

Csehország, Magyarország és Szlovákia termékenységi idősorainak összehasonlítása*

Berde Éva,

a Budapesti Corvinus Egyetem
habilitált docense

E-mail: eva.berde@uni-corvinus.hu

Németh Petra

PhD-hallgató, a Budapesti
Corvinus Egyetem tanársegédje

E-mail: petra.nemeth@uni-corvinus.hu

A szerzők Csehország, Magyarország és Szlovákia termékenységi adatait hasonlítják össze 1970 és 2011 között háromfajta naptári éves termékenységi arányszám (a hagyományos teljes termékenységi arányszám, az ütem és paritás szerint korrigált Bongaarts–Feeney-féle, valamint Kohler–Ortega-féle teljes termékenységi ráta) segítségével. Bemutatják, hogy bár a két korrigált teljes termékenységi ráta értékei az 1990-es és 2000-es években mindhárom országban magasabbak voltak, mint a teljes termékenységi arányszám, még így se érték el a reprodukciós határt. A kohorsz befejezett termékenységi ráták felhasználásával azt is megvizsgálják, hogy a háromfajta naptári éves termékenységi arányszám közül melyik adja a legjobban vissza a tényleges termékenységi viszonyokat. Felhívják a figyelmet, hogy a legjobban teljesítő Bongaarts–Feeney-féle mutató is további finomításokra szorul.

TÁRGYSZÓ:
Termékenység.
Kelet-közép-európai országok.

* A szerzők köszönetet mondanak *Hosszú Zsuzsának* és *Tallós Péternek* a tanulmányhoz kapcsolódó értékes megjegyzéseikért.

Az újszülöttek számbavétele ma már alapvető eleme egy ország statisztikai rendszerének. Az élve született csecsemők számának alakulását a XVIII. század közepétől legelőször a skandináv országokban kezdték meg szisztematikusan összeírni, bár bizonyos, elsősorban olasz, illetve kanadai városokban és tartományokban már korábban is tartottak – általában meglehetősen pontatlan – népszámlálást, amely magában foglalta a születési adatok összeírását is (Gille [1949]). A termékenység szisztematikus vizsgálata azonban csak a XX. század második harmadától vált bizonyos tudományos kutatások részévé. Először Kuczynski [1932] hívta fel a figyelmet arra, hogy szemben a Malthustól [1798] származó túlnépesedési félelemmel, a fejlődés során sokkal inkább kell majd tartani a nemzetek kihalásától. Tény, hogy néhány országban, például Kenyában és Nigériában (Kelley [1988]) még napjainkban is a túlnépesedés okozza a legtöbb gondot. A fejlett világban azonban a születések alacsony száma és a népesség fogyása az alapvető probléma (Neyer [2013]). Európa legtöbb országában a második világháború után ugyan jelentős születésszám-növekedés (az ún. „baby boom”) vette kezdetét, de az 1970-es évektől – sőt a legtöbb országban már az 1960-as évektől – kezdve ez a tendencia kifulladásra fordult (Sobotka–Lutz [2011]).

A gazdasági fejlődés irányának értékeléséhez és előrebecsléséhez elengedhetetlen az újszülöttek számának ismerete. Ehhez bizonyos esetekben – például a hat év múlva beiskolázandó gyermekek által igényelt férőhelyek számának kialakításához – elegendő egyszerűen az újszülöttek számbavétele, illetve becslése. Hosszabb távlatokat és bonyolultabb problémákat – például a nyugdíjak fenntarthatóságát, a gazdasági növekedés humánfaktorát – tekintve azonban nélkülözhetetlen az élveszületési ráták meghatározása, mely alapja lehet a további számításoknak. A TFR¹ egy adott évben a termékenység alakulását hagyományosan becslő mutató, ám több szempontból is félrevezető információt szolgáltathat arról, hogy az érintett kohorszoknak milyen a gyermekvállalása (Rallu–Toulemon [1994]; Bongaarts–Feeney [1998], [2004], [2006], [2010]; Kohler–Ortega [2002]; Yamaguchi–Beppu [2004]; Goldstein–Sobotka–Jasilioniene [2009]; Kohler–Philipov [2001]; Sobotka–Lutz [2011]; Faragó M. [2011]; Bongaarts–Sobotka [2012]; Berde–Németh [2014]).

A TFR-t Kuczynski [1932] definiálta először, és az egy nő élete során szült átlagos gyermekszámot kívánta vele előre jelezni. A TFR valóban képes minden olyan időszakban az átlagos gyerekszám keresztmetszeti adatok alapján történő becslésére, amikor a nők összetétele – az aktuális életkor, az első, második stb. világra hozott gyerekek száma és anyai életkora, illetve a női populáció belső szerkezetét meghatározó egyéb ismérvek szerint – többé-kevésbé változatlan marad. A teljes termelé-

¹ TFR (total fertility rate): teljes termékenységi arányszám.

kenységi arányszám rendkívül félrevezető lehet azokban az időszakokban, amikor az anyák évről-évre egyre idősebb korban szülik első gyermeküket.

A 2000-es években a TFR-értékek alakulása pontosan ilyen tévedés alapján örvendeztette meg a legtöbb nyugat-európai ország politikusait. *Gaschke* [2009], például a 2007-ben tapasztalt németországi TFR-érték valóságban rendkívül kicsi növekedésekor is már azt írta a *Die Zeit* újságban: a „politika működik” – jelezvén, hogy ezt a pozitív változást egyértelműen a politikai intézkedések hatásaként értelmezi² (idézve *Sobotka–Lutz* [2011]-ben). Egy korábbi, de hasonló gondolatokat tartalmazó példa a Franciaországban az 1990-es évek elején kibontakozó, születések számáról folytatott vita. Ennek résztvevői érveiket egyértelműen a TFR idősorára alapozták (*Sobotka–Lutz* [2011]). Magyarországi vonatkozásában a TFR alapján levont téves következtetéseiről *Faragó T.* [2011] írta, hogy 1973-ban a politikusok még a 9 hónapot se várták meg, amikor kijelentették: a kedvező termékenységi változások a népességpolitikai intézkedések³ hatására következtek be.

A 2000-es években a TFR növekedését tapasztaló országokban a legtöbb politikus úgy vélte, hogy sikerült kilendülni a termékenységi mélypontról, és a továbbiakban már növekedni fog a nők szülési hajlandósága. Mint ahogy azonban több szerző is megmutatta, itt legtöbbször az ún. időzítési hatás kifulladására húzódtott meg a háttérben (lásd például *Kohler–Philipov* [2001], *Kohler–Billari–Ortega* [2002], *Husz* [2006], *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009], *Bongaarts–Sobotka* [2012], *Frejka et al.* [2011], *Sobotka–Lutz* [2011]). Ezek szerint a nők fokozatosan egyre idősebb korban vállalták első gyermeküket, aminek következtében hosszú éveken keresztül a fiatalabb nők még nem szültek, az idősebbek pedig – akikre még nem volt ilyen erősen jellemző a halasztó magatartás – már nem gondoltak gyermekvállalásra, hisz ők már túljutottak ezen az időszakon. Mindezek következtében a TFR drasztikusan visszaesett. A fiatalabb nők azonban nem mondtak le teljesen a gyermekvállalásról, egyszerűen csak későbbre időzítették terhességüket. A szülőképes kor határához közeledve a nők legalább egy része elkezdte megszülni az „korábban elhalasztott” gyermekeit. Magyarországi vonatkozásban is több szerző foglalkozott a folyamatosan kitolódó gyermekvállalással (*Spéder* [2006], *Spéder–Kamarás* [2008], *Pongráczné* [2011], *Szalma* [2011], *Kapitány–Spéder* [2012], *Kamarás* [2012]), és ők is jelezték, hogy a nők nem mondtak le végleg gyermekeik világra hozataláról. Ennek ellenére Magyarországon a TFR növekedése a 2000-es években se jelentkezett igazán markánsan.

A nők halasztó magatartására, és az ennek következtében fellépő időzítési hatásra *Ryder* ([1956], [1964], [1980]) már az elmúlt évszázad közepén felhívta a figyelmet.

² A 2007. január 1-jén életbe lépett szabályok szerint valamennyi gyermekgondozási szabadságon levő anya és apa kaphat támogatást, mely a korábban már munkaviszonnyal rendelkezők esetében fizetésükkel arányossá vált, és így a régebbi rendszer szerint kapott támogatáshoz képest lényegesen nőtt. Ennek a nagyvonalú támogatásnak az időtartama azonban a korábbiaknál rövidebb lett (*Myrskylä–Margolis* [2013]).

³ 1973-ban több népességpolitikai intézkedés is történt: szigorították a korábban teljesen szabad abortuszt, és új, könnyen elérhető fogamzásgátlási szereket vezettek be. A gyermekvállaló pároknak pedig megkönnyítették a lakáshoz jutást. A teljes termékenységi ráta növekedése azonban mindössze három évig tartott (*Faragó* [2011]).

Ezeknek a gondolatoknak a folytatásaként végül több olyan termékenységi arányszámot konstruáltak, mely úgy becsli meg az átlagos nő által világra hozott gyermekek számát, hogy közben igyekszik figyelembe venni az időzítési hatást. Mindezt oly módon, hogy ütem szerint kiigazítja a konstruált termékenységi mutatószámot. A legtöbb ütem szerint kiigazított ráta a paritásra (élveszületési sorrendre) is korrigál, egyedül a *Bongaarts–Feeney* [1998] által bemutatott, a demográfusok között általánosan elterjedt mutatószám olyan, mely csak az időzítési hatás torzításait igyekszik kiküszöbölni.

A keresztmetszeti adatokból kiinduló, időtartamra – vagyis a megfigyelés évében szülőképes korú nők teljes termékenységi időszakára – vonatkozó becslés azonban az időzítési hatás mellett más buktatókat is tartalmazhat, annak függvényében, hogy a becslés mennyire torzítja a megfigyelési időszakban fennálló belső adatstruktúrát, illetve az évek múlásával ez a struktúra hogyan változik. A jelenleg alkalmazott összetettebb termékenységi arányszámok, az időzítési hatás kívülről bevitt korrekciója mellett, a megfigyelési év női populációjának paritási szerkezetét is képesek figyelembe venni (*Kohler–Ortega* [2002], *Bongaarts–Feeney* [2004], [2006], *Yamaguchi–Beppu* [2004], illetve van olyan mutató is, mely az időzítési hatást nem korrigálja, de a paritási struktúrát figyelembe veszi⁴ (*Rallu–Toulemon* [1994]).

A paritási szerkezet alakulásának fontosságát jól jelzi a következő, szándékosan szélsőségesen elképzelt szituáció. Tegyük fel, hogy a megfigyelés évében a megszületett csecsemők több mint 80 százaléka egy- vagy többgyermekes anyák utóda, a korábban gyermektelen nők aránya az adott évben szülő nők között kevesebb, mint 15 százalék. Tegyük még fel, hogy a kérdéses évben kiszámított, ütem szerint korrigált, de a paritási arányokat figyelmen kívül hagyó termékenységi arányszám az előbbieket következtében rendkívül alacsony, mondjuk 0,78.⁵

Ilyenkor a számítások azt sugallnák, hogy egy átlagos nő élete során 0,78 gyermeket szül. Ez azonban elég távol áll a valóságtól, ha az első gyermekét a jövőben nagyon sok nő nem kívánja világra hozni. Következésképpen a vizsgálat évében a fiatalabb korosztályba tartozó nők életük során átlagosan jóval kevesebb, mint 0,78 gyermeknek adnak életet. Amennyiben a termékenységi arányszám figyelembe veszi a megfigyelési év paritási szerkezetét – azaz azt, hogy a kérdéses évben többnyire második, harmadik stb. gyermekek születtek, és emiatt a nők paritási szerkezetében nagy a gyermektelenek aránya –, akkor a paritás szerint korrigált termékenységi ráta értéke már eleve kisebb 0,78-nál.

