

A GYERMEKVÁLLALÁS HATÁSA A CSALÁD JÖVEDELEMÉRE MAGYARORSZÁGON¹

REIZER BALÁZS

1. Bevezetés

A magyar társadalom hosszútávon egyik legégetőbb problémája a kiemelkedően alacsony termékenységi ráta. Mint Spéder és Kapitány (2007) kiemeli, európai összehasonlításban csak Szlovákiában és Lengyelországban találunk alacsonyabb értéket. A kérdéskör fontosságát hangsúlyozza, hogy mindezzel együtt nemzetközi összehasonlításban is kiugróan magas a GDP-arányos gyermek-támogatás összege és a nők munkaerőpiacról való kilépésének hossza.

Ennek ellenére kevés tanulmány született az itthoni gyermekvállalás jövedelmi hatásairól. A nemzetközi szakirodalom a szülőanya bérhátrányára, a termékenységi mutatókra és a gyermekek fejlődésére koncentrál, ami mellett hátrébb szorul a társadalom által nyújtott transzferek jóléti hatásainak elemzése. Ennek a szempontnak az integrálásával bemutatom, hogy a magyar gyermek-támogatási politika milyen mértékben képes ellensúlyozni annak hatását, hogy a szülőanya több évre elhagyja a munkaerőpiacot. Bár a gyermekvállalás által okozott pontos jövedelemváltozás a törvényi keretek ismeretében pontosan meghatározható lenne minden egyes háztartásra, azonban az átlagos jövedelemváltozás mérése mégsem lehetséges ilyen közvetlen módon. Magyarországon ugyanis az elmúlt időszakig nem volt elérhető olyan adatbázis, amely a teljes háztartásra vonatkozó jövedelmi adatokat és gyermeket vállaló háztartásokat is kellő számban tartalmaz.

Így az elemzéshez a KSH NKI *Életünk fordulópontjai* nevű panel-adatfelvételének első két hullámát használom fel, megvizsgálva azt, hogy a két felmérés között eltelt 3 évben mennyit változott a gyermeket vállaló háztartások jövedelme az ezalatt gyermeket nem vállaló háztartásokéhoz képest. Eredményeim szerint a gyermekvállaló családokban *ceteris paribus* mintegy 20 százalékkal csökkent az egy főre jutó jövedelem a gyermekvállalás hatására, ami a 100 fokú jövedelmi skálán körülbelül 12 egységnyi visszaesést jelent az

¹ Szeretnék köszönetet nyilvánítani Seres Gyulának és Spéder Zsoltnak a dolgozat elkészítésében nyújtott segítségükért.

első gyermeküket vállaló háztartások körében és 8 egységnyi visszaesést azokban a háztartásokban, ahol már korábban is született gyermek.

Dolgozatom felépítése a következő. Első lépésben áttekintem a témához kapcsolódó hazai kutatási eredményeket. Ezután bemutatom a felhasznált adatbázist és különbségek-különbsége, illetve *propensity score matching* módszerrel számszerűsítom a gyermekvállalás hatására bekövetkező ekvivalens jövedelmváltozást.

2. Szakirodalmi áttekintés

Ignits és Kapitány (2006) dolgozatában a családtámogatási rendszerek működtetésének három fő indokát nevezte meg. Az első a gyermeknevelő háztartások „*társadalmi hasznosságához*” kapcsolódik. Az érvelés lényege, hogy a megszülető gyermekek az egész társadalom számára hasznot hoznak, hisz ők lesznek a következő generáció munkavállalói és adófizetői, ugyanakkor a gyermeknevelés költségeit alapesetben egyedül a gyermeket nevelő családok viselik (a gyermekvállalásnak *pozitív externáliái* vannak). Ezért szükséges az, hogy az egész társadalom részt vegyen a gyermekvállalás költségeinek vállalásában. Kétségteljesen felfedezhetjük ezt a szempontot a magyar gyermeknevelési támogatások vizsgálatakor, ha figyelembe vesszük, hogy a családi pótlék, amelyre minden gyermekes háztartás alanyi jogon jogosult, az összes ilyen ráfordítás közül a legjelentősebb támogatási forma. Ugyanakkor nem szabad elfelejteni, hogy ez a szempont nemcsak a készpénzes támogatásoknál érvényesül, hanem az államilag finanszírozott, a résztvevők számára ingyenes közoktatási rendszernél is. Magyar adatokon a témában Gábos et al. (2007) kutatását kell megemlíteni. Ők azt vizsgálták, hogy a gyermekvállalás költségeit milyen mértékben ellensúlyozzák az állami kifizetések. A számítások során figyelembe vették a természetbeni juttatásokat és a háztartások „munkaerőköltségét”, azt a szabadidőt, amit a háztartások gyermekneveléssel töltöttek. Eredményeik alapján a társadalom a valós költségei alatt finanszírozza a gyermekvállalást, de a költségek és a támogatások közti különbség a gyermekek számának növekedésével egyre kisebb lesz.

A második fő szempont a „*népesedéspolitika*”. A társadalom fennmaradása és fejlődése szempontjából kiemelkedő fontosságú, hogy elegendő létszámú és megfelelő körülmények között felnevelt gyermek születessen. Ezért az állam megpróbálhatja különböző támogatási eszközökkel a háztartások gyermekvállalási stratégiáját befolyásolni. E szempont kapcsán meg kell említeni, hogy a szakirodalomban és a magyar közbeszédben is széles körű vita folyik arról, hogy pusztán támogatáspolitikával mekkora mértékben lehet gyermekvállalásra ösztönözni a háztartásokat. Az egyik általam ismert legfrissebb eredmény Gábos et al. (2008) nevéhez fűződik. A szerzők az 1950 és 2003 közötti magyar

