

Születéskori egészség egyenlőtlenségek a Kohorsz '18 Magyar Születési Kohorsz-vizsgálat alapján: az alacsony születési súly társadalmi-gazdasági háttértényezői

Health inequalities at birth within the Hungarian 2018–2019 birth cohort: socio-economic determinants of low birth weight infants

Szabó Laura¹ – Boros Julianna²

<https://doi.org/10.51624/SzocSzemle.16172>

Beérkezés: 2024. 06. 24

Átdolgozott változat beérkezése: 2024. 11. 11

Elfogadás: 2024. 11. 17

Összefoglaló:

Célkitűzés: az alacsony születési súly (LBW) kiemelkedő általános oka a különböző rövid és hosszú távú egészségügyi kockázatoknak csecsemő- és felnőttkorban. Elemzésünkben azt becsüljük, hogy az anyai iskolai végzettség és az egyéb társadalmi-gazdasági státuszjellemzők hogyan befolyásolják az alacsony születési súly kockázatát Magyarországon.

Módszer: az adatok forrása a Kohorsz '18 Magyar Születési Kohorszvizsgálat várandós nőktől és a gyermekek féléves korában felvett adatfelvételei. A 10 százalékos, országosan reprezentatív minta azon nőket tartalmazza, akik gyermeküket 2018 és 2019 tavasza között születték. 8183 nő adatát elemezzük, az ikerterhességeket kizárva. Általánosított strukturális egyenletek modellezésével (GSEM) vizsgáltuk az anyai iskolai végzettség és alacsony születési súly (LBW) közötti direkt, illetve indirekt összefüggés nagyságát, az anya olyan további társadalmi-gazdasági státuszjellemzőin (SES) keresztül, mint a háztartási jövedelem, foglalkozási státusz, az etnikai háttér és lakóhely, kontroll alatt tartva az anya és gyermek fő biológiai, demográfiai, egészségi állapottal összefüggő és életmódjellemzőit.

Eredmények: a legfeljebb 8 osztályt végzett nők körében háromszor nagyobb a valószínűsége annak, hogy kis súlyú gyermeket szülnék, mint a felsőfokú végzettségű nők körében (11,8 vs. 3,6 százalék), de akár a szakmunkás végzettségű (6,8 százalék), akár a középfokú végzettségű (4,4 százalék) nőkhöz képest is szignifikánsan magasabb közöttük ez az arány. Ha az anyai iskolai végzettség, a további SES-mutatók és az LBW közötti direkt és indirekt kapcsolatok összességét vizsgáljuk, akkor az anyai iskolai végzettség és kis súlyú gyermek szülése közötti direkt kapcsolat teljes kapcsolathoz viszonyított aránya

1 KSH Népeségstudományi Kutatóintézet, e-mail: szabo@demografia.hu

2 KSH Népeségstudományi Kutatóintézet, Semmelweis Egyetem Általános Orvostudományi Kar, Magatartástudományi Intézet, e-mail: boros@demografia.hu

73 százalék. Míg az iskolai végzettség és LBW között, a többi SES-változón keresztül megnyilvánuló indirekt kapcsolat teljes kapcsolathoz viszonyított aránya 27 százalék. Ezek közül az iskolai végzettség háztartási jövedelmen keresztül mért indirekt hatása³ a legjelentősebb, a teljes hatás 26 százaléka.

Kulcsszavak: egészség egyenlőtlenségek, alacsony születési súly, iskolai végzettség, útelemzés, társadalmi-gazdasági státusz

Abstract:

Objective: Low birth weight (LBW) is a significant global factor linked to numerous health risks, both in early life and extending into adulthood. Our analysis estimates how maternal education and other socioeconomic status characteristics influence the risk of low birth weight in Hungary.

Methods: The source of the data is the Cohort '18 Growing up in Hungary longitudinal birth cohort survey. The nationally representative sample of 10 per cent includes women who gave birth to a child between spring 2018-2019. Data from 8183 women are analysed, excluding twin pregnancies. Generalized structural equation modelling (GSEM) was used to examine the magnitude of the direct and indirect association between maternal education and low birth weight (LBW), through additional socioeconomic status (SES) characteristics of the mother such as household income, occupational status, ethnic background and place of residence, controlling for key biological, demographic, health and lifestyle characteristics of mother and child.

Results: Women with up to 8th grade education are three times more likely to have a low birth weight child than women with tertiary education (11.8 per cent vs. 3.6 per cent), but they are also significantly more likely to have a low birth weight child than either women with vocational education (6.8 per cent) or women with secondary education (4.4 per cent). When the direct and indirect relationships between maternal education, other SES indicators and LBW are considered, the share of direct effect between maternal education and having a low birth weight child is 73 per cent of the total effect, while the indirect effect is 27 per cent of the total effect. This is the proportion of the combined indirect effect of household income, occupational status, Roma ethnic background and place of residence relative to the total effect. Of these, the indirect effect of educational attainment measured through household income is the largest, at 26 per cent of the total effect.

Keywords: health inequalities, low birth weight, educational attainment, path analysis, socioeconomic status

1. Miért fontos a kis súlyú gyermekek születésének számontartása?

Az alacsony születési súly (LBW, az angol szakirodalomban használt *low birth weight* rövidítéseként) világszerte jelentős tényező, számos rövid és hosszú távú egészségügyi kockázattal jár csecsemő- és felnőttkorban egyaránt.

A magyarországi születési népmozgalmi adatok születési súlyra vonatkozó hosszú távú trendjeiből⁴ több következtetés is levonható.

Az első, hogy Magyarországon lényegesen magasabb az alacsony születési súlyú (2500 gramm alatt, a továbbiakban LBW) született gyermekek aránya, mint az Európai Unió országainak többségében: 2018-ban – amikor az elemzésünk alapját

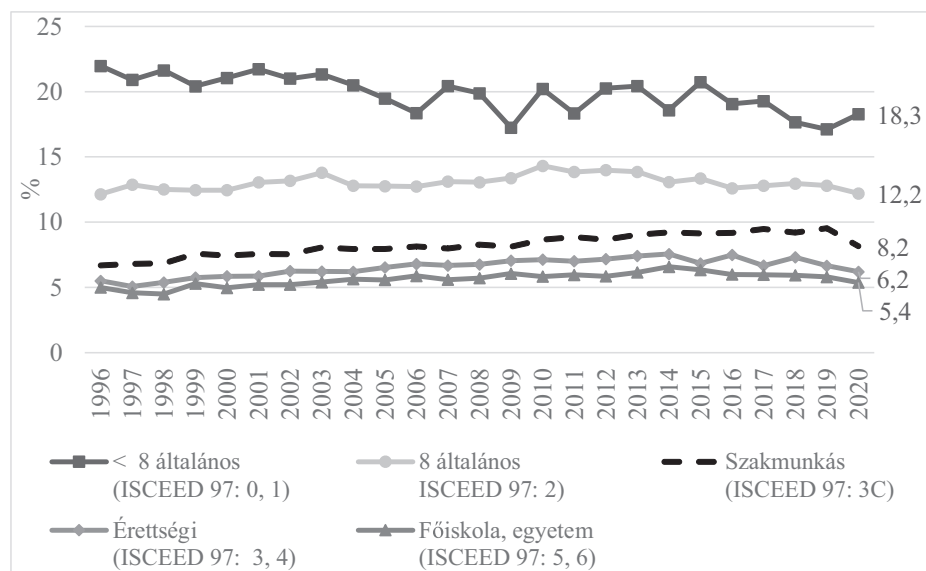
3 Hatás alatt a tanulmány során mindig összefüggést értünk, nem ok-okozati kapcsolatot, mivel az útmodell szóhasználatában általában a direkt és indirekt hatásokat használja megnevezésként (Németh 2009).

4 <https://www.ksh.hu/stadat?lang=hu&theme=nep>

képező Kohorsz '18 kutatásban részt vevő gyermekek születtek – az ötödik legmagasabb volt. Ez nem egyszeri kiugró adat, hanem az elmúlt évtizedek során végig jellemző volt.

Ha az anyai iskolai végzettség szerint vizsgáljuk a kis súlyú újszülöttek arányát, akkor azt láthatjuk, hogy az alacsony születési súlyú újszülött nagyobb arányban jellemző az alacsony, legfeljebb 8 osztályt végzett anyákra. Minél magasabb az anya iskolai végzettsége, annál alacsonyabb körökben az LBW gyermekek aránya: 2018-ban 18, 13, 9, 7 és 6 százalék volt a 8 osztálynál alacsonyabb, a 8 osztályos, a szakmunkás végzettséggel, érettségivel és felsőfokú végzettséggel rendelkező nők körében a kis súlyú gyermeket szülők aránya. Felhívjuk a figyelmet arra, hogy ez a különbség nem csökkent lényegesen az elmúlt három évtizedben, illetve arra is, hogy már a szakmunkás-végzettségűek csoportjában is lényegesen alacsonyabb a kis súlyú gyermeket szülő nők aránya (1. ábra). 2018-ban és 2019-ben a felsőfokú végzettségű anyák 6-6 százaléka szült csak kis súlyú újszülöttet, míg a 8 általános iskolai osztálynál kevesebbet végzetek körében 17-18 százalék volt ez az arány.

