

Sosial og geografisk mobilitet

av

Marita Svorstøl

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

september 2016

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

Denne oppgaven er det avsluttende arbeidet for min mastergrad ved Universitetet i Bergen. Jeg vil rette en stor takk til min veileder, Espen Bratberg, for svært god veiledning og nyttige tilbakemeldinger gjennom hele oppgaveskrivingen.

Videre vil jeg takke Norsk Samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD) for datamaterialet som jeg har benyttet i denne oppgaven.

Jeg vil takke mine flotte medstudenter ved Institutt for økonomi for innspill og motivasjon under oppgaveskrivingen, og ikke minst for en fin studietid. Til slutt vil jeg takke venner, familie og samboer for all støtte gjennom hele mastergraden.

Marita Svorstøl

Marita Svorstøl, Bergen 1. september 2016

Sammendrag

Sosial og geografisk mobilitet

av

Marita Svorstøl, Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2016

Veileder: Espen Bratberg

Denne oppgaven benytter seg av rangbaserte mål for å undersøke i hvilken grad flytting påvirker den intergenerasjonelle inntektsmobiliteten til barn med foreldre som flytter innad i Norge. For å kunne gjennomføre en slik analyse tar oppgaven først for seg om det eksisterer regional variasjon i intergenerasjonell inntektsmobilitet i Norge. Denne delen av analysen baserer seg på liknende arbeid gjort av Chetty et al. (2014a). Den andre delen av analysen er inspirert av arbeid gjort av Chetty og Hendren (2015). Hovedfokuset i denne oppgaven er å undersøke i hvilken grad barns mobilitet påvirkes av at foreldre flytter fra et fylke til et annet fremfor å se på mer kausale mekanismer som kan ligge bak en slik sammenheng. Oppgaven benytter seg av norske registerdata på 1955- og 1960-kohorten, der analysefokuset er 1960-kohorten, og ser på tre undergrupper: forskjeller i intergenerasjonell inntektsmobilitet mellom barn av foreldre til permanente beboere, barn av foreldre som flytter innad i fylker og barn av foreldre som flytter over fylkesgrenser. Fokuset er på barn i familier ved den 25. persentilen av inntektsfordelingen.

Resultatene viser at det eksisterer regional variasjon i intergenerasjonell inntektsmobilitet i Norge på fylkesnivå, men at denne variasjonen er mindre enn variasjonen funnet i USA av Chetty et al. (2014a). Videre finner oppgaven at barn med foreldre som flytter, påvirker den intergenerasjonelle mobiliteten til barn i voksen alder – både ved fylkesnivå og ved inndelingen av Norge i fem landsdeler. Det er likevel vanskelig å trekke noen endelige konklusjoner om hvilket fylke eller landsdeler som gir de beste utfallene på grunn av små utvalg. Resultatene kan dermed ikke si noe om hvor mye av de observerte forskjellene på tvers av områder skyldes kausale stedeffekter og hvor mye av den geografiske variasjonen som skyldes seleksjon.

Dataene som ble brukt i denne oppgaven er hentet fra Norsk senter for forskningsdata (NSD). Statistikk og dataanalyse er gjort i statistikkprogrammet STATA 13.1 og STATA 14.1, og oppgaven er skrevet i tekstbehandlingsprogrammet Microsoft Word 2016.

Innholdsfortegnelse

Forord.....	ii
Sammendrag.....	iii
Tabeller.....	vi
Figurliste.....	viii
Kapittel 1. Introduksjon.....	1
Kapittel 2. Teori og målemetoder.....	4
2.1 En teoretisk modell.....	4
2.2 En empirisk modell	8
2.3 Estimeringsproblemer.....	9
2.4 Alternative mobilitetsmål	13
2.5 Oppsummering	20
Kapittel 3. Litteraturoversikt	22
3.1 Teoretisk bakgrunn og empirisk estimering	22
3.2 Sammenlikning av estimeringer mellom land og over tid.....	26
3.3 Rang-rang og absolutt mobilitet	28
3.4 Nabolagseffekter og intergenerasjonell mobilitet.....	31
3.6 Oppsummering	33
Kapittel 4. Design, metode og data	36
4.1 Data	37
4.2 Design av datautvalg	38
4.3 Metode.....	49
Kapittel 5: Analyse.....	52
5.1 Regional variasjon i barns utfall på det nasjonale nivået	53
5.1.1 Regional variasjon i barns utfall.....	57
5.2 Permanente beboere, flytting innad og ut av fylker.....	59
5.2.1 Intergenerasjonell mobilitet for permanente beboere	61
5.2.2 Intergenerasjonell mobilitet for flytting innad i fylket	65
5.2.3 Intergenerasjonell mobilitet for flytting ut av fylket	67
5.2.4 Innflyttere til et fylke.....	71
5.3 Landsdeler	73
5.3.1 Permanente beboere og flytting ut av landsdeler.....	75
Kapittel 6. Diskusjon og konklusjon	78
Referanser.....	83
Appendiks.....	89
Appendiks A: Livssyklus-skjevhet	89
Appendiks B: Deskriptiv statistikk.....	91
Appendiks C: Nasjonale mobilitetskurver.....	96
Appendiks D: Mobilitetskurver for underutvalgene.....	98

Appendiks E: Varmekart over intergenerasjonell inntektsmobilitet	101
Appendiks F: Mobilitetskurver landsdeler	105
Appendiks G: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker	110
Appendiks H: Intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler	121

Tabeller

Tabell 4.1: Deskriptiv statistikk for sønner og døtre sammen med deres fedre, 1955- og 1960-kohorten.....	42
Tabell 4.2: Deskriptiv statistikk for permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket, 1960-kohorten.....	47
Tabell 4.3: Deskriptiv statistikk for fedre og barns persentile rangering, 1960-kohorten.....	48
Tabell 4.4: Deskriptiv statistikk for innflyttere til et fylke.....	49
Tabell 5.1: Rang-rang helningen, 1955- og 1960-kohorten.....	56
Tabell 5.2: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for 1960-kohorten.....	58
Tabell 5.3: Rang-rang helningen for permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket.....	60
Tabell 5.4: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for permanente beboere, flyttinger innad i fylket og flytting ut av fylket opp til 20 år i 1960-kohorten.....	63
Tabell 5.5: Absolutt oppover mobilitet etter fylker for permanente beboere og innflyttere til Oslo etter opprinnelsesfylke, 1960-kohorten.....	69
Tabell 5.6: Absolutt oppover mobilitet etter fylker for permanente beboere, flytting fra fylke og innflyttere til fylke opp til 20 år i 1960-kohorten.....	72
Tabell 5.7: Rang-rang helningen for landsdeler.....	74
Tabell 5.8: Intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler, 1960-kohorten.....	75
Tabell 5.9: Intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler for permanente beboere og flytting fra landsdeler	77
Tabell B.1: Deskriptiv statistikk for permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket, 1955-kohorten.....	92
Tabell B.2: Deskriptiv statistikk etter fylker for permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket, 1955- og 1960-kohorten.....	93
Tabell B.3: Fedre og barns persentile rangering, 1955-kohorten.....	94
Tabell B.4: Deskriptiv statistikk for innflyttere til et fylke.....	95
Tabell B.5: Deskriptiv statistikk etter fylker for innflyttere til fylker.....	95
Tabell G.1: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for 1955-kohorten.....	110
Tabell G.2: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for permanente beboere i 1955-kohorten.....	111

Tabell G.3: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for permanente beboere i 1960-kohorten.....	112
Tabell G.4: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for flytting innad i fylket opp til 20 år i 1955-kohorten.....	113
Tabell G.5: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for flytting innad i fylket opp til 20 år i 1960-kohorten.....	114
Tabell G.6: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for flytting ut av fylket opp til 20 år i 1955-kohorten.....	115
Tabell G.7: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for flytting ut av fylket opp til 20 år i 1960-kohorten.....	116
Tabell G.8: Absolutt oppover mobilitet etter fylker for det nasjonale nivået, permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylke opp til 20 år i 1955-kohorten.....	117
Tabell G.9: Absolutt oppover mobilitet etter fylker for det nasjonale nivået, permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylke opp til 20 år i 1955-kohorten.....	118
Tabell G.10: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for innflyttere til fylker opp til 20 år, 1955-kohorten.....	119
Tabell G.11: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for innflyttere til fylker opp til 20 år, 1960-kohorten.....	120
Tabell H.1: Intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler, 1955-kohorten.....	121
Tabell H.2: Intergenerasjonell mobilitet for permanente beboere etter landsdeler 1955-kohorten.....	121
Tabell H.3: Intergenerasjonell mobilitet for permanente beboere etter landsdeler 1960-kohorten.....	122
Tabell H.4: Intergenerasjonell mobilitet for flytting ut av landsdeler opp til 20 år etter landsdeler 1955-kohorten.....	122
Tabell H.5: Intergenerasjonell mobilitet for flytting tu av landsdeler opp til 20 år etter landsdeler 1960-kohorten.....	123

Figurliste

Figur 4.1: Barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for permanente beboere, 1960-kohorten.....	44
Figur 4.2: Barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for flytting innad i fylket, 1960-kohorten....	45
Figur 4.3: Barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for flytting ut av fylket, 1960-kohorten....	46
Figur 5.1: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, 1955- kohorten.....	53
Figur 5.2: Sammenhengen mellom sønners og foreldres rangering i inntektsfordelinger, 1960- kohorten.....	54
Figur 5.3: Sammenhengen mellom døtre og foreldres rangering i inntektsfordelinger, 1960- kohorten.....	54
Figur 5.4: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, 1960- kohorten.....	55
Figur 5.5: Sammenhengen mellom barn og fedres rangering i inntektsfordelinger, permanente beboere oppvokst i Oslo i 1960-kohorten.....	62
Figur B.1: Barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for permanente beboere, 1955-kohorten...	91
Figur B.2: Barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for flytting innad i fylket, 1955-kohorten...	91
Figur B.3: Barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for flytting ut av fylket, 1955-kohorten...	92
Figur C.1: Sammenhengen mellom sønners og foreldres rangering i inntektsfordelinger, 1955- kohorten.....	96
Figur C.2: Sammenhengen mellom døtre og foreldres rangering i inntektsfordelinger, 1955- kohorten.....	96
Figur C.3: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, 1955- kohorten.....	96
Figur D.1: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, permanente beboere i 1955-kohorten.....	97
Figur D.2: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, flytting innad i fylker (interne utflyttere) i 1955-kohorten.....	98
Figur D.3: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, flytting ut av fylker (eksterne utflyttere) i 1955-kohorten.....	99

Figur D.4: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, permanente beboere i 1960-kohorten.....	99
Figur D.5: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, flytting innad i fylker (interne utflyttere) i 1960-kohorten.....	100
Figur D.6: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, flytting ut av fylker (eksterne utflyttere) i 1960-kohorten.....	100
Figur E.1: Varmekart, predikert inntektsrangering for permanente beboere i 1955-kohorten.....	101
Figur E.2: Varmekart, predikert inntektsrangering for permanente beboere i 1960-kohorten.....	103
Figur F.1: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Østlandet 1955-kohorten	105
Figur F.2: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Sør-Norge 1955-kohorten	105
Figur F.3: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Vestlandet 1955-kohorten	106
Figur F.4: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Midt-Norge 1955-kohorten.....	106
Figur F.5: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Nord-Norge 1955-kohorten	107
Figur F.6: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Østlandet 1960-kohorten	107
Figur F.7: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Sør-Norge 1960-kohorten.....	108
Figur F.8: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Vestlandet 1960-kohorten	108
Figur F.9: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Midt-Norge 1960-kohorten	109
Figur F.10: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger, Nord-Norge 1960-kohorten	109

Kapittel 1. Introduksjon

Ideen om at fattige barn skal ha like muligheter for å lykkes som rike barn, er for mange mennesker et underliggende mål for samfunnet. I den forbindelse har økonomer og samfunnsvitere lenge vært interessert i intergenerasjonell inntektsmobilitet, og det har blitt forsket mye på persistensen mellom foreldres og barns utfall i voksenlivet på et nasjonalt nivå. Studier av denne sammenhengen på nasjonalt nivå kan derimot ikke si noe om regionale variasjoner innenfor land. Dersom det eksisterer regionale forskjeller i barns økonomiske mobilitet mellom steder, kan det tyde på at også stedet hvor barn vokser opp påvirker barns økonomiske suksess.

Intergenerasjonell inntektsmobilitet beskriver i hvilken grad barns økonomiske status er formet av sine foreldres økonomiske status. Generelt tenker vi oss at overføring av økonomisk status fra én generasjon til den neste skjer gjennom en rekke prosesser. Foreldre kan blant annet direkte investere i sine barn, og dette kan i sin tur påvirke barnets fremtidige inntekter. Barns utfall i voksenlivet kan også påvirkes av gener, kulturelle verdier, lært atferd og liknende som de får gjennom foreldrene. Denne sammenhengen mellom foreldre og barns økonomiske status kan også påvirkes av oppvekstmiljø. I USA er det eksempelvis dokumentert store variasjoner i intergenerasjonell mobilitet på tvers av områder. Noen områder har høye mobilitetsrater på tvers av generasjoner, mens andre steder ikke har det (Chetty et al., 2014a). Disse regionale forskjellene kan tyde på at hvor sterk sammenhengen mellom foreldre og deres barn sine økonomiske utfall er, også avhenger av hvor en vokser opp.

Med utgangspunkt i de regionale forskjellene i intergenerasjonell mobilitet i USA dokumentert av Chetty et al. (2014a), karakteriserer Chetty og Hendren (2015) effektene nabolag har på barns inntekt og andre utfall som voksne. Ved å studere fem millioner familier som flytter på tvers av områder i USA finner de at hvert ekstra år et barn tilbringer i et bedre nabolagsmiljø, forbedrer barnets økonomiske utfall som voksne.

Denne analysen vil først undersøke i hvilken grad det eksisterer tilsvarende variasjon i intergenerasjonell mobilitet på fylkesnivå i Norge som det gjør i USA. Er det slik at noen områder i Norge opplever en større grad av mobilitet enn andre steder? Dette er et interessant spørsmål med tanke på at den norske velferdsstaten kan ha en utjevne funksjon blant annet

gjennom omfordeling av inntekter i samfunnet. I tillegg er det i Norge et generelt stort fokus på at det skal være like muligheter for alle.

Videre vil analysen undersøke om eventuelle geografiske forskjeller i intergenerasjonell mobilitet i Norge påvirkes av flytting. I Norge har det eksempelvis foregått en sterk sentralisering, og sentraliseringsdiskusjonen har også vært et viktig tema i norsk politikk. Det er nærliggende å tro at den store geografiske mobiliteten vi har sett i Norge på slutten av forrige århundre, kan ha noe å si for sosial mobilitet. Påvirkes barns økonomiske mobilitet av at foreldrene flytter? Vil de barna som flytter sammen med sine foreldre oppleve en høyere økonomiske mobilitet sammenliknet med de som blir boende?

For å undersøke dette benytter analysen seg av norske registerdata hentet fra generasjonsdatabasen til Norsk senter for forskningsdata (NSD)¹. Videre benytter oppgaven seg av rangbaserte mål tilsvarende Chetty et al. (2014a) og Chetty og Hendren (2015). Bakgrunnen for å velge disse målene er at de kan måle mobilitetsforskjeller på tvers av undergrupper i populasjonen med hensyn på den nasjonale fordelingen. Dette gjør det mulig å sammenlikne mobilitetsestimatene på tvers av fylker innenfor Norge. Analysen rangerer dermed barn basert på deres inntekt relativ til andre barn i den samme fødselskohorten. Tilsvarende rangeres fedre basert på deres inntekt relativ til andre fedre med barn i de samme fødselskohortene. Videre karakteriserer analysen mobilitet basert på korrelasjonen mellom barn og foreldres plassering i inntektsfordelingen². I tillegg beregnes den forventede rangeringen til barn fra familier i den nedre halvdel av inntektsfordelingen, og kaller dette for *absolutt oppover mobilitet*³.

Ved å benytte disse rangbaserte målene viser resultatene at det på nasjonalt nivå eksisterer nivåforskjeller mellom fylker i Norge. Disse regionale forskjellene er betydelig mindre enn variasjonen i intergenerasjonell mobilitet på tvers av områder i USA dokumentert av Chetty et al. (2014a). Videre finner oppgaven at de regionale forskjellene mellom barns økonomiske utfall også er til stede for barn med foreldre som ikke flytter. Denne variasjonen er noe mindre sammenliknet med variasjonen på det nasjonale nivået, og stemmer dermed overens med Chetty og Hendren (2015), som også finner mindre variasjon i intergenerasjonell mobilitet på tvers av USA når de kun ser på utfallene til barn som ikke flytter. Videre viser resultatene, grovt sett, at

¹ Tidligere kalt Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD).

² Rang-rang helningen og den intergenerasjonelle inntektselastisiteten (IGE) måler begge i hvilken grad forskjellene i barns inntekter er bestemt av deres foreldres inntekter. Oppgaven diskuterer forskjellene mellom disse målene i kapittel 2.4.

³ En nærmere beskrivelse av disse rangbaserte målene som er benyttet i oppgaven er presentert i kapittel 2.4.

mobiliteten til barn med foreldre som flytter fra Sør-Norge og Østlandet (sett bort i fra Østfold, Buskerud og Vestfold) er høyere sammenliknet med de som blir boende. Mobiliteten til barn med foreldre som flytter fra Vestlandet, Trøndelag og Nord-Norge (sett bort ifra Finnmark) er lavere sammenliknet med de som blir boende. Disse resultatene kan potensielt være preget av seleksjon, men det betyr likevel ikke at den økonomiske mobiliteten til barn er upåvirket av at foreldrene flytter.

Strukturen i oppgaven er som følger: Kapittel 2 tar først for seg Solon (2004) sin teoretiske modell av intergenerasjonell inntektsmobilitet. Deretter tar kapittelet for seg hvordan en empirisk kan estimere en slik modell, og hvilke vanlige estimeringsproblemer som følger den empiriske modellen. Alternative mobilitetsmål blir deretter presentert, og her vil oppgaven beskrive de rangbaserte målene som benyttes i analysen. Kapittel 3 gir en oversikt over relevant forskning på intergenerasjonell inntektsmobilitet, og utviklingen innenfor forskningsfeltet. Kapittel 4 presenterer først datamaterialet som er brukt i analysen. Videre gir kapittelet en beskrivelse av utvalgsdesignet og hvilken metode analysen benytter seg av. Kapittel 5 inneholder resultatene fra estimeringene som har blitt gjort, og resultatene vil bli diskutert underveis. Kapittel 6 består av en diskusjon rundt resultatene presentert i kapittel 5, samt avsluttende en avsluttende konklusjon.

Kapittel 2. Teori og målemetoder

Dette kapitlet vil først presentere en økonomisk modell for intergenerasjonell inntektsmobilitet, og deretter se på den empiriske estimeringen av en slik modell i kapittel 2.2. Den teoretiske modellen som blir presentert her, er en versjon av Solon (2004) som bygger på den klassiske modellen til Becker og Tomes (1976, 1989). Kapittel 2.3 tar for seg de vanlige estimeringsproblemene som følger den empiriske estimeringen av intergenerasjonell inntektselastisitet (IGE), og hvordan disse kan håndteres i praksis, samt begrensninger knyttet til dette relative mobilitetsmålet. Kapittel 2.4 tar for seg alternative mobilitetsmål. Hovedfokuset i dette underkapitlet er rang-rang helningen, som fanger opp mobilitetsbegrepene *posisjonell mobilitet* og *absolutt mobilitet*. Det er disse to målene som vil bli brukt i den empiriske analysen i denne oppgaven.

Den teoretiske modellen som blir presentert, er ikke direkte overførbar til rang-rang helningen og absolutt mobilitet, men modellen gir likevel innsikt i hvordan overføringsmekanismer kan påvirke inntekter mellom generasjoner. I fravær av et eksplisitt teoretisk rammeverk for de målene som benyttes i den empiriske estimeringen, gir den teoretiske modellen en bakgrunn for forklaring av de empiriske resultatene presentert i kapittel 5. Estimeringen av en slik modell gir også innsikt i de vanlige estimeringsproblemene som også kan være relevante for estimeringen av rang-rang helningen og absolutt mobilitet. Som nevnt i kapittel 2.4 er det lite forskning på estimeringsproblemer knyttet til disse mobilitetsmålene, men de kan likevel fortsatt være relevante.

2.1 En teoretisk modell

Solon (1999) skisserer en enkel teoretisk modell basert på Becker og Tomes (1976, 1986), som gir en tolkning av korrelasjonen mellom foreldre og barns inntekt (den intergenerasjonelle inntektskorrelasjonen). Modellen viser at intergenerasjonell overføring skjer gjennom en rekke prosesser. Barnets inntekter avhenger delvis av investering i barnets humankapital, og denne investeringsmengden avhenger delvis av foreldrenes inntekter. Modellen viser også at barns inntekter delvis avhenger av barnets medfødte evner som er påvirket (gjennom en kombinasjon av arv og miljø) av foreldrenes ressurser (Solon, 1999). Det betyr at den intergenerasjonell overføringen oppstår både fordi foreldre med høyere inntekter investerer mer i sine barns humankapital, og fordi barn av foreldre med høye inntekter har en tendens til å ha høyere ressurser på grunn av arv eller fra miljømessig påvirkning i barndommen.

Becker og Tomes (1976, 1986) sin modell tar utgangspunkt i at høyere utdanning er egenfinansiert. Videre forutsetter deres modell at det ikke eksisterer noen form for offentlig finansiering av utdanning slik som vi har i Norge gjennom Statens lånekasse for utdanning eller subsidiering av barnehager. Solon (2004) utvider denne modellen ved å inkludere offentlig investering i barnets humankapital, som kan være progressiv i den forstand at forholdet mellom offentlige investeringer og foreldrenes inntekt avtar med foreldrenes inntekt. Denne modellen er dermed mer passende for norske data og vil være oppgavens utgangspunkt. Modellen impliserer at den intergenerasjonelle elastisiteten er økende i arveligheten til inntektsrelaterte ressurser og inntektens avkastning på investering i humankapital, men reduseres med progressiviteten til offentlige investeringer i humankapital.

Modellen har fire grunnleggende likninger og er beskrevet under i likning (2.1) – (2.4). Modellen antar at familie i består av en forelder i generasjonen $t - 1$ og et barn i generasjon t . Videre må familien allokere forelderens livstidsinntekt etter skatt $(1 - \tau)y_{i,t-1}$ mellom foreldrenes eget konsum $C_{i,t-1}$ og investering $I_{i,t-1}$ i barnets humankapital for å maksimere en nyttefunksjon. Budsjettbetingelsen er dermed gitt ved

$$(1 - \tau)y_{i,t-1} = C_{i,t-1} + I_{i,t-1} \quad (2.1)$$

Budsjettbetingelsen antar at foreldrene ikke kan låne mot barnets fremtidige inntekter og testamenterer ikke bort finansielle eiendeler til barnet. Barnets humankapital er produsert av en semi-log produksjonsfunksjon gitt ved

$$h_{it} = \theta \log(I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) + e_{it} \quad (2.2)$$

der $G_{i,t-1}$ er den statlige investeringen i barnets humankapital⁴. Positive verdier av θ representerer positiv marginalprodukt for humankapitalinvestering, semi-log spesifiseringen av (2.2) gjør slik at investeringens marginalprodukt er avtagende. Feilledet e_{it} betegner humankapitalressurser barnet mottar uavhengig av investeringsvalgene til familien og myndighetene⁵. Barns *ressurser* antas å følge en førsteordens autoregressivprosess, AR(1), på

⁴ Statlig investering i barnets humankapital kan for eksempel skje gjennom at det offentlige tilbyr utdanning eller helsetjenester.

⁵ Denne ressursen representerer den kombinerte effekten av mange barns egenskaper som er påvirket av arv, miljø eller begge deler.

grunn av antagelsen om at barns ressurser e_{it} er positivt korrelert med foreldrenes ressurser e_{it-1} ⁶

$$e_{it} = \delta + \lambda e_{it-1} + v_{it} \quad (2.3)$$

der v_{it} er et hvitt støy feilledd og arvelighetskoeffisienten λ ligger mellom 0 og 1. Barnets inntekt y_{it} er bestemt av semi-log inntektsfunksjonen

$$\log(y_{it}) = \mu + ph_{it} \quad (2.4)$$

Der p er inntektens avkastning til humankapital.

Forelderer deler hans eller hennes inntekt etter skatt $(1 - \tau)y_{i,t-1}$ mellom eget konsum $C_{i,t-1}$ og investering $I_{i,t-1}$ i barnets humankapital for å maksimere Cobb-Douglas nyttefunksjonen

$$U_i = (1 - \alpha)\log C_{i,t-1} + \alpha \log y_{it} \quad (2.5)$$

α er altruismeparameteren og måler forelderens preferanser for y_{it} relativt til $C_{i,t-1}$. Dersom vi antar at forelderer kjenner til likning (2.1) til (2.4) og variablene i disse, kan nyttefunksjonen, (2.5), omskrives til

$$U_i = (1 - \alpha)\log[(1 - \tau)y_{i,t-1} - I_{i,t-1}] + \alpha\mu + \alpha\theta p \log(I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) + \alpha p e_{it} \quad (2.6)$$

Likning (2.6) uttrykker objektfunksjonen i form av valgvariabelen $I_{i,t-1}$. Modellen antar videre en indreløsning. Det vil si at den offentlige investeringen i barnets humankapital er tilstrekkelig lav slik at forelderer ønsker å øke barnets humankapital med private investeringer. Det betyr at dersom den statlige investeringen er for høy, kan det resultere i at optimal investering i barnet er lik 0. Med dette utgangspunktet er førsteordensbetingelsen for nyttemaksimering

$$\frac{\partial U_i}{\partial I_{i,t-1}} = \frac{-(1-\alpha)}{[(1-\tau)y_{i,t-1} - I_{i,t-1}]} + \frac{\alpha\theta p}{(I_{i,t-1} + G_{i,t-1})} = 0 \quad (2.7)$$

⁶ De ressursene barn får gjennom foreldrene, bestemmes av familiens rykte og forbindelser, bidraget til evne, rase, og andre karakteristikk til barnet fra familiens genetiske konstitusjoner, og læringsprosesser, evner, mål og andre familieegenskaper som oppnås gjennom å tilhøre en spesiell familiekultur (Becker og Tomes, 1979).

Ved å løse for det optimale valget av $I_{i,t-1}$ får vi

$$I_{i,t-1} = \left[\frac{\alpha\theta p}{1-\alpha(1-\theta p)} \right] (1-\tau)y_{i,t-1} - \left[\frac{1-\alpha}{1-\alpha(1-\theta p)} \right] G_{i,t-1} \quad (2.8)$$

Dette resultatet (2.8) har flere intuitive implikasjoner: i) ved å holde offentlig investering konstant, vil foreldre med høyere inntekt investere mer i sine barns humankapital enn mer fattige foreldre, ii) ved å holde skatter konstant, vil høyere offentlig investering i et barns humankapital delvis fortrenge foreldrenes private investering, iii) foreldres investering i sine barns humankapital er økende i forelderaltruisme α , iv) foreldreinvestering er også økende i θp , som er inntektens avkastning til humankapitalinvestering. Med andre ord vil dette si at foreldre er mer tilbøyelige til å investere i sine barns humankapital når gevinsten er større (Solon, 2004).

Med disse antagelsene og resultatene gjør Solon (2004) en ytterligere parameterisering slik at offentlig politikk kan representeres ved

$$\frac{G_{i,t-1}}{(1-\tau)y_{it}} \cong \varphi - \lambda \log(y_{it}) \quad (2.9)$$

der en positiv verdi av λ er forholdet mellom offentlig investering og foreldres netto inntekter, og den er avtagende med foreldreinntekt. En positiv λ vil bety at det er en slags relativ progressivitet i offentlig investering i barnets humankapital, og desto høyere den er, jo mer progressiv er politikken. Etter en del omskrivninger oppnås til slutt regresjonslikningen⁷

$$\log y_{it} \cong \mu^* + [(1-\gamma)\theta p] \log y_{i,t-1} + pe_{it} \quad (2.10)$$

Merk at likning (2.3) impliserer at $\log y_{i,t-1}$ er korrelert med feilleddet i likning (2.10)⁸. Solon (2004) viser videre at i steady-state der variansen til log inntekter er den samme i begge generasjoner, er sannsynlighetsgrensen til MKM-estimatoren til koeffisienten av log fedre inntekter i (2.10)

⁷ Denne regresjonslikningen tar den samme formen som den vanlige IGE regresjonen.

⁸ Dette kommer av at barns ressuser, e_{it} , og foreldrenes log inntekt, $\log y_{i,t-1}$, begge avhenger av foreldrenes ressurser, $e_{i,t-1}$.

$$\beta = \frac{(1-\gamma)\theta p + \lambda}{1 + (1-\gamma)\theta p \lambda} \quad (2.11)$$

Dette er estimatet i det meste av den empiriske litteraturen på intergenerasjonell inntektsmobilitet. Fra (2.11) ser vi at den estimerte intergenerasjonelle korrelasjonen (IGE) vil bli større dersom arvelighetskoeffisienten, λ , er større slik at evner/muligheter er høyere korrelert på tvers av generasjoner. IGE vil også bli større dersom θ er høyere slik at humankapitalakkumuleringsprosessen er mer effektiv, og inntektsavkastning på humankapital er høyere slik at p er større, eller at offentlig investering i humankapital er mindre progressiv slik at γ er mindre.

Barn av rike foreldre tjener mer delvis fordi de investerer mer i humankapital og har mer utdanning. Som et resultat av dette vil observering av null intergenerasjonell korrelasjon tyde på at det ikke er noen avkastning på humankapitalinvestering (Solon, 2004). I en markedsøkonomi vil høyere humankapital mest sannsynlig gi høyere inntekter (Black og Devereux, 2011). Dette kan for eksempel være høyere lønninger som er resultat av høyere utdanning. I en markedsøkonomi vil det derfor være en tendens til å være noe intergenerasjonell avhengighet i inntekter som et resultat av forskjeller i evner og humankapital.

2.2 En empirisk modell

Hovedproblemet med å estimere en modell som presentert ovenfor, er at vi ikke kan identifisere elementene i likning (2.11). Intergenerasjonell inntektsmobilitet er derfor typisk formulert som sammenhengen mellom foreldre og barns økonomiske status. Denne modellen er likning (2.10) på reduserte form, og kan skrives som

$$y_{it} = \alpha + \beta \cdot y_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (2.12)$$

der fotskrift t og $t - 1$ henholdsvis betegner «barn» og «foreldre», i refererer til familien, og y er et mål for «permanente» inntekter i logaritmer. Feilledet, ε_i , fanger opp delen av barnets inntekter som ikke forklares av foreldrenes inntekt. Feilledet antas å være normalfordelt med null i gjennomsnitt og varians σ_ε^2 . Det resulterende estimatet en får er den intergenerasjonelle inntektselastisiteten (IGE) gitt ved parameteren β . Ettersom både foreldre og barns inntekter måles i log, vil én prosents økning i $y_{i,t-1}$ øke y_{it} med parameterverdien til β i prosent. Videre er $(1 - \beta)$ et mål på intergenerasjonell inntektsmobilitet mellom to generasjoner.

Parameterverdien til β (elastisiteten) vil være nær 1 i samfunn der barns inntekt i stor grad er avhengig av inntekten til sine foreldre. Følgelig vil den intergenerasjonelle mobiliteten i et slikt samfunn være nærmere 0. I tilfeller der barns inntekt ikke avhenger av foreldrenes inntekt, vil den intergenerasjonell elastisiteten være 0 og mobiliteten 1.

Et alternativ til elastisitetsmålet, som også ofte er brukt i litteraturen, er den intergenerasjonelle korrelasjonen (ρ) gitt ved

$$\rho = \left(\frac{\sigma_{y_{i,t-1}}}{\sigma_{y_{it}}} \right) \beta \quad (2.13)$$

der σ er standardavviket til log inntekter. Korrelasjonen justerer altså for forskjellig spredning i log inntekter i de to generasjonene. Elastisiteten kan på sin side være høyere i et samfunn enn i ett annet fordi variansen til log inntekter i barnas generasjon er høyere i det samfunnet. Dette henger sammen med at korrelasjonen må ligge mellom 0 og 1, mens elastisiteten i prinsippet kan være større enn 1. Videre ser vi fra likning (2.13) at korrelasjonen mellom foreldre og barns log inntekter er lik elastisiteten gitt at standardavviket av log inntekter er det samme for begge generasjoner; $\sigma_{y_{i,t-1}}/\sigma_{y_{it}} = 1$ som impliserer at $\rho = \beta$.

2.3 Estimeringsproblemer

Det er flere problemer knyttet til estimeringen av den intergenerasjonelle inntektsmobiliteten. En av de største utfordringene er mangelen på data på permanent inntekt, som har ført til bruken av kortsiktige proxyer som mål på permanent inntekt. De tidligste estimatene på intergenerasjonell inntektselastisitet har en tendens til å bruke inntekter i ett år som proxy for permanent inntekt. Denne tilnærmingen gir betydelige skjevheter i estimatene, og senere har det blitt dokumentert at skjevheten kan reduseres ved å benytte seg av gjennomsnitt tatt over flere år (Solon 1992, Zimmerman 1992, Mazumder, 2005). En annen utfordring med estimeringen av den intergenerasjonelle inntektsmobiliteten er foreldres alder ved måletidspunktet for inntekt. Databegrensninger har ofte ført til at foreldres inntekter måles ganske sent i livssyklusen, mens sønners inntekter typisk måles veldig tidlig i deres livssyklus. I litteraturen refereres dette til som *livssyklusskjevhet*.

2.3.1 Kortsiktig proxy for livstidsinntekter

Problemet med bruken av kortsiktige proxyer for foreldreinntekt er at årlige inntekter for et begrenset antall år ikke reflekterer familiens langsiktige økonomiske velferd og foreldres

tilgjengelige ressurser for å investere i sine barn. Foreldre fatter langsiktige beslutninger som påvirker velferden til sine barn på grunnlag av sine langsiktige forventede inntekter (permanente inntekter), ikke bare basert på dagens inntekter. Forskere må utlede et mål for denne permanente inntekten fra informasjon som er tilgjengelig i datasettet, og som følge av databegrensninger har tidlige estimater av intergenerasjonell elasticitet typisk brukt inntekter for ett år for både fedre og sønner som proxy for livstidsinntekter. Bruken av kortsiktige proxyer medfører at fars permanente inntekt er utsatt for målefeil, og estimatet til β vil bli skjevt nedover. I litteraturen refereres dette til som *attenuation bias* (heretter *reduksjonsskjevhhet*).

For å illustrere problemet med kortsiktige proxyer tar jeg utgangspunkt i den sanne modellen for permanent inntekt gitt i likning (2.12). På grunn av databegrensninger er det ikke mulig å estimere denne, og i stedet benyttes et T-års gjennomsnitt av fedres inntekter som proxy for $y_{i,t-1}$. I slike tilfeller kan foreldres observerte inntekt dekomponeres som

$$\tilde{y}_{i,t-1} = y_{i,t-1} + v_i \quad (2.14)$$

der $\tilde{y}_{i,t-1}$ betegner inntekter til forelderen i log. $y_{i,t-1}$ representerer et permanent komponent som reflekterer den sanne langsiktige inntektskapasiteten, og v_i fanger opp alle transitoriske sjokk på inntekt. Tilsvarende kan den observerte inntekten for barn i en periode uttrykkes som

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} + e_i \quad (2.15)$$

der \tilde{y}_{it} betegner barnets inntekt i log. y_{it} er en permanent komponent, og e_i er transitoriske sjokk på inntekt. v_i og e_i antas å være normalfordelt med variansene $\sigma_{v_i}^2$ og $\sigma_{e_i}^2$.

Den observerte modellen oppnås dermed ved å substituere permanent inntekt for barnet i likning (2.12) med observert inntekt i en periode gitt i likning (2.15), og det gir

$$\tilde{y}_{it} = \beta \cdot y_{i,t-1} + (\varepsilon_i - e_i) \quad (2.16)$$

Dersom e_i ikke er korrelert med $y_{i,t-1}$ slik at $cov(y_{i,t-1}, e_i) = 0$, er estimert IGE med MKM, $\hat{\beta}$, forventningsrett og konsistent. Det vil si at dersom målefeilene i den avhengige variabelen er tilfeldig og ikke korrelert med de uavhengige variablene, vil det ikke føre til skjevhet i den

estimerte β (Wooldridge, 2014, s. 256). Antagelsen om null korrelasjon mellom feilleddene og livstidsinntekter holder sjelden i praksis. For eksempel kan foreldres og barns karriereveier være like, og dette kan føre til at antagelsen er ukorrekt. I tilfeller der antagelsen holder, vil målefeilen i den avhengige variabelen likevel påvirke effisiensen i estimatet vårt. Dette kommer av at den estimerte variansen til MKM-estimatoren er større ved målefeil i den avhengige variabelen enn den er uten. Den eneste måten å redusere denne variansen på er å benytte oss av bedre data (Wooldridge, 2014, s. 257).

Målefeil i foreldrenes inntekt, det vil si i den uavhengige variablene, vil føre til at estimert β er inkonsistent og skjev. For å illustrere dette tar jeg utgangspunkt i en modell der foreldres inntekt er målt i en enkelt periode og substituerer (2.14) for $y_{i,t-1}$ inn i likning (2.12). Det gir

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta \tilde{y}_{i,t-1} + \varepsilon_i - \beta v_i \\ y_{it} &= \beta \tilde{y}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_i \end{aligned} \quad (2.17)$$

I denne modellen vil $y_{i,t-1}$ være korrelert med ε_i slik at $cov(y_{i,t-1}, \tilde{\varepsilon}_i) = -\beta\sigma_{v_i}^2$. På grunn av korrelasjonen mellom den uavhengige variabelen (dvs. foreldreinntekt) og feilleddet, vil den forventede verdien til feilleddet ikke være lik null for en gitt verdig av $\tilde{y}_{i,t-1}$. Dette bryter med Gauss-Markov antagelsen om betinget gjennomsnitt lik null⁹ og fører dermed til at $\hat{\beta}$ er skjev og inkonsistent i MKM-regresjonen.

Dersom v_i utelukkende er transitoriske sjokk, kan det vises at den estimerte koeffisienten ($\hat{\beta}$) vil være forskjellig fra den sanne verdien i henhold til en faktor bestemt av forholdet av variansen til v_i med den i $y_{i,t-1}$. Denne reduksjonsfaktoren i den intergenerasjonelle elastisiteten når ett år med inntektsdata benyttes, er lik

$$\frac{var(\tilde{y}_{i,t-1})}{var(\tilde{y}_{i,t-1}) + var(v_i)} \quad (2.18)$$

Det vil si at

$$plim \hat{\beta} = \beta \left(\frac{var(\tilde{y}_{i,t-1})}{var(\tilde{y}_{i,t-1}) + var(v_i)} \right) \quad (2.19)$$

$$plim \hat{\beta} = \beta\phi < \beta \quad (2.20)$$

⁹ Dette er en av Gauss-Markov antagelsene som må oppfylles i bruk av MKM. Se for eksempel Verbeek (2013).

der $\varphi < 1$ (fordi varianser alltid er positive). Vi ser dermed at $\hat{\beta}$ underestimerer den sanne β . Dersom vi i stedet erstatter estimatet til $y_{i,t-1,s}$ med et inntektsgjennomsnitt over T år

$$\bar{y}_{i,t-1} = \sum_{s=1}^T \frac{\tilde{y}_{i,t-1}}{T} \quad (2.21)$$

blir reduksjonsfaktoren

$$\frac{\text{var}(\tilde{y}_{i,t-1})}{\text{var}(\tilde{y}_{i,t-1}) + \frac{\text{var}(v_i)}{T}} < \frac{\text{var}(\tilde{y}_{i,t-1})}{\text{var}(\tilde{y}_{i,t-1}) + \text{var}(v_i)} \quad (2.22)$$

Det betyr at ved å øke antall år gjennomsnittet av inntekt tas over, T , vil den nedadgående skjevheten reduseres, men den vil fortsatt ikke være eliminert. For å fjerne skjevheten i estimatet fullstendig, er det nødvendig med komplette data på fedrenes inntekt.

En alternativ løsning for å håndtere målefeilproblemet er IV-estimering. Solon (1992) instrumenterer fars inntekter, $y_{i,t-1}$, med lengden på fars utdanning. Så lenge målefeilen ikke er korrelert med feilledet i den estimerte regresjonslikningen, og utdanning er korrelert med ett inntektsår, vil IV-estimatoren bli konsistent. Det kan likevel hende at lengden på fars utdanning burde inkluderes i den strukturelle likningen for sønners inntektsstatus. Dersom dette er tilfelle, vil ikke fars utdanning lenger være et gyldig instrument. I tillegg er det vanskelig å finne et godt instrument i praksis. Det er for eksempel sannsynlig at utdanning er korrelert med evner, motivasjon og lignende, og dette vil bryte betingelsene for en konsistent IV-estimator.

2.3.2 Livssyklus-skjevhet

Alderen til fedre og sønner når inntekter blir målt, har betydning for estimeringen av den intergenerasjonelle mobiliteten. Årsaken til dette er at inntekt kan variere over livssyklusen. Heterogenitet i inntektsvekst er en naturlig konsekvens av heterogenitet i humankapitalinvestering¹⁰. To individer kan dermed starte sine karrierer med samme inntekter, men på grunn av forskjeller i for eksempel utdanning, kan inntektsveksten utvikle seg ulikt.

¹⁰ Dens empiriske viktighet har blant annet blitt dokumentert av Jacob Mincer (1974), Baker (1997), Haider (2001), og Baker og Solon (2003).

