

BOZA ISTVÁN SZABÓ MORVAI ÁGNES

Gyermekvállalás és az anyák keresete a 2010-es években

Tanulmányunkban a gyermekvállalás hatását vizsgáljuk a nők munkaerőpiaci helyzetére, különös tekintettel a foglalkoztatottságukra és munkajövedelmükre. Elemzésünkhöz adminisztratív paneladatokat és oksági hatásokat becsülő eseményelemzési módszereket alkalmazunk, az anyák mellett kontrollcsoportként gyermektelen nőket is bevonva az elemzésbe. Eredményeink alapján a szülést követően az anyák foglalkoztatási rátája és bére jelentősen visszaesik. A szülés után hat évvel a munkajövedelmük átlagosan 31 százalékkal, foglalkoztatási valószínűségük pedig 32 százalékkal alacsonyabb, mint azoké, akik folyamatosan jelen voltak a munkaerőpiacon. A foglalkoztatásba visszatérő nők körében kimutatható a heti ledolgozott munkaórák 7 százalékos csökkenése, míg az átlagos relatív órabér 12 százalékkal marad el a szülés előtti szinttől. Eredményeink rámutatnak, hogy a hosszú szülési szabadság jelentős munkaerőpiaci hátrányokat okoz.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: J13, J16, J31.

Bevezetés

Tanulmányunkban a gyermekvállalás hatását becsüljük meg a nők kereseti és munkajövedelmi kimeneteire – például a béreikre és foglalkoztatási valószínűségeikre. Ehhez a gyermekvállalás gazdasági hatásait vizsgáló szakirodalom modern eseményelemzési módszereit alkalmazzuk egy magyar adminisztratív paneladatbázison.

* A szerzők köszönik a HUN-REN KRTK Adatabank munkáját, és hálásak a 2024-es sziráki konferencia résztvevőinek és *Pet Ritának*. A jelen tanulmány a Központi Statisztikai Hivatal Élveszületési adatállománya felhasználásával készült. Az ebben foglalt számítások és az azokból levont következtetések kizárólag Boza István és Szabó-Morvai Ágnes, a tanulmány szerzőinek szellemi termékei. A kapcsolt államigazgatási adatgyűjtemény (Admin3) a NEAK, MÁK, NAV, ITM és OH adattulajdonosok és jogutódjai tulajdonát képezi. A felhasznált adatokat a KRTK adatbankja dolgozta fel. Megvalósult a Debreceni Egyetem Publikációs Tudománytámogatási Programjának támogatásával. Kutatásunkat a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Hivatal támogatta (támogatási azonosító: ADVANCED-149508).

Boza István, HUN-REN KRTK KTI (e-mail: boza.istvan@krtk.hun-ren.hu).

Szabó-Morvai Ágnes, HUN-REN KRTK KTI, Debreceni Egyetem (e-mail: szabomorvai.agnes@krtk.hun-ren.hu).

A kézirat első változata 2025. április 14-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2025.6.566>

Amint arra a szakirodalom is rámutat, a nők foglalkoztatottsága a szülést követően rövid távon visszaesik, mivel az anyák gyermekgondozási célból otthon maradnak.¹ A férfi–női bérkülönbség legnagyobb része a család megalakulása és különösképp a gyermekvállalás időszakában alakul ki (*Goldin és szerző társai* [2024]), és minél hosszabb az otthon töltött idő, annál alacsonyabb lesz a munkaerőpiaci visszatéréskor a foglalkoztatási valószínűség és a várható bér. Ennek oka egyrészt, hogy az otthon töltött idő alatt az anyák tudása elavul, kapcsolati tőkéje erodálódik. Másrészt, a kisgyermekes nők munkahelyi jellemzőkre vonatkozó preferenciái megváltozhatnak, nagyobb valószínűséggel fogadnak el alacsonyabb bérrel járó, de flexibilisebb állásokat. Harmadrészt, lehet, hogy a munkáltatók arra számítanak, hogy a kisgyermekes nők gyakrabban hiányoznak a munkahelyükről a gyermek betegsége miatt, ezért csak alacsonyabb bért hajlandók fizetni nekik. *Cukrowska-Torzewska–Matysiak* [2020] összefoglaló metaelemzésében bemutatja a témában született eddigi mérési eredményeket, és arra jut, hogy az anyasági bérkülönbségek magyarázatában az emberi tőke elavulása és a nők munkahelyválasztása a két legfontosabb tényező.

A magyar anyasági ellátórendszer hosszú otthon maradásra ösztönzi az anyákat, mivel az OECD- és EU-átlagnál többet kevesebb mind a GDP-hez viszonyított kiadások, mind a szülői szabadság időtartama tekintetében. A szülés után három évig érhető el pénzübeli támogatások, amelyek közül az első hat hónap biztosítja a legmagasabb juttatásokat, de még a gyermek második születésnapjáig is magas összeg juttatás érhető el. Amint azt *Cukrowska-Torzewska–Lovász* [2020] is megmutatja, ez az intézményi környezet, a többi kelet-európai országhoz hasonlóan, európai összehasonlításban magasabb anyasági bérkülönbséget vezet. A nemzetközi szakirodalomban alig tíz éve – az adminisztratív paneladatok elérhetőségével – jelentek meg olyan tanulmányok, amelyek teljes körű adatokon mérik meg az anyasági bérkülönbségeket, ilyen például *Kleven és szerző társai* [2019b] Dániára vonatkozó tanulmánya. A szerzők módszerét később számos más országban is replikálták (*Sieppi–Pehkonen* [2019], *Lebedinski és szerző társai* [2023], *Fontenay és szerző társai* [2023]). Ezek a tanulmányok minden esetben jelentős és tartós hátrányokat találnak a kereset, a foglalkoztatás és a bérek tekintetében is. Ezek a hátrányok ráadásul megjelennek gyermekek örökbefogadása esetén is (*Rosenbaum* [2021], *Andresen–Nix* [2022]). A mértékét azonban jelentősen befolyásolják a társadalmi normák (*Kleven és szerző társai* [2019a]), a bölcsészeti ellátás elérhetősége (*Rabaté–Rellstab* [2022]).

Az is világos a tanulmányokból, hogy a gyermekvállalás utáni kereseti különbségek egy része abból fakad, hogy az anyák alacsonyabb bérű, illetve óraszámú állásokban dolgoznak a gyermektelen nőkhez képest (*Casarico–Lattanzio* [2023]). Ez lehet a munkáltató vagy az anyák döntésének az eredménye is, emiatt a szakirodalomban sokszor használt *child penalty* kifejezés kicsit félrevezető, hiszen nem minden esetben van szó „büntetésről”. Mi az anyasági (kereseti) különbség kifejezését részesítjük előnyben, amikor az anyák által tapasztalt munkaerőpiaci kimenetekben

¹ Magyarországon a gyermekgondozási díjat jelentő arányban a nők veszik igénybe – a 2015 előtti időszakban körülbelül 99 százalékos arányban. A gyermekkel otthon maradó férfiak valószínűleg hasonló munkaerőpiaci hátrányt szenvednek el, azonban alacsony számuk miatt ennek statisztikai elemzése az adataink alapján nem megoldható.

lév változásokról beszélünk (akár az apákhoz vagy a hasonló korú gyermektelen n khöz hasonlítjuk ket).

Magyarországra vonatkozóan ilyen, adminisztratív adaton alapuló mérés még nem született, tanulmányunkkal ezt a hiányt kívánjuk pótolni. A HUN-REN KRTK Adatbankjának Kapcsolt Államigazgatási Paneladatbázisa (Admin3) megfelel alapot nyújt a nemzetközi el zményekkel összevethet mérés elkészítésére, noha az adatbázisunk rövidebb id t ölel fel, így hosszú távú (például 10 éves) hatásokat nem tudunk mérni.

Eredményeink alapján a nemzetközi irodalommal összhangban azt tapasztaljuk, hogy az anyasági távollétet követ en az anyák a szülés után hat évvel átlagosan 31 százalékkal alacsonyabb bruttó munkajövedelemben részesülnek, mint azok, akik ezalatt folyamatosan jelen voltak a munkaer piacon. A várt foglalkoztatási ráta ezen az id távon 32 százalékkal csökken, és még a foglalkoztatottak esetében is a várt heti ledolgozott munkaórák száma 7 százalékkal esik vissza. A foglalkoztatott n k átlagos munkabére ezen az id távon 12 százalékkal marad el a gyermekvállalás hiányában várható bért l. A tanulmány egyik korlátja, hogy apákra vonatkozóan nem állnak rendelkezésre adataink, így a gyermekvállalásból ered munkaer piaci hátrányokat nem tudjuk hozzájuk viszonyítani. Hogy valamennyire kiküszöböljük ezt a hátrányt, az adatbázisunkban szerepl anyákat egy gyermektelen n kb l életkor és lakóhely alapján képzett kontrollcsoporttal is összevetjük.

Adatok, minta és szabályozás

Adatok

Elemzésünkhöz a HUN-REN KRTK Adatbankja által gondozott Kapcsolt Államigazgatási Paneladatbázist (Admin3) használjuk (*Seb k* [2019]), amely a magyar populáció 50 százalékos véletlenszer , anonim mintáját tartalmazza, amelyben az egyének nem beazonosíthatóak. A TAJ-nyilvántartásból származó alapsokaságra kerülnek rá a Nemzeti Egészségbiztosítási Alapkezel (NEAK) által biztosított munker piaci információk a 2003–2017 közötti id szakra a nyugdíjjogosultságot megalapozó jogviszonyokról, amelyek jellemz en a munkáltató által benyújtott bevételekből származnak. A rendelkezésre álló foglalkoztatási jellemz k között szerepel havi felbontásban minden nyugdíjjogosultságot eredményez kereset és a szerz és szerinti heti munkaid is. Fontos, hogy mind a közzsférában, mind a magánszektorban munkaviszonyban állókat meg tudjuk figyelni, s t folytonosan megfigyeljük az aktuálisan nem foglalkoztatott egyéneket is. Az adatkapcsolás így a teljes magyar lakosságra reprezentatív lehet. Az aktuálisan dolgozók és nem dolgozók esetében is részletes információval rendelkezünk az állam által szolgáltatott transzferekr l, mint amilyenek a különböz anyasági támogatások a vizsgált id szakban (tgyás, csed, gyed, gyes).

A törzsadatbázishoz kapcsolt egészségügyi adatokban megfigyelhet , hogy az adott hónapban egy adott személy milyen járó- vagy fekv beteg-ellátásokat vett

igénybe, azonban ezek az adatok csak 2009-től állnak rendelkezésre. Az adatbankban rendelkezésre álló BNO- (Betegségek Nemzetközi Osztályozási Rendszere) kódok alapján azonosítani tudjuk a szüléssel kapcsolatos kórházi fekvő beteg-ellátásokat, és így módon az élve születéseket is havi pontossággal meg tudjuk figyelni.² A BNO-kódok segítségével az elemzési időszakban a Magyarországon regisztrált összes élveszületés körülbelül 90 százalékát azonosítjuk évente. Nem látjuk azonban a magánellátásban vagy külföldön történt szülési eseményeket. A 2003–2008 közötti időszakra vonatkozóan nincsenek egészségügyi információink, így csak azt tudjuk megállapítani, hogy ebben az időszakban az adatban szereplők kaptak-e anyaggal kapcsolatos támogatásokat.

Elemzési minta

A tanulmányban a 2009. április és 2011. december között történt szülésekre összpontosítunk. Ennek két oka van: egyrészt, így biztosítható hatévnyi megelőzés és hatévnyi követési periódus az elemzés során. Másrészt, a 2012. január után született gyermekek esetében már elérhető volt a gyed extra, azaz volt lehetőség a transzfert munkavállalással egy időben igénybe venni. Azért, hogy az elemzésben egységes legyen az anyasági juttatások szabályozása, ezeket a szüléseket már nem vesszük be a mintába.

A szakirodalomban jellemzően az első szülések későbbi hatásait elemzik. Elemzésünkben megkísérlünk ehhez minél inkább hasonló elemzési mintát kialakítani. Azokat a legalább 18 éves nőket vizsgáljuk, akik 2003 és 2009 márciusa között nem részesültek semmilyen gyermekvállalással kapcsolatos juttatásban. Ez a feltétel azokat a nőket azonosítja, akik feltehetően nem vállaltak gyermeket 2000 és 2008 között.³

Nem kizárható azonban, hogy korábban, 2000 előtt, már született gyermekük. A KSH Élveszületési adatbázisa szerint a 2003–2009-es időszakon belül először 2009-ben születő anyák körülbelül 9 százalékának van idősebb, 2000 előtt született gyermeke. Vagyis a mintánk 91 százaléka először születő anyákból, 9 százaléka pedig olyan anyákból áll, akik már szültek korábban is, azaz akiknek 9 évesnél idősebb az első gyermeke.⁴ Mindkét esetben fontos, hogy a gyermeket vállaló nő a szülést követően már nem több, hanem csak egy, még nem iskolás korú gyermekkel van otthon. Az is elképzelhető, bár ritka, hogy valakinek ugyan született gyermeke 2000–2008 között,

² Elfordul, hogy egy szüléshez kapcsolódó kód több egymást követő hónapban is megjelenik, ilyenkor az első fordulást tekintjük mérvadónak. Ha egy adott hónapban szüléshez kötődő kódot észlelünk, akkor az azt követő kilenc hónapban további ilyen kódokat nem veszünk figyelembe.

