

Fødselsrekkefølge og utdanningsoppnåelse: Har foreldrenes landbakgrunn betydning?

Birth order effects on educational attainment: Does parental country of origin matter?

Martin Isungset

Førstekonsulent, Avdeling for datafangst og metode, Statistisk sentralbyrå
martinisungset@gmail.com

Mats Lillehagen

Stipendiat, Institutt for sosiologi og samfunnsgeografi, Universitetet i Oslo
mats.lillehagen@sosgeo.uio.no

Elisabeth Ugreninov

Forsker, NOVA – Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring
elisabeth.ugreninov@nova.hioa.no

SAMMENDRAG

Innen samfunnsforskningen er sosial bakgrunn en av hovedforklaringene på utdanning- og yrkesoppnåelse i voksen alder. Samtidig har en lang forskningstradisjon vist at det er forskjeller mellom søsken i samme familie i sosioøkonomiske forhold, også kjent som fødselsrekkefølgeeffekter. Betydningen av denne typen effekter har blitt dokumentert på en overbevisende og grundig måte de siste årene, men vi mangler studier av viktige undergrupper. I denne artikkelen benytter vi registerdata til å sammenlikne fødselsrekkefølgeeffekter blant majoritetsbefolkningen og blant barn av innvandrere. Vi utfører separate analyser for de største gruppene av norskfødte med innvandrerforeldre. Resultatene for majoritetsbefolkningen bekrefter tidligere funn: Ved 25 års alder har førstefødte et halvt år lengre utdanning enn fjerde- og senerefødte i samme familie. Blant norskfødte med innvandrerforeldre finner vi imidlertid få eller ingen forskjeller mellom søsken i samme familie. Dette funnet er viktig i lys av tidligere teori og empiri, som fremhever fødselsrekkefølgeeffekter som noe en skulle forvente å finne uavhengig av kulturell bakgrunn. Vi foreslår forskjeller i familiesosialisering og institusjonell tilpasning som mulige forklaringer.

Nøkkelord

Fødselsrekkefølge, søsken, utdanning, norskfødte med innvandrerforeldre, ulikhet

ABSTRACT

Social background is given as one of the main explanations behind educational and work-related outcomes as an adult. There is a long-standing research tradition, however, indicating that there are socioeconomic differences, i.e. birth-order effects, between siblings in the same family. While these have been documented convincingly in recent years, there has been a dearth of studies on important sub-groups. In this article, we use register data to compare birth-order effects among the majority population and children of immigrants. We analyze the largest groups of Norwegian-born to immigrant parents separately. For the majority population, our results are in line with previous studies: At 25 years of age, first-borns have had half a year more education than their fourth and later-born siblings. The main findings for the children of immigrants indicate, on the contrary, few or no differences in terms of birth order, and in light of the previous literature this sheds some new light on the phenomenon. The two main theories on why birth-order effects arise are universal in nature and birth-order effects should thus be found independently of (immigrant) parental background. We suggest that differences in family socialization practices, immigrant status as well as differences related to institutional adaptation are possible explanations.

Keywords

Birth order, siblings, education, Norwegian-born to immigrant parents, inequality

INNLEDNING

Sosial ulikhet er et av samfunnsforskningens viktigste forskningstemaer. Helt sentralt i litteraturen står det velbegrunnede funnet om at sosial bakgrunn har stor betydning for en lang rekke sosioøkonomiske utfall i voksen alder. Forskning på sosial ulikhet innenfor sosiologien og tilgrensende fag har dype historiske røtter og favner bredt: Fra klassikerne Karl Marx og Max Weber, via de kvantitative pionerene Peter Blau og Otis Duncan på 1960-tallet, til 1980- til 2000-tallet med klasseskjemaene til John Goldthorpe og Erik Olin-Wright og Pierre Bourdieus altomfattende sosiale rom og -felt, til den siste revitaliseringen i vår samtid på 2010-tallet med Thomas Piketty i spissen. En implisitt antakelse og praksis innen mye av denne forskningen er at familiebakgrunn påvirker barn i samme familie likt. Men gjør den virkelig det?

De siste 15 årene har forskning innenfor flere disipliner vist at denne antakelsen er problematisk (Björklund, Jäntti & Lindquist 2009; Conley & Glauber 2008; Dunn & Plomin 1991; Goosby & Cheadle 2009; Wong 2005). Selv om flere av disse forskningstradisjonene går langt tilbake i tid, har nye metoder og drastisk forbedret datatilgang medført et gjennombrudd. Noen av funnene er slående: Oversiktsstudier har blant annet funnet at halvparten av inntektsulikheten i USA oppstår som følge av forskjeller mellom ulike søsken *innad* i samme familie, ikke *mellom* ulike familier (Conley 2004; Solon, Corcoran, Gordon

& Laren 1991). Fødselsrekkefølge er en viktig kilde til slike forskjeller (Conley & Glauber 2008). Tidligere forskning viser en klar tendens til at forskjellig plass i søskenflokket fører til ulike skårer på intelligensstester (Boomsma, van Beijsterveld, Beem, Hoekstra, Polderman & Bartels 2008; Kristensen & Bjerkedal 2007; Sundet 2014; Sundet, Eriksen, Borren & Tambs 2010), ulik oppnåelse i utdanningssystemet (Black, Devereux & Salvanes 2005; Kristensen & Bjerkedal 2010) og ulik inntekt (Björklund, Eriksson, Jäntti, Raaum & Österbacka 2004; Kantarevic & Mechoulan 2006). Det overordnede og veldokumenterte funnet er at eldre søsken gjør det bedre enn sine yngre familiemedlemmer sosioøkonomisk, her representert ved utdanning og inntekt, og at de skårer høyere på intelligensstester. Disse funnene utfordrer dermed mye av den klassiske ulikhetstenkningen, der det antas at familiebakgrunn har lik påvirkning på samtlige søsken. Et eksempel er bruken av korrelasjoner i utfall mellom søsken innad i *samme* familie som et mål på betydningen av sosiale karakteristika som varierer *mellom* familier, som for eksempel foreldres utdanningsnivå eller inntekt (Conley & Glauber 2008; Hauser, Sheridan & Warren 1999).

At det finnes forskjeller mellom søsken som følge av fødselsrekkefølge for befolkningen sett under ett, er på det rene. Forskjeller i betydningen av fødselsrekkefølge for undergrupper i populasjonen er imidlertid utforsket i langt mindre grad. Dessuten peker de viktigste teoriene på feltet i retning av at slike effekter skal være universelle. Det er viktig å undersøke om denne prediksjonen passer med empirien. Her vil vi fokusere på norskfødte barn av innvandrere og undersøke om betydningen av fødselsrekkefølge varierer med landbakgrunn. Med andre ord: Er betydningen av ens plass i søskenflokket den samme dersom man tilhører minoritetsbefolkningen? Tidligere forskning viser tydelig at innvandrere så vel som barn av innvandrere kommer dårligere ut på en rekke utdannings- og yrkesrelaterte utfall (Birkelund, Lillehagen, Ekre & Ugreninov 2014; Brekke 2007; Hermansen & Birkelund 2015). Siden vi vet at intrafamiliære forskjeller og fødselsrekkefølge er en viktig kilde til sosiale ulikheter på individnivå, er det viktig å undersøke i hvilken grad eventuelle forskjeller i styrken på og betydningen av fødselsrekkefølgeeffekter kan bidra til ulikheter også mellom de forskjellige gruppene vi undersøker.

Hva kan vi forvente å finne i denne studien? På den ene siden er det tilfeldig hvilken plass man får i søskenflokket; i livets lotteri blir noen storesøsken, andre småsøsken, uavhengig av fødested, kulturell og sosial bakgrunn. Med et slikt utgangspunkt kan det tenkes at betydningen av fødselsrekkefølge for utdanningsoppnåelse er tilnærmet universell. På den andre siden oppstår forskjellene, som vi skal se, grunnet sosiale forhold (Kristensen & Bjerkedal 2007). Mekanismer knyttet til en rekke forhold som foreldres ressurser, dynamikken i søskenflokket og institusjonelle rammer som barnehage, har vært trukket frem i litteraturen (se f.eks. Angrist, Lavy & Schlosser (2010)). I den grad betydningen av disse forholdene varierer systematisk mellom ulike grupper i samfunnet, forventer vi at fødselsrekkefølgeeffektene også kan variere, både i størrelse og retning.

En av grunnene til at sosiale undergrupper har forblitt utforsket, er behovet for stor statistisk kraft og et stort antall observasjoner (Sulloway 2007). I denne artikkelen benytter vi norske registerdata med informasjon om høyeste fullførte utdanning ved 25 års alder for hele den relevante populasjonen, noe som dermed gjør det mulig å gå svært detaljert til verks. Det overordnede målet er å bidra med kunnskap om hvorvidt det eksisterer slike intra-familiære, ulikhetsskapende mekanismer blant norskfødte med innvandrerforeldre.

BAKGRUNN

En lang rekke teorier har vært fremsatt for å forklare eksistensen av fødselsrekkefølgeeffekter. Vi vil fokusere på de som er mest sentrale i forskningslitteraturen. Hvorvidt slike effekter skyldes biologiske eller sosiale forhold har vært gjenstand for mye debatt, og vi vil derfor begynne med å se på dette spørsmålet. Med utgangspunkt i forskningslitteraturen per i dag er de biologiske forklaringene lite plausible. Vi redegjør for de mest fremtredende sosialt orienterte teoriene i litteraturen, nemlig ressursspredningsmodellen og konfluensmodellen. Avslutningsvis drøfter vi svakheter ved disse modellene og antyder at de må suppleres med andre forhold som kan forklare gruppeforskjeller.

Sosialt eller biologisk?

Det må allerede i utgangspunktet slås fast at genetiske forskjeller mellom søsken ikke kan gi noen forklaringer på systematiske fødselsrekkefølgeeffekter, fordi slike forskjeller skyldes tilfeldige prosesser som finner sted før og under befruktningen og som særlig er knyttet til rekombinasjon av gener fra foreldrene. Effektene kan imidlertid tenkes å være knyttet til biologiske prosesser som finner sted i fosterlivet, dersom disse varierer mellom førstefødte, andrefødte og videre nedover fødselsrekken (Conley 2004:36; Kristensen & Bjerkedal 2007). *Immunoreaktiv teori* tilbyr en slik forklaring (Foster & Archer 1979). Ifølge denne teorien øker nemlig sannsynligheten for immunologisk angrep på fosteret med hver fødsel, fordi mors immunforsvar utvikler antistoff mot fosteret. Senerefødte har med andre ord høyere sannsynlighet for dårligere vilkår under svangerskapet enn tidligerefødte, noe som igjen kan påvirke barnets utfall senere i livet. En (annen) beslektet biologisk forklaring er *fetal origins-hypotesen* (Barker 1995), på norsk *i-livmor-hypotesen*. Epidemiologisk forskning har funnet en sammenheng mellom underernæring og andre in utero-påvirkninger under svangerskapet og sjansen for å få en rekke sykdommer i voksen alder. Forekomsten av disse negative påvirkningene øker med mors alder og dermed også med fødselsrekkefølgen. Hypotesen gir en plausibel forklaring på forskjeller mellom søsken i samme familie etter fødselsrekkefølge. I-livmor-hypotesen og immunoreaktiv teori er altså teoretiske utfordrere til sosiale forklaringer på fødselsrekkefølgeeffekter.

Kristensen og Bjerkedal argumenterer imidlertid i sine studier av intelligens (2007) og utdanning (2010) for at fødselsrekkefølgeeffekter ikke kan forklares med utgangspunkt i biologisk orienterte teorier. Forfatterne tar utgangspunkt i søskenflokker der enten den eldstefødte eller både eldstefødt og andrefødt omkom før fylte ett år, mens de senerefødte overlevde. Dette gjør det mulig å skille mellom biologisk og sosial fødselsrekkefølge (Kristensen & Bjerkedal 2007). I disse tilfellene viser det seg at den biologiske rekkefølgen mister sin forklaringskraft. I stedet fant de den vanlige sammenhengen mellom det å være «sosialt» senerefødt og avtakende intelligensskår samt utdanningsoppgjør. Dette kan tolkes som at den biologisk nestefødte tar over den sosiale fødselsrekkefølgeposisjonen til den avdøde, og det utgjør et klart argument for at det er de sosiale mekanismene som skaper fødselsrekkefølgeeffekter (Kristensen & Bjerkedal 2007).

