

DEMOGRÁFIA

DEMOGRÁFIA

64. ÉVFOLYAM, 2-3. SZÁM

Budapest
2021

Az MTA Demográfiai Bizottsága és
a KSH Népeségtudományi Kutatóintézet
Folyóirata
Alapítás éve: 1958

A Population Quarterly of the Committee for Demography
of the Hungarian Academy of Sciences
and the Hungarian Demographic Research Institute
Founded in 1958

A szerkesztő bizottság tagjai | Editorial board
BARTUS Tamás, BUKODI Erzsébet, DÖVÉNYI Zoltán, ELEKES Zsuzsanna, GÁBOS András,
GÁL Róbert Iván, GÁRDOS Éva, JANKY Béla, JÓZAN Péter, HOÓZ István, KOVÁCS Erzsébet,
RÓBERT Péter, SPÉDER Zsolt (elnök), TAKÁCS Judit, TOMKA Béla, TÓTH Pál Péter, VALUCH Tibor

Szerkesztőség | Editors
KAPITÁNY Balázs főszerkesztő | editor-in-chief
ŐRI Péter szerkesztő | editor
MURINKÓ Livia szerkesztő | editor
TÖRŐ Ágnes szerkesztőségi titkár | editorial secretary

A kiadvány a Magyar Tudományos Akadémia támogatásával készült.

Kiadja a KSH Népeségtudományi Kutatóintézet
Felelős kiadó: Spéder Zsolt igazgató

Olvasószerkesztők: Nagy Ildikó és Törő Ágnes
Design: Anagraphic
Tördelőszerkesztő: Simonné Horváth Gabriella
ISSN 0011-8249

TARTALOMJEGYZÉK

TANULMÁNYOK

- Ligeti Anna Sára: A földrajzi mobilitás változó mintázatai:
Átmeneti elvándorlás, tartós letelepedés és cirkuláris migráció
a magyar állampolgárok körében 109
- Bördös Katalin, Szabó-Morvai Ágnes: A 2000–2015 közötti
családpolitikai intézkedések hatása a születésszámra
Magyarországon 137
- Golovics József: Célország-preferenciák az elvándorlást tervező
magyar orvosok körében 171
- Moksony Ferenc: A természetes kísérlet alkalmazása
a demográfiai és szociológiai kutatásban 201

SZERZŐINKNEK 223

MEGRENDELŐLAP 227

CONTENTS

ARTICLES

Anna Sára Ligeti: Changing patterns of geographical mobility:
temporary emigration, permanent settlement and circular
migration among hungarian citizens 109

Katalin Bördős, Ágnes Szabó-Morvai: Impact of family policy
measures between 2000 and 2015 on the number of births
in Hungary 137

József Golovics: Destination country preferences among
hungarian potential migrant physicians 171

Ferenc Moksony: The use of natural experiments in demographic
and sociological research 201

SZERZŐINKNEK (FOR OUR AUTHORS) 223

MEGRENDELŐLAP (ORDER FORM) 227

A FÖLDRAJZI MOBILITÁS VÁLTOZÓ MINTÁZATAI: Átmeneti elvándorlás, tartós letelepedés és cirkuláris migráció a magyar állampolgárok körében*

Ligeti Anna Sára

ÖSSZEFOGLALÓ

A migrációt gyakran egyirányú és tartós folyamatként leíró statisztikák egyre kevésbé képesek lépést tartani az ezredfordulót követő globális léptékű, gyorsan változó trendekkel. A ki- és visszavándorlások mérésére használt adminisztratív adatok longitudinális megközelítésű vizsgálatán keresztül azonban lehetőségünk nyílik a magyar állampolgárok migrációs történetének nyomon követésére, az ismétlődő, cirkuláris mozgások azonosítására, valamint a külföldön töltött idő mérésére is. Az adatok alapján a 2010-es évek mobilitási mintázatai egyszerre jellemezhetők tartós külföldi letelepedésekkel és időszakos mozgásokkal. Az évtized során a magyar állampolgárok körében egyre jelentősebbé váltak a "likvid" migrációs mintázatok térnyerését jelző rövidtávú és ismétlődő vándorlások, melyek elsősorban nem a magasabb társadalmi-gazdasági státuszú, hanem az ipari és szolgáltatói szektorban dolgozók időszakos munkavállalási stratégiáit jellemzik. Az évtized elején, a kivándorlások intenzív szakaszában távozók fele máig nem tért vissza, a külföldön élő magyarok számának folyamatos növekedése pedig az évtized második felétől kezdve lehetővé tette a folyamatos visszaáramlásokat a hosszabb idő óta külföldön élők köréből is. Ezzel párhuzamosan az évtized végére Nagy-Britannia sokat veszített népszerűségéből a kivándorlók között, így mostanra Németország és Ausztria tekinthetők a legfőbb célszágoknak.

*EFOP-3.6.3-VEKOP-16-2017-00007 azonosítószámú, „Tehetségből fiatal kutató. A kutatói életpályát támogató tevékenységek a felsőoktatásban” megnevezésű projekt a Széchenyi 2020 program keretében, európai uniós (Európai Szociális Alap) társfinanszírozással valósul meg.

Tárgyszavak: Földrajzi mobilitás, kivándorlás, visszavándorlás, cirkuláris migráció

Ligeti Anna Sára, Központi Statisztikai Hivatal, Pécsi Tudományegyetem
E-mail: Anna.Ligeti@ksh.hu

BEVEZETÉS

A nemzetközi vándorlás kutatásának múlt században intézményesült fogalmi keretei és módszertani eszköztára – amely a migrációt leginkább egyirányú folyamatként írja le – egyre kevésbé képes lépést tartani az ezredfordulót követő globális léptékű, gyorsan változó migrációs trendekkel és annak különféle formáival. Mára már világossá vált, hogy a migráció nem fogható fel csupán hosszú távú, akár életre szóló döntések következményeként, melynek során egy személy elhagyja születési országát, hogy azután egy másik országban éljen (esetleg a folyamatot megfordítva, bizonyos időt követően hazaköltözzön), hanem akár rövidebb távú oda-vissza mozgások, cirkulációk, „multilokációk” összességként is jellemezhető. Mivel a folyamatosan alakuló mintázatok sokfélesége nem írható le többé a hagyományos fogalmakkal, így helyesebb volna ezeket a tágabb értelmű földrajzi mobilitás, esetleg „likvid migráció” névvel illetni (Melegh, 2011; Engbersen and Snel, 2013; Bálint et al., 2017; de Haas et al., 2020).

A jelenkori mobilitási mintázatok és mozgások szerkezetének átfogó ismerete elsősorban a migráció következményeinek jobb megértéséhez volna elengedhetetlen, melyek társadalmi-gazdasági és demográfiai szempontokból is különbözőek lehetnek attól függően, hogy az országhatárokon átívelő mozgások mennyire mondhatók egyirányúnak és hosszú távúnak. A tartós külföldi letelepedéssel járó kivándorlással ellentétben – amely a kibocsátó országok számára a fiatalabb népesség és a magasan képzett munkaerő elvesztését jelentheti – a rövidtávú, esetleg cirkuláris, ismétlődő formák jobban reagálnak a munkaerő-piaci igényekre és kilengésekre, valamint nem járnak súlyos integrációs terhekkel a befogadó országok számára sem (Agunias, 2006; Triandafyllidou, 2013).

Magyarország Európai Unió csatlakozását követő években a szabad mozgás és tartózkodás joga nem csak a hosszabb távra külföldre költözők számára nyitott eddig nem tapasztalt lehetőségeket, de olyan mobilitási formáknak is teret engedett, melyek az azt megelőző jogi környezetben jóval nehezebben valósulhattak meg. Az EU csatlakozást követő években fokozatosan feloldott munkaerő-piaci korlátozásokhoz és a 2008-as gazdasági válság hatásaihoz köthetően

az évtized elejét a magyar állampolgárok intenzív elvándorlása jellemezte, amely az évtized közepére csökkenni kezdett. Ezzel párhuzamosan a visszavándorlások száma folyamatosan emelkedett 2010 és 2020 között, melynek eredményeként az utóbbi években a visszavándorlások száma megelőzte a kivándorlásokét (Blaskó és Gödri, 2014, Gödri, 2018; Hárs, 2020; KSH, 2021).

Jelen tanulmány a hazai adminisztratív adatok longitudinális megközelítésű vizsgálatán keresztül három kérdéskört jár körül: (1) az évtized folyamán vándorló magyarokra milyen mértékben jellemzőek a rövidtávú és ismétlődő mozgások, amelyek a „likvid” mobilitási formák jelenlétére utalnak? (2) Közel tíz év távlatából hogyan értékelhető a 2010-es évek elején megugró kivándorlási trend? Tartósan elhagyták-e az országot azok, akik az évtized elején kivándoroltak, vagy azóta hazatértek? (3) Minek köszönhető az elmúlt évek intenzív visszavándorlása, kik és mennyi idő után térnek haza?

