

## A gyermeknevelés hatása a háztartások kiadási szerkezetére\*

---

### **Neulinger Ágnes,**

a Budapesti Corvinus Egyetem  
Marketing és Média Intézeté-  
nek docense

E-mail: agnes.neulinger@uni-  
corvinus.hu

### **Radó Márta,**

a Budapesti Corvinus Egyetem  
PhD-hallgatója, az Ipsos Zrt.  
kutatásvezetője

E-mail: marti.rado@gmail.com

A háztartások fogyasztását jelentős mértékben befolyásolja az, hogy azokban él-e gyermek. A gyermekek hatással vannak mind a család életszínvonalára, mind a fogyasztott termékek körére, így a gyermekvállalás fogyasztási következményeinek megértése releváns kutatási kérdés a társadalomtudományok és az üzleti kutatások számára egyaránt. A szerzők is ezt a kérdést vizsgálják tanulmányukban kvázi kísérleti módszerrel. Az ún. genetikus párosítási eljárással végzett elemzésük lehetővé teszi oksági kapcsolatok megközelítését kísérleti design alkalmazása nélkül, így megragadhatóvá válik az adatfelvétel során megfigyelt tényezők kontrollálása mellett a gyermekvállalás háztartási fogyasztásra gyakorolt hatása. Az eredmények megerősítik, hogy a gyermeket nevelő háztartások kiadásai eltérnek a gyermektelenekétől, hiszen a vizsgált tizenkét termékkategória közül kilenc esetben szignifikáns eltérés azonosítható.

TÁRGYSZÓ:  
Háztartás.  
Gyermeknevelés.  
Költségelemzés.

\* A kutatást az OTKA PD83779 sz. projektje támogatta.

A gyermekvállalás nagymértékben átalakítja a háztartások életét és fogyasztását, amit a fogyasztási szerkezetükre vonatkozó vizsgálatok is alátámasztanak (például Szívós [2008], KSH [2008]).<sup>1</sup> A KSH [2013a] eredményei szerint azoknak a háztartásoknak az egy főre jutó személyes célú kiadásai, ahol nem neveltek gyermeket, 24,9 százalékkal haladták meg az országos átlagot, míg a gyermekes családoké 21,2 százalékkal az alatt maradtak. A gyermekes családokon belül a két szülő és egy gyermek alkotta családok képviselik az országos átlagot. A gyermek(ek) jelenléte a háztartásban növeli a szegénység kockázatát, ami különösen igaz a három vagy több gyermeket nevelő családokra.

A gyermekkel és a gyermek nélkül élő családok közötti különbség stabilan fennállt az elmúlt években. Kapitány–Molnár [2002] tanulmánya alapján ezt a megállapítást kiegészíthetjük azzal, hogy már a kilencvenes években negatív korrelációt mutatott a gyermekek száma a jövedelmi decilisekkel mind az egy főre, mind az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem tekintetében.

Tanulmányunkban a lehető legjobban szeretnénk megközelíteni a gyermekvállalás-kiadás szerkezet közötti oksági viszonyt. Ehhez, a randomizált kísérletek elvét követve, aszerint kellene összehasonlítani a kiadások alakulását, hogy az adott háztartás (a statisztika szóhasználatával élve) „megkapta-e a kezelést”, azaz rendelkezik-e gyermekkel. Így, ha a csoportba kerülés véletlenszerűen történik, és a háztartások a gyermekvállalást tekintve minden más vizsgált és nem vizsgált jellegzetesség szerint hasonlóak, a kontroll- (nincs gyermek a háztartásban) és a gyermekkel rendelkező csoportok eredményei összevethetők lennének. A probléma azonban ezzel a megközelítéssel az, hogy a kutató nem döntheti el önkényesen, mely háztartásnak legyen gyermeke, és melynek nem; így valódi kísérlet helyett megfigyelési adatokra kell hagyatkoznunk. Az utóbbiak esetében viszont a gyermek nélkül élők és a gyermekvállalók csoportja szisztematikusan, nemcsak a gyermekvállalás tekintetében, hanem számos más változó szerint is eltér egymástól, kiadásaik szerkezetbeli különbségei ezekből az egyéb tényezőkből is adódhatnak.

Mindezek miatt (és a kísérleti elrendezés hiányában), statisztikai eszközök segítségével közelítjük meg a vizsgált oksági viszonyt megfigyelési adatokon. Az általunk alkalmazott párosítási módszerrel kísérleti elrendezéshez hasonló helyzetet állíthatunk elő, tehát a gyermekkel rendelkező csoport tagjaihoz hozzárendelünk olyan gyermekteleneket, akik a gyermeket leszámítva minden más tekintetben ha-

<sup>1</sup> Jelen cikkben szinonimaként használjuk a háztartási- és a családiéletciklus-szakasz elnevezéseket, azaz nem teszünk különbséget a háztartás és a család között, hanem mindkét esetben a háztartásban együtt élőkre gondolunk, akik családot is alkothatnak.

sonlítanak az előzőkhöz. A párosítást követően regressziószámítással becsljük a gyermekvállalás kiadási szerkezetre gyakorolt hatását (a háztartások tényleges magatartása alapján megállapíthatjuk, hogy milyen következményekkel jár a gyermekek jelenléte). Míg az ilyen, kvázi kísérleti módszerrel végzett elemzések gyakoriak az egészségügyi/ortvostudományi, közgazdasági, oktatási és szociológiai területeken,<sup>2</sup> az üzleti piackutatásokban csak ritkán használtak (Neulinger [2012]). Így jelen cikk újdonsága, hogy a gyermekvállalás és a háztartások kiadási szerkezete közötti oksági kapcsolatot becsüli meg.

Először a párosítási módszerrel végzett oksági elemzés elméleti háttéréről és alkalmazási lehetőségéről adunk áttekintést. Részletesen ismertetjük primer adatfelvételünk jellemzőit is, hiszen vizsgálatunk megfigyelési adatokon alapul. Majd nyers adatokkal összehasonlítva, a párosítással és a regresszióval korrigált eredményeket mutatjuk be a gyermekkel és a gyermek nélkül élő háztartások összevetésére. Végül levonjuk következtetéseinket kutatási kérdésünk kapcsán, azaz összegezzük, hogy melyek a gyermekvállalás kiadási és fogyasztási hatásai.

## 1. Szakirodalmi áttekintés

A gyermeket nevelő családok fogyasztási sajátosságait társadalomtudományi és üzleti megközelítésen alapuló tanulmányok egyaránt vizsgálják. Korábbi hazai és nemzetközi kutatásokból kiderül, hogy a gyermekvállalás többek között hatással van a család pénzügyi helyzetére és megtakarításaira, élelmiszer-kiadásaira, lakásvásárlására és médiafogyasztására is.

A gyermekszületéssel romlik a szülők pénzügyi helyzete, és csökken likviditási képességük, mivel jellemzően nem marad mindkét szülő kenyérkereső (Wells–Gubar [1966]). Reizer [2011] hazai paneladatokon végzett elemzésében megállapította, hogy a gyermekvállalás ront a családok jövedelmi helyzetén, különösen az első gyermek születését követően. A háztartások energiafogyasztását az Egyesült Államokban Fritzsche [1981] vizsgálta, eredményei alapján a gyermekesek energiakiadásai nagyobbak. A hazai családok lakásfenntartási kiadásait tekintve megállapítható, hogy a gyermekes családok jövedelmük kisebb százalékát költik e célra, szemben a gyermek nélkül élő háztartásokkal (KSH [2011]).

Douthitt–Fedyk [1988] a családok étkezéséről szóló tanulmánya szerint a gyermekszületés negatívan befolyásolja az otthonon kívüli étkezések gyakoriságát, így a

<sup>2</sup> Reizer [2011] a közelmúltban hasonló módszertannal, „hajlandósági együttható” (propensity score) alapú összehasonlítással elemezte a gyermekvállalás jövedelmi hatását. Munkánkban az általa is vizsgált kérdés egy másik aspektusát mutatjuk be.

gyermekes családok több otthon készített ételt fogyasztanak, mint a gyermektelenek. A hazai eredmények alapján ez kiegészíthető még azzal, hogy a gyermekek számának növekedésével a háztartás egyre többet költ élelmiszerre, és egyre gyengébb minőségű élelmiszereket fogyaszt (KSH [2008]), illetve a három- és többgyermekes háztartásokban különösen alacsony a tej-, a sajt-, a zöldség- és a gyümölcsfogyasztás (KSH [2005]).

A gyermek(ek) kiadásokra gyakorolt hatása a lakáspiacon is érvényesül, ahol Dóra [2001] hazai eredményei alapján ugyan alacsony a mobilitás, de a csekély számú költözések leggyakrabban a családi állapot változásával, elsősorban a család növekedésével, azaz a gyermekek születésével függnek össze.

