

# Reproduksjon og kortvoksthet

*Effektene av mors alder ved fødsel, fødselsorden  
og foregående fødselsintervall på sannsynligheten  
for at barn under fem år i Afrika sør for Sahara blir  
kortvokste*

Thea Ovtun van der Hagen



Masteroppgave ved Økonomisk institutt

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2016

# Reproduksjon og kortvoksthet

Effektene av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall på sannsynligheten for at barn under fem år i Afrika sør for Sahara blir kortvokste

Copyright Thea Ovtun van der Hagen

2016

Reproduksjon og kortvoksthet

Thea Ovtun van der Hagen

<http://www.duo.uio.no>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo



# Sammendrag

Det er 165 millioner kortvokste barn i verden i dag, og 57.2 millioner av disse lever i Afrika sør for Sahara (UNICEF, 2013). Kortvoksthet har alvorlige konsekvenser på individuelt nivå og kan svekke et lands humankapital når man ser på den aggregerte effekten. En rekke tidligere studier har vist at det er et signifikant forhold mellom morens alder ved fødsel (for eksempel Finlay, Özaltin, & Canning, 2011; Gibbs, Wendt, Peters, & Hogue, 2012; Gribble, 1993), fødselsorden (for eksempel Swamy, Edwards, Gelfand, James, & Miranda, 2012; Rutstein, 2008) eller foregående fødselsintervall (for eksempel Dewey & Cohen, 2007; Rutstein, 2005; Mozumder, Khuda, Kane, Levin, & Ahmed, 2000) på den ene siden, og sannsynligheten for kortvoksthet på den andre siden.

Målet med denne analysen er å studere effekten av alle disse tre reproduksjonsvariablene på sannsynligheten for kortvoksthet i Afrika sør for Sahara, ved å bruke logistisk regresjonsanalyse. Analysen bruker datamateriale hentet fra Demographic and Health Surveys fra 28 land, tilrettelagt av min veileder, Øystein Kravdal. Det ble estimert tre modeller for sannsynligheten for kortvoksthet, i dataanalyseprogrammet SAS 9.4.

Resultatene viser at sannsynligheten for kortvoksthet faller med mors alder ved fødselen og lengden av det foregående fødselsintervallet, både når det kontrolleres og ikke kontrolleres for faste søskeneffekter. Samtidig er effekten av mors alder ved fødselen og effekten av å ha svært korte foregående fødselsintervaller sterkere i søskenmodellen enn i modellen der det ikke kontrolleres for faste søskeneffekter. De estimerte effektene av fødselsorden viser at barn født som nummer to er signifikant minst utsatt for kortvoksthet når det ikke kontrolleres for faste søskeneffekter, mens risikoen faller med fødselsorden i søskenmodellen.

Mors alder ved fødsel og fødselsorden henger selvsagt tett sammen, og derfor ble analysen også gjennomført med en variabel som kombinerer disse to variablene. Estimaten fra denne analysen viser at den økte risikoen assosiert med at moren er svært ung ved fødselen er større dersom barnet i tillegg er førstefødt, og at barn født av eldre kvinner som har relativt få barn fra før, er mindre utsatt for kortvoksthet enn barn født av like gamle kvinner som har flere barn fra før.

Det er en rekke forhold som kan modifisere effekten av de tre reproduktive variablene på sannsynligheten for kortvoksthet, og noen av disse kan indikeres av et lands skår på De Forente Nasjoners (FNs) Human Development Index (HDI). Modellene ble derfor også estimert for to undergrupper av utvalget, bestående av henholdsvis de syv landene med

høyest HDI – skår og de syv landene med lavest HDI – skår. Resultatene fra denne analysen viser for det første at sannsynligheten for kortvoksthet faller mer med mors alder i land med høy HDI – skår enn i land med lav HDI – skår. Videre oppstår kortvoksthet oftere hos barn med høy orden i begge gruppene, men få av disse estimatene er signifikante for gruppen med lavest HDI – skår. Til slutt er det tydelig at risikoen for kortvoksthet faller med lengden av det foregående fødselsintervallet i begge gruppene av land. Når det kontrolleres for faste søskeneffekter viser analysen at risikoen for kortvoksthet faller med alle de tre reproduktive variablene, dersom HDI – skåren er høy. I landene med lavest HDI – skår faller derimot ikke risikoen konsekvent med mors alder, og det er igjen barn nummer to som er minst utsatt for kortvoksthet. Samtidig er dette det minste utvalget, og ingen av de estimerte effektene er signifikante på et 10% – nivå.

Oppgaven viser at det er en rekke statistisk signifikante forhold mellom de tre reproduksjonsvariablene på den ene siden, og sannsynligheten for kortvoksthet på den andre siden. Bruk av søskenmodellen gjør det mulig å kontrollere for uobserverbare faktorer ved moren og familien som preger alle søsken i en søskenflokk, og kan gi en bedre forståelse av forholdet mellom reproduksjonsvariablene og sannsynligheten for kortvoksthet. Ved å sammenligne analysene gjennomført for de to utvalgene bestående av de fjorten landene med høyest og lavest HDI – skår, kan man i tillegg studere hvordan forhold indikert av denne indeksen modifierer effektene reproduksjonsvariablene har på sannsynligheten for kortvoksthet.



# Forord

Først og fremst vil jeg takke min veileder, Øystein Kravdal, for all hjelp og alle god (og kjappe) tilbakemeldinger underveis i prosessen. Deretter vil jeg takke min far, Jakob, min bror, Ludvig, min mor, May, og kjæresten min, Magnus. Jeg ville ikke klart noe av dette uten deres enorme støtte og tilstedeværelse. Tusen takk Johanne, for at du alltid har villet diskutere og utvikle tanker med meg. Til slutt vil jeg takke Helene og Pauliina. Dere har gjort hvert fag de siste to årene spennende, hver eksamen en lek, og hver dag en fryd.

Eventuelle feil og mangler i oppgaven er mitt ansvar.





# Innholdsfortegnelse

<b>1</b>	<b>Bakgrunn .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Teori .....</b>	<b>3</b>
2.1	Kortvoksthet: prevalens, årsaker og konsekvenser .....	3
2.1.1	Prevalens .....	3
2.1.2	Årsaker .....	4
2.1.3	Konsekvenser .....	7
2.2	Kortvoksthet og tre reproduktive faktorer .....	8
2.2.1	Mulige korrelasjoner .....	9
2.2.2	Foregående fødselsintervall .....	9
2.2.3	Mors alder .....	11
2.2.4	Fødselsorden .....	12
2.2.5	Mulige årsakssammenhenger .....	13
2.3	Kortvoksthet og andre reproduktive faktorer .....	14
2.4	Modifiserende faktorer .....	15
2.5	Faktorer som påvirker både de reproduktive variablene og sannsynligheten for kortvoksthet .....	17
2.6	Human Development Index .....	18
<b>3</b>	<b>Data og metode .....</b>	<b>21</b>
3.1	Datamateriale .....	21
3.2	Metode .....	22
3.2.1	Logistisk regresjonsanalyse .....	22
3.2.2	Tolkning av oddsrater .....	22
3.3	Variable .....	23
3.3.1	Kortvoksthet .....	23
3.3.2	De reproduktive variablene .....	24
3.3.3	Kontrollvariablene .....	26
3.4	Nærmere spesifikasjon av modellene .....	28
3.4.1	Sammenlikning av land .....	29
<b>4</b>	<b>Resultater og diskusjon .....</b>	<b>30</b>
4.1	Deskriptiv statistikk .....	30
4.2	Effekter av de reproduktive variablene .....	35
4.2.1	Modell I .....	35
4.2.2	Modell II .....	48
4.2.3	Sammenlikning av modell Ia og modell II .....	51
4.2.4	Kategorisering .....	55
<b>5</b>	<b>Sammendrag og konklusjon .....</b>	<b>65</b>
	Litteraturliste .....	68
	Vedlegg / Appendiks .....	73
5.1	Tabeller med konfidensintervall og alle kontrollvariable .....	73

# Figur- og tabelliste

Figur 1: Prosent av barn under fem år som er moderat eller alvorlig kortvokst .....	4
Figur 2: Rammeverk for determinantene for kortvoksthet.....	5
Figur 3: En illustrasjon av mulige årsakssammenhenger .....	14
Figur 4: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel for tre utvalg, i følge modell Ia .....	44
Figur 5: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av fødselsorden for tre utvalg, i følge modell Ia .....	45
Figur 6: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av foregående fødselsintervall for tre utvalg, i følge modell Ia .....	46
Figur 7: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, i følge modell Ia og modell II .....	53
Figur 8: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av fødselsorden, i følge modell Ia og modell II .....	54
Figur 9: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av foregående fødselsintervall, i følge modell Ia og modell II .....	55
 Tabell 1: HDI – skår og prevalens av kortvoksthet.....	20
Tabell 2: Kritiske verdier for kjikvadratfordelingen, én frihetsgrad .....	23
Tabell 3: Prosentvis fordeling av observasjoner av mors alder ved fødselen, for gitte fødselsordener .....	25
Tabell 4: Gjennomsnitt og standardavvik for demografiske variable for utvalget .....	30
Tabell 5: Frekvenstabell for de reproduktive faktorene .....	32
Tabell 6: Deskriptiv statistikk for de syv landene med høyest HDI – skår og de syv landene med lavest HDI – skår .....	33
Tabell 7: Frekvenstabell for de reproduktive variablene, for de syv landene med høyest HDI – skår og for de syv landene med lavest HDI – skår .....	34
Tabell 8: Effekter (oddsrater) av mors alder ved fødsel, fødselsorden, foregående fødselsintervall og noen kontrollvariable i følge modell Ia.....	38
Tabell 9: Effekter (oddsrater) av variabelen som kombinerer mors alder ved fødsel og fødselsorden, i følge modell Ib.....	40
Tabell 10: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, fødselsorden, foregående fødselsintervall og noen kontrollvariable for tre utvalg, i følge modell Ia.....	43
Tabell 11: Effekter (oddsrater) av variabelen som kombinerer mors alder ved fødsel og fødselsorden for de syv landene med høyest HDI – skår, i følge modell Ib.....	47
Tabell 12: Effekter (oddsrater) av variabelen som kombinerer mors alder ved fødsel og fødselsorden for de syv landene med lavest HDI – skår, i følge modell Ib .....	48
Tabell 13: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, for tre utvalg, i følge modell II.....	50
Tabell 14: Sammenlikning av effektene (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall i følge modell Ia og modell II .....	52
Tabell 15: Estimerte effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall når det ikke kontrolleres og kontrolleres for fødselsår, i følge modell II .....	56

Tabell 16: Effektene (oddsrater og konfidensintervall) av fødselsår, mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, når fødselsorden kategoriseres på to ulike måter, i følge modell II .....	58
Tabell 17: Effektene (oddsrater) av fødselsår, mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, når mors alder kategoriseres på tre ulike måter, i følge modell II .....	60
Tabell 18: Effektene (oddsrater) av fødselsår, mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, når mors alder og fødselsorden kategoriseres på tre ulike måter, i følge modell II .....	62
Tabell 19: Effektene (oddsrater) av fødselsår, mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, når mors alder og fødselsorden kategoriseres på tre ulike måter, i følge modell Ia .....	64
Tabell 20: Tabell 8 med alle kontrollvariable og 95% konfidensintervall .....	73
Tabell 21: Tabell 9 med 95% konfidensintervall .....	75
Tabell 22: Tabell 10 med alle kontrollvariable .....	76
Tabell 23: Tabell 11 med 95% konfidensintervall .....	78
Tabell 24: Tabell 12 med 95% konfidensintervall .....	78
Tabell 25: Tabell 13 med alle kontrollvariable .....	79
Tabell 26: Tabell 14 med alle kontrollvariable .....	80
Tabell 27: Tabell 15 med alle kontrollvariable .....	82
Tabell 28: Tabell 16 med alle kontrollvariable .....	83
Tabell 29: Tabell 17 med alle kontrollvariable og 95% konfidensintervall .....	84
Tabell 30: Tabell 18 med alle kontrollvariable og 95% konfidensintervall .....	86
Tabell 31: Tabell 19 med alle kontrollvariable og 95% konfidensintervall .....	88





# 1 Bakgrunn

En rekke studier har vist at barn som fødes kort tid etter en eldre bror eller søster har dårligere helse og større sannsynlighet for å bli kortvokste (stunted) enn barn født etter lengre fødselsintervaller (Dewey & Cohen, 2007; Rutstein, 2005; Mozumder, Khuda, Kane, Levin, & Ahmed, 2000). Lignende funn er gjort for barn der intervallet mellom dem og deres yngre søster eller bror er kort (Mozumder et al., 2000). Forholdet mellom dårlig helse, kortvoksthet og korte fødselsintervaller er spesielt tydelig for barn som vokser opp i fattigere eller mindre utviklede områder, og er en viktig del av motivasjonen for familieplanleggingsprogrammer (Westoff & Ochoa, 1991).

Det er også rettet mye oppmerksomhet mot hvordan barns helse kan påvirkes av både fødselsorden og mors alder ved fødsel. Studier har vist at de mest utsatte barna ofte er førstefødte (Swamy, Edwards, Gelfand, James, & Miranda, 2012) og/eller født av svært unge mødre (Finlay, Özaltin, & Canning, 2011). Samtidig kan også høy fødselsorden og/eller eldre mødre (over 35 ved fødsel) være svært uheldig for barna (Horton, 1988). Gitt at man ønsker å bedre barns helse og redusere kortvoksthet og barnedødelighet bør derfor familieplanleggingsprogrammer og andre hjelpetiltak også gi hjelp og oppmuntre til å utsette tidlige svangerskap og unngå å få veldig mange barn.

Det er to viktig grunner til å stille seg kritisk til noen av disse effektene av reproduktive faktorer på barns helse og sannsynligheten for kortvoksthet. For det første er det mange faktorer ved moren, familien og samfunnet som kan tenkes å påvirke både en kvinnes reproduktive atferd og hennes barns helse og sannsynlighet for å bli kortvokst. Dersom tidligere studier ikke har kontrollert godt nok for disse, kan noen effekter være feilestimert. For det andre er det ofte sterk korrelasjon mellom mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, og en rekke tidligere studier har kun sett på effektene av én eller to av dem.

Kunnskap om forholdet mellom de reproduktive variablene og kortvoksthet er ekstra viktig å skaffe til veie for områder der prevalensen av kortvoksthet er høy, mange kvinner får barn i lav alder, og mange barn fødes med korte intervaller. I denne oppgaven benytter jeg data fra Demographic and Health Surveys (DHS) gjennomført i 28 land i Afrika sør for Sahara etter 2010. Av de 148 841 barna under fem år i datasettet er ca. 31,5% kortvokste.

Det er en klar fordel knyttet til å benytte seg av et stort datasett, blant annet fordi standardfeil og konfidensintervall blir mindre jo større utvalget er. Samtidig består datasettet i denne oppgaven, som sagt, av 28 ulike land, hvilket kan medfører heterogenitet i både det

sosiale og fysiske miljøet familien lever i og den politikken som er viktig for deres liv og barnas helse. For å kontrollere for muligheten for at ulike karakteristikk knyttet til de forskjellige landene kan påvirke både de reproduktive variablene og kortvoksthet vil dummyvariable for landene inkluderes i modellene. Dermed er det mulig å kontrollere for uobserverbare forhold som er felles for alle innad i et land.

Målet med oppgaven er å studere hvordan sannsynligheten for kortvoksthet i Afrika sør for Sahara avhenger av mors alder ved fødsel, foregående fødselsintervall og fødselsorden, når det kontrolleres for både observerbare og uobserverbare faktorer. For å styrke konklusjonen vil det også estimeres noen søskenmodeller, hvilket innebærer å sammenligne søsken. Dermed får man også kontrollert for uobserverbare kjennetegn ved moren og familien som preger alle hennes barn.

Det er en rekke faktorer som kan tenkes å modifisere effektene av reproduksjonsvariablene på sannsynligheten for kortvoksthet, for eksempel graden av utdanning hos både mor og i nærområdet (Alderman, Hentschel, & Sabates, 2003; Fotso & Kuate-Defo, 2005; Moestue & Huttly, 2008) og familiens sosioøkonomiske status (Fotso & Kuate-Defo, 2005). For å studere hvordan effekten av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall kan avhenge av noen av disse variablene har jeg valgt å også estimere modeller for de syv landene i utvalget som skårer høyest og lavest på De Forente Nasjoners Human Development Index.



## 2 Teori

### 2.1 Kortvoksthet: prevalens, årsaker og konsekvenser

Kortvoksthet (stunting) er et antropometrisk mål som ofte brukes for barn under fem år. Et barn klassifiseres som kortvokst (stunted) dersom hans eller hennes høyde er unormalt lav, sammenlignet med høyden til barn av samme kjønn og alder i en ”standardisert” populasjon hvor ernæringen ansees som tilstrekkelig (Benson & Shekar, 2006). I følge Verdens Helseorganisasjon reflekterer den hemmede veksten hos kortvokste barn en prosess der vekstpotensialet ikke nås som følge av suboptimale forhold når det gjelder helse og/eller ernæring (World Health Organization, 2016).

I dette kapittelet vil jeg først belyse prevalensen av kortvoksthet både globalt og i Afrika sør for Sahara. Videre vil jeg vise til et rammeverk for årsakene til kortvoksthet, og kort diskutere de ulike risikofaktorene i løpet av et barns første to til tre leveår. Til slutt vil ulike konsekvenser av kortvoksthet bli belyst.

#### 2.1.1 Prevalens

I UNICEF-rapporten ”Improving Child Nutrition: The achievable imperative for global progress” kommer det frem at mer enn én fjerdedel, ca. 165 millioner, av verdens barn var kortvokste i 2011. Hele 57.2 av disse bor i Afrika sør for Sahara, hvor i gjennomsnitt 35.7% av barna under fem år var kortvokste i 2014 (World Health Organization, 2015). I land der prevalensen er høy ser man et klart mønster i utviklingen av kortvoksthet: som regel øker prevalensen ved tre – måneders – alderen, mens sannsynligheten for å bli kortvokst avtar rundt tre – års – alderen (World Health Organization, 2016). I følge UNICEF er det minimale muligheter for å ta igjen den tapte veksten senere i barndommen, slik at skadene i stor grad er irreversible (UNICEF, 2016).

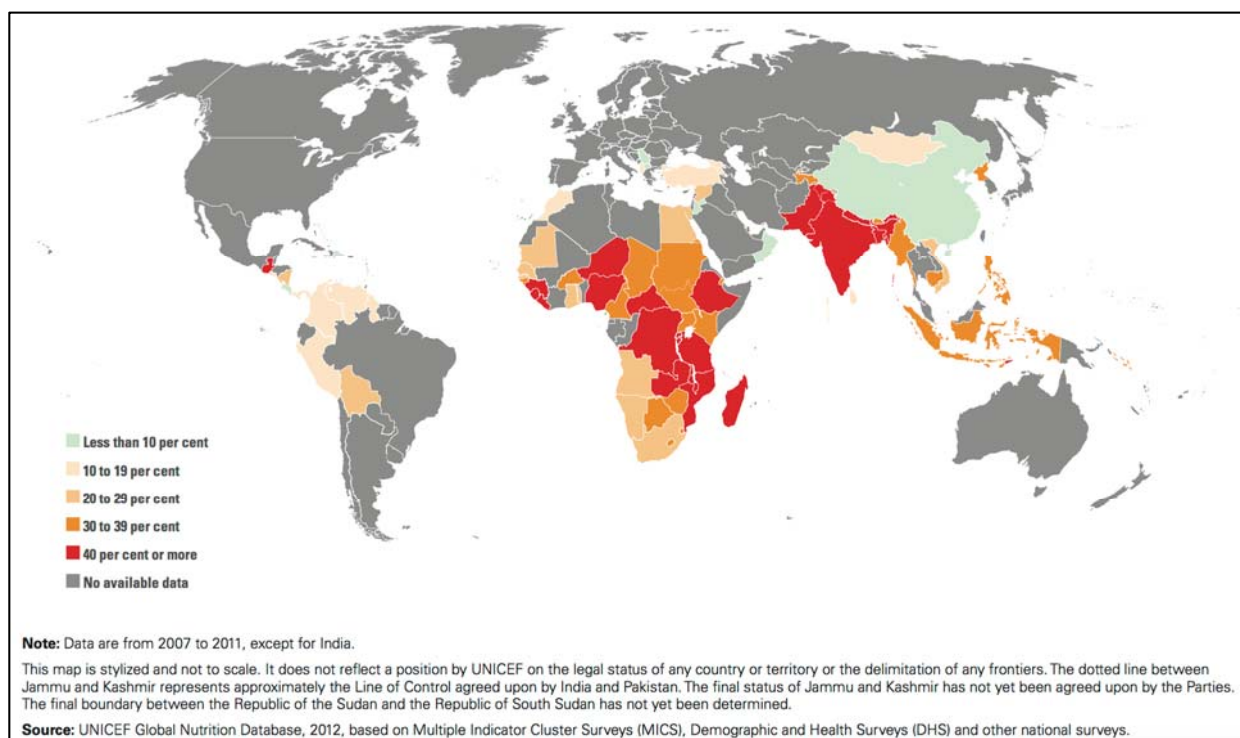
I UNICEF-rapporten kommer det og frem at prevalensen av kortvoksthet blant barn under fem år har falt fra 1990 til 2011 med 36% globalt, men med kun 16% i Afrika sør for Sahara. Teller og Alva (2008) peker på noen demografiske trender som trolig kan ha ført til denne svake utviklingen. For det første er befolkningsveksten i Afrika den høyeste i verden. I følge ”World Population Sheet” for 2014 vil befolkningen mer enn doble seg frem til 2050, og nesten all veksten vil foregå i de 51 landene sør for Sahara (Population Reference Bureau, 2013). Som regel er det de fattigste kvinnene som har høyest fertilitet, og ettersom det også er denne gruppen som er mest utsatt for feil- og underernæring innebærer befolkningsveksten at

risikogruppene blir større. Samtidig medfører populasjonsveksten et økt press på landbruk og landbruksområder, hvilket kan øke sannsynligheten for sultkatastrofer. For det andre trekker Teller og Alva (2008) frem den økte urbaniseringen og endringen i konsummønstrene i Afrika sør for Sahara, som har medført at etterspørselen etter jordbruksvarer øker, samtidig som tilbudet stadig svekkes. Dette har resultert i at en rekke familier lever i fattige slumområder i storbyene, hvor det er stor matmangel.

På tross av at prevalensen av kortvokstheter har falt i Afrika sør for Sahara, har antall kortvokste barn økt som et resultat av befolkningsveksten og en økning i antall barn under fem år (United Nations Children's Fund, World Health Organization, The World Bank, 2012).

Figur 1 viser et kart hentet fra UNICEF-rapporten, og belyser prevalensen av kortvokstheter i verden. Kartet viser, som allerede nevnt, at prevalensen er klart høyest i Afrika sør for Sahara og Sør-Asia.

Figur 1: Prosent av barn under fem år som er moderat eller alvorlig kortvokst



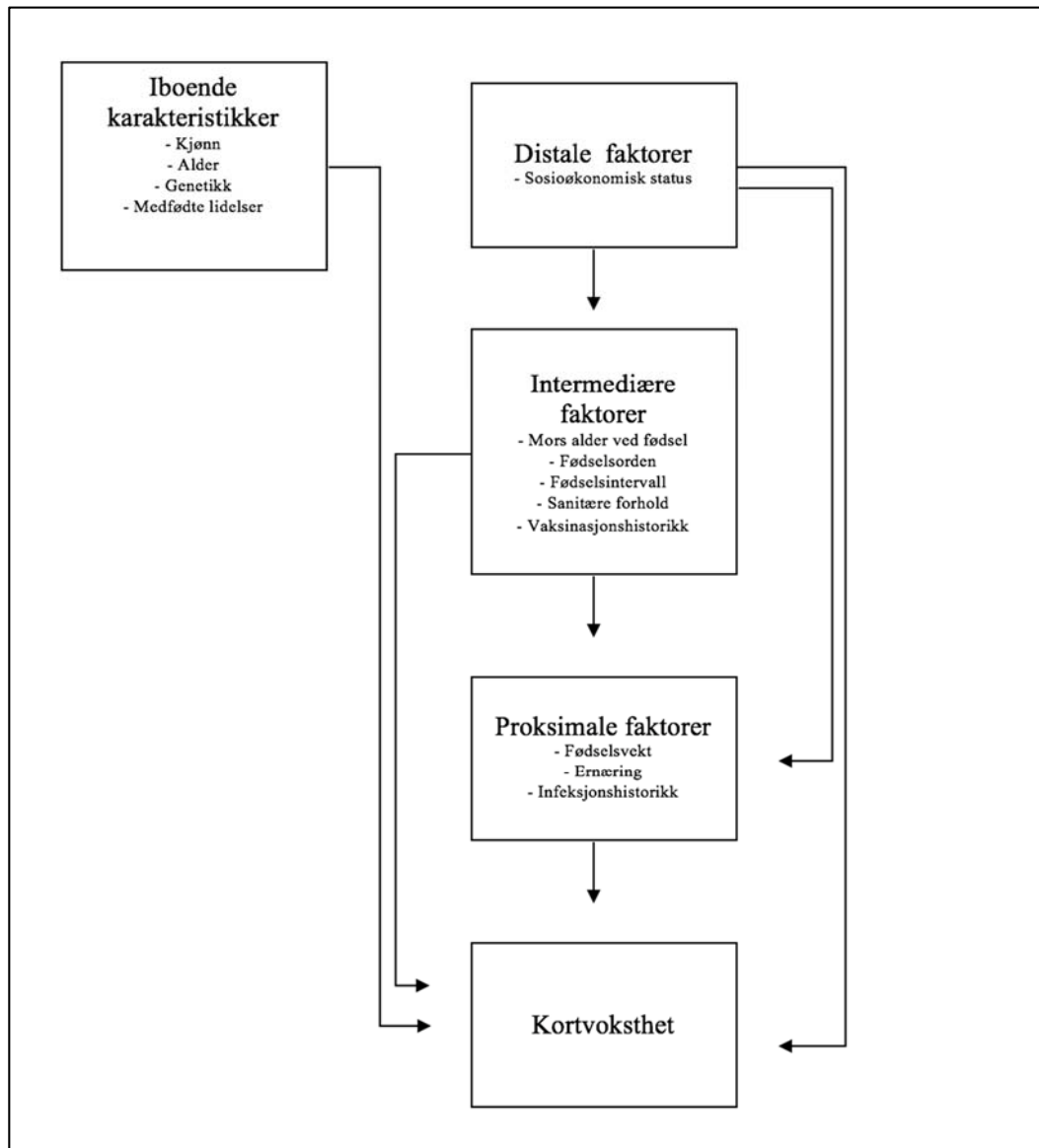
Kart hentet fra rapporten "Improving Child Nutrition: The achievable imperative for global progress" (UNICEF, 2013).

## 2.1.2 Årsaker

For å belyse potensielle faktorer som kan forårsake kortvokstheter benytter jeg meg av et rammeverk presentert i en artikkel av Wamani, Peterson, Tumwine og Tylleskär (2006).

Dette rammeverket viser hvilke faktorer som påvirker tre antropometriske mål - kortvoksthet, undervekt og lav vekt for høyde (wasting) - men ettersom oppmerksomheten denne oppgaven er rettet mot kortvoksthet, har jeg modifisert det noe.

Figur 2: Rammeverk for determinantene for kortvoksthet



Originalt rammeverk hentet fra artikkelen "Predictors of poor anthropometric status among children under 2 years of age in rural Uganda" (Wamani et al., 2006)

De distale faktorene sier noe om hvordan husholdningens sosioøkonomiske status kan påvirke sannsynligheten for kortvoksthet direkte og/eller indirekte gjennom intermediære og proksimale faktorer. I denne oppgaven vil utdannelsesnivået til moren og hennes eventuelle ektemann, gjennomsnittlig utdanningsnivå i nærområdet, om familien bor i et ruralt eller et urbant område, samt en levestandarsindeks utgjøre de distale faktorene.

Hovedfokuset i oppgaven ligger på effekten av tre reproduktive faktorer, nemlig mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, hvilket kan ansees som intermediære faktorer. Wamani et al. (2006) trekker også frem vaksinasjonsstatus og sanitære forhold som faktorer på dette nivået. Alle disse faktorene påvirkes ofte av familiens sosioøkonomiske status, og kan påvirke et barns helse direkte og indirekte gjennom de proksimale faktorene. Effektene av de distale og intermediære faktorene vil diskuteres senere i oppgaven.

Fødselsvekt, ernæring og infeksjonshistorikk ansees som viktige determinanter for sannsynligheten for kortvoksthet, og utgjør de proksimale faktorene. Studier har vist at sannsynligheten er signifikant høyere dersom et barn har lav fødselsvekt (Adair & Guilkey, 1997; Hernández-Díaz, et al., 1999), er under- eller feilernært, og/eller lever i et området med høy prevalens av infeksjoner (Bloss, Wainaina, & Bailey, 2004; Hernández-Díaz, et al., 1999; Adair & Guilkey, 1997). Lav fødselsvekt er et resultat av hemmet vekst og utvikling hos fosteret, og reflektere ofte at mors helse og ernæring har vært svekket under svangerskapet (Benson & Shekar, 2006). Studier har vist at både premature barn og barn med lav fødselsvekt har signifikant høyere risiko for kortvoksthet senere i barndommen enn barn født ved termin eller med normal vekt (Knops, et al., 2005; Christian, et al., 2013; Adair & Guilkey, 1997). Christian et al. (2013) estimere også at ca. 20% av all kortvoksthet kan skyldes et usunt svangerskap.

I løpet av de seks første månedene av livet opplever et friskt spedbarn maksimal veksthastighet. Ved mangelfull ernæring vil denne veksten kunne bli hemmet, derfor er amming og kvaliteten på brystmelken spesielt viktig (Prendergast & Humphrey, 2014). WHO anbefaler at barns ernæring kun består av brystmelk frem til de fyller seks måneder, både av hensyn til næringsinnhold og for å bedre beskyttelsen mot smitte og infeksjoner gjennom morens immunforsvar (World Health Organization, 2001). I tråd med dette har Adair og Guilkey (1997) vist at sannsynligheten for kortvoksthet er signifikant større for barn under syv måneder dersom de ikke ammes. I løpet av det neste halvannet året er fortsatt ernæring svært viktig for både vekst og helse, samtidig som barnet i denne perioden er spesielt utsatt for smittsomme sykdommer og infeksjoner (Prendergast & Humphrey, 2014). Diaré er en av de vanligste infeksjonene i utviklingsland, og Checkley et al (2008) viste i sin studie at det er et klart forhold mellom tilbakevendende perioder med diaré og prevalensen av kortvoksthet.

Det er selvsagt også iboende karakteristikk hos et barn som kan påvirke sannsynligheten for kortvoksthet. Spesielt barnets alder og kjønn er viktig, men også medfødte sykdommer og genetikk kan tenkes å spille en rolle. Blant annet er

immunsviktsykdommer (Senter for sjeldne diagnoser, 2016) og potensiell høyde (Prendergast & Humphrey, 2014) svært arvelig. Ettersom vekstpotensial og høyde er genetisk betinget, har en del studier vist at det er et signifikant forhold mellom mor og barns høyde, og dermed også mellom mors høyde og barnets sannsynlighet for kortvoksthet (Saleemi, Ashraf, Mellander, & Zaman, 2001; Hernández-Díaz, et al., 1999; Mamabolo, Alberts, Steyn, Delemarre-van de Waal, & Levitt, 2005). Imidlertid er det nylig blitt vist, i følge Prendergast og Humphrey (2014), at gener kun kan forklare 10% av variasjonen i høyde blant voksne mennesker. Forholdet mellom alder, kjønn og kortvoksthet vil bli belyst senere i oppgaven.

### **2.1.3 Konsekvenser**

Konsekvensene av kortvoksthet og underernæring er både mange og sammensatte. Prendergast og Humphrey (2014) belyser og diskuterer konsekvensene på kort, mellom – lang, og lang sikt. På kort sikt er kortvoksthet assosiert med svekket immunforsvar, slik at prevalensen av sykdom og dødsfall tilknyttet infeksjoner som diaré og lungebetennelse er større blant kortvokste barn enn blant barn som ikke har opplevd kortvoksthet. I følge forskerne har kortvokste barn også tre ganger så stor risiko for å dø av sepsis, hjernehinnebetennelse, tuberkulose eller hepatitt. UNICEF estimerer at risikoen for dødsfall generelt er fire ganger større for ekstremt kortvokste barn enn for barn som ikke er kortvokste (UNICEF, 2013).

På mellom-lang sikt er det komponentene knyttet til det kognitive, utdanning og atferd som trekkes frem. I løpet av de første to årene av livet har hjernen et stort behov for energi for å utvikle seg optimalt. For kortvokste barn kan mangel på energi til hjernen i løpet av denne perioden ha konsekvenser for senere utvikling. For det første hevder forskerne at kortvokste barn har redusert atferdsutvikling tidlig i livet, ved at de er mer apatiske og viser mindre fysisk tilfredshet og utforskende atferd enn barn som ikke er kortvokste. Videre kan den svekkede utviklingen føre til redusert kapasitet til å tilegne seg kunnskap, og det er vist at kortvokste barn i gjennomsnitt går kortere på skole, og får dårligere resultater enn andre barn (Benson & Shekar, 2006). Bedret ernæring etter de to første leveårene vil som regel ikke medføre gjenoppretting av de skadene som har skjedd dersom hjernens utvikling har vært hemmet av for lite energi før fylte to år (UNICEF, 2013).

