Tijdschr Jeugdgezondheidsz 2026.12
DOI: 10.61431/jmnvqg73

Een kansrijke start voor alle kinderen: een populatie-perspectief

Ongelijkheid in geboorte-uitkomsten in Nederland op basis van landelijke registratiedata

Tanja A.J. Houweling [1,#*], David van Klaveren[1], Richard M.K. van Dijk[2], Jasper V. Been[1,3,4], Lisa Broeders[5], Ageeth N. Rosman[5,6], Wessel Kraaij[2,7], Anton Schreuder [1,2#]

[1] Afdeling Maatschappelijke Gezondheidszorg, Erasmus MC, Universitair Medisch Centrum Rotterdam, Rotterdam, Nederland
[2] Leiden Institute of Advanced Computer Science, Universiteit Leiden, Leiden, Nederland
[3] Subafdeling Neonatologie, Afdeling Intensive Care Neonatologie en Kinderen, Erasmus MC Sophia Kinderziekenhuis, Universitair Medisch Centrum Rotterdam, Rotterdam, Nederland
[4] Afdeling Verloskunde en Gynaecologie, Erasmus MC Sophia Kinderziekenhuis, Universitair Medisch Centrum Rotterdam, Rotterdam, Nederland
[5] Perined, Utrecht, Nederland
[6] Afdeling Zorginnovatie, Hogeschool Rotterdam, Rotterdam, Nederland
[7] Nederlandse Organisatie voor Toegepast-Natuurwetenschappelijk Onderzoek, Leiden, Nederland

*# Gedeeld eerste auteur** Corresponderende auteur: a.j.houweling@erasmusmc.nl

Trefwoorden: kansrijke start, geboorte-uitkomsten, volksgezondheid, opleidingsniveau, gezondheidsverschillen

Dit artikel is een bewerkte Nederlandstalige versie van https://www.nature.com/articles/s41598-026-37601-z

SAMENVATTING

Inleiding

Effectief Kansrijke Start-beleid vereist inzicht in de verdeling van ongunstige geboorte-uitkomsten binnen de bevolking. Deze studie beschrijft ongelijkheid in ongunstige geboorte-uitkomsten naar opleidingsachtergrond van de moeder.

Methode

Landelijke registratiedata (Perined, Centraal Bureau van de Statistiek) van alle eenlinggeboorten in Nederland (2016–2019; n=639.007) werden gekoppeld. Ongunstige uitkomsten (doodgeboorte,

Correspondentieadres:
Tanja A.J. Houweling,a.j.houweling@erasmusmc.nl).
Afdeling Maatschappelijke Gezondheidszorg Erasmus MC
Postbus 2040 3000 CA Rotterdam.

neonatale sterfte, vroeggeboorte, te klein voor zwangerschapsduur, Apgar-score op 5 minuten <7, opname op neonatale intensive care, ernstige aangeboren afwijkingen) werden geanalyseerd voor vijf opleidingscategorieën.

Resultaten

Eén op de zes geboorten had een ongunstige uitkomst. Risico's namen trapsgewijs toe in relatie tot genoten opleiding, van 13,5% (master) tot 21,1% (basisonderwijs). Het absolute aantal ongunstige geboorte-uitkomsten was het hoogst in de omvangrijke middengroep met een gematigd risico. Jaarlijks zouden 3703 (95%BI: 3357-4049) ongunstige uitkomsten (14,7% [95%BI: 13,3-16,0]) vermeden worden bij een populatie-breed risico gelijk aan dat van aan de hoogstopgeleiden. Neonatale sterfte was 2,25 keer (95%BI: 1,71-2,79) en doodgeboorten 2,94 keer (95%BI: 2,33-3,55) zo hoog in de laagste versus hoogste opleidingsgroep. Sterfte zou met circa een derde afnemen als de gehele bevolking de sterftecijfers had van de hoogstopgeleiden (populatie attributieve fractie [PAF]doodgeboorte=35,0% [24,4-45,6%]; PAFneonatale sterfte=27,1% [14,4-39,7%]). Ongelijkheden waren kleiner voor de overige uitkomsten (RR-bereik=1,32-1,77; PAF-bereik=13,8-17,7%).

Beschouwing

Ongelijkheid in geboorte-uitkomsten raakt de hele Nederlandse samenleving. Ondersteuning voor de groepen met het hoogste risico is belangrijk, maar niet genoeg. De grootste gezondheidswinst op populatieniveau is te behalen door het verkleinen van gezondheidsverschillen tussen álle opleidingsgroepen. Dit vraagt om verbreding van het Kansrijke Start programma, door inbedding van populatie-brede primaire preventie.

INLEIDING

Een kansrijke start in de eerste 1000 dagen van het leven is belangrijk voor gezondheids- en sociale uitkomsten gedurende de levensloop (1). Ongunstige geboorte-uitkomsten zoals vroeggeboorte beïnvloeden cognitieve en sociaal-emotionele ontwikkeling, opleidingsniveau, en mentale en fysieke gezondheid (1). Uit internationale studies blijkt dat het risico op ongunstige geboorte-uitkomsten aanzienlijk hoger is in armere en lager opgeleide groepen, zelfs in welvaartsstaten (2-5). Deze ongelijkheid in geboorte-uitkomsten draagt bij aan de intergenerationele overdracht van sociaaleconomische gezondheidsverschillen (6).

Het Kansrijke Start programma (sinds 2026 structureel ingebed in rijksbeleid) heeft als doel om alle kinderen in Nederland een zo gezond mogelijke start te geven. Effectief Kansrijke Start beleid is afgestemd op de problemen in de bevolking. Het is daarom belangrijk om inzicht te hebben in de verdeling van ongunstige geboorte-uitkomsten binnen de bevolking. Welke groepen hebben een hoog risico op ongunstige geboorte-uitkomsten? Hoe is de gezondheidslast – het absolute aantal geboorten met een ongunstige uitkomst – verdeeld? Dergelijke informatie kan de keuze tussen een strategie gericht op hoog-risicogroepen of een populatie-brede benadering ondersteunen.

Opleidingsniveau van de moeder (een van de dimensies van sociaaleconomische positie (SEP)) is een belangrijke determinant van geboorte-uitkomsten, onder andere via gedragspaden zoals roken en via onderliggende structurele factoren gerelateerd aan SEP (1, 7). Toch is er weinig nationaal representatief onderzoek gedaan naar opleidings-gerelateerde ongelijkheid in geboorte-uitkomsten. De bestaande studies zijn beperkt tot een kleine set geboorte-uitkomsten (2-5, 8, 9) of zijn gebaseerd

op geboortecohorten (10-12) waarin armere en praktisch opgeleide bevolkingsgroepen zijn ondervertegenwoordigd (13). In Nederland blijft landelijk bewijs over sociaaleconomische ongelijkheid in geboorte-uitkomsten grotendeels beperkt tot wijkniveau-maten van SEP (14-20). Zowel niet-representatieve steekproeven als wijkniveau-indicatoren van SEP leiden tot onderschatting van de omvang en gezondheidslast van ongelijkheid (21). Ons onderzoek had als doel deze lacune te vullen door de omvang en gezondheidslast van ongelijkheid naar het opleidingsniveau van de moeder te meten voor een breed scala aan geboorte-uitkomsten. Wij maakten daarbij gebruik van landelijke registratiegegevens over de periode 2016-2019, d.w.z. de meest recent beschikbare, betrouwbare, landelijke registratiegegevens ten tijde van ons onderzoek.

