

BERDE ÉVA–KOVÁCS ESZTER

## A svéd és a magyar termékenységi arányszám összehasonlítása

Cikkünkben a svéd és a magyar termékenység alakulását hasonlítjuk össze, először a történelmi folyamatok elemzése, majd pedig az 1970 és 2013 közti termékenységi arányszámok legkisebb négyzetek módszerével történő regressziós becslése segítségével. Megmutatjuk, hogy a történelmi tradíciók alapján a nők gyermekvállalásához kapcsolódóan a svéd és a magyar társadalmi megítélés lényeges különbségeket tartalmaz. Regressziós becslésünkben nem a hagyományos teljes termékenységi arányszámot, hanem egy ütem és paritás szerint korrigált termékenységi arányszámot becslünk különböző tényezők bevonásával. Eredményeink alapján Svédországban a női foglalkoztatás és a családtámogatásokra fordított kiadások bővülései egyértelműen növelik a korrigált termékenységi arányszám értékét, Magyarországon azonban – bár a kapcsolatok iránya szintén pozitív – a becslések általában nem bizonyultak szignifikánsnak.\*  
Journal of Economic Literature (JEL) kód: H53, J11, J13.

### Bevezetés

Az utóbbi húsz-harminc évben a világ fejlett országaiban, de egyre inkább a fejlődő régiókban is radikálisan csökkent, illetve csökken az egy nő által világra hozott gyermekek száma. Míg *Malthus* [1798] sokat idézett tanulmányában a Föld túlnépessége miatt aggódik, addig mára egyes országokban sokkal inkább a népesség drasztikus csökkenése jelenti a veszélyt. Ezekben az országokban a családpolitika<sup>1</sup>

\* Kutatásunkat a Pallas Athéné Domus Animae Alapítvány finanszírozza. A cikkben közöltek kizárólag a szerzők véleményét tükrözik. A korrigált termékenységi arányszám kiszámításáért köszönjük *Németh Petra* segítségét, a svéd és a magyar modellek számszerűsítése során nyújtott tanácsokat pedig köszönjük *Tőkés Lászlónak*.

<sup>1</sup> *Bergquist* [2007] alapján a családokat megcélzó, a családok döntéseit – különös tekintettel munkavállalási és a családtagok gondozására vonatkozó döntéseit – befolyásolni kívánó politikát nevezük családpolitikának.

*Berde Éva* egyetemi tanár, BCE Mikroökonómia Tanszék és BCE Demográfia és Gazdaság Kutatóközpont (e-mail: eva.berde@uni-corvinus.hu).

*Kovács Eszter* PhD-hallgató, BCE és a BCE Demográfia és Gazdaság Kutatóközpont (e-mail: eszter.kovacs4@uni-corvinus.hu).

A kézirat első változata 2016. július 11-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2016.12.1348>

egyik elsődleges célja a nők szülési hajlandóságának fokozása, az újszülöttek számának növelése.

Cikkünkben két olyan ország, Svédország és Magyarország családpolitikájának hatását hasonlítjuk össze, amelyekben a GDP-hez képest meglehetősen sokat költenek ezekre a célokra. Svédország és Magyarország GDP-arányos családtámogatási kiadása, valamint az anyasági és szülői szabadságra költött GDP-arányos ráfordításuk, illetve a gyermekekhez kapcsolódó természetbeli állami támogatások aránya hosszú évek óta az OECD-országok rangsorának első ötödében helyezkedik el.<sup>2</sup>

A pénzbeli támogatásokat illetően sok szerző (például Scharle [2007], D’Addio–D’Ercole [2005], Zamac és szerzőtársai [2010], Biryukova és szerzőtársai [2016]) szerint rendkívül drága eszközről van szó, és ráadásul ennek az eszköznek a hatékonysága is megkérdőjelezhető. Más szerzők (például Hoem [1993], Walker [1995], Sleebos [2003], Rønsen–Skrede [2010], Adema és szerzőtársai [2014]) szerint azonban a családpolitika közvetlen pénzügyi kiadásai is egyértelműen növelik a termékenységet. Következtetéseiket a szerzők legtöbbször az országok adatainak keresztmetszeti elemzése alapján vonják le, és szinte mindig pozitív és szignifikáns kapcsolatot találnak a családpolitikai kiadások és a termékenység alakulása közt.

E megközelítések ismeretében természetesen merül fel a kérdés: valóban van-e hatása a családpolitikának a gyermekszám alakulására, és ha igen, akkor elsősorban mely eszközei jöhetnek szóba. Cikkünkben nem vállalkozunk arra, hogy a fenti kérdésre univerzális választ adjunk, de igyekszünk felhívni a figyelmet néhány olyan tényezőre, amely Svédország, illetve Magyarország esetében hatottak a termékenység alakulására. Alapvetően a pénzügyi családtámogatásokra és a nők foglalkoztatási arányára koncentrálnak.

Először összehasonlítjuk a svéd és a magyar családpolitika történetét, és utalunk néhány jelenleg kiemelt kérdésre. Nem törekszünk teljességre, csak a cikkünk mondanivalója szempontjából fontos elemekre koncentrálnak. Megmutatjuk, hogy az éves adatokon alapuló teljes termékenységi arányszám (*total fertility rate, TFR*)<sup>3</sup> ingadozása nem feltétlenül jelenti az egy nő által átlagosan szült gyermekek számának változását. Felhívjuk a figyelmet arra, hogy a Bongaarts–Feeney [2004] és [2006] által publikált ütem és paritás szerint korrigált termékenységi arányszám (*tempo- and parity-adjusted total fertility rate, TFR<sup>p</sup>\**) lényegesen pontosabb értéket ad az átlagosan szült gyermekek számára vonatkozóan, mint a Kuczynski [1932] által definiált eredeti *TFR*. (A különböző termékenységi arányszámok definícióját lásd a *Függelékben*.)

Cikkünk legfontosabb mondanivalóját az a rész tartalmazza, ahol a svéd és magyar *TFR<sup>p</sup>\** idősorát regresszáljuk különböző magyarázó változók függvényében. A kontrollváltozókat tekintve sokfajta változóval próbálkoztunk, célunk az volt, hogy találjunk olyan kategóriákat, amelyek hatása szignifikáns, és amelyek segítségével kimutathatjuk a családpolitika bizonyos elemeinek termékenységre gyakorolt hatását.

<sup>2</sup> Az OECD [2016a]-ban a legfrissebb magyar és svéd adat 2011-re vonatkozik. Néhány év alatt azonban általában nagyon keveset változott az országok közti sorrend.

<sup>3</sup> A továbbiakban az angol nyelvű rövidítést használjuk, hogy megkönnyítsük az angol és a magyar nyelvű szakirodalom közti „átjárhatóságot”. A *Függelékben* megtalálható a termékenységi arányszám magyar nyelvű rövidítése is.

Végül összefoglaljuk következtetéseinket, amelyek részint módszertani jellegűek, részint pedig a családpolitika általunk feltárt hatásait emelik ki, és hangsúlyozzák azokat az okokat, amelyek a két ország családpolitikájának eltérő eredményességéhez vezettek.

## A svéd és a magyar termékenység történeti összehasonlítása

Svédország a világon az elsők közt alkalmazott olyan tudatos intézkedéseket, amelyek az újszülöttek számának növelését célozta. Ennek eredményeként alakult ki az a ma is alkalmazott családpolitikája, amely lényegesen különbözik a hagyományos elveket valló országok, Németország, Spanyolország és Olaszország hasonló célokat szolgáló intézkedéseitől. Hoem [1990] szerint a svéd családpolitika leginkább a többi skandináv ország családpolitikájához hasonlít, bár néhány elemében – például a gyermekek születése közt eltelt idő megrövidítést célzó gyorsítási díjban (*speed premium*) mint speciális svéd intézkedésben – jelentősebb különbséget tartalmaz. Minden valószínűség szerint ez a családpolitika is hozzájárult ahhoz, hogy Svédországban a teljes termékenységi arányszám sohasem esett 1,6 alá, és így egyszer se érte el a mélyszélben mély (*lowest low*) Kohler és szerzőtársai [2002] által definiált 1,3-es szintet.

Ami a családpolitika korai alkalmazását illeti, ebben Magyarország is élen járt: az 1884-es ipari törvénnyel a világon a legelsőként vezették be a szülési szabadságot, igaz, rendkívül rövid időtartamban meghatározva, és nagyon szűk körre érvényesen (lásd *Igazné Prónai* [2006]). *Szikra–Tomka* [2009] és *Szikra* [2010] azt is leírja, hogy 1912 óta létezik a közalkalmazottak családpótlék-rendszere, amelyet aztán 1938-ban az összes gyáripari dolgozó részére bevezettek. Ezek az intézkedések elsősorban pronatalista intézkedések voltak, alapvetően a nők anyai szerepét emelték ki, és kevésbé törekedtek a férfiak és nők kölcsönös kötelezettségének előtérbe állítására. Azóta a családpolitikai célok sokat változtak, de az 1. táblázatban kiemelt szempontok szerint továbbra is különböző irányú megközelítések érvényesülnek.

Az 1. táblázat családpolitikai összehasonlítása után érdemes áttekinteni magukat a termékenységi idősorokat is. A termékenység tényleges alakulását illetően a *TFR* hosszú idő távlatában viszonylag pontos képet mutat az adott országbeli tendenciáról, még akkor is, ha rövid távon – mint ahogy a következő részben bemutatjuk – félrevezető lehet egy-egy év arányszámának nagysága. Az 1. ábra bemutatja ezeket a hosszú távú folyamatokat.

A svéd születési adatok rendszeres összeírását jóval előbb kezdték, mint a magyarokét (1930-at megelőzően Magyarországra vonatkozóan csak három különböző évben végzett népszámlálási adatot tudtunk elérni). A számunkra fontos időszakban, a második világháború előtt és után azonban már mindkét országra és minden évre vannak a teljes termékenységi arányszámra vonatkozó adatok.<sup>4</sup> Jól látszik, hogy a második világháborút megelőzően, 1921 és 1934 közt a svéd *TFR*-értékek igen erős csökkenést mutattak, és a magyar értékek grafikonja is meredeken lejt lefelé. Míg azonban a svéd

<sup>4</sup> A második világháborút tekintve csak a magyar 1944-es és 1945-ös érték hiányzik.

## 1. táblázat

A svéd és a magyar családpolitika különböző szempontjai<sup>a</sup>

A svéd családpolitika	A magyar családpolitika
Bőkezű, mind a közvetlen pénzbeli juttatásokat, mind a természetbeni ellátásokat tekintve (OECD-rangsor, gyorsítási díj).	Bőkezű a közvetlen pénzbeli juttatásokat és az adókedvezményt illetően (OECD-rangsor, gyed extra). A bőkezűség mértéke korábban változott, és vannak hiányos területek (gyed eltörlése 1996–1999 közt, illetve a bölcsődei helyek hiánya). <sup>b</sup>
Összehangolt a munkaerőpiaci intézkedésekkel és az oktatáspolitikával. Biztosítja az édesanyák munkavégzési és/vagy tanulási lehetőségét.	Az összehangolás legfontosabb alapeleme a gyermek két éves koráig folyósítható „gyermekgondozási díj”, illetve a három éves korig (vagylagosan és egyetemistáknak is) járó „gyermekgondozási segély” melletti, jelenleg a gyermek egy éves korától engedélyezett munkavégzés.
A részmunkaidő egyetemleges és elfogadott (az OECD [2016b] alapján 2014-ben a dolgozó szülőképes nők közel 20 százaléka dolgozott részmunkaidőben).	A részmunkaidő nem elterjedt (az OECD [2016b] alapján 2014-ben a dolgozó szülőképes nők kevesebb mint 5 százaléka dolgozott részmunkaidőben).
A nők foglalkoztatási rátája magas (az OECD [2016b] alapján a szülőképes, azaz a 15–49 éves korú nők körében 2014-ben több mint 79 százaléka).	A nők foglalkoztatási rátája alacsony (az OECD [2016b] alapján a 15–49 éves korú nők körében 2014-ben körülbelül 60 százalék).
Biztosítja a jó minőségű és olcsó egész napos ellátást már bölcsődéskortól, és iskolás korban is. <sup>c</sup>	Bölcsődéskorban nem jut minden gyermeknek napközbeni ellátás, és az ország bizonyos területein gond van az óvodai férőhelyekkel is.
Az általános szemléletet jól tükrözi a Hoem [2005]-ben leírt gondolat: A dolgozó nőknek a munkavégzéssel azonos joguk, hogy gyermekeket hozzanak a világra. <sup>d</sup>	Az általános szemléletet jól tükrözi az <i>Aktualitások</i> . hu [2016] oldalon található leírás: „Az elmúlt években olyan mértékben nőtt a munkanélküliség, és csökkentek a családok bevételei, hogy egyre többen kénytelenek azon elgondolkodni, hogy ... idő előtt visszatérjenek a gyesről és a gyedről a munkaerőpiacra.”