³ Mivel a csecsemőgondozási díj (csed) folyósítása gyakran később kezdődik, így egy 2008 decemberében születő nő esetén elképzelhető, hogy csak 2009 márciusában kezdődik a folyósítás, ezért zárjuk ki a 2009. január–március közötti transzferben részesülő nőket is a mintánkból.

⁴ Ez az arány jelentősen függ az életkortól, illetve az évtől. 2009-es szülések esetén 11,7 százalék, 2011-ben már csak 7,2 százalék. A 28 éves kor előtt születő anyák esetében ez az arány 0,1 százalék alatti, a 33 éves kor előtt születő nők esetében is 2,1 százalék alatti, a 38 éves kor előtt születőknél 6,5 százalék alatti. Az arányokat részletesebb bontásban a függelék 1. részének *F1.1. táblázata* tartalmazza.

de nem vett utána igénybe semmilyen anyasági támogatást.⁵ A 2009–2015 közötti id szakban, amikor meg tudjuk figyelni a szülési eseményeket és a transzfereket is, a n k 5–10 százaléka esetében nem látunk transzfer-igénybevételt, ideértve a gyes-igénybevételt is. Az ilyen esetekben is el fordulhat, hogy valójában már gyermeket nevel n ket veszünk be az elemzésünk alapsokaságába.

Az ikerszülések aránya a vizsgált id szakban körülbelül 2 százalék volt a hivatalos statisztikák szerint, míg az adatainkban ez az arány nagyjából 1 százalék. Az elemzésünk során az ilyen események ritkasága – illetve a BNO-kódok esetleges pontatlansága – miatt nem különböztetjük meg az ikerszüléseket. Amikor az elemzésünkben a gyermekek számára hivatkozunk, minden esetben a 2009-t l kezd d en megfigyelt szülések számát értjük. Egynél több megfigyelt szülés esetén mindig az els megfigyelt szülésre vonatkozik az elemzésünk.

A vizsgált id szakban összesen 57 982 olyan szülési eseményt azonosítottunk, amelyben az anya megfelelt a mintába kerülési kritériumoknak. A mintába került 2009–2011 közötti szülések 51,4 százalékát nem követte további gyermekvállalás az elemzési periódusban, míg 37,8 százalékuk esetében második, 9,4 százalékuk esetében harmadik, továbbá 1,4 százalékuknál negyedik vagy ennél több szülési esemény figyelhet meg a vizsgált id szakban. Az elemzés során három csoportba soroljuk az anyákat: egy-, két- és három- vagy többgyermekes anyák csoportjába. Hangsúlyozzuk, hogy az így meghatározott gyermekszám csak a legkés bb 2017-ben bekövetkező szüléseket veszi figyelembe. Így például akiket kétgyermekesnek látunk, valójában kés bb még válhatnak három- vagy többgyermekes szül vé, amennyiben a harmadik gyermek 2017 decembere után született meg.

Az elemzéshez egy párosításon alapuló kontrollcsoportot is létrehozunk. Ennek során minden szülési eseményhez (kezelt csoport) véletlenszerűen kiválasztunk ugyanabból a járásból egy azonos életkorú n t, aki a 2003–2008 közötti id szakban szintén nem részesült transzferben, viszont akinél 2009 és 2017 között sem figyelhet meg szülési esemény. A kiválasztott n höz egy pszeudoeseményt rendelünk ugyanabban a hónapban, amikor a kezelt anya szült. Ett l kezdve t a kontrollcsoport tagjának tekintjük. Az összes megfigyelt szülési esemény közül csupán egy esetben nem találtunk megfelelő életkorú kontrollszemélyt az adott járásból – azért, mert nem volt már olyan megegyező életkorú n , akit még nem párosítottunk egy másik kezelt n höz sem.

A végs elemzési mintában azok az anyák és a kontrollcsoport azon tagjai szerepelnek, akiknél biztosított volt a megfigyelési lehetőség az esemény el tti és utáni hat évben. Emiatt a minta tovább sz kült, mivel kiesnek azok a személyek, akik 2009 után elhunytak, vagy törölték magukat a TAJ-nyilvántartásból (tartós külföldi tartózkodás miatt). Ez az anyák közül 142 f t, míg a kontrollcsoportból 278 f t érint.

Az 1. táblázat szemlélteti, hogy bár a kontrollminta életkorban megfelelően illeszkedik (definíció szerint), más dimenziókban jelent s eltérések mutatkoznak:

⁵ Ez utóbbi esetekben szerepet játszhatott a támogatás igénybevételének elmaradása (például külföldi tartózkodás) vagy egyéb különleges élethelyzet (például a gyermek halála vagy állami gondozásba vétele).

a foglalkoztatási arány alacsonyabb, valamint a bérek is elmaradnak a szülők béreihez képest a szülést megelőző 12. hónapban.

1. táblázat

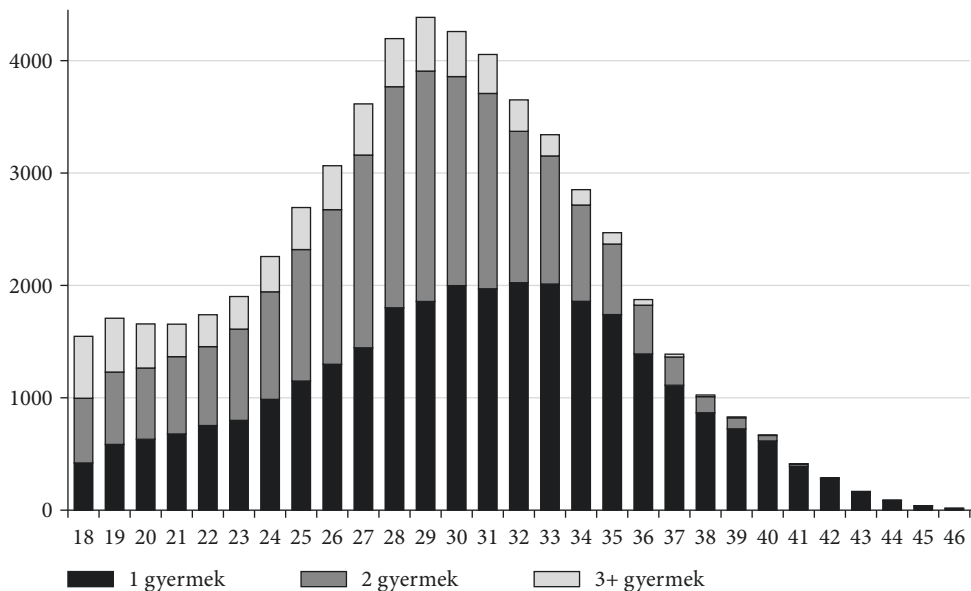
A mintába került személyek jellemzői a kezelt és a kontrollcsoportban

N	Anyák 57 840	Kontrollcsoport 57 704	t-próba
Életkor (év, a t -edik id. pontban)	28,99 (5,53)	28,99 (5,53)	0,919
Bruttó bérjövdelem (ezer forint, a t -12-edik id. pontban)	122,89 (131,03)	79,57 (114,31)	<0,001
Foglalkoztatott (arány, a t -12-edik id. pontban)	0,71 (0,45)	0,51 (0,50)	<0,001
Munkaórák (heti, a t -12-edik id. pontban)	38,69 (4,64)	38,05 (5,64)	<0,001
Órabér (forint, a t -12-edik id. pontban)	1058,20 (731,51)	981,22 (669,25)	<0,001
A szülés éve (zárójelben: százalékos megoszlás)			
2009	18 263 (31,6)	18 208 (31,6)	
2010	20 637 (35,7)	20 589 (35,7)	
2011	18 940 (32,7)	18 907 (32,8)	

Megjegyzés: a felső blokkban zárójelben szórások találhatók.

1. ábra

Az anyák életkorának eloszlása az első megfigyelt szülési eseménykor



Az 1. ábrán részletesen is megmutatjuk a figyelembe vett szülések esetén az anyák életkori eloszlását. Míg körülbelül 28 éves korig feltételezhet , hogy az érintett anyáknak nem született 2000 el tt el z gyermeke, az eloszlás jobb oldalán egyre nagyobb mértékben valószínű , hogy valójában nem els szülést figyelünk meg. A kontrollcsoport esetében az életkoreloszlás definíció szerint megegyezik az anyáknál látottal. Fontos megjegyezni, hogy minél több gyermeket figyelünk meg egy anyánál a rögzített (2009–2017) megfigyelési id szakban, annál fiatalabb korban születik az els megfigyelt gyermek. Az egygyermekes anyák pedig átlagban id sebbek is a mintába kerül átlagos anyánál.

Anyasági támogatások és munkahelyvédelem

Magyarországon a 2009 és 2011 közötti években a 2. táblázatban bemutatott anyasági ellátások voltak elérhet k. Ha az anya kevesebb mint 360 napot volt biztosított jogviszonyban a szülést megelő z két évben, akkor kizárólag gyermekgondozási segélyre (gyes) volt jogosult, amely havi 28 500 forintot jelentett a gyermek születését l 3 éves koráig. Ha az anya legalább 360 nap munkaviszonnyal rendelkezett a szülést megelő z két évben, akkor jogosult volt terhességi-gyermekágyi segélyre (tgyás, 2015 után: csed), amely a korábbi bér 70 százalékát fedezte a gyermek 6 hónapos koráig (átlagosan havi 110 411 forint). Ebben az esetben gyermekgondozási díjra (gyed) is jogosult volt a gyermek 6 hónapos korától 2 éves koráig. A gyed havonta a korábbi bér 70 százalékát biztosította, de maximálisan a minimálbér 140 százalékában (2009-ben 100 000 forint) volt korlátozva. 2009-ben átlagosan havi 91 050 forint volt a felvett gyed összege. A gyermek 2 éves korát követ en az anyák gyesben részesültek a gyermek 3 éves koráig.

Ebben az id szakban tgyás vagy gyed folyósítása során nem volt megengedett a munkavégzés. Ha egy n visszatért a munkaer piacra, automatikusan elveszítette a tgyás- és gyed-jogosultságát, és helyette gyeset kapott. Emellett 2011 és 2013 között gyes mellett is korlátozott volt a munkavégzés: a gyermek 1 éves kora után legfeljebb heti 30 órában lehetett dolgozni, fiatalabb gyermek esetében pedig egyáltalán nem. Ha egy n ennél többet dolgozott, automatikusan elveszítette a gyes-jogosultságát. Figyelembe véve a gyes relatíve alacsony összegét, valószínűsíthet , hogy ez csak egy sze kebb anyai csoport munkakínálati döntését befolyásolta.

Magyarországon szigorú munkajogi védelem vonatkozik az anyákra.⁶ A jogszabályok tiltják a terhes munkavállalók elbocsátását attól a pillanattól kezdve, hogy tájékoztatják munkáltatójukat várandósságukról, kivéve súlyos kötelezettségszegés esetén. Az anyáknak garantált joguk van visszatérni korábbi munkakörükbe a szülési szabadság végén, legkés bb a gyermek 3 éves koráig.

⁶ 1992. évi XXII. törvény a Munka Törvénykönyvér l (<https://mkogy.jogtar.hu/jogszabaly?docid=99200022.TV>).

2. táblázat

A gyermekellátások szabályai

Gyermekellátás	A gyermek életkora (év)	Jogosultsági feltétel	Havi összeg	Havi átlagos összeg 2009-ben (forint) ^a
Csecsem gondozási díj (csed), 2015 el tt: terhességi-gyermekágyi segély (tgyás)	0–0,5	szülés hónapjában foglalkoztatott; legalább 360 napnyi biztosított jogviszony	a megel z átlagbér 70 százaléka	110 411
Gyermekgondozási díj (gyed)	0,5–2	szülés hónapjában foglalkoztatott; legalább 360 napnyi biztosított jogviszony	a megel z átlagbér 70 százaléka, maximum 100 000 forint	91 050
Csecsem gondozási díj (csed), 2015 el tt: terhességi-gyermekágyi segély (tgyás)	0–0,5	szülés hónapjában munkanélküli; legalább 360 napnyi biztosított jogviszony	a minimálbér 70 százaléka	50 050
Gyermekgondozást segit ellátás (gyes)	0–3	360 napnál kevesebb biztosított jogviszony vagy 2 évesnél id sebb gyermek	a minimál-nyugdíj összege	28 500

^a A KSH adatai alapján.

Módszerek

Az elemzési adatunkban az el z ekben bemutatott módon kiválogatott, 2009–2011 között szül anyák, illetve a hozzájuk társított kontrollcsoport tagjai szerepelnek. Az elemzés nulladik id pontja minden n esetében a szülés vagy a pseudoesemény hónapja. A nulladik id ponthoz képest minden harmadik hónapban megfigyeljük a kimeneteket, el tte és utána 72 hónapig, vagyis összesen 12 éven át. Így a gyermekvállalás rövid és középtávú közvetlen oksági hatásait tudjuk vizsgálni.⁷

A szakirodalmi el zményekhez hasonlóan el ször négy f kimenetre fókuszálunk: a teljes munkajövedelemre (ami nulla abban az esetben, ha nem dolgozik), a foglalkoztatásra (dolgozik vagy sem), a bejelentett heti munkaórák számára, illetve a fentiekb l származtatott órabérre. Az els két kimenetet minden hónapban minden n re megfigyeljük, míg a két utóbbi kimenetet csak az adott hónapban dolgozó n kre figyeljük meg, így ezeknél a számítás alapjául szolgáló sokaság havonta változhat.