AZ ADATOKRÓL

A fenti kérdésekre a Nemzeti Egészségbiztosítási Alapkezelő (NEAK) TAJ nyilvántartásának két adminisztratív alrendszerének adatai alapján adhatunk válaszokat. Az első – és jóval jelentősebb, a felhasznált adatok közel háromnegyedét tartalmazó – állományban azok szerepelnek, akik több-kevesebb időre társadalombiztosítási jogviszonyt létesítenek egy másik országban, a másodikban pedig azok, akik a külföldre költözésükkor megszüntetik a hivatalos magyarországi lakcímüket. Mindkét állományról elmondható, hogy segítségükkel kizárólag a bennük szereplő magyar állampolgárok regisztrált, adott időszakra vonatkozó ki- és visszavándorlásaira nézve vonhatunk le következtetéseket. Tehát belőlük csupán a vándorlás folyamatmutatói, úgynevezett *flow* típusú adatok állíthatók elő, így a külföldön élő magyar állampolgárok számának – *stock* adatainak – megállapítására nem alkalmasak.

Bár kivándorlaskor – pontosabban egy külföldi társadalombiztosítási jogviszony létesítésekor – jogszabályi kötelezettség¹ a magyarországi jogviszony szüneteltetését bejelenteni a hazai egészségbiztosítónál (hazatérés esetén pedig újra aktiválni azt) mégis feltételezhető, hogy ennek a regisztrációs kötelezettségnek sohan nem tesznek eleget. Azzal kapcsolatban azonban, hogy pontosan hányan maradnak ki a regiszterből, csupán feltételezésekkel élhetünk. Nem rendelkezünk pontos információkkal az alulbecslés mértékéről, sem annak időbeli változásáról, illetve

¹ 1997. évi LXXXIII. törvény a kötelező egészségbiztosítás ellátásairól, az Európai Parlament és a Tanács 883/2004/EK rendelete a szociális biztonság rendszerének koordinálásáról.

arról, hogy mely népességcsoportokat jellemez inkább a regisztrációs hajlandóság hiánya. Mivel jelenleg nem létezik olyan adatforrás, amely pontos képet festene a ki- és visszavándorlók teljes számáról és összetételéről, így nincsenek olyan adataink, amelyek viszonyítási alapot jelenthetnének a lefedettség meghatározásához.

Az összevetéshez leggyakrabban használt tükörstatisztikák jelentősen több magyar állampolgárságú bevándorlót tartanak számon az egyes országokban, mint amennyit a magyarországi hatóságok kivándorlóként regisztrálnak.² Figyelembe kell vennünk azonban az egyes statisztikai rendszerek közötti módszertani és definíciós különbségeket is.³ Továbbá szintén jelentős eltérések adódhatnak abból, hogy egy adott országba bevándorló magyar állampolgárok nemcsak hazánkból, de a szomszédos országokból is érkehetnek (Csányi et al., 2021). Fontos emellett szem előtt tartani az adminisztratív regiszterekbe való be- és kilépések egyfajta aszimmetriáját is. Mivel legtöbbször szigorúbb kényszerekkel és nagyobb előnyökkel jár egy regiszterbe való bekerülés (például a közszolgáltatások elérése tekintetében), mint az abból való kikerülés, általánosságban elmondható, hogy a bevándorlók regisztrációs hajlandósága magasabb a kivándorlókénál. Ez azonban hatással lehet a tükörstatisztikák lefedettségére is (Monti et al., 2019; Willekens, 2019; Csányi et al., 2021).

Kérdéses az is, hogy a hazai nyilvántartásokból következő lefedettség hiány azonos módon érinti-e a népesség különböző csoportjait, és időben változik-e annak mértéke. Bár e kérdések tekintetében is sokszor csak feltételezésekkel élhetünk, látható, hogy az elmúlt évtizedben a különböző adatforrások a ki- és visszavándorlók demográfiai összetételét és a trendek alakulását illetően is hasonló képet festenek (Gödri, 2018). Így nem rajzolódnak ki olyan demográfiai csoportok, melyek a vizsgált populációhoz viszonyítva jóval kisebb vagy nagyobb arányban regisztráltak. A lefedettség időbeni változását illetően szintén nem rendelkezünk pontos információkkal. Annak ellenére, hogy a regisztrációs kötelezettség bevezetése óta nem történt jogszabályi változás, könnyen elképzelhető, hogy annak alkalmazása időben változik (mind Magyarországon, mind a fogadó országokban), vagy a bevezetés óta eltelt idő alatt más okokból módosul az érintettek regisztrációs hajlandósága (például az ezzel kapcsolatos kötelezettségek egyre jobban beépülnek a köztudatba).

² Ameddig 2019-ben a magyarországi hivatalos statisztikai adatok 21 ezer kivándorlót mutattak, az Eurostat tükörstatisztikáiban ugyanakkor 21 ezer magyar állampolgárságú bevándorló jelent meg két fontos célország, Németország és az Egyesült Királyság adatai nélkül (KSH, 2021; Eurostat, 2021).

³ Németországban például az általános európai gyakorlattól eltérően nem a szokásos lakóhely szerinti népességdefiníciót ("usually resident population") alkalmazzák, hanem a tágabb értelmű lakóhely szerint regisztrált népesség ("registered residence population") meghatározást (Eurostat, 2019).

A fent említett számos bizonytalanság ellenére a NEAK nyilvántartása több szempontból is kivételes lehetőségeket rejt, és olyan nézőpontú elemzést tesz lehetővé, melyre más adatforrások nem alkalmasak. Ez főként annak köszönhető, hogy az adminisztratív adatok hosszabb időtávra visszanyúlva teszik lehetővé a bennük szereplő magyar állampolgárok migrációs történetének nyomon követését, valamint lehetőséget nyújtanak a ki- és visszavándorlás különböző definícióinak alkalmazására.

Fontos megjegyezni, hogy bár a magyar állampolgárok ki- és visszavándorlására vonatkozó hivatalos statisztikák szintén a NEAK adminisztratív adatain alapulnak (KSH, 2021), az eltérő definíciók és adatkörök alkalmazásából, valamint a különböző nézőpontú megközelítésekkel fakadóan jelen elemzés eredményei nagyságrend és gyakran trendek szempontjából sem vethetők össze azokkal. A két különböző megközelítésű adatfeldolgozás legfőbb eltéréseit az *1. táblázat* foglalja össze.

1. táblázat: A magyar állampolgárok ki- és visszavándorlására vonatkozó hazai hivatalos statisztikák és a jelen longitudinális elemzés közötti legfőbb különbségek

	Hazai hivatalos statisztikák	Longitudinális elemzés
A vizsgálat megközelítése és időkerete	Keresztmetszeti, az adott naptári évben regisztrált mozgások.	Longitudinális, az állományban szereplő személyek migrációs történetének nyomon követése 2010-2020 között.
Kivándorlók meghatározása	Azok a magyar állampolgárok, akik (ténylegesen vagy terveik szerint) legalább 12 hónapra hagyják el Magyarországot.	Azok a magyar állampolgárok, akik legalább 3 hónapos magyarországi tartózkodást követően legalább 3 hónapra elhagyták Magyarországot.
Visszavándorlók meghatározása	Azok a Magyarországon született magyar állampolgárok, akik legalább 12 hónapos külföldi tartózkodás után visszatérnek Magyarországra.	Azok a magyar állampolgárok, akik legalább 3 hónapos külföldi tartózkodást követően legalább 3 hónapra visszatérnek Magyarországra.
Az adatokban megjelenő személyek	Azok a magyar állampolgárok, akik társadalombiztosítási jogviszonyt létesítenek egy másik országban.	Azok a magyar állampolgárok, <ol style="list-style-type: none"> 1. akik társadalombiztosítási jogviszonyt létesítenek egy másik országban. 2. akik megszüntetik a hivatalos magyarországi lakcímüket⁴.

Forrás: saját szerkesztés

⁴ Mivel ez az állomány nem tartalmaz információkat a külföldi tartózkodás országára vonatkozóan, valamint a benne szereplők magyarországi lakóhelyei tekintetében is alacsony kitöltöttség jellemzi, így területi szintű adatok előállítására nem alkalmas, ebből következően pedig a hivatalos statisztika számára nem használható.

