

NASZÓDI ANNA

Mit árulnak el a házassági preferenciákról szóló felmérések az egyenlőtlenség trendjeiről, és hogyan segítenek a módszerválasztásban?

Az egymást követő generációk párjainak iskolázottsági eloszlása alapján következtethetünk a homofília változására. Ezek az adatok olyan országok esetében is lehetővé teszik az eltérő jövedelemtermelő képességű csoportok közötti egyenlőtlenség trendjének dokumentálását, amelyekre nem állnak rendelkezésre egyéni vagy háztartási jövedelemadatok. Ehhez azonban olyan módszerek szükségesek, amelyekkel a „vágys” változását a „házassági felhozatal” változásától függetlenül tudjuk mérni, vagyis kontrollálni tudunk a házasulandók iskolázottságának generációk közötti megváltozására. Mivel a homofiliára vonatkozó empirikus eredmények – különösen az Egyesült Államok esetében – erősen függenek attól, hogy melyik módszert alkalmazzuk, a módszerválasztás kulcsfontosságú. Tanulmányunkban a módszerválasztáshoz a Pew Research Center 2010-es és 2017-es felméréseit elemezzük, amelyek az amerikaiak *deklarált házassági preferenciáiról* szólnak. A két naptári évből származó felmérések előnye, hogy segítségükkel a generációs hatásokat az életkorhatásoktól megtisztítva tudjuk mérni. A kapott generációhatás egyrészt megerősít egy korábbi eredményt, miszerint a második világháború után született amerikaiak *kinyilvánított preferenciái* U alakú trendet követtek. Másrészt alátámasztja egy korábban gyakran használt módszer alkalmazhatóságának korlátozottságát, valamint egy alternatív módszer kedvező empirikus tulajdonságait.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C02, C33, J12.

Kulcsszavak: asszortatív párválasztás, iteratív arányos illesztési algoritmus, NM-módszer, pszeudo-panelemzés, U alakú egyenlőtlenségi trend.

* A tanulmány állításai kizárólag a szerző nézeteit tükrözik, és nem feltétlenül esnek egybe egyik olyan intézmény hivatalos véleményével sem, amelynek a szerző dolgozik vagy dolgozott. Így nem feltétlenül tükrözik sem a Magyar Nemzeti Bank, sem az Európai Bizottság hivatalos álláspontját.

What do surveys on marital preferences reveal about inequality trends, and how can they guide method selection?

ANNA NASZÓDI

By analysing the joint educational distribution of couples in multiple generations, we can infer both changes in educational homophily and trends in inequality between groups with differing income-generating abilities. These data are available for far more countries and decades than individual or household level income data. Thereby, they allow us to document inequality trends in societies and periods that have not previously been analysed with microdata. To study inequality dynamics using couples' data, however, one needs to apply methods that control for changes across generations in the structural availability of potential partners with various traits. It is well documented that empirical findings on homophily trends in general – and particularly for the United States in recent decades – are highly sensitive to the choice of method applied. Method selection must therefore be undertaken with particular care. In this study, we draw on Pew Research Center's surveys conducted in 2010 and 2017, which capture Americans' self-declared preferences regarding the educational attainment of spouses and partners. Compared to analyses based on a single survey wave, our approach has the advantage of disentangling generational and age effects, allowing us to measure the generation-specific preferences at the core of our research independently of life-course changes in respondents' preferences. Our analysis confirms the conclusion of an earlier study based on data from a single survey year: namely, that the generation-specific preferences of Americans born after World War II exhibit a U-shaped pattern. The robustness of this pattern to controlling for the age-effects provides an even stronger basis for challenging the applicability of a method widely used in the literature – particularly up to the late 2010s – for studying *revealed preferences*. At the same time, it lends even stronger support to a recently proposed alternative method.

Journal of Economic Literature (JEL) codes: C02, C33, J12.

Keywords: assortative mating, iterative proportional fitting algorithm, NM-method, pseudo-panel analysis, U-shaped inequality trend.

Bevezetés

Bizonyos társadalmi változások tanulmányozására elterjedt módszer a különböző generációkbeli párok iskolázottsági kontingenciatábláinak összehasonlítása (Lichter & Qian, 2019; Schwartz & Mare, 2005). Mivel az együttes eloszlások, amelyeket a kontingenciatáblák reprezentálnak, aggregált szinten tükrözik a kinyilvánított házassági/párválasztási preferenciákat,¹ ezért arról is árulkodnak, hogy a vizsgált generációkban relatíve mennyire élesek az egyes csoportok közötti határok,

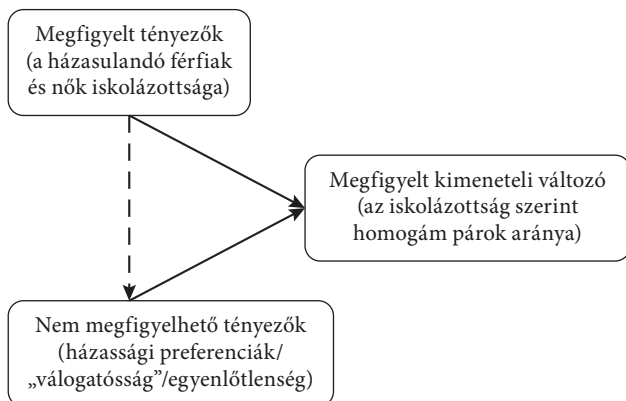
¹ A tanulmányban nem teszünk különbséget a házassági és a párválasztási preferenciák között, ahogyan férfiak és férfiak élettársak/partnerek, valamint feleségek és nők élettársak/partnerek között sem. Ugyancsak nem teszünk különbséget aggregált szintű házassági preferenciák, házasságra vonatkozó társadalmi normák, a házasságpiac szegmentációja, a piaci szereplők „válogatósága” és általában az empirikus azonosítás szempontjából a homofiliával megegyező, közvetlenül nem megfigyelhető jelenségek között.

és végső soron hogyan változott a csoportok közötti egyenlőtlenség generációról generációra.

A preferenciák azonban közvetlenül nem megfigyelhetők. Ezért az elemzésükhöz szükségünk van egy olyan módszerre – a párok iskolázottságáról szóló adatokon túl –, amely szét tudja szálazni a megfigyelhető végzettség szerint homogám párok arányának változásait befolyásoló hatásokat. Azaz szét tudja választani a homofília generációk közötti megváltozásának és a házasságpiaci szereplők összetétel-változásának *ceteris paribus* hatását és a két változás interakciós hatását (1. ábra).

1. ábra

Egy eredményváltozó és az annak megfigyelt és nem megfigyelhető mozgatórugói közötti összefüggések



Megjegyzés: a szaggatott nyíl azt jelzi, hogy a piaci felhozatal változásához esetleg hozzáigazodnak a preferenciák.

A szétszalázáshoz egy olyan tényellentétes kontingenciatáblát kell megkonstruálni, amelyben az összetétel az egyik, míg a homofília a másik összehasonlítandó generációéval egyezik meg. Úgy is mondhatnánk, hogy ki kell találnunk, milyen lenne egy olyan hipotetikus generáció párjainak az iskolázottság szerinti együttes eloszlása, amelyben a piaci felhozatal az egyik megfigyelt generációra, míg az aggregált szintű preferenciák a másik megfigyelt generációéira hasonlítanak.

Egy jól ismert probléma az asszortatív házasságok irodalmában, hogy a homofília azonosított trendje nagyon érzékeny arra, hogy milyen módszerrel konstruáljuk a nem megfigyelhető tényellentétes eloszlást, azaz miként is kontrollálunk az iskolázottság generációk közötti megváltozására (Chiappori et al., 2020, 2021; Rosenfeld, 2008). Rosenfeld (2008, 4. o.) így ír a problémáról:

„Az iskolázottság szerinti asszortatív párválasztásról szóló szakirodalom többek között azért is tartalmaz egymásnak ellentmondó eredményeket, mert egyrészt az iskolázottság szerinti asszortatív párválasztás meglehetősen finom időbeli változásai mellett a férfiak és a nők végzettségének marginális eloszlásai egyaránt drámaian változtak meg a huszadik század eleje óta; másrészt az iskolázottság szerinti asszortatív

párválasztás értékelése nagymértékben függ attól, hogy miként kontrollálunk a gyorsan változó iskolázottsági szintekre.”

Ahhoz, hogy feloldjuk az empirikus irodalom eredményei közötti ellentmondásokat, kifejezetten tanulságos összehasonlítani egyrészt a különböző módszerekkel kapott *kinyilvánított* házassági preferenciák trendjét, másrészt az olyan felmérések eredményeit, amelyekben több, különböző generációba tartozó személynek a *deklarált* preferenciáira kérdeznak rá. Ezek a deklarált preferenciák a házastársak/partnerek iskolázottságának fontosságáról szólnak.

Ilyen összehasonlítást Naszódi és Mendonça (2023) tanulmányában is találunk, amelyet a szerzők kifejezetten az általuk kifejlesztett tényellentétes konstruálási módszer, az NM-módszer alkalmazásának indoklására használnak. Egyúttal arra a következtetésre is jutnak, hogy több, a 2010-es évek végéig népszerű módszer kifejezetten alkalmatlan tényellentétes eloszlás konstruálására, így a homofília elemzésére sem vethetők be. Az eredményeiket több olyan kutató pozitívan fogadta, akik korábban a bevett módszereket alkalmazva nehezen interpretálható és az intuícióiknak, hipotéziseiknek ellentmondó következtetésre jutottak.²

Ugyanezeket az eredményeket azonban többen kételkedve fogadták – főként a szerzők által megkérdőjelezett alkalmasságú módszerek proponálói közül.³ A kételyek egy széles körére válaszul született Naszódi (2025) könyve. Maga a könyv és a könyv hátterét alkotó tanulmányok azokat a kritikákat is megválaszolják, amelyek szerint Amerikában a *rassz szerinti válogatástól* vagy a *szingliség lehetőségétől való eltekintés* Naszódi és Mendonça (2023) tanulmányának eredményeiben olyan kihagyott változó miatti torzításokat okozhat, amelyek esetleg megkérdőjelezhetik a tanulmány végkövetkeztetéseit.⁴ A kritikák megválaszolásával a könyv alapos alátámasztását adja annak az állításnak, hogy Naszódi és Mendonça (2023) *tanulmányának eredményei és a szerzők által javasolt NM-módszer valódi áttörést hozott az asszortatív házasságok irodalmában*.