Az ezekben a változóban lévő mintázásokat és pályákat el ször leíró módon, id soros ábrákon mutatjuk be. A kontrollcsoportot összehasonlítási alapként

⁷ Tehát azokat a hatásokat, amelyek már a szülés el tti id szakban különbséget okoznak a két csoport kimeneteiben, nem vesszük figyelembe. Ilyen hatások lehetnek, ha a n k már a gyermekvállalás el tt csökkentik munkaterhelésüket vagy akár ambícióikat (*Kleven és szerz társai* [2019b]).

használjuk – még ha az akár szintben nagyon is eltérhet, ahogy azt a leíró táblában már láttuk. Ahol érdemes, ott különbséget teszünk az anyák között a megfigyelt gyermekszám alapján. Ezek a csoportok már a szülést megelőzően is eltérhetnek egymástól, illetve számukra eltérő hatásokat várunk, mivel az eltérő gyermekszám hosszabb munkahelyi távolságot, valamint hosszú távon is nagyobb időterhelést jelent.

Az anyasági (kereset)különbséget pontos statisztikai becsléséhez használt ökonometriai módszerünk *Kleven és szerzői társai* [2019b] szakirodalomban gyakran hivatkozott tanulmányának eseményelemzési módszerén alapszik, amely csak a mintában szereplő anyákat (illetve apákat) veszi figyelembe a becslés során. Az eseményelemzés során megmérjük, hogy mi történik a szülői munkaerőpiaci kimeneteivel a szülés környékén. A valaha szülővé válók mintáját kihasználva kiszámítjuk az időbeli trendeket (például a nominálbér-emelkedést), illetve az életkor növekedésével várható emelkedést a bérpályákban. Eredményeink megerősítése érdekében a gyermektelen nők mintáján is elvégezzük ugyanezt az elemzést, azt várva, hogy az esetükben nem találunk semmilyen kiugró változást ebben az életszakaszban.⁸ Ezt a szemléletet követve mi az alábbi lineáris regressziós egyenletet becsljük, külön az anyák és külön a kontrollcsoport mintáján, ahol a g felső index jelöli, hogy az adott i -edik személy anyja (a) vagy a kontrollcsoport tagja (c), míg t az eseményhez viszonyított relatív idő (hónap) indexe. A j index ennek értékeit veszi fel -72 és 72 között, minden harmadik hónapot megtartva, de $t = 12$ kivételével. Végül k a mintában előforduló életkorértékeket, l pedig a minta naptári éveinek értékeit veszi fel.

$$Y_{it}^g = \sum_{j \neq -12} \alpha_j^g \cdot \mathbf{I}[j = t] + \sum_k \beta_k^g \cdot \mathbf{I}[k = \text{kor}_{it}] + \sum_l \gamma_l^g \cdot \mathbf{I}[l = \text{év}_{it}] + v_{it}. \quad (1)$$

Mivel α_{-12}^g nem kerül be az egyenletbe, így a többi α_t^g a gyermekvállalás (avagy a pszeudoesemény) előtti évhez viszonyított különbségeket méri. A béreket kimenetnek véve α_t^a például azt mutatja meg, hogy egy anya, ha dolgozik, várhatóan mennyivel keres kevesebbet t évvel az első megfigyelt szülése után, ahhoz képest, mint amikor még egy évvel a gyermekvállalás előtt állt.

Pontosabban, mivel a β és a γ paraméterek kiszámítják a gazdasági környezet időbeli változásait (például a nominálbér-növekedést), illetve az életkor növekedéséből fakadó várt bérnövekedést, ezért lényegében azt látjuk, mennyivel keres kevesebbet az adott nő (szintben) ahhoz képest, mint ha még csak most állna a gyermekvállalás előtt. Így módon a módszer lényegében feltételezi, hogy a majd csak később szülő, de azonos korú nők jól használható összehasonlító csoportot alkotnak az anyákkal, mivel a terhesség időzítése rövid távon véletlenszerűnek tekinthető. Ha tehát a szülés hiányában a kiszámított (életkor és naptári év által vezérelt) trendekről eltekintve nem várunk kiugró változásokat az anyák és a leendő anyák kimeneteiben, akkor feltehetjük, hogy a szülés után megfigyelt hirtelen változások csak a szülésnek

⁸ A tanulmány függelékében egy klasszikus, különbségek különbsége módszerrel és a párhuzamos trendek feltevésén alapuló oksági azonosítási stratégia segítségével is megbecsüljük az anyaság hatását, összevetve a kontrollcsoport pályáit a tényleges anyák pályáival. Az ezzel a módszerrel talált eredmények kvalitatíve megegyeznek a fent szövegben tárgyalt eredményekkel.

tulajdoníthatók, így a becslült különbséget a gyermekvállalás közvetlen hatásaként interpretálhatjuk (Kleven és szerz társai [2019b]).⁹

A becslült $\hat{\alpha}_t^g$ együttthatókat egy relatív skálán szemléltetjük külön az anyákra és a kontrollcsoportra. Ehhez elosztjuk $\hat{\alpha}_t^g$ -ket az adott hónapra számolt tényellentétes kimenettel, azaz azzal a várható kimenettel, amelyet adott életkorban adott évben kapna egy n a szülés (vagy a pszeudoesemény) előtti 12. hónapban.

$$P_t^g \equiv \frac{\hat{\alpha}_t^g}{E[\tilde{Y}_{it}^g | t]} \equiv \frac{\hat{\alpha}_t^g}{\sum_k \hat{\beta}_k^g \cdot \mathbf{I}[k = \text{kor}_{it}] + \sum_l \hat{\gamma}_l^g \cdot \mathbf{I}[l = \text{év}_{it}]} \quad (2)$$

P_t^a százalékos formában ragadja meg, hogy gyermekük születése után t hónappal az anyáknak az anyaság előtti kimenetükhöz viszonyított változás az adott kimenetben hány százalékos lemaradást (vagy előnyt) jelent a hasonló korú, de még nem szült n közhöz képest.

Hangsúlyozzuk, hogy az anyákat mindig csak a valaha anyává váló n -ekkel, míg a kontrollcsoport tagjait csak a kontrollcsoport tagjaival hasonlítjuk össze. Alacsony, nullához közeli t esetén valóban jó tényellentétes állapot lehet egy néhány évvel előbb vagy később anyává váló másik n . Nagy t esetén azonban már nem biztos, hogy helyénvaló egy n t szülés után mondjuk több mint 6 évvel egy ugyanolyan idős, de még szülés előtti álló n -höz hasonlítani.

Kleven és szerz társai [2019b] az anyákra és apákra vett becsléseket összehasonlítják, és a két hatás különbségét nevezik „gyermekvállalásból fakadó hátránynak” (*child penalty*). Mivel a mi adatunkban nem figyelhet meg az apává válás, a fenti összevetést nem tudjuk elvégezni. Amit viszont mérni tudunk helyette, az a vizsgált időszakban anyává nem váló, de hasonló életkorú n -ekkel, azaz a kontrollcsoporttal való összehasonlítás.¹⁰ Mivel a Kleven és szerz társai [2019b] eseményelemzési módszerét használó tanulmányok általában nem találunk büntetéseket az apákra, sőt egyes esetekben prémiumokat is megfigyelnek apák számára a hasonló jellemzőkkel rendelkező férfiakhoz képest, ezért az általunk talált – csak n -k körében számolt – különbségek az anyák és a kontrollcsoport között tehát közelítésként, illetve várhatóan alsó korlátként szolgálnak a teljes szülői keresetkülönbség tekintetében.

A fenti számszerűsített kimenetünket tehát az anyákra és a kontrollcsoportra vett nominális hatások ($\hat{\alpha}_t^a$ és $\hat{\alpha}_t^c$) különbségeként definiáljuk, szintén a fenti, anyák mintáján számolt, tényellentétes ($t = 12$) kimenethez viszonyított százalékban kifejezve.¹¹

$$P_t \equiv \frac{\hat{\alpha}_t^c - \hat{\alpha}_t^a}{E[\tilde{Y}_{it}^a | t]} \quad (3)$$

⁹ Beleértve az esetleges későbbi gyermekek születését is, amennyiben nem szűkítünk az egy megfigyelt eseménnyel rendelkező anyákra.

¹⁰ Ezt az összevetést Kleven és szerz társai [2019b] is megteszik az egyik függelékben. A kontrollcsoportra is elvégzett eseményelemzés által a hosszabb távú hatások becslésének oksági értelmezése is megbízhatóbbá válhat, amennyiben a kontrollcsoport esetén nem találunk jelentősen hosszabb távú mintázásokat.

¹¹ Mivel $t = 12$ a kihagyott hónap, ezért erre a hónapra $\hat{\alpha}_t^a$ és $\hat{\alpha}_t^c$ értékét és így a P_{12} mutatót is automatikusan nullának tekintjük.

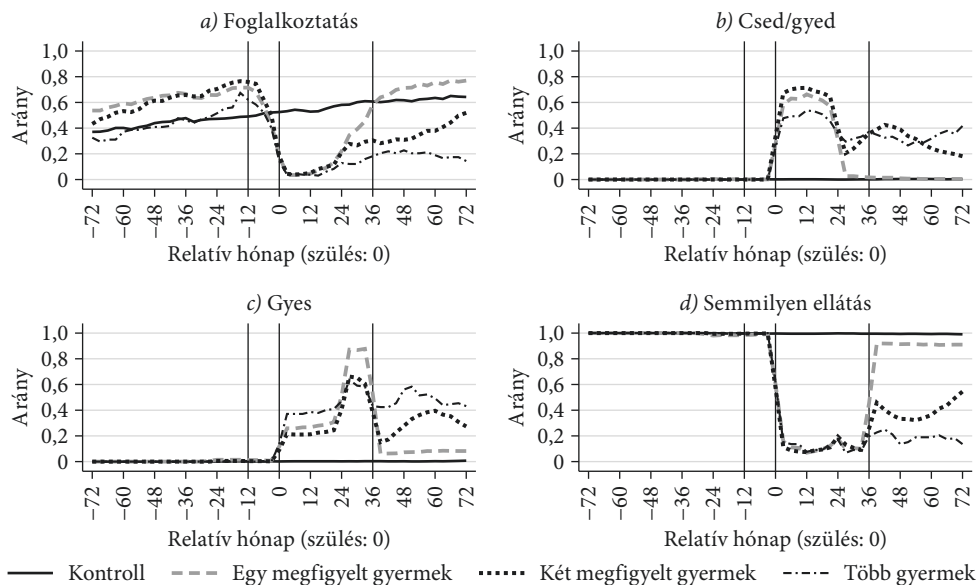
Eredmények

Leíró eredmények

FOGLALKOZTATÁS ÉS ANYASÁGI TÁMOGATÁSOK • Először leíró ábrák segítségével megvizsgáljuk, miként alakulnak a mintánkban szereplő anyák, illetve a kontrollcsoport munkaerőpiaci kimenetei az első megfigyelt szülési esemény környékén. Először a 2. ábrán a foglalkoztatás és a gyermekhez kapcsolódó juttatások igénybevételét vizsgáljuk, a megfigyelt gyermekszám alapján bontva meg a mintát. Mivel 2010-re vonatkozóan egy adminisztratív sajátosság miatt nem minden csed- (akkor még tgyás) igénybevétel jelenik meg az adatbázisunkban, ezért a 2. ábrán szemléltettképpen csak a 2011. decemberi eseményeket vesszük figyelembe – amelyek esetében már biztos, hogy minden transzfert pontosan meg tudunk figyelni.

2. ábra

Leíró ábrák – az anyasági támogatások igénybevétele



Megjegyzés: az ábrák a 2011. decemberi szülésekre és pszeudoeseményekre vonatkoznak. Az adott csoportokra vett átlagokat ábrázoljuk a relatív idő függvényében, ahol $t = 12$ a referencia-hónap. Foglalkoztatás: azok aránya a megfigyelt mintán belül, akik bejelentett bérjövetelemmel rendelkeznek az adott hónapban. Csed/gyed: 2015 előtti tgyás/gyed. Semmilyen ellátás: azok a nők, akik számára a szülést követően tgyást, csedet, gyedet, gyeset és gyetet (gyermeknevelési támogatás) sem folyósítottak.

Az ábra a) részén az látszik, hogy az anyák foglalkoztatási rátája a szülési esemény előtti átlagosan magasabb, mint a kontrollcsoporté. Az egy- és kétgyermekeseknél 60–70 százalékos foglalkoztatási rátát látunk, amely már a várandósság időszakában elkezdi csökkenni, és a szülés hónapjában lényegében nullára esik. Az

egygyermekes anyák esetében a korábban foglalkoztatottaknak körülbelül a fele a gyermek két és fél éves korára visszatér dolgozni, a gyermek négyéves korára pedig több mint a 90 százalékuk. A háromgyermekesek foglalkoztatása valamivel alacsonyabb szintre indul, de ez annak tudható be, hogy náluk az első gyermek érkezése fiatalabb életkorban történik, így maguk is fiatalabbak, nagyobb eséllyel vehetnek még részt például (felső) oktatásban.

