom ein såg på ei anna gruppe av ikkje-vestleg innvandring. Eit døme på dette kan vere som nemnt tidlegare, kvoteflyktningar og arbeidsinnvandrarar. Det kan også tenkjast at det vil vere forskjell i busetting innanføre desse gruppene, der ulike grupper kan vise til ulike resultat frå Schelling-mekanismar. Nokon vil har sterke preferansar til kva nabolag ein bur i, medan andre vil vise svake Schelling-mekanismar.



*Figur 8.3a viser korrelasjonen mellom andel ikkje-vestleg innvandring og andel med lågutdanning. Figur 8.3b viser korrelasjonen mellom andel ikkje-vestleg innvandring og andel med høgutdanning.*



*Figur 8.4a viser soneinndelinga i Stavanger, og andel med lågutdanning for år 2002. Figur 8.4b viser soneinndelinga i Stavanger og andel med høgutdanning for år 2002.*

Når me har studert korrelasjonen mellom andel ikkje-vestleg innvandring og andel som mottar sosialhjelp og andel som er arbeidslause, er begge korrelasjonane sterkt positivt samvarierte, dei er begge over 0,70. Dette vil seie at det er ein tendens til samvariasjon mellom andel som mottar sosialhjelp og andel ikkje-vestleg innvandring, samt andel som er arbeidslause og andel ikkje-vestleg innvandring. Mest sannsynleg er det ikkje slik at denne samvariasjonen kjem av at fleire folk blir arbeidslause når andel ikkje-vestleg innvandring aukar, eller at ein mottar meir sosialhjelp når ein bur i soner med høg andel ikkje-vestleg innvandring. Det kan heller vere slik at ikkje-vestlege innvandrarar mottar sosialhjelp og er arbeidsledige, som kan bidra til å forklare korrelasjonen. Vidare har me at korrelasjonen mellom andel ikkje-vestleg innvandring og andel som er dømde i valdsaker, narkotikasaker og promillesaker er positiv. Korrelasjonen er sterkt positiv der me ser på andel som er dømt i valdsaker, den er noko mindre for andel dømt i narkotikasaker, og er minst når me ser på andel som er dømt i promillesaker.



I dei ovannemnte korrelasjonane, ser me på andel ikkje-vestleg innvandring i forhold til;

- gjennomsnittsinntekt
- høgutdanning
- lågutdanning
- andel som mottar sosialhjelp
- andel som er arbeidslause
- andel som er dømt i valdssaker
- andel som er dømt i narkotikasaker
- andel som er dømt i promillesaker

Korrelasjonane for alle desse kan som nemnt bidra til feilaktige konklusjonar, på grunn av kausale samanhengar. Det er ikkje nødvendigvis slik at ulike sosiale grupper tiltrekker kvarandre, lokaliseringmønsteret kan vere styrt av same, utanforliggende faktor, til dømes bustadsprisar.

Dersom me ser på korrelasjonane på bydelsnivå, får me litt andre resultat. Korrelasjonen mellom andel med høg utdanning og andel innvandrarar i år 2010 er 0,63. Dette er eit anna resultat enn det me fann på sonenivå i år 2002, då korrelasjonen her var svakt negativ. Dette kan til dømes forklarast av at mange av bydelane inneheld soner med stor andel høgutdanna, og andre soner som har stor andel innvandring. Når ein reknar korrelasjonar på eit aggregert nivå blir dermed resultatata forskjellig frå sonenivå. Vidare har me at korrelasjonen for andel lågutdanna og andel innvandring på bydelsnivå for år 2010 er negativ, med -0,62. Dette er også veldig forskjellig frå det me fann på sonenivå, og kan gjerne forklarast med aggregeringa av sonene.

På bydelsnivå er korrelasjonen mellom gjennomsnittleg inntekt og andel innvandring -0,68. Korrelasjonen på bydelsnivå er sterkare negativ enn det den er på sonenivå. Når ein har lagt saman mange av sonene til éin større bydel, er det gjerne slik at soner med høgt inntektsnivå og liten andel innvandring tilfeldigvis er blitt lagt saman på grunn av at dette er nabosoner. Dette kan vere med på å skape ein sterkare korrelasjon mellom faktorane, enn når me såg på det meir disaggregerte sonenivået.

Det kan vere interessant å studere nærare korleis ulike samanhengar mellom nabosoner er. Spatial autokorrelasjon er eit mål på å finne korleis ein variabel er korrelert med seg sjølv i ein geografi. Dette vil seie at me kan finne ut om det er område i Stavanger der mange soner med høgt inntektsnivå er klumpa saman, og eventuelt om soner med høg andel ikkje-vestleg innvandring har tendensar til klumping, jf. kapittel 2, frå side 4. Dermed kan me med større sikkerhet finne om dette er ein grunn til at det er større negativ korrelasjon mellom inntektsnivå og andel innvandring på bydelsnivå, enn på sonenivå. Vidare kan ein undersøke andre variablar, og korleis desse er korrelert mellom sonene i Stavanger. Eit mykje brukt mål for spatial autokorrelasjon er Moran's I, som me vil ta for oss i kapittel 9.

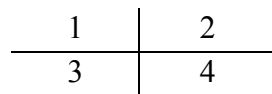
Det er ikkje naudsynt slik at ikkje-vestlege innvandrarar er den gruppa som har mest arbeidsledige, eller at dei har preferansar for å bu i same område som dei som er dømt i ei narkotikasak. Ofte ligg det ein tredje faktor, eller fleire, bak som skapar sterke korrelasjonar mellom ulike variablar. Dermed skal ein vere forsiktig med å trekke konklusjonar om kausalitetar utfrå korrelasjonar. Ein faktor som kan vere ein del av forklaringa til mange av dei observerte korrelasjonane over er bustadprisar. Er det slik at bustadprisane gjer at ein finn mange valdsdømde, arbeidsledige og ikkje-vestlege innvandrarar i same sone? Det er grunn til å tru at bustadprisar har mykje å seie for fordelinga av busettinga etter ulike sosioøkonomiske kjenneteikn i eit område.

## 9 Spatial autokorrelasjon

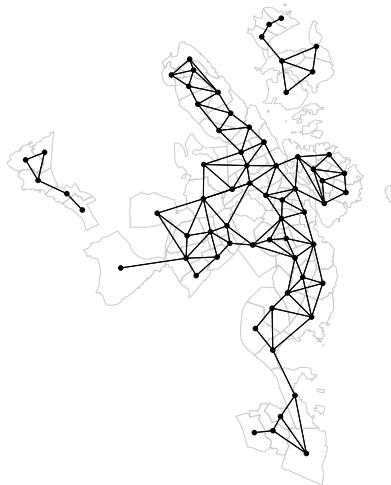
Moran's I er eit korrelasjonsmål, der ein ser på korleis ein enkelt variabel samvarierer i ein geografi. Det er det mest effektive og brukte mål for spatial autokorrelasjon (Getis, 2010 : 262). For å rekne Moran's I bruker me to matriser, der me reknar korrelasjonen mellom disse. Den første matrisen, som Getis (2010) kallar **W**, består av verdiar som angir det spatiale forholdet mellom ein geografisk eining  $i$ , og dei andre geografiske einingane  $j$ . Denne matrisen angir kven som er naboar til sonen me ser på. Dette vil seie at dersom ein antar at nabosoner i Stavanger har felles grense, vil alle sonene som grensar til sone  $i$ , få verdien 1, og dei andre får verdien 0. Den andre matrisen kallar Getis (2010) for **Y**, og denne angir korleis variabel  $Y$  er representert i sonene i geografien. Dersom desse sonene har verdiar som følgjer mønsteret i nabomatrisen, matrise **W**, er spatial autokorrelasjon positiv, eller dersom mønsteret er omvendt er spatial autokorrelasjon negativ.

Moran's I reflekterer spatiale avhengigheter, som er vist ved samvariasjonen mellom matrise  $W$  og matrise  $Y$ . Dersom ein har positiv spatial autokorrelasjon vil det vere tendensar til at nabosoner til sone  $i$  har relativ lik førekomst av variabel  $Y$ .

Når ein skal rekne Moran's I må ein definere kor stor felles grense to soner må ha for å bli kategorisert som naboar. I eit Queen-basert nabolag er naboar definert som soner eller geografiske einingar som har felles grense i minst eitt punkt. Dette vil seie at dersom ein har eit kryss med fire soner, vil kvar sone vere nabo med dei tre andre sonene.



Sone 1 og 4 vil vere definert som naboar, sjølv om dei berre har felles grense i eitt punkt. Altså er alle fire sonene naboar med kvarandre. Ein Queen-basert nabolagsstruktur for Stavanger er vist i figur 9.1.



*Figur 9.1. Kart over Stavanger med plot som viser nabolagsnettverk.*

Eit Queen-basert nabolag er standard i statistikkprogrammet R, og difor har me brukt dette som utgangspunkt når me reknar Moran's I. Ved utrekning av Moran's I får me eit resultat mellom -1 og 1, der -1 representerer spreining i geografien, 0 vil seie at geografien er tilfeldig ordna, og 1 vil seie at det er klyngedanningar i geografien.