METHODE

Studiepopulatie en databronnen

Onze studiepopulatie bestond uit alle geboorten in Nederland tussen 1 januari 2016 en 31 december 2019. Gegevens na 2019 werden niet opgenomen vanwege de COVID-19 pandemie. We gebruikten de volgende exclusiecriteria: geen juridische moeder geregistreerd, meerlinggeboorte, of zwangerschapsduur <24 weken (in Nederland wordt geen actief beleid gevoerd voor kinderen geboren vóór 24 weken zwangerschap) (22). Indien zwangerschapsduur ontbrak, werden ontbrekend geboortegewicht of geboortegewicht <500 gram als aanvullende exclusiecriteria gebruikt (23).

Wij hebben gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) en geboortegegevens van de Nederlandse perinatale registratie (Perined; aanvraagnummer 22.17) gebruikt binnen de gekoppelde data-infrastructuur DIAPER (Data-InfrAstructure for ParEnts and childRen) (24). Perined werkt samen met zorgverleners bij de routinematige verzameling van perinatale gegevens, met een dekking van ongeveer 97% van alle geboorten in Nederland. We koppelden Perined-gegevens van elk kind aan gegevens over opleidingsniveau van de moeder en andere achtergrondkenmerken.

Variabelen

We hebben zeven ongunstige geboorte-uitkomsten onderzocht (definities en subcategorieën tussen haakjes): doodgeboorte (foetale sterfte bij ≥24 weken zwangerschap; subcategorieën: ante-partum doodgeboorte, intra-partum doodgeboorte); neonatale sterfte (overlijden tijdens de eerste 28 levensdagen; subcategorieën: vroege neonatale sterfte [overlijden op dag 1-7], late neonatale sterfte [overlijden op dag 8-28]); vroeggeboorte (zwangerschapsduur <37 weken; we gebruikten de volgende elkaar uitsluitende subcategorieën: extreem vroeggeboren [zwangerschapsduur <28 weken], zeer vroeggeboren [28-31 weken], matig/laat vroeggeboren [32-36 weken]); te klein voor zwangerschapsduur (geboortegewicht naar termijn en geslacht op Hoftiezer-percentiel <10 (25)); Apgar-score op 5 minuten <7 (subcategorieën: laag [0-3], matig [4-6]); opname op de neonatale intensive care afdeling (NICU) (subcategorieën: opname bij zwangerschapsduur <32 weken, opname bij zwangerschapsduur ≥32 weken); en ernstige aangeboren afwijkingen (postnataal geregistreerd door een zorgprofessional (Lijst S1)). De volgende samengestelde uitkomsten werden gedefinieerd: een ongunstige uitkomst (een of meer van de bovengenoemde uitkomsten; voor alle geboorten en alleen voor levendgeborenen) en een Big 4-uitkomst (d.w.z. de vier belangrijkste voorlopers van perinatale sterfte in Nederland: vroeggeboorte, te klein voor zwangerschapsduur, Apgar-score op 5 minuten <7, en ernstige aangeboren afwijkingen).

Opleidingsniveau van de moeder werd ingedeeld in vijf categorieën: basisonderwijs (ISCED 2011 niveaus 0-1), lager voortgezet onderwijs (ISCED-niveau 2), hoger voortgezet onderwijs (ISCED-niveaus 3-4),

bachelordiploma (ISCED-niveaus 5-6) en masterdiploma of hoger (ISCED-niveaus 7-8) (zie "Nederlandse opleidingsniveaus" in de online Bijlage) (26).

Statistische analyses

Voor elke opleidingsgroep hebben wij het percentage geboorten met een ongunstige uitkomst geschat door het aantal geboorten met een ongunstige uitkomst te delen door het aantal (levend)geboorten. De omvang van absolute en relatieve ongelijkheid in geboorte-uitkomsten hebben we geschat door het absolute verschil (absoluut risico) en het relatieve verschil (RR) in geboorte-uitkomstcijfers tussen de laagste (basisonderwijs) en hoogste (masterdiploma of hoger) opleidingsgroepen te berekenen.

We hebben drie maten voor de gezondheidslast van ongelijkheid geschat: het populatie attributief risico (PAR), de populatie-attributieve fractie (PAF), en het jaarlijks aantal toerekenbare gevallen (27). De PAF en de PAR maken deel uit van het standaardrepertoire van de sociale epidemiologie om de gezondheidslast van ongelijkheid te meten. De PAR geeft de absolute reductie in het geboorte-uitkomstcijfer voor het scenario dat de gehele populatie dezelfde uitkomstcijfers heeft als de hoogstopgeleiden. Het wordt berekend als het verschil tussen het gemiddelde geboorte-uitkomstcijfer en dat van de hoogste opleidingsgroep. De PAF geeft de proportionele reductie in ongunstige geboorte-uitkomsten in het bovenstaande scenario en is gelijk aan de PAR gedeeld door het gemiddelde geboorte-uitkomstcijfer. Het aantal jaarlijks toerekenbare gevallen is het geschatte jaarlijkse aantal gevallen dat zou worden vermeden in bovenstaand scenario en wordt berekend als het jaarlijks gemiddelde verschil tussen het werkelijke aantal gevallen en het geschatte aantal gevallen in bovenstaand scenario.

We gebruikten meervoudige imputatie om waarschijnlijke waarden toe te kennen aan ontbrekende gegevens over opleidingsniveau van de moeder, leeftijd, pariteit, en uitkomsten (28). De co-variabelen "opleidingsniveau partner" en "moeder woont in hetzelfde huishouden als vader" werden niet geïmputeerd vanwege het hoge percentage ontbrekende waarden (respectievelijk 6,9% en 18,7%). Wij hebben tien geïmputeerde datasets gegenereerd voor het poolen van de geschatte gemiddelden en 95% betrouwbaarheidsintervallen (BI) met toepassing van *Rubin's rules* (29). Zie de online bijlage voor verdere details omtrent de omgang met ontbrekende gegevens en de berekening van de nauwkeurigheid van meervoudige imputaties voor opleidingsniveau - de variabele met de meeste ontbrekende waarden.

De PAR, PAF en toerekenbare gevallen werden berekend met en zonder correctie voor leeftijd en pariteit om te onderzoeken in hoeverre de gezondheidslast van ongelijkheid in geboorte-uitkomsten wordt verklaard door opleidingsverschillen in reproductief gedrag (30). Leeftijd verdeelden we in kwartielen (<28 jaar, 28-30 jaar, 31-33 jaar, >33 jaar) en pariteit in drie categorieën: 0, 1 en >1. Verwachtte aantallen ongunstige uitkomsten per opleidingsgroep zijn berekend door individuele risicokansen uit gecorrigeerde (multinomiale) logistische regressiemodellen te sommeren. Hiermee konden vervolgens andere gecorrigeerde maten worden afgeleid (31).

Drie sensitiviteitsanalyses werden uitgevoerd: (i) vervanging van opleidingsniveau bij geboorte door opleidingsniveau vijf jaar na geboorte (alleen beschikbaar voor het 2016-2017 geboortecohort) om rekening te houden met lopende onderwijstrajecten; (ii) exclusie van geboorten met ontbrekende gegevens (niet-geïmputeerde dataset); en (iii) correctie voor alle determinanten beschreven in de online Bijlage (met uitzondering van opleidingsniveau partner en "moeder woont in hetzelfde huishouden als vader" vanwege het hoge percentage ontbrekende waarden voor deze variabelen).

Alle analyses zijn uitgevoerd in R versie 4.1.3 (32).

RESULTATEN

Perined registreerde 671.088 geboorten tussen 2016-2019, waarvan 641.582 (95,6%) konden worden gekoppeld aan CBS-data (Figuur S1). Na toepassing van de exclusiecriteria werden 639.007 (95,2%) geboorten opgenomen in onze analyses. Informatie over opleidingsniveau van de moeder ontbrak voor 69.792 (10,9%) geboorten. Ontbrekende informatie over geboorte-uitkomsten was zeldzaam (Tabel 1).