Az ábra *b)* részén az látszik, hogy a csed (gyás) és gyed igénybevétele a szülést megelőző foglalkoztatási szintekhez hasonló arányban történik, mivel ezen támogatások igénybevételének feltétele a korábbi foglalkoztatottság. A kétgyermekesek esetében valamivel magasabb, a három- vagy többgyermekeseknél azonban jóval alacsonyabb a jogosultak (illetve igénybe vevők) aránya, ami szintén az alacsonyabb megfigyelt életkor vagy a mintaszelekció következménye lehet: a munkaerőpiacon rosszabb esélyekkel induló nők hajlamosak lehetnek több gyermeket vállalni. Illetve aki tudja, hogy több gyermeket akar, az kevésbé koncentrál a munkaerőpiaci esélyeinek, humán tőkájának növelésére. Az ábrán a többgyermekes nők csoportjaiban megfigyelhetők a későbbi gyermekek után igénybe vett támogatások is. Ezek időbeli eloszlása heterogén, és attól függ, hogy mennyi idő telik el a gyermekek születése között.

Az ábra *c)* részén a gyesigénybevételt látjuk. Fontos, hogy akik csed/gyed ellátásokra nem jogosultak, gyest igényelhetnek a gyermek életének első két évében is. Ennek megfelelően életkor tekintetében az első két évben a *b) ábra* fordítottját látjuk, a (későbbi) több gyermeket vállaló, fiatalabb anyák esetén gyakoribb, hogy csak ezt az ellátást tudják igénybe venni. De a gyes igénybevétele nem elhanyagolható az egy- vagy kétgyermekes anyák esetén sem. Az ábrák alapján úgy tűnik, hogy az anyák legalább 20 százaléka nem jogosult a magasabb összegű támogatások igénybevételére. Az egygyermekesek esetén azt látjuk, hogy a második év után az anyák körülbelül 85-90 százaléka vesz igénybe gyest. A másik két csoport esetében azért látunk kisebb arányt, mert közülük sokan ekkor már a második gyermek után járó csedet vagy gyedet veszik igénybe, és csak ennek kifutása után lesznek újra gyesre jogosultak. Az egygyermekeseknél az esetek kis részében azt látjuk, hogy három év után is kapnak gyes támogatást. Ez akkor fordulhat elő, ha az anyának tartósan beteg a gyermeke (ekkor a gyermek 10 éves koráig jár a gyes), illetve ha ikrei születnek – amit mi nem különböztettünk meg a ténylegesen egygyermekesektől –, ekkor az iskolakötelezettségi korig jár a támogatás.

Az ábra *d)* részén azt mutatjuk meg, hogy az anyák milyen arányban nem részesültek semmilyen anyasági juttatásban.¹² Azt látjuk, hogy ez az arány nem teljesen nulla, hanem 5–10 százalék között mozog. Elképzelhető ugyanis, hogy valaki gyesre sem jogosult egy szülési esemény után. Ez olyan helyzetekben fordulhat elő, amikor a gyámhatóság kiemeli a gyermeket, az anya börtönbe kerül, vagy a gyermek meghal. Akkor sem jár semmilyen támogatás, ha az anya a gyermek fél éves kora előtt

¹² Itt figyelembe vesszük a ritka esetben kapott gyermeknevelési támogatást (gyet) is, amelyet a legalább három kiskorú gyermeket nevelő anyák vehetnek igénybe, ezzel meghosszabbítva az azonos összegű gyes időtartamát.

már újra munkába áll – az ábra *a)* része alapján ilyen eset is el fordul. Végül akkor is el fordulhat, hogy nem látunk semmilyen támogatást, ha az anya nem veszi igénybe. Magas jövedelem anyák esetén, különösen, ha azt nem hazai munkaviszonyból szerzik, fennállhat, hogy a nagy összeg támogatásokra nem jogosultak, az alacsonyabb összeg gyest pedig az adminisztratív terhek miatt nem veszik igénybe.¹³

A függelék 1. részének *Fl.1. ábráján* egymással átfedésben szemléltetjük az anyasági transzferek és a foglalkoztatottság alakulását. Az adatokból egyértelműen látszik, hogy a vizsgált időszakban nem volt lehetőség gyed mellett dolgozni, de kétéves gyermek és gyest mellett már igen. Emellett, ha azt vizsgáljuk, hogy az anyák közül kik azok, akik támogatásban részesülnek vagy dolgoznak, akkor azt látjuk, hogy ezeknek az aránya eléri a 95 százalékot. Azaz mindössze az anyák alig 5 százaléka az, aki (a rögzített adatok alapján) sem támogatásban nem részesül, és nem is dolgozik a szülés körüli időszakban.

MUNKAERŐPIACI KIMENETEK • A 3. ábrán immár a teljes időszakban, azaz az összes 2009–2011 között megfigyelt szülés esetében mutatjuk meg, hogy miként alakultak a fő munkaerőpiaci mutatók, nevezetesen a munkából származó jövedelem, a foglalkoztatottság, a bejelentett munkaórák száma, illetve az ebből számolt órabér. Az ábrákon három csoportot ábrázolunk, a kontrollcsoport mellett az adott időszakban egy megfigyelt gyermeket, illetve több megfigyelt gyermeket nevelő anyákat.¹⁴

Az ábra *a)* része az egyének havi bérjövödelmét mutatja be. A foglalkoztatottak esetében ez a fő munkáltatótól származó teljes havi bérjövödelmet jelenti, míg a nem dolgozók esetében nulla értéket vesz fel.¹⁵ Az adatok alapján a leendő anyák a gyermekvállalás előtt magasabb bruttó bérjövödelemmel rendelkeznek, ezt az elnyűket azonban elveszítik mire visszatérnek a munkaerőpiacra. A mintázatok jobb megértése érdekében érdemes a munkajövödelmet összetevőire bontani, hiszen az három fő tényezőből áll: a foglalkoztatás extenzív mértékéből (azaz hogy valaki dolgozik-e vagy sem), az intenzív mértékéből (munkaórák száma), valamint az órabérből, amely a munkatermelékenységgel is összefügg.

Az ábra *b)* részén a már bemutatott foglalkoztatási hatásokat mutatjuk. Látjuk, hogy a leendő anyák nagyobb valószínűséggel dolgoznak, ami arra utalhat, hogy sokan csak akkor vállalnak gyermeket, amikor anyagilag kedvezőbb helyzetbe kerülnek, és például jogosultak lesznek az állami ellátásokra. Az egygyermekes anyák körében a szülés előtti foglalkoztatási arány magasabb, mint a kontrollcsoporté, ugyanakkor a trendje hasonló a kontrollcsoportéhoz. A gyermek születését követő harmadik

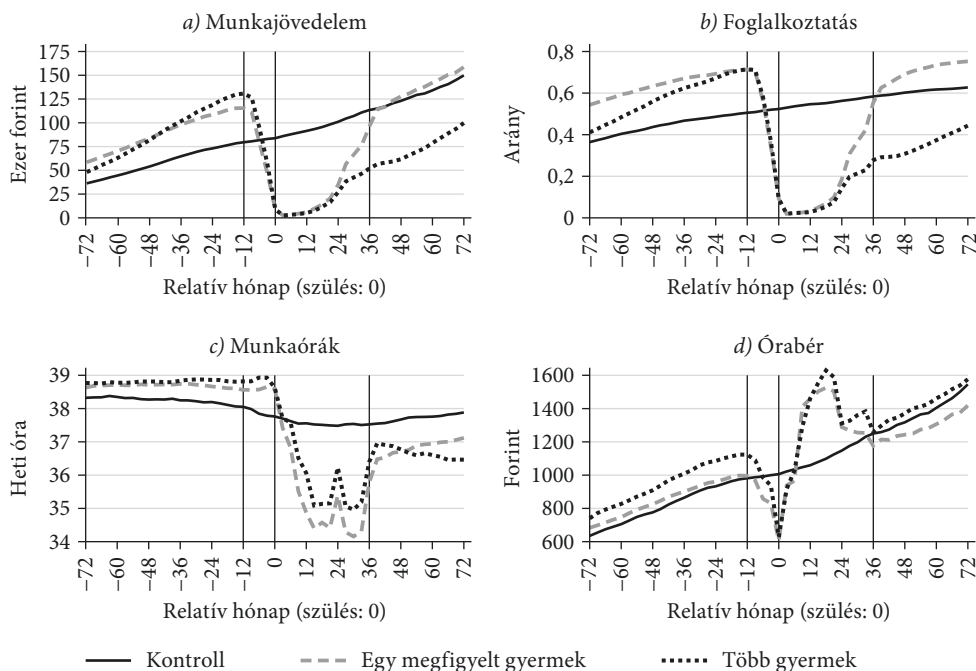
¹³ Az ábrán néhány esetben azt látjuk, mintha a szülés előtt is kapna valaki támogatást. Ez olyan esetekben történhet meg, ha az illetőnek született 2009 előtti gyermeke, de 2009. márciusig nem igényelt semmilyen ellátást, vagy azt korábban adminisztratív hiba miatt nem rögzítették. Az ilyen eseteket nem tudjuk jobban szűrni, de ez a mintának csupán kevesebb mint 0,3 százalékát érinti.

¹⁴ Az átláthatóság kedvéért itt a két- és többgyermekes csoportokat összevontuk. A függelékben közöljük a részletesebb hármass bontást is (*Fl.2. ábra*).

¹⁵ Az adatbázis tartalmazza az esetleges másodállásokat is, ezeket azonban az egyszerűség kedvéért nem vesszük figyelembe, mivel elterjedtségük alacsony, és figyelembevételük megnehezítené a tényleges munkaórák és órabér számítását.

3. ábra

Leíró ábrák – munkaerő piaci kimenetek



Megjegyzés: az ábrák az összes, mintánkban szereplő anyára vonatkoznak. Az adott csoportokra vett átlagokat ábrázoljuk a relatív idő függvényében, ahol $t = 12$ a referencia-hónap. Munkajövedelem: az összes munkából származó bruttó jövedelem, amely nulla, ha nem dolgozik. Foglalkoztatás: azok aránya a megfigyelt mintán belül, akik bejelentett bérjövdelemmel rendelkeznek az adott hónapban. Munkaórák: átlagos szerződés szerinti munkaórák száma egy héten.

évben a foglalkoztatottak aránya már erősen közelít a korábbi szinthez, később pedig teljes mértékben utoléri. A többgyermekes anyák visszatérési mintázata fokozatosabb; ahogyan korábban is láttuk, az átmenetileg visszatérők később ismét szülési szabadságra mennek. Érdekes, hogy körülbelül a gyermekvállalás előtti 12. hónapban a foglalkoztatás szintje eléri az egygyermekes anyákét, azt megelőzően ugyanakkor erőteljes növekvő trend figyelhető meg, feltehetően az oktatási rendszerből frissen kikerülő fiatalok belépése miatt.

Az ábra c) része alapján a leendő anyák körében a heti munkaórák átlagos száma megközelíti a 40 órát, míg a kontrollcsoportban ez valamivel alacsonyabb. A függelék 1. részének F1.3. ábrája szerint a leendő anyák csoportjában körülbelül 9 százalékos a bejelentett óraszámok 40 óránál alacsonyabb aránya, míg a kontrollcsoportban ez 10–11 százalék között mozog. Ez arra utal, hogy még a részmunkaidősek körében is a leendő anyák általában hosszabb munkaidőben dolgoznak. A heti munkaórák átlaga a munkaerő piacra visszatérők körében – akár már a gyermek egyéves kora után – valamelyest alacsonyabb, és a hosszú távon (három év után) visszatérők esetében az átlagos óraszám már 1–2 órával elmarad a kontrollcsoportéhoz képest.

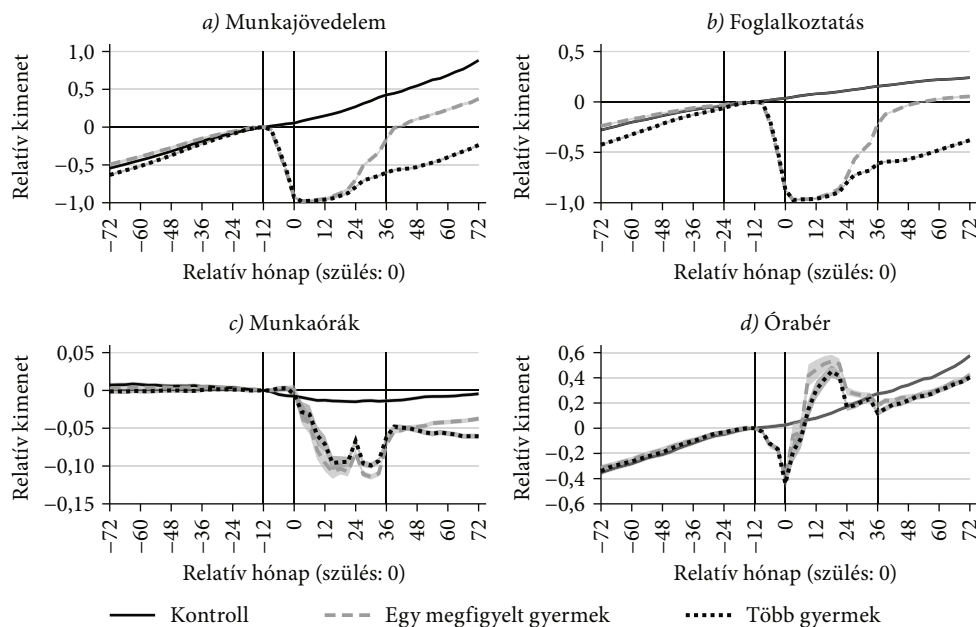
A részmunkaidőben dolgozók aránya a korai visszatérők esetében a gyermek kétéves kora körül elérheti a 30 százalékot, hosszabb távon pedig a gyermekvállalás eltti szinthez képest is megduplázódik, 20 százalékra emelkedve (lásd *Fl.3. ábra*). A gyermek születését követő 24. hónapnál tapasztalható kiugrás mögött feltételezhetően az áll, hogy bár sokan ekkor már részmunkaidőben visszatérnének a munkaerőpiacra, a szerződésük módosításának adminisztrációja, illetve a felgyűlt szabadságok kiadása miatt ez a változás csak később jelenik meg a járulékbevallásokban.

