

A TERMÉKENYSÉGI ARÁNYSZÁM KISZÁMÍTÁSÁNAK KÜLÖNBÖZŐ MÓDSZEREI

A cikkben bemutatjuk a napjainkban alkalmazott naptári éves, illetve kohorsz termékenységi mutatószámokat. A naptári éves mutatók közül a hagyományos teljes termékenységi arányszámon túl három, különböző módon kiigazított éves termékenységi arányszámot is részletesen ismertetünk. Minden esetben kitérünk a mutatószám tartalmára, számítási módjára, alkalmazásának előnyeire és hátrányaira. Végül felhívjuk a figyelmet arra, hogy a kohorsz termékenységi mutató mennyiben mutat mást a naptári éves termékenységi arányszámokhoz képest, majd ehhez a kohorsz termékenységi mutatóhoz hasonlítva értékeljük a kiigazított naptári éves termékenységi arányszámok megbízhatóságát.

BEVEZETÉS

A termékenység mennyiségi mutatói, annak ismerete, hogy mikor és hány gyerek születik, illetve várhatóan mennyi fog születni, a gazdasági élet számos vetülete szempontjából kulcsfontosságú kérdés. Ilyen terület pl. a gyerekintézmények férőhelyszámának megtervezése, a ma még fiatal nemzedék nyugdíjas éveinek finanszírozása (ki fogja finanszírozni és milyen struktúrában), vagy az olyan személyes jellegű döntések, mint pl. az, hogy milyen szakiránnyal tudja egy mai orvostanhallgató megélhetését biztosabban megalapozni, gyermekgyógyászattal, vagy gerontológiával.

A termékenységre vonatkozó összefoglaló arányszám, az egy nő által átlagosan világra hozott gyerekek számának meghatározása, illetve előrebecslése látszólag egyszerű feladat. Nem kell mást tenni, mint az adott évben összeírni a nők élveszüléseinek számát, majd meghatározni a női létszámnak megfelelő átlagot. Ezek az adatok pedig a Human Fertility Database (HFD) [2014] adatbázisából Magyarországra vonatkozóan már 1950-től kezdve elérhetőek, és azóta is folyamatosan összeírásra kerülnek, a legfrissebb, a HFD-ben még nem látható adatok megtalálhatóak a KSH kiadványaiban [2011; 2012; 2013].

A probléma azonban a valóságban a látszathoz sokkal bonyolultabb, mert a termékenység mérése alapvetően két módszertani irányban történhet, és a két irány közül a jövő adatai szempontjából releváns számítási eljárás valamennyi megvalósítási módja több kritikus pontot tartalmaz. A múltira vonatkozóan, egy adott évjáratú kohorsz termékenységi életútját követve valóban egyszerű az arányszámok, az ún. *befejezett kohorsz termékenységi mutatók* megkonstruálása, mivel csak a megtörtént élveszüléseket kell a szülőképes korú nők számához viszonyítani. Így azonban kizárólag a múltira vonatkozó, ún. *kohorsz termékenységi arányszámot* kaphatjuk meg. A másik módszer keresztmetszeti adatokkal, az adott naptári év születésszámaival dolgozik, és az átlagos gyermekvállalási hajlandóságot próbálja megbecsülni. Ennek a gazdaságpolitikai és demográfiai szempontból is kulcsfontosságú

mutatónak a számszerűsítése azonban több módszertani kérdést vet fel, és pontossága gyakran megkérdőjelezhető. Azokban az esetekben, amikor a jövőbeli női népesség és szülei eloszlási struktúrája a jelenlegihez képest megváltozik, de a változásokat nem sikerül megfelelő módon figyelembe venni, akkor a korrekció nélkül számszerűsített termékenységi arányszám értéke kisebb-nagyobb mértékben torzít. Cikkünkben összefoglaljuk a torzítások lehetséges okait, és bemutatjuk a jelenleg ismert módszereket a torzítások kiküszöbölésére.

Leírásunkkal segítséget kívánunk nyújtani mindazoknak, akik munkájuk vagy kutatásuk kapcsán ilyen típusú mutatókat számszerűsítenek. Az eligazodás korántsem egyszerű, mert a termékenység korrigált naptári éves mutatóit egyelőre főleg még csak a külföldi szakirodalom publikálta. Magyar nyelven az ilyen típusú mutatókkal foglalkozó szakirodalom: Berde–Németh [2014; 2015], Spéder [2014] és bizonyos részeiben Husz [2006], valamint Faragó M. [2011]. Reméljük jelen munkánkkal sikerül tovább bővítenünk a termékenységi mutatók korrekciójára vonatkozó magyar nyelvű irodalmat.

Írásunk első részében bemutatjuk a naptári éves termékenységi mutatószámokat: a hagyományos teljes termékenységi arányszámot, továbbá három, különböző módon kiigazított éves termékenységi rátát. Minden esetben kitérünk a mutatószám tartalmára, számítási módjára, alkalmazásának előnyeire és hátrányaira. Végül a születési évjáratok befejezett termékenységevel, az ún. *kohorsz befejezett termékenységgel* foglalkozunk, összefoglaljuk, mennyiben mutat mást ez az arányszám a naptári éves termékenységi mutatókhoz képest. Tanulmányunkat a kiigazított termékenységi ráták összehasonlításával, az általuk számszerűsített arányok megbízhatóságának értékelésével zárjuk.

1. A TELJES TERMÉKENYSÉGI ARÁNYSZÁM

Makroszinten egy ország termékenységének mérésére alkalmazott legrégebbi és legelterjedtebb naptári éves mutatószám a *teljes termékenységi arányszám* (Total Fertility Rate, a továbbiakban TFR¹). A TFR-t *Kuczynski* [1932] definiálta először. A TFR „azt fejezi ki, hogy az adott év kor szerinti születési gyakorisága mellett egy nő élete folyamán hány gyermeknek adna életet” [KSH, 2013: 67. o.]. Ezt a definíciót más megközelítésből a következőképp értelmezhetjük: ha feltesszük, hogy a vizsgált év korszpecifikus termékenységi értékei a jövőben sem változnak, akkor a vizsgált évben megfigyelt összes nőre igaz, hogy élete során átlagosan az adott évi TFR-nek megfelelő számú gyermeknek ad életet. Minthogy a nők szülési hajlandóságának, és ezen hajlandóság időbeli ütemezésének változatlansága az utóbbi évtizedekben szinte soha nem volt igaz, ezért a TFR sem tudja pontosan megmutatni, hogy az érintett nők átlagosan hány gyermeket vállalnak életük során [Sobotka–Lutz, 2011].

1 A fogalmak rövidítését szándékosan az angol nyelvű elnevezés alapján, az angol nyelvű irodalomban megszokott módon használjuk, ezzel szeretnénk elősegíteni az olvasók számára a nemzetközi és magyar szakirodalom párhuzamos érthetőségét.

A TFR képletének ismerete segít megérteni a számolás egyszerűségéből fakadó előnyöket és hátrányokat:

$$TFR(t) = \sum_a ASFR(a, t) \quad (1)$$

ahol t jelöli a naptári évet, a a nők korévét és $ASFR(a, t)$ mutatja a t -edik évben a éves nők korszpecifikus termékenységi arányszámát. Az $ASFR(a, t)$ -t úgy kapjuk meg, hogy az a éves nők élveszüléseinek számát a t -edik évben, $B(a, t)$ -t, elosztjuk a t -edik év folyamán a éves korú női népesség átlagos létszámával, $E(a, t)$ -vel. A szakirodalomban szülőképes kornak jelenleg (általában) a 15 évestől 49 évesig terjedő életkort tekintik [Jasilioniene et al., 2012; United Nations, 2013], vagyis minden naptári évben a 15 és 49 év közötti nőkre vonatkozó adatokat vesszük figyelembe.