Formelen for Moran's I er som følger (Getis, 2010 : 264):

$$I = \frac{\frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}}{\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y}) - (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}} \quad i \neq j$$

der dei ulike variablane er:

- $n$  – antal spatiale einingar
- $y$  – variabelen me testar
- $\bar{y}$  – gjennomsnitt av  $y$
- $W_{ij}$  – spatiale vektorer i matrisen, ein får verdien 1 dersom  $i$  og  $j$  har felles grense, og 0 ellers.

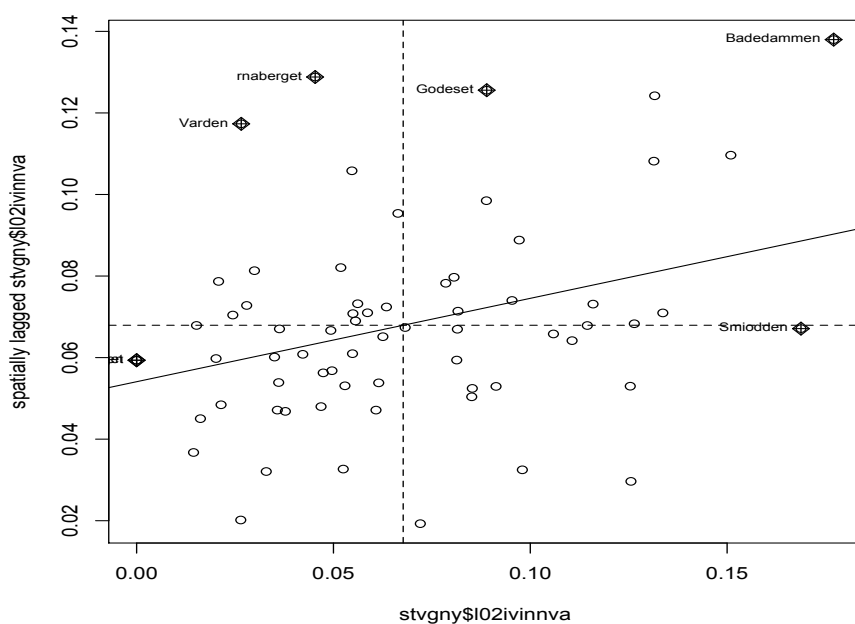
Når me reknar Moran's I brukar me statistikkprogrammet R. Arnstein Gjestland har forberedt eit sett med kodar som gjer at me kan generere eit resultat for spatial autokorrelasjon på datasetta me har for Stavanger. For å rekne spatial autokorrelasjon i statistikkprogrammet R må ein laste ned ulike pakkar. Det er Roger Bivand som har laga pakkane som me brukar, sp (versjon 1.0-6), spdep (versjon 0.5-56) og rgdal (versjon 0.8-5). Pakken spdep gir oss moglegheita til å rekne Moran's I, men for å kunne ta inn og lese informasjonen frå datasetta som ligg i shape-filene brukar me sp og rgdal.

Me har kontinuerlege variablar for ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittleg inntekt i åra 2000, 2002 og 2004, medan me i år 2006 og 2008 berre har rankvariablar for desse. Dette har gjort at koden for å rekne ut Moran's I er litt annleis dei to siste åra. I følgje Cliff & Ord (1981) vil resultatet for Moran's I når ein brukar rankvariablar ha eit gjennomsnitt lik  $-1/(n - 1)$ . Dette er det same som når ein brukar kontinuerlege variablar. Variansen når ein brukar rankvariablar kan utledast frå same formel som når ein brukar kontinuerlege variablar. Dette gjer at me kan rekne Moran's I også for rankvariablar, når ein i koden set inn `rank=TRUE`.

Når me set variabel  $y$  som andel ikkje-vestleg innvandring i sonene i Stavanger, får me følgjande resultat for Moran's I.

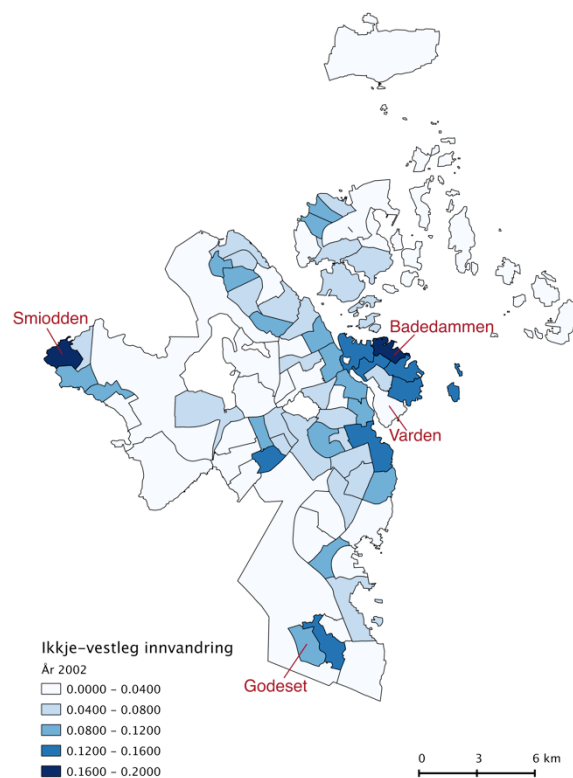
År	Moran's I – ikkje-vestleg
2000	0,2436
2002	0,2044
2004	0,2224
2006	0,2224
2008	0,2110

Tabell 9.1. Viser Moran's I for Stavanger i år 2000, 2002, 2004, 2006 og 2008, på variabelen ikkje-vestleg innvandring.



Figur 9.2. Plot som viser Moran's I for ikkje-vestleg innvandring i år 2002 for Stavanger. Plottet viser at til dømes sone "Badedammen" har høg andel av ikkje-vestleg innvandring (vertikalakse) og mange nabosoner som også har høg andel ikkje-vestleg innvandring (horisontalakse).

Som Tabell 9.1 viser har Moran's I endra seg over tid. Det er positiv spatial autokorrelasjon mellom sonene på variabelen ikkje-vestleg innvandring. Dette vil seie at det er ein svak tendens til at ei sone med høg andel av ikkje-vestlege innvandrarar, har nabosoner som også har ein høg andel av ikkje-vestlege innvandrarar. Resultatet samsvarer godt med det som er illustrert i Figur 6.2, på side 37. Figur 9.2 viser plot av sonene etter kor stor andel ikkje-vestleg innvandring som er i den aktuelle sonen, og etter kor stor andel ikkje-vestleg innvandring det er i nabosonene til den aktuelle sonen.



*Figur 9.3. Kart over Stavanger som viser nokon av sonene som er namngjeve i plottet for Moran's I for år 2002.*

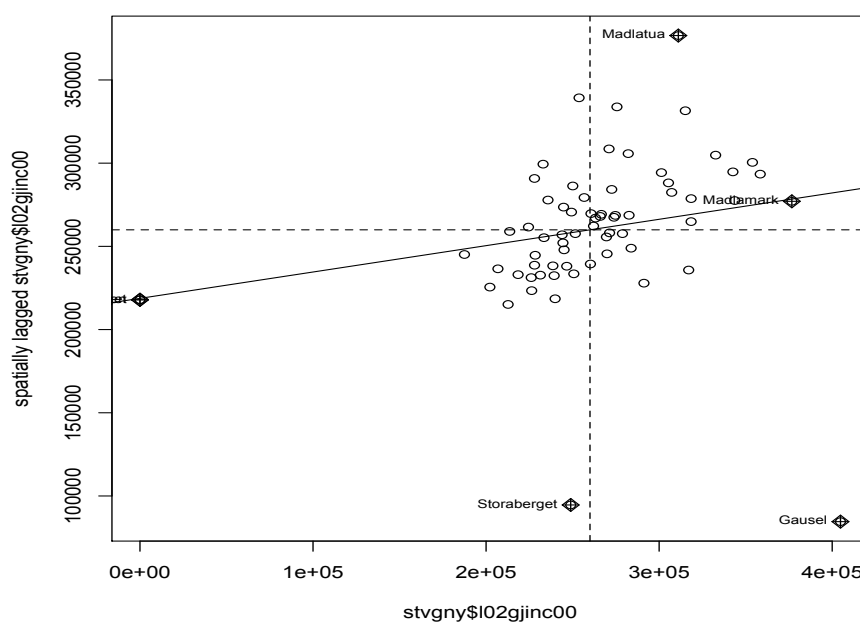
Figur 9.3 viser eit kart over Stavanger, der me har namngitt dei same sonene som i Figur 9.2. Sonen "Badedammen" er plottet i firkanten oppe til høgre i diagrammet i Figur 9.2. I denne firkanten ligger sonene som har høg andel av ikkje-vestleg innvandring og som har nabosoner med høg andel ikkje-vestleg innvandring. "Badedammen" ligg øvst i firkanten, det vil seie at det er denne sonen som har høgast andel av ikkje-vestleg innvandring, samt flest naboar som også har høg andel av ikkje-vestleg innvandring. Figur 9.3 viser kvar "Badedammen" ligg i Stavanger, og det er merka av for kor stor andel av ikkje-vestleg innvandring som er i sonen og nabosonene. Me ser at "Badedammen" har mellom 16 – 20 prosent ikkje-vestleg innvandring, og at andelen i nabosonene er 12 – 16 prosent. Sonen "Varden" ligg derimot i firkanten øvst til venstre, der sonene har liten andel av ikkje-vestleg innvandring, men har nabosoner med høg andel av ikkje-vestleg innvandring. Figur 9.3 viser at "Varden" har mellom 0 – 4 prosent ikkje-vestleg innvandring, og at nabosonene har høgare andelar av ikkje-vestleg innvandring.