Az órabérek alakulását vizsgálva az ábra *d)* részén látható, hogy a bérek mind-egyik csoportban hasonló ütemben növekednek a gyermekvállalás – illetve a pszeudoesemény – előtt. Az egygyermekes anyák keresete nagyjából megegyezik a kontrollcsoportéval, azonban a gyermek születése után három évvel – amikor már szinte teljes mértékben visszatérnek a munkaerőpiacra – némileg hátrányból indulnak. Bár az árjuk is folyamatosan emelkedik, ezt a lemaradást a vizsgált időszakban már nem tudják ledolgozni. A többgyermekes anyák esetében a szülés előtt magasabb átlagos órabér figyelhető meg, azonban ezt az elnyűket szinte teljesen elveszítik, amikor visszatérnek a munka világába. A köztes időszakban, vagyis az egy-két éves gyermek mellett dolgozó anyák körében az átlagos órabér kiugróan magas, ami arra utal, hogy első sorban a magasabb keresetű anyák térnek vissza korábban a munkaerőpiacra.¹⁶

A *4. ábrán* a fent bemutatott mintázatokat úgy is szemléltetjük, hogy minden csoport mutatóit átskálázzuk, és a szülés – illetve a pszeudoesemény – előtti 12 hónap átlagával leosztva normalizáljuk. Ezáltal az ábrák még jobban érzékeltetik a párhuzamos trendeket. A munkajövedelmek esetében nem figyelhető meg teljesen párhuzamos trendek a szülés előtti években, ennek fő oka azonban a dolgozók arányában tapasztalható különbség. Az egygyermekes anyák esetében a foglalkoztatottság alakulása nagyjából megegyezik a kontrollcsoportéval, míg a fiatalabb két- és háromgyermekes anyák körében a dolgozók aránya még gyorsabban növekedett, feltehetően a fiatalabb korosztályokra jellemző gyorsabb elhelyezkedés miatt. A munkaórák tekintetében elhanyagolható eltérések mutatkoznak a csoportok között, mivel a szülés előtti időszakban az átlagos munkaidő lényegében nem változik. A szülést követően is minden csoportban hasonló a munkaórák számának alakulása. A bérek esetében azonban szinte egyáltalán nem figyelhető meg elzetes eltérés a trendekben, sőt három évvel a szülés után már az egyes csoportokba tartozó dolgozó anyák kereseti pályája is hasonló mintázatot követ. Ugyanakkor, míg a kontrollcsoport bére öt év alatt 40–45 százalékkal növekszik a referenciaévhez képest, addig a már dolgozó anyák keresete csupán körülbelül 25 százalékkal emelkedik, gyermekszámtól függetlenül.

¹⁶ Ez nem meglepő, mivel ebben az időszakban ez a döntés a gyedről való lemondással járt együtt.

4. ábra

Leíró ábrák – mutatók százalékos eltérése a referencia-hónaphoz ($t = -12$) viszonyítva

Megjegyzés: az ábrák az összes, mintánkban szereplő anyára vonatkoznak. Az adott csoportokra vett relatív átlagokat ábrázoljuk a relatív idő függvényében, ahol $t = -12$ a referencia-hónap – az adott csoport ebben a hónapban megfigyelt átlagával osztjuk az összes hónap esetén megfigyelt átlagokat. Munkajövedelem: az összes munkából származó bruttó jövedelem, amely nulla, ha nem dolgozik. Foglalkoztatás: azok aránya a megfigyelt mintán belül, akik bejelentett bruttó bérjövdelemmel rendelkeznek az adott hónapban. Munkaórák: átlagos szerződés szerinti munkaórák száma egy héten.

Eseményelemzés

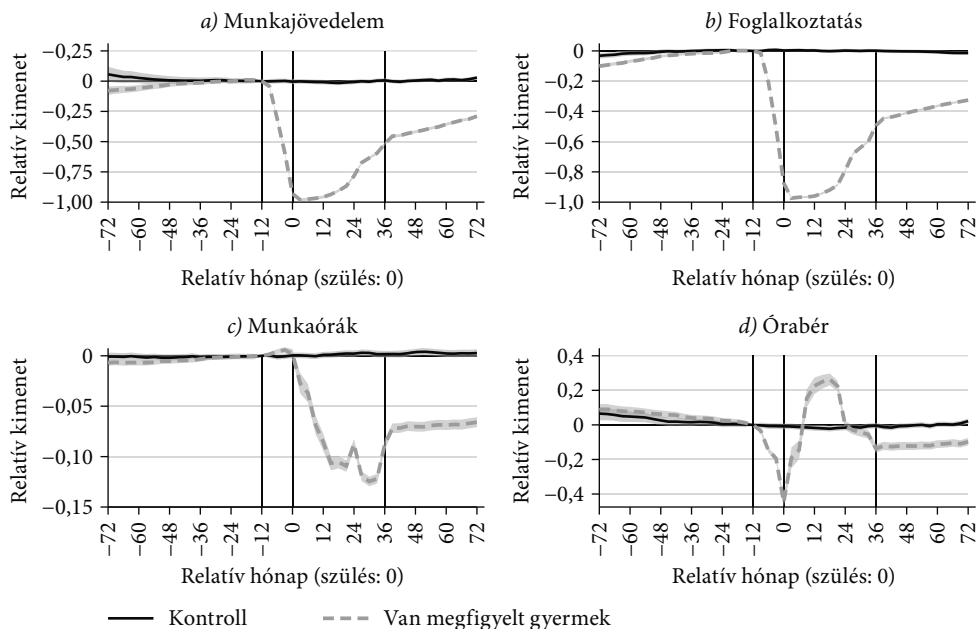
Az előzőekben bemutatott leíró eredmények önmagukban is jól szemléltetik az anyasággal járó munkaerőpiaci következményeket, azonban ezek még nem oksági becslések: a 4. ábra grafikonjai még nem veszik figyelembe a csoportok közötti esetleges különbségeket életkorban vagy a szülés évében, így az összevetett időszakok között is eltérések lehetnek. Ezeknek a változóknak a lehetséges torzító hatásait az (1) egyenlet segítségével szűrjük ki.

Az 5. ábrán a (2) egyenlet alapján számított relatív kimeneteket ábrázoljuk, a hozzájuk tartozó 95 százalékos konfidenciaintervallumokkal. A grafikonok azt mutatják be, hogy az adott megfigyelési hónapokban az anyák hány százalékkal térnek el az adott kimenet tekintetében attól a tényellentétes állapottól, amely akkor állna fenn, ha még a gyermekvállalás előtti 12. hónapban lennének – vagyis lényegében az azonos korú, az adott évben még gyermektelen nők várható kimeneteihez képest. A kontrollcsoport esetében ugyanezt a becslést elvégezzük, és azt várjuk,

hogy a véletlenszerűen meghatározott pszeudoeseménynek ne legyen kimutatható hatása, különösen rövid távon. A kontrollcsoport esetleges változásait is figyelembe vevő – a (3) egyenlet alapján számított – anyaságkülönbözlet-mutatókat a függelék 1. részének F1.3. táblázata tartalmazza.

5. ábra

Eseményelemzési eredmények



Megjegyzés: az (1) egyenlet alapján becsült és a (2) egyenlet alapján számított relatív hatásokat (P_t^a és P_t^c paraméterek) ábrázoljuk a hozzájuk tartozó 95 százalékos konfidenciaintervallummal. A különbségeket megragadó (3) egyenlet alapján számolt P_t paramétereket az F1.3. táblázat első blokkja tartalmazza. Munkajövedelem: az összes munkából származó bruttó jövedelem, amely nulla, ha nem dolgozik. Foglalkoztatás: azok aránya a megfigyelt mintán belül, akik bejelentett bérjövdelemmel rendelkeznek az adott hónapban. Munkaórák: átlagos szerződés szerinti munkaórák száma egy héten.

A mintát gyermekszám szerint is megbontjuk. Az (1) egyenlet alapján készült becsléseket a függelék 1. részének F1.4. és F1.5. ábráin mutatjuk be, míg a P_t paramétereket a függelék F1.3. táblázata tartalmazza. Ezekben a bontásokban a relatív hatások identifikációja adott csoporton belüli, vagyis a (3) egyenletet minden esetben az adott csoport mintáján becsüljük. Például a kétgyermekes anyák lemaradását olyan más anyákéhoz viszonyítjuk, akik szintén két gyermeket vállaltak, de később.

Az 5. ábrán a korábbi, leíró ábrákon megfigyelt mintázatok látszódnak mind a teljes munkajövedelem, mind annak egyes komponensei esetében. A szülés időpontjában szinte teljes foglalkoztatási visszaesés tapasztalható: az első két évben csupán az anyák kis hányada tér vissza a munkaerőpiacra, majd a harmadik évben ez az arány növekedni kezd, és a harmadik év végére a korábban foglalkoztatott nők mintegy fele már

ismét dolgozik. Ez az arány a hatodik év végére 70 százalékra emelkedik. Mivel vizsgálatunk hatéves id szakra korlátozódik, ezért nem tudjuk hosszú távon mérni az anyaság foglalkoztatásra gyakorolt tartós hatását, vagyis azt, hogy hány n nem dolgozik még számos évvel a gyermekvállalás után sem. A *Kleven és szerz társai* [2023] által 134 ország adatai alapján végzett elemzés a foglalkoztatási pályákra vonatkozóan a miénkhöz nagyon hasonló eredményeket mutat: míg mi négy-, öt- és hatéves id távon 41, 36 és 32 százalékos csökkenést mérünk, az említett tanulmány szerzői rendre 38, 36 és 30 százalékot találnak Magyarország esetében, tízéves id távon pedig a különbség 22 százalékhöz konvergál.¹⁷ Ez a különbség természetesen még mindig tartalmazza azokat a n ket is, akik kés bbi gyermekeikkel maradnak otthon, így nehéz pontosan megbecsülni, hogy mekkora azok aránya, akik végleg elhagyják a munkaer piacot. A vizsgált id szakban csak egy gyermeket vállaló n k körében azonban hatéves távon 15 százalékos foglalkoztatási csökkenést látunk, ami már jobb közelítést adhat a hosszú távú hatásokra. Az 5. ábra c) és d) részei már csak azokra vonatkoznak, akik az adott id szakban visszatértek a munkaer piacra.

A ledolgozott órák tekintetében – 5. ábra c) része – a harmadik évtől az összes ledolgozott munkaóra mintegy 7 százalékos visszaesése a szülés előtti átlaghoz képest arra utal, hogy a n k körülből 14 százaléka már csak részmunkaidőben (heti 20 órában) tér vissza a munkaer piacra, miközben szülés előtt még teljes állásban dolgozott. Ez az arány nagyjából összhangban van az *F1.3. ábrán* bemutatott leíró mintázatokkal. Azok az anyák, akik három évnél korábban térnek vissza, jellemzően még ennél is alacsonyabb óraszámban dolgoznak, ami nem meglepő, hiszen a kisebb gyermekek mellett még nehezebb a munkavégzéshez szükséges időt biztosítani. A részletes boncolások azt mutatják, hogy az óraszámra gyakorolt hosszú távú hatás különösen jelentős a legalább két- vagy háromgyermekes anyák körében.¹⁸

Végül, az 5. ábra d) részén az órabérek alakulását vizsgálva azt tapasztaljuk, hogy a gyermekük első életévében azok az anyák térnek vissza a munkaer piacra, akik alacsonyabb órabérért dolgoznak. Valószínűleg e csoport tagjai nem voltak jogosultak a magasabb összegű anyasági ellátásokra (például csed/tgyás), így anyagi okokból hamarabb kellett munkába állniuk. A második évben már foglalkoztatott anyák órábérére átlagosan 20-25 százalékkal magasabb, mint a szülés előtti átlagos női kereset. Ez arra utal, hogy ebben az id szakban első sorban a magas keresetű anyák térnek vissza, akár azért, mert a munkakörüket ezt lehetővé teszi, akár mert a gyed összegéről lemondva inkább a magasabb bérjövédelmet választják. Ugyanakkor ebben az id szakban továbbra is csak egy szék réteg, összesen a n k körülből 10 százaléka dolgozik.

A legérdekesebb kérdés az, hogy mi történik három év után, amikor az anyasági ellátások kifutnak, és minden anya döntéshelyzetbe kerül: visszatér

¹⁷ A szerzők keresztmetszeti adatokból, párosításos módszertan alapján dolgoztak, és csak a foglalkoztatási kimenetet vizsgálták, a munkaórákban és bérekben megjelenő különbségeket nem.