1. ábra: Az alacsony születési súlyú újszülöttek aránya Magyarországon az anya iskolai végzettsége szerint, 1996–2020



Forrás: KSH népmozgalmi statisztika. Saját számítás.

Látva azt, hogy Magyarországon még mindig magas az LBW gyermekek aránya, illetve hogy ez az egészségi állapotban mért egyenlőtlenség milyen szorosan összefügg a

társadalmi helyzetben mért egyenlőtlenségekkel (az anya iskolai végzettségével mérve), felmerült bennünk a kérdés, hogy vajon mit is jelent pontosan ez az összefüggés. Milyen egyéb tényezők húzódnak meg az alacsony anyai iskolai végzettség és a gyermek alacsony születési súlya közötti összefüggés mögött? Az, hogy alacsonyabb jövedelemű háztartásokban élnek? Vagy az, hogy inkább a kevésbé fejlett területeken, régiókban élnek? Netán hogy magasabb körökben a romák aránya?

Elemzésünkben ezt a kérdést vizsgáljuk a 2018–2019-ben Magyarországon született gyermekek körében a Kohorsz '18 longitudinális születési kohorszvizsgálat első két adatfelvételi hullámának (várandós- és hathónapos-adatfelvétel) adatai alapján. Kutatási kérdésünk tehát az, hogy hogyan befolyásolja az anya iskolai végzettsége a gyermek születési súlyát, és ezt az összefüggést hogyan módosítják az anya olyan egyéb társadalmi-gazdasági háttértényezői, mint a háztartási jövedelem, foglalkozási státusz, etnikai háttér és lakóhely, kontroll alatt tartva az anya és gyermek fő biológiai, demográfiai, egészségi állapottal összefüggő és életmódjellemzőit.

2. Az alacsony születési súly jelentősége és prevalenciája

Az alacsony születési súly nagymértékben növeli a csecsemőhalandóság kockázatát (Wilcox–Russel 1983, Kramer–Victora 2001, WHO 2014, Johnson–Jones–Paranjothy 2017). Évente 1,1 millió csecsemő hal meg a világon a koraszülés szövődményei miatt – koraszülöttek alatt értve mindazokat az újszülötteket, akik a várandósság 37. hete előtt születtek, valamint azokat, akik alacsony súllyal jöttek világra (WHO 2014).

Az alacsony születési súly jelentős egészségügyi kockázatokat hordoz magában. Nemcsak a perinatális mortalitás és morbiditás fő előrejelzője, hanem más, felnőttkorban fellépő betegségek (diabétesz, szív- és érrendszeri betegségek) kockázatát is növeli (Risnes et al. 2011, Larroque et al. 2001, Euro-Peristat Project, 2018). Éppen ezért az Egészségügyi Világszervezet (WHO) 2014-ben kiadott, az anyák, csecsemők és kisgyermekek táplálkozásáról szóló átfogó végrehajtási tervében a hat fő célkitűzés egyike, hogy 2012 és 2025 között 30 százalékkal csökkenjen az alacsony születési súlyú újszülöttek aránya a világban (WHO 2014).

Okwaraji és munkatársai (2024) 158 országra kiterjedő áttekintése szerint 2020-ban 19,8 millió alacsony súlyú újszülött jött a világra (az összes csecsemő 14,7 százaléka, 95 százalékos CI: 13,7–16,1), amely 1,9 százalékpontos csökkenést mutat a két évtizeddel korábbi adatokhoz viszonyítva. Az alacsony születési súlyú újszülöttek aránya az Unicef becslései szerint⁵ globálisan 14,6 százalék volt 2018-ban, ez azonban nagy területi egyenlőtlenségeket rejt magában: míg például Dél-Ázsiában az újszülöttek negyede (24,7 százalék), addig Európában csak 7 százalék született 2500 grammnál kisebb testsúllyal.

5 <https://data.unicef.org/topic/nutrition/low-birthweight/>

Magyarországon az Európai Unió többi tagállamához viszonyítva továbbra is magas az alacsony születési súlyú gyermekek aránya (a KSH adatok szerint 2018-ban 8,3 százalék, 2019-ben 8,2 százalék).

3. Az alacsony születési súly előfordulását befolyásoló tényezők

Az alacsony születési súly részben magyarázható *biológiai okokkal*, az anya genetikai tulajdonságaival (Lunde et al. 2007, Currie–Moretti 2010).

Természetesen az anya *egészségi jellemzői* is befolyásolják a szülési kimenetet, a szakirodalomban ismert például a vérszegénység, a parodontális betegségek, a magas vérnyomás, a hipotireózis és a depresszió kockázatonnövelő szerepe az alacsony születési súlyt illetően (Mumbare et al. 2011, Arabzadeh et al. 2024).

Ugyanakkor az alacsony születési súly mögött *társadalmi-gazdasági háttértényezők* is meghúzódnak. Globális szinten az alacsony születési súlyú gyermekek túlnyomó többsége az alacsony és közepes jövedelmű országokban születik. Azonban még azokban a magas jövedelmű országokban is, ahol általános az egészségügyi ellátásokhoz való hozzáférés, előfordul az alacsony születési súly, különösen a legsebezhetőbb népesség körében (Kramer et al. 2000, Moser–Li–Power 2003, Kelly et al. 2009, Kim–Saada, 2013, Joseph et al. 2007). Ilyen kockázati csoportoknak számítanak például a valamilyen etnikai kisebbségbe tartozó, a tizenéves és az alacsony iskolai végzettségű anyák (Kramer 1987, Rodríguez–Regidor–Gutiérrez–Fisac 1995, Panico–Tô–Thévenon 2015). Az alacsony születési súly előfordulása így a fejlett országokban is jelentős eltéréseket mutat a szülők társadalmi-gazdasági háttere alapján.

Az alacsonyabb státuszú családokba születő gyermekek rosszabb egészségi állapotát tehát nem kizárólag a genetikai adottságok, hanem a *várandósság és a szülés körülményei* is okozhatják: a szocioökonómiai helyzet legfőbb hatásmechanizmusai az életmódbeli és viselkedési tényezőkön keresztül érvényesülnek. A kedvezőtlen perinatális kimenetek szocioökonómiai különbségeinek nagy része olyan tényezőkkel magyarázható, mint az anyai életkor (Nwandison–Bewley 2006, Carolan–Frankowska 2011, Saloojee–Coovadia 2015), dohányzás (Perez da Silva Pereira et al. 2017, Di et al. 2022), alkoholfogyasztás (Arabzadeh et al. 2024), anyai testsúly (McDonald et al. 2010, Han et al. 2011), testsúlygyarapodás a várandósság alatt (Goldstein et al. 2017), lakóhely (vidéki vagy városi), iskolázottság (Assari et al. 2020), korai prenatális gondozás vagy szülésfelkészítő tanfolyamon való részvétel hiánya vagy szülésfelkészítő tanfolyamon való részvétel (Mumbare et al. 2012), szülések száma (Shah 2010).

Ha a születési súlyt befolyásoló szociodemográfiai tényezők mögött meghúzódó *közvetítő mechanizmusokat* szeretnénk bemutatni, akkor példaként felhozhatjuk, hogy a megfelelő anyagi háttér hiánya például nem teszi lehetővé a jobb minőségű egészségügyi ellátást és az egészséges táplálkozást, illetve a biztonságosabb lakhatást és lakókörnyezetet. Emellett az anyai egészségmagatartás is szorosan összefügg

az anya iskolai végzettségével: az alacsonyabb végzettségű anyák általában többet dohányoznak, sok esetben több alkoholt fogyasztanak, kevesebb vitamint szednek, ami szintén befolyásolja a szülés kimenetelét (Currie–Goodman 2010).

A társadalmi-gazdasági háttér és az alacsony születési súly közötti kapcsolat vizsgálatánál nem egységes a kutatók véleménye abban, hogy inkább a *háztartási jövedelmet* vagy a *szülői iskolázottságot* érdemes-e bevonni az elemzésbe – míg Európában inkább az iskolázottságot, az USA-ban éppen a jövedelmi helyzetet használják gyakrabban a kutatók (Panico–Goisis–Martinson 2024). A két tényező természetesen nem független egymástól. A jövedelem és a születési súly kapcsolatát számos kutatás támasztja alá. Az Egyesült Államok, az Egyesült Királyság, Kanada és Ausztrália összehasonlító adatai arra utalnak, hogy az alacsony születési súly gyakoribb az alacsonyabb jövedelmű háztartásokban, míg a tehetősebb háztartásokban ennek kockázata kisebb (Martinson–Reichman 2016). A jövedelmet ugyanakkor befolyásolhatja az iskolázottsági szint is. Panico és kutatótársai ajánlása szerint a szülőik iskolai végzettsége jó mutatója a háztartás rendelkezésre álló erőforrásainak és környezetének, az egészséggel, gyermekgondozással kapcsolatos értékeknek és meggyőződéseknek, valamint a háztartás tagjai közötti interakcióknak, ezért a gyermekek fejlődésére vonatkozó elemzésekben hasznos lehet a társadalmi rétegződés leírására (Panico–Goisis–Martinson 2024).