Over livssyklusen antas det at sammenhengen mellom inntekter og alder er konkav. Det vil si at folk har en tendens til å ha mindre inntekt tidlig og sent i livet. Slike variasjoner i inntekt gjennom livsløpet kan være en kilde til målefeil både i den avhengige og uavhengige variabelen (se Haider og Solon, 2006).

Dersom variansen til det transitoriske komponenten endres vesentlig over livssyklusen, kan de kortsiktige gjennomsnittene til inntekt tatt på et tidspunkt når inntekt er utsatt for mye støy, føre til ytterligere skjevhet. Denne målefeilen kan ikke elimineres ved å kontrollere for flere årsgjennomsnitt av inntekt. Det betyr at både lengden på inntektsvinduet til fedre og fars alder ved observasjonstidspunktet bestemmer skjevheten i den intergenerasjonelle elastisiteten. Flere studier har tatt for seg når livssyklusskjevheten er minimert. Baker og Solon (2003) og Mazumder (2001) finner at innovasjoner på den transitoriske komponenten til inntekter følger et U-formet mønster over livssyklusen. De finner at variansen til fedres inntekter er lavest rundt 40 års-alderen. Før og spesielt etter denne alderen ser det ut til at variansen typisk er mye høyere. Mazumder (2005) finner at variansen er lavest rundt 40-årsalderen. Tilsvarende finner Haider og Solon (2006), Bohlmark og Lindquist (2006) og Nilsen et al. (2012) at livssyklusskjevheten er minimert ved 30- og 40-årsalderen. På grunn av dette har nyere forskning tatt hensyn til alderen til både fedre og sønner når inntekten er målt samt livsløpsvariasjonen for å redusere skjevhet i estimatene.

En mer matematisk illustrasjon av problemet med livssyklusskjevhet er fremstilt i appendiks A. Utgangspunktet er en enkel modell basert på Haider og Solon (2006).

2.4 Alternative mobilitetsmål

Mye av litteraturen på intergenerasjonell mobilitet har fokusert på estimeringen av det relative mobilitetsmålet IGE, det vil si β i ligning (2.12). IGE måler, i gjennomsnitt, i hvilken grad forskjeller i inntekt mellom familier i en generasjon er forbundet med forskjeller i den påfølgende generasjonen. Elastisiteten er med andre ord et mål på gjennomsnittlig persistens til inntekt, fremfor et mål av mobilitet, og $1 - \beta$, er ofte brukt som et mål på relativ mobilitet. IGE er et nyttig mål for en grov vurdering av mobilitet ved at den oppsummerer intergenerasjonell mobilitet i en enkel parameter, men det er likevel mange viktige begrensninger ved dette målet. IGE kan for eksempel skjule interessante detaljer om den intergenerasjonelle mobiliteten ved forskjellige punkter av den felles inntektsfordelingen til foreldre og barn. IGE relaterer bare gjennomsnittlig økonomisk status i en generasjon til økonomisk status i den

foregående generasjonen, og gir dermed lite informasjon på tvers av fordelingen. IGE forteller oss derfor ikke noe om de som startet som fattige har mer eller mindre økonomisk mobilitet enn de som hadde et bedre utgangspunkt. I tillegg sier ikke IGE noe om retningen til økonomisk mobilitet. Det vil si at den ikke skiller mellom *oppover* versus *nedover* mobilitet. En annen begrensning med IGE er at det ikke er mulig å sammenlikne mobilitetsrater til undergrupper til populasjonen på tvers av den fullstendige inntektsfordelingen. Dette kommer av at en inndeling av utvalget i grupper viser da graden av regresjon til undergruppens gjennomsnitt, og ikke gjennomsnittet til hele populasjonen. Som tidligere nevnt i kapittel 2.3 kan IGE være sensitiv for bestemte tekniske måleproblemer, lengden på tidsgjennomsnittet som benyttes og ved hvilken alder inntekten måles i hver generasjon.

Som et resultat av disse begrensninger knyttet til IGE har nyere litteratur tatt for seg nye mål på intergenerasjonell mobilitet for å undersøke andre aspekter ved den intergenerasjonelle mobiliteten. Disse nye målene kan likevel være utsatt for måleproblemer, men dette har det vært forsket mye mindre på. Det er dermed usikkert hvordan disse estimatene er påvirket av transitoriske fluktasjoner i inntekter og målefeil¹¹.

2.4.1 Overgangsmatriser og retningsmobilitet¹²

Estimeringen av IGE for hele befolkningen gir ikke noe svar på om mobiliteten er ulik i forskjellige deler av inntektsfordelingen. Overgangsmatriser og retningsmobilitet kan på sin side si noe om dette. Overgangssannsynligheter fanger forholdet mellom relative posisjoner på tvers av generasjoner, inkludert posisjoner langt fra medianen. Med andre ord viser overgangsmatriser sannsynligheten for at et barn er i en gitt persentil i hennes kohort gitt foreldrenes posisjon i deres kohort. I praksis er det vanlig å dele inntektsfordelingen inn i kvartiler eller kvintiler og studere mobiliteten på tvers av dem¹³.

Retningsmobilitet sammenlikner hvorvidt et barns rangering i inntektsfordelingen er høyere eller lavere enn deres foreldres rangering i den forrige generasjonen¹⁴. Dette målet er også i stand til å skille *oppadgående* bevegelser fra *nedadgående* bevegelser og kan måles ved forskjellige punkter i inntektsfordelingen. *Oppover rangmobilitet* (ORM) estimerer eksempelvis

¹¹ O'Neill et al. (2007) studerer konsekvensene av målefeil og utelatte variabler på overgangsmatriser.

¹² I den amerikanske litteraturen kalles retningsmobilitet for *Directional rank mobility*.

¹³ Dette gjøres ved å dele inntektsfordelingen til barn og foreldre inn i p persentiler. Overgangsmatrisene beregnes for den andelen av barn som tilhører hver persentil k gitt at forelderen tilhører persentil j for (j,k) par (Bratberg, 2005).

¹⁴ Bhattacharya og Mazumder (2011) introduserte disse målene og demonstrerte deres egenskaper.

sannsynligheten for at et individ vil overgå sine foreldres plassering i inntektsfordelingen med en gitt mengde, betinget av deres foreldre er ved eller under en gitt persentil

$$ORM_{\tau,\rho} = \Pr(Y_1 - Y_0 > \tau | Y_0 \leq \rho) \quad (2.23)$$

Tilsvarende kan en konstruere et estimat for *nedover rangmobilitet* (NRM)

$$NRM_{\tau,\rho} = \Pr(Y_0 - Y_1 > \tau | Y_0 \geq \rho) \quad (2.24)$$

En kritikk som har blitt rettet mot overgangsmatriser, er at de krever bruk av vilkårlig valgte avgrensninger av inntektsfordelingen som for eksempel kvintiler eller kvartiler. Det eksisterer et uendelig antall overgangssannsynligheter som avhenger av hvilken kvantil som velges til å være terskelen for sønnene. I motsetning til dette sammenlikner retningsmobilitetsmål barnets rangering med foreldrenes rangering i stedet for en vilkårlig valgt kvantil. Når en skal gjøre sammenlikninger mellom undergrupper av populasjonen, er det derfor en fordel å benytte seg av retningsmobilitet. I tilfeller der en skal bruke hele utvalget, vil derimot retningsmobilitet ikke gi noen mening dersom det ikke benyttes en avgrensning for å betinge utvalget, og valget av denne avgrensningen vil sannsynligvis være vilkårlig. Selv i dette tilfellet vil likevel barnas rangering fremdeles være direkte sammenliknet med deres foreldre rangering i motsetning til et vilkårlig referansenivå (*benchmark*).

2.4.2 Rang-rang helningen

Et alternativt mål på relativ mobilitet er *rang-rang helningen*¹⁵. Dette målet viser korrelasjonen mellom barn og foreldres relative posisjoner i deres respektive inntektsfordelinger (Chetty et al, 2014a), og fanger dermed opp et annet mobilitetsbegrep: posisjonell mobilitet. Dersom R_i betegner barn i 's persentile rangering i den nasjonale inntektsfordelingen (blant barn i barnets fødselskohort), og P_i betegner barnets foreldre sine rangeringer i inntektsfordelingen til foreldrene i kjerneutvalget, vil en regresjon av barnets rangering, R_i , på barnets foreldres rangering, P_i

$$R_i = \alpha + \delta P_i + \varepsilon_i \quad (2.25)$$

¹⁵ Dahl og DeLeire (2008) bruker et tilsvarende mål og kaller dette for *the intergenerational rank association (IRA)*.

gi regresjonskoeffisienten δ . δ kalles for *rang-rang helningen* og måler den relative mobiliteten. Ettersom både barnets og foreldres rangeringer følger en uniform fordeling ved konstruksjon, er regresjonskoeffisienten lik korrelasjonskoeffisienten; $\delta = \rho_{PR} = \text{corr}(P_i R_i)$, jamfør likning (2.13). En rang-rang helning på for eksempel 0,4 tyder på at den forventede forskjellen i rangeringer mellom de voksne barna i to forskjellige familier, vil være rundt 4 persentiler dersom forskjellen i rangeringer blant deres foreldre var 10 persentiler. En lavere koeffisient indikerer mer mobilitet (på samme måte som IGE). Forskjellen mellom den forventede rangeringen til barn med foreldre i den øverste og nederste delen av inntektsfordelingen er $\bar{r}_{100} - \bar{r}_0 = 100 \cdot \delta$. Det vil si at dersom rang-rang helningen, δ , er lik 0,4, betyr det at forskjellen i den forventede rangeringen til barn med foreldre i den øverste og nederste delen av inntektsfordelingen vil være lik 40 persentiler. En høyere rang-rang helning vil dermed indikere lavere grad av relativ mobilitet (dvs. større inntektspersistens på tvers av generasjoner).

En mindre rang-rang helning i land A sammenliknet med land B betyr ikke nødvendigvis at lavinntektsfamilier i landet med lavest rang-rang helning (land A) gjør det bedre enn land med høyere rang-rang helning (B) i absolutte termer. Det kan være tilfelle at barn av høyinntektsfamilier i land A har dårligere utfall enn barn i høyinntektsfamilier i land B. En kan ikke skille mellom disse sannsynlighetene fordi rangeringene er definert innenfor hvert land. Når en derimot skal sammenlikne regionale forskjeller innad i et land, kan en benytte seg av rang-rang helningen. Dette kommer av at en da benytter seg av den samme definerte inntektsfordelingen for alle regioner når en rangerer både foreldre og barn i den nasjonale inntektsfordelingen. For å regne ut rang-rang helningen for ulike regioner innad i et land, kan likning (2.25) modifiseres. Dersom R_{ir} betegner den nasjonale inntektsrangeringen (blant barn i barnets fødselskohort) til barn i som vokser opp i region r , og P_{ir} betegner barnets foreldre sine rangeringer i inntektsfordelingen til foreldrene i kjerneutvalget, vil en regresjon av barnets rangering, R_{ir} , på barnets foreldres rangering, P_{ir} ,

$$R_{ir} = \alpha_r + \delta_r P_{ir} + \varepsilon_{ir} \quad (2.26)$$

gi regresjonskoeffisient, δ_r , som måler den relative mobiliteten i region r .

Disse rangbaserte målene pålegger et lineært forhold mellom barnas plassering i inntektsfordelingen og fedres plassering i inntektsfordelingen, og dermed vil dette målet på

samme måte som IGE gi et enkelt tall for graden av intergenerasjonell mobilitet (Dahl og DeLeire, 2008). Chetty et al. (2014a) påpeker at rang-rang helningen er veldig nært knyttet til den intergenerasjonelle korrelasjonen (IGC), ρ , i log inntekt. Det kan vises at IGE, β , er lik IGC multiplisert med forholdet mellom standardavviket av log inntekter i barnets generasjon og log inntekt i foreldrenes generasjon. En omskriving av likning (2.13) gir

$$\beta = \left(\frac{\sigma_{y_{it}}}{\sigma_{y_{i,t-1}}} \right) \rho$$

Denne sammenhengen er ofte tatt for å antyde at en økning i ulikhet vil føre til økning i IGE, men ikke påvirke IGC. På bakgrunn av dette kan IGC være et foretrukket mål som unngår en ”mekanisk” ulikhetseffekt. I forlengelsen av dette kan en også foretrekke rang-rang helningen dersom en aksepterer dette argumentet (Mazumder, 2015). Mazumder (2015) peker på at i virkeligheten er alle parametrene felles bestemt av ulike økonomiske faktorer. I fravær av en strukturell modell kan en derfor ikke snakke om å holde ”ulikhet” fast på en meningsfull måte. En endring i β kan for eksempel føre til at ulikhet øker i stedet for at den minker, eller begge deler kan påvirkes av en tredje faktor som øker avkastningen på kunnskap. Den matematiske sammenhengen som viser at IGE er lik IGC multiplisert med forholdet mellom standardavviket av log inntekter i barnets generasjon og log inntekt i foreldrenes generasjon, erstatter ikke atferdssammenhenger. Dermed gir det heller ikke mening å late som at en kan isolere ulikhet fra IGE. Videre peker Mazumder (2015) på at selv om det var tilfelle at IGC eller rang-rang helningen var ”uavhengig av ulikhet”, betyr ikke dette at en ikke lenger skal være interessert i regresjonsraten til gjennomsnittet.

IGE skiller seg fra rang-rang helningen i den grad ulikhet endres over generasjoner. En gitt økning i foreldres inntekter har en større påvirkning på inntektsnivået til barn når ulikhet er større blant barn enn foreldre.

I tillegg til at rang-rang helningen gir nyttig informasjon om posisjonell mobilitet, har den flere andre attraktive egenskaper. Rangbaserte mål kan skille mellom oppadgående versus nedadgående bevegelser, og den kan måle mobilitetsforskjeller på tvers av undergrupper til populasjonen med hensyn på den nasjonale fordelingen. Dette er for eksempel ikke mulig med IGE fordi estimert IGE innenfor grupper bare er informativ om persistensen eller mobiliteten

med hensyn på det gruppespesifikke gjennomsnittet. Rang-rang helningen kan på sin side bli estimert basert på rangeringer som er kalkulert ut fra den nasjonale fordelingen.

Dersom en ønsker å undersøke regionale forskjeller innenfor et land, er det derfor bedre å bruke rangmobilitetsmål. Estimert IGE i for eksempel Oslo vil bare være informativ om regresjonsraten til inntektsgjennomsnittet i Oslo. Dersom rangeringene er faste i forhold til den nasjonale fordelingen, kan rangmobilitet gi en mer meningsfull sammenlikning på tvers av byer eller regioner innenfor et land. I tillegg kan rang-rang helningen identifisere ikke-lineariteter.

Økninger i relativ mobilitet har uklare normative implikasjoner ettersom de kan være drevet av dårligere utfall for rike i stedet for bedre utfall for de fattige. Det betyr at økninger i relativ mobilitet (dvs. en lavere IGE eller rang-rang helning) kan være uønsket dersom det fører til dårlige utfall for de rike. Det kan dermed være nyttig å måle intergenerasjonell mobilitet ved å bruke absolutt mobilitet.

2.4.3 Absolutt mobilitet

Chetty et al. (2014a) introduserer et nytt mål som de kaller absolutt mobilitet. Dette målet gir en innsikt på utfallene til barn fra familier med et gitt inntektsnivå i absolutte termer. En kan for eksempel være interessert i å måle de gjennomsnittlige utfallene til barn som vokser opp i lavinntektsfamilier. Økninger i absolutt mobilitet ved et gitt inntektsnivå når absolutt mobilitet ved andre inntektsnivåer holdes fast, gir en entydig økning i velferd med hensyn på Paretoprinsippet (og dersom velferd bare avhenger av inntekt) i motsetning til økninger i relativ mobilitet.

Helningen i rang-rang sammenhengen i likning (2.26), δ_r , måler graden av relativ mobilitet i region r ¹⁶. Skjæringspunktet i likning (2.26), α_r , måler den forventede rangeringen for barn fra familier i den nederste delen av inntektsfordelingen. Ved å kombinere skjæringspunktet og helningen for en region, kan en kalkulere den forventede rangeringen til barn med foreldre som har en nasjonal inntektsrangering p :

$$\bar{r}_{pr} = \alpha_r + \delta_r p \quad (2.27)$$

¹⁶ Forskjellen i utfall til barn med foreldre fra den øverste delen av inntektsfordelingen versus barn med foreldre i den nederste delen av inntektsfordelingen.

Ut fra dette kan vi definere absolutt oppover mobilitet, $(E[R_{ir}|P_{ir} < 50])$, som gjennomsnittlig absolutt mobilitet for barn fra familier med foreldreinntekter som er under medianen i den nasjonale fordelingen¹⁷. Etersom rang-rang sammenhengen antas å være lineær, er den gjennomsnittlige rangeringen til barn med foreldreinntekter under medianen lik den gjennomsnittlige rangeringen til barn med foreldre ved den 25. persentilen i den nasjonale fordelingen ($\bar{r}_{25r} = \alpha_r + 25\delta_r$). På det nasjonale nivået er dette statistisk relatert til rang-rang helningen og gir ikke noe tilleggsinformasjon om mobilitet¹⁸. Når en skal studere små områder innenfor et land, er derimot et barns rangeringer i den nasjonale inntektsfordelingen effektivt et absolutt utfall fordi inntekter i et gitt område har liten innvirkning på den nasjonale fordelingen. Dersom estimert rang-rang helning, δ_r , fra likning (2.26) i region r er lik 0,4 vil barn i region r med foreldre i den nedre halvdelene av inntektsfordelingen (i foreldrenes inntektsfordeling) få en gjennomsnittlig rangering i inntektsfordelingen lik $\bar{r}_{25r} = \alpha_r + 0,4 \cdot 25$. Med et estimert konstant ledd, α_r , lik 38 vil estimert absolutt oppover mobilitet være lik 48, gitt linearitet i rang-rang sammenhengen. Det vil si at den gjennomsnittlige forventede rangeringen til barn med foreldre i den nedre halvdelene av inntektsfordelingen i region r , vil være ved det 48. persentilet i barnas nasjonale inntektsfordelingen.

2.4.4 Sammenlikning av relative mobilitetsmål: rang-rang versus IGE

Både rang-rang helningen og IGE måler i hvilken grad forskjeller i barns inntekter er bestemt av deres foreldres inntekter, og gitt det nylige skiftet i litteraturen til å bruke rangbaserte mål er det nyttig å skille mellom målefeilen knyttet til IGE fra de konseptuelle forskjellene mellom de to estimatene.

IGE er et veletablert mål på intergenerasjonell mobilitet og gjør det mulig å sammenlikne resultater med tidligere studier eller på tvers av land. IGE-estimatene er likevel veldig sensitive for spesifikasjoner og utvalg. Dette kan for eksempel være gjennom bruken av livstidsinntekt i stedet for gjennomsnittlig inntekt over et bestemt aldersutvalg. Chetty et al. (2014a) og Dahl og DeLeira (2008) finner at rang-rang helningen er mer robust på tvers av spesifikasjoner og utvalg enn IGE. Fra et statistisk perspektiv konkluderer de med at rang-rang er mer passende for sammenlikning på tvers av områder innenfor et land. I tillegg er det mulig å ta hensyn til

¹⁷ I denne definisjonen integrerer jeg over den nasjonale inntektsfordelingen fremfor en lokal fordeling for å sikre at en kryss-regional sammenlikning ikke påvirkes av forskjeller i lokale inntektsfordelinger.

¹⁸ Chetty et al. (2014) viser at rang-rang sammenhengen er tilnærmet lineær. Fordi rangeringene til barn og forelder hver har et gjennomsnitt på 0,5 ved konstruksjon i den nasjonale fordelingen, er den gjennomsnittlige rangeringen til barn med foreldre ved persentil p lik $0,5 + \rho_{PR}(p - 0,5)$. Konseptuelt er helningen den eneste frie parameteren i den lineære nasjonale rang-rang sammenhengen. Det vil si at dersom et barn beveger seg opp i inntektsfordelingen i form av rangeringer, må en annen gå ned.

personer som ikke har noen inntekter ved bruk av rang-rang estimering. Dette er noe som droppes når en kalkulerer IGE. Videre er ikke IGE et rent mål på relativ mobilitet fordi det kan være sterkt påvirket av endringer i inntektsulikhet i motsetning til rang-rang helninger.

Rang-baserte estimatorer gir informasjon om et annet mobilitetskonsept enn IGE: posisjonell mobilitet. I tillegg er rangbaserte mål også nyttig til å skille oppover versus nedover bevegelser og for identifisering av ikke-lineariteter i intergenerasjonell mobilitet. Det største fordelen med rang-rang helningen sammenliknet med IGE er at den kan brukes til å sammenlikne mobilitetsforskjeller på tvers av undergrupper av populasjonen med hensyn på den nasjonale fordelingen. IGE estimeres innenfor grupper og er dermed bare informativ om persistensen eller mobiliteten med hensyn på den gruppespesifikke gjennomsnittet. Rang-rang helningen kan på sin side estimeres ved å kalkulere rangeringer basert på den nasjonale fordelingen. I tilfeller der en skal karakterisere intergenerasjonell mobilitet på det nasjonale nivået, er både IGE og rang-rang helningen passende avhengig av hvilket mobilitetskonsept en er interessert i å undersøke. Noen bestemte spørsmål er best besvart av IGE. Dette kan for eksempel være hvor mange generasjoner det vil ta (i gjennomsnitt) for etterkommere av en families logaritmiske inntekter til å være innenfor det nasjonale logaritmiske inntektsgjennomsnittet, og noen artikler finner IGE spesielt nyttig for kalibrering av strukturelle modeller (for eksempel De Nardi og Yang, 2016, Lee og Seshadri, 2016). Konseptet med regresjon til gjennomsnittet er også mye brukt i andre deler av økonomi, som for eksempel i den makroøkonomiske litteraturen på forskjeller i per capita inntekter på tvers av land (for eksempel Barro og Sala-i-Martin, 1992) (Mazumder, 2015).

2.5 Oppsummering

Dette kapitlet har presentert en teoretisk modell for intergenerasjonell inntektsmobilitet. Denne modellen viser at den intergenerasjonelle overføringen fra én generasjon til den neste hovedsakelig skjer gjennom foreldres økonomiske investering i sine barn og avkastning av humankapital, som påvirkes av økonomiske ressurser. Deretter har kapitlet tatt for seg en empirisk modell for estimeringen av intergenerasjonell inntektsmobilitet. Denne modellen er utsatt for flere estimeringsproblemer som er knyttet til målefeil både i den avhengige og uavhengige variabelen. Bruken av kortsiktige proxyer for livstidsinntekter fører til at permanent inntekt er utsatt for målefeil, noe som i sin tur genererer reduksjonsskjevheter i parameterestimatet. En annen kilde til målefeil er tidspunktet for når inntekt blir målt da sammenhengen mellom inntekter og alder er konkav. Dette refereres til som

livssyklus-skjevheter, og flere forskere har kommet frem til at denne er minimert ved 30- og 40-årsalderen.

Den største utfordringen når det kommer til det ”klassiske” målefeilproblemet, er målefeil i den uavhengige variabelen. Dette vil føre til skjeve og inkonsistente parameterestimater. Målefeil i den avhengige variabelen genererer ikke skjeve estimater gitt at antakelsen $cov(y_{i,t-1}, e_i) = 0$ holder, men det påvirker likevel effisiensen til estimatet vårt. En slik målefeil kan reduseres ved å benytte et mer representativt datasett for barnas inntekt.

Som et resultat av ulike begrensninger knyttet til IGE har litteraturen tatt for seg nye mål på intergenerasjonell mobilitet for å undersøke andre aspekter ved den intergenerasjonelle mobiliteten. Hovedfokuset i dette kapitlet har vært på de rangbaserte mobilitetsmålene: rang-rang helningen og absolutt mobilitet. Disse målene fanger opp et annet mobilitetskonsept, posisjonell mobilitet, og er de to målene som vil bli benyttet i analysedelen for denne oppgaven.

Kapittel 3. Litteraturoversikt

Dette kapittelet inneholder en oversikt over tidligere forskning på intergenerasjonell mobilitet¹⁹. Først tar kapittelet for seg en mer generell oversikt over utviklingen i litteraturen, og deretter ser kapittelet på utfordringer knyttet til kryssnasjonale sammenlikninger og utviklinger i den intergenerasjonelle mobiliteten over tid. Som følge av begrensninger knyttet til IGE har nyere litteratur tatt for seg alternative mobilitetsmål som er mer passende for sammenlikning av regioner innad i et land: rang-rang helningen og absolutt mobilitet. Det eksisterer ikke omfattende forskning på disse nyere rangbaserte målene, men noen eksempler på forskning blir presentert her: Dahl og DeLeira (2008), Chetty et al (2014a), Chetty og Hendren (2015) og Mazumder (2015). Til slutt vil kapittelet se på intergenerasjonell mobilitet i sammenheng med nabolageffekter.

3.1 Teoretisk bakgrunn og empirisk estimering

Arbeidet til Becker og Tomes (1979) var det første forsøket blant økonomer på å formalisere arveligheten til inntekt. Den avgjørende antakelsen i deres modell av ulikhet og intergenerasjonell mobilitet er at hver familie maksimerer en nyttefunksjon som strekker seg over flere generasjoner. Nytte avhenger av foreldrenes konsum og av mengden og kvaliteten av deres barn²⁰. Becker og Tomes (1986) bygger videre på dette arbeidet, men skiller humankapital og inntekter fra annen formue, og inkorporerer restriksjoner på den intergenerasjonelle overføringen av gjeld. I tillegg antar de at foreldres nytte avhenger av barnas nytte i stedet for barnas permanente inntekt. Becker og Tomes (1986) finner at USA og andre rike land har en rask intergenerasjonell mobilitet, dvs. lav intergenerasjonell inntektselastisitet, og at nesten alle inntektsfordeler og ulemper til forfedrene er utryddet i løpet av tre generasjoner. Basert på dette konkluderer de med at fattigdom er en ”kultur” som ikke ser ut til å vedvare i mange generasjoner.

Tidlige estimater på intergenerasjonelle korrelasjoner har blitt kritisert på flere grunnlag. En av kritikkene er rettet mot bruken av homogene utvalg. Solon (1992) peker på hvordan bruken av slike homogene utvalg vil føre til at variasjonen i permanent inntektsstatus vil være relativt lav, og dermed føre til enda større nedadgående skjevheter i de estimerte intergenerasjonelle

¹⁹ For en mer omfattende litteraturgjennomgang, se for eksempel Solon (1999) og Black & Devereux (2011).

²⁰ Barns kvalitet måles med deres inntekt når de er voksne.

korrelasjonene²¹. Teorien for estimeringsproblemer av den intergenerasjonelle inntektsmobiliteten ble beskrevet i kapittel 2.3.

I tillegg til homogene utvalg har tidligere amerikanske studier av intergenerasjonell mobilitet benyttet seg av ett enkelt år som proxy for permanent inntekt som følge av databegrensninger, og funnet at den intergenerasjonelle mobiliteten er 0,2 eller mindre – noe som tyder på en stor intergenerasjonell mobilitet på tvers av generasjoner. Det var disse resultatene som ledet til Becker og Tomes (1986) konklusjoner om en rask intergenerasjonell mobilitet i USA. Zimmerman (1992) skriver at det ideelle vil være å ha data på den økonomiske statusen til fedre og sønner tilgjengelig i løpet av hele deres arbeidsliv, men i stedet er typisk bare noen få årlige ”øyeblikksbilder” av deres økonomiske status observert. På grunn av dette må forskere forsøke å konstruere et estimat av fedres og sønners permanente økonomiske status²². Dette er komplisert på grunn av at fedre og sønner typisk er observert på forskjellige stadier i deres inntektslivssyklus, og denne aldersvariasjonen "mellom generasjoner" kan gi skjeve estimater. Utover potensiell livssyklus-skjevhet er kortsiktige proxyer for livstids økonomisk status, som årlige inntekter, skadet av transitoriske fluktuasjoner. Denne målefeilen fører til at variansen til observert status overgår variansen til permanent status, noe som igjen fører til at minste kvadrats metode (MKM) estimatene er forventningsskjeve nedover. Både Zimmerman (1992) og Solon (1992) viser at tidligere estimater på IGM er forventningsskjeve nedover som et resultat av målefeilen som oppstår ved å bruke kortsiktige proxyer som mål på permanent inntekt²³. De presenterer estimater som bruker gjennomsnittlig inntekt av opptil fem år som proxy for permanent inntekt i stedet for ett enkelt år for å få mer presise estimat. Ved å øke inntektvinduet for proxyen for permanent inntekt, finner de at den intergenerasjonelle inntektsmobiliteten i USA er betraktelig mindre enn tidligere studier har vist.

Senere viser Mazumder (2005) at selv bruken av 5-års gjennomsnitt av fedres inntekter fremdeles gir estimater som er forventningsskjeve nedover på grunn av persistensen som

²¹ For eksempel ble fedrene i studiet til Jere R. Behrman og Paul Taubmans (1985) trukket fra et utvalg av hvite mannlige tvillinger der begge medlemmene av hvert tvillingpar hadde tjenestegjort i militæret, og deretter samarbeidet det med en rekke av surveys.

²² Permanent økonomisk status er definert analogt med permanent inntekt og livstidsinntekter/livstids økonomiske status

²³ Zimmerman (1992) og Solon (1992) bruker henholdsvis den longitudinelle strukturen til «the National Longitudinal Surveys» (NLS) og «the Panel Study of Income Dynamics» (PSID). Senere har de fleste studier av den intergenerasjonelle mobiliteten i USA brukt tilsvarende data for å redusere tendensen med å underestimere den intergenerasjonelle inntektselastisiteten forårsaket av de kortsiktige proxyene for permanent inntekt (Solon, 2002). Ettersom disse dataene gjelder nasjonale sannsynlighetsutvalg, unngår de homogeniteten som tidligere utvalg er utsatt for.

karakteriserer transitoriske sjokk. Han mener derfor det er nødvendig med enda lenger datasett for forventningsrette estimater av den intergenerasjonelle inntektselastisiteten (IGE) i USA. Mazumder (2005) benytter seg av *National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)*²⁴ og estimerer IGE mellom fedre og sønner til å være 0,6 eller høyere, og tilskriver disse høyere estimatene tilgjengeligheten av mange flere år av inntektsdata på fedre.

Det har vært knyttet stor oppmerksomhet til estimeringsfeil som oppstår som følge av de kortsiktige proxyene for langsiktige inntekter i litteraturen på intergenerasjonell mobilitet. I tillegg til å rette opp for potensielle transitoriske sjokk på inntekter, er mye av litteraturen viet til hvor i livssyklusen livstidsinntektene best er fanget opp. Databegrensninger gjør det sannsynlig at fars inntekter er målt relativt sent i deres livssyklus, mens sønners inntekter typisk måles ved ganske ung alder. Solons (1999) gjennomgang av den intergenerasjonelle mobilitetslitteraturen viser at studiene som estimerer den minste elastisiteten på IGM, har en tendens til å være de studiene som observerer sønners inntekter spesielt tidlig i deres karriere. Flere studier har eksplisitt undersøkt effektene av å variere tidspunktet for når aldre til sønners inntekter er observert, og funnet at de estimerte intergenerasjonelle elastisitetene øker vesentlig ettersom sønners inntekter er observert lenger ut i deres karrierer²⁵. Det betyr at én inntektsperiode kan være en bedre proxy for livstidsinntekter ved noen aldre enn ved andre aldre.

Flere nyere artikler diskuterer denne kilden til målefeil som har implikasjoner for estimeringen av intergenerasjonell mobilitet²⁶. Eksempelvis viser Haider og Solon (2006) at målefeil-modellen ikke nøyaktig karakteriserer dagens inntekt som en proxy for levetidsinntekter. I motsetning til den klassiske målefeil-modellen finner de at sammenhengen mellom dagens inntekt og livstidsinntekt varierer systematisk over livssyklusen, og at dette kan føre til at den klassiske målefeil-modellen er feilspesifisert. Som en konsekvens av dette kan bruken av dagens inntektsnivå som proxyer for sønners og fedres livstidsinntekter føre til forventningskjevne OLS-estimatorer, og denne målefeilen kan ikke elimineres ved å kontrollere for flerårige gjennomsnitt av dagens inntekt. Deres estimater tyder på at sønners inntekter bør måles mellom starten av trettiårene og midten av førtiårene. Empiriske funn tyder også på at å

²⁴ Fordelen med dette datasettet er at det inneholder langsiktige inntekthistorier til fedre, og er dermed mindre sensitiv for transitoriske fluktuasjoner (Mazumder, 2005).

²⁵ Se eksempelvis Reville (1995) for en slik studie.

²⁶ Grawe (2006), og Böhlmark og Lindquist (2006) diskuterer også den kilden til målefeil.

måle inntekt tidlig eller sent i livssyklusen fører til store skjevheter, og at disse funnene virker gyldige på tvers av land (Haider & Solon 2006, Böhlmark og Lindquist 2005, Nilsen et al., 2012).

I nyere empiriske studier av intergenerasjonell inntektsmobilitet er det blitt vanlig å benytte seg av innsikten fra litteraturen på transitoriske sjokk og livssyklusvariasjoner. I Skandinavia estimerer eksempelvis Bratberg et al. (2005) IGE i Norge ved å bruke fem års gjennomsnitt av barns inntekt ved alderen 31-35 år, og fem års gjennomsnitt av fedres inntekter før pensjon blir signifikant.

Det har også blitt forsket på livssyklusskjevhet på norske data. Nilsen et al. (2012) bruker Norsk intergenerasjonell data som inkluderer en vesentlig del av livsløpinntjeningen for barn og nesten hele livsløpinntjeningen for deres fedre. På samme måte som Mazumder (2005) utvider de lengden til fedrenes inntjeningsvindu fra 5 år til 25 år, i tillegg til at de forsøker å måle barns og fedres inntekter ved aldre der livssyklusskjevheten antas å være av mindre betydning. Med denne prosedyren viser Nilsen et al. (2012) at den intergenerasjonelle elastisiteten øker med 0,5 og 0,3 prosentpoeng for henholdsvis sønner og døtre for hvert ekstra år av fedrenes inntekter som blir brukt til å regne ut gjennomsnittet. På norske data foreslår de å måle inntekt ved 36-40 år for å minimere livssyklusskjevheten.

Majoriteten av amerikansk litteratur på intergenerasjonell mobilitet har fokusert på forbindelsen mellom sønners og fedres inntekter. I senere tid har det også blitt mer vanlig å rapportere far-datter elastisiteter. Studiet av Chadwick og Solon (2002) er et eksempel på intergenerasjonell forskning som omfatter døtre så vel som sønner, i tillegg til å se på familieinntekt så vel som individuelle inntekter. De finner at intergenerasjonell overføring av inntektsstatus kan være noe svakere for døtre enn for sønner, men at den fortsatt er ganske betydelig. De finner også at *assortative mating*²⁷ er et viktig element i generasjonsoverføringsprosessen. Andre eksempler på studier som rapporterer både far-sønn og far-datter elastisiteter er Jäntti et al. (2006), Mazumder (2005) og Bratberg et al. (2005). Bortsett fra Mazumder (2005) finner de at resultatene varierer mellom kjønnene. Mazumder (2005) finner derimot at IGE mellom fedre og døtre er nærmest identisk med IGE mellom fedre og sønner.

²⁷ Det vil si at folk velger partnere som likner på dem selv.

3.2 Sammenlikning av estimeringer mellom land og over tid

Internasjonale studier av hvilken grad økonomisk status videreføres fra en generasjon til den neste er viktig. Blant annet fordi hvert studium av et bestemt land karakteriserer et viktig trekk av dette landets inntektsulikhet, og sammenlikninger av intergenerasjonell mobilitet på tvers av land kan gi verdifulle ledetråder om hvordan inntektsstatus overføres på tvers av generasjoner og hvorfor styrken av den intergenerasjonelle overføringen varierer på tvers av land (Solon, 2002). Sammenlikning av intergenerasjonell mobilitet på tvers av land og tid er informativ for vurderingen av hvilken grad samfunn tilbyr rettferdige utfall for individer (Bratberg et al., 2007). En slik internasjonal sammenlikning av intergenerasjonell inntektsmobilitet er likevel utfordrende å gjennomføre i praksis. Det er vanskelig å avgjøre om forskjellene i estimater mellom land kan tilskrives kryssnasjonale forskjeller i intergenerasjonell mobilitet, eller om det skyldes ulike valg av inntektsmål, aldersgrupper eller andre utvalgsseleksjonskriterier. Den økonomiske suksessen måles eksempelvis i livstidsinntekter, og det er vanskelig å oppnå pålitelige data på livstidsinntekter. I den eksisterende empiriske litteraturen av intergenerasjonell mobilitet er det også stor variasjon i lengden på fedrenes inntektsvindu og fedrenes alder ved observasjonstidspunktet. De resulterende målefeilene som gir opphav til flere former for skjevheter, er en av grunnene for hvorfor det er så store forskjeller mellom estimatene på intergenerasjonell inntektsmobilitet på tvers av land og tid (Nilsen et. al 2012).

Et annet aspekt som gjør det vanskelig å sammenlikne estimeringer fra ulike land og over tid, er at de fleste persistente mål er sensitive for nøyaktige datadefinisjoner og prosedyrer for datainnsamling. Noen datasett kan være surveybasert, mens andre er basert på offisielle skatteregistre osv. Basert på disse forskjellene vil modellen som benyttes for estimering, være passende for alle land?

I tillegg eksisterer det ikke et enkelt objektivt oppsummeringsmål av intergenerasjonell mobilitet. Det meste av litteraturen fokuserer enten på elasticiteten til barns inntekt med hensyn på foreldres inntekt, eller korrelasjonen av (den naturlige logaritmen) foreldre-barn permanente inntekt. Bortsett fra å være sensitiv til behandlingen av ekstreme observasjoner, kan slike oppsummeringsmål skjule interessante mobilitetsmønstre på tvers av hele rangeringen av den bivariate inntektsfordelingen, både innenfor og på tvers av land (Jantti et al. 2006).

Til tross for dette er det likevel et stilisert faktum at intergenerasjonell inntektsmobilitet er høyere i de nordiske velferdsstatsøkonomiene enn i de mer markedsorienterte økonomiene som

USA (eksempel Björklund og Jantti 2000 og Solon 2002). I stor grad hviler denne kunnskapen på «mellom-land» sammenlikninger av enten elastisiteten av barns inntekt med hensyn på foreldreinntekt (begge målt ved økonomisk aktive aldre), eller av korrelasjonen mellom foreldre og barn (log) permanente inntekter. Slike sammenlikninger er grove, og det er godt kjent at elastisitetsestimatene og korrelasjonskoeffisientene er sensitive til datadefinisjoner, alderen der foreldre og deres barns inntekter er målt, og behandlingene av uteliggere (se for eksempel Grawe 2006, Haider og Solon 2006 og Mazumder 2005) (Bratsberg et al. 2007).

3.2.1 Er en lineær modell passende?

Elastisiteter og korrelasjoner bygger på den implisitte antakelsen om at mobilitet er uavhengig av posisjon i inntektsfordelingen (Bratberg et al., 2007). Hvis den funksjonelle formen til det intergenerasjonelle inntektsforholdet varierer mellom land, kan det være tilfelle at elastisiteter og korrelasjonskoeffisienter ikke gir det passende fundamentet for kryssnasjonale sammenlikninger (Bratsberg et al., 2007). Bratsberg et al. (2007) finner at lineære regresjoner passer amerikanske og britiske data ganske bra, men at tilsvarende regresjon anvendt på nordiske land fører til store spesifikasjonsfeil. For de nordiske landene finner de at forholdet mellom sønners og fedres log inntekter er konvekse fremfor lineære. Dette bryter med den enkle lineære modellen presentert i kapittel 2.2.

Bratberg et al. (2005, 2007) finner også ikke-linearitet i norske data. Ved å beregne overgangsmatriser på norske data finner Bratberg et al. (2005) at det er en større tendens mot persistens i de øvre og nedre delene av inntektsfordelingene, og at denne tendensen er større i den øvre enn i den nedre kvartilen. Denne mangelen på symmetri i overgangsmatriser setter spørsmålsteget ved den lineære restriksjonen som er pålagt koeffisientene i regresjonstilnærmingen (Bratberg et al, 2005). Bratberg et al. (2007) bruker kvantil regresjon og finner at intergenerasjonell mobilitet er lavere ved den nedre enden av inntektsfordelingen enn i den øvre, og at dette gjelder for både sønner og døtre.

En lineær modell vil involvere spesifikasjonsskjevheter som trolig varierer mellom land og dermed påvirker den empiriske vurderingen av internasjonale forskjeller. Med andre ord vil en sammenlikning mellom land være mindre informativ hvis den ikke tar hensyn til hvordan generasjonell persistens varierer på tvers av inntektsfordelingen (Bratsberg et al., 2007).

3.2.2 Endres intergenerasjonell mobilitet over tid?

Sammenlikninger av intergenerasjonell mobilitet på tvers av land og over tid er informativ for vurdering av i hvilken grad samfunn tilbyr rettferdig utfall for enkeltpersoner. Vurderinger av endringer i intergenerasjonell mobilitet er likevel vanskelig, spesielt på grunn av ekstremt sterke datakrav. Chadwick (2002) og Blanden et al. (2004) er noen av svært få studier som adresserer dette problemet. Chadwick (2002) tar for seg amerikanske data og finner at intergenerasjonell mobilitet ble redusert i perioden 1976 til 1996 for døtre, og muligens for sønner. Blanden et al. (2004) finner at mobilitet er redusert når de sammenlikner 1958- med 1970-fødselskohorten i Storbritannia. For Norge finner derimot Bratberg et al. (2005, 2007) at den intergenerasjonelle mobiliteten har økt fra 1950 til 1965.