¹⁸ Emellett az egyes ellátások jogosultsági feltételei is befolyásolták a munkaórák számát, mivel 2011 és 2013 között a gyed melletti munkavégzés heti 30 órában volt maximálva. Ez a szabály két kohorszunkat érinthette: azokat, akik 2009-ben vagy 2010-ben szültek, de csak rövid távon, mivel későbbi gyermekeik esetén már nem volt érvényben ez a korlátozás.

a munkaerő piacra, vagy inaktív marad. Azok az anyák, akik visszatérnek a munka világába, körülbelül 11-12 százalékkal alacsonyabb reálbérért dolgoznak, mint amennyit az életkoruk alapján – gyermek nélkül – várhatóan keresnének. Ráadásul ez a bérhátrány nem tűnik átmenetinek: még hat év elteltével is hasonló mérték különbséget figyelhetünk meg, ami arra utal, hogy az anyaság hosszú távú hatást gyakorol a nők kereseti pályájára.¹⁹

Az egygyermekes anyák esetében a bérkülönbség mindössze 7-8 százalék körüli, míg a többgyermekes anyák esetében a bérvésztesség ennél jóval nagyobb, akár 20 százalék körüli is lehet. Esetükben azonban nem zárható ki, hogy azok, akik visszatérnek a munkaerő piacra, szelektált mintát alkotnak – hiszen a várt bérszinttel is függ, hogy ki mikorra időzíti a visszatérést, illetve a második gyermek vállalását. Emiatt a jövőben érdemes hosszabb időszakra kiterjeszteni a vizsgálatot, hogy pontosabb képet kapjunk az anyaság bérekre gyakorolt hosszú távú hatásairól.

Ez a bérkülönbség két fő forrásból eredhet. Egyrészt, a munkaerőpiactól távol töltött évek alatt az anyák emberi tőkéje nem növekszik, sőt akár csökkenhet is, szemben a gyermektelen munkavállalókkal. A kiesett tapasztalatból fakadó termelékenységkülönbség közvetlenül megjelenhet az órabérekben.²⁰ Másrészt, a háztartási kötelezettségek jelenléte is hozzájárulhat a bérhátrányhoz, mivel ezek korlátozhatják például a túlórák vállalását, csökkenthetik az előlépési lehetőségeket (és az erre irányuló aspirációkat), valamint a teljesítményalapú bónuszok elérhetőségét. Míg ez utóbbi hatások idővel mérsékelődhetnek a gyermekek időseodásával, a kiesett munkaévek hatása hosszú távon is fennmaradhat, és tartós bérkülönbséget okozhat. A két mechanizmus pontos szétválasztása további kutatások tárgyát képezheti.

Heterogenitásvizsgálat

A GYERMEKVÁLLALÁSI ÉLETKOR SZERINTI HETEROGENITÁS • A 6. ábrán három almintán ismételjük meg a munkabérekre vonatkozó eseményelemzési becslésünket az (1) egyenlet szerint megbontva, hogy milyen időszakra az anya az első megfigyelt gyermek születésekor. Az első csoportban a szüléskor 18–27 éves anyák, illetve a kontrollcsoportnak a pszeudoesemény időpontjában azonos korú tagjai szerepelnek. Ez az életkori szűkítés azért elnyit, mert ezeknél a kohorszoknál nagy bizonyossággal állítható, hogy az első megfigyelt szülés ténylegesen az első gyermek születését jelentti.²¹ A második csoportba az első megfigyelt szülés időpontjában 28–37 éves anyák tartoznak. Az ennél idősebb korban szülő anyákat a 6. ábra c) részében ábrázoljuk,

¹⁹ Az órabérek alakulását bemutató ábrán látszik egy eseményelőtti, gyengén csökkenő trend is. A gyermekvállalást megelőző néhány évben – amikor ez csak az anyák csoportját jellemzi – ennek magyarázata lehet, ha az anyává váló nők bérpályája, illetve annak növekedése némileg lelassul ebben az időszakban; például az elhalasztott emberitőke-befektetések vagy a csökkent termelékenység miatt.

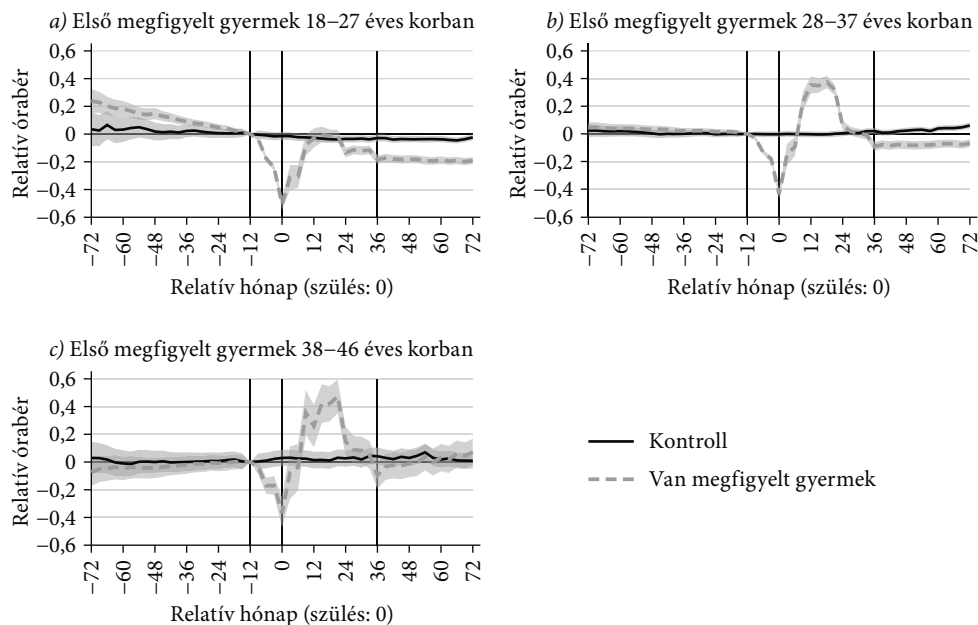
²⁰ Emellett a kapcsolati, szociális tőke is gyengülhet, ami tovább mérsékelheti az elérhető bérszintet a lehetőségek körének szűkülésén keresztül.

²¹ Például egy 2009-ben 28 éves anya, aki 1981-ben született, 1999-ben már nagykorúként vállalhatott gyermeket. Egy ilyen gyermek után azonban 2003-ban – amely évtől rendelkezünk adatokkal – már jellemzően nem járt anyasági támogatás, tehát nem látnánk az adatban a korábbi anyaságra utaló nyomot.

de megjegyezzük, hogy egyfelől ők csupán a minta 6 százalékát teszik ki, másrészt esetükben a legvalószínűbb, hogy az első megfigyelt gyermek nem az elsőszülött.²² A becsült teljes bérkülönbségeket (P_i) a függelék F1.2. táblázatának első három számoszlopai tartalmazzák.

6. ábra

Eseményelemzési eredmények – a gyermekvállalási életkor szerinti heterogenitás



Megjegyzés: az (1) egyenlet alapján becsült és a (2) egyenlet alapján számított relatív hatásokat (P_i^a és P_i^c paraméterek) ábrázoljuk a hozzájuk tartozó 95 százalékos konfidenciaintervallummal. A különbségeket megragadó (3) egyenlet alapján számolt P_i paramétereket a függelék F1.2. táblázatának első három számoszlopa tartalmazza. Az ábra a) részén az anyák és a kontrollcsoport 37,8 százaléka, a b) részén 56,1 százalékuk, a c) részén pedig 6,1 százalékuk szerepel.

A fiatalabb mintán (ahol a legtöbb nőnek valóban az első gyermekét figyeljük meg) a hosszú távú anyasági bérkülönbsözet 16,5 százalék, míg az idősebb anyák esetében 12,2 százalékos anyasági különbsözetet becslünk. Mindkét érték meghaladja a fő becslésünk eredményét. Ennek hátterében az áll, hogy az idősebb anyák esetében a becsült különbség nulla közeli és nem szignifikáns. Ez arra utalhat, hogy a gyermekvállalás hosszú távú bérhatása erősebben érvényesül a fiatalabb anyák körében, míg az idősebb korban szölő nők esetében kisebb vagy akár elhanyagolható a kereseti lemaradás – például a már tudatosabb karrierépítés, illetve jobb alkuerő miatt. Ez az eredmény összhangban van a szakirodalom vonatkozó eredményeivel (Herr [2016], Casarico–Lattanzio [2023]).

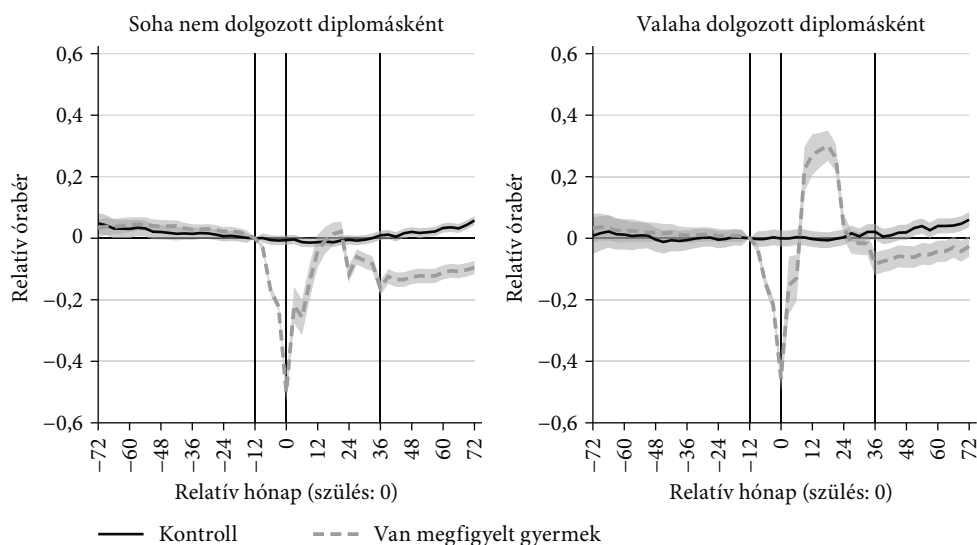
²² A legidősebb megfigyelt anya a mintánkban 46 éves korában szöl.

AZ ANYÁK FOGLALKOZÁSA SZERINTI HETEROGENITÁS • A 7. ábrán a mintát aszerint bontjuk meg, hogy az adott nő valaha dolgozott-e diplomát igénylő munkakörben. Ezt a FEOR-kódok (Foglalkozások Egységes Osztályozási Rendszere) alapján határozzuk meg, így közelítjük az elért legmagasabb végzettséget, amely nem figyelhető meg a teljes mintán.²³

Azt találjuk, hogy a diplomások csoportja esetében kisebbek a becsült bérkülönbözetek. Ez részben az életkori összetétellel összefügghet, ha a diplomások jellemzően idősebb korban vállalnak gyermeket. Nem tudjuk pontosan, hogy a két hatás közül melyik dominál, de az adatok alapján ez a csoport látszólag nagyobb munkabiztonsággal rendelkezik, és kevesebb kereseti veszteséget szenved el a munkaerőpiactól való távolmaradás során.

7. ábra

Az eseményelemzés eredményei – diplomás foglalkozás szerint



Megjegyzés: az ábrázolt eredmények az (1) egyenlet becsléséből származnak, amelyben $t = -12$ a referencia-időszak. A különbségeket megragadó (3) egyenlet alapján számolt P_i paramétereket a függelék 1. F1.2. táblázatának utolsó két számoszlopa tartalmazza. Az ábra a) részén az anyák 37,8 százaléka, a b) részén 56,1 százaléka szerepel.

Összefoglalás

Tanulmányunk eredményei rávilágítanak arra, hogy a gyermekvállalás hosszú távú hatással van az anyák munkaerőpiaci helyzetére. Az anyasági távollétet követően visszatérő vagy visszatérni szándékozó nők kereseti hátrányt szenvednek el,

²³ A becsült teljes anyasági különbséget paramétereit (P_i) a függelék F1.2. táblázatának utolsó két számoszlopa tartalmazza.

foglalkoztatottsági rátájuk csökken, és heti munkaóráik száma is visszaesik. A nemzetközi szakirodalom megállapításaival összhangban azt tapasztaltuk, hogy hat évvel a szülés után az anyák átlagosan 12 százalékkal kisebb órabérben részesülnek ahhoz képest, mint ha nem vállaltak volna gyereket. A csupán egy gyermeket vállalók esetében a hatás némileg gyengébb, míg a fiatal anyák esetében némileg erősebb. A várt foglalkoztatási arány ezen az időtávon 32 százalékkal csökken, a ledolgozott munkaórák száma pedig 7 százalékkal marad el a várható szinttől.

A bérhátrány mögött több tényező állhat. Az egyik meghatározó mechanizmus az emberi munkaerő csökkenése: a munkatapasztalat és a szakmai kapcsolatok elvesztése következtében az anyák versenyképessége csökken, ami alacsonyabb bért eredményezhet. Ezzel párhuzamosan a gyermekneveléssel járó háztartási kötelezettségek is korlátozhatják a munkavállalók rugalmasságát, csökkenthetik az előléptetési esélyeket, valamint befolyásolhatják a teljesítményalapú bérezést. A két csatorna relatív fontosságának megértése további kutatások tárgyát képezheti.

Megjegyezzük továbbá, hogy már a szülést megelőző időszakban is megfigyelhetők bizonyos hátrányok: a nők gyakran visszafogják a karrierambícióikat, kevesebb előléptetési lehetőséget keresnek, vagy éppen a munkáltatók elzárkózásai miatt nem kerülnek be magasabb presztízsű munkakörökbe. A foglalkoztatók ugyanis kalkulálhatnak azzal, hogy egy bizonyos életkorú nő nagyobb eséllyel fog kiesni a munkaerőpiacról gyermekvállalás miatt, így kevésbé hajlandók befektetni a fejlődésükbe. Ezt a fajta várakozási hatást azonban nem vizsgáltuk, a megvalósult gyermekvállalás hatásaira fókuszáltunk.