⁴ A paritásfüggő teljes termékenységi arányszám módszertanát magyarul *Faragó M.* [2011] ismertette, és meghatározta az 1970 és 2009 közötti évek paritásfüggő arányszámértékeit.

⁵ Amennyiben főleg csak a már gyermekes nők szülnék újabb gyermeket, akkor ez a 0,78 is magas, mert például a *KSH* [2014] adataiból kiszámított arányszámok szerinti 2014. január 1-jén a szülőképes korú nők mindössze alig több mint 55 százaléka rendelkezett már gyermekkel. Ha csak többnyire ők szülnék újabb gyermeket, akkor a nők jelentős része kimarad a gyermekvállalásból, a termékenységi arányszámot meghatározó tört nevezőjében viszont ezeket a nőket is számba vesszük.

A különböző termékenységi ráták egymástól többé vagy kevésbé eltérő képet festenek egy ország termékenységének alakulásáról. Előfordulhat, hogy a különbség akár 40 százalékos vagy szélsőséges esetben még több (*Berde–Németh* [2014] 6. ábra), ami ugyancsak más és más helyzetet jelez a szóban forgó ország termékenységének alakulásáról. Vajon melyik mutató a „jó” ilyen esetekben? A probléma jellegeből fakadóan nagyon nehéz a kérdésre válaszolni. Amennyiben visszatekintve elemezzük az adatokat, akkor lehetőségünk nyílik az ún. CFR⁶, az egy adott évben született nők által ténylegesen világra hozott gyermekek arányának meghatározására, melyet össze tudunk hasonlítani a megfelelő év termékenységi arányszámaival. Ilyen esetekben is problémát jelent azonban az, hogy akár csak paritásonként is, a kohorsz befejezett termékenységét melyik év alapján számított termékenységi rátával hasonlítsuk össze. A későbbiekben meg fogjuk mutatni, hogy az irodalom milyen megoldást kínál erre a problémára.

Alapvető célkitűzésünk azonban nemcsak a különböző termékenységi mutatókhoz kapcsolódó módszertani kérdések elemzése, hanem az is, hogy reális képet festünk a magyarországi termékenység alakulásáról. Ezért is hasonlítjuk össze Magyarország termékenységi rátáit, a hozzánk sok szempontból hasonló helyzetű, Csehország és Szlovákia azonos indikátoraival. Megmutatjuk, hogy a különböző módszertani alapon számított mutatók mindhárom ország esetében hasonló módon térnek el egymástól, és a rendelkezésre álló kohorsz befejezett termékenységi értékekhez is nagyjából azonos módon viszonyulnak. Látni fogjuk valamennyi idősor esetén, hogy a termékenység értéke mindhárom országban visszaesett, és úgy tűnik, Magyarországon a legkritikusabb a helyzet. Ez az állapot azonban mégsem olyan rossz, mint ami a hagyományos TFR alapján következne. Mindez azt támasztja alá, hogy nem szabad az idősorokhoz kapcsolódó időzítési és egyéb strukturális változásokat figyelmen kívül hagyni.

Tanulmányunk újdonságereje a három ország háromfajta teljes termékenységi arányszámainak összehasonlítása, illetve ezek közül kettő önálló számszerűsítése mellett az, hogy az irodalom eredményeit továbbfejlesztve megmutatjuk, melyik termékenységi arányszám képes a legjobban megbecsülni a nők által átlagosan világra hozott gyermekek számát. A továbbiakban először a három ország termékenységének alakulását elemezzük, felhasználva az eddig ismert mindkét fajta korrekciós módszert beépítő termékenységi arányszámokat, illetve a hagyományos teljes termékenységi rátát. A második fejezetben országonként és paritásonként csoportosítva hasonlítjuk össze ezt a két korrigált termékenységi arányszámot, és bebizonyítjuk, hogy országonként a különböző típusú termékenységi mutatók többé-kevésbé azonos módon térnek el egymástól. Ennek a résznek a végén a termékenységi arányszámokat a kohorsz befejezett termékenységi értékekkel vetjük össze. Számításaink arra

⁶ CFR (completed cohort fertility vagy completed fertility rate): kohorsz befejezett termékenységek.

utalnak, hogy valamennyi esetben a *Bongaarts–Feeney* [2004], [2006]-ban publikált ütem és paritás szerint kiigazított termékenységi arányszám a megfelelő. Végül összefoglaljuk következtetéseinket, és ismét felhívjuk a figyelmet a korrigált termékenységi arányszámok használatának jelentőségére.

1. Csehország, Magyarország és Szlovákia termékenységi idősorainak alakulása az 1970-es évektől kezdve

Csehország, Magyarország és Szlovákia nemcsak földrajzilag helyezkednek el egymás szomszédságában, hanem történelmi múltjukat, népességük alakulását és az átlagos gyermekvállalást tekintve is sok hasonlóságot mutatnak (*Sobotka* [2003], *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009], *Matysiak* [2011], *Berde–Németh* [2014]). A TFR alakulását tekintve az 1970-es évek közepétől napjainkig, ebben a három országban csak a 2000-es években (Csehországban először 2003-tól, Szlovákiában már 2002-től, Magyarországon 2003 és 2008 között) tapasztalhattunk szerény növekedést,⁷ ami az évtized végén megtorpant (*Frejka–Sardon* [2009], *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009], *Berde–Németh* [2014]).⁸ Ehhez nagy valószínűséggel az újra felerősödő gazdasági válság is hozzájárult. A TFR csökkenése azonban nem feltétlen jelenti az adott kohorszok termékenységének végleges visszaesését, hiszen a szülések számának ideiglenes mérséklődését a fiatalabb szülőképes korú nők esetében a halasztó magatartás is magyarázhatja, illetve a szülőképes korú nők és újszülöttjeik sokaságában egyéb eloszlási mutatók változása is járhat hasonló következménnyel. Kérdés természetesen az, hogy a vizsgált három országban a TFR csökkenését mennyiben idézte elő a szülőképes korú nők időzítési szándékának, illetve a populáció eloszlási mutatóinak változása, és végül hogyan fog alakulni a kohorsz befejezett termékenységi rátája.

Bongaarts–Sobotka [2012] Csehország, Hollandia, Spanyolország és Svédország vonatkozásában mutatta meg, hogy a halasztó magatartás és a TFR csökkenése között egészen szoros a kapcsolat: a TFR 1970 utáni értékeinek lineáris regressziós becslésében a MAB⁹ növekedési üteme jelentős, negatív irányú magyarázó erővel rendelkezik. *Berde–Németh* [2014] pedig Magyarországra vonatkozóan tárt fel hasonló kapcsolatot. Ez az összefüggés jól mutatja, hogy a halasztó magatartás erősö-

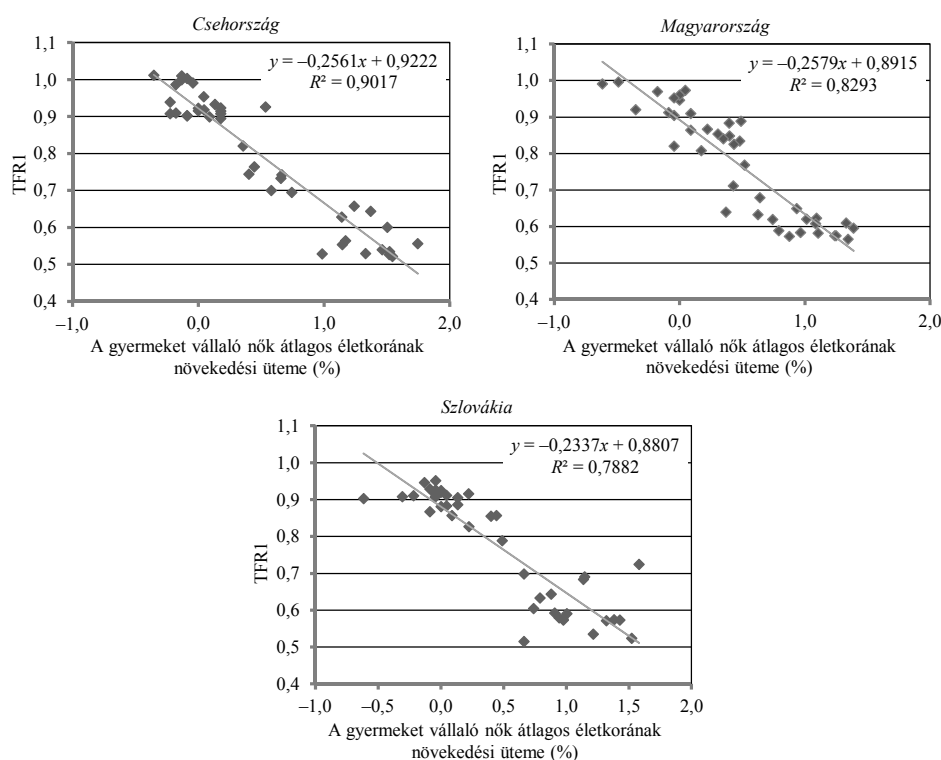
⁷ A késői és szerény TFR-növekedés több más volt szocialista országra is jellemző: Észtország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Oroszország, Románia, Szlovénia, Ukrajna (*Eurostat* [2014], *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009]).

⁸ Szlovákiában csak 2011-ben kezdett el csökkenni a TFR (*Statistical Office of the Slovak Republic* [2012]).

⁹ MAB (mean age at birth): szülő nők átlagos életkora.

dése esetén a TFR csökkenése várható. Az 1. ábrán a vizsgált három ország első paritásra vonatkozó TFR-értékei és a MAB közötti kapcsolatot mutatjuk meg; tájékozódás végett feltüntettük a lineáris regressziós becslés együtthatóit is, amit azonban kizárólag megfelelő módszertani óvatossággal értelmezhetünk (erre vonatkozóan lásd *Berde–Németh* [2014]-et).

1. ábra. Csehország, Magyarország és Szlovákia teljes termékenységi arányszáma és a nők átlagos életkorának százalékos változása az első élveszületési sorrend szerint, 1970–2011



Forrás: Itt, valamint a 2. ábra és az 1. táblázat esetén *HFD* [2014] adatai (kivéve: Csehország 2011-es értékei (*Czech Statistical Office* [2013]), Magyarország 2010–2011-es értékei (*KSH* [2011], [2012], [2013]) és Szlovákia 2010–2011-es értékei (*Statistical Office of the Slovak Republic* [2009], [2010], [2011], [2012], [2013])) alapján saját számítások.