Når me set variabel  $y$  som gjennomsnittsinntekt i sonene i Stavanger, får me følgjande resultat for Moran's I.

År	Moran's I – gjennomsnittsinntekt
2000	0,3606
2002	0,1583
2004	0,3890
2006	0,3422
2008	0,2548

Tabell 9.2. Viser Moran's I for Stavanger i år 2000, 2002, 2004, 2006 og 2008, på variabelen gjennomsnittsinntekt.

Tabell 9.2 viser at me i alle åra får positive verdiar for Moran's I. Dette vil seie at det er positiv spatial autokorrelasjon, sjølv om denne varierer ein del i åra. Den er høgast for år 2004, som vil seie at det her var høgast tendens til at soner med høg gjennomsnittsinntekt hadde nabosoner som også hadde høg gjennomsnittsinntekt. Motsett var det ein tendens til at soner med låg gjennomsnittsinntekt hadde nabosoner med låg gjennomsnittsinntekt.



Figur 9.4. Plot som viser Moran's I for gjennomsnittleg inntekt i år 2002 for Stavanger. Plottet viser at til dømes sonen "Madlatua" har høg gjennomsnittleg inntekt (vertikalakse) og mange nabosoner som også har høg gjennomsnittleg inntekt (horisontalakse).

Figur 9.4 viser eit plot av sonene i Stavanger, der vertikalaksen representerer den gjennomsnittlege inntekta i den aktuelle sonen, og horisontalaksen representerer den gjennomsnittlege inntekta i nabosonene. Sona "Madlatua" har relativt høg gjennomsnittleg inntekt, og har mange nabosoner som også har høg gjennomsnittleg inntekt. "Gausel" ligg i firkanten nedst til høgre, som vil seie at den har høg gjennomsnittleg inntekt, og nabosoner med låg gjennomsnittleg inntekt. Denne sona hamnar her ettersom den grensar til soner som er ufordelte, som vil seie at det ikkje er inntekt i denne sona. Dette viser noko av problematikken som kjem av støy i datamaterialet, jf. avsnitt 5.1, på side 32. Ei mogleg tilnærming er å kutte observasjonen for "Gausel", som ein "outlier" i datamaterialet. Utan observasjonen for "Gausel" ville truleg resultata gjeve noko sterkare spatial autokorrelasjon. Det er grunn til å tru at observasjonen for "Gausel" har ein viss innflytelse på hellinga til regresjonslinja i Figur 9.4, ved at den reduserer hellinga på linja og gjer eit svakare estimat på spatial autokorrelasjon. Me har midlertidig ikkje hatt tilstrekkeleg tid til å gå nærare inn på problematikken knytt justering av "outliers" og denne typen støy i datamaterialet.

Resultata for Moran's I viser tendensar til at soner med høg gjennomsnittleg inntekt er klumpa saman, og at soner med høg andel ikkje-vestleg innvandring er klumpa saman. Dette kan me forsøke å forklare ved hjelp av Schelling-mekanismar, men det kan også tenkjast at det er påverka av bustadmarknaden og budsjettbetingelsen til innbyggjarane. Me skal i kapittel 11 studere bustadmarknaden i Stavanger for å betre gjere greie for dette.

## **10 Bid-rent – ein modell på kor ulike inntektsgrupper buset seg**

I litteraturen for regionalvitenskap der ein har undersøkt korleis busettingsmønster i storbyar artar seg, har ein kome fram til fleire modellar som illustrerer dette når ein ser på skilnadar i inntektsnivå. Desse kallast bid-rent modellar. Bid-rent modellane er monosentriske, som vil seie at dei berre har eitt sentrum. Modellane gjer forenklingar ved å dele befolkninga inn i eit lite antal grupper basert på inntektsnivå. Gruppene er heterogene med omsyn på inntekt, utdanning og preferansar (McCann, 2001 : 110).

Modellen me ser på er ofte kalla den klassiske bid-rent modellen. Her splittar ein befolkninga i tre grupper; låginntekt, middels inntekt og høginntekt. Dei med lågast inntekt blir antatt å ha sterkast etterspørsel for å bu nær sentrum, på grunn av pendleutgifter og budsjettvurderingar.

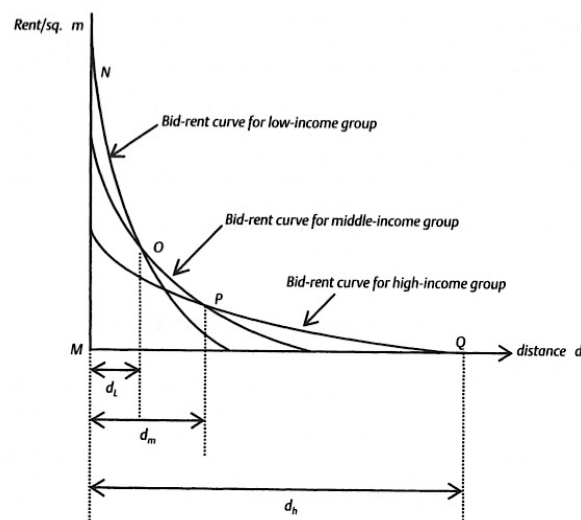


Gruppa med høginntekt har moglegheit til å ta på seg høge pendlarkostnadar, og ein antar at dei ønskjer å busette seg utanføre bykjernen, der dei også kan okkupere større areal.

Fleire føresetnadar for modellen er at

- all sysselsetting er konsentrert i bykjernen
- leigeprisar avtar med aukande avstand frå sentrum på grunn av pendlekosnadar
- areal er homogent og gitt
- husholdningane maksimerar nytte gjennom konsum av areal og andre goder
- “landlords” eig areal som blir leigd ut til den med høgast betalingsvilje
- areal kan substituerast mot andre goder
- for ei gitt inntekt vil nytten vere høgare, jo lågare arealprisen er
- konkurranse mellom husholdningar vil drive leigeprisen ned til eit nivå som svarer til at nettonytte er lik 0

Når me nyttar denne modellen for å sjå på busettinga i Stavanger, bryt mange av desse forenklingane med det som er tilfellet her. Likevel kan det illustrere eit godt poeng.



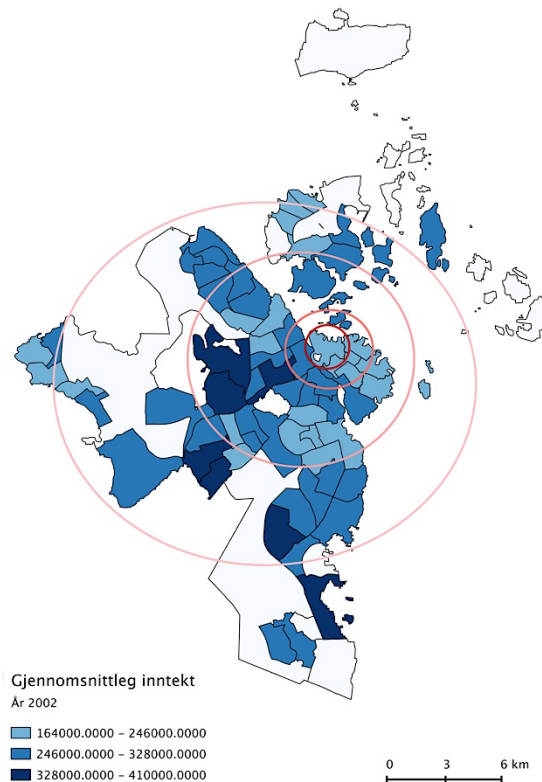
Figur 10.1. Bid-rent kurve. Figuren viser tre kurver som representerer dei tre ulike inntektsgruppene. Bykjernen er origo i figuren (M). Horisontalaksen angir avstand frå bykjernen, og vertikalaksen viser leigepris per kvadratmeter.