De langsiktige konsekvensene av kortvoksthet kan ansees som et resultat av både svekket helse, redusert kognitiv utvikling og lav utdanning. For det første kan risikoen for dødsfall i voksen alder øke, ettersom de helseutfordringene kortvokste individer opplever

som barn også påvirker deres helse senere i livet (Forste, 1998). Ezzati et al. (2003) har estimert at over 28% av alle dødsfall (blant både voksne og barn) i Afrika er relatert til underernæring. For det andre kan kortvoksthet medføre lavere inntekt som voksen, som et resultat av at svekket helse, lav utdanning og redusert kognitiv utvikling kan begrense inntektsmulighetene. Prendergast og Humphrey (2014) beregner at individer som var kortvokste som barn, tjener mellom åtte og 46% mindre, og har opptil 66% færre eiendeler, enn individer som ikke opplevde kortvoksthet som barn. På landsbasis estimerte Horton (1999) at kostnaden ved de fysiske konsekvensene knyttet til feilernæring i befolkningen er mellom to og tre prosent av landets brutto nasjonalprodukt per år.

På bakgrunn av disse konsekvensene kan kortvoksthet anses som en syklisk prosess der kvinner som selv var kortvokste som barn oftere får kortvokste barn (Prendergast & Humphrey, 2014). Dette er til en viss grad et resultat av biologiske faktorer, men i hovedsak er det et resultat av de sosioøkonomiske konsekvensene av kortvoksthet (Benson & Shekar, 2006). På denne måten kan kortvoksthet hindre utviklingen av både potensiell og faktisk humankapital i et land (Prendergast & Humphrey, 2014).

Til tross for at kortvoksthet som regel er et resultat av underernæring viser nyere forskning at voksne som var kortvokste som barn har større risiko for helseutfordringer tilknyttet *overvekt*, som diabetes, hjerte- og karsykdommer og høyt blodtrykk (UNICEF, 2013). Den biologiske forklaringen på dette fenomenet er at dersom et barn opplever svekket ernæring over lengre perioder, kan kroppens fordøyelses- og forbrenningssystem tilpasse seg ved å fordele næringsstoffer bort fra vekst, til mer vitale funksjoner. Denne endringen kan være permanent og vil medføre overvekt senere i livet dersom ernæringen endres eller øker (Prendergast & Humphrey, 2014). Derfor ser man disse konsekvenser i størst grad i land som har opplevde økt urbanisering og endret livstil (UNICEF, 2013), eller en overgang fra fattigdom og sult til en diett som minner mer om den vestlige dietten med høyt energiinnhold (Prendergast & Humphrey, 2014).

## **2.2 Kortvoksthet og tre reproduktive faktorer**

I dette kapittelet vil jeg diskutere hvordan lengden av det foregående fødselsintervallet, mors alder ved fødsel og barnets fødselsorden kan påvirke sannsynligheten for kortvoksthet. Det er naturligvis slik at disse tre faktorene er korrelert med hverandre, og noen av effektene som beskrives vil derfor kunne være et resultat av mulige korrelasjoner i tillegg til den enkelte reproduktive variabelen.

Kapittelet vil først belyse de mulige korrelasjonene, før effektene på sannsynligheten for kortvoksthet av hver og en av de reproduktive variablene diskuteres. Avslutningsvis vil en figur illustrere de viktigste sammenhengene.

### **2.2.1 Mulige korrelasjoner**

De tre reproduktive variablene kan henge sammen på en rekke måter. For det første er det naturlig å tenke seg at det er en positiv korrelasjon mellom morens alder ved fødsel og fødselsorden. Dette innebærer at førstefødte ofte har relativt unge mødre, mens barn med mange eldre søsken ofte har eldre mødre. Videre har kvinner som føder barn med korte fødselsintervall muligheten til å få flere barn enn kvinner som har lengre intervaller, ettersom deres evne til reproduksjon avtar når de nærmer seg overgangsalderen. Dermed kan det tenkes at det er en negativ korrelasjon mellom fødselsintervall og fødselsorden. For det tredje kan det tenkes å være en positiv korrelasjon mellom morens alder ved fødsel og fødselsintervall, ettersom en kvinnes fruktbarhet svekkes med alderen (Navot, et al., 1991) og fordi det kan tenkes at eldre kvinner med mange barn er mer tilbøyelig til å kontrollere fruktbarhet gjennom prevensjon eller seksuell avholdenhet (Rutstein, 2005).

I utvalget som brukes i denne oppgaven er korrelasjonen mellom mors alder ved fødsel og fødselsorden 0.77, korrelasjonen mellom foregående fødselsintervall og fødselsorden er -0.06, og korrelasjonen mellom mors alder ved fødsel og foregående fødselsintervall er 0.25.

Noen av effektene som diskuteres videre i kapittelet kan altså være et resultat av de overnevnte korrelasjonene i tillegg til den enkelte reproduktive variabelen.

### **2.2.2 Foregående fødselsintervall**

Tidligere studier har konsistent vist at det er et forhold mellom korte foregående fødselsintervaller og ulike helseutfordringer for både mor og barn (for eksempel Rutstein, 2005; Dewey & Cohen, 2007; Conde-Agudelo, Rosas-Bermudez, Castaño, & Norton, 2012).

For det første kan korte foregående fødselsintervaller resultere i svekket ernæring for barnet, gjennom brystmelk. Dersom moren selv er underernært som følge av to tette fødsler, kan produksjonen av brystmelk svekkes (UNICEF, 2016), hvilket kan påvirke lengden og intensiteten av ammingen, og i verste fall føre til at det yngste barnet får for lite næring (Dewey & Cohen, 2007). Korte intervaller øker også sjansen for at moren ammer under graviditeten (Conde-Agudelo et al., 2012), hvilket er vist å ha en signifikant negativ effekt på

inntaket av brystmelk og tilhørende vektøkning for det yngste barnet i den første måneden etter fødsel (Marquis, Penny, Diaz, & Marín, 2002).

For det andre kan korte foregående fødselsintervaller innebære at moren får for liten tid til å komme seg fra forrige fødsel før hun blir gravid igjen, slik at det intrauterine miljøet er svekket (Conde-Agudelo et al., 2012). Studier har vist at risikoen for premature fødsler er signifikant større dersom det er mindre enn 18 måneder siden forrige fødsel, som et resultat av at livmorhalsen ikke er i stand til å holde på fosteret lenge nok (Conde-Agudelo, Rosas-Bermúdez, & Kafury-Goeta, 2006). Videre kan kvinner med tette fødsler oppleve at deres folsyrereserver (folat, vitamin B9) går tom dersom de ammer mellom fødslene, og samtidig ikke får kosttilskudd (Conde-Agudelo et al., 2012). Folsyre spiller en viktig rolle for celledelingen i kroppen (Smits & Essed, 2001), og dersom mor lider av folsyremangel kan også dette svekke det intrauterine miljøet og medføre prematur fødsel, lav fødselsvekt og/eller at barnet er mindre enn normalt på et gitt tidspunkt i svangerskapet (gestasjonsalder) (Conde-Agudelo et al., 2012). Samtidig viser fire studier oppsummert av Dewey og Cohen (2007) at korte intervaller øker sjansen for kortvoksthet også når det kontrolleres for fødselsvekt, hvilket impliserer at det ikke kun er de intrauterine faktorene som spiller en viktig rolle.

For det tredje er barn født etter et kort foregående intervall mer utsatt for søskenrivalisering og smittsomme sykdommer. Når to barn er nære i alder øker sannsynligheten for at de må konkurrere om oppmerksomhet, omsorg og materielle ressurser, hvilket i verste fall kan påvirke ernæringen og sykdomspleien de får (Conde-Agudelo et al., 2012). Risikoen for smittsomme sykdommer øker hvis fødselsintervallene er korte, ettersom flere av barna i husholdningen da er i risikoalder og kan smitte hverandre (Swenson, 1978). Dersom to barn er født med mindre enn 24 måneders mellomrom vil det eldste barnet være i en alder der smittsomme sykdommer forekommer relativt hyppig, samtidig som det yngste barnet er i en svært sårbar alder hvor immunforsvaret fortsatt ikke er helt utviklet (Conde-Agudelo et al., 2012). I sin metaanalyse finner Conde-Agudelo et al. (2012) en sammenheng mellom korte foregående fødselsintervaller og parasittangrep, luftveisinfeksjoner, gastroenteritt, herpes og meslinger. De argumenterer for at alvorlighetsgraden knyttet til disse sykdommene øker dersom to eller flere barn i husholdningen er smittet samtidig.

Lengden av det foregående fødselsintervallet vil ofte avhenge av om det første barnet overlever fødsel og spedbarnsalderen, både av biologiske og sosiale grunner. Ved dødsfall vil naturligvis ammingen opphøre og menstruasjonen kommer tilbake (Rutstein, 2005), samtidig som familien kan ønske å erstatte det døde barnet (Conde-Agudelo et al., 2012). Conde-



Agudelo et al. (2012) finner i sin metastudie at effekten av korte foregående intervaller på barnedødelighet er svakere dersom det foregående barnet dør, hvilket kan implisere at nettopp søskenrivalisering og smittefare spiller en viktig rolle.

På den andre siden tyder noen studier på at risikoen for kortvoksthet kan være større for barn som fødes svært lenge (mer enn 60 måneder) etter morens forrige fødsel (Conde-Agudelo et al., 2012; Gribble, 1993). Dette er i hovedsak fordi kvinnekroppens evne til å ta med seg erfaringer fra et svangerskap til det neste svekkes over tid, og dermed øker risikoen for premature fødsler og/eller lav fødselsvekt (Conde-Agudelo et al., 2006).

### **2.2.3 Mors alder**

Mors alder ved fødsel kan påvirke barnets helse gjennom flere kanaler. For det første er svært unge mødre mer utsatt for fødselskomplikasjoner, hvilket kan påvirke både morens og barnets helse etter fødselen. Barnet risikerer fødselsskader og åndenød, mens morens generelle helse kan bli svekket (Zabin & Kiragu, 1998). Dersom morens helse er dårlig i tiden etter fødselen, kan dette svekke omsorgen og oppmerksomheten barnet får, og dermed øke barnets risiko for kortvoksthet. Unge mødre føder også oftere premature barn (Zabin & Kiragu, 1998) og barn med lav fødselsvekt (mindre enn 2500 g.) (Gibbs, Wendt, Peters, & Hogue, 2012).

Videre har unge mødre ofte mindre kunnskap og erfaring knyttet til sykdom, smitte og ernæring. Dette kan selvsagt ha implikasjoner for helseatferden rettet mot både dem selv og mot barna. For eksempel går unge mødre sjeldnere til svangerskapskontroll, hvilket øker sannsynligheten for at moren legger på seg for lite under graviditeten og/eller for at barnet fødes for tidlig (Gibbs et al., 2012). Familiens materielle ressurser vil også ofte være færre dersom både moren og faren er unge (Finlay et al., 2011; Gibbs et al., 2012), noe som kan tenkes å øke sannsynligheten for kortvoksthet gjennom for eksempel mangel på riktig ernæring og rent vann.

Flere studier påpeker at effekten av mors alder på fødselsvekt er u – formet (Swamy et al., 2012; Finlay et al., 2011), slik at eldre kvinner (over 35 år) oftere føder barn med lavere vekt enn kvinner mellom 25 og 35 år (Swamy et al., 2012). Samtidig øker sjansen for kromosomfeil og medfødte misdannelser hos barnet etterhvert som mor blir eldre, og med økende alder for mor øker dessuten sjansen for at hun har kroniske lidelser som høyt blodtrykk og diabetes, som kan ha implikasjoner for både fødselen og barnets helse (Kozuki, et al., 2013; Stoll, et al., 1995). Hvorvidt slike helseproblemer oppstår etterhvert som en

kvinne blir eldre, kan være avhengig av hennes helse som barn og hennes sosioøkonomiske status som voksen. ”The Weathering Hypothesis” hevder at kvinner som har hatt svekket helse som barn og/eller som har lav sosioøkonomisk status som voksen, kan oppleve helseproblemer assosiert med alderdom tidligere enn andre kvinner (Geronimus, 1992).

#### **2.2.4 Fødselsorden**

Som tidligere nevnt tyder en del studier på at risikoen for kortvoksthet er større for førstefødte enn for barn med noen eldre søsken (Rutstein, 2008; Swamy et al., 2012). Blant annet er førstefødte spedbarn signifikant mer utsatt for lav fødselsvekt (Swamy et al., 2012) og fødselskomplikasjoner enn barn av høyere orden, ettersom kvinnekroppen er bedre rustet for graviditet og fødsel etter at minst én fødsel er gjennomført (Lee, et al., 2011). Samtidig kan visse religiøse eller kulturelle normer legge et ansvar på det førstefødte barnet generelt, eller det førstefødte barnet av et spesifikt kjønn spesielt, som gjør at dette barnet favoriseres gjennom barndommen. For eksempel er det noen begravelseritualer visse steder i Vietnam som kun kan gjennomføres av førstefødte sønn, og derfor har han høyere status enn sine søsken (Bélanger, 2002). Likevel finner Rutstein (2008) i sin gjennomgang av 52 DHS undersøkelser fra 2000 til 2005 at risikoen for kortvoksthet er signifikant større for førstefødte enn for ikke-førstefødte barn som er født etter et intervall på mellom 36 og 47 måneder. Disse funnene impliserer at de biologiske ulempene knyttet til første fødsel kan være større enn de fordelene førstefødte har i visse befolkningsgrupper som følge av kulturelle og/eller religiøse grunner.

Videre har studier konsekvent vist at barn av lav orden er mindre utsatt for kortvoksthet enn barn av høyere orden (for eksempel Forste, 1998; Garg & Morduch, 1998). Sett bort i fra den positive korrelasjonen mellom mors alder ved fødsel og fødselsorden, er risikoen for kortvoksthet som regel større for barn av høy orden på grunn av sosioøkonomiske faktorer (Horton, 1988). Først og fremst vil ofte hvert enkelt barn få en mindre andel av familiens ressurser når flere barn fødes, hvilket kan innebære at barna må konkurrere om både fysiske ressurser som mat og klær, og emosjonelle ressurser som oppmerksomhet og omsorg (Conde-Agudelo et al., 2012). For barn av høy orden kan dette resultere i svekket ernæring, pleie og omsorg allerede på et tidlig nivå i livet, som kan anses som den mest kritiske perioden, slik at risikoen for underernæring og sykdom øker. For eksempel er det vist at sannsynligheten for vaksinasjon faller med fødselsorden (Gibson & Lawson, 2011). Samtidig øker smittefaren innad i familien når barna kan smitte hverandre,

og dette vil ofte være mest risikabelt for de yngste søsknene, ettersom det tar tid å bygge opp et godt immunforsvar (Conde-Agudelo et al., 2012).

I likhet med favorisering av førstefødte kan det være sosioøkonomiske årsaker som gjør at barn med lav fødselsorden generelt blir favorisert (Horton, 1988). Dette kan for eksempel være at det å sikre alderdommen er et viktig motiv for å få barn, slik at de eldste barna, de som blir økonomisk uavhengig først, blir favorisert.

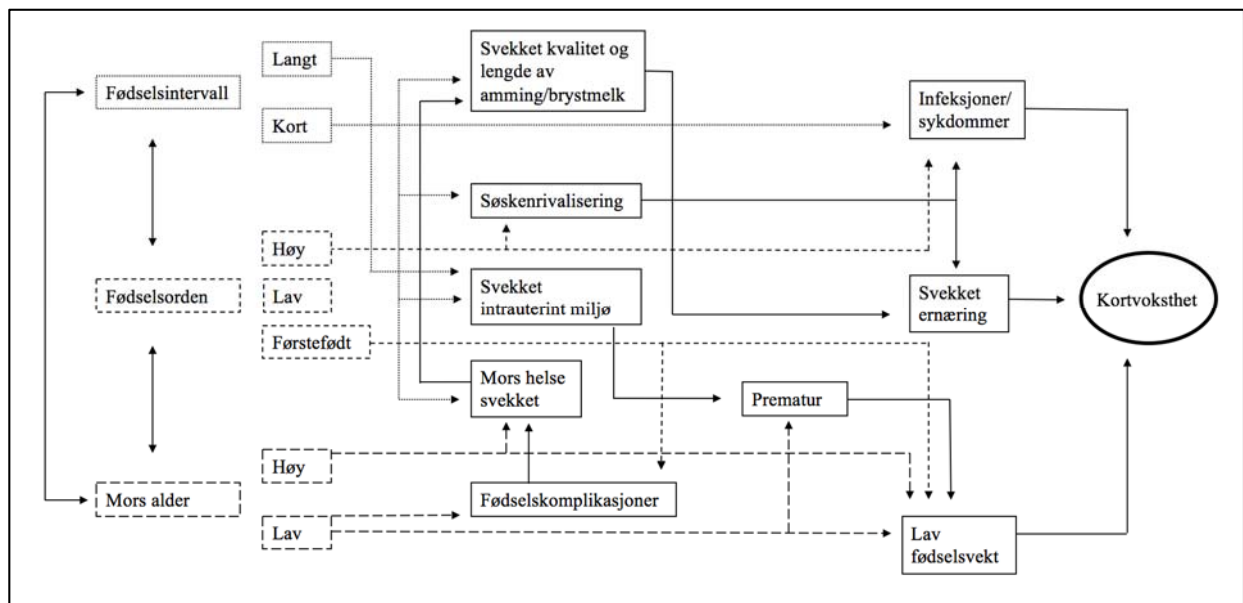
Montgomery og Lloyd (1996) hevder at fosterbarn er relativt vanlig i noen afrikanske samfunn, noe som kan påvirke omsorgen de yngste barna, de med høyest orden, får. Dersom barn av høy orden blir oppdratt av familiemedlemmer eller venner som ikke har like mange barn, kan noen av ulempene knyttet til høy orden, som for eksempel søskenrivalisering, minske. Men dersom barn av høy orden blir oppdratt av eldre søsken som mangler relevant erfaring og kunnskap knyttet til barneoppdragelse, eller av besteforeldre som har lite energi og overskudd til å oppdra et barn, kan ulempene øke (Mamabolo et al., 2005).

Til slutt kan høyere orden også påvirke barnets helse positivt. For det første kan det tenkes at foreldrenes kunnskap om, og erfaring med, barneoppdragelse øke etterhvert som de får flere barn, slik at de yngste barna er mindre utsatt enn deres eldre søsken. For det andre kan barn av høy orden ha søsken som er gamle nok til å bidra både når det gjelder økonomiske og emosjonelle ressurser, slik at søskenrivaliseringen avtar (Horton, 1988).

### **2.2.5 Mulige årsakssammenhenger**

Figur 4 viser en illustrasjon over de viktigste sammenhengene forklart i dette kapittelet. De stiplede pilene viser hvordan ulike nivåer på de reproduktive variablene kan ha uheldige utfall, som gjennom de proksimale faktorene kan øke risikoen for kortvoksthet. De heltrukne pilene viser hvordan de uheldige utfallene kan påvirke både hverandre og de proksimale faktorene. Som det kommer tydelig frem av både figuren og diskusjonen i kapittelet så langt er det lite teori som tyder på at lav fødselsorden (med unntak av førstefødte) øker risikoen for kortvoksthet.

Figur 3: En illustrasjon av mulige årsakssammenhenger



## 2.3 Kortvoksthet og andre reproduktive faktorer

Lengden av fødselsintervallene mellom de andre søsken kan tenkes å ha liknende effekter som lengde av det foregående intervallet, men noen av effektene vil nok være svakere. For eksempel vil trolig korte intervaller mellom eldre søsken øke både smittefaren og søskenrivaliseringen innad i husholdningen, men ikke påvirke folsyrereservene hos moren under graviditeten til indeksbarnet.

Også kort intervall mellom indeksbarnet og hans/hennes yngre bror eller søster kan påvirke indeksbarnets helse, noe som selvsagt ikke kan studeres hos barn under ett år, ettersom de sjeldent har rukket å få yngre søsken. Studier har vist at slike korte intervaller kan øke risikoen for kortvoksthet og barnedødelighet, ettersom mors helse svekkes under graviditeten samtidig som indeksbarnet konkurrerer med det nye barnet om ressurser og oppmerksomhet (Mozumder et al., 2000; Fotso, Cleland, Mberu, Mutua, & Elungata, 2013). På samme måte som med korte foregående fødselsintervall kan korte intervall ned til yngre søsken påvirke kvaliteten på brystmelken, og det er vist at immunitetsegenskapene i brystmelken blir signifikant svekket av at moren er gravid mens hun ammer (Marquis, Penny, Zimmer, Díaz, & Marín, 2003). Det er også mulig at moren slutter å amme tidlig for å få et nytt barn så fort som mulig, noe som spesielt vil være tilfelle dersom indeksbarnet ikke er av det kjønnet familien ønsket seg (Mishra, Roy, & Retherford, 2004).

Til slutt kan dødsfall innad i søskenflokk tenkes å spille en viktig rolle. På den positive siden kan søskenrivaliseringen minke, ettersom de gjenlevende barna slipper å konkurrere med det døde barnet om familiens ressurser. Samtidig kan forløpet fram til, og selve dødsfallet gi foreldrene bedre kunnskap og mer erfaring knyttet til helseatferd, slik at de er bedre rustet til å håndtere lignende situasjoner om det skulle skje med indeksbarnet. På den negative siden kan for det første sorgen foreldrene opplever påvirke både oppmerksomheten de gir sine gjenlevende barn, og deres evne til å tjene penger. For det andre kan søskenrivaliseringen øke dersom det avdøde barnet var eldre og bidro med ressurser i hjemmet, ettersom familiens ressurser da blir knappere. For det tredje kan dødsfallet medføre at indeksbarnet blir syk dersom det var sykdom eller infeksjon som førte til at et av barna i søskenflokk døde.

## **2.4 Modifiserende faktorer**

Først og fremst kan det tenkes at de reproduktive variablene fungerer modifiserende på effektene av hverandre, da spesielt med tanke på mors alder ved fødsel og fødselsorden. For eksempel kan effekten av å være førstefødt på sannsynligheten for kortvoksthet være sterkest blant barn født av svært unge mødre, mens effektene av høy fødselsorden kan tenkes å være sterkest for barn født av eldre mødre. I tråd med dette viser Swamy et al. (2012) at førstefødte med en mor mellom mellom 15 og 19 år har signifikant lavere fødselsvekt enn førstefødte med en mor over 19 år, og at barn født som nummer fire i en søskenflokk har lavere fødselsvekt dersom moren er over 40 år enn dersom hun er mellom 30 og 34 år ved fødselen.

For det andre kan antall yngre søsken påvirke effektene av fødselsorden og fødselsintervall. Søskenrivaliseringen som barn av relativt høy orden opplever kan tenkes å være sterkere dersom man i tillegg til å ha mange eldre søsken, også har mange yngre søsken (Horton, 1988). På samme måte kan effektene av kort fødselsintervall være sterkere for et barn med mange yngre søsken, enn for et barn med få yngre søsken, ettersom både rivaliseringen og smittefaren da kan være større.

Videre kan det være naturlig å tenke seg at de diskuterte effektene er sterkest i de subpopulasjonene som er mest sosialt vanskeligstilte, mens de er svakest (hvis de i det hele tatt eksisterer) i de subpopulasjonene med høyest sosioøkonomisk status. For eksempel spiller nok søskenrivalisering en mindre viktig rolle dersom familien har tilstrekkelig med ressurser til å ta vare på alle barna sine. I tråd med dette finner Horton (1988) sterkest effekt av høy fødselsorden blant barn født av mødre med lav eller ingen utdanning. Som tidligere

nevnt ("The Weathering Hypothesis") kan også sosioøkonomisk status påvirke en kvinnes helse, og hvor tidlig hun opplever helseproblemer som ofte assosieres med alderdommen (for eksempel diabetes og høyt blodtrykk). Dermed kan det tenkes at den økte risikoen for kortvoksthet assosiert med eldre mødre gjør seg mer tydelig blant barn født av eldre kvinner med lav sosioøkonomisk status. På den andre siden argumenteres det også for at bedre økonomi og tilgang på helsefremmende fasiliteter intensiverer rivaliseringen mellom søsken, for eksempel når det gjelder utdanning (Gibson & Lawson, 2011). Conde-Agudelo et al. (2006) konkluderer i sin gjennomgang med at vi ennå ikke har god nok kunnskap om hvorvidt effektene av fødselsintervall i utviklingsland skiller seg fra effektene i utviklede land. I tillegg til at morens utdanning kan påvirke familiens sosioøkonomiske status, kan også hennes utdanningslengde i seg selv fungere modifierende. For eksempel kan det tenkes at en kvinne med bedre utdanning har mer kunnskap om mulige risikoer ved høy fødselsorden, slik at hun tar flere forholdsregler i form av legebesøk og ernæring.

Utdannings – og inntektsnivået i nærområdet kan også fungere modifierende. I følge Moestue og Huttly (2008) kan høyere utdanningsnivå i nærområdet bedre et barns helse gjennom to kanaler. For det første kan kunnskap bli delt, slik at mindre utdannede foreldre lærer av bedre utdannede personer. For det andre setter bedre utdannede personer ofte større krav til infrastruktur og tilbud av ulike tjenester. Dette er igjen faktorer som kan modifisere effekten av reproduksjonsvariablene på sannsynligheten for kortvoksthet. For eksempel kan bedre helsetilbud dempe effektene av mors alder ved fødsel og foregående fødselsintervall på sannsynligheten for kortvoksthet, gjennom riktig behandling og oppfølging gjennom svangerskapet og under fødselen. Høyere inntektsnivå i nærområdet kan tenkes å for eksempel redusere risikoen for smittsomme sykdommer og infeksjoner, dersom høyere inntekt medfører bedre hygiene og sanitære forhold. Dette kan igjen tenkes å redusere smittefaren barn blir utsatt for, og dermed modifisere den økte risikoen for kortvoksthet assosiert med høy fødselsorden og/eller korte foregående fødselsintervaller.

Videre kan kjønnsdiskriminering medføre at både barnets kjønn og kjønnssammensetningen i søskenflokket påvirker effekten de reproduktive variablene har på sannsynligheten for kortvoksthet (Jayachandran & Pande, 2015). For eksempel kan en jente av høy fødselsorden med kun brødre oppleve mindre søskenrivalisering enn en jente av høy fødselsorden med mange søstre.

Til slutt kan det argumenteres for at morens og barnets generelle helse til en viss grad kan fungere modifierende. For eksempel kan den økte risikoen for kortvoksthet assosiert

med økt smittefare være større for et barn med generelt dårlig helse og immunforsvar enn for et barn med bedre helse og immunforsvar.

## **2.5 Faktorer som påvirker både de reproduktive variablene og sannsynligheten for kortvoksthet**

Det er en rekke faktorer som kan tenkes å påvirke både sannsynligheten for kortvoksthet og de reproduktive variablene. For det første kan familiens sosioøkonomiske status spille en viktig rolle. Det vil være naturlig å tenke seg at barn født i familier med relativt god råd sjeldnere blir kortvokste, ettersom høyere inntekt kan bedre ernæringen og føre til at familien oftere oppsøker sykehus ved sykdom, graviditet og fødsel, slik at riktig behandling og informasjon blir gitt i tide. I tråd med dette har studier vist at sannsynligheten for kortvoksthet er lavere i urban enn i rurale områder (Smith, Ruel, & Ndiaye, 2005; Kravdal & Kodzi, 2011; Benson & Shekar, 2006), og at høyere utdannelsesnivå hos foreldrene og i nærområdet reduserer risikoen for kortvoksthet (Alderman et al., 2003; Fotso & Kuate-Defo, 2005; Moestue & Huttly, 2008). Samtidig kan høyere sosioøkonomisk status og inntekt redusere behovet for mange barn. Blant annet er det mindre aktuelt å betrakte barn som mulig arbeidskraft eller som en forsikring for alderdommen dersom husholdningen har relativt god råd. Redusert ønsket barnetall kan både øke mors alder ved første fødsel, øke lengden av fødselsintervallene, og selvsagt redusere sannsynligheten for å få barn med høy fødselsorden.

Videre har studier vist at morens utdannelsesnivå kan påvirke barnets helse gjennom flere kanaler. For det første kan utdanning øke morens kunnskap knyttet til sykdom, hygiene og ernæring (Frost, Forste, & Haas, 2005), hvilket selvsagt vil kunne påvirke sannsynligheten for kortvoksthet. Videre øker ofte utdanning morens status og autonomi (Smith et al., 2005), som i seg selv kan senke sannsynligheten for at barna blir kortvokste ved at moren får mer kontroll over husholdningens ressurser, større tilgang på informasjon og helsetjenester, og bedre mental helse og selvfølelse. For det tredje kan høyere grad av autonomi bedre hennes egen helse og ernæringsstatus, og dessuten bedre kvaliteten på omsorgen hun viser barna sine. Til slutt vil selvsagt morens utdannelsesnivå kunne påvirke familiens inntekt, men i sin studie finner Finlay et al. (2011) at effekten av fars utdanning på sannsynligheten for kortvoksthet er signifikant svakere enn effekten av mors utdanning. Dette kan implisere at økt inntekt kun utgjør én del av den positive effekten av morens utdanning på et barns sannsynlighet for kortvoksthet. Samtidig er det velkjent at lengre utdanning bidrar til senere

førstefødsel og (delvis gjennom dette) lavere totalt barnetall (Caldwell, 1986), slik at morens utdanning også påvirker de reproduktive faktorene.

I tråd med disse argumentene har studier vist at unge mødre oftere er sosioøkonomisk vanskeligstilte, lavt utdannet og/eller ugifte samtidig som de sjeldnere går til svangerskapskontroll og oftere bor i rurale områder (Gibbs et al., 2012; Finlay et al., 2011). I utvalget brukt i denne oppgaven er 42.99% førstegangsmødre under 18 år ugift, 44.18% har under fire års utdanning og 73.30% bor i rurale områder. For førstegangsmødre mellom 25 og 29 år er det kun 30.11% som er ugift, 29.94% som har under fire års utdanning, og 46.45% som bor i rurale områder.

For det tredje kan barnets eget kjønn både påvirke sannsynligheten for kortvoksthet og de reproduktive faktorene, gjennom biologiske faktorer og kjønnsdiskriminering. Biologiske funn tyder på at gutter er mer utsatt for infeksjoner og dødsfall i spedbarnsalder enn jenter (Waldron, 1983; Adair & Guilkey, 1997; Forste, 1998), og at jenter i Afrika sør for Sahara har en fordel når det gjelder risikoen for kortvoksthet (UNICEF, 2013; Svedberg, 1988). Samtidig har kjønnspreferanser vist seg å utsette jenter for større risiko for både kortvoksthet og dødsfall gjennom store deler av de første fem leveårene (Hill & Upchurch, 1995; Anderson & Ray, 2010), spesielt i Sør – Asia. Slike effekter av kjønn kan igjen være avhengig av kjønns sammensetningen i søskenflokk (Pande, 2003). På grunn av kjønnsdiskriminering kan barnets kjønn påvirke de reproduktive variablene, og da spesielt med tanke på foregående fødselsintervall. For eksempel kan det være slik at foregående fødselsintervall er kortere dersom foregående barn er jente og familien ønsket seg en gutt. Samtidig har tidligere studier vist at kjønnsdiskriminering er mindre utbredt i Afrika sør for Sahara enn i Sør – og Øst – Asia (Anderson & Ray, 2010; Svedberg, 1988), slik at slike effekter bør være relativt små.

## **2.6 Human Development Index**

Som nevnt er det en rekke faktorer som kan påvirke effekten av de reproduktive faktorene på sannsynligheten for kortvoksthet, og noen av disse faktorene kan indikeres av FNs (De Forente Nasjoners) Human Development Index (HDI). Derfor vil jeg senere i oppgaven sammenligne noen modeller estimert for de syv landene som skårer høyest og de syv som skårer lavest på FNs Human Development Index. Det følgende avsnittet vil først forklare FNs Human Development Index, for så å diskutere hvordan et lands skår på indeksen kan være en indikasjon på forhold som kan tenkes å påvirke effektene av de reproduktive variablene.



HDI er et sammensatt mål for livsstandarden i et land. Målet omfatter tre dimensjoner og 1 er høyest mulig verdi på indeksen. Den første dimensjonen er det FN kaller ”Long and healthy life”, og måles som forventet levealder ved fødsel. ”Knowledge” dimensjonen er satt sammen av både gjennomsnittlig utdanningslengde for de over 25 år og forventet utdanningslengde for de som er i skolealder. Den siste dimensjonen, ”A decent standard of living”, måles som BNI (bruttonasjonal inntekt) per capita, på en slik måte at det kontrolleres for det faktum at verdien av høyere inntekt avtar med økende inntekt (United Nations, 2016).

Som tidligere forklart kan både morens og barnets generelle helse tenkes å modifisere effektene av de reproduktive variablene. Dette er én grunn til at effektene kan tenkes å variere med HDI – skår. Videre er det som sagt sannsynlig at utdannings – og inntektsnivået til både moren og i nærområdet modifiserer virkningen av de reproduktive faktorene på sannsynligheten for kortvoksthet, hvilket er en annen grunn til at effektene kan tenkes å variere med HDI – skår.