A jelen tanulmány célja, hogy a kritikák közül azokat válaszolja meg, amelyek a kérdőíves felmérés eredményeivel kapcsolatban merülhetnek fel.⁵ Ehhez egyrészt Naszódi és Mendonça (2023) tanulmányával ellentétben *formális tesztekkel* is elvégezzük azon hipotézisek vizsgálatát, amelyek egyes generációpárok aggregált válaszainak az azonosságára vonatkoznak. Másrészt *gazdagabb felmérési adatokat* használunk.

² Lásd például Erát (2022) vagy Mäenpää és Jalovaara (2015) diszkusszióit a saját empirikus eredményeikről.

³ Például legutóbb Wilfred Uunk, Stefani Scherer és Pia Blossfeld egy, az asszortatív házasságokról szóló tanulmánykötet bevezetőjében azt írták, hogy „a hagyományos kérdőíves felmérésekből származó adatok nem igazán nyújtanak rálátást a párválasztás folyamatára vagy a preferenciák relevanciájára” (Blossfeld et al., 2024, 441. o.). Megjegyzendő, hogy az állításukat nem kísérelték meg érvekkel alátámasztani.

⁴ Lásd Naszódi és Mendonça (2024, 2025).

⁵ Megjegyzendő, hogy Naszódi és Mendonça (2023) és Naszódi (2025) nemcsak a deklarált és a kinyilvánított aggregált preferenciák összehasonlításával indokolja a módszerválasztását, hanem például a versengő alternatív módszerek analitikus tulajdonságainak az összevetésével, illetve neves kutatók által számtalan adatforrás felhasználásával dokumentált egyenlőtlenségi trendek segítségével is.

A gazdagabb felmérési adatok éppúgy a Pew Research Centertől származnak, és az amerikaiak deklarált párválasztási preferenciáiról szólnak, mint a Naszódi és Mendonça (2023) tanulmányában használt felmérések. Ugyanakkor nem csupán egyetlen naptári évből, hanem két évből származnak: egy 2010-es és egy 2017-es felmérésből.

Így bár az egyes generációk tagjai különböző életkorban válaszolnak a felmérések kérdéseire, de legalább mindegyik vizsgált generáció két eltérő életkorban is képviselve van. Ez arra ad nekünk lehetőséget, hogy egy *pszeudo-panelelemzés* keretében felbontsuk a generáció- és életkor-specifikus válaszok eltéréseit a minket érdeklő generációs, valamint életkorhatásra.

A felmérések eredményén túl egy olyan elemzés eredményeit is ismertetjük, amely amerikai párok népszámlálási adataira épül. Az utóbbi adatok forrása az *Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS)* (Ruggles et al., 2017). A népszámlálási adatok a második világháború után született következő négy generációra vonatkoznak: a korai és a késői boomerekre, valamint a korai és a késői X generációra. Pontosabban az adatok e négy generáció házasság vagy heteroszexuális párkapcsolatban élő párjainak együttes iskolázottsági megoszlását tartalmazzák.

Mi indokolja, hogy a kiválasztott négy generációra fókuszáljunk? Három okunk van erre: először is, míg a boomerek és az X generáció tagjainak a házastárs/partner iskolázottságának fontosságával kapcsolatos vélekedését ismerjük a Pew Research Center 2010-es és 2017-es felméréseiből, a korábban születetteket nem. Másodszor, az elemzésre választott négy generáció tekintetében jó minőségű népszámlálási adatok érhetők el nemcsak a hivatalos házasságokról, hanem az egyre népszerűbb élettársi/partneri kapcsolatokról is. Harmadszor, a tényellentétes konstruálási módszerek segítségével azonosított homofília alakulása annál érzékenyebb a módszerválasztásra, minél nagyobb a piaci felhozatal generációk közötti változása. Jól ismert tény, hogy az amerikai boomerek és az X generáció viszonylatában drasztikus változás történt mind a férfiak, mind a nők iskolázottságában. Tehát ezekre a generációkra fókuszálva kifejezetten fontos a módszer gondos megválasztása.

Ismételten hangsúlyozzuk, hogy az aggregált, kinyilvánított preferenciák mérése két okból is nehéz. Egyrészt, mert a *preferenciákat nem tudjuk közvetlenül megfigyelni*. Másrészt az, hogy végül milyen iskolázottságúak alkotnak párt egymással, nemcsak a homofiliától függ, hanem a különböző tulajdonságokkal rendelkező potenciális párkapcsolati partnerek strukturális elérhetőségétől is (Kalmijn, 1998). Ezért a homofília, avagy a társadalmi szegmentáltságnak a házasságpiaci tükröződése csak akkor válik mérhetővé, ha az *aggregált preferenciák változásának hatását a strukturális elérhetőség változásának hatásától megfelelően meg tudjuk tisztítani*.

Ehhez a dekompozícióhoz, ahogy már korábban is tárgyaltuk, egy kulcsfontosságú lépés a tényellentétes eloszlás megkonstruálása. A tényellentétes eloszlás segítségével választ kaphatunk a következő kérdésre: mekkora lenne az iskolázottsági szempontból homogám párok aránya egy adott generációban, feltéve, hogy a nők és férfiak ebben a generációban ugyanolyan iskolázottsági szinttel rendelkeznének, mint egy korábban született generációbeli társaik, míg a házassági preferenciáik továbbra is a sajátjukéval lennének azonosak?

A legnépszerűbb módszer a tényellentétes együttes eloszlás konstruálására a 2010-es évek végéig egyértelműen az *iteratív arányos illesztési algoritmus* (*Iterative Proportional Fitting Algorithm*, IPF-algoritmus) volt.⁶ Az IPF-algoritmus egy olyan átskálázási eljárás, amely egy kontingenciatábla határeloszlásait – ahol a határeloszlások tükrözik a piaci felhozatalt a szingliség lehetőségének a kizárása mellett – egy előre rögzített értékre standardizálja, miközben megtart egy adott összefüggést a sor- és az oszlopváltozók között. A megtartott asszociációt az *esélyhányados* (*odds-ratio*) ragadja meg, ha mind a sor-, mind az oszlopváltozók dichotómok, azaz csak két-két eltérő értéket vehetnek fel.

„Lehetetlen, de legalábbis nem könnyű érvekkel megváltoztatni azt, amit a szókas már régóta magába szívott.”⁷ Arisztotelész e megállapításával összhangban sok kutatónak szokásává vált az IPF rutinszerű alkalmazása a tényellentétes eloszlások konstruálásához. Mi azonban bátorkodunk azt állítani, van az IPF-nél jobb alternatíva, ami remélhetőleg az asszortatív párválasztás irodalmában bevett szokást is megváltoztatja. Nevezetesen ilyen alternatíva a Naszódi és Mendonça (2023) által kidolgozott kontingenciatábla-transzformációs módszer, az NM-módszer. Az NM-módszerrel kapott transzformált táblának ugyanazok a határeloszlásai, mint az IPF-módszerrel kapott táblának. Eltérést jelent azonban a két módszer között, hogy az NM-transzformáció nem a kardinális esélyhányados invarianciájára épül, hanem a Liu és Lu (2006) által javasolt ordinális mutató invarianciájára.

Megjegyezzük, hogy ezt a mutatót egy hosszú időre feledésbe merült mutató újralfedezésének gondoljuk, mivel Haoming Liu és Jingfeng Lu közgazdászok előtt már egy neves szociológus, James Samuel Coleman (1958) is javasolta ugyanennek a mutatónak az alkalmazását. Mivel ő a házassági homogámia elemzésétől eltérő kontextusban ismertette a mutatóját, valamint mivel Liu és Lu lényeges kontribúciója, hogy a mutatójukat összevetették az asszortatív házasságok irodalmában jellemzően alkalmazott indikátorokkal, ezért a továbbiakban nem Coleman-indexként, hanem Liu–Lu-indexként vagy röviden LL-indexként hivatkozunk rá. A szociológus olvasók számára azonban fontos lehet annak hangsúlyozása, hogy a szociológia irodalmában található a gyökere az asszortatív házasságok elemzésére a közelmúltban más diszciplínák képviselői által javasolt módszereknek.

E tanulmány középpontjában az IPF-alapú és NM-alapú tényellentétes dekompozíciók empirikus teljesítményének összehasonlítása és a kérdőíves felmérésekre alapozott módszerválasztás áll. Amint arra Becker (1973), Hitsch és szerzőtársai (2010) és Kalmijn (1998) rámutatnak, az iskolázottsági homogámia iránti preferencia, azaz a párkeresőknek a sajátjukéval azonos iskolázottságúakhoz való vonzalma és a lehetőleg minél magasabb iskolázottságúak iránti vonzalom aggregált szinten empirikusan ekvivalensek. Másképpen fogalmazva, *a horizontális és a vertikális preferenciákat*

⁶ Az IPF-algoritmust többek között Breen és Salazar (2005, 2011), Hu és Qian (2016), Lee és szerzőtársai (1974), valamint Leesch és Skopek (2023) alkalmazták. Naszódi és Mendonça (2023) tanulmányához hasonlóan több tanulmány is, így Abbott és szerzőtársai (2019), Choo és Siow (2006), Eika és szerzőtársai (2019), továbbá Permanyer és szerzőtársai (2013, 2019) az IPF-fel való elégedetlenség miatt az IPF-től eltérő, alternatív módszerek alkalmazásával kísérletezett.