<sup>a</sup> A táblázat összehasonlításának alapelemei hasonlóak a Hoem [2005]-ben használt, svéd és német családpolitika összehasonlításakor használt szempontokhoz.

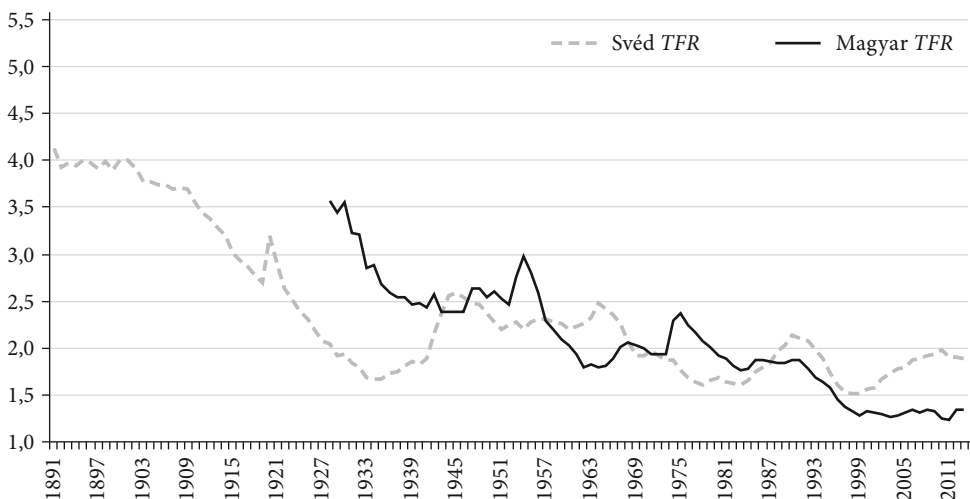
<sup>b</sup> KSH [2015b] szerint 2014-ben 2592 településen – számításaink alapján a gyermekeket is eltartó települések több mint 80 százalékában – nem volt sem bölcsődei, sem családi napközis ellátás.

<sup>c</sup> A *Statistics of Sweden* [2015] alapján 2013-ban az 1–3 éves gyermekek 72 százaléka, a 4–6 éves gyermekek 94 százaléka részesült napközbeni ellátásban.

<sup>d</sup> „... equal right of working women to also have children instead of the right of mothers to have employment” (a formulation due to Alva Myrdal) Hoem [2005] 569. o. Az első ilyen megfogalmazás Alva Myrdaltól származik, akiről a cikkben a későbbiekben írunk.

## 1. ábra

A svéd és magyar teljes termékenységi arányszám (TFR) hosszú távú időszora



Az alapadatok forrása: Svédország 1891–2011: Human Fertility Database, 2012–2013: Eurostat. Magyarország 1901, 1910, 1921, 1928–1969: [https://en.wikipedia.org/wiki/Demographics\\_of\\_Hungary](https://en.wikipedia.org/wiki/Demographics_of_Hungary), 1970–2011: Human Fertility Database, 2012–2013: KSH. A különböző forrásokból származó adatok konzisztenciáját ellenőriztük.

termékenységi arányszám 1934 után újra növekedésnek indult, a magyar értékek csökkenő tendenciája egészen a második világháborúig megmaradt.

Az 1934-es évet követő svéd termékenységnövekedés a második világháború alatt is folytatódott, de Svédország kimaradt a második világháborút követően a legtöbb európai országban tapasztalható jelentősebb mértékű baby boomból. Körülbelül 1967-ig a teljes termékenységi arányszám megtartotta viszonylag magas, a reprodukciós ráta feletti értékét.<sup>5</sup> Ezek után kezdett el csökkenni, ezt a csökkenést azonban jelentős részarányában a cikkünk következő fejezetében tárgyalt úgynevezett késleltetési hatás idézte elő.

A magyar teljes termékenységi arányszám értékei a háború után indultak emelkedésnek, és az 1950-es évek első felének népesedési politikájának köszönhetően Magyarországon is nagyobb arányban nőtt a születések száma.<sup>6</sup> A teljes termékenységi arányszám vissza-visszaesésekkel tarkított növekedési időszaka az 1954-es csúcstérték után átváltott ingadozásokon keresztül csökkenésbe, és 1988-tól kezdődően évről évre kisebb volt, mint a svéd teljes termékenységi arányszám. A vizsgált időszak utolsó három évtizedében azonban a szülések késleltetése Magyarországon is nagyban hozzájárult a teljes termékenységi arányszámok csökkenéséhez.

Az 1. ábrán jól látható, hogy a svéd szülési kedv második világháború előtti visszaesését sikerült megállítani, illetve visszafordítani. Ezt az időszakot erősen

<sup>5</sup> A reprodukciós rátát Espenshade és szerzőtársai [2003] alapján 2,1-nek tekintjük.

<sup>6</sup> Tehát a magyar baby boomnak sokkal inkább az abortuszok betiltása, és a Ratkó Anna egészségügyi miniszterről elhíresült Ratkó-korszak volt az oka, mintsem a „hiányzó” férfiak háború utáni visszatérése.

meghatározta Alva Myrdal és Gunnar Myrdal – a később két különböző évben, és alapvetően más területeken végzett munkásságukért Nobel-díjat kapott házaspár – irányította gazdaságpolitika (lásd *Chesnais* [1998]), akik a jóléti, illetve a családpolitikai beavatkozások egyik első kidolgozóinak tekinthetők. *Hoem–Hoem* [1996] leírja, hogy bár az 1930-as évek közepén a világ sok országában nagyon visszaesett a termékenység, a svéd 1935-ös 1,7 a világon akkor ismert legalacsonyabb értékek közé tartozott. Az 1930-as évek nagy világgazdasági válsága idején a magas munkanélküliséggel szinte valamennyi országban párosuló alacsony termékenységre a legtöbb európai országban azonos módon reagáltak: megpróbálták ellehetetleníteni a családos nők munkavállalását. Svédországban ehelyett a nők helyzetét igyekeztek javítani, és segítettek abban, hogy össze tudják hangolni a munkát és a családi életet. *Myrdal–Myrdal* [1934] arra a következtetésre jutott, hogy a válságot a kormányzat úgy tudja enyhíteni, hogy támogatja a gyermeket nevelő családokat, és így egyben a termékenységi arányszám növekedését is ösztönözni tudja.

A svédek ugyan „csak” 1931-ben tették lehetővé a szülési szabadságot (szemben az 1884-es ilyen jellegű szűk körű magyar intézkedésekkel), de ezzel is az elsők közé tartoztak a Föld országai közt. Emellett 1938-ban törvénybe iktatták az egyedülálló anyák (szerény) támogatását, illetve 1939-ben megtiltották a terhes nők munkából történő elbocsátását. A nők munkavégzésének és családalapításának összehangolása ugyan Svédországban sem volt mindig egyértelműen sikeres, például az 1940-es évek közepén a legtöbb családanya már nem dolgozott, de a teljes termékenységi arányszámot végül sikerült 2,6-ra feltornáznuk. Jelentős eredménynek tekinthető az is, hogy az újfajta családpolitika filozófiája mélyen beivódott a svéd közvéleménybe.

A nők munkavégzésének és anyai feladataiknak együttes ellátását segítő családpolitika eredményességét többen is kimutatták. *Engelhardt–Prskawetz* [2004] azt írja, hogy az egyes európai országok termékenységi rátái és a női foglalkoztatottsági arányszám közti kapcsolat körülbelül 1985-től megfordult. A korábbi negatív irányú – azaz alacsony foglalkoztatottság esetén magas szülési arány – kapcsolatot felváltotta a pozitív, és fokozatosan 0,5-0,6-os értéket is elérő korrelációs együttható. *Castles* [2003] bemutatja, hogy az 1980 és 1998 közt eltelt nem egészen 20 év alatt éppen azok az országok váltak az európai TFR-rangsorban listavezetőkké, amelyekben a női foglalkoztatási ráta is a legmagasabbak közé tartozott. A hajdan magas termékenységgű, a család intézményét megtámadhatatlannak tartó országok – mint Olaszország, Spanyolország és Németország – teljes termékenységi arányszáma pedig rendkívül alacsonynak mutatkozott.

Tulajdonképpen Magyarország is leginkább ebbe, a radikálisan csökkenő teljes termékenységi arányszámmal jellemezhető országcsoportba tartozik, bár esetünkben érdemes figyelembe venni az egyéb gazdasági és társadalmi változások hatását is. *Kamarás és szerzőtársai* [1998], illetve *Spéder–Kamarás* [2008] jól megmutatja, hogy milyen összetett tényezők, többek közt a rendszerváltás más szempontból pozitív hatásai is befolyásolhatták a magyar termékenységi arányszámok csökkenését. A női foglalkoztatottság és a termékenység közti ok-okozati kapcsolat sok szerző szerint azonban egyáltalán nem egyértelmű. *Kögel* [2004] például felhívja a figyelmet a mérésből kimaradt országspecifikus tulajdonságokra, amelyek kiszűrésével akár a kapcsolat előjele is megváltozhat: a női foglalkoztatottság növekedése az adott



országban belül csökkentheti a termékenységet. *Engelhardt és szerzőtársai* [2004] pedig mindkét irányban kimutatja a Granger-féle okságot. Szerinte lehet magas a teljes termékenységi arányszám és a női foglalkoztatottság egyszerre, ha a foglalkoztatás bővülése és a gyermekszám növekedése mögött azonos magyarázó tényezők húzódnak meg. A közös magyarázó tényező létére utal *Billari-Kohler* [2004] is, amikor felhívja a figyelmet arra, hogy megfordult a kapcsolat a teljes termékenységi arányszám és a termékenység hagyományos meghatározói, mint például az első házasságok száma vagy a válások aránya között.

Anélkül, hogy megkérdőjeleznék a fenti szerzők kételyeit a női foglalkoztatottság és a termékenységi arányszám közti kapcsolatot illetően, fel szeretnénk hívni a figyelmet a következőre. Mint ahogy az *1. ábra* elemzésekor már utaltunk rá, a teljes termékenységi arányszám csökkenése nem feltétlen jelent tényleges termékenységsökkenést. Pontosabban a termékenység csökkenése mellett más tényezők is okozhatják az *1. ábra* grafikonvonalának süllyedését. A következő részben egy ilyen nagyon fontos tényezőre, a nők halasztó magatartására hívjuk fel a figyelmet.

## A korrigált teljes termékenységi arányszám

A második világháború utáni svéd és magyar teljes termékenységi arányszám (*TFR*) idősorát vizsgálva azt tapasztaljuk, hogy akár egymás után következő években is gyakran növekedtek, majd csökkentek (vagy fordítva) az arányszámok értékei. Különösen a svéd idősorra vonatkozóan foglalkozott sok szerző ezzel a kérdéssel, például *Walker* [1995], *Rønsen-Skrede* [2010] külön kitérnek a kiugró *TFR*-növekedésekre, illetve -csökkenésekre olyan időszakokban, amikor a befejezett kohorsztermékenység (*completed fertility rate CFR*) – azaz az egy adott évben született nők által világra hozott gyermekek átlagos száma – nagyjából állandó maradt.<sup>7</sup> *Hoem-Hoem* [1996] egyenesen hullámvasútnak nevezi ezt a jelenséget. A magyar szerzők között például *Spéder-Kamarás* [2008] veti össze a teljes termékenységi arányszámot és a kohorsztermékenységi arányszámot több mint 50 éves időtávon. A szerzőpáros megállapítja, hogy jóllehet mindkét idősor csökkenő tendenciát mutat, a *TFR* mutató ingadozása sokkal erőteljesebb, mint a kohorsztermékenységi arányszámé.