De laagste twee opleidingsgroepen (basisonderwijs en lager voortgezet onderwijs) waren relatief klein, respectievelijk 4,3% en 8,4% van de bevolking; de middelste groep (hoger voortgezet onderwijs) was groot (40,3%) (Tabel 1). Moeders met hogere opleidingsniveaus waren ouder en bevielen vaker van hun eerste kind dan lager opgeleide moeders (Tabel S2).

Tabel 1. Demografische kenmerken en uitkomstfrequenties, 2016-2019, niet-geïmputeerde data

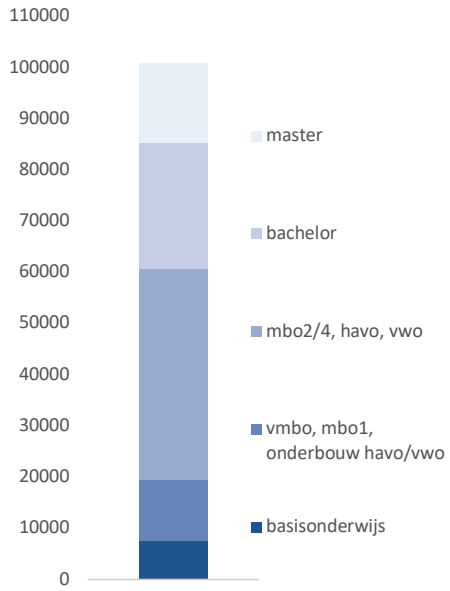
Variabele	Frequentie (%)
Opleidingsniveau, ontbrekend = 69792 (10,9%)	
1 (Basisonderwijs)	24233 (4,26)
2 (Lager voortgezet onderwijs)	47933 (8,42)
3 (Hoger voortgezet onderwijs)	229275 (40,28)
4 (Bachelordiploma)	162213 (28,50)
5 (Masterdiploma of hoger)	105561 (18,55)
Leeftijd, ontbrekend = 135 (0,02%)	
<24 jaar	38750 (6,07)
25-30 jaar	265579 (41,57)
≥31 jaar	334543 (52,36)
Pariteit, ontbrekend = 2848 (0,5%)	
0	278750 (43,82)
1	230349 (36,21)
≥2	127060 (19,97)
Vitale uitkomst, ontbrekend = 27 (<0,01%)	
Antepartum doodgeboorten	1344 (0,21)
Intrapartum doodgeboorten	242 (0,04)
Vroege neonatale sterfte	985 (0,15)
Late neonatale sterfte	228 (0,04)
Zwangerschapsduur, ontbrekend = 3662 (0,6%)	
Extreem vroeggeboorte	1778 (0,28)
Zeer vroeggeboorte	3448 (0,54)
Matige vroeggeboorte	27987 (4,41)
Serotiniteit	8667 (1,36)
Hoftiezer-percentiel, ontbrekend = 9014 (1,4%)	
0-10%	61337 (9,74)
90-100%	64274 (10,20)
5-minuten Apgar-score, ontbrekend = 1074 (0,2%)	
0-3	3313 (0,52)
4-6	8622 (1,35)
NICU-opname, ontbrekend = 3662 (0,6%)	
Zwangerschapsduur <32 weken	4126 (0,65)
Zwangerschapsduur ≥32 weken	8535 (1,34)

Van alle geboorten had 15,8% een ongunstige uitkomst (95%BI: 15,7-15,9). Dit percentage liep trapsgewijs op van 13,5% bij moeders met minimaal een masterdiploma tot 21,1% bij moeders met alleen basisonderwijs (Tabel 2). In absolute aantallen was het beeld anders: de laagste opleidingsgroep vertegenwoordigde een minderheid (7,5%) van de ongunstige geboorte-uitkomsten (Figuur 1). Een ongunstige uitkomst betrof meestal een Big-4 uitkomst: onder levendgeborenen had 15,1% (95%BI: 15,0-15,2%) een Big 4-uitkomst. 14,7% van de ongunstige geboorte-uitkomsten (gemiddeld 3703 [3357-4049] gevallen per jaar; 3583 [3239-3927] bij levendgeborenen) zou vermeden worden als alle opleidingsgroepen dezelfde geboorte-uitkomstcijfers hadden als de hoogste opleidingsgroep (Figuur 2). Voor de meeste uitkomsten zagen we een gradiënt, i.e. systematisch slechtere geboorte-uitkomsten bij elke stap lager op de opleidingsladder (Tabellen 2-4).

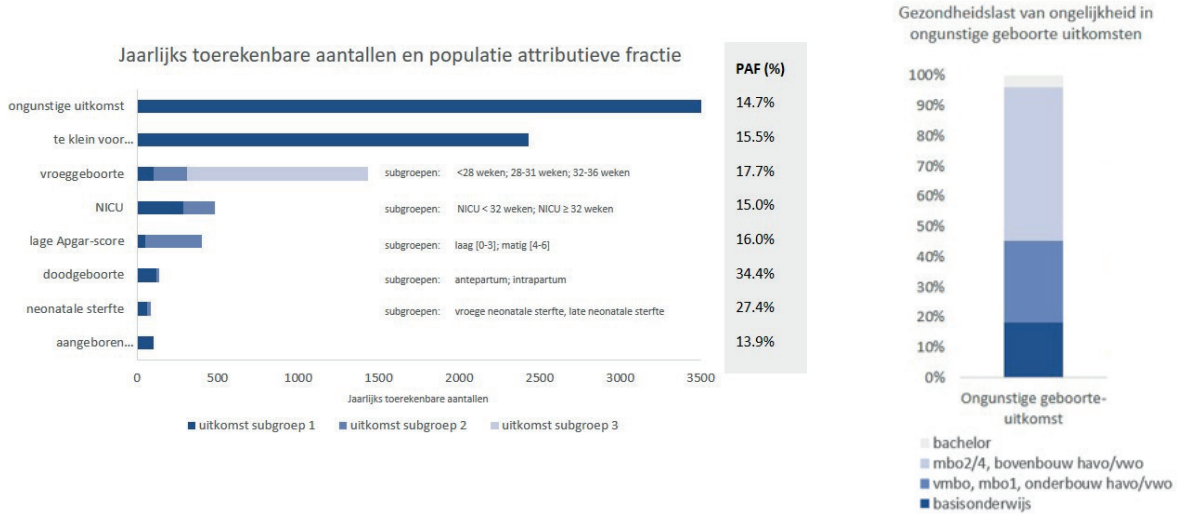
Tabel 2. Geboorte-uitkomsten gestratificeerd naar opleidingsniveau van moeder: ongunstige uitkomst, Big-4 uitkomst, doodgeboorte, neonatale sterfte

