

Innvandra og innfødde nordmenn sin intergenerasjonelle mobilitet

Peder Grimstad Helset

Masteroppgåve

Masteroppgåva er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2019



UNIVERSITETET I BERGEN

Forord

Stor takk til veileiar Espen Bratberg, som ved stor fagleg kompetanse, teoretisk refleksjon og erfaring har bidrege med å forme oppgåva. Han har vore ein god støtte-spelar.

Det lille fagmiljøet som har blomstra opp på datarommet har óg vore uvurderleg. Her har ein kunna lufta tankar og idéar, og fått innspel frå skarpe, unge, og uredde sinn i retur.

Abstrakt

Motivert av spørsmålet om *korleis det går* med den norske innvandrarpopulasjonen, søker oppgåva å utforske forskjellane mellom innvandrarar og innfødde *intergenerasjonelle inntektsmobilitet*. For å svare på dette, estimerast IGE, intergenerasjonell inntektskorrelasjon, og IRM (rankmobilitet). Estimatas sensitivitet for *inntektsmål* (blant anna samla inntekt *med* og *utan* statlege overføringar) indikerer kva underliggende mekanismar som verkar på innvandrarar og innfødde estimat.

Analysen nyttar seg av at *barn* av innvandrarar i Noreg er gamle nok til å kunne måle inntekt stabilt. Det tas eit effisient utval innvandrarar, og eit samanliknbart utval innfødde.

Resultata viser at innvandrarar jamnt over har høgare mobilitet enn innfødde, og spesielt robust er denne forskjellen når ein ser på IGE. Resultata frå IRM-estimata tyder på at innvandrarar sin inntektsposisjon nermar seg den innfødde delen av befolkinga. Med konstant IRM over dei komande generasjonane vil innvandrarane ha tilnerma *lik* gjennomsnittleg inntektsposisjon innan to generasjonar.

Velferdsstatens effekt på IGE er svært stor. Ekskludering av offentlege overføringar frå samla inntekt, aukar innfødde IGE frå 0,239 til 0,480. Estimetet er høgare enn Danmark og USA (Heckman og Landersø 2017). For innvandra observerast ein *nedgang* frå 0,193 til 0,138. Gjennomgåande viser resultata at denne endringana, og andre tilsvarande endringar, er drive av den *relative inntektsulikheita*, og i mindre grad endra intergenerasjonell korrelasjon.

Innhold

1	Introduksjon	1
I	Teknisk rammeverk og litteratur	3
2	Økonometrisk modell	3
2.1	Intergenerasjonell inntektselastisitet (<i>IGE</i>)	3
2.1.1	Anvende IGE-estimat	5
2.2	Intergenerasjonell rankmobilitet (<i>IRM</i>)	5
2.2.1	Anvende IRM-estimat	6
2.2.2	Inntektsulikheit i IGE og IRM	7
2.3	Målefeil	7
2.3.1	Klassisk målefeil	8
2.3.2	Livssykluskeivheit	9
3	Teori	10
3.1	Teoretisk rammeverk	11
4	Empirisk litteratur	14
4.1	Viktige bidrag i mobilitetslitteraturen	14
4.2	Samanlikning av land og grupper	15
4.3	Skandinaviske estimat	16
4.4	Innvandrarar og mobilitet	18
4.5	Inntektsspesifikasjon	19
II	Data og forskingsdesign	21
5	Forskingsdesign	21
5.1	Kven er <i>innvandrarar</i> ?	22
5.2	Måling av barns inntekt	22
5.3	Foreldres inntekt	23
5.4	Utvalsstørrelsar	24
5.5	Inntektsfordeling	25

5.6	Merknadar om forskingsdesignet	26
6	Data	27
6.1	Microdata.no som analyseverktøy	27
6.2	Databasar i Microdata.no	28
6.3	Winsorisering	29
6.4	Inntekt	29
6.5	Innvandringsvariablar	31
6.6	Kopling av foreldre-barn-par	32
6.7	Data til deskriptive formål	32
6.8	Deskriptiv data	33
III	Resultat og diskusjon	36
7	Resultat	36
7.1	Sensitivitetsanalyser	37
7.1.1	Innvandringsalder og definisjon av innvandrarakar	37
7.1.2	Tal på år med foreldreinntekt	41
7.1.3	Tal på år med barninntekt	44
7.2	Hovudresultat	49
7.2.1	IGE-estimat	50
7.2.2	IRM-estimat	56
7.3	Samanlikningar i litteraturen	58
8	Diskusjon og avslutning	66
	Referansar	69
	Appendix	73
	Tabellar	74
	Figurar	84
	Utleiing av Solon (2004)	91
	Utleiing av klassisk målefeil	93
	Klassisk målefeil med aggregerte foreldreinntekter	96

Konstruksjon av inntektsfordeling i Microdata.no	97
Eksempel på script i Microdata.no	99

Tabellar

1	Definisjon av inntektsmål i Microdata.no	30
2	Deskriptiv statistikk for analyseutval.	35
3	IGE for innvandrarak, med ulike innvandringsaldrar.	38
4	IGE for ulike definisjonar av innvandrarak.	40
5	IGE for ulike inntektsmål.	50
6	Intergenerasjonell korrelasjon og inntektsulikheit for ulike inntektsmål.	52
7	IRM for ulike inntektsmål.	56
8	IGE for ulike inntektsmål, samanlikna med H&L (2017).	59
9	Intergenerasjonell korrelasjon og inntektsulikheit for ulike inntektsmål, samanlikna med H&L.	61
10	IRM for ulike inntektsmål, samanlikna med H&L (2017).	63
11	IRM samanlikna med Hermansen (2016).	65
12	IGE med foreldreinntekter aggregert over forskjellige år.	74
13	IGE med fars inntekt aggregert over forskjellige år.	75
14	IRM med foreldreinntekt aggregert over forskjellige år.	76
15	IGE med barns inntekt aggregert over forskjellige aldrar.	77
16	IRM med barns inntekt aggregert over forskjellige aldrar.	78
17	IGE for ulike inntektsmål, berre fars inntekt.	79
18	IRM for ulike kvantilinndelingar.	80
19	IGE med forskjellige foreldrekohortar	81
20	Intergenerasjonell korrelasjon og inntektsulikheit for ulike inntektsmål, for estimat i tabell 4.	82
21	Predikert differanse i innfødde og innvandra gjennomsnittlege rank for ulike inntektsmål.	83

Figurar

1	Innvandringskategoriar og utvalsstørrelsar i analyseutvala.	25
2	IGE med foreldreinntekter aggregert over forskjellige år.	42
3	IGE med fars inntekter aggregert over forskjellige år.	42
4	IRM med foreldreinntekter aggregert over forskjellige år.	43
5	IGE med barns inntekt observert i forskjellige aldrar.	46
6	IGE med barns inntekt aggregert over forskjellige aldrar.	46
7	IRM med barns inntekt observert i forskjellige aldrar.	48
8	IRM med barns inntekt aggregert over forskjellige aldrar.	48
9	Barns kohorttettleik.	84
10	Barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, <i>samla inntekt</i>	84
11	Barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, <i>samla inntekt u/overføringar</i>	84
12	Barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, <i>pensjonsgivande inntekt</i>	85
13	Barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, <i>yrkesinntekt</i>	85
14	Barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, <i>lønsinntekt</i>	85
15	Barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, <i>samla inntekt u/skatt</i>	85
16	Barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, <i>samla inntekt u/kapitalinntekter</i>	85
17	Barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, <i>lønsinntekt</i>	85
18	Innfødde barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, for alle inntektsmål.	86
19	Innvandra barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, for alle inntektsmål.	87
20	Andel foreldre i inntektsvintilar, <i>samla inntekt</i>	88
21	Andel barn i inntektsvintilar, <i>samla inntekt</i>	88
22	Andel foreldre i inntektsvintilar, <i>samla inntekt etter skatt</i>	88
23	Andel barn i inntektsvintilar, <i>samla inntekt etter skatt</i>	88
24	Andel foreldre i inntektsvintilar, <i>samla inntekt u/overføringar</i>	88
25	Andel barn i inntektsvintilar, <i>samla inntekt u/overføringar</i>	88
26	Andel foreldre i inntektsvintilar, <i>samla inntekt u/kapitalinntekter</i>	89
27	Andel barn i inntektsvintilar, <i>samla inntekt u/kapitalinntekter</i>	89
28	Andel foreldre i inntektsvintilar, <i>yrkesinntekter</i>	89
29	Andel barn i inntektsvintilar, <i>yrkesinntekter</i>	89
30	Andel foreldre i inntektsvintilar, <i>lønsinntekter</i>	89
31	Andel barn i inntektsvintilar, <i>lønsinntekter</i>	89

32	Andel foreldre i inntektsvintilar, <i>løsinntekter med overføringar</i>	90
33	Andel barn i inntektsvintilar, <i>løsinntekter med overføringar</i>	90
34	Andel foreldre i inntektsvintilar, <i>pensjonsgivande inntekt</i>	90
35	Andel barn i inntektsvintilar, <i>pensjonsgivande inntekt</i>	90

1 Introduksjon

Sosial mobilitet er eit begrep som beskriver individets moglegheiter til å endre på utgangspunktet sitt i livet, anten det er utdanning, sosial klasse, eller inntekt. Nivået av sosial mobilitet indikerer i kva grad menneske i samfunnet har *like moglegheiter*, eksemplifisert ved skandinaviske velferdssamfunn bygde opp rundt egalitære verdiar, og følgeleg har høg sosial mobilitet. I denne oppgåva begrensast mobilitetsbegrepet til *inntekt*, og mobiliteten er den *intergenerasjonelle* – samanhengen mellom foreldre og barns utfall.

Innvandring og migrasjon er eit gammalt, men alltid relevant tema. Dei første *nye* innvandringsbølgene kom til Noreg seint på 60-talet. I hovudsak var det innflyttarar frå Afrika og Asia, særleg Pakistan, som kom til Noreg. Talet nettoinnvandrarar låg stabilt på 4-5 000 fram til 1987, då ei ny bølge innvandrarar kom, blant anna frå Sri Lanka og Chile. I 1993 kom mange bosniske flyktingar, etterfulgt av stor arbeidsinnvandring frå Sverige på slutten av årtusenet (SSB, 1999). På 2000-talet har steig talet innvandrarar frå alle regionar unntatt Norden, og spesielt Aust-Europeisk arbeidsinnvandring har auka relativt mykje siste 10 åra (SSB, 2018b).

Sidan Noreg for første gong etter krigen fekk over 1 000 nettoinnvandrarar i år 1967 (SSB 2018b), består Noregs befolkning i dag av nesten éin million menneske som sjølv er innvandrarar, eller er barn av innvandra (SSB, 2019a). Ein kan innvandre av spesifikke grunnar, som arbeid, flukt frå krig, eller eit ønske om eit betre liv i Noreg. Felles for innvandrarane, er at dei ofte står ovanfor *språklege* og *kulturelle* barrierer i det norske samfunnet.

I denne oppgåva tek eg føre meg *korleis det går* med innvandrarane. Oppgåvas forskingsspørsmål strekk seg over to dimensjonar. For det første, svarar eg på i *kva grad* der er forskjellar på innvandrarar og innfødde intergenerasjonelle mobilitet. For det andre, utforskar eg kor sensitive estimata er for kva *mål* på inntekt ein nyttar. Dette kan òg gje innsikt i mobilitetens underliggande *mekanismar*.

For å estimere grad av mobilitet i eit samfunn, nyttar oppgåva to metodar. Dette er

(1) den intergenerasjonelle inntektselastisiteten (IGE), som viser i kva grad inntekta i foreldres generasjon persisterer i barns generasjon. IGE er eit produkt av korrelasjonen mellom foreldre og barns inntekt, og økonomisk ulikheit i generasjonane, som utforskast i oppgåva. Vidare estimerast (2) den intergenerasjonelle rankmobiliteten (IRM), som viser i kva grad barns relative inntektsposisjon i samfunnet er avhengig av foreldras relative inntektsposisjon.

Bratsberg et al (2011) finn at individ *sjølv innvandra* (tidlegare beteikna *første generasjon*) gjer det dårleg over tid på arbeidsmarknaden. Spesielt for innvandrarakar frå låginntektsland sviktar arbeidsmarkedets utnyttelse av arbeidskrafta betydeleg (Bratsberg et al, 2011). Dette medfører ein større andel på trygd, og indikerer ei mindre vellukka integrering for dei første innvandrarakane.

Denne oppgåva presenterer funn som indikerer at innvandrarakar har høgare intergenerasjonell mobilitet enn innfødde. Funna er positive indikatorar for dei langsiktige arbeidsmarknadsutfalla til innvandrarakar, og utfyller Bratsberg et al (2011) sine funn med eit langsiktig perspektiv.

Ved å nytte ulike mål på inntekt for å estimere IGE, viser Heckman og Landersø (2017) at Danmark sin høge IGE i veldig stor grad er drive av *offentlege overføringar*. Oppgåvas resultatdel tyder på at dette også kan vere tilfellet i Noreg, og at resultatet er drive av relativt stor inntektsulikheit i barns generasjon.

Del I

Teknisk rammeverk og litteratur

2 Økonometrisk modell

Intergenerasjonell inntektmobilitet er ein komplisert samanheng, der den empiriske litteraturen, forutan mobilitetskurvar o.l.¹, forsøker å dekomponere heile samanhengen til eitt tal. Dette talet vil naturlegvis ikkje reflektere mobiliteten i samfunnet perfekt, men metoden har fordelar. I hovudsak er eitt tal enklare å forhalde seg til, og er meir samanliknbart over tid og stad. Dette gjeld alle mobilitetsestimata som vil bli utleia under. Nokre av estimata blir også dekomponert i intergenerasjonell korrelasjon og generasjonanes standardavvik.

Under følger to av dei vanlegaste måla i den empiriske litteraturen om intergenerasjonell inntektsmobilitet, *intergenerasjonell inntektselastisitet* (IGE), og *intergenerasjonell rankmobilitet* (IRM). Datakrava til måla er observasjonar av fulle livstidsinntekter, for fleire generasjonar som kan linkast saman. I praksis vil det seie at ein for foreldre og barn har data på inntekt i alle yrkesføre år.

2.1 Intergenerasjonell inntektselastisitet (*IGE*)

Det vanlegaste målet i litteraturen er den intergenerasjonelle inntektselastisiteten (IGE). IGE viser i kva grad inntekta i foreldregenerasjonen *persisterer* i barns generasjon, i gjennomsnitt.² Mobiliteten i samfunnet målast derfor *implisitt* når ein estimerer IGE, då $1 - \beta$ er mobiliteten.

For å estimere IGE, må all inntektsdata transformerast ved å ta den naturlige logaritmen av alle inntektsobservasjonar for foreldre $t - 1$ og barn t . Enkel regresjon gir då

¹Sjå Bratberg et al (2017) for eksempel på mobilitetskurvar.

²IGE omtalast også intergenerational *persistence* på engelsk.

ein elastisitet. Vi estimerer følgende likning.

$$\ln y_{i,t} = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

der verdien på β er elastisiteten. Dersom $\beta = 0$ har ein perfekt mobilitet, og ingen persistens i inntekt mellom generasjonar. Det betyr at barns inntekt er heilt uavhengig av foreldres inntekt. I tilfellet med $\beta = 1$ er der ingen mobilitet, og all inntekt persisterer frå foreldre til barn. Alle vil med $\beta = 1$ tjene det same som sine foreldre.

Ei svakheit med IGE er at den ikkje seier noko om *retninga* på mobiliteten. I tillegg er det i mange tilfelle problematisk å anvende den *gjennomsnittlege* (lineære) persistensen i inntekt. Dette fordi samanhengen mellom logaritmen til foreldre og barns inntekt ofte har ei s-form, medan IGE er ei lineær tilpassing. Slik ikkje-linearitet vil seie at elastisiteten i praksis kan vere heterogen for forskjellige inntektsnivå (Chetty et al, 2014).

IGE viser ei form for *regresjon mot gjennomsnittet*, som først vist av Galton (1886). Regresjon mot gjennomsnittet er eit statistisk fenomen, og i konteksten intergenerasjonell mobilitet, tolkast IGE som den *ikkje-tilfeldige intergenerasjonelle komponenten* som bestemmer inntekt. Resten av inntekta er bestemt av individuelle og tilfeldige faktorar som er fordelt rundt gjennomsnittet i populasjonen.

Når ein estimerer IGE vil regresjon mot gjennomsnittet innebære at estimatet for innvandrarar viser konvergens mot nettopp innvandrarars gjennomsnitt, og tilsvarande for innfødde. IGE viser dermed *ikkje* i kva grad innvandrarars inntekt konvergerer mot innfødde inntekt.

Eit mål relatert til IGE er intergenerasjonell korrelasjon, $\rho_{t,t-1}$. I motsetnad til IGE, estimerer ikkje korrelasjonen *persistensen* over generasjonar. Den viser berre i kva grad det finnast lineær samanheng mellom foreldre og barns inntekt. Teknisk er det den *empiriske* korrelasjonskoeffisienten, og samanhengen mellom IGE og denne er

$$\rho_{t,t-1} = \beta \frac{\sigma_{\ln y_{i,t-1}}}{\sigma_{\ln y_{i,t}}} \quad (2.2)$$

der σ er standardavviket i dei to generasjonane. Snur på (2.2), og får

$$\beta = \rho_{t,t-1} \frac{\sigma_{\ln y_{i,t}}}{\sigma_{\ln y_{i,t-1}}} \quad (2.3)$$

Vi ser av (2.3), alt anna likt, at auka standardavvik i barns generasjon aukar IGE, og auke i foreldregenerasjonens standardavvik reduserer IGE. Ein viktig intuisjon her er at forholdet mellom *standardavvika* i generasjonane påverkar i kva grad inntekt mellom generasjonar har persistens. Standardavviket i generasjonane, blir herfrå omtala som *inntektsulikheit*.

I tilfelle med stor relativ inntektsulikheit mellom generasjonane, kan korrelasjonen gje eit betre bilete på den faktiske *samanhengen* mellom foreldre og barns inntekt, enn IGE. Dersom inntektsulikheita i begge generasjonane er like, ser ein dermed at $\rho_{t,t-1} = \beta$.

2.1.1 Anvende IGE-estimat

Forutan tolking som illustrert ovanfor, kan IGE vise korleis gjennomsnittlege inntektsforskjellar (ulikheit) avtek over generasjonar. Forholdet mellom familiane *is* og *js* inntekt er

$$\frac{Y_{i,t}}{Y_{j,t}} = \left(\frac{Y_{i,t-1}}{Y_{j,t-1}} \right)^\beta \quad (2.4)$$

Direkte tolking av (2.4) krev at forholdet mellom foreldre- og barninntekt, estimert med β , er lineært.

Anta først høg IGE, $\beta = 0,75$. Dersom forholdet mellom familie *is* *js* foreldreinntekt er 5, vil barna i gjennomsnitt ha eit relativt forhold på 3,34, og neste generasjon 2,74. I eksempelet med låg IGE, $\beta = 0,25$ vil ein inntektsfordel på 5 for foreldra, bli til ein inntektsfordel på 1,49 for barna, og 1,10 i neste generasjon (nesten heilt utjamna). Anvendinga viser korleis inntekt i større grad persisterer over generasjonar dersom IGE er høg.

2.2 Intergenerasjonell rankmobilitet (*IRM*)

Intergenerasjonell rankmobilitet (*IRM*) er i likheit med IGE eit relativt mobilitetsmål. Forskjellen er at i staden for observasjonar på *inntekt*, nyttar ein observasjonar på *plassering i inntektsfordeling*. Estimatet viser forholdet mellom foreldres plassering i inntektsfordeling, eller *rank*, og barnets rank. I tilfellet med inndeling i tjuandedelar,

herfrå kalla *vintilar*³ V , estimerast IRM som

$$V_{i,t} = \alpha + \delta V_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (2.5)$$

der δ er rank-koeffisienten. Likning (2.5) blir estimert i oppgåvas resultatdel. I den engelskspråklige litteraturen er rankmobiliteten ofte omtala som *rank-rank-slope*.

I motsetnad til IGE, viser rankkoeffisienten til innvandrara i kva grad innvandrara rank konvergerer mot den gjennomsnittlege ranken i populasjonen (som i stor grad er lik innfødde) (Hermansen, 2016).

2.2.1 Anvende IRM-estimat

Ved å nytte seg av Chetty et al (2018) sin metode for samanlikning av subpopulasjonars IRM-estimat, kan ein seie noko om korleis *gjennomsnittleg rank* mellom to subpopulasjonar endrar seg over generasjonar.

$$\Delta \overline{y_{t+s}} = \delta^G \Delta \overline{y_t} \quad (2.6)$$

For å kunne nytte likning (2.6) må ein legge to føresetnader om subpopulasjonane. (1) Éin subpopulasjon må vere i *steady state*, og den andre kan ikkje vere dette. (2) Ekte gjennomsnittleg rank i subpopulasjonane må vere den same. Over tid må ein i tillegg anta at IRM ikkje endrar seg. Desse føresetnadane kan tenkast å passe godt i ein norsk samanheng, der innfødde er i *steady state*, og innvandrara rank over tid skal vere lik innfødde.

Anta at gjennomsnittleg rankdifferanse, $\Delta \overline{y_t}$, er 5. I tilfellet med ekstremt høg intergenerasjonell persistens, $\delta = 0,75$, vil det ifølge formelen vere ein gjennomsnittleg rankdifferanse under 1 etter *seks* generasjonar. I det omvendte tilfellet med $\delta = 0,25$ vil det rankdifferansen vere under 1 etter berre *to* generasjonar.

³ *Vintilar* kjem frå engelske *ventiles*, og betyr tjuandedelar. Valet om *vintilar* utgreiast i seksjon 5.5 på side 25.

2.2.2 Inntektsulikheit i IGE og IRM

I likheit med IGE, kan den relative inntektsulikheita mellom generasjonane spele i rolle i estimering av IRM. Forskjellen er at det relative standardavviket i generasjonanes *vintilar* som verkar inn, ikkje det relative standardavviket til (logaritmen av) generasjonanes inntekt.

I litteraturen blir IRM ofte estimert på ein analysepopulasjon der inntektsfordelinga er basert på den *same* analysepopulasjonen. Då vil vintilane, per definisjon, bestå av like mange individ. Begge generasjonane vil dermed ha gjennomsnittleg vintil $\bar{v} = 10,5$, og eit standardavvik $\sigma_{v_{i,t}} = \sigma_{v_{i,t-1}} = 5$, og i det tilfellet, er IRM lik korrelasjonen π , $\delta = \pi_{t,t-1}$.

I mitt tilfelle vil inntektsfordelinga er konstuert frå eit *større* utval enn sjølve analysepopulasjonen. Dette fordi ein er interessert, eksempelvis, i korleis innvandrarar beveger seg i rank i forhold til resten av samfunnet, og ikkje relativt til seg sjølv. Dette opnar opp for at gjennomsnittleg vintil og standardavvik i generasjonane avviker frå eksempelet ovanfor. Dermed kan det relative standardavviket spele ei rolle også i IRM i min analyse.

$$\delta = \pi_{t,t-1} \frac{\sigma_{v_{i,t}}}{\sigma_{v_{i,t-1}}} \quad (2.7)$$

2.3 Målefeil

Som nemnd ovanfor, er måling av intergenerasjonell inntektsmobilitet, i følgande litteratur eksemplifisert ved den *intergenerasjonelle inntektselastisiteten* (IGE), prega av målefeil. Desse feila har alle bakgrunn i at ein har begrensa data på inntekt. Der ein skal ha fulle livstidsinntekter i estimeringa av mobiliteten, må ein bruke begrensa inntektsdata som proxy for livstidsinntekter. Solon (1992) og Zimmerman (1992) viste ein av desse skeivheitene matematisk, og litteraturen rundt målefeil har sidan blitt utvikla. I dag er all mobilitetslitteratur gjenstand for vurdering av spesielt to målefeil. Dette er den klassiske målefeilen, og livssyklusskeivheita.

2.3.1 Klassisk målefeil

Klassisk målefeil (*attenuation bias* på engelsk) er eit generelt problem som fører til *underestimering* av IGE. Vanlegast er problemet der ein nyttar inntekt over ei for kort periode i måling av inntekter (i tidlig litteratur ofte berre eitt år) for å estimere IGE. Solon (1992) har følgande utleiing med eitt år, her modifisert til å stemme overens med anna notasjon.

Vil estimere IGE (β) i følgande likning

$$y_{i,t} = \alpha + \beta y_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (2.8)$$

der vi observerer logaritmen av fulle livstidsinntekter. Antek vidare at både foreldra og barna har tilfeldig variasjon i likninga som bestemmer løn. Det vil seie at observerte inntekter i *enkeltår* varierer rundt eit gjennomsnitt som ein eigentleg vil observere, då gjennomsnittet antas representativt for livstidsinntekt. Har lønslikningane med eksogene stokastiske feilledd for høvevis barn og foreldre:

$$y_{i,t,x} = \alpha_{i,t} + y_{i,t} + v_{i,t,x} \quad (2.9)$$

$$y_{i,t-1,z} = \alpha_{i,t-1} + y_{i,t-1} + v_{i,t-1,z} \quad (2.10)$$

Her er x og z betegnelsar for *år* for høvevis barn og foreldre. Antek at feilledda til foreldre og barn er uavhengige av kvarandre, $Cov(v_{i,t,x}, v_{i,t-1,z}) = 0$. I tillegg er feilledda uavhengige av full livstidsinntekt, $Cov(y_{i,t}, v_{i,t,z}) = 0$ og tilsvarande for foreldre. Variansen til foreldre og barns feilledd er høvevis σ_v^2 og σ_v^2 . Med desse føresetnadane kan ein ikkje estimere β konsistent. Snarare blir $\hat{\beta}$ mindre enn sann β . Følgande likningar er for tilfellet med foreldres inntekt, då det er målefeil i uavhengig variabel som gir opphav til *skeivheit*.⁴

$$plim \hat{\beta} = \frac{\beta \sigma_y^2}{(\sigma_y^2 + \sigma_v^2)} < \beta \quad (2.11)$$

Eit potensielt teoretisk tiltak er å nytte seg av eit instrument for inntekt. I praksis er det vanskelig å finne instrument som oppfyller eksklusjonsrestriksjonen. Derfor er standarden i dag å nytte seg av inntekt over lengre periode. Dette vil med tilstrekkeleg

⁴For mellomrekning, sjå seksjon 8 på side 93

stor Z (antal år) gjere effekten av feilledet neglisjerbar:

$$plim \hat{\beta} = \frac{\beta \sigma_y^2}{(\sigma_y^2 + \frac{\sigma_\vartheta^2}{Z})} \quad (2.12)$$

Av likning (2.12) over ser vi at

$$\lim_{Z \rightarrow \infty} \hat{\beta} = \beta \quad (2.13)$$

Gitt at inntekta er delvis bestemt av ein tilfeldig variasjon σ_ϑ^2 , vil ein ha med så mange år med observasjonar som mogleg, for å eliminere klassisk målefeil.

Dahl og DeLeire (2008) viser korleis IGE-, og IRM-estimat er sensitive ovanfor antal år med observasjonar til grunn i estimatet. Studien nyttar seg av amerikanske surveydata. Funna er blant anna at far-sønn-mobiliteten varierer frå 0,197 når fars inntekt er målt over tre år, til 0,299 når fars inntekt er målt over 36 år. Same artikkel viser også at der er stor variasjon i IGE (0,086-0,314) og IRM (0,010-0,231) når ein observerer sønns inntekt i enkeltår, og fars over ei 36-års periode. Av relevans er også Mazumder (2005) sitt arbeid, der han utredar i kva grad IGE-estimat burde bli oppskalert, basert på eit estimert nivå av demping.

2.3.2 Livssyklusskeivheit

Livssyklusskeivheit (*lifecycle bias* på engelsk) er ei konkret skeivheit basert på å nytte eit aldersintervall som har låg korrelasjon med livstidsinntekta til individet. Denne skeivheita kan ha rot både i måling av foreldreinntekt, og barns inntekt. Ofte er det barns inntekt som er mest utsett for livssyklusskeivheit. Dette ettersom inntekt generelt sett korrelerer meir med livstidsinntekt når individet er eldre, og barns inntekt er den som målast i yngst alder, gitt databegrensingar.

Black og Devereux (2011) bygg følgande økonometriske utleiing på Haider og Solon (2006). Antek at inntekta til barn, y_t , og foreldre, y_{t-1} , målast ein viss alder a . Utleiar ikkje kva som inngår i feilledet, då det ikkje er spesifikt for livssyklusskeivheit. Dette gir følgande lønslikningar:

$$y_{t,a} = \lambda_a y_t + v_{t,a} \quad (2.14)$$

$$y_{t-1,a} = \mu_a y_{t-1} + u_{t-1,a} \quad (2.15)$$

Sentralt her er konstantane λ_a og μ_a som viser *forholdet* mellom inntekt i ein viss alder, og livstidsinntekta. Feilleddet opnar opp for transitorisk variasjon.

Her antek vi at $Cov(u, v) = 0$, feilledda er ukorrelerte med kvarandre, og $Cov(v, y_t) = 0$, feilledda er ukorrelerte med livstidsinntekt (for både foreldre og barn). Black og Devereux (2011) meiner at desse føresetnadane er noko sterke, då foreldre og barn ofte har liknande karrierer. Dette gir:

$$plim \hat{\beta} = \beta \left[\frac{\lambda_a \mu_a \sigma_y^2}{\mu_a^2 \sigma_y^2 + \sigma_v^2} \right] \quad (2.16)$$

Alt anna likt, er det forholdet mellom foreldre- og barneinntekt sin samanheng med livstidsinntekta, μ_a og λ_a , som er sentralt i modellen. Verdt å merke er også at både μ_a og λ_a kan vere større enn én. *Typisk* er $\lambda_a < \mu_a$ grunna databegrensingar for barn, som dersom $\sigma_v^2 = 0$ vil underestimere β , slik at $\hat{\beta} < \beta$. Under liknande føresetnader er det også mogleg å overestimere β , dersom $\lambda_a > \mu_a$.