Az eltérés elsősorban abból fakad, hogy ameddig jelen elemzés longitudinális⁵ vizsgálatra épül, a hivatalos statisztikák ki- és visszavándorlási adatai keresztmetszeti adatok. Ezáltal az általuk rajzolt trendekben csak az adott évi mozgások jelennek meg, amelyekből nem derül ki, hogy összesen hány személy vesz részt e folyamatokban és, hogy ideiglenes elmozdulásokról vagy inkább tartós letelepedésekről van szó. Ezzel szemben a longitudinális adatok lehetővé teszik a migrációs folyamatokban résztvevő személyek nyomon követését, így választ kaphatunk olyan kérdésekre is, hogy a kivándorlók mennyi időt töltöttek külföldön, hányszor és milyen országokba vándoroltak. Emellett a longitudinális megközelítés az adatbázisokban előforduló hibás rögzítések kiszűrésének és az adathiányok részleges pótlásának módszertani lehetőségeit egyaránt kiszélesíti.⁶ Fontos különbség, hogy ameddig a keresztmetszeti vizsgálatok csupán egy adott évre vonatkoznak, addig a longitudinális megközelítéshez egy hosszabb időintervallum vizsgálatára van szükség, ezért az adatoknak bizonyos időtávra visszamenőlegesen is rendelkezésre kell állniuk. Az itt felhasznált adatok esetében ez legfeljebb tízéves periódust jelenthet, mivel a NEAK TAJ nyilvántartásának ki- és visszavándorlásra vonatkozó adatai 2010-től állnak rendelkezésünkre.

A longitudinális megközelítés mellett ugyancsak alapvető különbséget jelent az eltérő definíciók alkalmazása. Bár a hivatalos statisztikai adatok a szokásos lakóhely szerinti népességdefinícióra épülnek, - vagyis csak olyan demográfiai eseményeket tekintenek nemzetközi vándorlásnak, melyek során a külföldi tartózkodás időtartama ténylegesen vagy a vándorló személy tervei szerint eléri a 12 hónapot (KSH, 2021) - az adatforrás lehetővé teszi, hogy ennél tágabban értelmezzük a migráció fogalmát. Annak érdekében, hogy minél jobban meg tudjuk ragadni az elmúlt évtized változásait és minél pontosabb képet kaphassunk a magyarok vándorlási mintázatairól, a hivatalos migráció meghatározást kibővítve a tágabb értelmű földrajzi mobilitást vizsgáljuk, így a rövidtávú, legalább 3 hónapos tartózkodáshoz kötött mozgásokat is beemeljük az elemzési körbe.⁷

⁵ Longitudinális adatokat ugyanazon elemzési egységektől, például egyénektől vagy háztartásoktól gyűjtünk egy meghatározott időn keresztül, így a vizsgált jelenségek időbeni változásait is nyomon tudjuk követni (UNECE, 2020).

⁶ Ebben az esetben minden rögzített ki- és visszavándorlási dátum összevethető a személy korábbi vándorlási eseményeivel, így láthatóvá válnak különböző rögzítési hibák és adathiányok. Például, ha két kivándorlás között hiányzik a visszavándorlás dátuma vagy a visszavándorlási dátum korábbi, mint a kivándorlás ideje.

⁷ A továbbiakban a migráció, vándorlás és mobilitás szavakat szinonimaként használom a legalább 3 hónapos külföldi tartózkodásokra vonatkozóan, valamint az elemzéshez felhasznált adminisztratív adatokban regisztrált személyeket tekintem ki- és/vagy visszavándorlóknak.

Az elemzéshez felhasznált adatok összesen 507 ezer kivándorlási és 202 ezer visszavándorlási eseményt foglalnak magukba (melyből 430 ezer kivándorlás és 198 ezer visszavándorlás esik 2010 és 2020 közé). Ezek évenkénti megoszlását a 2. táblázat foglalja össze.

2. táblázat: Kivándorlások és visszavándorlások száma, 2010–2020

Év	Kivándorlások száma		Visszavándorlások száma	
	Összesen	Ebből első kivándorlás	Összesen	Ebből első visszavándorlás
2010	16 745	16 374	2 940	2 825
2011	27 175	26 336	4 614	4 392
2012	42 428	40 143	8 669	8 146
2013	44 934	41 921	11 229	10 322
2014	49 483	44 996	14 949	13 517
2015	51 088	45 259	19 018	16 930
2016	52 756	44 961	20 325	17 598
2017	47 209	40 102	29 182	25 543
2018	42 917	35 351	30 499	26 523
2019	37 213	29 457	29 947	25 639
2020	18 146	13 775	26 157	21 140

Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján.

A HIVATALOS STATISZTIKA SZÁMÁRA LÁTHATATLAN MOBILITÁSI FORMÁK: RÖVID TÁVÚ MIGRÁCIÓ ÉS CIRKULARITÁS

Annak ellenére, hogy hazánkban is egyre relevánsabbá válik a leginkább átmenetiséggel és folyamatos változásokkal jellemezhető mintázatok vizsgálata, az Európai Unió és hazai jogi környezet által formált hivatalos statisztika eszköztára a mai napig nem terjed ki az ehhez szükséges két alapvető kritérium, a rövid távú mozgások és az ismétlődő formák mérésére.⁸ A rövid távú és cirkuláris mobilitások így a hivatalos statisztikákban vagy láthatatlanok maradnak, vagy csak részben jelennek meg az olyan statisztikai adatokban, melyek a hivatalos

⁸ Nem állíthatjuk azonban, hogy ezek szükségességét nem ismerték volna fel a hivatalos statisztika területén. Amellett, hogy a hivatalos migráció definíció alapját jelentő ENSZ ajánlás (UN, 1998) kitér a rövid távú migráció meghatározására (amely egy évnél rövidebb, de három hónapot meghaladó külföldi tartózkodást feltételez), az utóbbi években különböző kísérletek születtek többek között a munkavállalási mobilitás és a cirkuláris migráció meghatározására, valamint a migráció longitudinális módszerekkel történő vizsgálatára is (UNECE, 2016; 2018; 2020).

migrációs definícióktól eltérő meghatározásokat követnek (például munkaerő-piaci statisztikákban, vagy egyes országok tükörstatisztikáiban).

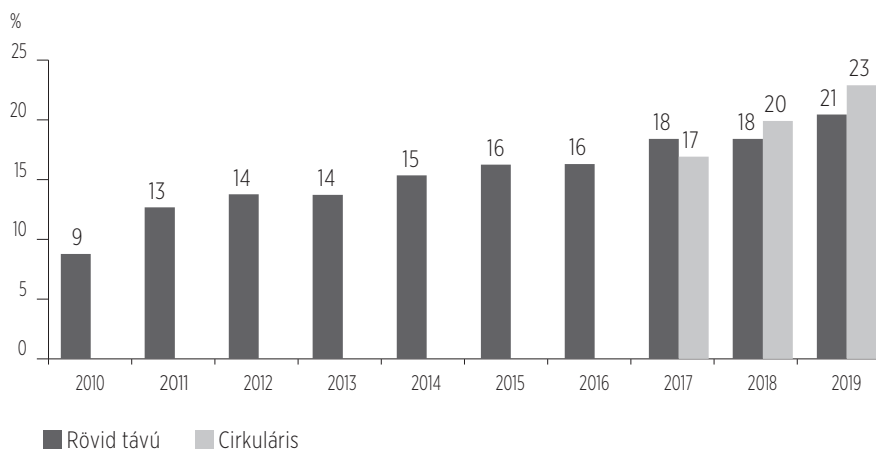
Kevés adat áll rendelkezésünkre azonban arról, hogy hogyan alakul a rövid távú és ismétlődő mobilitásokban résztvevők száma és aránya a nemzetközi vándorlási folyamatokba bekapcsolódók körében. Valóban egyre jobban terjednek ezek a formák, melyek a komplexebb, "likvid" migrációs mintázatok térnyerését jelzik? Mely társadalmi csoportok választják leginkább az átmeneti mozgásokat? Az előnyösebb társadalmi-gazdasági helyzetben lévők kiváltsága az a transznacionális életforma, amelyben a nemzetközi határok elmosódnak, a nyelvi és kulturális akadályok pedig nem szabnak gátat a külföldi munkavállalás és tanulás előtt? Vagy éppen ellenkezőleg, az előnytelenebb munkaerő-piaci pozícióban lévők stratégiája lenne a magasabb jövedelmek eléréséhez?

Az adatok alapján úgy tűnik, az első kérdésre egyértelmű választ adhatunk: a vizsgált évtized során megfigyelhető változások közül valóban az egyik legszembetűnőbb a rövid távú és cirkuláris mobilitási formák fokozatos térnyerése. Ameddig 2010-ben a kivándorlások csupán 9%-a végződött egy éven belüli visszatéréssel, addig ez az arány 2019-ben már 21% volt. Meg kell jegyezni azonban, hogy bár a rövid távú mobilitások aránya növekedett a migrációs folyamatokban résztvevők körében, számuk 2017-től csökkenésnek indult, amely a kivándorlások számának általános visszaesésével magyarázható.