Uitkomst	Ongunstige uitkomst, % geb.	Big 4, % levendgeb.	Doodgeboorte, /1000 geb.	Neonatale sterfte, /1000 levendgeb.
Totale populatie	15,79 (15,70-15,88)	15,10 (15,01-15,19)	2,50 (2,38-2,62)	1,92 (1,81-2,03)
Opleidingsniveau moeder				
Basisonderwijs	21,07 (20,65-21,49)	20,15 (19,74-20,56)	4,78 (4,07-5,49)	3,16 (2,58-3,74)
Lager voortgezet	20,31 (19,93-20,69)	19,50 (19,13-19,87)	3,64 (3,08-4,20)	2,29 (1,84-2,74)
Hoger voortgezet	16,46 (16,31-16,61)	15,78 (15,64-15,92)	2,53 (2,33-2,73)	2,19 (2,01-2,37)
Bachelor	13,81 (13,65-13,97)	13,16 (13,00-13,32)	2,20 (1,98-2,42)	1,52 (1,34-1,70)
Master+ (ref.)	13,47 (13,27-13,67)	12,85 (12,66-13,04)	1,63 (1,40-1,86)	1,40 (1,19-1,61)
Absoluut verschil	7,60 (7,14-8,06)	7,30 (6,84-7,76)	3,15 (2,40-3,90)	1,75 (1,13-2,37)
Relatief verschil	1,56 (1,52-1,60)	1,57 (1,53-1,61)	2,94 (2,33-3,55)	2,25 (1,71-2,79)
Ongecorrigeerde resultaten				
PAR	2,32 (2,10-2,54)	2,25 (2,04-2,46)	0,88 (0,62-1,14)	0,52 (0,28-0,76)
PAF, %	14,7 (13,3-16,0)	14,9 (13,5-16,3)	35,0 (24,4-45,6)	27,1 (14,4-39,7)
Jaarlijks toerekenbaar	3703 (3357-4049)	3586 (3247-3925)	140 (97-183)	83 (44-122)
Gecorrigeerd voor leeftijd en pariteit				
PAR	3,01 (2,79-3,23)	2,91 (2,70-3,12)	0,96 (0,70-1,22)	0,55 (0,31-0,79)
PAF, %	19,1 (17,7-20,4)	19,3 (17,9-20,7)	38,3 (27,6-48,9)	28,6 (16,0-41,2)
Jaarlijks toerekenbaar	4808 (4461-5155)	4643 (4303-4983)	153 (110-196)	88 (49-127)

Big 4: vroeggeboorte, te klein voor zwangerschapsduur, Apgar <7, ernstige aangeboren afwijking. PAR: populatie attributief risico; PAF: populatie attributieve fractie. Geb.: geborenen. Levendgeb.: levendgeborenen.



Figuur 1. Aantal geboorten (eenlingen) met een ongunstige uitkomst, naar opleidingsniveau van de moeder, 2016-2019 (4-jaarstotalen)



Figuur 2. Populatielast van ongelijkheid in ongunstige geboorte-uitkomsten. In de linker grafiek geven de blauwe balkjes de 'jaarlijks toerekenbare aantallen' weer. Dat wil zeggen, de afname (op jaarbasis) in het aantal ongunstige geboorte-uitkomsten in het scenario waarin alle opleidingsgroepen dezelfde geboorte-uitkomstcijfers hebben als de hoogste opleidingsgroep. In het tabelletje rechts van deze figuur wordt de Populatie Attributieve Fractie (PAF) gegeven voor elk van de geboorte-uitkomsten. Dat wil zeggen: de procentuele reductie in elk van de specifieke ongunstige geboorte-uitkomsten in bovenbeschreven scenario. De rechter grafiek geeft de bijdrage van elk van de opleidingsgroepen aan de gezondheidslast van ongelijkheid in ongunstige geboorte-uitkomsten. Dat wil zeggen: de bijdrage van elke opleidingsgroep aan de reductie van ongunstige geboorte-uitkomsten in het scenario waarin alle opleidingsgroepen dezelfde geboorte-uitkomstcijfers hebben als de hoogste opleidingsgroep. De resultaten zijn niet gecorrigeerd voor pariteit, leeftijd of andere co-variabelen. NICU = neonatale intensive care unit. Te Klein voor...: te klein voor zwangerschapsduur. Aangeboren...: aangeboren afwijkingen.

Relatieve sterfteverschillen waren groot (Tabel 2). Het doodgeboortecijfer was bijna drie keer zo hoog in de laagste vergeleken met de hoogste opleidingsgroep (RR = 2,94; 95%BI = 2,33-3,55). Hoewel de meeste doodgeboorten vóór de start van de bevalling plaatsvonden, was ook voor intra-partum doodgeboorten een systematische gradiënt en grote relatieve ongelijkheid zichtbaar (RR = 3,02; 95%BI: 1,47-4,57). Het neonatale sterftecijfer was meer dan twee keer zo hoog onder de laagste opleidingsgroep vergeleken met de hoogste groep (RR = 2,25; 95%BI: 1,71-2,79). Neonatale sterfte was hoger in de vroege- dan in de late neonatale periode; het RR was vergelijkbaar voor beide subgroepen. Sterftecijfers in Nederland zouden met ongeveer een derde afnemen als de gehele bevolking dezelfde sterftecijfers had als de hoogste opleidingsgroep (PAFdoodgeboortecijfer: 35,0%; 95%BI: 24,4-45,6%; PAFneonatale sterftecijfer: 27,1%; 95%BI: 14,4-39,7%). In absolute termen zou, in dat scenario, het doodgeboortecijfer in de bevolking afnemen met 0,88 (95%BI: 0,62-1,14) per 1000 geboorten en het neonatale sterftecijfer met 0,52 (95%BI: 0,28-0,76) per 1000 levendgeborenen. Dit komt neer op gemiddeld 140 (95%BI: 97-183) minder doodgeboorten en 83 (95%BI: 44-122) minder neonatale sterfgevallen per jaar.

Vijf procent van de levendgeborenen werd prematuur geboren (95%BI: 5,0-5,1%), voornamelijk bestaande uit matige/late vroeggeboorte (Tabel 3). Relatieve ongelijkheid was matig in omvang (RR = 1,32, 1,25-1,39), en RR's namen toe bij kortere zwangerschapsduur. Indien de gehele bevolking dezelfde vroeggeboortecijfers zou hebben als de hoogstopgeleiden, zou vroeggeboorte met 17,5% (95%BI: 15,2-20,2%), ofwel 1433 vroeggeboorten (95%BI: 1229-1637), afnemen.

Een vergelijkbaar patroon zagen we voor kinderen die te klein waren voor de zwangerschapsduur (Tabel 3). Het percentage te klein geboren kinderen was 1,77 keer hoger in de laagste opleidingsgroep vergeleken met de hoogste groep (95%BI: 1,71-1,83). Het percentage te klein geboren kinderen in de bevolking zou met 15,8% (95%BI: 14,0-17,6%) afnemen (oftewel 2431 gevallen; 95%BI: 2154-2708) indien iedereen hetzelfde percentage zou hebben als de hoogste opleidingsgroep.

Tabel 3. Geboorte-uitkomsten gestratificeerd naar opleidingsniveau van moeder: vroeggeboorte, te klein voor zwangerschapsduur