Haider og Solon (2006) var blant dei første som estimerte μ_a og λ_a . Med *norsk* registerdata på ulike foreldrekohortar, estimerer Nilsen et al (2012) at μ_a er 1 rundt 45 år, og rundt 40 år for den yngste foreldrekohorten fødd mellom 1939-1942. For barn er datagrunnlaget mindre, og varierer mellom menn og kvinner. Dataen indikerer likevel at λ_a er mellom 1 og 1,2 mellom 27-40 år for kvinner, og 31-46 år for menn. Markussen og Røed (2017) utforskar også når inntektsobservasjonar korrelerer mest med livstidsinntekt, basert på registerdata over aldrane 22-67 år. Dei gjer det same for inntektsrank, og korrelasjonen er høgast ved dei same åra i rank og inntekt. For menn er korrelasjonen høgast rundt 55 år, og jo større gjennomsnitt ein tek rundt dette året, jo høgare er korrelasjonen. For kvinner er tilsvarande tal rundt 50 år.

3 Teori

Samfunnsforskinga har enda ikkje kvantifisert kausale mekanismar i den intergenerasjonell inntektselastisiteten, β . Ein vanleg *forståelse*, er at investering i humankapital spelar ei sentral rolle. Becker og Tomes (1979 og 1986) formaliserte dette i ein modell, med *privat* investering i humankapital. Følgelig blir *familien* si langsiktige nytte ei avveging mellom hushaldets konsum i dag, opp i mot hushaldets konsum i neste periode,

gjennom auka inntekt som stammar frå humankapitalinvestering i barnet. Han og Mulligan (2001) inkluderte kredittmøglegheiter i dette rammeverket.

Solon (2004) utvida Becker og Tomes-modellen med *offentleg* investering i humankapital i eit liknande rammeverk. Versjonen kan passe dagens norske ordning betre enn originalen, ettersom lågare og høgare utdanning i stor grad er offentleg og gratis i Noreg.

3.1 Teoretisk rammeverk

Følgande utleiing er basert på Solon (2004) sin utvidelse av modellen til Becker og Tomes (1979 og 1986).⁵ Modellen oppnår to ting. For det første viser den kva element som påverkar foreldres optimale investering i barns humankapital. For det andre, og mest sentralt, viser modellen kva som inngår i den intergenerasjonelle inntektselastisiteten, som estimerast seinare i oppgåva. Modellen bygger på at humankapital blir overført gjennom arv, og gjennom investering i humankapital (utdanning).

I modellen er familien observasjonseininga i , der $t - 1$ beskriver forelderen, og t barnet. Budsjettbetingelsen er

$$(1 - \tau)y_{i,t-1} = C_{i,t-1} + I_{i,t-1} \quad (3.1)$$

som betyr at hushaldets disponible inntekt etter skatt, $(1 - \tau)y_i$ i periode $t - 1$, må vere lik hushaldets konsum C_i og investering I_i i same periode. Barnets humankapital⁶ er:

$$h_{i,t} = \theta \log(I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

Humankapitalen er altså bestemt av to ledd. Det første leddet viser at den totalte investeringa i humankapital h_i (utdanning o.l.) er i log, og dermed ein avtakande funksjon ($f'(I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) > 0$ og $f''(I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) < 0$). Det andre leddet er ein stokastisk

⁵For alle mellomrekningar, sjå seksjon 8 på side 91 i appendix.

⁶Teknisk sett er det *hushaldets* humankapital i periode t , men blir omtala som barnets

variabel som vidare dekomponerast til:

$$\varepsilon_{i,t} = \delta + \lambda\varepsilon_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (3.3)$$

δ er konstantleddet i likninga, som vil vere verdien på humankapitalen til individet, når ein ser vekk i frå all investering i humankapital, og all form for sosial eller nedarva humankapital. $\lambda\varepsilon_{i,t-1}$ er den andre delen, nemlig kva ein arvar i form av kognitive evner, gjennom oppdragelse, og miljø. Å kvantifisere kva som inngår i δ , og kva som inngår i $\lambda\varepsilon_{i,t-1}$ er tilnerma umulig, men heller ikkje nødvendig. Summen av desse er sentralt, då det utgjer individets samla humankapital *utan* investering. $v_{i,t}$ er feilleddet.

Basert på humankapitallikninga og dets feilledd, spesifiserast barnets inntekt som

$$y_{i,t} = \mu_i + ph_{i,t} \quad (3.4)$$

der μ_i er konstantleddet, inntekta til individet utan humankapital. p er humankapitalens margineffekt på løn. Dersom ein tolkar humankapital som utdanning, liknar på det klassiske problemet om korleis utdanning påverkar løn.⁷ Juhn, Murphy og Pierce (1993) argumenterer for at samfunn prega av større ulikheit har lågare μ_i -verdiar og høgare p -verdiar. Spesielt alvorlig er dette dersom offentleg investering i humankapital, $G_{i,t-1}$ er liten relativt til $I_{i,t-1}$.

I eit egalitært samfunn der ein har låg verdi for μ , og høg verdi for p , er eit omfordelingsargument å auke G for den spesifikke subpopulasjonar som har låg humankapital. Norske eksempel på dette er integreringstiltak som norsk språkopplæring for nye norske innvandrarakar, gjennomført av over 40 000 i 2017 (SSB, 2018a). Dette ettersom innvandrarakar med manglande språk har låg humankapital sett frå eit norsk arbeidsmarknad si side.

Familien si nytte U_i kan spesifiserast som ein Cobb-Douglas-funksjon med avveging mellom konsum og framtidig inntekt (barnets inntekt, gjennom investering i humankapital):

$$U_i = C_{i,t-1}^{1-\alpha} y_{i,t}^\alpha \quad (3.5)$$

⁷Sjå Card (1999) for empirisk og teoretisk gjennomgang av utdannings kausaleffekt på inntekt

der α er vektlegginga av inntekt (og konsum) i $t-1$, kontra konsum i t (gjennom $y_{i,t}$. Ein finn investeringsbeslutningane til familien (foreldra, sidan det er foreldra som investerer) ved å derivere nyttefunksjonen med hensyn på I . Log-transformasjon, partiellderivasjon og innsetting av (3.1), (3.4) og (3.2), etterfulgt av løysing på $I_{i,t-1}$ gir

$$I_{i,t-1} = \left[\frac{\alpha\theta p}{1 - \alpha(1 - \theta p)} \right] (1 - \tau)y_{i,t-1} - \left[\frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \theta p)} \right] G_{i,t-1} \quad (3.6)$$

Komparativ statikk av likning (3.6) gir oss hovudsaklig *tre* interessante resultat:

1. Held ein τ konstant, vil auke i $G_{i,t-1}$ minke privat investering $I_{i,t-1}$ i humankapital $h_{i,t}$. Solon beskriver dette som at den offentlege investeringa gjer den private investeringa neglisjerbar.
2. Høg avkastning på humankapitalinvesteringa θp , gir større investering. Merk at her er element av usikkerheit (relativ størrelse på feilleddet $v_{i,t}$) innbaka i uttrykket.
3. Høgare verdi av α svarar til høgare investering i barnets humankapital. Dette samsvarar med Cobb Douglas-nyttefunksjonen i (3.5).

Med dette til grunn, kan modellen vise kva endogene faktorar som inngår direkte i den intergenerasjonelle inntektselastisiteten, β som skal estimerast. Sjå seksjon 8 i appendix side 91 for mellomrekningar. Den intergenerasjonelle inntektselastisiteten er i modellen til Solon (2004) forklart på følgande vis.

$$\beta = \frac{(1 - \gamma)\theta p + \lambda}{1 + (1 - \gamma)\theta p \gamma} \quad (3.7)$$

der γ er graden av progressivitet, $\frac{G_{i,t-1}}{y_{i,t}}$. Dersom $\gamma > 0$, får ein mindre $G_{i,t-1}$ i forhold til inntekt hushaldet har i t . Komparativ statikk på likning (3.7) viser at parameterane λ , θ og p inngår positivt i β , medan γ inngår negativt. Tolkingane er:

1. Større autokorrelasjonskoeffisient λ , i kva grad humankapital blir nedarva forutan offentlig eller privat humankapitalinvestering, fører til *lågare mobilitet*. Dette føreset at forholdet mellom humankapital og inntekt er positivt.

2. Større θ , marginalavkastninga på investering i humankapital, gir *lågare mobilitet*. Dersom denne er veldig høg, vil det i større grad gje foreldre insentiv til å investere utover $G_{i,t,1}$ i barna sine.
3. Større p , marginaleffekt av humankapital på inntekt, jo *lågare mobilitet*. Avkastninga er då større, som gir større insentiv til å auke humankapitalen gjennom privat investering $I_{i,t-1}$.
4. Større γ , progressivitet i $G_{i,t-1}$, jo *høgare* blir mobiliteten. Dette då dei økonomisk dårlegst stilte blir drege opp av offentleg investering i større grad.

Sistnemnde effekt er interessant frå eit norsk perspektiv. Det kan argumenterast for at den direkte *offentlege investeringa i utdanning* er relativt lik for alle inntektsklasser. Dermed er det nemnaren i forholdet $\frac{G_{i,t-1}}{y_{i,t}}$ som kan variere. Dersom ein tenker på familien statlege overføringar som ei indirekte statleg investering i barnets humankapital (gjennom privat investering), kan ein óg argumentere for at teljaren varierer.

4 Empirisk litteratur

Tidlig empirisk litteratur på intergenerasjonell mobilitet fokuserte på klassisk målefeil, som påpeika i Solon (1992) og Zimmerman (1992). I 2006 formaliserte Haider og Solon livssykusskeivheita si effekt på estimat, før forskingsfeltet sidan har vorte utvikla med både parametriske og ikkje-parametriske metodar. Litteraturen på feltet er oppsummert i Solon (1999) og Black og Devereux (2011), der sistnemnde skriv at litteraturen no fokuserer meir på kausale samanhengar i spørsmålet om mobilitet.

Seksjonen tek føre seg empiriske artiklar av direkte relevans til oppgåvas analyse.

4.1 Viktige bidrag i mobilitetslitteraturen

Miles Corak (2013) illustrerer mellom anna samanhengen mellom ulikheit og IGE.⁸ Analysen viser ein sterk positiv samheng mellom ulikheit og IGE, og blir marknadsført

⁸Ulikheit er i Corak (2013) måla ved Gini-koeffisienten.

som *the Great Gatsby Curve*. Dei empiriske resultatene til Corak (2013) befestar dermed ein samfunnsaktuell samanheng.

Mest kjend frå siste tiåret er Chetty et al (2014) sitt arbeid med amerikansk registerdata. Artikkelen søker å kvantifisere sjansar for å oppnå *den amerikanske drømmen*, og bruker mellom anna transisjonsmoglegheiter for å finne sannsynet for å bevege seg frå nederste til øverste femtedel i inntektsfordelinga.⁹ Sentralt er geografiske forskjellar, og metoden og grafikken nytta i artikkelen har vore til inspirasjon for internasjonale etterfølgarar.

Ein kritikar av Chetty et al (2014) er Mazumder (2018). Mellom anna, kritiserer artikkelen korleis Chetty et al (2014) sine populasjonsutval gir opphav til betydeleg målefeil, ved å nytte PSID-datasettet¹⁰. Ved å nytte PSID kan Mazumder gjenskape liknande estimat som Chetty et al, men samtidig får sjekka for sensitivitet utover det Chetty et al har gjort. Mazumder viser betydelege målefeil i Chetty et al sine estimat, og dette illustrerer at ein manglane konsensus om metode i forskingsfeltet.¹¹

4.2 Samanlikning av land og grupper

Litteratur som tek føre seg samanlikning over land, eller grupper i befolkninga, er relevant til oppgåvas analyse. Dette ettersom analysen tek føre seg samanlikning av to grupper i befolkninga, innvandrarar og innfødde i Noreg.

Bhattacharya og Mazumder (2011) skriv at IGE ikkje er velegna til å samanlikne ulike subpopulasjonar. Årsaken til dette er egenskapane ein *regression to the mean*-modell har. Ved å samanlikne innfødde og innvandra vil ein observere i kva grad ein nermar seg gjennomsnittet i akkurat subpopulasjonen som blir analysert. Dette vil seie at IGE

⁹Chetty et al (2014) estimerer også IRM og IGE.

¹⁰*Panel Study of Income Dynamics*, den lengste longitudinelle hushaldsspørjeundersøkelsen i verda, administrert av University of Michigan (University of Michigan, 2019).

¹¹Målefeil indikert av Mazumder (2018) treng ikkje nødvendigvis dekdreditere verdien av artikkelen til Chetty et al (2014), då komparative resultat innad i USA er av essens.

for innvandrere viser korleis innvandrere nærmar seg innvandrergjennomsnittet, og tilsvarande for innfødde. Dermed er IGE dårlig egna til å gjere direkte samanlikningar mellom subpopulasjonar. Basert på dette, seier Bhattacharya og Mazumder at IGE til konkrete utrekningar rundt *inntektsforskjellars persistens* ikkje kan anvendast direkte mellom forskjellige populasjonar.¹² Dette vil nødvendigvis vere tilfellet anten det er innvandrere/innfødde, eller forskjellige land det er snakk om.

IGE kan likevel vere ein verdifull indikatorar for å samanlikne mobilitet på tvers av grupper. Mazumder (2014) bygg på Bhattacharya og Mazumder (2011), og omhandlar også forskjellar i mobilitet mellom *svarte* og *kvite* i USA. Metoden er oppover- og nedovermobilitet, og Mazumder konkluderer med at *svarte* har lågare oppovermobilitet.

Connolly et al (2019) gjer ei omfattande samanlikning av samanliknbare mobilitetsestimater mellom USA og Canada. Dei har sørga for godt samanliknbare analyseutval, og konkluderer på bakgrunn av dette at Canada er noko meir mobile enn amerikanarane. Resultatet gjeld både for inntektsmobilitet og rankmobilitet.

Interessant frå Connolly et al (2019) er tilhøyrande spørjeundersøkingar om *kva som definerer den amerikanske drømmen*. Deltakarane blir bedt om å gje ein poengsum til forskjellige påstandar om kva det vil seie å oppnå den amerikanske drømmen, og resultatene frå spørjeundersøkingen bygger under estimata ein observerer i artikkelen. Ting ein *forventar* skal påverke mobiliteten, kan sjå ut til å faktisk gjere dette.

4.3 Skandinaviske estimat

Skandinaviske estimat er av størst direkte relevans, då dei gir oppgåvas analyse ein peikepinn på kva estimat ein kan forvente å finne.

Bratberg et al (2005) utforskar intergenerasjonell mobilitet på norske data, for kohortar barn født i 1950, -55, -60 og -65. Sønner sin IGE utvikla seg frå 0,155 til 0,129 frå 1950-60-kohorten, og tilsvarandre for døtre var 0,221 til 0,126. Alle estimata indikerer

¹²*Inntektsforskjellars persistens* kallast *income persistence* på engelsk.

dermed at Noreg er *svært* mobile når det kjem til intergenerasjonell inntektsmobilitet. Artikkelen tek *ikkje* føre seg omfattande hensyn rundt livssykluskeivheit, og mange av estimata er basert på ung observasjonsalder for barna.

Jäntti et al (2006) søker å samanlikne intergenerasjonell mobilitet mellom utvalte land, nemlig USA, Storbritannia, Finland, Sverige, Danmark og Noreg. Dei nyttar samanliknbare analyseutval til å estimere IGE, intergenerasjonell korrelasjon, mobilitetsindeks og transisjonsmoglegheiter. Dei finn at IGE i Noreg er 0,173, og korrelasjonen 0,138. Utvalet er i basert på to inntektobservasjonar for barn, og eitt år for *far*. Barna er 34 og 41 år når dei blir observert, og far 47. Resultata samsvarer godt med Bratberg et al (2005).

Nilsen et al (2012) søker å nytte seg av så mykje registerdata som mogleg for å gje eit godt bilete for mobiliteten når dei best moglege inntektsobservasjonane ligg inne. Omfattande testing av sensitivitet for forskjellige intervall og år å måle fars alder på, gir mange spesifikasjonar av IGE som spenner frå 0,159 til 0,342. Resultatet mest samanliknbart med denne oppgåvas analyse gir eit IGE-estimat på 0,253 (søner) og 0,164 (døtre).¹³ Estimata nyttar *fars* inntekt som avhengig variabel.

Pekkarinen et al (2017) nyttar norsk registerdata for å estimere utviklinga i mobilitet gjennom det 20. århundre. Artikkelforfattarane tek samanliknbare utval av barnkohortar frå og med 1932 til og med 1974.¹⁴ For IGE finn Pekkarinen et al at IGE totalt sett har gått ned frå 0,209 til 0,123.¹⁵ IRM har gradvis har gått frå 0,280 til 0,192.

Bratberg et al (2017) estimerer IRM og IGE for Noreg, Tyskland, Sverige og USA. Estimeringa tyder på at Noreg har klart lågast IGE av dei nemnde landa, med 0,194. Når ein måler IRM, er det mykje tettare, og Noreg sin viser 0,223, mot Sveriges 0,215 og Tysklands 0,245 (og USAs 0,395). I den norske identifikasjonen, er barns kohortar

¹³Oppgåvas analyse nyttar barns inntekt måla over 4 år, medan foreldreinntekter måla over 6 faste årstal for kohortane 1940-1960. Likast i Nilsen et al (2012) er høvevis 5 år for barn og 5 årstal for foreldrekohortane 1927-1942.

¹⁴Alle barnkohortar mellom 1932 og 1974 observert ved 35 års alder, og fedre mellom 55-64 års alder.

¹⁵IGE er estimert ved å ekskludere 10 persentilar i kvar ende.

1957 til 1964, med foreldre fødd i 1920 til 1950. Barns inntekt er den gjennomsnittlege inntekta før skatt mellom 1996 og 2006, og foreldres inntekt den gjennomsnittlege før skatt mellom 1978-80. Det nyttast samla hushaldsinntekt i begge tilfelle.

4.4 Innvandrarak og mobilitet

Som nemnd innleiingsvis er korleis innvandrarak gjer det, eit viktig forskningstema. I amerika har liknande spørsmål lenge vore aktuelt, og Borjas (1995) estimerer lønsdifferensialet mellom innfødde og innvandrarak i USA. Funnet til Borjas var, ikkje overraskande, at innvandrarak tjente mykje mindre enn innfødde, også når aktuelle justeringar vart gjort. Vidare er effekten mykje større for dei som innvandra seint på 80-talet, enn tidligare.

Bratsberg et al (2011) har ein omfattande deskriptiv gjennomgang av ulike arbeidsmarknads- og trygdeutfall for innvandrarak, betinga på opphavsland. Dei beskriver stor heterogenitet over opphavsland. I tillegg er trenden at arbeidsmarknadsutfalla var betre på 70-talet enn i 2000. Noko av dette kan forklarast ved eit spesialiseringsskift i arbeidsmarknaden.

Dei same tre forfattarane bygger vidare på temaet i Bratsberg et al (2014). Konkret finn dei at innvandrarak frå høg-inntektsland har arbeidsmarknadsutfall tilnerma innfødde, medan arbeidsinnvandrarak frå låginntektsland har ein nedadgåande trend frå 70-talet og utover. Dei finn óg indikasjonar på intergenerasjonell persistens i somme utfall.

Hoen et al (2018) utforskar korleis innvandring påverkar innfødde arbeidsmarknadsutfall. Identifikasjonen kviler på at eksponering til innvandring i nabolaget er så godt som randomisert. Hoen et al hevdar dataen viser at innvandring frå låginntektsland har negativ verking på innfødde arbeidsmarknadsutfall, og positiv verking dersom innvandrarakane kjem frå høgintektsland.

Litteraturen som konkret tek føre seg intergenerasjonell mobilitet blant innvandrarak er i ferd med å bli rikare. To utanlandske eksempel er Aydemir et al (2009) og Aydemir et al (2013), som utforskar høvevis intergenerasjonell inntektsmobilitet og utdanningsmo-

bilitet blant barn av innvandrere i Canada. I begge artiklane er opphavsland sentralt, då ulike opphavsland tidvis gir svært heterogene estimat.

Med norsk data, søker Hermansen (2016) å svare på korleis intergenerasjonell rankmobilitet er blant norske innvandrere, kontra innfødde. Konkret estimerer han IRM, og finn at denne er 0,217.¹⁶ Innteksdefinisjonen til barn er gjennomsnittet av *yrkesinntekter* mellom 30 og 34 år (inkluderer løsinntekt og inntekt for sjølvstendig næringsdrivande)¹⁷. For foreldre er det nyttast *pensjonsgivande inntekt*, og er gjennomsnittet av inntekta når barna var mellom 13 og 20 år gamle.

Norberg-Schulz et al (2018) utforskar forskjellar på innvandrere og innfødde når det kjem til geografisk mobilitet (inspirert at Chetty et al 2014). Her er definisjonen av innvandrere vid, og dei finn at innvandrers IGE er 0,029. Rankmobiliteten estimerast til 0,173 for innvandrere. Desse estimata er ikkje direkte samanliknbare med denne oppgåvas estimat grunna innvanderdefinisjon. Der Norberg-Schulz et al inkluderer innvanderbarn av innvanderforeldre innvandra opp til 16 år, inkluderer denne oppgåva dei innvandra opp til 5 år.

4.5 Inntektsspesifikasjon

Å nytte ulike mål på inntekt i estimeringa av IGE, er sentralt for å svare på oppgåvas forskings spørsmål (*Hovudresultat* i seksjon 7.2). Følgande litteratur er derfor svært viktig.

Korleis estimat blir påverka av ulike måtar å spesifisere inntekt på, er i hovudsak utforska av Heckman og Landersø (2017) i *The Scandinavian Fantasy*. Heckman og Landersø viser at estimat for intergenerasjonell inntektsmobilitet er sensitivt for korleis inntekt er definert, ulike *inntektsmål*. Aktuelle dimensjonar som utforskast er då samla inntekt *med* og *utan* overføringar (stønadar), skatt, og næringsinntekter. Artikkelen sa-

¹⁶Hermansen (2016) ser også på utdanningsmobilitet.

¹⁷Barns inntekt i Hermansen (2016) tilsvarar *yrkesinntekter* i tabell 1 på side 30.

manliknar Danmark og USA, og finn dermed forskjellig sensitivitet for inkludering av overføringar, skatt og næringsinntekter. Ved å nytte denne metoden, gir Heckman og Landersø innsikt i ei side ved mobilitetsstudier som ikkje har vorte belyst i stor grad tidligare. Helsø (2018) diskuterer i si doktorgradsavhandling noko problematikk rundt Heckman og Landersø sine estimat, og kjem med egne forslag til estimat. Desse er nokså konsekvente med Heckman og Landersø sine funn.

Mitnik et al (2015) estimerer IGE for ei rekke spesifikasjonar, med spesielt fokus på lokal IGE (på forskjellige stader i inntektsfordelinga). Deriblant estimerer dei IGE for total inntekt, og disponibel inntekt (utan skatt). Estimatet på amerikansk data synk i det tilfellet frå 0,48 til 0,46 for søner, men viser ikkje statistisk signifikant forskjell.

Del II

Data og forskingsdesign

5 Forskingsdesign

Identifikasjon av foreldre-barn-par krev at *begge* foreldra er anten norskfødde, eller utanlandsfødde. *Norskfødde barn av norskfødde foreldre* er dei *innfødde* i analysen. Foreldre-barn-par for *norskfødde barn av to innvandrareforeldre* er *innvandrare*, saman med *utanlandsfødde barn av innvandra foreldre* (innvandra under alderen 5 år).

Utover dette må *fire* kriterium vere oppfylgt for å identifisere eit foreldre-barn-par: (1) Barnet må vere fødd mellom 1977-1983, (2) begge foreldre må vere fødde mellom 1940-1960, (3) barn må vere busett i Noreg mellom 2006-2015 (åra inntekta er observert), og (4) begge foreldre må vere busett i Noreg mellom 1993-1998.

Analyseutvalet nyttar gjennomsnittet av foreldres samla inntekt i 1993-1998, saman med gjennomsnittet av barns inntekt når dei er 29-32 år, for å estimere IGE og IRM. Full populasjonsdata frå *fem* offentlege databasar (inntektsdata frå 1967-2015) opnar opp for å analysere intergenerasjonell mobilitet for desse gruppene.

Forskingsdesignet nyttar seg av at *barn* av innvandrare har blitt gamle nok til å observere arbeidsmarknadsutfall som kan antas representative for individa. Etersom innvandring av ein viss størrelse først skjedde på 60-talet og utover (SSB, 2018b), har ikkje dette vore mogleg før.

IGE-estimatet for *innvandrare* vil vise grad av innvandrarens bevegelse mot innvandrarens gjennomsnittlege loginntekt. For innfødde blir det bevegelse mot innfødde gjennomsnitt. Samanlikninga vil *ikkje* vise kor kjapt innvandrare tek igjen innfødde, men viser grad av foreldreinntekts persistens innad i dei respektive generasjonane barn.

IRM-estimatet for innvandrare, *vil* gje svar på i kor kjapt innvandrarens relative inntektsposisjon i samfunnet går mot dei innfødde. For innfødde, vil estimatet gje grad

av reell rankmobilitet for innfødd populasjon.¹⁸

5.1 Kven er *innvandrara*?

Barn av innvandrara blir definert som *norskfødde barn av to innvandarforeldre*. I tillegg er det gjort eit val om å inkludere *utanlandsfødde barn av to innvandarforeldre*, betinga på at desse innvandra ved fem års alder eller tidligare. Årsaken til denne inkluderinga er (1) at gruppa har sentrale likheiter med norskfødde barn av to innvandarforeldre, og (2) utvalsstørrelsen aukar. Primært antas gruppa, i likheit med norskfødde barn av to innvandarforeldre, å ha forskjellig *kultur og språk i heimen*, i forhold til tilsvarende innfødde. Bratsberg et al (2012) har funn som indikerer at barn innvandra ved fem år overkjem språkutfordringar godt, i likheit med norskfødde barn av innvandrara.¹⁹ I tabell 3 på side 38 gjennomførast analyse av estimats sensitivitet for innvandringsalder.

Til trass for at gruppene *norskfødde barn av to innvandarforeldre* og *utanlandsfødde barn av to innvandarforeldre* er heterogene, er begge relevante i spørsmålet om korleis *barn av innvandrara* gjer det i forhold til innfødde.^{20 21}

5.2 Måling av barns inntekt

Nedre aldersgrense for få å observert inntekt settast til 29 år, fordi estimat med 28-åringar introduserer mykje støy.²² Øvre aldersgrense må settast til 32 år grunna databegrensingar i alder. Inntekta blir derfor observert som eit gjennomsnitt av inntektsobservasjonane frå 29 til 32 år, for kohortane 1977-1983.²³ For 1977-kohorten er inntekt

¹⁸Føreset at innfødde gjennomsnittlige inntektsposisjon er på 50% for foreldre og barn.

¹⁹I kva grad barn overkjem språkutfordringar er indikert ved drop-out ratar frå vidaregåande skule.

²⁰Tabell 4 på side 40 viser heterogenitet mellom gruppene som utgjer innvandrara. Tabell 20 i appendix side 82 viser at IGE-estimata er drive av forskjellig inntektsulikheit i generasjonane.

²¹Utvalet samsvarar også *godt* med Hermansen (2016).

²²Sjå figur 5 for sensitivitet.

²³Den låge alderen kan gje opphav til livssykluskeivheit.

observert i år 2006-2009, og for 1983-kohorten er inntekta observert i år 2012-2015. Effisient bruk av data, for å få høveleg utvalsstørrelse, er nødvendig i analysen av innvandrarsubpopulasjonen. Dette skuldast at barna, som indikert, er ein ung populasjon. Datastørrelse er òg ein av grunnane til at til og med dei som innvandra før fem fylte år er med i analysen. Barns inntekt blir målt *individuell*, framfor på hushaldssnivå. Årsaka er stor varians i unge individs sivilstatus. Hushaldssinntekter vil vere ei kjelde til stor variasjon, og potensielt sett introdusere unødvendig støy.

Når barns inntekt observerast i analysen, gjer eg viktige avgjerelsar for effisient databruk. Ettersom ein er avhengig av å ha med mange kohortar med barn, må inntekt ved spesifikk *alder* observerast framfor spesifikke årstal. Då unngår ein at nokre er veldig unge, og andre veldig gamle. Dei eldste observerte individa ville då vere 38 år i 2015, og dei yngste 32 år.²⁴ Ettersom enkelte års korrelasjon med livstidsinntekt stig kraftig over nemnde aldersspenn, vil dette kunne gje opphav til uønska heterogenitet (Markussen og Røed, 2017).

Dess yngre alder ein er villig til å måle inntekt i, dess større blir utvalet. Problemet er at ein då introduserer større grad av livssykluskeivheit. Alternativet er å ha få år med observasjonar, som vist i seksjon 2.3.1 på side 8 introduserer ein klassisk målefeil. Avveginga er derfor viktig. Optimalt sett kunne ein målt inntekt i høgare aldrar for få å kvitta seg med begge målefeila, men dette har ein ikkje datagrunnlag for.

