

A „GYED-HATÁS”
Az 1985 és 1996 közötti családtámogatási rendszer termékenységre
gyakorolt hatása

KAPITÁNY BALÁZS

A népesedéspolitikai intézkedések hatásosságának méréséről

A demográfia tudományának egyik klasszikus, napjainkban is gyakran vitatott kérdése, hogy a pénzbeli családtámogatási rendszer segítségével valóban növelhető-e a gyermekvállalási kedv. Ha csak a nyers adatokat tekintjük, hogy az egyes pénzbeli családtámogatási intézkedések bevezetését követően hogyan emelkedett a születésszám, nehezen tűnik vitathatónak a pozitív hatás. Azonban az ilyen „szemrevételezéses” módszerrel levont következtetésekkel két igen jelentős probléma van.

Egyfelől két jelenség együttjárása nem feltétlenül jelent oksági összefüggést. Ezek bekövetkezhetnek egymástól teljesen függetlenül is, vagy következményei lehetnek egy közös oknak (például a gazdasági klíma változásainak stb.).

Másfelől, még ha egy intézkedés befolyásolja is a bevezetését követő naptári évek termékenységét, igencsak kérdéses, hogy nem csupán az időzítés módosításáról, vagyis az amúgy is tervezett gyermekvállalás előrehozásáról van-e szó? Ebben az esetben ugyanis költséges módon a családtámogatásokkal csak azt sikerült elérni, hogy az intézkedést követő évek megemelkedett gyermekszámát erőteljes csökkenés kövesse, miközben a befejezett termékenység jöttanyit sem változik. Valós termékenységi határról ugyanis csak akkor beszélhetnénk, ha bebizonyosodna, hogy egy pénzbeli családtámogatási forma az érintett korosztályok befejezett termékenységét is megnövelte. Mindennek számszerűsítése pedig csak akkor lenne lehetséges, ha ennek a többlettermékenységnek a mértékéről is lennének információink.

A feladat azért igen nehéz, mert így egy adott intézkedés hatásosságáról csak évtizedekkel később, a propagatív életszakasz lezárultakor állíthatnánk valamit, amennyiben rendelkezésünkre állna vagy egy kontrollcsoport, vagy ki tudnánk szűrni az évtizedek alatt fellépő minden egyéb hatást. Ez pedig a gyakorlatban igen nehezen oldható meg.

Mivel azonban ez a kérdés a népesedéspolitika alfája és omegája, és ráadásul igen sokan szinte „ideológiai alapon” tagadják a pronatalista népesedéspolitika hatékonyságát, a szakirodalomban a legkülönbözőbb módszerek segítségé-

vel próbálják megoldani ezt az érdekes, bár rendkívül nehéz módszertani feladatot.

A törekvéseknek több, egymástól elkülönülő ága van. A különféle bizonyítási eljárások különféle tudományágak kedvelt módszereire építenek. A személyi szintű adatbázisok elemzése a szociológia, az ökonometria elemzések a közgazdaságtan bevett eszközei. A gyermekszám-növekedési valószínűségek vizsgálata a klasszikus demográfia eszköztárára épít, a kontrollcsoportos kvázikísérleteket az orvostudomány preferálja, míg a modellezés talán leginkább a modern fizikához köthető. A következőkben néhány példával röviden bemutatjuk a főbb eljárástípusokat. Természetesen az alábbiakban ismertetendő öt fő típuson kívül több más eljárás is létezik (például az utolsó csoporthoz részben kapcsolódó, de attól lényeges elemeiben eltérő mikroszimuláció, lásd pl. Laroque – Salanie 2005), illetve a módszereknek más csoportosítása is elképzelhető (erre példa többek között Gauthier 2007).

Ezzel a rövid, nem teljes körű és szisztematikus áttekintéssel a célunk elsősorban a használható módszerek, illetve bírálható elemeik listázása. Ezek ugyanis kijelölik azt a mozgásteret, amelyekben saját elemzésünk mozoghat majd, illetve azokat az igényeket, amelyeknek egy ilyen vizsgálatnak meg kell felelnie.

Mikroszintű elemzések

Nagy számban készülnek olyan elemzések, amelyek mikroszintű, azaz mintavételen vagy regiszteradatokon alapuló személyi szintű adatokat tartalmazó adatbázisokat használnak. Ezekben a magyarázott jelenség általában az interjúalany valahányadik gyermekének megszületése, míg a hatást egy adott támogatás személyi szintű hozzáféréseivel magyarázzák (pl. gyedjogosultság, bölcsődei elhelyezés stb.). A magyarázó modellek általában valamilyen regressziós modellek, amelyekben a lehető legtöbb változót kontrollálva törekednek a valós összefüggések kimutatására. Ez az esetek többségében sikerül is.

A különböző országokban készült vizsgálatok a pénzbeli juttatások esetén általában,¹ míg az intézményi ellátások esetén sok esetben pozitív hatásokról számoltak be (pl. del Boca 2002). Az eredmények azonban országonként és módszerenként szórást mutatnak. Ronsen (2004) például finn és norvég adatokon a pénzbeli anyasági ellátások pozitív hatását mutatja ki, míg a gyermekgondozási intézmények elérhetőségének befolyását nem érzékeli. Hank és Kreyenfeld (2003) német adatokon szintén nem talál összefüggést az utóbbi tényezővel. Ezzel szemben Kravdal (1996) norvég adatokon egy évtizeddel

¹ Általunk ismert kivétel Hoem – Prskawetz – Neyer (2001), akik Ausztriában nem tudtak kimutatni pozitív hatást a harmadik gyermek születésére. Ezzel szemben – mint majd látni fogjuk – Lalive – Zweimüller (2005) egyértelmű pozitív hatást talált.

korábban még a gyermekgondozási intézmények elérhetőségének meglehetősen robusztus hatását mérte.

A módszer fő problémája abban van, hogy a mikroszintű következtetéseket makroszintre konvertálja. Ezek a modellek ugyanis mikroszintű adatokat használva értelemszerűen mikroszintű összefüggéseket írnak le, amelyek nincsenek feltétlenül összefüggésben az egyes népesedéspolitikák makroszintű hatásosságával. Hiába sikerül személyi szinten bebizonyítani például azt, hogy akiknek a hiányos intézményi ellátás ellenére lehetőségük van bölcsőde igénybevételére, azok nagyobb eséllyel vállalnak második gyermeket, ez még nem garantálja hogy a bölcsődei ellátás kiterjesztése növelné a termékenységet. Könnyen lehet ugyanis, hogy a szűkös hozzáférés megszűntével elolvadna a pozitív hatás is. Ráadásul azt sem zárhatjuk ki, hogy ez a reakció az igénybe vevők valamiféle előzetes szelekciójára vezethető vissza: a sok gyermeket tervező párok szándékosan költöznek gyermekgondozási intézménnyel jól ellátott környékre, a gyermeket tervező anyuka tudatosan vállal olyan jogviszonyban állást, amely után magasabb juttatásokra számíthat stb.

Igaz, saját modelljeink (Spéder – Kapitány 2007) is egyértelműen igazolják, hogy a második gyermeket tervező édesanyáknak jóval nagyobb esélyük van szándékuk megvalósítására, ha anyasági ellátást vettek igénybe, mint ha már visszatértek/visszakényszerültek a munkaerőpiacra. Ebből azonban még nem következik egyértelműen, csupán valószínűsíthető, hogy az anyasági ellátás időtartamának megkurtítása esetén makroszinten is csökkenne az újabb gyermek vállalásának esélye.

Ökonometriai elemzések

A másik legelterjedtebb, de könnyen támadható módszer a közgazdaságtanban általánosan alkalmazott ökonometriai elemzés. Ennek során minél hosszabb időtávra visszanyúló makroszintű adatok segítségével, gyakran sok országra kiterjesztve elemzik, hogy van-e valós (vagyis nem csak látszólagos) összefüggés a családtámogatások (általában azok mértéke) és a keresztszeti termékenység (általában a TTA) között (pl. Ekert-Jaffé 1986; Gauthier – Hatzius 1997). Ilyen típusú elemzések magyar adatokon már a '70-es évek óta készülnek (Coelen – McIntyre 1978; Gábos 2003), és ezek szignifikáns összefüggést mutatnak a családtámogatások és a termékenység között. Gábos András számításai arra utalnak, hogy a jelenlegi családtámogatási kiadások mintegy megduplázása lenne szükséges ahhoz, hogy a termékenység elfogadható szintre emelkedjék.

Az ökonometriai modellek nemcsak Magyarországon, de jellemzően más országokban is szignifikáns, de nem különösen erős összefüggést mutatnak ki a termékenység és a családtámogatások között. A módszernek azonban nyilvánva-

lóan van egy Achilles-sarka, amelyet minden kritikus ki is használ. Az eredmények ugyanis csak a keresztmetszeti termékenység és a családtámogatások közötti összefüggést igazolják, ebből azonban nem következik, hogy mindennek van hatása a befejezett termékenységre is (a kritikára példa Bálint – Köllő 2007).

Az ilyen jellegű ellenvetésekre válaszul az elmúlt években egyre többen próbálkoznak annak a kimutatásával, hogy a keresztmetszeti termékenység növekedése milyen esetben eredményezi a befejezett termékenység növekedését (Lutz – Skirbekk 2005). Azonban ezek a „bizonyítékok” inkább teoretikus, mint empirikus alapon nyugszanak.