⁷ Nikomakhoszi etika, 1179b.

nem lehet megkülönböztetni egymástól, ha csak a páralakítás aggregált végeredményét figyelhetjük meg. Ez az ekvivalencia azért fontos, mert a felmérések inkább a vertikális preferenciákra, míg a népszámlálási adatokból számolt homofília-mutató inkább a horizontális preferenciákra vonatkozik. A kettő ekvivalenciája alapján azonban a felmérésekből ismert vertikális preferenciák generációk közötti megváltozását felhasználhatjuk arra, hogy az eltérő módszerekkel számolt homofiliatrendek közül kiválasszuk a plauzibilisét.

Ami az empirikus eredményeket illeti, Naszódi és Mendonça (2023) kvalitatíve eltérő eredményeket kap az amerikai népszámlálási adatoknak az IPF-fel és az NM-mel történő elemzésével. Nevezetesen, amikor az IPF segítségével vizsgálják a fiatal felnőtt amerikaiak kinyilvánított aggregált preferenciáit, akkor a késői boomereket „válogatósabbnak” találják, mint a korai boomereket. Ezzel szemben az NM alkalmazása éppen ellenkező eredményt ad.

Ami az eredmények kvantitatív jellegét illeti, az IPF szerint az iskolázottság szempontjából homogám fiatal párok aránya egy százalékponttal növekedett volna, ha csak a házassági preferenciák változtak volna a késői boomerek generációjában a korai boomerekéhez képest. Ezzel szemben az NM ugyanezt a *ceteris paribus* hatást ellenkező előjelűnek, –3 százalékpontosnak számszerűsíti (lásd a 2. ábrának az 1980–1990-es időszakhoz tartozó szürke oszlopait).

A két módszer alkalmazásával a korai és a késői X generáció összehasonlításakor is egymásnak ellentmondó eredményeket kap Naszódi és Mendonça (2023). Az NM-módszer szerint a homofília sokkal intenzívebb volt a késői X generációban a korai X generációhoz képest, míg az IPF szerint csak csekély mértékben volt intenzívebb. Számszerűsítve, az NM alkalmazásával a végzettség szerint homogám párok arányának közel négy százalékpontos növekedését tulajdonítjuk a homofília megváltozásának. Ezzel szemben az IPF alkalmazói ugyanezt a hatást közel nullának (0,3 százalékpont) értékelik. Ezek az eredmények leolvashatók a 2. ábráról a 2000 és 2010 közötti időszakhoz tartozó szürke oszlopok magasságából.

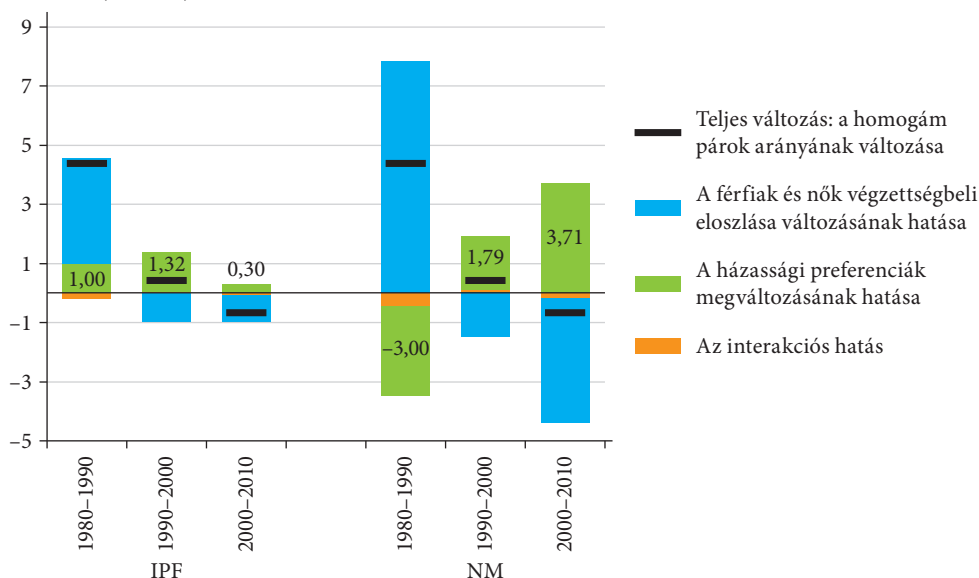
Naszódi és Mendonça (2023) empirikus kritériumot figyelembe vevő módszer-választása a fenti ellentmondásos eredményeken alapszik. A módszerválasztáshoz a Pew Research Center által egyetlen évben, 2010-ben végzett felmérés néhány leíró statisztikáját használják. Megállapítják, hogy a korai és a késői boomerek, valamint a korai és a késői X generáció tagjainak válaszai közötti különbségek egyértelműen az NM-módszer alkalmazhatóságát támasztják alá. Ugyanis a késői boomerek közül jóval kevesebben értettek egyet azzal a felmérésbeli állítással, amely szerint nagyon fontos, hogy a másik nem tagjai jól képzetten legyenek ahhoz, hogy jó házastársak vagy partnerek legyenek. Valamint sokkal többen értettek egyet ugyanezzel az állítással a késői X generáció válaszadói közül, mint a korai X generációba tartozók.

Néhány magyarázó megjegyzés az ábrához. A szerzők az IPUMS népszámlálási adatait használják mind a házaspárok, mind az együtt élő párok iskolai végzettségére vonatkozóan 1980-ban, 1990-ben, 2000-ben és 2010-ben. Az 1980-ban, 1990-ben, 2000-ben és 2010-ben megfigyelt 30–35 éves férfi partnerek rendre a korai boomer, a késői boomer, a korai X és a késői X generációhoz tartoztak. Az iskolai végzettség három különböző értékét különböztették meg: „alacsony”, azaz középiskolai

2. ábra

Az iskolázottság szerint homogám párok aránya megváltozásának dekompozíciója 1980 és 2010 között az Egyesült Államokban

A homogám párok arányának változása (százalék)



Forrás: Naszodi és Mendonça (2023) 1b. ábrájának részleges reprodukciója.

végzettség nélküli; „közepes”, azaz középiskolai végzettséggel rendelkező, de felsőfokú diploma nélküli; valamint „magas”, azaz felsőfokú diplomával rendelkező. Ennek megfelelően az iskolázottság szempontjából homogám pároknak azok tekinthetők, ahol mind a női partner, mind a férfi partner vagy „alacsony”, vagy mindketten „közepes”, vagy mindketten „magas” végzettségűek. A homogámia gyakoriságváltozását a Biewen (2014) által javasolt, interakciókat is figyelembe vevő, úgynevezett additív dekompozíciós képlet segítségével bontják fel, míg a tényellentétes együttes eloszlásokat vagy az IPF, vagy az NM segítségével konstruálják.

E cikk Naszodi és Mendonça (2023) tanulmányához képest három új eredményt tartalmaz. Ezek közül egyet már részletesen tárgyaltunk, nevezetesen, hogy gazdagabb felmérési adatokból az életkorhatás torzításától mentesen tudjuk megmérni a minket érdeklő generációs hatást. A második újdonság abban áll, hogy formális hipotézisvizsgálatokat is végzünk. Az utóbbi keretében külön vizsgáljuk a felmérésben részt vevő férfiak és nők válaszait, és a következő hipotéziseket teszteljük:

1. a „válogatós” férfiak aránya kisebbnek bizonyult volna a késői boomerek populációjában, mint a korai boomerekében, ha e két generációban a férfiakat ugyanabban az életkorban kérdezték volna meg;

2. a „válogatós” nők aránya kisebb lett volna a késői boomerek populációjában, mint a korai boomerekében, ha e két generációban a nőket ugyanabban az életkorban kérdezték volna meg;

3. a „válogatós” férfiak aránya sokkal nagyobb lett volna a késői X generáció körében, mint a korai X generációéban, ha e két generációban a férfiakat ugyanabban az életkorban kérdezték volna meg;

4. a „válogatós” nők aránya sokkal nagyobb lett volna a késői X generáció körében, mint a korai X generációéban, ha e két generációban a nőket ugyanabban az életkorban kérdezték volna meg.

A tesztek elvégzése nélkül is látható, hogy a teszteredményektől függően a felmérések elméletileg vagy az NM, vagy az IPF alkalmazhatóságát igazolják (vagy esetleg egyik módszerét sem). Amint látni fogjuk, a két naptári évből származó felmérési adatokra épülő formális tesztek éppúgy az NM alkalmasságát igazolják, mint az egyetlen évből származó adatok formális tesztek mellőző elemzése.

A tanulmány harmadik eredményeként néhány általános elméleti megfontolást is ismertetünk a módszerválasztással kapcsolatban. Ahogy látni fogjuk, ezek a megfontolások az asszortatív párválasztás kontextusán kívül is relevánsak.

A továbbiakban először az IPF és az NM alkalmazhatóságával kapcsolatban mutatunk be néhány elméleti megfontolást. Ezután az adatokat és a hipotézisvizsgálatokhoz használt módszert és a tesztek eredményeit ismertetjük, majd az empirikus eredmények jelentőségét tárgyaljuk. Végül összefoglaljuk a főbb eredményeket.

Néhány elméleti megfontolás az IPF és az NM alkalmazhatóságával kapcsolatban

Ebben a szakaszban először ismertetjük a két összehasonlítható táblatranszformációs módszer formális definícióit, azaz az IPF és az NM definícióját. Majd bemutatunk néhány, az alkalmazhatóságukkal kapcsolatos elméleti megfontolást. Nevezetesen arra vonatkozó érveket ismertetünk, hogy *az IPF és az NM két különböző problémakörre nyújt megoldást*: míg az IPF alkalmas arra, hogy egy populációból vett *minta felhasználásával kiegészítsen egy populációs táblát*, addig az NM-et arra fejlesztették ki, hogy *két populációs táblából egy tényellentétes populációs táblát konstruáljon*.