5.3 Foreldres inntekt

Fedre si inntekt, eller hushaldsinntekter, blir ofte nytta som uavhengig variabel. Denne analysen nyttar *samla foreldreinntekt*, altså fars pluss mors inntekt. Fars pluss mors inntekt er ein god proxy for inntekta som ligg til grunn for investering i barns human-kapital, spesielt i Noreg der nesten alle vaksne individ har inntekt. Eit argument er at *fars* inntekt burde ligge til grunn, for å estimere far-søn IGE. *Husmødre* som ikkje

²⁴Å måle over spesifikke aldrar kan i teorien gje opphav til ei reallønnskeivheit, dersom kohortspennet er stort.

bidreg inntektsmessig, er ikkje like relevant i Noreg som andre stader i verda.

Som utgreia i seksjon 6.6 på side 32, blir ikkje *reelle* hushaldsinntekter, på grunn av databegrensingar i konsekvent kopling av faktiske hushaldsinntekter. Sidan det er rimelig å vurdere fars pluss mors inntekt som ein god proxy for hushaldsinntekt, er ikkje offeret stort. I seksjon 7.1.2 på side 41 utforkast effekten på IGE for korvidt ein nyttar fars inntekt, eller fars *og* mors.²⁵

I motsetnad til barns inntekt, observerast foreldreinntekter i spesifikke årstal. Observasjon i spesifikke årstal er mogleg fordi foreldre, med sin høgare alder, ikkje har den same systematiske stigning i inntekt som barna. Der *barna* ved observering i enkeltår kan ha sterkt *heterogen* korrelasjon med livstidsinntekt, står ikkje foreldra ovanfor same problem. Dette er vist av Markussen og Røed (2017), og opnar opp for noko fridom når foreldrekohortar veljast. Foreldrekohortane som har flest barn i aktuelle barnkohortar blei valt. Kohortane 1940-1960 ligg derfor til grunn, observert med gjennomsnittsinntekt i 6 år frå 1993-1998. Nedre grense på 1993 blei valt fordi det opnar opp for konsekvente mål på relevant inntektsdata.²⁶

Kohortutvalet for foreldre tilseier at ein for 1940-kohorten observerer inntektsgjennomsnitt i aldrane 53-58 år, og for 1960-kohorten 33-38 år. Gjennomsnittleg kohort for mødre er 1953 for foreldre av norskfødde barn av to innvandrarforeldre, 1954 for foreldre av utanlandsføddebarn av to innvandrarforeldre, og 1953 for foreldre av norskfødde barn med to norskfødde foreldre. For fedre er tilsvarende tal 1949, 1950, og 1951 (tabell 2 på side 35).

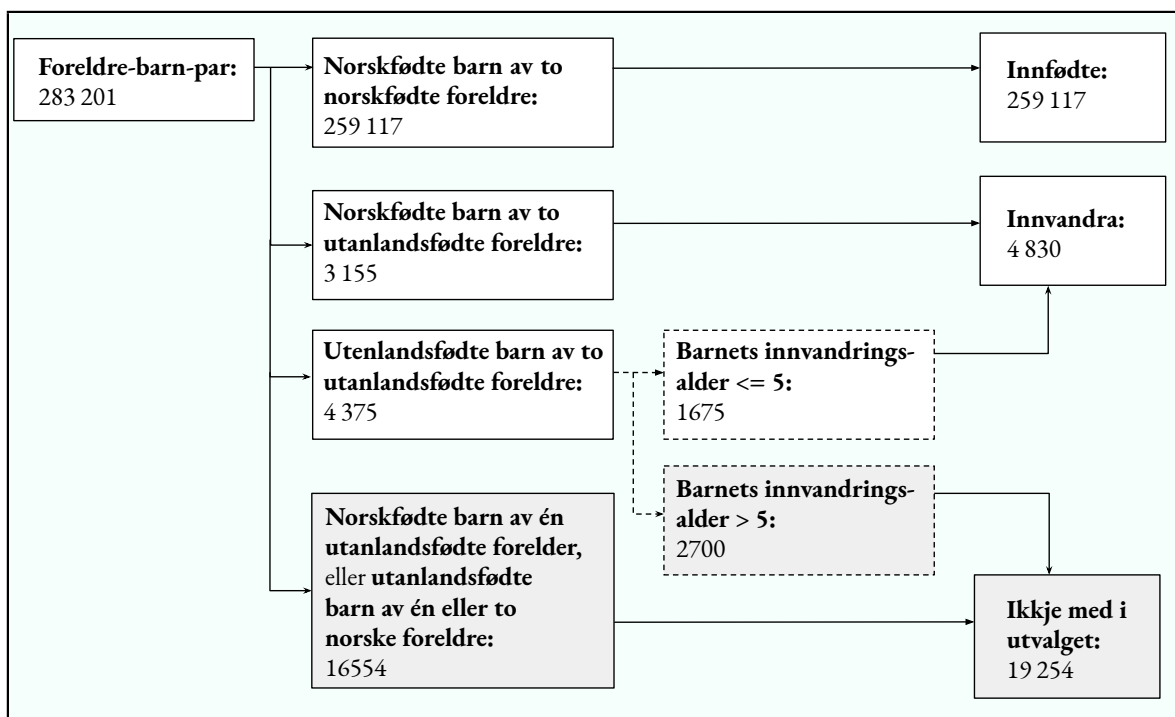
5.4 Utvalsstørrelsar

Dei fire utvalskriteria presentert innleiingsvis i seksjon 5 gir innvandringskategoriane og utvalsstørrelsane som presentert i figur 1.

²⁵Klassisk målefeil (tabell 3 side 42) og inntektsmål (tabell 17 appendix side 79).

²⁶Omtalast i seksjon 6.4 på side 29.

Figur 1: Innvandringskategoriar og utvalsstørrelsar i analyseutvala.



Som ein ser av figur 1, utgjer norskfødde barn av to norskfødde foreldre dei innfødde i analysen med 259 117 par. Norskfødde barn av to utanlandsfødde foreldre utgjer éin del av innvandrarar, saman med utanlandsfødde barn av to utanlandsfødde foreldre, innvandra før fem år. Dette gir eit utval på 4 830 foreldre-barn-par.

5.5 Inntektsfordeling

Til grunn i IRM-estimata ligg inntektsfordelingar, som er basert på heile utvalet på 283 201 individ. *Heile utvalet* på 283 201 foreldre-barn-par ligg til grunn i inntektsfordelinga fordi eg er interessert i korleis innvandrarar og innfødde rank endrar seg *i forhold* til dei heile tilsvarande kohortane i populasjonen. Føresetnaden er at inntektene til utvalet er representativt for heile populasjonen i dei aktuelle kohortane (med andre ord at det ikkje er nokon systematisk inntektsforskjell mellom foreldre som har barn, og individ i

tilsvarande kohortar som ikkje har barn).²⁷

Alle individ blir delt inn i vintilar (20-delar). I litteraturen blir det normalt sett nytta persentilar, men for å unngå potensiell støy, er det her valt vintilar. Ettersom innvandrarpopulasjonen er 4 830, og foreldre i innvandrarpopulasjonen er vridd sterkt til venstre i fordelinga (figur 20), vil mange persentilar ha veldig få individ. Med vintilinndeling vil innvandrarpopulasjonen vere representert i alle vintilar. I tabell 18 i appendix side 80 er det sjekka for IRM-estimata sin sensitivitet for inndeling i *vintilar*, *desilar*, og *kvintilar*. Estimata verkar robuste mellom dei to førstnemnde. Det indikerer at vintilar er tilstrekkeleg i analysen.

5.6 Merknadar om forskingsdesignet

IGE- og IRM-estimat speglar ein samanheng mellom foreldre og barns inntekt. Då innvandra foreldre sjeldan får nytta all sin humankapital i det norske arbeidsmarkedet, vil ein kunne forvente at innvandrarforeldra har låg løn i forhold til evner.²⁸ Dette ettersom humankapitalen (språk, men òg utdanning) ikkje samsvarar med evner. Om barna arvar evner, men i motsetnad til sine foreldre nyttar evnene til å tilpasse seg den norske arbeidsmarknaden, vil ein forvente at dette utfoldar seg i form av høgare mobilitet. Resultata er forventa å spegle denne effekten.

Forskningsdesignet søker *ikkje* å svare på forskjellar i mobilitet betinga på *opphavsland*, *innvandringsgrunn*, *innvandringsbølge*, eller liknande. Grunna topp- og botnkoding i Microdata.no er moglegheitene for å utforske sensitivitet for nullinntekter noko avgrensa, og blir ikkje utforska. Nullinntekter blir som hovudregel droppa frå IGE-estimata, då $\ln(0)$ ikkje er definert.²⁹ I tilfellet med IRM, blir ingen observasjonar droppa som følge av nullinntekter. Desse er relevante dimensjonar å utforske, men er utanfor oppgåvas omfang.

²⁷Sjå appendix seksjon 8 på side 97 for konkret konstruksjon av inntektsfordeling i Microdata.no.

²⁸Innvandrarforeldre i analysepopulasjonen har mykje lågare løn enn innfødde, sjå deksriptiv statistikk tabell 2 på side 35

²⁹Topp- og botnkoding, eller winsorisering, omtalast i seksjon 6.3 på side 29.

Direkte samanlikning av estimata til innvandrarakar og innfødde føreset at nivået *utveksling av tjenester* (kontra *kjøp* av tjenester) er relativt likt i begge populasjonane. Dette fordi inntekta skal gjenspegle konsum, men vil vere feilrepresentert dersom eksempelvis innvandrarakar *konsumerer* handverkstjenester frå venter, der innfødde må kjøpe. Nivået av inntekt i forhold til alder, μ_a og λ_a , må også vere likt i dei to gruppene.

6 Data

Til grunn i analysen ligg norsk registerdata frå Statistisk Sentralbyrå (*SSB*). Norsk registerdata er konstruert som eit resultat av at alle offentlege institusjonar er pliktige til å rapportere statistikk, ifølge statistikklova (Lovdata, 2017). Praktisk talt er det derfor ingen subjektive vurderingar som inngår i denne dataen, og den er derfor eit godt utgangspunkt for oppgåvas analyse.

Dataen er levert av Norsk Senter for Forskningsdata (*NSD*) og SSB. Behandlinga av dataen blir utført online i NSD og SSBs eigen online databehandlingsprogramvare, Microdata.no, som sørger for kontinuerlig oppdatert registerdata.

6.1 Microdata.no som analyseverktøy

Databasen blei i 2018 lansert på den nettbaserte databehandlingsplattforma Microdata.no. Forskingsinstitusjonar (fakultet, institutt) søker om Microdata.no-tilgong, og vurderer sjølv *kven* som skal få tilgong på Microdata.no (mastergradsstudentar eit vanlig eksempel (Microdata.no, 2018b)). Brukarar identifiserer seg med autorisert privat innlogging (eksempelvis BankID). Formålet med Microdata.no er å senke terskelen på tilgong til forskingsdata og dens behandling, samtidig som krav til datasikkerheit og anonymitet blir tilfredsstilt (Microdata.no, 2018c).

Frå eit forskings- og effektivitetsperspektiv er der nokre ulemper ved å nytte Microdata.no. Eitt av kompromissa ein må inngå, er at ein ikkje har direkte innsyn i dataen

ein behandlar. Det vil seie at ein ikkje kan bla i rådata, som utvilsomt har effektivitetsfølger når ein bearbeidar og jobbar med data. Ellers fungerer Microdata.no ved at ein *hentar* inn aktuell data, og sjølv definerer utvalet over tid og aktuelle dimensjonar.

Det er ikkje mogleg å laste ned rådataen til bruk i andre analyseverktøy. Dette betyr at import til analyse i STATA, R, o.l. ikkje er mogleg. Dette, i kombinasjon med mangelfullt innsyn i rådataen, er effektivitetsbarrierer. Microdata.no tillet per 01.02.19 blant anna regresjonsanalyser, sannsynsmodellar, og andre enkle statistiske inferensmetodar. Meir avanserte metodar som å nytte instrumentvariablar, paneldataestimering, og propensity score matching, er enda ikkje moglege (Microdata.no, 2018a).

Forutan vanlege effektivitetsomsyn, er det store avgrensingar i kva figurar og grafar ein får ut av Microdata.no. STATA (og liknande programvare) er ikkje mogleg å nytte. Derfor må rekneark (Excel, Google Sheets) nyttast i framstilling av data av denne oppgåva.

Inndeling i inntektspercentilar er i praksis heller ikkje mogleg i Microdata.no, då dette er svært tidkrevande, som i prosessen forklart i seksjon 8 på side 97. Sidan inndeling i vintilar uansett er å føretrekke, som forklart i forskingsdesignet, er dette tilstrekkeleg.

For denne oppgåvas formål er Microdata.no sin funksjonalitet *tilstrekkeleg*. Kompromissa ein må gjere i databehandlingsprosessen er ikkje noko som tilfører skeivheiter i estimata.

6.2 Databasar i Microdata.no

Databasen er ei samansetting av *fem* register som SSB sjølv driv. Desse er *folkeregisteret*, *nasjonal utdanningsdatabase (NUDB)*, *sjølvmeldingsregisteret*, *arbeidsmarknadsdata*, og *forløpsdatabasen FD-Trygd* (Microdata.no, 2018b). Variablane er observert på individuelt nivå, og er både tidsavhengige og tidsuavhengige. Dei som er ført over lengst tid, er datert tilbake til 1900. Til saman har Microdata.no 123 variablar. Detaljert informasjon finnast i variabeloversikta deira (Microdata.no, 2018d).

6.3 Winsorisering

All inntektsdata som blir behandla i Microdata.no, vil automatisk gjennomgå winsorisering (Microdata.no, 2018a). Dette er ei form for *topp-* og *botnkoding* i Microdata.no sitt innebygde personvern, som gjer at ekstremverdiane ikkje skal vere observerbare. Dette igjen er eit ledd for å hindre baklengs identifisering av individ frå data. Det er nytta 2% winsorisering, som vil seie at alle alle verdiar som er under den nederste persentilen i fordelinga, blir omkoda til verdien tilsvarande 1%. Same prosessen skjer over den øverste persentilen, som blir omkoda tilsvarande den 99%.

Konkret i analysen har dette konsekvensar, ettersom det kan bli observert få nullinntekter ved bruk av denne metoden. IGE-estimat er svært sensitive for koding av nullinntekter. Berre basert på koding av nullinntekter, varierer IGE i Chetty et al (2014) frå rundt 0,3 til 0,6 - ei dobling, som klart illustrerer nullinntekters effekt. Variasjonen kom som følger av å kode \$0 til blant anna \$1, \$100 og \$1 000.

Moglegheitene for å gjere økonomiske vurderingar rundt eventuelt relevante omkodningar av nullinntekter blir likevel ikkje borte. Dette fordi nullinntekter i utgangspunktet har missing-verdi i dataen, og dermed ikkje er med i datagrunnlaget som er winsorisert i utgangspunktet (avhengig av teknisk utførelse i Microdata.no). Som nemnd i forskingsdesignet utforskast likevel ikkje denne dimensjonen i oppgåva. Når det kjem til IRM, vil winsoriseringa sannsynlegvis ikkje ha nokon effekt, avhengig av størrelsen på bins (desil, kvintil, etc). Det avhenger av at ein ikkje har fleire reelle nullinntekter enn størrelsen på ein bin. Ved ein desil og kvintil blir dette høvevis 10% og 5% som må ha inntekt større enn null, for at winsoriseringa ikkje skal ha effekt.

6.4 Inntekt

I Microdata.no er der fleire førehandsdefinerte inntektsvariablar (Microdata.no, 2018d), og moglegheit til å konstruere nye på bakgrunn av desse. Desse opnar opp for å teste kor robuste IGE- og IRM-estimat er over ulike inntektsmål. Dei forskjellige resultatata presentert i tabell 5 side 50 må alle tolkast i samband med kunnskap om kva som inngår i dei forskjellige variablane. Ulike inntektsmål i Microdata.no opnar dermed opp for auka forståelse i kva som *driv* mobilitetsestimata, på inntektsnivå.

Tabell 1: Definisjon av inntektsmål i Microdata.no .

Variabelnamn	definisjon
Samla inntekt	Lønsinntekt, skattepliktige naturalytingar, næringsinntekt, skattefrie overføringar (<i>barnetrygd, studiestøtte, o.l</i>) og skattepliktige overføringar (<i>uførepensjon, arbeidsavklaringspengar, o.l</i>) og kapitalinntekter.
Samla inntekt etter skatt	Samla inntekt, fråtrekt total skatt innbetalt.
Samla inntekt utan overføringar	Samla inntekt, fråtrekt skattefrie overføringar (<i>barnetrygd, studiestøtte, o.l</i>) og skattepliktige overføringar (<i>uførepensjon, arbeidsavklaringspengar, o.l</i>).
Samla inntekt utan kapitalinntekter	Samla inntekt, fråtrekt kapitalinntekter.
Yrkesinntekter	Lønsinntekter og netto næringsinntekter, samt sjuke- og fødselspengar.
Lønsinntekter	Løn frå arbeidsgivar, skattepliktige naturalytingar, kontantløn, og sjuke- og fødselspengar.
Lønsinntekter med overføringar	Lønsinntekter, lagt til skattefrie overføringar (<i>barnetrygd, studiestøtte, o.l</i>) og skattepliktige overføringar (<i>uførepensjon, arbeidsavklaringspengar, o.l</i>).
Pensjonsgivande inntekt	Personinntekt løn, personinntekt næring, sjuke- og arbeidsavklaringspengar.

Sjuke- og fødselspengar blei i 2006 ikkje lenger inkludert i begrepet *lønsinntekter*, i den offentlege statistikken (SSB, 2019c).

Netto næringsinntekter (inngår i *yrkesinntekter*) inneheldt fram til 2006 sjuke- og fødselspengar i den offentlege statistikken (SSB, 2019c), men dette inngår direkte i yrkesinntekter i Microdata.no sin variabel.

Pensjonsgivande inntekts definisjon varierer frå år til år, og er ikkje direkte samanliknbar over tid, og ovanfor dei andre variablane. Definisjonen er derfor veileiande.

Definisjonane av inntekt stemmer i stor grad overens med SSBs definisjonar (SSB, 2019c), men er i nokre tilfelle modifisert for å vere konsistente over heile perioden 1993-2015, der det i realiteten har vore endra definisjonar. Alle inntekter er konsekvente frå 1993-2015, og er brutto (med unntak av *samla inntekt etter skatt*). I tabell 1 følger definisjonane av inntektsvariablane nytta i analysen.

Variabelsamansettinga er gjort for å kunne identifisere kva underliggande inntektsfaktorar som driv mobiliteten. Oversikt over forskjellen mellom dei ulike definisjonane er derfor kritisk i tolkning av resultata (seksjon 7.2.1 og 7.2.2). Forskjellen mellom variablane med utgangspunkt i *samla inntekt* er sjølvforklarande. Det same er forskjellen mellom variabelen *lønsinntekter* og *lønsinntekter med overføringar*. Forskjellen mellom *yrkesinntekter* og *lønsinntekter* er primært næringsinntekter.

Desse inntektsvariablane mogleggjer å teste IGE og IRM sin sensitivitet for ulike inntektsmål, som er hovudresultata i analysen (seksjon 7.2 på side 49).

6.5 Innvandringsvariablar

Databasen inneheld relevant informasjon om innvandring. I analysen min er det nytta data på innvandringkategori og innvandringsalder. Til deskriptive formål er óg data på opphavsland og innvandringsgrunn nytta. Alle desse variablane har data i heile det relevante tidsintervallet.

Innvandringskategori er ein variabel med førehandsdefinerte kombinasjonar av eige, og foreldres fødeland (innanfor/utanfor Noreg). Dette opnar opp for enkel identifikasjon av norske borgarar som er

- norskfødde med norskfødde foreldre,
- innvandrarar med innvandrarforeldre, og
- norskfødde med innvandrarforeldre.

Dette er innvandringskategoriane som er tilrettelagt i analysen.

Innvandringsalder er ein variabel der berre innvandrarar har dataverdi, og er heile *fylte* år ved første opphaldsdato. Det er derfor mogleg å ha innvandringsalder 0. Innvandringsalder opnar for identifikasjon av innvandrararar av innvandrarforeldre som kom til Noreg året dei fylte fem eller tidlegare. Desse er ein del av innvandrapopulasjonen som skal samanliknast med den innfødde (forklart i seksjon 5 om forskingsdesign).

6.6 Kopling av foreldre-barn-par

Det er to måtar å kople saman foreldre og barn på. Den første er på hushald, via familienummer, som inneber å bruke hushaldets inntekt i barnas oppvekst som uavhengig variabel. Når det kjem til familienummer, er data frå 2005-2015 tilgjengeleg. Denne dataavgrensinga gjer at det nærmaste ein kjem til å identifisere hushaldsinntekta til foreldregenerasjonen i dei aktuelle åra, er å bruke samansettinga frå 2005. I tilfellet med inntektsdata frå 1993, kviler dermed god identifikasjon av hushaldsinntekt på at samansettinga av vaksne forsørgarar i heimen har vore relativt uendra frå 1993 til 2005.

Alternativet er å nytte far og mors inntekter direkte, kopla gjennom fødselsnummer. På bakgrunn av manglande familienummerdata i dei valte inntektsåra 1993-1998, vel eg denne tilnærminga. Reint konkret, koplar ein fars og mors inntekter på individet, og aggregerer desse til ein ny variabel. Dette antek at mor og fars inntekt er ein god proxy på eit inntektsgrunnlag som nyttast til å investere i barnets humankapital. Dette er ikkje like presist som ein reell hushaldsvariabel, men vil vere tilstrekkeleg.

Argumentet er at mor og fars inntekt er ein betre predikator på hushaldet si evne til investering i barnets humankapital, enn *hushaldsinntekt* basert på sein data.

6.7 Data til deskriptive formål

Data på gjennomførte og avbrutte studium er tilgjengeleg, saman med årstal. Bakgrunnen for dette er data frå den nasjonale utdanningsdatabasen (NUDB). Alle utdanningsretningar er representert i denne, og nyttast i min analyse til deskriptive formål.

Anna tilgjengeleg data inkluderer grunnleggande faktorar som trygdestatus, sysselsettingsstatus, busettingsstatus, om ein er avdød, om ein er utflytta, o.l. Desse blir i hovudsak nytta til deskriptive formål.

Oppsummert

Datagrunnlaget er godt for å analysere intergenerasjonell mobilitet - konsistente inntektsmålingar med relevante og nødvendige variablar knytt til innvandring. Utfordringa med datagrunnlaget er hovudsakleg knytt til det faktum at innvandring er relativt nytt når det kjem til å vere tema i intergenerasjonelle studiar, også i Noreg. Dette medfører begrensingar på talet foreldre-barn-par mogleg å identifisere, at ein står ovanfor ein populasjon som er selektert over diverse variablar, og at ein del alternative spesifikasjonar og forklaringsvariablar kan bære preg av liten datastørrelse. Dette problemet er ikkje å kome utanom.

6.8 Deskriptiv data

I tabell 2 følger deskriptiv statistikk for analyseutvalet. Dei to første kolonnene viser subpopulasjonen som til saman utgjør innvandrarpopulasjonen i analysen. Den siste kolonnen viser innfødde i analysen. I hovudsak gir tabell 2 fem innsikter.

(1) Fleire norskfødde av norskfødde har grad innan høgare utdanning enn resten, med 43,1%, mot 35,9% og 37,5%. Ein kan forvente at dette utspelar seg i høgare gjennomsnitts- og medianløn, som den deskriptive statistikken bekreftar. Det same ser vi for foreldregenerasjonen, då med enda større differansar i løn. Dersom dette indikerer at μ_a og λ_a er forskjellige mellom subpopulasjonane, vil ikkje estimata for innvandra og innfødde gjenspeglar same nivå av livssykluskeivheit.

(2) Innvandrarpopulasjonen er i mykje større grad busett i Oslo, enn utvalet innfødde. For barna er andelen 52,1% og 44,1% for innvandrarar, mot 14,0% for innfødde. For foreldre er tilsvarende tal 53,5% og 41,6%, mot 5,9%. Mobilitetsestimata for innvandrarar kan dermed, til ei viss grad, fange opp fasteffeker av å vere busett i Oslo, dersom slike fasteffeker finst.

(3) Innfødde har noko større del av sysselsette som 32-åringar, med 86,7% mot 79,1% og 76,7%. Dette kan vere ein kombinasjon av to ting. Anten kan innvandrarar ha mindre sysselsetting enn innfødde, eller så entrar innvandrarar arbeidsmarknaden seinare. Sistnemnde vil implisere at innvandrarpopulasjonen er meir utsett for livssykluskeivheit i

estimering av intergenerasjonell mobilitet.

(4) Barn av innvandrere fødd i Noreg og utanlands, har noko forskjellig samansetting av opphavsregion. Der 49,9% norskfødde barn av innvandrere har opphav i Midtausten, har utanlandsfødde barn av innvandrere berre 35,7%. I staden har utanlandsfødde i større grad opphav frå Asia, Mellom- og Sør-Amerika, og Aust-Europa.

(5) For foreldregenerasjonen er ein mykje større del av innvandrere mottakere av uførepensjon enn innfødde. Spesielt gjeld dette foreldre til norskfødde barn av innvandrere. Lønsdifferansen mellom innvandrere og innfødde kan tenkast å forklarast av uførepensjon.

IGE sin sensitivitet for innvandringsalder og definisjon av *innvandrere* følger i resultatdelen (seksjon 7.1.1). I tillegg, viser tabell 9 i appendix side 84 at innvandrere har større andel barn fødd i dei seinare kohortane i utvalet. Spesielt større andel er det som er fødd i 1983 for innvandrere kontra innfødde. Dette betyr at ein kan forvente at innvandrere sine estimat er utsett for livssyklusskeivheit i noko større grad.

Tabell 2: Deskriptiv statistikk for analyseutval.

Barn	Norskfødde av innvandrere	Utanlandsfødde av innvandrere	Norskfødde av norskfødde
Menn	52,7 %	51,9 %	51,3 %
Høgare utdanning	35,9 %	37,5 %	43,1 %
Uføretrygda	1,8 %	0 %	1,2 %
Buset i Oslo 2015	52,1 %	44,1 %	14,0 %
Sysselsette v/32 år	79,1 %	76,7 %	86,7 %
Inntekt			
Gjennomsnitt	431 000	413 000	448 000
Standardavvik	220 000	213 000	184 000
Median	415 000	405 000	428 000
Opphavsregion			
Aust-Europa	2,2 %	6,7 %	-
Vest-Europa/Nord-Amerika	15,9 %	15,8 %	-
Mellom-, og Sør-Amerika	2,0 %	6,8 %	-
Afrika	7,7 %	6,8 %	-
Midt-austen	49,9 %	35,7 %	-
Asia forøvrig	22,4 %	29,9 %	-
Foreldre			
Høgare utdanning mor	12,2 %	17,3 %	20,9 %
Høgare utdanning far	12,8 %	15,3 %	21,2 %
Uførepensjon mor	7,7 %	2,6 %	3,1 %
Uførepensjon far	10,2 %	6,0 %	2,1 %
Buset i Oslo 1998	53,5 %	41,6 %	5,9 %
Alder snitt 1998 mor	45	44	45
Alder snitt 1998 far	49	48	47
Innvandringsalder snitt mor	24	28	-
Innvandringsalder snitt far	23	28	-
Aggregert inntekt			
Gjennomsnitt	508 000	520 000	713 000
Median	473 000	484 000	671 000
Standardavvik	207 000	226 000	240 000
n	3155	1675	259117

Høgare utdanning er bachelorgrad (eller tilsvarende) og høgare. Oslo er Oslo kommune. Data på inntekt er *samla inntekt* basert på inntekt i åra 29-32 for barn, og årstala 1993-98 for foreldre (begge med inkludering av nullinntekter og inflasjonsjustering). For foreldre er samla inntekt fars pluss mors. Inntekter runda av til nærmaste 1000. Egypt, Pakistan og Afghanistan er rekna som midtausten. Aust-Europa følg FNs definisjon (FN, 2019), pluss Baltikum-landa. Utvalet gav ingen frå Oseania. Individ reknast som mottakarar av uførepensjon dersom det er motteke minst eitt år mellom 1993-1998 (foreldre) eller 2006-2015 (barn). N tolkast som foreldre-barn-par.

Del III

Resultat og diskusjon

7 Resultat

Resultata i følgande seksjon søker å svare på i kva grad der er forskjellar på innvandrarar og innfødde intergenerasjonelle mobilitet. Samtidig, for å indikere underliggande mekanismar til estimata, nyttast ulike mål på inntekt i estimeringa. Då kan ein både svare på korvidt innvandrarar sin mobilitet avviker frå innfødde, og seie noko om mekanismane på inntektssida som verkar inn på mobiliteten.

Først, gjennomførast sensitivitetsanalyser på utvalet. *Innvandringsalder* påverkar utvalsstørrelsen, men er forventa å vere ein dimensjon med potensielt sterk seleksjon. Derfor utførast ein sensitivitetsanalyse på dette. Vidare sjekkast også sensitiviteten for om ein innvandrar er *norskfødde* eller *utanlandsfødde*, over dei ulike inntektsmåla (seksjon 7.1.1). For å kartlegge om ein forventar estimata vil vere prega av klassisk målefeil og livssyklusskeivheit, analyser eg estimata sin sensitivitet for aldrane og årstala inntekt observerast over (seksjon 7.1.2 og 7.1.3).³⁰

Hovudresultata i seksjon 7.2 viser IGE og IRM-estimat, med tilhøyrande korrelasjonskoeffisientar og relativ inntektsulikheit. Her vil eg svare på forskingsspørsmåla presentert ovanfor, ved å sjå korleis ulike inntektsmål påverkar mobilitetsestimat, og korleis komponentane i dei ulike inntektsmåla påverkar innvandrarar og innfødde *ulikt*.