Gyermekszám-növekedési valószínűségek vizsgálata

Szintén keresztmetszeti adatokra építő, de sokkal nehezebben támadható az úgynevezett gyermekszám-növekedési valószínűségek (probabilité d'agrandissement des familles) vizsgálatára épülő népesedéspolitikai hatásvizsgálati eljárás. Ez az a klasszikus módszer, amelyet a demográfusok mindenütt alkalmaznak, legyen szó akár a kínai „egy-gyermek” politikáról, akár a közép-amerikai sterilizációs kampányról (Feney – Feng 1993; Stupp – Samara 1994; Hobcraft 1996). A gyermekszám-növekedési valószínűségek adott gyermekszámú nők gyermekvállalási kedvéről adnak információt, azt meghatározva, hogy mekkora a következő gyermek születésének az esélye.² Noha ez a módszer szintén keresztmetszeti adatokkal dolgozik, azonban mivel ennek révén megmutatkozik a változások paritásonként (vagyis a gyermekek születési sorszáma szerint) differenciált jellege, mintegy megfordul a bizonyítási kényszer. Ha például a háromgyerekesek családi pótlékának növelése után nő a gyermekszám-növekedési valószínűség a kétgyermekes anyák körében, de nem figyelhető meg ugyanez a négy- vagy több gyermekeseknél, okkal hihetünk az intézkedés hatásosságában. Annak igazolásához ugyanis, hogy nem ennek a kormányzati akciónak a hatásáról van szó, valamilyen olyan más háttértényezőt kellene találnunk, amely éppen ugyanakkor és ugyanúgy inspirálta a kétgyermekeseket, de a háromgyermekeseket nem.

Magyar adatokon ilyen elemzést Váralljai (1993, 2000) végzett, aki bemutatja, hogy mind a gyermekgondozási segély (gyes), mind a gyermekgondozási díj (gyed) bevezetése paritásonként eltérő következményekkel járt. A gyed például hatályba lépésekor rögtön jelentős mértékben növelte a második–negyedik gyermek megszületésének esélyét, míg az első gyermek megszületésére alig volt hatása. A logikus magyarázat az, hogy a gyermekvállalás előtti munkaviszony, mint a juttatás igénybevétele a feltétele a gyermektelenek esetén csökkentette a szándék gyors realizálásának esélyét, hiszen így „meg-

² Maga a számítási eljárás igen összetett, és sok módszertani nehézséget vet fel, de ennek ismertetésétől most eltekintünk.

érte” legalább egy évig munkát vállalni. Ugyanez nem érvényes a már gyermekek többségére, akik késleltetés nélkül élhettek a lehetőséggel. Nyilván lehet, de nem egyszerű alternatív magyarázatot találni.

A módszernek ráadásul van egy olyan előnye, hogy noha keresztmetszeti adatokat használ, de eredményeiben részben a befejezett termékenységi mutatójának logikája érvényesül. Bizonyos magasabb paritások esetén ugyanis a gyermekszám-növekedési valószínűség emelkedése sokkal inkább többlet- és nem „előrehozott” gyermek születésére utal. A ’80-as években tipikusan ilyen volt a másodikat követő harmadik gyermek kérdése. 1956 és 1984 között gyakorlatilag³ folyamatosan, 35-ről 22 százalékra csökkent annak az esélye, hogy egy kétgyermekes anya vállalja a harmadikat; a kétgyermekes családmódel uralkodóvá vált. 1984 után azonban ez a trend megtört, és 1995-ig a harmadik gyermek megszületésének esélye a kétgyermekesek körében 38 százalékra emelkedett. Nem állítható azonban, hogy itt többnyire csak az időzítés módosításáról van szó, hiszen egyfelől az előző generációk nem vállaltak ilyen arányban harmadik gyermeket, másfelől jelentős részben olyan idős korban vállalt szülések ezek, hogy az „előrehozás” biológiai okokból sem vethető fel.

Valós kontrollcsoporton nyugvó elemzések

A termékenységi intézkedések hatásának vizsgálatakor a leghagyományosabb módszer szerint az értékelést az érintett generációk termékeny életszakaszának lezárulta után végzik el, azt tisztázva, hogy befejezett termékenységi meghaladja-e a nem érintett kohorszokét. Ha ez igazolódik – mint például a demokratikus népesedéspolitikai példakörének tartott Svédországban az 1910-es és 1930-as kohorszot illetően –, elméletileg lehetséges, hogy az eredmény az intézkedéseknek köszönhető. Természetesen nem állíthatjuk ezt bizonyossággal, ugyanis nem tudjuk, vajon az esetlegesen megfigyelhető növekedés nem valamely más okra vezethető-e vissza, azaz megtörténhetett volna az adott beavatkozás nélkül is.

Ez a módszer azzal a következménnyel is jár, hogy olyan késéssel produkálja az eredményeket, hogy azok addigra irrelevánssá válhatnak. Ahhoz ugyanis, hogy elemezhető befejezett termékenységi adataink legyenek, évtizedeket kell várnunk az adott intézkedés bevezetése után.

Míg az utóbbi hátrány nem igazán orvosolható, az előbbi kezelhető kontrollcsoportok alkalmazásával.

Ha nem minden társadalmi csoportra kiterjedő intézkedésről van szó, kontrollcsoportként az olyan rétegek funkcionálhatnak, amelyek az intézkedésben nem vagy kevésbé érintettek. Az ilyen típusú bizonyítás példaként említhető

³ Kivéve az abortusznehezítés és a fogamzásgátló tabletta széles körű elterjedése közötti három évet (1974–76).

Febvay (1959) vagy Pressat (1971) munkája. Ők az 1939-es francia családjogi törvény hatását annak bemutatásával igazolják, hogy a törvény által nagyobb mértékben preferált csoportokban a termékenység emelkedése lényegesen nagyobb volt, mint a kevésbé ösztönzöttekben (pl. alacsonyabb szintű szellemi foglalkozásúak vs. önálló kereskedők; munkások vs. kisiparosok; mezőgazdasági munkások vs. önálló parasztok). Látható, hogy a bizonyítási kényszer valóban megfordul: más logikus magyarázat híján nehezen magyarázható, hogy miért éppen ezen csoportok termékenysége növekedett.

Lehetséges egy hasonló ország vagy országon belüli tartomány kontrollcsoportonként való alkalmazása (NSZK – Ausztria, skandináv országok, Franciaország – Belgium stb.). Ezt teszi – ráadásul az előző bizonyítási módhoz sorolható átmenetmátrixokkal, illetve ökonometriai modellekkel kombinálva – Duclos – Lefebvre – Merrigan (2001). 1986 és 1997 között a kanadai Québec tartomány a többihez képest különösen aktív családtámogatási rendszert működtetett, amely hangsúlyosan a harmadik gyermek vállalását támogatta. A szerzők népmozgalmi adatok alapján paritásonként megvizsgálták a további gyermek vállalásának esélyét az intézkedések bevezetése előtt, alatt és után Québecben, illetve a Québecen kívüli tartományokban. Ez a kontrollcsoportokhoz képest minden paritás esetén magasabb volt, de a növekedés a harmadik gyermeket illetően volt a legjelentősebb. Noha az adatok keresztmetszeti termékenységre vonatkoznak, az összetett módszer egyfelől garantálja az oksági viszonyt, másfelől az átmenetmátrixok használata valószínűsíti a befejezett termékenységre gyakorolt hatást.

Speciális körülmények között természetes módon, véletlenszerűen is kialakulhat kontrollcsoport. Lalive és Zweimüller (2005) az Ausztriában 1990 júliusától nagy hirtelen egyről két évre meghosszabbított, magas összegű, előzetes munkaviszonyhoz kötött, gyesszerű juttatás hatásait vizsgálta. A szerzők az 1990 júliusában szülő nők csoportját az 1990 júniusában gyereket vállalókkal hasonlítják össze. A két csoport között semmiféle strukturális eltérés nincs, hiszen a gyermek fogantatásakor még fel sem merült a juttatás meghosszabbításának ötlete. A júliusban gyermeket vállalókat a szabályzás arra ösztönözte, hogy 27 hónapon belül „duplázzanak”, vagyis megszüljék következő gyermeküket, mert akkor automatikusan meghosszabbodik az ellátás. Azok számára viszont, akik júniusban szültek, az volt a racionális, hogy visszatérjenek a munkájukhoz, jogosultsági időt gyűjtsenek, majd ismét szüljenek.

A szerzők megállapítják, hogy a hosszabb juttatási idővel kedvezményezett csoportnak nem csak rövid, de hosszú távon is jelentősen magasabb volt a termékenysége. Igaz, a publikáció az érintettek propagatív időszakának lezárulta előtt megjelent, a „júliusi” csoport egyértelmű előnye a szülés utáni tizedik évig bizonyítottan megmaradt. Mivel az áttekintett tíz év alatt elég sokan elérték termékeny életszakaszuk végét, állítható, hogy az intézkedésnek nemcsak időzítési, hanem mennyiségi hatása is volt.

Modellezett adatokkal történő összehasonlítás

Ha valós kontrollcsoport nem áll rendelkezésre, modellezhetjük az intézkedés nélküli állapotot, és azt használjuk az összehasonlítás céljára. Erre az ad lehetőséget, hogy a demográfia meglehetősen fejlett módszertani apparátussal rendelkezik ahhoz, hogy prognosztizálja a népesedési folyamatokat. Ezeket ugyanis elég kevés és szabályszerű tényező befolyásolja, ennyiben a helyzet sokkal könnyebb, mint más típusú (gazdasági, meteorológiai stb.) előrejelzések esetén.