A hagyományos termékenységi mutatószám a következő okok miatt szolgáltatathat félrevezető információt arról, hogy az érintett kohorszoknak mekkora a gyermekvállalási hajlandósága [lásd Rallu–Toulemon, 1994; Bongaarts–Feeney, 1998; 2004; 2006; 2010; Kohler–Philipov, 2001; Kohler–Ortega, 2002; Ortega–Kohler, 2002; Yamaguchi–Beppu, 2004; Goldstein–Sobotka–Jasilioniene, 2009; Sobotka–Lutz, 2011; Farago M., 2011; Bongaarts–Sobotka, 2012; Berde–Németh, 2014; 2015]:

- A TFR nem kontrollál a gyermekvállalás időzítéséből fakadó torzításokra. Ezt a torzítást *időzítési hatásnak* (tempo effect), vagy *halasztási hatásnak* (postponement effect) nevezzük [Sobotka, 2004a]. A halasztást szükség esetén negatív előjellel is értelmezhetjük, ami a valóságban a szülések előrehozását jelenti.
- Nem tudja kiszűrni az adott korévű női populáción belül a nők gyermekszám szerinti megoszlásának változásából fakadó ingadozásokat (*paritási hatás*, parity effect) sem [Sobotka–Lutz, 2011].
- Az említetteken kívül a női populáció strukturális változásának más olyan jellemzőit sem veszi figyelembe, mint pl. az országba történő bevándorlás és az országból való kivándorlás arányát, a női népesség egészségi állapotának változását, a különböző rétegek halandósági arányának eltérését, illetve az eltérés változását stb.

Ezek következtében a tényleges csecsemőlétszám alakulását illetően (*mennyiségi hatás*, quantum effect) a TFR gyakran jelentős pontatlanságokat tartalmaz. A pontatlanságok a TFR által jelzett tendenciára is befolyást gyakorolnak, szélsőséges esetben a TFR által jelzett csökkenő gyerekszülési kedv a valóságban akár növekedés is lehet, illetve a TFR növekvő tendenciája esetenként csak látszólagos, és a folyamatok mögött mennyiségi visszaesés húzódik meg [Sobotka, 2004b].

Az elmúlt évtizedekben a TFR torzításának legfőbb oka az volt, hogy az anyák egyre későbbi életkorban születték meg gyermekeiket. A nők halasztó magatartására és az ennek következtében fellépő időzítési hatásra *Norman Ryder* [Ryder, 1956; 1964; 1980] már az elmúlt évszázad közepén felhívta a figyelmet.

Amennyiben a gyermekvállaláskor elért átlagos életkor² (mean age at birth – MAB) eltér a korábbiaktól, és csökken a fiatalabb korosztályok termékenysége,

2 A nők gyermekvállaláskor elért átlagos életkorának kiszámítását a függelékben mutatjuk be.

akkor ez csökkentőleg hat az adott évi TFR értékére is. A fiatalabb korosztályok születésének elmaradása azonban nem feltétlenül jelent véglegesen alacsonyabb gyermekszámot – mint ahogy azt a TFR sugallná – mert a fiatalabb nők később, a biológiai korlát közeledtekor részben vagy teljesen „behozhatják”, sőt túl is teljesíthetik lemaradásukat [Sobotka–Lutz, 2011]. Ha a gyermekvállalás kitolódása lassul, azaz a halasztás mérséklődik, és elindul a *visszapótlás*³ (recuperation), akkor újra növekedést tapasztalhatunk a TFR értékében [Frejka et al., 2011], ami viszont nem feltétlenül jelenti a termékenység mennyiségi növekedését.

A termékenység többi éves mutatószámával történő összevetés érdekében szükségünk lesz a TFR *éveszületési sorrend* (paritás, jelölése i) szerinti felbontására:

$$TFR(t) = \sum_a ASFR(a, t) = \sum_a \sum_i ASFR_i(a, t) = \sum_i \sum_a ASFR_i(a, t) \quad (2)$$

ahol $ASFR(a, t)$ -t már az (1) képlet után definiáltuk, az $ASFR_i(a, t)$ jelöli az i -edik paritás esetén az a éves nők korszpecifikus termékenységi arányszámát a t -edik évben. A TFR ilyen tagolása felhívja a figyelmet arra, hogy a TFR számolásakor nem csak az okoz problémát, hogy nem vesszük figyelembe a szülési életkor kitolódását, hanem az is, hogy nem használunk ki egy nagyon fontos információt. Nevezetesen azt, hogy az újszülött csecsemő édesanyja hányadik gyermekeként látja meg a napvilágot.

A továbbiakban megmutatjuk, hogy a szakirodalom a halasztási hatás és a paritási eloszlás figyelmen kívül hagyását milyen módon igyekszik kiküszöbölni. Először a kizárólag ütem szerint korrigált termékenységi arányszám definícióját ismertetjük, amellyel a halasztást „számítják be”, majd áttérünk az ütem és paritás szerint is korrigált termékenységi arányszám ismertetésére.

2. AZ ÜTEM SZERINT KIIGAZÍTOTT TELJES TERMÉKENYSÉGI ARÁNYSZÁM

A Boongarts és Feeney-féle (továbbiakban BF) ütem szerint kiigazított teljes termékenységi arányszám (jelölése TFR^*) a legelső, széles körben alkalmazott, és a mai napig is használt olyan kiigazított mutatószám [Bongaarts–Feeney, 1998; 2000], amely képes figyelembe venni a halasztó magatartás következményeit, de a paritási struktúrára nem kontrollál. A TFR^* viszonylag egyszerű módszertan alapján a hagyományos TFR értékeit módosítja, a szülési életkor rövid távú trendje alapján számolt korrekciós tényező segítségével. A TFR^* mutató i -edik paritásra vonatkozó értéke a teljes termékenységi arányszám összegéből az i -edik paritásra vonatkozó részösszeget (ehhez kellett a (2) képlet felbontása) korrigálja a szülő nők átlagos életkorának növekedési (csökkenési) ütemével, a következő, (3) képletnek megfelelően:

$$TFR_i^*(t) = \frac{TFR_i(t)}{1 - s_i(t)} \quad (3)$$

ahol $s_i(t)$ a BF-féle korrekciós tényező, azaz a szülő nők átlagos életkorában megfigyelhető változás az i -edik paritás esetén, a t -edik évben. A korrekciós tényező pon-

³ A halasztó magatartást követő késői gyermekszülést hívjuk visszapótlásnak [Frejka et al., 2011].

tos levezetését a függelékben mutatjuk be. A $TFR^*(t)$ értékét a $TFR_t^*(t)$ arányszámok i szerinti összegzéseként kapjuk meg. Másképpen megfogalmazva a t -edik évi TFR^* értéket úgy számoljuk ki, hogy a t -edik év korszpecifikus termékenységi arányait korévenként azonos, de paritásonként eltérő tényező segítségével korrigáljuk. A korrekció nagyságát az időbeli ütemezés rövid távú trendje alapján határozzuk meg. A TFR^* értéke így a halasztó magatartás kiszűrése utáni átlagos gyermekvállalási hajlandóságot adja meg egy adott évben: mekkora lett volna az átlagos gyermekvállalási kedv, ha a kérdéses évben nem változott volna a szülő nők átlagos életkora. A TFR^* azonban nem veszi figyelembe a megfigyelési év paritási struktúráját, nem képez feltételes valószínűségeket annak alapján, hogy a különböző korévű gyerektelen nők hányadrésze szül első gyereket, az egygyerekesek hányadrésze második gyereket stb.