1. táblázat

Példa a *P* és *Q* táblákra, amelyek a párok együttes iskolázottsági eloszlását mutatják két összehasonlítható generáció populációiban

<i>P</i>	Feleségek a korai generációban			<i>Q</i>	Feleségek a késői generációban		
	<i>L</i>	<i>H</i>	Össz.		<i>L</i>	<i>H</i>	Össz.
Férjek <i>L</i>	$N_{L,L}^{early}$	$N_{L,H}^{early}$	$N_{L,.}^{early}$	Férjek <i>L</i>	$N_{L,L}^{late}$	$N_{L,H}^{late}$	$N_{L,.}^{late}$
<i>H</i>	$N_{H,L}^{early}$	$N_{H,H}^{early}$	$N_{H,.}^{early}$	<i>H</i>	$N_{H,L}^{late}$	$N_{H,H}^{late}$	$N_{H,.}^{late}$
Összesen	$N_{.,L}^{early}$	$N_{.,H}^{early}$	N^{early}	Összesen	$N_{.,L}^{late}$	$N_{.,H}^{late}$	N^{late}

Megjegyzés: *L* és *H* rendre az alacsony és a magas iskolázottságot jelölik.

Kezdjük a *definíciókkal*, amelyeket kontingenciatábla-párok két példájával illusztrálunk. A kontingenciatáblákat jelölje P és Q . Ezek két kategorikus változó szerinti tulajdonság együttes eloszlását reprezentálják. Például P és Q lehetnek a férjek és a feleségek iskolai végzettségének együttes eloszlásai egy korábban született, illetve egy későbbi generáció populációiban (1. táblázat).

Egy másik példában P egy dobozban lévő tárgyak anyag és alak szerinti együttes eloszlását, míg Q a dobozból vett véletlenszerű mintában lévő tárgyak együttes eloszlását reprezentálja. Tehát ez a példa nem két populációról, hanem egy populációról és a belőle származó mintáról szól. Ezt a példánkat a 2. táblázat szemlélteti.

2. táblázat

Példa a P és Q táblákra, amelyek tárgyak anyag és alak szerinti együttes eloszlását mutatják egy dobozban és a dobozból vett véletlen mintában

P		Tárgyak alakja egy dobozban		Q			Tárgyak alakja a dobozból vett mintában		
		Tetraéder	Kocka				Össz.	Tetraéder	Kocka
Anyag	Ezüst	$N_{A,T}$	$N_{A,C}$	$N_{A..}$	Anyag	Ezüst	$n_{A,T}$	$n_{A,C}$	$n_{A..}$
	Arany	$N_{G,T}$	$N_{G,C}$	$N_{G..}$		Arany	$n_{G,T}$	$n_{G,C}$	$n_{G..}$
	Összesen	$N_{.,T}$	$N_{.,C}$	$N_{..}$		Összesen	$n_{.,T}$	$n_{.,C}$	$n_{..}$

Megjegyzés: A és G az ezüstöt és az aranyat, míg T és C rendre a tetraédert és a kockát jelölik.

Az IPF-algoritmust a következő két lépéssel definiálhatjuk, amelyeket addig kell felváltva ismételtlen alkalmazni, amíg a kapott táblák sorozata nem konvergál. Először is, a Q táblát, amelyet magtáblának hívunk, úgy módosítjuk, hogy a sorösszegei megegyezzenek a P tábla sorösszegeivel. Ezt az első példánkban úgy érhetjük el, hogy a Q táblát megszorozzuk az $\left[\frac{N_{L..}^{early}}{N_{L..}^{late}} \quad \frac{N_{H..}^{early}}{N_{H..}^{late}} \right]$ vektor transzponáltjával. A második példánkban pedig a Q táblát kell megszorozzuk az $[N_{A..}/n_{A..} \quad N_{G..}/n_{G..}]$ vektor transzponáltjával.

Az így kapott tábla, amelyet Q' -vel jelölünk, nem feltétlenül rendelkezik olyan oszlopösszegekkel, mint a P tábla. Ebben az esetben szükséges az algoritmus második lépését is végrehajtani. Ennek keretében az IPF úgy módosítja a Q' oszlopait a megfelelő vektorokkal való felszorzással, hogy azok összegei megegyezzenek a P tábla oszlopösszegeivel.

Az e lépés után kapott tábla (amelyet Q'' -ként jelölünk) sorösszegei nem feltétlenül egyeznek meg a P tábla sorösszegeivel. Ebben az esetben meg kell ismételni az első lépést $Q = Q''$ értékkel. Ha viszont a sorösszegek megegyeznek, akkor leállítjuk az iterációt.

Az IPF által konstruált tábla, amit Q^{IPF} -fel jelölünk, a Q'' -vel jelölt táblák sorozatából az utolsó tábla, amelyet az iteráció leállítása előtt kaptunk. Nézzük meg ennek a táblának néhány tulajdonságát! A Q^{IPF} tábla sor- és oszlopösszegei – a tábla konstrukciójánál fogva – megegyeznek a P tábla sor- és oszlopösszegeivel. Továbbá, ha Q és P 2×2 -es méretű táblák, akkor a Q^{IPF} esélyhányadosa megegyezik

a Q táblával. Ennek az az oka, hogy az iteratív eljárás során minden lépésben azonos skalárral szorozzuk meg az esélyhányados számlálóját és nevezőjét. Például a Q esélyhányados az első példában $N_{L,L}^{late} N_{H,H}^{late} / (N_{L,H}^{late} N_{H,L}^{late})$. Ugyanebben a példában

$$\begin{aligned} & \text{a Q' esélyhányadosa } N_{L,L}^{late} N_{H,H}^{late} / (N_{L,H}^{late} N_{H,L}^{late}) \times \left(\frac{N_{L,.}^{early}}{N_{L,.}^{late}} \right) / \left(\frac{N_{L,.}^{early}}{N_{L,.}^{late}} \right) \times \left(\frac{N_{H,.}^{early}}{N_{H,.}^{late}} \right) / \left(\frac{N_{H,.}^{early}}{N_{H,.}^{late}} \right) = \\ & = N_{L,L}^{late} N_{H,H}^{late} / (N_{L,H}^{late} N_{H,L}^{late}). \end{aligned}$$

Az IPF alkalmazását Deming és Stephan (1940) javasolta. Fontos megjegyezni, hogy az algoritmusukat a tényellentétes-konstruálástól eltérő céllal fejlesztették ki. Ők ugyanis egy sokaság kontingenciátábláját akarták megbecsülni a tábla ismert határeloszlásaiból és egy, a *sokaságból vett véletlen minta* ismert kontingenciátáblájából. Ezen feladattípus célja tehát egy „populációs táblázat kitöltése egy minta segítségével”. Itt a határeloszlások és a minta ugyanazt az adott időszakban megfigyelt populációt jellemzi, például a dobozban lévő tárgyak populációját.

Térjünk rá az IPF alkalmazhatóságával kapcsolatos *elméleti észrevételekre!* Az egyik legfontosabb, hogy a „populációs tábla kitöltésének” problémaköre fundamentálisan különbözik a „tényellentétes tábla konstruálásának” problémakörétől. A „populációs tábla kitöltésének” problémaival ellentétben ugyanis a „tényellentétes tábla konstruálásának” feladataiban a határeloszlások és a magtábla két különböző populációt (például két eltérő generációt) jellemez. Ennek megfelelően a megkonstruált tábla egy *tényellentétes predikciót* képvisel. Például az asszortatív párválasztással összefüggésben egy predikciót jelent arra vonatkozóan, hogy milyenek lennének a házasságok egy generációban, ha csak a preferenciák változtak volna egy korábbi generációhoz képest, de a strukturális elérhetőség nem. A két problémátípus közötti különbségen mindazok a kutatók átsiklottak, akik tényellentétes együttes eloszlás konstruálására használták az IPF-et.

A második elméleti megjegyzésünk azoknak az olvasóknak érdekes, akik ismerik a *maximum likelihood* (ML) becslési módszert. Ugyanis könnyen látható számukra, hogy az IPF kidolgozói egy olyan feladatot oldottak meg a módszerükkel, amely egy klasszikus példája az ML alkalmazásának. Nem meglepő módon a két módszer ekvivalens a problémáknak a második példánkra hasonlító körében, ahol a véletlen szerepe a random minta kiválasztása a populációból (Meyer, 1980). Ugyanakkor semmi sem indokolja sem az ML, sem az IPF alkalmazását olyan problémák esetében, mint amilyenekkel az első példánkban találkoztunk.⁸ Ott ugyanis, ha van is a véletlennek bármi szerepe, az nem azonos a második példabeli szerepével. Hangsúlyozzuk, hogy bár az IPF nem alkalmas tényellentétes táblák konstruálására, tökéletesen alkalmas arra a célra, amire eredetileg kifejlesztették. A két problémát azonban a kutatók egy széles tábora sajnálatosan összekeverte.

⁸ Ugyanakkor azt sem indokolja semmi, hogy az NM-et egy a második példánkra hasonlító problémára alkalmazzuk. Emiatt – egy névtelen bíráló javaslatát elutasítva – hangsúlyozzuk, hogy az NM nem validálható az ML-hez hasonlóan a mintán kívüli előrejelzéseinek illeszkedési jóságá alapján.