Mivel az ismétlődő, cirkuláris formák azonosításához nem csupán egy időpont, hanem sokkal inkább egy időszak vizsgálatára van szükség, ezért a rendelkezésre álló 10 éves időtáv a hosszabb idősoros elemzéséhez nem elegendő.⁹ Ennek ellenére az utóbbi évek (és az ezeket megelőző 8 éves időperiódusok) alapján már levonhatunk óvatos következtetéseket a cirkuláris formák terjedésére vonatkozóan, hiszen 2018-ban a kivándorlók 17%-a, 2019-ben 20%-a, 2020-ban pedig már 23%-a töltött hosszabb-rövidebb időt külföldön az adott évet megelőzően is (*1. ábra*). Nem állíthatjuk azonban, hogy a cirkuláris migránsok folyamatos mozgásban vannak, mivel többségük (75–80%) csupán kétszer élt külföldön a vizsgált években. Látható emellett, hogy a cirkuláris migránsokat többségében rövid távú mozgások jellemzik, így a két mobilitási típus jelentős átfedésben van egymással: az évtized során előforduló, néhány hónapos külföldi tartózkodások 43%-a egy cirkuláris lánchoz sorolható, míg az 1 éves tartózkodások 28%-a, a 2 éves tartózkodásoknak pedig 20%-a mondható ismétlődőnek.

⁹ Bár az ENSZ és az Eurostat hivatalos ajánlása alapján a cirkuláris migráció méréséhez 10 éves időperiódus vizsgálatára volna szükség (UNECE, 2016), esetünkben – mivel a vizsgált adatok összesen 10 évet ölelnek fel – azonban csak a 2020-as év adatai lennének alkalmasak a definíció pontos betartására. Így ebben az esetben a meghatározást némileg módosítva, a 2018-2020-as évek mozgásait megelőző 8 éves periódust vizsgáltuk.

1. ábra: A rövid távú (legalább 3 hónapos, de 12 hónapnál rövidebb) külföldi tartózkodások és a cirkuláris mozgások aránya az adott évi kivándorlások körében, 2010–2019



Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján.

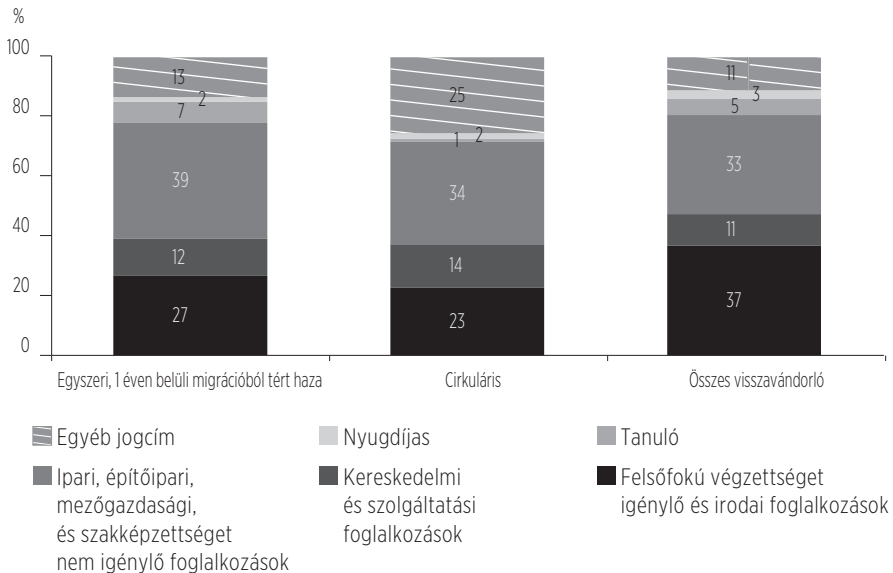
Természetesen a rövid távú és cirkuláris mozgásokban kulcsszerepet játszik a földrajzi távolság, ezáltal Ausztria különösen népszerű az ilyen típusú mobilitási formákat választók körében. 2019-ben az egy évnél rövidebb időtartamú kivándorlások fele (49%) Ausztriába irányult, miközben az Egyesült Királyságba és Németországba való vándorlás jelentősen visszaszorult. Előbbi folyamatosan csökkenve, utóbbi sokkal inkább az évtized második felétől kezdve (2015-ben a rövid távra kivándorlók 29%-a választotta Németországot, 2019-ben azonban már csak 21%) (1. melléklet).

Látható az is, hogy a rövid távú és cirkuláris mozgásokban nagyobb valószínűséggel vesznek részt idősebb korcsoportok: a 2018-2020 között visszavándorlók összesen 24%-a volt 40 évnél idősebb, a néhány hónapos külföldi tartózkodást követően hazatérők közel harmada (31%), a cirkuláris migránsoknak pedig 37%-a tartozott szintén ebbe a korcsoportba. Megfigyelhető továbbá, hogy a rövid távú mobilitás egyre inkább az idősebb korcsoportok migrációs stratégiájává válik az évtized folyamán: míg 2010-ben a rövid távra kivándorlók 14%-a volt 40 éven felüli, addig 2019-ben már 32%-a (2. melléklet).

Bár a felhasznált adminisztratív adatok nem igazán megfelelőek arra, hogy a fenti jelenségek társadalmi összetételét mélyebben megvizsgáljuk, azonban az utóbbi években visszatérők esetében lehetőségünk nyílik a gazdasági akti-

vitás és foglalkozás vizsgálatára,¹⁰ amely alapján bizonyos következtetéseket vonhatunk le a rövid távú és cirkuláris mobilitásban résztvevők társadalmi státuszát illetően. Látható, hogy ezek a migrációs formák kevésbé jellemzőek a magasabb iskolai végzettségű, szellemi foglalkozásokban dolgozóakra, sokkal inkább tekinthető az alacsonyabb társadalmi-gazdasági státuszú, valamint az ipari és szolgáltatási szektorban dolgozók időszakos migrációs és munkavállalási stratégiájának. Míg az egyszeri, néhány hónapos kivándorlás leginkább a szakmunkás vagy annál alacsonyabb iskolai végzettséget igénylő foglalkozásokban dolgozóakra jellemző, addig a cirkuláris, ismétlődő mobilitási formákban résztvevők körében – feltehetően jelentős részben a turizmus szezonális jellegének köszönhetően – a kereskedelmi és szolgáltatási szektorban dolgozók aránya jelentősebb. Főként a cirkuláris mobilitásokba bekapcsolódók esetében az „egyéb jogcímű”

2. ábra: A 2018–2020 között rövid távú külföldi tartózkodást és cirkuláris migrációt követően visszavándorlók gazdasági aktivitása



Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. N=43 124

¹⁰ A rendelkezésre álló adatokból az egészségbiztosítás jogosultságának jogcíme alapján következtethetünk az utolsó visszavándorlást követően Magyarországon regisztrált gazdasági aktivitásra és foglalkozásra. Ebben az esetben azonban jelentős adathiánnyal (48%) kell számolnunk. Ez főként annak köszönhető, hogy azok, akik a hazatérésük bejelentésekor nem voltak biztosítottak (pl. nem állnak munkaviszonyban) vagy egészségügyi szolgáltatásra nem jogosultak (pl. nem nyugdíjasok, tanulók, GYES-en lévőek), azonban a társadalombiztosítás szabályai kiterjednek rájuk, egészségügyi szolgáltatási járulékat saját maguk fizetik. Ezen személyek gazdasági aktivitásával kapcsolatban nem rendelkezünk további információkkal.

visszavándorlók jelentős aránya szintén az alacsonyabb társadalmi-gazdasági státuszra utalhat, hiszen ide főként olyanok tartoznak, akik a hazatérésüket követően rokkantsági, munkanélküli ellátásban, fogyatékosági támogatásban vagy gyermekgondozási segélyben részesültek. A tanulók főként a rövid távú mobilitásban résztvevők között jelennek meg (feltehetőleg Erasmus vagy más felsőoktatási programok résztvevőjeként), ez azonban – mivel a vizsgált státusz az utolsó visszavándorlás pillanatára vonatkozik – nem feltétlenül jelenti, hogy például a cirkuláris migrációban résztvevők korábban nem tanultak külföldön (2. ábra).