A TFR^* mutatószám legfőbb előnye az, hogy egyszerűen kiszámolható, továbbá értéke könnyen értelmezhető [Bongaarts–Feeney, 1998; Kohler–Philipov, 2001; Ortega–Kohler, 2002; Sobotka, 2003a; 2003b; 2004a; 2004b; Goldstein–Sobotka–Jasilioniene, 2009; Sobotka–Lutz, 2011; Bongaarts–Sobotka, 2012; Berde–Németh 2014]. A European Demographic Data Sheet – amely egy összefoglaló statisztikai kiadvány az európai országok demográfiai helyzetéről – 2006-ban, 2008-ban és 2010-ben már a TFR^* mutató értékeit is közölte a TFR mellett [VID/IIASA/PRB, 2006; 2008; VID, 2010], 2012-ben és 2014-ben azonban ezt az arányszámot is túlhaladta a demográfiai szakirodalom fejlődése, és a termékenységi mutató további pontosításának eredményeképpen a kizárólag ütem szerint kiigazított termékenységi arányszám helyét átvette az ütem és paritás szerint is kiigazított ráta.

Az egyszerű számítási módszer eredményezi nemcsak a TFR^* előnyeit, hanem gyengeségeit is [lásd Kim–Schoen, 2000; Van Imhoff–Keilman, 2000; Ortega–Kohler, 2002]. A TFR^* a TFR -hez hasonlóan nem használja ki a női népesség paritási szerkezetére vonatkozó információt, és nem tudja beszámítania női populáció egyéb strukturális tulajdonságait sem. Problémát jelent még az is, hogy a szülő nők paritásonként átlagos életkora az egyes naptári években véletlenszerűen ingadozhat, és emiatt maga a korrigált termékenységi arányszám is esetleges ingadozásoknak van kitéve. Az átlagos szülési életkorral történő korrekció esetén azonban minden mutató ki van téve ennek a problémának (a $PATFR^*$ -nál más a korrekciós tényező számolási módja és értéke, ott nem jelentkezik ez a probléma, csak a $TFRp^*$ -nál), amit az arányszámok mozgó átlagolásával szokás kiszűrni.

A ma létező TFR^* -nál korszerűbb két termékenységi arányszám már azt is figyelembe veszi, hogy a vizsgálat évében milyen a női népesség paritási szerkezete, de a női populáció egyéb belső arányaira egyelőre ezek a mutatók sem tudnak kontrollálni. A következőkben bemutatjuk az említett két, jelenleg legkorszerűbbnek tekinthető termékenységi arányszámot.

3. A KOHLER ÉS ORTEGA-FÉLE, ÜTEM ÉS PARITÁS SZERINT KIIGAZÍTOTT TELJES TERMÉKENYSÉGI ARÁNYSZÁM

Kohler és Ortega [2002] elsőként publikáltak olyan mutatószámot, amely képes mind az időzítési hatásból származó torzítások kezelésére, mind a nők paritás sze-

rinti megoszlásának figyelembevételére is. A Kohler és Ortega-féle ütem és paritás szerint kiigazított teljes termékenységi arányszám (a mutató jelölése PATFR*, illetve a módszerre KO módszer elnevezéssel fogunk hivatkozni) alapját Rallu és Toulemon [1994] paritásfüggő teljes termékenységi arányszáma adta (Rallu és Toulemon mutatójának jelölése PATFR), amelyet Kohler és Ortega [2002] ütem szerint is kiigazított, felhasználva Kohler és Philipov [2001] módszertanát. A PATFR* mutató értékét Kohler és Ortega PATFR-nél alkalmazott módszertani lépések alapján számolták ki, úgy, hogy a szülési valószínűségeket a halasztó magatartásnak megfelelően korrigálták.

A KO módszerrel megszerkesztett korábbi mutató, a PATFR számításának elve a korévenkénti feltételes szülési valószínűségek figyelembe vételén alapul. A korévenkénti feltételes szülési valószínűség azt mutatja meg, hogy az év elején adott korévú, $i-1$ gyermekkel rendelkező nők az év során milyen valószínűséggel szülnék i -edik utódot. A PATFR-t Rallu és Toulemon úgy számolta ki, hogy a tényleges szülési arányokat az ún. *periódus termékenységi táblára* (rögzített számú, pl. 10 000 nő gyerekszüléseit a valóságos arányoknak megfelelően végigvezető táblázat) vetítették. A 10 000, kezdetben gyermektelen nőre vonatkozóan a valós, paritásonkénti szülési arányokkal számították ki a gyerekszülések számát, majd ezt minden korévre végiggörgettek, ezáltal korévenként megkapták, hogy az alapsokaság hogyan oszlik meg a 10 000 nő által világra hozott gyerekek száma alapján. Az adatok végiggörgetése után a legalább egygyermekes, majd a legalább kétgyermekes stb. nők számát viszonyították a teljes női népességhez, és így kapták meg a PATFR mutató paritásonkénti értékeit. (A módszertan részletes leírását lásd Jasilioniene és szerzőtársai munkájának [2012] 51–52. oldalán, a mutató magyar nyelven leírt alkalmazása pedig megtalálható Faragó Miklós [2011] cikkében.)

A PATFR* meghatározásakor Kohler és Ortega a fenti mutatót még paritásonként korrigálta a halasztó magatartás alapján számszerűsített tényezővel. A számítás menete a következő: a valós adatokból elsőként a paritásonkénti, feltételes termékenységi rátát⁴ származtatjuk – jelölése $m_i(a, t)$ –, amely az a éves nők i -edik élveszüléseit a t -edik évben azon nők számához viszonyítja, akik ténylegesen ki vannak téve az i -edik gyermekszülés lehetőségének, vagyis a t -edik év folyamán a éves korú $i-1$ gyermekkel rendelkező nők átlagos számához. A feltételes termékenységi ráta korrekciója Kohler és Philipov [2001] módszertana alapján korévenként és paritásonként egyedi tényezővel történik – a KP-féle korrekciós tényező jelölése $r_i(a, t)$ –, nagyon hasonló módon ahhoz, ahogy a koréveket egyébként figyelmen kívül hagyó BF korrekció. A végső korrekciós tényezőhöz Kohler és Philipov [2001] egy hosszas iteratív eljárás során jutottak el [lásd Kohler–Philipov, 2001, valamint Kohler–Ortega 2002], a gyakorlati számolás során azonban az iterációs lépésektől többnyire [lásd pl. Bongaart–Sobotka, 2012; Sobotka et al., 2005]

⁴ Ez a feltételes ráta nem azonos a későbbiekben, a Bongaarts és Feeney-féle, ütem és paritás szerint kiigazított termékenységi mutató számításakor használt feltételes termékenységi rátával. Jelen esetben az i -edik gyerek születésének feltétele az, hogy az anyának már legyen $i-1$ gyereke. A Bongaarts és Feeney-féle mutató esetében – mint ahogy látni fogjuk – az i -edik gyerek születésének feltétele, hogy az anyának még ne legyen i -edik gyereke, de $i-1$, $i-2$ stb. (egészen a 0. gyerekeig) gyereke lehet.

eltekintenek, és egyszerűen csak a Kohler–Ortega cikk [2002] 110. oldalán található (9) képletet használják:

$$m'_i(a, t) = \frac{m_i(a, t)}{1 - r_i(a, t)} \quad (4)$$

A (4) képletben $m'_i(a, t)$ jelöli a t -edik évben az a éves nők esetén az i -edik élveszülésekre vonatkozóan a korrigált feltételes termékenységi rátát. Elviekben a KP-féle korrekció a BF-féle korrekcióhoz képest annyival árnyaltabb, hogy a korrekció nem csak paritásonként, hanem bármely adott paritás esetén korévenként is különbözik. További technikai jellegű különbség a két módszer közt az átlagos életkorok számításának súlyozásakor használt eltérése. A KP-féle korrekciós tényező részletes leírását lásd a függelékben.