Szakpolitikai szempontból a hátrányok csökkentésének egyik módja lehet a korábbi munkába való visszatérést ösztönző intézkedések támogatása, mint például a rugalmasabb részmunkaidőkre lehetőségek elérhetővé tétele. Idesorolható a tanulmányunk mintáját még nem érintő gyed extra program is, amely a későbbiekben szintén ösztönözhetné az anyák rövidebb távolmaradását a munkaerőpiactól. A visszatérést és az anyák munkaintenzitását is növelheti a színvonalas bölcsődei ellátás elérhetővé tétele. Az alapvető okokat ugyan nem kezelik, de tüneti kezelésként lehet tekinteni az anyák nettó keresetét növelni hivatott adóprogramokra is, amelyek némileg képesek kompenzálni az anyák által tapasztalt bérlenmaradást.

Amennyiben a szakpolitika célja nem csupán az anyasági hátrányok csökkentése, hanem a férfi–női különbségek csökkentése, annak egyik módja éppen az apasági hátrány növelése lehet, például hosszabb elérhető vagy akár kötelező apasági szabadság bevezetésével, amely kiegyensúlyozhatja a gyermekvállalás hatásait. Ilyen rendszer például most is működik Svédországban. Bár a gyed igénybevétele az apák számára jelenleg is van lehetőség Magyarországon, a két szülő egyidejű otthonmaradására nincs mód, ami továbbra is jellemzően az anyákra hárítja az elsődleges gondozói szerepet.

Vizsgálatunk egyik korlátja, hogy az elemzett adatbázis viszonylag rövid időtávot ölel fel, és az utánkövetési időszak miatt a becsléseink csak viszonylag régi (2010 körüli) szülésekre vonatkoznak. A jövőben, hosszabb idősorok elérhetővé válásával lehetőség nyílna arra, hogy hosszabb távú hatásokat mérjünk, továbbá megvizsgáljuk

a rövid távú hatások időbeli változását későbbi kohorszok bevonásával. A megfigyelési időszak b vítése lehet séget teremthet arra is, hogy egyértelműbben szőrjünk az első gyermeküket vállaló anyák csoportját.

Hivatkozások

- A , M. E.–N , E. [2022]: What Causes the Child Penalty? Evidence from Adopting and Same-Sex Couples. *Journal of Labor Economics*, 40. évf. 4. sz. 971–1004. o. <https://doi.org/10.1086/718565>.
- C , A.–L , S. [2023]: Behind the child penalty: understanding what contributes to the labour market costs of motherhood. *Journal of Population Economics*, 36. évf. 3. sz. 1489–1511. o. 14321475. <https://doi.org/10.1007/s00148-023-00937-1>.
- C –T , E.–L A [2020]: The role of parenthood in shaping the gender wage gap. A comparative analysis of 26 European countries. *Social Science Research*, 0049089. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2019.102355>.
- C –T , E.–M , A. [2020]: The motherhood wage penalty: A meta-analysis. *Social Science Research*, 88–89. o. 0049089. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2020.102416>.
- F , S.–M , T.–T , I. [2023]: Child penalties across industries: why job characteristics matter. *Applied Economics Letters*, 30. évf. 4. sz. 488–495. o. <https://doi.org/10.1080/13504851.2021.1994518>.
- G , C.–K , S.–O , P. C. [2024]: The other side of the mountain: women's employment and earnings over the family cycle. *Oxford Open Economics*, 3. évf. 1. melléklet, 323–334. o. <https://doi.org/10.1093/ooec/odad012>.
- H , J. L. [2016]: Measuring the effect of the timing of first birth on wages. *Journal of Population Economics*, 29. évf. 39–72. o. <https://doi.org/10.1007/s00148-015-0554-z>.
- K , H.–L , C.–P , J.–S , A.–Z , J. [2019a]: Child Penalties across Countries: Evidence and Explanations. *AEA Papers and Proceedings*, 109. évf. 122–126. o. <https://doi.org/10.1257/pandp.20191078>.
- K , H.–L , C.–S , J. E. [2019b]: Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11. évf. 4. sz. 181–209. o. <https://doi.org/10.1257/app.20180010>.
- K , H.–L , C.–L –M , G. [2023]: The Child Penalty Atlas. *SSRN Electronic Journal*, <https://doi.org/10.2139/ssrn.4560576>.
- L , L. P , C.–V , M. [2023]: Child penalty in Russia: evidence from an event study. *Review of Economics of the Household*, 21. évf. 1. sz. 173–215. o. <https://doi.org/10.1007/s11150-022-09604-y>.
- R , S.–R , S. [2022]: What Determines the Child Penalty in the Netherlands? The Role of Policy and Norms. *De Economist*, 170. évf. 2. sz. 195–229. o. <https://doi.org/10.1007/s10645-022-09403-x>.
- R , P. [2021]: Pregnancy or motherhood cost? A comparison of the child penalty for adopting and biological parents. *Applied Economics*, 53. évf. 29. sz. 3408–3422. o. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1881431>.
- S A [2019]: A KRTK Adatbank Kapcsolt Államigazgatási Panneladatbázisa. *Közgazdasági Szemle*, 66. évf. 11. sz. 1230–1236. o. <https://doi.org/10.18414/kszo.2019.11.1230>.

S , A.-P , J. [2019]: Parenthood and gender inequality: Population-based evidence on the child penalty in Finland. *Economics Letters*, 182. 5–9. o. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.05.034>.

Függelék

F1. függelék

További ábrák és táblázatok

F1.1. táblázat

Az adatban meg nem figyelt korábbi szülések aránya (százalék)

Anya születési életkora	Szülés éve				Kumulált arány
	2009	2010	2011	2009–2011	
18–22	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
23–27	0,4	0,1	0,0	0,2	0,1
28–32	6,7	3,6	2,1	4,3	2,1
33–37	29,7	22,3	16,2	22,9	6,5
38–42	61,2	53,9	47,9	54,4	9,1
43–47	75,0	73,7	68,0	72,1	9,4
18–47	11,7	9,0	7,2	9,4	..

Megjegyzés: a táblázat a KSH Élveszületési adatállománya alapján mutatja meg, hogy adott évben, adott korú anyák esetén mekkora azok aránya, akiknek 2001 el tt már született gyermekük, de 2001 és 2008 között nem. A kumulált arány oszlopban az adott sor és a korábbi sorok sokaságában megfigyelhet átlagos arány szerepel.

F1.2. táblázat

Anyasági különbség becslései – bérhatások heterogenitása (százalék)

Hónap	Kohorsz			Végzettség	
	18–27	28–37	38–46	maximum középfok	fels fok
36	15,3	10,8	13,3	17,0	10,3
48	14,2	10,1	3,7	14,4	7,9
60	15,0	10,8	–1,5	14,1	8,1
72	16,5	12,2	–6,2	14,8	8,5

Megjegyzés: a táblázat a (3) egyenlet alapján számított P_t együtthatókat tartalmazza $t = 36, 48, 60, 72$ hónapokra az órabér mint kimenet esetén. A táblázat két része az anya életkora, illetve az adatban megfigyelt legmagasabb végzettséget igényl foglalkozás alapján bontja meg a mintát.

F1.3. táblázat

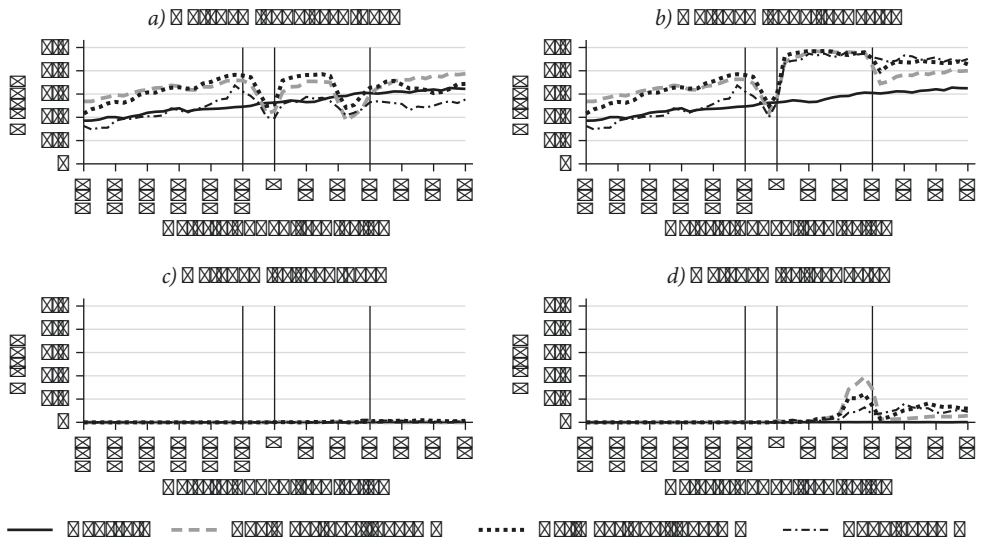
Anyasági különbözet becslései – eseményelemzés

Modell	Nincs bontás	Egyszer bontás		Teljes bontás		
	1+ gyerek	1 gyerek	2+ gyerek	1 gyerek	2 gyerek	3+ gyerek
1. M -						
36 hónap	52,3	35,4	68,8	35,4	65,7%	82,8%
48 hónap	42,2	19,5	64,4	19,5	60,8%	79,6%
60 hónap	36,6	16,3	56,4	16,3	51,4%	76,1%
72 hónap	31,3	14,5	47,4	14,5	39,8%	75,8%
2. F ☑						
36 hónap	49,5	32,9	82,1	32,9	62,3%	81,6%
48 hónap	40,9	18,9	66,3	18,9	58,5%	78,4%
60 hónap	35,8	16,0	62,8	16,0	48,8%	73,2%
72 hónap	31,6	15,4	54,6	15,4	36,6%	71,0%
3. M ☑						
36 hónap	9,0	8,4	9,5	8,4	9,1	12,5
48 hónap	7,4	6,2	9,0	6,2	8,4	13,1
60 hónap	7,1	5,7	9,3	5,7	8,9	11,9
72 hónap	6,8	5,4	8,9	5,4	8,4	12,3
4. Ó ☑☑						
36 hónap	13,3	7,5	19,9	7,5	19,4	20,4
48 hónap	11,6	6,5	18,1	6,5	17,2	22,3
60 hónap	11,4	6,9	20,4	6,9	19,1	28,8
72 hónap	11,8	7,8	23,0	7,8	21,7	32,0

Megjegyzés: a táblázat a (3) egyenlet alapján számított P_t együttthatókat tartalmazza $t = 36, 48, 60, 72$ hónapokra négy különböz kimenet esetén. Munkajövedelem: az összes munkából származó bruttó jövedelem, amely nulla, ha nem dolgozik. Foglalkoztatás: azok aránya a megfigyelt mintán belül, akik bejelentett bérjövdelemmel rendelkeznek az adott hónapban. Munkaórák: átlagos szerződés szerinti munkaórák száma egy héten. A három panel a 2009–2017 között megfigyelt születések száma alapján eltér részletességben bontja meg a mintát.

F1.1. ábra

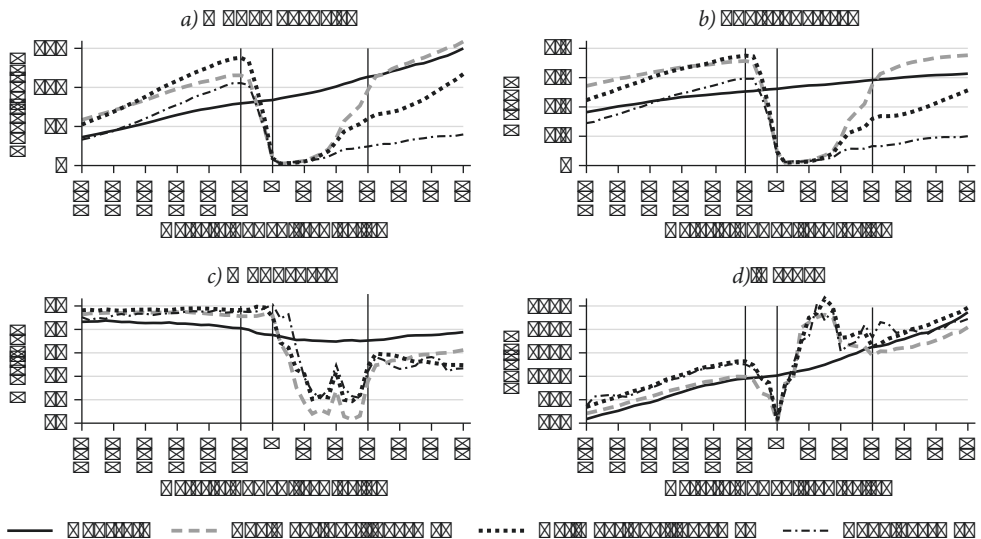
Leíró mintázatok – munka és transzferek



Megjegyzés: az adott csoportokra vett átlagokat ábrázoljuk a relatív idő függvényében, ahol $t = 12$ a referencia-hónap.