Látható tehát, hogy – bár a hivatalos statisztikai adatokban ezek nem jelennek meg, – az ideiglenes és ismétlődő elmozdulásokkal jellemezhető mobilitási formák egyre jelentősebbé válnak. Ezzel párhuzamosan (azonban, ahogy később látni fogjuk, nem kizárólag ennek köszönhetően) Ausztria földrajzi közelsége is felértékelődni látszik. A rövidtávú és cirkuláris mobilitás formák jelentős részben az ipari és szolgáltatási szektorban dolgozókhöz köthető és az ilyen típusú mozgások terjedésével a nemzetközi vándorlási folyamatokba bekapcsolódók társadalmi összetétele is átalakulhat.

ELVÁNDORLÁS EGY ÉVTIZED TÁVLATÁBÓL: A 2010–2013 KÖZÖTT KIVÁNDORLÓK MIGRÁCIÓS TÖRTÉNETE

Az EU csatlakozást követően a magyarok kivándorlása a régió más országaihoz képest megkésve indult, és bár nagyságrendjét tekintve meg sem közelítette például a romániai vagy lengyelországi elvándorlást, gyorsan növekedett a 2010-es évek első felében (Hárs, 2020). Az osztrák és német munkaerő-piac csak 2011-ben nyitotta meg kapuit a magyarok előtt, ezért a 2010-ben kivándorlók elsődleges célországát még az Egyesült Királyság jelentette. Az Ausztriába és főként Németországba vándorlók aránya 2011 után jelentősen megugrott, ezzel együtt azonban az Egyesült Királyság lassan, de fokozatosan veszített előnyéből. A NEAK TAJ nyilvántartásában megjelenő kivándorlók az évtized elején, 2010 és 2013 között közel azonos arányban vándoroltak Németországba (29%) és az Egyesült Királyságba (28%), míg 20% Ausztriába, 22% pedig valamelyik másik uniós országba költözött, illetve a vizsgált időszakban kivándorlók csupán 1%-a indult az EU-n kívülre.

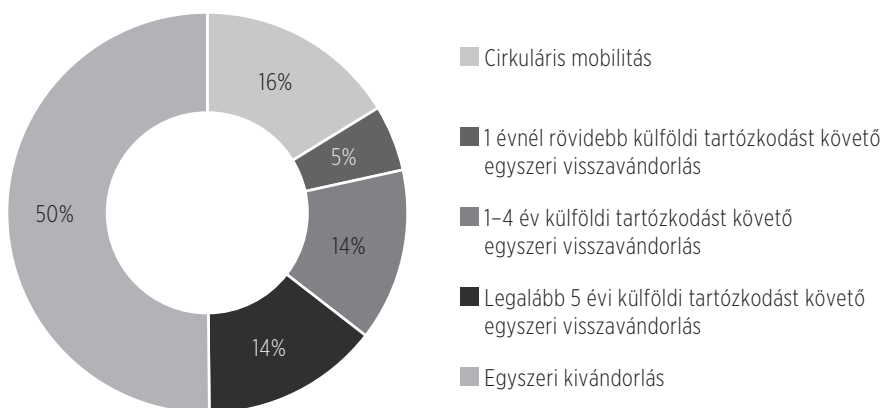
A magyarok elvándorlásával foglalkozó elemzések többsége az említett trend tartós fennmaradására számított, a külföldön élők körében végzett kér-

dőíves kutatások pedig mérsékelt visszavándorlási potenciálról számoltak be (Moreh, 2014; Blaskó és Gödri, 2014; Hárs, 2018; Hárs, 2020). Kevés adat állt azonban rendelkezésre arról, hogy a kivándorlók milyen arányban térnek haza ténylegesen. Az OECD becslése alapján a kivándorlók 20–50%-a a kivándorlást követő öt évben hazatér vagy továbbköltözik egy másik országba, azonban a visszavándorlások arányát erőteljesen alakítja az életkor és az iskolai végzettség, valamint a külföldön eltöltött idő (OECD, 2008). Horváth Ágnes (2016) a hazai adminisztratív adok és tükörstatisztikák alapján a 2008-as válságot követően visszatérők arányát 25 és 42% közé tette.

De vajon hogyan alakultak a hazatérések az ezt követő időszakban, és hogyan értékelhető a 2010-es évek elején kivándorló magyarok migrációs története az évtized végén? A kivándorlási hullám elején távozó, az adatbázisban megjelenő közel 130 ezer ember valóban új életet kezdett külföldön vagy csupán időszakos külföldi munkavállalásról, kalandvágyról volt szó?

Közel egy évtized távlatából visszatekintve úgy tűnik, a vizsgált időszak elvándorlásai valóban tartósnak mondhatók: a 2010 és 2013 között kivándorlók fele 2020 végéig (még) nem költözött vissza Magyarországra, további 14% pedig egy egyszeri hosszabb idejű, legalább 5 éves külföldi tartózkodást követően tért haza. A rövidebb távú mozgásokban résztvevők aránya jóval alacsonyabb, mint a későbbi években, és összesen 16%-ra volt jellemző, hogy a visszatérést követően újra kivándorolt, esetleg több alkalommal is (3. ábra).

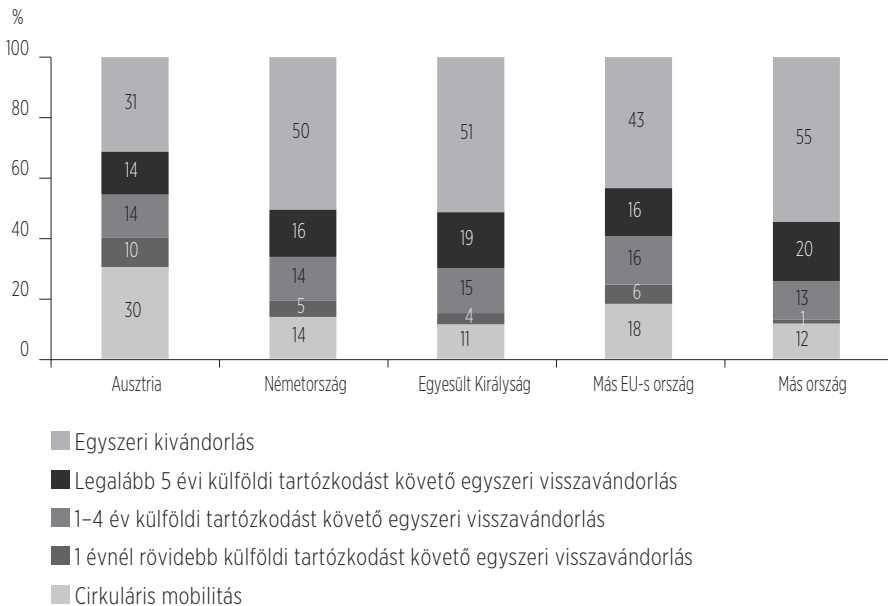
3. ábra: A 2010–2013 között kivándoroltak mobilitási mintázatai



Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. N=127 710

A három fő célország közül az Egyesült Királyságba vándorlókra volt leginkább jellemző a tartós külföldön maradás: az ide költözők 51%-a 2020 végéig még nem tért vissza, 19%-uk pedig 5 évi tartózkodást követően (vagyis többségében 2016 után, a visszavándorlási trend megugrásakor) költözött haza. Az Egyesült Királyságba költözők mobilitási mintázataira leginkább a Németországba és az EU-n kívülre vándorlók hasonlítanak, bár Németországban magasabb a rövid távú és ismétlődő mozgások aránya, az EU-n kívüli országokban pedig a tartós migrációs formák. A földrajzi közelség miatt nem meglepő, hogy a vizsgált kivándorlási célterületek közül Ausztria volt az egyetlen, ahol a cirkuláris és a rövid távú mozgásokban résztvevők száma megelőzte a tartósan letelepedőket. Ám utóbbi aránya az Ausztriába vándorlók körében is jelentős, összesen 45% volt (31%-ról mondható el, hogy az évtized eleji kivándorlást követően nem tért haza, további 14% pedig legalább 5 éves tartózkodást követően vándorolt vissza) (4. ábra).