Figur 10.1 viser korleis tre ulike inntektsgrupper busett seg i forhold til bykjernen. Kvar gruppe har ei eiga kurve, og når alle kurvene er satt saman, får me ei felles kurve kalla omhylningskurva. Denne kjem fram ved å trekje ei linje på dei kurvene som ligg lengst ute. Det vil seie at nærast origo er det låginntektsgruppa som bidrar til omhylningskurva, i midten

har me gruppa med middels inntekt, og lengst fra bykjernen er det høginntektsgruppa som bidrar. Omhylningskurva er konveks, og fortel oss om prisen på areal som avtar med aukande avstand frå sentrum.

Som nemnt er det fleire modellar som illustrerer busettingsmønsteret i storbyar. Bid-rent modellen for finansbyar deler befolkninga i fire grupper, i stedet for tre grupper som i den klassiske modellen. Desse gruppene er; unge rike, låginntekt, middels inntekt og dei rike etablerte. Busettingsmønsteret blir dermed litt annleis enn i den klassiske modellen, då låginntektsgruppa blir pressa til utkanten av bykjernen, og dei unge nyrike er busett innerst nærast sentrum. I modellen er det argumentert for at denne gruppa har størst etterspørsel etter å vere nær arbeidsplassen og andre urbane tilbod. Ein annan bid-rent modell illustrerer ghettodanningar, der befolkninga er delt i dei same tre gruppene som for den klassiske modellen. I mange byar kan bykjernen, der låginntektsgruppa er busett, vere forfallent og ha høg grad av kriminalitet. På grunn av inntekt har ikkje låginntektsgruppa moglegheit til å flytte ut frå bykjernen, medan gruppene med middels inntekt og høg inntekt kan ta seg råd til høgare pendlarkostnader. Difor oppstår det eit område der ingen er busett, og låginntektsgruppa er atskilt frå dei to andre gruppene.

Når me samanliknar slike resultat med busettingsmønsteret i Stavanger, brukar me eit kart som gir oss informasjon om kvar ulike inntektsgrupper bur i byen.



*Figur 10.2. Kart over Stavanger som viser inndeling i soner og tilhørende inntektsnivå (samme kart som vist i Figur 8.2a, på side 51). Området som er markert med rødt er sentrum, dei lysare ringane rundt sentrum er avstandar frå bykjernen.*

Figur 10.2 viser gjennomsnittsinntekt i dei ulike sonene. Me definerer tre inntektsgrupper på grunnlag av dette. Dei kvite sonene er ufordelte, og det er dermed ingen inntekt knytta til sonene. Desse tar me ut av vurderinga, og ser berre på dei tre andre inntektssonene. Av Figur 10.2 har me tre ulike inntektsgrupper. Sonene med låginntekt er markert med lysblå og har ei inntekt mellom 164 000 og 246 000 kroner i året. Soner med middels inntekt har ei inntekt mellom 246 000 og 328 000 kroner i året, og er markert med mellomblå farge.

Høginntektssoner definerer me dermed som dei med ei inntekt mellom 328 000 og 410 000 kroner i året. Desse sonene er markert i kartet med mørkeblå farge.

Som me ser i Figur 10.2, er det låginntektsgruppa som bur midt i bykjernen som er markert med rødt. Me definerer avstand  $d_i$  som sonene som grensar til bykjernen, dette er vist i Figur 10.2 som ring nummer to rundt sentrum. Sonene som grensar til bykjernen har både låginntektsgrupper og middels inntektsgrupper. Dette samsvarer med det som er lagt til grunn i bid-rent modellen, når me ser på kurvene til desse to gruppene i Figur 10.1.

Omhylningskurven derimot viser tydeleg at det berre er låginntektsgruppa som bur i avstand  $d_l$  frå sentrum (M). Som nemnt tidlegare vil ikkje alle føresetnadane stemme overeins med verkelegheita. Tenkjer me på forenklinga om at bustadar blir leigd ut til dei med høgast betalingsvillighet, kan me sjå at mangel på informasjon om leigetakarar kan føre til at denne forenklinga ikkje blir oppfylt. Det er ikkje sikkert at ein har oversikt over kva alle potensielle leigetakarar vil betale, og dermed leiger ein ut til den første som kan møte “landlordens” krav. Dermed kan dette føre til at også dei med middels inntekt bur i  $d_l$  avstand frå sentrum.

Avstand  $d_m$  frå sentrum definerer me som ring nummer tre rundt sentrum. Ifølgje omhylningskurva skal dei med middels inntekt vere busett her. I Figur 10.2 har me at det også her er soner med både låginntekt og middelsinntekt, samt ein del soner med høginntekt. Sonene i avstand  $d_m$ , der dei med høginntekt har busett seg, kan vere populære bustadsområde som vil gjere arealprisen høgare enn det modellen tilseier. Det vil seie at det kan vere eit brudd på føresetnaden om at arealprisar vert redusert med aukande avstand frå sentrum. Det kan også vere at areal ikkje er homogent, og nokre område framstår som meir attraktive enn andre.

Noko av forklaringa til kvifor ein får at område er busett av andre grupper enn det bid-rent modellen tilseier, kan vere historisk. Det vil seie at det er enkelte område som tidlegare har vore attraktive, og at denne tradisjonen framleis står sterkt hos dei som vel å busetje seg her. Døme på eit slikt område kan vere Eiganes, som er busett av høginntektsgruppa. I følgje bid-rent modellen er dette eit område som ligg i sirkelen der gruppa med middels inntekt skulle vore busett. Dette området var frå gammalt av populært, då det låg i utkanten av sentrum. Her hadde ein kort veg til det ein trengte i tider utan bil, og likevel budde ein eit stykke frå den travle kvardagen i bykjernen.

Den største ringen, ring nummer fire rundt sentrum, angir avstand  $d_h$ . Ifølgje modellen skal høginntektsgruppa vere busett i dette området. Dette er ikkje tilfellet når me ser på kartet i Figur 10.2. Her ser det ut for å vere størst andel av soner med middels inntekt, nokon soner med høginntekt og ein liten del med låginntektssoner.

Det er ikkje alt med busettingsmønsteret i Stavanger som stemmer overeins med bid-rent modellen. Nokre av forenklingane er sannsynlegvis litt av forklaringa på dette. Likevel ser me enkelte tendensar i Figur 10.2 som me kan knytte til dei mekanismane som bid-rent modellen

illustrerer. Blant anna ser me tydeleg at høginntektsgruppene er busett eit stykke frå bykjernen, og nærast sentrum er det flest soner med låginntekt. Dermed kan bid-rent modellen vere ei nyttig referanseramme, til tross for at ein har fleire avvik mellom føresetnadane og verkelegheita.

### ***10.1 Frå ein monosentrisk modell til to sentrum***

I ein klassisk bid-rent modell med eitt sentrum antar ein at arbeidsmarknaden ligg i bykjernen. Studerer me Stavanger finn me at det er store industriområde utanføre sentrum som representerer ein stor arbeidsmarknad. Osland & Thorsen (2008) opnar for at det kan finnast ein arbeidsmarknad også utanføre sentrum. Deira fokus er hovudsakleg bustadprisar, der dei set spørsmål ved om bustadprisar framleis har ein negativ samanheng med aukande avstand frå sentrum, når ein tek omsyn til ein arbeidsmarknad utanføre bykjernen.

Figur 10.2 viser avstandar frå bykjernen. I den ytste ringen, avstand  $d_h$ , skulle det etter bid-rent modellen vore busett flest med høg inntekt. Som det kjem fram av figuren, er det busett ein større andel av gruppa med middels inntekt i dette området. Når me har opna for at arbeidsmarknaden også kan ligge utanføre bykjernen, er det naturleg å trekkje inn Forus som ein slik marknad. Forus ligg heilt sør i Stavanger. Her finn ein eit stort industriområde med mange bedrifter innan blant anna oljenæringa. Området har også urbane tilbod som store kjøpesenter, noko som gjer at ein kan kalle dette eit anna sentrum i Stavanger. Dette kan bidra til ei klarare forståing av busetjingsmønsteret til dei ulike inntektsgruppene. Busetjing blir eit val mellom nærleik til arbeidsmarknad og tilgjengelegheit til sentrum. Ved å busetje seg nær sentrum vil dei som har sin arbeidsplass på Forus ha pendlekostnadar. Noko av årsaka til det mønsteret me ser i Figur 10.2 kan vere på grunn av at ein vil unngå pendlekostnadar, og at ein heller føretrekk nærleik til arbeidsmarknaden framføre dei urbane tilboda som bykjernen gir.