Felmerülhet még más társadalmi-gazdasági mutatók vizsgálata is, mint például a foglalkozási státusz, az etnikum, vagy a lakóhely. A *különböző foglalkozási csoportokba* tartozó anyák között jelentős esélykülönbség mutatkozik az alacsony születési súlyú újszülötteket tekintve (Meyer et al. 2008, Okui–Ochiai–Nakashima 2010, von Ehrenstein–Wilhelm–Ritz 2013). A *rassz/etnikum* szerepére is többen felhívják a figyelmet (Meyer–Warren–Reisine 2010, Catov et al. 2015): a kisebbségekhez tartozók körében nagyobb az alacsony születési súly kockázata. Az egyes országokon belüli *regionális eltérések* is jól kimutathatóak a fejlett országokon belül is, például Spanyolországban (Fuster et al. 2015) vagy Japánban (Okui–Nakashima 2022). Az említett szocioökonómiai tényezők azonban szintén kapcsolatban állhatnak az iskolázottsággal.

4. Az iskolai végzettség és a kis súlyú gyermek szülése közötti összefüggés elemzésének módszertani háttere

Az adatok forrása

Az adatok forrása a KSH Népeségtudományi Kutatóintézet (NKI) által 2017-ben indított longitudinális Kohorsz '18 Magyar Születési Kohorszvizsgálat. A kutatás célja a 2018 és 2019 tavasza között született gyermekek felnövekedésének vizsgálata magzati kortól kezdődően. A kutatás kiinduló illetve hathónapos mintája országosan reprezentálja a várandós anyák populációját iskolai végzettség, paritás, hivata-

los családi állapot, életkor, illetve a lakóhely gazdasági fejlettségének szempontjából (Kapitány 2018, Szabó et al. 2021; Veroszta et al. 2022).

Elemzésünkben a longitudinális kutatás első két hullámának adatait használtuk fel, a várandósság 7. hónapjában, illetve a gyermek hat hónapos korában lekérdezett adatfelvételek adatait azon 8183 anya körében, akik egy gyermeket (azaz nem ikreket) szültek. Az anyák felkérését és lekérdezését az NKI által erre felkészített védőnők végezték a várandósok tájékoztatását és írásos beleegyezését követően, személyes és önkitaltós (például az etnikai háttér vagy a jövedelemre vonatkozó kérdések esetében) kérdőívvel (Szabó et al. 2021).

Az elemzésben használt változók

Elemzésünk *függő változója* azt méri, hogy az anya kis súlyú (< 2500 g) gyermeket szült-e vagy nem. Az elemzésünkben részt vevő, 2018 tavasza és 2019 tavasza között szült nők 5,9 százalékának született kis súlyú gyermeke (95% CI: 5,4–6,4 százalék).

Elemzésünk *magyarázó változója* pedig az anya befejezett iskolai végzettsége a várandósság 7. hónapjában, amelyet négy kategóriával mértünk: legfeljebb 8 osztály; szakmunkás végzettség; szakiskolai vagy gimnáziumi érettségi; főiskola, egyetem vagy magasabb. Az általánosított útmodellelemzéshez a változó értékeit két csoportba vontuk össze: az alacsony iskolai végzettségűek (legfeljebb 8 általánossal rendelkezők) és ennél (8 általánossal) magasabb iskolai végzettségűek csoportjába.

Az anya további társadalmi-gazdasági jellemzőit *mediáló változókként* vonjuk be elemzésünkbe. Ezek az egy főre jutó ekvivalens háztartási jövedelem (öt csoport a jövedelmi ötödök szerint⁶); nemzetiség (roma, nem roma⁷); foglalkozási státusz (a Foglalkozások Egységes Országos Rendszere FEOR alapján alacsony státusú foglalkozásúaknak kategorizálva azokat a nőket, akik a FEOR-lista utolsó két foglalkozási főcsoportjába tartoznak: gépkezelők, összeszerelők, járművezetők, szakképzettséget nem igénylő egyszerű foglalkozásúak); és a lakóhely, amelyet a 2018-as, egy főre jutó megyei GDP alapján csoportosítottunk (fejlett vidéki megyék és Közép-Magyarország: Pest, Bács-Kiskun; Csongrád; Fejér; Győr-Moson-Sopron; Komárom-Esztergom; Tolna; Vas; Veszprém, Zala; kevésbé fejlett vidéki megyék: Baranya; Békés; Borsod-Abaúj-Zemplén; Hajdú-Bihar; Heves; Jász-Nagykun-Szolnok; Nógrád; Somogy és Szabolcs-Szatmár-Bereg).

Az endogén változók egy másik csoportját is beemeltük az elemzésbe, *kontrollváltozókként*, azokat, amelyek a szakirodalom szerint kapcsolatban állhatnak az alacsony születési súly valószínűségével. A biológiai és demográfiai kontrollváltozók közé soroltuk az anya szüléskori életkorát (folytonos változó és annak négyzete), az anya magasságát (méter), a gyermek nemét és azt, hogy a gyermek elsőszülött-e vagy nem. Míg az egészségi állapotot és kockázati viselkedést/magatartást leíró mutatók közül a következőket kontrolláltuk: a várandósgondozás kezdete (12. hét előtt vagy

6 <https://demografia.hu/hu/letoltes/kutatasok/Kohorsz18/Kohorsz18-varandos-onkitoltos-kerdoiv.pdf>

7 <https://demografia.hu/hu/letoltes/kutatasok/Kohorsz18/Kohorsz18-feleves-onkitoltos-kerdoiv.pdf>

után); hány várandósgondozási vizsgálaton vett részt (vérvétel, ultrahang, fogászati kezelés, terheléses cukorvizsgálat; 0–4 vizsgálat); depressziós tünetek észlelése (igen, nem; az Edinburgh Posztnatális Depresszió Skála magyar nyelvű adaptációja alapján, Kopcsó 2018⁸); dohányzás a várandósság alatt (igen, nem⁹); alkoholfogyasztás a várandósság alatt (igen, nem¹⁰); nehéz fizikai munka végzése várandósság alatt legalább heti 3 órában (igen, nem¹¹); vitaminok fogyasztása (D-vitamin, cink, vas, magnézium, folsav fogyasztása a várandósság alatt bármikor: igen/nem,¹² és ebből faktorszámoló számlolása); fehérjék fogyasztása (hústermékek, hüvelyesek, tejtermékek fogyasztása várandósság alatt: kis, közepes vagy nagy mennyiségben,¹³ és ezekből faktorszámoló számlolása); egészségtelen ételek fogyasztása (szénsavas üdítőital, szörp, cukrozott tea, gyorsételek, chips, sós rágcsálnivaló, édesség fogyasztása kis, közepes vagy nagy mennyiségben,¹⁴ és ezekből faktorszámoló számlolása); orvos által megállapított betegségek a várandósság előtt vagy alatt (asztma, allergia, magas vérnyomás, cukorbetegség, vérszegénység, depresszió, szorongászavar, szívbetegség, trombózis, pajzsmirigy: igen, nem; igen említések összege¹⁵); várandóssághoz kapcsolódó egészségi problémák (veszes terhességi hányás, húgyúti vagy vesefertőzés, várandóssági cukorbetegség, hüvelyi vérzés, hüvelyfertőzés, méhen belüli növekedési elmaradás, vírusfertőzés, elől fekvő méhlepény, nyitott méhszáj, magas láz: igen, nem; igen említések összege).¹⁶

Statisztikai elemzések az összefüggések feltárására

Kétváltozós keresztábra- és korrelációelemzésekkel ellenőriztük a függő változó és a közvetítő (mediáló) változók, valamint a magyarázó változó és a közvetítő változók közötti kapcsolatot. A szignifikáns különbségeket az ANOVA F-próbájának szignifikanciaszintjével ($p = 0,005$), illetve a Bown–Forsythe-átlagok egyenlőségének robusztus tesztjével ellenőriztük ($p = 0,005$). A többváltozós elemzés során az anya iskolai végzettsége és a kis súlyú gyermek születe közötti direkt kapcsolatot, illetve az anya iskolai végzettsége és az egyéb anyai társadalmi-gazdasági státust leíró változókon keresztül mért indirekt kapcsolatot az általánosított strukturális egyenletek modellezésével (GSEM) becsültük. Az útmodellezésbe bevont kontrollváltozók (endogén változók) esetében rögzítettük ezeknek az értékeit az átlagos értékükön. Az elemzést a StataSE 14 statisztikai szoftvercsomag *gsem* kódjával végeztük, bináris (Bernoulli család, logit függvény), illetve folyamatos (Gaussian

8 L. 6-os lábjegyzet.

9 <https://demografia.hu/hu/letoltes/kutatasok/Kohorsz18/Kohorsz18-Varandos-fokerdoiv.pdf>

10 L. 9-es lábjegyzet.

11 L. 9-es lábjegyzet.

12 L. 9-es lábjegyzet.

13 L. 6-os lábjegyzet.

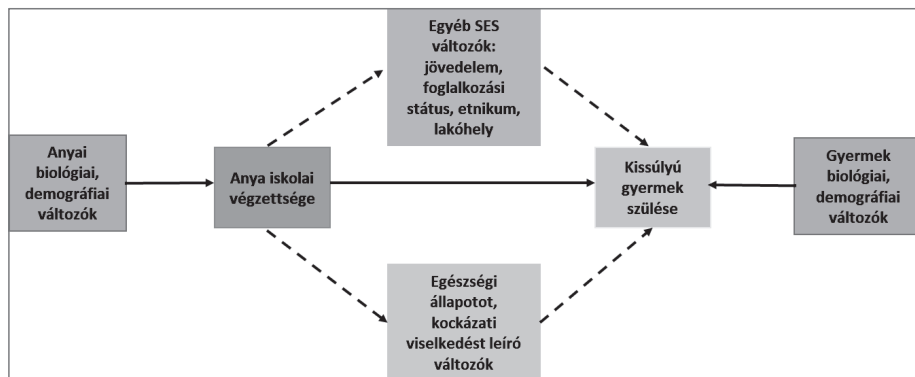
14 L. 6-os lábjegyzet.