Uitkomst	Totaal <37 wk, %	Extreem <28 wk, %	Zeer 28-32 wk, %	Matig/laat 33-36 wk, %	Te klein voor zwangerschapsduur Hoftiezer <10%, %
Totale populatie	5,09 (5,04-5,14)	0,22 (0,21-0,23)	0,51 (0,49-0,53)	4,36 (4,31-4,41)	9,67 (9,60-9,74)
Opleidingsniveau moeder					
Basisonderwijs	5,52 (5,28-5,76)	0,27 (0,22-0,32)	0,60 (0,52-0,68)	4,64 (4,42-4,86)	14,42 (14,06-14,78)
Lager voortgezet	6,40 (6,17-6,63)	0,31 (0,26-0,36)	0,65 (0,58-0,72)	5,43 (5,22-5,64)	13,28 (12,96-13,60)
Hoger voortgezet	5,47 (5,38-5,56)	0,26 (0,24-0,28)	0,57 (0,54-0,60)	4,64 (4,56-4,72)	10,03 (9,91-10,15)
Bachelor	4,62 (4,52-4,72)	0,17 (0,15-0,19)	0,44 (0,41-0,47)	4,00 (3,91-4,09)	8,03 (7,90-8,16)
Master+ (ref.)	4,19 (4,07-4,31)	0,16 (0,14-0,18)	0,38 (0,34-0,42)	3,65 (3,54-3,76)	8,15 (7,99-8,31)
Absoluut verschil	1,33 (1,07-1,59)	0,12 (0,06-0,18)	0,22 (0,13-0,31)	0,99 (0,75-1,23)	6,27 (5,87-6,67)
Relatief verschil	1,32 (1,25-1,39)	1,75 (1,32-2,18)	1,58 (1,32-1,84)	1,27 (1,20-1,34)	1,77 (1,71-1,83)
Ongecorrigeerde resultaten					
PAR	0,90 (0,77-1,03)	0,06 (0,03-0,09)	0,13 (0,09-0,17)	0,70 (0,58-0,82)	1,53 (1,36-1,70)
PAF, %	17,7 (15,2-20,2)	29,1 (16,5-41,7)	25,6 (17,8-33,4)	16,2 (13,4-18,9)	15,8 (14,0-17,6)
Jaarlijks toerekenbaar	1433 (1229-1637)	102 (58-146)	208 (144-272)	1122 (930-1314)	2431 (2154-2708)
Gecorrigeerd voor leeftijd en pariteit					
PAR	1,06 (0,93-1,19)	0,07 (0,04-0,10)	0,15 (0,11-0,19)	0,84 (0,72-0,96)	2,01 (1,84-2,18)
PAF, %	20,8 (18,3-23,3)	30,1 (18,9-41,4)	30,0 (22,0-38,0)	19,2 (16,5-21,9)	20,8 (19,0-22,6)
Jaarlijks toerekenbaar	1682 (1478-1886)	106 (66-146)	244 (179-309)	1333 (1143-1523)	3199 (2921-3477)

PAR: populatie attributief risico; PAF: populatie attributieve fractie. Geb.: geborenen. Levendgeb.: levendgeborenen.

1,63% van de levendgeborenen had een lage Apgar-score op 5 minuten (95%BI: 1,60-1,66%) en 2,00% (95%BI: 1,97-2,03%) werd opgenomen op de NICU (Tabel 4). Deze bestonden voornamelijk uit minder ernstige gevallen, namelijk Apgar-scores 4 tot 6 en NICU-opnames na 32 weken zwangerschapsduur. De PAF was 15,4% (95%BI: 10,9-20,0%) voor lage Apgar-score en 15,2% (11,0-19,4%) voor NICU-opname, equivalent aan een gemiddelde van 401 (282-520) respectievelijk 484 (351-617) gevallen op jaarbasis.

Bijna 5/1000 levendgeborenen had een ernstige aangeboren afwijking (95%BI: 4,37-4,71%), variërend van 3,91 (95%BI: 3,55-4,27) per 1000 in de hoogste opleidingsgroep tot 6,81 (95%BI: 5,96-7,66) per 1000 in de laagste opleidingsgroep (Tabel 4). Ernstige aangeboren afwijkingen zouden met 13,8% (95%BI: 5,1-22,5%) afnemen als allen het percentage van de hoogste opleidingsgroep hadden en 100 gevallen (95%BI: 37-163) zouden jaarlijks worden vermeden.

Tabel 4. Geboorte-uitkomsten gestratificeerd naar opleidingsniveau van moeder: Apgar-score op 5 minuten, NICU-opname en ernstige aangeboren afwijkingen

Uitkomst	Apgar <7, %	Apgar 0-3, %	Apgar 4-6, %	NICU totaal, %	NICU <32 wk, %	NICU ≥32 wk, %	Aangeboren afw., /1000
Totale populatie	1,63 (1,60-1,66)	0,27 (0,26-0,28)	1,36 (1,33-1,39)	2,00 (1,97-2,03)	0,65 (0,63-0,67)	1,35 (1,32-1,38)	4,54 (4,37-4,71)
Opleidingsniveau moeder							
Basisonderwijs	2,22 (2,07-2,37)	0,38 (0,32-0,44)	1,84 (1,70-1,98)	2,47 (2,31-2,63)	0,77 (0,68-0,86)	1,70 (1,57-1,83)	6,81 (5,96-7,66)
Lager voortgezet	1,85 (1,72-1,98)	0,29 (0,24-0,34)	1,56 (1,44-1,68)	2,44 (2,30-2,58)	0,87 (0,78-0,96)	1,57 (1,45-1,69)	4,75 (4,11-5,39)
Hoger voortgezet	1,69 (1,64-1,74)	0,28 (0,26-0,30)	1,41 (1,36-1,46)	2,12 (2,06-2,18)	0,74 (0,71-0,77)	1,38 (1,33-1,43)	4,66 (4,39-4,93)
Bachelor	1,51 (1,45-1,57)	0,25 (0,23-0,27)	1,26 (1,21-1,31)	1,79 (1,73-1,85)	0,55 (0,52-0,58)	1,24 (1,19-1,29)	4,25 (3,95-4,55)
Master+ (ref.)	1,38 (1,31-1,45)	0,24 (0,21-0,27)	1,13 (1,07-1,19)	1,70 (1,63-1,77)	0,47 (0,43-0,51)	1,23 (1,17-1,29)	3,91 (3,55-4,27)
Absoluut verschil	0,84 (0,67-1,01)	0,14 (0,07-0,21)	0,70 (0,55-0,85)	0,77 (0,59-0,95)	0,30 (0,20-0,40)	0,48 (0,33-0,63)	2,90 (1,98-3,82)
Relatief verschil	1,61 (1,47-1,75)	1,57 (1,25-1,89)	1,62 (1,47-1,77)	1,46 (1,35-1,57)	1,63 (1,40-1,86)	1,39 (1,26-1,52)	1,74 (1,47-2,01)
Ongecorrigeerde resultaten							
PAR	0,25 (0,18-0,32)	0,03 (0,00-0,06)	0,22 (0,15-0,29)	0,30 (0,22-0,38)	0,18 (0,14-0,22)	0,12 (0,05-0,19)	0,63 (0,23-1,03)
PAF, %	15,4 (10,9-20,0)	11,3 (-0,4-23,0)	16,3 (11,3-21,3)	15,2 (11,0-19,4)	27,8 (20,9-34,7)	9,1 (3,8-14,4)	13,8 (5,1-22,5)
Jaarlijks toerekenbaar	401 (282-520)	49 (-2-100)	351 (243-459)	484 (351-617)	289 (217-361)	196 (82-310)	100 (37-163)
Gecorrigeerd voor leeftijd en pariteit							
PAR	0,35 (0,28-0,42)	0,05 (0,02-0,08)	0,31 (0,24-0,38)	0,41 (0,33-0,49)	0,20 (0,16-0,24)	0,21 (0,14-0,28)	0,81 (0,41-1,21)
PAF, %	21,8 (17,2-26,4)	17,8 (6,8-28,8)	22,6 (17,7-27,5)	20,6 (16,4-24,7)	31,2 (24,3-38,2)	15,4 (10,3-20,5)	17,9 (9,2-26,7)
Jaarlijks toerekenbaar	566 (445-687)	77 (29-125)	488 (381-595)	655 (523-787)	324 (251-397)	331 (221-441)	130 (66-194)

PAR: populatie attributief risico; PAF: populatie attributieve fractie. Geb.: geborenen. Levendgeb.: levendgeborenen. NICU = neonatale intensive care unit.