aggregált termelékenységi időszakot vizsgálva azt találták, hogy a gyermekneveléshez kapcsolódó transzferek 1%-os növelése 0,25%-kal növeli a teljes termelékenységi mutatót. Azonban mint Köllő (2008) felhívta erre a figyelmet, a gyermektámogatási transzferek megduplázásával is csak 0,3-del, 1,6-ra tudnánk emelni a teljes termelékenységi mutatót. A szerző kiemeli, hogy egy ilyen szakpolitika bevezetésével a gyermeknevelési támogatásaink az OECD-átlag hat-szorosára emelkednének, és egyáltalán nem egyértelmű, hogy a kézpénzes támogatások ilyen szintű emelése a leghatásosabb és legköltséghatékonyabb módja a gyermekszám növelésének.² Mint a legtöbb kutatás is kifejti, a népese-déspolitikában kiemelkedő szempont lenne a rendszer kiszámíthatósága és pedig hosszú távú kiszámíthatósága (McDonald 2006). Ennek a szempontnak a ma-gyar támogatási politika egyáltalán nem felel meg. A majdnem évente változó szabályok mellett elég arra gondolnunk, hogy a családi pótlék és a gyermekes családoknak járó adókedvezmény milyen mértékben változott a kormányok pártkötődésének függvényében (a családtámogatásra fordított összeg összeté-telének változását lásd: Gábos 2008).

A harmadik és dolgozatom témájához legszorosabban kapcsolódó szempont „szociálpolitikai” megfontolású. Mint több magyar kutatás is kiemeli, Magyar-országban a kisgyermekes háztartások sokkal nagyobb valószínűséggel vannak a szegénység veszélyének kitéve. Ráadásul a többgyermekes és az egyszülős háztartásokban ez a veszély kumulálódik (Darvas – Tausz 2006). Mivel a társa-dalmak egy bizonyos szint felett nem preferálják a jövedelmi különbségeket, illetve egyes társadalmi csoportok elszegényedését, ezért számukra önmagában értékkel bír a gyermekes háztartások célzott támogatása. A szociálpolitika érté-kelésekor azt a két fő szempontot érdemes kiemelni, hogy milyen mértékben képes csökkenteni a szegénységet (*hatásosság*), és ezt mennyire célzottan való-sítja meg (*hatékonyság*). Az előbbi szempont kapcsán Gábos (2008) kutatását érdemes kiemelni. Ő azt vizsgálta, hogy milyen hatással lenne a szegénységi mutatókra az egyes támogatástípusok megvonása.³ Számítása szerint a kész-pénzes támogatások visszavonásával a háztartások körében megközelítőleg 40 százalékkal, a gyermekek körében mintegy 62 százalékkal növekedett volna a szegénységi ráta. A hatásossággal kapcsolatban érdemes kiemelni, hogy bár a családi pótlék univerzális támogatás, ennek ellenére mégis viszonylag jól cél-zott, hiszen a gyermekes háztartások felülreprezentáltak a társadalom alsóbb jövedelmi deciliseiben. Ezzel szemben a családi adókedvezményt a jövedelem-eloszlás középső és felső tizedeiben tudják a háztartások igénybe venni, hiszen az alsó jövedelmi decilisekben a háztartások sokkal kevesebb adóköteles jöve-

² A gyermekvállalási kedv és a kézpénzes támogatások kapcsolata körüli vitáról lásd: Ignits és Kapitány (2006). Mivel a kérdéskör nem kapcsolódik szorosan dolgozatom témájá-hoz, ezért részletesebb tárgyalásától eltekintek.

³ Mint ahogy a szerző is kiemeli, a módszer hátránya, hogy a háztartások munkaerő-piaci stratégiája eltérő lett volna, ha előzetesen nem számíthatnak transzferekre.

delemmel rendelkeznek (Benedek et al. 2006; Gáspár – Kiss 2009). Darvas és Mózer (2004) javaslata alapján a célzottság növelhető volna az univerzalitás csökkenése nélkül, ha a családi pótlék erőteljesebben differenciálódna a gyermekszám függvényében.

A dolgozat fő témájával kapcsolatban ki kell emelni, hogy bár a kisgyermekesek támogatására szolgáló gyesre, illetve gyedre lényegesen alacsonyabb összegeket fordít az államháztartás, mint a családi pótlékra, ennek ellenére nagyon jelentős hatást gyakorolnak a háztartásokra. Mivel jóval szűkebb kör kapja, és maximális összegük is jóval a családi pótlék felett van, így a kisgyermekes háztartások jövedelmének egy jelentős részét, átlagosan mindegy 21 százalékat teszik ki (saját számítás a Háztartási Költségvetés Felmérés 2004-es hulláma alapján). Emellett Bálint és Köllő (2007) részletesen bemutatja, hogy a magyar gyermektámogatási rendszer a vizsgált időszak alatt arra ösztönzött, hogy a kisgyermekes nők hosszú távra kilépjenek a munkaerőpiacról. Köllő (2008) számításai szerint a munkahelyről való kilépéstől a gyermektámogatási rendszer elhagyásáig eltelt idő átlagosan 4,7 év volt Magyarországon 1997-2005 között, a több gyermeket vállalók körében már 5,5 év, ami nemzetközi összehasonlításban példátlanul magas. Ehhez hozzájárulhat az is, hogy a gyermekek napközbeni ellátására a kevés számú és egyes helyeken túl zsúfolt óvodák miatt az állam csak korlátozottan nyújt lehetőséget, megnehezítve az anyák elhelyezkedését (Blaskó et al. 2009).