A *2. ábrán* az 1970 és 1988 közti időszakra (a vizsgált perióduson belül ekkor volt a leginkább jellemző a „hullámvasút”) látható, mennyire változtak a *TFR*-értékek Svédországban és Magyarországon. Az ingadozás különösen feltűnő akkor, ha a *TFR* mutatót a *2. ábrán* szintén feltüntetett korrigált termékenységi arányszámhoz (*TFRp\**) hasonlítjuk.

A *2. ábra TFRp\** idősora a Bongaarts-Feeney-féle ütem és paritás szerint korrigált termékenységi arányszám,<sup>8</sup> amelynek konstrukciós elveit a *Függelékben* foglaljuk

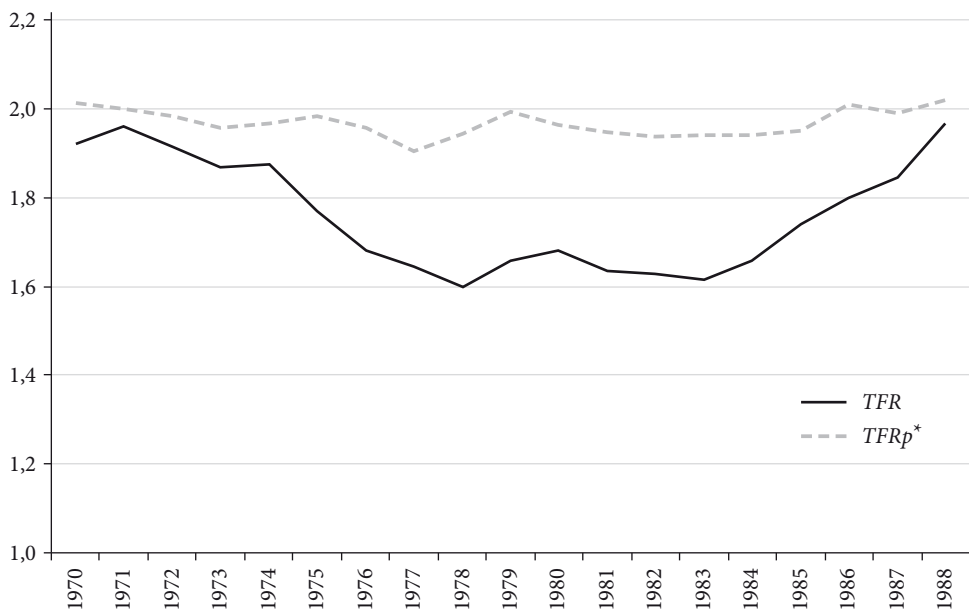
<sup>7</sup> A definíciót részletesebben lásd a *Függelékben*.

<sup>8</sup> A szakirodalomban ismert még a *Kohler-Ortega* [2002]-ben definiált hasonló jellegű, de jóval bonyolultabb számításokat igénylő korrigált mutató, valamint a *Yamaguchi-Beppu* [2004]-ben leírt, a Bongaarts-Feeney-féle mutatóval egyenértékű, de más szerzők által sohasem használt kiigazított arányszám.

## 2. ábra

Termékenységi arányszámok korrigálatlan és korrigált értékei

## a) Svéd termékenységi arányszámok



## b) Magyar termékenységi arányszámok



Megjegyzés: a mutató értékeit Németh Petra segítségével számszerűsítettük.

A TFRp\* számításához szükséges alapadatok forrása: Human Fertility Database, KSH, Statistics of Sweden.



össze. Ez az éves adatokból számszerűsített mutató a szülési házárdokek értékeire alapozva, az átlagos szülési életkor segítségével korrigálva fejezi ki az egy nő által várhatóan világra hozott gyermekek átlagos számát. Mint ahogy a bevezetőben már utaltunk rá, a  $TFRp^*$  sokkal jobban méri a termékenység tényleges változásait, mint a  $TFR$ . Azokra az évekre vonatkozóan, amikor a  $CFR$  alapján következtetni tudunk a teljes termékenységi arányszám torzításmentes értékeire – amihez az kell, hogy a szóban forgó kohorsz a kérdéses évben már idősebb legyen, mint a lehetséges gyermekvállalási életkor –, a  $TFRp^*$  nagyon jól közelíti a befejezett kohorsztermékenység értékét ( $CFR$ ) (erre vonatkozóan lásd *Bongaarts–Sobotka* [2012], valamint *Berde–Németh* [2015]). Tehát a tényleges termékenységi kvantum jó közelítéseként tekinthetjük a 2. ábrán szereplő  $TFRp^*$ -értékeket. Amikor a szülıések időbeli ütemezése az egymás utáni években nagyjából állandó, akkor a  $TFRp^*$ - és a  $TFR$ -értékek azonosak. Ez az állandóság azonban az 1970-es évektől kezdődő, általunk vizsgált időszakban aligha jellemző. A 2010-es évektől kezdve azonban már kétségtelenül látszódnak olyan jelek, amelyek a késleltetés továbbiakban várható kifulladására utalnak.

A 2. ábra alapján láthatjuk, hogy 1970 és 1988 közt a  $TFR$ -értékek „hullámvasútja” ellenére a  $TFRp^*$  nem változott olyan gyorsan. Úgy tűnik, hogy a nők bizonyos években előre hozták, általában pedig késleltették a gyermekvállalást. Amikor a családpolitika vagy egyéb tényezők termékenységre gyakorolt hatását kívánjuk megbecsülni, és eredménynek a  $TFR$  alakulását tekintjük, akkor könnyen megtörténhet, hogy tévesen értelmezzük az elemzett folyamatot. Előfordulhat ugyanis, hogy a kérdéses évben azért született több (kevesebb) gyermek, mert egy új intézkedés hatására a nők előbbre hozták (késleltették) az eltervezett gyermek fogantatásának lehetőségét. Egy regressziós becslésre gondolva igen nagy valószínűséggel más együttthatókat kapunk, ha a 2. ábra  $TFR$ , vagy a  $TFRp^*$  idősorának alakulását próbáljuk megmagyarázni.

Gazdaságpolitikai szempontból valóban mindig izgalmas kérdés, hogy a legutóbbi évek termékenységi arányszámái hogyan változtak, és a változások kapcsolatba hozhatóak-e bizonyos családpolitikai intézkedésekkel. *Sobotka–Lutz* [2011] megmutatja, hogy keresztmetszeti – egy év – demográfiai adataiból származtatott  $TFR$ -értékek miért térhetnek el a tényleges termékenységi kvantumot mutató arányszámoktól. 1. Egyrészt bizonyos olyan rövid távú folyamatok eredményeként, amelyek akár történhetnek véletlenül is. 2. Az előzőnél jóval meghatározóbb ok az adott évi női népesség korévenkénti szülıési hajlandóságának korábbiakhoz képest történő módosulása, miközben az életük során összesen világra hozott gyermekek száma nem módosul. Ez a tendencia a vizsgált két országban az 1970–2013 közötti időszakban az esetek döntő többségében a szülıések későbbre halasztását jelentette.<sup>9</sup> 3. A megfigyelési év után történő bármilyen, a női népesség strukturális jellemzőit befolyásoló hatás – például a migráció – eredményeként.

Nem véletlen, hogy a kutatók a  $TFR$  idősorának elemzésekor csak nagyon óvatosan mernek következtetéseket levonni, és mint ahogy *Gábo*s [2005] is teszi, igyekeznek megkülönböztetni a teljes termékenységi arányszámot befolyásoló rövid és a hosszú távú hatásokat. A  $TFRp^*$  használata – elsősorban a mutató kiszámításának adatigénye

<sup>9</sup> Kivételt jelentenek ez alól az időszak eleji magyar adatok, amikor a szülıések előre hozása volt tipikus.

miatt – még nem tekinthető általánosnak a termékenységet befolyásoló tényezők fel-tárásakor. Pedig a tényleges termékenységi kvantum közelítő értékének ismeretében biztosabban lehet következtetéseket levonni. Cikkünk következő részében egy ilyen vizsgálatot mutatunk be. Azt próbáljuk feltárni, hogy a svéd és a magyar  $TFRp^*$  alakulásában milyen tényezők játszhattak szerepet.

## A svéd és a magyar termékenységi idősorok ökonometriai vizsgálata

A svéd és a magyar termékenységi idősorok alakulásának leírása után ebben a részben a  $TFRp^*$  ökonometria becslésével foglalkozunk. A  $TFR$ -értékek egy adott országon belüli regressziós becsléséről több tanulmányban is olvashatunk (például *Gauthier* [2007], *Sleebos* [2003], Svédországra *Löfström–Westerberg* [2002], Magyarországra *Gábos* [2005], *Gábos és szerzőtársai* [2009]), ezek száma azonban mégsem olyan nagy, mint amit a kérdés fontossága alapján várnánk. Az ilyen típusú számítások ugyanis, akárcsak a mienk, minden időszakban komoly adatproblémákba ütköztek. A szóba jöhető magyarázó tényezők egységes és hosszú idősora általában nem érhető el, ezért a kutatók a legtöbbször kénytelenek megelégedni rövid idősorokkal, és így a megbízhatóság szempontjából merülnek fel problémák. Ezeket a nehézségeket mi se tudtuk megkerülni, ezért megfogalmazásaink óvatosak. Úgy véljük azonban, annak a kimutatása, hogy bizonyos tényezők valóban nagy valószínűséggel hatottak a termékenység alakulására, már önmagukban is értékes információt jelenthetnek. Számításaink talán annyival pontosabbak a szokásos elemzéseknél, hogy a termékenységre egy olyan idősort, a  $TFRp^*$ -ot fejezzük ki a regressziós egyenletekben, amely – mint ahogy cikkünk előző részében bemutattuk – kevésbé tartalmaz rövid távú fluktuációt, mint a  $TFR$ -értékek. Így a feltárt összefüggések sokkal inkább tekinthetők ideiglenes kilengésektől mentes, állandó kapcsolatoknak, mint a hagyományos termékenység arányszám elemzése során kimutatható összefüggések.

Mind a svéd, mind a magyar korrigált termékenység arányszámok idősoros összefüggések feltárását célzó elemzését a legkisebb négyzetek (OLS) módszerére épülő lineáris regresszióval végeztük el. A kontrollváltozóként felhasznált idősorok aggregált kategóriákat tartalmaztak, mikroszintű adatok nem álltak rendelkezésünkre. Induló kérdésünk az volt, hogy országos szinten, összességében hogyan lehet a termékenység arányszám értékét befolyásolni. Az idősoros elemzésekhez kapcsolódó problémákat a szokásos matematikai-statisztikai módszerekkel kezeltük.<sup>10</sup> A gyermekvállalási döntés és a gyermek születése közötti természetes időbeli eltolódás miatt a magyarázó változóknak mindig legalább egyéves késleltetettjét tekintettük, de megvizsgáltuk – és több esetben szignifikánsnak találtuk – többéves késleltetések hatását is. Külön figyelmet

<sup>10</sup> Nem stacionárius idősorok, egységgyök jelenléte az idősorban, a hibatagok közötti autokorreláció, endogenitási probléma. Az egységgyökpróbaként a Phillips–Perron- és kiterjesztett Dickey–Fuller-próbakat alkalmaztuk. A próbák eredményeit a modellekbe bevont változókra és azok differenciájára a *Függelék F2. táblázata* tartalmazza. A becsült modelleink hibatagjai állandó szórását a Breusch–Pagan-féle heteroszkedaszticitás próbával ellenőriztük, a hibatagok autokorreláltságát Breusch–Godfrey-féle Lagrange-multiplikátor próbájával teszteltük.