15 L. 9-es lábjegyzet.

16 L. 9-es lábjegyzet. Illetve egyéb kontroll változókat is teszteltünk – például gyümölcs/zöldség fogyasztása valamilyen mennyiségben, volt-e bármilyen orvosi beavatkozás a várandósság létrejöttében, szedett-e fogamzásgátlót, megerősítő volt-e fizikailag a munkahelye –, de nem volt a modellben szignifikáns befolyásuk.

család, identity függvény) típusú változók segítségével becsülve a regressziós egyenleteket. Az endogén változók közötti Pearson-korrelációs értékek $-0,3$ és $+0,4$ között szóródnak, azaz alacsonyabbak a közepes erősségű ($0,4-0,7$) korrelációs értékeknél is. A kollinearitási diagnosztika nem mutatott problematikus változót (ezt a StataSE 14 statisztikai szoftvercsomag *collin* parancsával ellenőriztük): az átlagos VIF (Variance Inflation Factor) érték $1,14$, az endogén változókhoz tartozó egyedi VIF értékek pedig $1,0$ és $1,9$ között szóródnak, azaz messze alacsonyabbak, mint a még elfogadható 5 -ös érték. Az állapotszám-mutató (condition number) értéke $6,85$, vagyis messze alacsonyabb, mint a még elfogadható 15 -ös érték. A direkt és indirekt hatások teljes hatásához viszonyított arányát a StataSe 14 szoftvercsomag *ldecomp* kódjával számoltuk ki. Az elemzés sematikus modelljét a 2. ábrán mutatjuk be.

2. ábra: Az elemzésben használt modell sematikus ábrája



Megjegyzés: saját szerkesztés. Folytonos vonal: direkt kapcsolatok; szaggatott vonal: az iskolai végzettség többi SES változón keresztüli indirekt kapcsolatait.

5. Az iskolai végzettség és a kis súlyú gyermek születése közötti összefüggés szociológiai elemzése Magyarországon: eredmények

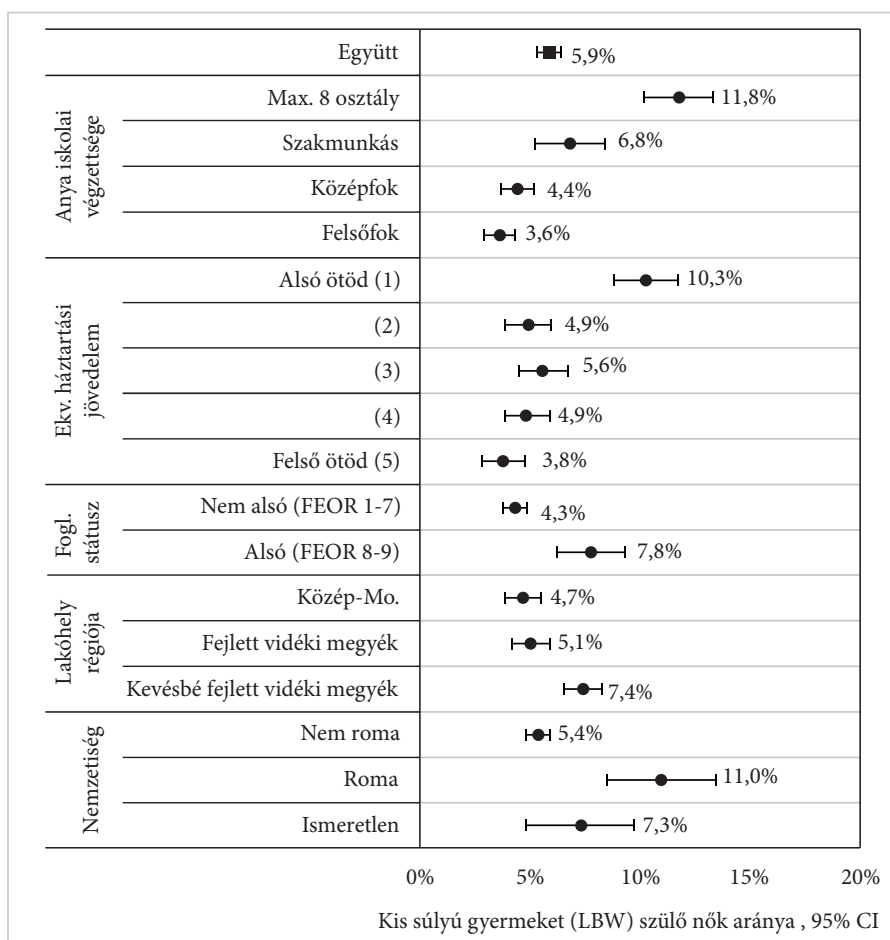
Leíró elemzések

Az anya bármelyik társadalmi-gazdasági státusmutatóját is tekintjük, egyértelmű az alacsony státusú nők egészségi állapotbeli hátránya az általunk vizsgált populációban is.

Az *iskolai végzettség* szerint egyértelmű a lineáris lejtő: minél magasabb a várandós iskolai végzettsége, annál kisebb a valószínűsége annak, hogy kis súlyú gyermeket szül. A 8 általános vagy annál alacsonyabb iskolai végzettséggel rendelkező nők $11,8$ százalékának, a szakmunkás-végzettségűek $6,8$ százalékának, a középfokú végzettségűek $4,4$ százalékának, míg az egyetemi, főiskolai végzettségűek $3,6$ százalékának született kis súlyú gyermeke. A 8 osztályt végzett nők szignifikánsan különböznek minden más iskolai

végzettségű csoporttól; csak a középfokú és felsőfokú végzettségűek nem különböznek szignifikánsan egymástól. Az *egy főre jutó ekvivalens háztartási jövedelmi* ötödök szerint inkább egy dichotómia figyelhető meg a legalsó jövedelmi ötödhöz tartozók és a többiek között. Az *alacsony foglalkozási státusú* nők szignifikánsan nagyobb arányban szülnék kis súlyú gyermeket, mint a nem alacsony foglalkozási státusúak (7,8 százalék szemben a 4,3 százalékkal). A *lakóhely* szerinti megoszlásnál a kevésbé fejlett vidéki megyékben élők körében is szignifikánsan magasabb a kockázata a kis súlyú gyermek születésének, szemben akár a közép-magyarországi, akár a fejlett vidéki megyékben élő nőkkel. A *roma nemzetiségűek* között szintén szignifikánsan magasabb a kis súlyú gyermeket szülő nők aránya, mint a nem roma nők körében (11,0 százalék szemben az 5,4 százalékkal; 3. ábra).

3. ábra: Kis súlyú gyermeket szülő nők aránya társadalmi-gazdasági mutatók szerint (% és 95% CI)



Forrás: Kohorsz '18, várandós- és fél éves-adatbázis, saját számítás. Súlyozott adatok.

Az adataink ugyanakkor egyértelműen jelzik a hátrányos társadalmi-gazdasági helyzet halmozódását egyéni szinten. Míg a felsőfokú iskolai végzettségű nők 4,8 százaléka, addig a legfeljebb 8 általános iskolai végzettségűek 52,1 százaléka tartozik a háztartási ekvivalens jövedelem szerinti csoportok alsó ötödébe. A felsőfokú iskolai végzettségű nők 1,3 százaléka, a legfeljebb 8 általános iskolai végzettségűeknek pedig 61,9 százaléka alacsony foglalkozási státusú. A felsőfokú iskolai végzettségű nők körében a roma nemzetiségűek aránya 0,4 százalék, a legfeljebb 8 általános iskolai végzettségűek körében azonban 29,0 százalék. Végül, míg a felsőfokú iskolai végzettségű nők 24,0 százaléka, addig a legfeljebb 8 általános iskolai végzettségűek 63,4 százaléka él a kevésbé fejlett vidéki megyék régiójában (1. táblázat).

Vagyis egyértelmű az iskolai végzettség szerinti gradiens nemcsak a kis súlyú gyermek születésének a valószínűségében, hanem a többi társadalmi-gazdasági státust leíró változó mentén is, hiszen minden egyes iskolai végzettségű csoport szignifikánsan eltér a másiktól aszerint, hogy mekkora körökben az alacsony státusú nők aránya, bármelyik további státusváltozóval is definiáljuk az alacsony társadalmi-gazdasági státust (1. táblázat).