Tabell 1 viser fordelingen av HDI – skåren og prevalensen av kortvoksthet blant barn under fem år, i de 28 landene i utvalget. HDI – statistikken er fra 2014 og kortvoksthetsstatistikken er fra 2013. Landene er satt opp etter synkende HDI – skår. Gabon, Namibia, Republikken Kongo, Zambia, Ghana, Tanzania og Nigeria er de syv landene med høyest HDI – skår, mens Niger, Burundi, Burkina Faso, Guinea, Sierra Leone, Mozambique og Mali er de syv landene med lavest HDI – skår.

Tabell 1: HDI – skår og prevalens av kortvoksthet

Land	HDI – skår <sup>a</sup>	Prevalens av kortvoksthet blant barn under fem år <sup>b</sup>
Gabon	0.684	25 %
Namibia	0.628	29 %
Republikken Kongo	0.591	30 %
Zambia	0.586	45 %
Ghana	0.579	28 %
Tanzania	0.521	42 %
Nigeria	0.514	41 %
Kamerun	0.512	33 %
Zimbabwe	0.509	32 %
Lesotho	0.497	39 %
Togo	0.484	30 %
Rwanda	0.483	44 %
Uganda	0.483	33 %
Benin	0.480	41 %
Senegal	0.466	27 %
Elfenbenskysten	0.462	27 %
Malawi	0.445	47 %
Etiopia	0.442	44 %
Gambia	0.441	24 %
Congo DR	0.433	43 %
Liberia	0.430	42 %
Mali	0.419	38 %
Mozambique	0.416	43 %
Sierra Leone	0.413	44 %
Guinea	0.411	40 %
Burkina Faso	0.402	35 %
Burundi	0.400	58 %
Niger	0.348	51 %

<sup>a</sup> Data hentet fra rapporten “Human Development Report 2015” (United Nations Development Programme, 2015)

<sup>b</sup> Data hentet fra FNs database “UNdata” (United Nations Children’s Fund, 2016)

## 3 Data og metode

I denne delen av oppgaven beskrives først datamaterialet og metoden som analysen bygger på. Deretter blir de ulike variablene definert og forklart, og avslutningsvis presenteres de statistiske modellene i mer detalj.

### 3.1 Datamateriale

I denne oppgaven har jeg benyttet meg av data hentet fra ”Demographic and Health Surveys” (DHS) gjennomført i 28 land i Afrika sør for Sahara etter 2010. Disse data ble tilrettelagt av min veileder Øystein Kravdal.

DHS er nasjonalt representative husholdningsundersøkelser gjennomført i en rekke utviklingsland. Hovedformålet med disse undersøkelsene er å skaffe til veie informasjon om reproduktiv atferd, helse og helseatferd hos både voksne og barn. Undersøkelsene gjennomføres ofte med femårsintervaller, for å få kunnskap om utviklingen over tid (The DHS Program, 2016)

Undersøkelsene bruker et stratifisert klyngerandomisert design, hvor hver provins eller region er delt inn i mindre folketellingsområder. Disse områdene omfatter som regel en eller noen få landsbyer, en liten by eller en del av en større by. Noen av disse områdene trekkes ut som representative for provinsen eller regionen. Undersøkelsene gjennomføres i et tilfeldig utvalg av husholdninger bosatt i disse uttrukne områdene. I gjennomsnitt intervjues omtrent 25 kvinner i reproduktiv alder (15 til 49 år) i hvert område (The DHS Program, 2016).

For enkelthets skyld er kvinner med minst en tvilling utelatt. Observasjoner for barn som ikke har overlevd frem til intervju tidspunktet er selvsagt heller ikke i datasettet, da antropometriske mål for disse barna ikke finnes. Når avdøde barn utelates, er ikke utvalget representativt for hele fødeselskohorten, men kun for den delen av kohorten som har overlevd frem til en bestemt alder, alder ved intervju tidspunkt i dette tilfellet (Boerma, Sommerfelt, & Bicego, 1992). Det kan i prinsippet bli et ”overlevelsesbias” ved at de barna som overlever frem til intervju tidspunkt, skiller seg fra de avdøde barna når det gjelder blant annet motstandsdyktighet eller immunforsvar. Likevel vil dette ignoreres i resten av oppgaven, ettersom Boerma et al. (1992) viser at effekten av overlevelsesbiaset er relativt liten i studier med antropometriske mål, som kortvoksthet.

Analysen er basert på undersøkelser gjennomført i de følgende landene og årene: Benin 2011; Burkina Faso 2010; Kamerun 2011; Elfenbenskysten 2011; Etiopia 2011; Ghana 2014; Guinea 2012; Malawi 2010; Mali 2012; Mozambique 2011; Namibia 2013; Niger 2012; Nigeria 2013; Rwanda 2010; Senegal 2010; Tanzania 2010; Togo 2013; Uganda 2011; Zambia 2013; Zimbabwe 2010; Republikken Kongo 2011; Den Demokratiske Republikken Kongo 2013; Lesotho 2010; Liberia 2013; Sierra Leone 2013; Burundi 2010; Gabon 2012; Gambia 2013. Analysen er gjort i dataanalyseprogrammet SAS 9.4, og til sammen omfatter analysen 148814 barn.

## 3.2 Metode

### 3.2.1 Logistisk regresjonsanalyse

Den avhengige variabelen,  $Y$ , er dikotom i denne oppgaven (kortvokst = 1, eller null). Derfor estimeres det logistiske regresjonsmodeller for sannsynligheten for at  $Y = 1$ . Med et slikt opplegg blir den predikerte sannsynligheten tvunget til å ligge mellom 0 og 1, i motsetning til ved lineær regresjonsanalyse. Koeffisientene i den logistisk regresjonsanalysen estimeres ved hjelp av sannsynlighetsmaksimering. Det vil si at man finner de estimatene som med størst sannsynlighet har produsert observasjonene i datasettet (Stock & Watson, 2015).

Likningen for den logistiske modellen kan uttrykkes slik:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n$$

der  $p$  er sannsynligheten for at et barn er kortvokst,  $\alpha$  er konstantleddet,  $X_1, \dots, X_n$  er ulike uavhengige variable og  $\beta_1, \dots, \beta_n$  er de estimerte koeffisientene til disse uavhengige variablene.  $\frac{p}{1-p}$  er oddsratioen for å være kortvokst, det vil si sannsynligheten for å være kortvokst i forhold til sannsynligheten for å ikke være kortvokst. Når sannsynligheten for et utfall (kortvokst her) er relativt liten, vil oddsratioen og sannsynligheten være ganske like.

### 3.2.2 Tolkning av oddsrater

Når man skal tolke estimatene fra en logistisk regresjonsanalyse må man benytte seg av forholde mellom logaritmer og den naturlige eksponential funksjonen:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n$$

$$\frac{p}{1-p} = e^{\alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n}$$

La oss for eksempel si at den estimerte koeffisienten til dummyvariabelen ”mors alder mellom 25 og 29” er -0.0715. Det betyr at barn født av mødre mellom 25 og 29 år har  $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$  som er 0.0715 lavere enn for referansegruppen, som i dette tilfeller er mødre mellom 20 og 24 år. Dette innebærer videre at oddsen for at et barn født av en mor mellom 25 og 29 år er kortvokst er  $e^{-0.0715} = 0,931$  ganger oddsen for at et barn født av en mor mellom 20 og 24 år er kortvokst. Sagt på en annen måte, oddsen for at et barn er kortvokst er 6.9% ( $1 - 0.931 = 0.069$ ) lavere dersom mor er mellom 25 og 29 år ved fødsel enn dersom hun er mellom 20 og 24 år.

Signifikansnivået jeg velger å bruke i denne oppgaven er 5%, men også de to andre konvensjonelle significansnivåene på 10% og 1% vil bli markert i tabeller. Signifikansnivået er grensen for hvor stor sannsynligheten for type 1-feil kan være, det vil si hvor sannsynlig det er å forkaste nullhypotesen når den egentlig er sann. Dermed vil jeg omtale en effekt som signifikant dersom det er mindre enn 5% sannsynlighet for at minst en så stor effekt ville blitt estimert, gitt at den sanne effekten var null. SAS – programmet rapporterer Wald-statistikken:  $Wald = \left(\frac{\beta}{se_{\beta}}\right)^2$ , som følger en  $\chi^2$ -fordeling med én frihetsgrad. De kritiske verdiene som denne testobservatoren må overgå er som følger:

Tabell 2: Kritiske verdier for kjikvadratfordelingen, én frihetsgrad

	<u>Signifikansnivå</u>				
	0.10	0.05	0.025	0.01	0.001
Wald-statistikk	2.706	3.841	5.024	6.635	10.828

I de fleste tabellene som vises senere i oppgaven, angis bare significansnivået til estimatene, mens utfyllende tabeller med 95% konfidensintervall for oddsratene finnes som vedlegg.

## 3.3 Variable

### 3.3.1 Kortvoksthet

Den avhengige variabelen i denne oppgaven er som nevnt kortvoksthet. Når intervjuene i DHS-undersøkelsene finner sted måles og veies alle barn under fem år. Barn fra ulike geografiske områder som er født av en frisk mor og som vokser opp uten begrensninger på

ernæring og uten betydelige helseplager har vist seg å ha en veldig lik vekstrate både på foster- og spedbarnsstadiet (Prendergast & Humphrey, 2014). Dermed kan den målte høyden, relativt til alder, sammenlignes med data fra en referansegruppe som er valgt som internasjonal referansegruppe av WHO (Alderman et al., 2003). Dette forholdet konverteres så til et standardisert mål, en  $z$  – skår, definert på følgende måte:

$$Z\text{-skår}_{ism} = \frac{høyde_{ism} - mhøyde_{sm}}{std.avvik_{sm}}$$

der  $z\text{-skår}_{ism}$  og  $høyde_{ism}$  er  $z$  – skåren og høyden til barn  $i$ , som er kjønn  $s$  og  $m$  måneder gammel.  $mhøyde_{sm}$  er den standardiserte gjennomsnittshøyden til barn som er kjønn  $s$  og  $m$  måneder gammel i referansegruppen (bestemt av WHO).  $std.avvik_{sm}$  er standardavviket fra WHO standarden for barn som er kjønn  $s$  og  $m$  måneder gammel. Et barn defineres av WHO som kortvokst dersom deres  $z$  – skår for høyde relativ til alder er lavere enn  $-2$  (mer enn to standardavvik under gjennomsnittet i referansegruppen bestemt av WHO). I denne oppgaven brukes ikke selve  $z$  – skåren som avhengig variabel, men en dummyvariabel som er lik én dersom  $z$  – skåren er lavere enn  $-2$ , og null ellers.

### 3.3.2 De reproduktive variablene

De tre variablene oppmerksomhetene i hovedsak er rettet mot er som nevnt foregående fødselsintervall, fødselsorden og mors alder ved fødsel. Foregående fødselsintervall er definert som antall måneder siden morens forrige fødsel når indeksbarnet fødes. Denne variabelen er delt inn i ni kategorier. Kategori 1 er fødselsintervall under 18 måneder, kategori 2 til kategori 8 er fødselsintervaller fra 18 måneder til og med 59 måneder, delt inn i seks måneders intervaller, og kategori 9 er fødselsintervall over 59 måneder. Foregående fødselsintervall mellom 36 og 41 måneder er valgt til referansekategori. Dersom indeksbarnet er førstefødt, er det foregående fødselsintervallet satt til denne referansekategorien.

Fødselsorden er definert som antall eldre brødre + antall eldre søstre + 1. Det vil si at førstefødte har fødselsorden én, mens nestemann har fødselsorden to osv. Dersom eldre søsken er døde, vil også disse telle. Dermed vil et enebarn med to eldre, men avdøde, søsken ha fødselsorden tre. Det er kun 1% av barna som har fødselsorden over ti. Derfor har jeg valgt å inkludere disse observasjonene i kategorien ”10+”.

Mors alder ved fødsel er beregnet som morens alder ved intervju minus indeksbarnets alder ved intervju. Variabelen er delt inn i syv kategorier. Alder under 18 år er kategori 1, mellom 18 og 19 år er kategori 2, kategori 3 til kategori 6 inneholde alder fra og med 20 til

og med 39 (der hver kategori inneholder et femårsintervall), og 40 år eller eldre er i kategori 7. For denne variabelen er alder fra og med 20 til og med 24 år satt som referansekategori.

En av modellene som analyseres senere i oppgave estimerer effektene av en variabel som kombinerer mors alder ved fødsel og fødselsorden. Disse to variablene henger selvfølgelig tett sammen. For eksempel vil det være naturlig at førstefødte barn har en relativt ung mor, mens barn med høyere orden har en noe eldre mor. Tabell 3 viser den prosentvise fordelingen av mors alder ved fødsel, for gitte fødselsordener, i utvalget. Som det tydelig kommer frem er det prosentvis flere førstefødte barn med en mor under 18 år enn med en mor over 39 år. Kategoriseringen av variabelen som kombinerer de to variablene tar hensyn til at det er visse kombinasjoner med svært få observasjoner (for eksempel er kun 0.05% av barn med tre eldre søsken født av en mor som er under 18 år), ved å samle noen grupper. Dermed ser kategoriseringen slik ut: fødselsorden én blir kombinert med de fire aldersgruppene ”under 18 år”, ”mellom 18 og 19 år”, ”mellom 20 og 24 år” og ”over 24 år”, fødselsorden to blir kombinert med aldersgruppene ”under 20 år”, ”mellom 20 og 24 år”, ”mellom 25 og 29 år” og ”over 29 år”, fødselsorden tre, fire og fem blir kombinert med aldersgruppene ”under 25 år”, ”mellom 25 og 29 år”, ”mellom 30 og 34 år” og ”over 34 år”, fødselsorden seks blir kombinert med aldersgruppene ”under 30 år”, ”mellom 30 og 34 år”, ”mellom 35 og 39 år” og ”over 39 år” (40 +), mens de resterende fødselsordenene blir kombinert med de tre aldersgruppene ”under 35 år”, ”mellom 35 og 39 år” og ”over 39 år” (40 +). For denne kombinasjonsvariabelen er det kategorien der fødselsorden er to og morens alder ved fødsel er mellom 20 og 24 år som settes som referansekategori.

Tabell 3: Prosentvis fordeling av observasjoner av mors alder ved fødselen, for gitte fødselsordener

Fødselsorden	Mors alder ved fødsel						
	- 17 år	18 - 19 år	20 - 24 år	25 - 29 år	30 - 34 år	35 - 39 år	40 + år
1	16.16 %	25.45 %	41.26 %	13.26 %	3.04 %	0.71 %	0.12 %
2	2.01 %	9.88 %	50.39 %	27.41 %	7.84 %	2.11 %	0.36 %
3	0.25 %	1.71 %	34.11 %	42.63 %	15.67 %	4.66 %	0.97 %
4	0.05 %	0.25 %	14.52 %	46.69 %	26.49 %	9.71 %	2.28 %
5	0.00 %	0.03 %	4.92 %	35.93 %	37.52 %	16.95 %	4.65 %
6	0.00 %	0.00 %	1.34 %	20.65 %	41.04 %	27.43 %	9.53 %
7	0.00 %	0.00 %	0.42 %	9.73 %	36.12 %	38.25 %	15.48 %
8	0.00 %	0.00 %	0.06 %	3.98 %	26.11 %	45.83 %	24.02 %
9	0.00 %	0.00 %	0.03 %	1.49 %	16.10 %	44.40 %	37.98 %
10 +	0.00 %	0.00 %	0.00 %	0.57 %	5.71 %	33.88 %	59.84 %

### 3.3.3 Kontrollvariablene

#### Variable som det selvsagt burde kontrolleres for

Først og fremst er det naturlig å kontrollere for barnets kjønn og alder, ettersom begge deler tidligere har vist seg å påvirke sannsynligheten for kortvoksthet (Svedberg, 1988; Bloss et al., 2004). Barnets kjønn er inkludert som en dummyvariabel som er lik én dersom barnet er jente, og null dersom barnet er gutt. Barnets alder er inkludert som en kategorisk variabel, kategorisert som følger: 0 til 11 måneder, 12 til 23 måneder, 24 til 35 måneder, 36 til 47 måneder og 48 til 59 måneder.

Som tidligere nevnt kan flere kjennetegn ved moren og husholdningen potensielt påvirke både om barnet er kortvokst og de tre variablene knytte til reproduksjon. For det første er mors utdanning gjennom flere studier (Fotso & Kuate-Defo, 2005; Alderman et al., 2003; Frost et al., 2005; Moestue & Huttly, 2008) vist å ha en effekt på sannsynligheten for kortvoksthet. Variabelen for mors utdanning er kategorisert på følgende måte: under fire år, mellom fire og seks år, mellom syv og ni år, og over ni år. For det andre kan familiens økonomi og levestandard spille en viktig rolle. Både morens og hennes ektemanns utdanning samt om familien bor i rurale eller urbane strøk kan fungere som indikatorer på familiens levestandard. Derfor har jeg valgt å også inkludere ektemannens utdanning (som en kontinuerlig variabel) og en dummyvariabel for om familien bor i urbane strøk i modellen. I min analyse settes ektemannens utdanning til minste mulige verdi dersom moren ikke er gift. Derfor må det også kontrolleres for dette. I tillegg vil jeg inkludere en standardisert DHS-indeksvariabel for husholdningens formue eller levestandard. Denne indeksen kalkuleres ved å samle inn data på eierskap av utvalgte eiendeler, som TV, sykkel, tilgang på vann og kloakk, og boligstandard, for deretter å bruke statistisk prosedyre til å plassere hver husholdning på en kontinuerlig skala av relativ levestandard/rikdom (The DHS Program, 2016)

I tillegg kan året barnet er født ha en effekt på sannsynligheten for kortvoksthet. For det første tyder statistikk på at både prevalensen av kortvoksthet (de Onis, Blössner, & Borghi, 2012) og fruktbarheten (Bongaarts & Casterline, 2012) som regel faller over tid i de aller fleste landene. For det andre kan visse hendelser det spesifikke fødselsåret utgjøre en forskjell, som for eksempel dårlige avlinger på grunn av tørke. Fødselsår er derfor inkludert som en kontinuerlig variabel.

Som tidligere nevnt kan det tenkes at for eksempel effekten av søskenrivalisering og smittefare, som et resultat av høy fødselsorden og/eller kort foregående fødselsintervall, er



svakere dersom noen av de eldre søsknene ikke er i live. Da det ble kontrollert for dødsfall blant eldre søsken ble det imidlertid nesten ingen endring i de estimerte effektene av de reproduktive variablene, og er derfor er ikke denne variabelen inkludert i analysen som vises her.

Faktorer på aggregert nivå kan også tenkes å påvirke både reproduksjonsvariablene og sannsynligheten for kortvoksthet. For det først har tidligere studier vist at graden av utdanning blant andre kvinner i samfunnet påvirker både sannsynligheten for å få et barn (Kravdal, 2002) og sannsynligheten for å være kortvokst (Frost et al., 2005). På samme måte kan det tenkes av levestandarden/rikdommen blant de andre familiene i samfunnet har en effekt. For eksempel fant Forste (1998) at barn som lever i fattige urbane strøk er mer utsatt for kortvoksthet enn barn som bor i fattige rurale strøk. Derfor inkluderes det to kontinuerlige variabler ”gjennomsnittlig utdanning” og ”gjennomsnittlig levestandard” som angir gjennomsnittlig utdanningsnivået og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet.

### **Uobserverbare variable**

Flere kjennetegn ved landet kan tenkes å påvirke både de reproduktive variablene og sannsynligheten for kortvoksthet. For eksempel kan miljøutfordringer prege matproduksjonen og behovet for barnearbeid, hvilket igjen kan påvirke antall barn en mor får og kanskje lengden av intervaller og/eller morens alder ved fødsel. Politiske holdninger og tilstedeværelsen av helseklinikker er også mulige konfunderende faktorer som ikke nødvendigvis blir fanget opp av de inkluderte variablene (Kravdal & Kodzi, 2011). I analysen kontrollerer jeg for konstante uobserverbare faktorer på landsnivå ved å inkludere dummyvariable for land.

På samme måte er det en rekke kjennetegn ved husholdningene som både påvirker reproduksjonen og barnas sannsynlighet for å bli kortvokst, og som det ikke er opplysninger om, eller som det ikke en gang er mulig å måle. For eksempel kan det være vanskelig å måle husholdningens emosjonelle ressurser. Dersom de eldste barna og/eller andre familiemedlemmer (besteforeldre, onkler og tanter eller lignende) hjelper til med oppdragelse og barnepass, kan for eksempel søskenrivalisering assosiert med høy fødselsorden være mindre enn dersom foreldrene alene har ansvaret for barna. De av husholdningskjennetegnene som er konstante og påvirker alle barna i en søskenflokk kontrolleres det for i søskenmodellen.

### 3.4 Nærmere spesifikasjon av modellene

Fire logistiske regresjonsmodeller for sannsynligheten  $p_{ij}$  for at barn  $i$  i land  $j$  er kortvokst estimeres.

Modell Ia er

$$\ln\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \alpha + \beta_1 \mathbf{S}_{ij} + \beta_2 \mathbf{X}_{ij} + \beta_3 \mathbf{C}_j$$

der  $\mathbf{S}_{ij}$  er en vektor av de reproduktive variablene (mors alder ved fødsel, fødselsorden, foregående fødselsintervall), og  $\mathbf{X}_{ij}$  er en vektor av kjennetegn ved barnet (alder, kjønn, fødselsår), ved husholdningen (om mor er gift, hennes og ektemannens utdanning, om familien bor urbant, familiens levestandard) og ved nærmiljøet (gjennomsnittlig utdanning, gjennomsnittlig levestandard).  $\mathbf{C}_j$  er en vektor av dummyvariable for de ulike landene (unntatt et land som er valgt som referanse).  $\beta_1 - \beta_3$  er de tilhørende effektkoeffisientene.

I modell Ib inkluderes en variabel som kombinerer fødselsorden og mors alder ved fødsel fordi det kan tenkes å være en interaksjon mellom disse to variablene. Modellen er slik:

$$\ln\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \alpha + \beta_1 \mathbf{I}_{ij} + \beta_2 \mathbf{Q}_{ij} + \beta_3 \mathbf{X}_{ij} + \beta_4 \mathbf{C}_j$$

der  $\mathbf{I}_{ij}$  er en vektor av dummyvariablene for kategoriene av fødselsintervall og  $\mathbf{Q}_{ij}$  er en vektor med dummier for kombinasjoner av mors alder ved fødsel og fødselsorden. De øvrige variablene er som i modell Ia.

Modell II er en søskenmodell for sannsynligheten  $p_{ih}$  for at barn  $i$  født av mor  $h$  er kortvokst:

$$\ln\left(\frac{p_{ih}}{1-p_{ih}}\right) = \alpha + \beta_1 \mathbf{S}_{ih} + \beta_2 \mathbf{X}_{ih} + \mathbf{M}_h$$

der  $\mathbf{S}_{ih}$  fortsatt er en vektor av de reproduktive variablene, mens  $\mathbf{X}_{ih}$  er en vektor som består av de kontrollvariablene som varierer mellom søsken (alder, kjønn). I en søskenmodell kontrolleres det for både observerbare og uobserverbare karakteristikk som ikke varierer mellom søsken, og derfor inkluderes hverken kontrollvariablene som er knyttet til husholdningene eller nærmiljøet i denne modellen. Det gjør heller ikke dummyvariablene for landene, ettersom søsknene i utvalget selvsagt bor i samme land.  $\mathbf{M}_h$  er et restledd spesifikt for hver mor.  $\beta_1 - \beta_2$  er som forklart over. Ettersom det kun er mulig å estimere en

søskenmodell for de barna som faktisk har søsken, er utvalget som brukes i analysen av modell II noe mindre enn det utvalget som brukes i analysen av modell I.

### **3.4.1 Sammenlikning av land**

Det er, som tidligere nevnt, en rekke faktorer som kan påvirke effekten av de tre reproduksjonsfaktorene. For å studere hvordan noen av disse faktorene kan virke modifierende vil jeg estimere de tre modellene for de syv landene med høyest, og de syv landene med lavest, HDI – skår. Som argumentert ovenfor kan HDI – skåren tenkes å indikere modifierende faktorer som sosioøkonomisk status, utdannelse og til en viss grad generell helsetilstand.

# 4 Resultater og diskusjon

## 4.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 4 viser gjennomsnitt, standardavvik og variasjonsbredde for variablene kortvoksthet, barnets alder og kjønn, de tre reproduksjonsvariablene, utdanningsnivået til moren og hennes ektemann og hvor stor andel som bor i urbane områder, for alle landene i utvalget.

Blant barna i utvalget er 31.54% kortvokste, 49.42% er jenter og kun 28.84% bor i urbane områder. Videre viser tabellen at gjennomsnittlig alder er ca. 29 måneder, eller rett under to og et halvt år, hvilket er naturlig ettersom utvalget kun består av barn under fem år. Fødselsorden varierer fra én til 18, og gjennomsnittet er mellom tre og fire. Foregående fødselsintervall varierer fra åtte til 327 måneder, og har et gjennomsnitt på ca. 40 måneder. De yngste mødrene var kun 12 år ved fødsel, mens de eldste var 50 år. Gjennomsnittsalderen ved fødsel er ca. 27.6 år. Til slutt viser tabellen at mødrenes gjennomsnittlige utdanningslengde er på nesten fire år, hvilket er omtrent et år mindre enn gjennomsnittlig utdanningslengde blant ektemennene.

Tabell 4: Gjennomsnitt og standardavvik for demografiske variable for utvalget

Variabel	Forklaring	Observasjoner	Gjennomsnitt	Std.avvik	Min	Max
Kortvokst	Dummyvariabel (1=kortvokst)	148814	0.3154	0.4647	0	1
Kjønn	Dummyvariabel (1=jente)	148814	0.4942	0.5	0	1
Alder	I måneder	148814	28.5624	17.0796	0	59
Fødselsorden		148814	3.6838	2.3990	1	18
Fødselsintervall <sup>a</sup>	Måneder siden forrige fødsel	118081	39.5204	22.1079	8	327
Mors alder	Mors alder ved fødsel	148814	27.6143	6.8025	12	50
Mors utdanning	I hele år	148814	3.9545	4.2827	0	20
Ektemannens utdanning <sup>b</sup>	I hele år	113143	4.8279	5.0255	0	20
Urban	Dummyvariabel (1=urban)	148814	0.2884	0.4530	0	1

Notater:

<sup>a</sup> 30 733 barn er førstefødte, og har derfor ikke noe foregående fødselsintervall

<sup>b</sup> 35 671 kvinner er ikke gift

Tabell 5 er en frekvenstabell for reproduksjonsvariablene, og viser hvordan de tre variablene kategoriseres. Det er prosentvis flest kvinner som føder når de er mellom 25 og 29 år (26.78%), mens det er prosentvis færrest kvinner som føder når de er over 39 år (5.69%) eller under 18 år (3.76%). Videre viser tabellene at det er flest førstefødte barn i utvalget (20.65%), mens det er færrest barn som har mer enn ni eldre søsken (2.25%). Som nevnt tidligere er det ca. kun 1% av barna som har mer enn ti eldre søsken, og derfor er disse inkludert i kategorien ”10 +”.

Fordelingen av foregående fødselsintervall, både når utvalget kun består av de barna som faktisk har et foregående fødselsintervall (alle som ikke er førstefødte) og når utvalget består av alle barna (og fødselsintervallet for de førstefødte settes til 36 til 41 måneder), vises i siste del av tabellen. Tallene i parentesene viser fordelingen når førstefødte er inkludert. Det er tydelig at det er prosentvis flest barn med et foregående fødselsintervall på mellom 24 og 29 måneder når førstefødte utelates (19.47%), mens det er prosentvis flest barn i kategorien ”36 – 41 måneder” når førstefødte inkluderes (31.40%). Kun 5.48% (4.35%) av barna er født mindre enn 18 måneder etter morens forrige fødsel, mens 12.76% (10.13%) av barna fødes ca. fem år eller lengre etter morens forrige fødsel.

Tabell 5: Frekvenstabell for de reproduktive faktorene

			Kumulativ			
Variabel	Frekvens	Prosent		Frekvens	Prosent	
<u>Mors alder ved fødsel:</u>						
- 17 år	5589	3.76		5589		3.76
18 – 19 år	11015	7.40		16604		11.16
20 – 24 år	38437	25.83		55041		36.99
25 – 29 år	39853	26.78		94894		63.77
30 – 34 år	27635	18.57		122529		82.34
35 – 39 år	17817	11.97		140346		94.31
40 + år	8468	5.69		148814		100.00
<u>Fødselsorden:</u>						
1	30733	20.65		30733		20.65
2	27706	18.62		58439		39.27
3	23431	15.75		81870		55.01
4	19609	13.18		101479		68.19
5	15451	10.38		116930		78.57
6	11683	7.85		128613		86.43
7	8147	5.47		136760		91.90
8	5350	3.60		142110		95.50
9	3360	2.26		145470		97.75
10 +	3344	2.25		148814		100.00
<u>Foregående fødselsintervall:</u>						
- 17 mnd.	6466	5.48	(4.35)	6466		5.48 (4.35)
18 – 23 mnd.	13865	11.74	(9.32)	20331		17.22 (13.66)
24 – 29 mnd.	22993	19.47	(15.45)	43324		36.69 (29.11)
30 – 35 mnd.	20735	17.56	(13.93)	64059		54.25 (43.05)
36 – 41 mnd. (+ førstefødte)	16001 (46734)	13.55	(31.40)	80060 (110793)		67.80 (74.45)
42 – 47 mnd.	10261	8.69	(6.90)	90321 (121054)		76.49 (81.35)
48 – 53 mnd.	7684	6.51	(5.16)	98005 (128738)		83.00 (86.51)
54 – 59 mnd.	5008	4.24	(3.37)	103013 (133746)		87.24 (89.87)
60 + mnd.	15068	12.76	(10.13)	118081 (148814)		100.00 (100.00)

Den deskriptive statistikken for de 14 landene med høyest og lavest HDI – skår vises i tabell 6. Som tabellen viser er det overraskende liten forskjell i prevalensen av kortvoksthet mellom de to gruppene. I gruppen med høyest HDI – skår er nesten 29% av barna kortvokste, mens i overkant av 33% er kortvokste i gruppen med lavest HDI – skår. Videre ser man at de to gruppene har relativt lik fordeling av kjønn og alder og relativt lik gjennomsnittsskår på de

reproduktive variablene. Utdannelsesnivået til moren og hennes ektemann (for de som er gift) er selvsagt mye lavere i gruppen av land med lavest HDI – skår. I denne gruppen er gjennomsnittlig utdannelseslengde på ca. to år, mens mødrene i gruppen med høyest HDI – skår i gjennomsnitt har gått på skole i fem og et halvt år. Det er også flere familier som bor i urbane strøk i gruppen med høyest HDI – skår, 34.2%, enn i gruppen med lavest HDI – skår, 25.5%.

Tabell 6: Deskriptiv statistikk for de syv landene med høyest HDI – skår og de syv landene med lavest HDI – skår

Variabel <sup>a</sup>	De 7 landene med høyest HDI – skår		De 7 landene med lavest HDI – skår	
	Observasjoner	Gjennomsnitt	Observasjoner	Gjennomsnitt
Kortvokst	53353	0.2962	34408	0.3334
Kjønn	53353	0.4965	34408	0.4916
Alder (i måneder)	53353	28.5182	34408	28.6479
Fødselsorden	53353	3.7254	34408	3.7455
Fødselsintervall <sup>b</sup>	42485	39.5602	27777	39.1621
Mors alder	53353	27.8923	34408	27.3663
Mors utdanning	53353	5.5404	34408	2.0247
Ektemannens utdanning <sup>c</sup>	40098	6.5877	27699	2.3712
Urban	53353	0.3420	34408	0.2548

<sup>a</sup> Forklaringen av variablene er som i tabell 4

<sup>b</sup> 10868 av barna i utvalget bestående av de syv landene med høyest HDI – skår er førstefødte, 6631 av barna i utvalget bestående av de syv landene med lavest HDI – skår er førstefødte

<sup>c</sup> 13255 av kvinnene i utvalget bestående av de syv landene med høyest HDI – skår er ikke gift, 6709 av kvinnen i utvalget bestående av de syv landene med lavest HDI – skår er ikke gift

Tabell 7 er en frekvenstabell for reproduksjonsvariablene, når utvalget består av de 14 landene med høyest og lavest HDI – skår. Statistikken i tabell 6 viser som sagt at det er relativt liten forskjell i mødrenes gjennomsnittsalder ved fødselen mellom de to utvalgene. Når vi ser på fordelingen i tabell 7 derimot, er det tydelig at det er prosentvis flere barn født av relativt unge mødre (under 25 år) i utvalget bestående av landene med lavest HDI – skår, mens det er prosentvis flere barn født av eldre mødre (over 29 år) i utvalget bestående av landene med høyest HDI – skår. Prevalensen av barn med lav (under 3) og høy (over 7) fødselsorden er noe høyere i utvalget med høyest HDI – skår, mens det er prosentvis flere barn i utvalget med lavest HDI – skår som har mellom to og seks eldre søsken.

I likhet med tabell 5 viser siste del av tabell 7 fordelingen av foregående fødselsintervall både når førstefødte er utelatt og når førstefødte er inkludert (tall i parentes). Vi ser at det er prosentvis flere barn født etter korte (under 30 måneder) og veldig lange (over

59 måneder) fødselsintervall i utvalget bestående av landene med høyest HDI – skår, enn i utvalget bestående av landene med lavest HDI – skår.