Mivel a tapasztalatok alapján a késleltetés az első paritásra, azaz magára az anyává válásra vonatkozik a legerősebben (*Husz* [2006], *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009], *Frejka–Sardon* [2009], *Bongaarts–Sobotka* [2012], *Kamarás* [2012], *Kapitány–Spéder* [2012]), ezért az 1. ábrán is csak az 1. paritásra jellemző adatokat tüntettük fel. *Bongaarts* és *Sobotka* [2012] azonban Csehország, *Berde* és *Németh* [2014] pedig Magyarország vonatkozásában azt is megmutatják, hogy a lineáris összefüggés ugyan valamivel kisebb magyarázó erővel, de a második paritásra is fennáll.

Az anyai életkor és a TFR közötti negatív kapcsolat jelzi, hogy a termékenység alakulásáról a gyerekvállalás halasztásának növekedésekor a TFR hamis képet fest. Emellett azonban más torzító hatások is érvényesülhetnek a teljes termékenységi ráta számszerűsítésekor. Ez a ráta ugyanis a számszerűsítésének évében termékeny korú nőkre jellemző eloszlási arányokat alkalmazza a hipotetikus női generáció teljes termékenységi időszakára. Azaz akkor, amikor a hipotetikus gyerekszámot becsüljük meg a TFR segítségével, implicite feltesszük, hogy a jövőben:

- egy adott életkorú nő az egyes életévében pontosan „annyiad”¹⁰ gyermeket szül, mint a megfigyelés évében élő sorstársaik;
- a hipotetikus anyai populációban ugyanolyan arányt képviselnek a gyermektelen, az egy-, kétgyermekes stb. nők, mint ahogy az a megfigyelés évében volt;
- a hipotetikus női populáció életkor szerinti eloszlása azonos a megfigyelés évében tapasztalttal;
- az országba be- és kivándorló nők aránya is változatlan;
- a hipotetikus női populáció minden egyéb ismérv (például halálozás) szerinti eloszlása is megegyezik a megfigyelés évében tapasztalt eloszlással.

Ráadásul ezek a feltevések időben átfedik egymást, ugyanúgy vonatkoznak a most 40 éves nőkre, mint a most 18 évesekre.

Nehéz tehát eldönteni, hogy mikor tekinthetünk jónak – az egy nő által élete végéig világra hozott átlagos gyerekszámot pontosan leírónak – egy termékenységi rátát olyan időszakokban, amikor a női népesség és élve született csecsemők összetétele sok szempontból változik. *Berde és Németh* ([2014] 6. lábjegyzet) például a véglegesen testvér nélkül felnövekvő gyermekek számának TFR-ből származtatott becsülésével mutatják meg, hogy a 2011-ben számszerűsített 1,24-es magyar TFR túl alacsony. A 2011-ben Magyarországon élő nők életük folyamán várhatóan 1,24-nél több gyermeket fognak világra hozni. Az említett szerzők mellett *Caselli–Vallin–Wunsch* [2006] a korábbiaknál nyomatékosabban hangsúlyozzák, hogy a TFR-ből kiinduló, a vizsgált kohorszok befejezett termékenységére utaló következtetések igen félrevezetőek lehetnek.

Mivel a teljes termékenységi arányszám olyan időtartam-jellegű mutató, melynek értékét a múltban, jelenben és jövőben történő események – egy átlagos nő elveszülései – határozzák meg, pontosságát csak utólag, a nők szülőképes korból való kilépésekor tudjuk ellenőrizni. Ekkor viszont már irrelevánsak, illetve legfeljebb utólagos jelentőséggel bírnak mind a születési arányszám szándékos befolyásolására ho-

¹⁰ Ez az érték 1-nél kisebb, mert semmilyen életkorú nők nem szülnek átlagosan egy egész gyermeket egy bizonyos évben.

zott népesedéspolitikai döntések, mind pedig a születésszám alakulásához igazodó egyéb intézkedések (mint például a nyugdíjra vonatkozó egyes szabályok). Az utólagos összehasonlítás azonban segítséget nyújthat abban, hogy a női populáció különböző strukturális változásainak időszakában milyen típusú termékenységi ráta adja vissza a legjobban a nők átlagos termékenységi viselkedését.

Cikkünkben a továbbiakban először megmutatjuk, hogy a szakirodalom pillanatnyi állása szerint számszerűsített főbb termékenységi ráták hogyan alakultak a három vizsgált országban, majd a következő fejezetben a kohorsz befejezett termékenységi rátákat hasonlítjuk össze a most bemutatásra kerülő termékenységi arányszámokkal.

A teljes termékenységi arányszám téves értelmezésével először *Norman Ryder* foglalkozott, következtetéseit a nők halasztó magatartásának vizsgálata során vonta le (*Ryder* [1956], [1964] és [1980]). Ryder 1956-ban írt cikke után több mint 35 év elteltével sorra születettek a torzítást kiigazítani próbáló tanulmányok (*Rallu–Toulemon* [1994], *Bongaarts–Feeney* [1998], [2004], [2006], [2010], *Kohler–Philipov* [2001], *Kohler–Ortega* [2002], *Schoen* [2004], *Yamaguchi–Beppu* [2004], *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009], *Luy* [2011], *Sobotka–Lutz* [2011], *Bongaarts–Sobotka* [2012]), melyekben többfajta kiigazított termékenységi rátát is konstruáltak. *Rallu* és *Toulemon* [1994] a megfigyelés évében kialakult paritási arányokat igyekeztek figyelembe venni, majd *Bongaarts* és *Feeney* [1998] az időzítési hatás kiszűrésére konstruáltak egy ütem szerint kiigazított termékenységi rátát. Ez utóbbi, a számítások egyszerűsége és a kohorsz befejezett termékenységi ráták viszonylag pontos rekonstruálása miatt (*Bongaarts–Sobotka* [2012]) mondható elterjedtnek. Több európai statisztikai összefoglalóban is alkalmazták, például 2006 és 2010 között az *European Demographic Data Sheet (VID–IIASA–PRB* [2006], [2008]; *VID–IIASA* [2010]) is ezt a mutatót közölte a TFR mellett. A magyar szakirodalomban *Husz* [2006], valamint *Berde* és *Németh* [2014] dolgozott ütem szerint kiigazított termékenységi rátával.

Kohler és *Ortega* [2002] *Kohler–Philipov* [2001] módszertana alapján továbbfejlesztették *Rallu–Toulemon* [1994] munkáját, és így készítették el ütem és paritás szerint is kiigazított teljes termékenységi rátájukat. *Bongaarts–Feeney* ([2004, 2006]) pedig korábbi saját munkájukból indultak ki, és paritás szerint is kiigazították az addig csak ütem szerint korrigált mutatójukat. Így a *Kohler* és *Ortega* által javasolttól eltérő, de szintén ütem és paritás szerint is korrigált teljes termékenységi rátát definiáltak. Az *European Datasheet 2012 (VID–IIASA* [2012]) már ezt, az ütem és paritás szerint korrigált termékenységi mutatójukat közölte a TFR mellett, a korábbi, kizárólag ütem szerint korrigált termékenységi arányszámuk helyett. *Yamaguchi* és *Beppu* [2004] is publikáltak egy ütem és paritás szerint kiigazított teljes termékenységi rátát, amelyet *Bongaarts–Feeney* [2004]-től függetlenül, de gyakorlatilag azzal megegyező technikával állítottak elő (A két mutató azonosságára *Bongaarts–Sobotka* [2012] a 114. oldalon hívják fel a figyelmet.)

Összefoglalva, az általunk ismert irodalom szerint, több-kevesebb hatékonysággal lehetséges a TFR-ben meglévő kétfajta torzító hatás kiküszöbölése. Egyrészt a TFR értékeit az időzítés torzító hatása miatt (a nők halasztó vagy előrehozó magatartása alapján) a szülési életkor rövid távú trendjének megfelelően szükséges módosítani, másrészt a női populáció megfigyelési évben tapasztalt paritási struktúrájához kell igazítani a számolás alapját képező hipotetikus női populáció belső arányait. A mindkét korrekciót alkalmazó termékenységi mutatók számszerűsítésének két alapvető módszere létezik, a Kohler–Ortega-féle PATFR*,¹¹ illetve a Bongaarts–Feeney által definiált TFRp*.¹² A két módszer részletes leírása megtalálható a szerzők, illetve elődeik eredeti írásaiban (*Rallu–Toulemon* [1994]; *Bongaarts–Feeney* [1998], [2004], [2006], [2010]; *Kohler–Philipov* [2001]; *Kohler–Ortega* [2002]).

A PATFR*-mutató azokra a korévenkénti feltételes valószínűségekre épül, melyek megmutatják, hogy az év elején adott korévű, $i-1$ gyermekkel rendelkező nők az év során milyen valószínűséggel szülnék újabb (a 0. paritáshoz képest első) utódot. A feltételes valószínűségeket korrigálják az időzítési hatás trendje alapján, majd az ún. periódus-termékenységi tábla induló népességére, például 10 ezer nőre vonatkozóan alkalmazzák ezeket a valószínűségeket. A PATFR* paritásonkénti bontását a tábla populációjának paritásonként vett ütem szerint – és valamelyest korévenként – korrigált gyermekvállalási hajlandósága adja. A mutató a 2. paritás esetében például az egygyermekesekből kiindulva határozza meg, hogy a nők hányad része szül második gyermeket.

Ezzel szemben a TFRp*-mutató az adott évben az i -edik gyermekek számát az $i-1$ és annál kevesebb gyermekkel rendelkező nők számával veti össze korévenként. Az így kapott rátákból valószínűség-számítási és algebrai szabályok alapján számíthatók ki az egyes paritásokhoz tartozó termékenységi arányszámok. A TFRp* ütem szerinti korrekciója paritásonként különböző, de korévenként azonos tényezővel történik. Az első paritás esetében a PATFR* és a TFRp* értéke relatíve közel esnek egymáshoz, mivel mindkét mutató életkoronként az első gyermekek számát a gyermekkel nem rendelkező nők számához viszonyítja. Az eltéréseket a két mutató által alkalmazott időbeli korrekciós tényező viszonylag kicsi különbségei okozzák.¹³

A második paritásra vonatkozóan a PATFR* és a TFRp* esetében abszolút értékben ugyan kisebb az eltérés, hisz maga a mutató értéke is kisebb, mint az első pari-

¹¹ PATFR* (Kohler–Ortega tempo and parity adjusted total fertility rate): Kohler–Ortega-féle ütem és paritás szerint kiigazított teljes termékenységi ráta.