3.3 Rang-rang og absolutt mobilitet

I nyere tid har flere studier dokumentert hvor sensitiv IGE er til spesifikasjoner og utvalg. Dahl og DeLeira (2008) viser hvordan den estimerte intergenerasjonelle inntektselastisiteten mellom fedre og sønners livstidsinntekter varierer fra 0,26 til 0,63 avhengig av spesifikasjoner og utvalg. Estimer fra utvalg som inkluderer fedre som har mange år uten arbeidsmarkedsinntekter, har en tendens til være lavere. Dette indikerer høyere mobilitet. Estimer fra spesifikasjoner som kontrollerer for livssyklus- og reduksjonsskjevheter, har en tendens til å være større, og indikerer dermed lavere mobilitetsnivåer.

Dahl og DeLeira (2008) presenterer et alternativt mål intergenerasjonell mobilitet som de kaller *the intergenerational rank association (IRA)*. Dette målet viser sammenhengen mellom barn og fedres relative posisjoner i deres respektive inntektsfordelinger, og er det samme målet som rang-rang helningen beskrevet i kapittel 2. I motsetning til IGE er IRA veldig robust på tvers av spesifikasjoner og utvalg, inkludert de med fedre som har flere år med null inntekter. Dahl og DeLeiras (2008) estimer viser at en økning på 10 persentiler i en fars posisjon, er assosiert med at hans sønn er omtrent 3 persentiler høyere og hans døtre rundt 1 persentil høyere i deres respektive inntektsfordelinger.

Tilsvarende Dahl og DeLeira (2008) finner Chetty et al (2014a), ved bruk av amerikanske skattedata, at alternative spesifikasjoner gir estimerte IGE som varierer fra 0,26 til 0,70, og innbefatter dermed de fleste estimatene i den tidligere litteraturen. For mer stabile estimer på intergenerasjonell mobilitet tar de i bruk en rang-rang spesifikasjon lignende IRA. Chetty et al

(2014a) rangerer barn basert på deres inntekter relativt til andre barn i den samme fødselskohorten, og rangerer foreldrene til disse barna basert på deres inntekter relativt til andre foreldre med barn i disse fødselskohortene. Videre karakteriserer de mobilitet basert på denne rang-rang sammenhengen, som identifiserer korrelasjonen mellom barns og foreldres posisjon i inntektsfordelingen. De finner at sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige rangeringer og foreldres rangering nesten er perfekt lineær og veldig robust til alternative spesifikasjoner. En 10 persentilpoengs økning i foreldrerangering er assosiert med en 3,41 persentil økning i barns inntektsrangering i gjennomsnitt.

3.3.1 Sammenlikning av regioner

Ved å estimere rang-rang helningen basert på rangeringer i den nasjonale fordelingen karakteriserte Chetty et al (2014a) mobilitet i USA for første gang på et veldig detaljert geografisk nivå²⁸. De viser hvordan forskjeller i intergenerasjonell mobilitet på tvers av områder varierer med andre aggregerte mål. De rangerer både barn og foreldre etter deres plasseringer i den nasjonale inntektsfordelingen, noe som også gjør det mulig å måle barns absolutte utfall.

Chetty et al (2014a) finner at sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige rangering og foreldres rangering, er nesten perfekt lineær innenfor pendlersoner, noe som gjør det mulig å oppsummere den betingede forventningen til et barns rangering gitt dets foreldres rangering med kun to parametere: et skjæringspunkt og en helning. Skjæringspunktet måler den forventede rangeringen til barn fra familier i den nederste delen av inntektsfordelingen. Helningen måler relativ mobilitet: forskjellen i utfall mellom barn fra den øverste vs. lavinntektsfamilier innenfor en pendlersoner. Økninger i relativ mobilitet har tvetydige normative implikasjoner ettersom de kan være drevet av dårligere utfall for rike fremfor bedre utfall for fattige, og derfor kan absolutt mobilitet være et verdifullt mål. Ved å kombinere skjæringspunktet og helningen for en pendlersoner, kalkulerer de den forventede rangeringen til barn fra familier ved en gitt persentil p i den nasjonale inntektsfordelingen for foreldre. Dette målet kaller de for absolutt mobilitet ved persentil p .

Chetty et al (2014a) finner store variasjoner i både relativ og absolutt mobilitet på tvers av CZs i USA. Relativ mobilitet er lavest for barn som vokste opp i sørøst og høyest i Mountain West og det rurale Midwest. De finner også tilsvarende geografisk variasjon i absolutt mobilitet.

²⁸ Chetty et al. (2014a) måler intergenerasjonell mobilitet ved en aggregering av «counties» som inkluderer rurale områder, og kaller dette for pendlersoner (commuting zones). Commuting zones er geografiske aggregeringer av fylker (counties) som ligner på byområder, men dekker hele USA, inkludert de rurale områdene.

Chetty et al (2014a) sin sammenlikning innenfor land har to fordeler sammenliknet med kryssnasjonale sammenlikninger. Den første fordel er relatert til at de variablene de analyserer, er målt ved bruk av den samme datakilden på tvers av alle regioner, og på den måten unngår de forskjeller i mål og metode som er tilfelle ved kryssnasjonale sammenlikninger. Den andre fordel er at de karakteriserer både relativ og absolutt mobilitet på tvers av regioner. Dette er i kontrast til litteraturen på kryssnasjonale sammenlikninger der de utelukkende har fokusert på forskjeller i relativ mobilitet. Fra de kryssnasjonale sammenlikningene vet vi dermed mindre om framtidsutsiktene til barn fra lavinntektsfamilier varierer på tvers av land når det måles på en felles absolutt skala (Ray, 2010).

Chetty et al (2014a) hevder at bruken av skattedata fører til at deres estimerte IGE og rang-rang helning ikke er gjenstand for reduksjonsskjevhet eller livssyklus-skjevhet.

Mazumder (2015) presenterer et analogt sett av resultater for både IGE og rang-rang helningen som Chetty et al (2014a) ved bruk av PSID og beskriver fundamentale begrensninger ved dagens tilgjengelige skattedata. Hovedpoenget er at panellengden foreløpig er for kort til å unngå problemene knyttet til reduksjons- og livssyklus-skjevhet. I motsetning til Chetty et al (2014a) viser Mazumder (2015) at både reduksjons- og livssyklus-skjevhet nesten sikkert eksisterer i skattedataen ved beregning av IGE, men at disse skjevhetene er mye mindre ved rang-rang estimeringer, og at rang-rang dermed er mer robust (men fremdeles ikke helt immun) i forhold til disse måleproblemene. Videre peker likevel Mazumder (2015) på at Chetty et al (2014a) gjør et viktig bidrag til litteraturen ved å vise at det kan være store geografiske forskjeller i intergenerasjonell mobilitet på tvers av USA, og at det er sannsynlig at disse forskjellene fremdeles vil være der selv etter at en har rettet opp for skjevheten i skattedataen. Det kan for fremtidig forskning derfor være nyttig og mer direkte undersøke disse problemene og kontrollere at Chetty et al (2014a) sine funn er robuste for disse skjevhetene.

Ved bruk av lange serier av inntektsdata fra Sverige finner Nybom og Stuhler (2015) også at rangmobilitetsmål er relativt robust i forhold til målefeil. For eksempel så vil alle toppkodede verdier bli korrekt klassifisert i de øverste persentilene av inntektsfordelingen. Rangmobilitetsmål ser også ut til å være mer robust i forhold til livssyklus-skjevheter enn intergenerasjonell elastisitet ettersom rangeringer innenfor kohorter er mye mer stabile enn inntekt innenfor kohorter (Bratberg et al, 2015). Til tross for mange attraktive egenskaper ved mobilitetsmål, er ikke rangmobilitetsmål alltid det ideelle målet. Dersom vi for eksempel er interessert i den faktiske *størrelsen på inntektsendringer* og hvordan den varierer ved ulike deler

av inntektsfordelingen, er det ikke et passende mål siden det behandler alle rangeringsendringer likt (Bratberg, 2015).

3.4 Nabolagseffekter og intergenerasjonell mobilitet

Etter Garry Solons (1999) kapittel i *Handbook of Labor Economics* har litteraturen tatt en interessant vending. I tillegg til å fokusere på å få presise estimater av korrelasjoner og elastisiteter, har litteraturen lagt mer vekt på kausale mekanismer som ligger bak dette forholdet. Den tidligste litteraturen på dette feltet har forsøkt å skille ut komponenten som skyldes genetikk, som er forhåndsbestemt, fra komponenten som skyldes en persons oppvekstmiljø (Black and Devereux, 2011). Til tross for omfattende forskning er det fortsatt ingen entydige svar på hvilken grad barns muligheter for økonomisk mobilitet er formet av nabolagene som de vokste opp i.

Det er flere utfordringer knyttet til den empiriske estimeringen av nabolagseffekter: simultanitet, korrelerte effekter og endogen nabolagstilørighet (seleksjonsskjevhet)²⁹.

For å adressere problemet med seleksjonsskjevhet har mye av litteraturen benyttet seg av randomiserte eksperimenter³⁰. Estimeringsproblemene knyttet til estimeringen av nabolagseffekter, vil reduseres kraftig dersom en sammenlikner utfallene til barn med virkelig sammenliknbare familier som vokse opp i ulike typer nabolag. Flere studier av nabolagseffekter har derfor benyttet seg av offentlige tiltak som i stor grad har resultert i forventningsrett utvalgseleksjon. Et eksempel på dette er *Moving to Opportunity (MTO)*³¹. *The Moving to Opportunity Demonstration* var en randomisert sosialt eksperimentell demonstrasjon som ble gjennomført av *the Department of Housing and Urban Development* for å evaluere effektene av å flytte lavinntektsfamilier ut av nabolag med stor fattigdom³². MTO løser flere av de empiriske utfordringene med å identifisere nabolagseffekter på individers utfall fordi det ble implementert som et eksperiment. MTO-eksperimentet genererte store forskjeller i nabolagsmiljø for sammenliknbare familier, og gjorde det dermed mulig å evaluere de kausale

²⁹ Se Manski (1993, 2000) for nærmere beskrivelse. Se Dietz (2002) for en omfattende gjennomgang av estimeringen av nabolagseffekter i samfunnsvitenskapen.

³⁰ Det eksisterer ulike metoder for å håndtere estimeringsproblemene med nabolagseffekter: følge familier over tid for å modellere hvem som flytter og hvem som ikke gjør det, søskenbaserte modeller, instrumentvariabler og bruken av paneldata for å kontrollere for endogen nabolagstilørighet ved fast-effekt estimering.

³¹ Et annet eksempel på en slikt program er *The Gautreaux project*, men det var likevel noen seleksjonsproblemer assosiert med disse dataene.

³² En detaljert diskusjon av programmet finnes i Sanbonmatsu et al. (2011).

effektene av å forbedre nabolagsmiljøet for lavinntektsfamilier (Ludwig et al., 2013). Ved å evaluere MTO-eksperimentet har flere eksperimentelle studier belyst hvorvidt forskjeller i utfall på tvers av området skyldes kausale nabolagseffekter eller forskjeller i karakteristikene til mennesketypene som bor i disse nabolagene. Flere av disse eksperimentelle studiene av familier som flytter, har funnet lite bevis for at nabolag påvirker økonomiske utfall, men at det kan ha betydning for andre velferdsmål (f. eks. Katz et al 2001, Kling et al. 2007, Ludwig et al. 2013).

Chetty og Hendren (2015) skriver at den geografiske variasjonen i intergenerasjonell mobilitet dokumentert av Chetty et al (2014a), kan være drevet av to ulike kilder. En mulighet er at nabolag har en kausal effekt på økonomisk mobilitet. Det vil si at å flytte et gitt barn til et annet nabolag, vil endre det barnets livsutfall. En annen mulighet er at den observerte geografiske variasjonen er forårsaket av systematiske forskjeller i mennesketypene som bor i hvert område. Dette kan være forskjeller i demografisk sammensetning eller rikdom. Chetty og Hendren (2015) tester disse forklaringene og identifiserer den kausale effekten av nabolag ved å studere mer enn 5 millioner familier som flytter på tvers av fylker³³ i USA og utnytter forskjellene i barnas alder når de flytter. De finner at barn med foreldre som flytter til et bedre nabolag, tjener mer selv, og de som flytter til dårligere nabolag, har lavere inntekter som voksne³⁴. Videre finner de at endringene i inntekter er proporsjonal med den andelen av barndommen som er tilbrakt i det nye området. I gjennomsnitt vil det å bo et ekstra år i en CZ eller fylke der den gjennomsnittlige rangeringen til barn av fastboende er 1 persentil høyere, øke et barns forventede rangering med omtrent 0,03-0,04 persentiler. Sagt på en annen måte betyr det at utfallene til barn som flytter, konvergerer mot utfallene til permanente beboere på det stedet de flytter til med en hastighet på ca. 3-4 % per eksponeringsår.

Chetty og Hendren (2015) viser med andre ord at en stor andel av den geografiske variasjonen dokumentert i Chetty et al. (2014a) er drevet av kausale stedeffekter, og hvor barn vokser opp, påvirker deres utfall i voksenlivet proporsjonalt med den tiden de tilbringer på det stedet. Mer presist finner de at eksponering i barndommen har mest betydning frem til tidlig i tjueårene, og

³³ Et fylke i USA er en administrativ geografisk enhet i en delstat. I 48 av de 50 delstatene benyttes betegnelsen «county» (unntakene er Louisiana og Alaska).

³⁴ Bedre nabolag refererer til CZ eller county der barn av fastboende (ikke-flyttere) ved deres inntektspersentil har høyere inntekter som voksne.

at minst 50 % av variasjonen i intergenerasjonell mobilitet på tvers av USA reflekterer den kausale barndomseksponeringseffekten.

Resultatene til Chetty og Hendren (2015) virker inkonsistente med eksperimentelle bevis på effekten av nabolag på økonomiske utfall som for eksempel resultater fra MTO-eksperimentet. I den sammenheng peker Chetty og Hendren (2015) på at dersom nabolag har kausale effekter proporsjonalt med eksponeringstiden i nabolaget, vil undergruppen av barn som vil ha mest nytte av å flytte fra et området med stor fattigdom, også være de som er yngst på tidspunktet da eksperimentet ble gjennomført. Dermed vil denne undergruppen også være de deltakerne der langtidsutfallet ikke har vært tilgjengelig for analyse før mer nylig.

Chetty, Hendren og Katz (2015) presenterer en ny analyse av virkningen av MTO-eksperimentet ved å koble dataen fra MTO-eksperimentet til skattedata. De fokuserer på eksperimentets langsiktige påvirkning på barn som var unge da deres familier flyttet til bedre nabolag. De finner robuste indikasjoner for at barn som flytter til et område med lavere fattigdom når de er unge (under 13 år), har større sannsynlighet for å gå på college og har vesentlig høyere inntekter som voksne. For eldre ungdom som flytter til et område med lavere fattigdom, finner de negative effekter. De finner dermed at MTO-dataene utøver de samme eksponeringstidsmønstrene som dokumentert i Chetty og Hendren (2015), og er konsistent med at eksponeringstid er en nøkkeldeterminant for nabolageffekter.

Disse resultatene tyder på at nabolagsmiljø har en betydning for den intergenerasjonelle mobiliteten, og er i kontrast til de overnevnte resultatene fra randomiserte eksperiment av nabolageffekter. Chetty et al. (2014a), Chetty et al. (2015) og Chetty og Hendren (2015) sine resultater er også i tråd med observasjonsstudier der det er dokumentert signifikante forskjeller i økonomiske utfall på tvers av områder (f. eks. Wilson 1987, Sampson et al 2002, Sharkey og Faber 2014).

3.6 Oppsummering

I litteraturen på IGM har det vært knyttet stor oppmerksomhet til målefeil forårsaket av transitoriske sjokk på inntekt. Disse skjevhetene kan reduseres ved å bruke gjennomsnittet av inntekt over flere år. En annen kilde til skjeve estimater er tidspunktet for når inntekt blir målt. I tilfeller der inntekt blir målt sent eller tidlig i livssyklusen, resulterer det i skjeve estimater. Litteraturen har også belyst problemer som oppstår ved sammenlikning av mobilitet mellom

land. For en riktig sammenlikning av IGM mellom land er det nødvendig med nøyaktige datadefinisjoner og like prosedyrer for datainnsamling. I tillegg eksisterer det ikke et enkelt objektivt oppsummeringsmål av intergenerasjonell mobilitet. Hvordan mobilitet defineres og måles, påvirker resultatene. En generell trend i funnene fra ulike land tyder likevel på at de nordiske landene er mer mobile enn USA og Storbritannia. Et annet aspekt ved sammenlikning av land er at en enkel lineær modell ikke ser ut til å være passende for alle land, spesielt ikke for de nordiske landene.

Mobilitet ser også ut til å variere mellom grupper, og ikke bare mellom land. I den forbindelse har det blitt utviklet nye deskriptive mål som fanger ulike aspekter ved mobilitet for å få bedre mobilitetsestimater. Disse nye målene fanger blant annet opp retningen til mobiliteten.

I nyere tid har flere studier dokumentert hvor sensitiv IGE er til spesifikasjoner og utvalg. Som et resultat av dette har det blitt presentert et alternativt mål på relativ intergenerasjonell inntektsmobilitet: rang-rang helningen. Disse målene pålegger et lineært forhold mellom barnas plassering i inntektsfordelingen og fedres plassering i inntektsfordelingen, og dermed vil dette målet på samme måte som IGE gi et enkelt tall for graden av intergenerasjonell mobilitet. Ranghelningen passer bra til å sammenlikne mobilitet mellom regioner innenfor et land, men egner seg ikke til sammenlikning mellom land. Dette kommer av at rangeringene av inntekt for foreldre og barn er beregnet ut fra den nasjonale inntektsfordelingen.

Økninger i relativ mobilitet, har tvetydige normative implikasjoner ettersom de kan være drevet av dårligere utfall for rike fremfor bedre utfall for fattige, og derfor kan absolutt mobilitet være et verdifullt mål. Økninger i absolutt mobilitet ved et gitt inntektsnivå når absolutt mobilitet ved andre inntektsnivåer holdes fast, gir en entydig økning i velferd med hensyn på Paretoprinsippet (og dersom velferd bare avhenger av inntekt) i motsetning til økninger i relativ mobilitet.

Mye av nyere litteratur forsøker også å skille forskjellige effekter fra hverandre og etablere kausale sammenhenger. Blant annet har det vært fokusert på hvilken betydning barns oppvekstmiljø har på den intergenerasjonelle mobiliteten. I den forbindelse er det ofte snakk om nabolagseffekter. I estimeringen av nabolagseffekter møter en flere utfordringer, og det eksisterer flere metoder for å håndtere disse problemene som kan generere forventningsskjevne parameterestimater. Flere analyser av randomiserte eksperimenter, som MTO-eksperimentet, konkluderer med at nabolag har mindre betydning for økonomisk suksess, men at nabolag kan ha betydning for andre utfallsmål. Ved å bruke et søskendesign for å evaluere nabolagseffekter,

og ved å bruke rangbaserte mål, finner derimot Chetty og Hendren (2015) at å flytte til et bedre nabolag, har en positiv effekt på inntekt, men det å flytte til et dårligere nabolag, har en negativ effekt på inntekt. De finner også at gevinsten av å flytte til et bedre nabolag, er større for barn som er yngre når de flytter.

Ved å forstå mekanismene bak de observerte mobilitetsmønstrene, kan det bidra til bedre politikkutforming. Dette kan i sin tur føre til en større grad av likhet i muligheter.

Kapittel 4. Design, metode og data

Denne analysen vil ved bruk av norske data undersøke hvordan intergenerasjonell mobilitet varierer mellom fylker i Norge, og i hvor stor grad foreldres flytting påvirker den intergenerasjonelle mobiliteten i Norge. Chetty og Hendren (2015) gjennomfører en tilsvarende analyse på nabolagsnivå i USA, og karakteriserer nabolagseffekter ved to geografiske områder: pendleroner og fylker (counties). I min analyse er utvalget av foreldre som flytter for lite til å gjøre en tilsvarende analyse som Chetty og Hendren (2015). Dette skyldes størrelsesforskjellene på landene Norge og USA, noe som bidrar til å redusere antallet observasjoner av foreldre som flytter. Samtidig har jeg, med de data som står til rådighet, i praksis bare mulighet til å se på én kohort av gangen, noe som også bidrar til å redusere antall observerte flyttinger. Likevel er det nærliggende å tro at den store geografiske mobiliteten vi har sett i Norge på slutten av forrige århundre kan ha noe å si for sosial mobilitet.

Videre skiller denne oppgaven seg fra Chetty og Hendren (2015) ved at analysen ikke ser på effekten av å flytte fra et «gode» og «dårlige» nabolag³⁵. Chetty og Hendren (2015) undersøker også om de regionale forskjellene de finner er drevet av kausale stedseffekter eller forskjeller i mennesketypene som bor på hvert sted. Målsettingen for analysen i denne oppgaven er å undersøke sammenhengen mellom barn med foreldre som flytter og intergenerasjonell mobilitet. Med andre ord tar oppgaven for seg hvilken effekt det har på barns økonomiske utfall at foreldre flytter fra et sted til et annet *sammen* med barnet. Grunnen til at oppgaven tar for seg at foreldrene flytter sammen med barna, og ikke flyttinger der barna flytter alene, er at analysen er ute etter å se på hvilken innvirkning det har på barnekohorter at voksenkohorten flytter på seg. Ikke effekten av at barn flytter alene. Databegrensninger gjør, som vi skal se, at det ikke er mulig å bruke Chetty og Hendren (2015) sitt opplegg for å identifisere kausale sammenhenger i denne oppgaven. Analysen blir derfor begrenset til å avdekke eventuelle assosiasjoner mellom flytting og sosial mobilitet, selv om en ut i fra en slik analyse ikke kan si noe om denne sammenhengen er kausal.

I min analyse vil jeg derfor undersøke i hvilken grad det eksisterer geografiske forskjeller i intergenerasjonell inntektsmobilitet mellom fylker i Norge. Dersom dette er tilfelle, vil jeg så undersøke om disse forskjellene i barns utfall påvirkes av at foreldrene flytter. For eksempel,

³⁵ Chetty og Hendren (2015) betegner gode nabolag som steder der barn av foreldre som ikke flytter ved deres inntektspersentil har høyere inntekter som voksne.

øker barns mobilitet hvis foreldre flytter ut av et fylke med lav mobilitet? For å undersøke dette vil jeg hovedsakelig se på barn med foreldre som flytter innad i fylker og barn med foreldre som flytter over fylkesgrenser. Resultatene for disse utvalgene vil sammenliknes med utfallene til barn med foreldre som ikke flytter i det hele tatt³⁶. Videre vil jeg se på om de samme mønstrene som viser seg på fylkesnivå også gjør seg gjeldende når en aggregerer fylkene til landsdeler.

Kapittel 4.1 gir en beskrivelse av datamaterialet som er brukt i denne oppgaven. Kapittel 4.2 presenterer utvalgsdesignet, variabeldefinisjoner, deskriptive statistikker og utvalgsdefinisjoner. Analysen benytter seg av de rang mobilitet og absolutt oppover mobilitet. Disse rangbaserte målene ble beskrevet i kapittel 2.4. Delkapittel 4.3 demonstrerer hvordan rang mobilitet og absolutt oppover mobilitet ble beregnet i oppgaven.

4.1 Data

Denne oppgaven benytter seg av data fra generasjonsdatabasen til Norsk senter for forskningsdata (NSD)³⁷. Dataen her er igjen hentet fra Folke- og boligtellinger (1960-1990), det sentrale personregisteret, inntektsregistre og utdanningsregistre. Generasjonsdatabasen inneholder data på barn født hvert femte år fra og med 1950 til og med 1990. Til disse dataene er det knyttet opplysninger om deres foreldre og besteforeldre, og dermed er observasjonshetene på det individuelle nivået (barnet).

Generasjonsdatabasen er organisert i tre deler. Den første delen inneholder informasjon om hvilken type hus man bor i, mors arbeidstid, farfars utdanning, antall søsken og liknende. Den andre delen er inntektsdelen som inneholder opplysninger som omhandler barnet-, foreldre- og besteforeldres årlige inntekter fra 1967 til 1995. Disse inntektsopplysningene er hentet fra ligningsdata, og har dermed den fordelen at opplysningene er mindre utsatt for målefeil som ofte følger selvrapporterte inntekter. Det er ingen trunkering av inntekt ved toppen eller bunnen av inntektsfordelingen. Inntektsserien var opprinnelig brukt til å beregne alderspensjon slik at alle inntekter som kvalifiserer for pensjon er inkludert³⁸. Den siste delen av generasjonsdatabasen inneholder opplysninger om endringer i ekteskapeleg status, flyttinger, avsluttet utdanning og endringer i statsborgerskap.

³⁶ En nærmere definisjon av variabler og beskrivelser av eksklusjoner er gitt i kapittel 4.2.1-4.2.5.

³⁷ Tidligere kalt Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD).

³⁸ Dette inkluderer arbeidsinntekter, dagpenger, uføretrygd og sykepenger. Dataen inkluderer ikke behovsprøvde fordeler og kapitalgevinster.

For å sikre anonymitet er alle 11-sifrede fødselsnummer fjernet og erstattet med et løpende nummer. Det er ingen forbindelse mellom dette nummeret og det opprinnelige fødselsnummeret i datasettet. Dette gjør at det ikke er mulig å koble til individdata fra kilder utenfor basen. For å gjennomføre analysen av effekten av å flytte, kreves det at datasettet har så finmaskede geografiske plasseringer som mulig, i tillegg til at det er mulig å identifisere flytting i tid. I utvalget er kommunenivå det laveste geografiske nivået, og for ytterligere sikre individers anonymitet på et så lavt geografisk nivå ble det nødvendig å slå sammen de minste kommunene med nabokommunene. Dette ble gjort av NSD, mens sammenslåingen av de ulike datakildene i generasjonsdatabasen er gjort av SSB.

Dataene som benyttes i denne oppgaven har flere fordeler. For det første gir de oss forholdsvis lange inntektsserier. For det andre er datakilden offentlige skatteregisteret, og reduserer dermed problemet med målefeil som følger selvrapportert inntekt, samt frafall fra utvalget og lignende. For det tredje er dataene censusdata og er derfor svært representative, i tillegg til å gi et stort antall av observasjoner. For det fjerde lider ikke dataene av trunckeringsproblemer som finner sted i dataen til Mazumder (2005) (Nilsen et al , 2012)³⁹. Det vil si at det ikke er noen sensurering av inntekter i den nedre eller øvre delen av inntektsfordelingen.

4.2 Design av datautvalg

Denne oppgaven benytter seg av et utvalg som består av to fødselskohorter; 1955 og 1960, men hovedfokuset vil være på 1960-kohorten. Bakgrunnen for å ta med 1955-kohorten var for å kunne kommentere eventuelle endringer, og for å ta høyde for det faktum at områder kan ha forskjellige effekter på tvers av foreldrenes inntektsnivå og over tid. Ettersom analysen er veldig disaggregert er det likevel vanskelig å finne klare utviklingstrekk. I tillegg blir rang-rang resultatene for begge kohortene ganske like, som tabell 5.3 viser, for foreldre med barn som ikke flytter på seg og foreldre med barn som flytter. Store deler av resultater, figurer og tabeller for 1955-kohorten er derfor plassert i appendiks, og vil hovedsakelig ikke bli kommentert i oppgaven. Analysen måler likevel barns gjennomsnittlige inntekt betinget av foreldrenes inntekt i hvert fylke separat for begge fødselskohortene. Datautvalget inkluderer barn av begge kjønn, men benytter seg kun av fedres inntekt.

³⁹ Dataen i Mazumder (2005) er delvis imputert (på grunn av toppkoding), og det er relativt få observasjoner. Mazumder (2005) foreslår at fremtidig forskning burde forsøke å verifisere hans funn ved å bruke langsiktige mål av permanente inntekter fra andre kilder.

For å karakterisere variasjonen i barns utfall på tvers av områder, brukes i hovedsak en fylkesvis inndeling av Norge. Dette er det laveste mulige geografiske nivået analysen kan utføres på grunnet databegrensninger. Dette kommer av at underutvalgene vil bli kraftig redusert, og dette vil i sin tur resultere i at effektene forsvinner i støy dersom områdene blir for små⁴⁰. En fordel med å fokusere på større områder fremfor små nabolag er at mobilitetsstatistikk i veldig små områder trolig er sterkt påvirket av sortering. Ettersom eiendomspriser typisk er veldig homogene innenfor avgrensede områder og boligverdier er høyt korrelert med foreldreinntekt, vil sammenlikninger innenfor et lite nabolag effektivt betinge på en proxy for foreldreinntekt. Som et resultat av dette må variasjonen i foreldreinntekt på tvers av individer i små områder være korrelert med andre latente faktorer som kan påvirke barnas utfall direkte, noe som gjør det vanskelig å tolke de resulterende mobilitetsestimatene (Chetty et al, 2014a). En ulempe med å bruke fylkesinndeling er at en ikke får et like nyansert bildet av effekten av å flytte fra et sted til et annet. Eksempelvis skiller ikke en fylkesinndeling mellom byområder og mer landlige områder.

Ved å undersøke i hvilken grad foreldres flytting påvirker variasjonen i intergenerasjonell inntektsmobilitet mellom områder på fylkesnivå vil det ikke lenger være mulig å avgjøre om det er forhold i barnas umiddelbare nabolag eller lokalsamfunn som påvirker barnas utfall. Dette kommer av at det innenfor fylker eksisterer ulike typer nabolag og lokalsamfunn som kan påvirke barn ulikt. Denne analysen vil derfor ikke kunne undersøke nabolageffekter per se, men vil heller belyse hvorvidt utfallene til barn med foreldre som flytter er bedre eller dårligere sammenliknet med utfallene til barn med foreldre som blir boende. Denne oppgaven ser med andre ord på regional mobilitet. Dette er i seg selv interessant i Norge der sentralisering har vært et sentralt tema. Høy økonomisk vekst i byene kan for eksempel bidra til flyttinger som er motivert av jobbmuligheter. En slik sentralisering kan ha negative virkninger på landsbygda/distriktene. Dette kan i sin tur bli en selvforsterkende effekt, og dermed ytterligere bidra til økonomisk vekst i byene og mindre økonomiske vekst på landsbygda (Langørgen, 2007). Slike regionale forskjeller kan påvirke den intergenerasjonelle mobilitet.

⁴⁰ Ved inndeling av Norge i regioner etter SSBs standard for økonomiske regioner og arbeidsmarkedsregioner medfører at antallet flyttere i mange regioner er under 150 observasjoner. En svakhet med inndeling av SSBs standard for økonomiske regioner er at hver region ikke tillates å inneholde områder fra mer enn ett fylke. SSBs inndeling etter arbeidsmarkedsregioner unngår denne problematikken, men er ikke en like finmasket inndeling som SSBs standard for økonomiske regioner. Inndeling av Norge etter arbeidsmarkedsregioner resulterer også i for få observerte flyttinger.

Videre deler oppgaven utvalget inn barn med foreldre som ikke flytter på seg, barn med foreldre som flytter innad i fylke og barn med foreldre som flytter fra et bestemt fylke til et uspesifisert fylke. I tillegg ser oppgaven på barn med foreldre som flytter fra et uspesifisert fylke til et bestemt fylke. En nærmere definisjon av disse utvalgene er beskrevet i kapittel 4.2.3-4.2.6.

4.2.1 Variabeldefinisjoner og deskriptiv statistikk

I dette delkapittelet defineres nøkkelvariablene analysen benytter for å måle intergenerasjonell mobilitet. Delkapittelet presenterer videre deskriptiv statistikk for inntekt og alder.

Foreldreinntekt

Det er fars inntekt som benyttes som en indikator for familieinntekt. At fars inntekter blir benyttet som proxy for foreldreinntekter for kohortene som analyseres i denne oppgaven, er likevel ikke for urealistisk. Fedre var typisk forsørgere, mens mødrene vanligvis var hjemme for å ta seg av barna i det tidsrommet jeg har tilgjengelig data. Dette er også i tråd med blant annet Bratberg et al. (2005, 2007) og Nilsen et al. (2012) sine studier av intergenerasjonell inntektsmobilitet i Norge. Videre er utvalget begrenset til individer med fedre som var yngre enn 40 år da barnet ble født⁴¹. Dette kommer av at inntektsserien starter i 1967, og det betyr at en far i 1955-kohorten maksimal kan være 52 år. Dette er også i tråd med tidligere forskning gjort av Bratberg et al (2005, 2007)⁴². I tillegg ekskluderer utvalget de observasjonene der far døde i perioden inntekt ble målt.

Rapporterte inntekter i utvalget er deflatert til konsumprisindeksen i 1995, og deretter er inntekt konvertert til log-inntekter. Denne oppgaven benytter seg av fem-års gjennomsnitt av fedres (log) inntekter fra 1967 – 1971 for 1955-kohorten og inntekter fra 1971- 1976 for 1960-kohorten. Det å benytte log-inntekt innebærer i praksis å droppe år med null inntekt. Logtransformasjonen påvirker ikke rangeringene som analysen baseres på⁴³. Ved å bruke 5 års gjennomsnitt av fedres inntekter som en kortsiktig proxy for livstidsinntekt reduseres målefeilskjevheter som kan oppstå ved å bruke ett enkelt år av inntekter . Dette er i tråd med Solons (1992) tilnærming. Som forklart i kapittel 2.3 ønsker en i mange tilfeller å observere flest mulig år, i tillegg til at en ønsker å måle inntekter på samme livssyklusstadium for begge generasjoner. Å finne en balanse mellom disse to kan være vanskelig.

⁴¹ Det vil si at fedre født mellom 1915 og 1940 er inkludert i utvalget for 1955-kohorten, og fedre født mellom 1920 og 1945 er inkludert i utvalget for 1960-kohorten. Som diskutert i kapittel 2 finner litteraturen at livssyklus-skjevhet er minimert ved 30- og 40 års alderen. Ved å ekskludere de eldste fedrene fra utvalget vil det bidra å redusere eventuelle livssyklus-skjevheter.

⁴² Bratberg et al. (2005) benytter seg også av 1950-kohorten. Det vil si at for deres analyse kan en far i 1950-kohorten maksimalt være 57 år fordi inntektsserien starter i 1967.

⁴³ Logtransformasjonen kan ha betydning når en rangerer summen av logaritmer.

Barns inntekt

For mer presis proxy (sammenliknet med ett enkelt år som proxy for livstidsinntekter) for livstidsinntekt for sønner og døtre, benyttes gjennomsnittet av log-inntekter over fem år som inntektsmål: gjennomsnittet fra 1986-1990 for 1955-kohorten og 1991-1995 for 1960-kohorten. Det vil si at barna i begge kohortene er 31-35 år når deres inntektsgjennomsnitt blir målt. Å benytte 5 års gjennomsnitt for barns inntekt er i tråd med tidligere forskning gjort på norske data (f.eks. Bratberg et al, 2005, 2007). Nilsen et al. (2012) benytter et inntektsgjennomsnitt ved alderen 36-40 for å minimere livssyklusshjevhet. Ved å benytte tilsvarende alder for inntektsgjennomsnitt som Nilsen et al. (2012) ville en ikke kunne benyttet 1960-kohorten. Dette kommer av at inntektsserien bare går frem til 1995. Videre rapporteres resultatene ved å bruke inntekter ved 40 år for 1955-kohorten, og ved 45 år for 1960. I beregningen av alle (log) gjennomsnittene, ekskluderes år der inntekt er rapportert til å være 0, mens individer uten komplette serier ikke er ekskludert. Dersom tre eller flere år mangler eller er registrert med null inntekt, vil individet bli fjernet fra utvalget. Det betyr at dersom for eksempel to av fem år eller ett av fem år mangler eller er lik 0, vil gjennomsnittet bli beregnet ut i fra de resterende tre eller fire år. Dette er også i tråd med blant annet Bratberg et al. (2005, 2007) og Nilsen et al. (2012).

Deskriptiv statistikk

Tabell 4.1 rapporterer den deskriptive statistikken for gjennomsnittsinntekt og alder for sønner, døtre og barn sammen med deres fedre for begge kohortene. Det er færre døtre enn sønner representert i begge kohortene. Dette skyldes hovedsakelig manglende inntektsdata. At det er flere observasjoner med manglende inntektsdata på kvinner kan skyldes at kvinner i større grad har omsorgsansvaret for barnet enn menn, og dermed er hjemme fremfor å ta lønnet arbeid. Fra tabellen ser vi at inntektsgjennomsnittene øker for alle fra 1955- til 1960-kohorten, bortsett fra for sønner. En mulig forklaring på at sønnene i 1960-kohorten har en nedgang i gjennomsnittlig inntekt kan komme av nedgangstidene i Norge på slutten av 1980- og tidlig 1990-tallet, og at sønner i større grad enn døtre arbeidet i sektorene som ble påvirket. Det er også verdt å merke seg at det er en større spredning i den observerte inntekten for døtrene enn det er for sønnene.

Tabell 4.1: Deskriptiv statistikk for sønner og døtre sammen med deres fedre

	55-kohorten		60-kohorten	
	Gj.snitt	SD	Gj.snitt	SD
<i>Fedre sønner</i>				
Femårig inntektsgjennomsnitt (log)	5,13	0,46	5,26	0,54
Femårig inntektsgjennomsnitt (nivå)	183155	66441	215200	87775
Alder	47,60	5,07	47,21	5,32
<i>Sønner</i>				
Gjennomsnittlig inntekt 31-35 (log)	5,32	0,58	5,30	0,67
Gjennomsnittlig inntekt 31-35 (nivå)	231879	104030	232286	112207
<i>N</i>	24 498		24 232	
<i>Fedre døtre</i>				
Femårig inntektsgjennomsnitt (log)	5,12	0,47	5,27	0,54
Femårig inntektsgjennomsnitt (nivå)	182838	66565	215656	87979
Alder	47,60	5,10	47,17	5,37
<i>Døtre</i>				
Gjennomsnittlig inntekt 31-35 (log)	4,51	0,89	4,69	0,86
Gjennomsnittlig inntekt 31-35 (nivå)	120163	72305	139101	79736
<i>N</i>	21 042		21 404	
<i>Fedre barn</i>				
Femårig inntektsgjennomsnitt (log)	5,12	0,46	5,27	0,54
Femårig inntektsgjennomsnitt (nivå)	182999	66501	215424	87875
Alder	47,60	5,08	47,19	5,34
<i>Barn</i>				
Gjennomsnittlig inntekt 31-35 (log)	4,95	0,84	5,01	0,82
Gjennomsnittlig inntekt 31-35 (nivå)	180260	106487	188634	108785
<i>N</i>	45 540		45 636	

Merknader: Inntekter er både oppgitt i logaritmer og på nivåform der baseår er 1995=1000. Femårig gjennomsnitt for fedres inntekt: 1967-71, 1972-76. Fars alder er målt i 1969/74. Femårig gjennomsnitt for barns inntekt: 1986-1990, 1991-1995.

Den videre analysen vil benytte et sammenslått utvalg av sønner og døtre. Bakgrunnen for å analysere barn under ett er at det vil øke antall observasjoner for flyttinger, i tillegg til at kjønnsforskjeller ikke er noe tema for denne analysen. Som tidligere nevnt vil også hovedfokuset være på 1960-kohorten, og resultatene for 1955-kohorten er derfor i stor grad gitt i appendiks.

4.2.2 Geografiske definisjoner

Denne analysen karakteriserer først effekten ved å flytte på fylkesnivå der Vest- og Aust-Agder er slått sammen slik at jeg står igjen med 18 fylker. Deretter karakteriseres effekten ved å flytte ved en aggregering av fylkene til fem landsdeler: Nord-Norge, Trøndelag, Vestlandet, Østlandet og Sør-Norge (Agder). Etersom Vest- og Aust-Agder er slått sammen i analysen ved

fylkesnivå, vil dette fylket tilsvare Sør-Norge når jeg evaluerer effekten av å flytte etter landsdeler. Resultatene for Agder og Sør-Norge vil derfor bli de samme i de to analysene.

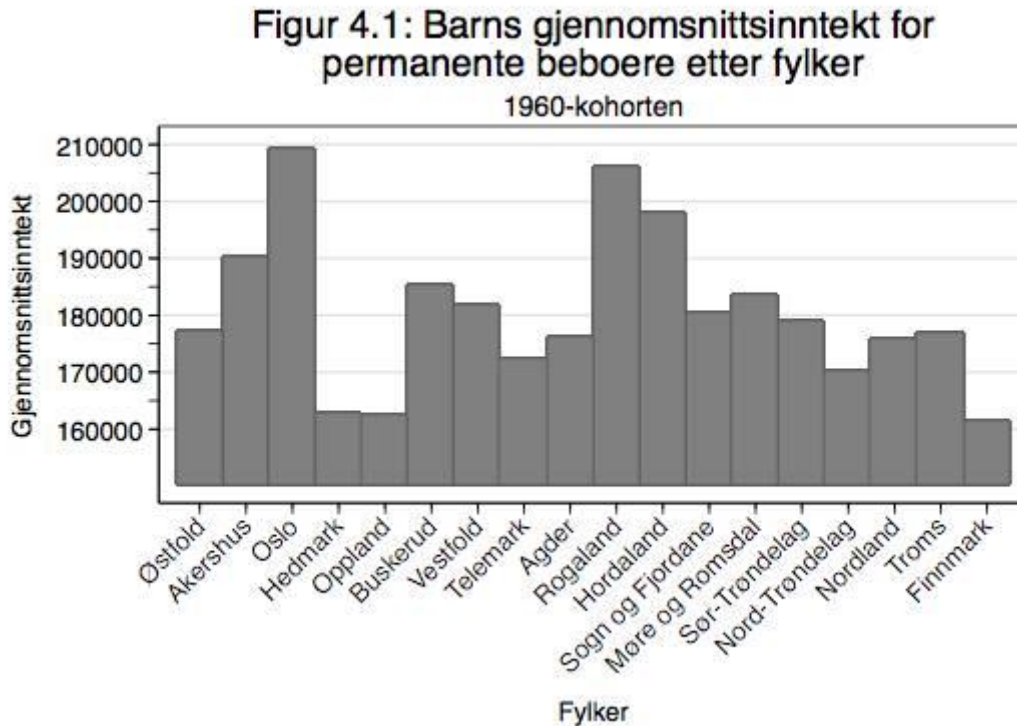
4.2.3 Permanente beboere

I tråd med Chetty og Hendren (2015) definerer oppgaven fast bosted til hvert fylke som undergruppen av foreldre som bor i et enkelt fylke i alle årene til utvalget, 1967 - 1995⁴⁴. Denne definisjonen er betinget av foreldrenes bosted, ikke av barnas bosted i voksenlivet. Det betyr at barnets oppvekstfylke kan være forskjellig fra fylket barnet bor i når barnets inntekt måles i voksen alder.