3. A felhasznált Adatbázis

Az elemzéshez az *Életünk fordulópontjai* nevű demográfiai panelvizsgálat első, illetve második hullámának adatait használok fel, amelyet Köllő János (2008) is javasolt tanulmányában, mint lehetséges adatforrást. Az adatfelvétel során a KSH Népeségtudományi Kutatóintézete számos szempontnak kívánt megfelelni, a kérdőív tartalmát elsősorban az határozta meg, hogy a második demográfiai átmenethez kapcsolódó hipotézisek tesztelésére alkalmas legyen (Spéder 2003). Ennek előnye, hogy a részletkérdések lefedésének érdekében az adatbázis viszonylag sok megfigyelési egységet tartalmaz. Az adatbázis hátránya azonban, hogy kevésbé részletes a háztartástagok jövedelmi és munkaerőpiaci részvételét illetően.

A második demográfiai átmenet nem egységes elmélet, a szerteágazó narratívák közül többet is szerettek volna tesztelni az adatfelvevők, ezek között a közgazdasági narratíva is felmerült. A közgazdasági narratíván belül a kérdésekkel azt kívánták elemezni, hogy milyen attitűdbeli, gazdasági és szociológiai jellemzők határozzák meg a gyermekvállalást, illetve annak elhalasztását vagy kihagyását (Spéder – Kapitány 2007). Ezen belül az első hullám a következő kérdéscsoportokat használta: korcsoport, családi állapot, testvérek, iskolai vég-

zettség, munkaerő-piaci pozíció, jövedelemosztály, vallási és egyéb attitűd kérdések.

Az adatfelvétel alapjául szolgáló sokaság a 2000. évi magyar lakosság volt. A mintaalanys kiválasztásával kapcsolatban fontos megjegyezni, hogy a megíúsuló interjúk miatt azokban a kohorszokban, társadalmi csoportokban és régiókban, ahol legnagyobb az elutasítás esélye, arányosan több alanyt választottak ki. A végleges adatbázisba 16 363 került be a tisztítást követően.⁴ A második hullámban ugyanezen érték 13 540 eredményes interjút jelent.

A kérdőívben közvetlenül rákérdeznek a háztartások jövedelmére. Az első hullámban 13 817, míg a második hullámban 11 843 válaszadó adta meg háztartásának pontos jövedelmét. Emellett 10 972 azoknak a háztartásoknak a száma, ahol mindkét időszakra rendelkezésre áll a háztartás nettó jövedelme. Ezen háztartások közül 6634-ban élt szülőkörű, azaz 15 és 49 év közötti nő. A gyermekvállalás jövedelmi hatását dolgozatomban az adatbázis létrehozói által képzett ekvivalens háztartási jövedelmeken⁵ keresztül mérem meg. Amennyiben a válaszadó nem tud, vagy nem akar pontos számot mondani, akkor átlagosan 50 ezer forintos intervallumok közül választhat. Az adatbázisban ezeket a jövedelmeket az intervallum közepére helyezték. Ezt a fajta imputálási pontatlanságot azonban véletlennek és nulla várható értékűnek tekintem. Ha ez a feltevés igaz, akkor a pontos számok hiánya nem okoz gondot a paraméterek becslésében, mert az a tény, hogy a függő változót csak egy véletlen hibával figyeljük meg, nem okoz torzítást a paraméterek becslésében, csak a becslések sztenderd hibáját növeli (Wooldridge 2001. 71). Hipotézisem ellenőrzésére elvégeztem az összes becslést egy olyan mintán, ahol csak azokat a háztartásokat vettem figyelembe, amelynek tagjai pontosan megadták a jövedelmüket. Mivel a becslési eredmények kevesebb, mint 1 százalékpontot változnak, ezért közlésüktől eltekintek.

A fentiekhez hasonló fontosságú annak vizsgálata, hogy a két hullámban a jövedelmi kérdésre válaszoló megkérdezettek reprezentálják-e a teljes sokaságot. Egyes társadalmi csoportok, mint például a magasabb státussal rendelkezők, a budapestiek és az illegális jövedelemmel rendelkezők magasabb valószínűséggel tagadják meg a jövedelemre vonatkozó kérdésekre a válaszadást. Bár ezeknek a csoportoknak a jövedelemdinamikája eltérhet azokétól, akik megadják a jövedelmüket, a becsléseim szempontjából azonban ez nem okoz problé-

⁴ Az adatfelvétel módját és a megíúsulások okait részleteiben bemutatja Kapitány (2003).

⁵ Az ekvivalens háztartási jövedelem a háztartás jövedelmének és egy képzetes fogyasztási egységnek a hányadosa. Utóbbi képzésénél figyelembe veszik, hogy a háztartás létszámánál kisebb mértékben növekednek a háztartás megélhetési költségei (pl. megoszlik a lakhatási költség a háztartástagok között). A részletekről lásd: Kapitány (2003).

mát, mert nincs okunk feltételezni, hogy a jövedelem megadása korrelál a gyermekvállalással, tehát a szelekció exogénnek tekinthető.⁶

4. Leíró statisztikák

Az 1., illetve 2. táblázat egy-egy keresztábrán mutatja be a két csoport jövedelemdinamikáját. A háztartások ekvivalens jövedelme szerinti csoportok a teljes mintára vonatkoznak, és mindkét esetben a 2001-es, illetve 2004-es jövedelmi pozíciókat hasonlítják össze. Az előbbi táblázat a teljes mintát tartalmazza, míg a második csak azokat a háztartásokat, amelyekben gyermek született a kérdőív két hulláma között.

1. A 2001-ben adott jövedelmi csoportba tartozók megoszlása 2004-es jövedelmi helyzetük szerint, % (teljes minta)

Distribution of individuals belonging to given income group in 2001 according to their income status in 2004, % (full sample)

Jövedelmi helyzet 2001-ben		Jövedelmi helyzet 2004-ben					Összesen (N=100%)	
		kevesebb, mint a medián		közép- jövedel- műek	több mint a medián			
		50%-a	75%-a		125%-a	150%-a		
Kevesebb, mint a medián	50%-a	38,10	33,72	23,63	2,65	1,91	838	7,43
Középjövedelműek	75%-a	13,34	37,27	41,17	4,68	3,56	2 332	20,69
Több mint a medián	125%-a	3,61	16,61	61,97	8,92	8,90	5 072	45,00
	150%-a	1,21	7,60	46,33	21,63	23,23	1 196	10,61
Összesen		1,42	3,80	22,38	13,83	58,57	1 834	16,27
		7,57	19,11	46,71	9,72	16,88	11 272	100,00

Forrás: saját számítás.