## 2. táblázat

Az elemzésbe bevont változók

Változócsoport	Változók
Pénzbeli családtámogatási mutatók	Egy 0–16 éves gyermekre jutó összes pénzbeli családtámogatási kiadás a bruttó keresethez viszonyítva A tényleges pénzbeli családtámogatási mutatóból (egy 0–16 éves gyermekre jutó összes pénzbeli családtámogatási kiadás az éves bruttó átlagkeresethez viszonyítva) levonjuk a mutató várt értékét A gyēs–gyed-ellátásban részesülők aránya a 0–3 éves gyermekek számához képest tényleges értékének eltérése a várttól
Gyermekgondozási ellátással kapcsolatos mutatók	1–3 éves gyermekek körében a bölcsődés gyermekek aránya 3–6 éves gyermekek körében az óvodás gyermekek aránya
Női foglalkoztatással kapcsolatos mutatók	A 35 és 44 éves női korosztály foglalkoztatási rátája
Jövedelemmel kapcsolatos mutatók	A férfi és női átlagkeresetek különbsége a férfiak átlagkeresetéhez viszonyítva GDP-volumenindex
Életszínvonalal kapcsolatos mutatók	A háztartások egy főre jutó élelmiszer- és élvezetecikk-kiadása a teljes egy főre jutó kiadáshoz viszonyítva
Demográfiai folyamatokkal kapcsolatos mutatók	A nők születéskor várható átlagos életkora Ezer lakosra jutó kivándorlók száma Ezer lakosra jutó bevándorlók száma

fordítottunk arra, hogy bizonyos kérdések esetében az ok-okozati kapcsolat milyen irányú, az endogenitást a Granger-féle oksági próbával<sup>11</sup> ellenőriztük.

A svéd adatok 1980–2013 közt álltak rendelkezésünkre egységes szerkezetben, a magyar adatok pedig átfognak egy hosszabb (1970–2013) és egy rövidebb (1992–2013) időszakot.<sup>12</sup> A rövidebb időszorra azért volt szükség, mert az 1970–1991 közti években vagy egyáltalán nincsenek foglalkoztatási adatok, vagy nem konzisztensek a későbbi évek értékeivel. A rendszerváltozás következtében a foglalkoztatási kategóriák tartalma is megváltozott – gondoljunk például az elviekben teljes foglalkoztatottságra a rendszerváltás előtt –, így az idősor konzisztenssé tételére nem is vállalkozhattunk.

A magyarázó változókat illetően – mint ahogy a 2. táblázatban feltüntettük – változócsoportokat határoztunk meg. A változócsoportokkal az előzetes elemzés során feltárt kapcsolatokat kívántuk számszerűsíteni, és igyekeztünk a változócsoporthoz minél több, az adott szempontot potenciálisan feltárni képes kategória idősorát összegyűjteni. Egy változócsoporton belül jó néhány kategória idősorával kísérleteztünk,

<sup>11</sup> Granger [1969] mindkét irányban egyidejűleg vizsgálta a két változó közti ok-okozati kapcsolatot. Módszere az ilyen típusú elemzések esetén szokásos eljárásá vált. Témánkkal rokon területeken Granger-oksági próba alkalmazása például Engelhardt és szerzőtársai [2004], valamint Gábos [2005].

<sup>12</sup> A modellben alkalmazott kísérletetett magyarázó változók miatt a végül lefedett évek hossza a fentiekhez képest rövidebb.

de ezek közül a legtöbb esetben vagy hiányzott egy-egy év adata, vagy nem volt konzisztens az idősor, vagy az adott változó idősora nem hatott szignifikánsan a korrigált termékenységi idősorra. A 2. táblázatban az egyes változócsoporthoz tartozóan kizárólag azokat a kategóriákat szerepeltetjük, amelyek vagy bekerültek valamelyik végső egyenletbe, vagy a kimaradásukhoz külön megjegyzést fűzünk. A Függelék F1. táblázatában részletesen megtalálható a 2. táblázat kategóriáinak leírása.

### *A Svédországra számszerűsített modellek*

Svédországra vonatkozóan négy modellt érdemes a sok-sok próbálkozásunk közül bemutatni. Ezeket a 3. táblázatban foglaltuk össze. Az 1. modell a teljes modell, minden elérhető és számunkra bármilyen szempontból szóba jöhető, esetenként statisztikailag nem szignifikáns magyarázó változót tartalmaz. A 2. és 3. modell a statisztikai szelekciós eljárások<sup>13</sup> eredményeként kapott legszűkebb modellek. A 4. modell a 2. modelltől abban különbözik, hogy a pénzbeli családtámogatási mutató egy módosított változatát tartalmazza. Ennek a módosított változónak a jelentőségét a magyar helyzettel történő összehasonlításakor fogjuk látni. Mind a négy modellben szerepel a pénzbeli családi támogatások valamifajta mutatója, a női foglalkoztatottságot reprezentáló kategória, illetve a GDP volumenindexéből képzett mutató késleltetettje. Emellett kíváncsiak voltunk, hogy a be- és kivándorlás érzet-e hatását. A bevándorlás változót végül csak az 1. modellben szerepeltettük, az ezzel kapcsolatos következtetésekre külön kitérünk.

A 3. táblázatban bemutatott eredmények alátámasztják, hogy Svédországban a pénzbeli családtámogatások tényleges értékének, pontosabban azok egy, esetenként többéves késleltetettjének szignifikáns és pozitív hatása volt a termékenység korrigált mutatójára (lásd az 1. modell, 2. modell és 3. modell együtthatóit).<sup>14</sup> A 4. modell nem tartalmazza közvetlenül a pénzbeli családi támogatások egyik késleltetettjét sem, hanem ebben a modellben a pénzügyi családi támogatások trendtől való eltéréseinek késleltetettjét illesztettük be.<sup>15</sup> Mint ahogy a rendszerváltás előtti időszakot is tartalmazó magyar modell esetében látni fogjuk, ennek a változónak a magyar számítások esetében pozitív a magyarázó ereje. Svédországban azonban az egymás utáni években sokkal kiszámíthatóbbak voltak a pénzbeli családi támogatások, úgy tűnik, a trendtől való – egyébként meglehetősen kicsi – eltérésnek nem volt befolyásoló szerepe.

A foglalkoztatást illetően a svéd és a magyar eredmények összehasonlíthatósága érdekében végül a 35–44 éves női korosztály foglalkoztatási rátáját vettük figyelembe. Meg

<sup>13</sup> A szelekciós eljárás során lépésről lépésre zártuk ki a nem szignifikáns magyarázó változókat. A kizárt változók együttes hatását LM-próbával is vizsgáltuk.

<sup>14</sup> Az állítást megerősíti a Granger-oktsági teszt eredménye is, amely alapján – három időszaki késleltetés esetén – 95 százalékos megbízhatósági szint mellett a pénzbeli családtámogatási mutató változása Granger-oka a  $TFRp^*$  változásának ( $F = 15,525$ ,  $p = 0,001$ ), a fordított irányú kapcsolatot viszont nem igazolta a teszt ( $F = 7,94$ ,  $p = 0,051$ ).

<sup>15</sup> A tényleges családtámogatási mutatóból (egy 0–16 éves gyermekre jutó összes pénzbeli támogatási kiadás az éves bruttó átlagkeresethez viszonyítva) levonjuk a mutató várt értékét. Várt értéként a mutató előző évi növekedési ütemét szorozzuk be annak előző évi tényleges értékével.

## 3. táblázat

A svéd  $TFRp^*$  idősorra illesztett modellekCélváltozó:  $d\ln(TFRp^*)$ 

	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
$d\ln(\text{PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ})_{t-3}$	0,0907** (0,0399)	0,1125*** (0,0319)	0,1187*** (0,0329)	
(PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ ELTÉRÉSE A VÁRTHOZ KÉPEST) $_{t-1}$				0,1673 (0,4391)
$d\ln(\text{NŐI FOGLALKOZTATÁS 35-44 ÉVES KOROSZTÁLY})_{t-1}$	0,3877* (0,2237)	0,4480** (0,1960)	0,4831** (0,2022)	0,3775 (0,2335)
$d\ln(\text{FÉRFI ÉS NŐI BÉRKÜLÖNBSÉG})_{t-2}$	0,0391 (0,0417)			
$d\ln(\text{BÖLCSŐDEI ARÁNY})_{t-2}$	-0,1128 (0,0813)			
$d\ln(\text{GDP-VOLUMENINDEX})_{t-3}$	0,2670* (0,1462)	0,3130** (0,1212)	0,3767*** (0,1197)	0,3084** (0,1451)
$d\ln(\text{ÉLEMISZERFOGYASZTÁS})_{t-1}$	-0,0536 (0,1140)			
$d\ln(\text{NŐI VÁRHATÓ ÉLETKOR})_{t-1}$	-0,3574 (0,9685)			
$d\ln(\text{EZER LAKOSRA JUTÓ KIVÁNDORLÁS})_{t-2}$	-0,0613* (0,0345)	-0,0539* (0,0312)		-0,0678* (0,0373)
$d\ln(\text{EZER LAKOSRA JUTÓ BEVÁNDORLÁS})_{t-4}$	0,0095 (0,0202)			
Konstans	-0,0012 (0,0058)	-0,0070* (0,0038)	-0,0091** (0,0037)	-0,0059 (0,0045)
Megfigyelések száma	30	30	30	29
Megfigyelési időszak	1984–2013	1984–2013	1984–2013	1985–2013
$R^2$ (százalék)	67,00	61,64	57,08	43,07
Breusch–Godfrey autokorrelációs LM teszt $\chi^2$ , (p)	5,373 (0,0681)	2,103 (0,3495)	1,631 (0,4425)	5,380 (0,0679)

Megjegyzés: zárójelben standard hiba. A modellekbe egyes idősorok esetén azok természetes alapú logaritmusának első differenciája ( $d\ln$ ) került be az egységgyökpróbák eredményei alapján. (A próbák eredményét lásd a Függelék F2. táblázatában.)

\*\*\* 1 százalékos, \*\* 5 százalékos, \*10 százalékos szinten szignifikáns.

kell azonban jegyeznünk, hogy Svédország esetében az ennél fiatalabb, 25–34 éves korosztály foglalkoztatási rátája is szignifikánsnak bizonyult. Bármelyik korosztályt vettük is figyelembe, a foglalkoztatási ráta növekedése növelte a svéd  $TFRp^*$  értékét. Hasonlóan pozitív irányú és szignifikáns kapcsolatot találtunk a svéd GDP-volumenindex és a korrigált termékenységi arányszám közt: a gazdaság helyzetének javulása mind a négy modellünk szerint növelte, romlása pedig csökkentette a gyermekvállalási kedvet.

A nők munkapiaci helyzetének gyakran használt mutatója a férfiak és nők közötti bérkülönbség, amely a mi 1. modellünkben is növeli a  $TFRp^*$  értékét. Jóllehet a hatás statisztikailag nem szignifikáns, a kapcsolat iránya összhangban van az elméleti modellek (például *Sleebo*s [2003]) azon megállapításaival, amelyek szerint minél többet keresnek a férfiak, mint a nők, annál kisebb a nők számára a gyermekvállalás alternatív költsége, és ez megnöveli szülési hajlandóságukat. Modellünkben azonban ez a tradicionálisan várt összefüggés nem szignifikáns, bár iránya megfelel a várakozásoknak.

A gyermekgondozási jellemzők közül a bölcsődések, illetve óvodások érintett korosztályon belüli arányát vontuk be a modellekbe. A gyermekek napközbeni ellátási helyzetének javulása és a  $TFRp^*$  között pozitív kapcsolatot vártunk. Ezt a hatást azonban nem sikerült igazolnunk, sőt a bölcsődei ellátásban részesülők aránya és a  $TFRp^*$  között enyhe negatív kapcsolat mutatkozott. Vélelmezhetően a várt hatás részletesebb, kvalitatív mutatókkal (az ellátás minősége, a területi hozzáférés egyenlőtlensége) igazolható lenne.

A demográfiai változások egyik karakterisztikus mutatója, a nők várható életkora nem befolyásolta a  $TFRp^*$  értékét. Hasonló megállapításra jutottunk az életszínvonal általunk használt mutatójával, az ételmyszer-kiadások háztartási kiadásokhoz viszonyított arányával kapcsolatban is. Az 1. modellel folytatott kísérletünk alapján ez sem volt hatással a  $TFRp^*$  értékére.

Kíváncsiak voltunk arra is, hogy a ki- és bevándorlás mennyire befolyásolta a termékenységet. Hangsúlyoznunk kell azonban, hogy a  $TFRp^*$  a migráció hatásait ugyanúgy torzíva fejezi ki, mint a  $TFR$ . Ha például egy bevándorló nő 20 éves korában megszüli első gyermekét, akkor a  $TFRp^*$  ezt „úgy tekinti”, hogy jövőre, és utána is minden évben relatíve ugyanennyi nő lesz, aki 20 éves korában megszüli első gyermekét. Ez pedig egyáltalán nem biztos, tekintettel például a lehetséges migráció változásaira.