A PATFR* végül egy adott év teljes termékenységi arányszámát a következőképpen mutatja meg: átlagosan hány gyermeket vállalna egy tipikus nő, ha feltesszük, hogy a paritásonkénti arányokat figyelembe vevő és ütem szerint korrigált feltételes termékenységi rátáknak megfelelően éli végig a szülőképes korát.

A következőkben kiemeljük a PATFR* három, a további kutatások szempontjából fontos konstrukciós elvét. Az elsőt mindenképpen érdemes figyelembe venni egy esetleges újabb termékenységi arányszám definiálásakor, a második egy olyan eljáráslelemet tartalmaz, amit nehézkessége miatt tanácsosabb megkerülni, a harmadik tulajdonság pedig arra utal, hogy a PATFR* során használt átlagos szülési életkor számítása torzító hatást visz a végeredménybe.

- Az, hogy a PATFR*-ban az időzítési hatás szerinti korrekció nem csak paritásonként, hanem korévenként is különbözik, nagyban hozzájárulhat az éves termékenységi ráta precízebb becsléséhez. Vélhetően ugyanis másképpen halaszt (vagy hozza előbbre a szülését) egy húszéves nő, mint egy negyvenéves, még akkor is, ha ugyanarra a paritásra vonatkozóan vizsgálódunk. Az már más kérdés, és további kutatásokat igényel, hogy a Kohler–Ortega-féle, korévenként eltérően alkalmazott korrekció végeredményben mennyire segíti elő a becslés pontosságát, jó-e a korévek eltérő kezelésére alkalmazott módszer, vagy érdemes egy másik, szintén korévenként differenciált eljárásról gondolkodni, amely hatékonyabban végezné el a korévenkénti kiigazítást.
- A PATFR mutató – és ehhez hasonlóan a most tárgyalt PATFR* mutató – szerkesztésének egyik lényeges eleme, hogy magasabb paritású gyereket a periódus termékenységi táblában csak az a nő szülhet, akinek már van eggyel alacsonyabb paritású utódja. Ezeknek a nőknek a táblázatbeli arányát a vizsgált év valóságos keresztmetszeti adatai alapján határozzuk meg. Minden olyan esetben, amikor a keresztmetszeti adatok az adott év speciális történéseinek eredményeképpen téves következtetésre vezetnek, akkor a táblából továbbgörgetett, a mutatószám magasabb paritásaira vonatkozó értékei torzítottak lesznek, mint ahogy erre Bongaarts és Sobotka [2012] is felhívta a figyelmet. Például, ha egy évben a szokásoshoz képest sok első gyerek születik, akkor arányaiban más évekhez képest magasabb lesz az első paritásra vonatkozó feltételes termékenységi ráta, továbbá a következő évben több lesz azon nők száma a periódus termékenységi táblában, akik szülhetnek második gyereket. Ezt a számot megszorozva a tényleges,

második gyerekre vonatkozó születési aránnyal, majd elosztva a periódus termékenységi tábla alappopulációjának számával, a ténylegesnél magasabb termékenységi arányszámot kapunk a második paritásra is. Ezt a problémát a PATFR* sem tudja elkerülni, mert a PATFR-hez képest ugyan annyival pontosabb, hogy a halasztó magatartás szerint is korrigál, de az alacsonyabb paritásokból megörökölt hibát ugyanúgy átörökíti a magasabb parításokra.

- A PATFR* az átlagos szülési életkoroknál más súlyozást alkalmaz, mint a TFRp*, (e mutatót a következő alfejezetben definiáljuk) nevezetesen az idősebb nőket arányaiban nagyobb együttthatóval veszi figyelembe (lásd a függelékét), és emiatt a PATFR* mutató első paritásra vonatkozó korrekciós értéke a halasztó magatartás fokozódásának időszakában túlságosan magas lesz, így maga az arányszám is felfelé torzít [Ortega-Kohler, 2002; Bongaarts-Feeney, 2006]. Ezt pedig, mint ahogy az előző bekezdésben kifejtettük, örökli a második, utána pedig a többi paritásra kiszámított termékenységi arányszám is.

Mivel a PATFR* előző pontban jelzett hátránya mellett a kiszámolásához használt periódus termékenységi tábla megszerkesztése rendkívül körülményes, nem meglepő, hogy gyakorlati alkalmazása nem vált széleskörűvé. A Bongaarts és Feeney-féle, ütem és paritás szerint kiigazított teljes termékenységi arányszám publikálása óta a szakemberek többsége ez utóbbi mutatót részesíti előnyben.

4. A BONGAARTS ÉS FEENEY-FÉLE, ÜTEM ÉS PARITÁS SZERINT KIIGAZÍTOTT TELJES TERMÉKENYSÉGI ARÁNSZÁM

Bongaarts és Feeney 2004-es, 2006-os munkáikban egy újabb, ütem és paritás szerint is kiigazított teljes termékenységi arányszámot publikáltak (jelölése TFRp*), amelyben a mortalitási szakirodalomban fellelhető, és általuk is korábban már használt mutató [Bongaarts-Feeney, 1998], a *halálozás pillanatnyi kockázata* (force of mortality, magyarul gyakran hazard függvényként is emlegetik) mintájára definiálták a feltételes termékenységi rátát, majd ennek segítségével határozták meg a teljes termékenységi arányszámot.

Új mutatószámukban Bongaarts és Feeney a halasztó magatartás szerinti korrekcióra ugyanazt az elvet használják, mint amit a mérföldkövet jelentő 1998-as cikkükben, de emellett figyelembe veszik a megfigyelési év paritási struktúráját is. Bongaarts és Feeney 2004-es, 2006-os tanulmányától függetlenül Yamaguchi és Beppu [2004] is publikált egy ütem és paritás szerint kiigazított teljes termékenységi arányszámot, amelynek végső formulája azonos a TFRp* képletével⁵, Yamaguchi és Beppu mutatójának számítási menete azonban sokkal nehezebb, mint a Bongaarts és Feeney-féle mutatóé.

A TFRp* mutatószám paritásonkénti értékének definiálásakor tekintsük folytonosnak az a korévet, és rögzítsük a megfigyelés t -edik évét. Annak a valószínűsége, hogy a t -edik évben egy olyan nő, aki korábban nem szült t -edik gyereket, az a és az $a + \Delta a$ koréve közt szül i -edik gyereket:

5 A két mutató azonosságát Bongaarts és Sobotka cikküknek [2012] a 114. oldalán bizonyítják be.

$$P(\Delta a) = \frac{F(a + \Delta a) - F(a)}{1 - F(a)} \quad (5)$$

ahol $F(a)$ a t -edik évben annak az eloszlásfüggvénye, hogy az i -edik gyereket még nem szült nők megszülik i -edik gyereküket. Ha a Δa tart a nullához, akkor az (5) képletben definiált valószínűség is tart a nullához. A feltételes termékenységi ráta⁶ - jelölése $\mu(a)$ - közelítő értéke az (5) képletbeli valószínűség Δa -val elosztott hányadosa. Amennyiben Δa tart a 0-hoz, akkor megkapjuk a feltételes termékenységi ráta pontos értékét. Ez azt fejezi ki, hogy mekkora annak a valószínűsége, hogy valaki i -edik gyereket szül $a + \Delta a$ életkoráig, feltéve, hogy a életkoráig még nem szült.