Sluttvis i resultatdelen samanliknar eg estimat med ulike kjelder. For å sette oppgåva i ein internasjonal kontekst, samanliknar eg først estimat med Heckman og Landersø (2017). Dei utforskar danske og amerikanske IRM og IGE-estimat for ulike inntektsmål, som er samanliknbare med denne oppgåvas hovudresultat. Deretter samanliknar eg resultat med Hermansen (2016) sine estimat for norske innvandrarars rankmobilitet, samt eit utval skandinaviske estimat på heile den norske befolkninga.

³⁰Sjå seksjon 2.3.1 og 2.3.2 for teoretisk gjennomgang av klassisk målefeil og livssyklusskeivheit.

7.1 Sensitivitetsanalyser

Under følger analyser for IGE sin sensitivitet for innvandringsalder, definisjon av innvandrarakar, over kva år foreldreinntekt er måla og aggregert, og over kva aldrar barns inntekt observerast. *Tabellar* i appendix side 74 viser også estimats sensitivitet for kvantilstørrelse (tabell 18), og estimatets sensitivitet for begrensingar i kohortutvalget foreldre (tabell 19).

7.1.1 Innvandringsalder og definisjon av innvandrarakar

Innvandringsalder

I resultatdelen er innvandrarakar definert som utgreia i forskingsdesignet (seksjon 5.1). *Innvandrarak*definisjonen nytta i oppgåva er norskfødde av to innvandrarakforeldre, og utanlandsfødde av to utanlandsfødde foreldre, med føresetnad om ein innvandringsalder på *fem* år eller tidlegare. Estimatets sensitivitet på innvandringsalder er presentert i tabell 3 på side 38. Estimatet nytta vidare i analysen er utheva i tabell 3, og er 0,193.

Tabell 3: IGE for innvandrere, med ulike innvandringsaldrar.

Innvandringsalder	IGE	n	Innvandringsalder	IGE	n
–	0,248 (0,040)	3 140	≤ 8	0,145 (0,029)	6 034
< 1	0,242 (0,039)	3 357	≤ 9	0,128 (0,027)	6 450
≤ 1	0,227 (0,037)	3 602	≤ 10	0,136 (0,026)	6 815
≤ 2	0,212 (0,037)	3 859	≤ 11	0,140 (0,026)	7 078
≤ 3	0,211 (0,034)	4 097	≤ 12	0,146 (0,025)	7 286
≤ 4	0,196 (0,032)	4 422	≤ 13	0,147 (0,025)	7 387
≤ 5	0,193 (0,032)	4 801	≤ 14	0,146 (0,025)	7 450
≤ 6	0,175 (0,031)	5 194	≤ 15	0,147 (0,025)	7 472
≤ 7	0,162 (0,030)	5 618	≤ 16	0,147 (0,025)	7 474

Standardfeil i parantes. *Samla inntekt* er nytta som inntektsvariabel. Innvandringsalder er *fylte* år ved første opphaldsdato i Noreg. Avhengig variabel er barns gjennomsnittlege inntekt frå 29-32 år. Uavhengig variabel er gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998. Alle estimata er med kohortane 77-83 for barn, og 40-60 for foreldre.

Av tabell 3 ser ein at dess lågare innvandringsalder ein tek med, dess høgare blir IGE. Unntaket er når ein har kome opp til 10-års alder, der estimatet ser ut til å skifte retning ved inkludering av innvandrere med høgare innvandringsalder. Samtidig blir utvalsstørrelsen mindre dess lavare innvandringsalder ein inkluderer.

Definisjon av innvandrarar

I tabell 4 på side 40 viser IGE til dei to gruppene som utgjer *innvandrarar* i analysen, når ein analyserer desse separat. Merk at estimata for utanlandsfødde her er betinga på innvandringsalder 5 år, eller yngre. IGE er estimert over forskjellige inntektsmål. Tabellen avdekkar stor heterogenitet mellom utanlandskfødde og norskfødde barn av innvandrarar, når ein måler IGE. For alle estimat med *samla inntekt* har utanlandsfødde lågare IGE enn norskfødde barn av innvandrarar.³¹

Ein ser av tabell 3 at inkludering av utanlandsfødde vil redusere samla IGE for innvandrarar, og av tabell 4 at lågare innvandringsalder aukar samla IGE. Saman dannar dette eit bilete om at dess lågare innvandringsalder til gruppa utanlandsfødde barn av to innvandrarar, dess meir liknar dei på norskfødde barn av innvandrarar i form av IGE.

Tabell 4 viser som nemnt stor heterogenitet, og er berre ein av mange dimensjonar *innvandrar*-definisjonen som teoretisk sett kan modifierast med store utfall i IGE.³² Derfor er utanlandsfødde barn av innvandrarar likevel relevante for analysen, då dei i lag med norskfødde barn av to innvandrarforeldre utgjer gruppa *barn av innvandrarar* som kan samanliknast med innfødde.

³¹Sjå tabell 20 i appendix side 82 for korrelasjonskoeffisientar og relativ inntektsulikheit.

³²Eksempelvis vil innvandringsgrunn og opphavsregion sannsynlegvis gje sterkt heterogene resultat.

Tabell 4: IGE for ulike definisjoner av innvandrere.

Inntektsmål	Norskfødde barn av innvandrere	Utanlandsfødde barn av innvandrere
Samla inntekt	0,248 (0,040)	0,114 (0,059)
Samla inntekt etter skatt	0,234 (0,046)	0,088 (0,068)
Samla inntekt u/overføringer	0,150 (0,020)	0,142 (0,033)
Samla inntekt u/kapitalinntekter	0,243 (0,031)	0,137 (0,045)
Yrkesinntekter	0,072 (0,012)	0,105 (0,024)
Løsinntekter	0,067 (0,013)	0,102 (0,023)
Løsinntekter m/overføringer	0,133 (0,023)	0,147 (0,034)
Pensjonsgivande inntekt	0,054 (0,010)	0,080 (0,017)
n	3 140*	1 661**

Standardfeil i parentes. *Samla inntekt* er nytta som inntektsvariabel. Avhengig variabel er barns gjennomsnittlege inntekt fra 29-32 år. Uavhengig variabel er gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998. Alle estimata er med kohortane 77-83 for barn, og 40-60 for foreldre.

*N varierer: Samla inntekt: 3140, samla inntekt etter skatt: 3140, samla inntekt u/overføringer: 3135, samla inntekt u/kapitalinntekter: 3121, yrkesinntekter: 2738, løsinntekter: 2607, løsinntekter m/overføringer: 3079, pensjonsgivande inntekt: 2768.

**N varierer: Samla inntekt: 1661, samla inntekt etter skatt: 1661, samla inntekt u/overføringer: 1650, samla inntekt u/kapitalinntekter: 1654, yrkesinntekter: 1438, løsinntekter: 1377, løsinntekter m/overføringer: 1621, pensjonsgivande inntekt: 1477.

7.1.2 Tal på år med foreldreinntekt

Følgande del undersøker i i kva grad estimata er sensitivte for tal på år med foreldreinntekt. Dette kan gje ein indikasjon på om ein har klassisk målefeil, men ikkje noko definitivt svar. Framgangsmåten er å estimere IGE og IRM, der fleire forskjellige variantar av foreldres inntekt er nytta som avhengig variabel på same definisjon av barns inntekt.

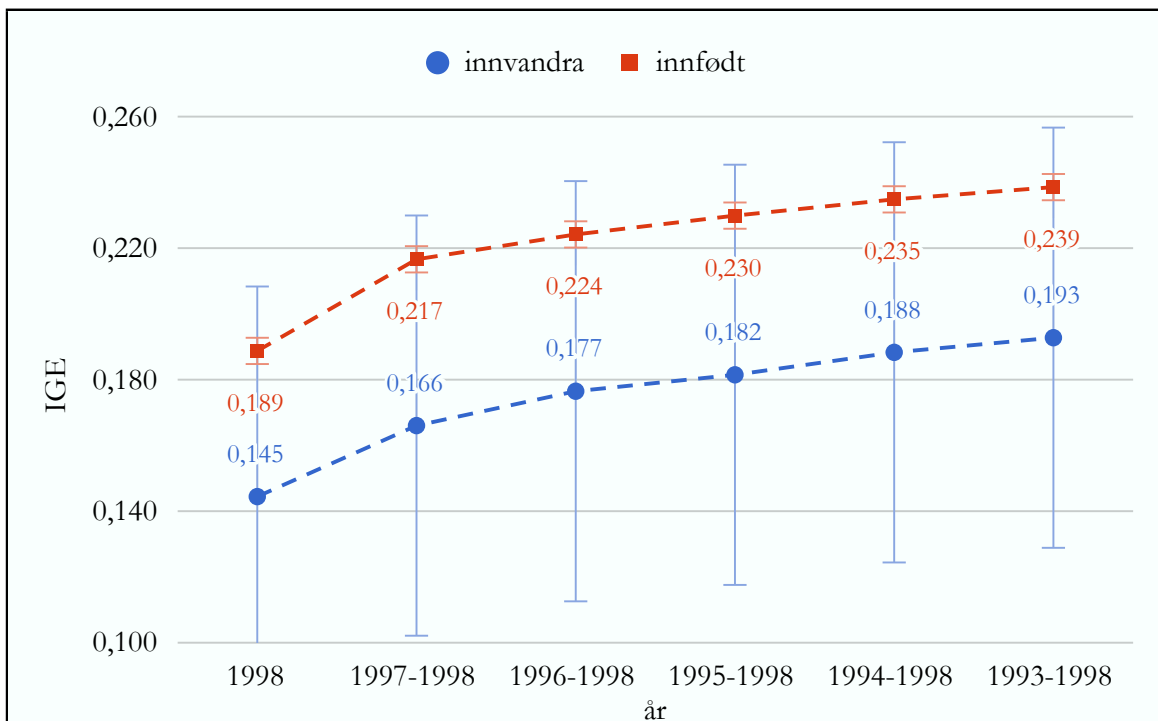
IGE-estimat

Resultata av IGE sin sensitivitet for foreldres inntekt er presentert i figur 2 på side 42. Punktestimata indikerer at innvandrarar er meir mobile enn innfødde (lågare IGE) og at begge gruppene verkar å ha ein *stigande* trend i IGE over kor mange år foreldreinntekt som det takast gjennomsnitt av. Innvandrarar har, uansett år foreldreinntekt, ein IGE på 0,044-0,051 under innfødde. For innvandrarar stig estimatet frå 0,145 ved måling kun i 1998, til 0,193 ved måling i 1993-1998. Tilsvarende tal for innfødde er høvevis 0,189 og 0,239.

På grunn av store standardfeil for innvandrarar er ikkje *forskjellane* mellom innfødde og innvandrarar signifikante. Dei store standardfeila for innvandrarar gjer også at ein ikkje kan seie noko sikkert om den nemnde stigande trenden i deira tilfelle. Ettersom trenden for innfødde er så tydeleg, og estimata for innvandrarar indikerer det same, kan ein seie at resultata frå figur 2 som forventa samsvarar med teori om klassisk målefeil (som utleia i seksjon 2.3.1 på side 8).

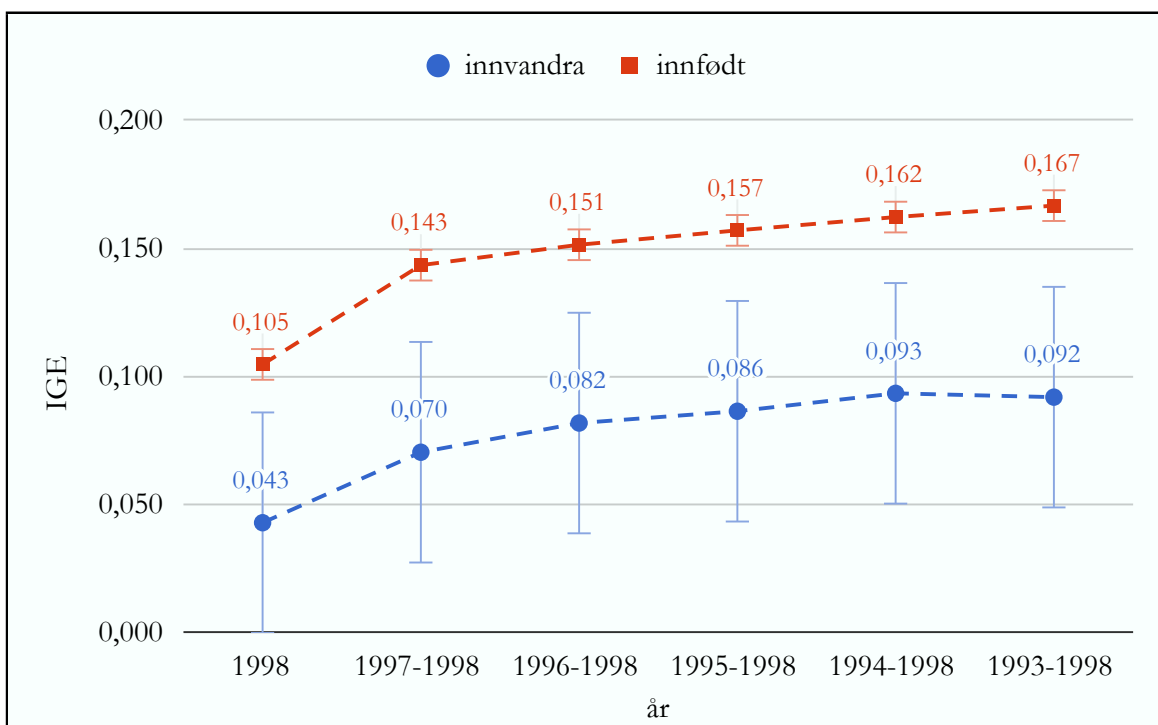
I figur 3 på side 42 er tilsvarende estimat gjort, men berre med *fars* inntekt som uavhengig variabel. Resultatet frå denne tabellen er at sensitiviteten verkar å vere konsistent med resultatet i figur 2, men med mindre standardfeil. For denne spesifikasjonen kan ein fastslå signifikant forskjell i innvandrarar og innfødde estimat for alle spesifikasjonar. Gjennomgåande er IGE *enda* mindre når berre fars inntekt er lagt til grunn, i forhold til begge foreldras. Dette *kan* vere å forvente, ettersom ein i praksis har meir variable observasjonar når ein tek fars inntekt, i motsetnad til gjennomsnittet av foreldras inntekt. Ei økonometrisk utleiing av dette finnast i appendix seksjon 8 på side 96.

Figur 2: IGE med foreldreinntekter aggregert over forskjellige år.



X-aksen viser over kva inntektsår foreldreinntekt er aggregert. *Samla inntekt* nytta som innteksvariabel. Gjennomsnittleg barninntekt i aldrane 29-32 år uavhengig variabel. 95% konfidensintervall. Sjå tabell 12 i appendix side 74 for estimat og inntektsulikheit i tabellformat.

Figur 3: IGE med fars inntekter aggregert over forskjellige år.

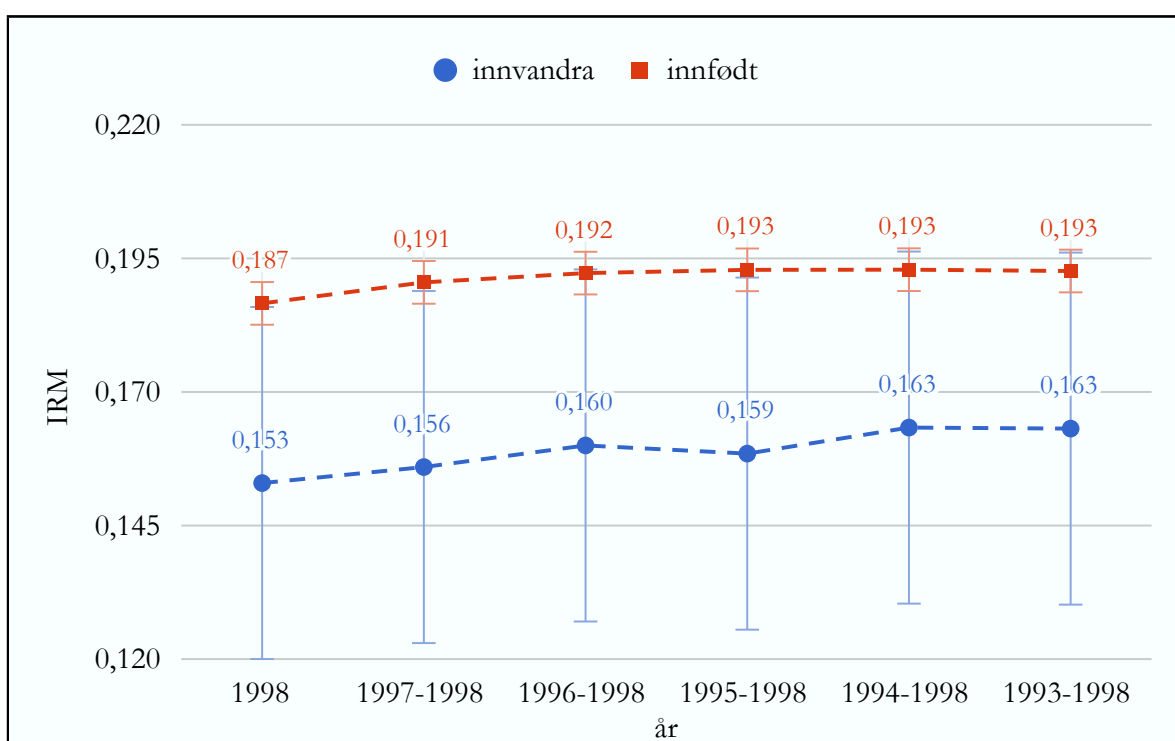


X-aksen viser over kva inntektsår fars inntekt er aggregert. *Samla inntekt* nytta som innteksvariabel. Gjennomsnittleg barninntekt i aldrane 29-32 år uavhengig variabel. 95% konfidensintervall. Sjå tabell 13 i appendix side 75 for estimat og inntektsulikheit i tabellformat.

IRM-estimat

Figur 4 illustrerer IRM sin sensitivitet for ulike spesifikasjonar foreldreinntekt. Resultata tyder på at IRM er meir robust for ulike gjennomsnitt av foreldreinntekter, enn IGE. Sensitivitet for innvandrarakar er vanskelig å fastslå grunna store standardfeil. IRM er meir robust enn IGE fordi sjølv om foreldreinntekt kan variere frå år til år, varierer ikkje den relative inntektsposisjonen i samfunnet like mykje. Som blir presentert seinare, er IRM mykje meir robust enn IGE også for ulike mål på inntekt.

Figur 4: IRM med foreldreinntekter aggregert over forskjellige år.



X-aksen viser over kva inntektsår foreldreinntekt til grunn i inntektsfordelingar er aggregert. *Samla inntekt* nytta som inntektsvariabel. Gjennomsnittleg barninntekt i aldrane 29-32 år uavhengig variabel. 95% konfidensintervall. Sjå tabell 14 i appendix side 76 for estimat og inntektsulikeheit i tabellformat.

Gapet mellom innvandrarakar og innfødde ser ganske likt ut for IGE og IRM. Punkttestimata indikerer at innvandrarakar har høgare rankmobilitet, og resultatet er robust over talet på år med foreldreinntekt som ligg til grunn i inntektsfordelinga. For innfødde er IRM praktisk talt robust frå og med når gjennomsnittleg foreldreinntekt er teke over to år, eller fleire. For innvandrarakar er der mykje støy, og dermed vanskelig å seie over kor mange år med foreldreinntekter det må takast gjennomsnitt av. Oppgåva nyttar seg

som nemnd i forskingsdesignet av *seks* års gjennomsnitt.

7.1.3 Tal på år med barninntekt

Ikkje ulikt som med ulike spesifikasjonar foreldreinntekt, må IGE- og IRM-estimata sjekkast for sensitivitet av ulike variantar av barns inntekt. Den same varianten av foreldres inntekt nyttast som uavhengig variabel i alle estimata (gjennomsnittet mellom 1993-1998). Estimata vil vere todelte, både for IGE og IRM. Først vil enkeltår med barns inntekt ligge til grunn, for å få ein indikator på rein livssykluskeivheit i utvalet. Deretter vil spesifikasjonane vere gjennomsnitt av ulike alderskombinasjonar av barns inntekt, frå 32-31 år, ned til 32-28 år. Å utvide aldersspennet *nedover* vil teoretisk sett gje to effektar: 1) introdusere ei negativ livssykluskeivheit, og 2) redusere klassisk målefeil, som verkar positivt.

IGE-estimat

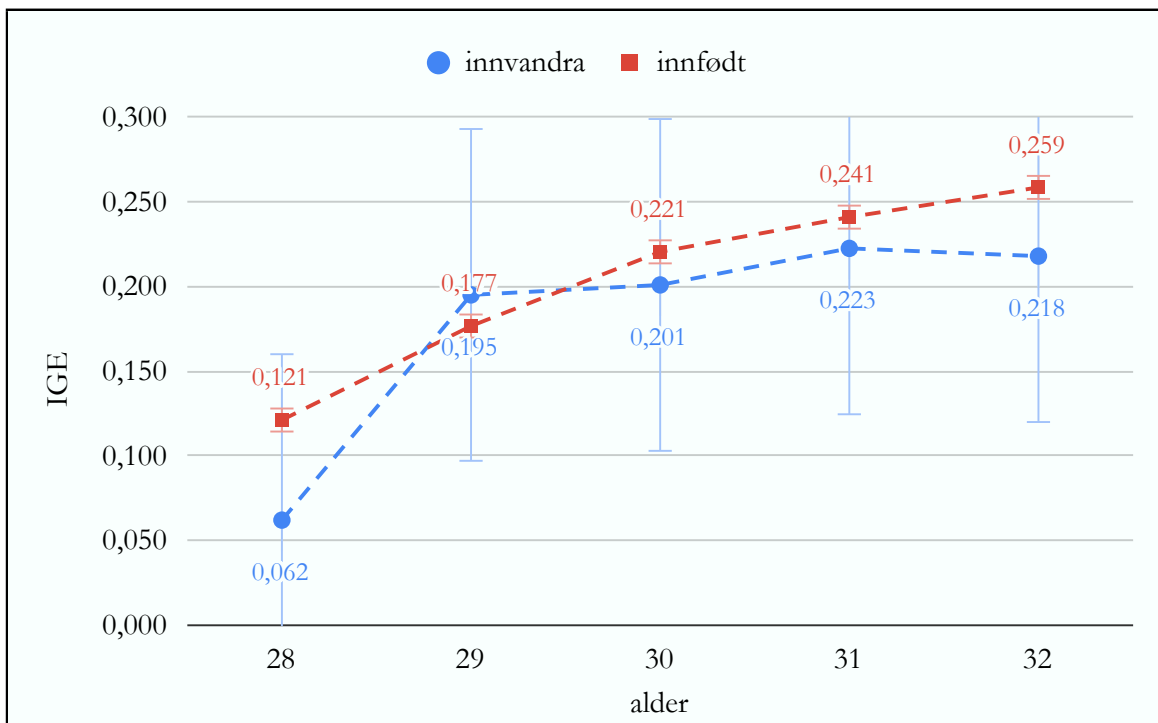
Figur 5 på side 46 viser IGE for forskjellige enkeltår med barneinntekt. Desse estimata er stigande for innfødde og innvandrarakar. Standardfeila for innvandrarakar gjer at både trenden, og estimatas størrelse i forhold til innfødde ikkje kan fastslås. Faktum at innfødde IGE verkar å stige, indikerer at estimata kan vere utsett for eit visst nivå livssykluskeivheit generelt sett. Optimalt sett skulle ein sett eit avtakande nivå, men det vil kreve inntektsobservasjonar ved høgare aldrar. *Nivået* av skeivheit er ikkje mogleg å kvantifisere, men samanlikninga mellom innvandrarakar og innfødde er framleis verdifull. Forholdet mellom innfødde og innvandrarakar sin mobilitet er ikkje like konsekvent over barns aldrar som år med foreldreinntekt illustrert i figur 2.

Figur 6 på side 46 viser verdiar for aggregerte år. For innvandrarakar kan ikkje trenden fastslås, grunna store standardfeil. For innfødde er trenden negativ, som tyder på at livssykluskeivheita dominerer klassisk målefeil når ein aggregere fleire år *nedover* frå 32 år.

Når ein skal avgjere kva år som skal danne inntektsgrunnlag, står ein med avgrensingar på inntektsår ovanfor nemnde avveging mellom *klassisk målefeil* og *livssykluskeivheit*,

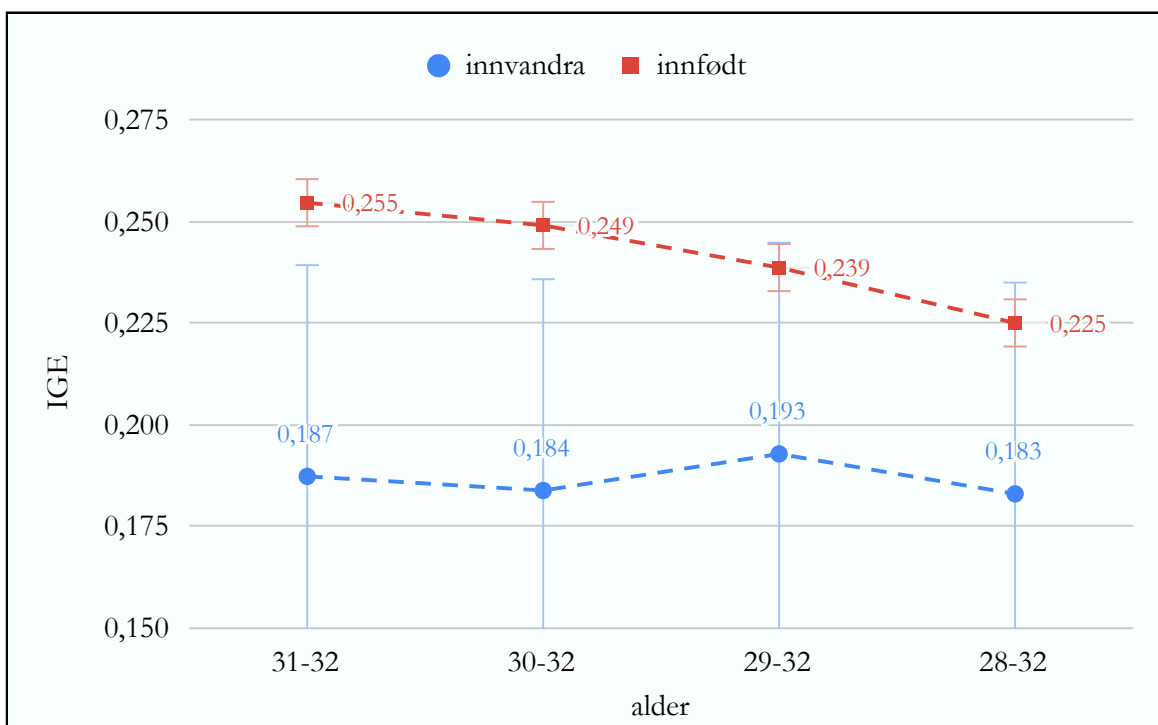
óg drøfta i seksjon 5. Når barns inntekt blir målt berre i 28-års alder, estimerast IGE mykje lågare enn 29-års alder. Dermed underbygger sensitivitetsanalysen avgjerelsen om å sette nedre grense på 29 år for barns inntekt vidare i analysen.

Figur 5: IGE med barns inntekt observert i forskjellige aldrar.



X-aksen viser alderen barns inntekt er observert. *Samla inntekt* nytta som inntektsvariabel. Gjennomsnittleg foreldreinntekt i 1993-1998 uavhengig variabel. 95% konfidensintervall. Sjå tabell 15 i appendix side 77 for estimat og inntektsulikheit i tabellformat.

Figur 6: IGE med barns inntekt aggregert over forskjellige aldrar.



X-aksen viser over kva aldrar barns inntekt er aggregert. *Samla inntekt* nytta som inntektsvariabel. Gjennomsnittleg foreldreinntekt i 1993-1998 uavhengig variabel. 95% konfidensintervall. Sjå tabell 15 i appendix side 77 for estimat og inntektsulikheit i tabellformat.

IRM-estimat

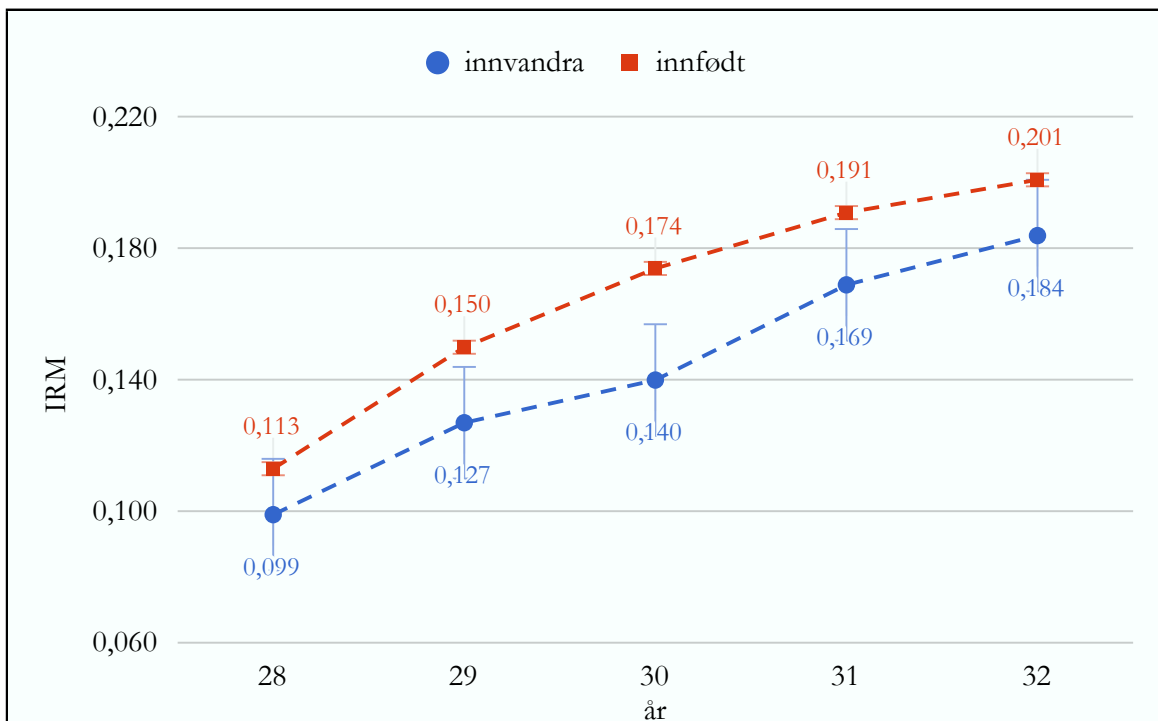
Figur 7 øvst på side 48 viser IRM over stigande enkeltår med barns inntekt. Trenden er klart oppadgåande, og viser konsekvent høgare mobilitet for innvandrarak enn innfødde. Resultatet er ikkje ulikt tilsvarande for IGM, som illustrert i figur 5 på side 46. Forskjellen er at trenden i større grad kan fastslåast for innvandrarak, ettersom standardfeilen er mindre. At IRM er meir robust enn IGE er eit gjennomgåande resonnement i resultatdelen.