Büttner és Lutz, amikor sokat hivatkozott tanulmányában (1990) kísérletet tett arra, hogy elkülönítse az NDK 1976-os népesedéspolitikai intézkedéscsomagjának hatását, a következőképpen járt el.⁴ A '80-as években holland kutatók egy új termékenységi előrebecslő modellt, egy úgynevezett kor–periódus–kohorsz modellt alakítottak ki. Ennek az az alapötlete, hogy egy többváltozós modellben az anya életkora, az adott megfigyelési év és egy kohorszspecifikus együttható együttesével vetíti ki a korszecifikus termékenységi arányszámok idősorait.⁵

Büttner és Lutz az intézkedések bevezetése előtti időszak adataival a jövő helyett a közelmúlt adatait becsülte. A holland modellt követve paritásonként felbontották a 18–30 éves nők termékenységét kor, periódus és kohorszösszetevők szorzatára és egy véletlenszerű eltérésre. Ezután a termékenységet több módon is modellezték. Felépítettek egy teljes, egy csoportosított, továbbá egy olyan modellt, amelyben az intézkedés bevezetését megelőző konstans periódushatással számoltak. Ez utóbbi írta le azt az állapotot, amely az intézkedések nélkül jött volna létre. Ezt vetették össze a valódi adatokkal, és a kettő közötti eltérést tekintették az intézkedések hatásának. Mivel a teljes modell jól illeszkedett a tényekhez, hasonló pontosság feltételezhető a jóval egyszerűbb konstans periódushatással számolt modell esetében is.

⁴ A volt NDK családpolitikája több szerzót megihletett, ugyanis a keletnémet és a nyugatnémet termékenységi viszonyok 1976-ig igen hasonlóak voltak. Ekkor azonban az NDK meghosszabbította a terhességi, gyermekágyi segély jellegű jövedelemfüggő anyasági támogatást, amelyet viszonylag magas összegű gyessel egészített ki. Ezután a keresztmetszeti termékenység igen jelentősen megnőtt, 0,5-tel meghaladva az NSZK szintjét (1,4 vs. 1,9). Persze felmerült a gyanú: a keresztmetszeti hatás nem jelenti a befejezett termékenység valódi növekedését. Az a tény, hogy a korszakban a befejezett termékenység is emelkedett, a kételkedők számára még mindig nem bizonyító erejű, hiszen tekintettel az intézkedések viszonylag rövid élettartamára, az érintett kohorszok elméletileg még 1976 előtt is produkálhatták a befejezett termékenység növekedésében megjelenő „termékenységi többletüket”, ráadásul ez az információ nem mond semmit a fiatalabb kohorszok viselkedéséről.

⁵ A modell nehézsége, hogy a három magyarázó változó értelemszerűen tökéletesen multikollineáris, így rafinált eljárásbeli megoldásokat igényel (ld. részletesen: Willekens – Baydar 1984).

Logikájában hasonló – de konkrét számítási módját tekintve eltérő – eljárást követett Habcsek és Illés (2006), amikor az 1956-os magyarországi kivándorlási hullám kumulált népesedési hatásait úgy becsülte meg, hogy a kivándorlás nélkül becsült „előszámított” adatokat vetette össze a tényleges népesedési adatokkal.

A következőkben mi is a fenti logikát követő, de az eljárást illetően részben újszerű módon fogjuk modellezni a gyedet a középpontba állító 1984-es magyarországi népesedéspolitikai csomag hatásosságát. Erre az ad lehetőséget, hogy a nemzetközi összehasonlításban is igen részletes teljes körű magyarországi termékenységi adatbázisból pontosan ismerjük kohorszokként, korévenként és paritásonként mind az érintettek számát, mind az egyes alcsoportok termékenységét a hatvanas évek közepétől napjainkig.

Az alkalmazott módszer újszerű eleme, hogy – Duclos – Lefebvre – Merrigan (2001) ötletétől inspirálva – a hipotetikus populáció felépítéséhez nemcsak az intézkedések bevezetése előtti, hanem az azt követő valós adatokra is épít. Annak folyományaként ugyanis, hogy a vizsgált intézkedéscsomagot 1996-ban felfüggesztették, későbből is rendelkezésünkre állnak a „gyed-hatás” nélküli termékenységre vonatkozó adatok. Ez pedig tovább növeli a becsült adatok pontosságát.

A módszer előnye az is, hogy (legalábbis részben) befejezett termékenységi hatásokat mutat ki úgy, hogy ehhez nem kell megvárni az intézkedések által érintett valamennyi kohorsz termékeny életszakaszának lezárultát. Ezenkívül él azzal előnnyel, hogy a hatást olyan részletesen (paritásonként, naptári évenként eltérően) tudja bemutatni, hogy ezzel a bizonyítási kényszert a kételkedőkre hárítja.

Az 1985 és 1996 közötti családtámogatási rendszer ismertetése

A pénzübeli családtámogatások rendszere igen összetett, gyakran változik és sok különféle juttatásból áll (lásd pl. Tárkányi 2001; Ignits – Kapitány 2006).

A következőkben először ismertetjük az 1984. évi népesedéspolitikai koncepciót, bemutatjuk a gyedet mint a rendszer leglényegesebb újítását, ezután áttekintjük, hogy a korszakban milyen további változtatások történtek a családpolitikában.

A minisztertanács 1984. szeptember 27-én fogadta el 3276/1984-es határozatát, az úgynevezett népesedéspolitikai koncepciót, amely a családtámogatások terén a következő fontosabb intézkedésekben testesült meg:

- (1) bevezette a gyermekgondozási díjat,
- (2) 60%-kal megemelte a gyermek születésekor járó egyszeri pénzjuttatásnak (akkori nevén anyasági segélynek) az előző évtizedben lassan elértektelenedett összegét,
- (3) a szülés előtti egy hónapra is kiterjesztette a szülési szabadságot,

- (4) minimális mértékben kiterjesztette a gyesjogosultságot (pl. azon anyák részére, akik felsőfokú tanintézmény nappali tagozatán tanultak),
- (5) megemelte a három- és több gyermekesek szociálpolitikai lakásépítési kedvezményét,
- (6) megemelte a három- vagy több gyermekes anyák családi pótlékát (átlagosan mintegy 10%-kal),
- (7) növelte a gyermekápolási táppénzzel igénybe vehető napok számát.

Az elmúlt évek egyes szociálpolitikai ihletésű publikációiban (pl. Gyulavári – Krémer 2006) megfogalmazódott az az állítás, hogy az intézkedés elsődlegesen nem is arra irányult, hogy növekedjék a termékenység, hanem a munkanélküliség jelenségét igyekezett rejtteni azáltal, hogy minél több embert kivon a munkaerőpiacról. Itt nem bocsátkozunk részletekbe, de megjegyezzük, hogy ennek az érvek a nyomát nem találjuk a korabeli döntéselőkészítő dokumentumokban (Monigl 1990), így okkal feltételezzük, hogy az intézkedés célja valóban a gyermekvállalási kedv növelése volt.⁶

Ha – akár pénzügyi következményeik szempontjából súlyozva – megvizsgáljuk a fenti intézkedéseket, egyértelművé válik, hogy ezek közül a gyed jelentett valódi újdonságot, ugyanakkor komoly pénzügyi terheket az állam számára. A többi intézkedés kompenzációs jellegű volt, költségeik együttesen sem érték el a gyed bevezetésével járó ráfordításokat. Céljuk minden valószínűség szerint az volt, hogy a nem kedvezményezett csoportok helyzete is javuljon valamelyest: a (2)–(4) intézkedés a még termékeny életszakaszban járó, de nem gyedjogosult csoportok számára járt előnyökkel, az (5)–(7) az (általában már további gyermeket nem vállaló) sokgyermekeseknek kedvezett.

A gyed a szülés előtt munkaviszonnal rendelkező, a szülés után a munkaerőpiacról ideiglenesen kilépő kismamáknak járó pénzbeli juttatás, amelynek összege – egy bizonyos plafonig – a korábbi fizetés összegével arányos. Olyan speciális és igen költséges juttatásról van tehát szó, amely a gyermekvállalás miatt kieső munkajövedelmek arányában kompenzál, így kizárólag a foglalkoztatott nők, közülük is elsősorban a közepes és magas keresetűek gyermekvállalási kedvét növel(het)i.

Az 1985. évi bevezetésekor a gyed a gyermek egyéves koráig járt. A korábbi fizetés 75%-át tette ki, ha a munkaviszony a szülés előtt legalább két évig megszakítás nélkül fennállt, illetve 65%-át, ha az előbbi kritériumnak nem felelt meg, de a munkaviszony hossza a szülést megelőző évben elérte a 270 napot. Összegének felső határa a bevezetéskor 4500/hó⁷ volt. A gyed időtartamát a népesedéspolitikai koncepciónak megfelelően igen gyorsan, már 1986.

⁶ Ellentétben a gyes jóval korábbi bevezetésével, amelynek kapcsán valóban felmerültek egyfelől spórolási, másfelől a munkakínálatot csökkentő szándékok is.

⁷ A korábban érvényben lévő gyes összege 1983-ban 800 és 1190 forint között változott. A gyedre nem, de gyesre jogosultak továbbra is gyeset kaptak.

március 1-jétől kiterjesztették a gyermek másfél, majd 1987 őszétől kétéves koráig. Az eredeti tervvel szemben a hároméves korig történő kiterjesztésre már nem került sor.

A családtámogatás rendszerében természetesen 1985 és 1995 között is folyamatosak voltak a változások, közülük a leglényegesebbek a következők:

- 1988: az adórendszer átalakítása miatt bevezetik a családi adóalap-kedvezményt, és jelentős mértékben megemelik a családi pótlékot;
- 1989: szabályozási változtatás nélkül ismét jelentős mértékben emelik a családi pótlékot;
- 1990: univerzálissá válik a családi pótlék (az egygyermekes családok korábban csak a gyermek 6 éves koráig kapták, és a juttatás előzetes munkaviszonyhoz is volt kötve);
- 1992: a szüléshez kötődő juttatások körében az 1984 óta elértéktelenedett anyasági segélyt felváltja a magasabb értékű várandóssági pótlék;
- 1993: a három- vagy több gyermekes, a munkaerőpiacon nem aktív nők számára bevezetik a gyermeknevelési támogatást (gyet).