⁶ A fentiek tesztelésére olyan Heckmann-bebecsléseket végeztem ahol a szelekciós egyenletben a magasabb státus proxijaként a háztartás számára elérhető bizonyos fogyasztási javak meglétét (pl.: számítógép) és az esetleges segélyjogosultságokat (pl. rendszeres szociális segély) használtam fel. Az esetleges illegális jövedelemmel rendelkező háztartások identifikálásra azt használtam fel, hogy van-e vállalkozó, vezető beosztású, esetleg alkalmi munkából élő családtag. Ezek a változók azonban nem korrelálnak az esetleges gyermekvállalással, és az inverz Mills-arány bevonása sem befolyásolta a gyermekvállalás hatására vonatkozó pontbecsléseket a jövedelemegyenletben, így ezek közlésétől eltekintek.

2. A 2001-ben adott jövedelmi csoportba tartozók megoszlása 2004-es jövedelmi helyzetük szerint (gyermeket vállaló háztartások)
Distribution of individuals belonging to given income group in 2001 according to their income status in 2004, % (households with children born between 2001 and 2004)

Jövedelmi helyzet 2001-ben		Jövedelmi helyzet 2004-ben					Összesen (N=100%)	
		kevesebb, mint a medián		közép- jövedel- műek	több mint a medián			
		50%-a	75%-a		125%-a	150%-a		
Kevesebb, mint a medián	50%-a	62,88	19,30	9,84	5,65	2,34	166	27,17
Középjövedelműek	75%-a	42,58	28,31	19,72	7,41	1,97	110	18,00
Több mint a medián	125%-a	30,70	22,28	22,97	12,76	11,30	80	13,09
	150%-a	11,08	25,64	29,46	23,80	10,02	131	21,44
Összesen		6,91	14,21	22,66	24,56	31,66	124	20,29
		32,53	21,63	20,15	14,63	11,06	611	100,00

Forrás: saját számítás.

Mint az látható, a mintában maradt 11 200 háztartásának körülbelül fele (51%-a) nem váltott jövedelmi osztályt 2001 és 2004 között, illetve mindkét időszakban nagyságrendileg ugyanynyi háztartás jövedelme nem éri el a medián jövedelem 75%-át, mint ahány meghaladja a 125%-ot. Ezzel szemben a két időszak között gyermeket vállalók körében jelentős eltolódást figyelhetünk meg. Míg 2001-ben a szegény és jómódú családok aránya nagyságrendileg megegyezett, addig 2004-ben a 2001-es adatokhoz képest 19 százalékkal emelkedett azon családok száma, akik jövedelme nem éri el a medián 75%-át. Ha a különböző 2001-es kategóriákat figyeljük meg, akkor is jól látható, hogy a gyermeket vállalók között csakúgy, mint Spéder (2001) kutatásában, a leggyakoribb változás az, hogy egy jövedelmi kategóriával lejjebb kerülnek, és az átlagnál kissé magasabb jövedelmű csoport nagyon instabil. Az alacsony elemszám miatt nem érdemes messzemenő következtetéseket levonni, de ebben a csoportban is jóval gyakoribb a gyermekes családok körében a negatív változás, mint a társadalomban átlagosan. Bár a gyermeket vállalók között is megfigyelhető jövedelmi kategóriaemelkedés, fontos tapasztalat, hogy a gyermeket vállaló családok jellemzően nagyobb arányban csúsznak le, és kisebb arányban emelkednek fel, mint a gyermek nélküli családok. Lényeges eredmény, hogy a gyermeket vállaló családok 27%-ában az egy főre jutó jövedelem már a szülés előtt nem éri el a medián 50%-át és több mint 45%-ban a medián 75%-át.

5. Többváltozós elemzés

Az általam becsült modell a következő:

$$\Delta y_i = \alpha * \Delta \text{gyermekszám}_i + \beta * \text{volt_gyermeke}_i + \gamma * \Delta \text{gyermekszám}_i * \text{volt_gyermeke}_i + \delta * X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ahol Δy_i a 3. táblázatban az i . háztartás ekvivalens log-jövedelmének változását, a 4. táblázatban pedig azt mutatja, hogy hány percentilist változott a család helyzete a mintából képzett jövedelmi rangsorban. $\Delta \text{gyermekszám}_i$ azt mutatja, hogy hány gyermek születik a háztartásban a két hullám között. A volt_gyermeke_i egy olyan dummy változó, ami 1-es értékét vesz fel abban az esetben, ha a háztartásban már 2001-ben is volt 15 évnél fiatalabb gyermek. Ez azért fontos, mert így feltételezhetjük, hogy az esetleges elhalálozásokon kívül nem csökkent a háztartásokon belül a gyermekek száma. X_i a család egyéb tulajdonságait meghatározó vektor. A változó tartalmazza a háztartás férfi tagjának végzettségét, a háztartás lakhelyének település típusát, mint az olyan főbb változókat, amelyek hathatnak a háztartás tagjainak munkaerő-piaci helyzetére és ezáltal a háztartás jövedelemdinamikájára. Emellett kontroláltam a háztartás összetételének a változására. A háztartás változását a keresők, a munkanélküliek és a nyugdíjas háztartástagok számának változásával mértem. Emellett lehetséges az, hogy a férfi (vagy más) háztartástag növeli a munkaerő-piaci erőfeszítéseit, hogy ellensúlyozza a gyermekvállalás jövedelmi hatásait. Élve az adatbázis által nyújtott lehetőségekkel, erre három változó bevonásával kontrolálhatunk. Egyrészt bevontam két dummy változót, az első egyes értéket vesz fel, ha a férfi háztartástag munkakört vált⁷, a másik pedig azt jelzi, hogyha a két időszak között megjelenik a háztartások által jelzett jövedelemforrások között az „egyéb munkajövedelem”. Utóbbi változó azt proxizza, hogy egyes háztartástagok a főállásuk mellett egyéb tevékenységekkel kezdik el növelni munkaerő-piaci aktivitásukat. A harmadik kontrollváltozó azt mutatja, hogy a férfi háztartástag által a lekérdezés előtti hétre lejelentett munkaidő változott-e a két hullám között. Bár a valódi munkaidőt jobbra elég zajosan mérik a kérdőívek, ennek ellenére ezzel a változóval valamilyen mértékben kontrolálni tudunk a férfi háztartástagok munkaintenzitásának változására.