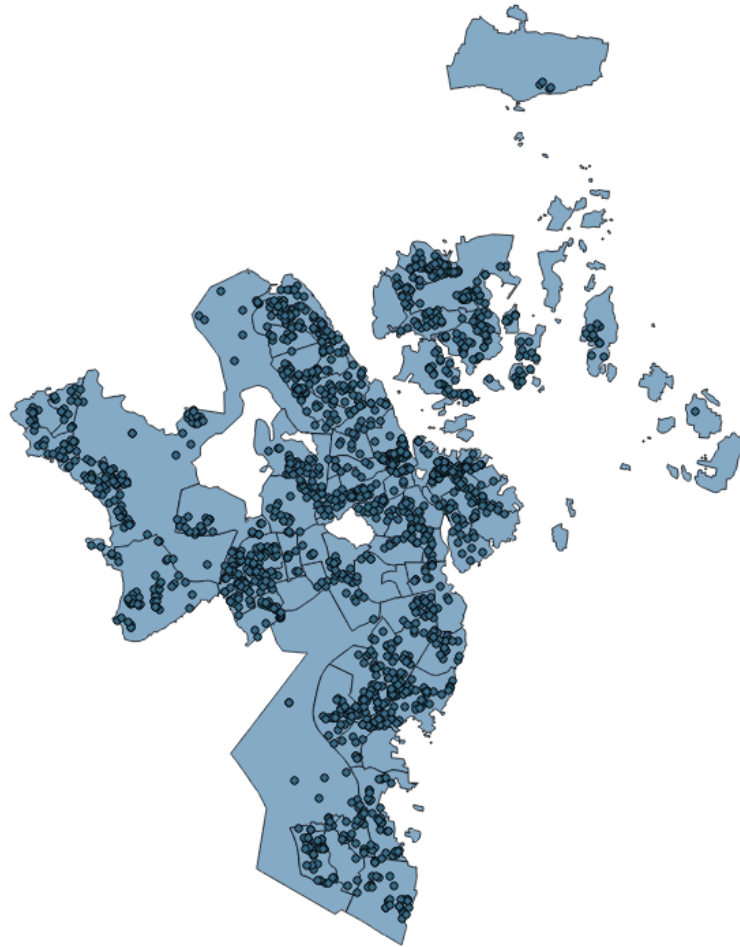
Det er ofte ein tendens til at bustadprisar blir redusert når avstand til sentrum aukar. I monosentriske modellar argumenterer ein for dette ved at ein får større avstand både frå arbeidsplassen, og urbane tilbod. Når store delar av arbeidsmarknaden ligg utanføre sentrum, vil dette truleg påverke korleis bustadprisane varierer. Ifølgje Osland & Thorsen (2008) er nærleik til arbeidsmarknad ein del av forklaringa til korleis bustadprisar varierer. Ved å ta inn eit tilgjengelighetsmål for arbeidsmarknaden finn dei at dette påverkar bustadprisane signifikant, som ei tilleggsforklaring til avstand frå sentrum.

Korrelasjonen mellom ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittsinntekt er negativ. Det vil seie at det er ein samvariasjon mellom soner med låg gjennomsnittsinntekt og høg andel ikkje-vestleg innvandring. Dersom me studerer Figur 8.2b, på side 51, ser me at sonene nær Forus har relativt høg andel ikkje-vestleg innvandring og høg gjennomsnittleg inntekt. Ei forklaring til kvifor det er slik kan vere at enkelte i gruppa av ikkje-vestlege innvandrarakar kan vere arbeidsinnvandrarakar som er tilsett i til dømes oljeindustrien, og som ønskjer nærleik til arbeidsmarknaden. Dette kan gjenspeile at gjennomsnittsinntekta i dette området er relativt høg. Dersom me hadde disaggregert variabelen ikkje-vestleg innvandring, hadde me gjerne som nemnt tidlegare funnet stor variasjon i undergruppene. Det er mogleg at me kunne funne eit resultat der arbeidsinnvandrarakar var meir konsentrerte i soner nær Forus, heller enn nær bykjernen.

## **11 Bustadmarknad**

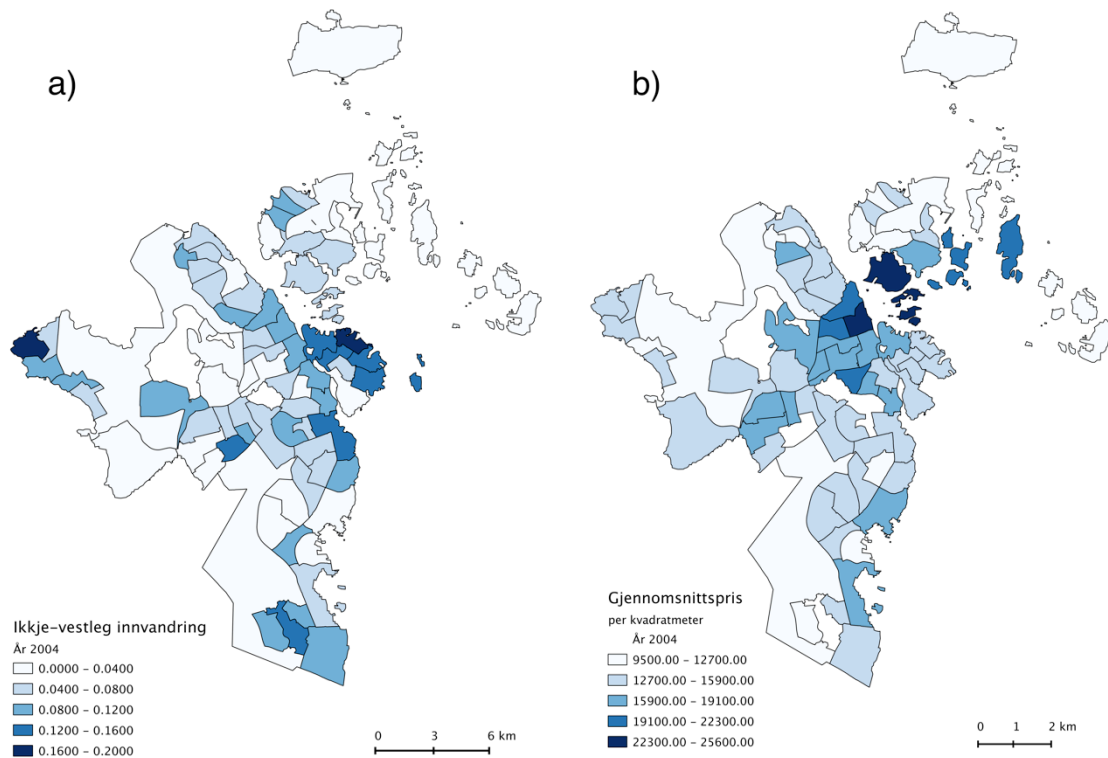
Til no har me studert busetjingsmønsteret i Stavanger og undersøkt om dette kan forklarast ved segregeringstendensar. Mønsteret me har observert har me prøvd å knytte til Schelling-mekanismar og me har rekna på segregeringsindeksar for å måle i kor stor grad Stavanger er segregert. Vidare har me argumentert for at det finst fleire faktorar som påverkar busetjingsmønsteret, og som kan vere årsaker til klumping. Bustadprisar kan vere ein viktig faktor for kvar folk vel å busetje seg. Dermed kan ein spørje seg om det er Schelling-mekanismar og eventuelle observerte segregeringstendensar som er årsak til korleis folk er busette, eller om det er bustadmarknaden som påverkar busetjingsmønsteret.

Datamaterialet me brukar for å studere bustadmarknaden er basert på observasjonar av selde bustader i sonene i Stavanger, der ein har rekna gjennomsnittleg kvadratmeterpris frå desse. Figur 11.1 viser kart over Stavanger saman med eit plott for observasjonar for selde bustader i sonene. Ideelt sett skulle me hatt data for eit større geografisk område, ettersom det gjerne ikkje er tilstrekkeleg variasjon internt i Stavanger kommune. Me har gjort det beste ut av det datamaterialet me har, og ser at det likevel kan bidra til å forklare årsaker til busetjingsmønsteret i Stavanger.



*Figur 11.1. Kart over Stavanger som viser alle observasjonar brukt til å rekne gjennomsnittleg kvadratmeterpris for selde bustader.*

Ettersom me fann at korrelasjonen for ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittleg inntekt var svakt negativ, kan det vere rimeleg å tru at det er ein tendens til at soner med låge bustadprisar også har ein høg andel ikkje-vestleg innvandring.



*Figur 11.2a. Andel ikkje-vestleg innvandring i sonene i Stavanger. Figur 11.2b. Gjennomsnittspris per kvadratmeter i sonene i Stavanger.*

Figur 11.2a og 11.2b viser korleis fordelinga mellom andel ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittleg kvadratmeterpris er i sonene. Når me reknar korrelasjonen mellom desse variablane får me  $-0,21$ . Det er altså ein svak negativ samvariasjon mellom andel ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittleg kvadratmeterpris i ei sone. Me ser av Figur 11.2a og 11.2b at soner med høg andel ikkje-vestleg innvandring er soner som har relativt låge bustadprisar. Derimot ser me også at det er mange soner som har låg andel ikkje-vestleg innvandring som ligg på same bustadprinsnivå. Figur 11.2a og 11.2b gjenspeglar dermed den svakt negative korrelasjonen.