Funnene til Brenøe og Molitor (2015) svekker de biologiske mekanismenes relevans ytterligere, i alle fall når det gjelder utdanning. Ved hjelp av helse- og utdanningsdata ser de på helse ved fødsel, som regnes som en indikator for i-livmor-påvirkning, etter fødselsrekkefølge. Tidligerefødte har *dårligere* helse enn senerefødte, men har allikevel høyere utdan-

ningsoppnåelse ved 15–16 års alder. Når forskjellene i dårligere helse tas med i analysene av forskjeller i utdanningsoppnåelse, *øker* tendensen til at tidligerefødte presterer bedre enn senerefødte. Tidligerefødte gjør det altså bedre i utdanningsystemet på tross av at de har dårligere helse enn sine senerefødte søsken ved fødsel. Dette funnet indikerer dermed også at det er sosiale faktorer som fører til klassiske fødselsrekkefølgeeffekter.

Barclay (2015a) kom til samme konklusjon. Han benytter svenske data til å sammenlikne familier med adopterte barn med familier hvor alle barna er biologiske barn av begge foreldrene. Dersom fødselsrekkefølgeeffekten utelukkende hadde biologiske årsaker, skulle man ikke forvente en effekt av fødselsrekkefølgen blant adopterte barn, gitt at adopsjonsrekkefølgen ikke er den samme som fødselsrekkefølgen i de biologiske familiene. Barclays forskning bryter imidlertid klart med denne forventningen. Han dokumenterer fødselsrekkefølgeeffekter blant adopterte barn både med hensyn til utdanningsnivå ved 30 års alder og når det gjelder sannsynligheten for å fullføre en utdanning på høyskole- eller universitetsnivå. Studiene til Kristensen og Bjerkedal, Brenøe og Monitor samt Barclay gir altså sterke indikasjoner på at fødselsrekkefølgeeffekten er sosialt betinget.

Ressursspredningsmodellen og konfluensmodellen

I den delen av forskningslitteraturen som har forsøkt å forstå fødselsrekkefølgeeffekter med utgangspunkt i sosialt orienterte forklaringer, opererer man gjerne med to hovedteorier, nemlig *ressursspredningsmodellen* og *konfluensmodellen*.

Ressursspredningsmodellen er en formell matematisk modell som forsøker å beskrive hvordan foreldre investerer i sine barn for å fremme deres livssjanser. Foreldrene kan tilby barna sine tre typer ressurser: *Fysisk miljø*, herunder et hjem, kulturelle objekter som bøker, bilder, musikk etc.; *muligheter*, det vil si foreldrenes investering i barnas fritidsaktiviteter, deres villighet til å dra på tur osv.; og *oppdragelse*, i form av oppmerksomhet og opplæring (Blake 1981; Jæger 2008). Det som trolig er viktigst for utdanningsoppnåelse er foreldrenes tid og oppmerksomhet (Conley 2004:65). Grunntanken er at slike ressurser er knappe og at de inngår i et nullsumspill. Den viktigste implikasjonen av dette er at hver familieforøkning vil føre til at færre ressurser blir tilgjengelig for hvert enkelt søsken (Downey 2001). Gitt at slike ressurser er viktigst i starten av livet, vil dermed senerefødte barn ende opp med færre ressurser totalt sett, sammenliknet med tidligerefødte.

Ressursspredningsmodellen ble i sin tid formalisert av Blake (1986), som antok at familiestørrelse, og ikke fødselsrekkefølge, var årsaken til forskjeller mellom søsken. Ressursspredningsmodellen er dog like kompatibel med fødselsrekkefølgeeffekter som kausal påvirkning (Härkönen 2014; Sulloway 2007). Selv om det er fødselsrekkefølge og ikke familiestørrelse som står i fokus i denne artikkelen, er denne mekanismen likevel relevant. Forskjellen på de to antagelsene kan virke subtil, men de lar seg allikevel skille ved at familiestørrelse vil være forskjellig for barn fra *ulike* familier mens fødselsrekkefølge vil variere mellom barn i *samme* familie. Ressursspredningsmodellen er altså teoretisk kompatibel både med familiestørrelse og fødselsrekkefølge som årsak til forskjeller mellom søsken.

Konfluensmodellen er ikke helt ulik ressurspredningsmodellen, men vektlegger det *psykologiske klimaet* innad i familien fremfor mengden ressurser (Conley 2004:196; Zajonc 1983). Hypotesen går kort sagt ut på at det foregår en fortykning av intelligens i familiemiljøet ved familieforøkelse (Zajonc & Markus 1975). Nærmere bestemt hevdes det at det

intellektuelle miljøet i familien er en funksjon av det gjennomsnittlige intelligensnivået til medlemmene i familien (Bu 2014). Flere yngre medlemmer i en familie gir altså et dårligere intellektuelt miljø, noe som dermed påvirker alle barna negativt. Dette gir en (fødselsrekke)følgeeffekt, fordi eldre søsken får lengre eksponering for et høyere intellektuelt klima i familien (de Haan 2010). Foruten å ha lengre tid i et høyere intellektuelt klima, får de tidligere fødte en ekstra fordel fordi de er eldre: De lærer bort allerede lærte evner til sine yngre søsken; en bortlærings-effekt (Price 2008; Silles 2010). På dette punktet skiller konfluensmodellen seg fra ressurspredningsmodellen ved at enebarn i konfluensmodellen ikke forventes å ha samme oppnåelse som førstefødte med søsken, mens førstefødte og enebarn i ressurspredningsmodellen forventes å ha samme grad av oppnåelse. Enebarn får ikke fordel av å ha en bortlæringsfunksjon (Zajonc & Sulloway 2007). Antagelsen er at eldre søsken får høyere utbytte av å lære bort enn hva deres yngre søsken vinner på å bli tillært kunnskapen (Price 2008). Som for enebarn får heller ikke sistefødte noen fordel av bortlæring, fordi de har ingen å lære bort til (Hotz & Pantano 2015), og disse skal derfor ha lavere oppnåelse uavhengig av familiestørrelse, ifølge modellen.

Selv om ressurspredningsteorien og konfluensmodellen utgjør de to sentrale teoretiske forklaringene på fødselsrekkefølgeeffekter i litteraturen og har bred empirisk støtte, må deres betydning for denne studien drøftes mer inngående. Vårt siktemål er altså å forklare eventuelle variasjoner i fødselsrekkefølgeeffekter mellom personer med forskjellig landbakgrunn på en sosiologisk overbevisende måte. Særlig to punkter blir da spesielt relevante. For det første er disse teoriene i all hovedsak universalistiske,¹ og de sier derfor lite om hvordan kulturelle forskjeller eller andre gruppeforskjeller eventuelt kan påvirke fødselsrekkefølgeeffekten. Dette henger sammen med det andre punktet, nemlig at disse formaliserte teoriene bygger på en del enkle antakelser. For eksempel trenger det ikke være slik at investering i avkom utgjør et nullsumspill, eller at disse blir forsøkt fordelt likt mellom søsken som lever sammen og samtidig i samme familie. Forskning viser tvert imot at hvordan foreldre velger å fordele ressursene sine mellom barna er avhengig av en rekke faktorer, som for eksempel sosioøkonomisk status (Conley 2004). Det er dermed rimelig at prosessene kan arte seg på noe forskjellig vis, avhengig av hvilke grupper man fokuserer på. Selv om denne typen familieprosesser kan forventes å være langt mer kompliserte i praksis, kan disse teoriene allikevel utgjøre et utgangspunkt for å drøfte gruppeforskjeller.

De strengeste variantene av teoriene ovenfor gjør det rimelig å forvente at vi vil finne fødselsrekkefølgeeffekter for samtlige grupper. Denne universalistiske forventningen bør testes via analyser av undergrupper, for å undersøke om den har empirisk hold. Samtidig åpner teoriene også for at variasjonen i mengden ressurser som er tilgjengelig totalt, samt måten man fordele disse mellom barna avhengig av fødselsrekkefølge, for potensielle gruppevariasjoner. I tillegg gir andre teorier med en mindre fremtredende plass i litteraturen også grunnlag for å forvente gruppevariasjoner. Slike forklaringer vektlegger blant annet kulturforskjeller og institusjonelle forhold som barnehage og skole. I tillegg vil vi fremheve betydningen av innvandrerspesifikke faktorer som botid. Vi mener allikevel ikke

1. Modellene forutsetter i det minste ikke mer enn et minimum av interaksjon mellom barn og deres foreldre, organisert innenfor rammene av en kjernefamilie. Dersom mekanismene som postuleres er relevante, bør teorien uansett kunne forklare fødselsrekkefølgeeffekter på tvers av en lang rekke kulturer, med stor historisk og geografisk rekkevidde.

at det finnes noe klart teoretisk grunnlag for å komme med bestemte prediksjoner når det gjelder retning og størrelse på *variasjonen* i fødselsrekkefølgeeffekter i de forskjellige innvandrergruppene. Vi vil derfor komme tilbake til slike forklaringer i større detalj i den avsluttende diskusjonen. Vi vil avslutte med å understreke at disse forklaringene ikke kan testes direkte med våre data, men kun brukes til å tolke de observerte empiriske sammenhengene.

TIDLIGERE FORSKNING

Før vi går gjennom funn fra enkeltstudier, vil vi nok en gang understreke skillet mellom familiestørrelse og fødselsrekkefølge. Kort sagt: Familiestørrelse er forskjellen mellom barn fra *forskjellige* familier, mens fødselsrekkefølge er forskjellig mellom barn i *samme* familie (de Haan 2010). Et viktig spørsmål er hva som påvirker en person mest: Å bli født som nummer tre eller å ha to søsken? Senerefødte søsken vil logisk nok være en del av større familier enn tidligerefødte, gitt at ikke dødsfall har funnet sted. Dette gir også opphav til den metodologiske utfordringen det er å skille disse faktorene fra hverandre.

Hvilken faktor som har vært i fokus, samt i hvilken grad de to har blitt skilt fra hverandre, har variert over tid. De siste hundre årene (siden Dumont 1890; Galton 1874) har en lang rekke studier hevdet å si noe om betydningen av fødselsrekkefølge uavhengig av familiestørrelse. På 1980- og 90-tallet kom imidlertid en rekke studier som fremhevet familiestørrelsens betydning for utdanningsoppnåelse senere i livet (Blake 1981, 1986, 1989; Featherman 1978; Kuo & Hauser 1997; Powell & Steelman 1990). I samme periode var forskerne mindre opptatt av fødselsrekkefølge (Stelman, Powell, Werum & Carter 2002:244–245). Mange av forskerne på feltet har vært kritiske til eksistensen av sistnevnte effekter. De mente at familiestørrelse var den egentlige årsaken til at det oppsto forskjeller mellom søsken med forskjellige plass i søskenflokk, ikke fødselsrekkefølge *per se* (Rodgers (2001))

Mer presist impliserer den såkalte *Artefakt-hypotesen*² at fødselsrekkefølgeeffektene som dokumenteres er spuriøse og skyldes seleksjon (Velandia, Grandon & Page 1978). Disse effektene skyldes i stedet en lang rekke uobserverte forskjeller mellom foreldre med mange barn på den ene siden og de med færre på den andre. Den sosioøkonomiske statusen til foreldrene kan for eksempel være en bakenforliggende årsak til observerte forskjeller mellom søsken. Foreldre med lavere sosioøkonomisk status har færre ressurser å overføre til sine barn, som av den grunn oppnår lavere utdanningsnivå, inntekt og intelligensskår i voksen alder sammenliknet med barn fra familier i andre samfunnslag (Abdel-Khalek & Lynn 2008).