Tabell 7: Frekvenstabell for de reproduktive variablene, for de syv landene med høyest HDI – skår og for de syv landene med lavest HDI – skår

Variabel	De syv landene med høyest HDI – skår		De syv landene med lavest HDI – skår	
	Frekvens	Prosent	Frekvens	Prosent
<u>Mors alder ved fødsel:</u>				
- 17 år	1984	3.72	1590	4.62
18 – 19 år	3829	7.18	2872	8.35
20 – 24 år	13220	24.78	8812	25.61
25 – 29 år	13938	26.12	8946	26.00
30 – 34 år	10218	19.15	6284	18.26
35 – 39 år	6844	12.83	4019	11.68
40 + år	3320	6.22	1885	5.48
<u>Fødselsorden:</u>				
1	10868	20.37	6631	19.27
2	9846	18.45	6121	17.79
3	8276	15.51	5438	15.80
4	6970	13.06	4754	13.82
5	5491	10.29	3809	11.07
6	4186	7.85	2906	8.45
7	2943	5.52	1990	5.78
8	2026	3.80	1291	3.75
9	1357	2.54	745	2.17
10 +	1390	2.61	723	2.10
<u>Foregående fødselsintervall:</u>				
- 17 mnd.	2273	5.35 (4.26)	1291	4.65 (3.75)
18 – 23 mnd.	5523	13.00 (10.35)	2984	10.74 (8.67)
24 – 29 mnd.	8586	20.21 (16.09)	5381	19.37 (15.64)
30 – 35 mnd.	7183	16.91 (13.46)	5328	19.18 (15.48)
36 – 41 mnd. (+ førstefødte)	5408 (16276)	12.73 (30.51)	4057 (10688)	14.61 (31.06)
42 – 47 mnd.	3508	8.26 (6.58)	2564	9.23 (7.45)
48 – 53 mnd.	2708	6.37 (5.08)	1819	6.55 (5.29)
54 – 59 mnd.	1738	4.09 (3.26)	1137	4.09 (3.30)
60 + mnd.	5558	13.08 (10.42)	3216	11.58 (9.35)



## 4.2 Effekter av de reproduktive variablene

I dette kapittelet vil jeg vise og diskutere de estimerte effekten av de ulike reproduktive variablene og noen kontrollvariable i følge alle tre modellene. Ettersom kategoriseringen av variabelen ”foregående fødselsintervall” er avhengig av fødselsorden (for førstefødte settes variabelen ”foregående fødselsintervall” til referansekategorien) og en relativt stor andel av barna i utvalget er førstefødte (ca. 21%), vil det alltid kontrolleres for fødselsorden når effekten av fødselsintervall estimeres. Et resultat av denne kategoriseringen er at den estimerte effekten av å være førstefødt når det kontrolleres for foregående fødselsintervall er forskjellen i sannsynligheten for å bli kortvokst, mellom førstefødte og barn født som nummer to (referansekategorien) etter et intervall på 36 til 41 måneder.

I noen av tabellene som følger er visse estimater og alle konfidensintervall utelatt, men fullstendige tabeller finnes som vedlegg.

### 4.2.1 Modell I

Tabell 8 viser effektene av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall på sannsynligheten for kortvoksthet. Kolonne 1 og 2 viser effektene av henholdsvis mors alder ved fødsel og fødselsorden, når det ikke kontrolleres for de andre reproduksjonsvariablene, og kolonne 3 viser effektene av både mors alder ved fødsel og fødselsorden når det ikke kontrolleres for foregående fødselsintervall. Kolonne 4 viser effektene av både fødselsorden og foregående fødselsintervall når det ikke kontrolleres for mors alder ved fødsel, og til slutt viser kolonne 5 effektene av alle de reproduktive variablene. I alle kolonnene er det kontrollert for barnets alder, kjønn og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og faste effekter knyttet til landet familien bor i.

Gjennomgående viser tabellen, i tråd med tidligere studier (for eksempel Finlay et al., 2011; Gibbs et al., 2012; Zabin & Kiragu, 1998; Gribble, 1993), at sannsynligheten for kortvoksthet er høyest for unge mødre (under 18 år). I følge estimatene i kolonne 1 for eksempel, oppstår kortvoksthet nesten 22% oftere hos barn født av mødre under 18 år enn hos barn født av mødre mellom 20 og 24 år. Samtidig er det tydelig at denne effekten øker når det kontrolleres for fødselsorden eller både fødselsorden og foregående fødselsintervall: prevalensen av kortvoksthet er 29% høyere hos barn født av mødre under 18 år enn av mødre i referansealder, når det kontrolleres for fødselsorden (kolonne 3), og den er 28% høyere når

det kontrolleres for både fødselsorden og foregående fødselsintervall (kolonne 5). Grunnen til at effektene øker er selvsagt at det er mindre sannsynlig at barnet har høy fødselsorden når moren er ung.

Videre viser tabellen, i likhet med tidligere studier (Forste, 1998), at sannsynligheten for kortvoksthet faller når moren alder ved fødsel øker. Denne effekten er også sterkere når det kontrolleres for de to andre reproduksjonsvariablene, hvilket støtter oppunder antakelse om at barn født av eldre mødre oftere er av høyere orden. Det vil si at estimatene i kolonne 1 ikke kun er et resultat av at det å ha en eldre mor reduserer sannsynligheten for kortvoksthet, men også at det å ha høy fødselsorden øker sannsynligheten for kortvoksthet. Swamy et al. (2012) viser i sin studie at barn født av kvinner over 39 år har signifikant lavere fødselsvekt enn barn født av kvinner mellom 35 og 39 år. I tråd med disse funnene indikerer estimatene i kolonne 5 at sannsynligheten for å kortvoksthet øker noe når moren er over 39 år ved fødsel, men dersom man flytter referanse kategorien til "35 – 39 år" viser analysen at det ikke er noen signifikant forskjell i sannsynligheten for kortvoksthet mellom barn født av kvinner mellom 35 og 39 år og barn født av kvinner over 39 år.

I kolonne 2 og 4 er det tydelig at de estimerte effektene av fødselsorden er u – formet, men få (eller ingen) av estimatene er statistisk signifikant forskjellig fra 1, bortsett fra den estimerte effekten av å være førstefødt. For eksempel oppstår kortvoksthet 5.8% oftere hos førstefødte enn hos barn som har fødselsorden to, i følge estimatene i kolonne 2. Den estimerte effekten av å være førstefødt er naturlig nok sterkere når det kontrolleres for fødselsintervall (kolonne 4), ettersom estimatet da tolkes som forskjellen mellom førstefødte og barn født som nummer to etter et intervall på mellom 36 og 41 måneder. Disse barna kan tenkes å være svært lite utsatt for kortvoksthet, tatt i betraktning at de har lav orden (men ikke er førstefødte) samtidig som de er født etter et intervall som er lengre enn det gjennomsnittlige fødselsintervallet i utvalget. Videre ser vi at den estimerte effekten av å være førstefødt ikke lenger er signifikant når det kontrolleres for både mors alder ved fødsel og foregående fødselsintervall (kolonne 5). Dette kan indikere at det i hovedsak er det at mor er ung eller svært ung ved første fødsel som utsetter førstefødte barn for større risiko. Estimaterne i kolonne 5 viser heller ikke et klart u – formet forhold, men tyder på at de minst utsatte barna er de som fødes som nummer to. I likhet med dette har studier vist at barn nummer to i en søskenflokk veier mer ved fødsel enn barn nummer tre og fire (Swamy et al., 2012), og at barn med relativt lav orden (men ikke førstefødte) er de som er minst utsatt for kortvoksthet i afrikanske samfunn (Jayachandran & Pande, 2015; Sommerfelt & Stewart, 1994)

Effektene av lengden på foregående fødselsintervall er til en viss grad som forventet. I likhet med andre studier (Rutstein, 2005; Dewey & Cohen, 2007; Rutstein, 2008) viser estimatene at sannsynligheten for kortvoksthet faller med lengden av det foregående intervallet. For eksempel viser estimatene i kolonne 4 at barn som fødes mindre enn 18 måneder etter mors forrige fødsel, har 29.7% større sannsynlighet for å bli kortvokste enn de som fødes mellom 36 og 41 måneder etter forrige fødsel. Det er tydelig at effektene er noe svakere når det kontrolleres for mors alder ved fødsel og fødselsorden (kolonne 5) enn når det kun kontrolleres for fødselsorden (kolonne 4). I følge estimatene i tabellen er barn født over 59 måneder etter morens forrige fødsel de som har aller minst sannsynlighet for å bli kortvokste, hvilket kan være litt overraskende. Conde-Agudelo et al. (2006) og Gribble (1993) finner nemlig at risikoen for prematur fødsel, lav fødselsvekt og/eller at barnet er mindre enn normalt på et gitt tidspunkt i svangerskapet øker signifikant dersom det er mer enn fem år (60 måneder) siden morens forrige fødsel. Samtidig finner Rutstein (2005) at barn som er født mer enn fem år etter morens forrige fødsel, har 43% lavere sannsynlighet for å bli kortvokste enn barn som er født under 18 måneder etter morens forrige fødsel. Denne forskjellen kan indikere at reduksjonen i søskenrivalisering og/eller smittefare som følge av et svært langt intervall spiller en større rolle enn de biologiske mekanismene som medfører at det intrauterine miljøet svekkes dersom det er svært lenge siden forrige fødsel.

Effekten av kontrollvariablene er som forventet og i tråd med tidligere studier (for eksempel Rahman & Chowdhury, 2007; Fotso & Kuate-Defo, 2005; Finlay et al., 2011). Sannsynligheten for kortvoksthet øker etter fylte ett år (ikke vist), faller med fødselsår og graden av utdanning hos både mor, hennes ektemann og i nærmiljøet, og er lavere jo høyere levestandard husholdningen har. I følge estimatene oppstår også kortvoksthet signifikant sjeldnere blant jenter enn blant gutter i utvalget, hvilket stemmer godt overens med Svedbergs (1988) funn av et signifikant "anti-male" bias når det gjelder kortvoksthet blant barn under fem år i Afrika sør for Sahara. Det som kan virke overraskende er at det ikke er noen signifikant forskjell i sannsynligheten for kortvoksthet mellom barn i urbane og rurale strøk. Men dette er nok fordi effekten av å bo i urbane områder kun fungerer gjennom utdanning og velstand, ettersom det ofte er tilfellet at det er mer utdanning og velstand i byene. Med andre ord har ikke lenger bosted noen signifikant effekt når det kontrolleres for både utdanningsnivå og indeksen for levestandard.

Tabell 8: Effekter (oddsrater) av mors alder ved fødsel, fødselsorden, foregående fødselsintervall og noen kontrollvariable i følge modell Ia

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Kontrollvariable</b>					
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.854***	0.854***	0.854***	0.853***	0.853***
Fødselsår	0.891***	0.897***	0.887***	0.896***	0.888***
Mors utdannelse:					
0 – 3 år (ref.)	1	1	1	1	1
4 – 6 år	0.948***	0.963**	0.952***	0.958**	0.951***
7 – 9 år	0.866***	0.888***	0.880***	0.884***	0.879***
10 + år	0.676***	0.679***	0.708***	0.673***	0.695***
Urban? (ja=1, nei=0)	0.972	0.976	0.976	0.981	0.981
Husholdningens levestandard	0.989***	0.988***	0.989***	0.989***	0.989***
Gj.snittlig utdannelse	0.886***	0.882***	0.888***	0.885***	0.889***
Ektemannens utdannelse	0.986***	0.987***	0.987***	0.987***	0.987***
Mors alder ved fødsel:					
- 17 år	1.218***		1.290***		1.280***
18 – 19 år	1.098***		1.148***		1.130***
20 – 24 år (ref.)	1		1		1
25 – 29 år	0.930***		0.867***		0.908***
30 – 34 år	0.901***		0.798***		0.873***
35 – 39 år	0.887***		0.749***		0.856***
40 + år	0.898***		0.724***		0.866***
Fødselsorden:					
1		1.058***	0.959**	1.104***	1.016
2 (ref.)		1	1	1	1
3		0.995	1.067***	1.002	1.052**
4		1.020	1.157***	1.031	1.120***
5		0.974	1.153***	0.982	1.092***
6		0.973	1.193***	0.982	1.108***
7		0.938**	1.182***	0.947*	1.079**
8		0.996	1.281***	1.003	1.150***
9		1.060	1.385***	1.061	1.220***
10 +		1.042	1.387***	1.036	1.194***
Foregående fødselsintervall:					
- 17 mnd.				1.297***	1.267***
18 – 23 mnd.				1.297***	1.275***
24 – 29 mnd.				1.128***	1.114***
30 – 35 mnd.				1.077***	1.071***
36 – 41 mnd. (ref.)				1	1
42 – 47 mnd.				0.963	0.967
48 – 53 mnd.				0.853***	0.860***

54 – 59 mnd.	0.886***	0.898***
60 + mnd.	0.805***	0.828***

Notater: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder (12-måneders kategorier), om mor er gift, gjennomsnittlig levestandard i nærområdet og dummyvariable for land

<sup>b</sup> I nærområdet

<sup>c</sup> Settes til null dersom mor er ugift

<sup>d</sup> Foregående fødselsintervall settes til 36 – 41 mnd. dersom barnet er førstefødt

Tabell 9 viser effektene på sannsynligheten for å bli kortvokst, av variabelen som kombinerer mors alder ved fødsel og fødselsorden. Som tidligere forklart er denne variabelen kategorisert slik at det tas hensyn til at det er en positiv korrelasjon mellom mors alder ved fødsel og fødselsorden. Jeg har altså, på bakgrunn av tabell 3, valgt å kun vurdere aldersgruppene under 18, 18-19, 20-24 og over 24 år for førstefødte. På samme måte er kun aldersgruppene under 35, 35-39 og over 39 år vurdert for barn med ni eller flere eldre søsken. Det vil si at for eksempel estimatet som vises i kolonne to (mors alder ved fødsel: 18-19 år) og rad to (fødselsorden: 2) er den estimerte effekten på sannsynligheten for kortvoksthet av å bli født som nummer to av en mor som er under 20 år, mens estimatet som vises i kolonne 4 (mors alder ved fødsel: 25-29 år) og rad én (fødselsorden: 1) er den estimerte effekten av å bli født som nummer én av en mor som er over 24 ved fødselen.

Selv om kun noen estimater er signifikante, er det helt tydelig at prevalensen av kortvoksthet er størst hos førstefødte med svært unge mødre. For eksempel oppstår kortvoksthet over 31% oftere hos førstefødte med mødre under 18 år enn hos barn som fødes som nummer to av mødre mellom 20 og 24 år. Dette stemmer godt overens med tidligere studier, hvor det er blitt vist at førstefødte med en mor under 18 har signifikant større risiko for prematur fødsel og/eller lav fødselsvekt enn førstefødte med en mor over 18 år (Kozuki, et al., 2013) og at risikoen for kortvoksthet er signifikant større for førstefødte dersom mor er under 18 år enn dersom hun er mellom 27 og 29 år ved fødselen (Finlay et al., 2011). Videre ser vi at prevalensen av kortvoksthet hos førstefødte, og hos flesteparten av barna av høyere orden, faller når mors alder ved fødsel øker. Estimaten i tabellen tyder på at økningen i risikoen for kortvoksthet som et resultat av at moren er eldre (over 34 år), i hovedsak oppstår dersom fødselsorden også er høy. For eksempel er sannsynligheten for kortvoksthet 11.6% lavere hos barn som fødes av en mor mellom 35 og 39 år, og er nummer seks i søskenflokk, enn hos referansegruppen, mens sannsynligheten er nesten 11% høyere enn for referansegruppen for barn født som nummer ni, av mødre i samme aldersgruppe (35 til 39 år). Swamy et al. (2012) finner, i motsetning til disse estimatene, at fødselsvekten øker med

orden først og fremst dersom moren er over 34 år ved fødselen. Denne forskjellen kan altså indikere at det ikke er de biologiske mekanismene knyttet til det intrauterine miljøet som gjør at barn av høy orden med en relativt gammel mor oftere er kortvokste, men det faktum at morens overskudd av for eksempel tid og energi avtar med både alder og antall barn i søskenflokk.

Tabell 9: Effekter (oddsrater) av variabelen som kombinerer mors alder ved fødsel og fødselsorden, i følge modell Ib

Fødselsorden	Mors alder ved fødsel <sup>a</sup>						
	- 17 år	18 – 19 år	20 – 24 år	25 – 29 år	30 – 34 år	35 – 39 år	40 + år
1	1.313***	1.168***	1.025	0.859***			
2		1.086**	1 <sup>b</sup>	0.946*	0.893**		
3			1.055*	0.956	0.929*	0.956	
4			1.140***	1.017	0.942	1.037	
5			1.197**	0.987	0.929**	0.971	
6				1.014	1.001	0.884***	1.011
7					0.994	0.937	0.883*
8					0.989	0.949	0.993
9					1.260	1.109*	0.970
10 +					0.899	1.007	1.033

Notater: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: foregående fødselsintervall, barnets kjønn, alder og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land.

<sup>b</sup> Referansegruppe: fødselsorden = 2 og mors alder ved fødsel mellom 20 og 24 år

Estimatene i tabell 10 og grafene i figur 4 – 6 viser hvordan effektene av reproduksjonsvariablene i de syv landene med høyest HDI – skår skiller seg fra de estimerte effektene i de syv landene med lavest HDI – skår. For å kunne sammenligne med de estimerte effektene der alle landene i utvalget er med i analysen er kolonne 5 fra tabell 8 inkludert. Som i de andre tabellene kontrolleres det for barnets alder, kjønn og fødselsår, utdannelsesnivået til moren, hennes ektemann og i nærmiljøet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærmiljøet, om moren er gift og faste effekter knyttet til landet familien bor i, også her.

For de syv landene med lavest HDI – skår oppstår kortvoksthet over 30% oftere hos barn født av jenter under 18 år enn hos referansegruppen, mens denne forskjellen kun er på rett under 22% i de landene med høyest HDI – skår. Samtidig er det tydelig at de estimerte oddsratioene ligger innenfor hverandres 95% konfidensintervall, slik at vi ikke kan hevde at

forskjellen mellom dem er signifikant forskjellig fra null på et 5% signifikant nivå. I motsetning til mine resultater finner Finlay et al. (2011) i sin analyse av to utvalg (et hvor husholdningen har høy sosioøkonomisk status, og et der husholdningen har lav sosioøkonomisk status) at sannsynligheten for kortvoksthet er større for barn født av unge mødre (under 18 år) med høy sosioøkonomisk status enn for barn født av unge mødre med lav sosioøkonomisk status, men heller ikke denne forskjellen er signifikant. Det faktum at det ikke er en signifikant forskjell, kan indikere at de modifierende effektene av høy sosioøkonomisk status på effekten av at mor er svært ung er relativt svake.

Videre ser vi at risikoen for kortvoksthet faller mer jo eldre mor er ved fødsel i gruppen med høyest HDI – skår enn i gruppen med lavest HDI – skår, hvilket stemmer godt overens med tidligere funn (Finlay et al., 2011). Dette kan for eksempel indikere at de positive effektene knyttet til å ha en noe eldre mor, som at hun har mer livserfaring og kunnskap, er sterkere i de landene i utvalget med høyest HDI – skår enn i de landene med lavest HDI – skår. Ettersom gjennomsnittlig utdannelsesnivå er høyere i landene med høyest HDI – skår, kan det være naturlig å tenke seg at kvinner i disse landene har et større kunnskapsmessig utbytte av de erfaringene de får i løpet av livet, enn kvinner i landene med lavest HDI – skår. En annen mulig forklaring er at kvinner i fattigere land tidligere blir ”gamle” i den forstand at deres helse svekkes på et tidligere stadium enn helsen til tilsvarende kvinner i rikere land, altså det som tidligere er forklart som ”The Weathering Hypothesis”.

Tabellen viser videre at nesten ingen av de estimerte effektene av fødselsorden er signifikant forskjellig fra null på et 5% – nivå når utvalget består av landene med lavest HDI – skår, men at brorparten av estimatene er signifikante når utvalget består av de landene med høyest HDI – skår. I likhet med den analysen som er basert på alle landene, viser estimatene at sannsynligheten for kortvoksthet er signifikant minst for barn som fødes som nummer to, og øker etterhvert som fødselsorden øker. Samtidig ser vi at de estimerte effektene av fødselsorden er mer ekstreme i de landene med høyest HDI – skår enn når alle landene brukes som utvalgt. For eksempel er sannsynligheten for å bli kortvokst 27% høyere for barn nummer åtte enn for barn nummer to, alt annet likt, når utvalget består av gruppen med høyest HDI – skår. Denne forskjellen er kun på 15% når utvalget består av alle landene. På mange måter kan dette være litt overraskende. For det første ville det vært naturlig at barn av høy orden født i samfunn med generelt høyere utdannings- og inntektsnivå var mindre utsatt for kortvoksthet, ettersom søskenrivaliseringen er mindre dersom familien har flere ressurser. For det andre ville det vært naturlig å tenke seg at de biologiske aspektene knyttet til høy orden var mindre viktige i samfunn med relativt mer utdanning og inntekt, ettersom man

skulle tro at flere kvinner i disse områdene benyttet seg av helsetjenester om det opplevdes som nødvendig. Men på den andre siden kan det tenkes at færre barn nyter godt av å ha eldre søsken i områder der forventet utdanningslengde er lengre, ettersom det da tar lengre tid før disse barna kan bidra økonomisk og praktisk til familien. Disse overraskende estimatene kan også være et resultat av seleksjon, som innebærer at det er en spesiell gruppe kvinner som får mange barn i land med høy HDI – skår. I så tilfelle er det noen karakteristikk ved denne gruppen av kvinner som gjør at barna deres er mer utsatt for kortvoksthet, som det ikke kontrolleres for i analysen. Estimaterne fra analysen der gruppen av land med lavest HDI – skår er brukt som utvalg tyder på at de effektene som medfører større prevalens av kortvoksthet hos barn av høy orden, først gjør seg tydelig når orden overstiger ni.

Når det gjelder effektene av foregående fødselsintervall, er det tydelig at den økte risikoen knyttet til å ha et intervall på mellom 18 og 23 måneder er signifikant størst i gruppen med lavest HDI – skår. Den dempende effekten av intervaller over 59 måneder er også størst i denne gruppen, men her er forskjellene mellom gruppene mindre. For de resterende estimatene er det tydelig at forskjellen mellom de tre analysene er mindre og at mange av konfidensintervallene overlapper hverandre. Dette kan indikere at de biologiske faktorene knyttet til fødselsintervall i liten grad modifiseres av sosioøkonomiske faktorer.

Effektene av kontrollvariablene er til en viss grad som forventet. For det første ser vi at prevalensen av kortvoksthet er større for gutter og mindre jo mer utdanning mor har, i alle utvalgene. Den dempende effekten av mors utdanning er sterkest i gruppen av land med lavest HDI – skår, mens den dempende effekten av utdannelsesnivå i nærområdet er sterkest i gruppen av land med høyest HDI – skår. Det som er litt overraskende, er at prevalensen av kortvoksthet er signifikant større i urbane områder enn i rurale områder i de syv landene med høyest HDI – skår. Dette kan være et resultat av at det er mer migrasjon til storbyene i land der mulighetene i byene oppleves som store, samtidig som det er vanskelig å få jobb i storbyene slik at en del husholdninger som flytter fra rurale til urbane områder ender opp med å måtte bo i slummen (Parnwell, 1993). Tidligere studier har vist at barn som bor i urbane områder har signifikant større risiko for å bli kortvokste dersom foreldrene (og eventuelt dem selv) er innflyttere (har flyttet fra rurale til urbane områder) (Reyes, et al., 2004).



Tabell 10: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, fødselsorden, foregående fødselsintervall og noen kontrollvariable for tre utvalg, i følge modell Ia

Variable	Alle land		De syv landene med høyest HDI – skår		De syv landene med lavest HDI – skår	
	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI
<u>Kontrollvariable <sup>a</sup></u>						
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.853***	(0.834-0.873)	0.870***	(0.836-0.905)	0.860***	(0.820-0.901)
Fødselsår	0.888***	(0.863-0.914)	0.897***	(0.857-0.939)	0.928**	(0.876-0.984)
Mors utdanningse:						
0 – 3 år (ref.)	1		1		1	
4 – 6 år	0.951***	(0.918-0.985)	0.986	(0.928-1.048)	0.943	(0.874-1.018)
7 – 9 år	0.879***	(0.842-0.917)	0.930**	(0.872-0.993)	0.773***	(0.691-0.865)
10 + år	0.695***	(0.656-0.737)	0.779***	(0.713-0.852)	0.621***	(0.523-0.738)
Urban? (ja=1, nei=0)	0.981	(0.947-1.016)	1.171***	(1.100-1.246)	0.911**	(0.839-0.990)
Husholdningens levestandard	0.989***	(0.987-0.991)	0.972***	(0.967-0.977)	0.997***	(0.995-0.998)
Gj.snittlig utdanningse <sup>b</sup>	0.889***	(0.882-0.895)	0.872***	(0.861-0.884)	0.891***	(0.872-0.910)
Ektemannens utdanningse <sup>c</sup>	0.987***	(0.984-0.991)	0.999	(0.993-1.005)	0.977***	(0.968-0.985)
<u>Mors alder ved fødsel:</u>						
- 17 år	1.280***	(1.200-1.367)	1.217***	(1.087-1.361)	1.304***	(1.151-1.479)
18 – 19 år	1.130***	(1.075-1.187)	1.104**	(1.013-1.203)	1.122**	(1.017-1.239)
20 – 24 år (ref.)	1		1		1	
25 – 29 år	0.908***	(0.875-0.941)	0.833***	(0.781-0.887)	0.898***	(0.834-0.968)
30 – 34 år	0.873***	(0.834-0.913)	0.795***	(0.734-0.861)	0.876***	(0.798-0.961)
35 – 39 år	0.856***	(0.809-0.905)	0.761***	(0.690-0.839)	0.824***	(0.736-0.923)
40 + år	0.866***	(0.805-0.932)	0.769***	(0.678-0.872)	0.832**	(0.717-0.965)
<u>Fødselsorden:</u>						
1	1.016	(0.964-1.071)	0.998	(0.910-1.095)	1.031	(0.926-1.147)
2 (ref.)	1		1		1	
3	1.052**	(1.009-1.097)	1.045	(0.971-1.123)	1.013	(0.930-1.104)
4	1.120***	(1.069-1.172)	1.200***	(1.107-1.300)	1.050	(0.956-1.153)
5	1.092***	(1.037-1.150)	1.153***	(1.053-1.262)	1.076	(0.970-1.195)
6	1.108***	(1.045-1.174)	1.124**	(1.015-1.245)	1.039	(0.924-1.170)
7	1.079**	(1.009-1.154)	1.222***	(1.090-1.371)	1.004	(0.876-1.149)
8	1.150***	(1.064-1.242)	1.270***	(1.115-1.447)	1.097	(0.938-1.284)
9	1.220***	(1.113-1.337)	1.425***	(1.226-1.656)	0.995	(0.821-1.205)
10 +	1.194***	(1.085-1.314)	1.338***	(1.143-1.565)	1.232**	(1.010-1.503)
<u>Foregående fødselsintervall:</u>						
- 17 mnd.	1.267***	(1.188-1.350)	1.301***	(1.164-1.454)	1.253***	(1.095-1.434)
18 – 23 mnd.	1.275***	(1.212-1.341)	1.197***	(1.098-1.304)	1.356***	(1.224-1.503)
24 – 29 mnd.	1.114***	(1.064-1.166)	1.049	(0.970-1.134)	1.099**	(1.005-1.203)
30 – 35 mnd.	1.071***	(1.022-1.122)	1.045	(0.963-1.133)	1.068	(0.976-1.170)
36 – 41 mnd. (ref.) <sup>d</sup>	1		1		1	

42 – 47 mnd.	0.967	(0.914-1.024)	0.946	(0.856-1.044)	1.011	(0.904-1.129)
48 – 53 mnd.	0.860***	(0.807-0.916)	0.871**	(0.780-0.973)	0.814***	(0.716-0.925)
54 – 59 mnd.	0.898***	(0.834-0.968)	0.851**	(0.746-0.971)	0.873*	(0.750-1.017)
60 + mnd.	0.828***	(0.785-0.875)	0.829***	(0.754-0.911)	0.807***	(0.722-0.902)

Notater: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder (12-måneders kategorier), om mor er gift, gjennomsnittlig levestandard i nærområdet og dummyvariable for land

<sup>b</sup> I nærområdet

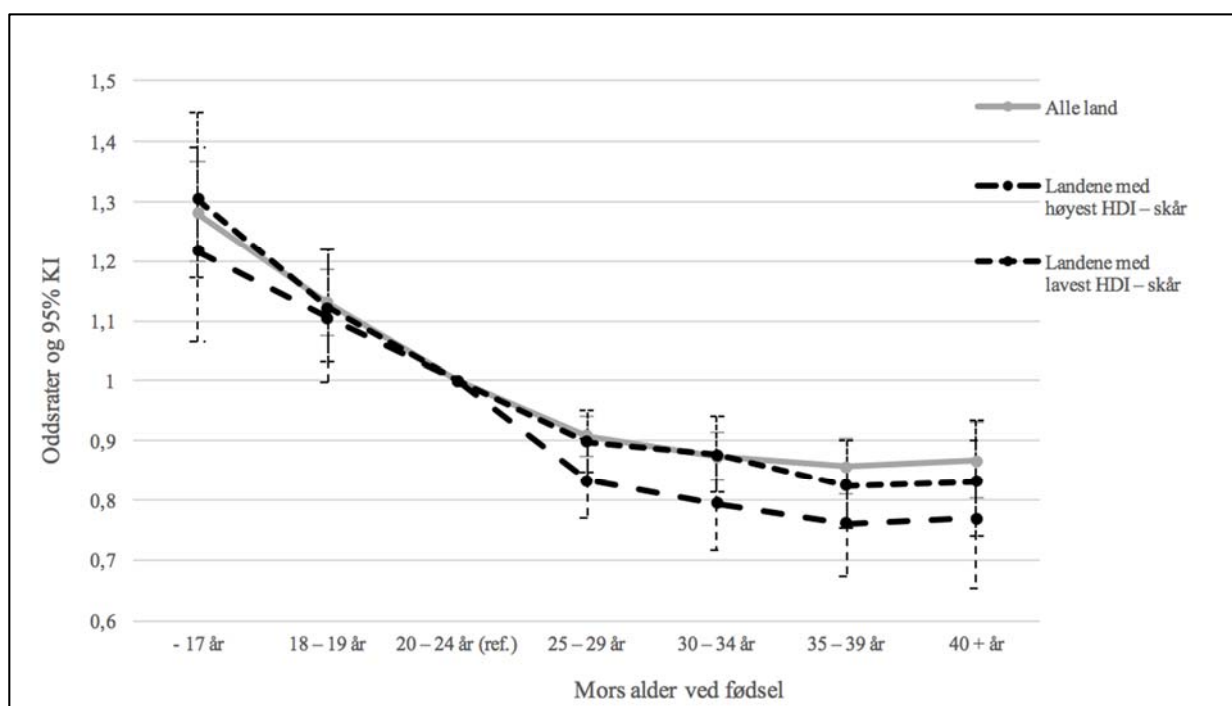
<sup>c</sup> Settes til null dersom mor er ugift

<sup>d</sup> Foregående fødselsintervall settes til 36 – 41 mnd. dersom barnet er førstefødt

Figur 4 illustrerer effektene av mors alder på sannsynligheten for kortvokstheth i følge modell Ia, for de tre utvalgene. Den grå linjen viser de estimerte effektene i følge analysen der utvalget består av alle landene, mens de stiplede linjene viser effektene i følge analysen der utvalget består av enten de syv landene med høyest HDI – skår eller de syv landene med lavest HDI – skår.

Figuren viser tydelig at risikoen for kortvokstheth assosiert med svært unge mødre er størst i gruppen med lavest HDI – skår, og at reduksjonen i risikoen assosiert med at moren er eldre ved fødsel er sterkest i gruppen med høyest HDI – skår. Samtidig er det tydelig at de fleste konfidensintervallene overlapper, slik at vi ikke kan påstå at det er en signifikant forskjell i de estimerte effektene mellom de to gruppene av land.