1. táblázat: Az alacsony társadalmi-gazdasági státusú nők aránya az anya iskolai végzettsége szerint, a különböző típusú hátrányos helyzetek szerint (százalék, N, 95% CI)

Iskolai végzettség \ További SES-változók	Alsó jövedelmi ötödhöz tartozók aránya	Alacsony foglalkozási státusú nők aránya	Romák aránya	Kevésbé fejlett vidéki megyékben élők aránya
Max. 8 általános	52,1 (1324, 49,4–54,8)	61,9 (638, 58,1–65,7)	29,0 (1324, 26,6–31,5)	63,4 (1307, 60,7–66,0)
Szaktanácsos	31,9 (1077, 29,2–34,7)	36,6 (942, 33,5–39,7)	7,1 (1077, 5,8–8,9)	41,3 (1067, 38,4–44,3)
Érettségi	12,6 (2461, 11,3–13,9)	13,1 (2226, 11,7–14,5)	2,0 (2461, 1,5–2,6)	35,7 (2448, 33,8–37,6)
Egyetem, főiskola	4,8 (3361, 4,1–5,6)	1,3 (3154, 0,9–1,7)	0,4 (3361, 0,3–0,7)	24,0 (3342, 22,5–25,4)
Együtt	18,3 (8223, 17,5–19,2)	15,4 (6960, 14,6–16,3)	6,4 (8223, 5,9–6,9)	36,1 (8164, 35,0–37,1)

Forrás: Kohorsz '18, várandós- és fél éves-adatbázis, saját számítás.

Többváltozós elemzések. Az anyai iskolai végzettség direkt és az egyéb társadalmi-gazdasági (SES) háttérváltozókon keresztül gyakorolt indirekt kapcsolata a kis súlyú gyermek születésének esélyével.

Az eltérő iskolai végzettségű nők közötti különbségek a kis súlyú gyermek születésének valószínűségében azt is jelenthetik tehát, hogy ezek egy része a többi SES-háttérváltozó befolyása. Így mondhatjuk, hogy az iskolai végzettség és kis súlyú gyer-

mek szülésének kockázata között egyrészt létezik egy direkt, de egy indirekt kapcsolat is, amely más tényezőkön (jelen esetben az egyéb anyai társadalmi-gazdasági státuszjellemzőkön) keresztül nyilvánul meg. Ezeknek a direkt és indirekt kapcsolatoknak a mértékét egy olyan útmodell segítségével számoljuk ki, amely az általánosított strukturális egyenletek modelljét használja (Generalized Structural Equational Modeling), Buis (2010) módszertani ajánlását követve. A közvetlen, közvetett és teljes hatások vizsgálatának célja, hogy feltárja azokat a mechanizmusokat, *amelyeken keresztül* az egyik változó összefüggésben van egy másik változóval, esetünkben az anyai iskolai végzettség a kis súlyú gyermek szülésének kockázatával, az anya olyan további SES-jellemzőin keresztül, mint háztartási jövedelem, foglalkozási státusz, etnikai háttér és lakóhely, kontroll alatt tartva számtalan más, a kis súlyú gyermek szülésének kockázatával kapcsolatba hozható mutatót (Melléklet, M3. táblázat). Így megbecsülhető az iskolai végzettség direkt kapcsolatának nagysága mellett az egyes SES-változókon keresztül megnyilvánuló indirekt kapcsolat nagysága is.

Az általánosított strukturális egyenletek modelljében (GSEM) szereplő regressziós becslések kutatási kérdésünk szempontjából releváns paramétereit a 2. táblázatban mutatjuk be (a teljes modell paramétereit a melléklet M4. táblázata tartalmazza). A direkt kapcsolatokat leíró regressziós együtthatók jelzik, hogy mind az alacsony iskolai végzettség (béta = 0,421), mind az alacsony háztartási jövedelem (béta = 0,442) növeli a kis súlyú gyermek szülésének kockázatát, kontrollálva a modellben szereplő többi változót (2. táblázat; melléklet, M4. táblázat). Emellett az iskolai végzettség és a modellben tesztelt többi anyai társadalmi-gazdasági státuszjellemző közötti direkt kapcsolat is szignifikáns: az alacsony iskolai végzettség növeli annak esélyét, hogy valaki alacsony jövedelmű lesz (béta = 2,063), vagy alacsony foglalkozási státuszú (béta = 1,485), hogy roma etnikumú (béta = 2,975) és kevésbé fejlett vidéki megyékben él (béta = 1,095) még úgy is, hogy kontroll alatt tartunk számtalan más anyai és gyermeki demográfiai, biológiai, egészségi állapottal kapcsolatos jellemzőt és viselkedésmutatót. Az anyai iskolai végzettséget befolyásoló exogén változók közül mind az anya szülés kori életkora, mind az anya magassága szignifikáns negatív kapcsolatban van az anyai alacsony iskolai végzettséggel; míg az LBW-t befolyásoló exogén változók közül csak a gyermek neme (lány) van szignifikáns pozitív kapcsolatban a kis súlyú születéssel, a paritás (az, hogy első gyermek-e vagy nem), nincs.

2. táblázat: Az anyai iskolai végzettség és kis súlyú gyermek születésének esélye közötti direkt és indirekt hatások, mediáló változók: háztartási jövedelem, foglalkozási státus, etnikai háttér és a lakóhely régiója (Generalized Structural Equational Modeling, logisztikus regressziós becslések)

	Regressziós béta együttható (Coef).	Robust Std. error	z	P> z	[95% CI] alsó	[95% CI] felső
Kis súlyú gyermek születése <-						
Iskolai végzettség: alacsony	0,421	0,166	2,54	0,011	0,097	0,746
Háztartási jövedelem: 1. ötöd	0,442	0,139	3,18	0,001	0,170	0,714
Foglalkozási státus: alacsony	0,086	0,154	0,56	0,575	-0,215	0,388
Nemzetiség: roma	-0,084	0,213	-0,39	0,693	-0,501	0,333
Lakóhely: kevésbé fejlett vidéki megyék	0,067	0,132	0,51	0,612	-0,192	0,326
Gyermek neme (lány)	0,496	0,121	4,09	0,000	0,258	0,733
Paritás (első gyermek)	0,120	0,120	1,00	0,315	-0,115	0,355
_cons	-3,872	0,155	-25,03	0,000	-4,175	-3,568
Háztartási jövedelem: 1. ötöd <-						
Alacsony iskolai végzettség	2,063	0,069	29,99	0,000	1,928	2,198
_cons	-1,986	0,039	-51,01	0,000	-2,062	-1,909
Foglalkozási státus: alacsony						
Alacsony iskolai végzettség	1,485	0,076	19,44	0,000	1,335	1,634
_cons	-2,177	0,042	-51,56	0,000	-2,260	-2,094
Nemzetiség: roma <-						
Alacsony iskolai végzettség	2,975	0,11	26,94	0,000	2,758	3,191
_cons	-3,774	0,09	-41,84	0,000	-3,951	-3,598
Lakóhely: kevésbé fejlett vidéki megyék <-						
Alacsony iskolai végzettség	1,095	0,065	16,78	0,000	0,967	1,222
_cons	-0,654	0,027	-24,24	0,000	-0,707	-0,602
Alacsony iskolai végzettség <-						
Életkor szülesskor	-1,056	0,052	-20,14	0,000	-1,159	-0,953
Életkor szülesskor2	0,015	0,001	16,80	0,000	0,013	0,017
Anya magassága, (méter)	-9,577	0,599	-16,00	0,000	-10,751	-8,404
_cons	31,619	1,293	24,46	0,000	29,085	34,153

Forrás: Kohorsz '18, várandós- és hathónapos-adatbázis, saját számítás.
Megjegyzés: a teljes modellt a mellékletben mutatjuk be (M4 táblázat).

A 3. táblázat foglalja össze az iskolai végzettség és kis súlyú gyermek születése közötti direkt és a további SES-változókon keresztül megnyilvánuló indirekt összefüggések nagyságát (Buis 2010). Az első modellben csak a háztartási jövedelem indirekt hatásának a becslését emeltük be az iskolai végzettség és az LBW közötti kapcsolat vizsgálatába, kontroll alatt tartva a további SES- és egyéb jellemzőket; a második

modellben a foglalkozási státusét, a harmadik modellben az etnikai háttérét, a negyedik modellben a lakóhelyét, míg az ötödikben a négy SES-változót (háztartási jövedelem, foglalkozási státus, etnikai háttér és lakóhely) együtt.

Nézzük először az 5. modellt, amikor az iskolai végzettség és LBW közötti kapcsolatot szétbontjuk direkt kapcsolatra és a többi SES-változó együttes indirekt kapcsolatára. Kiszámolható, hogy annak kockázata, hogy a legfeljebb 8 osztályt végzett nők kis súlyú gyermeket szüljenek, 2,020-szor [$\exp(0,703)$] nagyobb, mint az ennél magasabb iskolai végzettségűeké (3. táblázat, 5. modell, teljes hatás sor). Emellett, ha a magasabb iskolai végzettségű nők csoportja hasonló kontroll és egyéb SES-jellemzőkkel rendelkezne, mint a legfeljebb 8 osztályos iskolai végzettségűeké (azaz ha a magasabb végzettségű nők csoportja a kontrollváltozók mentén ugyanolyan összetételű lenne, mint az alacsonyabb végzettségűeké), akkor ők 1,208-szor [$\exp(0,189)$] nagyobb eséllyel szülnének kis súlyú gyermeket, mint az alacsony iskolai végzettségűek (ez az indirekt hatás). Míg, ha a legfeljebb 8 osztályt végzett nők csoportja hasonló kontroll- és egyéb SES-jellemzőkkel rendelkezne, mint a magasabb iskolai végzettségűeké (vagyis ha az alacsonyabb iskolai végzettségű nők csoportja a kontrollváltozók mentén ugyanolyan összetételű lenne, mint a magasabb végzettségűekénőké), akkor 1,670-szer [$\exp(0,513)$] nagyobb eséllyel szülnének kis súlyú gyermeket (ez a direkt hatás). Azaz a direkt kapcsolat nagysága nagyobb, mint az indirekt kapcsolaté.