Siden årtusenskiftet har det imidlertid blitt vanligere å benytte et såkalt *innen-familie-design* fremfor det problematiske mellom-familie-designet som ble kritisert ovenfor (Kristensen & Bjerkedal 2010). Ved å benytte slike fasteffektmodeller, er man et steg nærmere en løsning på problemet. I tillegg til at metoden kun bruker variasjon som oppstår innad i samme familie, kan man skille familiestørrelse fra fødselsrekkefølge ved å gjøre innen-analyser på undergrupper sortert etter familiestørrelse. En undersøker således effekten av fødselsrekkefølge i to-, tre-, fire-, fem-, n-barnsfamilier og kan sammenligne resultatene for å

2. På engelsk: Admixture-hypotesen.

se om det er forskjeller i betydning av rekkefølge mellom store og små familier. Forskning basert på slike metoder har avkreftet artefakt-hypotesen. Nedenfor vil vi derfor vise til denne typen studier, som altså tar utgangspunkt i sikrere metoder og store datasett.

Black et al. (2005) benyttet registerdata fra 1986 til 2000 for om lag 650 000 familier og undersøkte sammenhengen mellom fødselsrekkefølge og antall år utdanning ved 25 års alder i Norge. Hovedfunnene var at fødselsrekkefølgeeffektene på utdanning har en negativ sammenheng for alle familiestørrelser. Førstefødte har i gjennomsnitt 0,34 år lenger utdanning ved 25 års alder enn andrefødte, 0,53 år lenger utdanning enn tredjefødte og 0,61 år lenger utdanning enn fjerdefødte. Forfatterne kontrollerer dessuten også for mødrenes alder (ettersom høyere alder øker sannsynligheten for tvillingfødsel), samt foreldrenes utdanning. De finner at familiestørrelse har minimal påvirkning når fødselsrekkefølge tas i betraktning (Black et al. 2005).

Kristensen og Bjerkedal (2010) benyttet også registerdata og undersøkte sammenhengen mellom fødselsrekkefølge og antall år utdanning ved 25 års alder i Norge. Utvalget består av individer født i perioden 1967–76. Fødselsrekkefølge og utdanning har en negativ sammenheng. Senerefødte barn har lavere utdanningsopptak målt i antall år utdanning ved 25 års alder, med analyser gjort separat for ett-, to- og trebarnsfamilier (Kristensen & Bjerkedal 2010). Bonesrønning og Massih (2011) ser på fødselsrekkefølgeeffekter blant 10 år gamle femteklassinger. Utfallsvariabelen de benytter seg av, er skårer på standardiserte skoletester i matematikk og leseferdigheter i norsk og engelsk. Førstefødte gjør det bedre enn andrefødte, tredjefødte og fjerdefødte (Bonesrønning & Massih 2011). De finner også samspillseffekter der mors utdanning påvirker størrelsen på fødselsrekkefølgeeffekten: Det er større forskjell mellom førstefødte og andrefødte med høyere utdannede mødre enn mellom førstefødte og andrefødte med lavere utdannede mødre. Bonesrønning og Massih (2011) har også med kontrollvariabler for om barnet er første- eller andregenerasjons innvandrer. Kontrollvariabelen har ingen signifikante koeffisienter, heller ikke når de ser på underutvalg på basis av hvorvidt moren har høy eller lav utdanning. Dette kan tyde på at innvandrerbakgrunn ikke har noen påvirkning på fødselsrekkefølgeeffektene blant femteklassinger i Norge. På den andre siden er antall individer med innvandrerbakgrunn som inkluderes i studien lav, slik at de ikke-signifikante koeffisientene kan skyldes manglende statistisk kraft. Vår studie har imidlertid langt flere observasjoner, og dette gir oss mulighet til å undersøke et større antall grupper i stedet for å slå sammen alle med innvandrerbakgrunn i analysene.

Samlet sett gir Bjerkedal et al. (2007), Black et al. (2005), Black, Devereux og Salvanes (2011), Kristensen og Bjerkedal (2010) og Bonesrønning og Massih (2011) sine undersøkelser sterke indikasjoner på at fødselsrekkefølge fører til forskjeller i norske skoler. Fødselsrekkefølgeeffektene er også til stede for barn i grunnskolealder.

Andre relevante studier fra Norden som undersøker sammenhengen mellom utdanning, fødselsrekkefølge og familiestørrelse, er Urzua (2013) fra Danmark og Barclay (2015a) fra Sverige. Begge studiene finner at førstefødte har høyere utdanningsopptak enn senerefødte. Barclay (2015a) finner også samme negative sammenheng mellom fødselsrekkefølge og sannsynligheten for å ha påbegynt universitets- eller høyskoleutdanning.

Utenfor Norden er særlig den amerikanske studien til de Haan (2010) relevant. Hun finner som Black et al. (2005) at familiestørrelse ikke har noen innvirkning når fødselsrekke-

følge tas med i analysen. Interessant nok finner imidlertid Jæger (2008) effekter av familjestørrelse med samme datamateriale som de Haan (2010). Årsaken til forskjellen er trolig ulik metodisk tilnærming. Mens de Haan (2010) bruker fasteffektmodeller og instrumentvariabler med tvillingfødsel og kjønns sammensetning i familien, benytter Jæger (2008) besteforeldres og foreldres fruktbarhet som instrumenter. I en annen studie finner Kantarevic og Mechoulan (2006) at fødselsrekkefølge har negativ sammenheng med antall år utdanning, og for sannsynligheten for å fullføre videregående skole (high school) i USA. De inkluderer også rase i sine analyser og finner at fødselsrekkefølgeeffektene på utdanning er større for hvite enn for svarte. De finner imidlertid ingen forskjeller i fødselsrekkefølgeeffektene mellom hvite og svarte med inntekt som utfall. Like fullt er det fødselsrekkefølgeeffekter for begge grupper, også når analysene gjøres separat for familier med forskjellig antall barn (Kantarevic & Mechoulan 2006). Forfatterne fremsetter imidlertid ingen forklaringer på forskjellene i størrelsen på effekten mellom de to gruppene.

Fra Storbritannia finner Bu (2014) tilsvarende sammenheng mellom fødselsrekkefølge og høyeste fullførte utdanning. Booth og Kee (2009) har med rase, definert som hvit/ikke-hvit, som en dummy-variabel i sine undersøkelser av fødselsrekkefølge og utdanningsopptak i Storbritannia, men dummy-variabelen er ikke signifikant verken som kontrollvariabel eller som samspillvariabel.

Forskningen som er gjennomgått ovenfor kan oppsummeres som følger: For det *første* ser det ut til at deler av forskjellen mellom søsken i utdanningsopptak er kausalt påvirket av fødselsrekkefølge, i det minste i Skandinavia. For det *andre* er fødselsrekkefølgeeffekten et sosialt fenomen som ikke ser ut til å være konfundert av medfødte egenskaper. For det *tredje* varierer fødselsrekkefølgeeffekten i utdanning i noen grad med andre sosiale intra-familære forskjeller som mors alder ved fødsel, kjønn, skilsmisse og avstand mellom fødsler, uten at effektene (utelukkende) er forårsaket av disse intra-familære forholdene.

Når det gjelder relevansen for innvandringsbakgrunn og dermed for vårt forskningsspørsmål, er det foreløpige funnet at dette ikke ser ut til å ha betydning for fødselsrekkefølgeeffektene, verken i de norske eller internasjonale studiene (Bonesrønning & Massih 2011; Booth & Kee 2009; Kantarevic & Mechoulan 2006). Det er imidlertid flere grunner til å betvile at den tilnærmingen som er benyttet i de relevante studiene, med innføring av en kontrollvariabel for innvandrerbakgrunn eller rase, er tilstrekkelig for å kartlegge de relevante forskjellene i betydningen av fødselsrekkefølge. For det første er det ingen grunn til å forvente at innvandringsbakgrunn skal konfundere betydningen av fødselsrekkefølge dersom man bruker fasteffekter eller ser på variasjon, gitt at familjestørrelse holdes fast. En slik kontrollvariabel vil først og fremst ha betydning for familjestørrelse, idet gruppetilhørighet vil kunne være korrelert med både familjestørrelse og en rekke andre forhold som påvirker barns utdanningsopptak, slik som sosioøkonomisk status. For det andre vil det å inkludere innvandringsbakgrunn eller etnisitet som én variabel dekke over eventuell heterogenitet for grupper med bakgrunn fra forskjellige land.

I denne studien vil vi bøte på disse manglene på følgende måte: Vi vil undersøke sammenhengen mellom innvandringsbakgrunn og fødselsrekkefølgeeffekter ved å estimere separate modeller for de relevante gruppene – på denne måten blir det mulig å sammenlikne størrelsen på fødselsrekkefølgeeffekter *mellom* grupper på en direkte måte. Vi benytter dessuten et langt større antall observasjoner, noe som gjør det lettere å oppdage den

eventuelle betydningen av slike gruppeforskjeller. I tillegg undersøker vi undergrupper basert på landbakgrunn, slik at vi i større grad unngår problemer med sammenslåing av heterogene grupper.

DATA, UTVALG OG VARIABLER

Data og utvalg

Analysene bygger på administrative registre som dekker den norske befolkningen. Registerne inneholder rik informasjon om demografiske forhold, og dette gir en unik mulighet til å koble sammen informasjon om fødselsrekkefølge og utdanningshistorie på familienivå. I fasteffekt-søskenmodeller er vi avhengig av et såpass stort datamateriale for å kunne sammenligne fødselsrekkefølger. Vi ønsker i tillegg å se på ulike landbakgrunner hvor registerdata er det eneste datamaterialet som er stort og detaljert nok med informasjon om utdanning og demografiske forhold.

Selv om registerdata gir muligheten for å analysere hele populasjonen, må vi sette en del restriksjoner for å kunne identifisere fødselsrekkefølgeeffekter for høyeste fullførte utdanning ved 25 års alder for de relevante gruppene. Særlig to forhold er relevante: Innvandringen i moderne tid skjøt først fart i 1970-årene, og individene som inkluderes må være minimum 25 år ved siste tilgjengelige måletidspunkt. Våre data inkluderer fullført utdanning til og med 2012. Vi tar derfor utgangspunkt i kohortene som er født fra og med 1967 til og med 1987. For å identifisere fødselsrekkefølgen i samme familie bruker vi informasjon om både mor og far, og individer som mangler denne informasjon ekskluderes. Denne restriksjonen omfatter også barn som vokser opp i familier med eneforsørgere. Individer som har en mor med svært høy (over 50) eller svært lav alder (under 13) ved fødsel, ekskluderes på grunn av åpenbare feilregistreringer. Vi ønsker i tillegg å ekskludere søsken som ikke har vokst opp i samme familiemiljø. Individer som *kun* har halvsøsken, blir derfor identifisert og fjernet fra utvalget. Barn som har halvsøsken og full-biologiske søsken, får fødselsrekkefølge i sin full-biologiske familie. Dette gjøres fordi det i familier med halvsøsken er det den full-biologiske fødselsrekkefølgen som skaper fødselsrekkefølgeeffekter (Lillehagen 2016). Tvillinger, trillinger, firlinger og femlinger ekskluderes, da det er uklart hvilket nummer i fødselsrekkefølgen man skal gi dem. Når det gjelder innvandringsbakgrunn, omfatter dette her personer som er født i Norge av utenlandskfødte foreldre, samt de som innvandret til Norge før fylte seks år. Etter at de nødvendige restriksjonene er foretatt, sitter vi igjen med et utvalg på 807 777 (se appendiks 2 for ytterligere informasjon om utvalget).

Avhengig variabel

Den avhengige variabelen, høyeste fullførte utdanningsoppnåelse ved 25 års alder, konstrueres ved å hente informasjon fra Norsk standard for utdanningsgruppering (NUS). NUS-variablene kommer fra norsk utdanningsdatabase (NUBD) og har variabler for hvert enkelt år tilbake til tidlig 70-tall. Vi følger Kristensen og Bjerkedal (2010) og Black et al. (2005) sin inndeling av høyeste fullførte utdanningsoppnåelse ved 25 års alder. Vi måler *fullført* utdanning på en *nivå-skala*, som betyr at personer med to fullførte utdanninger kun telles én gang. Det

absolutte antall år utdanning et individ har, kan derfor avvike fra vårt mål som er høyeste fullførte *utdanningsnivå* målt i antall år. En nærmere beskrivelse finnes i Appendiks A1.