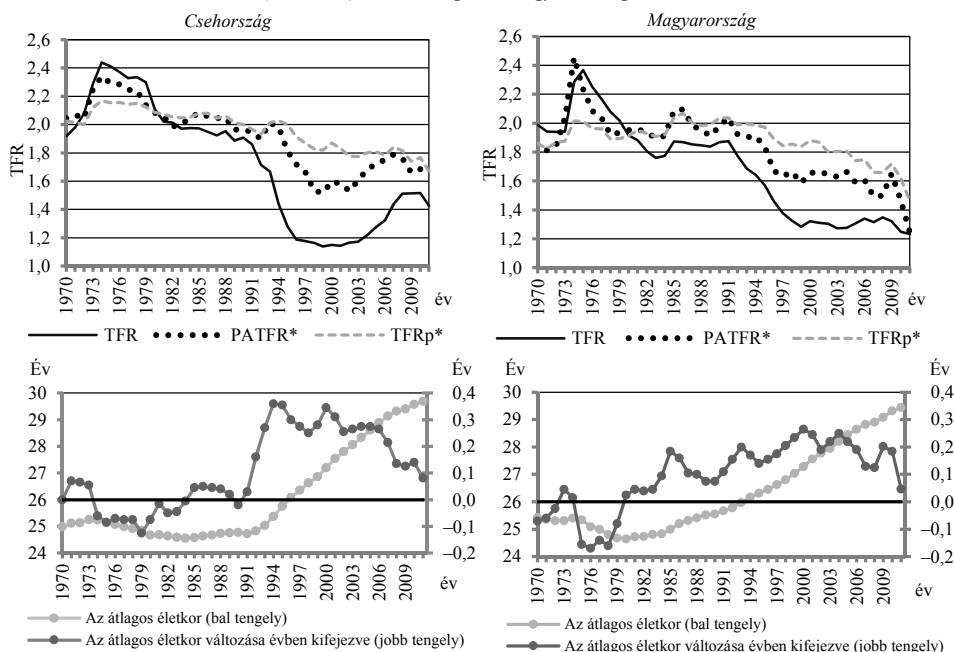
¹² TFRp* (Bongaarts–Feeney tempo and parity adjusted total fertility rate): Bongaarts–Feeney-féle ütem és paritás szerint kiigazított teljes termékenységi ráta.

¹³ Az ütem szerinti kiigazítás a TFRp*-mutató esetében paritásonként a *Bongaarts–Feeney* ([1998] (3)-as képlet, 278. old.) által definiált korrekciós tényező segítségével történik. Az átlagos életkor számolása során a súlyokat a korszpecifikus termékenységi ráták adják. A PATFR*-mutató is tulajdonképpen az átlagos életkor változásának segítségével végzi el a feltételes termékenységi valószínűség ütem szerinti kiigazítását, bár ebben az esetben paritásonként és korévenként történik a korrekció (*Kohler–Philipov* [2001] (11)-es képlet, 8. old.). A PATFR* számításakor használt korrekciós tényező az átlagos életkor – az átlagot a *Bongaarts–Feeney* [1998]-hoz képest eltérő súlyokkal számítják – differenciáinak alakulásán túl még a szülési életkorok szórásnégyzetének relatív változását, illetve a kérdéses korév átlagától való eltérését is figyelembe veszi.

tásra számított arányok, relatíve viszont jelentősebb a differencia. Ennek az az oka, hogy a PATFR* második paritásra vonatkozó értéke „öröklí”¹⁴ az első paritás számításának előnyeit és hátrányait, hiszen a periódus-termékenységi tábla populációjában csak annak lehet második, aki már született első gyermeket. Igaz, az így kapott arányszámot még ütem szerint is kiigazítják, ami némileg módosítja a táblapopuláció eredeti értékeit. A TFRp* viszont a PATFR*-gal szemben a második paritás esetében nem az egygyermekes nők számához, hanem a gyermektelen és az egygyermekes nők összességéhez viszonyítja a második gyermekek számát. Azaz a TFRp* esetében az esetleg pontatlanul meghatározott, első paritásra vonatkozó érték nem torzítja a második paritásra kiszámolt hányadost, és az egyes paritások hibái a továbbiakban sem öröklődnek a közvetlen és közvetetten utána következő paritásokra.

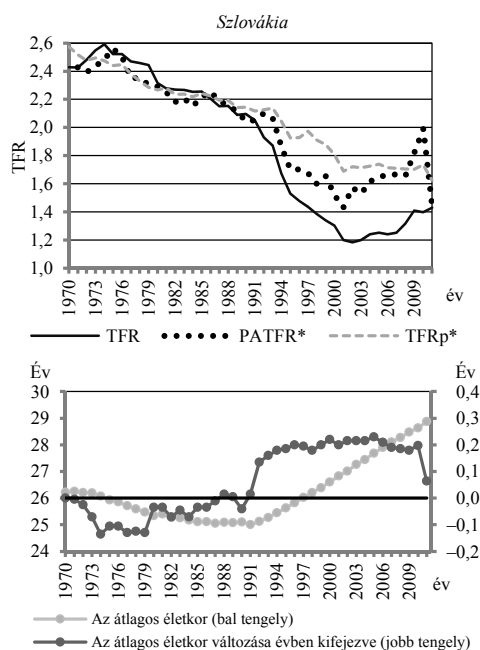
Az eddig leírtak alapján egyértelmű, hogy amennyiben egy ország teljes termékenységi rátái alapján vizsgáljuk az adott ország gyermekszületési trendjének valóságos alakulását, akkor a TFR-en kívül érdemes a két legátfogóbb korrekciót alkalmazó teljes termékenységi rátát, a PATFR*-ot és a TFRp*-ot is bevonni a vizsgálatba.

2. ábra. A TFR-, a TFRp*- és a PATFR*-mutató alakulása (felső ábra), valamint az átlagos anyai életkorok, illetve azok változása (alsó ábra) Csehországban, Magyarországon, Szlovákiában, 1970–2011



¹⁴ A PATFR* „örökléshez” kapcsolódó elvi probléma azt jelenti, hogy például a második gyermekek száma nemcsak a második paritásra vonatkozó feltételes termékenységi rátától függ, hanem közvetve az első paritásra vonatkozótól is, mint ahogy *Bongaarts–Sobotka* [2012] is felhívta rá a figyelmet. A PATFR* ezen tulajdonsága komoly torzításokat generálhat, erről a későbbiekben még részletesebben írunk.

(Az ábra folytatása.)



Megjegyzés. Az átlagos életkorok paritásonkénti kiszámításakor a súlyozás a korszpecifikus TFR-értékekkel történt. Az alsó ábrákon a folytonos fekete vonal az átlagos anyai életkor változatlanóságát jelöli.

A 2. ábráról azonnal szembetűnik, hogy a vizsgált időszak elején mindhárom országban – két-két eltérő évet leszámítva – szinte minden évben a TFR veszi fel a három mutató közül a legmagasabb értékeket. Tendenciájában azonban a TFR grafikonvonala haladt a legmagasabban, majd Csehországban 1983-ban, Magyarországon 1981-ben, Szlovákiában pedig 1986-ban a TFR vonala mindkét másik arányszám rajzolta vonal alá került, és egyetlen év szlovák adatát kivéve (de itt is csak minimális eltéréssel) a teljes vizsgálati időszakban megmaradt a legalacsonyabban haladó vonalnak. A PATFR* és TFRp* görbéje viszont mindhárom országban és a teljes időszakban viszonylag közel haladt egymáshoz. Vessünk egy pillantást a termékenységi mutatók grafikonja alatt az átlagos anyai életkor változását illusztráló ábrára. Mind a három országban épp ugyanazon vagy egy ahhoz közeli évben válik az addig csökkenő átlagos életkor növekedővé, amikor a TFR értéke a legalacsonyabbá válik. Ez azt engedi sejtetni, hogy a TFR csökkenését egyik országban sem kizárólagosan a gyermekszám végleges mennyiségi visszaesése okozta, hanem szerepet kapott az anyák halasztó magatartása is.

A PATFR* és a TFRp* közötti kapcsolatot tekintve feltűnő, hogy nagyjából addig az évig, amíg a TFR magasabb a korrigált arányszámok értékénél, addig a PATFR*, utána pedig a TFRp* értékei nagyobbak. Ennek magyarázata minden bi-

zonnal abban – a korábbiakban már vázolt összefüggésben – rejlik, hogy ha a PATFR* értéke nagy (kicsi) egy paritás vonatkozásában, akkor a számítási konstrukció a következő paritásra is némileg átörökíti ezt a nagy (kicsi) értéket. A TFRp* paritásonkénti értékei viszont sokkal jobban függetlenekedhetnek egymástól. Azt, hogy melyik mutató tükrözi jobban a nők átlagos megvalósult termékenységét, a most következő részben vizsgáljuk meg.

A különböző termékenységi mutatók konstrukciója számunkra elsősorban az általuk felvázolt helyzet értékelésekor válik fontossá. A kérdés minden esetben az, hogy a ma termékeny éveikben járó nők életük során átlagosan hány gyermeket hoznak világra. A 2. ábra alapján, a 2000-es éveket tekintve, mindhárom vizsgált országban egyre kevesebbet. Magyarországon és Szlovákiában arányaiban nagyjából ugyanannyival, míg Csehországban hajszálnyival kisebb volt a relatív csökkenés. A közelmúlt termékenységi trendjének pontosabb elemezhetősége érdekében a 1. táblázat mindhárom vizsgált ország vonatkozásában számszerűen is tartalmazza a PATFR* és a TFRp* 2000 és 2011 közötti értékeit (1970–1999 értékeit lásd a Függelék F1. táblázatában.)

1. táblázat

A PATFR, illetve a TFRp* értékei Csehországban, Magyarországon és Szlovákiában, 2000–2011*

Év	PATFR*-érték			TFRp*-érték		
	Csehország	Magyarország	Szlovákia	Csehország	Magyarország	Szlovákia
2000	1,599	1,656	1,518	1,869	1,880	1,806
2001	1,581	1,663	1,430	1,831	1,868	1,690
2002	1,532	1,645	1,571	1,776	1,800	1,722
2003	1,610	1,630	1,530	1,774	1,804	1,714
2004	1,683	1,664	1,617	1,801	1,808	1,725
2005	1,723	1,591	1,645	1,807	1,740	1,739
2006	1,752	1,607	1,667	1,782	1,747	1,715
2007	1,788	1,494	1,666	1,842	1,661	1,709
2008	1,760	1,498	1,656	1,815	1,658	1,704
2009	1,663	1,650	1,822	1,739	1,718	1,702
2010	1,684	1,470	1,989	1,767	1,620	1,734
2011	1,682	1,243	1,461	1,673	1,461	1,626

Az 1. táblázat és a 2. ábra szerint a 2000-es évek egyikében sem éri el a termékenységi arányszám a mai fejlett piacgazdaságokban reprodukciós határnak tartott 2,1-et (a reprodukciós határról lásd *Kamarás* [2000]), és bár a 2010-es évek közepe táján mindhárom országban volt néhány százalékos növekedés a TFRp*, illetve PATFR* értékében, valamennyi mutató – a cseh PATFR*-ot kivéve, de ott is csak

minimális eltéréssel – alacsonyabb szinten zárta a 2000–2011-es időszakot, mint amennyivel kezdte.

Magyarország szempontjából egyáltalán nem biztató, hogy a többé-kevésbé azonos szlovák és magyar értékek Magyarországon sokkal inkább csökkenésre, Szlovákiában pedig inkább stagnálásra utalnak. A korrigált termékenységi ráták idősorai ugyan egyik országban sem jeleznek olyan tragikus helyzetet, mint amire a hagyományos TFR alapján következtethetnénk, de különösen a tendenciákat tekintve, egyáltalán nem adnak okot optimizmusra. Míg a TFR-értékek esetében még gondolhatnánk azt, hogy a gyermekvállalási hajlandóság kitolódásáról van csak szó, a TFR_p* és a PATFR* adatai egyértelműen mutatják, hogy a nők tendenciáját tekintve mindhárom országban évről évre egyre kevesebb gyermeket szültek (ami alól egyes évek jelentettek csak kivételt), még úgy is, ha az elhalasztott gyermekek átlagos számát is arányosan számításba vettük.¹⁵ Emellett a korrigált ráták idősorát tekintve azt a téves elképzelést is el kell oszlatnunk, hogy a 2000-es évek végén a három vizsgált országban valamelyest megfordult volna a csökkenő termékenységi trend.