A közvetett hatás teljes hatáshoz viszonyított nagysága a dekompozíciós táblázat utolsó sorában található. A négy SES-változó együttes indirekt hatásának mértéke a teljes hatás 27 százaléka. A maradék 73 százalék pedig nem más, mint az anya iskolai végzettsége és a kis súlyú gyermek születésének valószínűsége közötti direkt kapcsolat részesedése a teljes kapcsolatból.

Ha külön-külön modellekben ellenőrizzük (1–4. modell), hogy mekkora az anya alacsony iskolai végzettségének egy adott SES-tényezőn keresztüli indirekt hatása a kis súlyú gyermek születésének kockázatára, akkor azt látjuk, hogy ennek a legnagyobb része az (alacsony) egy főre jutó ekvivalens háztartási jövedelmen keresztül manifesztálódik (25,6 százalék). A többi indirekt kapcsolat aránya a teljes hatáshoz képest elenyésző: a foglalkozási státuson keresztül létrejövő indirekt kapcsolat nagysága a teljes hatás 0,4 százaléka; a lakóhely régióján keresztül indirekt kapcsolat pedig a teljes hatás 3,0 százaléka. Míg a roma nemzetiségen keresztül indirekt hatás a teljes hatáshoz képest -0,011 százalék. A negatív előjel annak tudható be, hogy – bár az anyai (alacsony) iskolai végzettség és a roma etnikai háttér közötti kapcsolat pozitív – a roma etnikai háttér és a kis súlyú gyermek születése közötti kapcsolat (nem szignifikáns) negatív irányú kapcsolattá válik, amint a további anyai társadalmi-gazdasági, illetve egyéb demográfiai, egészségi állapot- és viselkedési jellemzőket kontrolláljuk (lásd fentebb a 2. táblázat adatait).

3. táblázat: Teljes, direkt és indirekt hatások értékei a modellben: az anya alacsony iskolai végzettségének kapcsolata a kis súlyú gyermek születésének kockázatával az egyéb társadalmi-gazdasági háttérváltozókon keresztül. GSEM, logisztikus és lineáris regressziós becslések (beta regressziós együtthatók és 95% konfidenciaintervallumok)

	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	5. modell
	Háztartási jövedelem indirekt hatása (alsó ötöd)	Foglalkozási státus indirekt hatása (alacsony foglalkozási státus)	Etnikai háttér indirekt hatása (roma)	Lakóhely indirekt hatása (kevésbé fejlett megyék)	Mind a négy SES-változó együttes indirekt hatása
<i>Az anyai iskolai végzettség (8 osztályos vs. 8 osztálnál magasabb) kapcsolata a kis súlyú gyermek születésének kockázatával</i>					
Teljes hatás	0,690 (0,318–1,062)	0,516 (0,166–0,867)	0,508 (0,15–0,867)	0,530 (0,091–0,969)	0,703 (0,315–1,091)
Indirekt hatás	0,176 (0,069–0,284)	0,002 (-0,07–0,075)	-0,006 (-0,111–0,099)	0,016 (-0,053–0,086)	0,189 (0,013–0,366)
Direkt hatás	0,513 (0,127–0,900)	0,514 (0,151–0,876)	0,514 (0,157–0,871)	0,514 (0,084–0,944)	0,513 (0,110–0,917)
<i>Az indirekt hatások relatív hozzájárulása a teljes hatáshoz (log odds-arányok), %</i>					
Arány	0,256 (0,035–0,476)	0,005 (-0,167–0,176)	-0,011 (-0,533–0,511)	0,030 (-0,508–0,568)	0,270 (-0,090–0,629)

Forrás: Kohorsz '18, várandós- és hathónapos-adatbázis. *Megjegyzés:* A regressziós együtthatók konfidenciaintervallumát becslült mintákon Bootstrap replication(50) segítségével számoltuk ki (Buis 2010: 20–21). Az indirekt hatás nagysága a teljes hatáshoz viszonyítva lehet nagyobb, mint 100%, és lehet negatív is, hiszen ezek a számok a közvetett hatás nagyságát viszonyítják a teljes hatás nagyságához (Buis 2010: 25). A negatív előjel azt jelzi, hogy adott indirekt hatás csökkenti a magyarázó és függő változó közötti kapcsolat erejét. A kontrollváltozókat azok átlagos értékein rögzítettük a modellekben (Melléklet, M3. táblázat.)

6. Hogyan hat az anyai iskolázottság az alacsony születési súlyra?

Az alacsony születési súly kétváltozós elemzési eredményeink szerint összefüggésben áll az alacsony iskolai végzettséggel, az alacsony jövedelemmel, az alacsony foglalkozási státussal, a roma nemzetiséggel, illetve azzal, hogy valaki a kevésbé fejlett vidéki régiókban lakik. A várakozásoknak és nemzetközi szakirodalomnak megfelelően tehát az anya iskolai végzettsége az általunk vizsgált populációban is befolyásolja az alacsony születési súly kockázatát, és az összefüggés iránya negatív.

Egyes háttértényezők azonban sok esetben szorosan együtt járnak: a legalább szakmunkás-végzettségű nőkhöz viszonyítva a legfeljebb 8 osztályt végzettek körében szignifikánsan magasabb az egy főre jutó ekvivalens háztartási jövedelemi csoportok szerinti alsó ötödhöz tartozók, alacsony foglalkozási státusúak, magukat roma nemzetiségűnek vallók és kevésbé fejlett vidéki megyékben élők aránya. Útelemzés segítségével igyekeztünk ezeket a többszörös együjtjárásokat szétválasztani.

Így ki tudtuk mutatni, hogy a kis súlyú gyermek születésének esélye szignifikánsan magasabb a legalacsonyabb iskolai végzettségű csoportban, illetve a legalacsonyabb háztartási jövedelmű csoportban, mint az ennél magasabb végzettségű, illetve magasabb háztartási jövedelmű csoportokban, kontroll alatt tartva számtalan egyéb tényezőt. Ha az iskolai végzettség és alacsony születési súlyú gyermek születésének

kockázata közötti összefüggést két részre bontjuk fel, a direkt, illetve a négy további társadalmi-gazdasági státusváltozón (jövedelem, foglalkozási státus, lakóhely régiója, nemzetiség) keresztül megnyilvánuló indirekt összetevőre, akkor a teljes kapcsolatból 27 százalék az indirekt, míg 73 százalék a direkt összefüggés részesedése.

Hogyan magyarázhatjuk a háttértényezőkön keresztül megnyilvánuló mechanizmusokat? Az eltérő anyai iskolai végzettség eltérő anyagi, egészségi és intézményellátottsági/elérhetőségi és tudásbeli lehetőségeket, illetve korlátokat teremt. A magasabb végzettségnek lehet egyfajta szelekciós hatása: nemcsak megteremt a magasabb jövedelem esélyét, de a párkapcsolati, családi jellemzőket is befolyásolhatja, stabilabb, magasabb jövedelmű párkapcsolathoz vezethet. (Panico–Goisis–Martinson 2024). Az iskolai végzettség transzferhatásaként fejlődhetnek a kritikai gondolkodási készségek, nőhet a személyes hatékonyság, és könnyebbé válhat a társadalmi kapcsolatok kiépítése, ezek a képességek pedig hozzájárulnak ahhoz, hogy a nők jobban eligazodjanak az egészségügyi ellátásban, hatékonyabban szerezzék meg a szükséges információkat, és eredményesebben kommunikáljanak az egészségügyi szolgáltatókkal. Emellett az oktatás mérsékli a rossz mentális egészség és a stressz hatásait, amelyek összefüggésben állnak a negatív szülési kimenetekkel (Panico–Goisis–Martinson 2024).

Az anyai iskolai végzettség tehát ezeken a hatásokon keresztül befolyásolhatja, hogy a várandós megfelelő mennyiségű és minőségű ételt fogyasszon, minőségi egészségügyi ellátásokat vegyen igénybe, időben részt vegyen a várandósgondozáson, megfelelő (például szennyezésmentes) környezetben éljen a várandóssága előtt és alatt, továbbá elkerülje a várandós kori kockázatos viselkedést, például a dohányzást, az alkohol- és drogfogyasztást (Panico–Tô–Thévenon 2015, Kramer 1987, Dunn 1984).