Data på bosted er første gang registrert i det året barnet ble født. Deretter inneholder datasettet informasjon om til- og fraflyttingssted på foreldrene fra 1965 til 1997. Etersom data ikke starter før 1965, kan jeg ikke måle foreldrenes bosted over hele barndommen til deres barn. For 1955-kohorten måles foreldres bosted mellom alderen 10 til 42 år. For 1960-kohorten måles foreldres bosted i alderen 5 til 37 år. Dette skaper målefeil i barnas barndomsmiljø som er større i tidligere fødselskohorter (Chetty og Hendren, 2015). Chetty og Hendren (2015) finner at deres resultater ikke varierer signifikant på tvers av fødselskohorter, og at spesielt de nyeste fødselskohortene forblir like. De peker på at årsaken til at slike målefeil viser seg å være empirisk moderate er at de fleste familier som blir boende i ett gitt området i flere år har en tendens til å ikke ha flyttet tidligere heller.

Figur 4.1 viser en oversikt over barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for permanente beboere i 1960-kohorten. En tilsvarende oversikt for 1955-kohorten er rapportert i figur B.1 i appendiks B. Fra figur 4.1 ser vi at det er en stor variasjon i gjennomsnittlig inntekt mellom fylker for permanente beboere. Gjennomsnittsinntekten er klart høyest Oslo, Rogaland og Hordaland. Dette er også de fylkene som huser Norges største byer/tettsteder, henholdsvis Oslo, Stavanger/Sandnes og Bergen. Hedmark, Oppland og Finnmark er fylkene som har lavest gjennomsnittsinntekt.

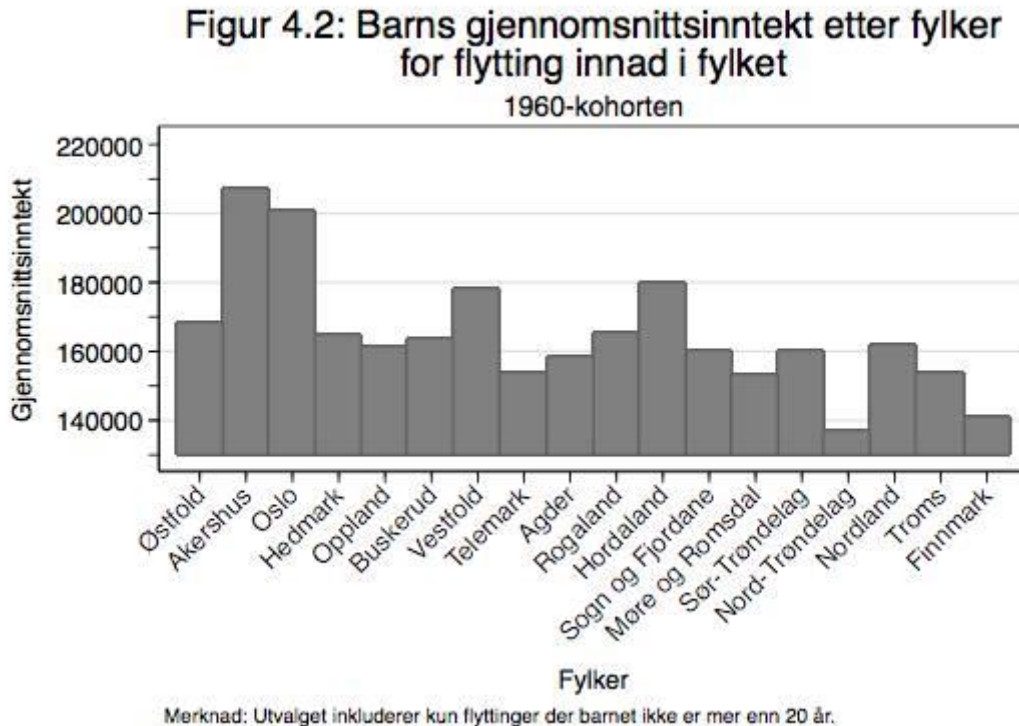
⁴⁴ Chetty og Hendren (2015) benytter seg av pendlersoner og fylker (county).



4.2.4 Flytting innad i fylket

Flytting innad i fylket betegner barn med foreldre som flytter fra et bestemt sted innenfor fylkets grenser, til et ubestemt sted innenfor samme fylkesgrense. For flyttinger innad i fylker regnes kun observasjoner der barn med foreldre flytter frem til barnet fyller 20 år. Flyttinger etter barnet er fylt 20 år er dermed ekskludert fra utvalget. Observasjoner der kun mor eller far flytter, eller begge flytter uten barnet, er også ekskludert fra utvalget. Denne ekskluderingen kommer av at analysen ønsker å se på hvilken effekt det har på barns økonomiske utfall at foreldrene flytter sammen med barnet. I tillegg er observasjoner der flytting er til eller fra utlandet ekskludert, samt de som flytter mer enn én gang.

Figur 4.2 viser en fylkesvis oversikt over barns gjennomsnittsinntekt for barn med foreldre som flytter innad i samme fylke opp til 20 år i 1960-kohorten. En tilsvarende oversikt for 1955-kohorter er rapportert i figur B.2 i appendiks B.



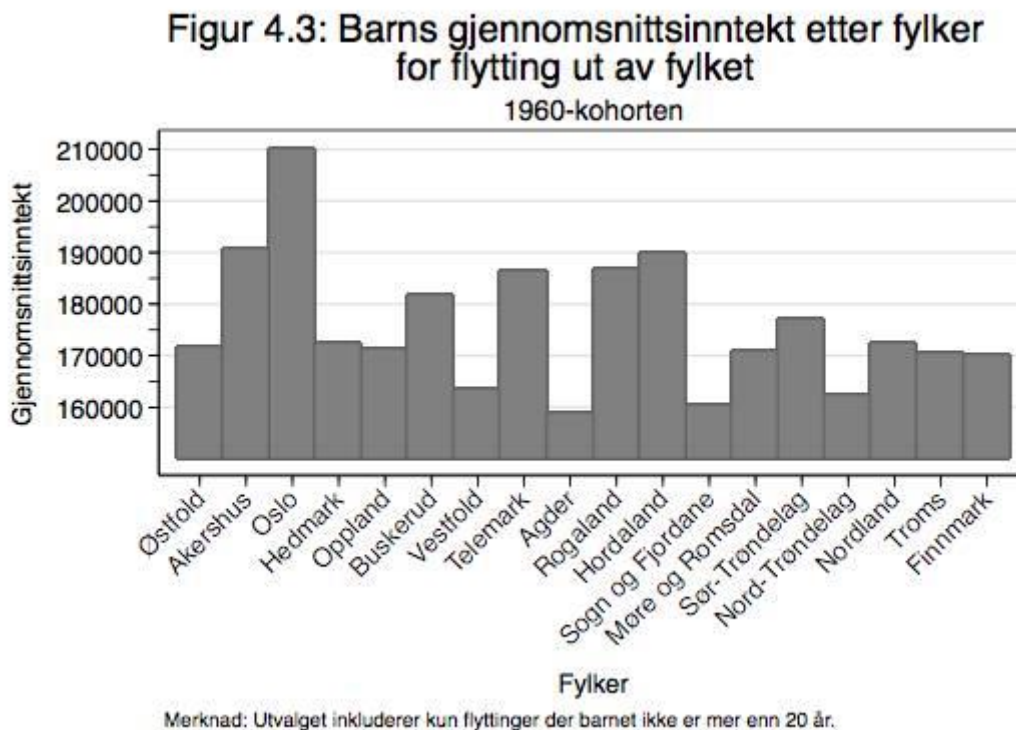
Fra figur 4.2 ser vi at gjennomsnittsinntekt for flyttinger innenfor fylkesgrenser opp til 20 år i 1960-kohorten, er mye lavere enn gjennomsnittsinntekten for permanente beboere. Fylkene med klart høyest gjennomsnittsinntekt er Akershus og Oslo. Oslo var også det fylket som hadde høyest gjennomsnittsinntekt for permanente beboere. Vi ser likevel at gjennomsnittsinntekten for barn med foreldre som flytter innad i Oslo, er lavere enn gjennomsnittsinntekten for permanente beboere i Oslo. Fylket med lavest gjennomsnittsinntekt er Nord-Trøndelag etterfulgt av Finnmark. For disse to fylkene er gjennomsnittsinntekten betydelig lavere sammenliknet med gjennomsnittsinntekten i de samme fylkene for permanente beboere, spesielt for Nord-Trøndelag.

4.2.5 Flytting ut av fylket

Barn med foreldre som flytter fra et bestemt fylke til et annet (uspesifisert) fylke, allokeres inn i utvalget for barn med foreldre som *flytter ut av fylket*, og det er kun utflytting fra fylker frem til barnet fyller 20 år som regnes med. Observasjoner der kun mor eller far flytter, eller begge flytter uten barnet, er ekskludert fra utvalget. Flyttinger som forekommer innenfor samme fylke regnes ikke med i dette utvalget, og observasjoner der flytting er til eller fra utlandet er også ekskludert. De som flytter mer enn én gang er også ekskludert fra utvalget.

Figur 4.3 viser en oversikt over barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for barn opp til 20 år med foreldre som flytter over fylkesgrenser i 1960-kohorten. En tilsvarende oversikt for 1955-kohorter er rapportert i figur B.3 i appendiks B.

Vi ser fra figuren nedenfor at det er stor variasjon i gjennomsnittsinntekt for de som flytter fra fylker. Akershus og Oslo har den høyeste gjennomsnittsinntekten for utvalget som flytter over fylkesgrenser, noe som tilsvarer resultatet for flyttinger innenfor fylkesgrensene. For dette utvalget er det derimot barn med foreldre som flytter fra Agder som har den laveste gjennomsnittsinntekten, tett etterfulgt av Sogn og Fjordane og Nord-Trøndelag.



Tabell 4.2. rapporterer deskriptiv statistikk for hele utvalget av permanente beboere, flytting innad og flytting ut av fylker. Tabellen illustrerer at det totalt er 5001 flyttinger på tvers av fylker det fullstendige analyseutvalg for 1960-kohorten. Fedres gjennomsnittsinntekt for permanente beboere i 1960-kohorten er 217 622 kr, 204 745 kr for flytting innad i fylket og 226 423 kr for flytting ut av fylket. Medianinntekten for barn i utvalget for permanente beboere i 1960-kohorten er 186 271 kr. Medianinntekten for permanente beboere er dermed høyere enn medianinntekten for hele utvalget av barn.

Tabell 4.2: Deskriptiv statistikk for permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket

	60-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N
Permanente beboere				
Fars inntekt	217622	89938	206650	19850
Barnets individuelle inntekter	187091	110654	186271	18540
Flytting innad i fylket				
Fars inntekt	204745	78553	198331	3639
Barnets individuelle inntekter	167044	99658	162284	3385
Flytting ut av fylket				
Fars inntekt	226423	92288	213446	5301
Barnets individuelle inntekter	180691	106152	176936	5001

Merknad: Tabellen presenterer deskriptiv statistikk for utvalget som er brukt i analysen på fylkesnivå. Den deskriptive statistikken er delt inn i permanente beboere (der foreldre ikke flytter på tvers av fylker i løpet av utvalgsvinduet (1967-1995)), flytting innad fylket (der foreldre flytter innad i fylkene i løpet av utvalgsvinduet opp til barna er 20 år), og flytting ut av fylket (der foreldre flytter på tvers av fylkene i løpet av utvalgsvinduet opp til barna er 20 år). Permanente beboere har ingen aldersbetingelse da dette er barn med foreldre som ikke har flyttet i det hele tatt i løpet av utvalgsvinduet. Flytting innad og ut av fylker etter at barnet har fylt 20 år er med andre ord ekskludert fra utvalget. Barnets individuelle inntekter er målt ved 31-35 år.

Fra tabellen ser vi at medianinntekten til barn er høyere for permanente beboere enn for både de som flytter innad i fylker og for de som flytter ut av fylker. Medianinntekten er lavest for barn med foreldre som flytter innad i fylker. Dette drives muligens av at Oslo og Akershus er så store at de dominerer. Tilsvarende tabell for 1955-kohorten er rapportert i tabell B.1 i appendiks B.

I appendiks B i tabell B.2 rapporteres fylkesvis deskriptiv statistikk for permanente beboere, flytting innad og flytting ut av fylker, sammen med en oversikt over fylkesinndelingen. Fra denne tabellen er det verdt å merke seg at utvalget av *barn med foreldre som flytter innad i fylket* har relativt få observasjoner for mange fylker. Mobilitetsestimater fra fylker med mindre enn 140 observasjoner vil ikke benyttes videre i analysen. At grensen for tilstrekkelig antall observasjoner er satt til 140 er noe vilkårlig. Hovedsakelig ønsker en å ha så mange observasjoner som mulig for å oppnå mer representative utvalg, og dermed være i stand til å si noe om faktiske effekter⁴⁵. I 1960-kohorten er det 10 av 18 fylker som har tilstrekkelig med observasjoner for videre analyse for utvalget som flytter innad i fylker; Østfold, Oslo, Buskerud,

⁴⁵ Desto større utvalg, jo mindre er standardfeilen og det er da mer sannsynlig at vi vil forkaste nullhypotesen om at en parameter er lik null.

Vestfold, Agder, Rogaland, Hordaland, Møre og Romsdal, Sør-Trøndelag og Nordland. Utvalget av permanente beboere og flytting ut av fylket har tilstrekkelig antall observasjoner i alle fylkene, og vil dermed benyttes videre i analysen.

Tabell 4.3 viser deskriptiv statistikk av fedre og barns persentile rangering i inntektsfordelingen. I 1960-kohorten er barns gjennomsnittlige persentile rangering høyest for permanente beboere og lavest for flytting innad i fylket. Fedres gjennomsnittlige persentile rangering er høyest for de som flytter ut av fylker og lavest for de som flytter innenfor fylkesgrenser. Tilsvarende tabell for 1955-kohorten er rapportert i tabell B.3 i appendiks B.

Tabell 4.3: Fedre og barns persentile rangering

	60-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N
Permanente beboere				
Fars persentile rangering	51,27	29,13	52	19850
Barnets persentile rangering	50,03	28,73	50	18540
Flytting innad i fylket				
Fars persentile rangering	47,18	27,12	46	3639
Barnets persentile rangering	43,96	27,72	40	3385
Flytting ut av fylket				
Fars persentile rangering	53,84	29,59	56	5301
Barnets persentile rangering	48,16	29,17	46	5001

Merknad: Permanente beboere har ingen aldersbetingelse da dette er barn som ikke har flyttet i det hele tatt i tidsrommet med tilgjengelig data. Flytting innad og ut av fylker er betinget på barns alder opp til 20 år. Flyttinger etter barnet har fylt 20 år regnes ikke med.

4.2.6 Innflyttere til et fylke

Barn med foreldre som flytter fra et uspesifisert fylke til et bestemt fylke, allokeres inn i utvalget for innflyttere til et fylke. Tilsvarende som for utflyttere fra et fylke, er det kun innflyttinger frem til barnet fyller 20 år som regnes med i utvalget. Observasjoner der kun mor eller far flytter, eller begge flytter uten barnet, er ekskludert fra utvalget. Det er kun flyttinger til et annet fylke, og ikke flyttinger som forekommer innenfor fylkesgrenser, som telles med i antall innflyttinger til et fylke. Observasjoner der flytting er til eller fra utlandet er ekskludert. Tilsvarende som for utflyttere fra fylket er de som flytter mer enn én gang ekskludert fra utvalget.

Tabell 4.4 rapporterer deskriptiv statistikk for hele utvalget av innflyttere til et fylke. Ved å sammenlikne antall observasjoner for utvalget som flytter ut av fylker, gitt i tabell 4.3, med innflyttere til fylker ser vi at antall observasjoner er det samme. Med andre ord er det totalt like mange flyttinger fra fylker som det er til fylker. Videre viser tabellen at gjennomsnittsinntekt, standardavvik og medianinntekt stemmer overens med den deskriptive statistikken for utvalget som flytter ut av fylker rapportert i tabell 4.2.

Tabell 4.4: Deskriptiv statistikk for innflyttere til et fylke

	55-kohorten				60-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N	Snitt	SD	Median	N
Innflyttere til fylker								
Fars inntekt	178558	67646	173485	5131	226423	92288	213446	5301
Barnets individuelle inntekter	162620	96917	159414	4816	180691	106152	176936	5001

Merknad: Innflyttere til fylker er betinget på barns alder opp til 20 år. Innflyttinger til fylker etter at barnet har fylt 20 år regnes ikke med.

4.3 Metode

For å oppnå en mer stabil oppsummering av intergenerasjonell inntektsmobilitet mellom fylker i Norge, vil jeg benytte meg av en rang-rang spesifikasjon som gjort rede for i kapittel 2, jamfør Dahl og DeLeire (2008), Chetty et al. (2014) og Chetty og Hendren (2015). Som diskutert i kapittel 2 er rang-rang helningen også et mer passende mål på intergenerasjonell mobilitet når en skal sammenlikne mobilitet mellom steder og evaluere effekten flytting har på den intergenerasjonell mobiliteten. I analysen av fylker vil både barn og foreldre rangeres etter deres posisjoner i den nasjonale inntektsfordelingen (i stedet for fordelingen innenfor deres fylke). Ved å beholde denne rangeringen er det mulig å sammenlikne fylker, samt å måle barns absolutte utfall. Dette delkapittelet beskriver hvordan målet av intergenerasjonell mobilitet ble beregnet i min analyse.

4.2.1 Beregning av rang-rang og absolutt mobilitet

Rang-rang helningen er det andre målet på relativ mobilitet som diskutert i kapittel 2. Chetty et al. (2014) viser at å måle foreldre og barns inntekter ved å bruke persentile rangeringer (i stedet for kronenivå eller logaritmer) har betydelige statistiske fordeler. Denne analysen oppsummerer derfor den betingede forventningen til et barns persentile rangering gitt barnets foreldres persentile rangering i hvert fylke for permanentene beboere, flytting innad i fylket og flytting

ut av fylket ved å bruke to parametere: en helning og et skjæringspunkt. Dette er i henhold til Chetty og Hendren (2015) sin tilnærming.

Jeg definerer barn i sin persentile rangering R_{ir} i fylke r basert på deres plassering i inntektsfordelingen til barna innenfor deres fødselskohort. Tilsvarende måler jeg P_{ir} basert på barnets foreldre sin rangering i den nasjonale inntektsfordelingen til foreldre i kjerneutvalget. Definisjonene på disse rangeringene holdes fast basert på plasseringer i den aggregerte fordelingen, selv når jeg skal analysere underutvalg; permanente beboere, flytting innad og flytting ut av fylker.

Jeg estimerer helningen og skjæringspunktet til rang-rang sammenhengen for permanente beboere i fylke r ved en MKM regresjon av barnets rangering på foreldres rangering:

$$R_{ir} = \alpha_r + \delta_r P_{ir} + \varepsilon_{ir} \quad (4.1)$$

Mobilitet karakteriseres ved helningen på rang-rang sammenhengen (δ_{rk}) i (4.1), og måler graden av relativ mobilitet i fylke r som definert i kapittel 2. Helning identifiserer dermed korrelasjonen mellom barn og foreldres posisjon i inntektsfordelingen⁴⁶. Det vil si at rang-rang helningen måler i hvilken grad forskjeller i barns inntekter er bestemt av foreldrenes deres sine inntekter. Høyere rang-rang helning betyr dermed at sammenhengen mellom barn og foreldres plassering i inntektsfordelingen er større. Hvis $\delta_{rk} = 0,175$ betyr det at dersom foreldrenes inntektsrangering øker med 10 persentilpoeng vil det i gjennomsnitt føre til en økning på 1,75 persentiler i barnets inntektsrangering. Skjæringspunktet, α_{rk} , måler den forventede rangeringen til barn fra familier i den nederste delen av inntektsfordelingen.

Jeg definerer absolutt mobilitet ved persentil p i fylke r som den forventede rangeringen til et barn i fylke r med foreldre som har en nasjonal inntektsfordeling ved p og er permanente beboere av fylke r som prediksjonsverdier fra denne regresjonen;

$$\bar{r}_{pr} = \alpha_r + \delta_r p \quad (4.2)$$

⁴⁶ Jeg måler alltid persentile rangeringer på en 0-100 skala og helninger på en 0-1 skala. Dette gjør at α_{rk} varierer fra 0-100 og δ_{rk} ligger mellom 0 til 1 i ligning (4.1).

Store deler av analysen fokuserer på gjennomsnittlig absolutt mobilitet for barn fra familier med under median foreldreinntekt i den nasjonale fordelingen ($E[R_{ir}|P_{ir} < 50]$), og kaller dette for *absolutt oppover mobilitet* tilsvarende Chetty et al. (2014a) og Chetty og Hendren (2015)⁴⁷. Siden rang-rang sammenhengen antas å være lineær, vil den gjennomsnittlige rangeringen til barn med foreldre som har inntekt under medianen være lik den gjennomsnittlige rangeringer til barn med foreldre ved 25. persentilen i den nasjonale inntektsfordelingen

$$\bar{r}_{25,rk} = \alpha_{rk} + \delta_{rk}25 \quad (4.3)$$

Absolutt oppover mobilitet måler altså den gjennomsnittlige inntektsrangeringen til barn med foreldre i den nederste halvdel av inntektsfordelingen gitt lineariteten til rang-rang sammenhengen, som forklart i kapittel 2.4. For mer nøyaktig illustrere hvordan absolutt oppover mobilitet blir beregnet kan vi ta utgangspunkt i permanente beboere i Oslo der den estimerte rang-rang helningen, δ_{rk} , er lik 0,175 i 1960-kohorten. Estimert skjæringspunkt, α_{rk} , er lik 44,3. Estimert absolutt oppover mobilitet til barn med foreldre ved den 25. persentilen i Oslo, $\bar{r}_{25,Oslo}$, vil dermed være lik 48,7;

$$\bar{r}_{25,Oslo} = 44,3 + 0,175 * 25 = 48,7 \quad (4.3)$$

Barnets forventede rangering vil altså være ved den 48,7. persentilen i den nasjonale inntektsfordelingen til barna.

Estimeringen av relativ og absolutt mobilitet for flytting innad i fylker, flytting ut av fylket og for innflyttere til et fylke beregnes på tilsvarende måte som for permanente beboere. Estimering av relativ og absolutt mobilitet for alle barn sett under ett er også gjort på tilsvarende måte som for permanente beboere, men benytter da et sammenslått utvalg av barn med foreldre som flytter og barn med foreldre som ikke flytter. Relativ mobilitet på det nasjonale nivået oppnås ved å estimere $R_i = \alpha + \delta P_i + \varepsilon_i$.

⁴⁷ Jeg integrerer over den nasjonale inntektsfordelingen til fedre fremfor den lokale fordelingen når jeg definerer ($E[R_{ir}|P_{ir} < 50]$) for å sikre at de kryssregionale sammenlikningene ikke er påvirket av forskjeller i lokale fordelinger.

Kapittel 5: Analyse

Denne analysen vil først undersøke forskjeller i intergenerasjonell mobilitet mellom fylker i Norge. Videre vil analysen undersøke om eventuelle geografiske forskjeller i intergenerasjonell mobilitet mellom fylker påvirkes av flytting: Vil barn med foreldre som flytter fra et fylke med lav mobilitet øke barnets mobilitet, redusere barnets mobilitet eller vil mobiliteten forbli den samme? For å undersøke dette benytter analysen seg av absolutt oppover mobilitet som er den gjennomsnittlige rangeringen (i barnets nasjonale inntektsfordelingen) til barn med foreldre som er ved den 25. persentilen i den nasjonale inntektsfordelingen til foreldrene. På det nasjonale nivået er dette målet mekanisk relatert til rang-rang helningen og gir ikke noe tilleggsinformasjon om mobilitet. Når en derimot skal studere små områder innenfor Norge vil et barns rangering i den nasjonale inntektsfordelingen effektivt være et absolutt utfall fordi inntekter i et gitt område har liten innvirkningen på den nasjonale fordelingen⁴⁸.

I kapittel 5.1 begynner den empiriske analysen med å karakterisere forholdet mellom foreldre og barns inntektsfordeling på det nasjonale nivået sammen med rang-rang helningen for sønner, døtre og det sammenslåtte utvalget av barn for de to kohortene. For å kunne studere effekten av å flytte er det avgjørende at det eksisterer en heterogenitet mellom fylker. Kapittel 5.1.1 vil derfor ta for seg regional variasjon i barns utfall uten å dele utvalget inn i permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket.

Kapittel 5.2 karakteriserer forholdet mellom foreldre og barns inntektsfordeling for permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket sammen med rang-rang helningen for disse tre utvalgene. Deretter vil jeg karakterisere rang-rang helningen etter fylker for hhv. permanente beboere, flytting innad og flytting ut av fylker for å avgjøre om det eksisterer en forskjeller i intergenerasjonell mobilitet mellom steder for de tre utvalgene. Dette vil danne utgangspunktet for den videre analysen når jeg evaluerer effekten av å flytte fra et fylke til et annet.

Gitt resultatene til permanente beboere og barn med foreldre som flytter ut av fylker, er det også interessant å undersøke om utfallene til innflyttere til de ulike fylkene speiler utfallene til de som har flyttet fra de samme fylkene. En analyse av dette for 1960-kohorten er gjort i kapittel

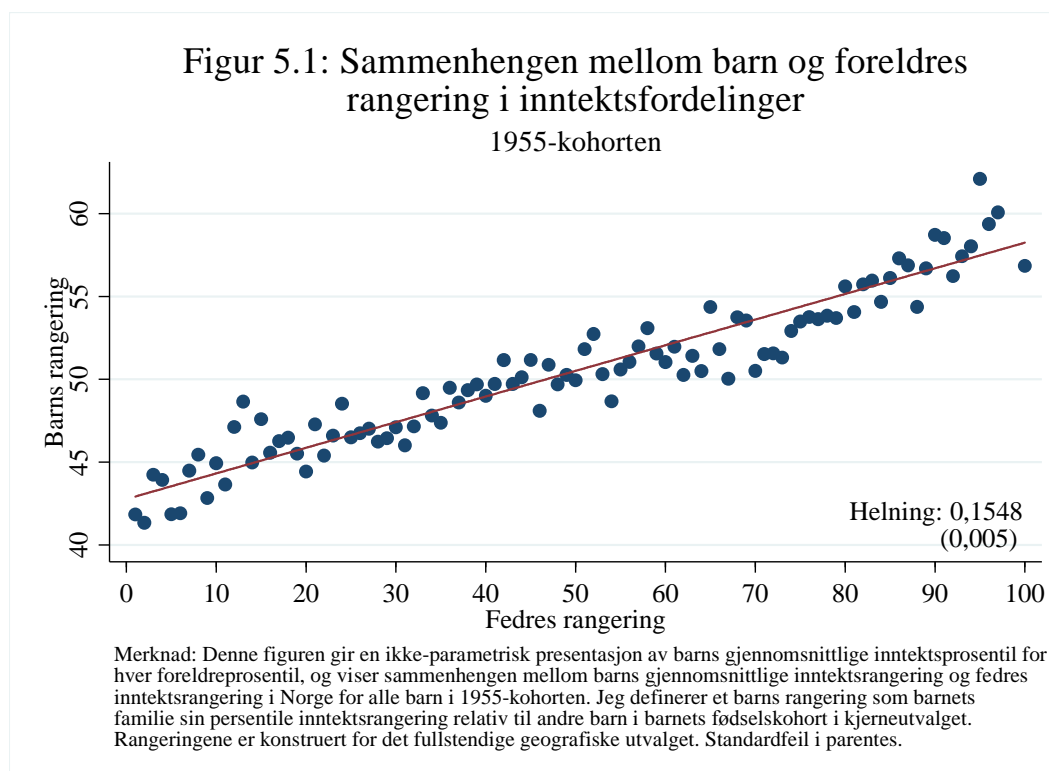
⁴⁸ Hvorvidt fylker regnes som små områder kan dog diskuteres. Når analysen senere tar for seg forskjeller mellom landsdeler, er det mer trolig at inntektene i de ulike landsdelene har en innvirkning på den nasjonale fordelingen da hver landsdel utgjør en stor andel av hele befolkningen i Norge.

5.2.4. Videre tar kapittel 5.3 for seg om mønstrene i intergenerasjonell mobilitet etter fylker også gjør seg gjeldene ved å dele Norge inn i landsdeler.

5.1 Regional variasjon i barns utfall på det nasjonale nivået

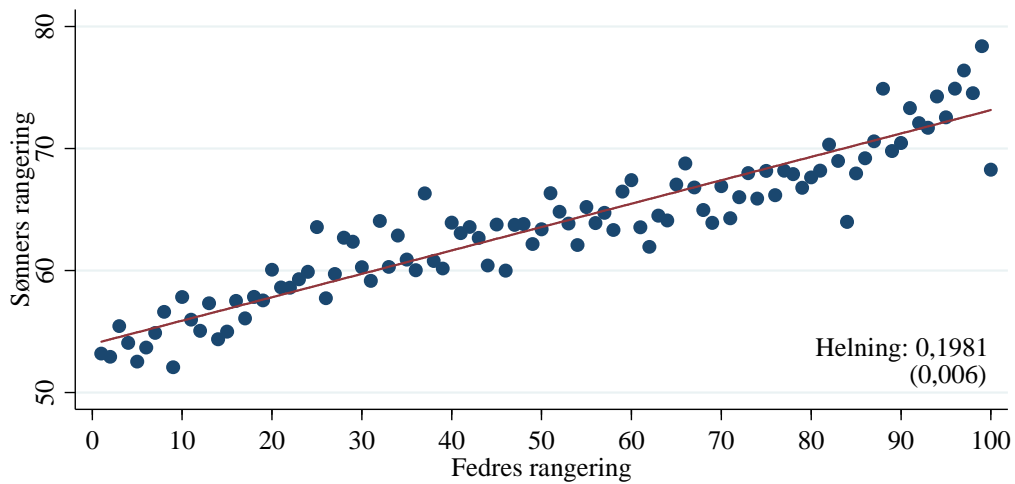
Karakteriseringen av forholdet mellom foreldre og barns inntektsfordeling på det nasjonale nivået for kohortene er presentert i figur 5.1 til 5.4 nedenfor. De nasjonale mobilitetskurvene for sønner og døtre i 1955-kohorten er gitt i appendiks C.

Disse figurene presenterer et inndelt spredningsdiagram av den gjennomsnittlige rangering til hhv. sønner, døtre og barn versus deres foreldres persentile rangering p for 1955- og 1960-kohorten. For å konstruere disse figurene deler jeg den horisontale akse inn i 100 like store persentile deler og plasserer barns gjennomsnittlige inntekt vs. foreldres gjennomsnittlig inntekt i hver del. Dette inndelte spredningsdiagrammet gir en ikke-parametrisk representasjon av den betingede forventningen til barnets inntekt gitt foreldreinntekt, $E[R_i|P_i = p]$. De rapporterte regresjonskoeffisientene og standardfeilene i figuren er estimert fra den underliggende mikrodataen ved å bruke MKM regresjon (Chetty et al, 2014a), og er gitt i tabell 5.1.



Figur 5.2: Sammenhengen mellom sønners og foreldres rangering i inntektsfordelinger

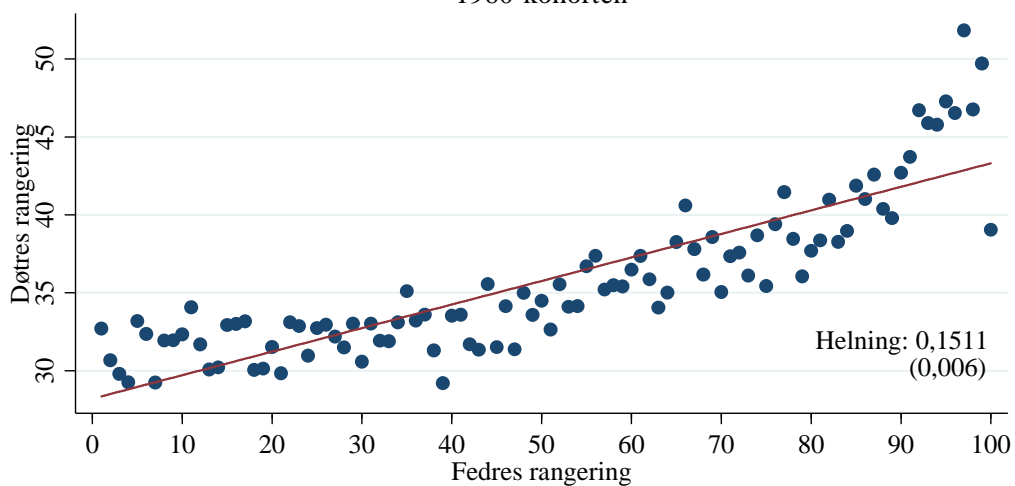
1960-kohorten



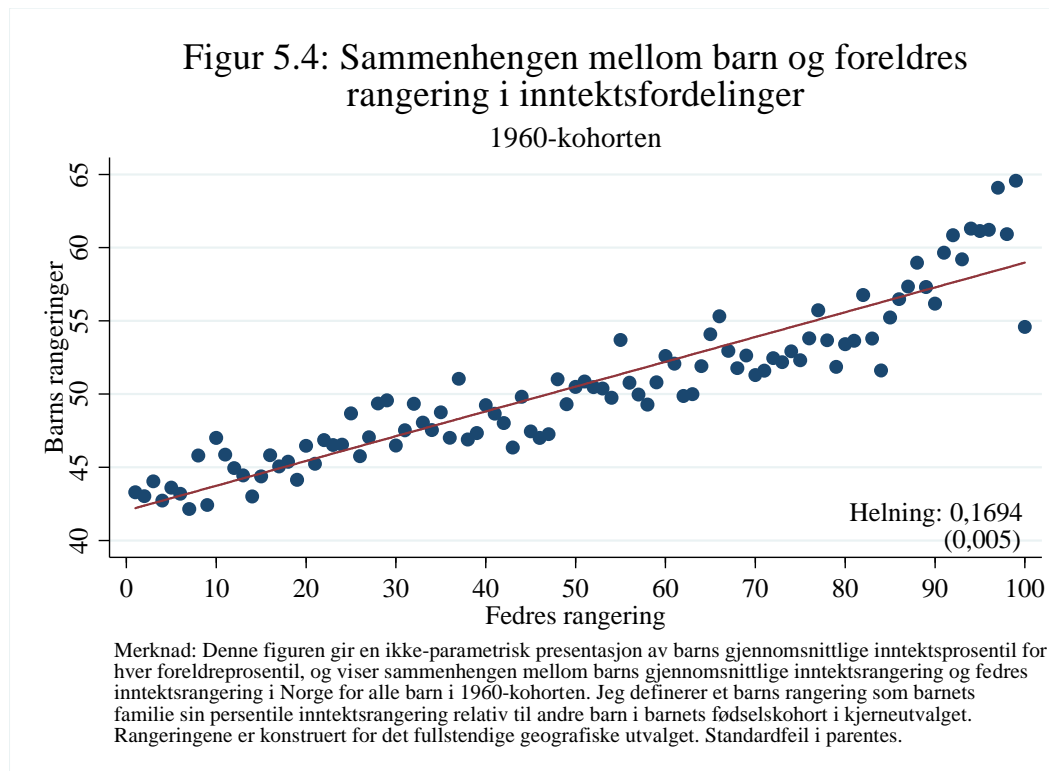
Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldrepräsentil, og viser sammenhengen mellom sønners gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for alle barn i 1960-kohorten. Jeg definerer en sønns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur 5.3: Sammenhengen mellom døtre og foreldres rangering i inntektsfordelinger

1960-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldrepräsentil, og viser sammenhengen mellom døtres gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for alle barn i 1960-kohorten. Jeg definerer en datters rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.



Det kan være et problem i forhold til tolkning av absolutt mobilitet dersom mobilitetskurvene er ikke-lineære. Absolutt oppover mobilitet måler nemlig den gjennomsnittlige inntektsrangeringen til barn med foreldre i den nederste halvdel av inntektsfordelingen *gitt* lineariteten til rang-rang sammenhengen. Det er ved å utnytte lineariteten mellom barns gjennomsnittlige rangering mot foreldres rangering at det er mulig å oppsummere den betingede forventningen til et barns rangering gitt hans foreldres rangering i hvert fylke ved å bruke kun to parametere: en helning og et skjæringspunkt som forklart i kapittel 4.3. Fra figurene kan vi se at mobilitetskurvene viser lite spredning, men vi ser at den betingede forventningen til et barns rangering gitt sine foreldres rangering kurver mer oppover ved toppen av foreldrenes inntektsfordelingen. Dette stemmer overens med Bratberg et al. (2015) sine resultater for Norge. Dette tyder på at det er mer persistens i rangeringer blant de rikeste familiene. Det samme gjelder for mobilitetskurvene der barn er inndelt etter kjønn.

Ved å bruke MKM-regresjon estimerer jeg at en prosentpoengs (pp) økning i foreldres rangering er assosiert med en 0,1548 pp økning i barnets gjennomsnittlige rangering for 1955-kohorten og en tilsvarende økning på 0,1694 for 1960-kohorten, som rapportert i tabell 5.1 under. Sagt på et annen måte, forskjellen i rangeringer mellom et barn med foreldre i den hundrede persentilen i foreldrenes inntektsfordeling og et barn med foreldre i den nederste delen

av inntektsfordelingen – en forskjell på 99 persentiler i foreldregenerasjonen – forventes å falle til bare 16,94 persentiler i en enkel generasjon i 1960-kohorten.

Tabell 5.1: Rang-rang helningen

	55-kohorten			60-kohorten		
	Sønner	Døtre	Barn	Sønner	Døtre	Barn
Fedre	0,1896*** (0,005)	0,1184*** (0,005)	0,1548*** (0,005)	0,1918*** (0,006)	0,1511*** (0,006)	0,1694*** (0,005)
Konstantledd	56,5 (0,313)	26,6 (0,313)	42,8 (0,274)	54,0 (0,341)	28,2 (0,331)	42,0 (0,273)
Observasjoner	23935	20583	44518	23663	20919	44582

Merknad: Standardfeil i parentes. Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%)

Bratberg et al. (2015) finner at estimert rang-rang helningen for Norge er lik 0,223. Estimatenes for rang-rang helningen for barn i 1955- og 1960-kohorten er dermed lavere. Disse forskjellene i estimert rang-rang helning for Norge kan potensielt skyldes at Bratberg et al. (2015) benytter seg av gjennomsnittlig husholdningsinntekt for foreldre- og barnegenerasjonen, mens jeg i denne analysen bare har benyttet meg av fars gjennomsnittlig inntekt som proxy for familieinntekt. I tillegg er Bratberg et al (2015) sine estimat basert på andre inntektsgjennomsnitt enn det som er brukt i denne oppgaven.

Estimert rang-rang helning for Norge i denne analysen er nesten halvparten av estimert rang-rang helningen i USA, og er relativ lik rang-rang helningen i Danmark og Canada som er på hhv. 0,180 og 0,174 (Chetty et al., 2014a). At Norge, Danmark og Canada har en lavere rang-rang helning enn USA betyr ikke nødvendigvis at barn fra lavinntektsfamilier fra disse landene gjør det bedre enn lavinntektsfamilier i USA i absolutte termer. Det kan være tilfelle at barn av høyinntektsforeldre i Norge, Danmark eller Canada har dårligere utfall enn barn av høyinntektsforeldre i USA. Som forklart i kapittel 2.4.2 er rangeringene definert innenfor hvert land, og en kan derfor ikke skille mellom disse mulighetene. En fordel med å analysere regionale forskjeller innenfor et land ved bruk av rang-rang er at det naturlig tillater oss å studere både relative og absolutte utfall ved å analysere barns resultater på en fast nasjonal skala (Chetty et al, 2014a).

Videre fra tabell 5.1 ser vi at i begge kohortene har sønnene en høyere estimert rang-rang helning enn døtrene. Denne forskjellen mellom sønner og døtre kan komme av at flere kvinner

jobbet deltid sammenliknet med menn i tidsrommet dataen her hentet fra, noe som gjør at kvinner generelt har lavere inntekter. Tall fra Arbeidskraftundersøkelsen (AKU)⁴⁹ viser også at andelen sysselsatte av kvinner var på 62 prosent, mens hele 90 prosent av mennene var sysselsatt på 1980 tallet. Gapet mellom sysselsatte kvinner og menn i alderen 25-66 år var dermed på 28 prosentpoeng i 1980 (Håland og Sandnes, 2005). Dette kan være en forklaring på den observerte forskjellen mellom sønner og døtre. Den videre analysen vil benytte et utvalg der sønner og døtre er slått sammen.

5.1.1 Regional variasjon i barns utfall

For å beregne relativ mobilitet δ_{rk} (rang-rang helningen) og absolutt oppover mobilitet ($\bar{r}_{25,rk} = \alpha_{rk} + \delta_{rk}25$) etter fylker for alle barn, estimerer jeg likning (4.1) ved å bruke MKM, som forklart i delkapittelet 4.3. Som forklart i kapittel 2 og 4, viser relativ mobilitet korrelasjonen mellom barn og forelders posisjoner i deres respektive inntektsfordelinger, og absolutt oppover mobilitet refererer til den forventede rangeringen til barn med foreldre som har en nasjonal inntektsrangering lik 25.