Ami az időszak végére bekövetkezett termékenységi ráták csökkenését illeti, egy-két év adatából nem lehet messzemenő következtetést levonni, két tényezőre azonban érdemes odafigyelni. Egyrészt a 2008-ban kezdődő gazdasági válság hatásaként feltételezhető a gyermekszülési kedv visszaesése. Másrészt – és talán a trendek mögött rejlő folyamatokat tekintve ez még fontosabb – a nők a halasztó magatartás eredményeként egyre közelebb kerültek a gyermekvállalás biológiai határához (lásd a 2. ábra alsó grafikonjait), és valószínűleg ennek köszönhetően az időszak utolsó éveiben már csak alig vagy esetenként egyáltalán nem nőttek az átlagos anyai életkorok.¹⁶ A halasztás lassulni, megállni látszik.¹⁷ Ennek következtében a kiigazított termékenységi arányszámoknál alkalmazott korrekciós tényező¹⁸ a korábbi évekhez képest nagyon alacsony értéket vett fel, és nem, vagy alig növelte a termékenységi ráták értékét. A korrekciós tényező nulla körüli értékei következtében a TFR_p*, a PATFR* és a TFR mutató a vizsgálati időszak végén ismét közelít egymáshoz, mint ahogyan ezt 2. ábrán láthatjuk.

Mindezidáig a korrigált termékenységi ráták segítségével próbáltuk megállapítani, hogy a különböző életkorú nők átlagosan hány gyermeket szülnek. Utólag, a nők

¹⁵ Azaz az ütem szerinti kiigazítással egy nő adott életévében figyelembe vettük azokat a gyermekeket is, akiket a halasztó magatartás következtében valójában csak későbbi életkorban szül meg.

¹⁶ A gyermeket szülő nők átlagos életkora – a TFR megfelelő értékeivel súlyozva – 2010-ben, 2011-ben és 2012-ben Csehországban 29,57, 29,69 és 29,73; Magyarországon 29,31, 29,45 és 29,41; míg Szlovákiában 28,64, 28,87 és 28,77 év volt.

¹⁷ Az összevont statisztikai adatokból nem derül ki, hogy a nem házas nők házasokhoz viszonyított korábbi gyermekvállalása mennyiben játszik szerepet a halasztás lassulásában, de lehetséges, hogy részben ez áll a lassulás háttérében.

¹⁸ A korrekciós tényező kiszámításához paritásonként a kérdéses évet megelőző és az azt követő év átlagos anyai életkorára van szükség.

termékenységi időszakának lezárultakor természetesen már ellenőrizhető, hogy számításaink mennyire voltak pontosak, azonban addigra amikor kiderül a becslések jósága, már az összes termékenységre ható, illetve ahhoz igazodni próbáló népesépolitikai és gazdasági intézkedés megtörténik. Ilyen szempontból a CFR vizsgálata elveszíti jelentőségét. Azokra az évekre vonatkozóan, melyekre rendelkezésre áll a CFR is, valamint a kétfajta ütem és paritás szerint korrigált teljes termékenységi ráta, elvégezzük az összehasonlítást, így további következtetéseket vonhatunk le a TFR_p* és a PATFR* pontosságára vonatkozóan. Ezzel foglalkozik a vizsgált három ország vonatkozásában tanulmányunk következő fejezete.

2. A különböző termékenységi idősorok közötti eltérés

A különböző módszerekkel kiszámított teljes termékenységi arányszámok utólagos ellenőrzése úgy történhet, hogy egy kohorsz tényleges, befejezett termékenységet vetjük össze a különböző termékenységi arányszámokkal (*Caselli–Vallin–Wunsch* [2006], *Bongaarts–Sobotka* [2012], *Myrskylá–Goldstein–Yenhsin* [2013]). Ilyenkor is problémát jelent azonban, hogy egy adott kohorsz esetében melyik év termékenységi arányszámait képezzék az összehasonlítás alapját. Például az 1955-ben született nők kohorszának tagjai a pillanatnyilag érvényes statisztikai összeírást véve alapul, már 1970-ben, 15 éves korukban termékenyek voltak,¹⁹ és termékenységi szakaszuk csak 2006-ban, 50 éves korukban fejeződött be. A valamennyi paritásra vonatkozó teljes termékenységi rátákat a kohorsz átlagos születési életkorában kellene számszerűsíteni, és összevetni a kohorsz befejezett termékenységgel (*Caselli–Vallin–Wunsch* [2006], *Bongaarts–Sobotka* [2012]). Az összetett mutatókban azonban az összeg tagjainak torzító hatása ki is egyenlítheti egymást, ami esetleg téves következtetéshez vezetne. Célszerűbb ezért a kohorsz befejezett termékenységeit paritásonként összevetni a termékenységi arányszámokkal. A megfelelő demográfiai statisztikával rendelkező országokban – így Csehországban, Szlovákiában és Magyarországon is – viszonylag régóta²⁰ ismert, hogy adott évben született nők kohorszának tagjai átlagosan hány éves korban születték meg első, második stb. gyermeküket. Például, ha az 1955-ben születettek átlagosan 25 éves korukban (vagy akár 25,3 éves, illetve 24,7 éves korukban, melyet ilyenkor 25 évre kerekítünk), azaz 1980-ban hozták világra első gyermeküket, akkor az első paritáshoz tartozó termékenységi ráták 1980-

¹⁹ A statisztika összevontan kezeli a 15 éves és fiatalabb, valamint az 50 éves és idősebb anyákat.

²⁰ Számításaink során mindig a *HFD* [2014] adatait használtuk: Csehország és Szlovákia esetében 1935-től, Magyarországra vonatkozóan pedig 1937-től kezdve tartalmazza ezeket az információkat.

ban kiszámított értékeit érdemes az 1955-ben születettek kohorsz első gyermekekre vonatkozó CFR-értékével összehasonlítani.

Mint ahogy a 2. ábrán láthattuk, a termékenységi arányszámok mind a három országban az időzítési hatás felerősödésekor, az 1990-es évektől kezdtek el lényegesen különbözni. Figyelembe véve a ráták számítási módját, a TFR, PATFR* és TFRp* mindaddig nem, vagy csak minimálisan térnek el egymástól, amíg az újszülött csecsemők és édesanyjuk populáció különböző ismérvek szerinti eloszlása évről évre állandó. Ezekben az esetekben a megfelelő CFR-értékek és a számított termékenységi arányok is többé-kevésbé meg kell egyezzenek. Az eloszlások ismérvei mindenképpen változnak azokban az években, amikor a nők halasztó magatartása fokozódik, ilyenkor természetes, hogy a TFR és a kiigazított mutatók eltérnek egymástól. Egy kohorsz befejezett termékenységi rátáját a gyermekvállalás időzítése nem befolyásolja, ezért a halasztást (időbeli előrehozást) figyelembe vevő mutatók eleve jobban közelítik a CFR értékét, mint a hagyományos TFR-mutató (*Bongaarts–Sobotka* [2012]). Az összehasonlítás során emiatt a TFR-értékeket nem, csak a PATFR* és a TFRp* mutatóit tüntettük föl.

Mindhárom országra vonatkozóan elmondható, hogy az 1978–1987 közötti időszakra nagyjából együtt haladt a TFR, a PATFR* és a TFRp* (lásd a 2. ábrát), és bár volt minimálisan növekvő és csökkenő szakasza is az átlagos életkorok alakulásának, a különböző kohorszok paritásonkénti átlagos életkorai alig változtak,²¹ de valamelyest eltértek egymástól. Így az 1. paritásokra vonatkozóan Csehországban az 1956–1965-ös, míg Magyarországon és Szlovákiában az 1955–1964-es kohorszokat vettük alapul. A 2. paritás esetében Magyarországon az 1952–1961-es, míg Csehországban és Szlovákiában az 1953–1962-es kohorszok képezték számításaink alapját, a 3. paritás esetében pedig Magyarországot illetően az 1949–1958-as kohorszokkal, Csehország és Szlovákia esetében pedig az 1950–1959-es kohorszokkal dolgoztunk.²² Ezek alkották azokat kohorszokat, melyekben a paritásonkénti átlagos életkorok egymás után rendre az 1978–1987-es évekre estek. Ezzel lehetőségünk nyílt, hogy a paritásonkénti PATFR*- és TFRp*-értékeket összevessük a CFR paritásonkénti nagyságával. A konstruált PATFR*- és TFRp*-mutatók egy-egy év vonatkozásában számszerűsített értéke erősen függ az adott évben lezajlott véletlen történésektől, ezért *Bongaarts–Sobotka* [2012]-höz hasonlóan a konstruált ráták öt éves mozgó átlagával (erre a zárójelben a mutató jelölése után írt MA-val utalunk) dolgoztunk. Eredményeinket a 2. táblázat tartalmazza, a paritásonkénti termékenységi arányszámok az F1. ábrán láthatók.

²¹ A különböző kohorszok paritásonkénti átlagos életkorainak adott időszakra vonatkozó alakulását az F2. táblázat tartalmazza.

²² Vizsgálatunkban a további paritásokkal nem foglalkoztunk, ezek arányaikban valamennyi országban rendkívül kis értéket képviselnek.

2. táblázat

A CFR-, a PATFR- és a TFRp*-mutató közötti eltérések abszolút értékben vett átlaga paritásonként
Csehországban, Magyarországon és Szlovákiában, 1978–1987*

Ország	Mutatópár	1. paritás	2. paritás	3. paritás
Csehország	CFR–PATFR*(MA)	0,002634	0,014209	0,011643
	CFR–TFRp*(MA)	0,002358	0,006137	0,005920
Magyarország	CFR–PATFR*(MA)	0,005154	0,013206	0,010781
	CFR–TFRp*(MA)	0,004379	0,007687	0,010775
Szlovákia	CFR–PATFR*(MA)	0,004837	0,017752	0,005480
	CFR–TFRp*(MA)	0,003888	0,010596	0,006962
Országokénti eltérések átlaga	CFR–PATFR*(MA)	0,004208	0,015056	0,009301
	CFR–TFRp*(MA)	0,003542	0,008140	0,007886

Megjegyzés. Az 1. táblázatban három tizedes jegyig közöltük a PATFR*- és TFRp*-értékeket, itt azonban a nagyon kicsi eltérések miatt a CFR PATFR*-tól és TFRp*-tól vett különbségeit hat tizedes jegyig tüntettük fel. Természetesen a sok zajhatás miatt a magasabb tizedeseknek nem szabad különös jelentőséget tulajdonítani, de az eltérések tendenciájának alakulása szempontjából a szisztematikus nagyságrendi viszonyok mégis számítnak. Itt és a továbbiakban a konstruált ráták öt éves mozgó átlagát zárójelben MA-val jelöljük.