Variabel	Gjennomsnittspris per m <sup>2</sup>
Ikkje-vestleg innvandring	-0,21
Gjennomsnittsinntekt	0,28
Valdsdømde	-0,26
Narkotikadømde	0,12
Promilledømde	0,08
Sosialhjelp	-0,04

Tabell 11.1. Viser korrelasjonar mellom gjennomsnittspris per kvadratmeter og ulike variablar.

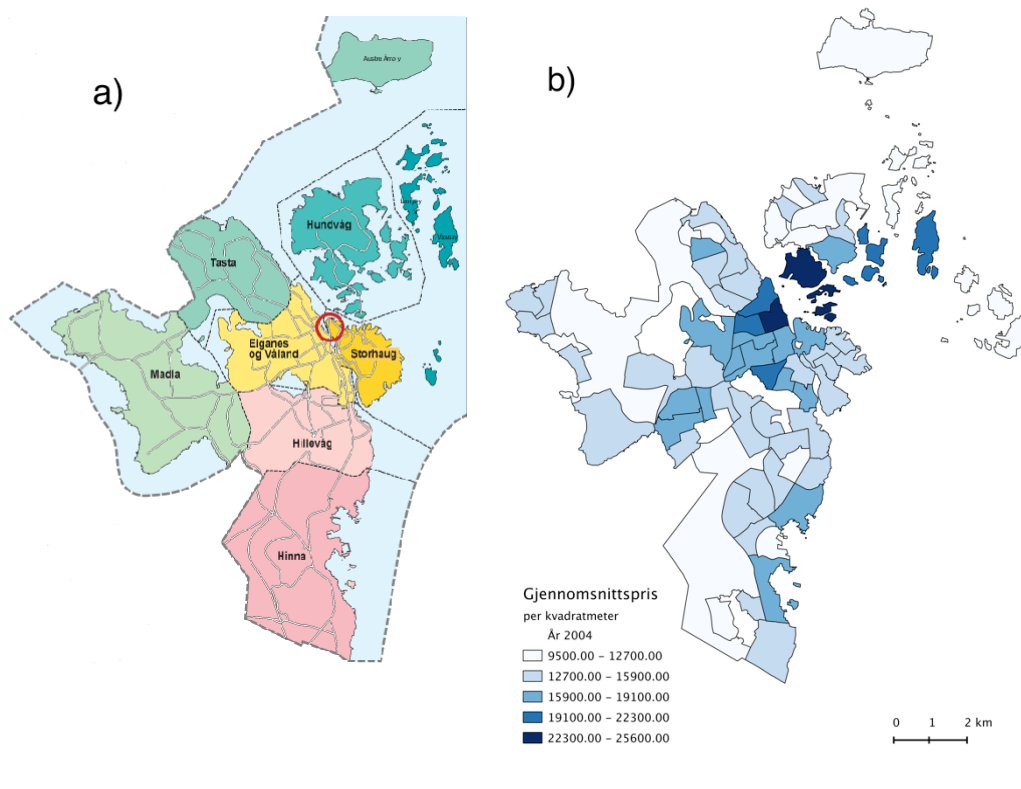
Når me reknar korrelasjonar mellom andel ikkje-vestleg innvandring og andel som er dømde i valdsaker, narkotikasaker og promillesaker finn me at desse er positive. Det kan vere naturleg å tenkje at desse variablane vil variere negativt når ein testar det mot gjennomsnittleg kvadratmeterpris. Det vil seie at det er mindre valdsdømde, narkotikadømde og promilledømde, dess høgare bustadprisar i sonene. Tabell 11.1 viser at denne hypotesen ikkje stemmer heilt. Det er ein tendens til at soner med høge bustadprisar er rangert lågt med omsyn på antal valdsdømde. Medan det er ein svak positiv samvariasjon når ein ser på narkotikadømde og promilledømde opp mot variabelen gjennomsnittleg kvadratmeterpris. Generelt er det ikkje sterke samanhengar i Stavanger mellom gjennomsnittleg kvadratmeterpris og samtlege variablar som me har testa, som viser at det er lite variasjonar internt i kommunen.

Figur 11.2b viser at det er få soner som fell innanføre gruppa for høgast gjennomsnittleg kvadratmeterpris. Dei fleste av sonene har middels gjennomsnittleg kvadratmeterpris, som vil seie at dei ligg mellom 12 700 og 19 100 kroner per m<sup>2</sup> i år 2004. Dei sonene som har lågast kvadratmeterpris er ufordelte soner. Det er eitt område som skil seg ut som eit ”dyrt strøk”, der me finn nokre få mørkeblå soner med høg gjennomsnittleg kvadratmeterpris. Dette er spesielt sonene ”Bjergsted” og ”Buøy”, jf. Figur 6.1, på side 35. Ser me på det same området i Figur 11.2a viser det seg at det her er låg andel ikkje-vestleg innvandring. Til venstre i Figur 11.2a i sona ”Smiodden”, har me eit område med høg andel ikkje-vestleg innvandring, som tilsvarende har låg gjennomsnittleg kvadratmeterpris som Figur 11.2b viser. Me ser dermed at det er nokre få område som støttar vår hypotese om at det er ein tendens til at det er høge andelar ikkje-vestleg innvandring i område med relativt låge bustadprisar. Den svake negative

korrelasjonen kjem nok av at dei fleste sonene har relativt små forskjellar i pris, sjølv om det er variasjon i andel ikkje-vestleg innvandring.

Theil-indeksen og ulikhetsindeksen indikerer begge at Stavanger er meir segregert på sonenivå enn på bydelsnivå. Figur 11.2b viser generelt små variasjonar i gjennomsnittleg kvadratmeterpris mellom sonene, medan Figur 11.2a viser at busetjingsmønsteret til ikkje-vestlege innvandrarar ikkje er jamnt fordelt. Det kan tyde på at bustadprisar ikkje har ein like stor påverknadskraft på busetjingsmønsteret på sonenivå som me i utgangspunktet hadde trudd, men dette kan også skuldast at det er relativt små variasjonar i kvadratmeterprisar. Det faktum at det er ein nokså svak negativ korrelasjon mellom desse variablane kan støtte denne tanken. Kan det vere slik at Schelling-mekanismar bidrar til ei betre forklaring av segregeringstendensane på sonenivå enn det bustadmarknaden gjer?

Det hadde vidare vore interessant å studere bustadmarknaden på bydelsnivå, og korleis samvariasjonen med ulike variablar ville vore. Diverre er det slik at det ikkje er innanføre tidsramma vår å aggregere data til bydelsnivå. Ved å studere Figur 11.2a og b kan me likevel gjere oss ei forsiktig oppfatting av korleis enkelte variablar samvarierer med bustadprisane.



Figur 11.3a. Stavanger inndelt i sju bydelar. Figur 11.3b same som Figur 11.2b.

Dersom ein ser på Stavanger inndelt i bydelar, kan ein ved å studere det same kartet med omsyn på bustadprisar, sjå enkelte tendensar til at nokre bydelar er meir attraktive enn andre. Med attraktive meiner me at bustadprisane er høgare enn i andre bydelar. Figur 11.3b viser at området som tilsvarar bydelen “Eiganes og Våland”, samt delar av bydelen “Hundvåg”, generelt har høgast gjennomsnittleg kvadratmeterpris. Når me reknar korrelasjonar på bydelsnivå finn me at samvariasjonen mellom innvandring og gjennomsnittleg inntekt er sterkt negativ. Det er ein forskjell frå sonenivå, der korrelasjonen mellom ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittleg inntekt er svakare. Dette kan tyde på at korrelasjonen mellom ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittleg kvadratmeterpris på bydelsnivå truleg er sterkare enn det me fann på sonenivå. Resultata me finn ved utrekning av isolasjonsindeksen kan vere med på å støtte dette resonnementet, ettersom me her finn at det var større segregeringstendensar på bydelsnivå enn på sonenivå. Bustadmarknaden kan dermed vere ei forklaring til kvifor me får dette resultatet. Resultata på bydels- og sonenivå var midlertidig basert på ulike definisjonar av innvandrargruppene, noko som gjer det vanskelegare å samanlikne. Ei hypotese det likevel kan vere interessant å jobbe vidare med, er om det finst ein tendens til at ikkje-vestleg innvandring er konsentrert i bestemte bydelar, der noko av bakgrunnen er skilnadar i bustadprisar mellom bydelane.

## 12 Konklusjon

I denne oppgåva har me studert moglege årsaker til ulike segregeringstendensar i Stavanger. Ved å rekne ulikhetsindeksen, Theil-indeksen og isolasjonsindeksen for Stavanger, har me sett tal på segregeringstendensar som finst her. Det viser seg at resultata for indeksane er relativt låge, som vil seie at det ikkje er mykje segregering i Stavanger. Derimot fann me at utviklinga er stigande, i dei indeksane som kan samanliknast over tid. Stigninga er svak, men det peikar likevel mot eit meir segregert Stavanger.