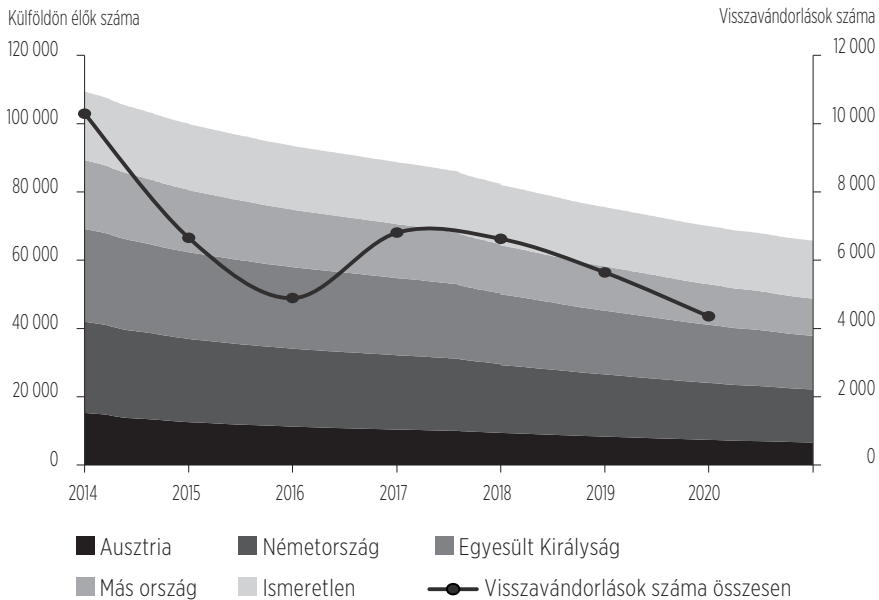
4. ábra: A 2010–2013 között kivándoroltak mobilitási mintázatai a főbb célországok szerint



Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. N=106 073

A 2010 és 2013 között kivándoroltak visszatérésének intenzitása 2016-ig viszonylag egyenletesen alakult, ám ezt követően főként az Egyesült Királyság és a három fő célországokon kívüli országokban élők esetében kissé felgyorsult (5. ábra). Jóllehet az évtized elején kivándorlók 2016-ot követő visszavándorlásait részben magyarázhatjuk a Brexitről szóló népszavazással, azonban az Egyesült Királyságon kívül élők esetében más hatásokról van szó.

5. ábra: A 2010–2013 között kivándoroltak létszámának alakulása az egyes célországokban



Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján.

Az évtized elején kivándorlók viselkedését erőteljesen alakítják a csoport demográfiai jellemzői. Látható, hogy a nemi arányok csak azoknak az esetekben kiegyenlítettek (50–50%), akik az évtized eleji kivándorlásukat követően (még) nem tértek haza, a többi vándorlási mintázatban azonban az eltérő foglalkoztatói jellemzőknek köszönhetően nagyobb arányban vettek részt férfiak. Az egyszeri migrációt követően visszavándorlók körében a külföldön töltött időtől függetlenül 57–58% a férfiak aránya, azonban a cirkuláris migránsok körében ennél alacsonyabb (52%) (3. melléklet).

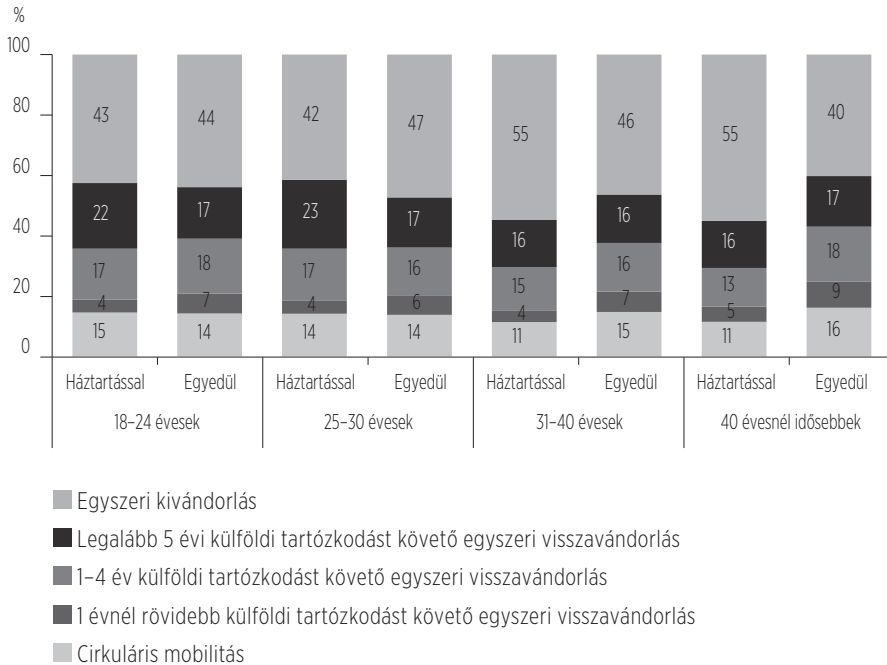
Mivel az ekkor kivándorlók háromnegyede a húszas-harmincas éveiben indult útnak, tehát életkori szempontból viszonylag homogénnek mondható, ezért ki- és visszavándorlási mintázataik is erőteljesen magyarázhatók az életciklus

eseményeikkel. Bár a vizsgált adatok csak korlátozottan alkalmasak arra, hogy egész háztartások mozgásait vizsgáljuk,¹¹ a rendelkezésre álló információk alapján is körvonalazódnak bizonyos jellegzetességek. Egyértelműen kirajzolódik, hogy az évtized elején kivándorolt családok magasabb arányban maradtak külföldön, mint az egyedül útnak indulók: azok a 30 évnél idősebb korcsoportokba tartozó személyek, akik háztartástagjaikkal együtt vándoroltak ki, más csoportoknál magasabb arányban (55%) döntöttek úgy, hogy (legalábbis 2020-ig bezárólag) nem térnek haza. Ennél is árulkodóbb azonban, hogy a gyermekként kivándorlók – akik feltehetőleg szüleikkel együtt költöztek – 71%-a még mindig külföldön él, eszerint a kivándorló gyermekes családok jellemzően új életet kezdtek külföldön. Ezzel szemben a háztartástagok nélkül kivándorló, idősebb (31-40 és 40 év feletti) korcsoportokba tartozók mintázataiban nagyobb arányban figyelhetők meg átmeneti és ismétlődő mozgások, amely feltételezhetően időszakos külföldi munkavállalást jelent, amíg a háztartás többi tagja Magyarországon marad.

A hosszabb idejű, legalább 5 éven át tartó külföldi tartózkodást követő visszavándorlás leginkább a fiatalabb, 18–24 éves és a 25–30 éves korcsoport tagjaira volt jellemző, főként azokra, akik háztartástagjaikkal (többségében partnerükkel) vándoroltak ki. Mivel a csoport tagjai közül sokanál ez éppen a gyermekvállalási kort jelenti, feltételezhető, hogy ez is erőteljesen közrejátszik a visszavándorlási döntésben. Láthattuk azonban, hogy a két idősebb korcsoport esetében a partnerrel vagy családtaggal együtt vándorlás a hosszú távú külföldi letelepedés irányába hat, addig a húszas éveikben, főként a 25–30 évesen kivándorlók esetében ez éppen fordítva történik, vagyis az egyedül kivándorlók nagyobb arányban maradtak külföldön (47%), mint azok, akik párjukkal vagy más háztartástaggal költöztek ki (42%). Feltételezhető, hogy a csoport egy része külföldön talált partnert (6. ábra).

¹¹ Az elemzéshez használt állományok tartalmaznak állandó és ideiglenes lakcímet, így az egy lakcímrre bejegyzett személyek összekapcsolhatók. Ez azonban nem feltétlenül jelenti, hogy az adott személyek valóban ezen a címen élnek és az sem állítható biztosan, hogy valóban egy háztartáshoz tartoznak. A lakcímek összekapcsolása segítségével előállított háztartási azonosító minőségét mutatja, hogy az adatállományokban regisztrált 0-17 éves kivándorló gyermekek háromnegyedét sikerült lakcímük alapján összekapcsolni egy másik kivándorlóval. Feltételezhető, hogy a gyermekek túlnyomó része nem egyedül, hanem családtaggal vándorolt külföldre, látható, hogy a háztartási szintű következtetéseket óvatossággal kell kezelnünk. Az adatok emellett tartalmaznak információt a családi állapotról is, azonban mindig csak a legutolsó regisztrált állapotra vonatkozóan, így az évtized elején kivándorlók esetében félrevezető volna ennek vizsgálata.

6. ábra: 2010–2013 között a háztartástagjakkal és háztartástagjuk nélkül kivándorlók mobilitási mintázatai életkori csoportok szerint



Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. N=106 284

Az adatok által jól körvonalazódik az évtized elején kivándorlók két különböző migrációs stratégiája: az időszakos, Magyarországgal szorosabb kötetléket fenntartó munkamigráció, melyben jellemzően csak a háztartás egyik tagja vesz részt, valamint az olyan hosszabb távú kivándorlás, melynek során teljes háztartások hagyják el Magyarországot. Míg előbbi nagyobb arányban jellemző a férfiakra és a szakmunkásokra, addig az utóbbi sokkal inkább a felsőfokú végzettségűek körében kiemelkedő és esetében a nemi arányok is kiegyenlítettebbek (Blaskó és Gödri, 2014).