Forrás: Itt és a továbbiakban *HFD* [2014] alapján saját számítás.

A 2. táblázat mindhárom ország és paritás esetében a CFR és a TFRp* között jelez kisebb átlagos különbségeket. Ezek szerint a termékenységi trend szempontjából túl nagy változásokat nem tartalmazó 1978–1987-es években a Boongarts–Feeney-féle TFRp* valamennyi vizsgált országban jobban adta vissza a kohorsz termékenységeket, mint a Kohler–Ortega-féle PATFR*. A 2. és 3. paritást tekintve mind a TFRp*, mind a PATFR* összességében nagyobb mértékben eltért a CFR-től, mint az 1. paritások vonatkozásában, a differencia különösen a 2. paritás, illetve a PATFR* esetében nagy. Mivel a termékenységi rátákban az egyes paritásokhoz tartozó értékek összeadódnak, a teljes termékenységi arányszámok az említettek alapján igen érzékenyek a 2. és 3. paritásokból származó összetevőkre. A 2. táblázatban a magasabb paritásokra vonatkozó érzékenység különösen feltűnő a PATFR*-nál. Ez az érzékenység minden bizonnyal a mutató konstrukciójának, az egyes paritásoknál bekövetkezett esetleges torzítások további paritásra vonatkozó átörökítő tulajdonságának a következménye, mint ahogy ezt a korábbiakban már leírtuk. Mivel a TFRp* esetében minden paritásonál újra kezdődik a számolás, így ilyen típusú hiba halmozódása ennél a mutatónál nem várható.

A konstruált termékenységi ráták pontosságának vizsgálata különösen azokban az időszakokban izgalmas, amikor a termékenységi trendek komolyabb változáson mentek keresztül. Csehország, Magyarország és Szlovákia esetében 1993–1997 egyértelműen ilyen időszaknak tekinthető. 1988 és 1992 között ugyan a 2. ábra alapján a korábbiakhoz képest már felerősödtek a változások, de még nem érték el azt a szín-

tet, mint 1993–1997-ben. Ezen évek vonatkozásában az 1. táblázat konstrukciójakor használt technikával ismét sikerült olyan kohorszokat találni, melyek 2. és 3. paritásának átlagos életkora ebbe az időszakba esett. Az 1. paritások azért maradtak ki a vizsgálatból, mert azok a kohorszok, melyeknek 1. paritásra vonatkozó átlagos életkora 1993–1997-re esne, még annyira fiatalok, hogy a 40. életévükig számított befejezett termékenységet sem tartalmazza a *HFD* [2014]. A 2. táblázatban azonban láttuk, hogy a konstruált mutatók eltérése a kohorsz befejezett termékenységektől a 2. és 3. paritás esetében várhatóan nagyobb, mint az 1. paritásoknál. Ezért a 2. és 3. paritás különösen kritikus a konstruált mutatók „jósága” szempontjából. Az 1. paritás figyelmen kívül hagyása azért se okozhat komolyabb gondot, mert a 2. táblázat alapján jogosnak tűnik az a feltevés, hogy a két mutató első paritásra vonatkozó eltérései lényegesen kisebbek, mint a második és harmadik paritás differenciái.

Az 1993–1997-es időszakra vonatkozóan a 2. és 3. paritás esetében a *HFD* [2014]-ben csak a 40. életévig található meg minden számunkra szükséges kohorsz befejezett termékenységi értékei. (A 40. életévig kohorsz befejezett termékenységek jelölésére a CFR40-et alkalmazzuk.) Az egységesség kedvéért a CFR40-et használjuk akkor is, ha az időszak elején még 45, 44, 43 vagy 42 éves korig rendelkezésre állnak a kohorsz termékenységi értékei. Az összehasonlíthatóság érdekében a konstruált termékenységi mutatószámokat, azaz a PATFR* és TFRp* értékeit is csak a 15–40 éves korosztály vonatkozásában számoltuk ki – a 15 évesek között a fiatalabb anyák gyermekeit is figyelembe véve – mindegyik paritásra. (Ezekre a mutatókra a PATFR*40 és TFRp*40 jelöléseket alkalmazzuk.) Mivel az 1993–1997-es időszakban felerősödött a halasztó magatartás, ezért az 1978–1987 között alkalmazott technikával nem minden évben találtunk olyan kohorszot, amelynek pont az adott évre esett a gyermekszülés átlagos életkora. Ilyen esetben a hiányzó év konstruált termékenységi mutatóit a két szomszédos kohorsz 40. életévig befejezett termékenységének átlagával vetettük össze. A különbségeket a 3. táblázat tartalmazza. A paritásokhoz tartozó mutatók értékei alapján készítettük az F2. ábrákat.

A 3. táblázatból kitűnik, hogy mindhárom ország vonatkozásában mind a 2., mind a 3. paritás esetében a CFR40 és TFRp*40 különbségei jóval kisebbek, mint a megfelelő CFR40 és PATFR*40 differenciák. Az eltérések átlagát tekintve a 2. paritásnál a CFR40–TFRp*40 körülbelül 55 százaléka a CFR40–PATFR*40 különbségeknek, a 3. paritásnál pedig mindössze mintegy 20 százaléka. Egyértelműen megállapítható, hogy nemcsak a 2., hanem a 3. táblázat alapján is a TFRp* jobb eredményeket ad, mint a PATFR*. Érdemes azonban felhívni a figyelmet arra, hogy a 2. táblázat 2. és 3. paritásos különbségei jóval kisebbek, mint a 3. táblázaté, ami egyértelműen arra utal, hogy a termékenységi struktúrák jelentős változása idején az irodalomban mindezidáig ismert ütem és paritás szerint kiigazított termékenységi ráták is jobban tévednek, mint a strukturális változások nélküli időszakban. Ebből a szempontból hasznosak lennének olyan további kutatások, melyek a még kontrollálatlan strukturá-

lis változások figyelembe vételére irányulnának, illetve megkísérelnék a már figyelembe vett korrekciók pontosítását.

3. táblázat

*A CFR40-, a PATFR*40- és a TFRp*40-mutató közötti eltérések abszolút értékben vett átlaga a 2. és 3. paritás vonatkozásában Csehországban, Magyarországon és Szlovákiában, 1993–1997*

Ország	Mutatópár	2. paritás	3. paritás
Csehország	CFR40 – PATFR*40 (MA)	0,038392	0,051421
	CFR40 – TFRp*40 (MA)	0,037999	0,014328
Magyarország	CFR40 – PATFR*40 (MA)	0,038559	0,060083
	CFR40 – TFRp*40 (MA)	0,017378	0,006381
Szlovákia	CFR40 – PATFR*40 (MA)	0,031766	0,063525
	CFR40 – TFRp*40 (MA)	0,003918	0,016633
Országokénti eltérések átlaga	CFR40 – PATFR*40 (MA)	0,036239	0,058343
	CFR40 – TFRp*40 (MA)	0,019765	0,012447

A TFRp* és a PATFR* jóságának összehasonlítása arra utal, hogy a termékenységi trendek elemzésekor érdemes a Boongarts–Feeney-féle ütem és paritás szerint kiigazított termékenységi rátát, a TFRp*-ot használni. Ráadásul ennek kiszámítása technikailag is sokkal egyszerűbb, mint a PATFR*-é, hiszen nem kell bonyolult termékenységi táblákat készíteni. Természetesen a TFRp*-hoz is szükség van évenként, életkoronként és paritásonként mind az élve született csecsemők, mind a nők számának ismeretére. De mint ahogyan a *HFD* [2014] adataiból kitűnik, ezek az értékek nagyon sok európai (és nem európai) ország vonatkozásában rendelkezésre állnak.

A számbavételkor azonban mindenképpen nehézséget jelent a legfrissebb értékek publikálásának időbeli elhúzódása, pedig a szakemberek mindig a legújabb termékenységi arányokra kíváncsiak a leginkább. Sőt, a gazdaságpolitikai intézkedések meghozatalához különösen előnyös lenne nemcsak azt ismerni, hogy eddig mi történt, hanem jó volna előrebecsülni, hogy mi várható a jövőben. Egy ilyen becslés módszertani megvalósíthatóságát is nagyban elősegíti, ha a változásokat hűen követő mutatószámokból indulunk ki.

3. Összegzés

Tanulmányunkban megmutattuk, hogy az 1970-es évektől kezdve a vizsgálatba bevont mindhárom ország, Csehország, Magyarország és Szlovákia termékenységi

rátái rendkívül előnytelenül alakultak. Az 1980-as évek második harmadától kezdve a tényleges termékenységi arányszámok trendje – a hagyományos TFR-nél hűebben mérő másik két mutató, a TFRp* és a PATFR* is, egy-két év kivételével – folyamatosan stagnálást vagy csökkenést jelzett. Ez a két, időzítési és paritási hatás szerint korrigált termékenységi arányszám azonban nem adott annyira alacsony értékeket, mint a TFR, bár a 2000-es években még így se emelkedett egyetlen ország egyik rátája se 2 fölé, sőt általában jóval 2 alatt maradt. Amennyiben a 2-nél kisebb értékeket vetjük össze az adott ország népességének fenntarthatóságát biztosító 2,1-es reprodukciós ráta kritikus nagyságával, akkor egyértelmű, hogy ceteris paribus mindhárom országban a népesség csökkenése várható. Szó sincs arról, hogy a 2000-től kezdve néhány évben tapasztalt TFR-növekedés azt jelezte volna, hogy kezd megfordulni a csökkenő termékenységi trend. A mennyiségi hatások szempontjából a TFR növekedése félrevezető torzítás, mert a 2000-es években elsősorban az időzítési hatás kifulladásának a következménye. Ráadásul a 2000-es évek végére mindegyik kiigazított arányszám, és – Szlovákiát kivéve – a TFR is, egységesen a termékenység csökkenését jelzi.

Csehország, Magyarország és Szlovákia korrigált termékenységi arányszámainak közel hasonló, előnytelen alakulása mellett számunkra további kellemetlen hír, hogy a termékenységi arányszámok legkisebb emelkedései és legnagyobb csökkenései Magyarországon tapasztalhatók, valamint a vizsgálati időszak végén érvényesülni látszó kedvezőtlen tendenciák is Magyarországon tűnnek a legsúlyosabbnak. Mindez arra utal, hogy a népesedéspolitika mindhárom országban, de különösen Magyarországon bőségesen szembesülhet beavatkozásra inspiráló területekkel. A beavatkozásoknak azonban körültekintőknek kell lenniük, nehogy csak az amúgy is tervezett gyermekek szülési életkorára gyakoroljanak hatást, változtatlanul hagyva az egy anya által egész élete során világra hozott gyermekek számát. A népesedéspolitikai intézkedések hatásának értékeléséhez, de még a szimuláláshoz is elengedhetetlen, hogy a kialakult helyzetet pontosan tudjuk jellemezni.