Összességében úgy ítéljük meg, hogy – nem lebecsülve jelentőségüket – ezen intézkedések inkább „finomhangolás” jellegűek, önálló családpolitikai intézkedéscsomagnak nem tekinthetők. Jellemzőjük, hogy az átalakuló gazdasági viszonyokhoz (új adórendszer, tömeges munkanélküliség, komoly mértékű infláció) igazították a támogatások, juttatások szabályozását. Tagadhatatlan, hogy az első szabadon választott kormány az igen rossz gazdasági helyzetben, csökkenő GDP mellett igen komoly pénzügyi terheket vállalt⁸ a családtámogatási rendszer érdekében. Mindez azonban inkább a rendszer fenntartását biztosította, mintsem annak jellegén módosított volna. Így összességében azt mondhatjuk, hogy az 1984. évi népesedéspolitikai intézkedéscsomag és annak legfontosabb eleme, a gyed funkcionálisan változatlan formában egészen az ún. Bokros-csomag meghirdetéséig érvényben volt. Ez utóbbi viszont alapvetően megkurtította és egyben átalakította a családoknak járó juttatásokat: többek között eltörölte a gyedet, a családi adóalap-kedvezményt, a jövedelem függvényévé tette a családi pótlékot stb., így teljesen egyértelmű korszakhatárnak tekinthető.

Az egyes intézkedések jogi hatályba lépése és tényleges társadalmi hatásának érvényesülése időben elkülönülhet.

A gyedet mint új családtámogatási formát az 1985. évi első törvényben vezették be, mivel azonban néhány hónappal ezt megelőzően már ismertté vált a lényege, így modellünkben azzal számoltunk, hogy a termékenységre gyakorolt befolyása 1985-ben már érdemben megmutatkozhatott.

A Bokros-csomag bejelentése 1995 márciusában történt, és eredetileg 1995-ben lépett volna hatályba. A nyár folyamán azonban az alkotmánybíróság a

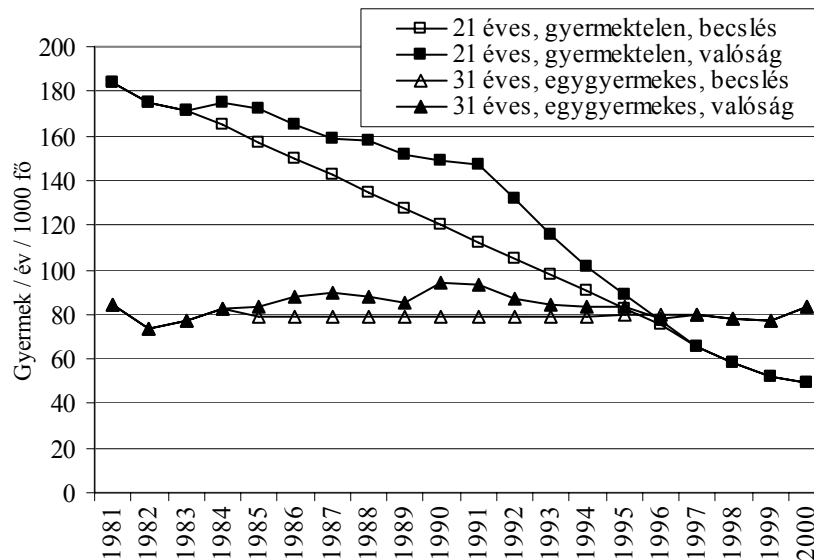
⁸ Az 1990-es évek elején az államháztartási kiadások több mint 10%-át érték el a családtámogatások (lásd Ignits – Kapitány 2006).

családtámogatási rendszerre vonatkozó intézkedések halasztásáról döntött. Mi azzal számoltunk, hogy az addig érvényben maradt szabályok az 1995-ös termékenységi magatartásra elméletileg még szinte teljes egészében hathattak, azonban 1996-ban már mindenképpen csak korlátozottan érvényesülhettek, hiszen az 1995 tavaszától gyermeket tervezők számára ismert volt, hogy a családtámogatási rendszer megcsönkítése be fog következni. A vizsgált korszakunk így összesen tizenegy + egy naptári év, ezt egészítjük majd ki négy megelőző és négy kontrollév adataival.

A hatás becslésének módja

Az intézkedések hatását logikájában egyszerű – bár igen sziszifuszi – módon mértük fel. A valós demográfiai és termékenységi adatokkal szemben (ezek származási forrása a 2006-ban megjelent Termékenységi adattár CD-melléklete) felépítettünk egy „modellpopulációt”. Ehhez az 1985. év eleji valós népesedési adatokból indultunk ki, de úgy, hogy a paritásonként, kor és naptári évenként eltérő tényleges gyermekvállalási kedvet ugyanennyire részletes, de becsült termékenységi adatokkal helyettesítettük. Paritásonként és korévenként egyszerű lineáris regressziós modelleket írtunk fel. Ezek az 1981–1984-es, illetve 1997–2000-es évek valós értékei (élveszületés/1000 nő) alapján, lineáris trendet feltételezve becslést adnak az 1985 és 1996 között érvényesülő gyermekvállalási kedvre.

Az I. ábra két kiválasztott eseten (a 21 éves gyermektelen, illetve a 31 éves egygyermekes nők példáján) illusztrálja az eljárást.



I. A 21 éves gyermektelen, illetve 31 éves egygyermekes nők valós és gyed-hatás nélkül becsült gyermekvállalási kedve, 1981–2000

The real and estimated (without the impact of „gyed” – maternity benefit) fertility of childless females aged 21 and that of females aged 31 with one child, 1981–2000

Ezután a becsült születési arányszámokból hipotetikus születésszámot számoltunk, és ennek alapján évről évre előre haladva kalkuláltuk az adott születési évjáratban (a gyermektelenektől egészen a kilencgyermekesekig) az adott paritású nők becsült számát. A hipotetikus népesség előállításához a paritásonkénti valódi létszámadatokat az előző évek megegyező és alacsonyabb paritású kohorszainak módosult viselkedésével számoló korrigált létszámadatokkal helyettesítettük. Végeredményként előállt egy fiktív női populáció, amelyre nézve az egyes születési évjáratok összesített nagysága megegyezik a valós populációéval, a született gyermekek száma szerinti eloszlása és termékenysége azonban nem.

Ez a modellezett populáció a természetes populációhoz hasonlóan alkalmas mindenféle termékenységi arányszám, így a TTA vagy az adott korévig elért termékenység előállítására. A valós és a modellezett adatokat összevetve pedig kiszámolhatjuk az 1984. évi népesedéspolitikai csomagnak betudható, a némi egyszerűsítéssel „gyed-hatásnak” nevezett kumulált termékenységi többletet.

A számításokat az 1947 és 1979 között született női évjáratokra végeztük el. Az előbbi korhatárt a használt adatforrás magyarázza (az 1946-os és idősebb évjáratok adatai már nem szerepeltek a termékenységi adattárban), azonban mivel az intézkedések bevezetésékor már az 1947-ben születtek is 37 évesek

voltak, a náluk idősebbek esetén jelentős hatást már nem feltételeztünk. A legfiatalabb vizsgált kohorsz (az 1979-es) 1996-ban a 16. korévében járt, a náluk fiatalabbak szempontunkból irrelevánsak.

A népesség modellezése során azonban olyan torzításokkal kell számolni, amelyek miatt korrigálni szükséges az egyszerű továbbvezetésből származó számokat.

Az egyik az ikerszülések, illetve az egy éven belüli többszörös szülések kérdése. Törvényszerű ugyanis, hogy ezek miatt az élveszülések számánál kevesebb édesanya lép ki az adott paritásból, viszont néhány anya egyszerre kettő (vagy több) paritást lép előre. Egy egyszerű példával élve: ha egy kohorszban lévő 50 000 gyermektelen nőre 5000 élveszületés esik, ennek hatására a következő évben a gyermektelen nők száma kevesebb mint 5000 fővel csökken. Ennek következtében a következő évben az egyszerű „egy gyermek – egy anya” feltételezésre épülő továbbszámításunkhoz képest váratlan „többlet” mutatkozik a gyermekteleneknél és a kétgyermekeseknél, míg „hiány” az egygyermekeseknél.

Hasonlóan módosítja az egyszerű továbbvezetést a halálozás, illetve a ki- és bevándorlás, ami hipotetikusán szintén nem teljesen független a gyermekszámtól. (Bár nem könnyű megmondani, hogy milyen összefüggést várunk.)

A fenti okok miatt a hipotetikus népesség számításakor egy korrekciós tagot vezettünk be, amely azonos az adott korév valós adatokon történt egyszerű továbbvezetéshez képest megjelenő eltéréssel. Vagyis ha például a valós adatokban az egyszerű továbbvezetéséhez képest az adott cellában 24 fő többlet mutatkozik, akkor ugyanennyivel korrigáljuk a hipotetikus adatok továbbvezetését.

Elméletileg szóba jöhet az a megoldás is, hogy a korrekció nem abszolút számmal, hanem aránnyal történjen. Ha a valós és a hipotetikus adat eltérése mint korrekciós tag elég nagy, akkor az aránnyal történő korrekció árnyalatnyival „pontosabb” lehet. Végül mégis az abszolút számmal történő korrigálás mellett döntöttünk, mivel a valós számok ismeretében úgy ítéltük meg, hogy az emiatt bekövetkező minimális torzítások elhanyagolhatóak és összességében szinte tökéletesen kiegyenlítik egymást.

Az 1970 után született évfolyamok esetében – logikusan – módosítani kellett még a továbbvezetés szempontjából kiindulási évnek tekintett évet is. Ezen évjáratokra nézve a modellezés kiindulási éve mindig a 14. korév, az adott korév évközépi paritásonkénti népességszáma.