A harmadik elméleti megfontolásunk a következő. Az IPF használata egy tényelentétes predikció konstruálására az asszortatív párválasztás kontextusában implicit módon azt feltételezi, hogy az aggregált házassodási preferenciák – avagy a „válogatósság” mértéke – jellemezhető az IPF transzformációja által megőrzött asszociációval. Más kontextusokban az IPF alkalmazhatósága ugyanolyan feltételezésen alapul, mint az asszortatív párválasztás esetében: a megőrzött asszociációról fel kell tennünk, hogy megegyezik azzal az asszociációval, amelyre kontrollálni szeretnénk. Deming és Stephan (1940) felismerte ennek a feltételezésnek a döntő szerepét. Ők ugyanis figyelmeztették olvasóikat arra, hogy az algoritmusuk „önmagában nem használható predikcióra” (444. o.), csak a feltételezés helyes volta esetén. Ez a figyelmeztetésük azonban sok kutató figyelmét elkerülte.

A fenti három megfontolás egyike sem zárja ki, hogy az IPF bizonyos empirikus alkalmazásokban jól teljesíthet az adott tényelentétes tábla megkonstruálásában, de azt mutatják, hogy az IPF választása elméletileg nem megalapozott. Ahogyan látni fogjuk, az NM – az IPF-fel ellentétben – empirikusan is validálható.

Térjünk rá az NM definiálására! Eszerint az NM a Q magtáblát olyan módon transzformáló módszer, amelynek alkalmazásával a kapott tábla sor- és oszlopösszegei megegyeznek a P tábláéival; valamint a sor- és oszlopváltozók között megőrzött összefüggést a skalárértékű LL-index adja, ha a Q és P táblák 2×2 -es méretűek. Nagyobb táblák esetében pedig a megőrzött asszociációt a mátrixértékű általánosított LL-index adja.⁹

Ami az NM felméréseken alapuló empirikus validálását illeti, ehhez Naszódi és Mendonça (2023) jelentős mértékben hozzájárult a Pew Research Centertől származó adatok elemzésével. A következő szakaszban kiegészítjük az elemzésüket.

A felmérésekből ismert deklarált preferenciák elemzése hipotézisvizsgálatokkal

Az itt elvégzett elemzéshez nemcsak a Pew Research Center 2010-es, *Changing American Family Survey* nevű felmérését használjuk, amelyet Naszódi és Mendonça (2023) is elemzett, hanem a 2017-es, *American Trends Panel Wave 28* felmérését is.

A 2017-es felmérésben szinte ugyanazt a kérdéspárt tették fel, mint 2010-ben. Nevezetesen, a 2017-es felmérés női résztvevőinek a következő kérdést kellett megválaszolniuk: „Ön szerint mennyire fontos – ha egyáltalán fontos –, hogy egy férfi jól képzett legyen ahhoz, hogy jó férj vagy partner váljon belőle?” A 2017-es felmérés férfi résztvevőinek feltett kérdés a következő volt: „Ön szerint mennyire fontos – ha egyáltalán fontos –, hogy egy nő jól képzett legyen ahhoz, hogy jó feleség vagy partner váljon belőle?” A résztvevők számára felkínált lehetséges válaszok a következők voltak: 1. nagyon fontos; 2. valamennyire fontos; 3. nem túl fontos; 4. egyáltalán nem fontos; 5. nem tudom/nem válaszolok.

2010-ben a női (férfi) résztvevőknek feltett kérdés a következő volt:

⁹ A skalárértékű és az általánosított LL-indikátor definícióját lásd Naszódi (2022) tanulmányában.

„Az embereknek különböző elképzeléseik vannak arról, hogy mitől lesz egy férfi (nő) jó férj (feleség) vagy partner. Kérem, hogy az általam felolvasandó tulajdonságok mindegyikénél mondja meg, hogy Ön szerint nagyon fontos, valamennyire fontos, nem túl fontos vagy egyáltalán nem fontos, hogy egy jó férj (feleség) vagy partner rendelkezzen a tulajdonsággal. Kezdjük azzal a tulajdonsággal, hogy jól képzett legyen. Ez a tulajdonság nagyon fontos egy jó férj (feleség) vagy partner esetében, valamennyire fontos, nem túl fontos vagy egyáltalán nem fontos?”

Mint látjuk, a 2010-ben és 2017-ben feltett kérdések megfogalmazásában volt ugyan egy kicsi eltérés, de a lehetséges válaszokban nem.

Ahhoz, hogy eredményeink összehasonlíthatóak legyenek Naszódi és Mendonça (2023) eredményeivel, ugyanazoknak a generációknak a válaszait használjuk a 2010-es felmérésből, mint ők. Tehát a korai boomereket azok képviselik elemzésünkben, akik 1946 és 1950 között születtek, a késői boomereket pedig azok, akik 1956 és 1960 között születtek; a korai X generációt azok képviselik, akik 1966 és 1970 között születtek, a késői X generációt pedig azok, akik 1976 és 1980 között születtek. Kihagyva néhány kohorszt (így például az 1951 és 1955 között születetteket) megkerüljük a generációhatárok pontos kijelölésének problémáját.

Bár sokan mind a 2010-es, mind a 2017-es felmérésben részt vettek, az adataik mégsem *panelszerkezetűek*. Ennek egyik oka, hogy a Pew Research Center a 2017-es aggregált adatokat úgy hozta nyilvánosságra, hogy szélesebb korosztályi kategóriákat használt, mint 2010-ben. Nevezetesen: míg a 2010-es felmérési adatokban a születési év szerepel, a 2017-es felmérésben részt vevőkről csak az tudható, hogy az X generációhoz tartoztak-e (azaz 37 és 52 év közöttiek voltak-e a felmérés évében), vagy a boomer generáció tagjai (azaz 53 és 71 év közöttiek) voltak.¹⁰

A korcsoportok ilyen mértékű eltérése a két felmérési hullámban lehetetlenné teszi a résztvevők egyéni szintű összekapcsolását és egy panel létrehozását. Ugyanakkor nincs akadálya egy *pszeudo-panelelemzés* elvégzésének, amelyhez csak a generációspecifikus, különböző évekből származó aggregált válaszokat kell összekapcsolni.

Lássuk a pszeudo-panelelemzés lépéseit! Először is megbecsüljük azoknak a férfiaknak és nőknek a populációs arányát, akik a legválogatósabbak, azaz akik a „nagyon fontos” választ adták. A becsléshez az Agresti és Coull (1998) által javasolt közelítést alkalmazzuk (lásd a 6. *egyenletet*). A becslt arányok nemcsak nemspecifikusak, hanem generáció- és évspecifikusak is. Ezt tükrözendő, a becslt populációs arányokat $\widehat{PS}_{gender, generation, t}$ jelöli.

Második lépésként a generációs hatásokat az életkori hatásokkal együtt számoljuk ki, kizárólag a 2010-es adatok felhasználásával. Ezt a két összehasonlítandó generáció becslt populációs arányai közötti különbségként számítjuk ki, és $\widehat{GE}_{gender, generation, t}$ -vel jelöljük. A késői és a korai boomerekre a következőképpen becsljük meg:

$$\widehat{GE}_{gender, late and early Boomers, 2010} = \widehat{PS}_{gender, late Boomers, 2010} - \widehat{PS}_{gender, early Boomers, 2010} \quad (1)$$

¹⁰ A felmérésben részt vevők nem, generáció, valamint válaszadó/nem válaszoló szerinti megoszlásáról lásd Naszódi (2023) B függelékét.

Hasonlóképpen, a késői és a korai X generáció összehasonlításakor a generációs hatást a következő módon becsüljük meg:

$$\widehat{GE}_{gender, late and early GenX, 2010} = \widehat{PS}_{gender, late GenX, 2010} - \widehat{PS}_{gender, early GenX, 2010} \quad (2)$$

Harmadik lépésként kiszámítjuk az életkorhatásokat, vagyis azt, hogy a 2010 és 2017 közötti hét év alatt hogyan változtak a boomerek és az X generációhoz tartozók válaszai. A populációs arányokhoz hasonlóan az életkori hatások is nem-, generáció- és évspecifikusak. Ennek megfelelően az életkori hatást $AE_{gender, generation, t, \Delta t}$ -vel jelöljük, és a következőképpen becsüljük:

$$\widehat{AE}_{gender, generation, 2010, 7} = \widehat{PS}_{gender, generation, 2017} - \widehat{PS}_{gender, generation, 2010} \quad (3)$$

Negyedik lépésként kiszámítjuk a nettó generációs hatásokat a második lépésben kapott generációs hatások torzított becsléseinek kiigazításával. Mivel a korai és a késői boomerek, valamint a korai és a késői X generáció közötti átlagos korkülönbség 10 év, a kiigazításokat olyan életkorhatásokkal végezzük el, amelyek megragadják, hogyan változnak a vizsgált generációk válaszai 10 év alatt. Feltételezzük, hogy a boomerek és az X generációba tartozók válaszai 10 év alatt annyit változtak volna, mint a harmadik lépésben azonosított életkorhatások 10/7-szerese. Ennek megfelelően a boomerek körében a nettó generációs hatást a következőképpen becsüljük:

$$\widehat{NGE}_{gender, Boomers, 2010, 2020} = \widehat{GE}_{gender, late and early Boomers, 2010} + 10/7 \widehat{AE}_{gender, Boomers, 2010, 7} \quad (4)$$

Hasonlóképpen az X generáció esetében a nettó generációs hatást a következő módon becsüljük:

$$\widehat{NGE}_{gender, GenX, 2010, 2020} = \widehat{GE}_{gender, late and early GenX, 2010} + 10/7 \widehat{AE}_{gender, GenX, 2010, 7} \quad (5)$$

Végül kiszámoljuk a pontbecslések körüli konfidenciaintervallumokat. A populációs arányok esetében is Agresti és Coull (1998) munkájára támaszkodunk. Őket követve feltételezzük, hogy az összes válasz közül, azaz n válaszból a „nagyon fontos” válaszok száma (amit x -szel jelölünk) PS paraméterű binomiális eloszlást követ, ahol PS a „legválogatósabbak” populációs arányát jelöli. A populációs arány nem feltétlenül egyezik meg a „legválogatósabbak” mintabeli arányával. Az utóbbi egyszerűen $q = x/n$. Míg az előbbit a következőképpen javasolja megbecsülni Agresti és Coull:

$$\widehat{PS} = \frac{x + \frac{z^2}{2}}{n + z^2}, \quad (6)$$

ahol $z = \Phi^{-1}(1 - \alpha/2)$ a standard normális eloszlás egyik kvantilisét jelenti. (Például egy 95 százalékos konfidenciaintervallumhoz $\alpha = 0,05$ választás szükséges, így $z = 1,96$.) A populációs arány szimmetrikus konfidenciaintervallumát pedig a következő képlettel javasolják meghatározni:

$$\widehat{PS} \pm z \hat{\sigma}_{PS}, \quad (7)$$

ahol $\hat{\sigma}_{PS} = \sqrt{\widehat{PS}(1 - \widehat{PS}) / (n + z^2)}$ a becsült standard hiba. (Az egyszerűség kedvéért mind a $\widehat{PS}$, mind a $\hat{\sigma}_{PS}$ indexeit elhagytuk ugyan a képletben, de az empirikus problémák megoldásánál mindkettőt nem-, generáció- és évspecifikusan számoljuk.)