A tanulmányunkban számszerűsített mindkét ütem, valamint paritás szerint kiigazított termékenységi ráta, a TFRp* és a PATFR* a szakirodalom legfrissebb eredményeire támaszkodik, továbbá a jelenleg ismert legpontosabb értékeket adja a termékenységekre. Vizsgálatunk során arra is kíváncsiak voltunk, hogy a két korrigált arányszám közül melyik bizonyul jobbnak, ezért összevetettük az idősebbek kohorszainak tényleges befejezett termékenységi rátáit a két korrigált mutató értékével. Megállapítottuk, hogy az országonkénti különbségek alakulása (CFR–TFRp*, CFR–PATFR*) a két konstruált ráta esetében nagyban hasonlít egymásra. Két különböző időszakot vizsgáltunk: az elsőben a női populáció belső struktúrája alig módosult, a másodikban elsősorban a halasztó magatartás miatt lényeges változások történtek. Mindkét időszakban és mindhárom országban a TFRp* adta jobban vissza a kohorsz befejezett termékenységeket. Így azt javasoljuk, hogy amennyiben az ada-

tok elérhetősége lehetővé teszi, akkor a Bongaarts–Feeney-féle ([2004], [2006]) TFRp*-ot használjuk a termékenységi helyzet jellemzésére.

Megmutattuk, hogy a PATFR* azért nem megfelelő, mert a kiszámításához használt termékenységi táblák átörökítik az egyik paritásra vonatkozó torzításokat az összes többi paritásra is. Arra is felhívtuk azonban a figyelmet, hogy a TFRp* pontatlansága is növekszik a női populáció belső strukturális arányainak lényeges változásai idején. Ezért a további kutatások során érdemes a termékenységi arányszámok korrekciójának finomítására törekedni. Ez az előrejelzések szempontjából is fontos, hisz minden népességgazdasági beavatkozás előtt végig kell gondolni annak jövőben várható hatásait, amit kizárólag megfelelő mérőszámok alkalmazásával lehet elvégezni.

Függelék

F1. táblázat

A PATFR, illetve a TFRp* értékei Csehországban, Magyarországon és Szlovákiában, 1970–1999*

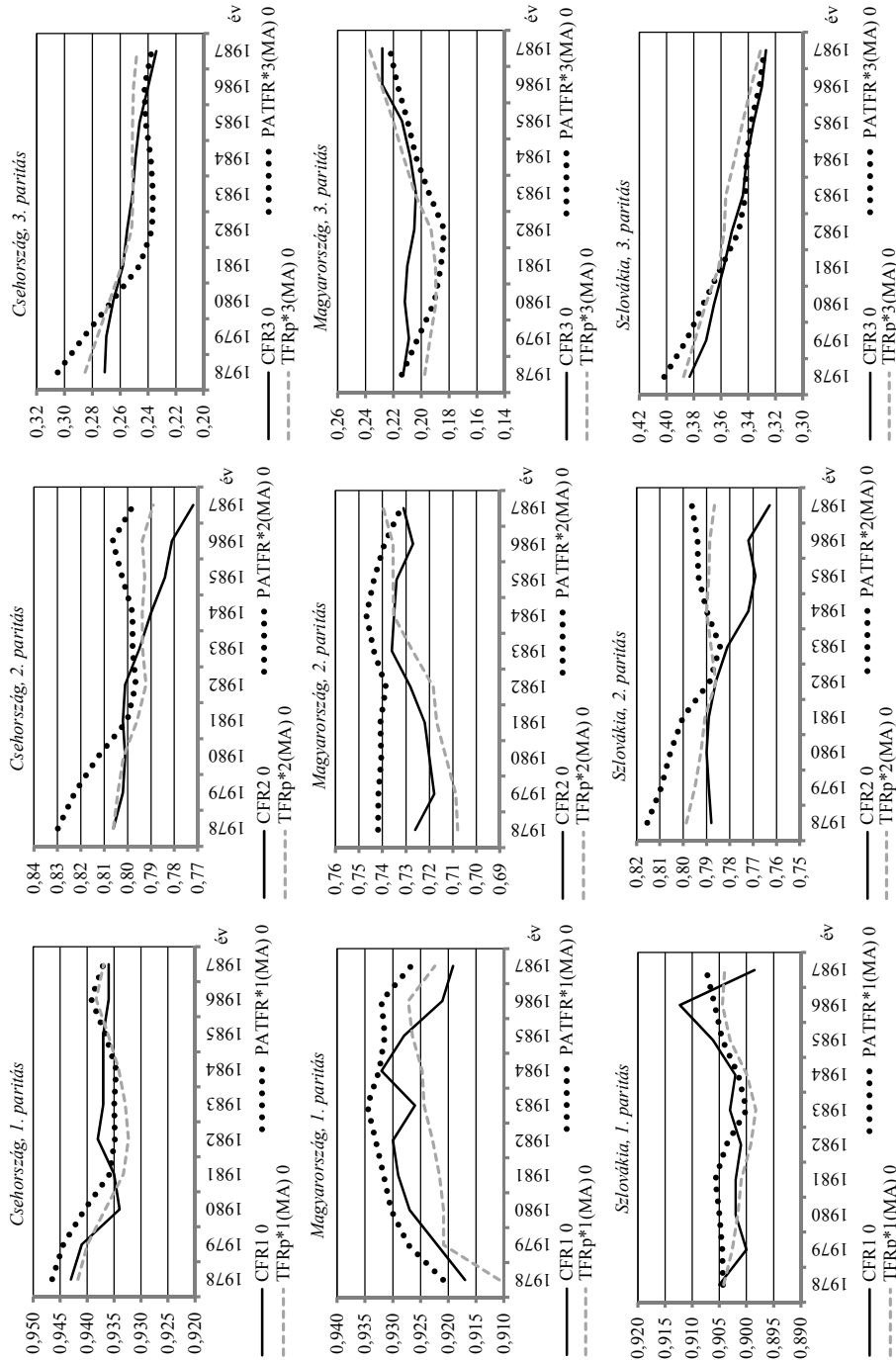
Év	PATFR*-érték			TFRp*-érték		
	Csehország	Magyarország	Szlovákia	Csehország	Magyarország	Szlovákia
1970	2,046	1,839	2,474	2,026	1,860	2,574
1971	2,068	1,813	2,427	2,013	1,825	2,518
1972	2,041	1,846	2,393	2,001	1,867	2,475
1973	2,259	2,038	2,435	2,120	1,875	2,494
1974	2,363	2,454	2,485	2,167	2,014	2,474
1975	2,305	2,232	2,559	2,154	2,012	2,441
1976	2,279	2,085	2,505	2,158	1,962	2,447
1977	2,234	2,041	2,353	2,144	1,961	2,381
1978	2,243	1,922	2,350	2,151	1,890	2,330
1979	2,142	1,935	2,305	2,126	1,892	2,284
1980	2,079	1,952	2,290	2,086	1,914	2,268
1981	2,053	1,960	2,249	2,074	1,952	2,281
1982	1,986	1,933	2,181	2,054	1,929	2,236
1983	2,001	1,898	2,206	2,049	1,910	2,237
1984	2,049	1,911	2,152	2,053	1,919	2,220
1985	2,084	2,085	2,218	2,080	2,040	2,242
1986	2,057	2,096	2,255	2,080	2,069	2,224
1987	2,044	1,983	2,185	2,047	2,004	2,195
1988	2,050	1,954	2,158	2,061	1,983	2,191
1989	1,963	1,911	2,114	2,014	1,988	2,142
1990	1,967	1,978	2,044	2,001	2,034	2,143
1991	1,945	2,037	2,052	1,967	2,037	2,117
1992	1,900	1,924	2,101	1,932	1,988	2,125
1993	2,013	1,903	2,068	2,013	1,996	2,137
1994	1,980	1,910	1,861	2,029	1,986	2,044
1995	1,814	1,838	1,703	2,001	1,972	1,926
1996	1,719	1,670	1,703	1,915	1,891	1,927
1997	1,666	1,632	1,675	1,870	1,844	1,973
1998	1,533	1,664	1,600	1,828	1,855	1,909
1999	1,517	1,585	1,655	1,819	1,837	1,879

F2. táblázat

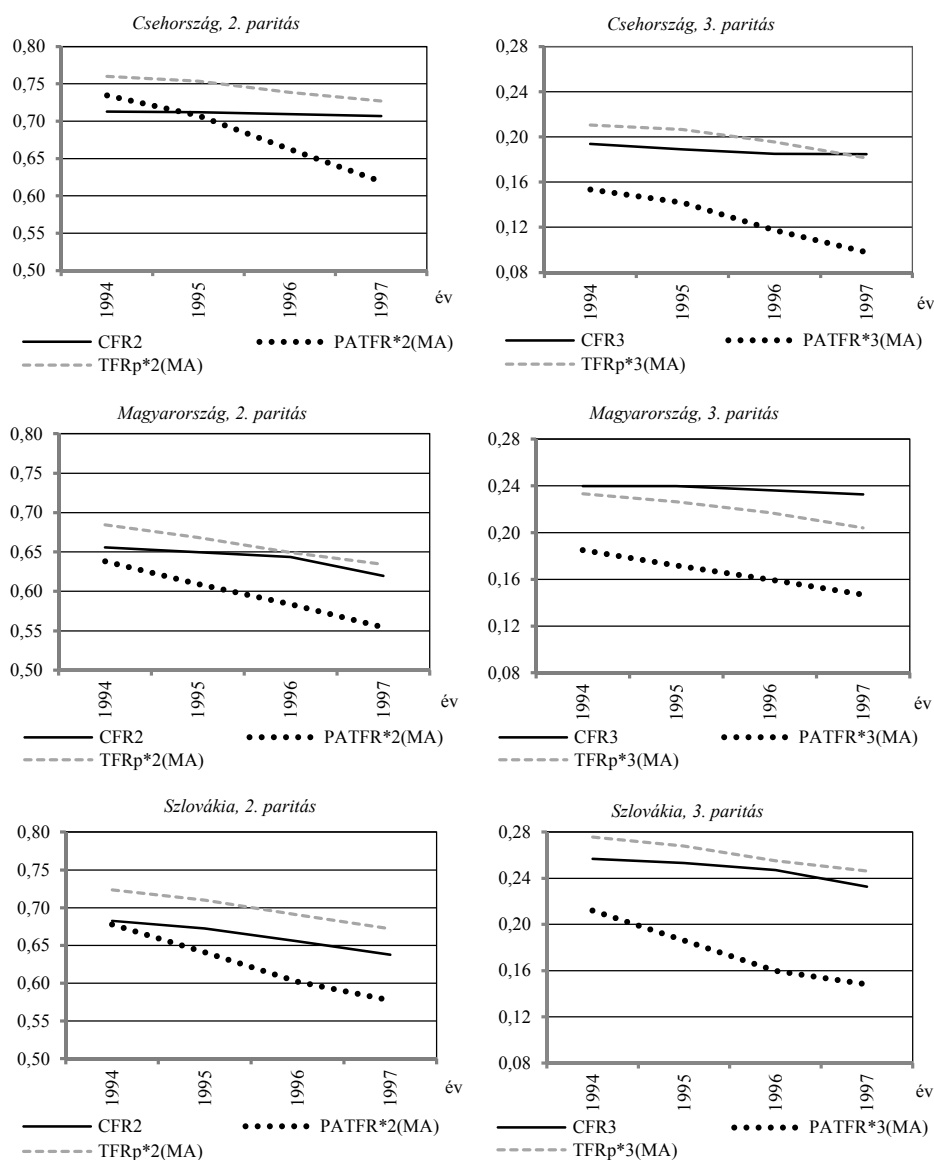
*A különböző kohorszok gyermekvállaláskor elért átlagos életkorai az első három paritás esetén
(CMAB1, CMAB2, CMAB3) Csehországban, Magyarországon és Szlovákiában, 1978–1987*