A HAZATÉRÉS KORSZAKA? AZ ELMÚLT ÉVEK VISSZAVÁNDORLÁSI HULLÁMÁNAK LEHETSÉGES MAGYARÁZATAI

Az utóbbi években mind a hazai adatok, mind a tükörstatisztikák alapján egyre világosabban körvonalazódik a kivándorlási kedv csökkenése és a visszavándorlások intenzitásának növekedése (KSH, 2021; Gödri, 2018). Mivel egy egészen új jelenségről van szó, amelyet a korábbi kutatások sem jeleztek előre, a közelmúlt visszavándorlásainak összetétele és a mögötte húzódoó okok kevésbé ismertek.

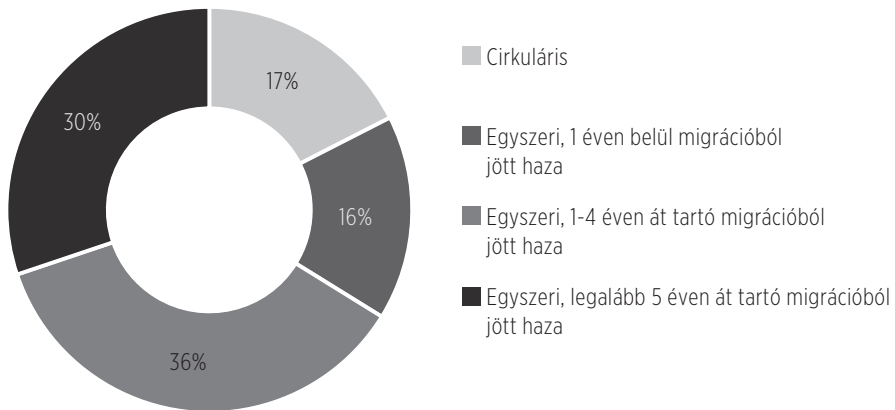
Fontos azonban szem előtt tartani, hogy bár a kivándorlások csökkenése időben egybeesik a visszavándorlások növekedésével, a két jelenség mögött eltérő okok és mechanizmusok is állhatnak. Amennyiben a cirkuláció aránya tartósan magas, az párhuzamosan a ki- és visszavándorlások számát is folyamatosan emelheti. Ha azonban a hosszabb távú külföldi tartózkodásokat követő visszavándorlások is jelentősek, akkor a jelenlegi visszavándorlási hullám leginkább az évtized elején tapasztalható növekvő kivándorlásokkal függ össze. Könnyen belátható, hogy jelentős mennyiségű visszavándorlásra csak abban az esetben számíthatunk, ha elegenden élnek külföldön olyanok, akik közül a visszavándorlók szelektálódhatnak. Mivel a 2010-es évek előtt a kivándorlások száma messze elmarad a 2010–2015 között tapasztalttól, szükségszerűen a visszavándorlások száma is alacsonyabb volt az évtized első felében. Az ekkor tapasztalt intenzív kivándorlások azonban egy olyan külföldön élő „tartalékot” képeztek, amely az évtized végére már a tartósan letelepedők köréből is képes biztosítani a folyamatos visszaáramlásokat.

Látható azonban, hogy a 2018 és 2020 között visszavándorlók körében valóban jelentős (30%) azoknak az aránya, akik legalább 5 év külföldi tartózkodást követően tértek haza (vagyis az évtized első felében vándoroltak ki). Ugyanakkor az évtized elejéhez viszonyítva a rövid távú és cirkuláris formák aránya is megnőtt, ezért figyelmet kell fordítanunk e két mintázat összetett hatásaira is (7. ábra).

Bár a célszám társadalmába és munkaerő-piacába való integráció előrehaladtával a kivándorlók hazatérési esélye egyre kisebb (OECD, 2008), az évtized elején kivándorlók példáján keresztül láthattuk, hogy a visszavándorlások intenzitása nem feltétlenül alakul egyenletesen. A 2010 és 2013 között kivándorolt magyarok ugyan valóban nagyobb eséllyel tértek vissza a kivándorlást követően közvetlenül, azonban a visszavándorlások 4–6 évi külföldi tartózkodást követően valamelyest megugrottak. A vizsgált csoport esetében ez jelentős részben 2016 utánra tehető, ezért a jelenségben éppúgy közrejátszhatnak a ki-

bocsátó és a fogadó országokban tapasztalható politikai, gazdasági és társadalmi változások, mint a visszavándorlók életciklusához köthető események és egyéni döntések.

7. ábra: A 2018–2020 között visszavándorlók mobilitási mintázatai



Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. N=82 280

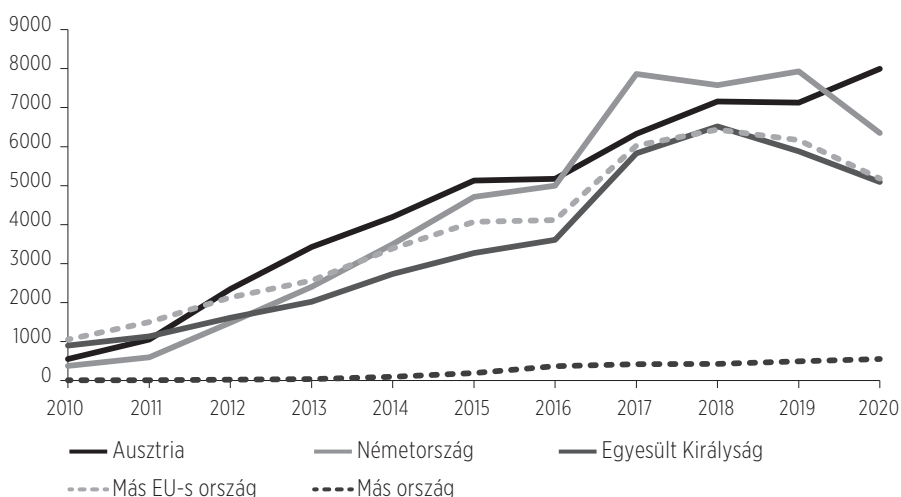
Bár a küldő és fogadó országok gazdasági fejlettsége közötti nagyobb eltérés a visszavándorlások ellenébe hat (OECD, 2008), az Európai Unió belüli gazdasági különbségek az évtized során viszonylag tartósnak bizonyultak, így nem magyarázzák egyértelműen a visszavándorlások növekvő számát. Az is feltételezhető azonban, hogy a fogadó országokban tapasztalható recessziók jobban sújtják a bevándorlókat, mint a helyi lakosságot, ezért a kisebb mértékű gazdasági visszaesések is jelentősen ösztönözhetik a visszavándorlásokat (Bijwaard and Wahba, 2014).

A fogadó országok évtized során tapasztalható gazdasági és politikai változásai közül elsősorban az Egyesült Királyságban zajló eseményeket érdemes megvizsgálni. Látható, hogy az Egyesült Királyság Európai Unióból való kilépése és az erről döntő népszavazás ugyan érzékelhető hatással volt az itt élők visszavándorlására, de a 2016-ot követően intenzívebbé váló hazatéréseket csak kisebb részben magyarázza a Brexit. 2017-ben és 2018-ban a visszavándorlók körében valamivel magasabb arányban találunk angliai visszavándorlókat, mint más években, továbbá az Egyesült Királyságból hazatérők száma is nőtt. Azonban 2016-ot követően más országokból egyaránt jelentősen emelkedtek a visszaáramlások (8. ábra). Általánosságban elmondható, hogy az Egyesült

Királyságban hosszabb időt tartózkodtak a magyar kivándorlók, mint más fogadó országban, de a legalább 5 éve külföldön élők hazatérése a Brexit népszavazást követő években sem emelkedett jelentős mértékben.

Ugyan a Brexit mellett az évtized utolsó évében a koronavírus megjelenése is nagyban alakíthatta a trendeket, azonban ennek következményeit igazán csak később, néhány év távlatából vizsgálhatjuk meg átfogóan. Jelenleg viszont úgy tűnik, hogy egyedül az Ausztriából hazatérők száma növekedett jelentős mértékben 2020-ban.

8. ábra: A visszavándorlások számának alakulása a főbb célországok szerint¹²



Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján.