Az elemzés elvégzéséhez már csak arra van szükség, hogy meghatározzuk egy bizonyos korreláció értékét, amelyet ρ -val jelölünk. Ez a korreláció azt ragadja meg, hogy a 2017-es felmérés reprezentatív résztvevőjének a válasza mennyire hasonlít ugyanannak a személynek a 2010-ben adott válaszára. A ρ korrelációt 0 értékre kalibráljuk a *benchmark*-elemzésünkben, jóllehet nem észszerű feltételezni, hogy a válaszok nem korrelálnak egymással. Mint azonban látni fogjuk, a $\rho = 0$ választásával maximálisan konzervatív teszteredményeket kapunk. Ezen a ponton érdemes hangsúlyozni, hogy míg az NGE pontbecslése független ρ -tól, a konfidencia-intervalluma nem.

A generációs, az életkorhatások és a nettó generációs hatások szimmetrikus konfidenciaintervallumait a populációs arányokéhoz hasonlóan számoljuk ki: az egyes intervallumok felső és alsó határát a pontbecsléseknek a becsült standard hiba és a z szorzatával korrigált értéke adja (lásd a 7. egyenletet).

A generációs hatás, a korhatás és a nettó generációs hatás standard hibáit a következő képletekkel becsüljük meg:

$$\hat{\sigma}_{GE, \text{gender, late and early gen, } t} = \sqrt{\hat{\sigma}_{PS, \text{gender, late gen, } t}^2 + \hat{\sigma}_{PS, \text{gender, early gen, } t}^2} \quad (8)$$

$$\hat{\sigma}_{AE, \text{gender, gen, } t, \Delta t} = \sqrt{\hat{\sigma}_{PS, \text{gender, gen, } t}^2 + \hat{\sigma}_{PS, \text{gender, gen, } t + \Delta t}^2 - 2\rho\hat{\sigma}_{PS, \text{gender, gen, } t}\hat{\sigma}_{PS, \text{gender, gen, } t + \Delta t}} \quad (9)$$

$$\hat{\sigma}_{NGE, \text{gender, late and early gen, } t, \Delta t} = \sqrt{\hat{\sigma}_{GE, \text{gender, late and early gen, } t}^2 + (10/7)^2 \hat{\sigma}_{AE, \text{gender, gen, } t, \Delta t}^2} \quad (10)$$

A fenti jelölésekkel (az időindexek elhagyásával egyszerűsítve) a boomerekre vonatkozó hipotéziseink a következőképpen formalizálhatók:

1. $H_0^{mB} : NGE_{\text{male, Boomers}} = 0$, míg az alternatív hipotézisünk $H_1^{mB-} : NGE_{\text{male, Boomers}} < 0$, vagy $H_1^{mB+} : NGE_{\text{male, Boomers}} > 0$;
2. $H_0^{fB} : NGE_{\text{female, Boomers}} = 0$, míg az alternatív hipotézisünk $H_1^{fB-} : NGE_{\text{female, Boomers}} < 0$, vagy $H_1^{fB+} : NGE_{\text{female, Boomers}} > 0$.

Az X generációra vonatkozó hipotéziscsoportunk a következő:

3. $H_0^{mX} : NGE_{\text{male, GenX}} = 0$, ahol az alternatív hipotézis: $H_1^{mX+} : NGE_{\text{male, GenX}} > 0$;
4. $H_0^{fX} : NGE_{\text{female, GenX}} = 0$, ahol az alternatív hipotézis: $H_1^{fX+} : NGE_{\text{female, GenX}} > 0$.

Nézzük meg, hogy a tesztek mely eredményei mellett gondolhatjuk, hogy a felmérések az NM alkalmazhatóságát támogatják, és mely eredmények támasztják alá az IPF alkalmazhatóságát! Naszodi és Mendonça (2023) 1. ábrán bemutatott megállapításaiból kiindulva, ha a H_0^j hipotézist minden $j \in \{mB; fB; mX; fX\}$ esetében elutasítanánk a H_1^{mB-} , H_1^{fB-} , H_1^{mX+} és H_1^{fX+} javára, akkor a tesztek együttesen az NM-módszert támogatnák.

Ha viszont a H_0^{mB} és a H_0^{fB} hipotéziseket visszautasítanánk a H_1^{mB+} és a H_1^{fB+} hipotézisek elfogadásával, miközben a H_0^{mX} és a H_0^{fX} hipotéziseket is elfogadnánk, akkor a tesztheink együttesen az IPF alkalmazását támogatnák.

Van még néhány, a fentiekben fel nem sorolt, de elméletileg lehetséges eredmény, amely szintén egyértelműen vagy az NM-et, vagy az IPF-et hozza ki győztesnek. Ennek az az oka, hogy mind az NM, mind az IPF a házasságpiac egyensúlyának változásait elemzi, nem pedig a piac férfi- és női oldalát külön-külön. Viszont nyilvánvaló, hogy a homogám párok arányát befolyásoló *ceteris paribus* hatás előjele úgy is meg egyezhet az aggregált preferenciák változásának előjelével a piac férfioldalán, hogy közben a preferenciák változatlanok a piac női oldalán. Ha például csak a férfiak válnak „válogatósabbá” (vagy kevésbé válogatósakká), akkor a homogám párok aránya nő (vagy csökken). Hasonlóképpen, ha a férfiak aggregált preferenciái nemzedékről nemzedékre változatlanok, míg a nők preferenciái bizonyos módon változnak, akkor az utóbbi határozza meg az egyensúlyi változás irányát.

Ennek megfelelően a tesztek azon további eredményei, amelyek szintén az NM-et támogatják, a következők. A H_0^{mB} hipotézist elutasítjuk a H_1^{mB-} alternatív hipotézissel szemben, miközben a H_0^{fB} -t elfogadjuk. A H_0^{fB} hipotézist elutasítjuk a H_1^{fB-} alternatív hipotézissel szemben, miközben a H_0^{mB} -t elfogadjuk. A H_0^{mX} hipotézist elutasítjuk a H_1^{mX+} alternatív hipotézissel szemben, miközben a H_0^{fX} -et elfogadjuk. A H_0^{fX} hipotézist elutasítjuk a H_1^{fX+} alternatív hipotézissel szemben, miközben a H_0^{mX} -et elfogadjuk.

Ami az IPF-et illeti, nemcsak akkor kapnánk az alkalmazhatóságának empirikus alátámasztását, ha a H_1^{mB+} , H_1^{fB+} és a H_0^{mX} , H_0^{fX} hipotéziseket elfogadjuk, hanem az alábbi esetekben is: H_0^{mB} -t elutasítjuk H_1^{mB+} -szal szemben miközben H_0^{fB} -t elfogadjuk; H_0^{fB} -t elutasítjuk a H_1^{fB+} alternatív hipotézissel szemben, miközben H_0^{mB} -t elfogadjuk.

A p -értékek mutatják a tesztek együttes eredményét a korreláció két extrém értéke mellett, azaz amikor a korreláció értékét $\rho = 1$ -re vagy $\rho = 0$ -ra kalibráljuk. Az előbbi esetben tökéletes korreláció áll fenn az olyan „válogatós” egyedek válaszaiban, akik azonos generációhoz tartoznak, de két külön évben kérdezik meg őket.

3. táblázat

A boomerekre vonatkozó hipotézisvizsgálatok lehetséges és tényleges eredményei

	Férfi boomerek $\widehat{NGE} = -24,2pp$	$H_1^{mB-} :$ $NGE < 0$	$H_0^{mB} :$ $NGE = 0$	$H_1^{mB+} :$ $NGE > 0$
Női boomerek $\widehat{NGE} = -6,6pp$		$(p_{\rho=0} = 0,7\%)$ $(p_{\rho=1} = 0,2\%)$		
$H_1^{fB-} : NGE < 0$	$(p_{\rho=0} = 22,0\%)$ $(p_{\rho=1} = 18,5\%)$	NM	NM	
$H_0^{fB} : NGE = 0$		NM		IPF
$H_1^{fB+} : NGE > 0$			IPF	IPF

Megjegyzés: a táblázat a tesztek összes elméletileg lehetséges eredményét felsorolja, beleértve azokat, amelyek az NM alkalmazását, és azokat, amelyek az IPF alkalmazását támogatják. *pp*: százalékpont.