A médiafogyasztás kapcsán is van jelentősége annak, hogy él-e gyermek a háztartásban. Zelenay [2005] szerint Magyarországon a napi tévénézéssel töltött idő visszaesése figyelhető meg a gyermekes családoknál, ahol egyedül a gyermekcsatornák nézettségi aránya növekszik szignifikánsan a szülővé válással. Ezzel szemben minden gyermekes családtípusnál magasabb a videonézés aránya a gyermektelenekkel összehasonlítva.<sup>3</sup>

Hazánkban a gyermekes családok fogyasztási jellemzői kiadási tételenként a KSH [2013a] adatai alapján elemezhetők. Ezek azonban csupán kétdimenziós elemzéseket tesznek lehetővé. A leíró statisztikai adatok szerint mind a gyermekkel, mind a gyermek nélkül élő háztartások éves kiadásainak közel 23 százalékát költik élelmiszerre és alkoholmentes italokra, amelyek a lakásfenntartással és a háztartási energiával együtt a legnagyobb kiadási kategóriát alkotják. Az utóbbi (lakásfenntartás és háztartási energia) a gyermektelen családok kiadásainak 27, a gyermekesekének 23 százalékát teszi ki. A következő jelentős kiadási tétel 12 (gyermekes háztartásokban 13, gyermektelenekben 11) százalékkal a közlekedés. A két csoport hírközlésre, lakberendezésre, illetve kultúrára és szórakozásra való költése között nincs jelentős különbség, hiszen az rendre 6,5, 4 és 7 százalék mindkét háztartástípusnál. Oktatásra a háztartások nem sokat fordítanak (teljes lakossági átlagban a kiadások 0,8 százalékát), de a gyermekesek ilyen jellegű kiadásainak aránya (1,1%) kis mértékben meghaladja a gyermektelenekét (0,6%). Nagyobb eltérés tapasztalható ugyanakkor három kiadási kategória, az egészségügy, a ruházat és lábbeli, illetve a vendéglátás és szálláshely-szolgáltatások esetében a két csoport között. A KSH adatai alapján egészségügyi célokra a gyermektelenek költenek többet (5,9 vs. 2,9 százalék), míg ruházatra és lábbelire a gyermekesek (4,9 vs. 3,3 százalék). Az utóbbi igaz a vendéglátás és szálláshely-szolgáltatás tétel esetében is, hiszen a gyermekkel együtt élő háztartások kiadásai 4,4, míg a gyermektelenek 2,9 százalékát költik erre a célra.

Primer kutatásunkban a hiteltörlesztésre szánt kiadásokat is vizsgáljuk. Egy KSH-tanulmány [2011] szerint a háztartások jellemzően a gyermekvállalást követően

<sup>3</sup> Primer kutatásunkban a médiakiadások esetében nem értelmezzük a gyermek(ek) befolyását.

vesznek fel hitelt, így hazánkban a lakáscélú jelzáloghitellel rendelkező háztartások 68 százaléka nevel gyermeket. A gyermekkel élő háztartások közel 13 százaléka, a gyermek nélküliek 4 százaléka rendelkezik jelzáloghitellel, azaz e két csoport e tekintetben is eltér egymástól.

A háztartások fogyasztását a gyermekek életkora is befolyásolja. Ezt a hatást négy fő életkori szakasz alapján értelmezhetjük, beszélhetünk kisgyermeket (a legkisebb gyermek 0–6 éves), kis- (a legkisebb gyermek 7–12 éves) vagy nagykaszt nevelő (a legkisebb gyermek 13–18 éves), illetve nagykorú (18 évesnél idősebb) gyermekkel élő<sup>4</sup> családokról. A családi életciklusok alapján ezeket a szakaszokat tele fészek 1, 2, 3 és zsúfolt fészek szakaszoknak nevezzük. (Lásd többek között *Gilly–Enis* [1982], *McLoad–Ellis* [1982], *Wagner–Hanna* [1983], *Schaninger–Danko* [1993], *Wilkes* [1995], *McGregor–Bateman* [2003] munkáit.)<sup>5</sup>

A *tele fészek 1* csoportra jellemző, hogy a gyermek születéséhez és gondozásához kötődő termékek iránt megnő a háztartás kereslete (*Schaninger–Danko* [1990]). *Hong–Kim* [2000] egyesült államokbeli eredményei szerint magasabb egészségügyi kiadások jellemzik a tele fészek 1 és 2 szakaszban lévő családokat szemben a gyermek nélkül élőkkel. *Baek–Hong* [2004] úgy találta, hogy a kisgyermekes életciklusszakaszban nagyobb a háztartások részletfizetési hitele a gyermektelen egyedülállókhöz és párokhoz képest. Utóbbi részben a hazai elemzések is megerősítik, hiszen a fiatal gyermekes háztartásoknak kisebb a diszkrecionális jövedelme, így kevésbé képesek megtakarítani, mint az idősebb gyermekes vagy gyermektelen háztartások (*Tóth–Árvai* [2001], *Reizer* [2011]). A *tele fészek 2* szakaszban a gyermekek iskoláskorúvá válásával megjelennek a családok életében az oktatási kiadások. Anyagi helyzetük javulni kezd, ami a *tele fészek 3* szakaszban is megmarad, és ehhez kötődően megnő a szabadon elköltethető jövedelmük is (*Schaninger–Danko* [1993]). Itt érdemes megemlíteni *Reizer* [2011] eredményeit a gyermekvállalás jövedelmi hatásaira, amiből kiderül, hogy főképp az első gyermek születése érinti negatívan a háztartás jövedelmi helyzetét, de általánosságban is megállapítható, hogy a gyermeket vállalók 18-19 százaléknyi ekvivalens jövedelem-visszaesést mutatnak.

Jelen tanulmány célja, hogy hazai lakossági mintán elemezze a gyermekkel való együttélés fogyasztási következményeit. Mint már írtuk, elemzésünkben kvázi kísérleti módszertannal dolgozunk, ahol párosítás és regressziószámítás alapján értékeljük a gyermekvállalás hatását a háztartás fogyasztására. Ez a megközelítés túlmutat a korábbi vizsgálatokon, hiszen az általunk alkalmazott statisztikai eszközök segítségével jobban meg tudjuk közelíteni az oksági viszonyokat.

<sup>4</sup> Nagykorú gyermekek esetében a gyermeki státus a főbevásárlóhoz képesti pozíciót jelzi a családon belül.

<sup>5</sup> A hazai marketing kutatásokban is népszerű cél a gyermek befolyásának megértése a család fogyasztására; a 2000-es évek óta egyre többen foglalkoznak e témával. (Lásd a megjelent első publikációk között *Hofmeister Tóth–Malota* [2000] munkáját.)

## 2. A primer adatgyűjtés jellemzői

Adataink egy 1000 fős, országos, véletlenszerű mintavételen alapulnak, felvételüket az Ipsos Zrt. munkatársai végezték. A megkérdezett személyek mindig a háztartások főbevásárlói voltak, azonosításuk a következő kérdés segítségével történt: „*Önknél a család melyik tagja szokott leggyakrabban bevásárolni (a vásárlási listát elkészíteni), ki dönt a vásárlásról?*” E szűrőkérdésre azért volt szükség, mert elemzésünk kimeneteli változója a háztartás kiadási szerkezete, amiről a főbevásárló tud a legpontosabban beszámolni.

Az adatfelvétel során az egyének neme, kora, családi állapota, (ha volt) társuk kora, illetve (ha volt) a háztartásban élő gyermekek száma és kora alapján meghatározott tíz életciklusszakaszhoz 100-100 főt választottunk, annak érdekében, hogy mindegyik megfelelő elemszámmal legyen jelen a mintában.<sup>6</sup> Az életciklusszakaszok kölcsönösen kizáróak és teljes körűek, tehát bárkit be lehet sorolni egy ilyen csoportba, de mindenki csak egybe tartozhat. A következő tíz életcikluscsoportot különböztetjük meg:

1. *Egyedülálló fiatal*: a megkérdezett 35 év alatti, gyermek és partner nélkül, egyedül él.

2. *Fiatal társsal*: ha a megkérdezett nő, akkor 35 év alatti, (ha férfi és van párja, akkor 35 év alatti partnerrel) és gyermek nélkül él.

3. *Tele fészek 1, azaz kisgyermekkel és társsal él*: a megkérdezettnek van partnere, és él vele gyermek, aki (vagy ha több gyermek is van, akkor a legfiatalabb) 0 és 5 év közötti.

4. *Tele fészek 2, azaz kamaszkorú gyermekkel és társsal él*:<sup>7</sup> a megkérdezettnek van partnere, és él vele gyermek, aki (vagy ha több gyermek is van, akkor a legfiatalabb) 6 és 17 év közötti.

5. *Zsúfolt otthon, azaz nagykorú gyermekkel és társsal él*: a megkérdezettnek van partnere, és él vele gyermek, aki (vagy ha több gyermek is van, akkor a legfiatalabb) 18 éves vagy annál idősebb.

6. *Egyedülálló szülő 1, azaz kiskorú gyermekkel és társ nélkül él*: a megkérdezettnek nincs partnere, de él vele gyermek, aki (vagy ha több gyermek is van, akkor a legfiatalabb) 0–17 éves.

7. *Egyedülálló szülő 2, azaz nagykorú gyermekkel és társ nélkül él*: a megkérdezettnek nincs partnere, de él vele gyermek, aki (vagy ha több gyermek is van, akkor a legfiatalabb) 18 éves vagy annál idősebb.

<sup>6</sup> A kutatás elsődleges célja az életciklusszakaszok fogyasztási jellemzőinek vizsgálata volt, így a minta kialakítása is ezt az elvet követte.

<sup>7</sup> A szakirodalom ezt a szakaszt – mint arról már az előző fejezetben írtunk – két részre bontja: tele fészek 2-re (a gyermek 7–12 éves) és tele fészek 3-ra (a gyermek 13–18 éves). Jelen elemzésben azonban a megfelelő elemszám biztosítása érdekében ezt nem alkalmazzuk.

8. *Középkorú gyermek nélkül*: ha a megkérdezett nő, akkor 35 és 64 év közötti (ha férfi és van párja, akkor partnere, ha nincs párja, akkor ő maga esik a 35–64 éves korcsoportba).

9. *Üres fészek, azaz időskorú gyermek nélkül és társsal*: ha a megkérdezett nő, akkor 65 év feletti, és van partnere (ha férfi, akkor 65 évesnél idősebb partnere van), de nem él velük gyermek.

10. *Idős egyedülálló, azaz időskorú gyermek és partner nélkül*: a megkérdezett 65 év feletti, nincs partnere, és nem él vele gyermek.

Az elemzés kimeneteli változója a háztartás kiadási szerkezete volt. A kiadási tételeket a következő tizenkét kategóriába soroltuk: 1. élelmiszer; 2. ruházat és lábbeli; 3. lakás (lakásfenntartás, lakberendezés); 4. egészségügy (gyógyszerek és kezelések); 5. sport, wellness, masszázs és kozmetikum; 6. közlekedés; 7. kultúra és szórakozás; 8. oktatás; 9. nyaralás és utazás; 10. egyéb termékek és szolgáltatások; 11. hiteltörlesztés; 12. megtakarítás.