Figur 8 nederst på side 48 verkar å samsvare med figur 7. For både innvandrarak og innfødde, gir inkludering av lågare aldrar i inntektsgjennomsnittet, lågare IRM. For innfødde er trenden i figur 8 lik den for IGE illustrert i figur 6. For innvandrarak ser vi i motsetnad til med IGE, ein klart negativ trend. Dette indikerer at livssykluskeivheit dominerer klassisk målefeil i aldersspennet vi har datatilgong på.

Alle estimata for IRM er mykje lågare enn IGE, som er konsistent med estimat seinare i resultatdelen. Ingen av figurane tyder tydeleg at estimata konvergerer mot eit stabilt nivå IRM, då dei ikkje viser avtakande trend i aukande alder. Dette dannar igjen eit bilete på at estimata ber preg av livssykluskeivheit, som følge av den låge alderen til analysepopulasjonen.

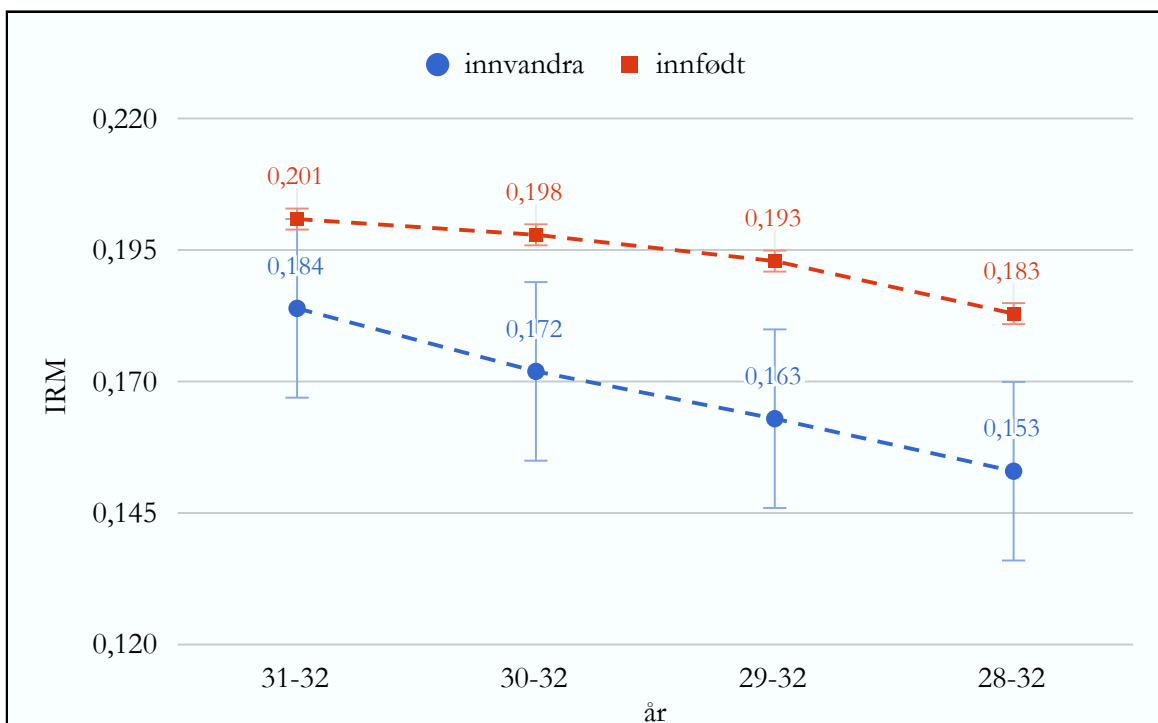
Trass i at figur 7 og 8 indikerer livssykluskeivheit, verkar det relative forholdet mellom innvandrarak og innfødde å vere robust. Dette gjeld både for IGE og IRM, og over barns aldrar, og foreldres inntektsår til grunn i inntektsdefinisjonen. Dermed er føresetnadane gode til å vidare analysere korleis ulike komponentar i inntekta til dei to gruppene, påverkar IGE og IRM forskjellig.

Figur 7: IRM med barns inntekt observert i forskjellige aldrar.



X-aksen viser alderen barns inntekt er observert, som ligg til grunn i rank. *Samla inntekt* nytta som inntektsvariabel. Foreldres vintilplassering i inntektsfordelinga, basert på gjennomsnittleg foreldreinntekt i 1993-1998 uavhengig variabel. 95% konfidensintervall. Sjå tabell 16 i appendix side 78 for estimat og inntektsulikeheit i tabellformat.

Figur 8: IRM med barns inntekt aggregert over forskjellige aldrar.



X-aksen viser over kva aldrar barns inntekt er teke gjennomsnitt av, som ligg til grunn i rank. *Samla inntekt* nytta som inntektsvariabel. Foreldres vintilplassering i inntektsfordelinga, basert på gjennomsnittleg foreldreinntekt i 1993-1998 uavhengig variabel. 95% konfidensintervall. Sjå tabell 16 i appendix side 78 for estimat og inntektsulikeheit i tabellformat.

7.2 Hovudresultat

I denne seksjonen presenterast oppgåvas hovudresultat. Hovudresultata besvarer forskningsspørsmålet om kor sensitive innfødde og innvandra IGE- og IRM-estimat er for ulike inntektsmål. På bakgrunn av estimata kan ein identifisere *kva* som auker og reduserer IGE, både i form av inntektskomponentar, og endringar i intergenerasjonell korrelasjon og inntektsfordeling. For detaljar om *kva* som definerer dei ulike inntektsmåla, sjå tabell 1 på side 30.

IGE dekomponerast som sagt ned i intergenerasjonell korrelasjon og relativ inntektsulikheit mellom generasjonane. Dette for å kunne seie kor mykje av ei endring i IGE som faktisk skuldast endring i intergenerasjonell korrelasjon (grad av lineær samanheng mellom foreldre og barns inntekt), og *kva* som skuldast endra inntektsulikheit mellom generasjonane.

IRM viser korleis innvandra og innfødde relative inntektsposisjon i samfunnet er avhengig av foreldras. I tillegg, nyttast IRM til å rekne ut korleis innvandra gjennomsnittlege inntektsposisjon nermar seg innfødde over generasjonar, under forskjellige inntektsmål.

7.2.1 IGE-estimat

Tabell 5: IGE for ulike inntektsmål.

Inntektsmål	innvandrere			innfødde		
	α	$\overline{\ln y_{t-1}}$	IGE	α	$\overline{\ln y_{t-1}}$	IGE
Samla inntekt	10,22	13,06	0,193 (0,033)	9,71	13,42	0,239 (0,003)
Samla inntekt etter skatt	10,25	12,83	0,174 (0,037)	9,84	13,10	0,249 (0,004)
Samla inntekt u/overføringer	10,56	12,16	0,138 (0,037)	6,20	13,26	0,480 (0,004)
Samla inntekt u/kapitalinntekter	10,37	13,03	0,184 (0,024)	9,89	13,39	0,225 (0,003)
Yrkesinntekter	11,68	12,34	0,076 (0,011)	9,38	13,23	0,252 (0,003)
Lønsinntekter	11,65	12,18	0,072 (0,011)	11,25	12,98	0,107 (0,002)
Lønsinntekter m/overføringer	11,14	12,90	0,121 (0,018)	11,70	13,20	0,086 (0,002)
Pensjonsgivande inntekt	11,99	12,44	0,059 (0,009)	10,63	13,22	0,165 (0,002)
n	4 801*			259 117**		

Standardfeil i parentes. α er konstantleddet i regresjonen, og $\overline{\ln y_{t-1}}$ gjennomsnittleg foreldreinntekt i logaritmeform. Avhengig variabel er barns gjennomsnittlege inntekt fra 29-32 år. Uavhengig variabel er gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998. Alle estimata er med kohortane 77-83 for barn, og 40-60 for foreldre.

*N varierer: Samla inntekt: 4801, samla inntekt etter skatt: 4801, samla inntekt u/overføringer: 4785, samla inntekt u/kapitalinntekter: 4775, yrkesinntekter: 4176, lønsinntekter: 3984, lønsinntekter m/overføringer: 4700, pensjonsgivande inntekt: 4245.

**N varierer: Samla inntekt: 259117, samla inntekt etter skatt: 259028, samla inntekt u/overføringer: 259117, samla inntekt u/kapitalinntekter: 259117, yrkesinntekter: 250963, lønsinntekter: 247159, lønsinntekter m/overføringer: 257095, pensjonsgivande inntekt: 255337.

Samla inntekt

I tabell 5 viser dei fire øvste radene IGE for forskjellige variantar av *samla inntekt*. I estimatet for *samla inntekt* er ikkje forskjellen mellom innvandra og innfødde statistisk forskjellige, men ved introduksjon av skatt, og ekskludering av overføringar, gjer forskjellane signifikante.

Først ser ein at introduksjon av *skatt* har forskjellig effekt for innvandrarakar og innfødde. Innfødde får noko lågare mobilitet ved innføring av skatt (frå 0,239 til 0,249), medan innvandrarakar får høgare mobilitet (frå 0,193 til 0,174). Under antakelse om at skatten har omfordelende effekt, kombinert med at innvandrarakar har lågare inntekt enn innfødde (vist deskriptivt i tabell 2), gir resultatet meining. Innvandrarakar kan tolkast som nettomottakarar av skatt, dersom ein antek at dette fører til auka mobilitet for låginntektsindivid.

Mest oppsiktsvekkande er estimatet samla inntekt *utan* overføringar, samanlikna med estimatet *med* overføringar. I praksis viser estimatet mobiliteten, dersom ein med dagens arbeidsmarknadstilpassing hadde ekskludert all uførepensjon, alle sjukepengar, arbeidsavklaringspengar, studiestøtte, og liknande. Her er effekten sterkt forskjellig for innfødde og innvandrarakar. Innfødde får eit dobla estimat, frå 0,239 til 0,480, og innvandrarakar sitt estimat går ned frå 0,193 til 0,138.

IGE-estimatet 0,480 indikerer at innfødde nordmenn er *svært* lite mobile, før ein introduserer velferdsstaten. Med dagens tilpassing i arbeidsmarknaden, vil altså fråvær av ein norsk velferdsstat føre til *svært* stor intergenerasjonell persistens i inntekt.

For å betre forstå estimatet, nyttar vi oss av at $\beta_s = \rho_{t,t-1} \frac{\sigma_{\ln y_{i,t}}}{\sigma_{\ln y_{i,t-1}}}$, som utleia i seksjon 2.1. Korrelasjonskoeffisientane og standardfeila som høyrer til, er rapportert i tabell 6 på side 52.

Tabell 6: Intergenerasjonell korrelasjon og inntektsulikheit for ulike inntektsmål.

Inntektsmål		innvandrarak	innfødde
Samla inntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,085	0,167
	$\sigma \ln y_t$	0,954	0,459
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,430	0,321
Samla inntekt etter skatt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,068	0,146
	$\sigma \ln y_t$	0,887	0,397
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,354	0,269
Samla inntekt u/overføringar	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,118	0,201
	$\sigma \ln y_t$	2,023	1,412
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,741	0,590
Samla inntekt u/kapitalinntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,108	0,152
	$\sigma \ln y_t$	0,727	0,458
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,440	0,310
Yrkesinntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,107	0,161
	$\sigma \ln y_t$	1,035	0,867
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,444	0,572
Løsinntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,104	0,103
	$\sigma \ln y_t$	1,106	0,967
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,583	0,936
Løsinntekt m/overføringar	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,096	0,091
	$\sigma \ln y_t$	0,749	0,562
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,608	0,595
Pensjonsgivande inntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,102	0,150
	$\sigma \ln y_t$	0,783	0,608
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,332	0,561
n		4 801*	259 117**

ρ er intergenerasjonell korrelasjonskoeffisient i inntekt, og σ er inntektsulikheita i generasjonen. Avhengig variabel er barns gjennomsnittlege inntekt fra 29-32 år. Uavhengig variabel er gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998. Alle estimata er med kohortane 77-83 for barn, og 40-60 for foreldre. Estimata oppfyller likninga $\beta = \rho (\sigma_{\ln y_t} / \sigma_{\ln y_{t-1}})$

*N varierer: Samla inntekt: 4801, samla inntekt etter skatt: 4801, samla inntekt u/overføringar: 4785, samla inntekt u/kapitalinntekter: 4775, yrkesinntekter: 4176, løsinntekter: 3984, løsinntekter m/overføringar: 4700, pensjonsgivande inntekt: 4245.

**N varierer: Samla inntekt: 259117, samla inntekt etter skatt: 259028, samla inntekt u/overføringar: 259117, samla inntekt u/kapitalinntekter: 259117, yrkesinntekter: 250963, løsinntekter: 247159, løsinntekter m/overføringar: 257095, pensjonsgivande inntekt: 255337.

Samanlikning av innfødde sitt estimat for *samla inntekt* og *samla inntekt u/overføringar* i tabell 6, viser at estimatet *samla inntekt utan overføringar* for innfødde er drive av to ting: (1) Auka korrelasjonskoeffisient, og (2) høg relativt inntektsulikheit i barns inntekt kontra foreldres. Av tabell 6 ser ein at inntektsulikheita for *barn* når ein ekskluderer overføringar er betydeleg større enn ved inkludering av overføringar (1,412 mot 0,459). Dette seier oss at fråværet av overføringar aukar inntektsulikheita, og mest rimelig er det å tenke at mange individ dett ned på nullinntekter (eller nært). Samanhengen med foreldre må i det tilfelle bli sterkare for å auke korrelasjonskoeffisienten. Dette indikerer at låginntekt går i arv, men at inntekta aukar ved hjelp av overføringar. Spesielt sterk er inntektsauken frå statlege overføringar for barna.

Den relative ulikheita i *barns* generasjon kontra foreldres er altså stor. Dette indikerer at eit *fråvær* av overføringar hadde gjort at barn av foreldre med låginntekt, i større grad hadde vore dømt til låginntekt.

For innvandrarakar, kan reduksjonen i IGE frå 0,193 for *samla inntekt*, til 0,138 for *samla inntekt utan overføringar* (tabell 5) verke kontraintuitiv. Dette dersom ein forventar at statleg omfordeling gjennom overføringar skal auke intergenerasjonell mobilitet. Korrelasjonskoeffisientane presentert i tabell 6 viser oss at korrelasjonen mellom inntekta i dei to generasjonane faktisk er større for *samla inntekt utan overføringar* enn *samla inntekt* (0,118 mot 0,085). Tendensen i intergenerasjonell korrelasjon for innvandrarakar liknar dermed på innfødde. Årsaken til IGE-estimata sin forskjellige trend er dermed den relative inntektsulikheita i inntekt i generasjonane, der ekskludering av overføringar gir *likare* inntektsulikheit. Inntektsulikheita i tabell 6 tyder på at overføringar spelar ei større rolle for inntektsdanninga til foreldregenerasjonen kontra barnegenerasjonen innvandrarakar. IGE-estimatet gjenspeglar dermed at *foreldregenerasjonen* innvandrarakar er relativt avhengig av statlege overføringar, sjølv om ulikheita i barns generasjon også aukar sterkt.

Kapitalinntekters effekt på samla inntekt, er liten for både innvandrarakar og innfødde. Inkludering av kapitalinntekter gjer inntektsstrukturen i samfunnet noko meir rigid (lågare mobilitet), sannsynlegvis fordi individ i toppen av inntektsfordelinga er dei som i hovudsak har betydelege kapitalinntekter. For innvandrarakar ser ein av tabell 6 at

reduksjonen i IGE drivast av at barn får lågare inntektsulikheit, til trass for auka korrelasjonskoeffisient, som indikerer at det er *barna* i utvalet som sitt på kapitalinntekter. For innfødde er inntektsulikheita svært likt, og reduksjonen i estimatet er nesten utelukkande av redusert intergenerasjonell korrelasjon, utan kapitalinntekter.

Yrkesinntekt

Forskjellen på *yrkesinntekter* og *samla inntekt*, er at yrkesinntektene, forutan lønsinntekt, inneheld *netto* næringsinntekt i tillegg til sjuke- og fødselspengar, der samla inntekt inneheld næringsinntekt, skattepliktige naturalytingar, og kapitalinntekter, og alle andre overføringar.

For innfødde forklarast den tilnerma likheita i IGE (0,252 og 0,239) av at yrkesinntektene si inkludering av sjuke- og fødselspengar, og ein strammare definisjon av næringsinntekter, balanserar ut inkludering av skattepliktige naturalytingar, overføringar og kapitalinntekter. Viktig å merke er at her er det fleire forskjellar mellom definisjonane, og med det vanskelig å seie akkurat kva som *driv* forskjellen.

For innvandrarakar er samla inntekt og yrkesinntekter sterkt forskjellig, høvevis 0,193 og 0,076. Forskjellen stammar sannsynlegvis frå at foreldregenerasjonen i stor grad er mottakarar av overføringar forutan sjuke- og fødselspengar. Dette blir indikert i foreldregenerasjonens oppgang i inntektsulikheit frå samla inntekt til yrkesinntekt i tabell 6.

Lønsinntekt

Netto næringsinntekt er den primære skilnaden mellom yrkes- og lønsinntekter, fordi sjuke- og fødselspengar er inkludert i begge definisjonane. For innfødde, ser ein av tabell 5 at inkludering av næringsinntekter gir auke i IGE frå 0,107 til 0,252. Dette indikerer betydeleg lågare mobilitet. Tabell 6 indikerer at inkludering av næringsinntekter i *yrkesinntekter* fører til lågare inntektsulikheit for foreldregenerasjonen. Forskjellen mellom estimata aukar dermed *meir* enn forskjellen i den intergenerasjonelle korrelasjonen. Dette kan virke som eit naturleg resultat dersom mange innfødde har netto næringsinn-

tekt som ein relativ stor del av inntekta.

For innvandra blir både IGE-estimatet, samt korrelasjonskoeffisientar og inntektsulikheit i generasjonane ståande nesten uendra. Dette indikerer at netto næringsinntekter har lita rolle i innvandrarars inntektsdanning, og at inntektsmåla *yrkesinntekter* og *løsinntekter* er svært like for innvandrarar.

Forskjellen på løsinntekter *med* og *utan* overføringar, viser den isolerte effekten av overføringar på mobilitet, dersom ein ekskluderer nærings- og kapitalinntekters verknad på mobilitet.

For innvandrarar aukar IGE frå 0,072 til 0,121 ved inkludering av *overføringar* i løsinntekter. For IGE verkar dermed overføringar i same retning på løsinntekter som på samla inntekt. Tabell 6 gir vidare innsikt i estimatet. Sjølv om korrelasjonen mellom generasjonane er høgare mellom generasjonane når overføringar er inkludert i løsinntektene, er effekten motverka av stor endring i relativ inntektsulikheit. Dette indikerer at for innvandrarar, gjer *overføringar* at andelen låginntekter blir mindre (indikert gjennom redusert inntektsulikheit), men at denne effekten er størst for foreldregenerasjonen.

For innfødde er nedgangen i IGE frå 0,107 til 0,086 drive primært av redusert korrelasjonskoeffisient. Det logiske resonnementet om at overføringar aukar mobilitet er altså representert. Eit interessant funn er at innvandrarar og innfødde har tilnerma lik korrelasjonskoeffisient for både løsinntekt, og løsinntekt med overføringar.

7.2.2 IRM-estimat

Tabell 7: IRM for ulike inntektsmål.

Inntektsmål	innvandrere				innfødde			
	α	\overline{V}_{t-1}	\overline{V}_t	IRM	α	\overline{V}_{t-1}	\overline{V}_t	IRM
Samla inntekt	8,95	5,48	9,84	0,163 (0,017)	8,52	10,59	10,57	0,193 (0,002)
Samla inntekt etter skatt	9,11	5,88	9,91	0,136 (0,017)	8,71	10,59	10,57	0,175 (0,002)
Samla inntekt u/overføringar	8,82	5,09	9,78	0,186 (0,017)	8,25	10,62	10,58	0,219 (0,002)
Samla inntekt u/kapitalinntekter	8,93	5,32	9,80	0,158 (0,017)	8,66	10,60	10,57	0,179 (0,002)
Yrkesinntekter	8,85	5,08	9,77	0,180 (0,018)	8,41	10,62	10,56	0,202 (0,002)
Lønsinntekter	8,39	5,88	9,53	0,192 (0,017)	8,77	10,60	10,56	0,169 (0,002)
Lønsinntekter m/overføringar	8,40	6,65	9,55	0,173 (0,018)	9,09	10,56	10,57	0,140 (0,002)
Pensjonsgivande inntekt	8,96	5,33	9,86	0,167 (0,016)	8,63	10,61	10,58	0,183 (0,002)
n	4 830				259 117			

Standardfeil i parentes. α er konstantleddet i regresjonen, og \overline{V} er generasjonens gjennomsnittlege rank i vintilar. Avhengig variabel er barns inntektsrank i forhold til alle barn fødd kohortane 77-83, basert på gjennomsnittleg inntekt fra 29-32 år. Uavhengig variabel er foreldres rank relativt til andre foreldre i kohortane 40-60, med barn fødd i 77-83, basert på foreldreinntekt frå 1993-1998.

I tabell 7 er IRM-estimata for ulike mål av inntekt presentert. Det er gjennomgåande at forskjellen mellom innvandrarak og innfødde er mindre ved IRM enn ved IGE. Gjennomgåande er også estimata mykje mindre *sensitive* for inntektsmål enn IGE. Individuell variasjon i *inntekt* som følge av inntektsmål har kun indirekte effekt på IRM, då inntektsposisjonen *relativt til samfunnet* er gjeldande.

Ein antar at innfødde er på eit *steady state*-gjennomsnittsnivå i *rank*, \bar{V} , og at innvandrarak *ikkje* er dette. Då kan ein nytte Chetty et al (2018) sin metode, som utgreia i seksjon 2.2.1 på side 6, til å tolke innvandrarak IRM. Den svarer på i kva grad innvandrarak gjennomsnittlege rank konvergerer mot innfødde.³³ Hermansen (2016) beskriver det som at $1 - \beta$ viser kor mykje av forskjellen mellom foreldres populasjonsgjennomsnitt som er borte i barns generasjon.

$$\Delta \overline{y_{t+s}} = \delta^G \Delta \bar{y}_t \quad (7.1)$$

Tabell 21 i appendix side 83 viser predikert forskjell i gjennomsnittleg rank over tre generasjonar utover barnegenerasjonen med data, for dei ulike inntektsmåla. Resultatet derifrå samsvarer godt med størrelsen på rapportert IRM i tabell 7. Felles er at differansen i rank mellom innvandrarak og innfødde vil vere neglisjerbar i generasjonen som kjem etter barna i den øvrige analysen. Dette føreset at IRM ikkje endrar seg over tid.

Før velferdsstaten kjem inn i biletet, er innvandrarak IRM på 0,186. Inkluderer ein statlege overføringar, får ein *samla inntekt* og 0,163. Dermed gjer statlege overføringar at forskjellen mellom innvandrarak og innfødde rank minkar kjappare enn den eller ville gjort. Denne effekten er igjen forsterka når ein ser vekk i frå skatt, som også gjenspeglast i tabell 21 på side 83. Alle desse resonnementa er gyldige om ein forutsetter dagens arbeidsmarknadstilpassing.

Inkludering av kapitalinntekter på samla inntekt, er negativ når IRM estimerast i tabell 7. Ein ser likevel av tabell 21 at barns generasjon har noko større rankdifferanse enn om kapitalinntekter er teke med i berekninga. Måla i lønsinntekter, både med og utan overføringar, har ein noko treigare konvergens av innvandrarak rank mot innfødde.

³³Føreset at det samme populasjonsgjennomsnittet for innvandrarak og innfødde er likt.

Dette er grunna relativt høg IRM. Yrkesinntekter og pensjonsgivande inntekt har noko avvikande IRM, men konvergerer mot innfødde rank veldig likt likevel.

For *innfødde* kan IRM-estimata presentert i tabell 7 tolkast annleis. I større grad enn for innvandrara, illustrerer den ein *steady state*-rankmobilitet. Ein ser tydeleg at velferdsstaten (gjennom overføringar) og inntektsskatt reduserer IRM. Foreldres plassering i inntektsfordelinga predikerer derfor i mindre grad barnets plassering i inntektsfordelinga. Generelt sett viser samtlige estimat i tabell 7 at innfødde har høg rankmobilitet.

7.3 Samanlikningar i litteraturen

Heckman og Landersø (2017), herifrå H&L undersøker i likheit med denne oppgåva korleis ulike definisjonar av inntekt påverkar IGE og IRM. Dette for å svare på kva som driv mobilitetsestimata. Aldersegrensingane H&L må påføre utvalet sitt er ikkje like store som i denne oppgåvas analyse, då dei ikkje har noko innvandringsaspekt. Barna er målt noko lenger opp i tredveåra, så det kan forventast mindre påverknad frå livssyklusskeivheit.³⁴ H&L ser berre på positive inntekter.

Ei samanlikning mellom H&L og denne oppgåvas estimerte IGE er presentert i tabell 8 på side 59.

³⁴For Danmark, observerer H&L foreldres gjennomsnittlege inntekt mellom barnets 7. og 15. leveår. Barnas gjennomsnittlege inntekt observerast i 2010-12 for 73-75-kohortane (frå 33-35 år til 35-37.) For USA, observerer H&L foreldres gjennomsnittlege inntekt mellom barnets 7. og 15. leveår. Barnas gjennomsnittlege inntekt observerast noko variabelt frå mellom 30-35 år til 34-41.

IGE samanlikna med H&L (2017)

Tabell 8: IGE for ulike inntektsmål, samanlikna med H&L (2017).

Inntektsmål	innvandrarak	innfødde	H&L (2017)	
			Danmark	USA
Samla inntekt	0,193 (0,033)	0,239 (0,003)	0,271 (0,003)	0,446 (0,054)
Samla inntekt etter skatt	0,174 (0,037)	0,249 (0,004)	0,221 (0,003)	-
Samla inntekt u/overføringar	0,138 (0,017)	0,480 (0,005)	0,352 (0,004)	0,312 (0,055)
Lønsinntekter	0,072 (0,011)	0,107 (0,002)	0,083 (0,003)	0,289 (0,044)
Lønsinntekter m/overføringar	0,121 (0,018)	0,086 (0,002)	0,063 (0,003)	0,419 (0,058)
n	4 801*	259 117**	149 190	621

Standardfeil i parantes. Lønsinntekter inkluderer *ikkje* private næringsinntekter for Danmark (Helsø, 2018), og er samanliknbart med norske lønsinntekter. For norske estimat er avhengig variabel er barns gjennomsnittlege inntekt fra 29-32 år. Uavhengig variabel er gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998. Norske estimat er med kohortane 77-83 for barn, og 40-60 for foreldre.

*N varierer: Samla inntekt: 4801, samla inntekt etter skatt: 4801, samla inntekt u/overføringar: 4785, samla inntekt u/kapitalinntekter: 4775, yrkesinntekter: 4176, lønsinntekter: 3984, lønsinntekter m/overføringar: 4700, pensjonsgivande inntekt: 4245.

**N varierer: Samla inntekt: 259117, samla inntekt etter skatt: 259028, samla inntekt u/overføringar: 259117, samla inntekt u/kapitalinntekter: 259117, yrkesinntekter: 250963, lønsinntekter: 247159, lønsinntekter m/overføringar: 257095, pensjonsgivande inntekt: 255337.

Samanlikna med estimata til H&L, har både innvandrarak og innfødde høgare mobilitet enn Danmark, når ein legg samla inntekt til grunn. I forhold til USA, er estimata mykje lågare. Danmark verkar å auke mobiliteten i større grad enn Noreg gjennom skatt. Ei forklaring på dette *kan* vere at Danmark har ein av dei høgaste ratane inntektsskatt i

Europa (Eurostat, 2019).

Igjen er estimatet for *samla inntekt utan overføringar* interessant, der innfødde i Noreg (0,480) er mindre mobile enn både amerikanarane (0,312) og danskane (0,352). Danskaner har og høgare mobilitet enn amerikanarane. H&L kommenterer ikkje denne forskjellen, men det er rimelig å tru den kjem av at amerikanarar i mindre grad dreg nytte av statlege overføringar som ein betydeleg del av inntekta, i forhold til danskar og nordmenn. Ser ein vekk i frå velferdsstaten i dagens arbeidsmarknadstilpassing, utspelar dette seg i form av lågare inntektsmobilitet for norske innfødde og Danmark, men ikkje USA.