Ongelijkheid in ongunstige geboorte-uitkomsten was groter na correctie voor verschillen in pariteit en leeftijd van moeder tussen lager en hoger opgeleide vrouwen, omdat laatstgenoemden vaker ouder waren en vaker bevielen van hun eerste kind. Daarom namen ook de PAF, PAR en het aantal toerekenbare gevallen toe na correctie voor leeftijd en pariteit (Tabellen 2-4, S3-S11). Na correctie voor alle co-variabelen (leeftijd, pariteit, beroepsklasse van moeder, schulden, inkomenspercentiel van het huishouden, provincie, migratieachtergrond, en criminaliteit) daalde de PAF enigszins (bijv. van 14,7% naar 13,2% voor ongunstige geboorte-uitkomst). Alleen voor neonatale sterfte was de daling substantieel (van 27,1% naar 15,8%) (Tabellen S9-S11).

Sensitiviteitsanalyses op basis van opleidingsniveau vijf jaar na de geboorte in plaats van opleidingsniveau ten tijde van de geboorte gaven vergelijkbare resultaten (Tabellen S3-S5). De niet-geïmputeerde dataset liet voor alle geboorte-uitkomsten lagere percentages zien vergeleken met de geïmputeerde datasets, maar toonde verder vergelijkbare resultaten (Tabellen S6-S8).

BESCHOUWING

Wat hebben we gevonden?

Ons onderzoek laat zien dat sociaaleconomische ongelijkheid in geboorte-uitkomsten de hele Nederlandse samenleving raakt. Ongunstige geboorte-uitkomsten zijn niet alleen een probleem van gezinnen in de meest kwetsbare omstandigheden. Integendeel, er bestaat een gradiënt in geboorte-uitkomsten, waarbij elk stapje lager op de opleidingsladder is geassocieerd met slechtere uitkomsten. In termen van absolute aantallen geboorten met een ongunstige uitkomst, zien we echter een ander beeld. Hoewel het risico op een ongunstige uitkomst het hoogst is in de groep met alleen basisonderwijs, is het absolute aantal geboorten met een ongunstige uitkomst in deze groep het laagst. Er zijn, gewoonweg, maar weinig vrouwen die alleen de basisschool hebben afgemaakt. De middengroep, met een iets verhoogd risico, droeg het meest bij aan de gezondheidslast. Dit wordt de preventieparadox genoemd: de meeste ziekte- of sterftegevallen komen voor in de groep met laag tot matig risico, terwijl een minderheid van de gevallen voorkomt in de groep met het hoogste risico (33). Dit betekent dat de grootste gezondheidswinst op populatieniveau is te behalen door het verkleinen van gezondheidsverschillen tussen álle opleidingsgroepen. Dit vraagt om verbreding van het Kansrijke Start programma, door inbedding van populatie-brede primaire preventie.

Het verkleinen van ongelijkheid in geboorte-uitkomsten over de hele sociaaleconomische gradiënt zou een behoorlijke gezondheidswinst opleveren. Als het sterfteniveau in de hele bevolking verlaagd zou worden naar het niveau van de hoogstopgeleiden, zouden doodgeboorte en neonatale sterfte met ongeveer 30% afnemen. Omdat sterfte rond de geboorte een zeldzame uitkomst is, blijft het aantal vermeden sterfgevallen bescheiden. Daarentegen is het aantal te klein of te vroeg geborenen dat vermeden zou worden, groot. Reproductief gedrag van hoger opgeleide vrouwen (ouder en vaker eerste bevalling – beide geassocieerd met slechtere geboorte-uitkomsten (30)) had een temperend effect op ongelijkheid.

Dit is de eerste studie die de omvang van ongelijkheid op basis van het opleidingsniveau van de moeder beschrijft voor een brede reeks geboorte-uitkomsten op basis van landelijke registratiegegevens in Nederland. Daarnaast dragen wij bij aan de literatuur door de gezondheidslast van ongelijkheid in deze uitkomsten te kwantificeren, evenals de bijdrage van verschillende opleidingsgroepen aan deze gezondheidslast. Wij illustreren hiermee hoe informatie over het relatieve risico (RR) en groepsgrootte gebruikt kan worden ter ondersteuning van beleid en monitoring.

Wat verklaart ongelijkheid in geboorte-uitkomsten?

Belangrijke proximale (directe) determinanten van geboorte-uitkomsten zijn de lichamelijke en geestelijke gezondheid en het gezondheidsgedrag van de moeder voor en tijdens de zwangerschap. Het gaat hierbij, onder meer, om haar medische voorgeschiedenis, gewicht, stress, blootstelling aan giftige stoffen zoals sigarettenrook en alcohol, en haar dieet en lichaamsbeweging (1). Vrouwen met een lagere opleiding roken vaker en worden vaker blootgesteld aan meeroken, hebben vaker overgewicht en een ongezonde gewichtstoename tijdens de zwangerschap, kampen vaker met zwangerschapshypertensie en mentale gezondheidsproblemen, en slikken minder vaak foliumzuur (1). In een Nederlandse geboortecohortstudie verklaarde het rookgedrag van de moeder twee-derde van opleidingsverschillen in te klein geboren kinderen (11). Toekomstig onderzoek zou de relatieve bijdrage van dergelijke proximale determinanten aan ongelijkheden in geboorte-uitkomsten nader kunnen onderzoeken, bijvoorbeeld door gebruik te maken van causale mediatieanalyse (34).

Deze gedragsfactoren staan niet op zichzelf. Ze hangen samen met de omstandigheden waarin gezinnen leven en de structurele factoren die deze omstandigheden beïnvloeden (7). Opleidingsniveau van de moeder hangt samen met haar inkomen en beroepsklasse. Armoede, slechte huisvesting, baanonzekerheid, en een ongezonde leefomgeving dragen bij aan sociaaleconomische ongelijkheid in gezondheid en gedrag. In onze analyse werd ongelijkheid in geboorte-uitkomsten deels verklaard door factoren die sterk samenhangen met de materiële omstandigheden waarin gezinnen leven, zoals inkomen, beroepsklasse en schulden. Tegelijkertijd bleven ongelijkheden in geboorte-uitkomsten groot na correctie voor deze variabelen. Dit suggereert dat de sociale omstandigheden waarin gezinnen leven, zoals gezondheidsgedrag in de sociale omgeving van een gezin, ook een rol spelen. De structurele determinanten van deze materiële en sociale omstandigheden zijn onder meer de manier waarop onze economie is ingericht — met lagere, onzekerder inkomens voor werk waarvoor een lager opleidingsniveau vereist is —, arbeidsmarktbeleid en sociale zekerheid (niveau van minimumloon en omvang van sociale uitkeringen), huisvestingsbeleid, stedelijke planning en de mate van sociale segregatie (1, 7).

Deze ongelijkheden worden van generatie op generatie doorgegeven. Deze overdracht verloopt via biologische en sociale paden. Zo beïnvloedt SEP van grootouders het geboortegewicht en groeitraject van een moeder, welke beide onafhankelijke voorspellers zijn van het geboortegewicht van haar kinderen (35). Op eenzelfde manier beïnvloedt SEP van grootouders het opleidingsniveau, gezondheidsgedrag en gezondheid van de moeder. Met andere woorden: de determinanten van ongelijkheid in onderwijsniveau overlappen met die van ongelijkheid in geboorte-uitkomsten.

Wat betekent dit voor beleid?