A termékcsoportok meghatározásánál az Európai Unió tagállamaiban egységesen alkalmazott COICOP-ból<sup>8</sup> indultunk ki, miközben a következő módosításokat tettük: 1. az élelmiszere fordított kiadásokat egy tétellel mértük, benne szeszes ital és dohánnyaru; 2. a lakással összefüggő kiadási adatokat egy kérdéssel vettük fel, benne lakásfenntartás és lakberendezés; 3. vendéglátási és szálláshelykiadások helyett nyaralási és utazási kiadásokat mértünk; 4. elkülönítettük a sport-, wellness-, masszázs- és kozmetikumkiadásokat, valamint rögzítettük a hiteltörlesztésre és megtakarításra vonatkozókat. E változtatásokra korábbi szakirodalmi megállapítások alapján került sor aszerint, hogy miben vártunk eltérést a gyermekes háztartások kiadásaiban a gyermektelenekhez képest. A megfelelő válaszadási minőség biztosításának érdekében korlátoztuk a használt kategóriák számát.

A válaszadás során arra kértük a megkérdezett személyeket, állapítsák meg, hogy összes kiadásuknak hány százalékát fordítják az egyes tételekre. Kérdésünk a következő volt: „Arra kérem, hogy gondoljon az Ön vagy Önök háztartásának havi bevételére (jövedelmek), és mondja meg, hogy annak mekkora részét költi az alábbiakra? Képzelve el, hogy a jövedelme 100 egység, ossza szét úgy, hogy a végére mind a 100 egység felhasználásra kerüljön.” (A megkérdezésnek ez a módja – a visszaemlékezés korlátja mellett – megfelel a témában végzett legtöbb felmérés gyakorlatának.) Ez alapján tanulmányunkban tizenkét folytonos kimeneteli változót vizsgálunk, amelyek értéke nullától százig terjedhet; az összes válaszadó esetében pedig az egyes tételekre adott válaszok értékének összege száz. Tehát minden *i* egyénre:

<sup>8</sup> COICOP (Classification of Individual Consumption by Purpose): az egyéni fogyasztás rendeltetés szerinti csoportosítása.

$$\sum_{k=1}^{12} Y_i^k = 100, \quad /1/$$

ahol  $k$  egy kiadási tételt,  $Y_i^k$  pedig a  $k$  tételre adott számértéket jelöli.

A „Hány gyermek él az Ön háztartásában? Kérjük, itt ne csak a saját gyermekére gondoljon, hanem minden Önnel együtt élőre.” kérdés segítségével megállapítottuk, hogy összesen 1000 háztartásból 586-ban volt gyermek. A gyermekkel rendelkezőket három kategóriába osztottuk a legfiatalabb gyermek kora szerint: fiatal (0–6 éves), kamasz- (7–17 éves) és felnőtt korú (18 éves és idősebb) gyermekesekre. Az 586 háztartásból 354-ben volt a legfiatalabb gyermek 0–6 éves, 96 háztartásban kamasz- és 136 háztartásban felnőtt korú.<sup>9</sup>

A kiadások szerkezetét a gyermekek befolyásán kívül számos más tényező is magyarázhatja. *Rubin–Thomas* [1996] azt javasolták, hogy azokat a változókat vonjuk be az elemzésbe, amelyek összefüggésben állhatnak a kezeléssel vagy a kimeneteli változókkal. Így kontroll alatt tartottuk azokat (azaz kontrollváltozók voltak), amelyek elfedhetik vagy magyarázhatják a gyermekvállalás-kiadás szerkezet kapcsolatát. Kiválasztásuknál figyelembe vettük azokat a korábbi hazai és nemzetközi kutatási eredményeket, amik a demográfiai trendekkel, a termékenységgel és a szülővé válással, valamint a háztartások fogyasztásával foglalkoznak, többek között *Spéder–Kapitány* [2006], *Cseres–Gergely–Molnár* [2008], *Balbo–Billari–Mills* [2013] munkáját. Relevanciájukat adataink is megerősítették. Kapcsolatukat a kezeléssel a Függelék F2. táblázata, az egyik kimeneteli változóval (az egészségügyi kiadásokkal) pedig az F3. táblázat mutatja.

Egyaránt figyelembe vesszünk stabil, társadalmi és életúttal kapcsolatos és elégedettséget mérő változókat. Elemzésünk kontrollváltozói: településtípus, a válaszadó életkora, iskolai végzettsége, neme, jövedelme, elégedettsége az étellel és a múlttal, jövőre vonatkozó várakozásai, szubjektív egészségügyi állapota, illetve az, hogy munkahelye állami tulajdonban van-e, volt-e már munkanélküli és hány foglalkoztatott van a háztartásban. Nem kontrollálunk azonban a háztartás létszámára és a gyermekek számára, mert (ezektől függetlenül) elsődlegesen a gyermekek jelenlétének és életkorának hatását vizsgáljuk.

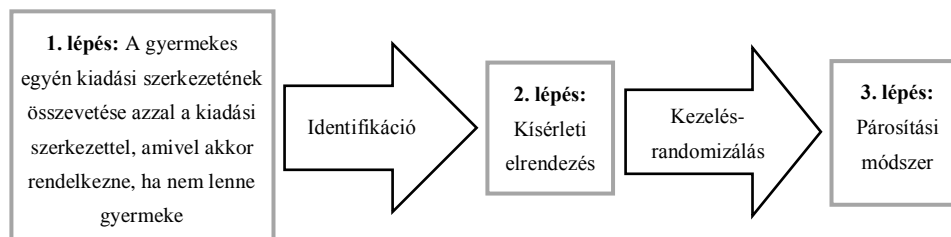
<sup>9</sup> A mintavételkor alkalmazott életkori kategóriákhoz képest (partnerrel élők esetén 0–5, 6–17, illetve 18 éves és annál idősebb gyermekek; partner nélkül élőknel 0–17 évesek, illetve 18 évesek és annál idősebbek) az elemzés során más életkori elhatárolást alkalmaztunk: a partner jelenlététől függetlenül a 0–6, 7–17 és 18 éves és annál idősebb életkori csoportokat vizsgáltuk.



### 3. A párosítási módszer alkalmazása a gyermekkel élő és a gyermektelen háztartások kiadási szerkezetének összehasonlítására

Jelen módszertani részben az oksági kapcsolat bemutatásának eszközeit összegezzük *Rosenbaum–Rubin* [1983], *Imai–Van Dyk* [2004], *Rosenbaum* [1986], *Glazerman–Levy–Myers* [2003], *Rubin* [1979], *Rubin–Thomas* [1992], illetve *Kézdi* [2004] munkája alapján. Először azt ismertetjük, hogy ideális esetben miként lehetne összehasonlítani egy gyermekes egyén háztartásának kiadási szerkezetét azzal, amivel akkor rendelkezne, ha abban nem élne gyermek. (Lásd az 1. ábra 1. lépését.) Ez az eljárás azonban kísérleti helyzetben nem megvalósítható, mert egy személy háztartásában vagy él gyermek, vagy nem (identifikációs probléma).<sup>10</sup> Majd bemutatjuk azt a kísérleti elrendezést, amely alapul szolgálhatna a gyermekes háztartások kiadásainak összevetésére a csak véletlen módon eltérő, gyermek nélküli háztartásokéival. (Lásd az 1. ábra 2. lépését.) Valós kísérletünkben azonban ez sem járható út, mivel a kutató nem dönthet véletlenszerűen arról, hogy egy háztartásban éljen-e gyermek, vagy sem. Ezért végül a statisztikai párosítási módszert ismertetjük, amely a kísérleti elrendezés lehető legjobb előállítását célozza a megfigyelési adatokon. (Lásd az 1. ábra 3. lépését.)

1. ábra. A gyermekvállalás kiadási szerkezetre gyakorolt hatásának vizsgálati folyamata



A módszertan bemutatását tehát az 1. ábra 1. lépésével kezdjük. Elemzésünkben tizenkét folytonos kimeneteli változót vizsgálunk az elemzésbe vont tizenkét kiadási kategória szerint. Így a 12-egység hosszú vektor  $Y_{ji}^k$  eleme jelölje azt, hogy az  $i$ -edik egyén háztartása a  $k$ -adik költségtételre mennyit költ. Továbbá jelöljön  $J$  egy kétértékű változót, amely 0 értéket vesz fel ( $j=0$ ), ha a háztartásban nincsen gyermek, és 1-t ( $j=1$ ), ha van.  $\Delta_i^k$  jelölje azt a vektort minden  $i$  egyénre, amit akkor kapnánk,

<sup>10</sup> Az adatfelvétel során a gyermekek jelenlétét vizsgáltuk a háztartásban. Ennek megfelelően azok a háztartások, ahol gyermekek csak időszakosan élnek, gyermek nélkül élőknek minősülnek.

ha egy gyermekes háztartás kiadási szerkezetének vektorából kivonnánk azt a kiadásiszerkezet-vektort, amivel akkor rendelkezne, ha nem élne abban gyermek. Amíg a  $\Delta_i^k$  nem identifikált, addig e változás várható értéke megadható (lásd többek között Kézdi [2004] értelmezésében).

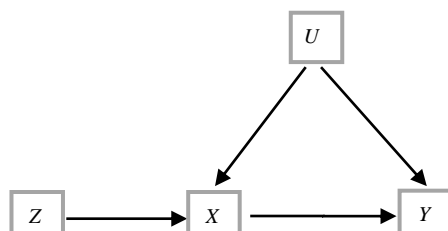
A kísérleti elrendezés segítségével (az 1. ábra 2. lépéseként) megbecsülhető az  $E[\Delta_j^k]$  várható érték, ami azt fejezi ki, hogy egy gyermekes háztartás ( $j=1$ ) kiadásai mennyiben változnának, ha abban nem élne gyermek ( $j=0$ ).