A $\mu(a)$ nem más, mint a korábban említett, és a halálozási irodalomban használt fogalom, a halálozás pillanatnyi kockázatának megfelelője a termékenységi összefüggések vonatkozásában:

$$\mu(a) = \frac{F'(a)}{1 - F(a)} = -\frac{d \ln(S(a))}{da} \quad (6)$$

ahol $S(a) = 1 - F(a)$. Ennek alapján annak a valószínűsége, hogy a t -edik évben egy nő az a és az $a + \Delta a$ koréve közt nem szüli meg i -edik gyerekét, ha korábban sem volt i -edik gyereke:

$$\int_a^{a+\Delta a} \mu(x) dx = \int_a^{a+\Delta a} \frac{d \ln(S(x))}{dx} dx = [\ln S(a)]_a^{a+\Delta a} = \ln S(a + \Delta a) - \ln S(a), \text{ aminek alapján:}$$

$$e^{-\int_a^{a+\Delta a} \mu(x) dx} = \frac{S(a+\Delta a)}{S(a)} = S_t(a) \quad (7)$$

A (7) képletben $S_t(a)$ -val jelöljük annak a valószínűségét, hogy a t -edik évben egy a koréves nő (az a korévet tartalmazó időtartamot az a és az $a + 1$ éves életkora közt értelmezve) akkor se szül i -edik gyereket, ha korábban nem volt még i -edik gyereke. Annak a valószínűsége, hogy szül i -edik gyereket, ha korábban nem szült, az az előző valószínűség komplementere, $1 - S_t(a)$.

A (7) képlet alapján a Bongaarts és Feeney-féle, ütem és paritás szerint kiigazított teljes termékenységi arányszámot egy adott év és adott paritás vonatkozásában úgy határozzuk meg, hogy először korévenként kiszámoljuk azokat a feltételes termékenységi rátákat, amelyek megmutatják a kérdéses paritásra vonatkozó szülési valószínűségeket (arányszámokat). Ezeket korévenként összeadjuk, majd korrigáljuk a TFR* esetében is alkalmazott BF korrekciós tényezővel (lásd függelék), és a korrigált értékeket 1-ből kivonva az exponenciális függvény kitevőjeként alkalmazzuk, a (8) képlet szerint.

⁶ Akárcsak a 4. lábjegyzetben tettük, itt is felhívjuk a figyelmet, hogy a Bongaart-Feeney-féle mutatóban alkalmazott feltételes termékenységi rátát máképp definiáljuk, mint a Kohler és Ortega-féle feltételes termékenységi rátát. Most az az i -edik gyerek születésekor nem csak azok a nők alkotják a viszonyítási alapot, akiknek pontosan $i-1$ gyerekük volt az esemény - az i -edik gyerek születésének bekövetkezése - előtt, hanem minden olyan nő, akinek nem volt még meg az i -edik gyereke a szülés előtt.

$$TFRp_i^*(t) = 1 - e^{-\sum_{a=i}^{15} \mu_i^*(a,t)} \quad (8)$$

ahol $\mu_i^*(a, t)$ a BF korrekció utáni feltételes termékenységi ráta értékét jelöli a t -edik évben, az i -edik paritásra és az a korévre vonatkozóan.

A $TFRp^*$ i -edik paritásra vonatkozó értéke – akárcsak a $PATFR^*$ -é – azt mutatja meg, hogy a t -edik évi szülési adatok alapján megbecsülve, egy tipikus nő átlagosan hány i -edik gyereket szül élete során. A $TFRp^*$ azonban más módszerrel veszi figyelembe a megfigyelési év paritási struktúráját, és eltérő a halasztó magatartás szerinti korrekciója is. Számszerűleg ez utóbbi eltérés nem okoz túl nagy különbséget a két mutató közt (lásd a függelékben a két korrekció képletének hasonlóságát), viszont a paritási struktúra eltérő figyelembevétele jelentősebben befolyásolja a végeredményt [lásd Bongaarts–Sobotka, 2012; Berde–Németh, 2014; 2015]. Ezzel kapcsolatosan két tényezőre kívánjuk felhívni a figyelmet:

- A $TFRp^*$ magasabb paritásra vonatkozó értékét nem befolyásolja az alacsonyabb paritáshoz tartozó feltételes termékenységi ráták nagysága, mert viszonyítási alapként mindig az adott paritásnál kisebb paritással rendelkező valamennyi nő számát tekintjük, nem csak az eggyel kisebb paritásúakét.
- Végezetül a $TFRp^*$ előnye az is: annak ellenére, hogy ugyanazokat az alapadatokat és ugyanolyan bontásban⁷ igényli, mint a $PATFR^*$, de a $TFRp^*$ számítási menete lényegesen egyszerűbb, ami szintén hozzájárulhatott ahhoz, hogy ma már a $TFRp^*$ -ot szélesebb körben használják, mint a $PATFR^*$ -ot [Bongaarts–Sobotka, 2012; VID, 2012; 2014].

A $TFRp^*$ konstrukciós előnyei mellett azonban ennek a mutatónak is megvan az a hiányossága, hogy a női populáció mindössze két strukturális jellemzőjére korrigál, és nem alkalmas további speciális tulajdonságok figyelembevételére.

5. A SZÜLETÉSI ÉVJÁRATOK BEFEJEZETT TERMÉKENYSÉGE VS. A NAPTÁRI ÉVES TELJES TERMÉKENYSÉGI ARÁNSZÁMOK – TAPASZTALATAINK ÖSSZEGZÉSE

Tanulmányunk eddigi részeiben bemutattuk, hogy az éves termékenységi adatokból milyen különböző módszertanok alapján tudjuk megbecsülni a teljes termékenységi arányszámot. Létezik azonban egy olyan teljes termékenységi arányszám is, amely nem becsléseken, hanem valóságos tényadatokon alapul, ez a mutató azonban kizárólag a múltbeli történéseket tudja számszerűsíteni.

Az ún. *kohorsz⁸ befejezett termékenység* (Completed Cohort Fertility vagy Completed Fertility Rate, a továbbiakban CFR) azt mutatja meg, hogy a c -edik évben született kohorsz tagjai szülőképes koruk végéig átlagosan hány gyermeknek adtak életet. A kohorsz befejezett termékenység kiszámolásához se hipotézisekre, se bonyolult számításokra nincs szükség, egyszerűen az anyák és élveszüléseik szá-

7 A $PATFR^*$ és $TFRp^*$ mutatószám levezetéséhez egyaránt a szülőképes női népesség átlagos számára van szükségünk életkor és paritás szerinti bontásban, továbbá a különböző életkorú nők újszülöttjeinek számára és paritására.

8 Egy bizonyos kohorsz az azonos évben született népességet tartalmazza.

mát kell pontosan nyilvántartani, hogy összegezni lehessen az adott évben született nők gyerekeinek számát, amit azután el kell osztani a kérdéses női kohorsz népeségszámával. A CFR-t is fel lehet írni paritásonkénti, vagy ha szükséges korévenkénti bontásban – lásd a (9) képletet –, de ennek a felbontásnak csak a múltbeli éves termékenységi rátákkal történő összevetésekor, vagy a múltban véghezvitt családpolitikai intézkedések hatáselemzésekor, illetve egyéb múltbeli folyamatok elemzése során van jelentősége.

$$CFR(c) = \sum_a ASFR(a, c) = \sum_i CFR_i(c) \quad (9)$$

ahol $CFR(c)$ jelöli a c -edik évben született kohorsz befejezett termékenységét, az $ASFR(a, c)$ a c -edik évben született nők a éves korában világra hozott gyerekeinek átlagos számát, $CFR_i(c)$ pedig a c -edik évben született kohorsz i -edik paritás szerinti befejezett termékenységének értékét.