De gevolgen van ongunstige geboorte-uitkomsten zijn aanzienlijk. Niet alleen beïnvloeden deze de mentale gezondheid van de ouders (36). Ze hebben ook gevolgen voor vroege kindontwikkeling (1). Daarmee zijn de bevindingen – dat er een duidelijke sociaaleconomische gradiënt bestaat in geboorte-uitkomsten en dat het grootste aantal kinderen met een ongunstige geboorte-uitkomst juist in de bredere middengroep met een licht verhoogd risico wordt geboren – ook relevant voor de Jeugdgezondheidszorg. Wij adviseren om de implicaties hiervan voor de Jeugdgezondheidszorg gezamenlijk met stakeholders binnen deze sector te evalueren.

Ongunstige geboorte-uitkomsten en vertraagde kindontwikkeling kunnen weer gevolgen hebben voor onderwijsresultaten en mentale en fysieke gezondheid over de levensloop (1). Ongelijkheid in geboorte-uitkomsten draagt zo bij aan de intergenerationele overdracht van sociaaleconomische gezondheidsverschillen. Gezien deze intergenerationele mechanismen, vraagt het terugdringen van

ongunstige geboorte-uitkomsten en ongelijkheid in geboorte-uitkomsten, een langetermijnstrategie. Hoe kan een dergelijke strategie eruitzien? In het huidige Kansrijke Start programma wordt vooral gefocust op gezinnen in de meest kwetsbare omstandigheden. Vanuit een kansengelijkheidsperspectief is dit belangrijk. Ons onderzoek laat echter zien dat dit niet genoeg is om gemiddelde geboorte-uitkomsten in de bevolking substantieel te verbeteren. Het is getalsmatig een relatief kleine groep. Dat is een belangrijk inzicht voor gemeenten bij het formuleren van beleidsdoelen. Ons advies is om, naast een specifieke focus op mensen in kwetsbare situaties, te kijken naar de verdeling van het probleem in de hele bevolking, zoals geïllustreerd in ons onderzoek. Een populatie-brede aanpak is óók nodig, waarmee de hele gezondheidsgradiënt wordt afgevlakt. Dit vraagt om preventief intersectoraal beleid om de omstandigheden waarin gezinnen leven te verbeteren. Dit omvat niet alleen het terugdringen van armoede en problematische schulden, maar ook bijvoorbeeld strengere wetgeving voor tabaksontmoediging, het verminderen van luchtvervuiling en een stadsinrichting die gezond gedrag bevordert (37, 38).

Wat zijn de beperkingen van dit onderzoek?

Allereerst kon ruim 4% van alle geboorten niet worden gekoppeld aan CBS-gegevens. Deze koppelproblemen kwamen waarschijnlijk doordat de moeder geen BSN-nummer had (bijvoorbeeld toeristen, ongedocumenteerden). Ongunstige geboorte-uitkomsten kwamen vaker voor in de niet-gekoppelde groep. Deze groep had mogelijk vaker een basisschool-opleiding. Hiermee zou de omvang van de groep met basisonderwijs en de omvang van ongelijkheid in geboorte-uitkomsten iets zijn onderschat. Daarentegen kan de gerapporteerde ongelijkheid in ernstige aangeboren afwijkingen mogelijk deels verklaard worden door sociaaleconomische verschillen in zwangerschapsafbreking. Door gebrek aan betrouwbare gegevens over zwangerschapsafbreking kon dit niet nader worden onderzocht.

Verder ontbrak bij bijna 11% van de vrouwen informatie over opleidingsniveau. We hebben dit met meervoudige imputatie geprobeerd op te lossen (Tabel S1). Aangezien opleidingsgegevens waarschijnlijk vaker ontbreken bij lager opgeleiden, resulteren onnauwkeurigheden in de imputatie in een onderschatting van ongelijkheid in geboorte-uitkomsten. Ten slotte merken we op dat het schatten van causale effecten van opleidingsniveau op geboorte-uitkomsten buiten het bestek van deze studie viel.

Conclusie

Ons onderzoek laat zien dat ongelijkheid in geboorte-uitkomsten een hardnekkig probleem is dat de hele Nederlandse samenleving raakt. De gevolgen zijn groot: duizenden ongunstige geboorte-uitkomsten per jaar zouden vermeden worden als deze ongelijkheid zou worden aangepakt. Een beleidsfocus op de meest kwetsbare groepen met het hoogste risico op ongunstige uitkomsten is belangrijk, maar niet genoeg. De grootste gezondheidswinst is te behalen door de hele gradiënt af te vlakken. Dit vraagt om een verbreding van het Kansrijke Start beleidsdossier, waarbij primair preventief beleid op populatieniveau een belangrijke plaats krijgt.

REFERENTIES

1. Houweling TAJ, Grunberger I. Intergenerational transmission of health inequalities: towards a life course approach to socioeconomic inequalities in health - a review. J Epidemiol Community Health. 2024.
2. Rom AL, Mortensen LH, Cnattingius S, Arntzen A, Gissler M, Andersen AM. A comparative study of educational inequality in the risk of stillbirth in Denmark, Finland, Norway and Sweden 1981-2000. J Epidemiol Community Health. 2012;66(3):240-6.
3. Mortensen LH, Diderichsen F, Davey Smith G, Nybo Andersen AM. Time is on whose side? Time trends in the association between maternal social disadvantage and offspring fetal growth. A study of 1 409 339 births in Denmark, 1981-2004. J Epidemiol Community Health. 2009;63(4):281-5.
4. Mortensen LH, Diderichsen F, Arntzen A, Gissler M, Cnattingius S, Schnor O, et al. Social inequality in fetal growth: a comparative study of Denmark, Finland, Norway and Sweden in the period 1981-2000. J Epidemiol Community Health. 2008;62(4):325-31.
5. Petersen CB, Mortensen LH, Morgen CS, Madsen M, Schnor O, Arntzen A, et al. Socio-economic inequality in preterm birth: a comparative study of the Nordic countries from 1981 to 2000. Paediatr Perinat Epidemiol. 2009;23(1):66-75.
6. Houweling TAJ, Grunberger I. Intergenerational transmission of health inequalities: research agenda for a life course approach to socioeconomic inequalities in health. J Epidemiol Community Health. 2024.
7. Marmot M, Friel S, Bell R, Houweling TA, Taylor S, Commission on Social Determinants of H. Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. Lancet. 2008;372(9650):1661-9.
8. Rauscher E, Rangel DE. Rising inequality of infant health in the U.S. SSM Popul Health. 2020;12:100698.
9. Aizer A, Currie J. The intergenerational transmission of inequality: maternal disadvantage and health at birth. Science. 2014;344(6186):856-61.
10. Jansen PW, Tiemeier H, Looman CW, Jaddoe VW, Hofman A, Moll HA, et al. Explaining educational inequalities in birthweight: the Generation R Study. Paediatr Perinat Epidemiol. 2009;23(3):216-28.
11. van den Berg G, van Eijsden M, Vrijkotte TG, Gemke RJ. Educational inequalities in perinatal outcomes: the mediating effect of smoking and environmental tobacco exposure. PLoS One. 2012;7(5):e37002.
12. Ruiz M, Goldblatt P, Morrison J, Kukla L, Svancara J, Riitta-Jarvelin M, et al. Mother's education and the risk of preterm and small for gestational age birth: a DRIVERS meta-analysis of 12 European cohorts. J Epidemiol Community Health. 2015;69(9):826-33.
13. Jaddoe VW, Mackenbach JP, Moll HA, Steegers EA, Tiemeier H, Verhulst FC, et al. The Generation R Study: Design and cohort profile. Eur J Epidemiol. 2006;21(6):475-84.
14. Bertens LCM, Burgos Ochoa L, Van Ourti T, Steegers EAP, Been JV. Persisting inequalities in birth outcomes related to neighbourhood deprivation. J Epidemiol Community Health. 2020;74(3):232-9.
15. Burgos Ochoa L, Bertens LC, Garcia-Gomez P, Van Ourti T, Steegers EA, Been JV. Association of neighbourhood socioeconomic trajectories with preterm birth and small-for-gestational-age in the Netherlands: a nationwide population-based study. Lancet Reg Health Eur. 2021;10:100205.
16. Vos AA, Denktas S, Borsboom GJ, Bonsel GJ, Steegers EA. Differences in perinatal morbidity and mortality on the neighbourhood level in Dutch municipalities: a population based cohort study. BMC Pregnancy Childbirth. 2015;15:201.
17. Vos AA, Posthumus AG, Bonsel GJ, Steegers EA, Denktas S. Deprived neighborhoods and adverse perinatal outcome: a systematic review and meta-analysis. Acta Obstet Gynecol Scand. 2014;93(8):727-40.
18. Agyemang C, Vrijkotte TG, Droomers M, van der Wal MF, Bonsel GJ, Stronks K. The effect of neighbourhood income and deprivation on pregnancy outcomes in Amsterdam, The Netherlands. J Epidemiol Community Health. 2009;63(9):755-60.
19. Poeran J, Denktas S, Birnie E, Bonsel GJ, Steegers EA. Urban perinatal health inequalities. J Matern Fetal Neonatal Med. 2011;24(4):643-6.
20. Vidiella-Martin J, Been JV, Van Doorslaer E, Garcia-Gomez P, Van Ourti T. Association Between Income and Perinatal Mortality in the Netherlands Across Gestational Age. JAMA Netw Open. 2021;4(11):e2132124.
21. Stafford M, Duke-Williams O, Shelton N. Small area inequalities in health: are we underestimating them? Soc Sci Med. 2008;67(6):891-9.