A kísérleti elrendezés egyik legnagyobb előnye, hogy a kontroll- és a kezelt csoport csak véletlenszerűen tér el egymástól minden vizsgált és nem vizsgált változó szerint. Ez azonban számos esetben nem valósítható meg, vagy alkalmazása nem előnyös, és gyakran túl idő- vagy pénzigényes is. Számos kezelés pedig nem adható véletlenszerűen. Ez a helyzet jelen kutatási kérdés tekintetében is, így a gyermekkel együttélés hatásának vizsgálatához nem használhatunk kísérleteket, csak megfigyelési adatokat. (Ho et al. [2007])

Amint bemutattuk, kizárólag kísérleti elrendezéssel lehet valós oksági következtetést leszűrni. Megfigyelési adataink esetében – tekintettel arra, hogy  $J$  nem random változó – a gyermekkel ( $j=1$ ) és a gyermek nélkül élők ( $j=0$ ) szisztematikusan eltérnek egymástól (például más az iskolai végzettségük vagy a koruk). Emiatt nem vehetők egyszerűen össze, ahogy azt a kísérleti elrendezésnél láthattuk. Létezik viszont számos statisztikai módszer arra, hogy miként lehet megfigyelési adatok esetén oksági következtetéseket levonni. Ezek közül ki lehet emelni a longitudinális adatelemzést, a regressziószámítást, az instrumentális változók használatát (Sovey–Green [2010]) és a párosítást.

Itt nem kívánjuk részletesen bemutatni az összes alternatív módszert, csak arra szeretnénk rávilágítani, hogy e statisztikai eljárások mindegyikének vannak előnyei és hátrányai is az oksági kapcsolatok vizsgálatát tekintve. Elsőként a longitudinális adatok elemzését emelhetjük ki. Ennek segítségével az időben állandó változók hatása kiszűrhető, az időben nem állandóké viszont nem maradéktalanul. Egy másik lehetséges módszer a regressziós becslés, amely gyengén teljesít, amennyiben nincsen jelentős átfedés a kontroll- és a kezelt csoport között (DuGoff–Schuler–Stuart [2014]). (Esetünkben ezek jelentősen eltérnek egymástól; lásd az F1. ábrát.) Végezetül kiemelnénk az instrumentális változó használatát, amely két feltételezésen nyugszik: 1. az instrumentális változó ( $Z$ ) erősen korrelál a kezeléssel ( $X$ ), de 2. nem korrelál a hibataggal ( $U$ ), amely a kihagyott harmadik változók hatását foglalja magában. (Lásd a 2. ábrát.) Az eljárás lényege, hogy amennyiben a  $Z$  instrumentális változó hatását vizsgáljuk  $Y$ -ra, megbecsülhetővé válik  $X$  hatása  $Y$ -ra úgy, hogy kiszűrjük az összes közbejövő változót. A gyakorlatban azonban igen nehéz olyan változót ( $Z$ ) találni, amely valóban független a hibatagtól ( $U$ ), de erősen korrelál a kezeléssel ( $X$ ).

2. ábra. Hatásvizsgálat indikátorváltozókkal



Az oksági következtetések megközelítését célzó lehetséges módszerek közül jelen tanulmány – mint már említettük – a párosítási és a regressziós módszert együttesen alkalmazza. (Lásd az 1. ábra 3. lépését.) A párosítási módszerek ahhoz nyújtanak statisztikai lehetőséget, hogy a kísérleti elrendezés a lehető legjobban reprodukálható legyen megfigyelési adatokkal. Minden kezelt esethez tehát párosítunk egy vagy több nem kezeltet, ami(k) – esetünkben aki(k) – a kezelést leszámítva minden más megfigyelt változó tekintetében hasonlít(anak) hozzá. Vagyis az eredeti adatbázist leszűkítjük egy olyanra, ahol a kontroll- és a kezelt csoport hasonló a megfigyelt változók szerint. A módszer alkalmazásának hátránya, hogy szemben a kísérleti elrendezéssel, a nem megfigyelt változók alapján nem tudjuk a kontroll- és a kezelt csoportokat hasonlóvá alakítani. A párosítás után a létrehozott párok kimeneteli változóinak összevetésével reprodukáljuk az  $E[\Delta_j^k]$  várható értéket.

Nevezzük  $i$  egyén megfigyelhető ismérveit  $X_i$ -nek. A párosítási módszer lényege az, hogy a kezelés megléte feltételesen független az arra adott választól, feltéve  $X_i$ -t.

$$Y_i^k \perp J \mid X_i \quad /2/$$

Ez azt jelenti, hogy a kezelt csoport részvétel nélkül várt eredményei jól reprodukálják azoknak a nem résztvevőknek az eredményeit, akik ugyanazokkal a megfigyelhető ismérvekkel rendelkeznek (Imbens–Wooldridge [2008]). Jelen tanulmány esetében tehát meg tudjuk adni a párosított kontrollcsoport segítségével, hogy milyen lenne egy gyermekes háztartás kiadási szerkezete, ha nem lenne gyermek a háztartásban. Vagyis, a párosítás során a gyermekes egyének közül kiválasztott  $i \in j$  egyén háztartási kiadási szerkezete megfelel annak, ami a gyermektelenekhez tartozó  $i \notin j$  egyén háztartási kiadási szerkezete lenne, ha háztartásában élne gyermek ( $j = 1$ ).

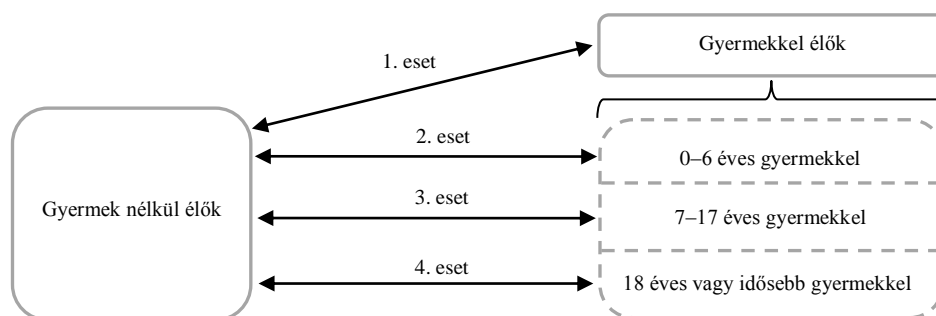
A párosítás elvégzésére többféle módszer létezik, amelyek közül ki kell emelni a hajlandósági alapú párosítást. Ez a módszer a kezelés meglétének valószínűségét,  $P(J)$ -t becsüli a megfigyelhető ismérvek alapján, majd ezt használja fel ahhoz, hogy

hasonló párokat találjon a kezelt ( $i \in j$ ) és a kontrollcsoportban ( $i \notin j$ ) (Rosenbaum–Rubin [1983]). Léteznek más többdimenziós párosítási eljárások is, mint például a Mahalanobis-távolságon alapuló. Ebben a tanulmányban a genetikus párosítási módszert alkalmazzuk, ami az R számítógépes program MatchIt csomagjának komplex algoritmus segítségével maximalizálja a kontroll- és a kezelt csoport közötti egyensúlyt. Részletes leírását lásd *Diamond–Sekhon* szerzőpáros tanulmányában [2005], akik szerint e megközelítésnek az az előnye, hogy jelentősen csökkenti a torzítást az eddigi párosítási módszerekhez képest.

Tekintettel arra, hogy maga a párosítási módszer csupán a megfelelő egyensúlyt teremti meg a kontroll- és a kezelt csoport között, és nem képes becsülni az oksági kapcsolatot, az utóbbi céljából  $t$ -próbát vagy regressziós elemzést kell végeznünk. *DuGoff–Schuler–Stuart* [2014] érvelése alapján a párosítás után érdemes többváltozós regressziószámítást alkalmazni, és abba bevonni a párosítás során használt kontrollváltozókat, mert ezzel is tovább javíthatjuk az egyensúlyt a kontroll- és a kezelt csoport között. A szerzők ugyanakkor azt is kiemelik, hogy a párosítási módszer alkalmazása mindenképpen szükséges a regressziószámítás előtt, mivel – mint azt már említettük – pusztán az utóbbi gyengén teljesít, ha nincs megfelelő átfedés a két csoport között.

Jelen tanulmányban először a gyermekkel való együttélés és a háztartások kiadási tételei közötti kapcsolatot kétdimenziós regresszióval vizsgáljuk. A gyermekteleneket vetjük össze 1. az összes gyermekes háztartással, illetve 2. a 0–6, 3. a 7–17 és 4. a 18 éves vagy annál idősebb gyermekkel élővel (ha több gyermek van, akkor a legfiatalabb gyermek korát tekintve). Az első esetben az egész adatbázissal dolgozunk, míg a másodikban, harmadikban és negyedikben leszűkítjük azt a gyermektelen háztartásokra és az adott korú gyermekkel élőkre. (Lásd a 3. ábrát.) Mivel a módszertan hasonló mind a négy esetben, ezért külön csak az elsőt részletezzük.

3. ábra. A gyermekvállalás hatásának vizsgálata a gyermek életkorának figyelembevételével



Először a nyers adatokon végzünk kétdimenziós elemzést, amely során nem használunk kontrollváltozót; így ez csak tapasztalati együttjárás kimutatására alkalmas. Ezek után az oksági viszonyt a következő lépésekkel becsüljük:

### *1. lépés: Párosítás*

Az eredeti adatbázison négyszer végzünk párosítást. A kontrollcsoportot minden esetben a gyermek nélkül élő háztartások alkotják, és ezzel szemben értelmezzük az 1. az összes gyermekes háztartást, 2. a 0–6 éves, 3. a 7–17 és 4. a 18 éves vagy annál idősebb gyermekkel rendelkezőket. Tehát először a gyermekkel élő egyénekhez keresünk olyan személyeket, akik hasonló jellegzetességekkel bírnak, azonban nem él velük gyermek a háztartásban. Majd az adott életkorú, gyermekkel együtt élőkhez keresünk gyermek nélkül élő párokat. A párosítást minden esetben a 2. fejezetben ismertetett változók szerint végezzük: kor, iskolai végzettség, településtípus, nem, jövedelem, étellel és múlttal való elégedettség, jövőre vonatkozó várakozások, szubjektív egészségügyi állapot, testsúly, foglalkoztatottak száma a háztartásban, a megkérdezett volt-e már munkanélküli az élete során, illetve munkahelye állami tulajdonú-e.