Az 1. modell és 2. modell eredményei arra engednek következtetni, hogy a kivándorlás és a termékenységi arányszám korrigált értékei között gyenge negatív összefüggés állt fenn. A bevándorlás azonban egyik modellünkben sem rendelkezett szignifikáns magyarázó erővel (lásd a 3. táblázat 1. modelljét). Pótlólagos számításaink alapján ennek valószínűleg az az oka, hogy a különböző irányú hatások kioltották egymást. Amikor ugyanis kihagytuk a magyarázó változók közül a foglalkoztatási rátát, akkor a bevándorlás növelte a  $TFRp^*$  értékét, majd közvetlenül csak a foglalkoztatottságot magyarázva a migráció negatív irányú hatást fejtett ki.<sup>16</sup>

### *A Magyarországra számszerűsített modellek*

Magyarországra a svédországinál jóval több modellkísérletet végeztünk, és sokkal nehezebb volt a legalább több-kevesebb magyarázó erővel bíró változatok megtalálása. A foglalkoztatási adatok 1992 előtti hiánya egyértelműen hátráltatta a pontosabb

<sup>16</sup> A következő regressziós modell mutatja a  $TFRp^*$  és a bevándorlás kapcsolatát:  $d\ln(TFRp^*)_t = -0,0015 - 0,3220d\ln(TFRp^*)_{t-4} + 0,0410d\ln(\text{EZER LAKOSRA JUTÓ BEVÁNDORLÓ})_{t-4}$ ,  $R^2 = 15,20$  százalék, megfigyelési időszak 1985–2013, együttthatók standard hibája rendre: 0,0038 ( $p = 0,696$ ), 0,2074 ( $p = 0,133$ ), 0,0215 ( $p = 0,068$ ).



becslés lehetőségét, de különböző megközelítésekkel kísérletezve végül mégis sikerült értékelhető következtetésekhez jutnunk.

Eredményeinket a 4. táblázatban foglaljuk össze. Magyarország esetében is négy modellváltozatot emelünk ki: az 1. modell a rövidebb, 1992–2013 közti időszak adatain alapul, és foglalkoztatási változókat is tartalmaz. A 2. modell, 3. modell és a 4. modell idősorai pedig az 1970–2013-as időszakot ölelik fel, foglalkoztatási változók nélkül. Az 1992–2013 közti időszak modelljeibe – a megfigyelési időszak rövidsége miatt – egyszerre valamennyi potenciális magyarázó változót nem vonhattuk be. Lépésről lépésre próbálkoztunk újabb magyarázó tényezők felhasználásával, de végül kellően erős magyarázó hatással csak az 1. modell rendelkezett, bár ebben a modellben sem volt valamennyi változó szignifikáns.

Az 1970–2013 közötti időszakra vonatkozó 2. modell és 3. modell magyarázó változói közé a foglalkoztatási mutatókon kívül beletettük valamennyi szóba jöhető és rendelkezésünkre álló kategóriát, függetlenül attól, hogy hatásuk szignifikánsnak bizonyult-e, vagy sem. A két modell közti egyetlen különbség a pénzbeli családi támogatások mutatójában van: a 2. modellben maga a támogatási mutató több időszakos késleltetettje, pontosabban annak transzformáltja szerepel, a 3. modellben pedig a támogatások trendtől való eltéréseinek késleltetettje. A 4. modellbe a szignifikáns családtagtámogatási mutatókat vontuk be.

Mint ahogy a 4. táblázat alapján látható, a pénzbeli családi támogatások késleltetett nagysága közvetlen hatását tekintve Magyarországon is pozitívan befolyásolta a termékenységet, bármelyik időtávot is tekintjük a kettő közül. A táblázatból azonban az is kiderül, hogy pusztán a pénzügyi támogatásokat, illetve azok transzformáltját használva magyarázó változóként, ez a pozitív hatás egyik esetben se szignifikáns. Figyelembe kell vennünk azt is, hogy a vizsgált hosszabb időtáv során a társadalmi, gazdasági környezet és a családpolitikai rendszer is jelentősen megváltozott, illetve a rendelkezésre álló – korlátos – adatok koherenciája is megkérdőjelezhető.

Emellett a magyar támogatási rendszerben nemcsak a pénzbeli támogatások nagysága, hanem azok jogosultsági köre is többször változott, különös tekintettel a gyēs- és gyed-ellátásokra a rendszerváltozás után (lásd például *Ignits–Kapitány* [2006], *Köllő* [2012]). Mindez bizonytalanságot és kiszámíthatatlanságot jelentett a gyermekvállalás körülményei vonatkozásában. Ezért a pénzügyi támogatásokat illetően két konstruált változót is bevontunk a hosszabb idősoron alapuló 3. modellbe és 4. modellbe. Az egyik konstruált változó pontosan ugyanaz volt, mint amivel a svéd modellek esetében is kísérleteztünk: az egy gyermekre jutó összes pénzbeli támogatási kiadás éves bruttó átlagkeresethez viszonyított értékéből levontuk ugyanezen mutató trend alapján várható nagyságát. A másik változó pedig a gyēsben és gyedben részesülők tényleges arányának eltérése a várt értéktől.<sup>17</sup>

A 4. modellben szereplő ily módon képzett mindkét eltérés változó késleltetettje szignifikáns, és azt mutatja, hogy a trendtől, azaz a várakozásoktól való pozitív eltérés a termékenységet növelte, a negatív eltérés pedig csökkentette. Vagyis amennyiben

<sup>17</sup> A várt értéként a mutató előző évi növekedési ütemét szoroztuk be annak előző évi tényleges értékével.



## 4. táblázat

A magyar  $TFRp^*$  idősorra illesztett modellekCélváltozó:  $d\ln(TFRp^*)$ 

	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
$d\ln(\text{PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ})_{t-4}$	0,1083 (0,7043)	0,5579 (0,6225)		
$(\text{PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ ELTÉRÉSE A VÁRTHOZ KÉPEST})_{t-2}$			1,0967** (0,4396)	1,0618*** (0,3710)
$(\text{GYES ÉS GYED-BEN RÉSZESÜLŐK ELTÉRÉSE A VÁRTHOZ KÉPEST})_{t-1}$			0,2094 (0,1883)	0,3706** (0,1523)
$d\ln(\text{NŐI FOGLALKOZTATÁS 35-44 ÉVES KOROSZTÁLY})_{t-1}$	2,3356*** (0,6988)			
$d\ln(\text{NŐI ÉS FÉRFI BÉRKÜLÖNBÉSÉG})_{t-1}$	0,0601 (0,07867)			
$d\ln(\text{BÖLCSŐDEI ARÁNY})_{t-1}$		0,0628 (0,1188)	-0,0038 (0,1120)	
$d\ln(\text{GDP-VOLUMENINDEX})_{t-3}$		0,5225 (0,2502)	0,2729 (0,2279)	
$d\ln(\text{ÉLELMISZERFOGYASZTÁS})_{t-2}$		0,4433 (0,2437)	0,3897 (0,2300)	
$d\ln(\text{NŐI VÁRHATÓ ÉLETKOR})_{t-3}$		-2,9053 (2,6220)	-2,3406 (2,4599)	
$d\ln(\text{EZER LAKOSRA JUTÓ KIVÁNDORLÁS})_{t-3}$		0,0050 (0,0213)	-0,0114 (0,0178)	
Konstans	-0,0075 (0,0092)	-0,0005 (0,0101)	0,0015 (0,0094)	-0,0051 (0,0054)
Megfigyelések száma	20	31	31	40
Megfigyelési időszak	1994–2013	1983–2013	1983–2013	1974–2013
$R^2$ (százalék)	47,77	20,69	37,31	26,05
Breusch-Godfrey autokorrelációs LM teszt $\chi^2, (p)$	0,345 (0,8418)	8,044 (0,0179)	4,653 (0,0977)	1,693 (0,4289)

*Megjegyzés:* zárójelben standard hiba. A modellekbe egyes idősorok esetén azok természetes alapú logaritmusának első differenciája ( $d\ln$ ) került be az egységgyökpróbák eredményei alapján. (A próbák eredményét lásd a *Függelék F2. táblázatában*.)

\*\*\* 1 százalékos, \*\* 5 százalékos, \* 10 százalékos szinten szignifikáns.

az előző évi tényleges egy gyermekre jutó támogatási arány nagyobb volt, mint amit a megelőző évek adatai alapján vártak volna, az növelte a  $TFRp^*$  értékét, ellenkező esetben csökkentette. Ugyanez vonatkozik a gyekben és gyedben részesülők arányára a 0–3 éves gyermekek számához képest.

Összehasonlításképpen: mint ahogy korábban leírtuk, a svéd modellek esetében a pénzbeli támogatási arány eltérése nem volt szignifikáns, a támogatottak körére vonatkozóan pedig folyamatosan növelték az egyes ellátások igénybevételi idejét,

ami azt jelentette, hogy egyszerre folyamatosan többen vehették igénybe a juttatásokat. Ezért teljességgel érthető, hogy az eltérésre vonatkozó mutatóknak nem volt szerepük a svéd modellekben.

A későbbi használandó logikai lánc miatt szükségünk van a foglalkoztatási ráta hatásmechanizmusának elemzésére is. A foglalkoztatási adatokat tekintve a rövidebb, 1992-től induló modellben a 35–44 éves nők foglalkoztatási rátája – pontosabban annak egyéves késleltetettje – pozitívan és szignifikánsan hatott a  $TFRp^*$ -ra, bár az idősor rövidegsége miatt ezt a hatást csak fenntartásokkal tekinthetjük érvényesnek. A fiatalabb női korosztályok foglalkoztatottsága azonban – ellentétben a svéd kísérleti számításokkal – egyik próbálkozásunk során sem vált szignifikánssá. Úgy tűnik, hogy a magyar nők esetében inkább a potenciális szülések utáni várható elhelyezkedési lehetőség volt szignifikáns kapcsolatban a szülési hajlandósággal, mintsem a tipikusabb szülési korban (25–34 év között) mért foglalkoztatási értékek.

Visszatérve a pénzbeli családi támogatások hatására: amennyiben a 4. táblázat 1. (és 2.) modelljében arra figyelünk, hogy a pénzbeli családi támogatás hatása nem szignifikáns, akkor kialakulhat az az elképzelésünk, hogy a támogatások szintje nem is hat a termékenységre, és csak az a fontos, hogy a támogatások eltérnek-e a korábbiakban megszokott nagyságtól. További, foglalkoztatási rátára vonatkozó regressziós számításaink azonban megmutatták, hogy a gyermekekhez kapcsolódó pénzbeli ellátások értékének növelése csökkentette a foglalkoztatási rátát.<sup>18</sup> A 4. táblázat 1. modellje alapján – mint ahogy az előbb írtuk – a foglalkoztatás növelte a termékenységet. Így áttételen keresztül, de mégis vélelmezhető, hogy a pénzügyi támogatások szintje (és nem csak a trendtől való eltérése) hatott a termékenységre. Más úton, de hasonló következtetésre jut Gábos [2005] és Gábos és szerzőtársai [2009]. Kapitány [2008] kifejezetten a gyed hatását elemezve az 1986 és 1995 közti időszakon kimutatja, hogy a vizsgált években a gyed közel 10 százalékkal növelte a termékenységet. Aassve és szerzőtársai [2006] az 1996 és 1998 közti időszakra vonatkozóan bizonyítja be, hogy a családtámogatások korlátozása negatívan érintette a jogosultak szülési hajlandóságát.

Tovább követve saját logikai láncunkat, a pénzügyi támogatások hatása nem feltétlenül a vártak megfelelően alakult: az előző bekezdésben leírtak alapján (lásd az előző lábjegyzetet) a támogatások növelése csökkentette a női foglalkoztatást, a foglalkoztatás csökkenése pedig az 1. modellt nézve csökkentette a  $TFRp^*$  értékét. Azaz, ha több pénzt költöttek az állami költségvetésből a gyermekekre, akkor e gondolatmenet szerint a termékenységi arányszám csökkenését idézték elő. Scharle [2007] nemzetközi összehasonlító tanulmánya is hasonló ellentmondásos következtetésre jut. Vizsgálata alapján a pénzbeli juttatások csökkentik, a természetbeni juttatások növelik a női munkakínálatot. Kapitány–Spéder [2009] a gyermekvállalási tervek megvalósulását vizsgálva pedig azt találták, hogy a tervezett gyermekek megszületésében a családtámogatási rendszernek és a munkaerőpiaci helyzetnek is nagy súlya van.