A CFR arányszám egyik legizgalmasabb utólagos felhasználási módja a kérdéses évre számszerűsített éves termékenységi mutatókkal való összevetése [Caselli–Vallin–Wunsch, 2006; Bongaarts–Sobotka, 2012; Berde–Németh, 2015]. Az összevetés célja, hogy információkat kapjunk a különböző termékenységi mutatók pontosságára vonatkozóan. Az összehasonlítást érdemes paritásonként elvégezni, nehogy a különböző paritások ellentétes előjelű eltérései kiegyenlítsék egymást. Egy adott c -edik évbéli kohorsz i -edik paritásra vonatkozó befejezett termékenységi értékét az arra az évre vonatkozó teljes termékenységi arányszám i -edik paritásra vonatkozó értékével szokás összehasonlítani⁹, amely évre a c -edik kohorsz i -edik gyermekvállaláskor elért átlagos életkora (cohort mean age at birth, CMAB) esik [lásd Sobotka, 2003b; Bongaarts–Sobotka, 2012]. Ezen év körül szülte a legtöbb i -edik gyermekét a vizsgált c -edik évi kohorsz.

Példaként tekintsük az 1955-ben született magyarországi kohorsz tagjait, akik 2005-ben töltötték be az 50. életévüket, azaz 2005-ben érték el szülőképes koruk végét¹⁰. Erre a kohorszra már ki tudjuk számolni, hogy átlagosan hány első, második, harmadik stb. gyermeket vállaltak életük során (CFR értéke paritásonként), és mekkora volt az első, második, harmadik stb. gyermek születésekor a kohorsz átlagos életkora. Pl. az 1955-ös kohorsz esetében az átlagos anyai életkor 24,94 év volt, míg az első gyermeküket 22,63 évesen születték [HFD, 2014], ami – az életkort egészre kerekítve – az 1978-as évre esik. Ekkor a különböző típusú naptári éves termékenységi arányszámok 1978-ban számszerűsített, első paritásra vonatkozó értékeit vetjük össze az 1955-ös kohorsz első paritásra vonatkozó befejezett termékenységi értékével. A számításokat jó néhány olyan kohorszra elvégezzük, amelyek első paritásra vonatkozó átlagos anyai életkorai folyamatosan kiadják az 1978-as év utáni éveket, mint az első gyerek születésének leggyakoribb évét. Ugyanezt tesszük a további paritások esetében. A paritásonként vett TFR*, TFRp* és a PATFR* közül azt a

9 Általában az éves termékenységi arányszámok 3 vagy 5 elemű mozgó átlagát szokás az összehasonlításakor figyelembe venni, hogy kiküszöböljék az éves termékenységi ráták esetleges ingadozását.

10 A jelenleg alkalmazott európai statisztikák alapján a 49. évet tekinthetjük a szülőképes kor végének [Jasilioniene et al., 2012; United Nations, 2013].

mutatószámot tekintjük pontosabbnak, amelynek a CFR azonos paritásától vett abszolút eltérése egy hosszabb időperiódus átlagában kisebb. Sobotka [2003b] Csehország, Hollandia, Spanyolország és Svédország adatait összehasonlítva megmutatta, hogy az intenzív halasztás időszakában mindenképp, de egyéb körülmények között is a TFR* és a PATFR* is jobb közelítést ad a CFR értékére, mint a hagyományos TFR mutató. Bongaarts és Sobotka [2012] a TFRp*-ot találta a három kiigazított mutató közül pontosabbnak, a mutatók értékeit az 1960–67 kohorsz adataival összevetve Csehország, Hollandia, Spanyolország és Svédország vonatkozásában. Ugyanerre az eredményre, azaz a TFRp* jobb teljesítésének kimutatására vezettek saját számításaink is, Csehország, Magyarország és Szlovákia adatait felhasználva, az 1978–87 és az 1993–97 közti időszakot tekintve [Berde–Németh, 2015].

Össességében a tapasztalatok alapján az olyan időszakokban, amikor a gyermekszülés halasztása erősödik, az első paritás esetén bármely ütem szerint kiigazított mutatószám jobb közelítést ad a CFR értékére, mint a hagyományos TFR mutató. Az ütem és paritás szerint is kiigazított két termékenységi arányszám, a TFRp* és a PATFR* pedig egyértelműen pontosabb, mint a csak ütem szerint kiigazított mutató, a TFR*. A TFRp* és a PATFR* értékei az első paritás esetén relatíve közel esnek egymáshoz, a magasabb paritások esetén azonban mind az egymástól, mind a CFR-től való eltéréseik relatíve nagyobbak.

A legfrissebb kutatások alapján a halasztási időszakokban a két kiigazított mutatószám közül a TFRp* teljesít jobban, kérdés azonban, hogy egy hosszabb előrehozási időszakban is megtartja-e a TFRp* a PATFR*-gal szembeni előnyét. További kutatásokat igényel az is, hogy az átlagos gyermekvállalási hajlandóság keresztmetszeti adatokból történő becslésében hogyan lehetne kontrollálni a megfigyelési év női populációjának ütemezési és paritási hatásain kívüli, egyéb strukturális sajátosságaira.

FÜGGELÉK

A KORREKCIÓS TÉNYEZŐK LEVEZETÉSE

A BF-FÉLE KORREKCIÓS TÉNYEZŐ [BONGAARTS–FEENEY, 2000]

Jelölje $MAB(t)$ a nők gyermekvállaláskor elért átlagos életkorát a t -edik évben (mean age at birth – MAB), ami egyenlő a szülőképes kor életéveinek (pontosabban az évek közepének) korszpecifikus termékenységi rátákkal súlyozott számtani közepével:

$$MAB(t) = \frac{\sum_a [(a + 0.5) \cdot ASFR(a, t)]}{\sum_a ASFR(a, t)} \quad (10)$$

ahol a jelöli a szülőképes kor koréveit, míg $ASFR(a, t)$ a t -edik évben az a éves nők korszpecifikus termékenységi arányszámát [Jasilioniene et al., 2012: 41. o.].

A szülő nők átlagos életkorát az i -edik gyermekre vonatkozóan az előző képlettel megegyezően számolhatjuk ki:

$$MAB_i(t) = \frac{\sum_a [(a + 0.5) * ASFR_i(a, t)]}{\sum_a ASFR_i(a, t)} \quad (11)$$

ahol $MAB_i(t)$ jelöli a t -edik évben az i -edik gyermeküket szülő anyák átlagos életkorát, míg $ASFR_i(a, t)$ a t -edik évben az i -edik paritás esetén a éves nők korszpecifikus termékenységi rátáját [Jasilioniene et al., 2012: 41. o.].

Ennek felhasználásával a BF-féle korrekciós tényező az i -edik paritásra vonatkozóan $s_i(t)$, a következőképpen számolható ki: $s_i(t)$ egyenlő a t -edik évben az i -edik gyermeküket szülő anyák átlagos életkorának változásával, azaz képletesen

$$s_i(t) = \frac{MAB_i(t + 1) - MAB_i(t - 1)}{2} \quad (12)$$

[Bongaarts–Feeney, 1998: (3) képlet, 278. old.; Bongaarts–Feeney, 2000: 563. o.]. A BF-féle korrekciós tényező paritásonként különböző, de korévenként azonos korrekciót tesz lehetővé.

A KP-FÉLE KORREKCIÓS TÉNYEZŐ [KOHLENER-PHILIPPOV, 2001], AMELYET KOHLER ÉS ORTEGA [2002] IS FELHASZNÁLT

Kohler és Philipov [2001] paritásonként és korévenként eltérő korrekciós tényezőt mutatott be. Eredetileg a hagyományos TFR mutatószám korrekciójára találták ki ezt az eljárást, de Kohler és Ortega [2002] már a Rallu és Toulemon [1994] által bevezetett PATFR mutatószámra alkalmazta.