### *2. lépés: Többdimenziós regressziós eljárás*

A párosított adatbázison lineáris regresszióval vizsgáljuk meg, hogy az adott korú gyermekkel való együttélés miként befolyásolja a háztartás kiadási szerkezetét. Ahogy már leírtuk, az eljárás alkalmas hipotézistesztesztelésre, és tovább javítja az egyensúlyt a kontroll- és a kezelt csoport, azaz jelen esetben a gyermekkel rendelkezők csoportja között; így az egyes kiadási tételekre külön értelmezzük a regresszió eredményét mind a négy párosított adatbázis esetében. Itt szükséges megjegyezni, hogy a regressziószámítás során ugyanazokra a változókra kontrollálunk, amelyeket a párosítás során felhasználtunk.

Ahogy azt az adatok leírásánál bemutattuk, az adatbázist mindenképpen súlyozni kell országos szintű következtetések levonásához. *DuGoff–Schuler–Stuart* [2014] kutatása szerint az eredeti mintavételi súlyokat is (melyeket a *KSH* [2013b] alapján használtuk) be kell vonni a párosítás folyamatába, ha a populációról szeretnénk következtetéseket levonni. E szerzők a regressziószámításhoz egy új súlyváltozó létrehozását is javasolják, amely a mintavételi és a párosítási súly szorzata.<sup>11</sup> Egyelőre nincsen bevett módszer a kontroll- és a kezelt csoportok között kialakult egyensúly

<sup>11</sup> A súly a párosítási folyamat végeredménye, ami egyensúlyt biztosít a kontroll- és a kezelt változók között. *DuGoff–Schuler–Stuart* [2014] érvelése szerint az új súly létrehozása akkor szükséges, ha a kezelés résztvevőkre gyakorolt várható hatását szeretnénk vizsgálni. Esetünkben is ez érvényes.

tesztelésére, *Ho et al.* [2007] szerint egyrészt a leíró statisztikákat érdemes értelmezni az egyensúly vizsgálatához arról, hogy a párosítás hatására miként módosul a két csoportban a változók átlaga és szórása. Az egyensúlyjavulás, valamint a párosítás előtti és utáni hajlandósági mutató hisztogramokon ábrázolva ragadható meg. (Példát lásd az F1. ábrán és az F3. táblázatban.)

## 4. Az elemzés eredményei

Elemzésünkben értékeljük a gyermekvállalás fogyasztási következményeit, azaz gyermekkel élő és gyermektelen háztartásokat hasonlítunk össze a korábban már leírt kontrollváltozók szerint. A párosítással és a regresszióelemzéssel kapott, valamint a 95 és 99 százalékos megbízhatósági szinteken értelmezett eredményeket a nyers adatokkal összehasonlítva közöljük, hogy ismertessük, a korrigált adatok miben mutatnak azoktól eltérő eredményt. Minderről két alfejezetben adunk áttekintést: külön értékeljük azokat a kiadási kategóriákat, ahol a gyermekkel és a gyermek nélkül élő háztartások kiadásai megegyeznek, illetve azokat, ahol eltérnek egymástól. (Lásd az 1. táblázatot.) Az elemzés során a gyermekek életkorának fogyasztási következményeit külön-külön is értelmezzük a 0–6 és a 7–17 évesekre, valamint a 18 évesekre és annál idősebbekre. (Lásd a 2. táblázatot.) Minden esetben az ezekben az életkorcsoportokba tartozó gyermekekkel élő egyének háztartásait a hozzájuk hasonló, gyermektelenekkel vetjük össze a vizsgált kontrollváltozók szerint.

### 4.1. A gyermekkel és a gyermek nélkül élő háztartások fogyasztásának hasonlósága

A háztartások havi kiadási arányait tekintve, nincs különbség a két háztartáscsoport *élelmiszer- és háztartásicikk-kiadásai* között. Ezt egyaránt jelzik mind a nyers, mind a párosítással és regresszióval kontrollált adatok. Az interpretáció korlátját jelenti ugyanakkor, hogy az élvezeti cikkekre (alkoholra, dohányra) való költést az élelmiszer- és háztartásicikk-kiadások részeként mértük, így ez az összevonas kioltotta azokat az ellentétes hatásokat, amire *Cseres-Gergely–Molnár* [2008] eredményei utalnak.<sup>12</sup>

Hasonlók az eredmények a *ruházat és lábbeli* kiadási tételek esetében is. Bár a nyers adatok szerint a gyermekes háztartások szignifikánsan többet költenek e célra,

<sup>12</sup> *Cseres-Gergely–Molnár* [2008] eredményei szerint a gyermekes családok élelmiszer-fogyasztása fajlagosan magasabb, ugyanakkor az élvezeti cikkeké fajlagosan alacsonyabb, mint a gyermektelen családok esetében.

a két csoport közötti különbséget a kontrollált adatok nem erősítik meg. Így elmondható, hogy amennyiben a háztartás gyermeket nevel, havi kiadásain belül nem emelkedik a ruházati és lábbeli költséinek aránya sem a gyermek jelenléte miatt, sem annak életkorától függően.<sup>13</sup>

A *sport-, wellness-, masszázs- és kozmetikumköltségek* hányada az összes kiadás-hoz képest mind a nyers adatok, mind a korrigált eredmények szerint hasonló a gyermekkel és a gyermek nélkül élő háztartások esetében. A gyermekek életkorának sincs szignifikáns hatása e kategória alakulására.

#### **4.2. A gyermekkel és a gyermek nélkül élő háztartások fogyasztásának eltérései**

A vizsgált kiadási kategóriák közül kilenc esetében találtunk szignifikáns eltérést a két háztartási csoport között: a gyermekvállalás és/vagy -nevelés következtében öt tételnél csökkent, míg négyenél nőtt kiadás. A gyermekkel élő háztartások havi kiadásai közül többet költenek *egészségügyi célokra, oktatásra, lakásfenntartásra és lakberendezésre*, valamint a 0–6 éves gyermekek esetén *hiteltörlesztésre*, mint a gyermek nélkül élők. A *közlekedéssel, kultúrával és szórakozással, nyaralással és utazással, egyéb termékekkel és szolgáltatásokkal* kapcsolatos kiadásai, illetve *megtakarításaik* aránya viszont alacsonyabb, szemben a másik csoporttal.

Az *egészségügyi kiadásokra* a nyers adatok szerint a gyermekes háztartások szignifikánsan kevesebbet költenek, míg a párosítással és regresszióval kontrollált adatok alapján szignifikánsan többet. A gyermekek életkorát figyelembe vevő elemzésből kiderül, hogy ez a kiadási többlet mindössze a 0–6 éves gyermeket nevelő háztartásokra jellemző, az idősebb gyermekkel élőkre vonatkozó arány megfelel a gyermek nélküli háztartásokénak. (Ebben az esetben tehát a kontrollálás kifejezetten támogatja a valós összefüggés feltárását.) Ez az eredmény a 0–6 éves gyermekkel élő háztartások esetében egybeesik *Hong–Kim* [2000] megállapításával – bár értelmezési eltérések miatt nehéz ezeket összevetni: az Egyesült Államokban magasabb egészségügyi kiadások jellemzik a tele fészek 1 szakaszban levő családokat szemben a gyermek nélküli élőkkel. *Cseres-Gergely–Molnár* [2008] hazai elemzése szerint a 15 év alatti gyermekek jelenléte, illetve nagyobb száma a háztartásban szignifikánsan növeli a gyógyszergyártások arányát az összes kiadásokon belül.

Érthető, hogy *oktatási célra* a gyermekes háztartások többet fordítanak, mint a gyermek nélküli élők, hiszen az azokban élő gyermekek többsége tanköteles korú. A

<sup>13</sup> Eltérést talált ezekben a kiadásokban *Cseres-Gergely–Molnár* [2008] elemzése, ami szerint szignifikánsan nagyobb a ruházat és lábbeli kategóriára költés azokban a háztartásokban, ahol van gyermekét egyedül nevelő szülő. Családi életciklusokkal foglalkozó és az egyszülős háztartások kiadásaira is kitérő elemzésünkben (*Neulinger–Radó* [2015]), mi is hasonló eredményre jutottunk.

nagyobb költés a gyermekek életkorától független, de különösen igaz a 7–17 éves gyermekkel rendelkező háztartásokra.

A lakással összefüggő (lakásfenntartási és lakberendezési) kiadások aránya nagyobb a 7 év feletti gyermekes háztartások esetében a gyermektelenekhez képest. Cseres-Gergely–Molnár [2008] ezek között külön mérte az energia- és lakásrezszi-kiadásokat, így jelen kutatás a szerzőpáros eredményeivel – miszerint a 15 év alatti gyermekek nagyobb száma a háztartásban szignifikánsan növeli az energiakiadások arányát, ugyanakkor szignifikánsan csökkenti a lakásrezsziét – csak részben vethető össze.

Közlekedésre a gyermeket nevelő háztartások kevesebbet költenek, mint az a nélkül élők, amennyiben 18 év feletti gyermek él a háztartásban. Fiatalabb gyermekes háztartások esetében e kiadások nem különböznek szignifikánsan a gyermektelen csoportéitól.

A kultúra és szórakozás kiadási tétel a nyers és kontrollált eredmények szerint is alacsonyabb a gyermekes háztartások esetében, amennyiben azokban 18 év alatti gyermek él. Ez nem meglepő tekintetben, hogy a gyermek(ek) születésével a család figyelme jellemzően az otthon felé irányul (Douthitt–Fedyk [1988]), így az azon kívüli tevékenységekre fordított kiadások csökkennek. Ugyanakkor a 18 éves vagy annál idősebb gyermekek esetében ez a különbség eltűnik, és már nincs eltérés a két háztartástípus kiadási arányai között.