Nézzük most az előbb leírtakat a számok nyelvén. Egy kohorsz adott paritásának hipotetikus létszámát egy adott korévben (14 és 44 éves kor között) a következőképpen állítottuk elő:

Jelölések: C – kohorsz
 P – paritás
 K – korév (min.: 14, max.: 44)
 N – valódi létszám
 n – hipotetikus létszám
 B – elveszületési arányszám
 b – becsült elveszületési arányszám

$$n_{C;P;K} = n_{C;P;K-1} + (n_{C;P-1;K-1} \times b_{C;P-1;K-1}) - (n_{C;P;K-1} \times b_{C;P;K-1}) - \\ - \left[\left[N_{C;P;K-1} + (N_{C;P-1;K-1} \times B_{C;P-1;K-1}) - (N_{C;P;K-1} \times B_{C;P;K-1}) \right] - N_{C;P;K} \right],$$

ahol a korrekciós tag:

$$\left[\left[N_{C;P;K-1} + (N_{C;P-1;K-1} \times B_{C;P-1;K-1}) - (N_{C;P;K-1} \times B_{C;P;K-1}) \right] - N_{C;P;K} \right].$$

$P = 0$ (nullparitás) esetén:

$$n_{C;P;K} = n_{C;P;K-1} - (n_{C;P;K-1} \times b_{C;P;K-1}) - \left[\left[N_{C;P;K-1} - (N_{C;P;K-1} \times B_{C;P;K-1}) \right] - N_{C;P;K} \right],$$

ahol a korrekciós tag:

$$\left[\left[N_{C;P;K-1} - (N_{C;P;K-1} \times B_{C;P;K-1}) \right] - N_{C;P;K} \right].$$

$K = 14$ esetén:

paritástól függetlenül $n = N$, tehát $n_{C;P;K} = N_{C;P;K}$; így korrekciós tagra értelem-szerűen nincs szükség.

A becslés eredményei

A következőkben először négy kiemelt kohorsz esetén, majd általában mutatjuk be a becsült és a valós adatok eltérését, vagyis azt, amit röviden „gyed-hatás”-nak nevezünk.

Az 1955-ös kohorsz

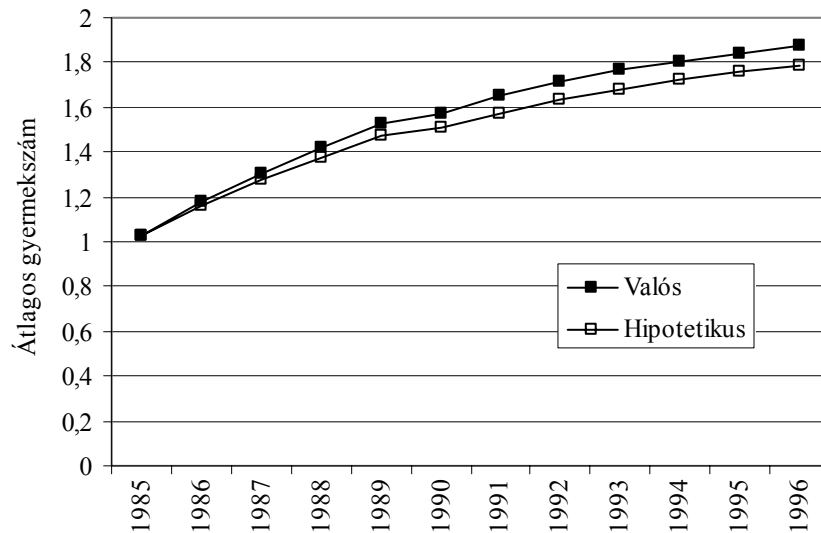
Az intézkedés hatályba léptek az 1955-ben született nők a 29. korévükben voltak. Az akkori termékenységi magatartást tekintve ez a termékeny életsza-kasz végső, „lecsengő” fázisát jelentette, hiszen ebben a születési évfáratban a

29 éves korúak átlagos gyermekszáma már meghaladta az 1,6-ot. 1996-ban a kohorsz tagjai a 40. korévükben voltak, átlagosan 1,91 gyermekkel, ez gyakorlatilag befejezett termékenységnak tekinthető.⁹ Az intézkedések bevezetése nélkül, tehát a modell szerint 1,89-es mutatóra számíthattunk volna. Az eltérés tételesen 2005 gyermek, így azt feltételezzük, hogy az intézkedéscsomag ennyi többletet eredményezett az adott kohorsz számára. Ez összességében nem igazán jelentős növekmény, az önreprodukcióhoz minimálisan szükséges átlagos gyermekszám eléréséhez szükségesnek alig egyötödét teszi ki.

Az 1960-as kohorsz

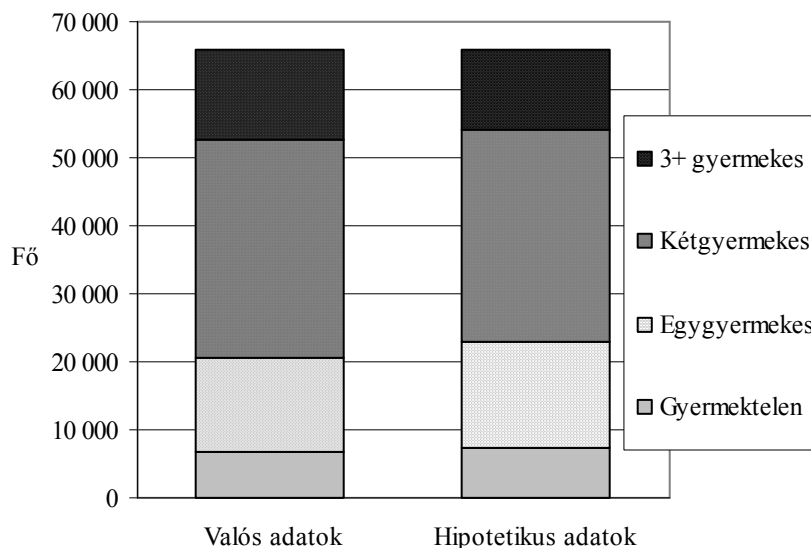
Az intézkedéscsomag életbe léptekor az 1960-ban született nők a 24. korévükben jártak. Az akkori termékenységi minta szerint ez az életkor a termékeny életszakasz második felének tekinthető. A nyolcvanas évek közepén 24 éves korúak átlagos gyermekszáma már meghaladta az 1-et. 1996-ban, az intézkedéscsomag hatályon kívül helyezése idején a kohorsz tagjai 35. korévükben voltak, 1,87-es átlagos gyermekszámmal. A modellből származtatott adatok alapján az elért gyermekszám ugyanekkor 1,79 lett volna, azaz az intézkedések becsült hatása 100 nőre 9 gyermek, összesen 5711 fő. A számítások arra engednek következtetni, hogy ez a termékenységi előny jórészt megmarad a befejezett termékenység elérése idején is. (Ezzel a kérdéssel a következő fejezetben részletesebben foglalkozunk.)

⁹ A 45. korévben az egy nőre jutó élve született gyermekek száma szintén 1,91.



II. Az 1960-as kohorsz átlagos gyermekszáma
The average child number in the 1960 birth cohort

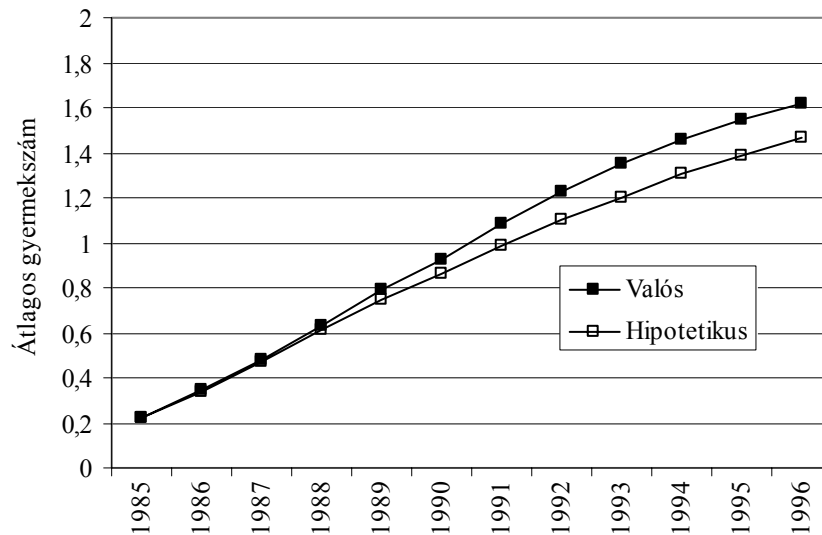
Adataink lehetővé teszik az 1996-os valós és modellezett termékenység gyerekszám szerinti vizsgálatát is (lásd III. ábra). A gyermektelenek esetén az eltérés nem jelentős: mindkét változat szerint a kohorsz tagjainak mintegy tizede maradt gyermek nélkül 35 éves koráig. Az egygyermekesek aránya viszont az intézkedések nélkül lényegesen magasabb lett volna, 21%-kal szemben 24%, az eltérés mintegy 2000 fő. Mind a három-, mind a több gyermekesek aránya emelkedett, az intézkedések hatása azonban leginkább a kétgyermekesek hányadának növekedésében mutatkozik. Eszerint ebben a kohorszban a gyed sok egygyermekes édesanya számára tette lehetővé a továbblépést, ezzel fenntartva a kétgyermekes családmodell uralkodó jellegét.