4. táblázat

Az X generációra vonatkozó hipotézisvizsgálatok lehetséges és tényleges eredményei

	Férfi X gen $\widehat{NGE} = 9,8pp$	$H_0^{mX} :$ $NGE = 0$	$H_1^{mX+} :$ $NGE > 0$
Nő X gen $\widehat{NGE} = 2,7pp$			$(p_{\rho=0} = 18,9\%)$ $(p_{\rho=1} = 16,1\%)$
$H_0^{fX} : NGE = 0$		IPF	NM
$H_1^{fX+} : NGE > 0$	$(p_{\rho=0} = 40,0\%)$ $(p_{\rho=1} = 38,8\%)$	NM	NM

Megjegyzés: a táblázat a tesztek összes elméletileg lehetséges eredményét felsorolja, beleértve azokat, amelyek az NM alkalmazását, és azokat, amelyek az IPF alkalmazását támogatják.

Míg a tesztek részletes eredményeit Naszódi (2023) tanulmányának C jelű függeléke mutatja be, addig a 3. és a 4. táblázat összefoglalja őket. A 3. táblázat azt mutatja, hogy 0,7 százalék feletti szignifikanciaszinten a boomerekre vonatkozó tesztjeink az NM alkalmazását támogatják, függetlenül a ρ korreláció kalibrált értékétől. Ennek az az oka, hogy a nettó generációs hatások pontbecslései $-24,2$ és $-6,6$ százalékpont rendre a férfi és a női boomerek esetében; míg a p -értékek a $[0,2\%, 0,7\%]$ és $[18,5\%, 22\%]$ intervallumban vannak rendre a férfiak és a nők esetében. (A pontos p -értékek az intervallumukon belül a ρ korrelációtól függenek.) A tesztek – külön a férfiakra és külön a nőkre lefuttatva – elfogadják a H_1^{mB-} és H_0^{fB} hipotéziseket $0,7\% < \alpha/2 < 18,5\%$ szignifikanciaszintek mellett, miközben a H_1^{mB-} és H_1^{fB-} hipotéziseket is elfogadják $22\% < \alpha/2$ választás mellett.

A boomerekhez hasonlóan az X generáció esetében is a férfiak kérdőíves választai játsszák a fő szerepet a módszer megválasztásában (4. táblázat). A 20 százalékos szignifikanciaszint mellett ugyanis vissza tudjuk utasítani a H_0^{mX} hipotézist és egyben az IPF alkalmasságát a H_1^{mX+} és az NM javára még a $\rho = 0$ feltételezése mellett is, mivel a kapcsolódó p -érték a $[16,1\%, 18,9\%]$ tartományban van.

A 20 százalékos szignifikanciaszint megválasztása magyarázatra szorul. Ez az érték szokatlanul magasnak tűnhet azon kutatók számára, akik elsősorban az elsőfokú hibával törődnek, például egy gyógyszer hatékonyságának statisztikai bizonyításával összefüggésben. A szignifikancia 20 százalékos szintre való beállítása azonban észszerű, ha a tesztet egy modell (vagy módszer) validálására használják egy másik modellel (vagy módszerrel) szemben. A modellválasztás esetében ugyanis az első- és a másodfokú hiba elkövetése egyforma költségűnek tekinthető. Ráadásul az $\alpha/2 = 20$ százalék választása még konzervatív is, mivel az elsőfokú hiba valószínűsége 20 százalék, míg a másodfokú hiba valószínűsége 34 százaléknál is nagyobb. Tehát a 20 százalékos szignifikanciaszint is konzervatívnak tekinthető, mivel nem az NM-nek kedvez, hanem az IPF-nek.

Az eredmények tágabb értelemben vett interpretációja

Mint azt az előző szakaszban láttuk, a deklarált párválasztási preferenciákra vonatkozó felmérések akkor is az NM-módszert hozzák ki jobbnak, ha az életkorhatásra kontrollálunk. Itt most elsősorban azokhoz az olvasókhöz szólunk, akik nem érzik át a jelentőségét az NM-módszer validálásának, mert például úgy vélik, hogy a módszerválasztás csupán technikai kérdés. Ezen olvasóknak bemutatjuk, hogy miért fontos az itt tárgyalt módszerválasztás.

Az IPF és az NM közötti nézeteltérés a homofília tendenciáját illetően egyben azt is jelenti, hogy a két módszer alkalmazói között nincs egyetértés az egyenlőtlenség átfogó mutatójának múltbeli trendjéről. Ez az értelmezés összhangban van azzal a gondolattal, hogy az iskolázottság szerinti homofília mértéke jó indikátora a különböző jövedelemteremtő képességgel bíró csoportok közötti társadalmi szakadék érzékelt és objektív szélességének.

Emlékeztetőül: a két módszer közötti nézeteltérések a következők. Az NM szerint és a jelen tanulmányban elemzett kérdőíves felmérések adatai szerint is az egyenlőtlenség vizsgált aspektusa a 20. század második felében és a 21. század első évtizedében U alakú mintázatot mutatott: amikor a késői boomerek fokozatosan átvették a korai boomerek helyét a házasságpiacra, mind a kinyilvánított, mind a deklarált homofília gyengült. Ezt követően, amikor a késői X generáció fokozatosan felváltotta a korai X generációt a házasságpiacra, mind a kinyilvánított, mind a deklarált homofília felerősödött.

Az NM-mel ellentétben az IPF azt sugallja, hogy az egyenlőtlenség vizsgált dimenziójának trendje az első időszakban pozitív volt, míg később stagnált. Az IPF alkalmazása tehát arra készítheti a politikai döntéshozókat, hogy elfogadják: még a II. világháború utáni nagyvonalú jóléti juttatások sem tudták mérsékelni a társadalmi egyenlőtlenségeket, jóllehet a jóléti programokból az amerikai késői boomerek jól dokumentáltan többet profitálhattak, mint a koraiak.¹¹

Hasonlóképpen az IPF alkalmazhatóságának elfogadásával egyúttal azt is el kellene fogadnunk, hogy a késői X generáció házasságpiaca 2010-ben éppen csak annyira volt szegmentált, mint a korai X generáció idejében 2000-ben. E megállapítás alapján a politikai döntéshozók abba a tévhitbe eshetnek, hogy még a 2008-as pénzügyi válságot követő jelentős gazdasági recesszió sem befolyásolta érdemben az egyenlőtlenséget az Egyesült Államokban. Hangsúlyozzuk, hogy a fenti két kifogásolható nézet csak akkor nyerne támogatást, ha az NM helyett az IPF-et alkalmaznánk.

A kutatóközösség felelőssége, hogy kigyomlálja az elavult módszereket, és ezzel meggátolja a társadalomra nézve káros nézetek keletkezését és terjedését. Ez a tanulmány ezt a tudományosan és társadalmilag is kívánatos célt szolgálja konstruktív módon. Ugyanis nemcsak amellett érveltünk, hogy egy, az asszortatív házasságok irodalmában népszerű módszer alkalmatlan a kitűzött feladata megoldására, hanem amellett is, hogy egy alternatív módszer alkalmazható.

¹¹ Ezt a tendenciát egyértelműen alátámasztja az a tény, hogy a késői boomer generációban sokkal több fiatal részesült hallgatói támogatásban, mint a korai boomer generációban (Dynarski, 2003).

A jövőbeli szakpolitikai döntéshozatal szempontjából e tanulmány jelentősége abban áll, hogy az IPF és az NM közötti választás nemcsak a múltbeli egyenlőtlenségi trendek rekonstruálását befolyásolja, hanem meghatározza azt is, hogy milyen jövőbeli pályákat tarthatunk lehetségesnek. Az U alakú múltbeli egyenlőtlenségi trend elfogadásával azt is elfogadjuk, hogy megfelelő szakpolitikai programok alkalmazásával csökkenthető az egyenlőtlenség. A monoton módon növekvő múltbeli trend téves elfogadása mellett az utóbbi lehetőség viszont elvethető.

Ami a homofília múltbeli tendenciáját illeti, a szakirodalomban egyre nagyobb egyetértés mutatkozik néhány más, de kapcsolódó jelenség mintázatát illetően. Különösen a bérek, a jövedelmek és a vagyoni egyenlőtlenségek huszadik századi U alakú tendenciájáról van kialakulóban konszenzus. Goldin és Katz (2000), Piketty és Saez (2003), valamint Saez és Zucman (2016) munkái nagyban hozzájárultak ennek az új konszenzusnak a megeremtéséhez.

Az asszortatív házasságokkal foglalkozó szakirodalomban folyó diskurzus sajnos lemaradt az egyenlőtlenség pénzben mérhető dimenzióiról szóló viták mögött. Ennek fő okát abban látjuk, hogy még 2024-re sem alakult ki konszenzus a homofília mérésének módszeréről. Viszont ami késik, nem múlik.

Összefoglalás

A párokról szóló adatok a társadalmi egyenlőtlenség egy sajátos átfogó mutatójának elkészítéséhez jelentenek nélkülözhetetlen inputot. Ahhoz azonban, hogy az egyenlőtlenség ezen mutatóját kiszámíthassuk, nemcsak a párok adataira van szükség, hanem a „vágyak” és a „lehetőségek” hatásának szétszálazására alkalmas módszerre is. A 2010-es évek végéig általánosan használt IPF-algoritmus és annak alternatívája, az NM-módszer első ránézésre alkalmasnak tűnhetnek a szétszálazáshoz szükséges tényellentétes táblák megkonstruálására.

Ebben a tanulmányban rávilágítottunk a két módszer közötti néhány különbségre. Így arra, hogy koncepcióban eltér az a két problémátípus, amelyekre ezeket a módszereket eredetileg kifejlesztették. Emellett bemutattunk néhány olyan elméleti megfontolást, amelyek alapján megkérdőjelezhető, hogy az IPF alkalmas az iskolázottság szerinti homofília trendjének elemzésére. Ezután bemutattunk egy empirikus módszerválasztási megközelítést. Az empirikus módszerválasztásunk hasonlít a Naszodi és Mendonça (2023) által alkalmazotthoz. Például ezen tanulmány éppúgy, mint Naszodi és Mendonça (2023), felhasználja azt a tényt, hogy a két versengő módszer alkalmazói nem értenek egyet az aggregált kinyilvánított preferenciák relatív erősségével kapcsolatban néhány olyan generáció tekintetében, amelyeknek aggregált szinten a deklarált preferenciáit is ismerjük.