Landbakgrunn

Landbakgrunn er basert på foreldrenes fødeland. I de tilfeller der foreldrenes fødeland er forskjellige, er det mors landbakgrunn som velges. Vi inkluderer såkalte «tidliginnvandrere» som kom til Norge før fylte seks år, da disse er svært like norskfødte med innvandrerforeldre (Henriksen 2009). Vi inkluderer enkeltland i analysene der antallet norskfødte med innvandrerforeldre og tidliginnvandrere er stort nok til at det gir mening å gjøre statistiske analyser. I vårt utvalg gjelder dette norskfødte med landbakgrunn fra Vietnam, Tyrkia og Pakistan, der antall individer er om lag 1000 eller flere.³ Landbakgrunn-grupperingen Asia er dermed *utenom* Vietnam, Tyrkia og Pakistan, samt utenom landene som faller innunder Midtøsten-gruppen. Følgende regiongrupperinger gjøres: 1) EU28/EØS og Vesten,⁴ 2) Europa utenfor EU28/EØS,⁵ 3) Afrika sør for Sahara,⁶ 4) Midtøsten og Afrika nord for Sahara,⁷ 5) Asia; 6) Latin-Amerika.⁸ Til sammen gir dette ni grupper, ti medregnet de med norsk landbakgrunn.

Fødselsrekkefølge

Rekkefølgen på søsken i samme familie er konstruert som et sett av dummyer etter informasjon om søsknenes fødselsår og dato. Førstefødte er referansegruppe som alle senere fødselsrekkefølger sammenlignes med.

Av personvern hensyn (for enkelte landbakgrunner blir det svært få i senere fødselsrekkefølger) settes en grense ved fødselsrekkefølge på fire, slik at alle med en senere fødselsrekkefølge får verdien som nummer fire i rekken.⁹ Fødselsrekkefølge varierer fra 1 til 4, hvor 1=førstefødt; 2=andrefødt; 3=tredjefødt; 4=fjerde- og senerefødte.

Kontrollvariabler

Kjønn er en dikotom variabel kodet 0 for menn og 1 for kvinner. Kjønn varierer ikke systematisk med fødselsrekkefølge, men inkluderes i tråd med tidligere litteratur for å standardisere koeffisientene. Selv om det hadde vært interessant å gå nærmere inn på eventuelle samspill mellom kjønn og landbakgrunn, ville dette krevet større antall observasjoner og andre typer analyser enn det som er relevant for å besvare vårt forsknings spørsmål.

3. Denne grensen ble satt basert på analyser av statistisk kraft; 1000 observasjoner ligger noe over det som er nødvendig for at fødselsrekkefølgeeffektene i majoritetsgruppen skal bli statistisk signifikante.
4. EU28 er medlemmene i Den europeiske union. EØS er medlemslandene i Det europeiske økonomiske samarbeidet. Vi inkluderer også EFTA-landet Sveits. Land utenfor Europa som er inkludert, er Australia, Canada, New Zealand og USA.
5. Albania, Bosnia-Herzegovina, Hviterussland, Kosovo, Makedonia, Moldova, Montenegro Russland, Serbia og Ukraina.
6. I artikkelen refereres gruppen stedvis til som Afrika.
7. Algerie, Bahrain, De forente arabiske emirater, Egypt, Irak, Iran, Israel, Jemen, Jordan, Kuwait, Libanon, Libya, Marokko, Palestina-området, Qatar, Saudi-Arabia, Syria, Tunisia. Refereres til som Midtøsten.
8. Alle land i Nord-, Mellom- og Sør-Amerika unntatt Canada og USA.
9. Forsøk med ulike grenser for fødselsrekkefølge ble utført, og bortsett fra noen ekstreme verdier i svært sene fødselsrekkefølger (11–18), var tendensen den samme.

Mors alder ved fødsel konstrueres ved å trekke fra mors fødselsår fra hvert enkelt individs fødselsår og er dermed individspesifikk. Variabelen er i utgangspunktet kontinuerlig, men vi benytter, i tråd med tidligere litteratur (f.eks. Kristensen & Bjerkedal 2010, 2007) fem dummy-inndelinger som gjenspeiler ulike livsfaser og åpner for ikke-lineære sammenhenger. Mors alder ved fødsel har følgende inndelinger: 13–19 år; 20–24 år; 25–29 år; 30–34 år; 35–50 år. Denne variabelen varierer etter fødselsrekkefølge og er en proxy-variabel som fanger opp variasjoner i andre faktorer knyttet til mors alder, som kan være (økende) inntekt, (lengre) erfaring med oppdragelse av barn, helserelaterte plager eller andre forhold som varierer med alderen til mor.

Individets *fødselsår* inkluderes for å fange opp variasjoner etter fødselsrekkefølge som kan skyldes forhold man ofte tilskriver sekulærtrender i samfunnet, eksempelvis at utdanningsnivået i befolkningen øker (SSB 2014). Fødselsår er en kontinuerlig variabel som går fra 1967 til 1987 for utvalget. Appendix A3 gir en oversikt over utvalget i form av deskriptiv statistikk.

METODISK TILNÆRMING

Vi benytter både mellom-regresjon med minste-kvadraters-metode (MKM) og innen-regresjon med fasteffektmodeller, såkalte søskenmodeller, i studier av fødselsrekkefølge. Dette for å sammenligne de to tilnærmingene og møte utfordringen fra artefakt-hypotesen.

Fasteffektregresjon brukes for å fjerne betydningen av tids- eller gruppeinvariante påvirkninger (Angrist et al. 2010). Fasteffekt-estimeringen foregår ved at regresjonen er *clustret*, det vil si fastsatt, på ett *toppnivå*. Søskenmodeller er en variant av fasteffektregresjon hvor clustringen gjøres på familienivå. Søskenmodeller fjerner betydningen av gruppeinvariante effekter som er like for alle familiemedlemmer i samme familie og er en utvidelse av fasteffektregresjonsligningen. En fasteffektmodell i søskenstøpning ser slik ut:

$$Y_i = \alpha + \alpha_i + \beta X_i + \gamma W_i + \beta^{\text{Fam}} X_i^{\text{Fam}} + \gamma^{\text{Fam}} W_i^{\text{Fam}} + \varepsilon_i$$

I denne modellen er det ledd for observerte ($\beta^{\text{Fam}} X_i^{\text{Fam}}$) og uobserverte familievariabler ($\gamma^{\text{Fam}} W_i^{\text{Fam}}$). i er i denne modellen søsken. $^{\text{Fam}}$ er betegnelsen for familie, og alle ledd med denne betegnelsen er på familienivå, altså på toppnivå. Dersom søsken (som vokser opp i samme familie) har like verdier på familie-leddene ($\beta^{\text{Fam}} X_i^{\text{Fam}} + \gamma^{\text{Fam}} W_i^{\text{Fam}}$) i ligningen, forsvinner disse ut i estimeringen, påvirkningen fra familienivået er borte for alle søsken i samme familie. Utelatte familievariabler (W_i^{Fam}), variabler som ikke observeres, men som er med i en teoretisk utlegging av regresjonsmodellen som har lik betydning/helningskoeffisient (γ) for hvert enkelt søsken, er ikke lenger et problem for analysen. Observerte variabler ($\beta^{\text{Fam}} X_i^{\text{Fam}}$) som *kan* variere mellom søsken med ulik alder, for eksempel mors alder eller kohorttrender, kan man fortsatt kontrollere for.

For å oppsummere: Søskenmodeller er egnet til å vise forskjeller *mellom* ulike søsken *innen* samme familie, ikke mellom *ulike* søsken fra *forskjellige* familier. Forskjeller i utfallsvariabelen er i en søskenmodell et resultat av forskjeller som oppstår innad i familien på tvers av mange familier (gitt stort antall observasjoner av familier).

I fasteffektmodellene benyttes heteroskedastisk-konsistente standardfeil, kjent som clusterrobuste standardfeil på engelsk, som er særlig nyttige her hvor antallet grupper

ansees for å være høyt. Heteroskedastisk-konsistente standardfeil forutsetter at gruppene er uavhengig av hverandre, men at individene i samme gruppe ikke er det. Heteroskedastisk-konsistente standardfeil tar høyde for at det typisk vil være større grad av korrelasjon mellom individene *innen* samme familie enn mellom individer fra ulike familier på variablene som man ønsker å måle forskjeller i, og unngår dermed feil som følge av kovarians mellom individer i samme familie (Cameron 2010).

RESULTATER

Tabell 1 presenterer resultatene fra 20 regresjonsmodeller som viser fødselsrekkefølgeeffekter på høyeste fullførte utdanning ved 25 års alder. Modeller nummerert med oddetall viser resultatene fra en mellom-regresjon uten fasteffekt-spesifikasjon. Modeller nummerert med partall viser resultatene fra innen-regresjon som har fasteffekt-spesifikasjon. Fødselsrekkefølgeeffektene i mellom-regresjonene er et resultat av forskjeller både mellom og innen familier. Fødselsrekkefølgeeffektene i innen-regresjonene er resultater av variasjoner som oppstår innad i samme familier. Regresjonsmodellene er estimert med følgende variabler: kjønn; mors alder ved fødsel og individets fødselsår. Felles for alle modellene er at førstefødte er referansekategori i fødselsrekkefølge. Referansekategorien for mors alder ved fødsel er 25–29 år. Referansekategorien for fødselsår er satt til å være 1977, som er den midterste verdien. Dette er også et år som ikke skiller seg ut noe særlig med tanke på størrelsen på kohortene. Kjønnskoeffisienten angir gjennomsnittlig forskjell i antall år utdanning mellom kvinner og menn, der referansekategorien er menn. Kjønnskoeffisienten i modellene forteller derfor hvor mange flere/færre antall år utdanning man kan forvente for kvinner sammenlignet med menn. Konstantleddet angir gjennomsnittlig antall år utdanning ved 25 års alder for en førstefødt mann født i 1977 av en mor med alder mellom 25–29 år. De to formene for regresjonsmodeller er utført på samme utvalg for hver enkelt landbakgrunn, noe som gjør at de kan sammenlignes.

Resultater fra OLS- og fasteffektmodeller

Modell 1 er en ordinær regresjonsmodell med majoriteten. Konstantleddet viser at gjennomsnittlig antall år utdanning for førstefødte menn født i 1977 av en mor mellom 25–29 års alder er 12,96 år. Koeffisientene til andrefødte, tredjefødte og fjerde- og senerefødte er signifikante og negative, med verdier på henholdsvis $-0,61$, $-0,98$, og $-1,51$ år. Andrefødte har med andre ord 0,61 færre antall år utdanning ved 25 års alder i gjennomsnitt sammenliknet med førstefødte, mens tredjefødte har 0,98 færre år enn førstefødte ved samme alder. Koeffisienten for fjerde- og senerefødte viser at de har 1,51 færre år utdanning ved 25 års alder. Det er med andre ord en negativ og tilnærmet lineær tendens, der senerefødte har færre antall år utdanning ved 25 års alder enn tidligerefødte for alle fødselsrekkefølger. Dette er i tråd med tidligere forskning.