Év	CMAB1		CMAB2		CMAB3	
	Kohorsz	Átlagos életkor	Kohorsz	Átlagos életkor	Kohorsz	Átlagos életkor
Csehország						
1978	1956	22,31	1953	25,30	1950	28,47
1979	1957	22,27	1954	25,23	1951	28,38
1980	1958	22,28	1955	25,18	1952	28,32
1981	1959	22,32	1956	25,12	1953	28,23
1982	1960	22,38	1957	25,11	1954	28,28
1983	1961	22,39	1958	25,17	1955	28,29
1984	1962	22,39	1959	25,23	1956	28,29
1985	1963	22,42	1960	25,30	1957	28,34
1986	1964	22,49	1961	25,39	1958	28,40
1987	1965	22,50	1962	25,39	1959	28,47
Magyarország						
1978	1955	22,63	1952	25,83	1949	28,43
1979	1956	22,56	1953	25,87	1950	28,45
1980	1957	22,45	1954	25,80	1951	28,52
1981	1958	22,50	1955	25,77	1952	28,70
1982	1959	22,48	1956	25,76	1953	28,93
1983	1960	22,46	1957	25,67	1954	29,02
1984	1961	22,55	1958	25,79	1955	29,00
1985	1962	22,63	1959	25,78	1956	29,08
1986	1963	22,72	1960	25,74	1957	28,97
1987	1964	22,83	1961	25,82	1958	29,06
Szlovákia						
1978	1955	22,83	1953	25,46	1950	28,02
1979	1956	22,73	1954	25,42	1951	27,99
1980	1957	22,69	1955	25,38	1952	27,98
1981	1958	22,69	1956	25,31	1953	27,98
1982	1959	22,65	1957	25,25	1954	27,94
1983	1960	22,61	1958	25,23	1955	27,93
1984	1961	22,62	1959	25,22	1956	27,89
1985	1962	22,60	1960	25,21	1957	27,88
1986	1963	22,60	1961	25,20	1958	27,83
1987	1964	22,61	1962	25,21	1959	27,66

F1. ábra. A CFR-, a PATFR*- és a TFRp*-mutató paritásonként Csehországban, Magyarországon és Szlovákiában, 1978-1987



F2. ábra. A CFR40-, a PATFR*40- és a TFRp*40-mutató paritásonként
Csehországban, Magyarországon és Szlovákiában, 1993–1997



Megjegyzés. A PATFR*40- és a TFRp*40-mutatók után zárójelben írt MA jelölés a konstruált ráták öt éves mozgó átlagára utalnak.

Irodalom

- BERDE É. – NÉMETH P. [2014]: Az alacsony magyarországi termékenység új megközelítésben. *Statisztikai Szemle*. 92. évf. 3. sz. 253–275. old.
- 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. [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*. Vol. 66. No. 2. pp. 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.
- CZECH STATISTICAL OFFICE [2013]: *Demographic Yearbook of the Czech Republic 2012*. Praha.
- EUROSTAT [2014]: *Statistics, Population and Social Condition, Population*. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/data/database>.
- FARAGÓ M. [2011]: Paritásfüggő összetett termékenységi mutatók Magyarországon és különbségeik dekompozíciója. *Közgazdasági Szemle*. LVIII. évf. november 970–993. old.
- FARAGÓ T. [2011]: *Bevezetés a történeti demográfiába*. I. kötet. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- FREJKA, T. – SARDON, J.-P. [2009]: *Contemporary Childbearing Trends in Low-Fertility Countries. Paper Presented at the XXVI IUSSP International Population Conference*. 27 September–2 October. Marrakech.
- 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.
- GASCHKE, S. [2009]: Bilderbuch-Vater. *Die Zeit*. 19 February 2009. <http://zeit.de/2009/09/01-Vaeter>
- GILLE, H. [1949]: The Demographic History of the Northern European Countries in the Eighteenth Century. *Population Studies*. Vol. 3. No. 1. pp. 3–65.
- 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.
- HFD (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)*. www.humanfertility.org
- HUSZ I. [2006]: Iskolázottság és gyermekvállalás időzítése. *Demográfia*. 49. évf. 1. sz. 46–67. old.
- 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>

- KAMARÁS F. [2000]: Termékenység, népességreprodukció. In: *Kolosi T. – Tóth I. Gy. – Vukovich Gy. (szerk.): Társadalmi riport 2000.* TÁRKI. Budapest. 409–432. old.
- KAMARÁS F. [2012]: *Társadalmi helyzetkép. Népesedési helyzet.* Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KAPITÁNY B. – SPÉDER ZS. [2012]: Gyermekvállalás. In: *Óri P. – Spéder Zs. (szerk.): Demográfiai Portré 2012.* KSH Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest. 31–43. old.
- KELLEY, A. C. [1988]: Economic Consequences of Population Change in the Third World. *Journal of Economic Literature.* Vol. 26. No. 4. pp. 1685–1728.
- KOHLER, H.-P. – PHILIPPOV, 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.* Vol. 17. No. 1. pp. 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.
- KOHLER, H. P. – BILLARI, F. C. – ORTEGA, J. A. [2002]: The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s. *Population and Development Review.* Vol. 28. No. 4. pp. 641–680.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2010]: *Demográfiai Évkönyv 2009.* Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KSH [2011]: *Demográfiai Évkönyv 2010.* Budapest.
- KSH [2012]: *Demográfiai Évkönyv 2011.* Budapest.
- KSH [2013]: Teljes termékenységi arányszám (1990–2011). Budapest. http://www.ksh.hu/docs/hun/eurostat_tablak/tab/ttsde220.html
- KSH [2014]: *Demográfiai Évkönyv 2013.* Budapest.
- KUCZYNSKI, R. R. [1932]: *Fertility and Reproduction.* Falcon Press. New York.
- LUY, M. [2011]: Tempo Effects and Their Relevance in Demographic Analysis. *Comparative Population Studies.* Vol. 35. No. 3. pp. 415–446.
- MATYSIAK, A. [2011]: Fertility Developments in Central and Eastern Europe: The Role of Work–Family Tensions. *Demográfia.* Vol. 54. No. 5. pp. 7–30.
- MYRSKYLÄ, M. – MARGOLIS, R. [2013]: *Parental Benefits Improve Parental Well-being: Evidence from a 2007 Policy Change in Germany.* MPIDR Working Paper WP 2013-010 August 2013. Max Planck Institute for Demographic Research. Rostock.
- MYRSKYLÄ, M. – GOLDSTEIN, J. R. – YENHSIN A. C. [2013]: New Cohort Fertility Forecasts for the Developed World: Rises, Falls, and Reversals. *Population and Development Review.* Vol. 39. No. 1. pp. 31–56.
- NEYER, G. [2013]: Welfare States, Family Policies and Fertility in Europe. *The Demography of Europe.* Springer Netherlands. pp. 29–53.
- 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.
- PONGRÁCZ T.-NÉ [2011]: A demográfiai értékrend változásában szerepet játszó főbb népesedési folyamatok. In: *Pongrácz T.-né (szerk.): A családi értékek és a demográfiai magatartás változásai.* KSH Népeségtudományi Kutatóintézetének kutatási jelentései 91. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest. 17–37. old.

- RALLU, J.-L. – TOULEMON, L. [1994]: Period Fertility Measures: The Construction of Different Indices and their Application to France, 1946–89. *Population. An English Selection*. Vol. 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.* (ed.): *Demographic Patterns in Developed Societies, Symposia of the Society for the Study of Human Biology*. Taylor and Francis Ltd. London. pp. 15–54.
- SCHOEN, R. [2004]: Timing Effects and the Interpretation of Period Fertility. *Demography*. Vol. 41. No. 4. pp. 801–819.
- SOBOTKA, T. [2003]: Re-Emerging Diversity: Rapid Fertility Changes in Central and Eastern Europe After the Collapse of the Communist Regimes. *Population*. Vol. 58. No. 4–5. pp. 451–485.
- 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. pp. 637–664.
- SPÉDER ZS. [2006]: Mintaváltás közben. A gyermekvállalás időzítése az életútban, különös tekintettel a szülő nők iskolai végzettségére és párkapcsolati státusára. *Demográfia*. 49. évf. 2–3. sz. 113–149. old.
- SPÉDER ZS. – KAMARÁS F. [2008]: Hungary: Secular Fertility Decline with Distinct Period Fluctuations. *Demographic Research*. Vol. 19. No. 18. pp. 599–664.
- STATISTICAL OFFICE OF THE SLOVAK REPUBLIC [2009]: *Population Change in the Slovak Republic 2008*. Bratislava.
- STATISTICAL OFFICE OF THE SLOVAK REPUBLIC [2010]: *Population Change in the Slovak Republic 2009*. Bratislava.
- STATISTICAL OFFICE OF THE SLOVAK REPUBLIC [2011]: *Population Change in the Slovak Republic 2010*. Bratislava.
- STATISTICAL OFFICE OF THE SLOVAK REPUBLIC [2012]: *Population Change in the Slovak Republic 2011*. Bratislava.
- STATISTICAL OFFICE OF THE SLOVAK REPUBLIC [2013]: *Population Change in the Slovak Republic 2012*. Bratislava.
- SZALMA I. [2011]: *A munkaerő-piaci helyzet hatása az első tartós párkapcsolat kialakítására és a szülővé válásra Magyarországon*. PhD-értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Szociológiai Doktori Iskola. Budapest.
- YAMAGUCHI, K. – BEPPU, M. [2004]: *Survival Probability Indices of Period Total Fertility Rate*. Discussion Paper Series 2004-01. The Population Research Centre, NORC & The University of Chicago. Chicago.
- VID – IIASA – PRB (VIENNA INSTITUTE OF DEMOGRAPHY – INTERNATIONAL INSTITUTE FOR APPLIED SYSTEMS ANALYSIS – POPULATION REFERENCE BUREAU) [2006]: *European Demographic Data Sheet, 2006*. <http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/index.html>
- VID – IIASA – PRB [2008]: *European Demographic Data Sheet, 2008*. <http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/index.html>

VID – IIASA [2010]: *European Demographic Data Sheet 2010*. <http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/index.html>

VID – IIASA [2012]: *European Demographic Data Sheet 2012*. <http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/index.html>

Summary

In the paper the Czech, Hungarian and Slovak fertility trends between 1970 and 2011 are compared with three different period fertility rates: the traditional total fertility rate, the tempo and parity adjusted total fertility rate proposed by *Bongaarts–Feeney*, and the tempo and parity adjusted total fertility rate proposed by *Kohler–Ortega*. The authors demonstrate that in the 1990's and between 2000 and 2011 the adjusted fertility numbers were higher than the values of the total fertility indicator, but all of them were still below the reproduction limit. They found that the most accurate indicator could be chosen by comparing the calculated numbers with the completed cohort fertility rates and was provided by the Bongaarts–Feeney adjusted rates. It is pointed out, however, that there is some inaccuracy in the Bongaarts–Feeney adjusted rates, too.