Figur 4: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel for tre utvalg, i følge modell Ia



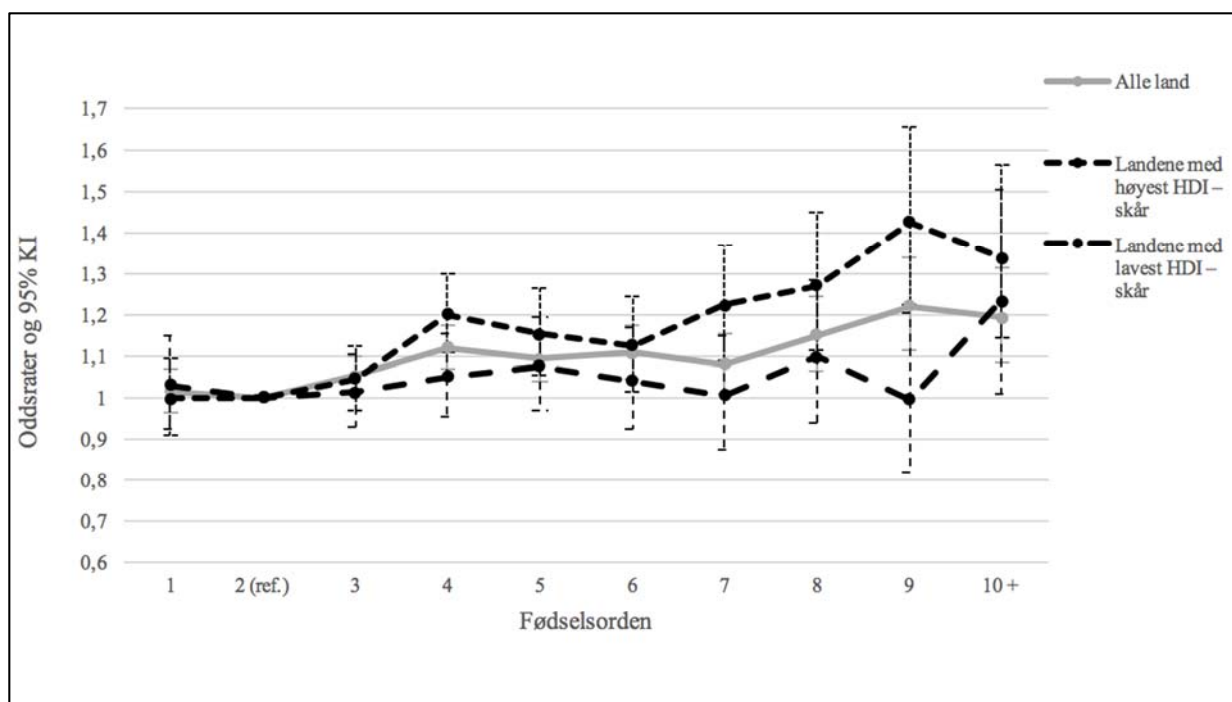
Kontrollert for: fødselsorden, foregående fødselsintervall, barnets kjønn, alder og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land.

Referansegruppe: mors alder ved fødsel mellom 20 og 24 år

Figur 5 illustrerer de estimerte effektene av fødselsorden på sannsynligheten for kortvoksthet i følge modell Ia, for de tre utvalgene. Forklaringen av linjene er som i figur 4.

Figuren viser tydelig at risikoen for kortvoksthet øker mest med fødselsorden i gruppen av land med høyest HDI – skår, samtidig som en rekke av konfidensintervallene overlapper hverandre også her. For gruppen av land med lavest HDI – skår viser figuren at de fleste konfidensintervallene inneholder én, og dermed at flesteparten av de estimerte effktene ikke er signifikante på et 5% – nivå.

Figur 5: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av fødselsorden for tre utvalg, i følge modell Ia

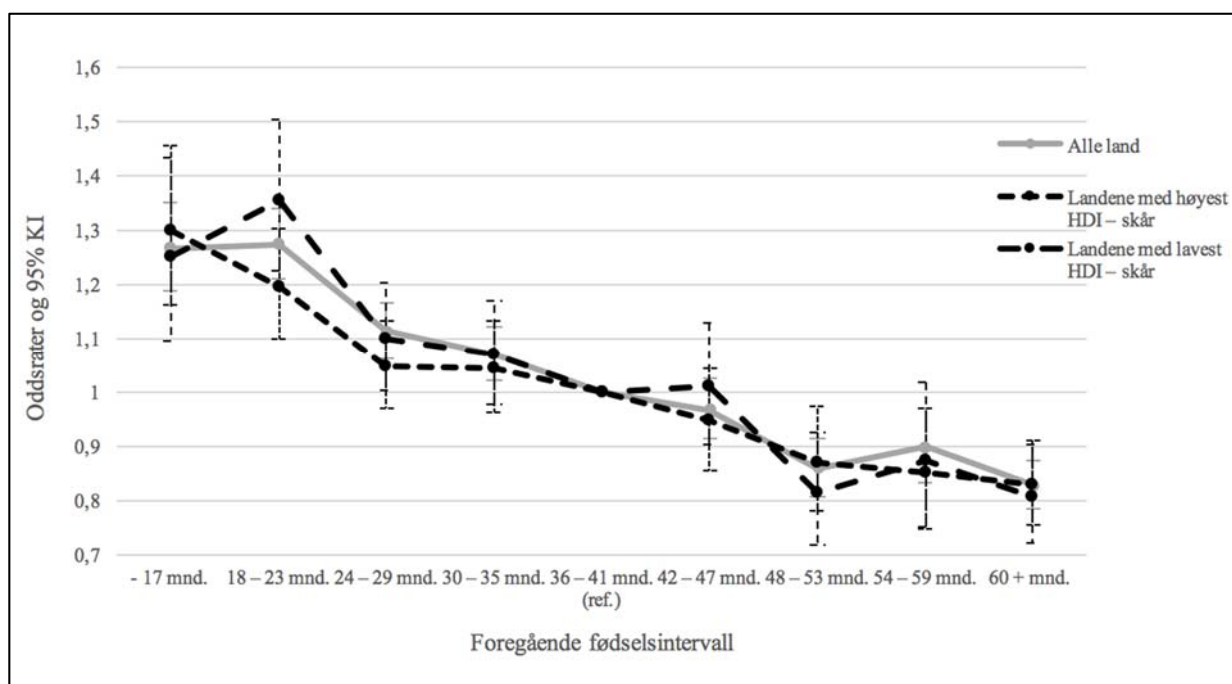


Kontrollert for: mors alder ved fødsel, foregående fødselsintervall, barnets kjønn, alder og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land.  
Referansegruppe: fødselsorden to

Figur 6 illustrerer effektene av lengden av det foregående fødselsintervallet på sannsynligheten for kortvoksthet i følge modell Ia, for de tre utvalgene. Forklaringen av linjene er som i figur 4.

Figuren viser at risikoen for kortvoksthet faller kontinuerlig med lengden av det foregående fødselsintervallet i gruppen av land med høyest HDI – skår, og at barn født mellom 18 g 23 måneder etter morens fødsel er de mest utsatte barna i gruppen av land med lavest HDI – skår. I likhet med figur 4 og 5 er det tydelig at mange av konfidensintervallene overlapper hverandre.

Figur 6: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av foregående fødselsintervall for tre utvalg, i følge modell Ia



Kontrollert for: mors alder ved fødsel, fødselsorden, barnets kjønn, alder og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land.

Referansegruppe: foregående fødselsintervall mellom 36 og 41 mnd.

Tabell 11 viser effektene av en kombinert variabel av mors alder ved fødsel og fødselsorden i analysen der de syv landene med høyest HDI – skår er brukt som utvalg. Kombinasjonene som er brukt er som i tabell 9. Ettersom gruppen av de syv landene med høyest HDI – skår kun er et underutvalg av hele utvalget, er det selvsagt færre observasjoner i hver av kategoriene. Dette gjør at vi får større standardfeil, og som vi ser av tabellen er det få av estimatene som er signifikante til og med på et 10% – nivå. Likevel tyder estimatene på at det er en signifikant større sannsynlighet for kortvoksthet dersom barnet er førstefødt og mor er under 18 år enn dersom barnet er født som nummer to av en mor mellom 20 og 24 år. Videre kan estimatene tyde på at den dempende effekten av mors alder er sterkere når barnet er av lav orden. Samtidig overlapper konfidensintervallene (vist i appendiks) til de fleste ikke – signifikante estimatene slik at vi ikke kan antyde at det er en faktisk forskjell.

Tabell 11: Effekter (oddsrater) av variabelen som kombinerer mors alder ved fødsel og fødselsorden for de syv landene med høyest HDI – skår, i følge modell Ib

Fødselsorden	Mors alder ved fødsel <sup>a</sup>						
	- 17 år	18 – 19 år	20 – 24 år	25 – 29 år	30 – 34 år	35 – 39 år	40 + år
1	1.232***	1.129**	1.030	0.722***			
2		1.058	1 <sup>b</sup>	0.907*	0.851*		
3			1.057	0.887**	0.788***	0.843	
4			1.182**	0.973	0.974	1.060	
5			1.371**	0.948	0.890*	0.929	
6				1.037	0.884**	0.828**	0.819
7					1.061	0.921	0.935
8					0.891	0.951	0.922
9					2.122*	1.155	1.014
10 +					1.397	0.926	1.053

Notater: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: foregående fødselsintervall, barnets kjønn, alder og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land.

<sup>b</sup> Referansegruppe: fødselsorden = 2 og mors alder ved fødsel mellom 20 og 24 år

Tabell 12 viser effektene av de samme kombinasjonene av mors alder ved fødsel og fødselsorden som tabell 9 og tabell 11, men her består utvalget av de syv landene med lavest HDI – skår. Igjen er det tydelig at få av estimatene er signifikant forskjellig fra null, hvilket kan være et resultat av at dette er det minste utvalget. Sammenlignet med tabell 10 ser vi at ulempen ved å både ha ung mor og være førstefødt er enda større i landene med lavest HDI – skår. Her oppstår kortvoksthet over 35% oftere hos førstefødte med en mor under 18 år enn hos barn i referansegruppen. I likhet med tabell 11 overlapper en rekke av konfidensintervallene (vist i appendiks), slik at vi ikke kan vise til signifikante forskjeller i de estimerte effektene av kombinasjonsvariabelen.

Tabell 12: Effekter (oddsrater) av variabelen som kombinerer mors alder ved fødsel og fødselsorden for de syv landene med lavest HDI – skår, i følge modell Ib

Fødselsorden	Mors alder ved fødsel <sup>a</sup>						
	- 17 år	18 – 19 år	20 – 24 år	25 – 29 år	30 – 34 år	35 – 39 år	40 + år
1	1.352***	1.204***	0.986	0.866			
2		0.996	1 <sup>b</sup>	0.922	0.818*		
3			1.029	0.865**	0.978	0.797	
4			1.072	0.938	0.871*	0.898	
5			0.867	0.978	0.900	0.980	
6				0.866	0.952	0.822**	0.878
7					0.885	0.802**	0.722**
8					1.359	0.807**	1.087
9					1.225	0.821	0.800
10 +					0.335	0.924	1.072

Notater: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: foregående fødselsintervall, barnets kjønn, alder og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land.

<sup>b</sup> Referansegruppe: fødselsorden = 2 og mors alder ved fødsel mellom 20 og 24 år

## 4.2.2 Modell II

Tabell 13 viser effekten av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall for analysene der alle landene, de syv landene med høyest HDI – skår og de syv landene med lavest HDI – skår brukes som utvalg, i følge modell II. I denne modellen kontrolleres det, som tidligere forklart, kun for variable som varierer mellom søsken, ettersom alle observerbare og uobserverbare karakteristikk tilknyttet mor allerede bli kontrollert for i en slik søskenmodell. Et eksempel på uobserverbare søsken – faste effekter kan være morens ikke – målbare ressurser.

Estimatene fra analysen der alle landene er brukt som utvalg, tyder igjen på at sannsynligheten for kortvoksthet er signifikant større dersom moren er under 20 år ved fødsel, enn dersom hun er mellom 20 og 24 år. For eksempel oppstår kortvoksthet 38% oftere hos barn født av en mor under 18 år enn hos barn der morens alder ved fødsel er i referanse kategorien. Videre viser tabellen at prevalensen av kortvoksthet er mindre dersom moren er eldre enn 24 ved fødsel, men disse estimatene er ikke signifikante. Når det gjelder de estimerte effektene av fødselsorden er det tydelig at det kun er den estimerte effekten av å være førstefødt som er signifikant på et 5% – nivå: den estimerte sannsynligheten for kortvoksthet over 35% høyere for førstefødte enn for barn med én eldre bror eller søster. På

tross av at de andre effektene av fødselsorden ikke er signifikante, er det et tydelig mønster som tilsier at sannsynligheten for kortvoksthet faller med orden. Dette er ganske overraskende, ettersom tidligere studier har vist at barn av høy orden har større risiko for kortvoksthet når det kontrolleres for faste husholdningseffekter (Horton, 1988) og når det kontrolleres for faste søskeneffekter (Jayachandran & Pande, 2015).

Alle de estimerte effektene av å ha et fødselsintervall kortere enn referanse kategorien (mellom 36 og 41 måneder) er signifikante, og tyder på prevalensen av kortvoksthet er større jo kortere det foregående intervallet er. For eksempel oppstår kortvoksthet over dobbelt så ofte hos barn født etter et intervall på mellom 18 og 23 måneder som hos et barn født etter et intervall på mellom 36 og 41 måneder. På samme måte som i tabell 8 er effekten av kontrollvariablene som forventet: sannsynligheten for kortvoksthet faller med alder og med tiden, og er større for gutter enn for jenter.

I analysen der de syv landene med høyest HDI – skår brukes som utvalg, er det få av estimatene som er signifikante, og ingen av estimatene fra analysen der de syv landene med lavest HDI – skår brukes som utvalg, er signifikante. Dette kan være et resultat av at begge utvalgene blir små når barn uten søsken under fem år ekskluderes, i tillegg til at utvalget bestående av de syv landene med lavest HDI – skår var desidert minst i utgangspunktet. Ved å sammenligne de to analysene der noen av effektene er statistisk signifikante (analysen der hele utvalget blir brukt og analysen der kun de syv landene med høyest HDI – skår blir brukt som utvalg) kan man tydelig se at den estimerte effekten av å være førstefødt er større når utvalget kun består av gruppen av land med høyest HDI – skår, enn når utvalget består av alle landene. Samtidig overlapper konfidensintervallene hverandre, så vi kan ikke antyde at det er en signifikant forskjell. Det samme gjelder for de estimerte effektene av å ha et foregående fødselsintervall på mellom 18 og 23 måneder og mellom 24 og 29 måneder. I følge tabellen er det kun den estimerte effekten av å bli født under 18 måneder etter morens forrige fødsel som er signifikant forskjellig i de to analysene.

Tabell 13: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, for tre utvalg, i følge modell II

Variable <sup>a</sup>	Alle land		De syv landene med høyest HDI – skår		De syv landene med lavest HDI – skår	
	Oddsratio	95% KI	Oddsratio	95% KI	Oddsratio	95% KI
<b>Mors alder ved fødsel:</b>						
- 17 år	1.380**	(1.073-1.774)	1.215	(0.807-1.829)	1.027	(0.612-1.723)
18 – 19 år	1.174**	(1.010-1.364)	1.042	(0.814-1.335)	1.084	(0.800-1.469)
20 – 24 år (ref.)	1		1		1	
25 – 29 år	0.931	(0.825-1.050)	0.888	(0.722-1.092)	0.969	(0.750-1.251)
30 – 34 år	0.862	(0.706-1.054)	0.753	(0.534-1.062)	1.120	(0.743-1.690)
35 – 39 år	0.789	(0.592-1.052)	0.658*	(0.406-1.065)	0.872	(0.482-1.576)
40 + år	0.738	(0.492-1.108)	0.451**	(0.229-0.885)	1.174	(0.509-2.708)
<b>Fødselsorden:</b>						
1	1.351***	(1.101-1.658)	1.591***	(1.128-2.244)	1.152	(0.750-1.770)
2 (ref.)	1		1		1	
3	0.885	(0.749-1.046)	0.836	(0.634-1.103)	1.038	(0.725-1.488)
4	0.790	(0.580-1.077)	0.770	(0.465-1.275)	1.091	(0.560-2.124)
5	0.673*	(0.430-1.055)	0.637	(0.306-1.324)	1.092	(0.414-2.876)
6	0.582*	(0.323-1.050)	0.481	(0.184-1.258)	1.214	(0.339-4.339)
7	0.528*	(0.254-1.094)	0.441	(0.135-1.444)	1.582	(0.324-7.715)
8	0.494	(0.207-1.182)	0.343	(0.083-1.413)	2.667	(0.400-17.785)
9	0.526	(0.191-1.451)	0.315	(0.061-1.626)	4.167	(0.452-38.399)
10	0.477	(0.148-1.535)	0.301	(0.045-1.996)	5.829	(0.444-76.469)
<b>Foregående fødselsintervall:</b>						
- 17 mnd.	3.237***	(2.767-3.786)	4.004***	(3.040-5.274)	2.993***	(2.147-4.171)
18 – 23 mnd.	2.100***	(1.863-2.366)	1.979***	(1.620-2.417)	2.534***	(1.977-3.248)
24 – 29 mnd.	1.524***	(1.371-1.695)	1.586***	(1.327-1.895)	1.575***	(1.272-1.951)
30 – 35 mnd.	1.187***	(1.068-1.319)	1.171*	(0.978-1.402)	1.253**	(1.017-1.545)
36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1		1		1	
42 – 47 mnd.	0.886*	(0.767-1.023)	1.014	(0.794-1.297)	0.891	(0.672-1.182)
48 – 53 mnd.	0.977	(0.814-1.173)	0.821	(0.601-1.120)	0.967	(0.666-1.404)
54 – 59 mnd.	0.949	(0.731-1.233)	0.923	(0.588-1.448)	1.041	(0.606-1.788)
60 + mnd.	0.816**	(0.666-0.999)	0.858	(0.602-1.223)	0.716	(0.471-1.089)

Notater: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder, kjønn og fødselsår.

<sup>b</sup> Foregående fødselsintervall settes til 36 – 41 mnd. om barnet er førstefødt



### 4.2.3 Sammenlikning av modell Ia og modell II

For å illustrere hvordan de estimerte effektene av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall endrer seg når vi kontrollerer for de uobserverbare effektene knyttet til mor viser tabell 14 og figur 7 – 9 de estimerte effekten i følge modell Ia og modell II (kolonne 5 i tabell 8 og kolonne 1 i tabell 13)

Først og fremst viser tabellen at de estimerte oddsratioene knyttet til mors alder ved fødsel under 20 år er større i søskenmodellen enn i modell I, mens de estimerte oddsratioene knyttet til variablene for mors alder over 29 år er lavere i søskenmodellen. Dette kan indikerer at det er noen uobserverbare søsken – faste effekter som både skaper relativt høy (lav) alder ved fødsel og høy (lav) risiko for kortvoksthet. Samtidig ser vi at ingen av disse estimatene er signifikante på et 5% – nivå i søskenmodellen. Dermed er det kun mulig å hevde at mors alder har en signifikant effekt på sannsynligheten for kortvoksthet når mor er under 18 år ved fødsel, når det kontrolleres for søsken – faste effekter.

Når det gjelder estimatene for fødselsorden, er forskjellene mellom de to modellene relativt store. For det første er risikoen for kortvoksthet signifikant større for førstefødte enn for barn med ett eldre søsken i følge søskenmodellen, hvilket ikke er tilfellet i modell Ia. For det andre oppstår kortvoksthet sjeldnere og sjeldnere jo høyere orden et barn har i følge estimatene i søskenmodellen, men disse er ikke signifikante. I modell Ia derimot er det, som tidligere nevnt, barn nummer to i en søskenflokk som er signifikant minst utsatt for kortvoksthet. Altså ser det ut som om det er noen søsken – faste effekter som medfører både stor (liten) søskenflokk og stor (liten) sannsynlighet for kortvoksthet. Disse funnene går i motsatt retning av funnene i Hortons (1988) studie, som viser at risikoen for kortvoksthet øker signifikant mer med fødselsorden når det kontrolleres, enn når det ikke kontrolleres, for faste husholdningseffekter.

Til slutt ser vi at de signifikante effektene av foregående fødselsintervall er mer ekstreme i søskenmodellen enn i modell Ia. For eksempel er den estimerte effekten på sannsynligheten for kortvoksthet av å ha et svært kort fødselsintervall (under 18 måneder) signifikant større i søskenmodellen enn i modell Ia. På samme måte er den estimerte oddsraten av å ha et svært langt fødselsintervall (over 59 måneder) mindre i søskenmodellene enn i modell Ia, men ettersom konfidensintervallene her overlapper kan vi ikke antyde at denne forskjellen er signifikant forskjellig fra null.

Tabell 14: Sammenlikning av effektene (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall i følge modell Ia og modell II

Variable	Modell Ia <sup>a</sup>		Modell II <sup>b</sup>	
	Oddsratio	95% KI	Oddsratio	95% KI
<u>Mors alder ved fødsel:</u>				
- 17 år	1.280***	(1.200-1.367)	1.380**	(1.073-1.774)
18 – 19 år	1.130***	(1.075-1.187)	1.174**	(1.010-1.364)
20 – 24 år (ref.)	1		1	
25 – 29 år	0.908***	(0.875-0.941)	0.931	(0.825-1.050)
30 – 34 år	0.873***	(0.834-0.913)	0.862	(0.706-1.054)
35 – 39 år	0.856***	(0.809-0.905)	0.789	(0.592-1.052)
40 + år	0.866***	(0.805-0.932)	0.738	(0.492-1.108)
<u>Fødselsorden:</u>				
1	1.016	(0.964-1.071)	1.351***	(1.101-1.658)
2 (ref.)	1		1	
3	1.052**	(1.009-1.097)	0.885	(0.749-1.046)
4	1.120***	(1.069-1.172)	0.790	(0.580-1.077)
5	1.092***	(1.037-1.150)	0.673*	(0.430-1.055)
6	1.108***	(1.045-1.174)	0.582*	(0.323-1.050)
7	1.079**	(1.009-1.154)	0.528*	(0.254-1.094)
8	1.150***	(1.064-1.242)	0.494	(0.207-1.182)
9	1.220***	(1.113-1.337)	0.526	(0.191-1.451)
10	1.194***	(1.085-1.314)	0.477	(0.148-1.535)
<u>Foregående fødselsintervall:</u>				
- 17 mnd.	1.267***	(1.188-1.350)	3.237***	(2.767-3.786)
18 – 23 mnd.	1.275***	(1.212-1.341)	2.100***	(1.863-2.366)
24 – 29 mnd.	1.114***	(1.064-1.166)	1.524***	(1.371-1.695)
30 – 35 mnd.	1.071***	(1.022-1.122)	1.187***	(1.068-1.319)
36 – 41 mnd. (ref.) <sup>c</sup>	1		1	
42 – 47 mnd.	0.967	(0.914-1.024)	0.886*	(0.767-1.023)
48 – 53 mnd.	0.860***	(0.807-0.916)	0.977	(0.814-1.173)
54 – 59 mnd.	0.898***	(0.834-0.968)	0.949	(0.731-1.233)
60 + mnd.	0.828***	(0.785-0.875)	0.816**	(0.666-0.999)

Notater: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder, utdanningsnivået til mor, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land

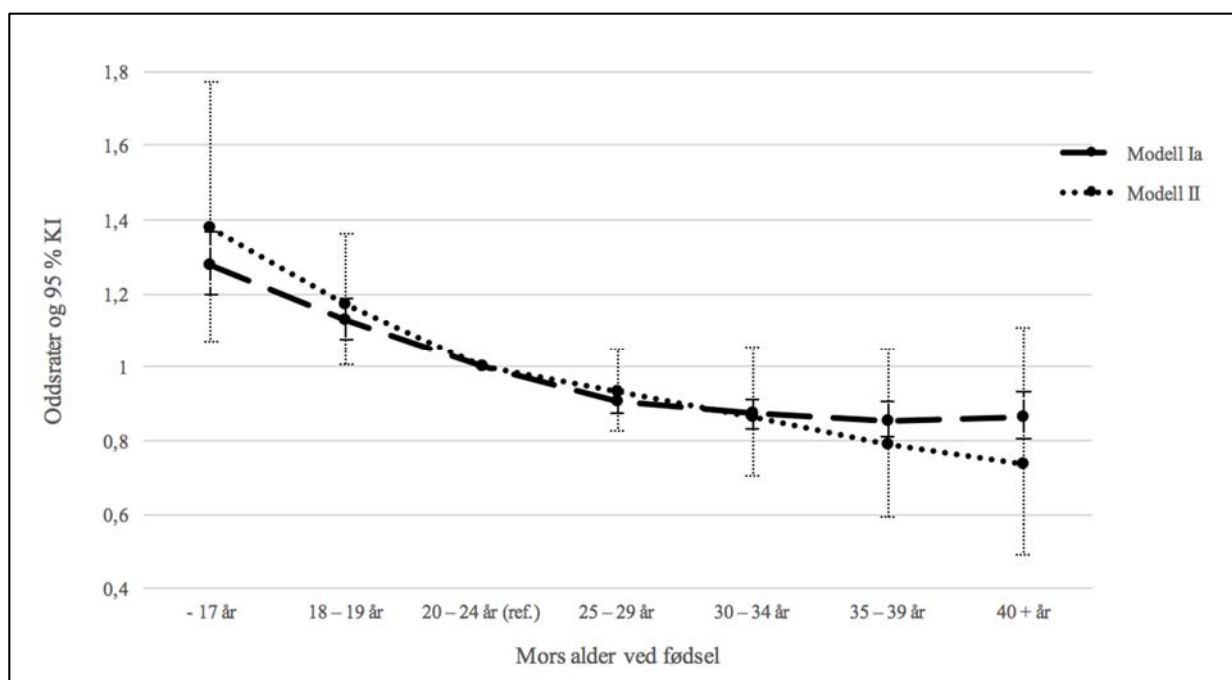
<sup>b</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder, kjønn og fødselsår

<sup>c</sup> Foregående fødselsintervall settes til 36 – 41 mnd. om barnet er førstefødt

Figur 7 illustrerer effekten av mors alder ved fødsel, i følge modell Ia og modell II. Den prikkete linjen viser de estimerte effektene i følge modell II, mens den andre linjen viser de estimerte effektene av modell Ia.

Figuren viser at sannsynligheten for kortvoksthet faller mer med mors alder i søskenmodellen enn i modell Ia, og at risikoen assosiert med svært unge mødre er større når det kontrolleres for faste søskeneffekter. Samtidig er det tydelig at konfidensintervallene er større, og dermed at færre av estimatene er signifikante, i søskenmodellen.

Figur 7: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, i følge modell Ia og modell II

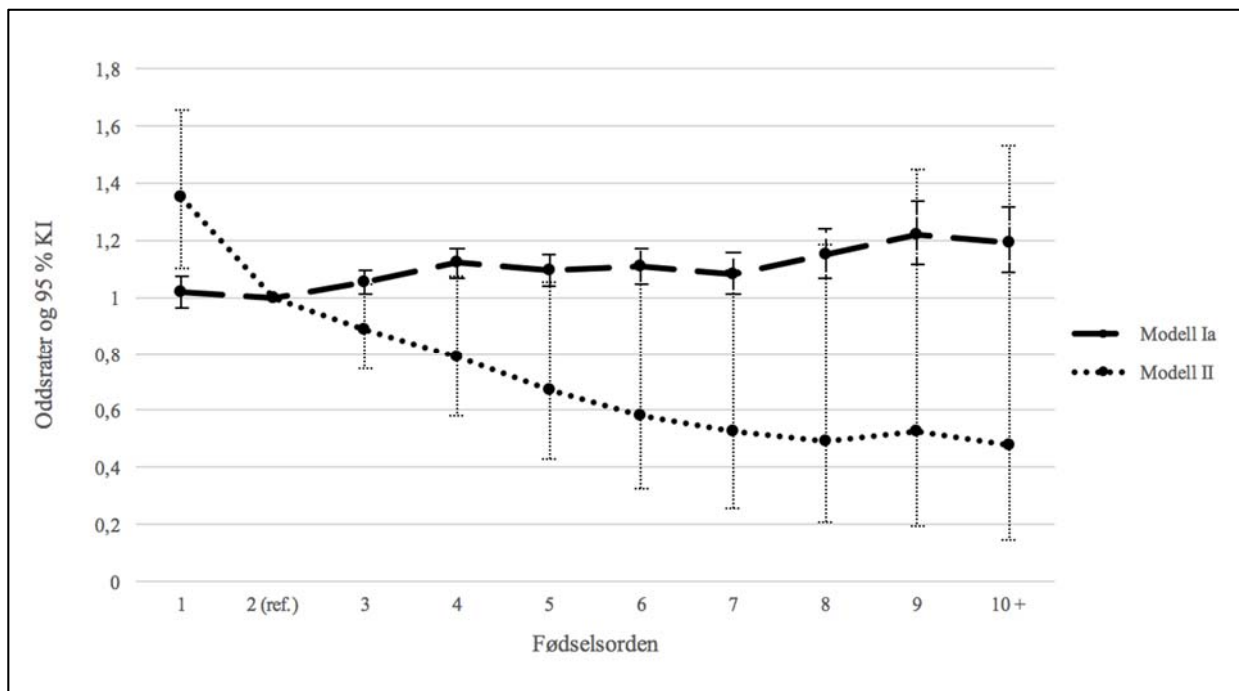


Kontrollert for i modell Ia: fødselsorden, foregående fødselsintervall, barnets kjønn, alder og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land.  
Kontrollert for i modell II: fødselsorden, foregående fødselsintervall og barnets alder, kjønn og fødselsår  
Referanse gruppe: mors alder mellom 20 og 24 år

Figur 8 viser effektene av fødselsorden, i følge modell Ia og modell II. Forklaringen av linjene er som i figur 7.

Figuren viser tydelig den store forskjellen i de estimerte effektene av fødselsorden mellom de to modellene. Barn nummer to i en søskenflokk er signifikant minst utsatt for kortvoksthet i følge modell Ia, mens risikoen for kortvoksthet faller med fødselsorden når det kontrolleres for faste søskeneffekter. Igjen er det tydelig at konfidensintervallene er større i søskenmodellen enn i modell Ia.

Figur 8: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av fødselsorden, i følge modell Ia og modell II

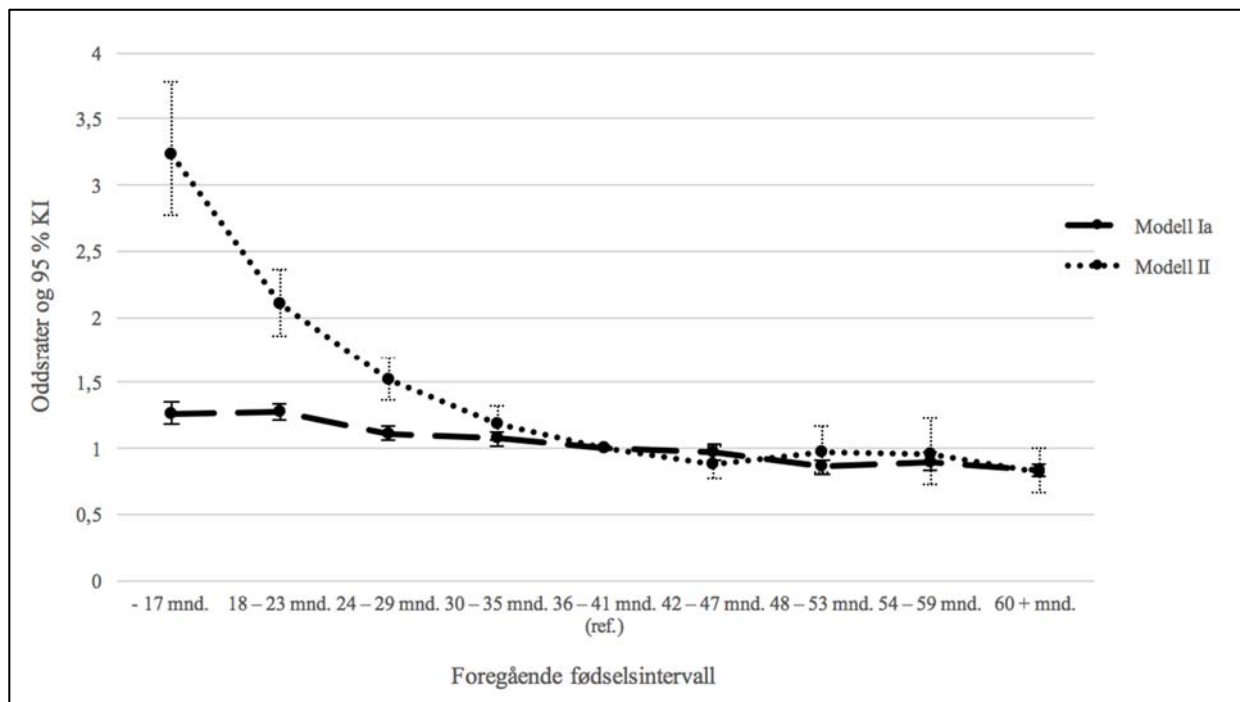


Kontrollert for i modell Ia: mors alder ved fødsel, foregående fødselsintervall, barnets kjønn, alder og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land.  
 Kontrollert for i modell II: fødselsorden, foregående fødselsintervall og barnets alder, kjønn og fødselsår  
 Referanse gruppe: fødselsorden to

Figur 9 viser effektene av lengden av det foregående fødselsintervallet, i følgemodell Ia og modell II. Forklaringen av linjene er som i figur 7.

Figuren viser at effektene av lengden av det foregående fødselsintervallet er mer ekstreme i søskenmodellen enn i modell Ia. Spesielt gjelder dette for den estimerte effekten av å ha korte fødselsintervaller (under 30 måneder). I likhet med figur 7 og 8 er det tydelig at konfidensintervallene er større når det kontrolleres for faste søskeneffekter.

Figur 9: Effekter (oddsrater og konfidensintervall) av foregående fødselsintervall, i følge modell Ia og modell II



Kontrollert for i modell Ia: mors alder ved fødsel, fødselsorden, barnets kjønn, alder og fødselsår, utdanningsnivået til moren, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land.