Jelölje $r_i(a, t)$ azt a korrekciós tényezőt, amellyel a t -edik évben az i -edik paritású és a életkorú nők feltételes termékenységi rátáját korrigáljuk. A korrekciós tényező két tagból tevődik össze, azaz képletesen:

$$r_i(a, t) = \gamma_i(t) + \delta_i(t)[a - \bar{a}_i(t)] \quad (13)$$

ahol az első tag az i -edik gyermeküket szülő anyák átlagos életkorának változását mutatja a t -edik évben (jelölése $\gamma_i(t)$), míg a második tag az i -edik gyermeküket szülő anyák életkora szórásnégyzetének relatív változása a t -edik évben (jelölése $\delta_i(t)$) szorozva az adott életkornak (jelölése a) a t -edik évben az i -edik gyermeküket szülő anyák átlagos életkorától (jelölése $\bar{a}_i(t)$) vett eltéréssel [Kohler-Philipov, 2001: 8. o., (11) képlet].

A KP-féle korrekciós tényező elemeinek kiszámolását a következőkben sorra vesszük. $\gamma_i(t)$ gyakorlatilag megfeleltethető a BF-féle korrekciós tényezőnek, a számolási módszer is azonos. $\gamma_i(t)$ ugyanis egyenlő a t -ediket követő és az azt megelőző évi, az i -edik gyermekre vonatkozó átlagéletkor átlagos eltéréssel, azaz képletesen:

$$\gamma_i(t) = \frac{\bar{a}_i(t + 1) - \bar{a}_i(t - 1)}{2} \quad (14)$$

ahol a $t + 1$ -edik évben az i -edik gyermeküket szülő anyák átlagos életkorát szándékosan nem $MAB_i(t + 1)$ -gyel, hanem $\bar{a}_i(t + 1)$ -gyel jelöltük. A szülő nők átlagos életkora itt is az életkorok súlyozott számtani közepeként számolható ki, de a KP-féle korrekciós tényező esetén súlyként a feltételes termékenységi rátákat (jelölése $m_i(a, t)$) alkalmazzuk¹¹.

Ennek megfelelően $\bar{a}_i(t)$ -t a következők szerint számoljuk ki [Ortega-Kohler, 2002: 8.o. (3) képlet]:

$$\bar{a}_i(t) = \frac{\sum_{a=12}^{55} [(a + 0,5) * m_i(a, t)]}{\sum_{a=12}^{55} m_i(a, t)} \quad (15)$$

A korrekciós tényező első tagja tehát akkor lesz negatív ($\gamma_i(t) < 0$), ha a $t-1$ -edik évről a $t+1$ -edik évre az i -edik paritás esetén a gyermekvállaláskor elért átlagos életkor csökken, és akkor lesz pozitív ($\gamma_i(t) > 0$), ha nő.

A KP-féle korrekciós tényező második tagja egy szorzatból áll, ahol $\delta_i(t)$ -t a következőképpen tudjuk kiszámolni [Kohler-Philipov, 2001: 10. old. Result 12]:

$$\delta_i(t) = 0,25 * \log\left(\frac{\sigma_i^2(t+1)}{\sigma_i^2(t-1)}\right) \quad (16)$$

ahol $\sigma_i^2(t)$ jelöli az i -edik gyermeküket szülő anyák életkorának súlyozott varianciáját a t -edik évben. Ha a $t-1$ -edik évről a $t+1$ -edik évre az i -edik paritás esetén a születési életkorok szórásnégyzete csökken, akkor értelemszerűen $\delta_i(t) < 0$ lesz, ha pedig nő, akkor $\delta_i(t) > 0$ lesz.

Végül $\sigma_i^2(t)$ a szülőképes kor életéveinek (pontosabban az évek közepének) súlyozott varianciája a t -edik évben az i -edik paritás esetén, ahol súlyként szintén a feltételes termékenységi rátákat alkalmazzuk [Ortega-Kohler, 2002: 8. o. (3) képlet]:

$$\sigma_i^2(t) = \frac{\sum_{a=12}^{55} [(a + 0,5 - \bar{a}_i(t))^2 * m_i(a, t)]}{\sum_{a=12}^{55} m_i(a, t)} \quad (17)$$

Összességében a KP-féle korrekciós tényező nem csak paritásonként, hanem korévenként is egyedi korrekciót tesz lehetővé. Értéke egy adott paritás esetén a különböző életkorokban attól függ, hogy a tényező első és második tagja milyen értéket vesz fel. Ennek alapján több eset előfordulhat:

1. Eset: $\gamma_i(t) < 0$ és $\delta_i(t) < 0$: az átlagéletkornál fiatalabb nők esetén abszolút értékben $\gamma_i(t)$ -nél kisebb, míg az átlagéletkornál idősebb nők esetén abszolút értékben $\gamma_i(t)$ -nél nagyobb korrekciót alkalmazunk.
2. Eset: $\gamma_i(t) < 0$ és $\delta_i(t) > 0$: az átlagéletkornál fiatalabb nők esetén abszolút értékben $\gamma_i(t)$ -nél nagyobb, míg az átlagéletkornál idősebb nők esetén abszolút értékben a $\gamma_i(t)$ -nél kisebb korrekciót alkalmazunk.

11 Ha a TFR mutatószám KP-féle korrekcióját szeretnénk elvégezni, akkor a korszpecifikus termékenységi ráta képezi a súlyokat [Kohler-Philipov, 2001].

3. Eset: $\gamma_i(t) > 0$ és $\delta_i(t) < 0$: az átlagéletkornál fiatalabb nők esetén a $\gamma_i(t)$ -nél nagyobb, míg az átlagéletkornál idősebb nők esetén a $\gamma_i(t)$ -nél kisebb korrekciót alkalmazunk.
4. Eset: $\gamma_i(t) > 0$ és $\delta_i(t) > 0$: az átlagéletkornál fiatalabb nők esetén a $\gamma_i(t)$ -nél kisebb, míg az átlagéletkornál idősebb nők esetén a $\gamma_i(t)$ -nél nagyobb korrekciót alkalmazunk.

A két tag egymáshoz viszonyított nagyságától függően előfordulhat az is, hogy a t -edik évben az i -edik paritás esetén a fiataloknál negatív, míg az időseknél pozitív korrekciós tényezőt kapunk, illetve fordítva. Tehát nem feltétlenül egységesen lefelé vagy felfelé korrigáljuk minden életkorban a t -edik év i -edik paritása esetén számolt feltételes termékenységi rátákat, $m_i(a, t)$ -t.

IRODALOM

- Berde Éva–Németh Petra [2014]: Az alacsony magyarországi termékenység új megközelítésben. *Statisztikai Szemle* 92. évf. 3. szám. 253–275.
- Berde Éva–Németh Petra [2015]: Termékenységi idősorok összehasonlítása három szomszédos közép-európai országban. (Csehország, Magyarország és Szlovákia). Kézirat. Megjelenés helye és várható időpontja: *Statisztikai Szemle* 2015. első negyedév.
- Bongaarts, J.–Feeney, G. [1998]: On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review*. Vol. 24. No. 2. pp. 271–291.
- Bongaarts, J.–Feeney, G. [2000]: On the Quantum and Tempo of Fertility: Reply. *Population and Development Review*. Vol. 26. No. 3. pp. 560–564.
- 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. 18–19 November. New York.
- Bongaarts, J.–Feeney, G. [2006]: The Tempo and Quantum of Life Cycle Events. In: *Vienna Yearbook of Population Research* 2006. pp. 115–151.
- Bongaarts, J.–Feeney, G. [2010]: When is a Tempo Effect a Tempo Distortion? *Genus* 66(2): 1–15.
- Bongaarts, J.–Sobotka, T. [2012]: Demographic Explanations for the Recent Rise in European Fertility: Analysis Based on the Tempo- and Parity-adjusted Total Fertility, *Population and Development Review* Vol. 38. No. 1. pp. 83–120.
- Caselli, G.–Vallin, J.–Wunsch, G. [2006]: *Demography – Analysis and Synthesis: A Treatise in Population*. Elsevier, Amsterdam.
- Faragó Miklós [2011]: Paritásfüggő összetett termékenységi mutatók Magyarországon és különbségeik dekompozíciója. *Közgazdasági Szemle*, LVIII. évf., 2011. november 970–993.
- Frejka, T.–Lesthaeghe, R.–Sobotka, T.–Zeman, K. [2011]: Postponement and Recuperation in Cohort Fertility: New Analytical and Projection Methods and their Application. *European Demographic Research Papers*. No. 2. Vienna Vienna Institute of Demography. Vienna.