III. Az 1960-as születésű női kohorsz gyermekszám szerinti megoszlása a gyedkorszak végén
The distribution of the 1960 female birth cohort by child number at the end of the „gyed” (maternity benefit) era

Az 1965-ös kohorsz

Az 1965-ös kohorsz esetében a mért keresztmetszeti hatás egyértelműen nagyobb, mint amit az 1960-as kohorsznál mutattunk ki, az összkép azonban már lényegesen bizonytalanabb. Az előbbi évjárat tagjai ugyanis termékeny életpályájuk elején, a 19. korévükben jártak az intézkedések bevezetésekor. Az első időszakban azonban a termékenységnövelő hatás náluk nem mutatkozott, ami érthető is, hiszen előzetes munkaviszony nélkül nem lehetett a gyedből profitálni. Érdemi befolyást a 22–27. korévekben figyelhetünk meg, amikor az intézkedések 0,14 gyermek/fő többletet eredményeztek. Az intézkedéseket a kohorsz tagjainak 30. korévében helyezték hatályon kívül. Addig azonban a becsült termékenységi többlet már alig növekedett tovább, 1996-ig összesen 9288 főt tett ki. Ez arra utalhat, hogy a hatás kezdett kifulladásra, vagyis a kohorsz az intézkedések meghozatala nélkül is lassacskán elkezdte bepótolni az elmaradt gyermekvállalásokat.

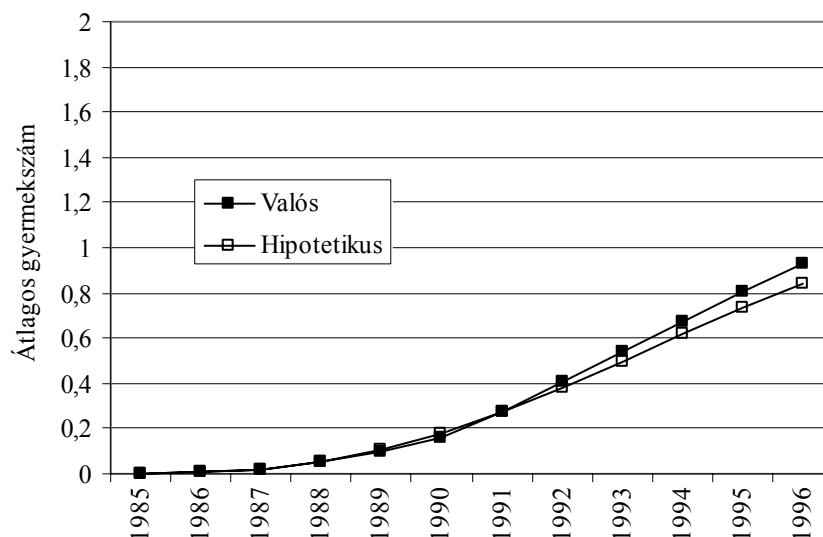


IV. Az 1965-ös kohorsz átlagos gyermekszáma
Average child number in the 1965 birth cohort

Az 1970-es kohorsz

Az 1970-ben születettek kohorsza esetében a gyed már csak a termékeny életszakasz első tíz évét befolyásolta, az érintettek 25. korévéig. A modell segítségével eddig tudjuk becsülni, hogy miként alakult volna termékenységi magatartásuk a népesedéspolitikai intézkedés nélkül.

A kumulált termékenységet vizsgálva, azt látjuk, hogy ennek a kohorsznak az esetében a gyedre visszavezethető többlet anyánként 0,09 gyermek, enélkül 0,93 helyett átlagosan 0,84 gyermekük született volna 25 éves korukig. Az intézkedés a kohorsz 20 évesnél fiatalabb tagjainak gyermekvállalási hajlandóságát – a már ismertett okból – csökkentette, az annál idősebbekét növelte.



V. Az 1970-es kohorsz átlagos gyermekszáma
Average child number in the 1970 birth cohort

Kumulált számok

A modellek segítségével először is megállapítható, hogy 1996-ig milyen mértékben emelkedett meg egy-egy évjáratban a termékenység. Az 1951-es kohorsz az első és az 1973-as az utolsó, amely esetében a növekedés elérte édesanyáinként a 0,01 gyermeket. Az intézkedések igazán jelentős hatást az 1961 és 1969 között születettekre gyakoroltak. Ezek azok a generációk, amelyek tagjai a legtermékenyebb éveik jelentős részét a gyed hatályossága idején élték le. Ennél a kilenc évfolyamnál a növekedés mértéke meghaladta a személyenként 0,1 gyermeket. A hatás az 1965–67-es évfolyamoknál tetőzött, ezek esetében a feltételezhető többlet 15–16 gyermek 100 főre. (Mellékletben közöljük az összes kohorsznak az adott naptéri évekre becsült termékenységét. Ezek összevethetőek a valós adatokkal – lásd Termékenységi adattár 2006.)

Ez a növekmény értelemszerűen összesíthető is. Eszerint a gyermekszám gyedhez köthető többlete 11 naptári év alatt összesen 123 297 fő. Ebből – az abszolút számokat tekintve – az 1967-es kohorsz részesül a legtöbbször: 10 574 fővel. Ötezer fő feletti többlet az 1960-tól 1970-ig terjedő tizenegy évfolyamban becsülhető. Az 1970-es évek közepe után született kohorszok esetében az

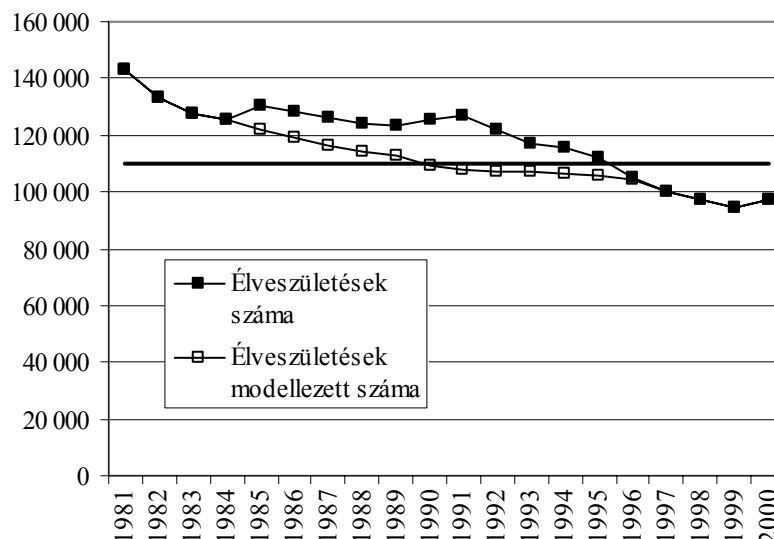
intézkedéseknek – a korai gyermekvállalást visszafogó hatásuk miatt – inkább negatív következménye volt (lásd az 1. táblázatot).

1. A születésszám többlete kohorszanként

The estimated surplus of births produced by maternity benefit, by birth cohort

Születési év	Becsült hatás (abszolút számban)	Születési év	Becsült hatás (abszolút számban)	Születési év	Becsült hatás (abszolút számban)
1947	37	1958	4 390	1969	8481
1948	186	1959	4 925	1970	6265
1949	528	1960	5 711	1971	4679
1950	457	1961	7 319	1972	2669
1951	791	1962	7 799	1973	1865
1952	1199	1963	7 853	1974	78
1953	1493	1964	8 331	1975	–480
1954	1629	1965	9 288	1976	–190
1955	2005	1966	9 763	1977	–14
1956	2452	1967	10 574	1978	–142
1957	3750	1968	9 530	1979	76

A modellezett populáció és a valós termékenységi adatok értelemszerűen nemcsak kohorszanként, hanem korévenként is összevethetők, így megbecsülhető az élveszületések naptári évenkénti száma is. Az VI. ábra a valós és a hipotetikus (modellezett) adatokat mutatja. Mint látható, a gyed bevezetése nélkül a vizsgált korszakban folyamatosan és egyenletesen csökkent volna a gyermekvállalási kedv, a születések száma 1990-re 110 000 alá esett volna.



VI. Az élveszületések száma naptári évenként
The observed and estimated number of live births by calendar year

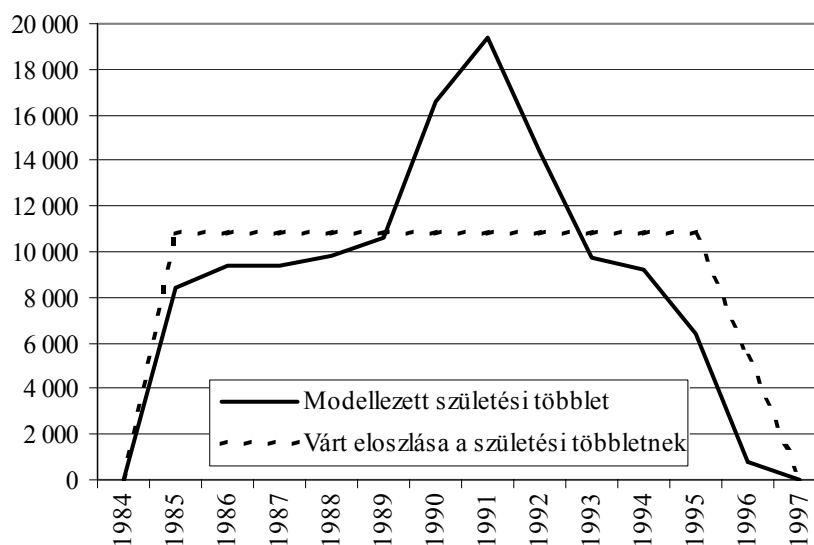
Kételyek

Biztos, hogy az intézkedések hatásáról van szó?

Természetesen felmerülhet a gyanú, hogy noha valóban növekedett a termékenység a vizsgált időszakban, ez nem a bevezetett intézkedések következménye, hanem valamiféle más ok húzódik meg a háttérben. Ilyen lehet például a rendszerváltás által kiváltott – kérészetűnek bizonyult – optimizmus. Vagy a személyi jövedelemadó bevezetése... Vagy akármi más...