A modell ilyen formájú felírásának előnye, hogy a jövedelem differencializálásával kontrolálhatunk a háztartások eltérő munkaerő-piaci stratégiájából fakadó szintbeli jövedelemkülönbségre, míg a férfi háztartástag végzettségének és a háztartás lakhelyének felhasználása segíthet a háztartások eltérő jövede-

⁷ A munkakör váltás mérésére a férfi háztartástag FEOR kódjának változását használtam. Ugyanakkor ezzel a módszerrel nem lehet kontrolálni arra, ha a férfi háztartástag munkahelyet vált, de munkakört nem.

lemdinamikájának meghatározásában. A modellben felírt első három változó egy különbségek-különbsége becslőfüggvényként is értelmezhető, ahol α azt mutatja, hogy mennyivel változik a háztartás jövedelme a gyermekvállalás hatására, ha a háztartás első gyermeke megszületik, míg γ azt mutatja, mekkora hatással van egy újabb gyermek vállalása a háztartás jövedelmére az első gyermek vállalásához képest.

A gyermekvállalás jövedelmi hatását úgy tudjuk legpontosabban mérni, ha a gyermekvállaló családok paramétereit olyan családokéval hasonlítjuk össze, amelyekről csak abban térnek el, hogy a második időszakban gyermekük született. Ezért csak olyan becsléseket is végeztem, amelyben a mintát azokra háztartásokra szorítottam le, amelyben legalább egy 15 és 49 év közötti, azaz szülőkorú nő volt. A mintából kihagytam azokat a háztartásokat, amelyek 2004-ben terhességi-gyermekágyi segélyben (tgyás) részesülnek, mert a többi gyermekgondozási támogatással szemben a tgyás csak átmeneti időre (maximum fél évre) nyújt támogatást és nincsen abszolút felső korlátja.⁸ A felső korlát hiánya a jövedelmi hatást, míg a rövid támogatási idő az ösztönzési hatásokat módosítja a gyeshez és gyedhez képest, így együttes vizsgálatuk torzítaná a gyesről alkotott képünket.

Mivel arányaiban és abszolút értékben is nagyon kevés családban született egynél több gyerek, ezért a gyermekvállalást egyszerűen egy dummy változóval mértem.⁹ Az elemzés során megvizsgáltam, hogy a gyermekvállalás hogyan hat a háztartás jövedelmére annak függvényében, hogy a háztartásban hány gyermek volt korábban. Azonban a gyermekvállalás és a korábbi gyermekek száma alapján képzett dummy változók interakciói nem tértek el egymástól szignifikánsan, ezért közlésüktől eltekintek.¹⁰

6. Családi jövedelem

A 3. táblázatban találhatók az első egyenletben bemutatott, a háztartás ekvivalens jövedelmi tizedeire futtatott regressziók eredményei. A függő változó mindhárom esetben azt mutatja, hogy hány százalékkal változott az adott háztartás jövedelme a két felmérés között. A három becslés csak abban különbözik egymástól, hogy milyen kontroll változókat tartalmaz az adott becslés. Mint a

⁸ A Magyar gyermektámogatási rendszer részleteit lásd: Frey (2001) és Gáspár – Kiss (2009).

⁹ Végeztem olyan becslést is, ahol a megszületett gyermekek számával mértem a gyermekvállalást. Ezzel a módszerrel a gyermekvállalás parciális hatása mintegy 2 százalékponttal alacsonyabbnak adódott.

¹⁰ Emellett érdekes kutatási kérdés a gyermeküket egyedül nevelők helyzetének változása, azonban a mintában csak 24 olyan háztartás volt, ahol gyermek született és a szülő egyedül nevelte gyermekét. Így az alacsony elemszám nem teszi lehetővé a kérdés részletes vizsgálatát.

táblázatban is látható, az első becslésben nem szerepelnek kontrollváltozók, míg a második becslésbe bevontam a háztartás jövedelemdinamikáját befolyásoló, de időben állandó változókat, míg a harmadik becslésben kontrolláltam a férfi háztartástag esetleges munkakörváltására és a háztartás összetételének változására. Mint a 3. táblázatban látható, a gyermekvállalás specifikációtól függetlenül megközelítően 18–19 százalékponttal csökkenti a háztartások ekvivalens jövedelmét. Érdekes eredmény azonban, hogy a gyermekvállalás parciális hatása jóval alacsonyabb, ha a háztartás már vállalt gyermeket, ugyanakkor ez a különbség nem szignifikáns a korábban gyermeket vállaló és nem vállaló háztartások között.