- Goldstein, J. R.–Sobotka, T.–Jasilioniene, A. [2009]: The End of Lowest-Low Fertility? *Population and Development Review*. Vol. 35. No. 4. pp. 663–700.
- Human Fertility Database[2014]: *Data for the Czech Republic, Hungary and Slovakia*. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). Available at www.humanfertility.org (letöltés dátuma: 2014. január)
- Jasilioniene, A.–Jdanov, D. A.–Sobotka, T.–Andreev, E. M.–Zeman, K.–Shkolnikov, V. M. [2012]: *Methods Protocol for the Human Fertility Database*. <http://www.humanfertility.org/Docs/methods.pdf>
- Kim, Y. J.– Schoen, R. [2000]: On The Quantum and Tempo of Fertility: Limits to the Bongaarts–Feeney Adjustment. *Population and Development Review* Vol. 26 No. 3. pp. 554–559.
- Kohler, H-P.– Philipov, D. [2001]: Tempo Effects in the Fertility Decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland and Russia. *European Journal of Population* 17(1): 37–60.
- 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. pp. 92–144.
- KSH [2011]: *Demográfiai Évkönyv 2010*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [2012]: *Demográfiai Évkönyv 2011*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [2013]: *Demográfiai Évkönyv 2012*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- Ortega, J. A.–Kohler, H-P. [2002]: Measuring Low Fertility: Rethinking Demographic Methods. *MPIDR Working Paper* 2002–001, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock.
- Rallu, J.-I.–Toulemon, L. [1994]: Period Fertility Measures: The Construction of Different Indices and their Application to France, 1946–89. *Population, An English Selection*, 6: pp. 59–94.
- Ryder, N. B. [1956]: Problems of Trend Determination during a Transition in Fertility. *Milbank Memorial Fund Quarterly*. Vol. 34. No. 1. pp. 5–21.
- Ryder, N. B. [1964]: The Process of Demographic Translation. *Demography*. Vol. 1. No. 1. pp. 74–82.
- Ryder, N. B. [1980]: Components of Temporal Variations in American Fertility. In: Hiorns, R. W. (eds.): *Demographic Patterns in Developed Societies, Symposium of the Society for the Study of Human Biology*. Taylor and Francis Ltd. London. pp. 15–54.
- Sobotka, T. [2003a]: Re-Emerging Diversity: Rapid Fertility Changes in Central and Eastern Europe After the Collapse of the Communist Regimes. *Population*, 58e année, n°4–5, 2003 pp. 451–485.
- Sobotka, T. [2003b]: Tempo-Quantum and Period-Cohort Interplay in Fertility Changes in Europe. Evidence from the Czech Republic, Italy, the Netherlands and Sweden. *Demographic Research* Vol. 8 No. 6. pp. 151–214.
- Sobotka, T. [2004a]: *Postponement of Childbearing and Low Fertility in Europe*. PhD Thesis, University of Groningen. Amsterdam, Dutch University Press.
- Sobotka, T. [2004b]: Is Lowest-Low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing? *Population and Development Review*. Vol. 30, No. 2, Jun., 2004. pp. 195–220.

- Sobotka, T.–Winkler-Dworak, M.–Testa, M. R.–Lutz, W.–Philipov, D.–Engelhardt, H.–Gisser, R. [2005]: Monthly Estimates of the Quantum of Fertility: Towards a Fertility Monitoring System in Austria. *Vienna Yearbook of Population Research 2005*: 109–141.
- 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. (2010). pp. 637–664.
- Spéder Zsolt [2014]: A gyermekvállalás halasztásának hatása a magyarországi termékenységre: a kiigazított teljes termékenységi arányszám (kTTA). *Korfa*. XIV. évfolyam 1. Szám.
- Statistical Office of the Slovak Republic [2008–2012]: *Population Change in the Slovak Republic 2008–2012*. Bratislava.
- United Nations [2013]: *World Fertility Report: 2012*. United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, Fertility and Family Planning Section. New York.
- Van Imhoff, E.– Keilman, N. [2000]: On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment. *Population and Development Review* Vol. 26 No. 3. pp. 549–553.
- VID/IIASA/PRB [2006], [2008]: *European Demographic Data Sheet 2006, 2008*. Vienna Institute of Demography (VID), International Institute for Applied Systems Analysis (IIASA), Population Reference Bureau (PRB).
<http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/index.html>
- VID [2010]: *European Demographic Data Sheet 2010*. Vienna Institute of Demography (VID), International Institute for Applied Systems Analysis (IIASA).
<http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/index.html>
- VID [2012]: *European Demographic Data Sheet 2012*. Wittgenstein Centre, Vienna Institute of Demography (VID), Austrian Academy of Sciences (ÖAV), International Institute for Applied Systems Analysis (IIASA).
<http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/index.html>
- VID [2014]: *European Demographic Data Sheet 2014*. Wittgenstein Centre, Vienna Institute of Demography (VID), Austrian Academy of Sciences (ÖAV), International Institute for Applied Systems Analysis (IIASA).
http://www.iiasa.ac.at/web/home/research/researchPrograms/WorldPopulation/PublicationsMediaCoverage/ModelsData/EU_data_sheet_2014.pdf
- 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.
<http://www.src.uchicago.edu/prc/pdfs/yamagu04.pdf>.

KITÜNTETÉSEK

A pedagógusnapra ünnepségen vette át *Az év dolgozója 2015* kitüntetést

Budai Campus Igazgatóság
Sáfrányos Attila

Egyetemi Könyvtár és Levéltár
Pergel Katalin Terézia

Élelmiszertudományi Kar, Hűtő- és Állatitermék Technológiai Tanszék
Csukáné Nemes Márta

Fejlesztési Rektorhelyettesi Iroda
Pap-Vári Edina

Gazdálkodástudományi Kar, Vállalatgazdaságtan Intézet
Stefán Irén

Gazdálkodástudományi Kar, Dékáni Hivatal
Varga Erika

Gazdasági Igazgatóság, Humánerőforrás Iroda
Borhi Anita

Kertészettudományi Kar, Dékáni Hivatal
Aradi Judit

Kertészettudományi Kar, Kísérleti Üzem és Tangazdaság
Kiss Krisztiánné

Közgáz Campus Igazgatóság, Rendezvényszervezési Csoport
Juhász Ildikó Gabriella

Közgazdaságtudományi Kar, Dékáni Hivatal
Koltai Melinda Judit

Központi Tanulmányi Igazgatóság
Sebestyén Imre

Műszaki és Informatikai Igazgatóság, Informatikai Szolgáltató Központ
Veszeli Andrea

Műszaki és Informatikai Igazgatóság, Üzemeltetési és Beruházási Iroda
Kiss Roland

Tájépítészeti és Településtervezési Kar, Kert- és Szabadtér Tervezési Tanszék
Szabényi Gábor

Társadalomtudományi Kar, Dékáni Hivatal
Fazekasné Orosz Éva