Kontrollert for i modell II: fødselsorden, foregående fødselsintervall og barnets alder, kjønn og fødselsår

Referanse gruppe: foregående fødselsintervall mellom 36 og 41 mnd.

#### 4.2.4 Kategorisering

I modell Ia utgjør, som tidligere nevnt, kontrollen for fødselsår liten forskjell i de estimerte effektene av reproduksjonsvariablene. I søskenmodellen derimot, er det viktig å kontrollere for fødselsår, ettersom fødselsorden, mors alder ved fødsel og fødselsår henger tett sammen. For eksempel vil barn nummer fire i en søskenflokk både være født på et senere tidspunkt (høyere fødselsår) og av en eldre mor enn barn nummer tre. Samtidig er mors alder ved fødsel grovere kategorisert enn fødselsorden, slik at en kvinne potensielt kan føde flere barn innenfor hver kategori.

Tabell 15 viser at det er særlig effekten av fødselsorden som endres når det kontrolleres for fødselsår.

Tabell 15: Estimerte effekter (oddsrater og konfidensintervall) av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall når det ikke kontrolleres og kontrolleres for fødselsår, i følge modell II

Variable	Ikke kontrollert for fødselsår		Kontrollert for fødselsår	
	Oddsratio	95% KI	Oddsratio	95% KI
<b>Kontrollvariable <sup>a</sup></b>				
Fødselsår			0.799***	(0.738-0.864)
<b>Mors alder ved fødsel:</b>				
- 17 år	1.336**	(1.040-1.716)	1.380**	(1.073-1.774)
18 – 19 år	1.151*	(0.991-1.338)	1.174**	(1.010-1.364)
20 – 24 år (ref.)	1		1	
25 – 29 år	0.936	(0.830-1.057)	0.931	(0.825-1.050)
30 – 34 år	0.864	(0.708-1.056)	0.862	(0.706-1.054)
35 – 39 år	0.783*	(0.588-1.044)	0.789	(0.592-1.052)
40 + år	0.714	(0.476-1.072)	0.738	(0.492-1.108)
<b>Fødselsorden:</b>				
1	1.586***	(1.303-1.930)	1.351***	(1.101-1.658)
2 (ref.)	1		1	
3	0.772***	(0.658-0.906)	0.885	(0.749-1.046)
4	0.606***	(0.451-0.813)	0.790	(0.580-1.077)
5	0.454***	(0.296-0.697)	0.673*	(0.430-1.055)
6	0.346***	(0.198-0.607)	0.582*	(0.323-1.050)
7	0.276***	(0.138-0.552)	0.528*	(0.254-1.094)
8	0.230***	(0.100-0.525)	0.494	(0.207-1.182)
9	0.219***	(0.083-0.576)	0.526	(0.191-1.451)
10	0.174***	(0.057-0.531)	0.477	(0.148-1.535)
<b>Foregående fødselsintervall:</b>				
- 17 mnd.	3.422***	(2.929-3.998)	3.237***	(2.767-3.786)
18 – 23 mnd.	2.183***	(1.938-2.458)	2.100***	(1.863-2.366)
24 – 29 mnd.	1.573***	(1.416-1.748)	1.524***	(1.371-1.695)
30 – 35 mnd.	1.202***	(1.082-1.336)	1.187***	(1.068-1.319)
36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1		1	
42 – 47 mnd.	0.875*	(0.758-1.010)	0.886*	(0.767-1.023)
48 – 53 mnd.	0.965	(0.805-1.156)	0.977	(0.814-1.173)
54 – 59 mnd.	0.945	(0.730-1.225)	0.949	(0.731-1.233)
60 + mnd.	0.831*	(0.679-1.018)	0.816*	(0.666-0.999)

Notater: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder (12-måneders kategorier) og kjønn

<sup>b</sup> Foregående fødselsintervall settes til 36 – 41 mnd. om barnet er førstefødt

Det er også naturlig å tenke seg at både de estimerte effektene av fødselsorden og fødselsår avhenger av kategoriseringen av orden. Dette er fordi disse to variablene ikke bare er korrelert, men henger veldig sterkt sammen, slik at separering av effekter kunne bli vanskelig: når tvillinger er utelatt, slik som her, vil fødselsorden alltid være ulik mellom søsken, og det vil aldri være noen variasjon i fødselsår uten at det også er variasjons i fødselsorden. Så langt i oppgaven har de ulike analysene brukt en kategorisk variabel for orden, der hver fødselsorden er en kategori (sett bort ifra at fødselsorden over ni er slått sammen). For å studere hvordan effektene av fødselsorden i søskenmodellen avhenger av kategoriseringen viser tabell 16 de estimerte effektene av reproduksjonsvariablene og fødselsår for to analyser der orden kategoriseres fint (som tidligere) og der orden kategoriseres noe grovere.

Tabellen viser tydelig hvordan effekten av fødselsår er sterkere når kategoriseringen er grov, hvilket er som forventet ettersom noe av effektene av orden da fanges opp i tidseffektene. Det vil si at for eksempel forskjellen i sannsynligheten for å bli kortvokst mellom barn nummer fire og fem i en søskenflokk ikke fanges opp av forskjellen i fødselsorden, ettersom orden fire og fem ligger i samme kategori, men av forskjellen i fødselsår. I likhet med dette er også de estimerte effektene av mors alder noe sterkere når fødselsorden er grovere kategorisert, hvilket kan tyde på at også denne variabelen fanger opp noe av effektene av fødselsorden som ikke fanges opp av variabelen "fødselsorden" når kategoriseringen er grov.

De estimerte effekten av fødselsorden er selvsagt svakere når kategoriseringen er grovere, ettersom kategoriene er bredere samtidig som referansekategorien strekker seg over et lengre intervall (barn født som nummer to og barn født som nummer tre). Likevel ser vi at risikoen for kortvoksthet faller med orden også her. Til slutt viser tabellen at de estimerte effektene av lange foregående fødselsintervall (over 29 måneder) endrer seg lite når kategoriseringen endres, samtidig som de ekstreme effektene av kortere intervaller blir litt svakere når fødselsorden kategoriseres grovere.

Tabell 16: Effektene (oddsrater og konfidensintervall) av fødselsår, mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, når fødselsorden kategoriseres på to ulike måter, i følge modell II

Fin kategorisering			Grovere kategorisering		
Variable <sup>a</sup>	Oddsratio	95% KI	Variable <sup>a</sup>	Oddsratio	95% KI
Fødselsår	0.799***	(0.738-0.864)	Fødselsår	0.783***	(0.727-0.844)
Mors alder ved fødsel:			Mors alder ved fødsel:		
- 17 år	1.380**	(1.073-1.774)	- 17 år	1.397***	(1.090-1.791)
18 – 19 år	1.174**	(1.010-1.364)	18 – 19 år	1.185**	(1.022-1.374)
20 – 24 år (ref.)	1		20 – 24 år (ref.)	1	
25 – 29 år	0.931	(0.825-1.050)	25 – 29 år	0.919	(0.816-1.036)
30 – 34 år	0.862	(0.706-1.054)	30 – 34 år	0.845*	(0.692-1.031)
35 – 39 år	0.789	(0.592-1.052)	35 – 39 år	0.791	(0.594-1.053)
40 + år	0.738	(0.492-1.108)	40 + år	0.780	(0.523-1.163)
Fødselsorden:			Fødselsorden:		
1	1.351***	(1.101-1.658)	1	1.198**	(1.041-1.379)
2 (ref.)	1		2 – 3 (ref.)	1	
3	0.885	(0.749-1.046)	4 – 5	0.987	(0.880-1.107)
4	0.790	(0.580-1.077)	6 – 7	0.938	(0.771-1.142)
5	0.673*	(0.430-1.055)	8 – 9	0.967	(0.721-1.298)
6	0.582*	(0.323-1.050)	10 +	0.964	(0.624-1.491)
7	0.528*	(0.254-1.094)			
8	0.494	(0.207-1.182)			
9	0.526	(0.191-1.451)			
10	0.477	(0.148-1.535)			
Foregående fødselsintervall:			Foregående fødselsintervall:		
- 17 mnd.	3.237***	(2.767-3.786)	- 17 mnd.	3.071***	(2.663-3.541)
18 – 23 mnd.	2.100***	(1.863-2.366)	18 – 23 mnd.	2.027***	(1.813-2.267)
24 – 29 mnd.	1.524***	(1.371-1.695)	24 – 29 mnd.	1.487***	(1.343-1.646)
30 – 35 mnd.	1.187***	(1.068-1.319)	30 – 35 mnd.	1.176***	(1.059-1.306)
36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1		36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1	
42 – 47 mnd.	0.886*	(0.767-1.023)	42 – 47 mnd.	0.894	(0.774-1.032)
48 – 53 mnd.	0.977	(0.814-1.173)	48 – 53 mnd.	0.984	(0.819-1.181)
54 – 59 mnd.	0.949	(0.731-1.233)	54 – 59 mnd.	0.949	(0.731-1.234)
60 + mnd.	0.816*	(0.666-0.999)	60 + mnd.	0.813**	(0.664-0.995)

Notater: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder (12-måneders kategorier) og kjønn

<sup>b</sup> Foregående fødselsintervall settes til 36 – 41 mnd. om barnet er førstefødt

Som nevnt vil fødselsår og fødselsorden også variere med mors alder i søskenmodellen. La oss for eksempel si at barn nummer to og tre i en søskenflokk er født i henholdsvis 2009 og 2012. Da er selvsagt moren tre år eldre når hun føder barn nummer tre i 2012 enn det hun var da hun fødte barn nummer to i 2009. I analysene som er vist så langt er



mors alder kategorisert slik at begge disse fødslene likevel kunne forgått innenfor én kategori. For eksempel kan moren ha vært 20 år i 2009 og 23 år i 2012, slik at morens alder faller innenfor kategorien ”20 – 24 år” for begge barna, og dermed varier ikke morens alder med fødselsår og fødselsorden. På bakgrunn av dette kan de estimerte effektene av ikke bare morens alder, men også fødselsorden og fødselsår, avhenge av kategoriseringen av variabelen ”mors alder ved fødsel”.

Tabell 17 viser de estimerte effekten på sannsynligheten for kortvoksthet av reproduksjonsvariablene og fødselsår, i tre analyser der morens alder er kategorisert grovt, medium (på samme måte som tidligere) og fint. Først og fremst er det tydelig fra tabellen at effekten av fødselsår endrer seg lite når kategoriseringen av mors alder ved fødsel endres. Dette er til en viss grad litt overraskende, ettersom det ville vært naturlig å tenke seg at fødselsår fanger opp mer av effektene av forskjellen i mors alder når kategoriseringen er grov enn når den er fin. Videre ser vi selvsagt at effektene av mors alder endrer seg en hel del når kategoriseringen endres, men noe av denne endringen kan nok også tilegnes at referansegruppen er ulik for ulike kategoriseringer. I kolonnen der kategoriseringen er grov skiller estimatene seg en del fra estimatene i de to andre kolonnene, noe som kan være et resultat av at referansegruppen er relativt stor (strekker seg over ni år). I kolonnene der kategoriseringen er medium og fin er det derimot et tydeligere mønster, som indikerer at risikoen for kortvoksthet faller med mors alder når det kontrolleres for faste søskeneffekter.

De estimerte effektene av fødselsorden viser ganske tydelig hvordan fødselsorden fanger opp noe av effekten av mors alder når kategoriseringen er grov. Spesielt gjelder dette for forskjellen mellom førstefødte og andrefødte, og for forskjellen mellom andrefødte og barn med mer enn fire eldre søsken. For eksempel har barn nummer åtte i en søskenflokk 54% lavere sannsynlighet for å bli kortvokst enn barn nummer to i følge analysen der kategoriseringen av mors alder er grov, mens denne forskjellen er på rett under 48% i følge analysen der kategoriseringen er fin. Altså fanger de estimerte effektene av høy fødselsorden opp noen av de effektene som medfører at barn født av eldre mødre er mindre utsatt for kortvoksthet, når morens alder er grovt kategorisert. Når man sammenligner alle tre analysene, er det likevel et tydelig mønster som indikerer at sannsynligheten for kortvoksthet faller med fødselsorden, når det kontrolleres for faste søskeneffekter.

Til slutt viser tabellen at de estimerte effektene av foregående fødselsintervall i mindre grad er avhengig av kategoriseringen av morens alder, hvilket er som forventet ettersom det ikke er noen åpenbar sammenheng mellom morens alder og fødselsintervall i søskenmodellen.

Tabell 17: Effektene (oddsrater) av fødselsår, mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, når mors alder kategoriseres på tre ulike måter, i følge modell II

Grov kategorisering		Medium kategorisering		Fin kategorisering	
Variable <sup>a</sup>	Oddsratio	Variable <sup>a</sup>	Oddsratio	Variable <sup>a</sup>	Oddsratio
Fødselsår	0.800***	Fødselsår	0.799***	Fødselsår	0.798***
Mors alder ved fødsel:		Mors alder ved fødsel:		Mors alder ved fødsel:	
- 17 år	1.136	- 17 år	1.380**	- 17 år	1.637***
18 – 21 år	0.989	18 – 19 år	1.174**	18 – 19 år	1.268***
22 – 30 år (ref.)	1	20 – 24 år (ref.)	1	20 – 21 år (ref.)	1
31 – 39 år	1.211***	25 – 29 år	0.931	22 – 23 år	0.880
40 + år	1.215	30 – 34 år	0.862	24 – 25 år	0.811
		35 – 39 år	0.789	26 – 27 år	0.696**
		40 + år	0.738	28 – 29 år	0.598**
				30 – 31 år	0.500**
				32 – 33 år	0.505**
				34 – 35 år	0.398**
				36 – 37 år	0.357**
				38 – 39 år	0.278**
				40 + år	0.244***
Fødselsorden:		Fødselsorden:		Fødselsorden:	
1	1.373***	1	1.351***	1	1.364***
2 (ref.)	1	2 (ref.)	1	2 (ref.)	1
3	0.881	3	0.885	3	0.883
4	0.784	4	0.790	4	0.790
5	0.659*	5	0.673*	5	0.680
6	0.557*	6	0.582*	6	0.594*
7	0.493*	7	0.528*	7	0.543
8	0.460*	8	0.494	8	0.522
9	0.492	9	0.526	9	0.564
10	0.454	10	0.477	10	0.508
Foregående fødselsintervall:		Foregående fødselsintervall:		Foregående fødselsintervall:	
- 17 mnd.	3.248***	- 17 mnd.	3.237***	- 17 mnd.	3.242***
18 – 23 mnd.	2.102***	18 – 23 mnd.	2.100***	18 – 23 mnd.	2.104***
24 – 29 mnd.	1.522***	24 – 29 mnd.	1.524***	24 – 29 mnd.	1.528***
30 – 35 mnd.	1.187***	30 – 35 mnd.	1.187***	30 – 35 mnd.	1.191***
36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1	36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1	36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1
42 – 47 mnd.	0.886*	42 – 47 mnd.	0.886*	42 – 47 mnd.	0.887
48 – 53 mnd.	0.975	48 – 53 mnd.	0.977	48 – 53 mnd.	0.982
54 – 59 mnd.	0.951	54 – 59 mnd.	0.949	54 – 59 mnd.	0.950
60 + mnd.	0.813**	60 + mnd.	0.816*	60 + mnd.	0.811**

Notater: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder (12-måneders kategorier) og kjønn

<sup>b</sup> Foregående fødselsintervall settes til 36 – 41 mnd. om barnet er førstefødt

For å sammenligne de estimerte effektene av fødselsår og reproduksjonsvariablene for ulike kategoriseringer av mors alder ved fødsel og fødselsorden viser tabell 18 tre analyser av søskenmodellen der variablene er kategorisert på ulike måter. I den første analysen er både mors alder ved fødsel og fødselsorden kategorisert grovt, i den neste er mors alder kategorisert medium og fødselsorden fint (samme kategorisering som tidligere i oppgaven), og i den siste er begge variablene kategorisert fint.

Som det kommer tydelig frem av tabellen er effekten av fødselsår, som forventet, sterkere når begge variablene er kategorisert grovt, mens det er liten forskjell i den estimerte tidseffekten når kategoriseringen av mors alder går fra medium til fin. Videre ser vi at de estimerte effekten av mors alder er sterkere og mer signifikante når både kategoriseringen av mors alder og fødselsorden er fin, mens de estimerte effektene av fødselsorden blir noe svakere når kategoriseringen av mors alder går fra medium til fin. Som tidligere nevnt kan dette indikere at fødselsorden fanger opp noe av effektene av mors alder når kategoriseringen er noe grovere (medium). Dermed kan det virke som om det er den modellen der både mors alder og fødselsorden er fint kategorisert som gir best inntrykk av virkeligheten når det kontrolleres for faste søskeneffekter.

Til slutt viser tabellen at de estimerte effektene av foregående fødselsintervall er relativt robust mot endringer i kategoriseringen av de to andre reproduksjonsvariablene, og at effektene av korte intervaller er ekstreme i alle tre analysene.

Tabell 18: Effektene (oddsrater) av fødselsår, mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, når mors alder og fødselsorden kategoriseres på tre ulike måter, i følge modell II

Grov – grov kategorisering		Medium – fin kategorisering		Fin – fin kategorisering	
Variable <sup>a</sup>	Oddsratio	Variable <sup>a</sup>	Oddsratio	Variable <sup>a</sup>	Oddsratio
Fødselsår	0.783***	Fødselsår	0.799***	Fødselsår	0.798***
Mors alder ved fødsel:		Mors alder ved fødsel:		Mors alder ved fødsel:	
- 17 år	1.150	- 17 år	1.380**	- 17 år	1.637***
18 – 21 år	0.998	18 – 19 år	1.174**	18 – 19 år	1.268***
22 – 30 år (ref.)	1	20 – 24 år (ref.)	1	20 – 21 år (ref.)	1
31 – 39 år	1.203***	25 – 29 år	0.931	22 – 23 år	0.880
40 + år	1.271*	30 – 34 år	0.862	24 – 25 år	0.811
		35 – 39 år	0.789	26 – 27 år	0.696**
		40 + år	0.738	28 – 29 år	0.598**
				30 – 31 år	0.500**
				32 – 33 år	0.505**
				34 – 35 år	0.398**
				36 – 37 år	0.357**
				38 – 39 år	0.278**
				40 + år	0.244***
Fødselsorden:		Fødselsorden:		Fødselsorden:	
1	1.208*	1	1.351***	1	1.364***
2 – 3(ref.)	1	2 (ref.)	1	2 (ref.)	1
4 – 5	0.989	3	0.885	3	0.883
6 – 7	0.927	4	0.790	4	0.790
8 – 9	0.966	5	0.673*	5	0.680
10 +	0.992	6	0.582*	6	0.594*
		7	0.528*	7	0.543
		8	0.494	8	0.522
		9	0.526	9	0.564
		10	0.477	10	0.508
Foregående fødselsintervall:		Foregående fødselsintervall:		Foregående fødselsintervall:	
- 17 mnd.	3.069***	- 17 mnd.	3.237***	- 17 mnd.	3.242***
18 – 23 mnd.	2.024***	18 – 23 mnd.	2.100***	18 – 23 mnd.	2.104***
24 – 29 mnd.	1.483***	24 – 29 mnd.	1.524***	24 – 29 mnd.	1.528***
30 – 35 mnd.	1.175***	30 – 35 mnd.	1.187***	30 – 35 mnd.	1.191***
36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1	(ref.) <sup>b</sup>	1	36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1
42 – 47 mnd.	0.894	42 – 47 mnd.	0.886*	42 – 47 mnd.	0.887
48 – 53 mnd.	0.981	48 – 53 mnd.	0.977	48 – 53 mnd.	0.982
54 – 59 mnd.	0.950	54 – 59 mnd.	0.949	54 – 59 mnd.	0.950
60 + mnd.	0.807**	60 + mnd.	0.816*	60 + mnd.	0.811**

Notater: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder (12-måneders kategorier) og kjønn

<sup>b</sup> Foregående fødselsintervall settes til 36 – 41 mnd. om barnet er førstefødt

På samme måte som i søskenmodellen vil det være naturlig at de estimerte effektene av mors alder ved fødsel og fødselsorden til en viss grad avhenger av kategoriseringen i modell Ia, ettersom korrelasjonen mellom de to reproduksjonsvariablene er relativt sterk også her. Samtidig er det ikke slik at fødselsorden ikke kan variere uten at også mors alder ved fødselen varierer når det ikke kontrolleres for faste søskeneffekter. I modell Ia sammenlignes barn på tvers av husholdninger, slik at det er fullt mulig at et barn som fødes som nummer tre i en søskenflokk har en yngre mor enn et annet barn som fødes som nummer én i en annen søskenflokk. Dermed er det forventet at forskjellen i estimatene, avhengig av kategoriseringen, er mindre i modell Ia enn i søskenmodellen.

Tabell 19 viser effektene av fødselsår og reproduksjonsvariablene, i følge modell Ia, der kategoriseringen av mors alder ved fødsel og fødselsorden er som i tabell 18. Som forventet er estimatene av begge variablene avhengig av både egen og hverandres kategorisering, samtidig som forskjellene er mindre enn i tabell 18. Som tabellen viser er de estimerte effektene av å ha minst to eldre søsken sterke jo finere kategorisert mors alder ved fødsel er. Dette kan indikere at effektene av fødselsorden fanger opp deler av den effekten som gjør at barn av høyere orden (over to) ofte har eldre mødre, som til en viss grad kan dempe økningen i risikoen for kortvoksthet forbundet med høy orden. I likhet med tabell 18 er det tydelig at de estimerte effektene at fødselsintervall er relativt robuste mot endringer i kategoriseringen av de to andre reproduksjonsvariablene.

Tabell 19: Effektene (oddsrater) av fødselsår, mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall, når mors alder og fødselsorden kategoriseres på tre ulike måter, i følge modell Ia

Grov – grov kategorisering		Medium – fin kategorisering		Fin – fin kategorisering	
Variable <sup>a</sup>	Oddsratio	Variable <sup>a</sup>	Oddsratio	Variable <sup>a</sup>	Oddsratio
Fødselsår	0.890***	Fødselsår	0.888***	Fødselsår	0.888***
Mors alder ved fødsel:		Mors alder ved fødsel:		Mors alder ved fødsel:	
- 17 år	1.350***	- 17 år	1.280***	- 17 år	1.229***
18 – 21 år	1.144***	18 – 19 år	1.130***	18 – 19 år	1.082***
22 – 30 år (ref.)	1	20 – 24 år (ref.)	1	20 – 21 år (ref.)	1
31 – 39 år	0.955***	25 – 29 år	0.908***	22 – 23 år	0.928***
40 + år	0.961	30 – 34 år	0.873***	24 – 25 år	0.895***
		35 – 39 år	0.856***	26 – 27 år	0.869***
		40 + år	0.866***	28 – 29 år	0.839***
				30 – 31 år	0.821***
				32 – 33 år	0.843***
				34 – 35 år	0.796***
				36 – 37 år	0.801***
				38 – 39 år	0.795***
				40 + år	0.811***
Fødselsorden:		Fødselsorden:		Fødselsorden:	
1	1.004	1	1.016	1	1.008
2 – 3 (ref.)	1	2 (ref.)	1	2 (ref.)	1
4 – 5	1.055***	3	1.052**	3	1.061***
6 – 7	1.033	4	1.120***	4	1.131***
8 – 9	1.105***	5	1.092***	5	1.105***
10 +	1.120**	6	1.108***	6	1.123***
		7	1.079**	7	1.096***
		8	1.150***	8	1.170***
		9	1.220***	9	1.243***
		10	1.194***	10	1.218***
Foregående fødselsintervall:		Foregående fødselsintervall:		Foregående fødselsintervall:	
- 17 mnd.	1.273***	- 17 mnd.	1.267***	- 17 mnd.	1.263***
18 – 23 mnd.	1.279***	18 – 23 mnd.	1.275***	18 – 23 mnd.	1.272***
24 – 29 mnd.	1.117***	24 – 29 mnd.	1.114***	24 – 29 mnd.	1.112***
30 – 35 mnd.	1.072***	30 – 35 mnd.	1.071***	30 – 35 mnd.	1.070***
36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1	36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1	36 – 41 mnd. (ref.) <sup>b</sup>	1
42 – 47 mnd.	0.965	42 – 47 mnd.	0.967	42 – 47 mnd.	0.968
48 – 53 mnd.	0.858***	48 – 53 mnd.	0.860***	48 – 53 mnd.	0.861***
54 – 59 mnd.	0.894***	54 – 59 mnd.	0.898***	54 – 59 mnd.	0.900***
60 + mnd.	0.820	60 + mnd.	0.828***	60 + mnd.	0.832***

Notater: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

<sup>a</sup> Kontrollert for, men ikke vist: barnets alder (12-måneders kategorier) og kjønn, utdanningsnivået til mor, hennes ektemann og i nærområdet, om familien bor i urbane områder, husholdningens levestandard og gjennomsnittlig levestandard i nærområdet, om moren er gift og dummyvariable for land

<sup>b</sup> Foregående fødselsintervall settes til 36 – 41 mnd. om barnet er førstefødt

## 5 Sammendrag og konklusjon

En rekke tidligere studier har vist at mors alder ved fødsel (for eksempel Finlay et al., 2011; Gibbs et al., 2012; Gribble, 1993), fødselsorden (for eksempel Swamy et al., 2012, Rutstein, 2008) og foregående fødselsintervall (for eksempel Dewey & Cohen, 2007; Rutstein, 2005; Mozumder et al., 2000) har en signifikant effekt på sannsynligheten for kortvoksthet hos barn under fem år. Barn født av svært unge, eller relativt gamle kvinner, er mer utsatt blant annet fordi det intrauterine miljøet til disse kvinnene ofte er svekket og fordi kvinner i disse aldersgruppene oftere føder barn med lav fødselsvekt. Når det gjelder fødselsorden er førstefødte i en risikogruppe, som et resultat av at de oftere opplever fødselskomplikasjoner og/eller lav fødselsvekt. Samtidig kan risikoen for kortvoksthet øke med fødselsorden, ettersom flere eldre søsken ofte innebærer mer søskenrivalisering og større smittefare. Sannsynligheten for kortvoksthet har også vist seg å være større for barn som fødes kort tid etter morens forrige fødsel, både på grunn av biologiske faktorer som amming, intrauterint miljø og smittefare, og på grunn av sosioøkonomiske faktorer som søskenrivalisering. Til slutt har studier vist at svært lange foregående fødselsintervaller kan svekke det intrauterine miljøet, og på den måten øke risikoen for kortvoksthet.

I denne analysen av DHS – data fremkommer det også en rekke statistisk signifikante sammenhenger mellom mors alder ved fødsel, fødselsorden, eller foregående fødselsintervall på den ene siden og sannsynligheten for kortvoksthet hos barn under fem år på den andre siden. Funnene fra analysen der det ikke kontrolleres for faste søskeneffekter viser i likhet med andre studier (for eksempel Rutstein, 2008; Forste, 1998) at sannsynligheten for kortvoksthet faller med mors alder ved fødsel og med lengden av den foregående fødselsintervallet. Videre viser analysen at sannsynligheten er signifikant minst for barn født som nummer to, og i motsetning til en del tidligere studier (Swamy et al., 2012; Rutstein, 2008) tyder ikke funnene på at førstefødte er signifikant mer utsatt for kortvoksthet.

Når mors alder ved fødsel og fødselsorden kombineres ble det tydelig at den økte risikoen assosiert med at moren er svært ung (under 20 år) ved fødselen er større dersom barnet i tillegg er førstefødt. Selv om brorparten av de estimerte effektene av de andre kombinasjonene av de to reproduksjonsvariabelen ikke er signifikante, tyder en del av dem på at prevalensen av kortvoksthet faller med mors alder, men øker noe med fødselsorden. Det vil si at barn født av eldre kvinner som har relativt få barn fra før er mindre utsatt for kortvoksthet enn barn født av like gamle kvinner som har flere barn fra før.

Det er en rekke faktorer som kan tenkes å påvirke effekten reproduksjonsvariablene har på sannsynligheten for kortvoksthet, og noen av disse kan indikeres av et lands HDI – skår. For eksempel kan det tenkes at søskenrivaliseringen assosiert med mange eldre søsken og/eller korte foregående fødselsintervaller er mindre dersom moren har relativt god råd. På bakgrunn av dette ble alle analysene også gjennomført for to grupper, bestående av de syv landene med høyest HDI – skår og de syv landene med lavest HDI – skår. I analysen der det ikke kontrolleres for faste søskeneffekter kommer det frem en sterkere negativ sammenheng mellom risikoen for kortvoksthet og mors alder dersom HDI – skåren er høy enn dersom den er lav. Videre peker analysen i retning av at barn født som nummer to er minst utsatt for kortvoksthet i begge gruppene, men disse estimatene er kun signifikante i gruppen av land med den høyeste HDI – skåren. Dette kan delvis henge sammen med at utvalget bestående av de syv landene med lavest HDI – skår er betydelig mindre enn det andre utvalget. Til slutt fremkommer det av analysen at prevalensen av kortvoksthet faller med lengden av det foregående fødselsintervallet i begge gruppene med land, og at effektene av denne reproduksjonsvariabelen i mindre grad enn de to andre varierer med landenes HDI – skår.

I analysen der det kontrolleres for faste søskeneffekter faller fortsatt sannsynlighetene for kortvoksthet med mors alder ved fødsel og med lengden av det foregående fødselsintervallet, men effektene er sterkere. De estimerte effektene av fødselsorden tilsier ikke lenger at barn født som nummer to er de signifikant minst utsatte barna, men at risikoen for kortvoksthet er mindre jo flere eldre søsken et barn har. Dermed virker det som om det er noen uobserverbare faktorer som er felles for søsken og som medfører både stor (liten) søskenflokk og stor (liten) prevalens av kortvoksthet. Samtidig er det overraskende stor forskjell på de estimerte effektene av fødselsorden når det kontrolleres og ikke kontrolleres for faste søskeneffekter. Bakgrunnen for denne forskjellen er vanskelig å forstå, og fortjener mer oppmerksomhet i fremtidige studier.

Det er naturligvis en sterk sammenheng mellom mors alder ved fødsel, fødselsorden og fødselsår, når det kontrolleres for faste søskeneffekter. På bakgrunn av dette ble det estimert en rekke forskjellige modeller som viser at det er spesielt viktig å bruke en fin kategorisering av mors alder og fødselsorden i søskenanalysen, samt å kontrollere for fødselsår.

Da analysen der det kontrolleres for faste søskeneffekter ble gjennomført for de to utvalgene bestående av de fjorten landene med høyest og lavest HDI – skår, ble det tydelig at risikoen for kortvoksthet faller med mors alder, fødselsorden og lengden av det foregående fødselsintervallet dersom HDI – skåren er høy. Disse effektene er også sterkere enn de



estimerte effektene som fremkommer av analysen der utvalget består av alle landene. Samtidig er alle utvalgene noe mindre i denne analysen, ettersom barn uten søsken under fem år utelates. Dermed er færre av estimatene signifikante, noe som spesielt gjelder for det minste utvalget (bestående av de syv landene med lavest HDI – skår) der ingen av estimatene er signifikante. I likhet med analysene der utvalget består av alle landene eller gruppen av land med høyest HDI – skår, faller sannsynligheten for kortvoksthet med lengden av det foregående intervaller også her. Effektene av mors alder ved fødsel og fødselsorden er derimot annerledes. Risikoen faller ikke lenger konsekvent med mors alder, og i likhet med analysen der det ikke kontrolleres for faste søskeneffekter er det barn nummer to i en søskenflokk som er minst utsatt for kortvoksthet når HDI – skåren er lav.