F1.2. ábra

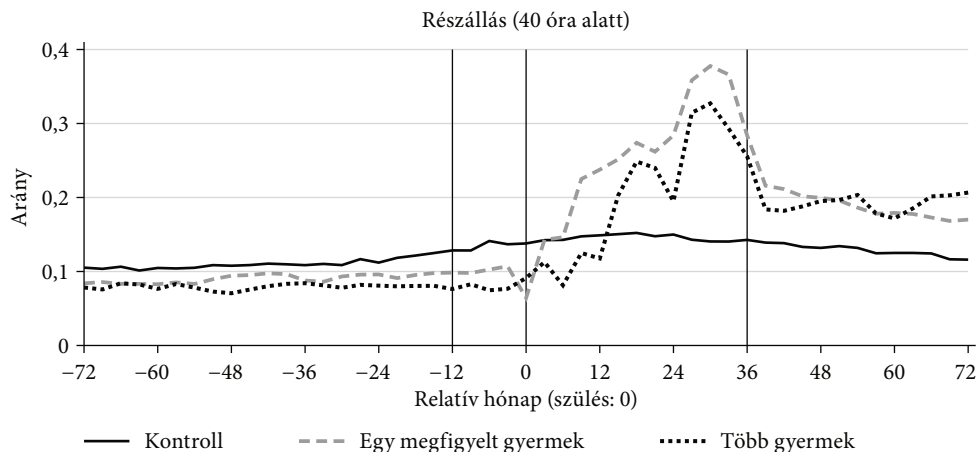
Leíró mintázatok gyermekszám szerinti bontásban



Megjegyzés: az ábrák az összes, mintánkban szereplő anyára vonatkoznak. Az adott csoportokra vett átlagokat ábrázoljuk a relatív idő függvényében, ahol $t = 12$ a referencia-hónap. Munkajövedelem: az összes munkából származó jövedelem, amely nulla, ha nem dolgozik. Foglalkoztatás: azok aránya a megfigyelt mintán belül, akik bejelentett bérjövedelemmel rendelkeznek az adott hónapban. Munkaórák: átlagos szerződés szerinti munkaórák száma egy héten.

F1.3. ábra

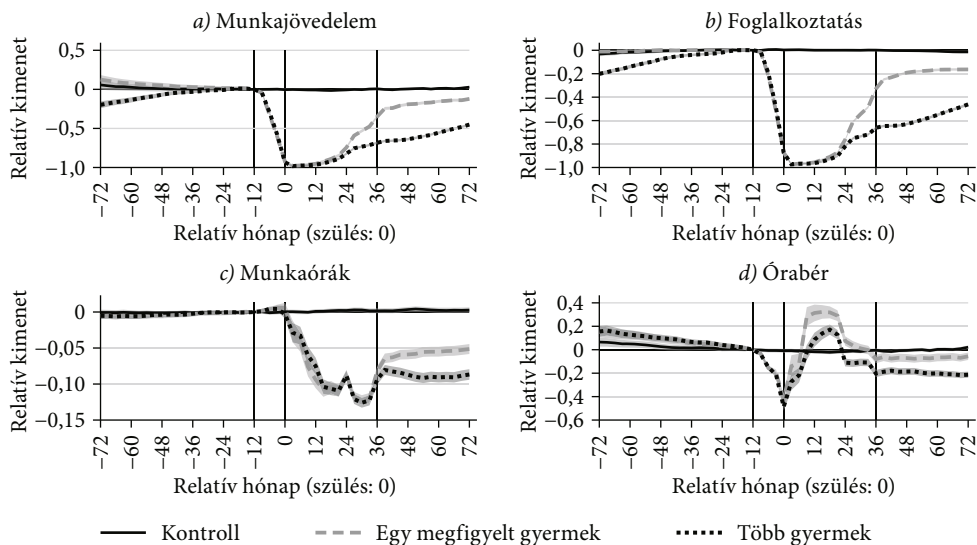
A nem teljes állásban dolgozók arányának változása



Megjegyzés: az ábra az összes, mintánkban szereplő anyára vonatkozik. Az adott csoportokra vett átlagokat ábrázoljuk a relatív idő függvényében, ahol $t = -12$ a referencia-hónap. Az ábrázolt változó azt jelöli, ha valakinek 40 óránál alacsonyabb a bejelentett heti óraszám.

F1.4. ábra

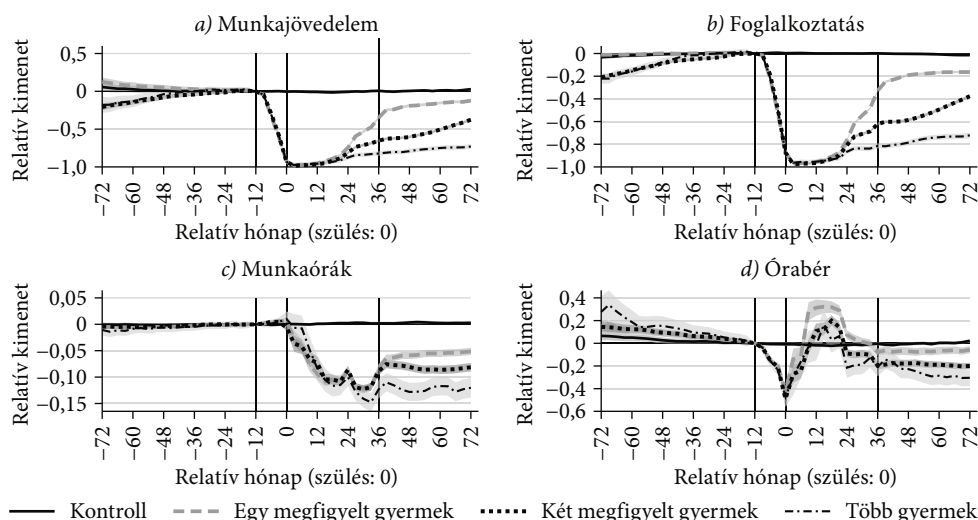
Eseményelemzési eredmények (gyermekszám szerint bontva)



Megjegyzés: az (1) egyenlet alapján becsült és a (2) egyenlet alapján számított relatív hatásokat (P_t^a és P_t^c paraméterek) ábrázoljuk a hozzájuk tartozó 95 százalékos konfidenciaintervallummal. A különbségeket megragadó (3) egyenlet alapján számolt P_t paramétereket a függelék 1. része F1.3. táblázatának második blokkja tartalmazza. Munkajövedelem: az összes munkából származó jövedelem, amely nulla, ha nem dolgozik. Foglalkoztatás: azok aránya a megfigyelt mintán belül, akik bejelentett bérjövdelemmel rendelkeznek az adott hónapban. Munkaórák: átlagos szerződés szerinti munkaórák száma egy héten.

F1.5. ábra

Eseményelemzési eredmények (gyermekszám szerint tovább bontva)



Megjegyzés: az (1) egyenlet alapján becslült és a (2) egyenlet alapján számított relatív hatásokat (P_t^a és P_t^c) ábrázoljuk a hozzájuk tartozó 95 százalékos konfidenciaintervallummal. A különbségeket megragadó (3) egyenlet alapján számolt P_t paramétereket az F1.3. táblázat harmadik blokkja tartalmazza. Munkajövedelem: az összes munkából származó bruttó jövedelem, amely nulla, ha nem dolgozik. Foglalkoztatás: azok aránya a megfigyelt mintán belül, akik bejelentett bérjövdelemmel rendelkeznek az adott hónapban. Munkaórák: átlagos szerződés szerinti munkaórák száma egy héten.

F2. függelék

Egy alternatív becslési módszer

Egyfajta robusttusságvizsgálatként megbecsüljük az anyaság várt hatását egy olyan mintán is, amely nemcsak az anyákat tartalmazza, hanem a használt kontrollcsoportot is – míg a főszövegben külön regressziókat becslünk a két csoportra. Ha feltesszük, hogy az anyák kimeneteiben a szülés után látott időbeli relatív trendek a szülés nélkül ugyanazok lennének, mint a kontrollcsoporté (párhuzamos trend feltevése), akkor a különbségek különbsége módszertanon alapuló elemzés eredménye oksági hatásként értelmezhető, akár a hosszú távú hatásokra vonatkozóan is. A párhuzamos trendek feltevésének helyességét közvetlenül ugyan nem tudjuk ellenőrizni, de a szülés, illetve a pszeudoesemények előtti megfigyelési időszakban fennálló hasonló mintázatok alapján tudunk érvelni amellett, hogy azok a későbbi időszakokban is fennállnának a szülés hiányában.

Az alábbi becslült (F2.1) egyenlet nem sokban tér el a főszövegben tárgyalt módszertől. Viszont mivel egy közös mintán becslünk – ahol immár az alsó g index, illetve az A_g változó jelöli, hogy valaki anya vagy a kontrollcsoport része –, azt várjuk, hogy az életkor, illetve az adott időszakban fennálló trendek és sokkok (például egy válság

hatása) ugyanúgy hassanak az anyákra és a kontrollcsoport tagjaira is. A két csoport pályái között viszont megengedünk egy szintbeli eltérést (), amelynek a nagyságát a szülés eltti év azonos hónapjának ($t - 12$) adataiból becsüljük.

$$Y_{igt} = \alpha_j + \beta_{12j} I_{j,t-12} + \alpha_g + \beta_{12g} I_{g,t-12} + \alpha_k + \beta_k I_{k,t} + \alpha_{it} + \beta_{it} I_{it,t} + \epsilon_{igt} \quad (F2.1)$$

Ebben a felírásban a β_{12j} paraméterek fogják meg a közös trendet, pedig a két csoport közötti kezdeti (átlagos) szintbeli eltérést. A β_{it} paraméterek azt ragadják meg, hogy várhatóan mennyivel veszt többet a szülés eltti kimeneteihez képest egy anya összevetve a kontrollcsoportban szereplőn várható változásával t idővel a szülés után, figyelembe véve az életkor és a naptári év változását is. Másképp fogalmazva, mennyivel nagyobb a különbség az anyák és a kontrollként használt csoport között t idő után ahhoz képest, hogy mekkora volt a kontrollált különbség a két csoport között a szülés, illetve a pszeudoesemény előtti egy évvel. Az eredmény a kontrollcsoportbeli n_k béréhez (vagy foglalkoztatási valószínűségéhez) képest vett abszolút különbséggént, illetve amennyiben logaritmusból vett kimenetet használunk – kis eltérések esetén –, százalékos különbséggént értelmezhető.

Az (F2.1) egyenlet segítségével végzett becslés eredményeit az F2.1. ábrán mutatjuk be, míg az egyes évekre vonatkozó becslött paramétereket az F2.1. táblázat tartalmazza. Ebben a specifikációban a munkaórák számát és az órabért – azaz a csak dolgozók esetén elérhető kimeneteket – vizsgáltuk, és az azok logaritmására gyakorolt hatásokat szemléltetjük.

Az eredmények összhangban vannak a fenti becsléseinkkel: az első gyermek hatéves korában a bérkülönbség körülbelül 14 logaritmusponttal, tehát nagyjából 13 százalékkal nagyobb a két csoport között, mint a szülés vagy a pszeudoesemény előtti évben. Ez közel áll a másik módszerrel becslött 12 százalékos eltéréshez. A munkaórákra becslött 6 százalékos különbség szintén jól illeszkedik a korábban látott 7 százalékos körüli becsléshez. Ezek az eredmények alátámasztják az eredeti eseményelemzési becslésünk feltételezését: a szülés környékén bekövetkező változások az anyák munkaerőpiaci pályájában valóban a gyermekvállalás következményei, nem pedig szelekciós mechanizmusok vagy életkori trendek eredményei.

F2.1. táblázat

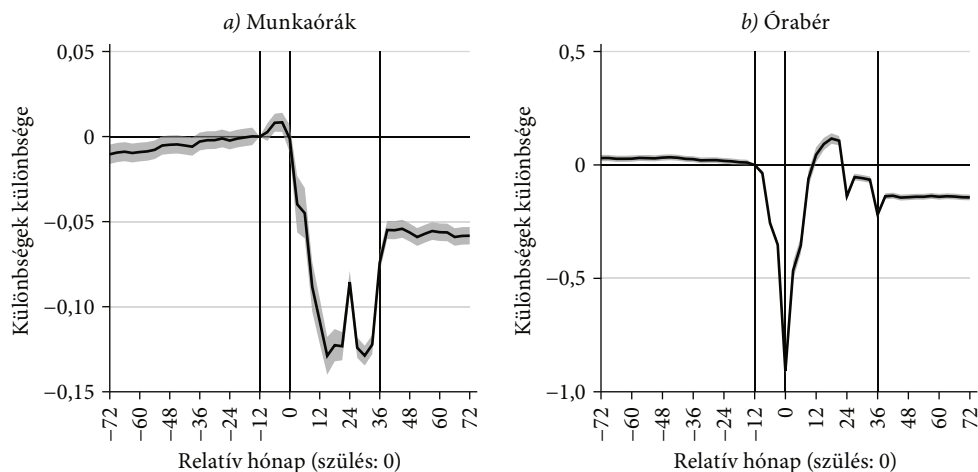
Anyasági különbözet becslései – különbségek különbsége (együtthatók)

	Óraszám	Órabér
36 hónap	-0,07	-0,22
48 hónap	-0,06	-0,14
60 hónap	-0,06	-0,14
72 hónap	-0,06	-0,14

Megjegyzés: a táblázat az (F2.1) egyenlet alapján számított, együtthatókat tartalmazza $t = 36, 48, 60, 72$ hónapokra az órabér és munkaóra kimenetek esetében.

F2.1. ábra

A különbségek különbsége módszerével végzett becslés eredményei



Megjegyzés: az ábrázolt eredmények az (F2.1.) egyenlet becsléséből származnak, amelyben $t = -12$ a referencia-időszak. A becsült paramétereket az F2.1. táblázat tartalmazza. Az ábrán 95 százalékos konfidenciaintervallumot szerepeltetünk.