22. de Kluiver E, Offringa M, Walther FJ, Duvekot JJ, de Laat MWM. Perinataal Beleid Bij extreme vroeggeboorte. Ned Tijdschr Geneeskd. 2013;A6362(154).
23. Van de Voorde P, Turner NM, Djakow J, de Lucas N, Martinez-Mejias A, Biarent D, et al. European Resuscitation Council Guidelines 2021: Paediatric Life Support. Resuscitation. 2021;161:327-87.
24. Scheefhals ZTM, de Vries EF, Molenaar JM, Numans ME, Struijs JN. Observational Data for Integrated Maternity Care: Experiences with a Data-Infrastructure for Parents and Children in the Netherlands. Int J Integr Care. 2023;23(4):20.
25. Hoftiezer L, Snijders RG, Hukkelhoven C, van Lingen RA, Hogeveen M. Prescriptive birthweight charts can improve the prediction of adverse outcomes in very preterm infants who are small for gestational age. Acta Paediatr. 2018;107(6):981-9.
26. UNESCO Institute for Statistics. International Standard Classification of Education: ISCED 2011. Montreal: UNESCO Institute for Statistics; 2012.
27. Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. Social Science & Medicine. 1997;44(6):757-71.
28. Van Buuren S, Groothuis-Oudshoorn K. MICE: Multivariate Imputation by Chained Equations R Journal of Statistical Software. 2011;45(3):1-67.
29. Rubin DB, Schenker N. Multiple imputation in health-care databases: an overview and some applications. Stat Med. 1991;10(4):585-98.
30. Kozuki N, Lee AC, Silveira MF, Sania A, Vogel JP, Adair L, et al. The associations of parity and maternal age with small-for-gestational-age, preterm, and neonatal and infant mortality: a meta-analysis. BMC Public Health. 2013;13 Suppl 3(Suppl 3):S2.
31. Brady A. Adjusted population attributable fractions from logistic regression. Stata Technical Bulletin. 1998;42:8–12.
32. Team RC. R: A language and environment for statistical computing Vienna: R Foundation for Statistical Computing; 2021 [Available from: https://www.R-project.org/.
33. Rose G. Strategy of prevention: lessons from cardiovascular disease. Br Med J (Clin Res Ed). 1981;282(6279):1847-51.
34. Pearce A, Hope S, Green MJ, Lynch JW, Oude Groeniger J, De Stavola B, et al. Causal mediation approaches for understanding pathways to inequalities and policy entry points: examples from early years health and development. J Epidemiol Community Health. 2026;80(2):105-13.
35. Morton SM, De Stavola BL, Leon DA. Intergenerational determinants of offspring size at birth: a life course and graphical analysis using the Aberdeen Children of the 1950s Study (ACONF). Int J Epidemiol. 2014;43(3):749-59.
36. Grunberg VA, Geller PA, Bonacquisti A, Patterson CA. NICU infant health severity and family outcomes: a systematic review of assessments and findings in psychosocial research. J Perinatol. 2019;39(2):156-72.
37. Bergstra AD, Brunekreef B, Burdorf A. The influence of industry-related air pollution on birth outcomes in an industrialized area. Environ Pollut. 2021;269:115741.
38. Sonnenschein-van der Voort AM, de Kluizenaar Y, Jaddoe VW, Gabriele C, Raat H, Moll HA, et al. Air pollution, fetal and infant tobacco smoke exposure, and wheezing in preschool children: a population-based prospective birth cohort. Environ Health. 2012;11:91.

Ethische verklaring

Het voorstel voor dit onderzoek werd beoordeeld door de Medisch Ethische Toetsingscommissie (METC) van het Erasmus MC, Rotterdam, Nederland.

Ons onderzoek werd uitgevoerd in overeenstemming met de nationaal en internationaal geaccepteerde normen voor wetenschappelijk gedrag zoals vermeld in de Nederlandse Gedragscode Wetenschappelijke Integriteit (2018). De noodzaak tot het verkrijgen van informed consent werd kwijtgescholden door de Medisch Ethische Toetsingscommissie (METC) van het Erasmus MC, Rotterdam, Nederland, die concludeerde dat de regels van de Wet medisch-wetenschappelijk onderzoek met mensen niet van toepassing zijn op ons onderzoek (MEC-2021-0846).

Dankbetuigingen

We danken Jeroen Struijs en Anouk Klootwijk voor het verlenen van toegang tot hun DIAPER gekoppelde data-infrastructuur (31).

Bijdrageverklaring

A.S., W.K. en T.A.J.H. conceptualiseerden en ontwierpen het onderzoek, A.S. en R.M.K.D. bereidden de gegevens voor, D.K., L.B., A.N.R., W.K. en T.A.J.H. superviseerden gegevensvoorbereiding en analyses, A.S. voerde de analyses uit, A.S. en T.A.J.H. stelden het initiële manuscript op en alle auteurs beoordeelden kritisch, reviseerden en keurden het manuscript goed zoals ingediend en stemmen ermee in verantwoordelijk te zijn voor alle aspecten van het werk.

Gegevensbeschikbaarheidsverklaring

De gebruikte gegevens zijn vertrouwelijk. Toegang tot de DIAPER gekoppelde data-infrastructuur (31) kan worden aangevraagd door contact op te nemen met diaper@rivm.nl, toegang tot Perined-gegevens kan worden aangevraagd door contact op te nemen met info@perined.nl en toegang tot de CBS-microdata kan worden aangevraagd door de instructies te volgen op https://www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/customised-services-microdata/microdata-conducting-your-own-research/applying-for-access-to-microdata.

Belangenconflictverklaring

De auteurs hebben geen belangenconflicten relevant voor dit artikel te melden.

Financieringsverklaring

Dit werk werd gefinancierd door een subsidie van de Nederlandse Organisatie voor Wetenschappelijk Onderzoek (NWO-subsidienummer NWA.1238.18.001).

Dit artikel wordt gepubliceerd onder de licentie Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0)