I modell 2 er majoritetsutvalget undersøkt med fasteffektregresjon og heteroskedastisk-konsistente standardfeil. Konstantleddet i denne modellen viser at førstefødte menn, født i 1988 av en mor mellom 25 og 29 år, har forventet antall år utdanning ved 25 års alder på 12,41. Fødselsrekkefølgeeffekten på antall år utdanning vedvarer i denne modellen, men størrelsen på koeffisientene er mindre enn de var for den vanlige regresjonsmodellen, og i majo-

riteten av tilfellene overlapper heller ikke konfidensintervallene i de to modelltypene. Dette indikerer at forhold som varierer mellom familier og som har betydning for utdanningsprestasjoner, bidrar til spuriøsitet og kunstig høye estimater for fødselsrekkefølgeeffekter i mellom-regresjonsmodellene. Sammenlignet med førstefødte har andrefødte i samme familie i gjennomsnitt 0,28 færre år utdannelse ved 25 års alder. Tilsvarende tall for tredje- og fjerde- eller senerefødte er henholdsvis 0,42 og 0,49 år. Fødselsrekkefølgeeffektene på denne variabelen er i samme størrelsesorden som hos Kristensen og Bjerkedal (2010) samt hos Black et al. (2005) som bruker samme metode, har delvis overlappende utvalg og har identisk operasjonalisering av utfallsvariabel. Nærmere bestemt ligger våre koeffisienter størrelsesmessig midt mellom dem hos Kristensen og Bjerkedal (2010) og Black et al. (2005). Noen mulige kilder til forskjellene kan være at Kristensen og Bjerkedal ikke observerer full familjestørrelse fordi de har færre kohorter enn det som benyttes her. De har også flere kontrollvariabler. Black et al. (2005) har større utvalg og flere komplette familier som kan gjøre at koeffisientene er mer nøyaktige enn i Kristensen og Bjerkedal (2010) og vårt utvalg.

Tabell 1: Regresjonsmodeller som viser fødselsrekkefølgeeffekter på antall år utdannelse i grupper etter landbakgrunn. Modeller med oddetall er mellom-regresjon, partall er innen-regresjon (fasteffekter for familie). Alle modeller inkluderer kontroll for kjønn, mors alder ved fødsel og individets fødselsår. Tegnsetting for signifikans: + $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Modell	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Landbakgrunn	Norge	Norge	EU28/ EØS og Vesten	EU28/ EØS og Vesten	Europa u/EU28/ EØS	Europa u/EU28/ EØS	Afrika sør for Sahara	Afrika sør for Sahara	Midt- østen/ Nord- Afrika	Midt- østen/ Nord- Afrika
Fasteffekt	X	✓	X	✓	X	✓	X	✓	X	✓
Førstefødt	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Andrefødt	-0.605*** (0.006)	-0.276*** (0.007)	-0.675*** (0.118)	-0.245+ (0.144)	-0.349 (0.246)	0.344 (0.308)	0.104 (0.313)	-0.224 (0.378)	-0.282 (0.202)	0.186 (0.209)
Tredjefødt	-0.980*** (0.008)	-0.420*** (0.014)	-0.902*** (0.161)	-0.148 (0.266)	-0.521 (0.338)	0.733 (0.544)	-0.021 (0.415)	-0.634 (0.663)	-0.654** (0.236)	0.538 (0.329)
Fjerdefødt >	-1.514*** (0.011)	-0.493*** (0.021)	-1.452*** (0.228)	-0.051 (0.422)	-1.084* (0.476)	1.798* (0.888)	-1.203* (0.488)	-1.214 (1.066)	-0.781** (0.247)	1.089* (0.455)
Konstant- ledd	12.958*** (0.012)	12.412*** (0.014)	13.024*** (0.233)	12.729*** (0.247)	11.149*** (0.531)	11.439*** (0.757)	12.334*** (0.666)	10.114*** (1.104)	11.100*** (0.378)	10.710*** (0.434)
Mellom-R2		0.029		0.024		0.000		0.000		0.005
Samlet-R2	0.071	0.029	0.079	0.030	0.094	0.012	0.172	0.016	0.074	0.009
Innen-R2		0.026		0.038		0.142		0.227		0.105
N	795 349	795 349	2 163	2 163	546	546	357	357	982	982
Antall fami- lier		340 640		953		244		156		385

Modell	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Landbakgrunn	Asia	Asia	Latin-Amerika	Latin-Amerika	Vietnam	Vietnam	Tyrkia	Tyrkia	Pakistan	Pakistan
Fasteffekt	X	✓	X	✓	X	✓	X	✓	X	✓
Førstefødt	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Andrefødt	-0.095 (0.173)	0.136 (0.210)	-0.387 (0.308)	0.217 (0.407)	-0.170 (0.194)	-0.019 (0.206)	-0.251 (0.205)	-0.194 (0.231)	-0.272** (0.102)	-0.126 (0.099)
Tredjefødt	-0.413+ (0.235)	0.402 (0.404)	-0.905* (0.407)	0.303 (0.783)	-0.247 (0.223)	0.135 (0.330)	-0.877*** (0.244)	-0.309 (0.349)	-0.340** (0.119)	-0.060 (0.155)
Fjerdefødt >	-0.843** (0.326)	0.158 (0.617)	-1.571* (0.651)	0.003 (1.135)	-0.641** (0.239)	-0.167 (0.462)	-0.999*** (0.278)	-0.216 (0.479)	-0.732*** (0.129)	-0.037 (0.227)
Konstant-ledd	12.793*** (0.334)	12.740*** (0.374)	11.423*** (0.658)	11.452*** (1.367)	13.153*** (0.356)	12.371*** (0.342)	11.409*** (0.356)	11.247*** (0.411)	11.425*** (0.171)	11.047*** (0.182)
Mellom-R2		0.001		0.024		0.001		0.006		0.024
Samlet-R2	0.048	0.019	0.113	0.000	0.050	0.018	0.077	0.028	0.047	0.037
Innen-R2		0.065		0.093		0.064		0.074		0.052
N	1 293	1 293	362	362	1 231	1 231	920	920	4 574	4 574
Antall familier		569		170		472		355		1 553

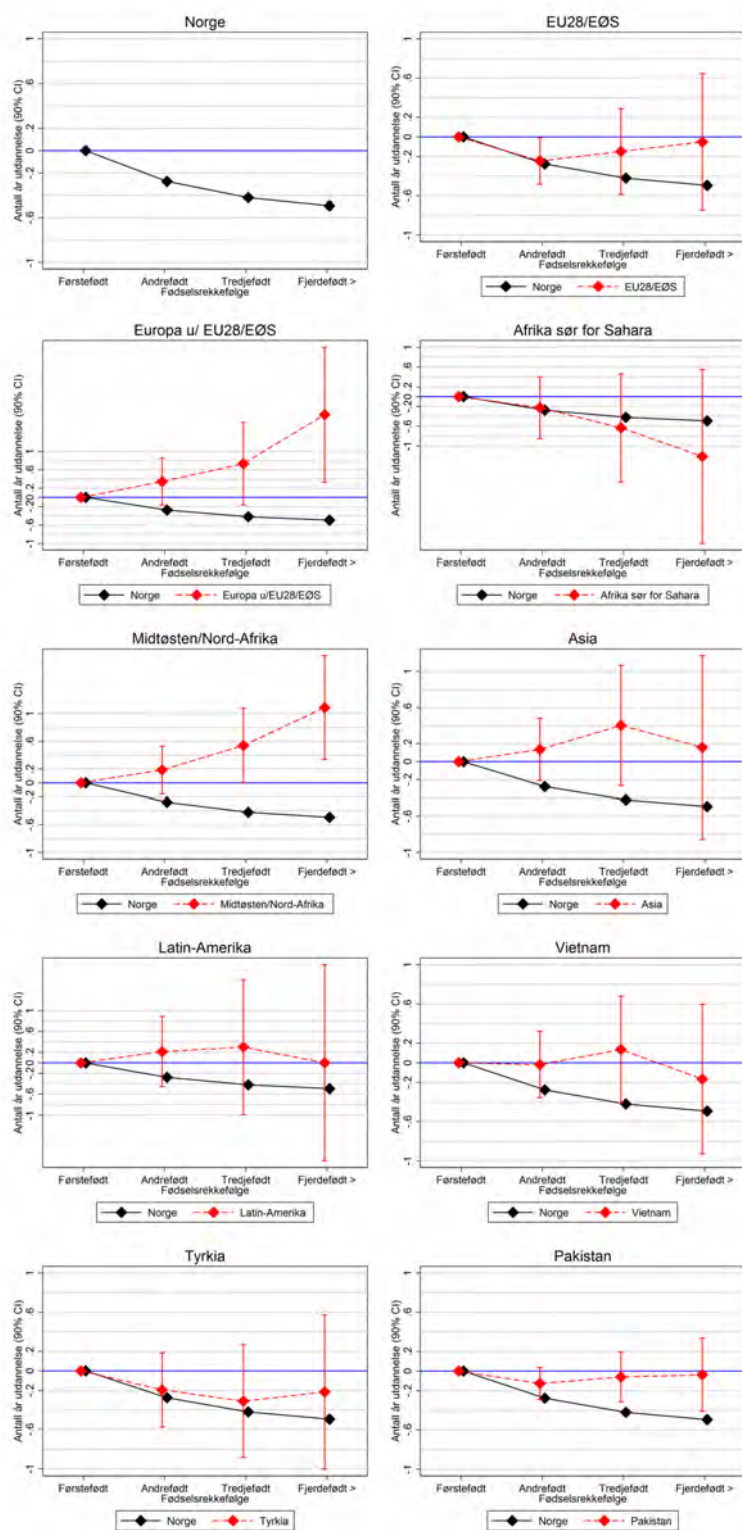
+ p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

Når det gjelder norskfødte med innvandrereforeldre, indikerer en robusthetssjekk av fasteffektmodellen at manglende signifikante koeffisienter kan skyldes for få observasjoner i noen grupper (se appendiks B.1).¹⁰ I det følgende vil vi derfor fokusere på gruppene (EU28/EØS og Vesten, Midtøsten/Nord-Afrika, Asia, Vietnam, Tyrkia og Pakistan), hvor det er høyt nok antall observasjoner til at forskjellene trolig skyldes substansielle årsaker. Blant norskfødte med innvandrereforeldre fra Pakistan, Tyrkia, Vietnam, Asia er det ingen signifikante fødselsrekkefølgeeffekter i fasteffektspesifikasjonen. I hele dette utvalget er kun én koeffisient signifikant og negativ, norskfødte andrefødte med innvandrereforeldre fra EU28/EØS. Disse har med andre ord samme hovedmønster som majoritetsbefolkningen, men andrefødte er bare grensesignifikant ulik førstefødte og må tolkes varsomt. For de andre gruppene som har høyt nok antall observasjoner, er det ingen forskjeller mellom søsken.¹¹ Figur 1 viser resultatene grafisk, hvor hver gruppes koeffisienter sammenlignes med majoritetens koeffisienter.

10. Gitt at det antas at de sanne effektene er minst like store som for majoritetsbefolkningen. Dersom effektene er der, men er svakere, trengs naturligvis et større utvalg for å avdekke disse.

11. Ett unntak er Midtøsten/Nord-Afrika hvor det er en positiv effekt å være fjerde- eller senerefødt. Det er imidlertid få fjerde- og senerefødte i denne gruppen som gjør at resultatene bør tolkes med varsomhet.

Figur 1: Fødselsrekkefølgeeffekter i antall år utdanning ved 25 års alder. Norskfødte sammenlignet med majoriteten. Konfidensintervall på 90 % nivå, tilsvarende signifikansnivå $p < 0,10$



DISKUSJON

I denne artikkelen har vi belyst fødselsrekkefølgeeffekter i utdanningsoppnåelse med fokus på norskfødte med innvandrerforeldre og sammenliknet disse med majoriteten. Dette har hittil vært et relativt utforsket område. Funnene for majoriteten er i tråd med tidligere litteratur hvor vi finner at senerefødte har færre antall år utdanning ved 25 års alder enn sine eldre søsken. Dette funnet består også når innvendingene fra artefakt-hypotesen tas i betraktning gjennom bruk av modeller med fasteffekter for familie. Forskjellen mellom førstefødte og fjerde- og senerefødte i samme familie blant majoriteten er i underkant av et halvt år, og må kunne sies å være en middels stor forskjell, og på lik linje som forskjellen mellom menn og kvinner i samme analyse.