Estimatene for hvert fylke i 1960-kohorten er rapportert i tabell 5.2 nedenfor. Estimatene for hvert fylke i 1955-kohorten er rapportert i tabell G.1. i appendiks G. Resultatene for begge kohorter viser at det eksisterer regionale forskjeller i barns utfall mellom fylker i Norge. Disse resultatene stemmer overens med andre studier som også har dokumentert forskjeller i barns økonomiske utfall på tvers av områder (eksempelvis Chetty et al. 2014a, Chetty et al. 2015, Chetty og Hendren 2015).

⁴⁹ Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) er en kvartalsvis utvalgsundersøkelse. Formålet med AKU er å gi informasjon om utviklingen i sysselsetting og arbeidsledighet, og om ulike befolkningsgruppers tilknytning til arbeidsmarkedet. AKU startet i 1972. Mer utførlig dokumentasjon er beskrevet i Arbeidskraftundersøkelsen 2001, NOS C748 (Håland og Sandnes, 2005).

Tabell 5.2: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for 1960-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	95 % konfidensintervall absolutt mobilitet (4)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (5)	Standardfeil helningskoeffisient (6)
Østfold	2019	44,7	[43,0, 46,4]	0,159***	0,023
Akershus	1676	45,9	[43,7, 48,0]	0,196***	0,025
Oslo	5933	48,7	[47,3, 50,1]	0,175***	0,014
Hedmark	1175	45,3	[43,6, 47,0]	0,122***	0,028
Oppland	1696	44,3	[42,8, 45,8]	0,209***	0,025
Buskerud	1902	46,4	[44,7, 48,1]	0,163***	0,024
Vestfold	1776	46,6	[44,4, 48,7]	0,120***	0,026
Telemark	1199	43,5	[41,5, 45,6]	0,190***	0,03
Agder	1897	44,8	[43,0, 46,7]	0,171***	0,024
Rogaland	2273	49,4	[47,5, 51,3]	0,131***	0,023
Hordaland	3857	49,4	[48,1, 50,7]	0,160***	0,017
Sogn og Fjordane	966	47,5	[45,5, 49,4]	0,160***	0,032
Møre og Romsdal	2360	48,4	[46,8, 49,9]	0,079***	0,022
Sør-Trøndelag	2154	44,7	[43,2, 46,1]	0,178***	0,021
Nord-Trøndelag	1045	45,9	[44,0, 47,7]	0,106***	0,030
Nordland	2146	46,1	[44,8, 47,5]	0,152***	0,021
Troms	1588	45,2	[43,7, 46,8]	0,139***	0,023
Finnmark	913	41,3	[39,4, 43,2]	0,197***	0,029
<i>N</i>	36575				

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke kjerneutvalget i 1960-kohorten. Målene i kolonne (3) og (5) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (5) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (6) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (5). Kolonne (4) rapporterer 95 % konfidensintervallet til absolutt oppover mobilitetsestimatene. Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Fra tabell 5.2 ser vi at på det nasjonale nivået er det nivåforskjeller i estimert absolutt oppover mobilitet mellom fylker. Det er likevel verdt å merke seg at absolutt oppover mobilitetsestimatene for de fylkene med middels gode utfall er upresise. Dette ser vi fra de store konfidensintervallene, og at de i stor grad overlapper hverandre. Dette gjør at det er vanskelig å trekke noen konklusjoner om hvor store de regionale forskjellene er for disse fylkene. Et større utvalg hadde bidratt til mer presise estimater. En kan derimot i større grad se at det eksisterer

regionale forskjeller ved å se på konfidensintervallene til de fylkene som kommer best og dårligst ut ettersom disse i ikke overlapper. Det er Hordaland og Rogaland som har høyest estimert absolutt oppover mobilitet lik 49,4. Fylket som har lavest mobilitet er Finnmark der estimert absolutt oppover mobilitet er lik 41,3. Dette utgjør en forskjell på 8,1. I 1995-kroner utgjør dette en differanse på 17 320 kr. Til sammenlikning estimerer Chetty et al. (2014a) absolutt oppover mobilitet for regionen med lavest mobilitet USA lik 26,0, og i regionen med høyest mobilitet er estimert absolutt oppover mobilitet lik 65,0. Dette utgjør en differanse på 39,0. Det vil med andre ord si at regionale variasjonen mellom fylker i Norge er betydelig mindre enn variasjonen i intergenerasjonell mobilitet på tvers av områder i USA. I tillegg er den laveste gjennomsnittlige inntektsrangeringen til barn med foreldre i den nederste halvdel av inntektsfordelingen i Norge mye høyere sammenliknet med regionen i USA der de gjennomsnittlige utfallene til barn er lavest.

Med tanke på at Norge regnes som en velferdsstat og har offentlig finansiering av utdanning gjennom Statens lånekasse, og at høyere utdanning i USA i større grad er egenfinansiert, er det ikke urimelig at forskjellen mellom fylker i Norge er mindre enn i USA. I Norge legges det også i større grad mer politisk vekt på å jevne ut forskjeller mellom fattige og rike sammenliknet med USA.

Den videre analysen vil dele utvalget inn i permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket.

5.2 Permanente beboere, flytting innad og ut av fylker

Karakteriseringen av forholdet mellom foreldre og barns inntektsfordeling på det nasjonale nivået for underutvalgene av permanente beboere, flyttinger innad i fylket og flyttinger ut av fylket for begge kohortene er presentert i figur D.1 til D.6 i appendiks D. Figurene viser et inndelt spredningsdiagram av den gjennomsnittlige rangeringen til hhv. permanente beboere, flyttinger innad og ut av fylker vs. deres foreldres persentile rangering p for 1955- og 1960-kohorten. Figurene er konstruert på tilsvarende måte som figurene for de nasjonale mobilitetskurvene gitt i appendiks C⁵⁰. De rapporterte regresjonskoeffisientene og

⁵⁰ For å konstruere figurene deler jeg den horisontale akse inn i 100 like store persentile deler og plasserer barns gjennomsnittlige inntekt vs. foreldres gjennomsnittlig inntekt i hver del. Dette inndelte spredningsdiagrammet gir en ikke-parametriske representasjon av den betingede forventningen til barnets inntekt gitt foreldreinntekt, $E[Y_i|X_i = x]$.

standardfeilene i figurene er estimert fra den underliggende mikrodataen ved å bruke MKM regresjon, og er gitt i tabell 5.3 nedenfor.

Fra figurene gitt i appendiks D kan det se ut som at den betingede forventningen til et barns rangering gitt sine foreldres rangering er relativ lineær, sett bort i fra den øverste delen av inntektsfordelingen, for de tre underutvalgene av permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket i begge kohortene. Videre ser vi at observasjonene for disse mobilitetskurvene er mer spredt på grunn av støy enn det som var tilfelle for de nasjonale mobilitetskurvene i appendiks C. En annen ting som er verdt å merke seg, og som også fremkommer av tabell 5.3, er at for begge kohortene ligger skjæringspunktet for permanente beboere høyere enn det gjør for barn med foreldre som flytter ut av fylker. Skjæringspunktet er lavest for barn med foreldre som flytter innad i fylket i begge kohortene. Med andre ord vil det si at den forventede rangeringen til barn med familier ved den nederste delen av inntektsfordelingen er høyest for permanente beboere og lavest for flytting innad i fylket i begge kohortene. Når en studerer flyttinger på det nasjonale nivået indikerer dette at de som regnes som de mest fattige ikke burde flytte.

Tabell 5.3: Rang-rang helningen for permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket

	55-kohorten		
	Permanente beboere	Interne flyttere	Eksterne flyttere
Fedre	0,1591*** (0,008)	0,1650*** (0,018)	0,1681*** (0,014)
Konstantledd	42,5 (0,460)	33,4 (0,899)	37,2 (0,776)
Observasjoner	16712	3058	4719
	60-kohorten		
	Permanente beboere	Interne flyttere	Eksterne flyttere
Fedre	0,1664*** (0,007)	0,1854*** (0,017)	0,1998*** (0,014)
Konstantledd	41,6 (0,430)	35,3 (0,946)	37,4 (0,851)
Observasjoner	18033	3327	4929

Rang-rang estimatene rapportert i tabell 5.3 viser derimot at den relative mobiliteten er størst for barn av foreldre som flytter på tvers av fylkesgrenser dersom en ser på hele landet under ett. Ved å bruke MKM-regresjon estimerer jeg eksempelvis at en prosentpoengs (pp) økning i

foreldres rangering er assosiert med en 0,1664 pp økning i barnets gjennomsnittlige rangering for permanente beboere i 1960-kohorten, som rapportert i tabell 5.3. For utflyttere innad i fylker er en pp økning i foreldres rangering assosiert med 0,1854 pp økning i barnets gjennomsnittlige rangering for 1960-kohorten. Videre ser vi fra tabellen at flyttere ut av fylker har den høyeste estimert rang-rang helningen i begge kohorter: for 1960-kohorten er en pp økning i foreldres rangering assosiert med 0,1998 pp økning i barnets gjennomsnittlige rangering. Som nevnt i kapittel 4.1, designet av datautvalg, ser vi fra tabell 5.3 at rang-rang resultatene for 1955- og 1960-kohorten ganske like. Det er likevel verdt å merke seg at resultatene rapportert i tabell 5.3 er basert på et gjennomsnitt på det nasjonale nivået. Hvorvidt utfallene til barn av foreldre som flytter bli bedre, sammenliknet med utfallene til barn av foreldre som bli boende, avhenger av hvor en bor i utgangspunktet. Dette kan ikke et gjennomsnitt på nasjonalt nivå si noe om. For å undersøke om barns mobilitet blir påvirket av at deres foreldre flytter, må vi fylkesvis sammenlikne utfallene til barn av foreldre som ikke flytter med utfallene til barn av foreldre som flytter.

Det neste delkapittelet vil derfor presentere relativ og absolutt mobilitet etter fylker på det nasjonale nivået sammen med resultatene for de tre underutvalgene av permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket. Absolutt mobilitetsestimatene for det nasjonale nivået, permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket, vil bli presentert i tabell 5.4. Rang-rang helningen for disse estimatene er gitt i appendiks G. Tabellene i appendiks G gir også en oversikt over antall observasjoner i hvert fylke. Tabell G.9 er tilsvarende tabell 5.4 i kapittel 5.2.1, men inkluderer også 95 % konfidensintervall for mobilitetsestimatene til underutvalgene.

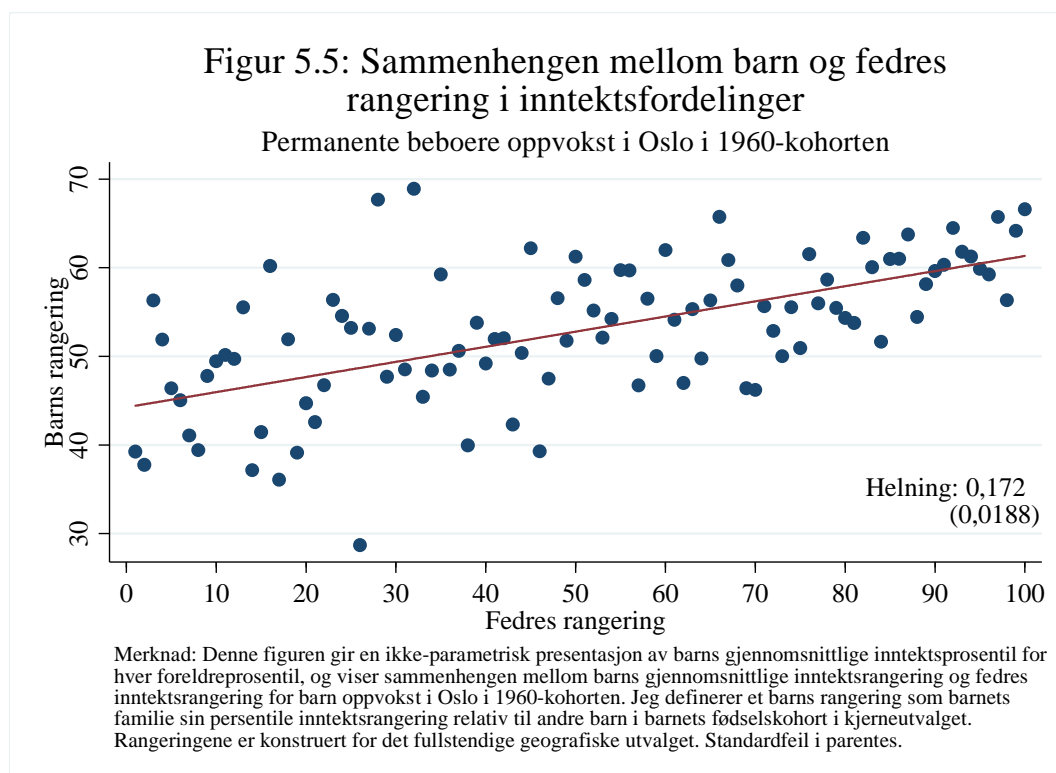
5.2.1 Intergenerasjonell mobilitet for permanente beboere

Jeg begynner med å karakterisere regional variasjon i utfallene til barn med foreldre som aldri flyttet, og dermed vokste opp i ett enkelt området. For å gjøre dette dokumenterer jeg først de gjennomsnittlige utfallene til barn av permanente beboere. På den måten kan en se på regional variasjon til permanente beboere fremfor alle barn (som ble vist i kapittel 5.1.1)⁵¹. Dette er i tråd med Chetty og Hendren (2015). Når jeg senere i analysen skal evaluere hvilken effekt det har på barns utfall at foreldrene flytter sammen med barnet, er det hovedsakelig estimatene til permanente beboere som blir brukt som sammenlikningsgrunnlag.

⁵¹ Dette skiller seg fra Chetty et al. (2014a) som ser på regionale forskjeller mellom alle barn.

Figur 5.5 viser hvordan jeg beregner gjennomsnittlige utfall for barn i 1960-kohorten med foreldre som er oppvokst i Oslo (det vil si permanente beboere), tilsvarende figur 5.1 – 5.4. Figur 5.5 plasserer barns gjennomsnittlige prosentil for hver foreldrepresentil, $E[R_i|P_i < p]$. Den betingede forventningen til et barns rangering gitt hans foreldres rangering for permanente beboere i Oslo er ganske lineær. Videre ser vi at det er en del spredning i observasjonene, og at spredningen er størst nederst i fordelingen.

Estimatene for relativ mobilitet sammen med antall observasjoner for underutvalgene etter fylker for begge kohorter er rapportert i appendiks G i tabell G.2 til tabell G.7⁵². Fra tabell G.3 i appendiks G⁵³, og i figur 5.5 nedenfor, ser vi for eksempel at rang-rang helningen for barn av 1960-kohorten oppvokst i Oslo er $\delta_{Oslo,1960} = 0,172$. Dette estimatet tyder på at den forventede forskjellen i rangeringene mellom voksne barn fra to forskjellige familier omtrent vil være 1,72 prosentiler dersom forskjellen i rangeringen blant deres foreldre var 10 prosentiler.



⁵² Figur E.1 B og E.2 B i appendiks E presenterer et varmekart av relativ mobilitet for de to kohortene. Disse kartene er konstruert på samme måte som figur Figur E.1 A og E.2 A, fylkene er inndelt i desiler basert på rang-rang helningen δ_{rk} . I dette kartet betegner lysere områder, områder med større relativ mobilitet (lavere δ_{rk}). Relativ mobilitet varierer også på tvers av områder. De geografiske mønstrene i relativ mobilitet i figur E.1.B og E.2.B er liknende mønstrene for absolutt oppover mobilitet i figur E.1.A og E.2.A.

⁵³ Videre ser vi fra tabell G.3 i appendiks at det eneste fylke der forskjellene i rang-rang helningen ikke er statistisk signifikant er i Møre og Romsdal. For de andre fylkene er estimatene statistisk signifikante ved ett prosentnivå – sett bort i fra Nord-Trøndelag der paramaterestimatet for rang-rang helningen er signifikant ved fem prosentnivå.

Tabell 5.4 rapporterer en samletabell over absolutt mobilitetsestimatene etter fylker for det nasjonale nivået og de tre underutvalgene. Fra denne tabellen ser vi at barn i 1960-kohorten som vokser opp ved den 25. persentilen av inntektsfordelingen i Oslo er $\bar{r}_{25,Oslo,1960} = 49,3$. Det vil si at den gjennomsnittlige rangeringen til barn med foreldre i nederste halvdel av inntektsfordelingen oppvokst i Oslo er lik 49,3.

Tabell 5.4: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for permanente beboere, flyttinger innad i fylket og flytting ut av fylket opp til 20 år i 1960-kohorten

Fylke	Nasjonalt	Permanente beboere	Flytting innad i fylker	Flytting ut av fylker
	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet
Østfold	44,7	45,8	41,9	36,6
Akershus	45,9	47,1	41,5	47,7
Oslo	48,7	49,3	61,1	52,3
Hedmark	45,3	42,2	51,0	45,8
Oppland	44,3	41,5	46,8	46,8
Buskerud	46,4	47,0	45,4	43,7
Vestfold	46,6	45,3	45,5	43,6
Telemark	43,5	44,6	44,8	47,0
Agder	44,8	43,3	40,2	43,7
Rogaland	49,4	50,6	47,7	46,7
Hordaland	49,4	50,3	51,1	46,8
Sogn og Fjordane	47,5	47,1	48,0	42,8
Møre og Romsdal	48,4	48,9	44,6	44,8
Sør-Trøndelag	44,7	45,8	46,4	43,0
Nord-Trøndelag	45,9	45,1	39,3	43,6
Nordland	46,1	46,7	49,7	45,4
Troms	45,2	45,7	46,2	39,5
Finmark	41,3	41,0	42,1	45,6

Merknad: Rang-rang helningen for disse estimatene er gitt i appendiks G: Permanente beboere er rapportert i G.3, flytting innad i fylker er rapportert i tabell G.5 og flytting ut av fylker er rapportert i tabell G.7.

For å få et mer visuelt bilde av de regionale forskjellene i estimert absolutt oppover mobilitet mellom fylker, presenterer figur E.1 A og E.2 A i appendiks E et varmekart av absolutt oppover mobilitet for permanente beboere i hhv. 1955- og 1960-kohorten. Kartet er konstruert ved å dele fylker inn i desiler basert på deres estimerte $\bar{r}_{25,rk}$ verdi. Lysere farger representerer desiler med høyere nivå av $\bar{r}_{25,rk}$. Figuren viser, på samme måte som tabell 5.4, at oppover mobilitet varierer på tvers av områder. Disse regionale forskjellene er konsistente med tidligere arbeid

som har dokumentert heterogenitet i barns økonomiske utfall basert på hvor de vokste opp i observasjonsstudier (Wilson 1987, Sampson et al 2002, Sharkey og Faber 2014), og er også i tråd med resultatene til Chetty et al. (2014a), Chetty et al. (2015), og Chetty og Hendren (2015).

Fra varmekartene i figur E.1 A og E.2.1 ser vi at fylker i den øverste desilen har $\bar{r}_{25,r,1960} > 50,6$ i 1960-kohorten. Fylker i den nederste desilen har derimot $\bar{r}_{25,r,1960} > 41,0$ i 1960-kohorten. Dette fremkommer også av tabell 5.4, der vi ser at oppover mobilitet er lavest i Finnmark i 1960-kohorten, noe som vil si at den gjennomsnittlige inntektsrangeringen til barn med foreldre i den nedre halvdel av inntektsfordelingen (gitt lineariteten i rang-rang sammenhengen) er lavest i dette fylket.

For 1960-kohorten er mobiliteten høyest i Rogaland. Absolutt oppover mobilitet strekker seg altså fra 41,0 i Finnmark til 50,6 i Rogaland i 1960-kohorten. For permanente beboere i 1960-kohorten er dermed differansen for fylket med høyest og lavest mobilitet 9,6 persentiler som utgjør 24 516 kr i 1995-kroner. Dette er en noe større variasjon sammenliknet med utfallene til det sammenslåtte utvalget av alle barn beskrevet i kapittel 5.1. For permanente beboere estimerer Chetty og Hendren (2015) absolutt oppover mobilitet for regionen med høyest mobilitet i USA lik 40,3, og i regionen med lavest mobilitet er estimert absolutt oppover mobilitet lik 57,5. Dette utgjør en differanse på 17,2, og er dermed mindre enn forskjellene på det nasjonale nivået i USA. Likevel er det fremdeles mye mindre variasjon i Norge når en sammenlikner mobilitetsestimatene for de som ikke flytter på seg i Norge og USA.

Resultatene for permanente beboere i 1960-kohorten virker rimelige i forhold til næringsstrukturer og sentralitet for de ulike fylkene. Næringsstrukturer har eksempelvis betydning for regional sysselsetting som i sin tur kan ha betydning for de gjennomsnittlige inntektsrangeringene i de ulike fylkene⁵⁴. Rogaland, der mobiliteten var høyest i 1960-kohorten, opplevde sterk sysselsettingsvekst i første del av 1990-tallet (på tidspunktet da inntektsgjennomsnittet ble tatt). Siden 1995 har Rogaland også vært landets viktigste industrifylke målt etter sysselsetting, noe som i stor grad skyldes petroleumsutvinningen som både direkte og indirekte har bidratt til vekst for fylkets industri (Thorsnæs, 2014). At Rogaland er det fylket med høyest mobilitet virker dermed også rimelig ut i fra både sysselsettingen og

⁵⁴ Inntektsserien var opprinnelig brukt til å beregne alderspensjon slik at alle inntekter som kvalifiserer for pensjon er inkludert. Det betyr at i tillegg til arbeidsinntekter inkluderer dette dagpenger, uføretrygd og sykepenger – med andre ord er dette ytelser som genererer lavere inntekter enn arbeidsinntekter.

næringsstrukturen i Rogaland. Finnmark var på sin side det fylket med høyest arbeidsledighet på 1990-tallet, og samtidig det fylke med lavest mobilitet i 1960-kohorten (Stambøl, 2009). I tillegg er Finnmark også et fylket hvor primærnæringene har stått sterkt med for eksempel fiske. Slike næringer regnes gjerne som «lavprofittnæringer» fordi råvarene får økt verdi ved bearbeiding og produksjon.

Videre ser vi at mobiliteten generelt er høyere i de fylkene som har større byer: Oslo, Hordaland og Rogaland (med byene hhv. Oslo, Bergen, Stavanger). I tillegg er også mobiliteten relativ høy for fylkene som ligger nærme Oslo, nemlig Akershus og Buskerud. Dette stemmer overens med det en skulle forvente basert på at jobbmulighetene generelt er større i byene, noe som i sin tur vil generere høyere inntekter sammenliknet med jobbmuligheter i distriktene.

Fra tabell 5.4 ser det også ut til at for flertallet av fylker er absolutt oppover mobilitet større for de som ikke flytter på seg sammenliknet med absolutt oppover mobilitetsestimatene for det sammenslåtte utvalget av alle barn. Dette er kanskje et noe overraskende resultatet. En skulle tro at utfallene til barn med foreldre som flytter på seg, vil trekke den gjennomsnittlige inntektsrangeringen på det nasjonale nivå opp. Dette resonnementet bygger på antagelsen om flytting kan være korrelert med høyere betalte jobber. En isolert sammenlikning av det nasjonale nivået med permanente beboere tyder dermed på at utfallene til barn med foreldre som flytter (enten innad fylker eller ut av fylker) er dårligere sammenliknet med de som blir boende.

Får å undersøke nærmere i hvilken grad foreldres flytting med barn påvirker barns utfall i voksenalder, skal jeg i de to neste delkapittelet se på utfallene til barn med foreldre som flytter innad i fylkene og utfallene til barn med foreldre som flytter ut av fylker. Disse utfallene vil bli sammenliknet med utfallene til permanente beboere underveis.

5.2.2 Intergenerasjonell mobilitet for flytting innad i fylket

Beregningen av absolutt oppover mobilitet og relativ mobilitet etter fylker for barn med foreldre som flytter innad i fylke, er gjort på tilsvarende måte som for permanente beboere. Disse estimatene for 1955- og 1960-kohorten er rapportert i hhv. tabell G.4 og G.5 i appendiks G. Disse estimatene viser at det eksisterer regionale forskjeller mellom fylker for underutvalget av barn med foreldre som flytter innad i fylker.

Den deskriptive statistikken for utvalget som flytter innad i fylker viste at det i mange av fylkene ikke er tilstrekkelig med observasjoner i mange av fylkene⁵⁵. I tillegg viser tabell G.5 i appendiks G at den estimerte rang-rang helningen bare er statistisk signifikant for noen av fylkene i 1960-kohorten, og at resultatet for barn med foreldre som flytter innad i fylker er mindre presise enn for de andre større delutvalgene. Dette fører til at av fylkene, er det bare Buskerud, Vestfold, Agder og Hordaland som står igjen for videre analyse. Av disse fylkene er det Hordaland som har høyest estimert absolutt mobilitet og Agder som har lavest. For utvalget av utflyttere innad i samme fylke, er dermed differansen for fylket med høyest og lavest mobilitet 10,9. Dette utgjør en forskjell på 27 223 kr i 1995-kroner.

En sammenlikning av estimert absolutt oppover mobilitet for barn av foreldre som flytter innad i fylke med utfallene til barn i det totale utvalget, viser at utfallene til barn med foreldre som flytter innad i Buskerud, Vestfold og Agder har en lavere forventet gjennomsnittlig inntektsrangering sammenliknet med det nasjonale gjennomsnittet av barns utfall etter fylker. Sammenliknet med permanente beboere er utfallene for disse fylkene bare bedre for barn med foreldre som flytter innad i Vestfold, men denne forskjellen er marginal. For Buskerud og Agder er resultatet motsatt: den gjennomsnittlige rangeringen i inntektsfordelingen til barn med foreldre som flytter innad i disse fylkene, er lavere sammenliknet med permanente beboere.

Utfallene til barn med foreldre som flytter innad i Hordaland er bedre sammenliknet med det nasjonale nivået, og de er også bedre enn utfallene til permanente beboere. Videre ser vi fra tabellen at både utfallene til permanente beboere og utfallene til barn med foreldre som flytter innad i fylke er høyere enn det nasjonale gjennomsnittet av barns utfall i Hordaland. Dette tyder på at det er utfallene til barn som flytter ut av fylke som trekker det nasjonale gjennomsnittet i dette fylket ned.

Videre ser vi fra tabell G.9 i appendiks G at konfidensintervallene for flyttinger innad i fylker er relativt store og i stor grad overlappende med hverandre. Det vil si at estimatene for utflyttinger innad i samme fylke generelt er veldig upresise. Mye av dette er sannsynligvis et resultat av generelt få observasjoner. I tillegg betinger ikke flytting innad i fylker på noen størrelse på forflytningen (annet enn at de er innenfor fylkesgrenser). Det betyr at både små flyttinger innenfor samme nabolag er med i utvalget på lik linje som større forflyttinger som for

⁵⁵ Se appendiks B og tabell B.2 i appendiks.

eksempel over kommunegrenser. Utvalget for de som flytter innad i fylker er allerede veldig begrenset. Å pålegge en betingelse på at flyttingen for eksempel måtte være over kommunegrenser, ville redusert utvalget ytterligere. På grunn av disse begrensningene i forhold til størrelsene på utvalgene er tolkningen av mobilitetsestimatene for flytting innad i fylker vanskelig. Det er dermed vanskelig å si hvordan barns mobilitet faktisk blir påvirket av at foreldrene deres flytter innad i fylker.

5.2.3 Intergenerasjonell mobilitet for flytting ut av fylket

Beregningen av absolutt oppover mobilitet og relativ mobilitet etter fylker for flytting ut av fylket er gjort på tilsvarende måte som for permanente beboere og flyttinger innad i fylke. Fra tabell G.7 ser vi at for flyttinger på tvers av fylkesgrenser, er utvalget større sammenliknet med utvalget for flyttinger innad i fylker (rapportert i tabell G.5). Totalt eksisterer det 4929 observasjoner for flytting ut av fylket i 1960-kohorten. I tillegg er det over 140 observasjoner innad i hvert fylke. Det vil si at antall observasjoner er innenfor et akseptabelt nivå for alle fylkene.

Tabell 5.4 viser at det eksisterer forskjeller i intergenerasjonell mobilitet mellom fylker for underutvalget av barn med foreldre som flytter. Videre ser vi fra tabellen at av flyttinger ut av fylke, er det Oslo som har høyest estimert absolutt mobilitet (52,3) og Østfold som har lavest (36,6). For barn med foreldre som flytter ut av fylker er dermed differansen for fylket med høyest og lavest mobilitet 15,4. I 1995-kroner utgjør denne forskjellen 37 715 kroner. Det betyr at forskjellen mellom fylket med høyest og lavest mobilitet er størst for underutvalget av barn med foreldre som flytter ut av fylker.

Flytting ut av fylket og det nasjonale gjennomsnittet

Sammenliknet med de gjennomsnittlige utfallene i estimert absolutt oppover mobilitet på det nasjonale nivået, er absolutt oppover mobilitet for barn med foreldre som flytter ut av fylker lavere for de fleste fylkene: Østfold, Buskerud, Vestfold, Agder, Rogaland, Hordaland, Sogn- og Fjordane, Møre og Romsdal, Sør-Trøndelag, Nord-Trøndelag, Nordland og Troms.

Med unntak av Agder har permanente beboere i de samme fylkene en høyere absolutt mobilitet sammenliknet med de som flytter ut av fylker. Videre ser vi fra tabellen at permanente beboere i de samme fylkene har bedre utfall sammenliknet med det nasjonale gjennomsnittet (sett bort i fra Vestfold, Sogn og Fjordane og Nord-Trøndelag). Dette tyder på at det er utfallene til barn

med foreldre som flytter som trekker det nasjonale gjennomsnittet for de samme fylkene ned. Dette trenger ikke nødvendigvis bety at å flytte fra disse fylkene påvirker den intergenerasjonelle mobiliteten negativt. Det kan også være tilfelle at familiene som flyttet i utgangspunktet hadde mindre økonomiske ressurser.

Flytting ut av fylket og permanente beboere

Estimatene for absolutt oppover mobilitet i 1960-kohorten er høyere for de som flytter fra Akershus, Oslo, Hedmark, Oppland, Telemark, Agder og Finnmark sammenliknet med de som blir boende i de respektive fylkene. Med unntak av Agder er utfallene til de som flytter fra disse fylkene også høyere enn det nasjonale gjennomsnittet. Det ser dermed ut til at det er utfallene til de som flytter fra disse fylkene som trekker det nasjonale gjennomsnittet opp.

Grovt sett ser det ut til øke barns mobilitet dersom foreldrene flytter fra Sør-Norge og Østlandet (sett bort i fra Østfold, Buskerud og Vestfold), og barns mobilitet ser ut til å reduseres for de som flytter fra Vestlandet, Trøndelag og Nord-Norge (sett bort i fra Finnmark).

Flytting innad i fylker og flytting ut av fylker

I utvalget av flyttinger innad i fylker sto analysen igjen med Buskerud, Vestfold, Agder og Hordaland, som forklart i kapittel 5.2.2. Av disse fylkene er det bare barn med foreldre som flytter fra Agder som har høyere estimert absolutt oppover mobilitet sammenliknet med de som flytter innad i fylkene. Mobilitetsestimatene for flytting innad i fylke er, som også nevnt i kapittel 5.2.2, veldig upresise. Disse resultatene kan dermed endre seg dersom en hadde hatt ett mye større utvalg.

Selv etter denne sammenlikningen av estimert absolutt mobilitet for de tre underutvalgene av permanente beboere og flyttinger, er det vanskelig å få et tydelig bilde av hva det har å si for barns mobilitet at foreldrene flytter fra et fylke til et annet. Noe av årsaken til dette er at vi i sammenlikningen over ikke har noen informasjon om hvilke fylker foreldrene flytter til. Resultatene sier bare noe om hvordan utfallene til barn med foreldre som flytter er i gjennomsnitt i forhold til de gjennomsnittlige utfallene til de som blir boende. Dersom en i større grad skal kunne si noe om hvordan foreldrenes flytting påvirker barns mobilitet, kan en fylkesvis undersøke utfallene til barn med foreldre som flytter til et bestemt fylke med utfallene til barn med foreldre som blir boende. Det kontrafaktiske spørsmålet er egentlig: Hva er utfallene til barn med foreldre som flytter relativt til utfallene dersom de ikke hadde flyttet? En slik sammenlikning av utfall er derimot ikke mulig å gjennomføre i praksis. For å forsøke å få

et litt tydeligere bilde av hvilken betydninger det har for barns utfall at foreldrene flytter, tar jeg derfor utgangspunkt i fylket som har flest innflyttere: Oslo.

Ved å sammenlikne utfallene til barna med foreldre som flytter til Oslo etter opprinnelsesfylke med utfallene til barn av foreldre som blir boende i tilsvarende fylker vil en i større grad kunne si noe om hvordan foreldrenes flytting påvirker barns mobilitet. Resultatene for denne sammenlikningen er rapportert i tabell 5.5.

Tabell 5.5: Absolutt oppover mobilitet etter fylker for permanente beboere og innflyttere til Oslo etter opprinnelsesfylke 1960-kohorten

Fylke (1)	Permanente beboere	Innflyttere til Oslo etter fylke	Innflyttere til Oslo etter fylke
	Absolutt oppover mobilitet (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang-rang helningen (4)
Østfold	45,8	56,3	0,108 (0,082)
Akershus	47,1	49,7	0,216*** (0,044)
Oslo	49,3	-	-
Hedmark	42,2	50,8	0,132** (0,065)
Oppland	41,5	53,2	0,190*** (0,057)
Buskerud	47,0	54,5	0,078 (0,081)
Vestfold	45,3	55,7	0,177* (0,093)
Telemark	44,6	51,0	0,191** (0,088)
Agder	43,3	48,5	0,123 (0,081)
Rogaland	50,6	60,6	-0,103 (0,122)
Hordaland	50,3	60,9	0,115 (0,077)
Sogn og Fjordane	47,1	56,1	0,251** (0,122)
Møre og Romsdal	48,9	54,1	0,140** (0,068)
Sør-Trøndelag	45,8	52,6	0,145

			(0,091)
Nord-Trøndelag	45,1	50,2	0,082 (0,091)
Nordland	46,7	51,2	0,193***
Troms	45,7	42,8	(0,074) 0,247**
Finnmark	41,0	46,1	(0,112) 0,112
			(0,106)
<i>N</i>	18033	3168	3168

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene. Mobilitetsmålene i kolonne (2) er kalkulert ved å bruke utvalget for permanente beboere i 1960-kohorten, og mobilitetsmålene i kolonne (3) er kalkulert ved å bruke utvalget av innflyttere til Oslo. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25 Standardfeil i parentes. Signifikansnivå (*10 % ** 5 % *** 1 %).*

Fra tabell 5.5 ser vi at permanente beboere i Oslo har en gjennomsnittlig rangering i inntektsfordelingen lik 49,3. Av de fylkene der forskjellen i rang-rang helningen er statistisk signifikant, har alle permanente beboere en lavere rangering inntektsfordelingen sammenliknet med permanente beboere i Oslo. Videre ser vi fra tabellen at alle innflyttere til Oslo fra de samme fylkene har en høyere estimert gjennomsnittlig rangering i inntektsfordelingen sammenliknet med bofaste i Oslo, sett bort i fra Troms. Dette tyder på at barn med foreldre som flytter til Oslo får høyere mobilitet.

Fra tabell 5.5 ser vi at estimert absolutt oppover mobilitet for barn med foreldre som flytter far Oslo er lik 52,3. Det ser dermed ut til at både foreldre med barn som flytter til Oslo og foreldre med barn som flytter fra Oslo øker mobiliteten relativ til de som blir boende i fylkene (permanente beboere). Dette tyder dermed på at barn til foreldre som flytter fra Oslo også får høyere mobilitet sammenliknet med de som blir boende i Oslo. Dette resultatet er kanskje det en skulle forvente basert på at folk ofte er villig til å flytte på seg dersom det for eksempel resulterer i jobb- og karrieremuligheter. Vi kan derimot ikke si sikkert om det faktisk er de mest ressursrike som flytter til Oslo, altså seleksjon, eller om det er flyttingen i seg selv som gjør at mobiliteten øker. Dette kommer blant annet av at flytting i seg selv også kan være korrelert med

andre faktorer som høyere betalte jobber eller endring i sivilstatus. Datasettet som er benyttet for denne analysen inneholder ingen informasjon om hva som forårsaker at familier flytter. Dette er en begrensning i forhold til Chetty og Hendren (2015) sin analyse, som benytter seg av tre ulike tilnærminger for å ta høyde for slike seleksjons- og utelatte variabler skjevheter. I tillegg kan det også være uobserverte endringer som induserer en familie til å flytte (for eksempel velstandssjokk), og disse uobserverte endringen kan også ha hatt en direkte effekt på barns utfall. Rike foreldre kan for eksempel flytte til bedre områder (sortere) som følge av at de har blitt rikere. Chetty og Hendren (2015) kontrollerer for slike uobserverte faktorer ved å se på en undergruppe av flyttinger der de har mer informasjon om hva som førte til at familien flyttet. I tillegg fjerner de endogeniteten til individuelle valg ved å instrumentere endringen i nabolagskvalitet⁵⁶.

Det er også verdt å merke seg at resultatene rapportert i tabell 5.5 ikke betinger på innflytting til Oslo frem til barnets alder er under eller lik 20 år, og de rapporterte resultatene er trolig også påvirket av dette⁵⁷.

Med tilgjengelig datasett for denne analysen kan en likevel undersøke de gjennomsnittlige utfallene til barn med foreldre som flytter til et fylke. Det er interessant å sammenlikne utfallene til innflytter til de ulike fylkene med utfallene til permanente beboere. Dette vil være det motsatte som har blitt gjort i dette delkapittelet, og de gjennomsnittlige utfallene til barn med foreldre som flytter til et fylke skal dermed speile utfallene til barn med foreldre som har flyttet fra fylker. Sammenlikningen av disse mobilitetsestimatene er gjort i neste delkapittel.

5.2.4 Innflyttere til et fylke

Mobilitetsestimatene for innflyttere til hvert fylke og hver kohort er rapportert i tabell G.10 og G.11 i appendiks G. Tabell 5.6 er en samletabell over absolutt oppover mobilitetsestimatene for permanente beboere, flytting ut av fylker og innflyttere til et fylke i 1960-kohorten. Fra denne tabellen ser vi at barn med foreldre som fra Akershus, Oslo, Hedmark, Oppland, Telemark,

⁵⁶ Chetty og Hendren (2015) gjør dette ved å bruke den gjennomsnittlige endringen i nabolagskvalitet til de som flyttet ut av en ZIP kode i løpet av det tidsrommet de har tilgjengelige data.

⁵⁷ Tabell 5.9 viser at gjennomsnittlig inntektsrangering totalt sett for alle barn med foreldre som flytter til Oslo er lik 45,2 – et estimat som er mye lavere enn estimert mobilitet for permanente beboere i Oslo og innflyttere til Oslo etter opprinnelsesfylke. Det kan dermed tyde på at de høye mobilitetsestimatene for innflyttere til Oslo etter opprinnelsesfylke er forårsaket av at foreldrene flyttet til Oslo etter at barna fylte 20 år. Ved å inkludere aldersrestriksjonen for tidspunkt for flytting for innflyttere til Oslo etter opprinnelsesfylke, vil antallet observasjoner for omtrent alle fylkene ligge under 100 observasjoner. Antallet observasjoner blir dermed for få for analyse, og disse resultatene er derfor ikke rapportert i denne oppgaven.

Agder og Finnmark, har en gjennomsnittlig høyere rangering i inntektsfordelingen sammenliknet med permanente beboere. Av disse har innflyttere til Akershus, Oslo, Oppland og Telemark som en lavere rangering i inntektsfordelingen sammenliknet med de som flytter ut av fylkene. Foreldre med barn som flytter til Hedmark, Agder og Finnmark har derimot en høyere rangering i inntektsfordelingen sammenliknet med de som flytter fra de samme fylkene.

Tabell 5.6: Absolutt oppover mobilitet etter fylker for permanente beboere, flytting fra fylke og innflyttere til fylke opp til 20 år i 1960-kohorten

Fylke	Permanente beboere	Flytting fra fylke	Innflyttere til fylke
	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet
Østfold	45,8	36,6	49,8
Akershus	47,1	47,7	45,9
Oslo	49,3	52,3	45,2
Hedmark	42,2	45,8	48,3
Oppland	41,5	46,8	41,4
Buskerud	47,0	43,7	43,7
Vestfold	45,3	43,6	51,5
Telemark	44,6	47,0	41,4
Agder	43,3	43,7	45,6
Rogaland	50,6	46,7	44,6
Hordaland	50,3	46,8	44,7
Sogn og Fjordane	47,1	42,8	37,8
Møre og Romsdal	48,9	44,8	43,4
Sør-Trøndelag	45,8	43,0	42,8
Nord-Trøndelag	45,1	43,6	45,2
Nordland	46,7	45,4	44,0
Troms	45,7	39,5	52,8
Finnmark	41,0	45,6	47,0

Merknad: Denne tabellen er en samletabell over absolutt oppover mobilitetsestimater for permanente beboere, flytting ut av fylker og flytting til fylker. Absolutt mobilitetsestimatene som er rapportert i tabellen er tilsvarende estimater som rapportert i hhv. tabell 5.4 og G.11 (i appendiks G).

Permanente beboere i Hedmark har eksempelvis en gjennomsnittlig rangering i inntektsfordelingen lik 42,2, og de som flytter fra Hedmark har en gjennomsnittlig rangering i inntektsfordelingen lik 45,8. Dette indikerer at å flytte fra Hedmark øker mobiliteten, mens å bli boende i Hedmark vil redusere mobiliteten. Estimater for absolutt oppover mobilitet for innflyttere til Hedmark er lik 48,3, og tyder derimot på at å flytte til Hedmark vil øke

mobiliteten. Disse resultatene kan først virke motstridende. Likevel underbygger disse resultatene hypotesen om at resultatene er drevet av seleksjon, som diskutert i kapittel 5.2.3.