<sup>18</sup>  $d \ln(\text{NŐI FOGLALKOZTATÁSI RÁTA 35-44 ÉVES})_t = -0,0046 - 0,5582 d \ln(\text{pénzbeli családtámogatási mutató})_{t-4}$ ,  $R^2 = 44,36$  százalék, megfigyelési időszak 1993–2013, együtthatók standard hibája rendre: 0,0023 ( $p = 0,061$ ), 0,1434 ( $p = 0,001$ ).

Úgy véljük, hogy az általunk vizsgált időszak rövidege, a regressziós modellek így keletkezett bizonytalansága nem teszik lehetővé egyértelmű következtetések levonását a családtámogatási kiadások és a termékenység alakulása közti kapcsolatra. Mindazonáltal ne felejtjük el, hogy a 3. modell és a 4. modell alapján a várt családtámogatási juttatások elmaradása vagy a jogosultak körének szűkülése csökkentette a szülési hajlandóságot. A közvetlen regressziós együtthatók pozitív, de nem szignifikáns értéke, valamint az áttételen keresztül érvényesülő látszólagosan negatív irányú kapcsolat arra hívják fel a figyelmet, hogy feltétlenül hosszabb és konzisztens idősorra lenne szükségünk az egyértelmű hatásmechanizmus kimutatásához.

A modelleredményekből további következtetéseket is levonhatunk. A férfi és a női bérkülönbségek hatása ugyan nem szignifikáns, iránya viszont ugyanazt sejteti, mint a svéd modellben. A jól kereső apa valószínűleg növeli az anya szülési hajlandóságát. A GDP volumenindexe és a korrigált termékenységi arányszám között a magyar adatokon sem rövid, sem hosszú távon nem találtunk kapcsolatot, és ezen változók bevonása a modellekbe nem javította azok illeszkedését. Ugyanez érvényes a bölcsődei és óvodai ellátásban részesülők arányára, a nők várható életkorára, és az élelmiszerkiadások háztartási kiadásokhoz viszonyított arányára. Emellett a magyar adatokon – szemben a svéd megfelelőjükkel – sem a bevándorlás, sem a kivándorlás hatása nem volt kimutatható. Az általunk használt migrációs adatok azonban két különböző forrásból (KSH [2001], [2014], Szász [2004]) származnak, és nem sikerült konzisztensé tennünk a két forrás adatait. Végül a  $TFRp^*$  és a kivándorlás közti kapcsolat hiányát is erős kétkedéssel fogadtuk.

## Összefoglalás, következtetések

Cikkünkben megmutattuk, hogy a gyermekvállalással kapcsolatos eltérő svéd és magyar társadalmi megítélés megfelel a két országban történelmileg kialakult különböző domináns álláspontnak a női munkavégzésre és a dolgozó nők gyermekszülésére vonatkozóan. Ugyanakkor a gyermekvállalás előmozdítása érdekében jelenleg mindkét ország anyagilag is meglehetősen sokat áldoz, kiadásai tekintetében az OECD-országok rangsorában az első ötödben helyezkednek el. Ezeknek az erőfeszítéseknek az eredménye Svédországban meg is mutatkozik, és Magyarországon is úgy tűnik, hogy a sok-sok áldozat végül is pozitívan hatott a termékenységi arányszámra. Az ok-okozati összefüggés azonban Magyarországon korántsem olyan egyértelmű.

A termékenység arányszám növekedéseként azt tekintettük, amikor az idő és paritási struktúra szerint korrigált Bongaarts-Feeney-féle termékenységi arányszám, a  $TFRp^*$  növekedett. Felhívtuk a figyelmet arra, hogy a  $TFRp^*$  a vizsgálati időszakban sokkal pontosabban adta vissza a termékenységi értéket, mint a hagyományos  $TFR$ . A  $TFRp^*$  ugyanis mentes az 1970 és a 2010-es évek közt tipikusan fennálló halasztási (ritkán előre hozási) magatartás következményeitől, mert a korrekció révén „beszámítja” az elhalasztott, azaz később születendő gyermekeket is (illetve levonja a korábban születettekét). Úgy tűnik, hogy a jelenlegi időszakra, vagyis a 2010-es évek közepére már sokkal kevésbé jellemző a szülések halasztása, ami a

biológiai korlátok miatt is egyre kevésbé képzelhető el. Attól a pillanattól kezdve, amikor valóban megszűnik a halasztás, a  $TFRp^*$  teljesen meg fog egyezni a  $TFR$ -rel. A visszatekintő elemzések esetén azonban feltétlenül a  $TFRp^*$  használatát javasoljuk. Valószínűnek tartjuk, hogy a termékenységi arányszám egy országon belüli idősoros elemzése – fontossága ellenére – azért fordul elő csak viszonylag ritkán a szakirodalomban, mert a magyarázó változókra vonatkozó adathiány mellett a  $TFR$  esetlegessége, a gazdaságpolitikai beavatkozások hatására történő rövid távú változásai is akadályozzák a pontosabb összefüggések kimutatását.

A korrigált termékenységi arányszámra ható tényezők feltárásakor a legkisebb négyzetek módszerét használtuk. A számunkra legfontosabb kategóriákat illetően – nők foglalkoztatása, valamint a pénzbeli családi támogatások – Svédországban robusztus eredményeket kaptunk. Mind a nők foglalkoztatása, mind a pénzbeli családi támogatások növelték a svéd  $TFRp^*$  értékét. A foglalkoztatás esetében akár a hagyományosan szülőképes korú (25–34 évesek), akár a 10 évvel idősebb nők (35–44 évesek) foglalkoztatási adatait használtuk, pozitív és szignifikáns kapcsolatot találtunk. A pénzbeli családi támogatásoknál azt is megvizsgáltuk, hogy volt-e magyarázó ereje a trendtől, a várt értékektől való eltérésnek. A magyar összefüggésekkel ellentétesen Svédországra vonatkozóan ilyen irányú szignifikáns kapcsolatot nem találtunk, igaz, a vizsgált időszakban a trendtől való eltérés is csak minimális volt.

Kíváncsiak voltunk arra is, hogy a migráció hogyan befolyásolta a termékenységi arányszám értékeit. Ugyan a  $TFRp^*$  a migrációval nem korrigál, azaz ugyanúgy, mint a  $TFR$ , arra a feltételezésre épít, hogy ha a megfigyelési évben az adott életkorú bevándorló nők adott százaléka adott paritású gyermeket szült, akkor ez az elkövetkezendő években is így lesz. A  $TFRp^*$  mutató nem képes „beszámítani” a várható migrációs trendet. Ennek ellenére valamifajta információtartalma mégis van arra vonatkozóan, hogy például a migráció növelte-e a termékenységet. Erre a kérdésre Svédországban áttételeken keresztül igen választ kaptunk, Magyarországon azonban ilyen irányú kapcsolatot a kivándorlás esetében sem találtunk, bár a felhasznált magyar adatok pontossága nagyon erősen megkérdőjelezhető.

A foglalkoztatás és a  $TFRp^*$ , valamint a pénzbeli családtámogatások és a  $TFRp^*$  között Magyarországon nagyjából hasonló kapcsolatot találtunk, mint Svédországban. Ezek az összefüggések azonban általában nem voltak szignifikánsak. Az elsődleges szülőképes kor utáni női korosztály (35–44 évesek) foglalkoztatási aránya ugyan szignifikáns módon növelte a  $TFRp^*$  értékét, de ebben az esetben a foglalkoztatási adatok rövid idősora okozott problémát. A pénzbeli családi támogatások  $TFRp^*$ -ot növelő hatása pedig nemhogy nem volt szignifikáns, de ha egy logikai láncon keresztül próbáltuk kideríteni a kapcsolatok irányát, akkor nem várt eredményt tapasztaltunk. A pénzbeli családi támogatások ugyanis csökkentették a foglalkoztatást, a foglalkoztatás csökkenése pedig csökkentette a  $TFRp^*$  értékét. Aki ennek alapján mérselteni javasolja a pénzbeli családi támogatások összegét, annak azt is figyelembe kell vennie, hogy a támogatási trendről való eltérés – akár összegét, akár a támogatottak körét tekintjük – egyértelműen negatívan befolyásolta a  $TFRp^*$  értékeit.

Összességében a magyarországi ok-okozati kapcsolatok sokkal bizonytalanabbnak mutatkoztak, mint a svédországiak. Úgy tűnik, a több évtizeden keresztül folytatott

következetes svédországi családpolitika valóban olyan helyzetet teremtett, amikor sikerült összehangolni a nők munkavállalási és gyermeknevelési tevékenységét. Ebben a környezetben a családpolitikai kiadások egyértelműen éreztették hatásukat, segítségükkel sikerült megnövelni, illetve viszonylag magas szinten tartani a korrigált termékenységi arányszám értékét. Ezzel szemben Magyarországon a folyamatos változások – és valószínűleg a női foglalkoztatásban meglevő ellentmondások – hatására is sokkal kevésbé térültek meg a családpolitikai kiadások. Úgy tűnik, hogy a családtámogatás hatékonysága szorosan összefügg azok következetességével és az általánosan alkalmazott foglalkoztatási stratégiával.

### *Hivatkozások*

- AASSVE, A.–BILLARI, F. C.–SPÉDER, ZS. [2006]: Societal transition, policy changes and family formation: evidences from Hungary. *Journal of European Population*, Vol. 22. No. 2. 127–152. o. <http://dx.doi.org/10.1007/s10680-005-7434-2>.
- ADEMA, W.–ALI, N.–THÉVEONON, O. [2014]: Changes in Family Policies and Outcomes: Is there Convergence? OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 157. OECD Publishing, <http://dx.doi.org/10.1787/5jz13wllxgzt-en>.
- AKTUALITÁSOK.HU [2016]: Hogyan lehet dolgozni gyes vagy gyed mellett? (2016) <http://www.aktualitasok.hu/hogyan-lehet-dolgozni-gyes-vagy-gyed-mellett.html#> Letöltés: 2016. március 13.
- BERDE ÉVA–NÉMETH PETRA [2015]: Adjusted Czech, Hungarian and Slovak Fertility Rates Compared with the Traditional Total Fertility Rate. *Hungarian Statistical Review*, Special Number, 19. 87–107. o.
- BERGQUIST, C. [2007]: Scandinavian Family Policies after 1945 in Comparison. Paper presented at International and Interdisciplinary Conference: The German Half-Day Model: A European Sonderweg? The ‘Time Politics’ of Child Care, Pre School and Elementary School Education in Post-War Europe. Kölni Egyetem, március 1–3.
- BILLARI, F.–KÖHLER, H. P. [2004]: Patterns of Lowest-Low Fertility in Europe. *Population Studies*, Vol. 58. No. 2. 161–176. o. <http://dx.doi.org/10.1080/0032472042000213695>.
- BIRYUKOVA, S.–SINYAVSKAYA, O.–NURIMANOVA, I. [2016]: Estimating effects of 2007 family policy changes on probability of second and subsequent births in Russia. Higher School of Economics Research Paper, WP BRP 68/SOC/2016. <https://www.hse.ru/data/2016/02/03/1137672794/68SOC2016.pdf>.
- BONGAARTS, J.–FEENEY, G. [2004]: The Quantum and Tempo of Life-Cycle Events. The Mortality Tempo Workshop sponsored by the Max Planck Institute for Demographic Research and the Population Council, New York, november 18–19.
- BONGAARTS, J.–FEENEY, G. [2006]: The Tempo and Quantum of Life Cycle Events. Megjelent: *Philipov, D.–Liefbroer, A. C.–Billari, F. C. (szerk.): Vienna Yearbook of Population Research 2006*. Österreichische Akademie der Wissenschaften, Bécs. 115–151. o.
- BONGAARTS, J.–SOBOTKA, T. [2012]: A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility. *Population and Development Review*, Vol. 38. No. 1. 83–120. o.
- CASTLES, F. G. [2003]: The world turned upside down: below replacement fertility, changing preferences and family-friendly public policy in 21 OECD countries. *Journal of European Social Policy*, Vol. 13. No. 3. 209–227. o. <http://dx.doi.org/110.1177/09589287030133001>.