I arbeidet med indeksane har me analysert resultat både på bydelsnivå og sonenivå. Her var det ulik grad av segregering. Ulikhetsindeksen og Theil-indeksen viste at det er tendensar til at Stavanger er meir segregert på sonenivå enn på bydelsnivå. Isolasjonsindeksen viste motsett resultat, at det er meir segregering på det aggregerte nivået. I tolkinga av desse resultata har me forklart at delar av desse skilnadane truleg har oppstått som følge av dataproblematikk. Eit anna problem som kan oppstå ved samanlikning av ulike aggregerte nivå i ein geografi er MAUP. Det kan vere vanskeleg å vite kva resultata ville vist om ein

hadde teke høgde for desse faktorane. På grunn av tidsperspektivet for denne oppgåva har me ikkje hatt moglegheit til å gjere noko meir enn å nemne desse problema. Derimot har me diskutert kva som kan skuldast dei skilnadane me har funne, dersom desse hadde vore reelle og samanliknbare. Ved å nytte Schelling-modellen som argumentasjonsgrunnlag, har me prøvd å forklare kvifor det kan vere slik at Stavanger er meir segregert på sonenivå. Me har studert om bustadmarknaden kan vere ei meir medverkande årsak til kvifor isolasjonsindeksen indikerer at Stavanger er meir segregert på bydelsnivå. For å prøve å seie kva som er det mest korrekte biletet på segregeringstendensane i Stavanger, har me undersøkt kva tidlegare litteratur seier om bruken av desse indeksane. Me har likevel ikkje kunne dra ein eintydig konklusjon, ettersom indeksane dekker ulike område ved segregering.

Utviklinga i ulikhetsindeksen og Theil-indeksen viste som nemnt, at Stavanger sakte går mot segregering. Me har gjort eit poeng ut av at denne utviklinga kan sjåast i samheng med Schelling-mekanismar. Ved å studere kart over Stavanger, har me sett at nokre få soner har store andelar ikkje-vestleg innvandring. Dersom dei ikkje-vestlege innvandarane har sterke preferansar med omsyn til naboar, kan dette vere ei årsak til kvifor busetjingsmønsteret i Stavanger har blitt meir segregert. Dette er ei forsiktig forklaring av utviklinga, og me har vidare studert andre faktorar som kan påverke busetjingsmønsteret, for å kunne gi eit meir heilskapleg bilete.

For å finne samhengar mellom ikkje-vestleg innvandring og ulike sosioøkonomiske faktorar har me rekna korrelasjonar på dette. Dette har bidradd til å kaste lys over om det er Schelling-mekanismar eller bustadmarknaden som styrer segregeringstendensar i Stavanger. Det viser seg at det er svært små tendensar til at gjennomsnittleg inntekt er låg i soner med høg andel ikkje-vestleg innvandring. Ved å finne Gini-koeffisienten for Stavanger, finn me også at inntektsfordelinga her er svært jamn. Vidare har me studert korrelasjonar mellom ikkje-vestleg innvandring og utdanningsnivå. Samvariasjonen mellom lågutdanning og ikkje-vestleg innvandring er sterkt positiv, medan den er svakt negativ mellom høgutdanning og ikkje-vestleg innvandring. Forutsett at det ikkje er andre årsakssamhengar som forklarar forholdet, hadde ein trudd at desse skulle vere motsett av kvarandre. Me påpeikar at noko av denne variasjonen kan komme av at gruppa ikkje-vestleg innvandring truleg er heterogen, og dersom me hadde disaggregert denne gruppa, ville gjerne resultata vore meir nyanserte. Årsakssamhengar vil som regel vere ein del av forklaringa, men det ville vore interessant å studere desse samvariasjonane ved bruk av disaggregerte grupper av ikkje-vestleg

innvandring. Korrelasjonen mellom ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittleg inntekt ville truleg også vist meir nyanserte resultat ved bruk av ei meir disaggregert inndeling. Berekning av Moran's I viste at det er positiv spatial autokorrelasjon i Stavanger, både med omsyn til ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittleg inntekt. Det er ein tendens til at soner med høg andel ikkje-vestleg innvandring har nabosoner som også har høg andel ikkje-vestleg innvandring. Utviklinga frå år 2000 til år 2008 er svært svak og negativ. Det går likevel i motsett retning av utviklinga i segregeringsindeksane. Det kan tenkast at utviklinga i Moran's I kan komme av at ikkje-vestlege innvandrarak er blitt meir konsentrert i éi sone. Det vil seie at nabosonene har fått mindre andel ikkje-vestleg innvandring, som gjer at resultatet for Moran's I blir lågare, og området er blitt meir segregert. Dersom dette er tilfellet, vil det samsvare med utviklinga i segregeringsindeksane. For gjennomsnittleg inntekt finn me inga systematisk utvikling i spatial autokorrelasjon. Moran's I er positiv for alle åra, men den varierer frå år til år. Det er ein tendens til at soner som har høg gjennomsnittleg inntekt, også har nabosoner med høg gjennomsnittleg inntekt.

Me har argumentert for at bustadmarknaden kan vere ein viktig faktor for å forklare busetjingsmønster i Stavanger. Korrelasjonen mellom ikkje-vestleg innvandring og gjennomsnittleg kvadratmeterpris på sonenivå viste seg å vere negativ. Me ser dette i samanheng med korrelasjonen for gjennomsnittleg inntekt på sonenivå, som også var negativ. Det er ein svak tendens til at område med høg andel ikkje-vestleg innvandring generelt har låge bustadprisar. På bydelsnivå hadde me ikkje data for bustadprisar, men me har gjort oss opp nokre tankar om korleis resultatata truleg kunne vore. Ved å studere kartillustrasjonar for bydelar og bustadprisar, samt at korrelasjonen for gjennomsnittleg inntekt var ein del høgare på bydelsnivå, tenkjer me at skilnad i bustadprisar mellom bydelar truleg er høgare enn mellom soner. Difor argumenterer me for at Schelling-mekanismar best kan forklare busetjingsmønsteret me ser på sonenivå, medan bustadmarknaden har meir påverknadskraft på bydelsnivå. Det kjem av at korrelasjonar mellom ikkje-vestleg innvandring, sosioøkonomiske faktorar, og bustadprisar varierer i liten grad systematisk likt på sonenivå. Dette gjer ein indikasjon på at segregering på sonenivå hovudsakleg er styrt av preferansar heller enn bustadprisar. Når me har undersøkt korrelasjonar på bydelsnivå har datatilgangen berre gjeve oss moglegheit til å finne samvariasjonen mellom innvandring og sosioøkonomiske faktorar, men ikkje bustadprisar. På grunn av at alle korrelasjonane på bydelsnivå var sterkare enn på sonenivå, har me forklart at det er mogleg at samvariasjon mellom desse variablane og bustadmarknaden også er sterkare. Frå kartillustrasjonar har me

også sett at det kan vere ein større variasjon i bustadprisar mellom bydelar, enn det er mellom soner. Med grunnlag i desse observasjonane gjer me ei forsiktig tolking i retning av at segregeringstendensar på bydelsnivå kan best forklarast av bustadprisar og budsjettbetingelsar.

Resultata i oppgåva har ikkje ført til at me kan trekkje ein endeleg konklusjon.

Problemstillinga vår var kva årsaker som skapar busetjingsmønsteret i Stavanger, og om Stavanger er segregert. Årsakene som er med å forklare busetjingsmønsteret i Stavanger varierer på sonenivå og bydelsnivå. Me har funnet at det er små sosioøkonomiske skilnadar i Stavanger, og at desse til ein viss grad er knytt til busetjingsmønsteret. Vårt hovudfokus har vore på ikkje-vestleg innvandring og me har sett på sosioøkonomiske skilnadar i forhold til dette. Korrelasjonane viser tendensar til at soner med høg andel ikkje-vestleg innvandring har lågare bustadprisar, lågare utdanningsnivå og lågare gjennomsnittleg inntekt. Når me ser på sosioøkonomiske variablar i forhold til bustadmarknad er samvariasjonen midlertidig ikkje lik. Dette peikar mot at årsakene som truleg best forklarar busetjingsmønsteret på sonenivå er Schelling-mekanismar. På bydelsnivå er det vanskelegare å seie kva som har størst påverknad, men enkelte indikatorar peikar mot at bustadmarknaden er ei viktig årsak til busetjingsmønsteret her. Ved å finne ein positiv spatial autokorrelasjon sette dette oss på sporet av at det eksisterer svake segregeringstendensar, noko indeksane for segregering støttar. Likevel er det vanskeleg å seie noko om kor segregert Stavanger er, ettersom resultata var forskjellige ut frå kva nivå me studerte, samt at nokon resultat i indeksane var motstridande.