Heckman og Landersø presenterer også underliggende korrelasjonskoeffisientar og relativ inntektsulikheit, presentert i tabell 9.

Tabell 9: Intergenerasjonell korrelasjon og inntektsulikheit for ulike inntektsmål, samanlikna med H&L.

Inntektsmål		innvandrara	innfødde	H&L (2017)	
				Danmark	USA
Samla inntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,085	0,167	0,214	0,318
	$\sigma \ln y_t$	0,954	0,459	0,375	0,906
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,430	0,321	0,308	0,645
Samla inntekt etter skatt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,068	0,146	-	-
	$\sigma \ln y_t$	0,887	0,397		
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,354	0,269		
Samla inntekt u/overføringar	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,118	0,201	0,201	0,268
	$\sigma \ln y_t$	2,023	1,412	0,860	0,977
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,741	0,590	0,491	0,840
Lønsinntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,104	0,103	0,081	0,256
	$\sigma \ln y_t$	1,106	0,967	1,004	0,970
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,583	0,936	1,989	0,860
Lønsinntekt m/overføringar	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,096	0,091	0,075	0,280
	$\sigma \ln y_t$	0,749	0,562	0,561	0,923
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,608	0,595	0,669	0,615
n		4 801*	259 117**	149 190	621

ρ er intergenerasjonell korrelasjonskoeffisient i inntekt, og σ er inntektsulikheita i generasjonen. For *samla inntekt utan skatt*, er verken ρ eller σ rapportert i H&L (2017). Estimata oppfyller likninga $\beta = \rho(\sigma_{\ln y_t} / \sigma_{\ln y_{t-1}})$

*N varierer: Samla inntekt: 4801, samla inntekt etter skatt: 4801, samla inntekt u/overføringar: 4785, samla inntekt u/kapitalinntekter: 4775, yrkesinntekter: 4176, lønsinntekter: 3984, lønsinntekter m/overføringar: 4700, pensjonsgivande inntekt: 4245.

**N varierer: Samla inntekt: 259117, samla inntekt etter skatt: 259028, samla inntekt u/overføringar: 259117, samla inntekt u/kapitalinntekter: 259117, yrkesinntekter: 250963, lønsinntekter: 247159, lønsinntekter m/overføringar: 257095, pensjonsgivande inntekt: 255337.

Éin interessant observasjon frå tabell 9 er korrelasjonskoeffisienten og inntektsulikheita til *samla inntekt utan overføringar*. Korrelasjonskoeffisientane til landa varierer som forventet mindre enn IGE. For Danmark og innfødde er korrelasjonskoeffisienten lik, og noko høgare for USA. Dette betyr at samanhengen mellom inntekt i generasjonane er

sterkare i USA. Likevel er *persistensen* av inntekt (IGE) høgare for norske innfødde og Danmark for den aktuelle inntektsdefinisjonen, grunna høg ulikheit i barns generasjon.

I USA er det *foreldregenerasjonen* som i hovudsak endrar inntektsstruktur som følge av fråvær av overføringar, som indikerer at det er foreldra som blir påverka av statlege overføringars fråvær. I Noreg og Danmark er det barna si inntektsulikheit som blir auka relativt til foreldre.

Ein annan interessant observasjon er den intergenerasjonelle korrelasjonen når ein ekskluderer overføringar frå samla inntekt. For Noreg, aukar den intergenerasjonelle korrelasjonen, men for Danmark og USA, reduserast den. Samanhengen mellom generasjonanes inntekt blir altså sterkare *med* overføringar i Danmark og USA sitt tilfelle, og *svakare* i Noreg. Dette kan gjenspegle at statlige overføringar er strukturert med forskjellige politiske mål i tankane, i Noreg, Danmark og USA.

Den intergenerasjonelle korrelasjonen er høgare for alle mål av inntekt for USA.

IRM samanlikna med H&L (2017)

Tabell 10: IRM for ulike inntektsmål, samanlikna med H&L (2017).

Inntektsmål	innvandrarakar	innfødde	H&L (2017)	
			Danmark	USA
Samla inntekt	0,163 (0,017)	0,193 (0,002)	0,253 (0,002)	0,370 (0,038)
Samla inntekt etter skatt	0,136 (0,017)	0,175 (0,002)	0,229 (0,002)	-
Samla inntekt u/overføringar	0,186 (0,017)	0,219 (0,002)	0,273 (0,002)	0,356 (0,038)
Lønsinntekter	0,192 (0,017)	0,169 (0,002)	0,205 (0,002)	0,324 (0,038)
Lønsinntekter m/overføringar	0,173 (0,018)	0,140 (0,002)	0,177 (0,002)	0,319 (0,038)
n	4 830	259 117	149 190	621

Standardfeil i parantes. Lønsinntekter inkluderer *ikkje* private næringsinntekter for Danmark (Helsø, 2018), og er samanliknbart med norske lønsinntekter. IRM-estimata til Heckman og Landersø (2017) er basert på persentilar (Heckman og Landersø, 2017). Avhengig variabel for norske estimat er barns inntektsrank i forhold til alle barn fødd kohortane 77-83, basert på gjennomsnittleg inntekt fra 29-32 år. Uavhengig variabel er foreldres rank relativt til andre foreldre i kohortane 40-60, med barn fødd i 77-83, basert på foreldreinntekt frå 1993-1998.

Når rankmobilitetsestimata samanliknast i tabell 10, er resultatata eintydige. For alle mål av inntekt, har innfødde nordmenn høgare rankmobilitet enn USA og Danmark. Innvandra nordmenn har enda høgare mobilitet igjen, med unntak av når lønsinntekter er teke i betraktning.

Interessant med lønsinntekter er figur 30-33 på side 89 i appendix. For innvandrarakar ser inntektsfordelinga i både foreldre- og barngenerasjonen ut til å ha ei anna form enn for andre inntektsmål. Spesifikt er det relativt fleire i vintilane 1-5, som vil seie defi-

nisjonen konsentrerer innvandraraforeldre noko høgare i inntektsfordelinga enn ellers. Dette kan tenkast å vere årsaken til den relativt låge mobiliteten for innvandrara, når ein observerer lønsinntekter i figur 10 (tilsvarende tabell 7).

Oppsummert verkar spesielt H&L sine estimat for Danmark å ha liknande effekter på mobilitetsestimata som for innfødde, dog på eit høgare nivå. Samanlikninga med USA gir innsikt i korleis ein annan struktur for offentlege utbetalingar i samfunnet påverkar mobilitetsestimata forskjellig.

Hermansen (2016) utforskar fleire aspekt ved den norske innvandringa. Av direkte samanlikningsverdi estimerer rankmobilitet (IRM). I tillegg estimerer han utdannings- og inntektsdifferensiale for ulike opphavsregionar, samanlikna med innfødde. Samanliknbart med denne oppgåvas analyse har Hermansen berre eitt estimat. Det er for innvandrara rankmobilitet.

Hermansen observerer barna i kohortane 72-82, med gjennomsnittsinntekt over fem års observasjonar frå 30-34 år. Sidan han nyttar inntektsdata frå 2012, blir 82-kohorten kun observert i 2012, 81-kohorten kun i 2011-12, og så vidare. Innvandringsalder for innvandrara har han begrensa til maksimalt sju år. For foreldregenerasjonen observerer han familieinntekt når barna er 13-20 år gamle.

Innteksdefinisjonane som blir nytta, er for barn ifølge artikkelen *pre-tax annual wages and income from self-employment*. For foreldre er det nytta *a composite measure of parents' pre-tax annual wages and income from self-employment* (Hermansen, 2016). I privat mailutveksling med Hermansen seier han at *pensjonsgivande inntekt* er nytta for foreldreinntektene, medan *yrkesinntekt* er observert for barna. I tabell 11 er det nytta tilsvarende innteksdefinisjonar

Tabell 11: IRM samanlikna med Hermansen (2016).

	Innvandrarar	Hermansen (2016)
	0,179 (0,016)	0,217 (0,012)
n	4 830	8 694

Standardfeil i parantes. Inntektsdefinisjonane nytta er *pensjonsgivande inntekt i foreldregenerasjonen*, og *yrkesinntekt* for barngenerasjonen. I estimatet frå denne oppgåva er avhengig variabel barns gjennomsnittlege inntekt fra 29-32 år. Uavhengig variabel er gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998. Norske estimat er med kohortane 77-83 for barn, og 40-60 for foreldre.

Hermansen sitt estimat avviker ein del frå denne analysen sitt. Ettersom Hermansens utval har gitt fleire observasjonar, vil dette seie at Hermansen, i forhold til denne oppgåva, har selektert over dimensjonar som gir høgare IGE. Eksempelvis vil tiltaket å inkludere 34-åringar til trass for berre éin inntektsobservasjon, 33-åringar med to observasjonar, osv, bidra til å drive IGE-oppover. Det føreset at den potensielle livssykluskeivheita Hermansen eliminerer er sterkare enn den klassiske målefeilen han tilfører.

Samanlikning av oppgåva sine estimat med tidligare norske estimat, må i hovudsak basere seg på inntektsmålet *pensjonsgivande inntekt*. For innfødde estimerer eg i hovudresultatet (tabell 5) denne til 0,165, som er nokså konsekvent med tidligare forskning. Spesielt Jäntti et al (2006) sitt estimat på 0,173 liknar. Noko av den tidligare forskinga referert i seksjon 4.3 skiller på søner og døtre sin IGE, og dermed er ei direkte samanlikning av begrensa verdi. Dersom ein *antek* at innfødde IGE tilsvarar gjennomsnittet av søner og døtre sin IGE, ligg denne oppgåvas estimat noko *under* dei øvrige i litteraturen, eksempelvis Nilsen et al (2012). Unntaka er Bratberg et al (2005) og Pekkarinen et al (2017), som har mindre estimat.

8 Diskusjon og avslutning

Formålet med oppgåva var å finne ut om innvandrarar og innfødde nordmenn har forskjellig intergenerasjonell mobilitet, og korleis ulike måtar å måle inntekt påverka mobilitetsestimata deira. Dette blei gjort ved å danne samanliknbare populasjonar innvandrarar og innfødde, for deretter å estimere IGE og IRM med fleire inntektsmål.

Hovudresultatet i seksjon 7.2 tyder på at innvandrarar er *meir* mobile, men *forskjellane* mellom innvandrarar og innfødde er ikkje alltid statistisk signifikante. Eksempelvis ligg innfødde IGE- og IRM-estimat innanfor konfidensintervallet til innvandra estimat for *samla inntekt*. Innvandrarar har lågare intergenerasjonell korrelasjon enn innfødde, for alle mål på inntekt utanom *lønsinntekt* med og utan overføringar.

Vidare viser hovudresultatet at IGE er sensitivt for inntektsmål. Spesielt sensitiv er IGE for inkludering eller ekskludering av offentlige overføringar, og effekten er ulik for innvandrarar og innfødde. Når ein endrar inntektsmål frå *samla inntekt* til *samla inntekt u/overføringar*, aukar innfødde sitt estimat seg frå 0,239 til 0,480, og innvandrars estimat reduserast frå 0,193 til 0,138. Inkludering og ekskludering av *netto næringsinntekt* har òg ulik effekt for innvandra og innfødde. Innfødde estimat går fra 0,252 med *yrkesinntekter* til 0,107 med *lønsinntekter*. Innvandrars sine tilsvarende estimat er nesten like, høvevis 0,076 og 0,072.

IGE sin samanheng med intergenerasjonell korrelasjon og relativ inntektsulikheit i generasjonane, viser at ein relativt sterkare samanheng mellom foreldre og barns inntekt (korrelasjon) gir *større intergenerasjonell persistens* dersom inntektsulikeita i barns generasjon er stor i forhold til foreldres inntektsulikheit. Resultata viser at dei største svingingane i IGE som følge av inntektsmål, er på grunn av store svingingar i inntektsulikheit. For dei fleste inntektsmåla er beveger intergenerasjonell korrelasjon seg likt for innvandra og innfødde, medan den relative inntektsulikeita kan endre seg drastisk. Eksempelvis er overgangen frå *samla inntekt* til *samla inntekt u/overføringar*. Innfødde sin intergenerasjonelle korrelasjon går frå 0,167 til 0,201, og innvandra sin frå 0,085 til 0,118. Barns inntektsulikheit i forhold til foreldres, gjekk for innfødde frå $\frac{0,459}{0,321}$ til $\frac{1,412}{0,590}$, og for innvandra frå $\frac{0,954}{0,430}$ til $\frac{2,023}{1,741}$.

Resultata for innvandrarars IRM, tyder på at innvandrarar nermar seg samfunnets gjennomsnittlege rank. Med lik IRM i komande generasjon, vil *barnabarna* av innvandrarar ha ein gjennomsnittleg rank mellom 0,09 og 0,20 vintilar under gjennomsnittet i samfunnet. For generasjonen etter, vil denne differansen vere neglisjerbar. I tillegg til konstant IRM dei komande generasjonane, forutsetter utrekningane at innvandrararpopulasjonen *ikkje* er i ein *steady state*-fase, men at dei framleis er i ein langsiktig integreringsprosess. Uavhengig om at forutsetningane held, er utviklinga i innvandrarars gjennomsnittlege rank frå foreldregenerasjonen til barnegenerasjonen eit teikn på nemnde utvikling.

Pensjonsgivande inntekt har vore mykje nytta i tidligare norsk litteratur, og er det einaste inntektsmålet som strekk seg tilbake før 1993. Ved IGE tyder inntektsulikheita til innvandrararforeldre på at ekskludering av uførepensjon (og dei andre stønadane ikkje inkludert i pensjonsgivande inntekt) gjer at *foreldra* til innvandrarar får svært stor ulikheit i inntekt, sannsynlegvis fordi mange har uførepensjon som primær inntektskjelde. Pensjonsgivande inntekt sin IGE er interessant ettersom det ligg til grunn i mykje norsk forskning på området. Variabelens svakheit i estimering av IGE er at den ikkje inneheld uførepensjon. Sensitiviteten ovanfor pensjonsgivande inntekt avhenger av i kor stor grad gruppa ein estimerer IGE for er på uførepensjon. Dette er eit viktig poeng frå oppgåvas resultat. Korrelasjonen og IRM-estimatet med pensjonsgivande inntekt er stabilt, som tyder på at *pensjonsgivande inntekt* likevel kan gjenspegle befolkninga *relativt* til kvarandre.

Verdt å merke i denne diskusjonen, er at sensitivitetsanalysene i seksjon 7.1 kan tyde på at estimata er prega av livssykluskeivheit. Dette er ikkje uforventa ettersom individa i analysen blir observert heilt ned i 29-års alder. Ein viktig føresetnad for å kunne gjere dei direkte samanlikningane over, er at den potensielle livssykluskeivheita er tilnerma lik for innfødde og innvandrarar. I praksis betyr det *enkeltårsinntekta* sin korrelasjon med *livstidsinntekt* må vere lik for innfødde og innvandra barn. Utvalet innvandrarar er teke for å vere samanliknbart med innfødde, blant anna ved at innvandring må ha skjedd før 5 fylte år. Dei innfødde og innvandra barna begynte på skule samtidig, og dette er ein god proxy på at ein entrar arbeidslivet samtidig.

Samanlikna med Hermansen (2016), estimerer eg lågare IRM, med same inntektsmål.

På grunn av at standardfeila i estimata er ikkje forskjellane signifikant forskjellige. Dei forskjellige estimata stammar av noko forskjellige utval, til trass for at begge oppgåvene gjorde liknande begrensingar på innvandringsalder. IGE-estimat for innfødde er samanliknbare med tidligare norske estimat i litteraturen. Dei samsvarar godt med Jäntti et al (2006), men har mindre avvik rundt dei øvrige norske estimata (Bratberg et al (2005), Nilsen et al (2012), Pekkarinen et al (2017)). Nokre avvik er ikkje uforventa gitt at livssyklusskeivheit og klassisk målefeil er forventa å spele ei viss rolle i mine estimat. Estimata for IGE og IRM samsvarer ganske godt med estimat i Bratberg et al (2017)

Heckman og Landersø (2017) bidreg til å plassere hovudfunna i ein internasjonal kontekst. Samanlikninga viser at i eit statisk arbeidsmarked, er innfødde inntektspersistens (IGE) større enn Danmarks og USAs, når ein ekskluderer overføringar. Dette tyder på at Noreg sin mobilitet er veldig avhengig av velferdsstaten, også i ein internasjonal kontekst. Dette fordi inntekta til mange norske innfødde *barn* i analysen er relativt avhengige av overføringar som inntekt, indikert ved større endring i barns inntektsulikheit i forhold til USA og Danmark.

IGE sin sensitivitet for inntektsmål, reiser spørsmålet om IGE *åleine* er tilstrekkelig for å få eit godt bilete på *mobilitet* i eit samfunn. Eksempelvis verkar *overføringar* i tabell 5 sterkt dempane på estimat. Det same gjer *netto næringsinntekter* når ein ser på forskjellen mellom løns- og yrkesinntekter for innfødde. Både intergenerasjonell korrelasjon og IRM er meir robuste over ulike inntektsmål. Begge estimata standardiserer inntekta, og gjer målet uavhengig av ulikheit i inntekt. Korrelasjonen estimerer i kva grad der er *lineær samanheng* mellom foreldre og barns inntekt, og IRM rangerer individ. Oppgåvas estimat for IGE, IRM og intergenerasjonell korrelasjon viser viktigheita av å tolke IGE som *persistensen*, medan korrelasjonen og IRM viser ein standardisert *samanheng* mellom generasjonane si inntekt.

Referansar

- Altinn (2019), Naturalytelser, tilgjengeleg på <https://www.altinn.no/starte-og-drive/arbeidsforhold/lonn/naturalytelser/>.
- Aydemir, A., Chen, W., og Corak, M. (2009), Intergenerational Earnings Mobility Among the Children of Canadian Immigrants, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.91(2), pp. 377-397.
- Aydemir, A. og Borjas, G. (2011), Attenuation Bias in Measuring the Wage Impact of Immigration, *Journal of Labor Economics*, Vol 29(1), pp. 69-112.
- Aydemir, A., Chen, W., og Corak, M. (2013), Intergenerational Education Mobility among the Children of Canadian Immigrants, *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, Vol. 39.
- Baker, M. og Solon, G. (2003), Earning Dynamics and inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records, *Journal of Labor Economics*, Vol. 21(2), pp. 289-321.
- Becker, G. og Tomes, N. (1979), An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility, *Journal of Political Economy*, Vol 87, pp. 1153-1189.
- Becker, G. og Tomes, N. (1986), Human Capital and the Rise and Fall of Families, *Journal of Labor Economics*, Vol 4(3, part 2), pp. 1-39.
- Bhattacharya, D. og Mazumder, B. (2011), A nonparametric analysis of black-white differences in intergenerational income mobility in the United States: Intergenerational income mobility, *Quantitative Economics*, Vol. 2(3), pp. 335-379.
- Black, S. og Devereux, P. (2011), Recent Developments in Intergenerational Mobility, *Handbook of Labor Economics*, Vol 4B, pp. 1487-1541.
- Bolotnyy, V. og Bratu, C. (2018), The Intergenerational Mobility of Immigrants and the Native-Born: Evidence from Sweden. *Harvard University Working Paper*.
- Borjas, G. (1995), Assimilation and Changes in Cohort Quality Revisited: What Happened to Immigrant Earnings in the 1980s, *Journal of Labor Economics*, Vol 13(2), pp. 201-245.
- Bratberg, E., Nilsen, Ø., og Vaage, K. (2005), Intergenerational Earnings Mobility in Norway: Levels and Trends, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 107(3), pp. 419-435.
- Bratberg, E., Davis, J., Mazumder, B., Nybom, M., Schnitzlein, D., og Vaage, K. (2017), A Comparison of Intergenerational Mobility Curves in Germany, Norway, Sweden, and the US*, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol 119(1), pp. 72-101.
- Bratsberg, B. Raaum, O., og Røed, K. (2011), Yrkesdeltaking på lang sikt blant ulike innvandringsgrupper i Norge, *Frisch Rapport* Vol. 1.
- Bratsberg, B., Raaum, O., og Røed, K. (2012), Educating children of immigrants: Closing the gap in Norwegian schools*, *Nordic Economic Policy Review*, Vol 1, pp. 211-251.

- Bratsberg, B., Raaum, O., og Røed, K. (2014), Immigrants, Labour Market Performance and Social Insurance, *Economic Journal*, Vol. 124(580), pp. F644-F683.
- Card, D. (1999), Causal Effect of Education on Earnings, *Handbook of Labor Economics*, Vol 3A, pp. 1801-1863.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., og Saez, E. (2014), Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129(4), pp. 1553-1623.
- Chetty, R., Hendren, N., Jones, M., og Porter, S. (2018), Race and Economic Opportunity in the United States: An Intergenerational Perspective, *NBER Working Paper*.
- Connolly, M., Corak, M. og Haeck, C. (2019), Intergenerational Mobility Between and within Canada and the United States, *NBER Working Paper*.
- Corak, M. (2008), Immigration in the Long Run, The Education and earnings Mobility of Second-Generation Canadians, *IRPP Choices*, Vol. 14(13).
- Corak, M. (2013), Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 27(3), pp. 79-102.
- Dahl, M. og DeLeire, T. (2008), The Association Between Children's Earnings and Fathers' Lifetime Earnings: Estimates Using Administrative Data, *University of Wisconsin-Madison*, Institute for Research and Poverty.
- Eurostat (2019), Tax rate, tilgjengeleg på https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/earn_nt_taxrate.
- Finansdepartementet (2018), Muligheter for alle, Meld. St. 13.
- FN (2019), Standard country or area codes for statistical use (M49), tilgjengeleg på <https://unstats.un.org/unsd/methodology/m49/>.
- Galton, F. (1886), Regression towards Mediocrity in Hereditary Stature, *Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*, Vol.15, pp246-263.
- Grawe, N. (2004), Reconsidering the Use of Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility as a Test for Credit Constraints, *Journal of Human Resources*, Vol 39, pp. 813.
- Haider, S. og Solon, G. (2006), Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings, *American Economic Review*, Vol. 96(4), pp. 1308-1320.
- Han, S., Mulligan, C. (2001), Human Capital, Heterogeneity and Estimated Degrees of Intergenerational Mobility, *Economic Journal*, Vol. 111, pp. 207-243.
- Heckman, J. og Landersø, R. (2017), The Scandinavian Fantasy: The Sources of Intergenerational Mobility in Denmark and the US, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 119(1), pp. 178-230.
- Heckman, J. og Landersø, R. (2017), The Scandinavian Fantasy: The Sources of Intergenerational Mobility in Denmark and the US Web Appendix, tilgjengeleg på http://www.nber.org/data-appendix/w22365/Fantasy_Web-App_2016-06-11b_RL.pdf.
- Helsø, A. (2018), Labor Supply and Earnings: In old age, in bad health, and across generations, *Department of Economics, University of Copenhagen*, PhD thesis.

- Hermansen, A. (2016), Moving Up or Falling Behind? Intergenerational Socioeconomic Transmission among Children of Immigrants in Norway, *European Sociological Review*, Vol. 32(5) pp. 675-689.
- Hoen, M., Markussen, S., og Røed, K. (2018), Immigration and Social Mobility, *Institute of Labor Economics*, DP No. 11904.
- Jäntti, M., Björklund, A., Bratsberg, B., Eriksson, T., Naylor, R., Røed, K., Raaum, O., og Österbacka, E. (2006), American Exceptionalism in a New Light: A Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic Countries, the United Kingdom and the United States, *Institute of Labor Economics*, DP No. 1938.
- Juhn, C., Murphy, K., og Pierce, B. (1993), Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill, *Journal of Political Economy*, Vol. 101(3), pp. 410-442.
- Lovdata (1966), Lov om folketrygd (folketrygdloven), tilgjengelig på <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1997-02-28-19>.
- Lovdata (2017), Lov om offisiell statistikk og Statistisk Sentralbyrå, tilgjengelig på <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1989-06-16-54>.
- Lånecassen (2019), Grenser for inntekt og formue, tilgjengelig på <https://www.lanekassen.no/inntektogformue>.
- NAV (2016), Pensjonsgivende inntekt, tilgjengelig på <https://www.nav.no/rettskildene/Rundskriv/3-15-pensjonsgivende-inntekt>.
- Markussen, S. og Røed, K. (2017), Egalitarianism under Pressure: Toward Lower Economic Mobility in the Knowledge Economy?, *Institute of Labor Economics*, DP No. 10664.
- Mazumder, B. (2005), Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, pp. 235-255.
- Mazumder, B. (2014), Black–white differences in intergenerational economic mobility in the United States, *Economic Perspectives*, Vol. 38.
- Mazumder, B. (2015), Estimating the Intergenerational Elasticity and Rank Association in the US: Overcoming the Current Limitations of Tax Data, *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper Series WP-2015-4*.
- Mazumder, B. (2018), Intergenerational Mobility in the United States: What We Have Learned from the PSID, *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 6850(1), pp. 213-234.
- Microdata.no (2018a), Brukermanual for microdata.no, tilgjengelig på <https://microdata.no/brukermanual.pdf>.
- Microdata.no (2018b), Ofte stilte spørsmål, tilgjengelig på <https://microdata.no/faq/>.
- Microdata.no (2018c), Om microdata.no, tilgjengelig på <https://microdata.no/about/>.
- Microdata.no (2018d), Variabeloversikt, tilgjengelig på <https://microdata.no/discovery>.
- Mitnik, P., Bryant, V., Grusky, D., og Weber, M. (2015), New Estimates of Intergenerational

- Mobility Using Administrative Data, *Stanford Center on poverty and Inequality*.
- Nilsen, Ø., Vaage, Kjell., Aakvik, Arild., og Jacobsen, Karl. (2012), Intergenerational Earnings Mobility Revisited: Estimates Based on Lifetime Earnings*, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.114(1), pp. 1-23.
- Norberg-Schulz, M. og Østhus, S. (2018), Geografiske forskjeller i inntektsmobilitet i Norge, *Samfunnsøkonomisk Analyse*, Rapport 31-2018.
- OECD (2017), Catching Up? Intergenerational Mobility and Children of Immigrants, *OECD Publishing*.
- Pekkarinen, T., Salvanes, K., og Sarvimäki, M. (2017), The Evolution of Social Mobility: Norway during the Twentieth Century, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 119(1), pp. 5-33.
- Raaum, O., Salvanes, K., og Sørensen, E. (2006), The Neighbourhood is Not What it Used to be, *Economic Journal*, Vol. 116(508), pp. 200-222.
- Solon, G. (1992), Intergenerational Income Mobility in the United States, *The American Economic Review*, Vol. 82(3), pp. 393-408.
- Solon, G. (1999), Intergenerational Mobility in the Labor Market, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, pp. 1761-1800.
- Solon, G. (2004), A model of intergenerational mobility variation over time and place, *Cambridge University Press*, pp 38-47.
- Statistisk Sentralbyrå (2008), Standard for gruppering av personer etter innvandringsbakgrunn, tilgjengelig på <https://www.ssb.no/klass/klassifikasjoner/82>.
- Statistisk Sentralbyrå (2018a), Norskopplæring for voksne innvandrere, tilgjengelig på <https://www.ssb.no/nopplinnv>.
- Statistisk Sentralbyrå (2018b), Fakta om Innvandring, tilgjengelig på <https://www.ssb.no/innvandring-og-innvandrere/faktasider/innvandring>.
- Statistisk Sentralbyrå (2019a), Innvandrere og norskfødde med innvandreforeldre, tilgjengelig på <https://www.ssb.no/befolkning/statistikker/innvbef>.
- Statistisk Sentralbyrå (2019b), Konsumprisindeksen, tilgjengelig på <https://www.ssb.no/kpi>.
- Statistisk Sentralbyrå (1999), Norge et innvandringsland siden 1971, tilgjengelig på <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/norge-et-innvandringsland-siden-1971>.
- Statistisk Sentralbyrå (2019c), Variabeldefinisjoner, tilgjengelig på <https://www.ssb.no/a/metadata/definisjoner/variabler/main.html>.
- University of Michigan (2019), The Panel Study of Income Dynamics (PSID), tilgjengelig på <https://psidonline.isr.umich.edu/>.
- Wooldridge, J. (2016), Introductory Econometrics, *Cengage Learning*, 6. utgåve, pp. 1-59.
- Zimmerman, D. (1992), Regression Toward Mediocrity in Economic Stature, *The American Economic Review*, Vol. 82(3), pp. 409-429.

Appendix

Tabellar

Tabell 12: IGE med foreldreinntekter aggregert over forskjellige år.

Foreldres inntekt		innvandrere	innfødde
frå	til		
1998	1998	0,145 (0,026)	0,189 (0,002)
1997	1998	0,166 (0,028)	0,217 (0,003)
1996	1998	0,177 (0,030)	0,224 (0,003)
1995	1998	0,182 (0,031)	0,230 (0,003)
1994	1998	0,188 (0,032)	0,235 (0,003)
1993	1998	0,193 (0,033)	0,239 (0,003)
n		4 801*	259 117

Standardfeil i parentes. Avhengig variabel er gjennomsnittet av barns inntekt i aldrar 29-32 år.

*N i 1998-1998 er 4788, og dei andre er 4801.

Tabell 13: IGE med fars inntekt aggregert over forskjellige år.

Far inntekt		innvandrere	innfødde
frå	til		
1998	1998	0,043 (0,019)	0,105 (0,002)
1997	1998	0,070 (0,020)	0,143 (0,002)
1996	1998	0,082 (0,022)	0,151 (0,002)
1995	1998	0,086 (0,023)	0,157 (0,002)
1994	1998	0,093 (0,024)	0,162 (0,002)
1993	1998	0,093 (0,025)	0,167 (0,002)
n		4 801*	259 117

Standardfeil i parentes. Avhengig variabel er gjennomsnittet av barns inntekt i aldrar 29-32 år.