Når det gjelder norskfødte med innvandrerforeldre, varierer resultatene en del avhengig av landbakgrunn. Selv om betydningen av fødselsrekkefølge er signifikant forskjellig fra majoriteten for de med bakgrunn fra Europa u. EØS, Midtøsten/Nord-Afrika, Asia og Pakistan, så er disse forskjellene små. Betydningen av fødselsrekkefølge er imidlertid ikke statistisk signifikant for de største gruppene. Her utgjør EU28, Europa utenom EØS/EU28 og Midtøsten/Nord-Afrika unntakene. Det er med andre ord ingen forskjeller mellom søsken i samme familie i antall år utdanning ved 25 års alder i de fleste tilfellene. I tillegg er det verdt å merke seg at to av de totalt tre signifikante forskjellene etter fødselsrekkefølge blant norskfødte med innvandrerforeldre faktisk er positive; det vil si at senerefødte gjør det *bedre* enn sine eldre søsken. Det er altså *færre* fødselsrekkefølgeeffekter blant norskfødte med innvandrerforeldre. Der disse finnes, er de noe *svakere* enn majoritetens i nær alle tilfeller, samtidig som resultatene for enkelte grupper peker i *motsatt* retning av tidligere litteratur.

Fraværet av fødselsrekkefølgeeffekter av samme størrelsesorden som hos majoriteten, samt tendenser til det motsatte, er utvilsomt et overraskende og potensielt viktig funn, men hva kan tenkes å forklare det? De viktigste teoriene på feltet, ressursspredningsteorien og konfluensteorien, fokuserer som vi har sett på betydningen av forenklete og formaliserte intra-familære mekanismer. Disse teoriene tar utgangspunkt i såpass generelle mekanismer at de burde gjelde på tvers av grupper, i det minste som delforklaringer. Som vi understreket i teoridelen, er det imidlertid fruktbart å myke opp de strenge antakelsene teoriene legger til grunn, samt å supplere med andre viktige momenter som disse ikke dekker. På denne måten blir det mulig å åpne for betydningen av andre faktorer, som kulturelle variasjoner.

En mulig forklaring er at kulturelle forhold spiller inn, for eksempel ved at disse påvirker oppdragelsespraksis. Dersom hvor mye og hvordan man stimulerer barna varierer, vil dette kunne påvirke både hvilke ressurser som reelt sett er tilgjengelige, samt hvordan disse ressursene fordeles mellom barna, to forhold som er helt sentrale i forbindelse med ressursfordelingsteorien.

Fordelingen av ressurser kan igjen påvirkes ved forskjellig vektlegging av betydningen å være førstefødt. Det har vært hevdet at noen kulturers fokus på primogenitur vil føre til økt vekt på og større investering i karrieren til den førstefødte (Kristensen & Bjerkedal 2010). På den andre siden kan det selvsagt variere hva et slikt fokus vil føre til i praksis, for eksempel vil odelsrett i dagens samfunn ofte medføre kortere utdanning, all den tid bønder er lavere utdannet enn befolkningen ellers. Ut ifra vår kjennskap til litteraturen finnes det

imidlertid ikke gode studier som kaster et systematisk lys over slike forskjeller på en måte som lar oss skille mellom enkeltland og regioner. En kulturell forklaring på generelt grunnlag for alle de ulike landbakgrunnene blir derfor vanskelig å tenke seg.

Et annet alternativ er at foreldrenes botid spiller en viktig rolle. Botiden for de eldste barna vil være kortere enn for de minste, noe som kan bety mye når det gjelder språkkunnskaper og integrering i samfunnet generelt (Conley 2004:107). Dette kan man tenke seg gjelder både for hvert enkelt søsken som får tidligere eksponering for norsk språk, men det kan også være at familiesituasjonen til innvandrede familier arter seg ulikt med tanke på bortlærings-effekten som konfluensmodellen viser til. Dersom barn av innvandrerforeldre ofte snakker norsk med hverandre og morsmålet med foreldrene, kan dette ha spesielt stor betydning (se f.eks. Toppelberg og Collins 2010). Denne situasjonen vil kunne være en fordel for de yngre søsknene, da de ved yngre alder enn sine eldre søsken blir eksponert for det norske språket som er så viktig i utdanningssammenheng. De eldre søsknene lærer seg i så fall norsk først, men de yngre søsknene får fordel av å bli tillært og mer trent i norsk tidligere enn sine eldre søsken, og blir således minst like flinke som sine eldre søsken når det kommer til utdanning. Til slutt bør det også nevnes at traumer og vansker knyttet til det å være flyktning kan være relevant for noen undergrupper. Dette vil i så fall kunne slå skjevt ut da de tidligst ankomne vil ha høyest sannsynlighet for å være eksponert.

En annen mulig sammenheng med botid er at *mengden* ressurser som er tilgjengelig kan variere mellom majoritets- og minoritetsbefolkningen. Botid har mye å si for innvandrerfamiliers økonomiske ressurser (Tronstad & Østby 2005). Gitt at gruppene der vi ikke finner fødselsrekkefølgeeffekter har færre ressurser tilgjengelig, kan dette tenkes å påvirke størrelsen på effektene.¹² Conley (2004) har da også indikert at fordelingen av ressurser mellom barna kan variere avhengig av sosioøkonomisk status, for eksempel med utgangspunkt i strategiske hensyn. Forskning basert på norske data indikerer imidlertid at foreldres sosioøkonomiske ressurser ikke har betydning for størrelsen på fødselsrekkefølgeeffektene i familien, noe som kan svekke denne forklaringens relevans noe (Black et al. 2005).

En annen mulig forklaring er knyttet til det såkalte innvandringsdrivet. Betydningen av slikt driv har vært postulert av både kvalitative og kvantitative forskere innenfor litteraturen om utdanningsoppnåelse og gruppeforskjeller. Innvandringsdrivet er en hypotese om at det er høyere kontinuasjonssrater i høyere utdanning hos etniske minoriteter, gitt samme resultater som majoriteten (Lauglo 1999; Krange & Bakken 1998; Bakken & Sletten 2000; Fekjær & Leirvik 2011). Mer vektlegging og «push» i retning av høyere utdanning fra foreldrenes side rettet mot barna, har vært postulert som en viktig mekanisme. Dersom denne mekanismen fungerer slik at den medfører enten kompensatorisk ressursinvestering rettet mot senere fødte, eller at foreldrene forsøker å sikre lik grad av utdanning hos alle barn uavhengig av deres plass i søskenflokk, kan det være en mulig forklaring på mønstrene vi observerer.

Etter vår mening virker også institusjonelle forklaringer plausible, noe som igjen har en sammenheng med botid. Selv om det ikke finnes noen formelle teorier knyttet til forskjeller i utnyttelse av slike ordninger, blir denne typen eksterne forklaringer ofte trukket frem i den komparativt orienterte delen av litteraturen (Angrist et al. 2010; Davis, Cahan &

12. Kravene til design gjør at en slik forklaring ikke lar seg teste i modellene.

Bashi 1977; Rosenblatt & Skoogberg 1974). Det er rimelig å forvente at måten man forholder seg til og benytter seg av institusjonelle ordninger som for eksempel barnehage, penge- støtte etc., vil kunne variere mellom grupper med utgangspunkt i både kunnskaps- og holdningsforskjeller. Bonesrønning og Massih (2011) benytter norske data og trekker frem forskjeller knyttet til bruken av barnehage som noe som kan påvirke størrelsen på fødselsrekkefølgeeffektene. En annen mulig mekanisme som kan fungere i samspill med denne, er variasjoner i mødres, og evt. fedres, tilpasning til arbeidslivet i de forskjellige gruppene (Angrist et al. 2010). Når det gjelder barnehagebruk, vet vi at andelen med barn i barnehage er lav (SSB 2010) og har vært lavere i gruppene med innvandrerbakgrunn. Dette vil kunne føre til at fordelene for førstefødte, som får mindre tid i barnehage, blir mindre for disse gruppene, sammenliknet med majoriteten. Tidligere forskning gir da også klare indikasjoner på at senere barnehagestart fører til forskjeller i utdanningsoppnåelse (Drange & Havnes 2015), og at sen barnehagestart hemmer språkutviklingen til barn av innvandrerforeldre (Drange & Telle 2015). To viktige problemer med denne forklaringen er at andelen som går i barnehage er lav totalt sett, særlig i de tidlige kohortene, i tillegg til at noen av studiene som ser på effektene av tidlig barnehagestart viser en relativt beskjeden effekt (Drange & Havnes 2015). Et annet spørsmål er hva dette funnet betyr mer generelt for den sosiale ulikheten og dens betydning for forskjellige grupper i Norge. Det at det er mindre utdanningsforskjeller mellom søsken i enkelte grupper kan neppe sies å være negativt i seg selv, idet det indikerer at fødselsrekkefølge er en mindre viktig kilde til sosial ulikhet i disse gruppene. Men det kan også tolkes på en annen måte. Hvis Sundet (2014) har rett i at det finnes en grunnleggende fødselsrekkefølgeeffekt som virker relativt uavhengig av sekulærtrender og andre sosioøkonomiske kjennetegn, skulle man anta at denne også finnes blant norskfødte med innvandrerbakgrunn. Kan den manglende fødselsrekkefølgeeffekten i enkelte grupper være et tegn på at tidligerefødte søsken av en eller annen grunn ikke får utnyttet sitt fulle potensial i det norske utdanningssystemet?

Dersom et slikt resonnement har noe for seg, kan det utgjøre et argument for ytterligere politiske virkemidler for å få flere barn med innvandrerbakgrunn til å starte i barnehage. Det har vært gjort forsøk med gratis kjernetid i barnehagen i noen bydeler i Oslo, og det ser ut til å ha hatt en innvirkning på når barn med innvandrerbakgrunn starter i barnehagen (Bråten, Drange & Haakestad 2014). Bruken av barnehage i familier med innvandrerbakgrunn økte med femten prosent (Drange 2015). En ytterligere utvidelse av kjernetiden slik at den omfatter alle barnehager, og en senkning av alderen fra dagens fire- og femåringer helt ned til ett- eller toåringer, er derfor tiltak som bør vurderes. Det kan også tenkes at kontantstøtteordningen har betydning for manglende barnehagedeltakelse, og at fjerning av denne vil ha positiv innvirkning på hvilke muligheter barn med innvandrerbakgrunn har i utdanningssystemet.

KONKLUSJON

Vi kan konkludere med at fødselsrekkefølgeeffekter er en intra-familiær ulikhetsmekanisme som eksisterer i majoritetsbefolkningen i Norge. Våre funn er i tråd med de fleste undersøkelser av senere dato med store datasett: senerefødte har lavere oppnåelse enn tidligerefødte (Barclay 2015a, 2015b; Bjerkedal et al. 2007; Black et al. 2005; Bonesrønning &

Massih 2011; Booth & Kee 2009; de Haan 2010; Härkönen 2014; Kantarevic & Mechoulan 2006; Kristensen & Bjerkedal 2007, 2010; Sundet 2014). Når det gjelder fødselsrekkefølgeeffekten blant norskfødte med innvandrerforeldre, tegner det seg et annerledes bilde. Vår tolkning er at familiesosialiseringen blant innvandrerfamilier er ulik majoritetsbefolkningens, at forhold knyttet til botid kan påvirke søsknene ulikt, eller at institusjonelle rammer påvirker norskfødte med innvandrerforeldre annerledes enn majoriteten. Det fører til at det ikke er fødselsrekkefølgeeffekter for disse gruppene. Hva som forårsaker fødselsrekkefølgeeffektene mellom søsken blant majoriteten, og hva som ligger bak de manglende fødselsrekkefølgeeffektene blant norskfødte med innvandrerforeldre, er fortsatt ubesvart og overlates til videre forskning.

OM ARTIKKELEN

Arbeidet med denne artikkelen er finansiert av Norges Forskningsråd gjennom prosjektene «Measuring and Explaining Discrimination in the Labour Market: New Understandings and Political Solutions» (prosjektnr. 202479) og «Ethnic segregation in schools and neighbourhoods: Consequences and Dynamics» (prosjektnr. 236793). Takk til John Erikson, Gunn Elisabeth Birkelund, Nicolai Topstad Borgen og Torkild Hovde Lyngstad for nyttige kommentarer til tidligere utkast av artikkelen. Takk for konstruktive tilbakemeldinger fra de anonyme fagfellene. En takk rettes også til redaktørene for gode tilbakemeldinger.