A nyers és a korrigált nyaralási és utazási kiadásadatok egyaránt azt mutatják, hogy a háztartás ugyanúgy költ e célra akár él gyermek benne, akár nem. Ugyanakkor, ha a gyermek életkora szerint is értelmezzük az eredményeket, kiderül, hogy a 18 év alatti gyermekes háztartások esetében a költségek aránya kisebb a gyermek nélkül élőkhez képest, és csak a 18 éves vagy annál idősebb gyermekesek esetében egyezik meg a gyermektelenekével. A KSH [2013c] hazai turizmusról szóló adatai is (amelyek alapján belföldi hosszabb – legalább négyéjszakai – utakon csak a teljes lakosság 18 százaléka vesz részt szemben a fiatal gyermektelen párok 31 százalékal) részben igazolják ezeket az eredményeket.

A 0–6 éves és a 18 éves vagy annál idősebb gyermekkel élőkénél mind a nyers, mind a kontrollált adatok kisebb arányú költést mutatnak egyéb termékekre és szolgáltatásokra a havi kiadásokon belül. A 7–17 éves gyermekek esetében csak a nyers adatok jeleznek szignifikánsan alacsonyabb kiadást, amely azonban a párosítás hatására eltűnik.

A megtakarítások arányát tekintve a nyers adatok visszaesést tükröznek a gyermekkel élő háztartások esetében, de a kontrollálás után ez a különbség eltűnik. A nyers adatok életkor szerinti bontásban is szignifikáns visszaesést mutatnak az összes korcsoportnál. Ez összhangban van a Tóth–Árvai [2001] szerzőpárosnak azzal a megállapításával, miszerint a kisgyermekesek kevesebbet tudnak megtakarítani, mint a gyermektelenek. A párosítási módszerrel viszont más eredményeket kapunk, ame-



lyek ellentmondanak a korábbi eredményeknek. Ezek alapján a megtakarítások a 0–6 és a 7–17 éves gyermekkel rendelkező háztartások esetében nem térnek el a hozzájuk hasonló, de gyermektelen háztartásokétól; a 18 éves vagy annál idősebb gyermekes háztartások azonban szignifikánsan kisebb összeget takarítanak meg havonta. Vagyis a kis- és a kamasz gyermekkel élő háztartásokban a megtakarítások visszaesése nem egyedül a gyermeknevelésnek tudható be, miközben az idősebb gyermekkel rendelkezők főleg a gyermek jelenléte miatt fordítanak ténylegesen kevesebbet megtakarításokra.

A párosítással és regressziószámítással kapott adataink a *hiteltörlesztésre* szánt kiadások esetében csak a 0–6 éves kisgyermeket (is) nevelő háztartásoknál utalnak nagyobb arányú hiteltörlesztésre a gyermek nélküliekhez képest. Viszont a nyers adatok minden vizsgált gyermekélekor-csoportnál kiadásnövekedést mutatnak. Amennyiben csak a gyermek jelenlétét vizsgáljuk a háztartáson belül és az életkort nem, nem találunk különbséget a gyermekes és a gyermektelen háztartások hiteltörlesztésre fordított kiadási arányai között a párosítást és a regressziós kontrollt követően.

1. táblázat

*A gyermekkel és a gyermek nélkül élő háztartások  
kiadási tétel-adatai alapján számolt regressziós együtthatók*

Kiadási tétel	Nyers adat	Adat párosítással és regressziós kontrollal
<i>N</i> (kontroll/gyermekkel élők)	414/586	354/586
Élelmiszer és háztartási cikk	1,07	1,03
Ruházat és lábbeli	1,75***	-0,27
Lakás (lakásfenntartás és lakberendezés)	-1,24	2,38**
Egészségügy (gyógyszer és kezelés)	-1,88***	1,26**
Sport, wellness, masszázs és kozmetikum	0,05	-0,49
Közlekedés	0,86**	-1,22**
Kultúra és szórakozás	-0,42	-0,59
Oktatás	2,70***	2,75***
Nyarlás és utazás	-0,61	-0,76
Egyéb termék és szolgáltatás	-2,72***	-2,69***
Hiteltörlesztés	2,51***	-0,56
Megtakarítás	-2,07***	-0,85

*Megjegyzés.* Itt és (amennyiben előfordul) a további táblázatokban szignifikáns különbség \*\* 95 százalékos, illetve \*\*\* 99 százalékos megbízhatósági szint mellett.

*Forrás:* Itt és a továbbiakban saját szerkesztés.

2. táblázat

*A gyermekkel és a gyermek nélkül élő háztartások kiadásítétel-adatai alapján számolt regressziós együtthatók a háztartásban élő legfiatalabb gyermek életkora szerint*

Kiadási tétel	0–6 éves gyermek		7–17 éves gyermek		18 éves vagy idősebb gyermek	
	Nyers adat	Adat párosítással és regressziós kontrollal	Nyers adat	Adat párosítással és regressziós kontrollal	Nyers adat	Adat párosítással és regressziós kontrollal
N (kontroll/gyermekkel élők)	362/354	138/354	362/96	69/96	362/136	61/136
Élelmiszer és háztartási cikk	2,92**	2,98	-0,09	0,34	0,57	1,33
Ruházat és lábbeli	2,50***	-1,77	1,84**	-0,48	1,30**	-0,78
Lakás (lakásfenntartás és lakberendezés)	-1,17	-0,41	-1,58	3,74**	-1,12	4,35**
Egészségügy (gyógyszer és kezelés)	-2,27***	1,89**	-2,27**	-0,45	-1,50**	-0,15
Sport, wellness, masszázs és kozmetikum	-0,13	-0,70	0,01	-0,62	0,16	0,04
Közlekedés	-0,14	-0,55	1,42**	0,17	1,15**	-2,85**
Kultúra és szórakozás	-1,18***	-1,22**	-0,61	-1,63**	0,08	-0,04
Oktatás	1,57***	2,12***	4,43***	4,08***	2,56***	2,62***
Nyaralás és utazás	-1,09**	-2,67***	-0,75	-2,59***	-0,29	0,81
Egyéb termék és szolgáltatás	-2,22**	-2,38**	-2,98***	-1,75	-2,87***	-2,62**
Hiteltörlesztés	3,11***	3,75**	2,94**	-0,06	1,98**	-1,06
Megtakarítás	-1,91**	-1,04	-2,35***	-0,76	-2,03***	-1,63**

## 5. Összegzés

Jelen tanulmányunkban a gyermekvállalás/gyermekkel való együttélés háztartási fogyasztási következményeit vizsgáltuk kvázi kísérleti módszerrel. Eredményeink alapján megállapíthatjuk, hogy a gyermeknevelés hatására a háztartás kiadási szerkezete jelentősen módosul. Ezzel számos ponton igazoltuk azokat a korábbi kutatási eredményeket, amelyek módszertana kevésbé tette lehetővé az ok-okozati megközelítést, valamint további következtetéseket tudunk levonni arról, hogy az egyes kiadási tételek pontosan miként változtak a gyermekkel való együttélés hatására. A változás irányát tekintve a gyermekes háztartások többet fordítanak a gyermek életkorától függetlenül oktatásra, a 7 éves vagy annál idősebb gyermekkel rendelkezők

lakással összefüggő kiadásokra, valamint 0–6 éves gyermekek egészségügyre és hiteltörlesztésre. Ezzel szemben csökkennek az otthonon kívüli és a szabadidős tevékenységgel összefüggő kiadásaik, csakúgy, mint (részben) a megtakarításaik. Eszerint a 18 évnél fiatalabb gyermekes háztartások kevesebbet költenek nyaralásra és utazásra, illetve kultúrára és szórakozásra, míg a 18 éves vagy annál idősebb gyermekkel élők közlekedésre és megtakarításra.

Tanulmányunkban a gyermeknevelés fogyasztási következményeit nyers, illetve párosítással és regresszióval kontrollált adatok alapján értelmeztük; eredményeink a párosítás fontosságára hívják fel a figyelmet. A vizsgált tizenkét kiadási kategória közül ugyanis öt esetben eltérő következtetésre jutottunk a párosítás és a regresszióelemzés után, mint a nyers adatok elemzésével. Kutatásunk értékét éppen ez a módszertani megközelítés adja, hiszen kvázi kísérleti módszer segítségével olyan területeken is sikerül feltárni oksági összefüggéseket, ahol egyébként nem használható kísérleti design. Jelen esetben például a kutató nem döntheti el önkényesen, melyik háztartás neveljen gyermeket, és melyik nem, így ezek besorolása sem biztosítható előzetesen a kontroll- és a kísérleti csoportba. A párosítási módszer segítségével azonban a kontrollcsoport a vizsgált változók szerint a kezelthez hasonlóvá transzformálható, amivel oksági következtetések vonhatók le.

Minden módszertan rendelkezik előnyök mellett hátrányokkal is. A párosítás csak a vizsgált változók szerint képes hasonlóságot teremteni a kontroll- és a kezelt csoportok között. Ha longitudinális adatok állnának rendelkezésünkre, kontrollálni tudnánk az időben állandó változókra is, valamint pontosabban vizsgálhatnánk az endogenitás kérdését. Jelen kutatásban a háztartások kiadási szerkezetét nem naplózással, hanem a havi átlagkiadások felidézésével mértük. Adataink megbízhatóságát azonban növeli, hogy a megkérdezettek a háztartások fő bevásárlói voltak, akik a legpontosabban tudnak nyilatkozni a kiadásokról. A módszer további gyengeségeként érdemes megemlíteni az elemszámmal összefüggő korlátokat: nagyobb elemszám mellett pontosabb összehasonlítást tudtunk volna végezni. Emellett a termékcsoportok elhatárolása (a „normál” és luxus jószágok szét nem választása), illetve a megkérdezettek megbízható válaszadása érdekében használható kategóriák korlátozott száma is hátránnyal jár.