3. A gyermekvállalás hatása a háztartás ekvivalens jövedelmére
Impact of childbearing on the equivalent income of the household

	1	2	3
A két időszak között gyermek születik	-0,186*** (0,0362)	-0,193*** (0,0362)	-0,181*** (0,0361)
Volt gyermeke 2001-ben	0,00658 (0,0126)	0,00361 (0,0127)	0,00183 (0,0130)
Volt gyermeke dummy és a gyermekszám interakciója	0,0617 (0,0446)	0,0693 (0,0449)	0,0554 (0,0445)
Szakmunkás		0,0270 (0,0172)	0,0413** (0,0174)
Középfokú		0,0425*** (0,0143)	0,0602*** (0,0149)
Felsőfokú		0,0597*** (0,0172)	0,0733*** (0,0175)
település típus	nem	igen	Igen
Munkaerő-piaci aktivitás	nem	nem	Igen
Háztartás összetételének változása	nem	nem	Igen
Megfigyelések száma	6643	6643	6643
R-négyzet	0,009	0,012	0,028

A robusztus sztenderd hibák a zárójelben.

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Az eredmények interpretálhatóságát nagyban könnyíti, ha nemcsak a jövedelmek változását, hanem a jövedelmi rangsorban elfoglalt helyezést is megvizsgáljuk. A 4. táblázatban látható becslések annyiban különböznek a 3. táblázattól, hogy itt a függő változó nem a jövedelem változása, hanem a háztartás által a százfokú jövedelmi rangsorban elfoglalt helyezés változása. Az egyes specifikációkban a magyarázó változók megegyeznek a fent bemutatott táblázattal. Mint jól látható, a háztartások mintegy 12–13 egységgel kerülnek lejjebb a jövedelmi skálán a gyermekvállalás hatására. Csakúgy, mint a 3. táblázatban,

itt sem találunk elmozdulást azon háztartások körében, akik csak 2001-előtt vállaltak gyermeket, a gyermeket egyáltalán nem vállaló háztartásokhoz képest. Érdekes eltérés az ezelőtti becslésekhez képest, hogy azoknak a gyermekvállaló családoknak, akik már 2001 előtt is vállaltak gyermeket, 4,4–5 egységnyivel kevésbé csökken a helyzetük a jövedelmi skálán, mint az első gyermeket vállaló háztartásoké. Azaz ha egy háztartás már vállalt gyermeket 2001 előtt, akkor a háztartás ekvivalens jövedelme megközelítőleg 8 százalékkal csökken, ha újabb gyermek születik. Ennek az lehet az oka, hogy a már gyermekkel rendelkező háztartások döntően a jövedelemeloszlás bal oldalán helyezkednek el, ami közelebb található az eloszlás móduszához, így viszonylag kis relatív jövedelemváltozás is jelentős és szignifikáns elmozdulást okozhat a jövedelemrangsorban. Érdemes kiemelni azonban, hogy ha kontrollálunk a háztartás összetételének változására és a férfi háztartástag munkaerő-piaci aktivitásának változására, akkor a különbség abszolút értékben is kisebb lesz, illetve az eltérés már nem lesz szignifikáns 5%-os szignifikancia szinten.

4. *A gyermekvállalás hatása a háztartás jövedelmi skálán elfoglalt pozíciójára*
Impact of childbearing on the household's position on income scale

	1	2	3
A két időszak között gyermek születik	-12,89*** (1,903)	-13,21*** (1,899)	-12,37*** (1,874)
Volt gyermeke 2001-ben	-0,205 (0,692)	-0,329 (0,696)	-0,472 (0,712)
volt gyermeke dummy és a gyermekszám interakciója	5,027** (2,423)	5,397** (2,431)	4,435* (2,394)
Szaktmunkás		1,078 (0,939)	2,197** (0,949)
Középfokú		2,434*** (0,753)	3,812*** (0,786)
Felsőfokú		3,419*** (0,876)	4,458*** (0,918)
település típus	nem	igen	igen
Munkaerő-piaci aktivitás	nem	nem	igen
Háztartás összetételének változása	nem	nem	igen
Megfigyelések száma	6643	6643	6643
R-négyzet	0,013	0,017	0,040

A robusztus sztenderd hibák a zárójelben.

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Az eredmények robusztusságának ellenőrzésére a propensity score alapú modellekkel is elvégeztem a fenti elemzést. A modell lényege, hogy a megfigyelhető szempontok alapján minden gyermeket vállaló háztartáshoz hozzá

nagyon hasonló, gyermeket nem vállaló háztartást párosítunk. A kategorizálás alapja, hogy egy csoporton belül a gyermekvállalás feltételes valószínűsége, és a gyermeket vállaló, illetve nem vállaló háztartások eloszlása a különböző szempontok alapján megegyezzen. Mint a módszer kifejlesztői, Rosenberg és Rubin (1983) bemutatják, ez a módszer kiszűri a megfigyelhető változók szerinti szelekciós torzítást. Az elemzés során csak azokat a háztartásokat vettem figyelembe, ahol legalább egy szülőkorú, azaz 15 és 49 év közötti nő volt. A mintát két részre bontottam aszerint, hogy a háztartás már 2001 előtt vállalt-e gyermeket vagy sem. A csoportosítást a háztartás 2001-es tulajdonságai alapján végeztem el. A felhasznált változók a háztartás ekvivalens jövedelmének logaritmus, a háztartás nő tagjának életkora, a dolgozó, munkanélküli, illetve nyugdíjas háztartástagok száma, a férfi háztartástag munkakörváltására és a háztartás egyéb jövedelmére vonatkozó dummyk, illetve a férfi háztartástag által hetente ledolgozott munkaórák számának változása a két adatfelvétel között. Ezenkívül a 2001 előtt gyermeket vállaló háztartások körében felhasználtam még az adott háztartásban élő, 2001 előtt született gyerekek számát.