*N i 1998-1998 er 4735, og dei andre er 4801.

Tabell 14: IRM med foreldreinntekt aggregert over forskjellige år.

Foreldres inntekt		IRM innvandrere	IRMinnfødd
frå	til		
1998	1998	0,153 (0,017)	0,187 (0,002)
1997	1998	0,156 (0,017)	0,191 (0,002)
1996	1998	0,160 (0,017)	0,192 (0,002)
1995	1998	0,159 (0,017)	0,193 (0,002)
1994	1998	0,163 (0,016)	0,193 (0,002)
1993	1998	0,163 (0,017)	0,193 (0,002)
n		4 830	259 117

Standardfeil i parentes. Avhengig variabel er barns inntektsposisjon i samfunnet (vintilar) berekna frå gjennomsnittet av inntekt i aldrar 29-32 år.

Tabell 15: IGE med barns inntekt aggregert over forskjellige aldrar.

Barns alder		innvandrara	innfødde
frå	til		
28	28	0,062 (0,051)	0,121 (0,004)
29	29	0,195 (0,050)	0,177 (0,004)
30	30	0,201 (0,049)	0,221 (0,004)
31	31	0,223 (0,050)	0,241 (0,003)
32	32	0,218 (0,050)	0,259 (0,003)
31	32	0,187 (0,040)	0,255 (0,003)
30	32	0,184 (0,037)	0,249 (0,003)
29	32	0,193 (0,033)	0,239 (0,003)
28	32	0,183 (0,027)	0,225 (0,003)
n		4 801*	259 117**

Inntektsvariabel er samla inntekt. Uavhengig variabel er aggregert gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998.

*N varierer: 28: 4764, 29: 4783, 30: 4780, 31: 4775, 32: 4774, 31-32: 4785, 30-32: 4793, 29-32: 4801, 28-32: 4782.

**N varierer: 28 og 28-32: 258364, og dei andre er 259117.

Tabell 16: IRM med barns inntekt aggregert over forskjellige aldrar.

Barns alder		innvandrara	innfødde
frå	til		
28	28	0,099 (0,017)	0,113 (0,002)
29	29	0,127 (0,017)	0,150 (0,002)
30	30	0,140 (0,017)	0,174 (0,002)
31	31	0,169 (0,017)	0,191 (0,002)
32	32	0,184 (0,017)	0,201 (0,002)
31	32	0,184 (0,017)	0,201 (0,002)
30	32	0,172 (0,017)	0,198 (0,002)
29	32	0,163 (0,017)	0,193 (0,002)
28	32	0,153 (0,017)	0,183 (0,002)
n		4 830	259 117

Standardfeil i parentes. Inntektsvariabel er samla inntekt. Uavhengig variabel er aggregert gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998.

Tabell 17: IGE for ulike inntektsmål, berre fars inntekt.

Inntektsmål	IGE innvandrarak	IGE innfødde
Samla inntekt	0,092 (0,025)	0,167 (0,002)
Samla inntekt etter skatt	0,066 (0,026)	0,147 (0,002)
Samla inntekt u/overføringar	0,090 (0,013)	0,243 (0,003)
Samla inntekt u/kapitalinntekter	0,083 (0,018)	0,156 (0,002)
Yrkesinntekter	0,063 (0,011)	0,135 (0,002)
Lønsinntekter	0,050 (0,011)	0,055 (0,002)
Lønsinntekter m/overføringar	0,018 (0,010)	0,026 (0,001)
Pensjonsgivande inntekt	0,043 (0,009)	0,086 (0,002)
n	4 801*	259 117**

Standardfeil i parentes. Uavhengig variabel er aggregert gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998. Avhengig variabel er gjennomsnittet av barns inntekt i aldrar 29-32 år.

*N varierer: Samla inntekt: 4801, samla inntekt etter skatt: 4801, samla inntekt u/overføringar: 4795, samla inntekt u/kapitalinntekter: 4775, yrkesinntekter: 3893, lønsinntekter: 3617, lønsinntekter m/overføringar: 4700, pensjonsgivande inntekt: 3953.

**N varierer: Samla inntekt: 259117, samla inntekt etter skatt: 259028, samla inntekt u/overføringar: 259117, samla inntekt u/kapitalinntekter: 259117, yrkesinntekter: 248399, lønsinntekter: 236067, lønsinntekter m/overføringar: 257095, pensjonsgivande inntekt: 252408.

Tabell 18: IRM for ulike kvantilinndelingar.

Inndeling		innvandrarakar	innfødde
vintil (20-del)	IRM	0,163 (0,017)	0,193 (0,002)
	$\rho_{V_t, V_{t-1}}$	0,139	0,191
	σ_{V_t}	6,263	5,740
	$\sigma_{V_{t-1}}$	5,322	5,679
desil (10-del)	IRM	0,160 (0,017)	0,192 (0,002)
	$\rho_{D_t, D_{t-1}}$	0,136	0,188
	σ_{D_t}	3,096	2,860
	$\sigma_{D_{t-1}}$	2,621	2,795
kvintil (5-del)	IRM	0,153 (0,017)	0,182 (0,002)
	$\rho_{Q_t, Q_{t-1}}$	0,127	0,181
	σ_{Q_t}	1,502	1,409
	$\sigma_{Q_{t-1}}$	1,247	1,399
n		4 830	259 117

Estimert med *samla inntekt* som inntektsvariabel. Standardfeil i parantes. Korrelasjonskoeffisient og tilhørande inntektsulikheit inkludert.

Tabell 19: IGE med forskjellige foreldrekohortar

Kohortar	innvandrarak	innfødde
alle	0,184 (0,028)	0,245 (0,003)
n	5 771	239 278
>1940	0,185 (0,019)	0,248 (0,003)
n	5 392	281 616
<1960	0,191 (0,022)	0,238 (0,003)
n	5 180	270 748
1940-1960	0,193 (0,033)	0,239 (0,003)
n	4 801	259 117

Estimert med *samla inntekt* som inntektsvariabel. Standardfeil i parentes. Avhengig variabel er gjennomsnittet av barns inntekt i aldrar 29-32 år, for kohortane 77-83. Uavhengig variabel er gjennomsnittleg foreldreinntekt frå 1993-1998, med kohortbegrensingane beskive i tabellen.

Tabell 20: Intergenerasjonell korrelasjon og inntektsulikheit for ulike inntektsmål, for estimat i tabell 4.

Inntektsmål		Norskfødde barn av innvandrarak	Utanlandsfødde barn av innvandrarak
Samla inntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,109	0,048
	$\sigma \ln y_t$	0,888	0,993
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,393	0,419
Samla inntekt etter skatt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,090	0,032
	$\sigma \ln y_t$	0,820	0,924
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,317	0,337
Samla inntekt u/overføringar	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,130	0,106
	$\sigma \ln y_t$	1,967	2,113
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,720	1,583
Samla inntekt u/kapitalinntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,140	0,074
	$\sigma \ln y_t$	0,684	0,762
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,397	0,420
Yrkesinntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,110	0,115
	$\sigma \ln y_t$	1,018	1,067
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,540	1,173
Lønsinntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,103	0,118
	$\sigma \ln y_t$	1,101	1,111
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,679	1,316
Lønsinntekt m/overføringar	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,102	0,106
	$\sigma \ln y_t$	0,748	0,742
	$\sigma \ln y_{t-1}$	0,585	0,550
Pensjonsgivande inntekt	$\rho \ln y_t, \ln y_{t-1}$	0,098	0,119
	$\sigma \ln y_t$	0,772	0,797
	$\sigma \ln y_{t-1}$	1,398	1,171
n		3 155	1 675

ρ er intergenerasjonell korrelasjonskoeffisient i inntekt, og σ er inntektsulikheita i generasjonen. N varierer: Samla inntekt: 3140, samla inntekt etter skatt: 3140, samla inntekt u/overføringar: 3135, samla inntekt u/kapitalinntekter: 3121, yrkesinntekter: 2738, lønsinntekter: 2607, lønsinntekter m/overføringar: 3079, pensjonsgivande inntekt: 2768.

**N varierer: Samla inntekt: 1661, samla inntekt etter skatt: 1661, samla inntekt u/overføringar: 1650, samla inntekt u/kapitalinntekter: 1654, yrkesinntekter: 1438, lønsinntekter: 1377, lønsinntekter m/overføringar: 1621, pensjonsgivande inntekt: 1477.

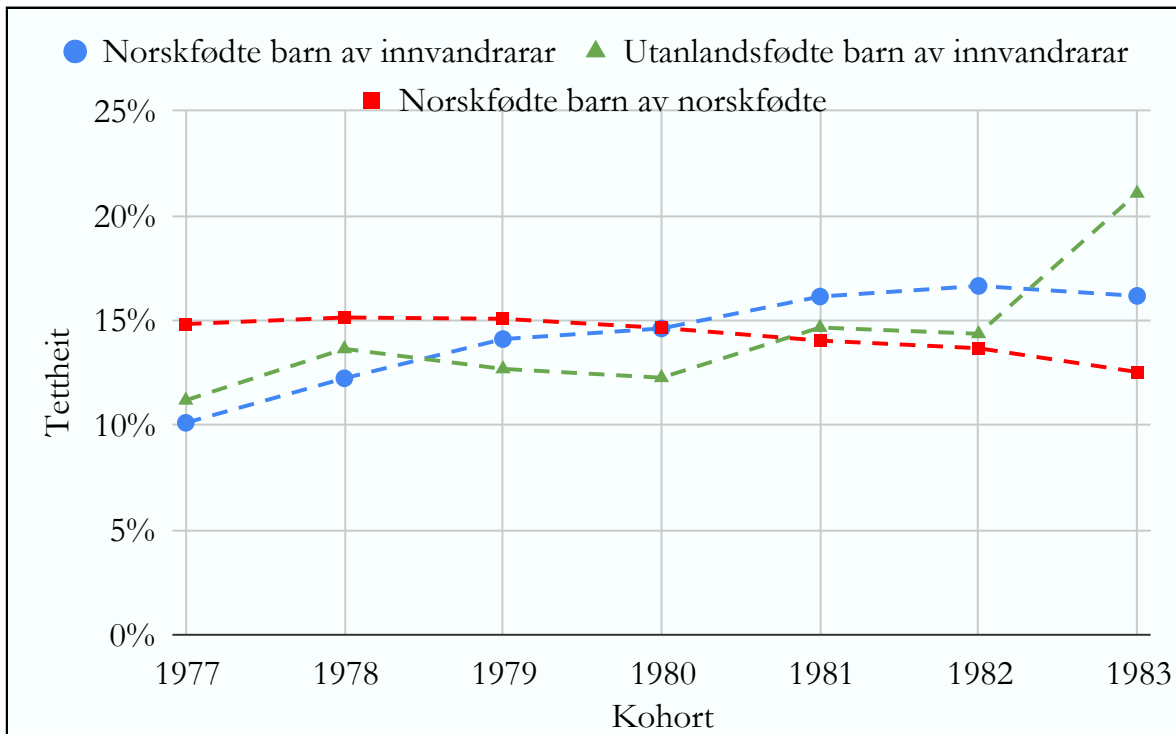
Tabell 21: Predikert differanse i innfødtes og innvandras gjennomsnittlige rank for ulike inntektsmål.

Inntektsmål	observert		predikert		
	$t - 1$	t	$G = 1$	$G = 2$	$G = 3$
Samla inntekt	5,11	0,73	0,12	0,02	0,003
Samla inntekt etter skatt	4,71	0,66	0,09	0,01	0,002
Samla inntekt u/overføringar	5,51	0,80	0,14	0,03	0,005
Samla inntekt u/kapitalinntekt	5,28	0,77	0,12	0,02	0,003
Yrkesinntekt	5,54	0,79	0,14	0,03	0,004
Lønsinntekt	4,72	1,03	0,20	0,04	0,007
Lønsinntekt m/overføringar	3,91	1,02	0,18	0,03	0,005
Pensjonsgivande inntekt	5,28	0,72	0,12	0,02	0,003

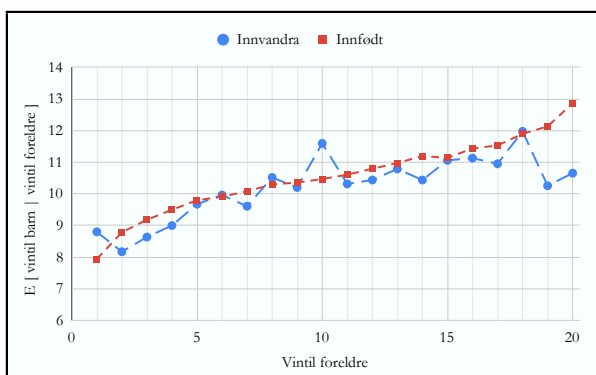
Følger Chetty et al (2018) sin formel $\Delta \overline{y_{t+s}} = \delta^G \Delta \overline{y_t}$. Inntektsforskjellen i barns generasjon i dataen svarer til t -kollonnen.

Figurar

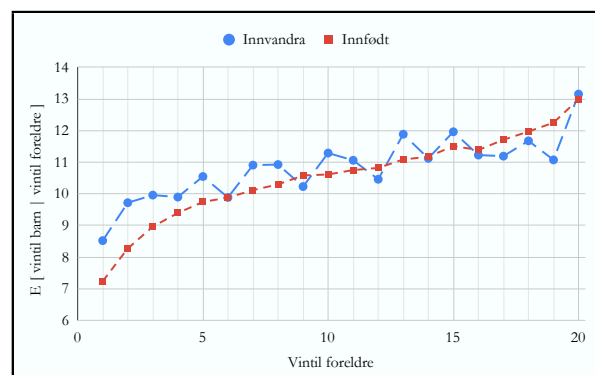
Figur 9: Barns kohorttettleik.



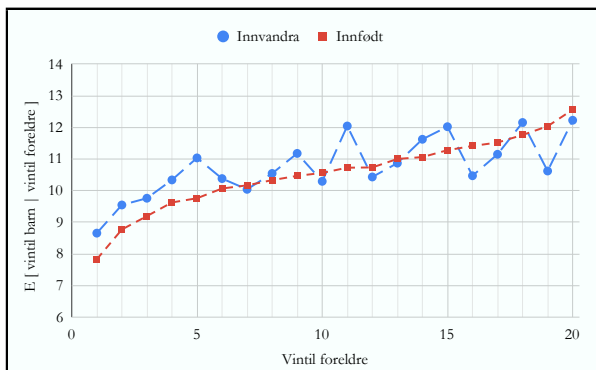
Figur 10: Barns forvent a vintil, gitt foreldrevintil, *samla inntekt*.



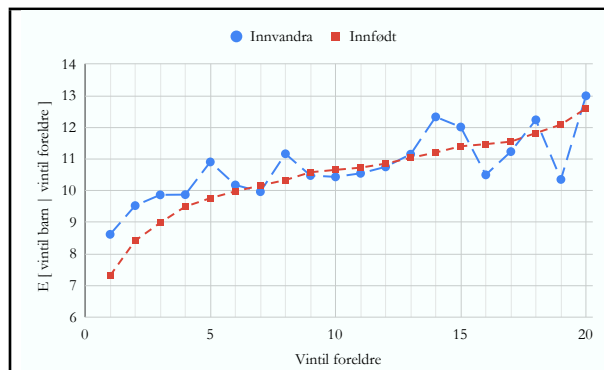
Figur 11: Barns forvent a vintil, gitt foreldrevintil, *samla inntekt u/overføringar*.



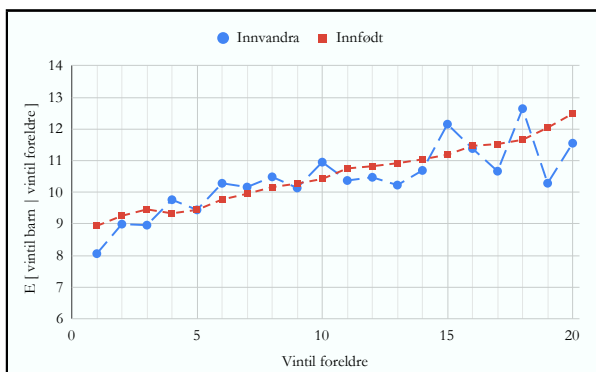
Figur 12: Barns forventede vintil, gitt foreldrevintil, *pensjons-givende inntekt*.



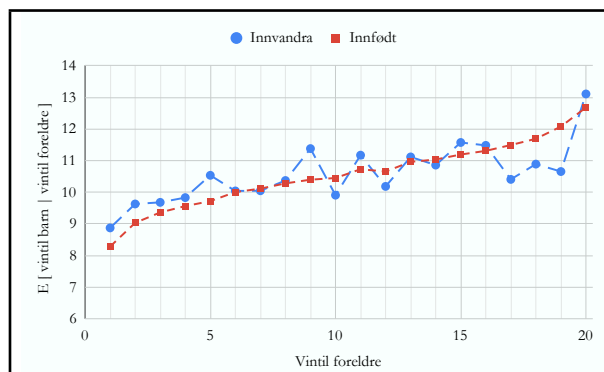
Figur 13: Barns forventede vintil, gitt foreldrevintil, *yrkesinntekt*.



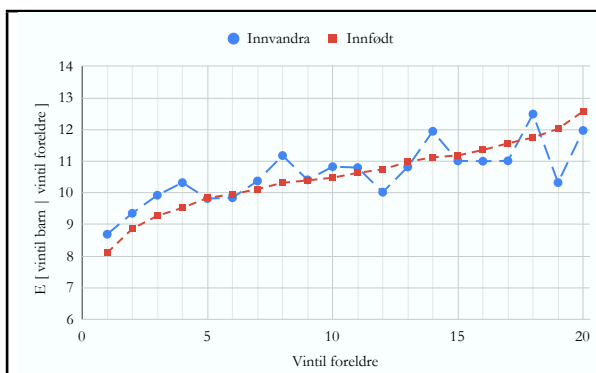
Figur 14: Barns forventede vintil, gitt foreldrevintil, *lønsinntekt*.



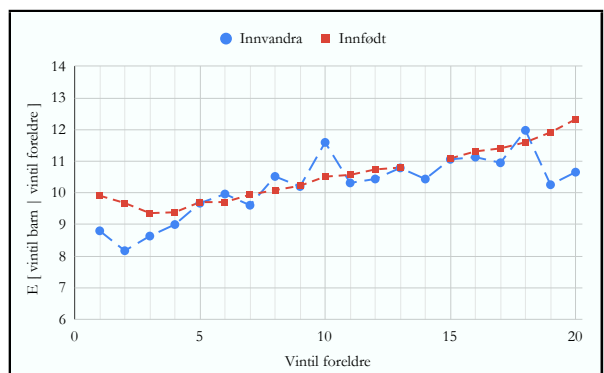
Figur 15: Barns forventede vintil, gitt foreldrevintil, *samla inntekt u/skatt*.



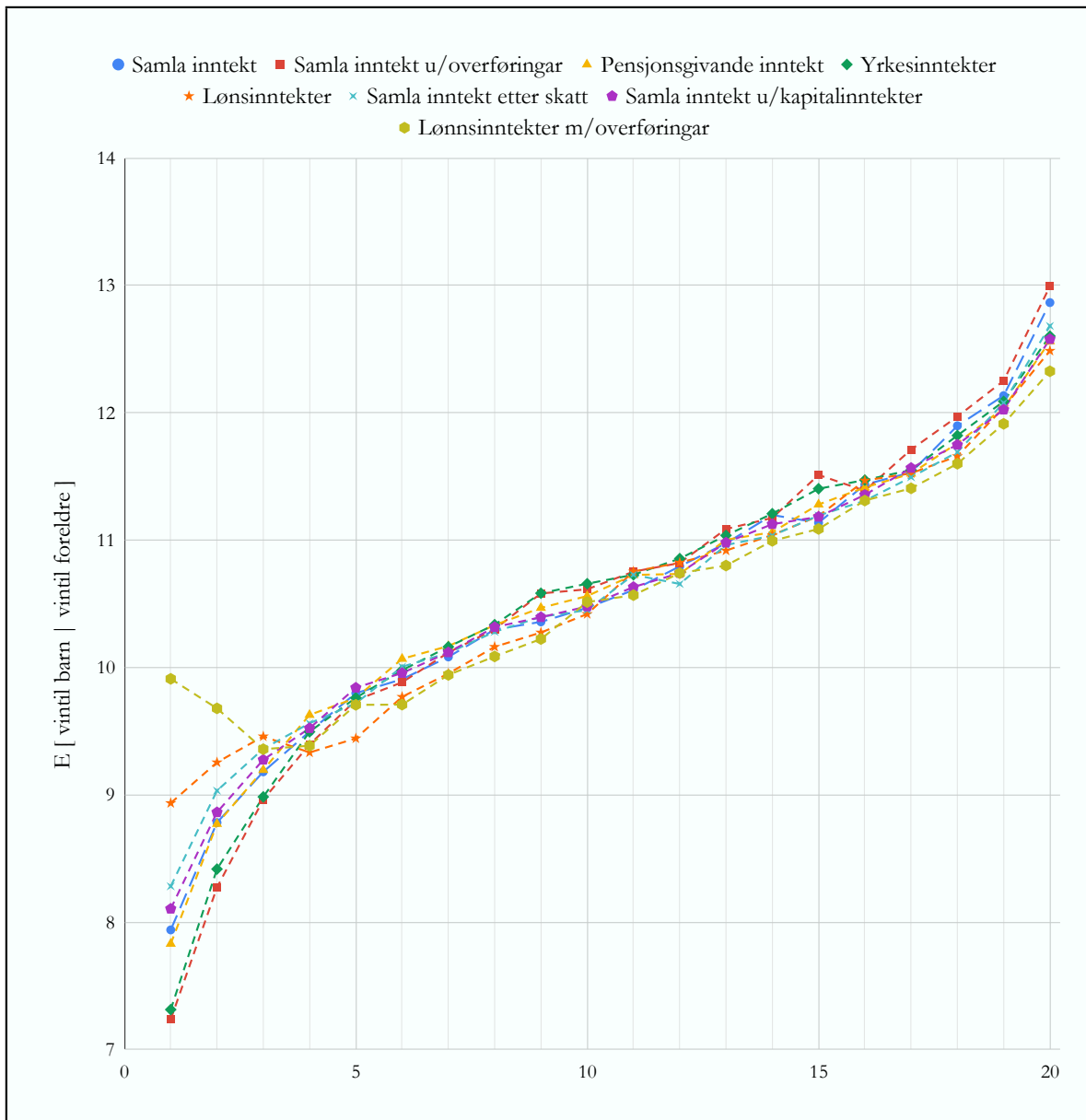
Figur 16: Barns forventede vintil, gitt foreldrevintil, *samla inntekt u/kapitalinntekter*.



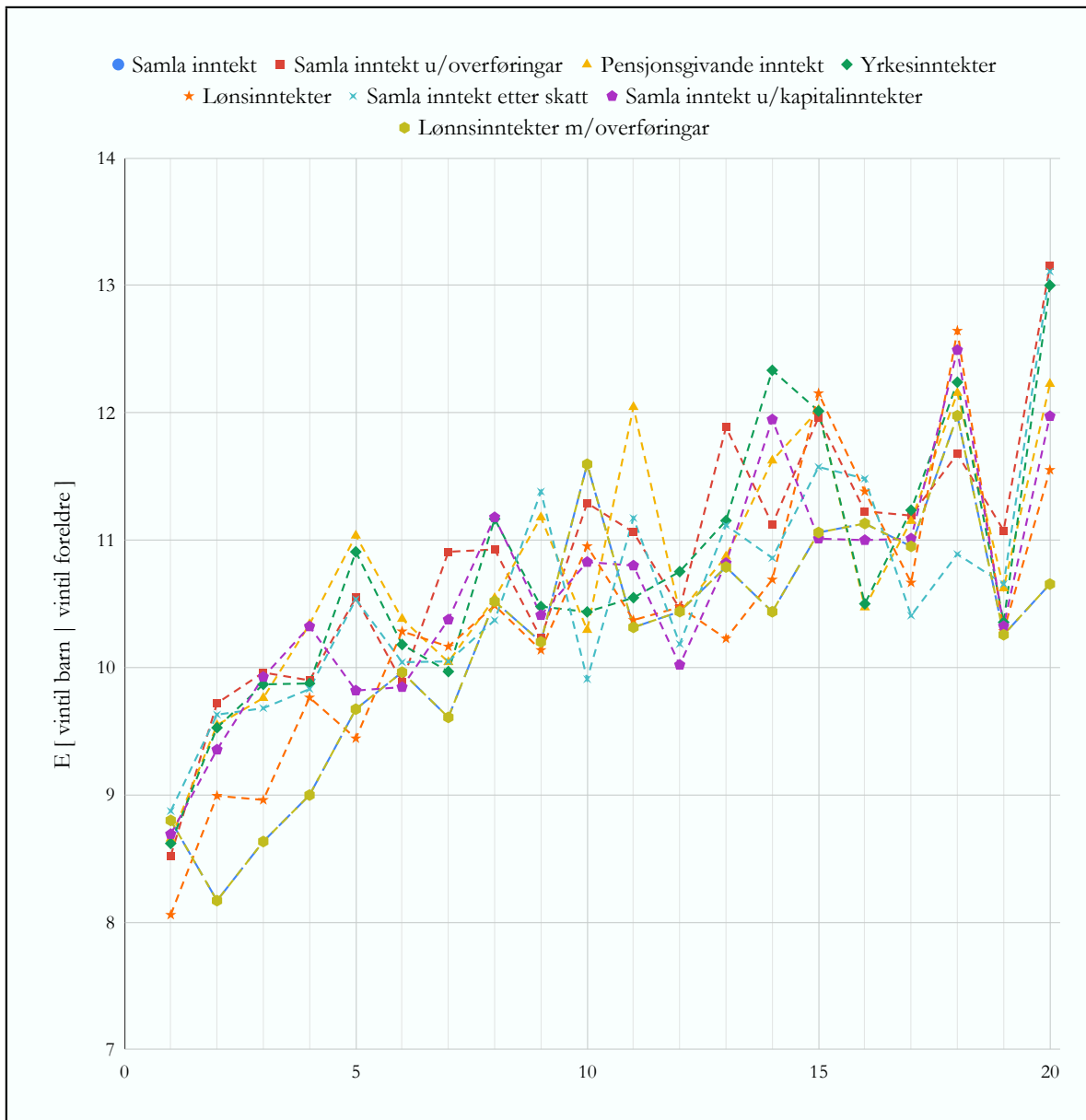
Figur 17: Barns forventede vintil, gitt foreldrevintil, *lønsinntekt*.



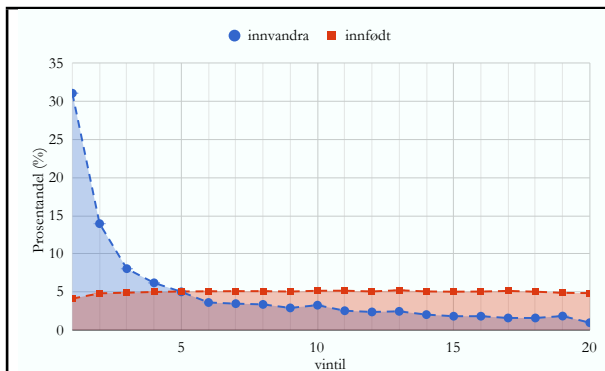
Figur 18: Innfødde barns forventa vintil, gitt foreldrevintil, for alle inntektsmål.



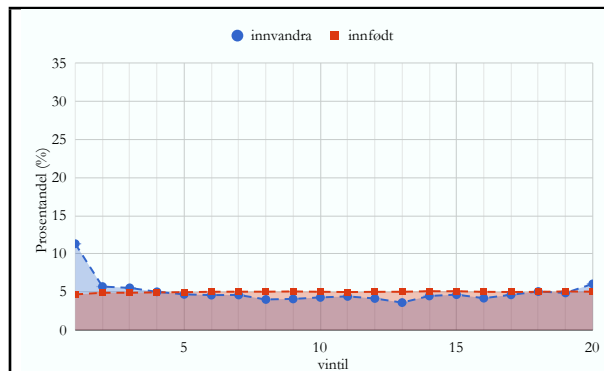
Figur 19: Innvandra barns forventna vintil, gitt foreldrevintil, for alle inntektsmål.



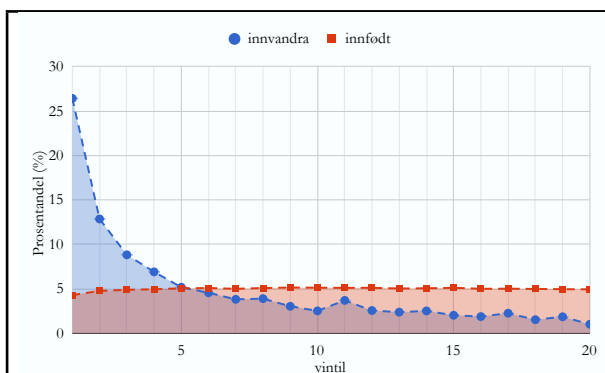
Figur 20: Andel foreldre i inntektsvintilar, *samla inntekt*.



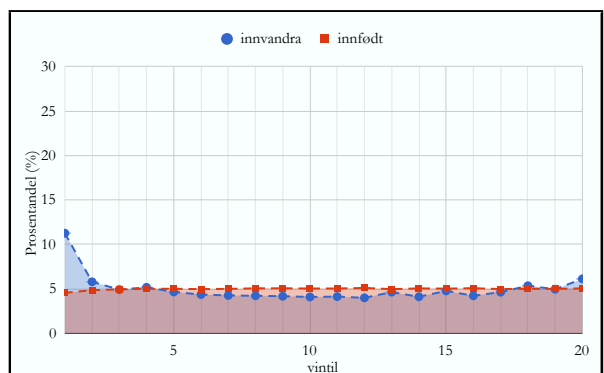
Figur 21: Andel barn i inntektsvintilar, *samla inntekt*.