- CHESNAIS, J. C. [1998]: Below-Replacement Fertility in the European Union (EU-15): Facts and Policies, 1960–1997. *Review of Population and Social Policy*, No. 7. 83–101. o.
- D’ADDIO, A. C.–D’ERCOLE, M. M. [2005]: Trends and Determinants of Fertility Rates in OECD Countries: The Role of Policies. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 27. <http://www.oecd.org/els/family/35304751.pdf>.
- ENGELHARDT, H.–KÖGEL, T.–PRSKAWETZ, A. [2004]: Fertility and women’s employment reconsidered: A macro-level time-series analysis for developed countries, 1960–2000. *Population Studies*, Vol. 58. No. 1. 109–120. o. <http://dx.doi.org/10.1080/0032472032000167715>.
- ENGELHARDT, H.–PRSKAWETZ, A. [2004]: On the Changing Correlation Between Fertility and Female Employment over Space and Time. *European Journal of Population*, Vol. 20. No. 1. 35–62. o. <http://dx.doi.org/10.1023/b:euip.0000014543.95571.3b>.
- ESPENSHADE, T. J.–GUZMAN, J. C.–WESTOFF, C. F. [2003]: The Surprising Global Variation in Replacement Fertility. *Population Research And Policy Review*, Vol. 22. No. 5–6. 575–583. o. <http://dx.doi.org/10.1023/b:popu.0000020882.29684.8e>.
- GÁBOS ANDRÁS [2005]: A magyar családtámogatási rendszer termékenységi hatásai. PhD-értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem, Szociológia PhD-program, [http://phd.lib.uni-corvinus.hu/79/1/gabos\\_andras.pdf](http://phd.lib.uni-corvinus.hu/79/1/gabos_andras.pdf).
- GÁBOS ANDRÁS–GÁL RÓBERT ISTVÁN–KÉZDI GÁBOR [2009]: Birth order fertility effects of child-related benefits and pensions – a test on Hungarian data. *Population Studies*, Vol. 63. No. 3. 215–231. o. <http://dx.doi.org/10.1080/00324720903215293>.
- GAUTHIER, A. H. [2007]: The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review*, Vol. 26. No. 3. 323–346. o. <http://dx.doi.org/10.1007/s11113-007-9033-x>.
- GRANGER, C. W. J. [1969]: Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, Vol. 37. No. 3. 424–438. o.
- HOEM, B.–HOEM, J. M. [1996]: Sweden’s family policies and roller-coaster fertility. *Jinko Mondai Kenkyu*, Vol. 52. No. 3–4. 1–22. o.
- HOEM, J. M. [1990]: Social Policy and Recent Fertility Change in Sweden. *Population and Development Review*, Vol. 16. No. 4. 735–748. o.
- HOEM, J. M. [1993]: Public Policy as the Fuel of Fertility: Effects of a Policy Reform on the Pace of Childbearing in Sweden in the 1980s. *Acta Sociologica*, Vol. 36. No. 1. 19–31. o.
- HOEM, J. M. [2005]: Why does Sweden have such high fertility? *Demographic Research*, Vol. 13. No. 22. 559–572. o. <http://dx.doi.org/10.4054/DemRes.2005.13.22>.
- IGAZNÉ PRÓNAI BORBÁLA [2006]: A kötelező társadalombiztosítás kialakulása, fejlődése Magyarországon. PPKE, Történelemtudományi Doktori Iskola, PhD-értekezés, <https://btk.ppke.hu/DR/igazne.pdf>.
- IGNITS GYÖRGYI–KAPITÁNY BALÁZS [2006]: A családtámogatások alakulása: célok és eszközök. *Demográfia*, 49. évf. 4. sz. 383–401. o.
- KAMARÁS F.–KOCOURKOVA, J.–MOORS, H. [1998]: The impact of social policies on reproductive behavior. Megjelent: *Palomba, R.–Moors, H. (szerk.): Population, family and welfare: A comparative survey of European attitudes*. Clarendon Press, Oxford, Vol. 2. 242–261. o.
- KAPITÁNY BALÁZS [2008]: A „gyed-hatás” Az 1985 és 1996 közötti családtámogatási rendszer termékenységre gyakorolt hatása. *Demográfia*, 51. évf. 1. sz. 51–78. o.
- KAPITÁNY BALÁZS–PAKOT LEVENTE–ROHR ADÉL–SZABÓ LAURA–TÓTH GERGELY–VARGHA LILI [2015]: *Demográfiai Fogalomtár*. Szerk.: *Kapitány Balázs*, KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest.



- KAPITÁNY BALÁZS–SPÉDER ZSOLT [2009]: A munkaerőpiac és a pénzbeli családtámogatási rendszer hatása a gyermekvállalási tervek megvalósulására. Megjelent: *Nagy Ildikó–Pongrácz Tiborné* (szerk.): Szerepváltozások 2009. Jelentések a nők és a férfiak helyzetéről. Társki, Budapest, 79–94. o.
- KOHLER, H. P.–BILLARI, F. C.–ORTEGA, J. A. [2002]: The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and development review*, Vol. 28. No. 4. 641–680. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1728-4457.2002.00641.x>.
- KOHLER, H. P.–ORTEGA, J. A. [2002]: Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility. *Demographic Research*, Vol. 6. No. 6. 92–144. o. <http://dx.doi.org/10.4054/demres.2002.6.6>.
- KÖGEL, T. [2004]: Did the Association between Fertility and Female Employment Within OECD Countries Really Change its Sign? *Journal of Population Economics*, Vol. 17. No. 1. 45–65. o. <http://dx.doi.org/10.1007/s00148-003-0180-z>.
- KÖLLŐ JÁNOS [2012]: A család és a munka összeegyeztetése – a gyermeknevelési támogatások hatásai. Megjelent: *Fazekas Károly–Scharle Ágota* (szerk.): A magyar foglalkoztatáspolitikai két évtizede, 1990–2010. Budapest Szakpolitikai Elemző Intézet–MTA KRTK Közgazdaság-tudományi Intézet, Budapest, [http://www.budapestinstitute.eu/uploads/foglpol20\\_6\\_3anyasag.pdf](http://www.budapestinstitute.eu/uploads/foglpol20_6_3anyasag.pdf).
- KSH [2001]: Demográfiai Évkönyv, 2000. (1.8.2. A magyarok nemzetközi vándorlásának összefoglaló adatai.) Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [2014]: Demográfiai Évkönyv, 2013. (8.1.2. A magyarok nemzetközi vándorlásának összefoglaló adatai.) Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [2015a]: Oktatási adatok, 2014/2015. Statisztikai tükör, 31. <https://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/oktat/oktatas1415.pdf>.
- KSH [2015b]: Helyzetkép a kisgyermekek napközbeni ellátásáról, 2014, Statisztikai tükör, 67. <https://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/stattukor/kisgyermnapkozbeni/kisgyermnapkozbeni14.pdf>.
- KUCZYNSKI, R. R. [1932]: *Fertility and Reproduction: Methods of Measuring the Balance of Births and Deaths*. Falcon Press, New York.
- LÖFSTRÖM, Å.–WESTERBERG, T. [2002]: *Factors Behind Fertility Swings in Sweden 1965–1998*. Kézirat, Umeå Economic Studies Number 582, Umeå University, Department of Economics.
- MALTHUS, T. [1798]: *An essay on the principle of population*. John Murray, London. <http://www.econlib.org/library/Malthus/malPlongCover.html>.
- MYRDAL, A.–MYRDAL, G. [1934]: *Kris i Befolkningsfrågan*, Albert Bonniers Förlag, Stockholm <http://libris.kb.se/bib/367954>. Bővített angol nyelvű kiadás *Myrdal, A. [1941]: Nation and Family. The Swedish Experiment in Democratic Family and Population Policy*, Harper, New York.
- OECD [2016a]: *Social Expenditure, Aggregated data*. OECD.Stat, [http://stats.oecd.org/Index.aspx?datasetcode=SOCX\\_AGG](http://stats.oecd.org/Index.aspx?datasetcode=SOCX_AGG).
- OECD [2016b]: *LFS by sex and age – indicators: Employment-population ratios*. OECD.Stat, <http://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=64196>.
- RØNSEN, M.–SKREDE, K. [2010]: Can public policies sustain fertility in the Nordic countries? Lessons for the past and question for the future. *Demographic Research*, Vol. 22. No. 13. 321–346. o. <http://dx.doi.org/10.4054/demres.2010.22.13>.
- SCHARLE ÁGOTA [2007]: The effect of welfare provisions on female labour supply in Central and Eastern Europe. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, Vol. 9. No. 2. 157–174. o. <http://dx.doi.org/10.1080/13876980701311596>.



- SLEEBOS, J. [2003]: Low Fertility Rates in OECD Countries: Facts and Policy Responses. OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers, No. 15. OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/568477207883>.
- SOBOTKA, T.–LUTZ, W. [2011]: Misleading Policy Messages Derived from the Period TFR: Should We Stop Using it? Comparative Population Studies–Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, Vol. 35. No. 3. 637–664. o.
- SPÉDER ZSOLT–KAMARÁS FERENC [2008]: Hungary: Secular Fertility Decline with Distinct Period Fluctuations. Demographic Research, Vol. 19. No. 18. 599–664. o.
- STATISTICS OF SWEDEN [2015]: Yearbook of Education Statistics, 2015. Statistics Sweden, Lars-Olov Sundh, Sweden. [http://www.scb.se/en\\_/Finding-statistics/Publishing-calendar/Show-detailed-information/?publobjid=22768](http://www.scb.se/en_/Finding-statistics/Publishing-calendar/Show-detailed-information/?publobjid=22768).
- SZÁSZI FERENC [2004]: Adatok a magyar kivándorlás történetéhez 1945–1989. Megjelent: *Valush Tibor* (szerk.): Magyar társadalomtörténeti olvasókönyv 1944-től napjainkig. Osiris, Budapest.
- SZIKRA DOROTTYA [2010]: Családtámogatások Európában történeti perspektívában. Megjelent: *Simony Ágnes* (szerk.): Családpolitikák változóban. Szociálpolitikai és Munkaügyi Intézet, Budapest, 9–19. o.
- SZIKRA DOROTTYA–TOMKA BÉLA [2009]: Social Policy in East Central Europe. Major Trends in the 20st Century. Megjelent: *Cerami, A.–Vanhuysse, P.* (szerk.): Post-Communist Welfare Pathways: Theorizing Social Policy Transformations in Central and Eastern Europe. Palgrave Macmillan, Basingstoke, [http://dx.doi.org/10.1057/9780230245808\\_2](http://dx.doi.org/10.1057/9780230245808_2).
- WALKER, J. R. [1995]: The effect of public policies on recent Swedish fertility behavior. Journal of Population Economics, Vol. 8. No. 3. 223–251. o.
- YAMAGUCHI, K.–BEPPU, M. [2004]: Survival Probability Indices of Period Total Fertility Rate. Discussion Paper Series, 2004-01. The Population Research Centre, NORC, The University of Chicago, Chicago, <http://www.src.uchicago.edu/prc/pdfs/yamagu04.pdf>.
- ZAMAC, J.–HALLBERG, D.–LINDH, T. [2010]: Low Fertility and Long-Run Growth in an Economy with a Large Public Sector. European Journal of Population, Vol. 26. No. 2. 183–205. o. <http://dx.doi.org/10.1007/s10680-009-9184-z>.

## Függelék

### *A termékenységi arányszám tanulmányunkban szereplő változatai*

*CFR (completed fertility rate)*: a befejezett termékenység vagy végső gyermekszám. Szokás befejezett kohorsztermékenységi arányszámként is hivatkozni rá. A demográfia egyik legfontosabb mutatószáma, amely összefoglalóan mutatja be egy adott generáció tényleges termékenységét (*Kapitány és szerzőtársai* [2015]).

*TFR (total fertility rate)*: teljes termékenységi arányszám vagy periódusos teljes termékenységi arányszám. Azt mutatja meg, hogy ha az adott év termékenységi adatai állandósulnának, akkor egy nő élete folyamán átlagosan hány gyermeknek adna életet (*Kapitány és szerzőtársai* [2015]).