De som flytter til Hedmark, Agder og Finnmark kan være ressursrike familier, og får dermed brukt sine ressurser bedre sammenliknet med de som blir boende.

Videre ser vi fra tabellen at barn med foreldre som flytter fra Østfold, Buskerud, Vestfold, Rogaland, Hordaland, Sogn og Fjordane, Møre og Romsdal, Sør-Trøndelag, Nord-Trøndelag, Nordland og Troms, har en gjennomsnittlig lavere rangering i inntektsfordelingen sammenliknet med permanente beboere. Av disse fylkene har innflyttere til Østfold, Vestfold, Nord-Trøndelag og Troms en høyere rangering i inntektsfordelingen sammenliknet med de som flytter fra de samme fylkene. Foreldre med barn som flytter til Rogaland, Hordaland, Sogn og Fjordane, Møre og Romsdal, Sør-Trøndelag og Nordland har derimot en *lavere* rangering i inntektsfordelingen sammenliknet med de som flytter fra de samme fylkene. Tilsvarende kan dette bety at foreldre med barn som flytter til disse fylkene er mer ressursvake familier, og dermed utnytter sine ressurser dårligere sammenliknet med permanente beboere.

Basert på disse resultatene er det på fylkesnivå dermed vanskelig å avgjøre hvor mye av de observerte forskjellene i intergenerasjonell mobilitet faktisk påvirkes av at foreldrene flytter, og hvor mye som skyldes seleksjon.

5.3 Landsdeler

Sammenlikningen av utfallene til permanente beboere og flytting ut av fylke i kapittel 5.2.3, indikerer at å flytte fra noen landsdeler øker mobiliteten, mens i andre landsdeler øker mobiliteten ved å bli boende. For å undersøke om disse mønstrene også gjør seg gjeldene ved en faktisk inndeling etter landsdeler deler jeg Norge inn i nettopp fem landsdeler; Nord-Norge, Trøndelag, Vestlandet, Østlandet og Sør-Norge. Fokuset i denne delanalysen blir begrenset til å se på permanente beboere og de som flytter ut av landsdeler.

Figur 1F til 10F i appendiks F karakteriserer forholdet mellom fedre og barn i inntektsfordelingen i de fem ulike landsdelene for begge kohortene uten å dele utvalget inn i de som ikke flytter og de som flytter på seg. Disse mobilitetskurvene er konstruert på tilsvarende måte som figurene i appendiks C og F, og er forklart i kapittel 5.1, men viser her mobilitetskurver etter landsdeler. De rapporterte regresjonskoeffisientene og standardfeilene i

figurene er estimert fra den underliggende mikrodataen for de ulike landsdelene ved å bruke MKM regresjon (Chetty et al, 2014a), og er gitt i tabell 5.7.

Tabell 5.7: Rang-rang helningen for landsdeler

	55-kohorten				
	Østlandet	Sør-Norge	Vestlandet	Midt-Norge	Nord-Norge
Fedre	0,1460*** (0,008)	0,1257*** (0,028)	0,1431*** (0,011)	0,1669*** (0,016)	0,1766*** (0,013)
Konstantledd	43,7 (0,479)	42,7 (1,674)	44,5 (0,624)	40,8 (0,892)	40,8 (0,674)
Observasjoner	16917	1547	9351	3417	4694

	60-kohorten				
	Østlandet	Sør-Norge	Vestlandet	Midt-Norge	Nord-Norge
Fedre	0,1883*** (0,008)	0,1708*** (0,024)	0,1401*** (0,011)	0,1549*** (0,017)	0,1577*** (0,014)
Konstantledd	41,2 (0,473)	40,6 (1,440)	45,3 (0,628)	41,3 (0,906)	40,9 (0,693)
Observasjoner	17376	1897	9456	3199	4679

Standardfeil i parentes. Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%)

Fra mobilitetskurvene gitt i figur F.6 til F.10 i appendiks F ser vi at den betingede forventningen til et barns rangering gitt sine foreldres rangering i 1960-kohorten er ganske lineær over de fleste persentilene for alle landsdelene, bortsett fra i den øverste delen av inntektsfordelingen til foreldrene – der den har en tendens til å krumme oppover. Dette stemmer overens med Bratberg et al. (2015). Observasjonene til Vestlandet ser ut til å være mest utsatt for støy, og spredning ser ut til å være minst i Midt-Norge. Videre ser vi at skjæringspunktene for mobilitetskurvene i de ulike landsdelene er relativt like. Dette tyder på den forventede rangeringen til barn fra familier ved den nederste delen av inntektsfordelingen omtrent er lik for alle landsdelene.

Tabell H.1 og tabell 5.8 viser estimatene til både relativ mobilitet og absolutt mobilitet for de ulike landsdelene og hhv. 1955- og 1960-kohorten. Fra tabellene ser vi at etter inndelingen av Norge i landsdeler eksisterer det fremdeles regionale forskjeller, men at disse forskjellene er mindre etter en inndeling av Norge i fylker. Eksempelvis ser vi fra tabell 5.8 at landsdelen med lavest absolutt oppover mobilitet i 1960-kohorten Sør-Norge og Nord-Norge (44,8), og landsdelen med høyest absolutt oppover mobilitet er Vestlandet (48,8). Til sammenlikning er

fylket med lavest absolutt oppover mobilitet Finnmark med en predikert verdi på 41,3. Hordaland og Rogaland er fylkene med høyest estimert absolutt oppover mobilitet lik 49,4 i 1960-kohorten. At variasjon i absolutt mobilitet ser ut til å bli mindre når en studerer forskjeller mellom større geografiske områder er ikke urimelig ettersom spredningen innad i landsdeler sannsynligvis blir mindre.

Tabell 5.8: Intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler 1960-kohorten

Landsdel (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	95 % konfidensintervall absolutt mobilitet (4)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (5)	Standardfeil helningskoeffisient (6)
Østlandet	17376	45,9	[45,3, 46,5]	0,188	0,008
Sør-Norge	1897	44,8	[43,0, 46,7]	0,171	0,024
Vestlandet	9456	48,8	[48,0, 49,6]	0,140	0,011
Midt-Norge	3199	45,2	[44,0, 46,3]	0,155	0,017
Nord-Norge	4647	44,8	[43,9, 45,7]	0,158	0,014
<i>N</i>	36575				

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike landsdelene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike landsdelene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke kjerneutvalget i 1960-kohorten. Målene i kolonne (3) og (5) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor landsdelene. Kolonne (5) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (6) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (5). Kolonne (4) rapporterer 95 % konfidensintervall for absolutt oppover mobilitetsestimatene. Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Mobilitetsestimatene for landsdeler stemmer overens med fylkesinndelingen. Ved fylkesinndelingen viste resultatene at vestlandsfylkene typisk hadde høyere inntektsrangering sammenliknet med fylker i Sør-Norge og Nord-Norge. Videre ser vi fra tabell 5.8 at estimatene for absolutt oppover mobilitet også er mer presise enn det vi så på fylkesnivå. Dette fremkommer av konfidensintervallet til absolutt oppover mobilitet i kolonne (4) i tabell 5.8, og er et resultat av flere observasjoner. Til tross for at mobilitetsestimatene for landsdeler er mer presise, ser vi at tilsvarende for fylkesnivå overlapper konfidensintervallene for noen av landsdelene: Sør-Norge, Midt-Norge og Nord-Norge.

5.3.1 Permanente beboere og flytting ut av landsdeler

Analysen karakteriserer rang-rang helningen etter landsdeler for permanente beboere og barn med foreldre som flytter ut av landsdeler for å avgjøre om det eksisterer forskjeller i

intergenerasjonell mobilitet for de to underutvalgene med en større regional inndeling. For å kunne gjøre dette må definisjonen av permanente beboere og de som flytter først modifieres til passe inndelingen av Norge etter landsdeler. Ved inndelingen av Norge etter landsdeler refererer permanente beboere til undergruppen av foreldre som bor i en enkelt *landsdel* i alle årene av til utvalget, 1967 - 1995. Denne definisjonen er betinget av foreldrenes bosted, ikke av barnas bosted i voksenlivet. Flytting ut av landsdel defineres i dette kapittelet som barn med foreldre som flytter fra en bestemt landsdel til en annen (uspesifisert) landsdel. Flyttinger som forekommer innad i samme landsdel telles ikke med i antall flyttinger ut av landsdeler. Samme eksklusjoner som ble gjort ved fylkesinndelingen gjelder også her⁵⁸.

Tilsvarende som ved fylkesinndelingen estimeres likning (4.1) ved å bruke MKM for å beregne relativ mobilitet, δ_{rk} , og absolutt oppover mobilitet ($\bar{r}_{25,rk} = \alpha_{rk} + \delta_{rk}25$) etter landsdeler for de to underutvalgene. Estimatene for underutvalgene i hvert kohort er rapportert i appendiks H, og viser at det for alle underutvalgene eksisterer heterogenitet mellom landsdelelene. Denne forskjellen er dog ikke like stor som den er ved fylkesinndelingen.

Ved å sammenlikne estimatene for permanente beboere med estimatene for de som flytter ut av landsdeler, kan en få et bilde av hvilke landsdeler som øker mobilitet og hvilke som ikke gjør det. Tabell 5.9 er en samletabell over absolutt mobilitetsestimatene etter landsdeler for permanente beboere og barn av foreldre som flytter fra landsdeler i 1960-kohorten.

Ved å studere landsdeler fremfor fylker ser vi fra tabell 5.9 at estimatene for absolutt oppover mobilitet for de som flytter ut av landsdeler i 1960-kohorten er høyere for de som flytter fra Østlandet og Sør-Norge. Å flytte fra disse to landsdelelene ser dermed ut til å øke mobiliteten. Videre ser vi fra tabell 5.9 at de som flytter fra Vestlandet, Midt-Norge og Nord-Norge har lavere mobilitet sammenliknet med de som ikke flytter fra de samme landsdelelene. Resultatene fra inndelingen etter landsdeler ser dermed ut til å stemme overens med de mønstrene som viste seg ved den mer finmaskede fylkesinndelingen. Resultatene fra fylkesinndelingen viste nemlig grovt sett at å flytte fra Østlandet og Sør-Norge, sett bortsett fra Østfold, Buskerud og Vestfold,

⁵⁸ Flyttinger ut av landsdeler etter barnet er fylt 20 år ekskluderes fra utvalget. Observasjoner der kun mor eller far flytter, eller begge flytter uten barnet er ekskludert fra utvalget, og observasjoner der flytting er til eller fra utlandet er ekskludert. De som flytter mer enn én gang er også ekskludert fra utvalget som følge av for få observasjoner.

ville øke mobiliteten, og at mobiliteten var lavere for de som flyttet fra Vestlandet, Trøndelag og Nord-Norge, sett bort i fra Finnmark.

Tabell 5.9: Intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler for permanente beboere og flytting ut av landsdeler 1960-kohorten

<i>Landsdel</i>	Permanente beboere	Flytting fra landsdeler
	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet
Østlandet	45,8	47,1
	[44,9, 46,6]	[43,5, 50,7]
Sør-Norge	43,3	43,9
	[40,7, 45,9]	[38,4, 49,5]
Vestlandet	49,6	46,6
	[48,5, 50,3]	[43,8, 49,5]
Midt-Norge	45,6	42,0
	[44,0, 47,3]	[38,3, 45,7]
Nord-Norge	45,0	44,9
	[43,7, 46,3]	[42,3, 47,6]

Merknad: Denne tabellen er en samletabell over absolutt oppover mobilitetsestimater for permanente beboere i landsdeler og flytting ut av landsdeler. Absolutt mobilitetsestimater som er rapportert i tabellen er tilsvarende estimater som rapportert i hhv. tabell H.3, H.5 og H.7 i appendiks H. 95 % konfidensintervall til absolutt oppover mobilitetsestimater i hakeparentes.

Tilsvarende som ved analysen på fylkesnivå, ser vi at mobilitetsestimaterne for landsdeler også er ganske upresise. Det er også verdt å merke seg at på samme måte som ved fylkesinndelingen, kan disse resultatene være drevet av seleksjon. Familiene som flytter fra Østlandet og Sør-Norge bruker ressursene sine bedre sammenliknet med de som blir boende i de samme landsdelene. Motsatt kan en tenke seg at som flytter fra Vestlandet, Midt-Norge og Nord-Norge benytter sine ressurser dårligere.

Kapittel 6. Diskusjon og konklusjon

Denne oppgaven benyttet rangbaserte mål på norske data for å undersøke om det eksisterer geografisk variasjon i barns utfall mellom fylker. I tillegg ble målene brukt for å undersøke om den intergenerasjonelle mobiliteten til barn ble påvirket av at deres foreldre flyttet fra et fylke til et annet.

Oppgaven er inspirert av tilsvarende arbeid gjort av Chetty et al. (2014) og Chetty og Hendren (2015) i USA. I tråd med deres studier har denne analysen benyttet seg av relativ og absolutt mobilitet på norske data for å undersøke sammenhengen mellom barn og fedres plasseringer i deres respektive inntektsfordelinger. Oppgaven måler relativ mobilitet ved rang-rang helningen. Dette målet kan tolkes som forskjellen i den gjennomsnittlige inntektsrangeringen til barn fra de fattigste familiene sammenliknet med de rikeste (Chetty et al. 2014a), og viser dermed sammenhengen mellom fedre og barn sin rangering i inntektsfordelingen. Absolutt oppover mobilitet er et mål konstruert av Chetty et al. (2014a). Dette målet viser den gjennomsnittlige forventede rangeringen til barn fra familier med inntekter som ligger under medianinntekten i fedrenes nasjonale inntektsfordeling. Dette er et nyttig mål når en skal studere små områder innenfor et land. Dette kommer av at barns rangeringer i den nasjonale inntektsfordelingen er et absolutt utfall ettersom inntekter i et gitt området har en liten innvirkning på den nasjonale fordelingen. Dette gjør det mulig å sammenlikne mobilitetsestimatene på tvers av fylker i Norge. I tillegg kan målet brukes til å måle de gjennomsnittlige utfallene til barn som for eksempel vokser opp i lavinntektsfamilier.

Kapittel 5 presenterte resultatene for den empiriske analysen av intergenerasjonell inntektsmobilitet for barn født i 1960 sammen med deres foreldre⁵⁹. Analysen brukte 18 fylker, og undersøkte først de regionale variasjonene i relativ og absolutt mobilitet. Dette var utgangspunktet for å kunne studere hvilken effekt det har på barns utfall at deres foreldre flytter. Resultatene fra denne analysen viste at på det nasjonale nivået eksisterer det nivåforskjeller i absolutt oppover mobilitet mellom fylker i Norge. Dette ser vi spesielt når vi ser på konfidensintervallene til fylkene som kommer best og dårligst ut: der Hordaland, Rogaland, og Oslo er de fylkene med de beste utfallene, og Finnmark er fylket med dårligst utfall.

⁵⁹ Resultatene for 1955-kohorten er gitt i appendiks, men har ikke blitt grundig analysert i denne oppgaven.

De regionale forskjellene i intergenerasjonell inntektsmobilitet på fylkesnivå i Norge dokumentert i denne oppgaven, er betydelig mindre sammenliknet med den regionale variasjonen i USA dokumentert av Chetty et al. (2014a).

Videre undersøkte oppgaven om disse geografiske forskjellene i intergenerasjonell mobilitet i Norge ble påvirket av at foreldrene flytter. Analysen delte da utvalget inn barn med foreldre som ikke flyttet på seg (permanente beboere), flytting innad i fylket og flytting ut av fylket. Resultatene etter denne inndelingen av populasjonen viste at de geografiske forskjellene i intergenerasjonell inntektsmobilitet fremdeles eksisterte. Det var likevel vanskelig å få et klart bilde av hvilken effekt flytting innad i fylker har på den intergenerasjonelle mobiliteten. Dette var et resultat av få observasjoner i mange av fylkene.

For å videre evaluere i hvilken grad flytting påvirker den intergenerasjonelle mobiliteten, ble utfallene til barn med foreldre som flyttet sammenliknet med utfallene til barn med foreldre som ikke flyttet seg. Disse resultatene viste at estimert absolutt mobilitet i 1960-kohorten er høyere for de som flyttet fra Akershus, Oslo, Hedmark, Oppland, Telemark, Agder og Finnmark sammenliknet med de som blir boende i de respektive fylkene. Grovt sett ser det dermed ut til øke barns mobilitet dersom foreldrene flytter fra Sør-Norge og Østlandet (sett bort i fra Østfold, Buskerud og Vestfold), og barns mobilitet ser ut til å reduseres for de som flytte fra Vestlandet, Trøndelag og Nord-Norge (sett bort i fra Finnmark). Resultatene for permanente beboere i landsdeler og resultatene for barn med foreldre som flyttet ut av landsdeler viste tilsvarende resultater som vi så ved fylkesinndelingen av Norge. Isolert sett indikerer dette at flytting påvirker den intergenerasjonelle mobiliteten.

Likevel ga ikke disse resultatene et tydelig bilde av hva det har å si for barns mobilitet at barn flytter sammen med foreldrene sine fra et fylke til et annet. Noe av årsaken til dette er at denne analysen ikke har noen informasjon om både hvilket fylke foreldre flytter fra, og hvilket fylke foreldrene flytter til. Resultatene sier bare noe om hvordan de gjennomsnittlige utfallene til barn med foreldre som flytter er i forhold til de gjennomsnittlige utfallene til barn med foreldre som blir boende. For å i større grad få et bilde av hvordan foreldrenes flytting påvirker barns mobilitet, sammenliknet analysen derfor utfallene til barna med foreldre som flyttet til Oslo etter opprinnelsesfylke med utfallene til barn av foreldre som blir boende i tilsvarende fylker. Disse resultatene viste at både foreldre med barn som flytter til Oslo og foreldre med barn som flytter fra Oslo øker mobiliteten relativ til de som blir boende i fylkene (permanente beboere).

Dette resultatet er kanskje det en skulle forvente basert på at folk ofte er villig til å flytte på seg dersom det for eksempel resulterer i jobb- og karrieremuligheter. Vi kan derimot ikke si sikkert om det faktisk er de mest ressursrike som flytter til Oslo, altså seleksjon, eller om det er flyttingen i seg selv som gjør at mobiliteten øker. At mye av resultatene kan være drevet av seleksjon ble ytterligere underbygget av mobilitetsestimatene for de som flyttet til fylkene.

På grunn av begrensninger ved datamaterialet som ble benyttet i analysen, var det ikke mulig å kontrollere for seleksjonsskjevheter og skjevheter som oppstår som følge av utelatte variabler. Flytting i seg selv kan også være korrelert med uobserverte faktorer som denne analysen ikke har kontrollert for. Eksempelvis kan en høyere betalt jobb i et annet fylke resultere i en familie flytter, i tillegg til at det kan ha en direkte effekt på deres barns utfall. Dette gjør at det blir vanskelig å avgjøre om sammenhengen mellom å flytte og mobilitet er kausal: i hvor stor grad barns mobilitet blir påvirket av at foreldrene flytter. Det kan også være omvendt kausalitet: foreldrene flytter fordi de har blitt rikere og dermed er det denne rikdommen som påvirker barns utfall i voksen alder, ikke det faktum at foreldrene flyttet. Seleksjon trenger likevel ikke å stå i motstrid til at forskjellige steder kan påvirke den intergenerasjonelle inntektsmobiliteten. Resultatene indikerer at barn med foreldre som flytter påvirker den intergenerasjonelle mobiliteten. Det er derimot vanskelig å avgjøre hvor mye av de observerte forskjellene i intergenerasjonell mobilitet på tvers av fylker skyldes kausale stedeffekter, og hvor mye som kan tilskrives det faktum at foreldrene flytter til bestemte steder som ikke er tilfeldig.

Utvalget som ble benyttet i denne analysen inkluderte bare barn med foreldre som flyttet én gang. Årsaken til dette var blant annet at det ikke var tilstrekkelig med observasjoner for de barna med foreldre som flyttet mer enn én gang. I tillegg ville eksponeringstiden for de ulike fylkene for de som flytter mer enn én gang reduseres med hvor mange ganger de flytter. Det ville da bli vanskelig å avgjøre hvilket fylke som har hatt størst påvirkning, gitt at det var noen påvirkning i det hele tatt. At eksponeringstiden for et nabolag har betydning for estimatene til intergenerasjonell mobilitet er blant annet dokumentert i Chetty og Hendren (2015). Selv om denne analysen ikke bruker tilsvarende definisjon av nabolag som Chetty og Hendren (2015), er det likevel ikke urimelig å tro at eksponeringstid for et fylke også har betydning for de intergenerasjonelle mobilitetsestimatene i denne analysen. Et annet aspekt er at fylker er større områder enn Chetty og Hendren (2015) sin karakterisering av nabolag. På fylkesnivå er det ikke mulig å avgjøre om det er forhold i barns umiddelbare nabolag eller lokalsamfunn som påvirker barns utfall.

En måte å kontrollere for seleksjonsskjevheter og eksponeringstiden for et sted er å benytte seg av familier som flytter på tvers av fylker med barn i ulike aldre og sammenlikne deres utfall, tilsvarende Chetty og Hendren (2015). En slik analyse hadde bidratt til å avgjøre hvor mye av de observerte forskjellene mellom steder kan tilskrives forskjellene i mennesketypene som bor på hvert sted (dvs. at foreldrene som flytter selekterer seg til bestemte områder på bakgrunn av bestemte karakteristikk), og hvor mye som kan tilskrives kausale stedseffekter. Denne oppgaven benyttet seg av et datamaterialet som inneholdt barn født med fem års mellomrom, og det var derfor ikke mulig å finne tilstrekkelig antall søsken for å gjennomføre en slik analyse.

En annen begrensning ved analysen er at utvalgsstørrelsene er såpass små. I regresjonen av sammenhengen mellom barn og foreldres relative posisjoner i deres respektive inntektsfordelinger, fører dette til at estimert rang-rang helning i varierende grad er upresis. I tillegg fører det til store standardfeil på konstantleddet i regresjonen. Disse unøyaktighetene «veltes» over på absolutt oppover mobilitetsestimatene ettersom estimatene fra regresjonen av rang-rang helningen er de underliggende estimatene for beregningen av absolutt oppover mobilitet. Konfidensintervallene til absolutt oppover mobilitetsestimatene til barn med foreldre som flytter innad og ut av fylker blir dermed store, og analysen viste at de i stor grad er overlappende med hverandre. Dette fører til at det vanskelig å trekke noen endelig konklusjoner om hvor mye av barns utfall blir påvirket av at foreldrene flytter ved å se på mobilitetsestimatene.

På grunn av disse begrensningene ved datamaterialet benyttet i denne oppgaven, hadde det for fremtidig forskning vært interessant å benytte seg av mer finmaskede geografiske data som også inkluderer informasjon om hva som forårsaket at foreldre flytter og et mye større antall observasjoner. Et slikt datasett ville både kunne studert regionale forskjeller på et lavere geografisk nivå, og vil i større grad kunne belyse den kausale effekten stedet barn vokste opp på har på den intergenerasjonelle mobiliteten. I tillegg vil flere observasjoner bidra til mer presise mobilitetsestimater.

Til tross for disse begrensningene finner analysen likevel at det eksisterer geografisk variasjon i barns utfall etter fylker i Norge. Oslo, Hordaland og Rogaland er fylkene der barn opplever de beste utfallene i voksen alder, og Finnmark er fylket med dårligst. Selv om analysen ikke kan

si noe om *hvor mye* den intergenerasjonelle mobiliteten blir påvirket av flytting, ser det ut til at flytting påvirker den intergenerasjonelle inntektsmobilitet.

Referanser

- Baker, M., & Solon G. (2003). Earnings Dynamics and Inequality Among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Tax Records. *Journal of Labor Economics*, 21(2), 289-322.
- Baker, M. (1997). Growth-Rate Heterogeneity and the Covariance Structure of Life-Cycle Earnings. *Journal of Labor Economics*, 15(2), 338-75.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of political Economy*, 223-251.
- Becker, G. S., & Tomes, N. (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153-1189.
- Becker, G. S., & Tomes, N. (1986). Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4(3), 1-39.
- Behrman, J. R., & Taubman, P. (1985). Intergenerational earnings mobility in the United States: some estimates and a test of Becker's intergenerational endowments model. *Review of Economics and Statistics*, 67, 144 - 151.
- Bhattacharya, D., & Mazumder, B. (2011). A nonparametric analysis of black -white differences in intergenerational income mobility in the United States. *Quantitative Economics*, 2(3), 335-379.
- Björklund, A., & Jäntti, M. (2000). Intergenerational mobility of socio-economic status in comparative perspective. *Nordic Journal of Political Economy*, 26(1), 3-32.
- Black, S. E., & Devereux, P. J. (2011). Recent Developments in Intergenerational Mobility. *Handbook of Labor Economics*, 4, 1487-1541.
- Blanden, J., Goodman, A., Gregg, P., & Machin, S. (2004). Changes in Intergenerational Mobility in Britain. In M. Corak, ed. *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press.
- Bratberg, E., Nilsen, Ø. A., & Vaage, K. (2005). Intergenerational Earnings Mobility in Norway: Level and Trends. *Scandinavian Journal of Economics*, 107(3), 419-435.

- Bratberg, E., Nilsen, Ø. A., & Vaage, K. (2007). Trends in Intergenerational Mobility across Offspring's Earnings Distribution in Norway. *Industrial Relations* 46(1), 112–130.
- Bratberg, E., Davis, J., Mazumder, B., Nybom, M., Schnitzlein, D., & Vaage, K. (2015). A Comparison of Intergenerational Mobility Curves in Germany, Norway, Sweden and the U.S. Discussion Paper, mimeo.
- Bratsberg, B., Røed, K., Raaum, O., Naylor, R., Jäntti, M., Eriksson, T. & Österbacka, E. (2007). Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility: Consequences for Cross-Country Comparison. *The Economic Journal*, 117(519), C72-C92.
- Böhlmark, A., & Lindquist, M. J. (2006). Life-Cycle Variations in the Association between Current and Lifetime Income: Replication and Extension for Sweden. *Journal of Labor Economics* 24(4), 879–896.
- Chadwick, L., & Solon, G. (2002). Intergenerational income mobility among daughters. *The American Economic Review*, 92(1), 335-344.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (2014a). Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States. *Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553-1623.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., Saez, E., & Turner, N. (2014b). Is the United States Still a Land of Opportunity? Recent Trends in Intergenerational Mobility. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 104(5), 141-147.
- Chetty, R., & Hendren, N. (2015). *The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational mobility: Childhood Exposure Effects and County-Level Estimates*. Upublisert manuskript, Harvard University og NBER.
- Corak, M., Lindquist, M. J., & Mazumder, B. (2014). A Comparison of Upward and Downward Intergenerational Mobility in Canada, Sweden and the United States. *Labour Economics*, 30, 185-200.

- Dahl, M. W., & DeLeire, T. (2008). *The association between children's earnings and fathers' lifetime earnings: estimates using administrative data*. University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty.
- De Nardi, M., & Yang, F. (2016). Wealth inequality, family background, and estate taxation. *Journal of Monetary Economics*, 77, 130-145.
- Dietz, R. D. (2002). The estimation of neighborhood effects in the social sciences: An interdisciplinary approach. *Social science research*, 31(4), 539-575.
- Grawe, N. D. (2006). Lifecycle bias in estimates of intergenerational earnings persistence. *Labour economics*, 13(5), 551-570.
- Haider, S., & Solon, G. (2006). Life-Cycle Variation in the Association Between Current and Lifetime Earnings. *American Economic Review*, 96(4), 1308-1320.
- Haider, S. J. (2001). Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in the United States: 1967–1991. *Journal of Labor Economics*, 19(4), 799–836.
- Håland, I., & Sandnes, T. (2005). *Fordelingen av økonomiske ressurser mellom kvinner og menn. Inntekt, sysselsetting og tidsbruk*. (SSB 2005/35) Hentet fra: https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/rapp_200535/rapp_200535.pdf
- Jäntti, M., Bratsberg, B., Roed, K., Naylor, R., Osterbacka, E., Björklund, A., & Eriksson, T. (2006). American Exceptionalism in a New Light: A Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic Countries, the United Kingdom and the United States. IZA Discussion Papers 1938.
- Katz, L. F., Kling J. R., & Liebman J. B. (2001). Moving to Opportunity in Boston: Early Results of a Randomized Mobility Experiment. *Quarterly Journal of Economics*, 166, 607-654.
- Kling, J. R., Liebman, J. B., & Katz, L. F. (2007). Experimental analysis of neighborhood effects. *Econometrica*, 75(1), 83-119.

- Langørger, A. (2007). Sentralisering – årsaker, virkninger og politikk. *Samfunnsspeilet*, 2, 46-59. Hentet fra: <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/artikler-og-publikasjoner/sentralisering-aarsaker-virkninger-og-politikk>).
- Lee, S. Y., & Seshadri, A. (2016). *Economic policy and equality of opportunity*. Mimeo.
- Ludwig, J., Duncan, G. J., Gennetian, L. A., Katz, L. F., Kessler, R. C., Kling, J. R., & Sanbonmatsu, L. (2013). Long-term neighborhood effects on low-income families: Evidence from Moving to Opportunity. *The American Economic Review*, 103(3), 226-231.
- Manski, C. (1993). Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *Review of Economic Studies*, 60, 531–42.
- Manski, C. (2000). Economic Analysis of Social Interactions. *Journal of Economic Perspectives*, 15, 115-136.
- Mazumder, B. (2001). The Mis-Measurement of Permanent Earnings: New evidence from Social Security Earnings Data.
- Mazumder, B. (2005). Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data. *Review of Economics and Statistics*, 87(2), 235-255.
- Mazumder, B. (2014). Black-white differences in intergenerational economic mobility in the United States. *Economic Perspectives*, 38.
- Mazumder, B. (2015). Estimating the intergenerational elasticity and rank association in the US: Overcoming the current limitations of tax data.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Nilsen, Ø. A., Vaage, K., Aakvik, A., & Jacobsen, K. Å. (2008). Sources of measurement errors in earnings data: New Estimates of Intergenerational Elasticities.
- Nilsen, Ø. A., Vaage, K., Aakvik, A. & Jacobsen, K. (2012). Intergenerational Earnings Mobility Revisited: Estimates Based on Lifetime Earnings. *Scandinavian Journal of*

Economics 114(1), 1–23.

Nybohm, M., & Stuhler J. (2015). Biases in Standard Measures of Intergenerational Dependence.

Ray, D. (2010). Uneven Growth: A Framework for Research in Development Economics. *Journal of Economic Perspectives*, 24(3), 45–60.

Reville, R. T. (1995). Intertemporal and life cycle variation in measured intergenerational earnings mobility. *Unpublished manuscript, RAND*.

Sampson, R. J., Morenoff, J. D., & Gannon-Rowley, T. (2002). Assessing “Neighborhood Effects”: Social Processes and New Directions in Research. *Annual Review of Sociology*, 28 (1), 443–478.

Sanbonmatsu, L., Ludwig, J., Katz, L. F., Genetian, L.A., Duncan, G. J., Kessler, R. C., Adam, E., McDade, T., & Lindau, S. T. (2011). Moving to Opportunity for Fair Housing Demonstration Program: Final Impacts Evaluation. Washington, DC: U.S. Department of Housing and Urban Development, Office of Policy Development and Research.

Schnelle, K. (2015). *Intergenerational Mobility in Norway: Transition Probabilities and Directional Rank Mobility (Masteroppgave)*. Universitetet i Bergen.

Sharkey, P., & J. W. Faber (2014). Where, when, why, and for whom do residential contexts matter? Moving away from the dichotomous understanding of neighborhood effects. *Annual Review of Sociology*, 40, 559-79.

Solon, G. (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *The American Economic Review*, 82(3), 393-408.

Solon, G. (1999). Intergenerational Mobility in the Labor Market. In O. Ashenfelter, & D. Card, *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3A, s. 1761-1800). Elsevier.

Solon, G. (2002). Cross-country differences in intergenerational earnings mobility. *The Journal of Economic Perspectives* 16(3), 59-66.

Solon, G. (2004). A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place. In M. Corak, *Generational Income Mobility in North America and Europe* (s. 38-47). Cambridge University Press.

-
- Statistisk sentralbyrå (2000). *Standard for økonomiske regioner*. NOS C 616. Oslo – Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå
- Stambøl, L. (2009). Utvikling i regionale arbeidsmarkeder. *Samfunnsspeilet*, 23(5-6), 124-178. Hentet fra:
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/utvikling-i-regionale-arbeidsmarkeder>.
- Thorsnæs, G. (2014). Rogaland. *Store Norske Leksikon*. Hentet fra <https://snl.no/Rogaland>
- Verbeek, M. (2013). *A Guide to Modern Econometrics*. John Wiley & Sons, 4 edition.
- Wilson, W. J. (1987). *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. University of Chicago Press.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory Econometrics: A modern approach*. 5. utg, South-Western Cengage Learning.
- Zimmerman, D. J. (1992). Regression Toward Mediocrity in Economic Stature. *American Economic Review*, 82(3), 409-429.
- Österberg, T. (2000). Intergenerational income mobility in Sweden: What do tax-data show? *Review of Income and Wealth*, 46, 421-436.

Appendiks

Appendiks A: Livssyklususkjevhet

For å illustrere problemet med livssyklususkjevhet tar jeg igjen utgangspunkt i en enkel modell basert på Haider og Solon (2006). Anta at inntekter for fedre og sønner er målt ved en bestemt alder, henholdsvis a og b (da analysen ikke avhenger av at alderen til sønner og fedre er den samme);

$$y_{i,t-1,a} = \mu_{t-1,a} y_{i,t-1} + v_{i,t-1,a} \quad (2.15)$$

$$y_{itb} = \mu_{tb} y_{it} + u_{itb} \quad (2.16)$$

Der $\mu_{t-1,a}$ er helningskoeffisienten i den lineære projeksjonen av $y_{t-1,a}$ på y_{t-1} , og tilsvarende er μ_{tb} helningskoeffisienten i likning (2.16). Den trenger ikke være lik en og kan variere over livssyklusen. Denne parameteriseringen av feilen tillater at én periode med inntekter kan være en bedre proxy for livstidsinntekter ved noen aldre enn andre. Ved å anta at feilleddene ikke er korrelert med hverandre og livstidsinntekter (som kan være en sterk antagelse ettersom fedre og sønner kan ha liknende karriereveier), og MKM er anvendt på regresjonen av y_{itb} på y_{it} ,

$$\begin{aligned} y_{itb} &= \mu_{tb} \beta y_{i,t-1} + (\mu_{tb} \varepsilon_i + u_{itb}) \\ y_{itb} &= \mu_{tb} [\beta y_{i,t-1} + \varepsilon_i] + u_{itb}, \end{aligned} \quad (2.16)$$

er sannsynlighetsgrensen til estimatet av den intergenerasjonelle elastisiteten lik $\beta \mu_{tb}$ i stedet for β . Dersom $\mu_{tb} = 1$ er dette den standardiserte målefeil-modellen. I et slikt tilfelle vil ikke målefeil i den avhengige variabelen resultere i inkonsistente estimater av β (dvs. IGE), men i tilfeller der $\mu_{tb} \neq 1$ vil MKM-estimatet være inkonsistent. Denne inkonsistensen varierer som en funksjon av alderen der årlige inntekter er observert.

I regresjonslikningen er det også en målefeil i den uavhengige variabelen. I tilfelle der et perfekt mål for barnas livsløpsinntekter er tilgjengelig, men det er en målefeil i foreldrenes livsløpsinntekter på grunn av bruken av en kortsiktig proxy, og benytter MKM på den lineære regresjonen av $y_{i,t-1,a}$ på $y_{i,t-1}$ får vi

$$plim \hat{\beta} = \frac{cov(y_{i,t-1,a}, y_{it})}{var(y_{i,t-1,a})} = \theta_a \beta, \quad (2.17)$$

der

$$\theta_a = \frac{\mu_{t-1,a} \text{var}(y_{i,t-1,a})}{\mu_{t-1,a}^2 \text{var}(y_{i,t-1,a}) + \text{var}(v_{i,t-1})} = \frac{\mu_{t-1,a} \text{var}(y_{i,t-1,a})}{\mu_{t-1,a}^2 \text{var}(y_{i,t-1,a}) + \frac{\text{var}(v_{i,t-1})}{\text{var}(y_{i,t-1})}} \quad (2.18)$$

Hvis $\mu_{t-1,a} = 1$ er θ_a lik reduksjonsfaktoren som vist i likning (2.7). Faktoren θ_a avhenger av verdien til $\mu_{t-1,a}$. Med $\mu < 1$ og tilstrekkelig lav varians $\frac{\text{var}(v_{i,t-1})}{\text{var}(y_{i,t-1})}$, kan θ_a overgå 1 slik at reduksjonsskjevheten blir en forsterket skjevhet.

I tilfeller der en benytter proxy for både foreldre og barns livsløpsinntekter blir sannsynlighetsgrensen

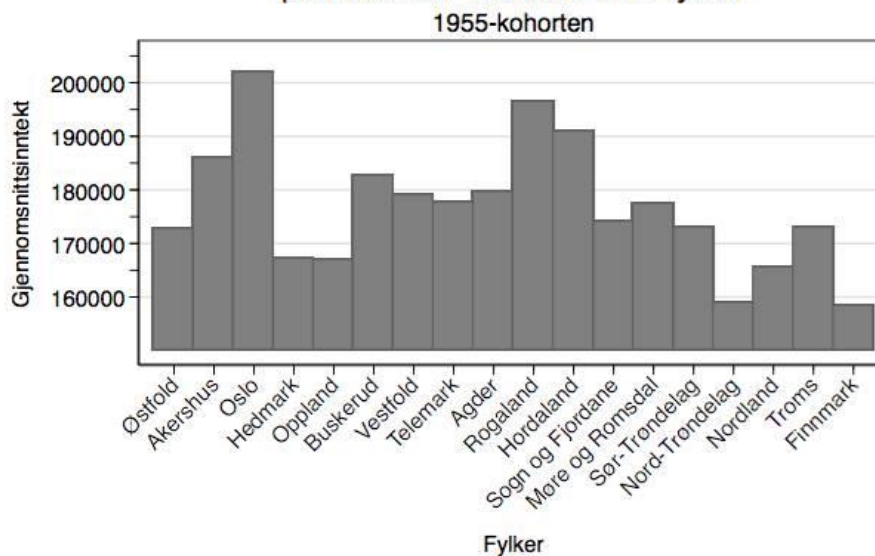
$$\text{plim} \hat{\beta}_{a,b} = \mu_{tb} \theta_a \beta \quad (2.19)$$

I tilfelle der $\mu_{tb} = \mu_{t-1,a} = 1$ er vi tilbake i den vanlige målefeil-modellen, og den intergenerasjonelle mobiliteten lider av reduksjonsskjevhet. Graden av reduksjonsskjevhet avhenger da av fars alder ettersom $\text{var}(v_{i,t-1,a})$ i seg selv kan variere med fars alder. Baker og Solon (2003) og Mazumder (2005) finner at $\text{var}(v_{i,t-1,a})$ varierer over livssyklusen og er minimert rundt 40-årsalderen. Livssyklus-skjevhet oppstår altså når μ_{tb} eller $\mu_{t-1,a}$ tar ulike verdier ved forskjellige aldre. Databegrensninger gjør det sannsynlig at fars inntekter måles relativt sent i livssyklusen, mens sønners inntekter typisk måles ved ganske ung alder. Med fullstendig informasjon på inntekter over en hel karriere er det mulig å estimere μ_{tb} og θ_a ved hver alder.

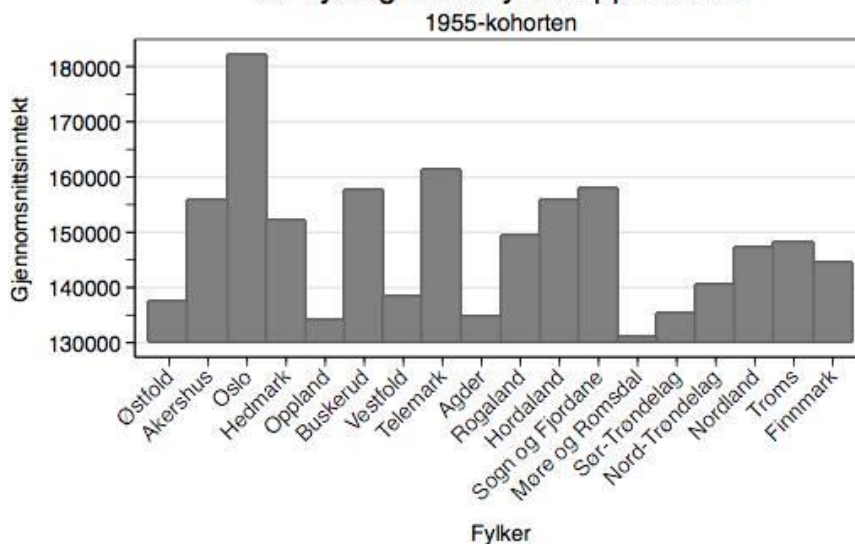
Estimeringer av μ_{tb} for flere land viser at den er lav når menn er i tjuårene, men at estimatene av μ_{tb} øker mot 1 når menn kommer i trettiårene og forblir høy inntil slutten av førtiårene (Haider og Solon 2006, Bohlmark og Lindquist, 2006, Nilsen et al 2008).