Van azonban néhány fontos különbség az itt elvégzett és a Naszodi és Mendonça (2023) által alkalmazott módszerválasztás között. Míg az általuk használt felmérési adatok egyetlen naptári évből származnak, addig az ebben a tanulmányban bemutatott elemzés két naptári év felmérésein alapult. És bár az egyetlen év felméréséből származó adatok is bizonyítani látszanak az NM alkalmazhatóságát, ezt a bizonyítékot

egy kritika érheti: a deklarált preferenciák különböző generációk közötti, egyetlen felmérési hullámból azonosított eltérése részben a preferenciáknak az egyének életútja során bekövetkező változásából is eredhet.

Mivel ebben a tanulmányban két hullámból származó felmérési adatokat használunk, ezért ki tudtuk szűrni a generációs hatásokat esetlegesen torzító életkorhatásokat. Ezenfelül, Naszódi és Mendonça (2023) tanulmányával ellentétben, formális hipotézisvizsgálatokat végeztünk a nettó generációs hatások előjelére és nagyságára vonatkozóan. Tesztjeink még meggyőzőbb bizonyítékot szolgáltatnak egyrészt az NM alkalmazhatóságára, másrészt arra, hogy az iskolázottság szerinti homofília erősségének trendjét egy U alakú görbe jellemezte Amerikában az elmúlt évtizedekben.

Hivatkozások

- Abbott, B., Gallipoli, G., Meghir, C., & Violante, G. L. (2019). Education policy and intergenerational transfers in equilibrium. *Journal of Political Economy*, 127(6), 2569–2624. <https://doi.org/10.1086/702241>
- Agresti, A., & Coull, B. A. (1998). Approximate is better than “exact” for interval estimation of binomial proportions. *The American Statistician*, 52(2), 119–126. <https://doi.org/10.1080/00031305.1998.10480550>
- Becker, G. S. (1973). A theory of marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81(4), 813–846. <https://www.jstor.org/stable/1831130>
- Biewen, M. (2014). A general decomposition formula with interaction effects. *Applied Economics Letters*, 21(9), 636–642. <https://doi.org/10.1080/13504851.2013.879280>
- Blossfeld, P., Scherer, S., & Uunk, W. (2024). Editorial on the special issue “Changes in educational homogamy and its consequences”. *Comparative Population Studies*, 49. <https://doi.org/10.12765/CPoS-2024-17>
- Breen, R., & Salazar, L. (2005). *Has increased women’s educational attainment led to greater earnings inequality in the UK?* (Working Paper, No. 216). Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales.
- Breen, R., & Salazar, L. (2011). Educational assortative mating and earnings inequality in the United States. *American Journal of Sociology*, 117(3), 808–843. <https://doi.org/10.1086/661778>
- Chiappori, P. A., Costa Dias, M., & Meghir, C. (2020). *Changes in assortative matching: Theory and evidence for the US* (Working Paper, No. 26932). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w26932>
- Chiappori, P. A., Costa Dias, M., & Meghir, C. (2021). *The measuring of assortativeness in marriage: A comment* (Discussion Paper, No. 2316). Cowles Foundation. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3975895>
- Choo, E., & Siow, A. (2006). Who marries whom and why. *Journal of Political Economy*, 114(1), 175–201. <https://doi.org/10.1086/498585>
- Deming, W. E., & Stephan, F. F. (1940). On a least squares adjustment of a sampled frequency table when the expected marginal totals are known. *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(4), 427–444. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177731829>
- Dynarski, S. M. (2003). Does aid matter? Measuring the effect of student aid on college attendance and completion. *American Economic Review*, 93(1), 279–288. <https://doi.org/10.1257/00028280321455287>

- Eika, L., Mogstad, M., & Zafar, B. (2019). Educational assortative mating and household income inequality. *Journal of Political Economy*, 127(6), 2795–2835. <https://doi.org/10.1086/702018>
- Erát, D. (2022). *Educational assortative mating and its effect on the quality and stability of relationships* (Doctoral dissertation). Pécsi Tudományegyetem. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.18400.97287>
- Goldin, C., & Katz, L. F. (2000). Decreasing (and then increasing) inequality in America: A tale of two half-centuries. In F. Welch (Ed.), *The causes and consequences of increasing inequality* (pp. 37–82). University of Chicago Press.
- Hitsch, G. J., Hortaçsu, A., & Ariely, D. (2010). What makes you click? Mate preferences in online dating. *Quantitative Marketing and Economics*, 8(4), 393–427. <https://doi.org/10.1007/s11129-010-9088-6>
- Hu, A., & Qian, Z. (2016). Does higher education expansion promote educational homogamy? Evidence from married couples of the post-80s generation in Shanghai, China. *Social Science Research*, 60, 148–162. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2016.05.001>
- Kalmijn, M. (1998). Inter marriage and homogamy: Causes, patterns, trends. *Annual Review of Sociology*, 24, 395–421. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.24.1.395>
- Lee, C. F., Potvin, R. H., & Verdieck, M. J. (1974). Interethnic marriage as an index of assimilation: The case of Singapore. *Social Forces*, 53(1), 112–119. <https://doi.org/10.2307/2576843>
- Leesch, J., & Skopek, J. (2023). Decomposing trends in educational homogamy and heterogamy: The case of Ireland. *Social Science Research*, 110. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2023.102846>
- Lichter, D. T., & Qian, Z. (2019). The study of assortative mating: Theory, data, and analysis. In R. Schoen (Ed.), *Analytical family demography* (pp. 47–68). Springer.
- Liu, H., & Lu, J. (2006). Measuring the degree of assortative mating. *Economics Letters*, 92(3), 317–322. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.03.010>
- Mäenpää, E., & Jalovaara, M. (2015). Achievement replacing ascription? Changes in homogamy in education and social class origins in Finland. *Advances in Life Course Research*, 26, 76–88. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2015.09.001>
- Meyer, M. M. (1980). *Generalizing the iterative proportional fitting procedure* (Technical Report No. 371). University of Minnesota.
- Naszódi, A. (2023). *What do surveys say about the historical trend of inequality and the applicability of two table-transformation methods?* arXiv. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2303.05895>
- Naszódi, A. (2025). *New methods for measuring inequality by analyzing assortative mating*. Springer. <https://link.springer.com/book/9783031982767>
- Naszódi, A., & Mendonça, F. (2023). A new method for identifying the role of marital preferences at shaping marriage patterns. *Journal of Demographic Economics*, 1–27. <https://doi.org/10.1017/dem.2021.1>
- Naszódi, A., & Mendonça, F. (2024). Changing educational homogamy: Shifting preferences or evolving educational distribution? *Journal of Demographic Economics*, 1–29. <https://doi.org/10.1017/dem.2022.21>
- Naszódi, A., & Mendonça, F. (2025). *A new method for identifying what Cupid's invisible hand is doing: Is it spreading color blindness while turning us more picky about spousal education?* arXiv. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2103.06991>
- Permanyer, I., Garcia, J., & Esteve, A. (2013). The impact of educational homogamy on isolated illiteracy levels. *Demography*, 50(6), 2209–2225. <https://doi.org/10.1007/s13524-013-0228-y>

- Permanyer, I., Esteve, A., & Garcia, J. (2019). Decomposing patterns of college marital sorting in 118 countries: Structural constraints versus assortative mating. *Social Science Research*, 83, 102–118. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2019.06.004>
- Piketty, T., & Saez, E. (2003). Income inequality in the United States, 1913–1998. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 1–41. <https://doi.org/10.1162/00335530360535135>
- Rosenfeld, M. J. (2008). Racial, educational, and religious endogamy in the United States: A comparative historical perspective. *Social Forces*, 87(1), 1–32. <https://doi.org/10.1353/sof.0.0077>
- Ruggles, S., Genadek, K., Goeken, R., Grover, J., & Sobek, M. (2017). *Integrated Public Use Microdata Series: Version 7.0* [Data set]. University of Minnesota. <https://doi.org/10.18128/D010.V7.0>
- Saez, E., & Zucman, G. (2016). Wealth inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 519–578. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw004>
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. (2005). Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003. *Demography*, 42(4), 621–646. <https://doi.org/10.1353/dem.2005.0036>

Kedves Szerzőink!

Az MTA Könyvtár és Információs Központtal együttműködve cikkeinket ellátjuk a CrossRef-nél regisztrált DOI-azonosítóval. Ezért kérjük, hogy a *Hivatkozásokban* tüntessék fel a művek DOI-azonosítóját (természetesen sokszor előfordul, hogy nincs ilyen). A DOI a következő linkre kattintva kereshető meg: <http://search.crossref.org>.

Például:

BOLDRIN, M.–MONTES, A. [2005]: The intergenerational state. Education and pensions. *Review of Economic Studies*, Vol. 72. No. 3. 651–664. o.

A hivatkozott tételt bemásoljuk a keresőmezőbe, a találati listából pedig kiválasztjuk a megfelelő tételnél lévő hivatkozást, és beszúrjuk a hivatkozás végére: BOLDRIN, M.–MONTES, A. [2005]: The intergenerational state. Education and pensions. *Review of Economic Studies*, Vol. 72. No. 3. 651–664. o. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937x.2005.00346.x>.

Ne feledkezzenek meg a beszúrt hivatkozás hiperhivatkozásként való megjelenéséről a kéziratban!

A CrossRef-nél regisztrált DOI növeli a cikkek láthatóságát, könnyíti az adott, kapott hivatkozások összeszámlálását!