*TFR<sup>\*</sup>*: az ütem és paritás szerint korrigált Bongaarts–Feeney-féle teljes termékenységi arányszám. Figyelembe veszi a megfigyelési év paritási struktúráját, és a hazard típusú paritásos termékenységi arányszámokat a kérdéses paritásra vonatkozó szülési

életkor trendje alapján korrigálja. Ez tulajdonképpen azt jelenti, hogy a paritásonként számított hagyományos *TFR*-értékeket elosztja  $(1 - r)$ -rel, ahol  $r$  a kérdéses naptári évet követő, és az azt megelőző, adott paritásra vonatkozó anyai életkor különbségének átlaga, majd alapvető algebrai összefüggések alapján kiszámítja a paritásonkénti korrigált termékenységi arányszámot. A teljes korrigált termékenységi arányszám a paritásonkénti termékenységi arányszámok összege (*Bongaarts–Feeney* [2004], [2006]).

#### *F1. táblázat*

A modellekben használt változók részletes leírása

Célváltozó: *TFR<sub>p</sub>*\*

A változó megnevezése	Változó tartalma
PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ	Egy 0–16 éves gyermekre jutó összes pénzbeli családtámogatási kiadás a bruttó átlagkeresethez viszonyítva. A pénzbeli családtámogatási kiadások tartalmazzák a szülői és gyermekgondozási szabadság alatt folyósított pénzbeli ellátásokat, anyasági támogatásokat, a családi pótlékot, gyermeknevelési támogatásokat, adókedvezményeket
PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ ELTÉRÉSE A VÁRTHOZ KÉPEST	A tényleges pénzbeli családtámogatási mutatóból (egy 0–16 éves gyermekre jutó összes pénzbeli támogatási kiadás az éves bruttó átlagkeresethez viszonyítva) levonjuk a mutató várt értékét. Várt értéként a mutató előző évi növekedési ütemét szorozzuk be annak előző évi tényleges értékével.
GYESBEN ÉS GYEDBEN RÉSZESÜLŐK ELTÉRÉSE A VÁRTHOZ KÉPES	A gyés-gyed-ellátásban részesülők aránya a 0–3 éves gyermekek számához képest tényleges értékének eltérése a várttól. A várt értéként a mutató előző évi növekedési ütemét szorozzuk be annak előző évi tényleges értékével.
NŐI FOGLALKOZTATÁS 35–44 ÉVES KOROSZTÁLY	A 35 és 44 éves női korosztály foglalkoztatási rátája
FÉRFI ÉS NŐI BÉRKÜLÖNBSÉG	Férfiak és nők bérkülönbsége a férfiak béréhez viszonyítva
BÖLCSŐDEI ARÁNY	1–3 éves gyermekek körében a bölcsődés gyermekek aránya
GDP-VOLUMENINDEX	GDP-volumenindex
ÉLELMISZERFOGYASZTÁS	A háztartások egy főre jutó élelmiszer- és élvezeticekk-kiadása a teljes egy főre jutó kiadáshoz viszonyítva
NŐI VÁRHATÓ ÉLET KOR	A nők születéskor várható átlagos életkora
EZER LAKOSRA JUTÓ KIVÁNDORLÁS	Ezer lakosra jutó kivándorlók száma
EZER LAKOSRA JUTÓ BEVÁNDORLÁS	Ezer lakosra jutó bevándorlók száma

## F2. táblázat

Egységgyökpróbák eredményei a bevont változókra és azok első differenciájára

	Phillips–Perron-próba		Kiterjesztett Dickey–Fuller-próba	
	egyéves késleltetéssel	kétéves késleltetéssel	egyéves késleltetéssel	kétéves késleltetéssel
<i>Svédország</i>				
$\ln(TFRp^*)$	-1,459 (0,5538)	-1,603 (0,4821)	-1,689 (0,4367)	-2,146 (0,2264)
$d\ln(TFRp^*)$	-4,620 (0,0001)	-4,669 (0,0001)	-2,711 (0,0721)	-2,015 (0,2798)
$\ln(\text{PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ})$	-1,576 (0,4956)	1,678 (0,4426)	-1,919 (0,3231)	-2,012 (0,2812)
$d\ln(\text{PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ})$	-3,613 (0,0055)	-3,630 (0,0052)	-2,770 (0,0627)	-2,077 (0,2538)
$(\text{PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ ELTÉRÉSE A VÁRTHOZ KÉPEST})$	-7,930 (0,0000)	-7,304 (0,0000)	-5,879 (0,0000)	-3,945 (0,0017)
$\ln(\text{NŐI FOGLALKOZTATÁS 35–44 ÉVES KOROSZTÁLY})$	-1,316 (0,6218)	-1,452 (0,5569)	-2,139 (0,2291)	-1,825 (0,3680)
$d\ln(\text{NŐI FOGLALKOZTATÁS 35–44 ÉVES KOROSZTÁLY})$	-2,994 (0,0355)	-2,948 (0,040)	-2,654 (0,0823)	-2,429 (0,1337)
$\ln(\text{FÉRFI ÉS NŐI BÉRKÜLÖNBSÉG})$	-2,222 (0,1983)	-2,153 (0,2236)	-2,403 (0,1410)	-1,807 (0,3770)
$d\ln(\text{FÉRFI ÉS NŐI BÉRKÜLÖNBSÉG})$	-8,966 (0,0000)	-9,381 (0,0000)	-4,525 (0,0002)	-4,521 (0,0002)
$\ln(\text{BÖLCSŐDEI ARÁNY})$	-2,511 (0,1127)	-2,496 (0,1163)	-1,493 (0,5369)	-1,698 (0,4321)
$d\ln(\text{BÖLCSŐDEI ARÁNY})$	-3,215 (0,0191)	-3,140 (0,0237)	-3,731 (0,0037)	-2,864 (0,0497)
$\ln(\text{GDP-VOLUMENINDEX})$	-0,206 (0,9378)	-0,207 (0,9377)	-0,303 (0,9250)	0,092 (0,9655)
$d\ln(\text{GDP-VOLUMENINDEX})$	-4,314 (0,0004)	-4,249 (0,0005)	-4,113 (0,0009)	-3,202 (0,0199)
$\ln(\text{ÉLEMISZERFOGYASZTÁS})$	-1,260 (0,6471)	-1,263 (0,6458)	-1,649 (0,4577)	-2,018 (0,2787)
$d\ln(\text{ÉLEMISZERFOGYASZTÁS})$	-3,744 (0,0035)	-3,607 (0,0056)	-3,865 (0,0023)	-2,806 (0,0574)
$\ln(\text{NŐI VÁRHATÓ ÉLETKOR})$	-1,066 (0,7283)	-1,143 (0,6976)	-0,871 (0,7974)	-0,616 (0,8673)
$d\ln(\text{NŐI VÁRHATÓ ÉLETKOR})$	-9,493 (0,0000)	-9,840 (0,0000)	-6,327 (0,0000)	-2,746 (0,0639)

## Az F2. táblázat folytatása

	Phillips–Perron-próba		Kiterjesztett Dickey–Fuller-próba	
	egyéves késletteléssel	kétéves késletteléssel	egyéves késletteléssel	kétéves késletteléssel
ln (EZER LAKOSRA JUTÓ KIVÁNDORLÁS)	-0,381 (0,9132)	-0,391 (0,9115)	-0,381 (0,9132)	-0,404 (0,9094)
ln (EZER LAKOSRA JUTÓ KIVÁNDORLÁS)	-5,483 (0,0000)	-5,482 (0,0000)	-4,142 (0,0008)	-3,704 (0,0041)
$d$ ln (EZER LAKOSRA JUTÓ BEVÁNDORLÁS)	-1,363 (0,5997)	-1,190 (0,6777)	-1,647 (0,4586)	-1,144 (0,6972)
$d$ ln (EZER LAKOSRA JUTÓ BEVÁNDORLÁS)	-5,090 (0,0000)	-5,057 (0,0000)	5,580 (0,0000)	-3,934 (0,0018)
<i>Magyarország</i>				
ln ( $TFRP^*$ )	-0,270 (0,9296)	-0,143 (0,9449)	-0,674 (0,8534)	0,385 (0,9809)
$d$ ln ( $TFRP^*$ )	-5,095 (0,0000)	-4,945 (0,0000)	-5,360 (0,0000)	-4,886 (0,0000)
ln (PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ)	-3,025 (0,0327)	-2,999 (0,0350)	-2,813 (0,0565)	-2,589 (0,0953)
$d$ ln (PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ)	-3,973 (0,0016)	-3,959 (0,0016)	-3,312 (0,0144)	-3,182 (0,0211)
PÉNZBELI CSALÁDTÁMOGATÁSI MUTATÓ ELTÉRÉSE A VÁRTHOZ KÉPEST	-7,013 (0,0000)	-7,103 (0,0000)	-5,439 (0,0000)	-4,529 (0,0002)
GYESBEN ÉS GYEDBEN RÉSZESÜLŐK ELTÉRÉSE A VÁRTHOZ KÉPEST	-9,285 (0,0000)	-10,131 (0,0000)	-7,258 (0,0000)	-5,589 (0,0000)
ln (NŐI FOGLALKOZTATÁS 35–44 ÉVES KOROSZTÁLY)	-4,071 (0,0111)	-4,06 (0,0111)	-2,772 (0,0624)	-2,033 (0,2721)
$d$ ln (NŐI FOGLALKOZTATÁS 35–44 ÉVES KOROSZTÁLY)	-3,663 (0,0047)	-3,695 (0,0042)	-3,502 (0,0079)	-3,104 (0,0263)
ln (FÉRFI ÉS NŐI BÉRKÜLÖNBSÉG)	-1,305 (0,6267)	-1,31 (0,6210)	-1,402 (0,5813)	-1,326 (0,6171)
$d$ ln (FÉRFI ÉS NŐI BÉRKÜLÖNBSÉG)	-3,660 (0,0047)	-3,654 (0,0048)	-2,335 (0,1609)	-1,652 (0,4561)
ln (BÖLCSŐDEI ARÁNY)	-1,624 (0,4707)	-1,615 (0,4754)	-1,517 (0,5252)	-1,166 (0,6882)

## Az F2. táblázat folytatása

	Phillips–Perron-próba		Kiterjesztett Dickey–Fuller-próba	
	egyéves késleltetéssel	kétéves késleltetéssel	egyéves késleltetéssel	kétéves késleltetéssel
$d\ln(\text{BÖLCSŐDEI ARÁNY})$	-5,422 (0,0000)	-5,370 (0,0000)	-4,847 (0,0000)	-3,329 (0,0136)
$\ln(\text{GDP-VOLUMENINDEX})$	-2,417 (0,1369)	-2,307 (0,1698)	-1,825 (0,3681)	-1,577 (0,4951)
$d\ln(\text{GDP-VOLUMENINDEX})$	-3,423 (0,0102)	-3,429 (0,0100)	-2,739 (0,0676)	-2,559 (0,1018)
$\ln(\text{ÉLEMISZERFOGYASZTÁS})$	0,358 (0,9798)	0,372 (0,9804)	0,053 (0,9627)	0,451 (0,9833)
$d\ln(\text{ÉLEMISZERFOGYASZTÁS})$	-4,600 (0,0001)	-4,468 (0,0002)	-4,614 (0,0001)	-2,672 (0,0790)
$\ln(\text{NŐI VÁRHATÓ ÉLETKOR})$	0,950 (0,9937)	1,123 (0,9954)	1,463 (0,9974)	1,597 (0,9978)
$d\ln(\text{NŐI VÁRHATÓ ÉLETKOR})$	-7,154 (0,0000)	-7,192 (0,0000)	-5,031 (0,0000)	-3,880 (0,0022)
$\ln(\text{EZER LAKOSRA JUTÓ KIVÁNDORLÁS})$	-1,073 (0,7259)	-1,280 (0,6385)	-1,626 (0,4693)	-1,622 (0,4718)
$d\ln(\text{EZER LAKOSRA JUTÓ KIVÁNDORLÁS})$	-3,058 (0,0302)	-3,148 (0,0232)	-2,510 (0,1131)	-3,075 (0,0285)

Zárójelben a  $p$  értékek.