Az alacsony születési súly megelőzésében és kezelésében alapvetően fontos, hogy mindenki számára megfizethető, elérhető és megfelelő minőségű egészségügyi ellátás álljon rendelkezésre. Magyarországon a magzati élet védelme érdekében minden várandós nő ingyenesen igénybe veheti a várandósgondozási rendszert, amely két fő pilléren nyugszik: a védőnői rendszeren és a szülész-nőgyógyászati ellátáson. A védőnői rendszer igénybevétele nemcsak erősen ajánlott, hanem – adminisztratív és anyagi okokból – kötelező is. Így elenyésző azoknak az aránya, akik anélkül szülnék, hogy előtte kapcsolatba kerültek volna védőnővel: kevesebb, mint 0,5 százalék. A védőnők végigkísérik a várandósságot, életmódbeli és egyéb hasznos tanácsokkal látják el a kismamákat, figyelnek a szociális körülményeikre és az egészségi állapotukra. Ami a szülész-nőgyógyász szakorvost illeti, a társadalombiztosítási rendszer által támogatott szolgáltatások mellett korábban a várandósok jelentős része magán szolgáltatásokat is igénybe vett a szülés során, bár a 2021-ben bekövetkezett jogszabályi változások miatt mára visszaesett a magánorvosi szülészeti szolgáltatást igénybe vevők száma. A leghátrányosabb helyzetűek azonban ezt már a jogszabályi változások előtt sem engedhették meg maguknak (Veroszta–Szabó 2021, Szabó–Veroszta 2021). Az ellátórend-

szer elvi szinten tehát minden szülő nő számára azonos lehetőségeket kellene hogy biztosítson. Az alacsony születési súly megelőzésére irányuló, bizonyítékokon alapuló intézkedéseket nemcsak országos vagy közösségi, hanem egyéni szinten is alkalmazni kell, mind a várandósság előtti időszakban, mind a várandósgondozás során.

Elemzésünk erőssége, hogy kísérletet tett arra, hogy az anyai iskolázottság és az alacsony születési súly közötti, már a regiszteradatokból ismert (1. ábra) összefüggést nagymintás, országosan reprezentatív magyarországi survey-adatokon is számszerűsítse. Ezek a survey-adatok (a Kohorsz '18 kutatás adatbázisai) pedig olyan további változók gazdag tárházát tartalmazzák, amelyek segítségével a vizsgált összefüggést egyrészt kontrollálni lehet egyéb, a regiszter-adatbázisokban nem, de a kutatásban szereplő mutatókkal, másrészt fel lehet bontani az általunk is bemutatott direkt és indirekt összetevőkre. Így – ha nem is tartozott szorosan a kutatási kérdésünkhöz – Magyarországon eddig nem vizsgált összefüggésekre is rámutathattunk az alacsony születési súly kockázatával kapcsolatban (lásd az M1. és M4. táblázat adatait a mellékletben).

Elemzésünk korlátai közé tartozik, hogy az adatfelvétel sajátosságaiból fakadóan azok a gyermekek nem szerepeltek a mintában, akik a terhesség hetedik hónapja előtt megszülettek, így az extrém alacsony súllyal születettek adatait nem tudtuk elemezni. Mivel a Kohorsz '18 kutatás az élve született gyermekekre fókuszál (7. hónapos várandós nőket céltzott meg), ezért módszertani okok miatt nem tudtuk figyelembe venni a magzati halálozást sem, bár feltételezzük, hogy a korai és késői magzati halálozásban is vannak társadalmi-gazdasági különbségek. Szintén az adatelemzés limitációi közé tartozik, hogy minden értékelés az anya önbevallásán alapul, vagyis az anyai egészségi állapotra vonatkozó adatok nem orvosi regiszteradatok által validáltak, mint ahogy a gyermek születési súlya sem – és a képzetesebb anyák nagy valószínűséggel pontosabb adatokat szolgáltatottak. Az anyai bevallás torzításait talán valamennyire enyhíteni tudta az a tény, hogy a kérdezők a család védőnői voltak, akik legtöbb esetben szoros kapcsolatot ápolnak az anyákkal és a felügyeletük alatt levő gyermekkelés rálátásuk volt az orvosi adatokra is.

Irodalom

- Arabzadeh, H. – Doosti-Irani, A. – Kamkari, S. – Farhadian, M. – Elyasi, E. – Mohammadi, Y. (2024): The maternal factors associated with infant low birth weight: an umbrella review. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 24, 1. <https://doi.org/10.1186/s12884-024-06487-y>
- Buis, M. L. (2010): Direct and indirect effects in a logit model. *The Stata Journal*, 10(1), 11–29. PMID: PMC3314333. <https://doi.org/10.1177/1536867X1001000104>
- Carolan, M. – Frankowska, D. (2011): Advanced maternal age and adverse perinatal outcome: a review of the evidence. *Midwifery*, 27(6):793–801.
- Catov, J. M. – Lee, M. – Roberts, J. M. – Xu, J. – Simhan, H. N. (2015): Race Disparities and Decreasing Birth Weight: Are All Babies Getting Smaller? *Am. J. Epidemiol.*,

- Jan. 1, 183(1):15–23. <https://doi.org/10.1093/aje/kwv194>. PMID: 26667251; PMCID: PMC4690476.
- Currie, J. – Goodman, J. (2010): Parental Socioeconomic Status, Child Health, and Human Capital. Peterson, P – Baker, E. – McGaw, B. (eds.): *International Encyclopedia of Education* (Third Edition). Elsevier, 253–259.
<https://doi.org/10.1016/B978-0-08-044894-7.01268-9>
- Currie, J. – Moretti, E. (2007): Biology as Destiny? Short- and Long-Run Determinants of Intergenerational Transmission of Birth Weight. *Journal of Labor Economics*, 25(2) <https://doi.org/10.1086/511377>
- Di, H. K. – Gan, Y. – Lu, K. et al. (2022): Maternal smoking status during pregnancy and low birth weight in offspring: systematic review and meta-analysis of 55 cohort studies published from 1986 to 2020. *World. J. Pediatr.*, 18, 176–185. <https://doi.org/10.1007/s12519-021-00501-5>
- Dunn, H. G. (1984): Social aspects of low birth weight. *Can. Med. Assoc. J.*, May 1, 130(9):1131–1140. PMID: 6713335; PMCID: PMC1876029.
- Euro-Peristat Project (2018): *European Perinatal Health Report: Core indicators of the health and care of pregnant women and babies in Europe in 2015*. https://www.europeristat.com/images/EPHR2015_web_hyperlinked_Euro-Peristat.pdf
- Fuster, V. – Zuluaga, P. – Colantonio, S. E. – Román-Busto, J. (2015): Regional differences in low birth weight in Spain: biological, demographic and socioeconomic variables. *J. Biosoc. Sci.*, Jan., 47(1):9001–9104. <https://doi.org/10.1017/S0021932014000030>. PMID: 24524355.
- Goldstein, R. F. – Abell, S. K. – Ranasinha, S. et al. (2017): Association of Gestational Weight Gain With Maternal and Infant Outcomes: A Systematic Review and Meta-analysis. *JAMA*, 317(21):2207–2225. doi:10.1001/jama.2017.3635
- Han, Z. – Mulla, S. – Beyene, J. – Liao, G. – McDonald, S. D. (2011): Maternal underweight and the risk of preterm birth and low birth weight: a systematic review and meta-analyses, *International Journal of Epidemiology*, Volume 40, Issue 1, Feb., 65–101. <https://doi.org/10.1093/ije/dyq195>
- Johnson, C. D. – Jones, S. – Paranjothy, S. (2017): Reducing low birth weight: Prioritizing action to address modifiable risk factors. *Journal of Public Health*, 39(1): 122–131. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdv212>
- Joseph, K. S. – Liston, R. M. – Dodds, L. – Dahlgren, L. – Allen, A. C. (2007): Socioeconomic status and perinatal outcomes in a setting with universal access to essential health care services. *CMAJ*, Sep., 177 (6) 583–590; <https://doi.org/10.1503/cmaj.061198>
- Kapitány, B. (2018): Az alapsokaság meghatározásának, a minta kialakításának gyakorlati lépései. In Veroszta, Zs. (szerk.): Kohorsz '18 magyar születési kohorszvizsgálat módszertani leírás. A várandós kutatási szakasz előkészítése. *Kutatási jelentések*, 99. Budapest: KSH Népeségügyi Kutatóintézet. <https://doi.org/10.21543/Kut.2018.99>