APPENDIKS A1: UTDANNINGSOPPNÅELSE MÅLT I ANTALL ÅR

- 0 år=Ingen utdanning (under skoleplikt)
- 7 år=Barneskoleutdanning (1.–7. klassetrinn)
- 9 år=Ungdomsskoleutdanning (8.–10. klassetrinn)
- 11 år=Videregående, grunnutdanning (11.–12. klassetrinn)
- 12 år=Videregående, avsluttende utdanning (13. klassetrinn)
- 13 år=Påbygging til videregående utdanning (14. klassetrinn)
- 15 år=Universitets- og høyskoleutdanning, lavere nivå (14.–17. klassetrinn)
- 18 år=Universitets- og høyskoleutdanning, høyere nivå (18.–19. klassetrinn)
- 20 år=Forskerutdanning (20. klassetrinn)

Kommentar: Noen få individer har 0 års utdanning ved 25 års alder. Tilsvarende har noen svært få individer oppnådd forskerutdanning ved 25 års alder.

APPENDIKS A2

Grunnet kohortkutt eller andre restriksjoner som ikke rammer likt for alle i familien, vil det være individer med søsken som er alene igjen i utvalget. Dette gjelder individer som er født mellom 1967 og 1987 hvor *alle* deres søsken er født enten før 1967 eller etter 1987. Disse vil ikke ha noen søsken i samme familie å sammenlignes med, og er derfor «støy» i en søskenmodell. Vi løser dette potensielle problemet for analysene ved å gjøre en telling

ved hjelp av en dummy-variabel i utvalget etter at restriksjoner knyttet til hver utfallsvariabel er gjort. Dummy-variabelen inkluderer kun individer som har søsken i utvalget. Dette gjør at det bare er individer som har andre søsken som blir tellende i analysene, også i mellom-regresjonene.

Vi identifiserer imidlertid ikke komplett familiestørrelse tross dummy-variabelen. Det kan være familier hvor den førstefødte er født før 1967, og to eller flere søsken er født mellom 1967 og 1987. Eller det kan være motsatt, der den førstefødte og andrefødte er født før 1987 og deres søsken er født etter 1987. I det første eksemplet blir det i utvalget kun observert den andrefødte og de senerefødte barna, den førstefødte blir ikke med i analysene. Selv om dette utgjør en svakhet ved utvalget er avgrensningen rimelig, da det er svært få innvandrersfamilier som har norskfødte barn som er født før 1967. Ved å starte utvalget i 1967 inkluderer vi de samme kohortene som Kristensen og Bjerkedal (2010), som har kohorter fra 1967–76. Avgrensningen er altså i tråd med tidligere litteratur, noe som legger til rette for tydeligere sammenlikning.

APPENDIKS A3: BESKRIVENDE STATISTIKK

Tabell A3 viser deskriptiv statistikk for utvalget. Tendensene i utdanningsoppnåelse er at norskfødte med innvandrereforeldre fra EU28/EØS, Asia og Vietnam har flere antall år utdanning ved 25 års alder enn majoriteten. Norskfødte med innvandrereforeldre fra de andre landbakgrunnene har færre år utdanning ved 25 års alder enn majoriteten. Dette reflekteres i fordelingen i nivå, det er relativt sett flere med universitets- og høyskoleutdanning på lavere (15 år) og høyere nivå (18 år) blant norskfødte med innvandrereforeldre fra EU28/EØS, Asia og Vietnam. Felter som er blanke har ingen observasjoner i nivå-inndelingen.

Som i utvalg én er det flere andrefødte enn førstefødte for alle landbakgrunner. Forskjellen er i samme størrelsesorden som i utvalg én, i de fleste landbakgrunner er det om lag fem prosentpoeng flere andrefødte enn førstefødte. Dette skyldes kohortkutt, det er færre i kohortene i starten av og mot slutten av utvalget.

Antall observasjoner varierer etter landbakgrunn og er lavt i landbakgrunnene Europa u/ EU28/EØS, Afrika og Latin-Amerika.

Landbakgrunn	Norge	EU28/ EØS og Vesten	Europa u/ EU28/ EØS	Afrika sør for Sahara	Midt- østen/ Nord- Afrika	Asia	Latin- Ameri- ka	Viet- nam	Tyrkia	Pakis- tan
Utdannelse: 25 år	12,31	12,53	11,51	12,11	11,30	12,97	11,60	12,70	10,86	11,58
Standardavvik	2,21	2,35	2,30	2,44	2,27	2,49	2,32	2,42	2,17	2,48
<i>Fordeling i nivå (%):</i>										
7 år	0,00				0,10				0,87	0,24
9 år	20,45	20,48	37,36	28,29	41,55	18,10	36,19	20,06	49,02	38,46
11 år	5,43	3,51	3,48	2,52	1,83	1,24	1,93	0,57	2,72	2,19
12 år	40,75	38,00	37,00	38,38	36,86	33,95	37,57	38,42	34,02	35,51
13 år	3,08	1,57	1,10	0,84	2,14	1,86	2,76	1,62	0,98	1,44
15 år	29,16	34,12	20,33	27,45	16,60	39,44	20,44	35,66	11,63	19,35
18 år	1,14	2,31	0,73	2,52	0,92	5,41	1,10	3,66	0,76	2,82
20 år	0,00									
<i>Fødselsrekkefølge</i>										
Førstefødt	300 769	799	202	127	266	489	127	328	257	1 190
(%)	(37.82)	(36.94)	(37.00)	(35.57)	(27.09)	(37.82)	(35.08)	(26.65)	(27.93)	(26.02)
Andrefødt	322 384	891	223	137	310	528	158	389	297	1 331
(%)	(40.53)	(41.19)	(40.84)	(38.38)	(31.57)	(40.84)	(43.65)	(31.60)	(32.28)	(29.10)
Tredjefødt	121 335	335	88	55	179	194	60	242	178	985
(%)	(15.26)	(15.49)	(16.12)	(15.41)	(18.23)	(15.00)	(16.57)	(19.66)	(19.35)	(21.53)
Fjerdefødt >	50 861	138	33	38	227	82	17	272	188	1 068
(%)	(6.39)	(6.38)	(6.04)	(10.64)	(23.12)	(6.34)	(4.70)	(22.10)	(20.43)	(23.35)
<i>Kjønn</i>										
Menn	407 546	1 086	249	168	512	654	190	644	460	2 345
(%)	(51.24)	(50.21)	(45.60)	(47.06)	(52.14)	(50.58)	(52.49)	(52.32)	(50.00)	(51.27)
Kvinner	387 803	1 077	297	189	470	639	172	587	460	2 229
(%)	(48.76)	(49.79)	(54.40)	(52.94)	(47.86)	(49.42)	(47.51)	(47.68)	(50.00)	(48.73)
<i>Fødselsår</i>										
1967–71	199 445	380	34	15	14	48	18	<10	26	144
(%)	25,08	17,56	6,23	4,2	1,43	3,71	4,97	0,08	2,83	3,15
1972–77	263 148	684	113	66	149	229	67	173	196	973
(%)	33,09	31,62	20,70	18,48	15,17	17,71	18,50	14,05	21,31	21,28
1978–83	225 962	726	183	130	394	557	127	593	410	2 022
(%)	28,42	33,56	33,51	36,40	40,12	44,62	35,08	48,17	44,56	44,21
1984–87	106 794	373	216	146	425	493	150	464	288	1 435
(%)	13,42	17,24	39,56	40,89	43,27	33,95	41,43	37,69	31,30	31,37

Landbakgrunn	Norge	EU28/ EØS og Vesten	Europa u/ EU28/ EØS	Afrika sør for Sahara	Midt- østen/ Nord- Afrika	Asia	Latin- Ameri- ka	Viet- nam	Tyrkia	Pakis- tan
<i>Mors alder ved fødsel</i>										
Gjennomsnitt	26,27	28,20	24,91	26,54	25,67	27,56	26,09	26,33	25,29	27,10
13–19	44 506	49	52	21	98	25	25	83	98	161
(%)	5,60	2,27	9,52	5,88	9,98	1,93	6,91	6,74	10,65	3,52
19–24	271 135	448	237	105	343	317	121	430	378	1 415
(%)	34,09	20,71	43,41	29,41	34,93	24,52	33,43	34,93	41,09	30,94
25–29	291 499	850	173	131	330	555	130	423	253	1 663
(%)	36,65	39,3	31,68	36,69	33,60	42,92	35,91	34,36	27,50	36,36
29–35	140 450	595	66	81	155	291	69	194	139	912
(%)	17,66	27,51	12,09	22,69	15,78	22,51	19,06	15,76	15,11	19,94
35–50	47 759	221	18	19	56	105	17	101	52	423
(%)	6,00	10,22	3,30	5,32	5,70	8,12	4,70	8,20	5,65	9,25
Antall søsken	795 349	2 163	546	357	982	1 293	362	1 231	920	4 574
Antall familier	340 640	953	244	156	385	569	170	472	355	1 553

APPENDIKS BI: ROBUSTHETSTESTER

Flere av fødselsrekkefølgekoeffisientene i de ulike landbakgrunnsgruppene er ikke signifikante, dette kan imidlertid skyldes lav statistisk kraft hvor antall observasjoner er under 800. For å teste hvorvidt manglende signifikans skyldes få observasjoner, gjennomførte vi en robusthetssjekk med majoriteten på denne variabelen. I denne testen var det signifikante fødselsrekkefølgeeffekter for alle pariteter ved $N=2000$. De signifikante fødselsrekkefølgeeffektene ble ikke-signifikante i dette utvalget ved $N=1500$, for tredje- og fjerde- og senerefødte. De signifikante fødselsrekkefølgeeffektene for andrefødte var til stede ved $N=1000$, men forsvant ved $N=700$. Dette er i samsvar med tester gjort av Kristensen og Bjerkedal (2010), som finner at man må ha minst $N=800$ for å identifisere fødselsrekkefølgeeffekter med fasteffektmodeller og robuste standardfeil.

REFERANSER

- Abdel-Khalek, A. M., & Lynn, R. (2008). Intelligence, family size and birth order: Some data from Kuwait. *Personality and Individual Differences*, 44(4), 1032–1038. DOI: 10.1016/j.paid.2007.10.029
- Angrist, J., Lavy, V., & Schlosser, A. (2010). Multiple Experiments for the Causal Link between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Labor Economics*, 28(4), 773–823. DOI: 10.1086/653830
- Bagger, J., Birchenall, J. A., Mansour, H., & Urzúa, S. (2013). Education, Birth Order, and Family Size (No. w19111). *National Bureau of Economic Research*. ISO 690.
- Bakken, A. & Sletten, M. (2000). Innvandrerdoms planer om høyere utdanning – realistiske forventninger eller uoppnåelige aspirasjoner? *Søkelys på arbeidsmarkedet*, (17), 27–36.
- Barclay, K. J. (2015a). Birth order and educational attainment: Evidence from fully adopted sibling groups. *Intelligence*, 48, 109–122. DOI: 10.1016/j.intell.2014.10.009
- Barclay, K. J. (2015b). A within-family analysis of birth order and intelligence using population conscription data on Swedish men. *Intelligence*, 49, 134–143. DOI: 10.1016/j.intell.2014.12.007