Összességében megállapíthatjuk, hogy a gyermekvállalás/-nevelés fogyasztási hatásait vizsgáló elemzésünkben a párosítással és regresszióelemzéssel kontrollált megközelítés hasznosnak bizonyult, így hasonló kérdések elemzésénél is javasoljuk alkalmazását. Jövőbeli kutatási irány lehet a gyermekszám hatásának, az egy- és kétszülős háztartások fogyasztása közötti különbségeknek, illetve a háztartások válás, valamint munkanélküliség okozta fogyasztásváltozásainak vizsgálata.

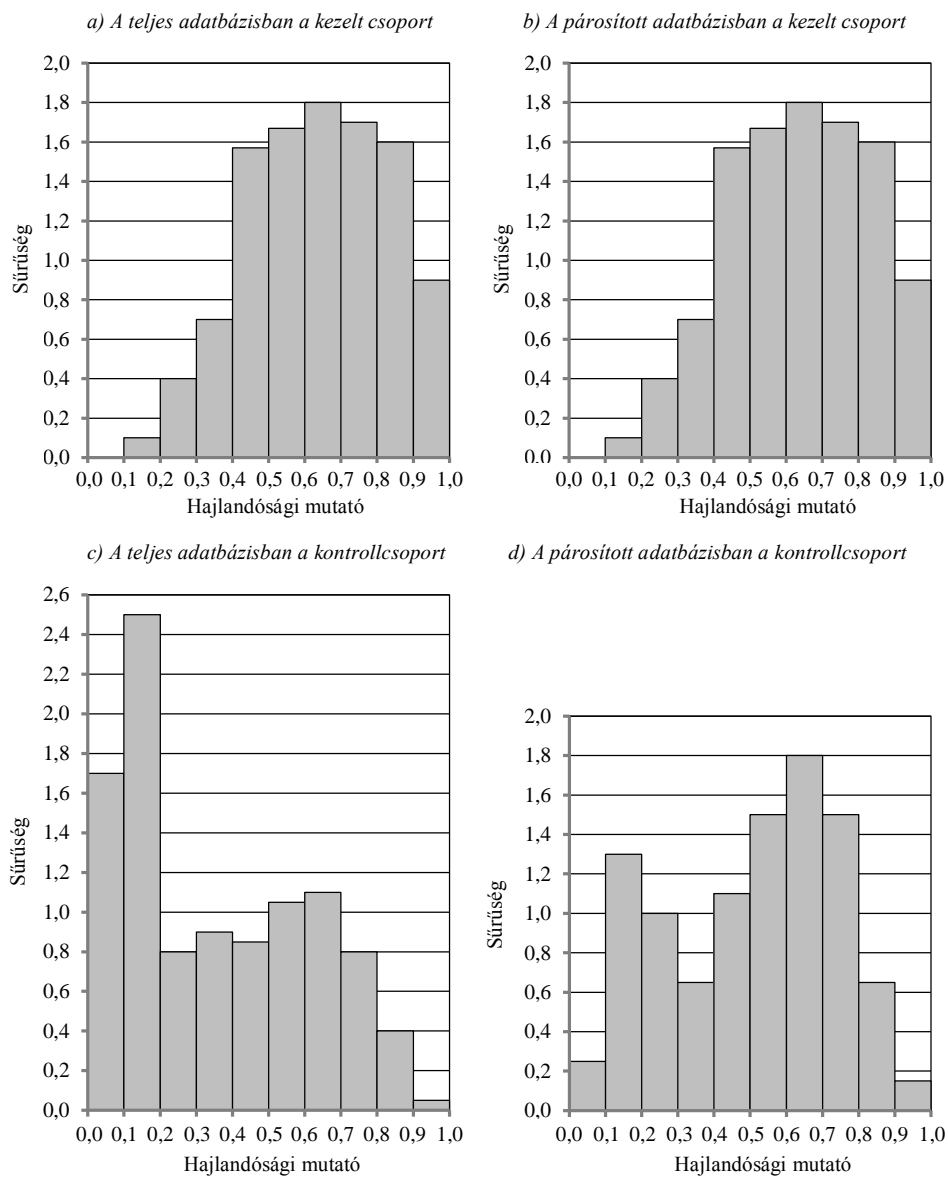
## Függelék

F1. táblázat

*Egyensúlyjavulás a gyermek nélkül  
és a gyermekkel élő háztartások kiadásainak összehasonlítása során*

Mégkérdetetre vonatkozó változó	Nyers adatok átlaga		Párosítással és regressziószámítással kontrollált adatok átlaga	
	Gyermekkel	Gyermek nélkül	Gyermekkel	Gyermek nélkül
	élő háztartás			
Távolság (a hajlandósági mutató meghatározásához)	0,63	0,36	0,63	0,59
Családi állapot				
Egyedülálló	0,40	0,48	0,40	0,40
Párkapcsolata van, de nem él együtt párjával	0,02	0,02	0,02	0,02
Párkapcsolata van, és együtt él párjával	0,59	0,49	0,59	0,49
Kor	41,25	51,24	41,25	39,89
Legmagasabb iskolai végzettség				
Szakmunkásképző	0,26	0,23	0,26	0,25
Érettségi	0,45	0,42	0,45	0,49
Diploma	0,14	0,14	0,14	0,14
Településtípus, ahol él				
Megyeszékhely	0,19	0,17	0,19	0,17
Város	0,35	0,35	0,35	0,34
Község	0,29	0,30	0,29	0,28
Nem				
Férfi	0,10	0,23	0,10	0,08
Nő	0,90	0,78	0,90	0,92
Jövedelem	5,32	4,47	5,32	5,14
Állandó munkahely	0,27	0,11	0,27	0,16
Munkanélküli státus	0,94	0,63	0,94	0,95
Foglalkoztatottak száma a háztartásban	1,49	0,75	1,49	1,34
Elégedettség				
az élettellel	6,14	6,11	6,14	6,37
a múlttal	5,70	5,83	5,70	5,91
a jövővel	5,36	5,31	5,36	5,80
az egészséggel	7,19	6,36	7,19	7,35
Mintavételi súly	1,17	0,84	1,17	1,10

F1. ábra. A hajlandósági mutató hisztogramjai a párosítási eljárás előtt és után



F2. táblázat

*A logisztikus regresszió  $Exp(\beta)$ -ja a gyermekvállalás és a párosításba vont változók kapcsolatának vizsgálatára*

Megkérdetettre vonatkozó változó	$Exp(\beta)$
Családi állapot	
Egyedülálló	(R)
Párkapcsolata van, de nem él együtt párjával	0,956
Párkapcsolata van, és együtt él párjával	6,555***
Legmagasabb iskolai végzettség	
Nyolc általános	(R)
Szaktanácsképző	1,533**
Érettségi	1,760**
Diploma	1,680**
Településtípus, ahol él	
Budapest	(R)
Megyeszékhely	0,99
Város	0,99
Község	1,02
Nem	
Férfi	(R)
Nő	1,63***
Volt-e már munkanélküli	
Nem	(R)
Igen	1,268**
Egyéb	
Kor	0,967***
Jövedelem	1,615***
Elégedettség az étellel	1,052
Munkahelye állami tulajdonban van	2,396***
Foglalkoztatottak száma a háztartásban	3,687***
Elégedettség	
a múlttal	1,029
a jövővel	1,024
az egészséggel	1,187***

*Megjegyzés.* Itt és a következő táblázatban az R referenciakategóriát jelöl.

F3. táblázat

*A lineáris regresszió  $Exp(\beta)$ -ja az egészségügyi kiadások és a párosításba vont változók egyváltozós hatásának vizsgálatára*

Megkérdetetre vonatkozó változó	$Exp(\beta)$
Családi állapot	
Egyedülálló	(R)
Párkapcsolata van, de nem él együtt párjával	-0,049
Párkapcsolata van, és együtt él párjával	0,001
Legmagasabb iskolai végzettség	
Nyolc általános	(R)
Szaktunokásnépző	-0,211***
Érettségi	-0,304***
Diploma	-0,232***
Településtípus, ahol él	
Budapest	(R)
Megyeszékhely	0,000
Város	0,051
Község	0,073*
Nem	
Férfi	(R)
Nő	-0,003
Volt-e már munkanélküli	
Nem	(R)
Igen	-0,132***
Egyéb	
Kor	0,484***
Jövedelem	-0,155***
Elégedettség az étellel	-0,179***
Munkahelye állami tulajdonban van	-0,079**
Foglalkoztatottak száma a háztartásban	-0,303***
Elégedettség	
a múlttal	-0,146***
a jövővel	-0,186***
az egészséggel	-0,396***