Az 5., illetve 6. táblázatban láthatóak az így kapott eredmények. A kiértékelést három módszerrel, a kernel párosítási módszerrel (*kernel matching method*), a rétegzett párosítással (*stratification method*), illetve a legközelebbi szomszéd (*nearest neighbour*) módszerrel végeztem el. A táblázat soraiban az így kapott átlagos kezelési hatások (*average treatment effect*), mellette pedig a hozzá kapcsolódó t-statisztikák láthatók. A táblázatok bal oldalán a 2001 előtt gyermeket nem vállaló háztartásokon belül hasonlítom össze a gyermeket vállaló, illetve nem vállaló háztartásokat, míg a jobb oldalon azok a háztartások szerepelnek, ahol már 2001 előtt is vállaltak gyermeket.

Ha összehasonlítjuk a fenti eredményeket a harmadik táblázattal, akkor a legszembetűnőbb eredmény az, hogy a *propensity score*-ok alapján a gyermekvállalás kissé negatívabban érinti a 2001 előtt gyermeket nem vállaló háztartásokat, mint ahogy azt a regressziós módszerrel mértük. Míg a fenti esetben 18–19 százaléknyi eltérést látunk a gyermeket vállaló és nem vállaló háztartások jövedelemdinamikájában, addig az utóbbi módszerrel a gyermekvállalás 23–25 százalékkal csökkenti a háztartás ekvivalens jövedelmét. Ha azokat a háztartásokat tekintjük, ahol már 2001 előtt is született gyerek, ott a két módszer már nagyon hasonló eredményeket ad, mindkét esetben 12–13 százaléknyi az ekvivalens jövedelem visszaesése.

5. A gyermekvállalás hatása a háztartás ekvivalens jövedelmére
(propensity score alapú párosítás)

*Impact of childbearing on the equivalent income of the household
(based on propensity score matching)*

Párosítási módszer	2001-ben nem volt gyermek		2001-előtt is volt gyermek	
	parciális hatás	t-statisztika	parciális hatás	t-statisztika
Kernel párosítás	-0,235	-5,613	-0,136	-4,765
Rétegzett párosítás	-0,253	-7,899	-0,135	-5,044
Legközelebbi szomszéd	-0,247	-4,474	-0,124	-3,156

A fentiek alapján nem meglepő eredmény, hogy a *propensity score* alapú becsléssel szintén nagyobb elmozdulást tapasztalunk a jövedelmi rangsorban az első gyermeküket vállaló háztartásoknál, mint a regressziós elemzést alkalmazva. Ugyanakkor a két becslés között ebben az esetben kisebb az eltérés. Míg az első módszerrel körülbelül 13 egységnyi különbséget találunk, itt a háztartások 16–17 percentilist esnek vissza az első gyermek megszületésének hatására. Ha azokat a háztartásokat vizsgáljuk, ahol a már 2001 előtt is született gyerek, akkor 8–8,5 percentilisnyi visszaesést tapasztalunk a jövedelmi rangsorban a gyermekvállalás hatására. Ez az eredmény körülbelül megegyezik a panelbecslésekben kapott parciális hatásokkal. Ha a különböző párosítási eszközöket vizsgáljuk, akkor megállapíthatjuk, hogy az összes becslésnél a kernel párosítási technika mutatja a legkisebb parciális hatást, addig a legközelebbi szomszéd módszer adja a legnagyobb eltérést.

6. A gyermekvállalás hatása a háztartás ekvivalens jövedelmére
(propensity score alapú párosítás)

*Impact of childbearing on the equivalent income of the household
(based on propensity score matching)*

Párosítási módszer	2001-ben nem volt gyermek		2001-előtt is volt gyermek	
	parciális hatás	t-statisztika	parciális hatás	t-statisztika
Kernel párosítás	-16,13	-7,314	-8,64	-5,347
Rétegzett párosítás	-17,02	-7,775	-8,75	-5,507
Legközelebbi szomszéd	-16,37	-5,457	-8,17	-3,665

7. Következtetések

A magyar gyermektámogatási rendszer nemzetközi összehasonlításban is kifejezetten bőkezűnek mondható a szülői szabadság támogatása szempontjából, és az erre fordított készpénzes támogatások relatív és abszolút nagysága is kiemelkedik az OECD-országok közül (Köllő 2008). A készpénzes transzferek

jelentős része az anyák több évre szóló szülési szabadságának finanszírozására szolgál, ami mellett a gyermekek napközbeni felügyeletére a háztartásoknak korlátozott lehetőségei vannak. Ezek a körülmények együttesen arra ösztönzik az anyákat, hogy a gyermek megszületése után évekig ne térjenek vissza a munkaerőpiacra. Ennek ellenére még nem készült Magyarországon olyan elemzés, amely azt vizsgálta volna, hogy a magyarországi transzferek milyen mértékben képesek ellensúlyozni a gyermekvállalás és az anya munkaerőpiacról való kiesésének jövedelmi sokkját. Dolgozatommal ennek a hiánynak a pótlására tettem kísérletet.

Elemzésem során a KSH NKI által készített *Életünk fordulópontjai* című felmérés 2001-es és 2004-es hullámát használtam. A felmérés előnye, hogy a többi elérhető háztartási panelfelvételhez képest jóval több gyermekszülés megfigyelésére ad lehetőséget, és a panel formának köszönhetően kontrollálni lehet a családok közötti meg nem figyelt heterogenitásra. Az adatbázis hátránya azonban, hogy a háztartástagok attitűdvizsgálatára és nem a munkaerő-piaci részvételére koncentrálnak.

Az elemzés eredményei alapján a gyermeket vállaló háztartások mintegy 18–19 százaléknyi ekvivalens jövedelem-visszaesést szenvednek el a gyermekvállalás hatására. Mindez megközelítőleg 11 percentilisnek megfelelő visszaesést jelent a háztartások ekvivalens jövedelmi skáláján, ha a háztartásban az első gyermek születik és 8 százaléknyt, ha a háztartás már korábban is vállalt gyermeket. A különbséget feltételezhetően az első gyermeket vállaló és a már régebb óta gyermekes háztartások összetétele közti eltérés magyarázhatja. Az elemzések robusztusságának ellenőrzésére *propensity score matching* alapú becsléseket is elvégeztem. Utóbbi módszer alapján a gyermekvállalás hatása kissé nagyobbnak mutatkozott, mint az első módszer eredményeinél.