Ennek a kérdésnek a megvizsgálására nézzük meg, hogy időben miként oszlik el a korszak számított gyermekszámtöbblete, illetve mit mutatnak a tényszámok. A gyed hatásának érvényesülését feltételezve azt várnánk, hogy 1986-ban jelentkezett először és 1995-ig folyamatosan érződött, majd 1996-ban – némi ingadozás után – lecsengett. Ebben az esetben a születési többlet eloszlásának a VII. ábrán szaggatott vonallal jelzett lefutást kellene mutatnia. A valóságban a többlet eloszlása az ábrán folytonos vonallal jelzett mintát követi. Mint látható, a rendszerváltás első három évében valóban mutatkozik egy váratlan kiugrás, amely összességében mintegy 20 000 gyermeket jelent a gyed-

hatástól elvártakon felül.¹⁰ Feltűnő továbbá, hogy a hatás 1995-ben még nem teljes mértékben, viszont 1995–96-ban már intenzitásában jelentősen csökkenve érvényesül. Azonban ezektől az eltérésektől eltekintve a várt időbeli eloszlás összességében meglehetősen hasonló a valós adatokhoz.



VII. A születési többlet eloszlása
The distribution of the surplus of birth

Természetesen továbbra sem állíthatjuk, hogy bizonyosan a gyed befolyásolja a termékenységet, de azt igen, hogy olyan hatásról van szó, mely 1985 és 1995 között szinte szabályos egyenletességgel érvényesült, és elsősorban a második, valamint a harmadik gyermek vállalásában mutatkozott meg oly módon, hogy a fiatalkori szülést csökkentette. Várjuk az alternatív magyarázatokat.

Nem csak időzítési hatásról van szó?

Mint látható, a gyed modellezett pozitív hatása a legnagyobb mértékben azokba a születési évjáratokba tartozóknál mutatkozott meg, akiknek termékeny

¹⁰ Ennek magyarázatként felmerülhet mind a családi pótlék nagy mértékű emelése, mind a rendszerváltás kiváltotta általános optimizmus.

életszakasza 1996-ban még nem zárult le. Például az 1965-ben születettek a Bokros-csomag idején még csak a 30. életévüket hagyták el. Így természetesen felmerül a gyanú: a hatás – legalábbis ezeknél a korosztályoknál – talán kizárólag a gyermekvállalás előrehozásban nyilvánult meg. Ha nem lett volna gyed, ezek az 1960 után született korosztályok később talán pótolták volna a kiesett születeket.

Ennek lehetősége elméletileg nem zárható ki. Kérdés azonban, hogy mekkora arányú lehetett volna ez a pótlás. Biztos választ azért nem lehet adni, mert az intézkedések eltörlése alig egy bő évtizede történt, így az érintett kohorszok jelentős részének mindmáig nem zárult le a termékeny életszakasza. Az 1960 után született kohorszoknak még a valós befejezett termékenységet sem ismerjük, így teljesen bizonytalan, hogy mit mihez hasonlítsunk. Megvizsgálni jelenleg azt tudjuk, hogy az intézkedések biztosan növelték-e az 1960-as, napjainkra gyakorlatilag¹¹ befejezett termékenységu kohorsz befejezett termékenységet, vagy az adott évjárat enélkül is elérhette volna a valóságosan produkált átlagos gyermekszámot.

Demográfiai tapasztalatok szerint a 30 évesnél idősebbek termékenysége biológiai okokból felülről erősen korlátos, így a becsléskor számolni kell azzal, hogy az „elhalasztott” születek csak részben pótolhatók. A lehetőségek felső határának kiszámítására egy későbbi időszak termékenységi magatartását leíró adatokat fogunk felhasználni. Azt modellezzük, hogy milyen eredménnyel járt volna, ha az 1960-as kohorsz olyan arányban kezdte volna pótolni az elmaradt gyermekeket, ahogy az a 2006-os – a vizsgált időszaknál lényegesebben későbbi¹² – gyermekvállalási mintáról tanúskodó keresztmetszeti adatokból következne.

35. korévükig az 1960-ban született kohorsz tagjai a gyed eltörlésének évéig, 1996-ig, a valóságban átlagosan 1,876 gyermeket vállaltak. A kohorsz 2006-ban érte el a 45. korévét, akkor a befejezett termékenysége 1,960 gyermek volt. Tehát az összes gyermekvállalás 4,28%-a esett a gyed utáni korszakra. Ugyanennek a kohorsznak a becsült gyermekszáma 1996-ban a gyed hatását kiszűrve 1,786 volt.

A keresztmetszeti termékenységi adatok szerint 2006-ban a gyermekek 5,97%-a született 36 éves vagy idősebb édesanyjától. Ezt az arányt a pótlás lehetséges felső határának elfogadva, az 1960-as születési évjárat 45. korévig elérhető, modellezett átlagos gyermekszáma a gyed hatása nélkül 1,89. Eszerint

¹¹ Természetesen a 45. korév után is előfordul gyermekvállalás (2006-ban például 26 gyermek született 46 éves vagy idősebb édesanyjától), azonban ennek jelentősége olyan csekély, hogy ettől eltekinthetünk.

¹² Magyarországon folyamatosan felfelé tolódik a gyermekvállaláskor betöltött életkor. Míg az első gyermek esetében ez az 1990-es 23 évről 2000-re 25, 2006-ra pedig 27 évre emelkedett, addig az összes gyermeket tekintve rendre 26, 27 és 29 év.

ez a kohorsz a gyed-hatás 0,09 gyermekéből elméletileg 0,02 gyermek pótlására lehetett volna képes.

Becslésünk nyilván felső korlátként értendő, a valóságban ennél valószínűleg alacsonyabb érték realizálódott volna. Azt azonban ez alapján egyértelműen állíthatjuk, hogy az 1960-as kohorsznak a befejezett termékenysége is megemelkedett a gyed hatására. Úgy tűnik tehát, hogy az 1985–96 között hatályos gyed mindmáig hat a befejezett termékenységre.

Fiatalabb kohorszok esetén hasonló becslésre akkor lesz lehetőség, ha majd ismerjük befejezett termékenységüket. A fenti számítás azonban arra utal, hogy termékeny életszakaszuk végére a következő években érő kohorszok (tehát az 1960-es évek első felében született generációk) befejezett termékenységét az 1985 és 1996 közötti intézkedések még bizonyosan növelni fogják.

Értékelés

Tanulmányunk eredményei arra utalnak, hogy a gyed nyolcvanas években történő bevezetése mind a keresztmetszeti, mind a befejezett termékenységre hatott. A hatás egyértelmű és kimutatható, azonban az is tény, hogy ez a pozitív fejlemény nem volt átütő erejű, hiszen az utolsó, a „lecsengő” évektől eltekintve is a növekmény keresztmetszeti szinten is csupán közelített a 10%-hoz. Ráadásul mindezt egy meglehetősen költséges juttatással sikerült csak elérni, amelynek társadalmi igazságossága is vitatható.

A gyed valóban igen költséges juttatás, de hajlamosak vagyunk túlbecsülni ezeket a ráfordításokat. Nem szabad ugyanis elfelejtkezni arról, hogy az érintettek többsége kevesebbet kap a maximálisan elérhető összegnél: 1992–1994¹³ között a gyed átlagos összege rendre a gyes 161 (1992), 170 (1993), 168%-át (1994) tette ki. Ha a gyedre jogosultak gyeset kaptak volna, ezzel (minden egyéb tényezőt változtatlanul hagyva) hozzávetőleg évi 5,6; 7,1; 7,6 milliárd forintot lehetett volna megtakarítani. Ez az összeget nevezhetjük az intézkedések valódi többletköltségének. Ez akkori áron a GDP mintegy 0,17–0,2%-át tette ki,¹⁴ ami jelentős, de nem irreális érték.

Ezek az eredmények arra utalnak, hogy – megegyezően a nemzetközi tapasztalatokkal – hazánkban is igazolható: egy bőkezű és kiszámítható családtámogatási rendszer egyértelműen képes hozzájárulni a termékenység növeléséhez.

¹³ A korábbi évekről nem állnak rendelkezésünkre adatok. Az adatok forrásai a Magyar statisztikai évkönyv vonatkozó kötetei.

¹⁴ 2007-es értéken mintegy 45–50 Mrd Ft.

MELLÉKLET

A modellpopuláció adott naptári évben elért gyerekszáma
Child number of the model population by birth cohort and calendar year