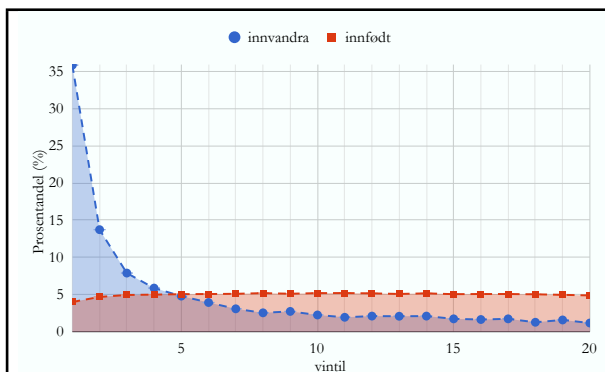
Figur 22: Andel foreldre i inntektsvintilar, *samla inntekt etter skatt*.



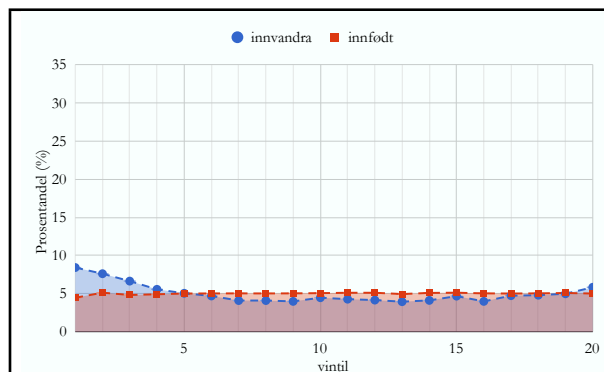
Figur 23: Andel barn i inntektsvintilar, *samla inntekt etter skatt*.



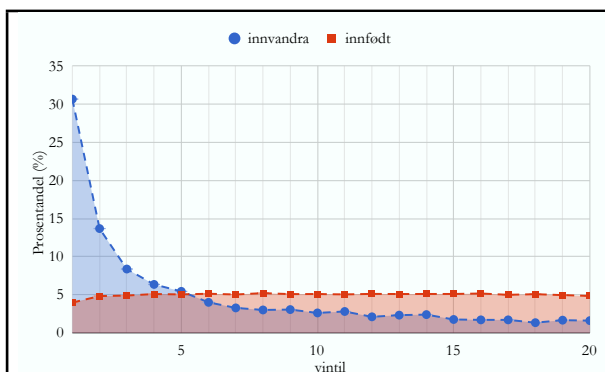
Figur 24: Andel foreldre i inntektsvintilar, *samla inntekt u/overføringar*.



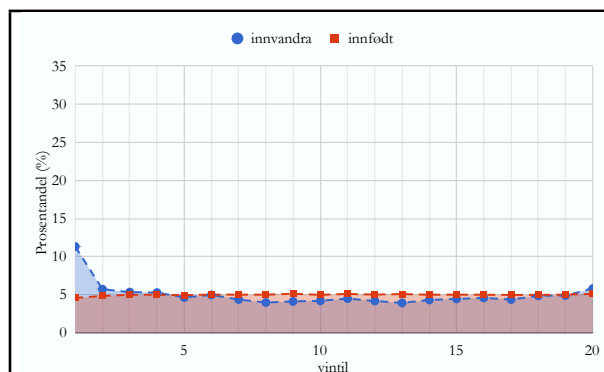
Figur 25: Andel barn i inntektsvintilar, *samla inntekt u/overføringar*.



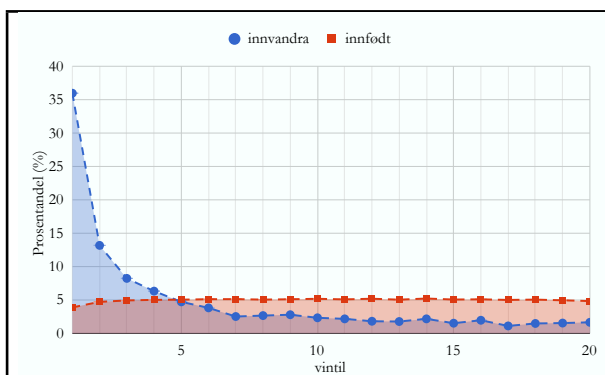
Figur 26: Andel foreldre i inntektsvintilar, *samla inntekt u/kapitalinntekter*.



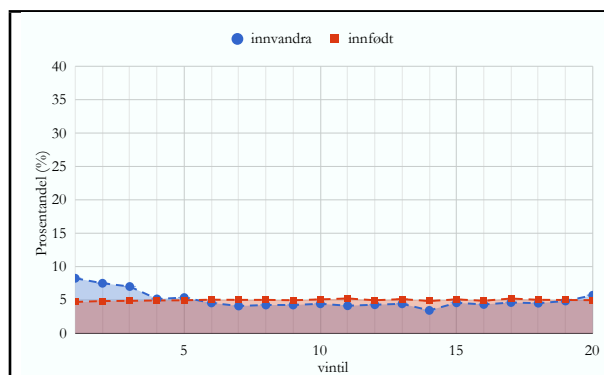
Figur 27: Andel barn i inntektsvintilar, *samla inntekt u/kapitalinntekter*.



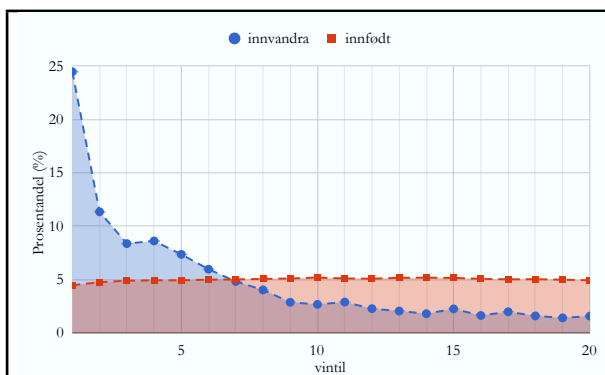
Figur 28: Andel foreldre i inntektsvintilar, *yrkesinntekter*.



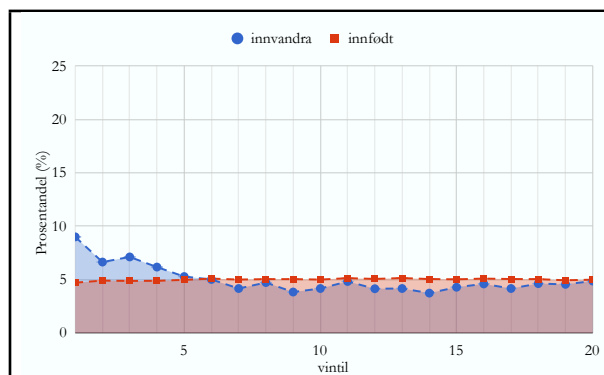
Figur 29: Andel barn i inntektsvintilar, *yrkesinntekter*.



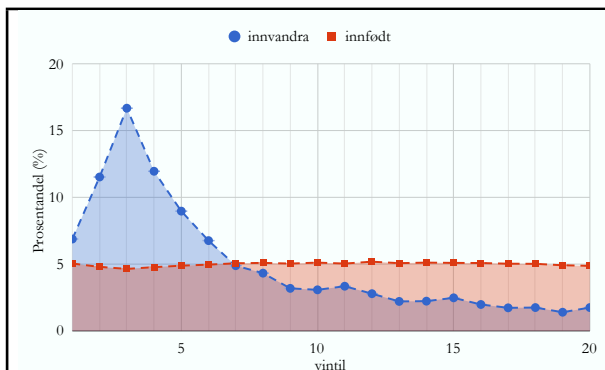
Figur 30: Andel foreldre i inntektsvintilar, *lønsinntekter*.



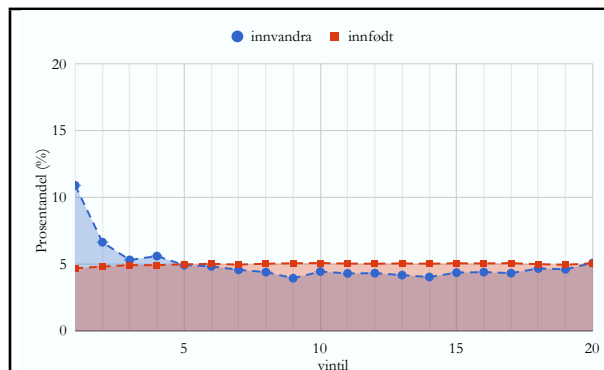
Figur 31: Andel barn i inntektsvintilar, *lønsinntekter*.



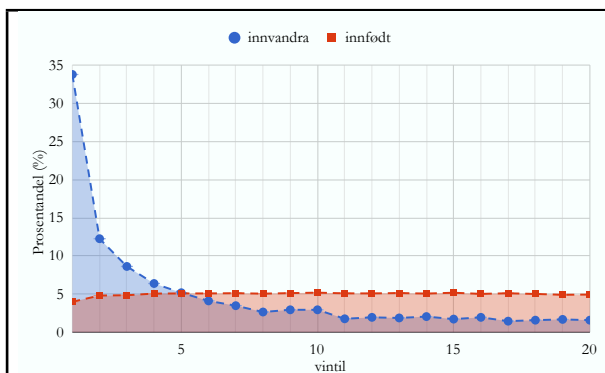
Figur 32: Andel foreldre i inntektsvintilar, *lønsinntekter med overføringer*.



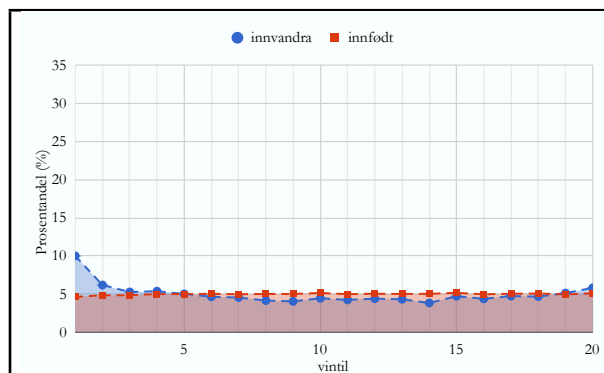
Figur 33: Andel barn i inntektsvintilar, *lønsinntekter med overføringer*.



Figur 34: Andel foreldre i inntektsvintilar, *pensjonsgivande inntekt*.



Figur 35: Andel barn i inntektsvintilar, *pensjonsgivande inntekt*.



Utleiing av Solon (2004)

Under følger full utleiing med mellomrekningar, av modellrammeverket analysert i Solon (2004), som er nytta i seksjon 3 på side 10. Drøfting og tolkning er forbeholdt nemnde seksjon.

Familiens budsjettbetingelse er

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

Barnets humankapital er gitt ved

$$h_{i,t} = \theta \log(I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Feilledet dekomponerast til

$$\varepsilon_{i,t} = \delta + \lambda \varepsilon_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (3)$$

Barnets inntekt skrivast

$$y_{i,t} = \mu + ph_{i,t} \quad (4)$$

Familiens nyttefunksjon kan skrivast

$$U_i = C_{i,t-1}^{1-\alpha} y_{i,t}^\alpha \quad (5)$$

Maksimering av likning (5) er ekvivalent med å maksimere

$$U_i = (1 - \alpha) \log C_{i,t-1} + \alpha \log y_{i,t} \quad (6)$$

Sett likning (1) og (2) inn i (6)

$$U_i = (1 - \alpha) \log[(1 - \tau)y_{i,t-1} - I_{i,t-1}] + \alpha \mu + \alpha \theta p \log(I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) + \alpha p \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Den partiellderiverte blir

$$\frac{\partial U_i}{\partial I_{i,t-1}} = \frac{-(1 - \alpha)}{(1 - \tau)y_{i,t-1} - I_{i,t-1}} + \frac{\alpha \theta p}{I_{i,t-1} + G_{i,t-1}} = 0 \quad (8)$$

Løyser for $I_{i,t-1}$. Sjå punktliste i seksjon 3 på side 13 for komparativ statikk.

$$I_{i,t-1} = \left[\frac{\alpha \theta p}{1 - \alpha(1 - \theta p)} \right] (1 - \tau)y_{i,t-1} - \left[\frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \theta p)} \right] G_{i,t-1} \quad (9)$$

For å finne kva som inngår i β , startar ein ved å redusere likning (4)

$$\log y_{i,t} = \mu + p[\theta \log(I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}] \quad (10)$$

Sett inn $I_{i,t-1}$ frå likning (9) inn i (10)

$$\log y_{i,t} = \mu + \theta p \log \left[\frac{\alpha \theta p}{a - \alpha(1 - \theta p)} \right] + \theta p \log \left\{ y_{i,t-1} \left[1 + \frac{G_{i,t-1}}{(1 - \tau)y_{i,t-1}} \right] \right\} + p\varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Dersom raten $\frac{G_{i,t-1}}{(1-\tau)y_{i,t-1}}$ er liten, kan (11) approksimerast til

$$\log y_{i,t} \cong \mu + \theta p \log \left[\frac{\alpha \theta p(1 - \tau)}{1 - \alpha(1 - \theta p)} \right] + \theta p \log y_{i,t-1} + \theta p \frac{G_{i,t-1}}{(1 - \tau)y_{i,t-1}} + p\varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

Ser av likning (12) at offentlig nivå av investering påverkar intergenerasjonell mobilitet. Antek at nivået av $G_{i,t-1}$ er

$$\frac{G_{i,t-1}}{(1 - \tau)y_{i,t-1}} \cong \varphi - \gamma \log y_{i,t-1} \quad (13)$$

Sett (13) inn i (12) og får

$$\log y_{i,t-1} \cong \mu^* [(1 - \gamma)\theta p] \log y_{i,t-1} + p\varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

der konstantleddet er

$$\mu^* = \mu + \varphi \theta p + \theta p \log \frac{\{\alpha \theta p(1 - \tau)\}}{1 - \alpha(1 - \theta p)}$$

Under føresetnad om at $\text{var}(y_{i,t}) = \text{var}(y_{i,t-1})$ og dermed at $\beta = \text{cov}(y_{i,t}, y_{i,t-1})$ kan ein skrive

$$\beta = \frac{(1 - \gamma)\theta p + \lambda}{1 + (1 - \gamma)\theta p \gamma} \quad (15)$$

Utleiing av klassisk målefeil

Her følger utleiinga til klassisk målefeil presentert i seksjon 2.3.1 på side 8.

Vi vil estimere barns inntekt $y_{t,i}$ som ein funksjon av foreldres inntekt $y_{t-1,i}$

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

$y_{t-1,i}$ kan ikkje observerast då vi ikkje har full livstidsinntekt. Vi *kan* observere foreldreinntekter i enkeltår, som inkluderer eit transitorisk feilledd $\vartheta_{i,z}$ som varierer over årstal z . Det transitoriske har forventning lik null, $E(\vartheta_{i,z}) = 0$, og er ukorrelet med feilleddet i IGE-likninga og full livstidsinntekt, $Cov(\vartheta_{i,z}, \varepsilon_i) = 0$, $Cov(\vartheta_{i,z}, y_{t-1,i}) = 0$

$$\begin{aligned} y_{t-1,i,z} &= \alpha + y_{t-1,i} + \vartheta_{i,z} \\ y_{t-1,i} &= \alpha + y_{t-1,i,z} - \vartheta_{i,z} \end{aligned} \quad (2)$$

Sett inn (2) i (1)

$$y_{t,i} = \alpha + \beta(y_{t-1,i,z} - \vartheta_{i,z}) + \varepsilon_i \quad (3)$$

Slår saman feilledda, der $u_{i,z}$

$$\begin{aligned} y_{t,i} &= \alpha + \beta y_{t-1,i,z} - \beta \vartheta_{i,z} + \varepsilon_i \\ y_{t,i} &= \alpha + \beta y_{t-1,i,z} + u_{i,z} \end{aligned} \quad (4)$$

Minste kvadraters metode gir då (Woolridge, 2016)

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \frac{Cov(y_{t-1,i,z}, y_{t,i})}{var(y_{t-1,i,z})} \\ \hat{\beta} &= \frac{\sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}})(y_{t,i} - \overline{y_t})}{\sigma_{y_{t-1,i,z}}^2} \\ \hat{\beta} &= \frac{\sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}})y_{t,i}}{\sigma_{y_{t-1,i,z}}^2} \end{aligned} \quad (5)$$

Nyttar oss av at

$$\sum_{i=1}^n (a + b) = \sum_{i=1}^n a + \sum_{i=1}^n b$$

og sett inn for $y_{t,i}$ for å forenkla.

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}})(\alpha + \beta y_{t-1,i,z} + u_{i,z})}{\sigma_{y_{t-1,i,z}}^2}$$

$$\hat{\beta} = \frac{\alpha \sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}}) + \beta \sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}}) y_{t-1,i,z} + \sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}}) u_{i,z}}{\sigma_{y_{t-1,i,z}}^2} \quad (6)$$

Sidan

$$\sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}}) = 0$$

forsvinn det første leddet i teljaren. Vidare kan det visast at

$$\sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}}) y_{t-1,i,z} = \sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}})^2$$

Dermed kan vi trekke ut β og skrive (6) som

$$\hat{\beta} = \beta + \frac{\sum_{i=1}^n (y_{t-1,i,z} - \overline{y_{t-1,z}}) u_{i,z}}{\sigma_{y_{t-1,i,z}}^2} \quad (7)$$

Har då det generelle resultatet

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \beta + \frac{\text{cov}(y_{t-1,i,z}, u_{i,z})}{\text{var}(y_{t-1,i,z})} \\ \hat{\beta} &= \beta + \frac{\text{cov}(y_{t-1,i} + \vartheta_{i,z}, \varepsilon_i - \beta \vartheta_{i,z})}{\text{var}(y_{t-1,i} + \vartheta_{i,z})} \end{aligned} \quad (8)$$

Antek følgende

$$\text{var}(y_{t-1,i}) = \sigma_y^2$$

$$\text{var}(\vartheta_{i,z}) = \sigma_\vartheta^2$$

$$\text{cov}(\varepsilon_i, \vartheta_{i,z}) = 0$$

$$\text{cov}(\varepsilon_i, y_{t-1,i}) = 0$$

Som gir resultatet

$$\text{plim}(\hat{\beta}) = \beta \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\vartheta^2} > \beta \quad (9)$$

Dersom ein observerer inntekta over fleire perioder z , kan ein skrive likning (2) som

$$y_{t-1,i,z} = \alpha + y_{t-1,i} + \frac{\sum_{z=1}^Z \vartheta_{i,z}}{Z} \quad (10)$$

Grunna føresetnad om $E(\vartheta_{i,z})$, $\text{Cov}(\vartheta_{i,z}, \varepsilon_i) = 0$ og $\text{Cov}(\vartheta_{i,z}, y_{t-1,i}) = 0$ blir effekten av det transitoriske feilleddet mindre når inntekt målast over fleire perioder.

$$\text{plim}(\hat{\beta}) = \beta \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \frac{\sigma_\vartheta^2}{Z}} \quad (10)$$

I teorien får ein ei form for konsistens ved uendelig stor Z

$$\lim_{Z \rightarrow \infty} \hat{\beta} = \beta \quad (11)$$

Klassisk målefeil med aggregerte foreldreinntekter

I same rammeverk som klassisk målefeil utleia i appendix seksjon 8 på side 93, korleis aggregering av foreldreinntekter kan gje lågare klassisk målefeil enn ved å nytte éin foreldres inntekt.

$$y_{i,t} = \alpha + y_{i,t-1}^B + \varepsilon_i \quad (1)$$

der eksponenten i den avhengige variabelen indikerer om inntekta er for begge foreldra B , far F eller mor M . Har då at

$$y_{i,t-1}^B = (y_{i,t-1,z}^F + y_{i,t-1,z}^M) + (\vartheta_{i,z}^M + \vartheta_{i,z}^F) \quad (2)$$

Under antakelse $E(\vartheta_{i,z}^F) = E(\vartheta_{i,z}^M) = E(\vartheta_{i,z}^B) = 0$, og $cov(\vartheta_{i,z}^F, \vartheta_{i,z}^M) = 0$ kan ein skrive (2) som

$$y_{i,t-1}^B = y_{i,t-1,z}^B + \frac{\vartheta_{i,z}^B}{2} \quad (3)$$

Som i forhold til utleiinga i seksjon 8 på side 93 gir mindre klassisk målefeil.

$$plim(\hat{\beta}) = \beta \frac{\sigma_{y^B}^2}{\sigma_{y^B}^2 + \frac{\sigma_{\vartheta}^2}{2}} < \beta \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_{\vartheta}^2} \quad (4)$$

Det same er tilfellet med inntekt målt over fleire år Z

$$plim(\hat{\beta}) = \beta \frac{\sigma_{y^B}^2}{\sigma_{y^B}^2 + \frac{\sigma_{\vartheta}^2}{2Z}} < \beta \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \frac{\sigma_{\vartheta}^2}{Z}} \quad (5)$$

Dette argumentet kviler på eit par tunge føresetnader. For det første føreset det at feilledda er ukorrelerte mellom far og mor. For det andre, føreset argumentet at det er *same* β som blir estimert når ein analyserer med fars og mors inntekt isolert sett.

Konstruksjon av inntektsfordeling i Microdata.no

Som nemnd i teksten, er konstruksjon av inntektsfordeling i Microdata.no ein noko komplisert prosess. Dette er grunna manglande grunnleggande funksjonalitet i Microdata.no, som gjer at ein må bruke fleirfoldige timar på å hente ut verdiar om inntektsfordelinga, som i andre statistikkbehandlingsprogramvare tek sekund. Konkret må ein gjere følgande for å hente ut verdiar for persentilar, desilar, vintilar, osv.

1. Gjere ønska utval individ som inntektsfordelinga skal bestå av.
2. Bruke *histogram*-funksjonen, som viser inntektsintervallet til ein stolpe i histogrammet. Her må ein bruke to opsjonar. Den første er *bin*-opsjonen, for å spesifisere kor mange delar ein vil dele inntekta opp i. Her må ein ha 500-1000 for presisjon, spesielt i den tettare delen av fordelinga. Vidare må ein nytte *percent*-opsjonen for å enkelt kunne aggregere i neste steg.
3. Lage eit eksternt rekneark, der ein plottar inn alle prosentverdiane til stolpane i diagrammet, og aggregerer desse prosentverdiane.
4. Markere kva aggregerte prosentverdiar som svarar til aktuelle størrelsar i inntektsfordelinga. I eksempelet med vintilar, må ein markere dei aggregerte prosentverdiane for 5%, 10%, ..., 95%. Å markere betyr her å identifisere kva prosentverdiar som kjem etter kvarandre i histogrammet, og kva prosentverdiar som høyrer til den nøyaktige størrelsen i inntektsfordelinga.
5. Gå tilbake i histogrammet i Microdata.no, og identifisere inntektsverdiane dei tidligare markerte prosentverdiane svarer til.
6. Føre ned desse inntektsverdiane manuelt i reknearket.
7. Generere ein variabel for plassering i inntektsfordeling, og betinge plasseringa på no kjende verdiar av inntekt.

I teorien har ein no konstruert inntektsfordelinga. Problemet er vidare at ein neppe har fått heilt presis fordeling. Ein sjekkar det enkelt med ein *tabulate*-kommando, der det skal vere like mange individ i kvar persentil/desil/vintil. Dette medfører vidare at ein må

8. Gjere gjentekne *tabulate*-kommandoar der ein justerer litt og litt på inntektsfordelinga til den er tilfredsstillande. Det er praktisk talt ikkje mogleg å få desse heilt presise (iallefall innanfor ± 50 individ som er å rekne som presist når målestøy og innlagt tabuleringsstøy er teke med i berekninga.

For Microdata.no er der mange gode moglegheiter for å fikse prosessen i framtida. Kanskje den enklaste, er å utvide funksjonalitet som allereie er i *summarize*-kommandoen i Microdata. Etter punkt nummer 1 ovanfor, kan ein då nytte seg av ein *summarize*-funksjon. Per dags dato viser denne verdien for den 25., 50., og 75. persentilen. Om denne kunne vist valfrie persentilar hadde ein kunne hoppa rett frå punkt 1 til punkt 7 ovanfor, potensielt sett utan problemet presentert i punkt 8.

Eksempel på script i Microdata.no

Under følger eit eksempel på korleis script i Microdata.no verkar. Ein startar med eit blankt datasett, der ein nyttar `import` for å hente inn variablar. Data ein importerar *etter* den første `import`-kommandoen i eit gitt datasett, føyer seg berre på allereie importerte individ. Kvar gong ein bruker `drop` eller `keep` blir den aktuelle variabelen topp- og botnkoda.

I eksempelet under er det forkorta scriptet der IGE og IRM for innvandrarakar med *samlainntekt* som inntektsmål blir estimert.

```
create-dataset barn
```

```
import BEFOLKNING_FOEDSELS_AAR_MND
  generate kohort = int(BEFOLKNING_FOEDSELS_AAR_MND/100)
  drop if kohort > 1983 | kohort < 1977
import BEFOLKNING_FAR_FNR as far_fnr
import BEFOLKNING_MOR_FNR as mor_fnr

import BEFOLKNING_INVKAT
  keep if BEFOLKNING_INVKAT == 'C' | BEFOLKNING_INVKAT == 'B'
  import BEFOLKNING_INNALDER
  drop if BEFOLKNING_INNALDER > 5

generate innt29 = 0
generate innt30 = 0
generate innt31 = 0
generate innt32 = 0

import INNTEKT_WSAMINNT 2015-01-01 as i15
  replace i15 = 0 if sysmiss(i15)
import INNTEKT_WSAMINNT 2014-01-01 as i14
```

```
replace i14 = 0 if sysmiss(i14)
generate i14ij = i14*1.02145
.....
import INNTEKT_WSAMINNT 2006-01-01 as innt06
replace innt06 = 0 if sysmiss(innt06)
generate i06ij = innt06*1.18765

replace innt32 = i15 if kohort == 1983
replace innt32 = i14ij if kohort == 1982
replace innt32 = i13ij if kohort == 1981
replace innt32 = i12ij if kohort == 1980
replace innt32 = i11ij if kohort == 1979
replace innt32 = i10ij if kohort == 1978
replace innt32 = i09ij if kohort == 1977

replace innt31 = i14ij if kohort == 1983
replace innt31 = i13ij if kohort == 1982
.....
replace innt29 = i07ij if kohort == 1978
replace innt29 = i06ij if kohort == 1977

import BEFOLKNING_REGSTAT 2015-01-01 as stat15
keep if stat15 == '1'
import BEFOLKNING_REGSTAT 2014-01-01 as stat14
keep if stat14 == '1'
.....
import BEFOLKNING_REGSTAT 2006-01-01 as stat06
keep if stat06 == '1'

generate inntekt_barn = (innt29 + innt30 + innt31 + innt32)/4
generate lninntekt_barn = ln(inntekt_barn)
```

```
create-dataset far
```

```
import BEFOLKNING_FOEDSELS_AAR_MND
    generate kohort_far = int(BEFOLKNING_FOEDSELS_AAR_MND/100)
    keep if kohort_far >= 1940 | kohort_far <= 1960

import BEFOLKNING_REGSTAT 1993-01-01 as stat93
    keep if stat93 == '1'
    .....
import BEFOLKNING_REGSTAT 1998-01-01 as stat98
    keep if stat98 == '1'

import INNTEKT_WSAMINNT 1993-01-01 as i93
    replace i93 = 0 if sysmiss(i93)
    generate i93ij*1.54321
    .....
import INNTEKT_WSAMINNT 1998-01-01 as i98
    replace i98 = 0 if sysmiss(i98)
    generate i98ij*1.39860

generate inntekt_far = (i93ij + i94ij + i95ij + i96ij + i97ij + i98ij)/4

merge inntekt_far kohort_far into barn on far_fnr
```

```
create-dataset mor
```

```
import BEFOLKNING_FOEDSELS_AAR_MND
    generate kohort_mor = int(BEFOLKNING_FOEDSELS_AAR_MND/100)
    keep if kohort_mor >= 1940 | kohort_far <= 1960

import BEFOLKNING_REGSTAT 1993-01-01 as stat93
    keep if stat93 == '1'
    .....
```

```
import BEFOLKNING_REGSTAT 1998-01-01 as stat98
  keep if stat98 == '1'

import INNTEKT_WSAMINNT 1993-01-01 as i93
  replace i93 = 0 if sysmiss(i93)
  generate i93ij*1.54321
  .....
import INNTEKT_WSAMINNT 1998-01-01 as i98
  replace i98 = 0 if sysmiss(i98)
  generate i98ij*1.39860

generate inntekt_mor = (i93ij + i94ij + i95ij + i96ij + i97ij + i98ij)/4

merge inntekt_mor kohort_far into barn on mor_fnr

use barn

drop if sysmiss(kohort_far)
drop if sysmiss(kohort_mor)

generate inntekt_foreldre = inntekt_mor + inntekt_far
generate lninntekt_foreldre = ln(inntekt_foreldre)

generate vintil_barn = 1
  replace vintil_barn = 2 if inntekt_barn > 176900
  .....
  replace vintil_barn = 20 if inntekt_barn > 804000

generate vintil_foreldre = 1
  replace vintil_foreldre = 2 if inntekt_foreldre > 391300
  .....
  replace vintil_foreldre = 20 if inntekt_foreldre > 1210000
```

```
regress lninntekt_barn lninntekt_foreldre  
regress vintil_barn lninntekt_foreldre
```