A dolgozatom ugyanakkor csak a gyermekvállalás rövid távú (2–3 éves) hatásait vizsgálja, amíg az édesanya még nagyon nagy valószínűséggel nem tért vissza a munkaerőpiacra, és a vizsgált időszak is viszonylag rövid. Ez a két hiányosság adja a további kutatási lehetőségeket, ugyanis az *Életünk fordulópontjai* felmérés további hullámain vizsgálható lenne a gyermekvállalás hosszabb távú jövedelembefolyásoló hatása, illetve az, hogy az évtized második felében is ugyanakkora visszaeséssel járt-e a gyermekvállalás, mint a 2000-es évek elején.

HIVATKOZÁSOK

- Bálint Mónika – Köllő János (2007): Gyermeknevelési támogatások. In *Közelkép – Jóléti ellátások és munkakínálat*, MTA-KTI, Budapest.
- Benedek Dóra – File Réka – Scharle Ágota (2006): A jóléti újraelosztás mértéke és hatékonysága. *Közpénzügyi Füzetek* 17.

- Blaskó Zsuzsa – Cseres-Gergely Zsombor – Reszkető Petra – Scharle Ágota – Váradi Balázs (2009): *Az 1–3 éves gyermekek napközbeni ellátásának bővítése: költségvetési ráfordítás és várható társadalmi hatások*. Budapest Szakpolitikai Elemző Intézet, http://www.budapestinstitute.eu/uploads/BI_MEH_bolcsode_091109_FINAL.pdf, letöltés ideje: 2011. július 22.
- Darvas Ágnes – Mózer Péter (2004): *Kit támogassunk? Esély*, 2004/6.
- Darvas Ágnes – Tausz Katalin (2006): *Gyermekszegénység*. Demos Magyarország, Budapest.
- Frey Mária (2001): A nők keresőtevékenysége és a gyermekvállalás összefüggései. In Cseh-Szombaty László – Tóth Pál Péter (szerk.): *Népesedés és népességgpolitika*. Századvég Kiadó, Budapest.
- Gábos András (2008): Családtámogatási rendszer és a családok helyzete, In Kolosi Tamás – Tóth István György (szerk.): *Társadalmi riport 2008*. TÁRKI, Budapest.
- Gábos András – Gál Róbert Iván – Keller Tamás (2007): *A gyermeknevelés költsége és a társadalmi kompenzáció*. Kézirat, TÁRKI. <http://www.tarki.hu/adatbank-h/kutjel/pdf/b003.pdf>
- Gábos, András – Gál, I. Róbert – Kézdi, Gábor (2008): Fertility effects of the pension system and other intergenerational transfers, In *Assessing intergenerational equity: an interdisciplinary study of aging and pension reform in Hungary*. Akadémiai Kiadó, Budapest, 171–186.
- Gáspár Katalin – Kiss Áron (2009): A pénzbeli jóléti támogatások célzottsága. *Köz-pénzügyi füzetek* 24. Budapest.
- Kapitány Balázs (2003): Módszertan és dokumentáció. Az adatfelvétel ismertetése. “Életünk fordulópontjai” – *Műhelytanulmányok* 2, KSH NKI, Budapest.
- Köllő János (2008): A gyermeknevelési támogatások munkaerő-piaci hatásai. In Nagy Gyula (szerk.): *Jóléti ellátások, szakképzés és munkakínálat*. KTI Könyvek 10.
- McDonald, Peter (2006): An Assessment of Policies that Support Having Children from the Perspectives of Equity, Efficiency and Efficacy, *Vienna Yearbook of Population Research* 2006, 213–234.
- OECD (2007): Public spending on family benefits in cash, services and tax measures, in per cent of GDP, 2007. <http://www.oecd.org/dataoecd/55/58/38968865.xls>, letöltés ideje: 2011. július 22.
- Rosenbaum, Paul R. – Rubin, Donald B. (1983): The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70, 41–55.
- Spéder Zsolt – Kapitány Balázs (2007): *Gyermekek: Vágyak és tények*. Dinamikus termékenységi elemzések. “Életünk fordulópontjai” – *Műhelytanulmányok* 6. KSH NKI, Budapest.
- Spéder Zsolt (2001): Mikor már köztünk vannak...: A gyermekvállalás anyagi-jóléti következményei. In Spéder Zsolt – Monostori Judit (szerk.): *Mozaikok a gyermek-szegénységről*, KSH NKI, Budapest, 57–70.
- Winder, K. L. (2008): *Endogenous Fertility and the Motherhood Wage Penalty*. Working paper, University of California.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2001): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA.

Tárgyszavak:

Gyermekvállalás
Gyermekvállalás hatásai
Családpolitika

IMPACT OF CHILDBEARING ON THE INCOME OF FAMILIES IN HUNGARY

Abstract

Hungary, in comparison with other OECD countries, provides exceptionally high direct financial transfer for households with children. Nevertheless, the Hungarian TFR is one of the lowest in Europe. Besides, mothers of small children stay away from the labour market for several years among others due to these transfer politics. The aim of this paper is to describe to what extent the transfer system is able to compensate the decrease of households' income following childbearing, during the maternity leave. For the purpose of the analysis I have made panel estimation on the two following waves of the survey 'Turning points of the life course' (2001 and 2004), and to conduct robustness analysis I have performed *propensity score matching* of households with and without children. My results indicate that the first childbearing causes 20% decrease in the equivalent income of households, furthermore that the decrease is less pronounced in those households which had already child/children prior to 2001.