	1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953	1954	
1985	1,84	1,84	1,85	1,81	1,79	1,75	1,67	1,62	
1986	1,85	1,85	1,86	1,83	1,82	1,78	1,72	1,68	
1987	1,86	1,86	1,87	1,85	1,84	1,81	1,75	1,72	
1988	1,86	1,87	1,88	1,86	1,86	1,83	1,78	1,75	
1989	1,86	1,87	1,89	1,87	1,87	1,85	1,80	1,78	
1990	1,88	1,90	1,91	1,90	1,89	1,87	1,83	1,82	
1991	1,89	1,90	1,92	1,91	1,90	1,88	1,85	1,83	
1992	1,89	1,90	1,92	1,91	1,91	1,89	1,86	1,85	
1993	1,89	1,90	1,92	1,91	1,91	1,90	1,87	1,86	
1994	1,89	1,90	1,92	1,92	1,92	1,90	1,88	1,87	
1995	1,89	1,91	1,92	1,92	1,92	1,91	1,88	1,88	
1996	1,89	1,91	1,93	1,92	1,92	1,91	1,89	1,89	
	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	
1985	1,57	1,50	1,43	1,31	1,18	1,03	0,86	0,70	
1986	1,63	1,58	1,52	1,41	1,30	1,16	1,01	0,84	
1987	1,68	1,64	1,59	1,50	1,40	1,28	1,13	0,98	
1988	1,73	1,69	1,66	1,58	1,49	1,38	1,25	1,11	
1989	1,76	1,74	1,71	1,64	1,57	1,47	1,35	1,23	
1990	1,80	1,77	1,75	1,68	1,61	1,51	1,40	1,29	
1991	1,82	1,80	1,79	1,73	1,67	1,57	1,48	1,38	
1992	1,84	1,83	1,82	1,76	1,72	1,63	1,55	1,46	
1993	1,86	1,85	1,84	1,80	1,76	1,68	1,61	1,53	
1994	1,87	1,86	1,87	1,82	1,79	1,72	1,66	1,60	
1995	1,88	1,88	1,88	1,85	1,82	1,76	1,71	1,65	
1996	1,89	1,89	1,89	1,86	1,84	1,79	1,74	1,69	
	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	
1985	0,52	0,36	0,22	0,12	0,06	0,02	0,01	0,00	
1986	0,67	0,50	0,34	0,22	0,12	0,06	0,02	0,01	
1987	0,81	0,64	0,48	0,33	0,21	0,12	0,05	0,02	
1988	0,95	0,78	0,61	0,46	0,32	0,21	0,11	0,05	
1989	1,07	0,91	0,75	0,60	0,45	0,31	0,20	0,11	
1990	1,17	1,02	0,86	0,71	0,56	0,42	0,29	0,18	
1991	1,27	1,14	0,99	0,83	0,69	0,55	0,41	0,28	
1992	1,36	1,24	1,10	0,95	0,81	0,67	0,53	0,38	
1993	1,45	1,33	1,20	1,07	0,93	0,79	0,64	0,50	
1994	1,52	1,42	1,30	1,18	1,05	0,91	0,77	0,62	
1995	1,59	1,50	1,39	1,28	1,15	1,02	0,88	0,73	
1996	1,64	1,56	1,46	1,36	1,25	1,12	0,99	0,84	
	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
1985									
1986	0,00								
1987	0,01	0,00							
1988	0,02	0,01	0,00						
1989	0,05	0,02	0,01	0,00					
1990	0,10	0,05	0,02	0,01	0,00				
1991	0,17	0,10	0,05	0,02	0,01	0,00			
1992	0,27	0,17	0,10	0,05	0,02	0,00	0,00		
1993	0,37	0,26	0,16	0,09	0,04	0,02	0,00	0,00	
1994	0,48	0,35	0,24	0,14	0,07	0,03	0,01	0,00	0,00
1995	0,59	0,46	0,33	0,22	0,13	0,07	0,03	0,02	0,00
1996	0,70	0,56	0,43	0,30	0,21	0,12	0,07	0,04	0,01

ADATFORRÁSOK

Termékenységi adattár 1995–2005. CD-ROM. KSH. 2006.
 Demográfiai évkönyv 2006. CD-ROM. KSH. 2007.

IRODALOM

- Bálint Mónika – Köllő János (2007): Gyermeknevelési támogatások. In Fazekas Károly – Cseres-Gergely Zsombor – Scharle Ágota (szerk.): *Munkaerőpiaci tükrök*. MTA-KTI. Budapest, 54–71.
- Büttner, Thomas – Lutz, Wolfgang (1990): Estimating Fertility Responses to Policy Measures in the German Democratic Republic. *Population and Development Review*, 1990/3. 539–555.
- Coelen, Stephen P. – McIntyre, Robert J. (1978): An Econometric Model of Pronatalist and Abortion Policies. *The Journal of Political Economy*, 1978/6. 1077–1101.
- Del Boca, Daniela (2002): The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy. *Journal of Population Economics*, 15. 549–573.
- Ekert-Jaffé, Olivia (1986): Effets et limites des aides financières aux familles: une expérience et un modèle. *Population*, 1986/2. 327–348.
- Duclos, Edith – Lefebvre, Pierre – Merrigan, Philip (2001): *A 'Natural Experiment' on the Economics of Storks: Evidence on the Impact of Differential Family Policy on Fertility Rates in Canada*. CREFE Working Paper 136.
<http://ideas.repec.org/s/cre/crefwp.html>
- Febvay, Maurice (1959): Niveau et évolution de la fécondité par catégorie socio-professionnelle en France. *Population*, 1959/4. 729–739.
- Feeney, Griffith – Feng, Wang (1993): Parity Progression and Birth Intervals in China: The Influence of Policy in Hastening Fertility Decline. *Population and Development Review*, 1993/1. 61–101
- Gábos András (2003): A családtámogatási rendszer termékenységi hatásai – kutatási eredmények magyar adatokon. In Gál Róbert Iván (szerk.): *Apák és fiúk és unokák*. Osiris, Budapest, 66–83.
- Gauthier, Anne (2007): The Impact of Family Policies on Fertility in Industrialised Countries: a Review of the Literature. *Population Research and Policy Review*, 2007/3. 323–369.
- Gauthier, Anne – Hatzius, Jan (1997): Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis. *Population Studies*, 1997/3. 295–306.
- Gyulavári Tamás – Krémer Balázs (2006): Miért áttekinthetetlen a pénzbeli szociális ellátások rendszere? *Esély*, 2006/2. 29–48.
- Hablicsek László – Illés Sándor (2006): Az 1956-os kivándorlás népességi hatásai. *Statistikai Szemle*, 2006/2. 157–172.
- Hank, Karsten – Kreyenfeld, Michaela (2003): A Multilevel Analysis of Child Care and Women's Fertility Decisions in Western Germany. *Journal of Marriage and Family*, 2003/3. 584–596.
- Hobcraft, John (1996): Fertility in England and Wales: A Fifty-Year Perspective. *Population Studies*, 1996/3. 485–524.

- Hoem, Jan – Prskawetz, Alexia – Neyer, Gerda (2001): Autonomy or Conservative Adjustment? The Effect of Public Policies and Educational Attainment on Third Births in Austria. *Population Studies*, 2001/3. 249–261.
- Ignits Györgyi – Kapitány Balázs (2006): A családtámogatások alakulása: célok és eszközök. *Demográfia*, 2006/4. 383–401.
- Kravdal, Oystein (1996): How the Local Supply of Day-Care Centers Influences Fertility in Norway: A Parity-Specific Approach. *Population Research and Policy Review*, 1996/3. 201–218.
- Lalive, Rafael – Zweimüller, Josef (2005): Does Parental Leave Affect Fertility and Return-to-Work? IZA. DP. No. 1613. www.iza.org/publications/dps
- Laroque, Guy – Salanie, Bernard (2005): *Does Fertility Respond to Financial Incentives?* CEPR Discussion Paper No. 4064.
- Lutz, Wolfgang – Skirbekk, Vegard (2005): Policies Addressing the Tempo Effect in Low-Fertility Countries. *Population and Development Review*, 2005/4. 699–720.
- Monigl István (összeáll.) (1990): *Az 1984-es népesedéspolitikai kormányprogram alapidokumentumai, 1981–1986*, KSH-NKI Demográfiai Tájékoztató Füzetek 8.
- Pressat, Roland (1971): *Demographie sociale*. PUF, Paris.
- Ronsen, Marit (2004): Fertility and Public Policies – Evidence from Norway and Finland. *Demographic Research*, 10. 143–170.
- Spéder Zsolt – Kapitány Balázs (2007): *Gyermekek: vágyak és tények*. Műhelytanulmányok 6. KSH NKI, Budapest. (www.demografia.hu)
- Stupp, Paul – Samara, Renee (1994): Using Parity-Progression Ratios to Estimate the Effect of Sterilization on Fertility. *Studies in Family Planning*, 1994/6. 322–341.
- Tárányi Ákos (2001): *A családdal kapcsolatos jogszabályok Magyarországon 1980–1998-ig*. KSH-NKI Kutatási Jelentések 67. KSH NKI, Budapest.
- Váralljai Csocsán Jenő (1993): Gyermekszámnövekedési valószínűségek Kelet-Közép-Európában és Délkelet-Európában. *Demográfia*, 1993/2–3. 238–278.
- Váralljai Csocsán Jenő (2000): Gyermekszámnövekedési valószínűségek 1989 előtt és után. *Demográfia*, 2000/2–3. 279–304.
- Willekens F. – Baydar N. (1984): *Age-Period-Cohort Models for Forecasting Fertility*. Netherlands Interuniversity Demographic Institute, 1984 Jul. (Working Papers of the N.I.D.I. No. 45)

Tárgyszavak:

Termékenység
Népesedéspolitika
Gyed

**THE PRONATALIST EFFECT OF THE HUNGARIAN “GYED”-SYSTEM
(1985–1996)**

Abstract

In the first part of the study the author surveys the methods, which are fit for examining the effects of family support systems on fertility (analysis of individual data, econometric modelling, parity-progress-ratio analysis, 'natural experiments', comparison with modelled data).

After that he makes an estimate relating to the period 1985–1996, by the help of which he tries to measure how did Hungarian family support system influence fertility. In that period the so-called 'gyed' (maternity benefit or child care fee in exact translation) was the central element in a really complicated support system. This benefit provided the mothers a 24 months long supply after the childbirth, the amount of which was 70 percent of their former income, and offered most of them the possibility of a legal absence from the labour market. It was introduced for definitely pronatalist purpose, it was really expensive, and also controversial regarding welfare policies. But its real effect on fertility has not been modelled systematically till now.

The method used for measuring the effect of this kind of support has been already applied by others, but in details it is really new. The essence of the applied method is that the fertility of a population, which is not affected by the examined benefit, is modelled, and after that the fertility of the modelled and the real population of the analysed period are compared. In the process of modelling the actual population and fertility register data are used, relating to the period before and after the introduction of the benefit. From these data the author estimates – using regression models – the level of fertility (for all cohorts and parities), as if this kind of support had not been introduced at all. Using these estimated data he builds a model-population up.

The results of the analysis show that not only the timing of childbirths, but also completed fertility was influenced by the new pronatalist policy. Under the influence of maternity benefit, fertility of the time seems to have increased by about 8–10 percent. At the same time fertility of the birth cohorts affected by repealed maternity benefit clearly demonstrates that this kind of support increased completed fertility too.