Kortvoksthet er et stort problem i Afrika sør for Sahara, og de reproduktive variablene er viktige determinanter av dette antropometriske målet. Kunnskap om effektene av mors alder ved fødsel, fødselsorden og foregående fødselsintervall – som denne oppgaven har hatt som formål å bidra med – vil kunne være et svært viktig bidrag i arbeidet med å bedre barns helse og redusere prevalensen av kortvoksthet

# Litteraturliste

- Adair, L., & Guilkey, D. (1997). Age-Specific Determinants of Stunting in Filipino Children. *The Journal of Nutrition*, 127(2), 314-320.
- Alderman, H., Hentschel, J., & Sabates, R. (2003). With the help of one's neighbors: externalities in the production of nutrition in Peru. *Social Science & Medicine*, 56, 2019-2031.
- Anderson, S., & Ray, D. (2010). Missing Women: Age and Disease. *Review of Economic Studies*, 77, 1262-1300.
- Bé langer, D. (2002). Son Preference in a Rural Village in North Vietnam. *Studies in Family Planning*, 33(4), 321-334.
- Benson, T., & Shekar, M. (2006). Trends and Issues in Child Undernutrition. I D. T. Jamison, R. G. Feachem, M. W. Makgoba, E. R. Bos, F. K. Baingana, K. J. Hofman, & K. O. Rogo (Red.), *Disease and Mortality in Sub-Saharan Africa* (2. utg., ss. 87-107). Washington: The World Bank.
- Bloss, E., Wainaina, F., & Bailey, R. (2004). Prevalence and Predictors of Underweight, Stunting, and Wasting among Children Aged 5 and Under in Western Kenya. *Journal of Tropical Pediatrics*, 50(5), 260-270.
- Boerma, J., Sommerfelt, A., & Bicego, G. (1992). Child Anthropometry in Cross-sectional Surveys in Developing Countries: An Assessment of the Survivor Bias. *American Journal of Epidemiology*, 135(4).
- Bongaarts, J., & Casterline, J. (2012). Fertility Transition: Is sub-Saharan Africa Different? *Population and Development Review*, 38(Supplement), 153-168.
- Caldwell, J. C. (1986). Routes to Low Mortality in Poor Countries. *Population and Development Review*, 12(2), 171-220.
- Checkley, W., Buckley, G., Gilman, R. H., Assis, A. M., Guerrant, R. L., Morris, S. S., . . . Network, C. M. (2008). Multi-country analysis of the effects of diarrhoea on childhood stunting. *International Journal of Epidemiology*, 37(4), 816-830.
- Christian, P., Lee, S., Donahue Angel, M., Adair, L., Arifeen, S., Ashorn, P., . . . Black, R. (2013). Risk of childhood undernutrition related to small-for-gestational age and preterm birth in low- and middle-income countries. *International Journal of Epidemiology*, 42(5), 1340-1355.
- Conde-Agudelo, A., Rosas-Bermúdez, A., & Kafury-Goeta, A. C. (2006). Birth Spacing and Risk of Adverse Perinatal Outcomes: A Meta-analysis. *The Journal of the American Medical Association*, 295(15), 1809-1823.
- Conde-Agudelo, A., Rosas-Bermudez, A., Castaño, F., & Norton, M. (2012). Effects of Birth Spacing on Maternal, Perinatal, Infant, and Child Health: A Systematic Review of Causal Mechanisms. *Studies in Family Planning*, 43(2), 93-114.
- de Onis, M., Blössner, M., & Borghi, E. (2012). Prevalence and trends of stunting among pre-school children, 1990-2000. *Public Health Nutrition*, 15(1), 142-148.
- Dewey, K., & Cohen, R. (2007). Does birth spacing affect maternal or child nutritional status? A systematic literature review. *Maternal and Child Nutrition*, 3, 151-173.
- Ezzati, M., Lopez, A., Rodgers, A., Vander Hoorn, S., Murray, C., & Comparative Risk Assessment Collaborating Group. (2002). Selected major risk factors and global and regional burden of disease. *Lancet*, 360, 1347-1360.

- Finlay, J. E., Özaltin, E., & Canning, D. (2011). The association of maternal age with infant mortality, child anthropometric failure, diarrhoea and anaemia for first births: evidence from 55 low- and middle-income countries. *BMJ Open*, 1(2), 1-24.
- Forste, R. (1998). Infant feeding practices and child health in Bolivia. *Journal of Biosocial Science*, 30, 107-125.
- Fotso, J., Cleland, J., Mberu, B., Mutua, M., & Elungata, P. (2013). Birth spacing and child mortality: an analysis of prospective data from the Nairobi urban health and demographic surveillance system. *Journal of Biosocial Science*, 45, 779-798.
- Fotso, J.-C., & Kuate-Defo, B. (2005). Socioeconomic inequalities in early childhood malnutrition and morbidity: modification of the household-level effects by the community SES. *Health & Place*(11), 205-225.
- Frost, M., Forste, R., & Haas, D. (2005). Maternal education and child nutritional status in Bolivia: finding the links. *Social Science & Medicine*, 60, 395-407.
- Garg, A., & Morduch, J. (1998). Sibling rivalry and the gender gap: Evidence from child health outcomes in Ghana. *Journal of Population Economics*, 11, 471-493.
- Geronimus, A. T. (1992). The Weathering Hypothesis and the Health of African-American Women and Infants: Evidence and Speculations. *Ethnicity & Disease*, 2.
- Gibbs, C., Wendt, A., Peters, S., & Hogue, C. (2012). The Impact of Early Age at First Childbirth on Maternal and Infant Health. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 6(suppl 1), 259-284.
- Gibson, M., & Lawson, D. (2011). "Modernization" increases parental investment and sibling resource competition: evidence from a rural development initiative in Ethiopia. *Evolution and Human Behavior*, 32, 97-105.
- Gribble, J. N. (1993). Birth Intervals, Gestational Age, and Low Birth Weight: Are the Relationships Confounded? *Population Studies*, 47(1), 133-146.
- Hernández-Díaz, S., Peterson, K., Dixit, S., Hernández, B., Parra, S., Barquera, S., & Sepúlveda, J. (1999). Association of maternal short stature with stunting in Mexican children: common genes vs common environment. *European Journal of Clinical Nutrition*, 53, 938-945.
- Hill, K., & Upchurch, D. M. (1995). Gender Differences in Child Health: Evidence from the Demographic and Health Surveys. *Population and Development Review*, 21(1), 127-151.
- Horton, S. (1988). Birth Order and Child Nutritional Status: Evidence from the Philippines. *Economic Development and Cultural Change*, 36(2), 341-354.
- Horton, S. (1999). Opportunities for Investments in Nutrition in Low-Income Asia. *Asian Development Review*, 17(1,2), 246-273.
- Jayachandran, S., & Pande, R. (2015, March). Why are Indian Children so Short? *NBER Working Paper No. 21036*.
- Knops, N., Sneeuw, K., Brand, R., Hille, E., den Ouden, A., Wit, J.-M., & Verloove-Vanhorick, S. (2005). Catch-up growth up to ten years of age in children born very preterm or with very low birth weight. *BMC Pediatrics*, 5(26), 1-9.
- Kozuki, N., Lee, A., Silveira, M., Sania, A., Vogel, J., Adair, L., . . . Katz, J. (2013). The associations of parity and maternal age with small-for-gestational-age, preterm, and neonatal and infant mortality: a meta-analysis. *BMC Public Health*, 13(Suppl 3), :S2.
- Kravdal, Ø. (2002). Education and Fertility in Sub-Saharan Africa: Individual and Community Effects. *Demography*, 39(2), 233-250.

- Kravdal, Ø., & Kodzi, I. (2011, September 07). Children's stunting in sub-Saharan Africa: Is there an externality effect of high fertility? *Demographic Research*, 25, 565-594.
- Lee, A. C., Mullany, L. C., Tielsch, J. M., Katz, J., Khatry, S. K., LeClerq, S. C., . . . Darmstadt, G. L. (2011). Community-based stillbirth rates and risk factors in rural Sarlahi, Nepal. *International Journal of Gynecology and Obstetrics*, 113, 199-204.
- Mamabolo, R., Alberts, M., Steyn, N., Delemarre-van de Waal, H., & Levitt, N. (2005). Prevalence and determinants of stunting and overweight in 3-year-old black South African children residing in the Central Region of Limpopo Province, South Africa. *Public Health Nutrition*, 8(5), 501-508.
- Marquis, G. S., Penny, M. E., Diaz, J. M., & Marín, R. M. (2002). Postpartum Consequences of an Overlap of Breastfeeding and Pregnancy: Reduced Breast Milk Intake and Growth During Early Infancy. *Pediatrics*, 109(4), 1-8.
- Marquis, G. S., Penny, M. E., Zimmer, J. P., Díaz, J. M., & Marín, R. M. (2003). An Overlap of Breastfeeding during Late Pregnancy Is Associated with Subsequent Changes in Colostrum Composition and Morbidity Rates among Peruvian Infants and Their Mothers. *The Journal of Nutrition*, 133(8), 2585-2591.
- Mishra, V., Roy, T., & Retherford, R. (2004). Sex Differentials in Childhood Feeding, Health Care, and Nutritional Status in India. *Population and Development Review*, 30(2), 269-295.
- Moestue, H., & Huttly, S. (2008). Adult education and child nutrition: the role of the family and community. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 62, 153-159.
- Montgomery, M., & Lloyd, C. (1996). Fertility and Maternal and Child Health. I D. Ahlburg, A. Kelley, & K. Oppenheim Mason, *The Impact of Population Growth on Well-being in Developing Countries* (ss. 37-66). Berlin: Springer.
- Mozumder, A., Khuda, B.-E., Kane, T., Levin, A., & Ahmed, S. (2000). The effect of birth interval on malnutrition on Bangladeshi infants and young children. *Journal of Biosocial Science*, 32(03), 289-300.
- National Centre for Health Statistics. (2014). *Health, United States, 2013: With Special Feature on Prescription Drugs*. Hyattsville, MD: National Centre for Health Statistics.
- Navot, D., Bergh, P., Williams, M., Garrisi, G., Guzman, I., Sandler, B., & Grunfeld, L. (1991). Poor oocyte quality rather than implantation failure as a cause of age-related decline in female fertility. *The Lancet*, 337(8754), 1375-1377.
- Pande, R. (2003). Selective Gender Differences in Childhood Nutrition and Immunization in Rural India: The Role of Siblings. *Demography*, 40(3), 395-418.
- Parnwell, M. (1993). *Population Movements and the Third World*. London: Taylor & Francis Ltd.
- Population Reference Bureau. (2013). *2013 World Population Data Sheet*. Population Reference Bureau.
- Prendergast, A., & Humphrey, J. (2014). The stunting syndrome in developing countries. *Pediatrics and International Child Health*, 34(4).
- Rahman, A., & Chowdhury, S. (2007). Determinants of Chronic Malnutrition Among Preschool Children in Bangladesh. *Journal of Biosocial Science*, 33, 161-173.
- Reyes, H., Pérez-Cuevas, R., Sandoval, A., Castillo, R., Santos, J., Doubova, S., & Gutiérrez, G. (2004). The family as a determinant of stunting in children living in conditions of extreme poverty: a case-control study. *BMC Public Health*, 4(57).

- Rutstein, S. (2005). Effects of preceding birth intervals on neonatal, infant and under-five years mortality and nutritional status in developing countries: evidence from the demographic and health surveys. *International Journal of Gynecology & Obstetrics*, 89, S7-S24.
- Rutstein, S. (2008, September). Further Evidence of the Effects of Preceding Birth Intervals on Neonatal, Infant and Under-Five-Years Mortality and Nutritional Status in Developing Countries: Evidence from the Demographic and Health Surveys. *DHS Working Papers*.
- Saleemi, M., Ashraf, R., Mellander, L., & Zaman, S. (2001). Determinants of stunting at 6, 12, 24 and 60 months and postnatal linear growth in Pakistani children. *Acta Pædiatr*, 90, 1304-1308.
- Senter for sjeldne diagnoser. (2016, 03 07). *Primære immunsviktsykdommer*. Hentet fra Sjeldne diagnoser: <http://www.sjeldnediagnoser.no/?k=sjeldnediagnoser/Primaere%20immunsviktsykdommer&aid=8732>
- Smith, L., Ruel, M., & Ndiaye, A. (2005). Why Is Child Malnutrition Lower in Urban Than in Rural Areas? Evidence from 36 Developing Countries. *World Development*, 33(8), 1285-1305.
- Smits, L. J., & Essed, G. G. (2001). Short interpregnancy intervals and unfavourable pregnancy outcome: role of folate depletion. *The Lancet*, 358(9298), 2074-2077.
- Sommerfelt, A., & Stewart, M. (1994). Children's Nutritional Status. *DHS Comparative Studies No. 12*.
- Stock, J., & Watson, M. (2015). *Introduction to Econometrics*. Essex, England: Pearson Education Limited.
- Stoll, B., Gordon, T., Korones, S., Shankaran, S., Tyson, J., Bauer, C., . . . Wright, L. (1995). Early-onset sepsis in very low birth weight neonates: A report from the National Institute of Child Health and Human Development Neonatal Research Network. *The Journal of Pediatrics*, 129(1), 72-80.
- Svedberg, P. (1988). Undernutrition in sub-Saharan Africa: Is there a sex bias? *Undernutrition in sub-Saharan Africa: Is there a sex bias?* Stockholm: Institute for International Economic Studies.
- Swamy, G., Edwards, S., Gelfand, A., James, S., & Miranda, M. (2012). Maternal age, birth order, and race: differential effects on birthweight. *Journal of Epidemiol Community Health*, 66, 136-142.
- Swenson, I. (1978). Early Childhood Survivorship Related to the Subsequent Interpregnancy Interval and Outcome of the Subsequent Pregnancy. *Journal of Tropical Pediatrics and Environmental Child Health*, 24(3), 103-106.
- Teller, C. H., & Alva, S. (2008). Reducing Child Malnutrition in Sub-Saharan Africa: Surveys Find Mixed Progress. *Population Reference Bureau*, 1-7.
- The DHS Program. (2016, 03 16). *DHS Methodology*. Hentet fra The DHS Program: <http://dhsprogram.com/What-We-Do/Survey-Types/DHS-Methodology.cfm>
- The DHS Program. (2016, 03 16). *DHS Overview*. Hentet fra The DHS Program: <http://dhsprogram.com/What-We-Do/Survey-Types/DHS.cfm>
- The DHS Program. (2016, 04 06). *Wealth Index*. Hentet fra The DHS Program: <http://www.dhsprogram.com/topics/wealth-index/Index.cfm>
- UNICEF. (2013). *Improving Child Nutrition: The achievable imperative for global progress*. New York: United Nations Publications.

- UNICEF. (2016, 03 11). *Key Facts and Figures on Nutrition*. Hentet fra [unicef.org](http://www.unicef.org/media/files/UNICEF_Key_facts_and_figures_on_Nutrition.docx): [http://www.unicef.org/media/files/UNICEF\\_Key\\_facts\\_and\\_figures\\_on\\_Nutrition.docx](http://www.unicef.org/media/files/UNICEF_Key_facts_and_figures_on_Nutrition.docx).
- UNICEF. (2016, 04 08). *Related maternal nutrition*. Hentet fra UNICEF in action: <http://www.unicef.org/programme/breastfeeding/related.htm>
- United Nations. (2016, 03 09). *Human Development Index*. Hentet fra Human Development Reports: <http://hdr.undp.org/en/content/human-development-index-hdi>
- United Nations Children's Fund. (2016, 03 01). *The State of the World's Children*. Hentet fra UNdata: <http://data.un.org/Data.aspx?d=SOWC&f=inID:106#SOWC>
- United Nations Children's Fund, World Health Organization, The World Bank. (2012). *UNICEF-WHO-World Bank Joint Childre Malnutrition Estimates*. UNICEF, New York; WHO, Geneva; The World Bank, Washington, DC.
- United Nations Development Programme. (2015). *Human Development Report*. New York: United Nations Development Programme.
- Waldron, I. (1983). Sex differences in human mortality: The role of genetic factors. *Social Science & Medicine*, 17(6), 321-333.
- Wamani, H., Åström, A., Peterson, S., Tumwine, J., & Tylleskär, T. (2006). Predictors of poor anthropometric status among children under 2 years of age in rural Uganda. *Public Heath Nutrition*, 9(3), 320-326.
- Westoff, C., & Ochoa, L. (1991). *Unmet Need and the Demand for Family Planning*. DHS Comparative Studies, No. 5. Columbia, Maryland: Institute for Resource Development.
- World Health Organization. (1995b). Maternal anthropometry and pregnancy outcomes: a WHO collaborative project. *Bull. WHO*, 73(Suppl).
- World Health Organization. (2001). *The Optimal Duration of Exclusive Breastfeeding: Report of the Expert Consultation*. Geneva: WHO.
- World Health Organization. (2015, 03 08). *Global Health Observatory visualizations*. Hentet fra [apps.who.int](http://apps.who.int): <http://apps.who.int/gho/data/view.wrapper.nutrition-1-7?lang=en&showonly=nutrition>
- World Health Organization. (2016, 03 09). *Global Database on Child Growth and Manutrition*. Hentet fra WHO International: <http://www.who.int/nutgrowthdb/about/introduction/en/index2.html>
- Zabin, L., & Kiragu, K. (1998). The Health Consequences of Adolescent Sexual and Fertility Behavior in Sub-Saharan Africa. *Studies in Family Planning*, 29(2), 210-232.

# Vedlegg / Appendiks

## 5.1 Tabeller med konfidensintervall og alle kontrollvariable

Tabell 20: Tabell 8 med alle kontrollvariable og 95% konfidensintervall

Variable	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI
<b>Kontrollvariable</b>										
<b>Alder</b>										
0 - 11 mnd. (ref.)	1		1		1		1		1	
12 - 23 mnd.	3.848***	(3.664-4.041)	3.891***	(3.705-4.086)	3.821***	(3.638-4.013)	3.856***	(3.672-4.050)	3.809***	(3.626-4.000)
24 - 35 mnd.	3.094***	(2.886-3.316)	3.153***	(2.942-3.379)	3.053***	(2.848-3.272)	3.101***	(2.893-3.323)	3.035***	(2.831-3.253)
36 - 47 mnd.	2.941***	(2.678-3.229)	3.019***	(2.750-3.314)	2.887***	(2.629-3.170)	2.960***	(2.696-3.250)	2.872***	(2.615-3.154)
48 - 59 mnd.	2.451***	(2.174-2.763)	2.536***	(2.250-2.858)	2.396***	(2.125-2.701)	2.463***	(2.184-2.777)	2.370***	(2.101-2.673)
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.854***	(0.834-0.874)	0.854***	(0.835-0.874)	0.854***	(0.834-0.874)	0.853***	(0.834-0.873)	0.853***	(0.834-0.873)
<b>Mors utdanning:</b>										
0 - 3 år (ref.)	1		1		1		1		1	
4 - 6 år	0.948***	(0.915-0.982)	0.963**	(0.930-0.998)	0.952***	(0.919-0.986)	0.958**	(0.925-0.993)	0.951***	(0.918-0.985)
7 - 9 år	0.866***	(0.831-0.904)	0.888***	(0.851-0.926)	0.880***	(0.843-0.918)	0.884***	(0.848-0.923)	0.879***	(0.842-0.917)
10 + år	0.676***	(0.639-0.716)	0.679***	(0.641-0.720)	0.708***	(0.668-0.750)	0.673***	(0.636-0.713)	0.695***	(0.656-0.737)
Urban? (ja=1, nei=0)	0.972	(0.939-1.007)	0.976	(0.942-1.010)	0.976	(0.942-1.010)	0.981	(0.947-1.016)	0.981	(0.947-1.016)
Husholdningens levestandard	0.989***	(0.987-0.990)	0.988***	(0.987-0.990)	0.989***	(0.987-0.991)	0.989***	(0.987-0.991)	0.989***	(0.987-0.991)
Gj.snittlig utdanning i nærområdet	0.886***	(0.880-0.893)	0.882***	(0.876-0.889)	0.888***	(0.882-0.895)	0.885***	(0.879-0.892)	0.889***	(0.882-0.895)
Gj.snittlig levestandard i nærområdet	1.004***	(1.002-1.006)	1.004***	(1.002-1.006)	1.004***	(1.002-1.006)	1.004***	(1.002-1.006)	1.004***	(1.002-1.006)
Ektemannens utdanning	0.986***	(0.983-0.990)	0.987***	(0.983-0.990)	0.987***	(0.984-0.991)	0.987***	(0.983-0.990)	0.987***	(0.984-0.991)

Fortsettelse tabell 20

Mor gift? (ja=1, nei=0)	1.023	(0.985-1.062)	1.004	(0.967-1.043)	1.008	(0.970-1.046)	0.991	(0.954-1.029)	0.996	(0.959-1.034)
Fødselsår	0.891***	(0.866-0.917)	0.897***	(0.872-0.923)	0.887***	(0.862-0.913)	0.896***	(0.870-0.922)	0.888***	(0.863-0.914)
<u>Mors alder ved fødsel:</u>										
- 17 år	1.218***	(1.146-1.295)			1.290***	(1.209-1.378)			1.280***	(1.200-1.367)
18 - 19 år	1.098***	(1.048-1.151)			1.148***	(1.093-1.207)			1.130***	(1.075-1.187)
20 - 24 år (ref.)	1				1				1	
25 - 29 år	0.930***	(0.900-0.960)			0.867***	(0.837-0.899)			0.908***	(0.875-0.941)
30 - 34 år	0.901***	(0.870-0.934)			0.798***	(0.763-0.834)			0.873***	(0.834-0.913)
35 - 39 år	0.887***	(0.851-0.924)			0.749***	(0.710-0.791)			0.856***	(0.809-0.905)
40 + år	0.898***	(0.851-0.947)			0.724***	(0.675-0.776)			0.866***	(0.805-0.932)
<u>Fødselsorden:</u>										
1			1.058***	(1.019-1.099)	0.959**	(0.920-0.999)	1.104***	(1.050-1.161)	1.016	(0.964-1.071)
2 (ref.)			1		1		1		1	
3			0.995	(0.956-1.036)	1.067***	(1.024-1.112)	1.002	(0.963-1.044)	1.052**	(1.009-1.097)
4			1.020	(0.978-1.063)	1.157***	(1.105-1.211)	1.031	(0.988-1.075)	1.120***	(1.069-1.172)
5			0.974	(0.931-1.018)	1.153***	(1.095-1.214)	0.982	(0.939-1.028)	1.092***	(1.037-1.150)
6			0.973	(0.926-1.022)	1.193***	(1.126-1.264)	0.982	(0.934-1.031)	1.108***	(1.045-1.174)
7			0.938**	(0.887-0.992)	1.182***	(1.106-1.262)	0.947*	(0.895-1.001)	1.079**	(1.009-1.154)
8			0.996	(0.933-1.064)	1.281***	(1.187-1.383)	1.003	(0.939-1.071)	1.150***	(1.064-1.242)
9			1.060	(0.979-1.147)	1.385***	(1.265-1.516)	1.061	(0.980-1.148)	1.220***	(1.113-1.337)
10 +			1.042	(0.963-1.128)	1.387***	(1.262-1.524)	1.036	(0.957-1.122)	1.194***	(1.085-1.314)



Fortsettelse tabell 20

Foregående fødselsintervall:				
- 17 mnd.		1.297***	(1.217-1.382)	1.267*** (1.188-1.350)
18 - 23 mnd.		1.297***	(1.233-1.364)	1.275*** (1.212-1.341)
24 - 29 mnd.		1.128***	(1.078-1.180)	1.114*** (1.064-1.166)
30 - 35 mnd.		1.077***	(1.028-1.128)	1.071*** (1.022-1.122)
36 - 41 mnd. (ref.)		1		1
42 - 47 mnd.		0.963	(0.910-1.019)	0.967 (0.914-1.024)
48 - 53 mnd.		0.853***	(0.800-0.908)	0.860*** (0.807-0.916)
54 - 59 mnd.		0.886***	(0.822-0.954)	0.898*** (0.834-0.968)
60 + mnd.		0.805***	(0.763-0.849)	0.828*** (0.785-0.875)

Tabell 21: Tabell 9 med 95% konfidensintervall

Fødselsorden	Mors alder ved fødsel													
	- 17 år		18 - 19 år		20 -24 år		25 -29 år		30 - 34 år		35 - 39 år		40 + år	
	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI
1	1.313***	(1.217-1.417)	1.168***	(1.092-1.250)	1.025	(0.964-1.091)	0.859***	(0.788-0.936)						
2			1.086**	(1.001-1.177)	1		0.946*	(0.887-1.009)	0.893**	(0.805-0.991)				
3					1.055*	(0.996-1.116)	0.956	(0.904-1.011)	0.929*	(0.851-1.014)	0.956	(0.829-1.103)		
4					1.140***	(1.048-1.241)	1.017	(0.961-1.075)	0.942	(0.877-1.013)	1.037	(0.936-1.150)		
5					1.197**	(1.027-1.395)	0.987	(0.924-1.055)	0.929**	(0.869-0.994)	0.971	(0.891-1.059)		
6							1.014	(0.928-1.109)	1.001	(0.932-1.074)	0.884***	(0.810-0.965)	1.011	(0.878-1.163)
7									0.994	(0.878-1.125)	0.937	(0.860-1.021)	0.883*	(0.773-1.008)
8									0.989	(0.791-1.235)	0.949	(0.864-1.043)	0.993	(0.874-1.128)
9									1.260	(0.835-1.902)	1.109*	(0.989-1.245)	0.970	(0.854-1.102)
10 +									0.899	(0.401-2.019)	1.007	(0.884-1.147)	1.033	(0.933-1.143)

Tabell 22: Tabell 10 med alle kontrollvariable

Variable	Alle land		HDI høy		HDI lav	
	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI
<b>Kontrollvariable</b>						
<b>Alder</b>						
0 - 11 mnd. (ref.)	1		1		1	
12 - 23 mnd.	3.809***	(3.626-4.000)	3.759***	(3.468-4.075)	3.825***	(3.464-4.225)
24 - 35 mnd.	3.035***	(2.831-3.253)	2.889***	(2.581-3.234)	3.139***	(2.728-3.612)
36 - 47 mnd.	2.872***	(2.615-3.154)	2.535***	(2.181-2.946)	3.158***	(2.615-3.815)
48 - 59 mnd.	2.370***	(2.101-2.673)	2.033***	(1.676-2.466)	2.548***	(1.999-3.247)
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.853***	(0.834-0.873)	0.870***	(0.836-0.905)	0.860***	(0.820-0.901)
<b>Mors utdanning:</b>						
0 - 3 år (ref.)	1		1		1	
4 - 6 år	0.951***	(0.918-0.985)	0.986	(0.928-1.048)	0.943	(0.874-1.018)
7 - 9 år	0.879***	(0.842-0.917)	0.930**	(0.872-0.993)	0.773***	(0.691-0.865)
10 + år	0.695***	(0.656-0.737)	0.779***	(0.713-0.852)	0.621***	(0.523-0.738)
Urban? (ja=1, nei=0)	0.981	(0.947-1.016)	1.171***	(1.100-1.246)	0.911**	(0.839-0.990)
Levestandard husholdning	0.989***	(0.987-0.991)	0.972***	(0.967-0.977)	0.997***	(0.995-0.998)
Gj.snittlig utdanning i nærområdet	0.889***	(0.882-0.895)	0.872***	(0.861-0.884)	0.891***	(0.872-0.910)
Gj.snittlig levestandard i nærområdet	1.004***	(1.002-1.006)	1.011***	(1.004-1.018)	1.000	(0.998-1.002)
Ekte mannens utdanning	0.987***	(0.984-0.991)	0.999	(0.993-1.005)	0.977***	(0.968-0.985)
Mor gift? (ja=1, nei=0)	0.996	(0.959-1.034)	0.921**	(0.855-0.992)	1.059	(0.980-1.145)
Fødselsår	0.888***	(0.863-0.914)	0.897***	(0.857-0.939)	0.928**	(0.876-0.984)
<b>Mors alder ved fødsel:</b>						
- 17 år	1.280***	(1.200-1.367)	1.217***	(1.087-1.361)	1.304***	(1.151-1.479)
18 - 19 år	1.130***	(1.075-1.187)	1.104**	(1.013-1.203)	1.122**	(1.017-1.239)
20 - 24 år (ref.)	1		1		1	
25 - 29 år	0.908***	(0.875-0.941)	0.833***	(0.781-0.887)	0.898***	(0.834-0.968)
30 - 34 år	0.873***	(0.834-0.913)	0.795***	(0.734-0.861)	0.876***	(0.798-0.961)
35 - 39 år	0.856***	(0.809-0.905)	0.761***	(0.690-0.839)	0.824***	(0.736-0.923)
40 + år	0.866***	(0.805-0.932)	0.769***	(0.678-0.872)	0.832**	(0.717-0.965)
<b>Fødselsorden:</b>						
1	1.016	(0.964-1.071)	0.998	(0.910-1.095)	1.031	(0.926-1.147)
2 (ref.)	1		1		1	
3	1.052**	(1.009-1.097)	1.045	(0.971-1.123)	1.013	(0.930-1.104)
4	1.120***	(1.069-1.172)	1.200***	(1.107-1.300)	1.050	(0.956-1.153)
5	1.092***	(1.037-1.150)	1.153***	(1.053-1.262)	1.076	(0.970-1.195)
6	1.108***	(1.045-1.174)	1.124**	(1.015-1.245)	1.039	(0.924-1.170)
7	1.079**	(1.009-1.154)	1.222***	(1.090-1.371)	1.004	(0.876-1.149)
8	1.150***	(1.064-1.242)	1.270***	(1.115-1.447)	1.097	(0.938-1.284)
9	1.220***	(1.113-1.337)	1.425***	(1.226-1.656)	0.995	(0.821-1.205)
10 +	1.194***	(1.085-1.314)	1.338***	(1.143-1.565)	1.232**	(1.010-1.503)

Fortsettelse tabell 22

Foregående fødselsintervall:						
- 17 mnd.	1.267***	(1.188-1.350)	1.301***	(1.164-1.454)	1.253***	(1.095-1.434)
18 - 23 mnd.	1.275***	(1.212-1.341)	1.197***	(1.098-1.304)	1.356***	(1.224-1.503)
24 - 29 mnd.	1.114***	(1.064-1.166)	1.049	(0.970-1.134)	1.099**	(1.005-1.203)
30 - 35 mnd.	1.071***	(1.022-1.122)	1.045	(0.963-1.133)	1.068	(0.976-1.170)
36 - 41 mnd. (ref.)	1		1		1	
42 - 47 mnd.	0.967	(0.914-1.024)	0.946	(0.856-1.044)	1.011	(0.904-1.129)
48 - 53 mnd.	0.860***	(0.807-0.916)	0.871**	(0.780-0.973)	0.814***	(0.716-0.925)
54 - 59 mnd.	0.898***	(0.834-0.968)	0.851**	(0.746-0.971)	0.873*	(0.750-1.017)
60 + mnd.	0.828***	(0.785-0.875)	0.829***	(0.754-0.911)	0.807***	(0.722-0.902)

Tabell 23: Tabell 11 med 95% konfidensintervall

Fødselsorden	Mors alder ved fødsel													
	- 17 år		18 - 19 år		20 -24 år		25 -29 år		30 - 34 år		35 - 39 år		40 + år	
	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI
1	1.232***	(1.082-1.403)	1.129**	(1.005-1.268)	1.030	(0.924-1.149)	0.722***	(0.619-0.842)						
2			1.058	(0.922-1.215)	1		0.907*	(0.809-1.018)	0.851*	(0.712-1.016)				
3					1.057	(0.960-1.164)	0.887**	(0.804-0.978)	0.788***	(0.674-0.922)	0.843	(0.648-1.096)		
4					1.182**	(1.025-1.363)	0.973	(0.883-1.071)	0.974	(0.860-1.103)	1.060	(0.890-1.263)		
5					1.371**	(1.048-1.793)	0.948	(0.847-1.061)	0.890*	(0.792-1.000)	0.929	(0.801-1.078)		
6							1.037	(0.891-1.206)	0.884**	(0.782-0.998)	0.828**	(0.714-0.960)	0.819	(0.633-1.059)
7									1.061	(0.859-1.310)	0.921	(0.798-1.063)	0.935	(0.747-1.171)
8									0.891	(0.617-1.288)	0.951	(0.817-1.107)	0.922	(0.741-1.147)
9									2.122*	(0.967-4.655)	1.155	(0.965-1.383)	1.014	(0.831-1.239)
10 +									1.397	(0.271-7.191)	0.926	(0.757-1.134)	1.053	(0.900-1.232)

Tabell 24: Tabell 12 med 95% konfidensintervall

Fødselsorden	Mors alder ved fødsel													
	- 17 år		18 - 19 år		20 -24 år		25 -29 år		30 - 34 år		35 - 39 år		40 + år	
	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI	Oddsrate	95% KI
1	1.352***	(1.169-1.564)	1.204***	(1.052-1.377)	0.986	(0.867-1.123)	0.866	(0.715-1.051)						
2			0.996	(0.855-1.160)	1		0.922	(0.802-1.060)	0.818*	(0.650-1.029)				
3					1.029	(0.920-1.151)	0.865**	(0.770-0.970)	0.978	(0.812-1.179)	0.797	(0.589-1.078)		
4					1.072	(0.913-1.260)	0.938	(0.839-1.049)	0.871*	(0.750-1.012)	0.898	(0.726-1.110)		
5					0.867	(0.652-1.154)	0.978	(0.857-1.114)	0.900	(0.787-1.029)	0.980	(0.824-1.166)		
6							0.866	(0.723-1.037)	0.952	(0.829-1.094)	0.822**	(0.689-0.983)	0.878	(0.668-1.155)
7									0.885	(0.694-1.130)	0.802**	(0.671-0.958)	0.722**	(0.554-0.942)
8									1.359	(0.881-2.098)	0.807**	(0.665-0.980)	1.087	(0.844-1.401)
9									1.225	(0.587-2.557)	0.821	(0.639-1.055)	0.800	(0.606-1.057)
10 +									0.335	(0.069-1.624)	0.924	(0.697-1.225)	1.072	(0.863-1.332)