### ***12.1 Avsluttande kommentar***

Me har nemnt område som oppgåva vår ikkje dekker. For å kunne besvare problemstillinga betre, kan ein i eit vidare arbeid rekne fleire indeksar på segregering. I vår oppgåve har me berre dekkja to dimensjonar av segregering, og det ville vore interessant å undersøkt om indeksar på dei tre andre dimensjonane ville samsvart med resultata me fann. Vidare kunne dette gitt eit betre samanlikningsgrunnlag for å seie om resultata frå ulikhetsindeksen og Theil-indeksen, eller resultatet frå isolasjonsindeksen viser det mest korrekte biletet for segregeringstendensar i Stavanger. Ved å bruke tid på å rette opp i dataproblematikk ville ein gjerne fått meir eintydige resultat, som ville vore lettare å tolke. I siste del av oppgåva når me skulle studere bustadmarknaden, hadde me ikkje data på bydelsnivå. Dersom ein hadde hatt

tid til å bearbeide datamaterialet til bydelsnivå, kunne ein også fått eit større samanlikningsgrunnlag for å kunne seie noko om kva verknader bustadmarknaden har for busetjingsmønsteret i Stavanger. For eit vidare arbeid ville det også vore interessant å disaggregere gruppa for ikkje-vestleg innvandring, då ein gjerne ville fått meir nyanserte resultat her.

Eit anna perspektiv for vidare forskning kan vere å studere korleis tilbodssida for bustader er i Stavanger. I denne oppgåva hadde me berre data for einebustader. Korleis ville biletet vore med data på kommunale bustader, burettslag og leilighetskompleks? Kan plassering av kommunale bustader vere ein del av ei forklaring til årsakssamanhengar bak korrelasjonar som me har funne i denne oppgåva?

Oppgåva vår er fokusert på ein stor norsk by. Er det naturleg å tru at ein finn liknande resultat i andre norske byar? Det ville vore interessant med tilsvarande studiar og verdi på statistiske mål for andre kommunar. Dermed kunne ein samanlikna byar, som kunne vore med på å gi eit betre vurderingsgrunnlag. Vidare hadde det vore interessant å studere mindre urbane område, som landsbygda, om ein her ville funne segregeringstendensar.

## Litteraturliste

- Blom, S., (2012). Etnisk segregasjon i Oslo over to tiår [Blogginnlegg]. *Tidsskrift for velferdsforskning* 2012(4). Henta 20. februar frå <http://mombloggen.blogspot.no/2012/12/etnisk-segregrasjon-i-oslo-i-over-to.html>
- Blom, S., (2001). Økt bokonsentrasjon blant innvandrere i Oslo – er toppen nådd? *Samfunnsspeilet* 2001(2). Henta 20. februar frå 2013 <http://www.ssb.no/samfunnsspeilet/utg/200102/10.shtml>
- Card, D., Mas, A., & Rothstein, J. (2008). Tipping and the Dynamics of Segregation. *Quarterly Journal of Economics*, 123(1), 177-218. Henta 21. mars 2013 frå: <http://web.ebscohost.com/ehost/pdfviewer/pdfviewer?sid=848660cc-90d2-45de-ac08-b187fcdf8199prosent40sessionmgr113&vid=2&hid=120>
- Carter, D. K., & Lieberman, S. (1982). Temporal Changes and Urban Differences in Residential Segregation: A Reconsideration. *American Journal of Sociology*, 88(2) 296-310. Henta 04. april 2013 frå <http://www.jstor.org/stable/2779550>
- Cliff, A. D. & Ord, J. K. (1981). *Spatial Processes – Models and Applications*. London: Pion Limited
- Conceição, P. & Ferreira, P. (2000). *The Young Person's Guide to the Theil Index: Suggesting Intuitive Interpretations and Exploring Analytical Applications*. Working paper number 14.
- Denton, N. A., & Massey, D. S., (1988). The Dimensions of Residential Segregation. *Social Forces*, 67(2), 281-315. Henta 04. april 2013 frå <http://web.ebscohost.com/ehost/pdfviewer/pdfviewer?sid=92ac5df4-b680-47d0-9896-15f005b34871prosent40sessionmgr104&vid=4&hid=124>



Faiña, J. A. & López-Rodrigues, J. (2006). Objective 1 regions versus non-objective 1 regions. What does the Theil Index tell us? *Applied Economics Letters* 13(12) 815-820. doi: 10.1080/13504850500401890

Financial Management (2012). *The Data – Global equality by country (as measured by the Gini index)*. Henta 23. januar 2013 frå <http://ezproxy.hsh.no:2077/ehost/detail?vid=4&sid=930e1026-8f7c-488e-b0a4-9f90f9e88f6fprosent40sessionmgr111&hid=126&bdata=JnNpdGU9ZWhvc3QtbG12ZQprosent3dprosent3d#db=buh&AN=82353520>

Gastwirth, J. L. (1972). The estimation of the Lorenz curve and Gini index. *The Review of Economics and Statistics*, 54(3), 306-316. Henta 23. januar 2013 frå <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1937992?uid=3738744&uid=2&uid=4&sid=21101569200703>

Getis, A. (2010). Spatial Autocorrelation i M. M. Fischer & A. Getis *Handbook of Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*. doi: 10.107/978-3-642-03647-7\_14

Gjestland, A., Osland, L. og Thorsen, I. (2010). *Relationships between housing prices and commuting flows*. Artikkell presentert på European Congress of the Regional Science Association International ERSA 2010; Jönköping, 19-23 August 2010

Hammerstad, K. & Nygaard, A. (2012). Slik splitter flyttemønsteret Oslo. *NRK Nyheter*. Henta 9. januar 2013 frå <http://www.nrk.no/nyheter/norge/1.8348856>

Human Rights Service (2010). *Oslo segregeres raskt*. Hentet 27. januar 2013 frå [https://www.rights.no/filer2/Osloflytting\\_notat610.pdf](https://www.rights.no/filer2/Osloflytting_notat610.pdf)

Index Mundi (2013). *Norway Distribution of Family Income – Gini Index*. Henta 26. april frå [http://www.indexmundi.com/norway/distribution\\_of\\_family\\_income\\_gini\\_index.html](http://www.indexmundi.com/norway/distribution_of_family_income_gini_index.html)

Johannessen, A., Kristoffersen, L. & Tufte, P. A. (2011). *Forskningsmetode for økonomisk-administrative fag*. Oslo: Abstrakt.

- McCann, P. (2001). *Urban and Regional Economics*. Oxford: Oxford University Press.
- McKane A. J. & Rogers, T. (2011). A unified framework for Schelling's model of segregation. *Journal of Statistical Mechanics: Theory and Experiment*, 2011(7), 2-17. doi: 10.1088/1742-5468/2011/07/P07006
- Openshaw, S. (1984). The modifiable areal unit problem, CATMOG (Concepts and Techniques in Modern Geographi). *Geoabstracts*, vol, no, pp 40.
- Osland, L. A. & Thorsen, I. (2008). Effects on Housing Prices of Urban Attraction and Labor-Market Accessibility. *Environment and Planning*, 40(10), 2490-2509.
- Schelling, T. C. (1969). Models of segregation. *The American Economic Review*, 59(2), 488–493. Henta 18. januar 2013, frå [http://www.casos.cs.cmu.edu/education/phd/classpapers/Schelling\\_Segregation\\_1969.pdf](http://www.casos.cs.cmu.edu/education/phd/classpapers/Schelling_Segregation_1969.pdf)
- Schelling, T. C. (1978). *Micromotives and macrobehavior*. New York: W. W. Norton & Company, Inc. Henta 9. januar 2013 frå <http://snap.stanford.edu/class/cs224w-readings/schelling78segregation.pdf>
- Schelling, T. C. (1971). Dynamic models of segregation. *The Journal of Mathematical Sociology* 1(2) 143-166. doi: 10.1080/0022250X.1971.9989794
- Seitles, M. (1996). The Perpetuation of Residential Racial Segregation in America: Historical Discrimination, Modern Forms of Exclusion, and Inclusionary Remedies. *Journal of Land Use & Environmental Law*. Henta 7. mai 2013 frå <http://media.law.fsu.edu/journals/landuse/Vol141/seit.htm>
- 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), 405-424. doi: 10.1111/j.1467-90085X.2007.00465.x

Stambøl, L. S. (2013). Flytting til og fra Oslos bydeler. *Statistisk Sentralbyrå*. Henta 7. mai 2013 frå [http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/\\_attachment/104324?\\_ts=13d82a0c498](http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/_attachment/104324?_ts=13d82a0c498)

Stavanger-statistikken (2012). *Grunnkretskart*. Henta frå 13.02.13  
[http://statistikk.stavanger.kommune.no/generelt\\_15s.html](http://statistikk.stavanger.kommune.no/generelt_15s.html)

Store Norske Leksikon, (2005 – 2007). *Segregering – samfunn*. Henta 9. januar 2013 frå  
<http://snl.no/segregasjon/samfunnsvitenskap>

Östh, J., Malmberg B. & Andersson, E. (2012). *Analysing segregation using individualized neighbourhood*. Paper presented at European Regional Science Association conference, Timisoara, mai 2012.