Appendiks B: Deskriptiv statistikk

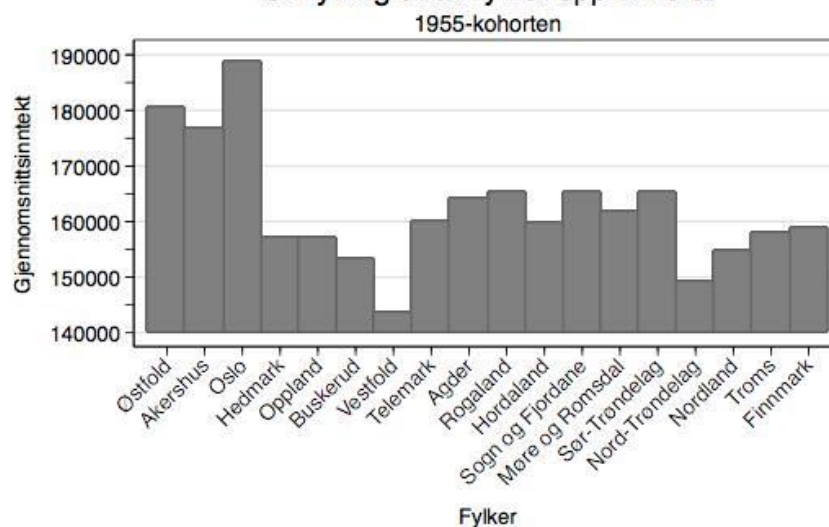
Figur B.1: Barns gjennomsnittsinntekt for permanente beboere etter fylker



Figur B.2: Barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for flytting innad fylket opp til 20 år



Figur B.3: Barns gjennomsnittsinntekt etter fylker for flytting ut av fylket opp til 20 år



Tabell B.1: Deskriptiv statistikk for permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket

	55-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N
Permanente beboere				
Fars inntekt	187554	67156	182575	18240
Barnets individuelle inntekter	181690	106134	181538	17118
Flytting innad fylket				
Fars inntekt	166122	62285	163495	3387
Barnets individuelle inntekter	146111	96881	138380	3123
Flytting ut av fylket				
Fars inntekt	178558	67646	173485	5131
Barnets individuelle inntekter	162620	96917	159414	4816

Merknad: Tabellen presenterer deskriptiv statistikk for utvalget på fylkesnivå. Den deskriptive statistikken er delt inn i permanente beboere (der foreldre ikke flytter på tvers av fylker i løpet av utvalgsvinduet (1967-1995)), flytting innad fylket (der foreldre flytter innad i fylkene i løpet av utvalgsvinduet opp til barna er 20 år), og flytting ut av fylket (der foreldre flytter på tvers av fylkene i løpet av utvalgsvinduet opp til barna er 20 år). Permanente beboere har ingen aldersbetingelse da dette er barn med foreldre som ikke har flyttet i det hele tatt i løpet av utvalgsvinduet. Flytting innad og ut av fylker etter at barnet har fylt 20 år er med andre ord ekskludert fra utvalget. Barnets individuelle inntekter er målt ved 31-35 år.

Tabell B.2: Deskriptiv statistikk etter fylker for permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket

<i>Permanente beboere</i>	55-kohorten				60-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N	Snitt	SD	Median	N
<i>Fylke</i>								
Østfold	172758	93956	176239	916	177055	100609	174908	987
Akershus	185856	108360	185550	852	190256	110228	191181	875
Oslo	201920	123418	195261	2907	209253	133359	202716	3420
Hedmark	167124	84306	170408	671	162783	84969	166233	550
Oppland	167025	87053	171057	816	162349	85769	168920	760
Buskerud	182706	98669	182472	773	185359	113831	188438	966
Vestfold	178991	110808	182290	816	181801	125844	180076	869
Telemark	177730	94948	183534	608	172400	90699	176550	613
Agder	179525	105934	184646	741	176039	105789	183715	933
Rogaland	196434	122459	198740	1067	205944	122835	200904	1199
Hordaland	190869	112475	189548	1861	198023	107679	196174	2048
Sogn- og Fjordane	174052	94912	177883	361	180319	90834	180693	370
Møre og romsdal	177292	100710	180892	1022	183647	105203	184430	1068
Sør-Trøndelag	172961	94885	178586	1092	179024	101048	179474	1100
Nord-Trøndelag	159013	94512	162322	475	169999	90211	178438	483
Nordland	165610	90313	170985	951	175735	87554	179002	985
Troms	173063	96279	176367	736	176821	92463	177305	804
Finnmark	158233	89058	156381	453	161351	86400	165469	510
Total	181690	106134	181538	17118	187091	110654	186271	18540

<i>Flytting innad i fylket</i>	55-kohorten				60-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N	Snitt	SD	Median	N
<i>Fylke</i>								
Østfold	137310	97415	115062	169	168187	95015	167555	234
Akershus	155762	103245	147880	67	206933	134645	192593	103
Oslo	182131	101253	167259	86	200587	106699	198138	161
Hedmark	152062	96853	143832	127	164570	83304	165484	94
Oppland	134153	79776	135367	168	161276	93140	163072	127
Buskerud	157538	94894	157965	115	163629	91488	160735	182
Vestfold	138453	88578	121506	181	177896	111181	172217	239
Telemark	161214	101030	136251	91	153818	84827	151085	116
Agder	134560	98571	113212	157	158502	100116	145784	200
Rogaland	149398	107615	135576	262	165067	108862	151556	245
Hordaland	155856	99609	153654	501	179802	107544	172320	552
Sogn- og Fjordane	157740	100275	145434	113	159807	82190	148399	128
Møre og Romsdal	130893	121697	113158	347	153067	97376	149700	270
Sør-Trøndelag	135231	78662	128062	189	159969	93323	155357	209
Nord-Trøndelag	140569	89671	127574	106	136483	68079	134671	111
Nordland	147097	72299	155605	219	161830	89112	160851	225
Troms	148092	73170	142906	145	153732	88999	162781	125
Finnmark	144505	76648	145975	80	140639	70091	142024	64

Total	146111	96881	138380	3123	167044	99658	162284	3385
Flytting ut av fylket	55-kohorten				60-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N	Snitt	SD	Median	N
<i>Fylke</i>								
Østfold	180599	100372	176582	179	171398	101707	181543	184
Akershus	176724	103587	173203	317	190655	106552	186114	460
Oslo	188656	111941	181829	385	210159	129906	204195	770
Hedmark	157083	91831	160770	343	172535	91155	170758	280
Oppland	157185	93716	151582	306	171264	88887	182511	253
Buskerud	153259	95111	153994	218	181589	105593	185283	232
Vestfold	143578	92211	129476	157	163548	94781	160822	145
Telemark	160038	88262	161887	216	186495	97052	193723	155
Agder	164029	96582	169346	178	158678	94279	149465	202
Rogaland	165388	117989	132723	222	186592	111450	184539	191
Hordaland	159779	97526	154418	288	189767	116754	172469	340
Sogn- og Fjordane	165405	109912	157377	186	160295	90852	150667	167
Møre og Romsdal	161805	94806	152088	304	170757	98933	158697	329
Sør-Trøndelag	165132	95191	167966	321	176985	98879	182693	238
Nord-Trøndelag	149192	80816	144526	285	162321	86021	158764	212
Nordland	154706	83853	156929	533	172320	99957	172638	457
Troms	157985	96934	152902	227	170427	109146	170942	203
Finnmark	158731	85266	153041	151	170181	82502	176546	183
Total	162620	96917	159414	4816	180691	106152	176936	5001

Tabell B.3: Fedre og barns persentile rangering

Variabel	55-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N
Permante beboere				
Fars persentile rangering	52,55	28,87	54	18240
Barnets persentile rangering	50,85	28,82	51	17118
Flytting innad fylket				
Fars persentile rangering	42,86	27,43	40	3387
Barnets persentile rangering	40,36	27,21	36	3123
Flytting ut av fylket				
Fars persentile rangering	48,51	29,41	47	5131
Barnets persentile rangering	45,31	27,87	43	4816

Merknad: Permanente beboere har ingen aldersbetingelse da dette er barn som ikke har flyttet i det hele tatt i tidsrommet med tilgjengelig data. Flytting innad og ut av fylker er betinget på barns alder opp til 20 år. Flyttinger etter barnet har fylt 20 år regnes ikke med.

Tabell B.4: Deskriptiv statistikk for innflyttere til et fylke

	55-kohorten				60-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N	Snitt	SD	Median	N
Innflyttere til fylker								
Fars inntekt	178558	67646	173485	5131	226423	92288	213446	5301
Barnets individuelle inntekter	162620	96917	159414	4816	180691	106152	176936	5001

Merknad: Innflyttere til fylker er betinget på barns alder opp til 20 år. Innflyttinger til fylker etter at barnet har fylt 20 år regnes ikke med.

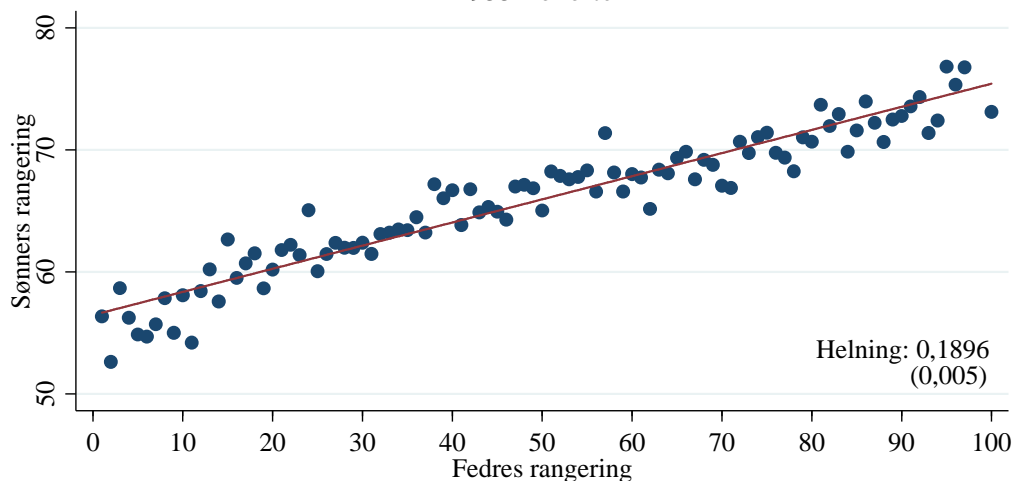
Tabell B.5: Deskriptiv statistikk etter fylker for innflyttere til fylker

Innflyttere til fylker	55-kohorten				60-kohorten			
	Snitt	SD	Median	N	Snitt	SD	Median	N
<i>Fylke</i>								
Østfold	178007	93326	178421	168	173167	89944	168391	177
Akershus	165524	101874	155738	791	194990	121239	186577	915
Oslo	157846	87147	156929	1125	171891	94906	169279	869
Hedmark	150878	90462	156056	129	178118	88275	178700	175
Oppland	151381	101893	142744	203	170328	109844	156025	253
Buskerud	162265	88624	161837	287	177395	98815	182953	292
Vestfold	182685	98227	187044	204	205449	120910	201035	235
Telemark	167083	124043	138884	97	162298	98447	152714	138
Agder	160506	90154	166260	184	183330	103744	188685	207
Rogaland	172992	115301	167360	204	180332	113978	164728	218
Hordaland	159247	108696	148303	298	177378	117929	163883	246
Sogn- og Fjordane	140368	94406	134937	101	163959	96905	157946	129
Møre og Romsdal	145912	85988	132163	194	164113	90651	170649	183
Sør-Trøndelag	159562	108605	144010	231	175398	103248	164620	246
Nord-Trøndelag	162829	79216	173429	94	181001	96175	188219	137
Nordland	174125	96368	169441	171	178813	99044	177159	212
Troms	186391	93684	190465	195	195556	102625	199174	253
Finnmark	153435	90663	141458	140	181443	106392	174056	116
Total	162620,3	96917	159413,8	4816	180691	106152	176936	5001

Appendiks C: Nasjonale mobilitetskurver

Figur C.1: Sammenhengen mellom sønners og foreldres rangering i inntektsfordelinger

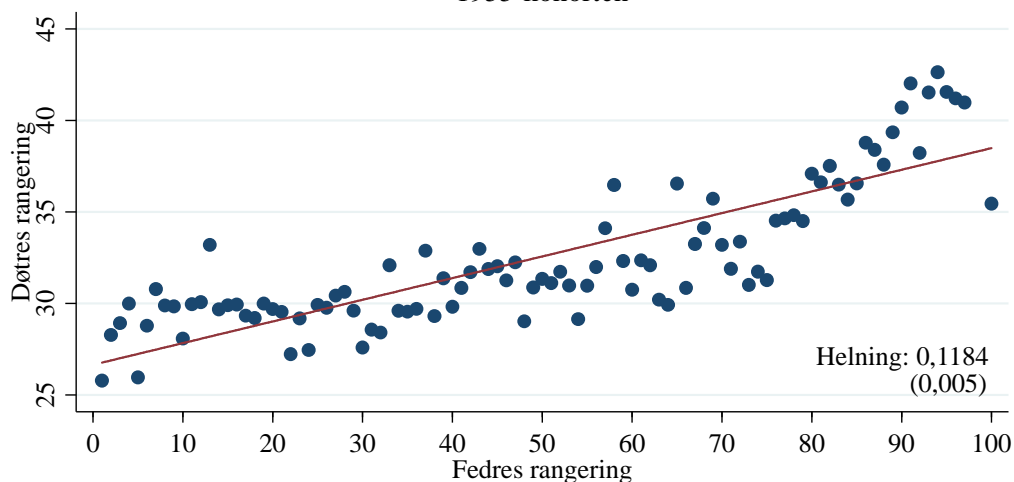
1955-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametriske presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldreprosentil, og viser sammenhengen mellom sønners gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for alle barn i 1955-kohorten. Jeg definerer en sønns rangering som barnets familie sin percentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur C.2: Sammenhengen mellom døtre og foreldres rangering i inntektsfordelinger

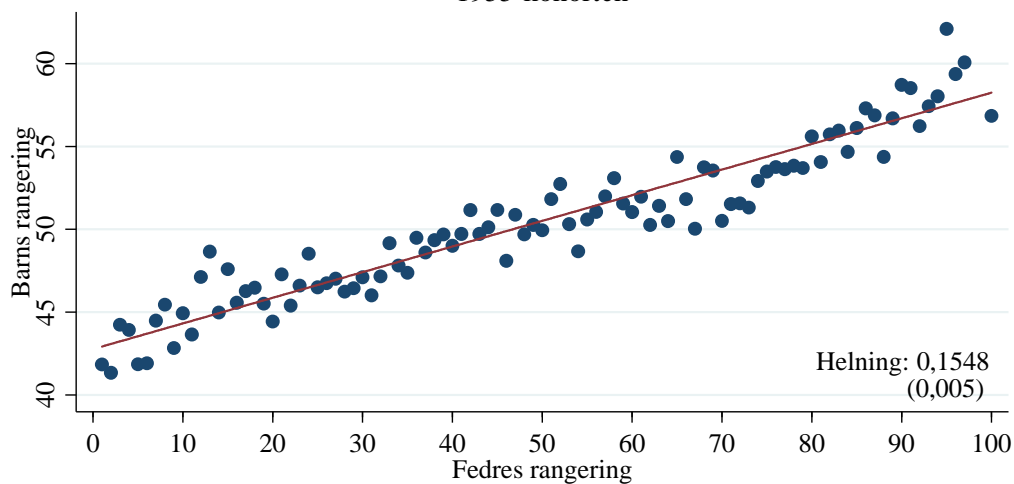
1955-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametriske presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldreprosentil, og viser sammenhengen mellom døtres gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for alle barn i 1955-kohorten. Jeg definerer en datters rangering som barnets familie sin percentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur C.3: Sammenhengen mellom barn og foreldres
rangering i inntektsfordelinger

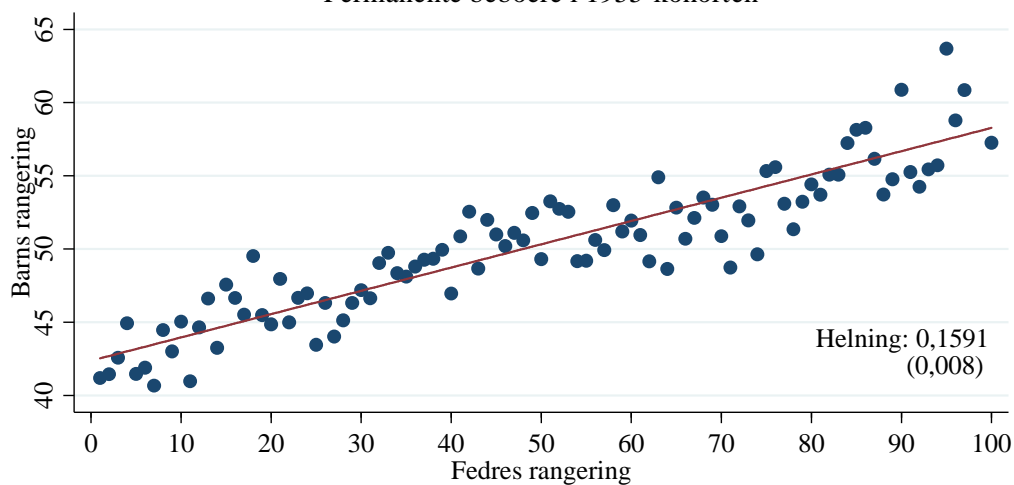
1955-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldreprosentil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for alle barn i 1955-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

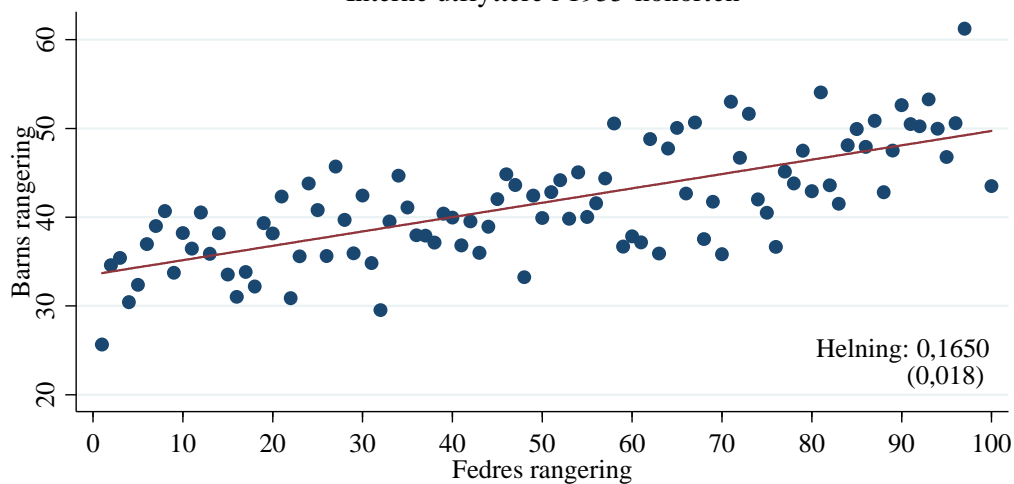
Appendiks D: Mobilitetskurver for underutvalgene

Figur D.1: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger
Permanente beboere i 1955-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametriske presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldreprosentil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for permanente beboere i 1955-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

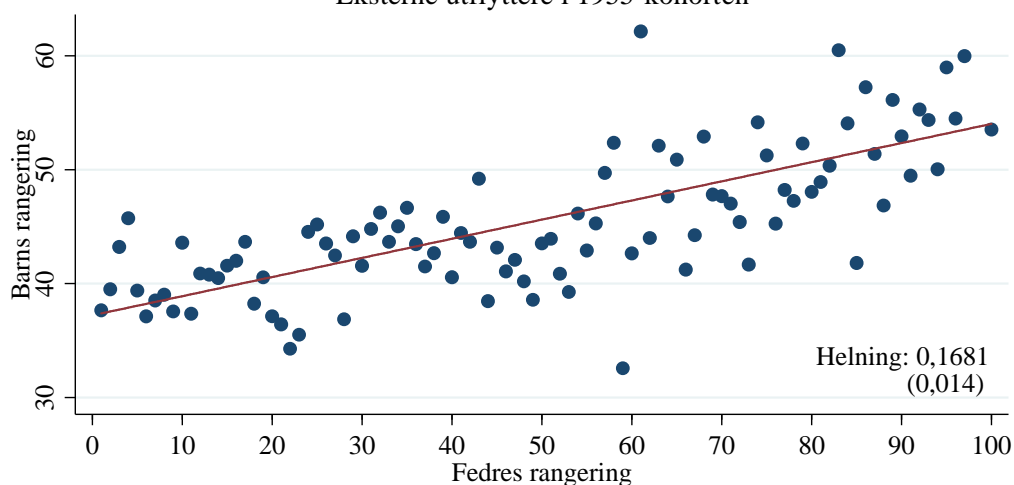
Figur D.2: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger
Interne utflyttere i 1955-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametriske presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldreprosentil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for interne utflyttere i 1955-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur D.3: Sammenhengen mellom barn og foreldres
rangering i inntektsfordelinger

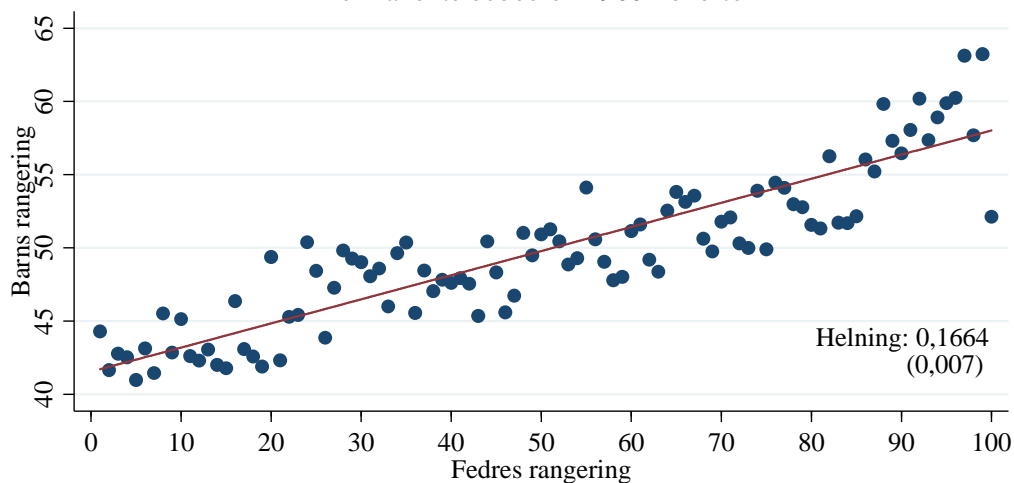
Eksterne utflyttere i 1955-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldreprosentil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for eksterne utflyttere i 1955-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur D.4: Sammenhengen mellom barn og foreldres
rangering i inntektsfordelinger

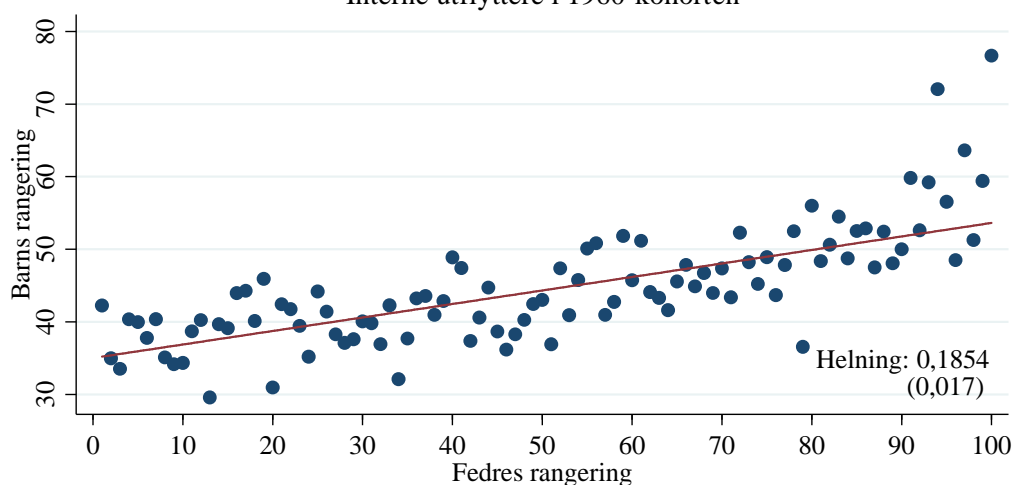
Permanente beboere i 1960-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldreprosentil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for permanente beboere i 1960-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur D.5: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger

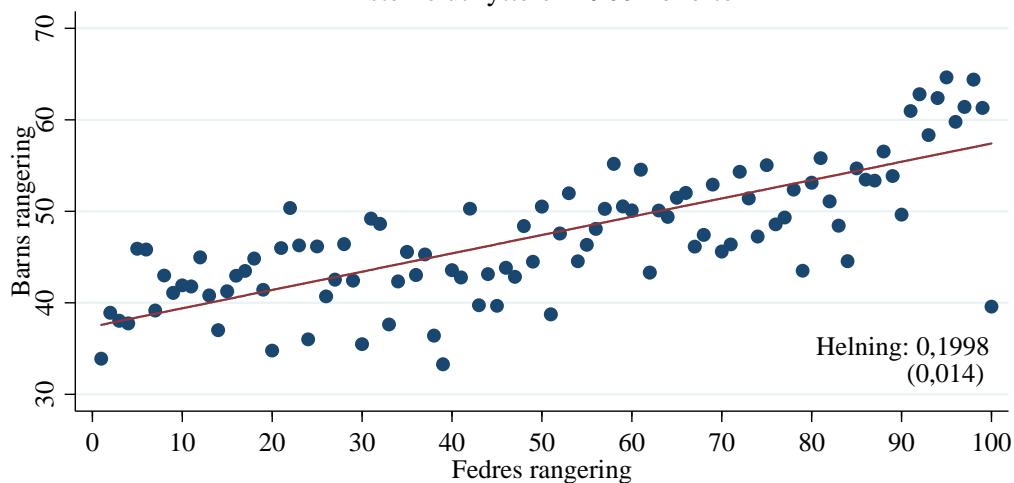
Interne utflyttere i 1960-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldreprosentil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for interne utflyttere i 1960-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur D.6: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger

Eksterne utflyttere i 1960-kohorten

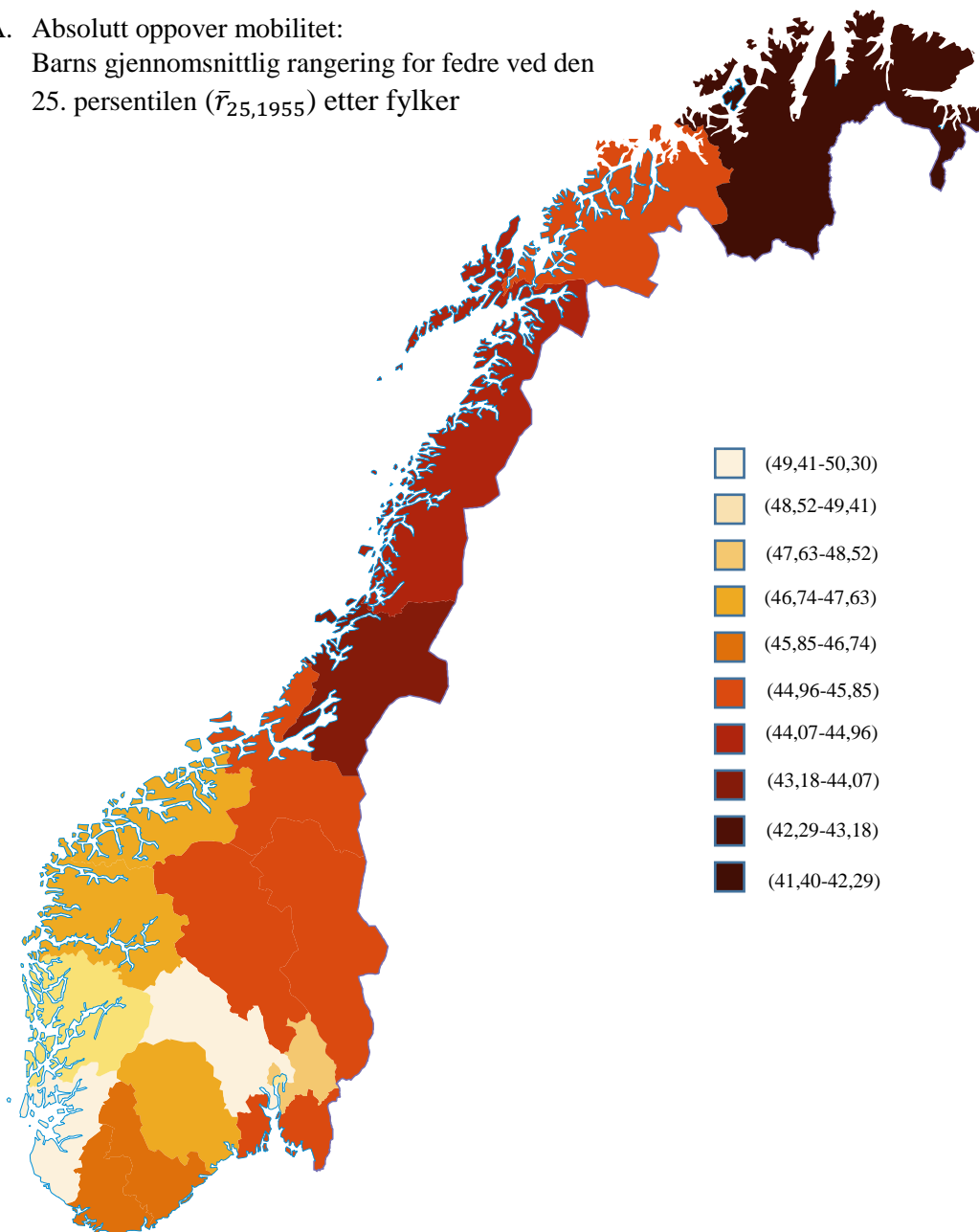


Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil for hver foreldreprosentil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Norge for eksterne utflyttere i 1960-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Appendiks E: Varmekart over intergenerasjonell inntektsmobilitet

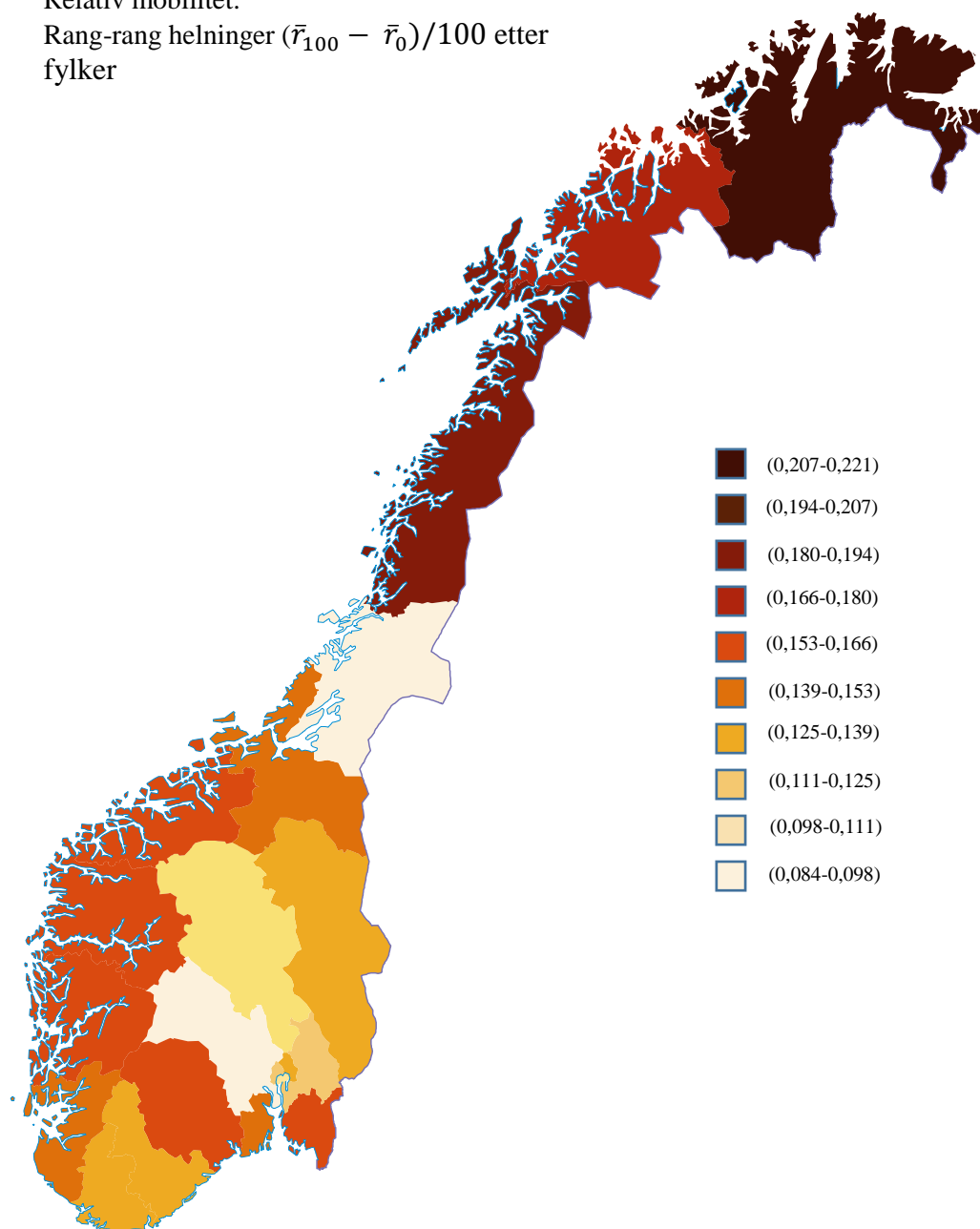
Figur E.1: Predikert inntektsrangering for permanente beboere i 1955-kohorten

- A. Absolutt oppover mobilitet:
Barns gjennomsnittlig rangering for fedre ved den
25. persentilen ($\bar{r}_{25,1955}$) etter fylker



Figur E.1: Predikert inntektsrangering for permanente beboere i 1955-kohorten

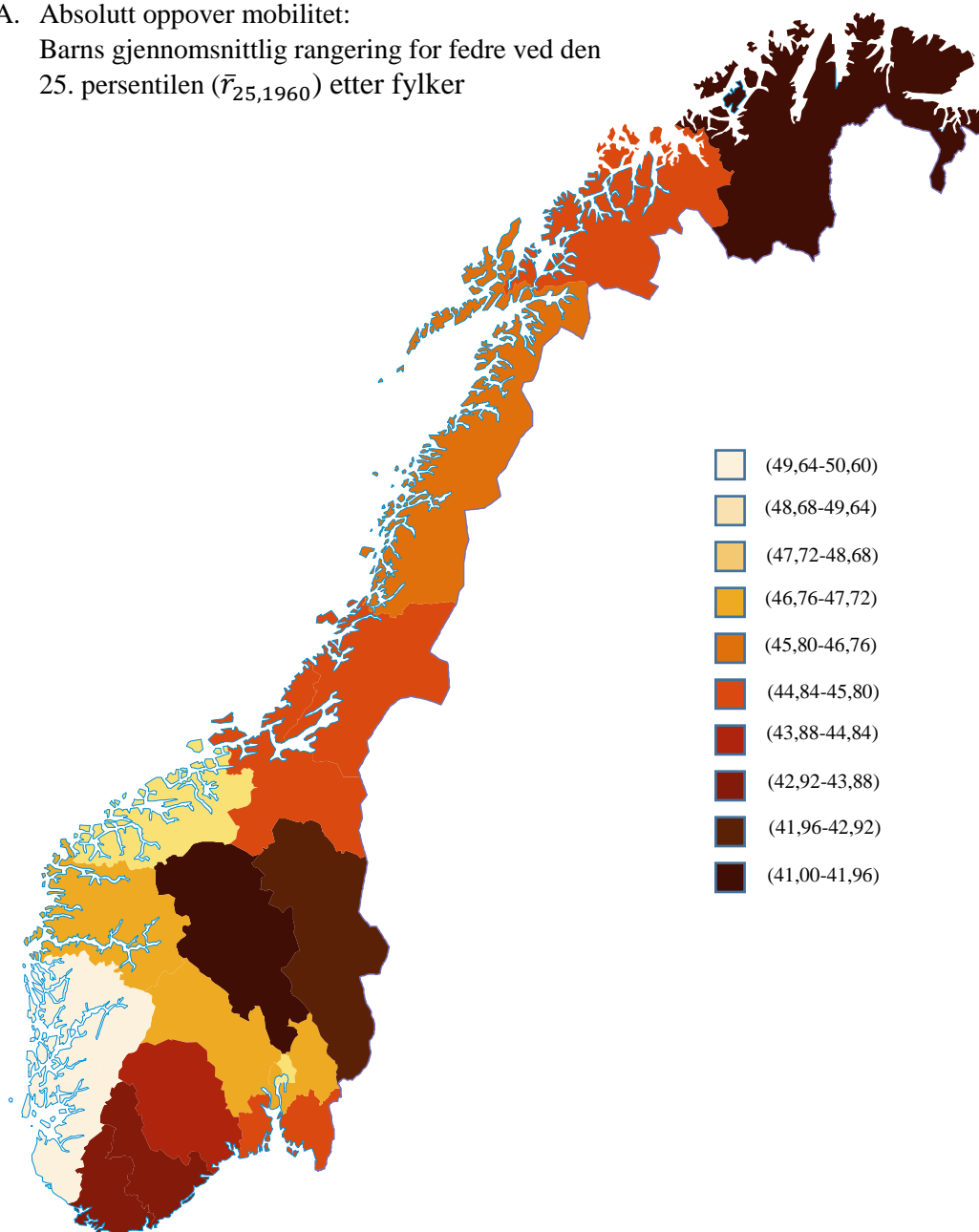
B. Relativ mobilitet:
Rang-rang helninger ($\bar{r}_{100} - \bar{r}_0$)/100 etter fylker



Merknad: Disse figurene presenterer varmekart av mine to hovedmål av intergenerasjonell inntektsmobilitet etter fylker. Begge figurene er baserte på utvalget av permanente beboere i 1955-kohorten og benytter seg av innteksdefinisjonene for fedre og barn. Barn er tilordnet fylker basert på hvor de bor som barn, og er uavhengig av hvor de bor som voksne. I hvert fylke regresserer jeg barnets inntektsrangering på en konstant og fedres inntektsrangering. Ved å bruke regresjonsestimatene, definerer jeg absolutt oppover mobilitet (\bar{r}_{25}) som skjæringspunktet pluss 25 multiplisert med rang-rang helningen – hvilket som tilsvare barnets predikerte inntektsrangering gitt fedres inntektsrangeringer ved den 25. persentilen. Jeg definerer relativ mobilitet som rang-rang helningen; forskjellen mellom utfall til barn fra den rikeste og fattigste familien er 100 multiplisert med denne koeffisienten ($\bar{r}_{100} - \bar{r}_0$). Kartene er konstruert ved en inndeling av fylker i ti desiler og fargelegge områdene slik at lysere farger tilsvare høyere absolutt mobilitet (Figur A) og lavere rang-rang helninger (Figur B). Regionstatistikken bak disse figurene er rapportert i tabell G.2.