Tabell 25: Tabell 13 med alle kontrollvariable

Variable	Alle land		De syv landene med høyest HDI-skår		De syv landene med lavest HDI-skår	
	Oddsratio	95% KI	Oddsratio	95% KI	Oddsratio	95% KI
<b>Kontrollvariable</b>						
Alder						
0 - 11 mnd. (ref.)	1		1		1	
12 - 23 mnd.	5.186***	(4.613-5.829)	5.178***	(4.289-6.250)	5.391***	(4.224-6.880)
24 - 35 mnd.	3.575***	(2.990-4.275)	3.540***	(2.663-4.707)	3.572***	(2.459-5.188)
36 - 47 mnd.	2.652***	(2.046-3.439)	2.444***	(1.631-3.661)	2.940***	(1.702-5.079)
48 - 59 mnd.	1.631***	(1.167-2.280)	1.563*	(0.925-2.641)	1.649	(0.817-3.329)
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.797***	(0.754-0.842)	0.828***	(0.754-0.909)	0.722***	(0.643-0.811)
Fødselsår	0.799***	(0.738-0.864)	0.871**	(0.771-0.985)	0.729***	(0.617-0.861)
Mors alder ved fødsel:						
- 17 år	1.380**	(1.073-1.774)	1.215	(0.807-1.829)	1.027	(0.612-1.723)
18 - 19 år	1.174**	(1.010-1.364)	1.042	(0.814-1.335)	1.084	(0.800-1.469)
20 - 24 år (ref.)	1		1		1	
25 - 29 år	0.931	(0.825-1.050)	0.888	(0.722-1.092)	0.969	(0.750-1.251)
30 - 34 år	0.862	(0.706-1.054)	0.753	(0.534-1.062)	1.120	(0.743-1.690)
35 - 39 år	0.789	(0.592-1.052)	0.658*	(0.406-1.065)	0.872	(0.482-1.576)
40 + år	0.738	(0.492-1.108)	0.451**	(0.229-0.885)	1.174	(0.509-2.708)
Fødselsorden:						
1	1.351***	(1.101-1.658)	1.591***	(1.128-2.244)	1.152	(0.750-1.770)
2 (ref.)	1		1		1	
3	0.885	(0.749-1.046)	0.836	(0.634-1.103)	1.038	(0.725-1.488)
4	0.790	(0.580-1.077)	0.770	(0.465-1.275)	1.091	(0.560-2.124)
5	0.673*	(0.430-1.055)	0.637	(0.306-1.324)	1.092	(0.414-2.876)
6	0.582*	(0.323-1.050)	0.481	(0.184-1.258)	1.214	(0.339-4.339)
7	0.528*	(0.254-1.094)	0.441	(0.135-1.444)	1.582	(0.324-7.715)
8	0.494	(0.207-1.182)	0.343	(0.083-1.413)	2.667	(0.400-17.785)
9	0.526	(0.191-1.451)	0.315	(0.061-1.626)	4.167	(0.452-38.399)
10	0.477	(0.148-1.535)	0.301	(0.045-1.996)	5.829	(0.444-76.469)
Foregående fødselsintervall:						
- 17 mnd.	3.237***	(2.767-3.786)	4.004***	(3.040-5.274)	2.993***	(2.147-4.171)
18 - 23 mnd.	2.100***	(1.863-2.366)	1.979***	(1.620-2.417)	2.534***	(1.977-3.248)
24 - 29 mnd.	1.524***	(1.371-1.695)	1.586***	(1.327-1.895)	1.575***	(1.272-1.951)
30 - 35 mnd.	1.187***	(1.068-1.319)	1.171*	(0.978-1.402)	1.253**	(1.017-1.545)
36 - 41 mnd. (ref.)	1		1		1	
42 - 47 mnd.	0.886*	(0.767-1.023)	1.014	(0.794-1.297)	0.891	(0.672-1.182)
48 - 53 mnd.	0.977	(0.814-1.173)	0.821	(0.601-1.120)	0.967	(0.666-1.404)
54 - 59 mnd.	0.949	(0.731-1.233)	0.923	(0.588-1.448)	1.041	(0.606-1.788)
60 + mnd.	0.816**	(0.666-0.999)	0.858	(0.602-1.223)	0.716	(0.471-1.089)

Tabell 26: Tabell 14 med alle kontrollvariable

Variable	Modell Ia		Modell II	
	Oddsratio	95% KI	Oddsratio	95% KI
<b>Kontrollvariable</b>				
Alder				
0 - 11 mnd. (ref.)	1		1	
12 - 23 mnd.	3.809***	(3.626-4.000)	5.186***	(4.613-5.829)
24 - 35 mnd.	3.035***	(2.831-3.253)	3.575***	(2.990-4.275)
36 - 47 mnd.	2.872***	(2.615-3.154)	2.652***	(2.046-3.439)
48 - 59 mnd.	2.370***	(2.101-2.673)	1.631***	(1.167-2.280)
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.853***	(0.834-0.873)	0.797***	(0.754-0.842)
Fødselsår	0.888***	(0.863-0.914)	0.799***	(0.738-0.864)
Mors utdanning:				
0 - 3 år (ref.)	1			
4 - 6 år	0.951***	(0.918-0.985)		
7 - 9 år	0.879***	(0.842-0.917)		
10 + år	0.695***	(0.656-0.737)		
Urban? (ja=1, nei=0)	0.981	(0.947-1.016)		
Husholdningens levestandard	0.989***	(0.987-0.991)		
Gj.snittlig utdanning i nærområdet	0.889***	(0.882-0.895)		
Gj.snittlig levestandard i nærområdet	1.004***	(1.002-1.006)		
Ektemannens utdanning	0.987***	(0.984-0.991)		
Mor gift? (ja=1, nei=0)	0.996	(0.959-1.034)		
<b>Mors alder ved fødsel:</b>				
- 17 år	1.280***	(1.200-1.367)	1.380**	(1.073-1.774)
18 - 19 år	1.130***	(1.075-1.187)	1.174**	(1.010-1.364)
20 - 24 år (ref.)	1		1	
25 - 29 år	0.908***	(0.875-0.941)	0.931	(0.825-1.050)
30 - 34 år	0.873***	(0.834-0.913)	0.862	(0.706-1.054)
35 - 39 år	0.856***	(0.809-0.905)	0.789	(0.592-1.052)
40 + år	0.866***	(0.805-0.932)	0.738	(0.492-1.108)
<b>Fødselsorden:</b>				
1	1.016	(0.964-1.071)	1.351***	(1.101-1.658)
2 (ref.)	1		1	
3	1.052**	(1.009-1.097)	0.885	(0.749-1.046)
4	1.120***	(1.069-1.172)	0.790	(0.580-1.077)
5	1.092***	(1.037-1.150)	0.673*	(0.430-1.055)
6	1.108***	(1.045-1.174)	0.582*	(0.323-1.050)
7	1.079**	(1.009-1.154)	0.528*	(0.254-1.094)
8	1.150***	(1.064-1.242)	0.494	(0.207-1.182)
9	1.220***	(1.113-1.337)	0.526	(0.191-1.451)
10 +	1.194***	(1.085-1.314)	0.477	(0.148-1.535)

Fortsettelse tabell 26

Foregående fødselsintervall:				
- 17 mnd.	1.267***	(1.188-1.350)	3.237***	(2.767-3.786)
18 - 23 mnd.	1.275***	(1.212-1.341)	2.100***	(1.863-2.366)
24 - 29 mnd.	1.114***	(1.064-1.166)	1.524***	(1.371-1.695)
30 - 35 mnd.	1.071***	(1.022-1.122)	1.187***	(1.068-1.319)
36 - 41 mnd. (ref.)	1		1	
42 - 47 mnd.	0.967	(0.914-1.024)	0.886*	(0.767-1.023)
48 - 53 mnd.	0.860***	(0.807-0.916)	0.977	(0.814-1.173)
54 - 59 mnd.	0.898***	(0.834-0.968)	0.949	(0.731-1.233)
60 + mnd.	0.828***	(0.785-0.875)	0.816**	(0.666-0.999)

Tabell 27: Tabell 15 med alle kontrollvariable

Variable	Ikke kontrollert for fødselsår		Kontrollert for fødselsår	
	Oddsratio	95% KI	Oddsratio	95% KI
<u>Kontrollvariable</u>				
Alder				
0 - 11 mnd. (ref.)	1		1	
12 - 23 mnd.	6.110***	(5.514-6.771)	5.186***	(4.613-5.829)
24 - 35 mnd.	5.016***	(4.384-5.739)	3.575***	(2.990-4.275)
36 - 47 mnd.	4.458***	(3.701-5.371)	2.652***	(2.046-3.439)
48 - 59 mnd.	3.248***	(2.574-4.099)	1.631***	(1.167-2.280)
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.797***	(0.754-0.843)	0.797***	(0.754-0.842)
Kalenderår			0.799***	(0.738-0.864)
<u>Mors alder ved fødsel:</u>				
- 17 år	1.336**	(1.040-1.716)	1.380**	(1.073-1.774)
18 - 19 år	1.151*	(0.991-1.338)	1.174**	(1.010-1.364)
20 - 24 år (ref.)	1		1	
25 - 29 år	0.936	(0.830-1.057)	0.931	(0.825-1.050)
30 - 34 år	0.864	(0.708-1.056)	0.862	(0.706-1.054)
35 - 39 år	0.783*	(0.588-1.044)	0.789	(0.592-1.052)
40 + år	0.714	(0.476-1.072)	0.738	(0.492-1.108)
<u>Fødselsorden:</u>				
1	1.586***	(1.303-1.930)	1.351***	(1.101-1.658)
2 (ref.)	1		1	
3	0.772***	(0.658-0.906)	0.885	(0.749-1.046)
4	0.606***	(0.451-0.813)	0.790	(0.580-1.077)
5	0.454***	(0.296-0.697)	0.673*	(0.430-1.055)
6	0.346***	(0.198-0.607)	0.582*	(0.323-1.050)
7	0.276***	(0.138-0.552)	0.528*	(0.254-1.094)
8	0.230***	(0.100-0.525)	0.494	(0.207-1.182)
9	0.219***	(0.083-0.576)	0.526	(0.191-1.451)
10	0.174***	(0.057-0.531)	0.477	(0.148-1.535)
<u>Foregående fødselsintervall:</u>				
- 17 mnd.	3.422***	(2.929-3.998)	3.237***	(2.767-3.786)
18 - 23 mnd.	2.183***	(1.938-2.458)	2.100***	(1.863-2.366)
24 - 29 mnd.	1.573***	(1.416-1.748)	1.524***	(1.371-1.695)
30 - 35 mnd.	1.202***	(1.082-1.336)	1.187***	(1.068-1.319)
36 - 41 mnd. (ref.)	1		1	
42 - 47 mnd.	0.875*	(0.758-1.010)	0.886*	(0.767-1.023)
48 - 53 mnd.	0.965	(0.805-1.156)	0.977	(0.814-1.173)
54 - 59 mnd.	0.945	(0.730-1.225)	0.949	(0.731-1.233)
60 + mnd.	0.831*	(0.679-1.018)	0.816*	(0.666-0.999)



Tabell 28: Tabell 16 med alle kontrollvariable

Variable	Fin kategorisering		Variable	Grovere kategorisering	
	Oddsratio	95% KI		Oddsratio	95% KI
<u>Kontrollvariable</u>			<u>Kontrollvariable</u>		
Alder			Alder		
0 - 11 mnd. (ref.)	1		0 - 11 mnd. (ref.)	1	
12 - 23 mnd.	5.186***	(4.613-5.829)	12 - 23 mnd.	5.265***	(4.692-5.907)
24 - 35 mnd.	3.575***	(2.990-4.275)	24 - 35 mnd.	3.708***	(3.122-4.404)
36 - 47 mnd.	2.652***	(2.046-3.439)	36 - 47 mnd.	2.830***	(2.215-3.616)
48 - 59 mnd.	1.631***	(1.167-2.280)	48 - 59 mnd.	1.776***	(1.296-2.435)
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.797***	(0.754-0.842)	Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.797***	(0.754-0.842)
Fødselsår	0.799***	(0.738-0.864)	Fødselsår	0.783***	(0.727-0.844)
<u>Mors alder ved fødsel:</u>			<u>Mors alder ved fødsel:</u>		
- 17 år	1.380**	(1.073-1.774)	- 17 år	1.397***	(1.090-1.791)
18 - 19 år	1.174**	(1.010-1.364)	18 - 19 år	1.185**	(1.022-1.374)
20 - 24 år (ref.)	1		20 - 24 år (ref.)	1	
25 - 29 år	0.931	(0.825-1.050)	25 - 29 år	0.919	(0.816-1.036)
30 - 34 år	0.862	(0.706-1.054)	30 - 34 år	0.845*	(0.692-1.031)
35 - 39 år	0.789	(0.592-1.052)	35 - 39 år	0.791	(0.594-1.053)
40 + år	0.738	(0.492-1.108)	40 + år	0.780	(0.523-1.163)
<u>Fødselsorden:</u>			<u>Fødselsorden:</u>		
1	1.351***	(1.101-1.658)	1	1.198**	(1.041-1.379)
2 (ref.)	1		2 - 3 (ref.)	1	
3	0.885	(0.749-1.046)	4 - 5	0.987	(0.880-1.107)
4	0.790	(0.580-1.077)	6 - 7	0.938	(0.771-1.142)
5	0.673*	(0.430-1.055)	8 - 9	0.967	(0.721-1.298)
6	0.582*	(0.323-1.050)	10 +	0.964	(0.624-1.491)
7	0.528*	(0.254-1.094)			
8	0.494	(0.207-1.182)			
9	0.526	(0.191-1.451)			
10	0.477	(0.148-1.535)			
<u>Foregående fødselsintervall:</u>			<u>Foregående fødselsintervall:</u>		
- 17 mnd.	3.237***	(2.767-3.786)	- 17 mnd.	3.071***	(2.663-3.541)
18 - 23 mnd.	2.100***	(1.863-2.366)	18 - 23 mnd.	2.027***	(1.813-2.267)
24 - 29 mnd.	1.524***	(1.371-1.695)	24 - 29 mnd.	1.487***	(1.343-1.646)
30 - 35 mnd.	1.187***	(1.068-1.319)	30 - 35 mnd.	1.176***	(1.059-1.306)
36 - 41 mnd. (ref.)	1		36 - 41 mnd. (ref.)	1	
42 - 47 mnd.	0.886*	(0.767-1.023)	42 - 47 mnd.	0.894	(0.774-1.032)
48 - 53 mnd.	0.977	(0.814-1.173)	48 - 53 mnd.	0.984	(0.819-1.181)
54 - 59 mnd.	0.949	(0.731-1.233)	54 - 59 mnd.	0.949	(0.731-1.234)
60 + mnd.	0.816*	(0.666-0.999)	60 + mnd.	0.813**	(0.664-0.995)

Tabell 29: Tabell 17 med alle kontrollvariable og 95% konfidensintervall

Grovere kategorisering av mors alder ved fødsel			Medium kategorisering av mors alder ved fødsel			Finere kategorisering av mors alder ved fødsel		
Variable	Oddsratio	95% KI	Variable	Oddsratio	95% KI	Variable	Oddsratio	95% KI
<u>Kontrollvariable</u>			<u>Kontrollvariable</u>			<u>Kontrollvariable</u>		
Alder			Alder			Alder		
0 - 11 mnd. (ref.)	1		0 - 11 mnd. (ref.)	1		0 - 11 mnd. (ref.)	1	
12 - 23 mnd.	5.348***	(4.761-6.007)	12 - 23 mnd.	5.186***	(4.613-5.829)	12 - 23 mnd.	4.950***	(4.371-5.606)
24 - 35 mnd.	3.788***	(3.177-4.517)	24 - 35 mnd.	3.575***	(2.990-4.275)	24 - 35 mnd.	3.253***	(2.667-3.968)
36 - 47 mnd.	2.873***	(2.226-3.709)	36 - 47 mnd.	2.652***	(2.046-3.439)	36 - 47 mnd.	2.295***	(1.718-3.066)
48 - 59 mnd.	1.809***	(1.301-2.515)	48 - 59 mnd.	1.631***	(1.167-2.280)	48 - 59 mnd.	1.342	(0.920-1.959)
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.796***	(0.753-0.842)	Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.797***	(0.754-0.842)	Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.797***	(0.754-0.843)
Fødselsår	0.800***	(0.740-0.866)	Fødselsår	0.799***	(0.738-0.864)	Fødselsår	0.798***	(0.738-0.864)
<u>Mors alder ved fødsel:</u>			<u>Mors alder ved fødsel:</u>			<u>Mors alder ved fødsel:</u>		
- 17 år	1.136	(0.874-1.477)	- 17 år	1.380**	(1.073-1.774)	- 17 år	1.637***	(1.199-2.234)
18 - 21 år	0.989	(0.869-1.125)	18 - 19 år	1.174**	(1.010-1.364)	18 - 19 år	1.268***	(1.066-1.508)
22 - 30 år (ref.)	1		20 - 24 år (ref.)	1		20 - 21 år (ref.)	1	
31 - 39 år	1.211***	(1.055-1.391)	25 - 29 år	0.931	(0.825-1.050)	22 - 23 år	0.880	(0.752-1.029)
40 + år	1.215	(0.919-1.606)	30 - 34 år	0.862	(0.706-1.054)	24 - 25 år	0.811	(0.630-1.044)
			35 - 39 år	0.789	(0.592-1.052)	26 - 27 år	0.696**	(0.490-0.988)
			40 + år	0.738	(0.492-1.108)	28 - 29 år	0.598**	(0.381-0.937)
						30 - 31 år	0.500**	(0.289-0.864)
						32 - 33 år	0.505**	(0.265-0.963)
						34 - 35 år	0.398**	(0.189-0.837)
						36 - 37 år	0.357**	(0.154-0.831)
						38 - 39 år	0.278**	(0.108-0.715)
						40 + år	0.244***	(0.084-0.706)

Fortsettelse tabell 29

Fødselsorden:			Fødselsorden:			Fødselsorden:		
1	1.373***	(1.122-1.681)	1	1.351***	(1.101-1.658)	1	1.364***	(1.104-1.685)
2 (ref.)	1		2 (ref.)	1		2 (ref.)	1	
3	0.881	(0.747-1.040)	3	0.885	(0.749-1.046)	3	0.883	(0.742-1.050)
4	0.784	(0.577-1.065)	4	0.790	(0.580-1.077)	4	0.790	(0.574-1.087)
5	0.659*	(0.422-1.029)	5	0.673*	(0.430-1.055)	5	0.680	(0.429-1.078)
6	0.557*	(0.310-1.002)	6	0.582*	(0.323-1.050)	6	0.594*	(0.326-1.082)
7	0.493*	(0.238-1.021)	7	0.528*	(0.254-1.094)	7	0.543	(0.260-1.137)
8	0.460*	(0.193-1.101)	8	0.494	(0.207-1.182)	8	0.522	(0.217-1.254)
9	0.492	(0.178-1.358)	9	0.526	(0.191-1.451)	9	0.564	(0.204-1.561)
10 Foregående fødselsintervall:	0.454	(0.141-1.463)	10 Foregående fødselsintervall:	0.477	(0.148-1.535)	10 Foregående fødselsintervall:	0.508	(0.157-1.638)
- 17 mnd.	3.248***	(2.778-3.799)	- 17 mnd.	3.237***	(2.767-3.786)	- 17 mnd.	3.242***	(2.771-3.794)
18 - 23 mnd.	2.102***	(1.865-2.369)	18 - 23 mnd.	2.100***	(1.863-2.366)	18 - 23 mnd.	2.104***	(1.866-2.371)
24 - 29 mnd.	1.522***	(1.369-1.693)	24 - 29 mnd.	1.524***	(1.371-1.695)	24 - 29 mnd.	1.528***	(1.374-1.699)
30 - 35 mnd.	1.187***	(1.068-1.319)	30 - 35 mnd.	1.187***	(1.068-1.319)	30 - 35 mnd.	1.191***	(1.072-1.324)
36 - 41 mnd. (ref.)	1		36 - 41 mnd. (ref.)	1		36 - 41 mnd. (ref.)	1	
42 - 47 mnd.	0.886*	(0.767-1.023)	42 - 47 mnd.	0.886*	(0.767-1.023)	42 - 47 mnd.	0.887	(0.768-1.024)
48 - 53 mnd.	0.975	(0.812-1.170)	48 - 53 mnd.	0.977	(0.814-1.173)	48 - 53 mnd.	0.982	(0.818-1.179)
54 - 59 mnd.	0.951	(0.732-1.235)	54 - 59 mnd.	0.949	(0.731-1.233)	54 - 59 mnd.	0.950	(0.731-1.235)
60 + mnd.	0.813**	(0.664-0.996)	60 + mnd.	0.816*	(0.666-0.999)	60 + mnd.	0.811**	(0.661-0.995)

Tabell 30: Tabell 18 med alle kontrollvariable og 95% konfidensintervall

Grov - grov kategorisering			Medium - grov kategorisering			Fin - grov kategorisering		
Variable	Oddsratio	95% KI	Variable	Oddsratio	95% KI	Variable	Oddsratio	95% KI
Kontrollvariable			Kontrollvariable			Kontrollvariable		
Alder			Alder			Alder		
0 - 11 mnd. (ref.)	1		0 - 11 mnd. (ref.)	1		0 - 11 mnd. (ref.)	1	
12 - 23 mnd.	5.435***	(4.848-6.094)	12 - 23 mnd.	5.186***	(4.613-5.829)	12 - 23 mnd.	4.950***	(4.371-5.606)
24 - 35 mnd.	3.942***	(3.329-4.667)	24 - 35 mnd.	3.575***	(2.990-4.275)	24 - 35 mnd.	3.253***	(2.667-3.968)
36 - 47 mnd.	3.085***	(2.425-3.924)	36 - 47 mnd.	2.652***	(2.046-3.439)	36 - 47 mnd.	2.295***	(1.718-3.066)
48 - 59 mnd.	1.985***	(1.456-2.706)	48 - 59 mnd.	1.631***	(1.167-2.280)	48 - 59 mnd.	1.342	(0.920-1.959)
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.796***	(0.753-0.842)	Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.797***	(0.754-0.842)	Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.797***	(0.754-0.843)
Fødselsår	0.783***	(0.727-0.844)	Fødselsår	0.799***	(0.738-0.864)	Fødselsår	0.798***	(0.738-0.864)
Mors alder ved fødsel:			Mors alder ved fødsel:			Mors alder ved fødsel:		
- 17 år	1.150	(0.889-1.488)	- 17 år	1.380**	(1.073-1.774)	- 17 år	1.637***	(1.199-2.234)
18 - 21 år	0.998	(0.880-1.132)	18 - 19 år	1.174**	(1.010-1.364)	18 - 19 år	1.268***	(1.066-1.508)
22 - 30 år (ref.)	1		20 - 24 år (ref.)	1		20 - 21 år (ref.)	1	
31 - 39 år	1.203***	(1.049-1.379)	25 - 29 år	0.931	(0.825-1.050)	22 - 23 år	0.880	(0.752-1.029)
40 + år	1.271*	(0.967-1.672)	30 - 34 år	0.862	(0.706-1.054)	24 - 25 år	0.811	(0.630-1.044)
			35 - 39 år	0.789	(0.592-1.052)	26 - 27 år	0.696**	(0.490-0.988)
			40 + år	0.738	(0.492-1.108)	28 - 29 år	0.598**	(0.381-0.937)
						30 - 31 år	0.500**	(0.289-0.864)
						32 - 33 år	0.505**	(0.265-0.963)
						34 - 35 år	0.398**	(0.189-0.837)
						36 - 37 år	0.357**	(0.154-0.831)
						38 - 39 år	0.278**	(0.108-0.715)
						40 + år	0.244***	(0.084-0.706)

Fortsettelse tabell 30

Fødselsorden:			Fødselsorden:			Fødselsorden:		
1	1.208*	(1.053-1.388)	1	1.351***	(1.101-1.658)	1	1.364***	(1.104-1.685)
2 - 3(ref.)	1		2 (ref.)	1		2 (ref.)	1	
4 - 5	0.989	(0.883-1.108)	3	0.885	(0.749-1.046)	3	0.883	(0.742-1.050)
6 - 7	0.927	(0.762-1.129)	4	0.790	(0.580-1.077)	4	0.790	(0.574-1.087)
8 - 9	0.966	(0.720-1.295)	5	0.673*	(0.430-1.055)	5	0.680	(0.429-1.078)
10 +	0.992	(0.643-1.532)	6	0.582*	(0.323-1.050)	6	0.594*	(0.326-1.082)
			7	0.528*	(0.254-1.094)	7	0.543	(0.260-1.137)
			8	0.494	(0.207-1.182)	8	0.522	(0.217-1.254)
			9	0.526	(0.191-1.451)	9	0.564	(0.204-1.561)
			10	0.477	(0.148-1.535)	10	0.508	(0.157-1.638)
Foregående fødselsintervall:			Foregående fødselsintervall:			Foregående fødselsintervall:		
- 17 mnd.	3.069***	(2.662-3.539)	- 17 mnd.	3.237***	(2.767-3.786)	- 17 mnd.	3.242***	(2.771-3.794)
18 - 23 mnd.	2.024***	(1.810-2.263)	18 - 23 mnd.	2.100***	(1.863-2.366)	18 - 23 mnd.	2.104***	(1.866-2.371)
24 - 29 mnd.	1.483***	(1.339-1.641)	24 - 29 mnd.	1.524***	(1.371-1.695)	24 - 29 mnd.	1.528***	(1.374-1.699)
30 - 35 mnd.	1.175***	(1.058-1.305)	30 - 35 mnd.	1.187***	(1.068-1.319)	30 - 35 mnd.	1.191***	(1.072-1.324)
36 - 41 mnd. (ref.)	1		36 - 41 mnd. (ref.)	1		36 - 41 mnd. (ref.)	1	
42 - 47 mnd.	0.894	(0.775-1.033)	42 - 47 mnd.	0.886*	(0.767-1.023)	42 - 47 mnd.	0.887	(0.768-1.024)
48 - 53 mnd.	0.981	(0.817-1.178)	48 - 53 mnd.	0.977	(0.814-1.173)	48 - 53 mnd.	0.982	(0.818-1.179)
54 - 59 mnd.	0.950	(0.731-1.234)	54 - 59 mnd.	0.949	(0.731-1.233)	54 - 59 mnd.	0.950	(0.731-1.235)
60 + mnd.	0.807**	(0.659-0.989)	60 + mnd.	0.816*	(0.666-0.999)	60 + mnd.	0.811**	(0.661-0.995)

Tabell 31: Tabell 19 med alle kontrollvariable og 95% konfidensintervall

Grov - grov kategorisering			Medium - fin kategorisering			Fin - fin kategorisering		
Variable	Oddsratio	95% KI	Variable	Oddsratio	95% KI	Variable	Oddsratio	95% KI
Kontrollvariable			Kontrollvariable			Kontrollvariable		
Alder			Alder			Alder		
0 – 11 mnd. (ref.)	1		0 – 11 mnd. (ref.)	1		0 – 11 mnd. (ref.)	1	
12 – 23 mnd.	3.826***	(3.643-4.019)	12 – 23 mnd.	3.809***	(3.626-4.000)	12 – 23 mnd.	3.815***	(3.633-4.008)
24 – 35 mnd.	3.060***	(2.854-3.280)	24 – 35 mnd.	3.035***	(2.831-3.253)	24 – 35 mnd.	3.042***	(2.838-3.261)
36 – 47 mnd.	2.904***	(2.645-3.189)	36 – 47 mnd.	2.872***	(2.615-3.154)	36 – 47 mnd.	2.874***	(2.617-3.156)
48 – 59 mnd.	2.397***	(2.125-2.703)	48 – 59 mnd.	2.370***	(2.101-2.673)	48 – 59 mnd.	2.369***	(2.100-2.672)
Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.853***	(0.833-0.873)	Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.853***	(0.834-0.873)	Kjønn (jente=1, gutt=0)	0.853***	(0.833-0.873)
Mors utdanning:			Mors utdanning:			Mors utdanning:		
0 – 3 år (ref.)	1		0 – 3 år (ref.)	1		0 – 3 år (ref.)	1	
4 – 6 år	0.952***	(0.919-0.986)	4 – 6 år	0.951***	(0.918-0.985)	4 – 6 år	0.950***	(0.917-0.984)
7 – 9 år	0.879***	(0.842-0.917)	7 – 9 år	0.879***	(0.842-0.917)	7 – 9 år	0.878***	(0.841-0.916)
10 + år	0.690***	(0.651-0.731)	10 + år	0.695***	(0.656-0.737)	10 + år	0.698***	(0.658-0.739)
Urban? (ja=1, nei=0)	0.981	(0.947-1.015)	Urban? (ja=1, nei=0)	0.981	(0.947-1.016)	Urban? (ja=1, nei=0)	0.981	(0.947-1.016)
Levestandard husholdning	0.989***	(0.987-0.991)	Levestandard husholdning	0.989***	(0.987-0.991)	Levestandard husholdning	0.989***	(0.987-0.991)
Gj.snittlig utdanning i nærområdet	0.888***	(0.881-0.895)	Gj.snittlig utdanning i nærområdet	0.889***	(0.882-0.895)	Gj.snittlig utdanning i nærområdet	0.889***	(0.882-0.896)
Gj.snittlig levestandard i nærområdet	1.004***	(1.002-1.006)	Gj.snittlig levestandard i nærområdet	1.004***	(1.002-1.006)	Gj.snittlig levestandard i nærområdet	1.004***	(1.002-1.006)
Ektemannens utdanning	0.987***	(0.984-0.991)	Ektemannens utdanning	0.987***	(0.984-0.991)	Ektemannens utdanning	0.987***	(0.984-0.991)
Mor gift? (ja=1, nei=0)	0.996	(0.959-1.035)	Mor gift? (ja=1, nei=0)	0.996	(0.959-1.034)	Mor gift? (ja=1, nei=0)	0.997	(0.960-1.035)
Fødselsår	0.890***	(0.864-0.916)	Fødselsår	0.888***	(0.863-0.914)	Fødselsår	0.888***	(0.863-0.914)

Fortsettelse tabell 31

Mors alder ved fødsel:			Mors alder ved fødsel:			Mors alder ved fødsel:		
- 17 år	1.350***	(1.263-1.442)	- 17 år	1.280***	(1.200-1.367)	- 17 år	1.229***	(1.146-1.318)
18 - 21 år	1.144***	(1.102-1.188)	18 - 19 år	1.130***	(1.075-1.187)	18 - 19 år	1.082***	(1.023-1.145)
22 - 30 år (ref.)	1		20 - 24 år (ref.)	1		20 - 21 år (ref.)	1	
31 - 39 år	0.955***	(0.922-0.989)	25 - 29 år	0.908***	(0.875-0.941)	22 - 23 år	0.928***	(0.881-0.977)
40 + år	0.961	(0.902-1.025)	30 - 34 år	0.873***	(0.834-0.913)	24 - 25 år	0.895***	(0.848-0.944)
			35 - 39 år	0.856***	(0.809-0.905)	26 - 27 år	0.869***	(0.822-0.919)
			40 + år	0.866***	(0.805-0.932)	28 - 29 år	0.839***	(0.790-0.890)
						30 - 31 år	0.821***	(0.769-0.875)
						32 - 33 år	0.843***	(0.788-0.902)
						34 - 35 år	0.796***	(0.740-0.855)
						36 - 37 år	0.801***	(0.741-0.865)
						38 - 39 år	0.795***	(0.731-0.866)
						40 + år	0.811***	(0.747-0.880)
Fødselsorden:			Fødselsorden:			Fødselsorden:		
1	1.004	(0.955-1.056)	1	1.016	(0.964-1.071)	1	1.008	(0.956-1.063)
2 - 3 (ref.)	1		2 (ref.)	1		2 (ref.)	1	
4 - 5	1.055***	(1.021-1.091)	3	1.052**	(1.009-1.097)	3	1.061***	(1.017-1.106)
6 - 7	1.033	(0.988-1.081)	4	1.120***	(1.069-1.172)	4	1.131***	(1.080-1.185)
8 - 9	1.105***	(1.040-1.175)	5	1.092***	(1.037-1.150)	5	1.105***	(1.048-1.165)
10 +	1.120**	(1.024-1.224)	6	1.108***	(1.045-1.174)	6	1.123***	(1.058-1.192)
			7	1.079**	(1.009-1.154)	7	1.096***	(1.024-1.174)
			8	1.150***	(1.064-1.242)	8	1.170***	(1.082-1.266)
			9	1.220***	(1.113-1.337)	9	1.243***	(1.133-1.364)
			10	1.194***	(1.085-1.314)	10	1.218***	(1.105-1.342)

Fortsettelse tabell 31

Foregående fødselsintervall:			Foregående fødselsintervall:			Foregående fødselsintervall:		
- 17 mnd.	1.273***	(1.194-1.356)	- 17 mnd.	1.267***	(1.188-1.350)	- 17 mnd.	1.263***	(1.184-1.346)
18 - 23 mnd.	1.279***	(1.216-1.345)	18 - 23 mnd.	1.275***	(1.212-1.341)	18 - 23 mnd.	1.272***	(1.209-1.338)
24 - 29 mnd.	1.117***	(1.068-1.169)	24 - 29 mnd.	1.114***	(1.064-1.166)	24 - 29 mnd.	1.112***	(1.063-1.164)
30 - 35 mnd.	1.072***	(1.023-1.123)	30 - 35 mnd.	1.071***	(1.022-1.122)	30 - 35 mnd.	1.070***	(1.021-1.121)
36 - 41 mnd. (ref.)	1		36 - 41 mnd. (ref.)	1		36 - 41 mnd. (ref.)	1	
42 - 47 mnd.	0.965	(0.912-1.022)	42 - 47 mnd.	0.967	(0.914-1.024)	42 - 47 mnd.	0.968	(0.914-1.024)
48 - 53 mnd.	0.858***	(0.805-0.914)	48 - 53 mnd.	0.860***	(0.807-0.916)	48 - 53 mnd.	0.861***	(0.808-0.918)
54 - 59 mnd.	0.894***	(0.830-0.963)	54 - 59 mnd.	0.898***	(0.834-0.968)	54 - 59 mnd.	0.900***	(0.836-0.970)
60 + mnd.	0.820	(0.777-0.866)	60 + mnd.	0.828***	(0.785-0.875)	60 + mnd.	0.832***	(0.788-0.878)