- Kelly, Y. – Panico, L. – Bartley, M. – Marmot, M. – Nazroo, J. – Sacker, A. (2009): Why does birthweight vary among ethnic groups in the UK? Findings from the Millennium Cohort Study. *Journal Of Public Health*, 31(1), 131–137. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdn057>
- Kim, D. – Saada, A. (2013): The social determinants of infant mortality and birth outcomes in western developed nations: A cross-country systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10(6):2296–2335. <https://doi.org/10.3390/ijerph10062296>
- Kopcsó, K. (2018): Kérdőívelemek magyar adaptációja . In Veroszta, Zs. (szerk.): Kohorsz '18 magyar születési kohorszvizsgálat módszertani leírás. A várandós kutatási szakasz előkészítése. *Kutatási jelentések*, 99. Budapest: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, <https://doi.org/10.21543/Kut.2018.99>
- Kramer, M. S. (1987): Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis. *Bulletin of the World Health Organization*, 65(5), 663. PMID: 3322602 PMCID: PMC2491072.
- Kramer, M. S. – Platt, R. W. – Wen, S. W. – Joseph, K. S. – Allen, A. – Abrahamowicz, M. – Blondel, B. – Bréart, G. (2001): Fetal/Infant Health Study Group of the Canadian Perinatal Surveillance System. A new and improved population-based Canadian reference for birth weight for gestational age. *Pediatrics*, 108(2):E35. PMID: 11483845. <https://doi.org/10.1542/peds.108.2.e35>
- Kramer, M. S. – Séguin, L. – Lydon, J. – Goulet, L. (2000): Socio-economic disparities in pregnancy outcome: why do the poor fare so poorly? *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 14(3), 194–210. <https://doi.org/10.1046/j.1365-3016.2000.00266.x>
- Kramer, M. S. – Victora, C. G. (2001): *Low Birth Weight and Perinatal Mortality*. In Semba, R. D. – Bloem, M. W. (eds.): *Nutrition and Health in Developing Countries. Nutrition and Health*. Totowa, NJ: Humana Press. https://doi.org/10.1007/978-1-59259-225-8_3
- Larroque, B. – Bertrais, S. – Czernichow, P. – Leger, J. (2001): School difficulties in 20-year-olds who were born small for gestational age at term in a regional cohort study. *Pediatrics*, 108(1): 111–115. PMID: 11433062. <https://doi.org/10.1542/peds.108.1.111>
- Lunde, A. – Klungsøyr Melve, K. – Gjessing, H. K. – Skjærven, R. – Irgens, L. M. (2007): Genetic and Environmental Influences on Birth Weight, Birth Length, Head Circumference, and Gestational Age by Use of Population-based Parent-Offspring Data, *American Journal of Epidemiology*, 165(7):734–741. <https://doi.org/10.1093/aje/kwk107>
- Martinson, M. L. – Reichman, N. E. (2016): Socio-economic inequalities in low birth weight in the United States, the United Kingdom, Canada, and Australia. *American Journal of Public Health*, 106 (4), 748–754.

- McDonald, S. D. – Han, Z. – Mulla, S. – Beyene, J. (2010): Overweight and obesity in mothers and risk of preterm birth and low birth weight infants: systematic review and meta-analyses *BMJ*, 341:c3428. <https://doi.org/10.1136/bmj.c3428>
- Meyer, J. D. – Nichols, G. H. – Warren, N. – Reisine, S. (2008): Maternal occupation and risk for low birth weight delivery: assessment using state birth registry data. *J. Occup. Environ. Med.*, Mar., 50(3):306–315. <https://doi.org/10.1097/JOM.0b013e31815d8dcb>. PMID: 18332780.
- Meyer, J. D. – Warren, N. – Reisine, S. (2010): Racial and ethnic disparities in low birth weight delivery associated with maternal occupational characteristics. *Am. J. Ind. Med.*, Feb., 53(2):153–62. <https://doi.org/10.1002/ajim.20706>. PMID: 19444807; PMCID: PMC3593637.
- Moser, K. – Li, L. – Power, C. (2003): Social inequalities in low birth weight in England and Wales: trends and implications for future population health. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 57(9), 687–691. PMID: 12933774; PMCID: PMC1732588. <https://doi.org/10.1136/jech.57.9.687>
- Mumbare, S. S. – Maindarkar, G. – Darade, R. et al. (2012): Maternal risk factors associated with term low birth weight neonates: A matched-pair case control study. *Indian Pediatr.*, 49, 25–28. <https://doi.org/10.1007/s13312-012-0010-z>
- Németh, R. N. (2009): *Grafikus modellek társadalomtudományi alkalmazása mobilitási adatokon*. PhD-értekezés. Budapest, kézirat. <http://nemethr.web.elte.hu/docs/disszertacio.pdf> Utolsó megtekintés: 2024. 10. 03.
- Nwandison, M. – Bewley, S. (2006): What is the right time to reproduce? *Fetal Matern. Med. Rev.*, 17(3):185–204.
- Okui, T. – Nakashima, N. (2022): Differences in Rates of Low Birth Weight among Prefectures in Japan: An Ecological Study Using Government Statistics Data. *Children (Basel)*, Feb., 23,9(3):305. <https://doi.org/10.3390/children9030305>. PMID: 35327677; PMCID: PMC8947009.
- Okui, T. – Ochiai, M. – Nakashima, N. (2021): An Association between Maternal Occupations and Low Birth Weight Infants in Japan from 1995 to 2015. *Int J Environ Res Public Health*, Jul., 29,18(15):8040. <https://doi.org/10.3390/ijerph18158040>. PMID: 34360335; PMCID: PMC8345668.
- Okwaraji, Y. B. – Krasevec, J. – Bradley, E. – Conkle, J. – Stevens, G. A. et al. (2024): National, regional, and global estimates of low birthweight in 2020, with trends from 2000: a systematic analysis. *Lancet*, Mar., 16,403(10431):1071–1080. PMID: 38430921. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(23\)01198-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(23)01198-4)
- Panico, L. – Goisis, A. – Martinson, M. (2024): Gradients in low birthweight by maternal education: A comparative perspective. *SSM – Population Health*, 26, 101674. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2024.101674>
- Panico, L. – Tô, M. – Thévenon, O. (2015): What is the link between mothers' level of education and low birthweight? *Population and Societies*, 523(6): 1–4.

- Perez da Silva Pereira, P. – Da Mata, F. A. F. – Godoy Figueiredo, A. C. – Cordeiro de Andrade, K. R. – Gomes Pereira, M. (2017): Maternal Active Smoking During Pregnancy and Low Birth Weight in the Americas: A Systematic Review and Meta-analysis. *Nicotine & Tobacco Research*, Volume 19, Issue 5, 1 May, 497–505. <https://doi.org/10.1093/ntr/ntw228>
- Risnes, K. R. – Vatten, L. J. – Baker, J. L. – Jameson, K. – Sovio, U. – Kajantie, E. et al. (2011): Birthweight and mortality in adulthood: A systematic review and meta-analysis. *International Journal of Epidemiology*, 40(3): 647–661. <https://doi.org/10.1093/ije/dyq267>
- Rodríguez, C. – Regidor, E. – Gutiérrez-Fisac, J. L. (1995): Low birth weight in Spain associated with sociodemographic factors. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 49(1):38–42. <https://doi.org/10.1136/jech.49.1.38>
- Saloojee, H. – Coovadia, H. (2015): Maternal age matters: for a lifetime, or longer. *Lancet Glob. Health*, 3(7):e342–e343.
- Sha, P. S.(2010): Parity and low birth weight and preterm birth: a systematic review and meta-analyses. *Acta Obstetrica et Gynecologica*, 89 862–875.
- Szabó, L. – Boros, J. – Fábíán, I. – Gresits, G. – Hortobágyi, A. – Kapitány, B. – Kis, R. – Kopcsó, K. – Leitheiser, F. – Rohr, A. – Spéder, Zs. – Veroszta, Zs. (2021): Kohorsz '18 magyar születési kohorszvizsgálat – Várandóskutatási szakasz – Technikai riport. <https://doi.org/10.21543/Kut.2020.102>
- Szabó, L. – Veroszta, Zs. (2021): Várandósság és szülés. In Monostori, J. – Óri, P. – Spéder, Zs. (szerk.): *Demográfiai Portré 2021. Jelentés a magyar népesség helyzetéről*. Budapest: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, 65–82.
- Veroszta, Zs. – Szabó, L. (2021): A kettős praxis és következményei a várandósgonozási rendszerben. *Korfa*, 21. évf., 4. sz.
- Veroszta, Zs. (szerk.) (2018): Kohorsz '18 magyar születési kohorszvizsgálat módszertani leírás. A várandóskutatási szakasz előkészítése. *Kutatási jelentések*, 99. Budapest: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet. <https://doi.org/10.21543/Kut.2018.99>
- Veroszta, Zs. – Boros, J. – Fábíán, I. – Kapitány, B. – Kis, R. – Kopcsó, K. – Leitheiser, F. – Szabó, L. – Spéder, Zs. (2022). Féléves kutatási szakasz. Technikai riport. Kohorsz '18 Magyar Születési Kohorszvizsgálat. *Kutatási Jelentések* 105. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest. DOI: 10.21543/Kut.2022.105
- von Ehrenstein, O. S. – Wilhelm, M. – Ritz, B. (2013): Maternal occupation and term low birth weight in a predominantly latina population in Los Angeles, California. *J. Occup. Environ. Med.*, Sep., 55(9):1046–1051. <https://doi.org/10.1097/JOM.0b013e31829888fe>. PMID: 23969503; PMCID: PMC4412473.
- Wilcox, A. J. – Russell, I. T. (1983): Birthweight and perinatal mortality: II. On weight-specific mortality. *International Journal of Epidemiology*, 12(3):319–325. PMID: 6685112. <https://doi.org/10.1093/ije/12.3.319>
- WHO (2014): *Comprehensive implementation plan on maternal, infant and young child nutrition*. (No. WHO/NMH/NHD/14.1) https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/113048/WHO_NMH_NHD_14.1_eng.pdf?ua=1