- Barker, D. J. P. (1995). The fetal and infant origins of disease. *European Journal of Clinical Investigation*, 25(7), 457–463. DOI: 10.1111/j.1365-2362.1995.tb01730.x
- Birkelund, G. E., Lillehagen, M., Ekre, V. P., & Ugreninov, E. (2014). Fra utdanning til sysselsetting - en forløpsanalyse av indiske og pakistanske etterkommere i Norge. *Tidsskrift for Samfunnsforskning*, (04): 386–414.
- Bjerkedal, T., Kristensen, P., Skjeret, G. A., & Brevik, J. I. (2007). Intelligence test scores and birth order among young Norwegian men (conscripts) analyzed within and between families. *Intelligence*, 35(5), 503–514. DOI: 10.1016/j.intell.2007.01.004
- Björklund, A., Jäntti, M., & Lindquist, M. J. (2009). Family background and income during the rise of the welfare state: Brother correlations in income for Swedish men born 1932–1968. *Journal of Public Economics*, 93(5-6), 671–680. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2009.02.006
- Björklund, A., Eriksson, T., Jäntti, M., Raauum, O., & Österbacka, E. (2004). Family structure and labor market success: the influence of siblings and birth order on the earnings of young adults in Norway, Finland, and Sweden. I M. Corak (red.), *Generational Income Mobility in North America and Europe* (s. 208–225). Cambridge: Cambridge University Press.
- Black, S. E., Devereux, P. J., & Salvanes, K. G. (2005). The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 669–700. DOI: 10.1093/qje/120.2.669
- Black, S. E., Devereux, P. J., & Salvanes, K. G. (2011). Older and wiser? Birth order and iq of young men. *CESifo Economic Studies*, 57(1), 103–120. DOI: 10.1093/cesifo/ifq022
- Blake, J. (1981). Family-size and the quality of children. *Demography*, 18(4), 421–442. DOI: 10.2307/2060941
- Blake, J. (1986). Number of siblings, family background, and the process of educational attainment. *Bio-demography and Social Biology*, 33(1-2), 5–21. DOI: 10.1080/19485565.1986.9988618
- Blake, J. (1989). *Family size and Achievement* (Vol. 3). Berkeley: University of California Press.
- Bonesrønning, H., & Massih, S. S. (2011). Birth order effects on young students' academic achievement. *Journal of Socio-Economics*, 40(6), 824–832. DOI: 10.1016/j.socec.2011.08.010
- Boomsma, D. I., van Beijsterveld, T. C. E. M., Beem, A. L., Hoekstra, R. A., Polderman, T. J. C., & Bartels, M. (2008). Intelligence and birth order in boys and girls. *Intelligence*, 36(6), 630–634. DOI: 10.1016/j.intell.2008.01.005
- Booth, A., & Kee, H. (2009). Birth order matters: The effect of family size and birth order on educational attainment. *Journal of Population Economics*, 22(2), 367–397. DOI: 10.1007/s00148-007-0181-4
- Brekke, I. (2007). Ethnic background and the transition from education to work among university graduates. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 33(8), 1299–1321. DOI: 10.1080/13691830701614080
- Brenøe, A., & Molitor, R. (2015). Birth Order and Health of Newborns: What Can We Learn from Danish Registry Data? Discussion Papers. University of Copenhagen, Department of Economics.
- Bråten, B., Drange, N., & Haakestad, H. (2014). *Gratis kjernetid i barnehager. Sluttrapport*. Oslo: FAFO.
- Bu, F. (2014). *Sibling Configurations, Educational Aspiration and Attainment* (Vol. 2014-11). Oslo: Institute for Social and Economic Research.
- Cameron, A. C. (2010). *Microeconometrics Using Stata* (rev. utg.). College Station, Texas: Stata Press.
- Conley, D. (2004). *The Pecking Order: Which Siblings Succeed and Why*. New York: Pantheon Books.
- Conley, D., & Glauber, R. (2008). All in the family?: Family composition, resources, and sibling similarity in socioeconomic status. *Research in Social Stratification and Mobility*, 26(4), 297–306. DOI: 10.1016/j.rssm.2008.08.003
- Davis, D. J., Cahan, S., & Bashi, J. (1977). Birth order and intellectual development - confluence model in light of cross-cultural evidence. *Science*, 196(4297), 147–1472. DOI: 10.1126/science.867047
- de Haan, M. (2010). Birth order, family size and educational attainment. *Economics of Education Review*, 29(4), 576–588. DOI: 10.1016/j.econedurev.2009.10.012

- Downey, D. B. (2001). Number of siblings and intellectual development: The resource dilution explanation. *The American Psychologist*, 56(6-7), 497–504. DOI: 10.1037/0003-066x.56.6-7.497
- Drange, N. (2015). Gratis barnehagtid - et vellykket forsøk? *Samfunnsspeilet*, 2. Hentet fra <https://www.ssb.no/utdanning/artikler-og-publikasjoner/gratis-barnehagtid-et-vellykket-forsok>
- Drange, N. & Havnes, T. (2015). Child Care before Age Two and the Development of Language and Numeracy: Evidence from a Lottery. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Drange, N. & Telle, K. (2015). Promoting Integration of Immigrants: Effects of Free Child Care on Child Enrolment and Parental Employment. Discussion Papers – Statistics Norway, Research Department(799).
- Dumont, A. (1890). *Civilization et depopulation*. Paris: LeCronsier et Babe.
- Dunn, J., & Plomin, R. (1991). Why are siblings so different: The significance of differences in sibling experiences within the family. *Family Process*, 30(3), 271–283. DOI: 10.1111/j.1545-5300.1991.00271.x
- Featherman, D. L. (1978). *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Fekjær, S. B. & Leirvik, M. (2011). Silent gratitude: Education among second-generation Vietnamese in Norway. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 37(1), 117–134. DOI: 10.1080/1369183X.2011.521365
- Foster, J. W., & Archer, S. J. (1979). Birth-order and intelligence: Immunological interpretation. *Perceptual and Motor Skills*, 48(1), 79–93. DOI: 10.2466/pms.1979.48.1.79
- Galton, S. F. (1874). *English Men of Science: Their Nature and Nurture*. London: Macmillan.
- Goosby, B. J., & Cheadle, J. E. (2009). Birth Weight, math and reading achievement growth: A multilevel between-sibling, between-families approach. *Social Forces*, 87(3), 1291–1320. DOI: 10.1353/sof.0.0163
- Härkönen, J. (2014). Birth order effects on educational attainment and educational transitions in West Germany. *European Sociological Review*, 30(2), 166–179. DOI: 10.1093/esr/jct027
- Hauser, R. M., Sheridan, J. T., & Warren, J. R. (1999). Socioeconomic achievements of siblings in the life course: New findings from the Wisconsin Longitudinal Study. *Research on Aging*, 21(2), 338–378. DOI: 10.1177/0164027599212008
- Henriksen, K. R. (2009). *Unge som innvandret før skolealder – hvor like er de norskfødte med innvandrerforeldre?* Oslo/Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Hermansen, A. S., & Birkelund, G. E. (2015). The impact of immigrant classmates on educational outcomes. *Social Forces*, 94(2), 615–646. DOI: 10.1093/sf/sov073
- Hotz, V., & Pantano, J. (2015). Strategic parenting, birth order, and school performance. *Journal of Population Economics*, 28(4), 911–936. DOI: 10.1007/s00148-015-0542-3
- Jæger, M. M. (2008). Do large sibships really lead to lower educational attainment? New evidence from quasi-experimental variation in couples' reproductive capacity. *Acta Sociologica*, 51(3), 217–235. DOI: 10.1177/0001699308094167
- Kantarevic, J., & Mechoulam, S. (2006). Birth order, educational attainment, and earnings - An investigation using the PSID. *The Journal of Human Resources*, 41(4), 755–777. DOI: 10.3368/jhr.XLI.4.755
- Krange, O., & Bakken, A. (1998). Innvandrerungdoms skoleprestasjoner: Tradisjonelle klasseskiller eller nye skillelinjer? *Tidsskrift for Samfunnsforskning*, (3): 381–410.
- Kristensen, P., & Bjerkedal, T. (2007). Explaining the relation between birth order and intelligence. *Science*, 316(5832), 1717–1717. DOI: 10.1126/science.1141493
- Kristensen, P., & Bjerkedal, T. (2010). Educational attainment of 25 year old Norwegians according to birth order and gender. *Intelligence*, 38(1), 123–136. DOI: 10.1016/j.intell.2009.08.003
- Kuo, H.-H. D., & Hauser, R. M. (1997). How does size of sibship matter? Family configuration and family effects on educational attainment. *Social Science Research*, 26(1), 69–94. DOI: 10.1006/ssre.1996.0586
- Lauglo, J. (1999). Working harder to make the grade: immigrant youth in Norwegian schools. *Journal of Youth Studies*, (2), 77–100. DOI: 10.1080/13676261.1999.10593025

- Lillehagen, M. (2016). Birth Order in Extended Families. Oslo: Universitetet i Oslo. Paper, under arbeid.
- Powell, B., & Steelman, L. C. (1990). Beyond sibship size: Sibling density, sex composition, and educational outcomes. *Social Forces*, 69(1), 181–206. DOI: 10.2307/2579613
- Price, J. (2008). Parent-child quality time – Does birth order matter? *The Journal of Human Resources*, 43(1), 240–265. DOI: 10.3368/jhr.43.1.240
- Rodgers, J. L. (2001). What causes birth order-intelligence patterns? The admixture hypothesis, revived. *The American Psychologist*, 56(6-7), 505–510. DOI: 10.1037/0003-066x.56.6-7.505
- Rosenblatt, E. L., & Skoogberg, P. C. (1974). Birth order in cross-cultural perspective. *Developmental Psychology*, 10(1), 48–54. DOI: 10.1037/h0035566
- Silles, M. A. (2010). The implications of family size and birth order for test scores and behavioral development. *Economics of Education Review*, 29(5), 795–803. DOI: 10.1016/j.econedu-rev.2010.02.004
- Solon, G., Corcoran, M., Gordon, R., & Laren, D. (1991). A longitudinal analysis of sibling correlations in economic-status. *The Journal of Human Resources*, 26(3), 509–534. DOI: 10.2307/146023
- SSB (2010). Flere minoritetsspråklige barn i barnehage. *Barnehager. Endelige tall, 2009*. Hentet fra <http://www.ssb.no/emner/04/02/10/barnehager/>
- SSB (2014). Befolkningens utdanningsnivå, 1. oktober 2013. *Befolkningens utdanningsnivå*. Hentet fra <http://www.ssb.no/utdanning/statistikker/utniv>
- Steelman, L. C., Powell, B., Werum, R., & Carter, S. (2002). Reconsidering the effects of sibling configuration: Recent advances and challenges. *Annual Review of Sociology*, 28(1), 243–269. DOI: 10.1146/annurev.soc.28.1.11301.093304
- Sulloway, F. J. (2007). Birth order and intelligence. *Science*, 316(5832), 1711–1712. DOI: 10.1126/science.1144749
- Sundet, J. M. (2014). The Flynn Effect in families: Studies of register data on Norwegian military conscripts and their families. *Journal of Intelligence*, 2(3), 106–118. DOI: 10.3390/jintelligence2030106
- Sundet, J. M., Eriksen, W., Borren, I., & Tambs, K. (2010). The Flynn effect in sibships: Investigating the role of age differences between siblings. *Intelligence*, 38(1), 38–44. DOI: 10.1016/j.intell.2009.11.005
- Toppelberg, C. O. & Collins, B. A. (2010). Language, culture, and adaptation in immigrant children. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*, 19(4), 697–717. DOI: 10.1016/j.chc.2010.07.003
- Tronstad, Kristian Rose & Østby, Lars (2005). Integrering av innvandrere på rett vei. *SSB-magasinet*. Hentet fra <http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/integrering-av-innvandrere-paa-rett-vei>
- Velandia, W., Grandon, G. M., & Page, E. B. (1978). Family size, birth order, and intelligence in a large South-American sample. *American Educational Research Journal*, 15(3), 399–416. DOI: 10.3102/00028312015003399
- Wong, Y.-L. (2005). Class and the educational attainment of siblings: An explanatory model of social mobility. *Research in Social Stratification and Mobility*, 23, 129–151. DOI: 10.1016/S0276-5624(05)23005-6
- Zajonc, R. B. (1983). Validating the confluence model. *Psychological Bulletin*, 93(3), 457–480. DOI: 10.1037/0033-2909.93.3.457
- Zajonc, R. B., & Markus, G. B. (1975). Birth order and intellectual development. *Psychological Review*, 82(1), 74–88. DOI: 10.1037/h0076229
- Zajonc, R. B., & Sulloway, F. J. (2007). The confluence model: Birth order as a within-family or between-family dynamic? *Personality and Social Psychology Bulletin*, 33(9), 1187–1194. DOI: 10.1177/0146167207303017