Figur E.2: Predikert inntektsrangering for permanente beboere i 1960-kohorten

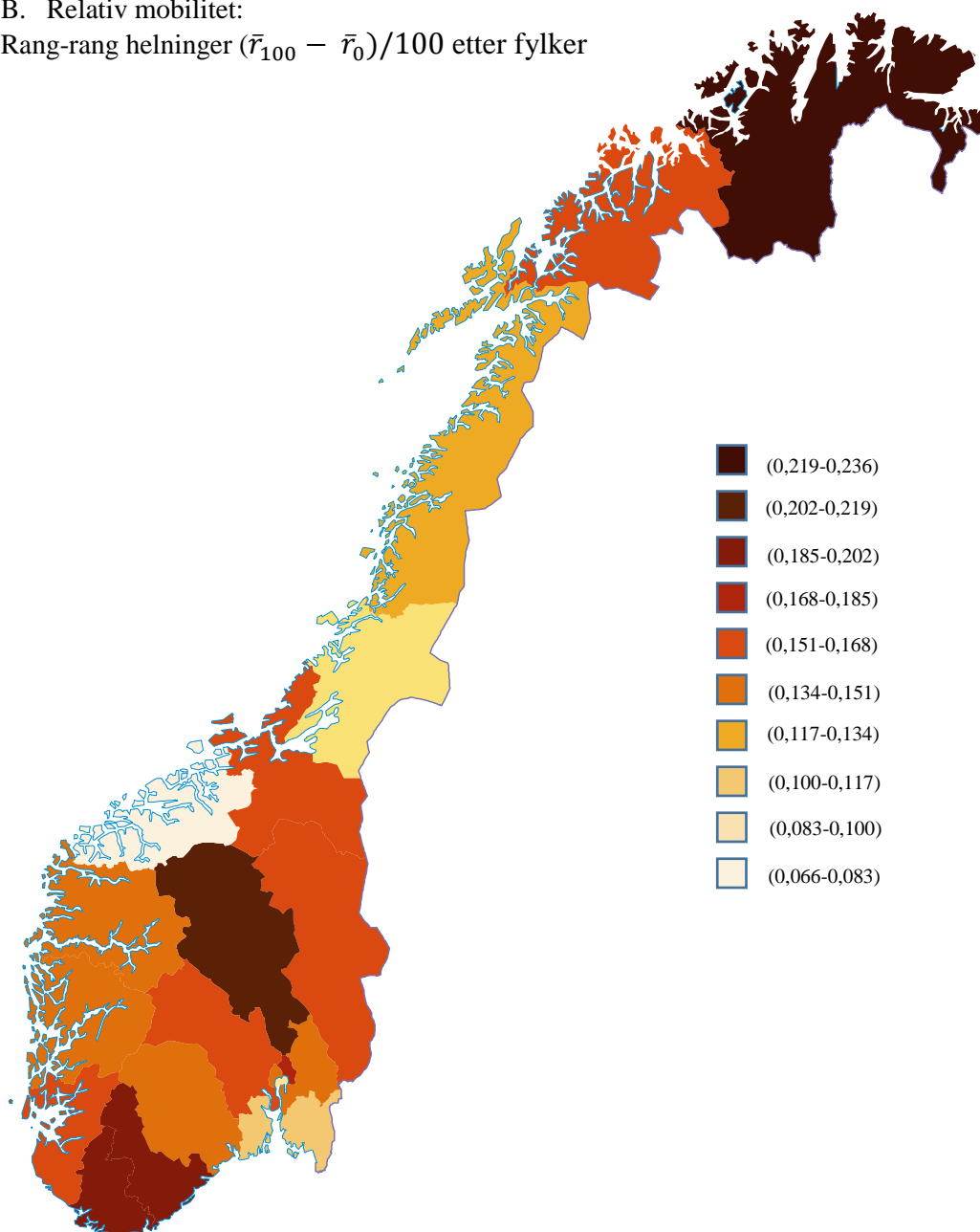
- A. Absolutt oppover mobilitet:
Barns gjennomsnittlig rangering for fedre ved den
25. persentilen ($\bar{r}_{25,1960}$) etter fylker



Figur E.2: Predikert inntektsrangering for permanente beboere i 1960-kohorten

B. Relativ mobilitet:

Rang-rang helninger $(\bar{r}_{100} - \bar{r}_0)/100$ etter fylker

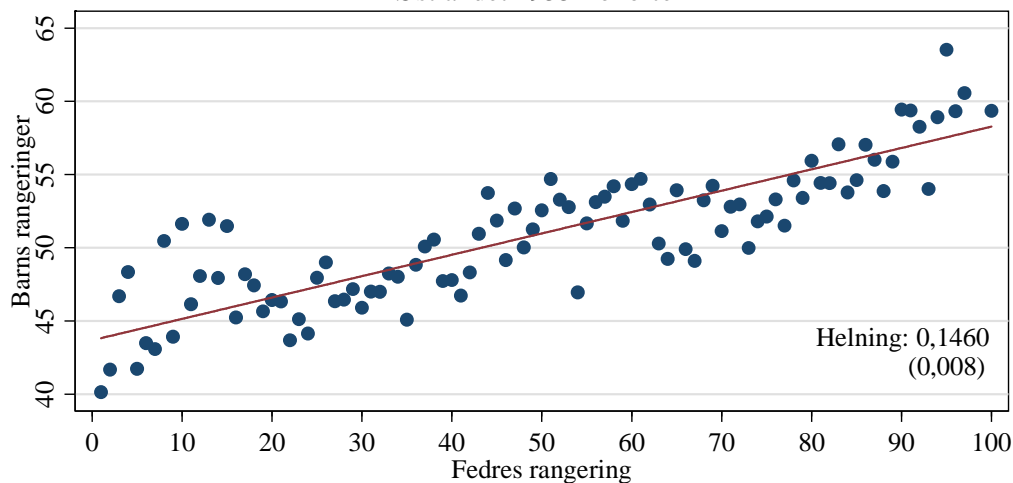


Merknad: Disse figurene presenterer varmekart av mine to hovedmål av intergenerasjonell inntektsmobilitet etter fylker. Begge figurene er baserte på utvalget av permanente beboere i 1960-kohorten og benytter seg av innteksdefinisjonene for fedre og barn. Barn er tilordnet fylker basert på hvor de bor som barn, og er uavhengig av hvor de bor som voksne. I hvert fylke regresserer jeg barnets inntektsrangering på en konstant og fedres inntektsrangering Ved å bruke regresjonsestimaterne, definerer jeg absolutt oppover mobilitet (\bar{r}_{25}) som skjæringspunktet pluss 25 multiplisert med rang-rang helningen – hvilket som tilsvarer barnets predikerte inntektsrangering gitt fedres inntektsrangeringer ved den 25. persentilen. Jeg definerer relativ mobilitet som rang-rang helningen; forskjellen mellom utfall til barn fra den rikeste og fattigste familien er 100 multiplisert med denne koeffisienten ($\bar{r}_{100} - \bar{r}_0$). Kartene er konstruert ved en inndeling av fylker i ti desiler og fargelegge områdene slik at lysere farger tilsvarer høyere absolutt mobilitet (Figur A) og lavere rang-rang helninger (Figur B). Regionstatistikken bak disse figurene er rapportert i tabell G.3.

Appendiks F: Mobilitetskurver landsdeler

Figur F.1: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger

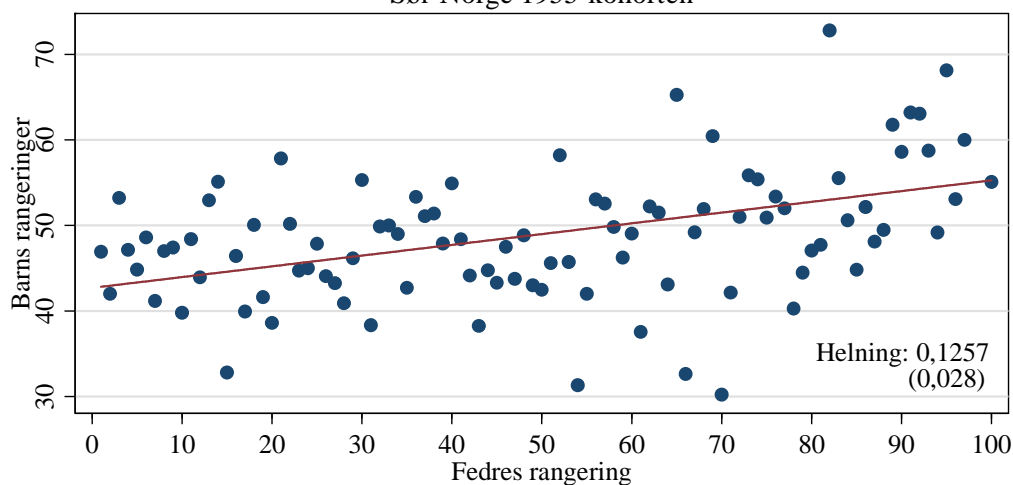
Østlandet 1955-kohorten



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametriske presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering på Østlandet for alle barn i 1955-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

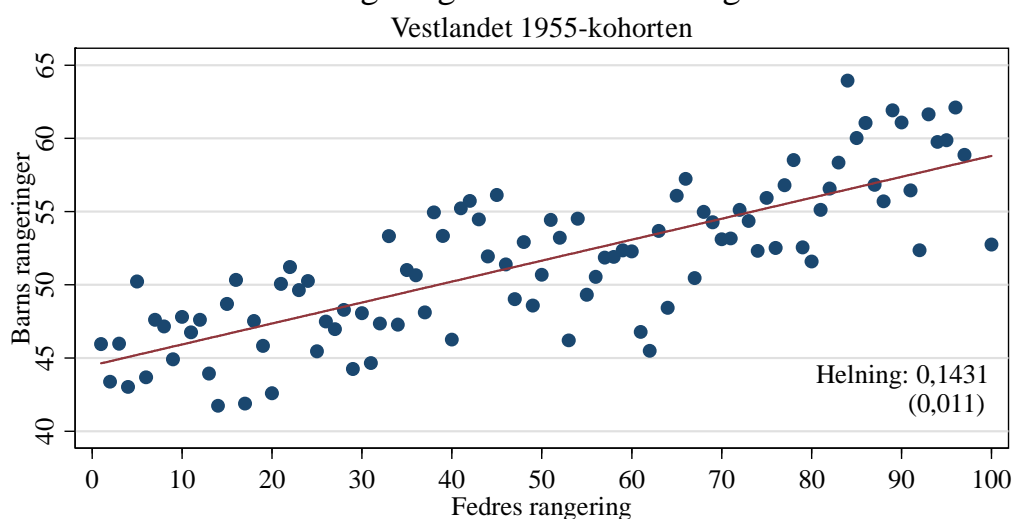
Figur F.2: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger

Sør-Norge 1955-kohorten



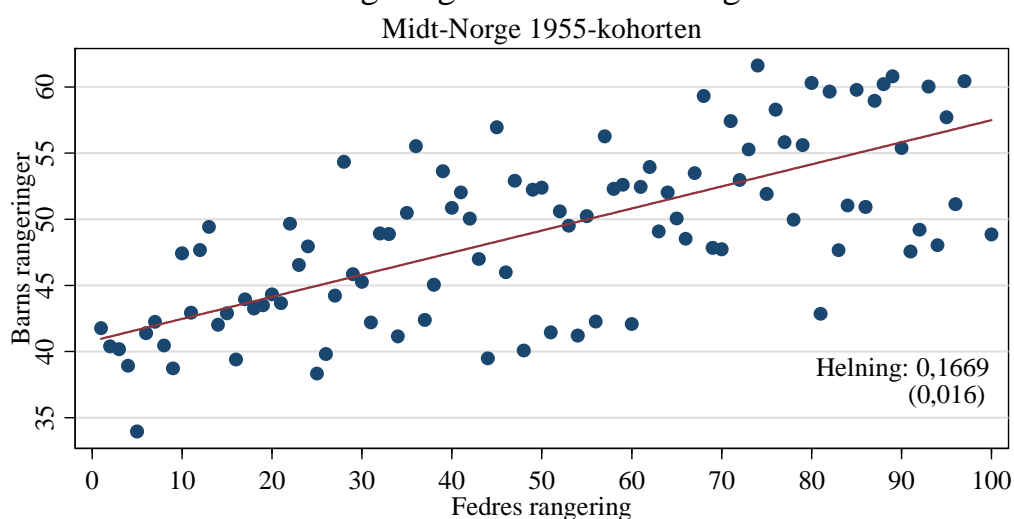
Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametriske presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Sør-Norge for alle barn i 1955-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur F.3: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger



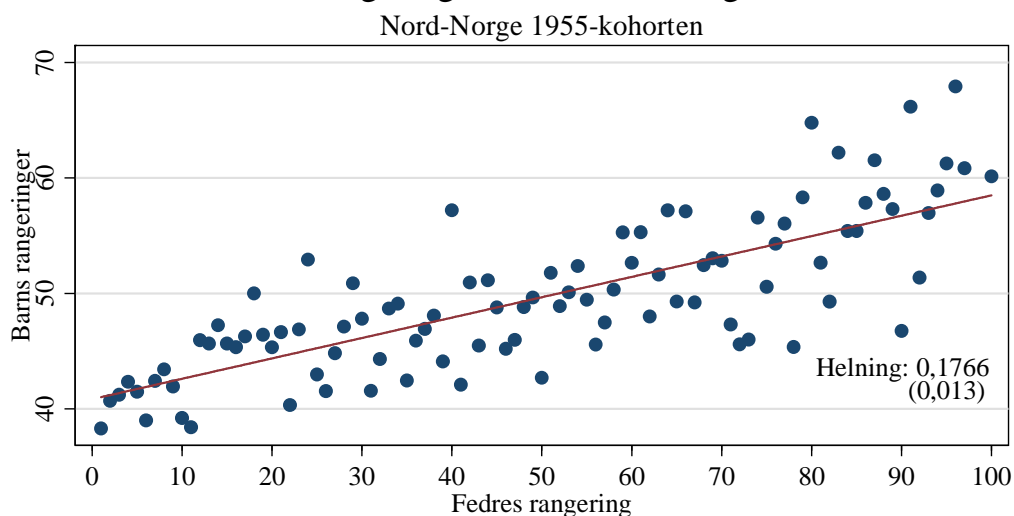
Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering på Vestlandet for alle barn i 1955-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur F.4: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger



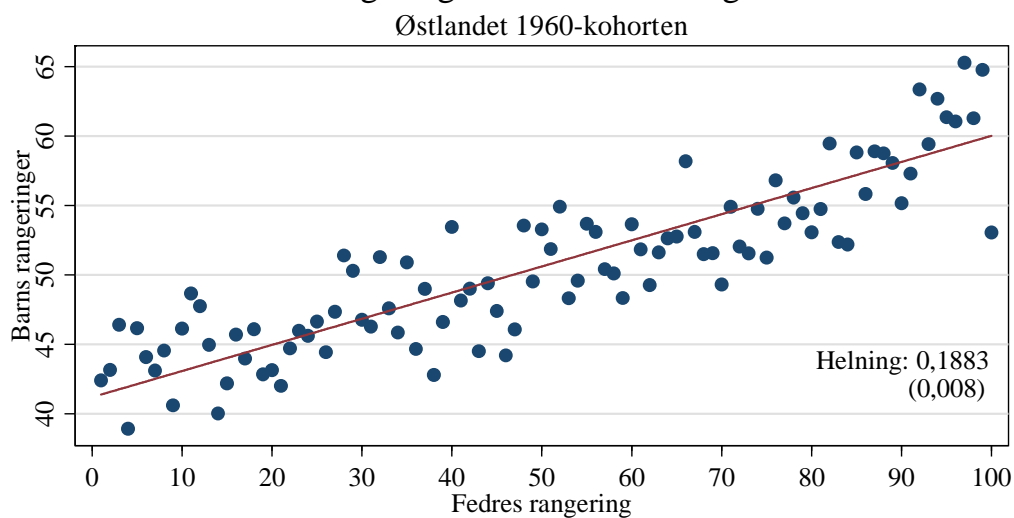
Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Midt-Norge for alle barn i 1955-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur F.5: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger



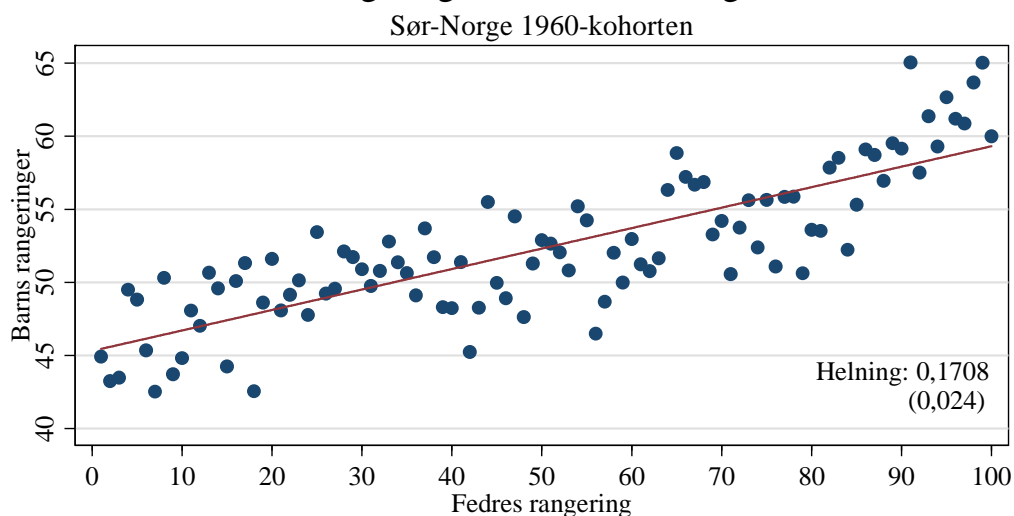
Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Nord-Norge for alle barn i 1955-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur F.6: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger



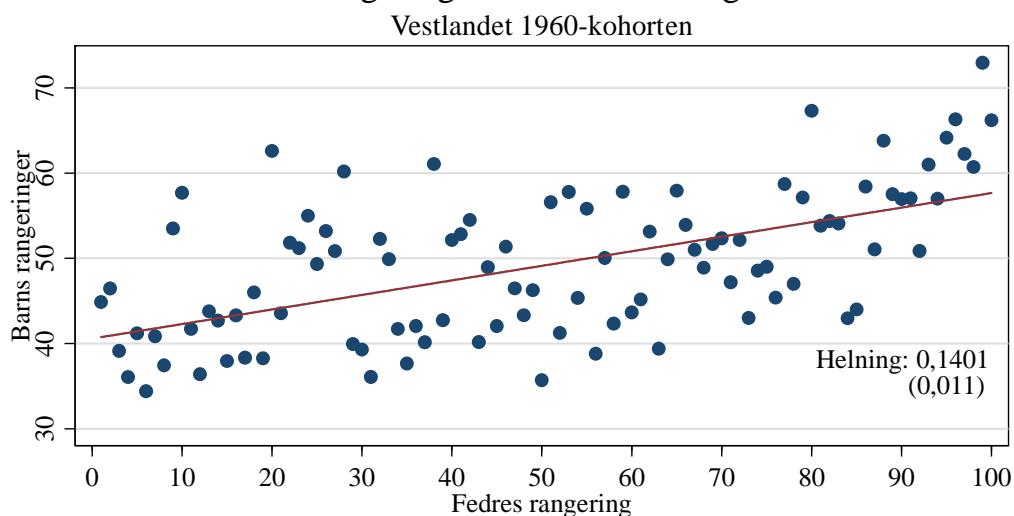
Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering på Østlandet for alle barn i 1960-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur F.7: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger



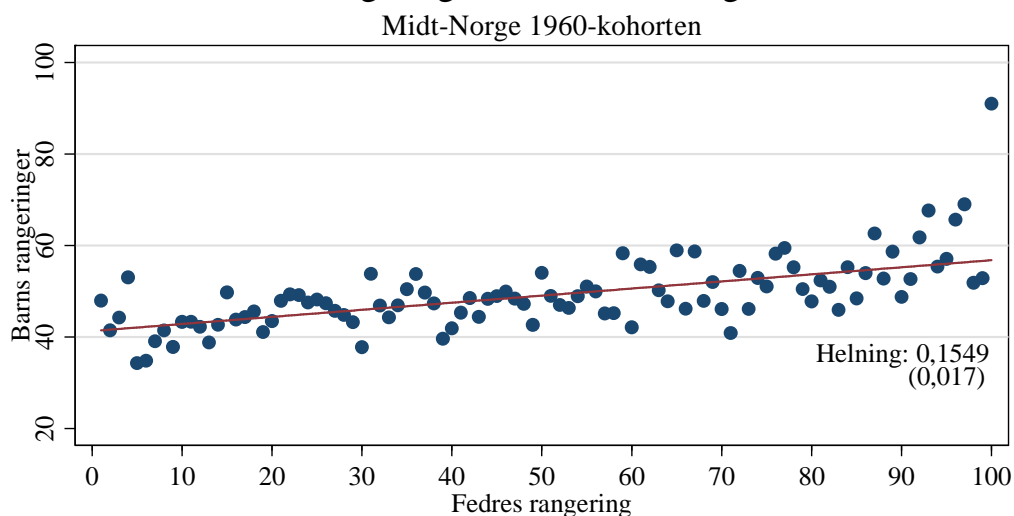
Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Sør-Norge for alle barn i 1960-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur F.8: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger



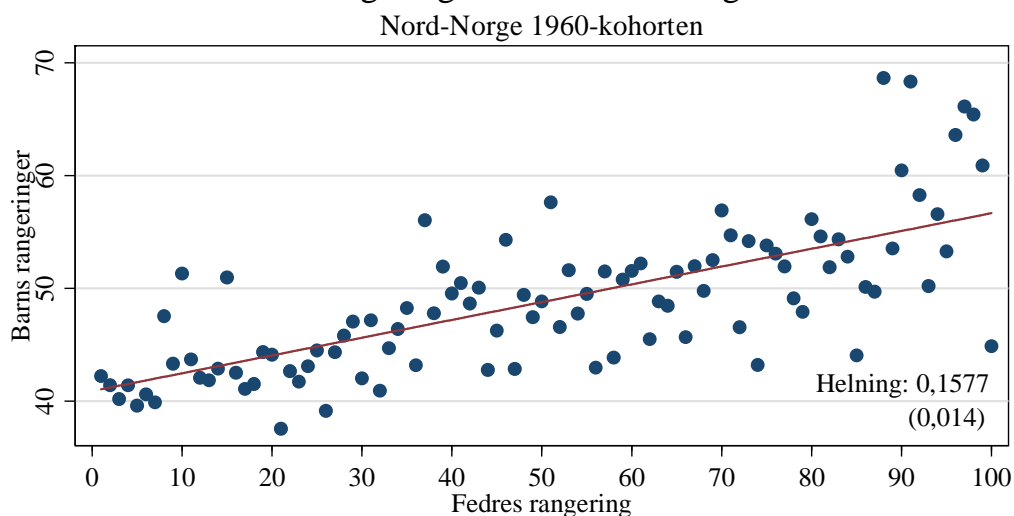
Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering på Vestlandet for alle barn i 1960-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur F.9: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Midt-Norge for alle barn i 1960-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Figur F.10: Sammenhengen mellom barn og foreldres rangering i inntektsfordelinger



Merknad: Denne figuren gir en ikke-parametrisk presentasjon av barns gjennomsnittlige inntektsprosentil etter foreldres inntektsprofil, og viser sammenhengen mellom barns gjennomsnittlige inntektsrangering og fedres inntektsrangering i Nord-Norge for alle barn i 1960-kohorten. Jeg definerer et barns rangering som barnets familie sin persentile inntektsrangering relativ til andre barn i barnets fødselskohort i kjerneutvalget. Rangeringene er konstruert for det fullstendige geografiske utvalget. Standardfeil i parentes.

Appendiks G: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker

Tabell G.1: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for 1955-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østfold	1976	46,0	0,156***	0,024
Akershus	1670	48,3	0,125***	0,027
Oslo	5218	50,4	0,123***	0,016
Hedmark	1547	46,1	0,096***	0,026
Oppland	1957	46,1	0,108***	0,023
Buskerud	1560	48,7	0,117***	0,027
Vestfold	1759	45,3	0,145***	0,027
Telemark	1230	48,0	0,148***	0,030
Agder	1547	45,8	0,126***	0,028
Rogaland	2189	48,8	0,136***	0,024
Hordaland	3860	48,4	0,140***	0,017
Sogn og Fjordane	921	48,9	0,111***	0,033
Møre og Romsdal	2381	46,8	0,157***	0,021
Sør-Trøndelag	2285	45,1	0,185***	0,021
Nord-Trøndelag	1132	44,6	0,120***	0,028
Nordland	2166	45,5	0,149***	0,020
Troms	1578	47,0	0,190***	0,023
Finnmark	950	41,9	0,203***	0,029
<i>N</i>	35926			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke kjerneutvalget i 1955-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell G.2: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for permanente beboere i 1955-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang-helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østfold	885	45,3	0,157***	0,036
Akershus	840	48,3	0,115***	0,038
Oslo	2838	50,3	0,126***	0,022
Hedmark	653	45,4	0,133***	0,038
Oppland	800	45,4	0,103***	0,034
Buskerud	759	49,8	0,084**	0,040
Vestfold	798	45,0	0,151***	0,039
Telemark	593	47,2	0,157***	0,043
Agder	719	46,4	0,138***	0,040
Rogaland	1046	50,0	0,145***	0,036
Hordaland	1817	48,9	0,154***	0,025
Sogn og Fjordane	356	46,8	0,164***	0,052
Møre og Romsdal	1002	47,2	0,160***	0,032
Sør-Trøndelag	1071	45,2	0,151***	0,030
Nord-Trøndelag	462	43,2	0,090**	0,043
Nordland	925	44,2	0,182***	0,032
Troms	708	45,5	0,178***	0,034
Finmark	440	41,4	0,221***	0,042
<i>N</i>	16712			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av permanente beboere i 1955-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell G.3: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for permanente beboere i 1960-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang-rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østfold	956	45,8	0,102***	0,034
Akershus	854	47,1	0,137***	0,034
Oslo	3338	49,3	0,172***	0,019
Hedmark	540	42,2	0,154***	0,042
Oppland	746	41,5	0,215***	0,036
Buskerud	945	47,0	0,159***	0,035
Vestfold	838	45,3	0,106***	0,037
Telemark	594	44,6	0,148***	0,043
Agder	905	43,3	0,199***	0,036
Rogaland	1165	50,6	0,154***	0,032
Hordaland	1983	50,3	0,134***	0,023
Sogn og Fjordane	366	47,1	0,139***	0,052
Møre og Romsdal	1045	48,9	0,066*	0,034
Sør-Trøndelag	1067	45,8	0,160***	0,029
Nord-Trøndelag	473	45,1	0,089**	0,043
Nordland	956	46,7	0,128***	0,031
Troms	775	45,7	0,164***	0,033
Finmark	487	41,0	0,236***	0,041
<i>N</i>	18033			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av permanente beboere i 1960-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell G.4: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for flytting innad i fylket opp til 20 år i 1955-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østfold	166	38,7	0,218**	0,088
Akershus	63	41,8	0,257*	0,131
Oslo	85	53,3	0,191*	0,107
Hedmark	124	50,1	0,097	0,096
Oppland	165	47,8	0,027	0,076
Buskerud	114	51,5	0,117	0,109
Vestfold	180	41,6	0,166*	0,086
Telemark	89	50,5	0,158	0,115
Agder	155	41,8	0,147*	0,086
Rogaland	259	49,5	0,029	0,068
Hordaland	489	48,2	0,179***	0,046
Sogn og Fjordane	110	53,9	0,013	0,098
Møre og Romsdal	339	42,2	0,124**	0,059
Sør-Trøndelag	188	45,9	0,138*	0,072
Nord-Trøndelag	104	44,7	0,184*	0,101
Nordland	211	49,0	0,223***	0,057
Troms	139	48,1	0,282***	0,058
Finnmark	78	46,6	0,288***	0,086
<i>N</i>	3058			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av flytting innad i fylket opp til 20 år i 1955-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge uiledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell G.5: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for flytting innad i fylket opp til 20 år i 1960-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang-rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østfold	228	41,9	0,320***	0,065
Akershus	101	41,5	0,459***	0,100
Oslo	157	61,1	-0,001	0,079
Hedmark	94	51,0	0,037	0,098
Oppland	126	46,8	0,147	0,090
Buskerud	180	45,4	0,208***	0,075
Vestfold	233	45,5	0,245***	0,071
Telemark	114	44,8	0,145	0,103
Agder	196	40,2	0,268***	0,070
Rogaland	243	47,7	0,067	0,069
Hordaland	543	51,1	0,109**	0,044
Sogn og Fjordane	128	48,0	0,093	0,090
Møre og Romsdal	265	44,6	0,108	0,066
Sør-Trøndelag	205	46,4	0,139*	0,072
Nord-Trøndelag	106	39,3	0,207**	0,083
Nordland	221	49,7	0,039	0,062
Troms	124	46,2	0,083	0,083
Finnmark	63	42,1	0,171	0,106
<i>N</i>	3327			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av flytting innad i fylket opp til 20 år i 1960-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell G.6: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for flytting ut av fylket opp til 20 år i 1955-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang-rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østfold	179	51,5	0,132	0,081
Akershus	310	46,6	0,208***	0,059
Oslo	381	44,9	0,255***	0,068
Hedmark	336	46,7	0,166***	0,058
Oppland	300	47,8	0,081	0,062
Buskerud	215	41,5	0,208***	0,075
Vestfold	154	40,2	0,138	0,093
Telemark	214	43,9	0,240***	0,072
Agder	176	48,2	0,088	0,085
Rogaland	217	42,5	0,205**	0,082
Hordaland	277	47,5	0,085	0,066
Sogn og Fjordane	179	45,7	0,319***	0,068
Møre og Romsdal	299	46,9	0,149**	0,058
Sør-Trøndelag	313	47,1	0,204***	0,057
Nord-Trøndelag	276	44,7	0,178***	0,062
Nordland	525	47,0	0,119***	0,042
Troms	222	47,9	0,058	0,066
Finnmark	146	46,7	0,166**	0,073
<i>N</i>	4719			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av flytting ut av fylket opp til 20 år i 1955-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell G.7: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for flytting ut av fylket opp til 20 år i 1960-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østfold	184	36,6	0,372***	0,074
Akershus	451	47,7	0,174***	0,048
Oslo	761	52,3	0,121***	0,041
Hedmark	277	45,8	0,207***	0,061
Oppland	248	46,8	0,152**	0,061
Buskerud	227	43,7	0,270***	0,070
Vestfold	145	43,6	0,053	0,082
Telemark	154	47,0	0,253***	0,082
Agder	200	43,7	0,016	0,072
Rogaland	186	46,7	0,184**	0,079
Hordaland	334	46,8	0,195***	0,059
Sogn og Fjordane	166	42,8	0,164**	0,076
Møre og Romsdal	325	44,8	0,144**	0,056
Sør-Trøndelag	233	43,0	0,294***	0,062
Nord-Trøndelag	208	43,6	0,169**	0,069
Nordland	448	45,4	0,198***	0,047
Troms	202	39,5	0,384***	0,066
Finnmark	180	45,6	0,181***	0,067
<i>N</i>	4929			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av flytting ut av fylket opp til 20 år i 1960-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell G.8: Absolutt oppover mobilitet etter fylker for det nasjonale nivået, permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylke opp til 20 år i 1955-kohorten

Fylke	Nasjonalt	Permanente beboere	Flytting innad i fylket	Flytting ut av fylket
	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet
Østfold	46,0 [44,2, 47,8]	45,3 [42,8, 47,8]	38,7 [30,9, 46,4]	51,5 [44,8, 58,3]
Akershus	48,3 [46,0, 50,6]	48,3 [45,1, 51,6]	41,8 [29,2, 54,5]	46,6 [41,0, 52,1]
Oslo	50,4 [48,7, 52,0]	50,3 [48,2, 52,4]	53,3 [42,1, 64,4]	44,9 [37,8, 52,1]
Hedmark	46,1 [44,5, 47,7]	45,4 [43,1, 47,5]	50,1 [43,0, 57,2]	46,7 [43,1, 50,3]
Oppland	46,1 [44,7, 47,6]	45,4 [43,3, 47,5]	47,8 [43,0, 52,5]	47,8 [43,8, 51,8]
Buskerud	48,7 [46,8, 50,6]	49,8 [47,1, 52,5]	51,5 [43,7, 59,4]	41,5 [35,7, 47,4]
Vestfold	45,3 [43,1, 47,5]	45,0 [41,8, 48,2]	41,6 [33,8, 49,3]	40,2 [32,7, 47,8]
Telemark	48,0 [45,9, 50,1]	47,2 [44,3, 50,2]	50,5 [41,3, 59,8]	43,9 [38,5, 49,3]
Agder	45,8 [43,7, 48,0]	46,4 [43,3, 49,5]	41,8 [34,9, 48,7]	48,2 [40,8, 55,7]
Rogaland	48,8 [46,9, 50,8]	50,0 [47,2, 52,8]	49,5 [43,7, 55,3]	42,5 [35,7, 49,3]
Hordaland	48,4 [47,0, 49,7]	48,9 [47,0, 50,9]	48,2 [44,3, 52,2]	47,5 [42,4, 52,6]
Sogn og Fjordane	48,9 [47,0, 50,0]	46,8 [43,6, 50,0]	53,9 [47,8, 60,0]	45,7 [41,2, 50,1]
Møre og Romsdal	46,8 [45,4, 48,2]	47,2 [45,1, 49,3]	42,2 [38,1, 46,3]	46,9 [42,8, 51,0]
Sør-Trøndelag	45,1 [43,6, 46,5]	45,2 [43,1, 47,4]	45,9 [41,1, 50,8]	47,1 [43,0, 51,1]
Nord-Trøndelag	44,6 [42,9, 46,8]	43,2 [40,4, 45,9]	44,7 [37,7, 51,7]	44,7 [41,3, 48,2]
Nordland	45,5 [44,2, 46,8]	44,2 [42,2, 46,2]	49,0 [45,1, 52,9]	47,0 [44,4, 49,7]
Troms	47,0 [45,4, 48,5]	45,5 [43,1, 47,9]	48,1 [43,6, 52,5]	47,9 [43,6, 52,3]
Finnmark	41,9 [40,1, 43,8]	41,4 [38,7, 44,1]	46,6 [40,1, 52,8]	46,7 [41,2, 52,1]

Merknad: Tallene i hakeparentes rapporterer konfidensintervallet for absolutt oppover mobilitetsestimatet.

Tabell G.9: Absolutt oppover mobilitet etter fylker for det nasjonale nivået, permanente beboere, flytting innad i fylket og flytting ut av fylket opp til 20 år i 1960-kohorten

Fylke	Nasjonalt	Permanente beboere	Flytting innad i fylket	Flytting ut av fylket
	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet	Absolutt oppover mobilitet
Østfold	44,7 [43,0, 46,4]	45,8 [43,3, 48,2]	41,9 [36,8, 47,0]	36,6 [30,7, 42,4]
Akershus	45,9 [43,7, 48,0]	47,1 [44,2, 50,0]	41,5 [31,9, 51,1]	47,7 [43,4, 51,9]
Oslo	48,7 [47,3, 50,1]	49,3 [47,5, 51,1]	61,1 [53,4, 68,8]	52,3 [48,4, 56,2]
Hedmark	45,3 [43,6, 47,0]	42,2 [39,9, 44,7]	51,0 [44,9, 57,1]	45,8 [42,2, 49,3]
Oppland	44,3 [42,8, 45,8]	41,5 [39,4, 43,6]	46,8 [40,6, 52,9]	46,8 [43,1, 50,6]
Buskerud	46,4 [44,7, 48,1]	47,0 [44,6, 49,4]	45,4 [40,3, 50,5]	43,7 [38,5, 48,9]
Vestfold	46,6 [44,4, 48,7]	45,3 [42,2, 48,3]	45,5 [39,4, 51,5]	43,6 [36,7, 50,4]
Telemark	43,5 [41,5, 45,6]	44,6 [41,8, 47,5]	44,8 [37,1, 52,6]	47,0 [41,2, 52,9]
Agder	44,8 [43,0, 46,7]	43,3 [40,7, 45,9]	40,2 [34,3, 45,9]	43,7 [38,3, 49,1]
Rogaland	49,4 [47,5, 51,3]	50,6 [48,0, 53,1]	47,7 [41,9, 53,5]	46,7 [40,1, 53,1]
Hordaland	49,4 [48,1, 50,7]	50,3 [48,5, 52,1]	51,1 [47,3, 54,8]	46,8 [42,2, 51,5]
Sogn og Fjordane	47,5 [45,5, 49,4]	47,1 [43,9, 50,2]	48,0 [42,5, 53,4]	42,8 [38,4, 47,3]
Møre og Romsdal	48,4 [46,8, 49,9]	48,9 [46,6, 51,1]	44,6 [40,0, 49,3]	44,8 [41,1, 48,5]
Sør-Trøndelag	44,7 [43,2, 46,1]	45,8 [43,7, 47,8]	46,4 [41,6, 51,1]	43,0 [38,3, 47,8]
Nord-Trøndelag	45,9 [44,0, 47,7]	45,1 [42,4, 47,8]	39,3 [33,7, 45,0]	43,6 [39,4, 47,8]
Nordland	46,1 [44,8, 47,5]	46,7 [44,7, 48,8]	49,7 [45,6, 53,8]	45,4 [42,3, 48,4]
Troms	45,2 [43,7, 46,8]	45,7 [43,3, 47,9]	46,2 [40,5, 52,0]	39,5 [34,8, 44,2]
Finnmark	41,3 [39,4, 43,2]	41,0 [38,4, 43,6]	42,1 [35,0, 49,2]	45,6 [41,0, 50,2]

Merknad: Tallene i hakeparentes rapporterer konfidensintervallet for absolutt oppover mobilitetsestimatet.

Tabell G.10: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for innflyttere til fylker opp til 20 år 1955-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang-rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østfold	167	55,0	0,017	0,081
Akershus	783	45,6	0,165***	0,035
Oslo	1102	47,9	0,091***	0,030
Hedmark	127	39,7	0,273***	0,090
Oppland	196	43,7	0,117	0,074
Buskerud	281	45,3	0,218***	0,059
Vestfold	198	49,8	0,285***	0,077
Telemark	95	50,5	-0,038	0,109
Agder	178	47,0	0,122	0,086
Rogaland	198	52,2	0,013	0,077
Hordaland	287	44,1	0,181***	0,058
Sogn og Fjordane	100	40,2	0,153	0,104
Møre og Romsdal	190	40,5	0,327***	0,066
Sør-Trøndelag	228	42,1	0,248***	0,064
Nord-Trøndelag	92	46,1	0,259***	0,090
Nordland	167	44,6	0,326***	0,065
Troms	193	50,7	0,323***	0,066
Finnmark	137	45,6	0,088	0,092
<i>N</i>	4719			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av innflyttere opp til 20 år i 1955-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell G.11: Intergenerasjonell mobilitet etter fylker for innflyttere til fylker opp til 20 år 1960-kohorten

Fylke (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	95 % konfidensintervall absolutt mobilitet (4)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (5)	Standardfeil helningskoeffisient (6)
Østfold	176	49,8	[43,8, 55, 8]	-0,007	0,076
Akershus	904	45,9	[42,9, 48,8]	0,224***	0,034
Oslo	859	45,2	[42,9, 48,8]	0,155***	0,033
Hedmark	171	48,3	[43,3, 53,2]	0,132*	0,071
Oppland	242	41,4	[36,9, 45,8]	0,265***	0,063
Buskerud	287	43,7	[39,2, 48,1]	0,261***	0,059
Vestfold	234	51,5	[46,1, 56,9]	0,187***	0,068
Telemark	136	41,4	[34,4, 48,4]	0,165*	0,088
Agder	205	45,6	[40,0, 51,3]	0,225***	0,073
Rogaland	216	44,6	[38,9, 50,2]	0,164**	0,072
Hordaland	242	44,7	[39,5, 49,8]	0,152**	0,068
Sogn og Fjordane	129	37,8	[31,5, 44,1]	0,353***	0,089
Møre og Romsdal	180	43,4	[38,8, 48,0]	0,200***	0,072
Sør-Trøndelag	244	42,8	[38,4, 47,2]	0,271***	0,060
Nord-Trøndelag	135	45,2	[39,1, 51,3]	0,271***	0,083
Nordland	208	44,0	[38,9, 49,2]	0,252***	0,067
Troms	248	52,8	[48,1, 57,4]	0,120**	0,060
Finnmark	113	47,0	[40,3, 53,6]	0,198**	0,090
<i>N</i>	4929				

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter fylker. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike fylkene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike fylkene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av innflyttere opp til 20 år i 1960-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor fylkene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Appendiks H: Intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler

**Tabell H.1: Intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler
1955-kohorten**

Landsdel (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østlandet	16917	47,3	0,146***	0,008
Sør-Norge	1547	45,8	0,126***	0,028
Vestlandet	9351	48,1	0,143***	0,011
Midt-Norge	3417	45,0	0,167***	0,016
Nord-Norge	4694	45,3	0,177***	0,013
<i>N</i>	35926			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike landsdelene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike landsdelene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke kjerneutvalget i 1955-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor landsdelene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

**Tabell H.2: Intergenerasjonell mobilitet for permanente beboere etter landsdeler
1955-kohorten**

Landsdel (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østlandet	8166	47,2	0,149***	0,011
Sør-Norge	719	46,4	0,138***	0,040
Vestlandet	4221	48,4	0,161***	0,016
Midt-Norge	1533	44,6	0,139***	0,024
Nord-Norge	2073	44,0	0,192***	0,020
<i>N</i>	16712			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike landsdelene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike landsdelene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av permanente beboere i 1955-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor landsdelene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell H.3: Intergenerasjonell mobilitet for permanente beboere etter landsdeler 1960-kohorten

Landsdel (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østlandet	8811	45,8	0,183***	0,011
Sør-Norge	905	43,3	0,199***	0,036
Vestlandet	4559	49,6	0,134***	0,016
Midt-Norge	1540	45,6	0,142***	0,024
Nord-Norge	2218	45,0	0,168***	0,020
<i>N</i>	18033			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike landsdelene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike landsdelene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av permanente beboere i 1960-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor landsdelene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell H.4 Intergenerasjonell mobilitet for flytting ut av landsdeler opp til 20 år etter landsdeler 1955-kohorten

Landsdel (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østlandet	444	44,0	0,274***	0,049
Sør-Norge	176	47,3	0,089	0,087
Vestlandet	643	47,0	0,139***	0,041
Midt-Norge	490	45,5	0,211***	0,046
Nord-Norge	671	46,9	0,095**	0,037
<i>N</i>	2424			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike landsdelene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike landsdelene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av flytting ut av landsdeler opp til 20 år i 1955-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge utledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor landsdelene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*

Tabell H.5: Intergenerasjonell mobilitet for flytting ut av landsdeler opp til 20 år etter landsdeler 1960-kohorten

Landsdel (1)	Observasjoner (2)	Absolutt oppover mobilitet (3)	Relativ mobilitet rang- rang helningen (4)	Standardfeil helningskoeffisient (5)
Østlandet	584	47,1	0,216***	0,041
Sør-Norge	200	43,9	0,013	0,073
Vestlandet	688	46,6	0,184***	0,038
Midt-Norge	346	42,0	0,290***	0,051
Nord-Norge	620	44,9	0,216***	0,039
<i>N</i>	2438			

*Merknad: Denne tabellen rapporterer estimater av intergenerasjonell mobilitet etter landsdeler. Kolonne (1) viser en oversikt over de ulike landsdelene og kolonne (2) viser antall observasjoner i de ulike landsdelene. Mobilitetsmålene er kalkulert ved å bruke utvalget av flytting ut av landsdeler opp til 20 år i 1955-kohorten. Målene i kolonne (3) og (4) er begge uiledet fra MKM regresjoner av barns inntektsrangering mot fedres inntektsrangering innenfor landsdelene. Kolonne (4) rapporterer helningen fra denne regresjonen, som er lik forskjellen i barns gjennomsnittlige inntektsrangering mellom barn med fedre i den hundrede persentilen og barn med fedre i den nulte persentilen (delt på 100). Kolonne (3) rapporterer predikert verdi ved fedres inntektsrangering lik 25. Kolonne (5) rapporterer standardfeil til helningskoeffisienten i kolonne (4). Signifikansnivå (*10 % **5% ***1%).*