## Irodalom

- ABADIE, A. – DIAMOND, A. – HAINMUELLER, J. [2010]: Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 105. No. 490. pp. 493–505.
- BAEK, E. – HONG, G.-S. [2004]: Effects of Family Life-Cycle Stages on Consumer Debts. *Journal of Family and Economic Issues*. Vol. 25. No. 3. pp. 359–385.
- BALBO, N. – BILLARI, F. C. – MILLS, M. [2013]: Fertility in Advanced Societies: A Review of Research. *European Journal of Population*. Vol. 29. No. 1. pp. 1–38.
- CSERES-GERGELY ZS. – MOLNÁR GY. [2008]: Háztartási fogyasztói magatartás és jólét Magyarországon a rendszerváltás után. *Közgazdasági Szemle*. LV. évf. 2. sz. 107–135. old.
- DIAMOND, A. – SEKHON, J. S. [2013]: Genetic Matching for Estimating Causal Effects: A General Multivariate Matching Method for Achieving Balance in Observational Studies. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 95. No. 3. pp. 932–945.
- DÓRA I. [2001]: Lakásváltoztatások és családi életciklusok. *Statisztikai Szemle*. 79. évf. 12. sz. 984–1000. old.
- DOUTHITT, R. A. – FEDYK, J. M. [1988]: The Influence of Children on Family Life Cycle Spending Behaviour: Theory and Application. *The Journal of Consumer Affairs*. Vol. 22. No. 2. pp. 220–247.
- DU, R. Y. – KAMAKURA, W. A. [2006]: Household Life Cycles and Lifestyles in the United States. *Journal of Marketing Research*. Vol. 43. No. 1. pp. 121–132.
- DUGOFF, E. H. – SCHULER, M. – STUART, E. A. [2014]: Generalizing Observational Study Results: Applying Propensity Score Methods to Complex Surveys. *Health Service Research*. Vol. 49. No. 1. pp. 284–303.
- FRITZSCHE, D. J. [1981]: An Analysis of Energy Consumption Patterns by Stage of Family Life Cycle. *Journal of Marketing Research*. Vol. 18. No. 2. pp. 227–232.
- GILLY, M. C. – ENIS, B. M. [1982]: Recycling the Family Life Cycle: A Proposal for Redefinition. *Advances in Consumer Research*. Vol. 9. No. 1. pp. 271–276.
- GLAZERMAN, S. – LEVY, D. M. – MYERS, D. [2003]: Nonexperimental Versus Experimental Estimates of Earnings Impacts. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*. Vol. 589. No. 1. pp. 63–93.
- HO, D. E. – IMAI, K. – KING, G. – STUART, E. A. [2007]: Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference. *Political Analysis*. Vol. 15. No. 3. pp. 199–236.
- HOFMEISTER TÓTH Á. – MALOTA E. [2000]: Reklámok a gyerek és a szülő szemével. *Marketing & Menedzsment*. 34. évf. 2. sz. 33–38. old.
- HONG, G.-S. – KIM, S. [2000]: Out-of-Pocket Health Care Expenditure Patterns and Financial Burden Across the Life Cycle Stages. *Journal of Consumer Affairs*. Vol. 34. No. 2. pp. 291–313.
- HONG, G.-S. – FAN, J. X. – PALMER, L. – BHARGAVA, L. [2005]: Leisure Travel Expenditure Patterns by Family Life Cycle Stages. *Journal of Travel and Tourism Marketing*. Vol. 18. No. 2. pp. 15–30.
- IMAI, K. – VAN DYK, D. A. [2004]: Causal Inference with General Treatment Regimes: Generalizing the Propensity Score. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 99. No. 467. pp. 854–866.



- IMBENS, G. M. – WOOLDRIDGE, J. M. [2008]: Recent Developments in Econometrics of Program Evaluation. *Journal of Economic Literature*. Vol. 47. No. 1. pp. 5–86.
- KAPITÁNY ZS. – MOLNÁR GY. [2002]: Egyenlőtlenség és mobilitás a magyar háztartások jövedelmében, kiadásaiban és tartós fogyasztási cikkeinek állományában. *Közgazdasági Szemle*. II. évf. 12. sz. 1015–1041. old.
- KÉZDI G. [2004]: *Az aktív foglalkoztatáspolitikai programok hatásvizsgálatának módszertani kérdései*. Budapesti Munkagazdasági Füzetek. BWP 2004/2. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye, Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Emberi Erőforrások Tanszék. Budapest. <http://mek.oszk.hu/02300/02343/02343.pdf>
- KOVÁCS K. [2012]: Az egészségi állapot egyenlőtlenségei. *Demográfiai portré 2012*. Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutatóintézet. <http://demografia.hu/kiadvanyokonline/index.php/demografiaiportre/article/view/653/221>
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2005]: *Társadalmi helyzetkép*. Budapest. <http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xftp/idoszaki/pdf/tarshelykep2005.pdf>
- KSH [2008]: *Társadalmi jellemzők és ellátórendszerek 2007*. Budapest. <http://mek.oszk.hu/06800/06881/06881.pdf>
- KSH [2011]: A hitellel rendelkező háztartások szociális jellemzői. *Statisztikai Tükör*. V. évf. 77. sz. Budapest. <http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/stattukor/hitelesekszocejell.pdf>
- KSH [2013a]: A háztartások fogyasztása 2012. *Statisztikai Tükör*. VII. évf. 100. sz. Budapest. <https://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/stattukor/haztfogy/haztfogy12.pdf>
- KSH [2013b]: „Életünk fordulópontjai” kutatás. <http://www.eletunkfordulopontjai.hu/index.php/kutatoknak>
- KSH [2013c]: *Jelentés a turizmus 2012. évi teljesítményéről*. Budapest. <http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/jeltur/jeltur12.pdf>
- MCGREGOR, S. – BATEMAN, E. M. [2003]: A New Research Framework for Family Resource Management Applied to Financial Preparedness of Mid-Life Working Couples. *International Journal of Consumer Studies*. Vol. 27. No. 5. pp. 395–405.
- MCLOAD, P. B. – ELLIS, J. R. [1982]: Housing Consumption over the Family Life Cycle: An Empirical Analysis. *Urban Studies*. Vol. 19. No. 2. pp. 177–185.
- MNB (MAGYAR NEMZETI BANK) [2013]: *Pénzügyi irányítási program*. [http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/penzugyi-kultura/PIP/Penzugyi\\_Iranytu\\_Program\\_aprilisi\\_hatteranyag.pdf](http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/penzugyi-kultura/PIP/Penzugyi_Iranytu_Program_aprilisi_hatteranyag.pdf)
- NEULINGER Á. – RADÓ M. [2015]: Családi életciklusok szerint eltérő fogyasztási minták elemzése. *Közgazdasági Szemle*. LXII. évf. 4. sz. 415–437. old.
- NEULINGER Á. [2012]: Becsült részvételi valószínűség szerinti párosítás a marketingprogramok értékelésében. *Statisztikai Szemle*. 90. évf. 9. sz. 867–877. old.
- REIZER B. [2011]: A gyermekvállalás hatása a család jövedelmére Magyarországon. *Demográfia*. 54. évf. 2–3. sz. 160–175. old.
- ROSENBAUM, P. R. – RUBIN, D. B. [1983]: The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*. Vol. 70. No. 1. pp. 41–55.
- ROSENBAUM, P. R. [1986]: Dropping Out of High School in the United States: An Observational Study. *Journal of Educational Statistics*. Vol. 11. No. 3. pp. 207–224.

- RUBIN, D. B. – THOMAS, N. [1992]: Affinely Invariant Matching Methods with Ellipsoidal Distributions. *Annals of Statistics*. Vol. 20. No. 2. pp. 1079–1093.
- RUBIN, D. B. – THOMAS, N. [1996]: Matching Using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice. *Biometrics*. Vol. 52. No. 1. pp. 249–264.
- RUBIN, D. B. [1979]: Using Multivariate Matched Sampling and Regression Adjustment to Control Bias in Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 74. No. 366. pp. 318–328.
- SCHANINGER, C. M. – DANKO, W. D. [1990]: An Empirical Evaluation of the Gilly-Enis Updated Household Life Cycle Model. *Journal of Business Research*. Vol. 21. No. 1. pp. 39–57.
- SCHANINGER, C. M. – DANKO, W. D. [1993]: A Conceptual and Empirical Comparison of Alternative Household Life Cycle Models. *Journal of Consumer Research*. Vol. 19. No. 4. pp. 580–594.
- SOVEY, A. J. – GREEN D. P. [2010]: Instrumental Variables Estimation in Political Science: A Readers' Guide. *American Journal of Political Science*. Vol. 55. No. 1. pp. 188–200.
- SPÉDER ZS. – KAPITÁNY B. [2006]: Szülővé válás az ezredforduló után: a strukturális körülmények és a tudati tényezők szerepe az első gyermek vállalásakor. In: *Kolosi T. – Tóth I. Gy. – Vukovich Gy. (szerk.): Társadalmi riport 2006*. TÁRKI. Budapest. 183–203. old.
- SZIVÓS P. [2008]: A háztartások életkörülményei. In: *Kolosi T. – Tóth I. Gy. (szerk.): Társadalmi riport 2008*. TÁRKI. Budapest. 89–107. old.
- TÓTH I. J. – ÁRVAI ZS. [2001]: Likviditási korlát és fogyasztói türelmetlenség. A magyar háztartások fogyasztási és megtakarítási döntéseinek empirikus vizsgálata. *Közgazdasági Szemle*. XLVIII. évf. 12. sz. 1009–1038. old.
- WAGNER, J. – HANNA, S. [1983]: The Effectiveness of Family Life Cycle Variables in Consumer Expenditure Research. *Journal of Consumer Research*. Vol. 10. No. 3. pp. 281–291.
- WANGENHEIM, V. F. – BAYÓN, T. [2007]: Behavioral Consequences of Overbooking Service Capacity. *Journal of Marketing*. Vol. 71. No. 4. pp. 36–47.
- WELLS, W. D. – GUBAR, G. [1966]: Life Cycle Concept in Marketing Research. *Journal of Marketing Research*. Vol. 3. No. 4. pp. 355–363.
- WILKES, R. E. [1995]: Household Life-Cycle Stages, Transitions, and Product Expenditures. *Journal of Consumer Research*. Vol. 22. No. 1. pp. 27–42.
- ZELENAY A. [2005]: Tévéfogyasztás különböző családi életciklusokban. *Jel-Kép*. 24. évf. 4. sz. 53–66. old.

## Summary

Children presence in the household influences the standard of living and the nature of consumption. The study – that is based on a Hungarian dataset compiled in 2014 – evaluates the structure of household expenditures with and without children. The age of the (youngest) child is also observed in order to estimate the changes in the effect of childbearing over the life course. Three age categories of children are distinguished: *a*) 0–6, *b*) 7–17, and *c*) 18 years of age and over.

Genetic matching, a state-of-the-art methodological tool is applied to draw causal conclusions without using an experimental design. Although the latter is the gold standard of causal conclu-

sions, a random experiment could not be run in this case since researchers cannot decide arbitrarily who should give birth and who should not. As well as other matching methods, genetic matching is also a useful tool to replicate an experimental design as much as possible with observational data.

According to the results, households with children have different consumption patterns than others without children. Having a child increases the spending of households on healthcare, education and housing, and decreases their expenditures for transport, culture and entertainment, holiday and travel, savings, as well as other products and services. The study indicates that spending on these items and loan repayment are highly affected by the age of the youngest child.