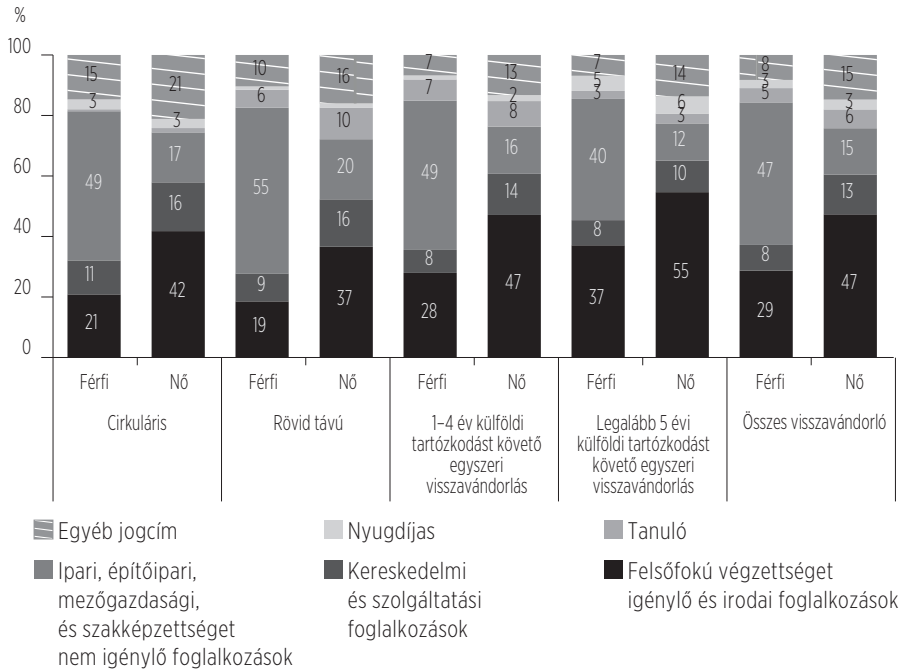
A fogadó országokhoz viszonyítva azonban a küldő országok gazdasági-politikai környezete sokkal jelentősebb hatással lehet a visszavándorlások alakulására (Papademetriou and Terrazas, 2009; Martin and Radu, 2012). Az elemzés során felhasznált adatok sajnos nem teszik lehetővé, hogy ezekre vonatkozóan vonhassunk le következtetéseket. Azonban további kutatások során, más adatforrások alapján érdemes volna például a magyarországi bérek alakulásának vagy akár a családpolitikai támogatások bevezetésének hatásait megvizsgálni a visszavándorlások alakulására nézve.

¹² A visszavándorlók 8%-a esetében a külföldi tartózkodás országa ismeretlen.

Korábbi kutatások alapján arra következtethetünk, hogy mikroszinten vizsgálva a külföldön töltött idő és a jövedelem U-alakú kapcsolatban áll egymással, amellett, hogy az alacsonyabb jövedelmű csoportok esetében a legmagasabb a visszavándorlás esélye (Klinthäll, 2013; Bijwaard and Wahba, 2014). Ez arra mutat rá, hogy a visszavándorlást magyarázó két gazdasági motivációkkal foglalkozó irányzat vegyesen van jelen a visszavándorlások során. Abban az esetben, ha a visszavándorlás előre tervezett egy bizonyos céljövedelem elérését követően, a visszavándorlók a magasabb jövedelmű csoportokból kerülnek ki. Ha azonban a visszavándorlás a kivándorlási döntés kudarcának következménye, a visszavándorlók alacsonyabb jövedelemmel térnek haza (Borjas and Braatsberg, 1996). Bár a NEAK TAJ adatai nem tartalmaznak információkat a jövedelemre vonatkozóan, a visszavándorlaskor regisztrált gazdasági aktivitás alapján feltételezhetjük, hogy a magasabb végzettségű és jövedelmű kivándorlók valóban hosszabb ideig maradnak külföldön. Ameddig az egy éven belül hazatérők 27%-a dolgozott a visszavándorlást követően felsőfokú végzettséget igénylő vagy irodai foglalkozásokban, addig ez az arány az 1–4 évet követően visszavándorlók esetében 36%, a legalább 5 év után visszavándorlók esetében pedig 45%. Jelentős különbségeket figyelhetünk meg ellenben nemek szerint: a nők körében jóval magasabb a szellemi foglalkozásúak és a szolgáltatói szektorban dolgozók aránya, míg a férfiak esetében jelentősebb az ipari szektor (9. ábra).

Az elvándorlásokhoz hasonlóan a legtöbb elemzés a visszavándorlás jelenőségét is főként gazdasági tényezőkkel magyarázza, de a hazatérések esetében érdemes külön figyelmet szentelni az egyéni okoknak és a családi kapcsolatok szerepének is. Az évtized elején, 2010–2013 között kivándorlók esetében már korábban láthattuk, hogy a tartós migrációra és visszavándorlásra vonatkozó döntést nagymértékben befolyásolhatja az életkor együttes hatása azaz, hogy a vándorlók családtagjaikkal, háztartástagjaikkal együtt költöznek-e a külföldre. Számos kérdőíves felmérés jutott arra a következtetésre, hogy ameddig a kivándorlást elsődlegesen a magasabb jövedelmek motiválják, addig a visszavándorlási döntésben jóval nagyobb súlya van a családi okoknak és más szociális kapcsolatoknak (Martin and Radu, 2012; Horváth, 2016; KSH, 2018).

9. ábra: A 2018 és 2020 között visszavándorlók gazdasági aktivitása nemek és mobilitási mintázatok szerint



Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. N=43 124

ÖSSZEGZÉS

A 2010-es évek migrációs folyamataiban megfigyelhető változások közül az egyik legszembetűnőbb a rövid távú és ismétlődő mobilitási formák fokozatos térnyerése, amely leginkább az idősebb korcsoportok, valamint az ipari és vendéglátói szektorban dolgozók időszakos munkavállalási stratégiájává vált. A visszavándorlók körében azonban az évtized második felétől jelentőssé vált a hosszú távú, legalább 5 évi külföldi tartózkodást követően hazatérők aránya is. Utóbbi jelenség összekapcsolódik az évtized eleji európai munkaerő-piaci nyitások következtében megugró kivándorlásokkal.

Az évtized elején kivándorló magyarok fele 2020-ig bezárólag (még) nem tért haza. A tartós letelepedés és a visszavándorlás időzítése szintén erőteljesen összekapcsolódik a csoport életciklus-eseményeivel. Ameddig a 30 éven felüliek esetében a partnerrel vagy családtaggal együtt vándorlás a hosszú

távú külföldi letelepedés irányába hatott (amely kiemelten igaz a gyermekes családokra), addig a húszas éveikben kivándorlók esetében ez éppen fordított volt, vagyis az egyedül kivándorlók nagyobb arányban maradtak külföldön.

A 2010-es évek elején megfigyelhető kivándorlási hullám által a külföldön élő magyarok csoportja korábban nem látott méretűre nőtt, amely az évtized második felétől lehetővé tette a folyamatos visszavándorlásokat a hosszabb idő óta külföldön élők köréből is. Ezáltal a 2016-ot követően egyre intenzívebbé váló visszavándorlásban éppúgy megtalálhatóak a rövid távú és cirkuláris formák, mint a hosszabb idejű migrációs tapasztalatot követő hazatérések. Az Egyesült Királyság kilépése az Európai Unióból érzékelhető hatással volt az angliai visszavándorlásokra, noha a 2016-ot követően intenzívebbé váló hazatéréseket csak kisebb részben magyarázza a Brexit.

Bár az évtized elején még az Egyesült Királyság jelentette a magyar kivándorlók egyik legfőbb célországát, mára az ország jelentősége nagymértékben visszaszorult az új kivándorlók körében. Amellett, hogy napjainkban a korábban angliai kivándorlások jelentős része Ausztria felé irányul, a rövid távú és cirkuláris mobilitási formák jelentőségének növekedése is hozzájárult Ausztria szerepének megerősödéséhez. Az évtized során így a kivándorlók három fő célországa gyakorlatilag két fő célországra, Németországra és Ausztriára szűkült.

MELLÉKLETEK

1. melléklet: A rövid távú (legalább 3 hónapos, de 12 hónapnál rövidebb) külföldi tartózkodások megoszlása főbb célországok szerint, 2010–2019

Kivándorlás éve	Ausztria	Németország	Egyesült Királyság	Más EU-s ország	Más ország	Összesen
2010	33%	12%	21%	33%	0%	100%
2011	42%	19%	14%	25%	0%	100%
2012	40%	25%	14%	21%	0%	100%
2013	40%	24%	13%	22%	0%	100%
2014	40%	27%	11%	21%	0%	100%
2015	39%	29%	11%	21%	1%	100%
2016	40%	27%	11%	20%	1%	100%
2017	41%	27%	8%	22%	1%	100%
2018	44%	26%	8%	21%	1%	100%
2019	49%	21%	7%	21%	2%	100%

Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. N=61 612

2. melléklet: A rövid távú (legalább 3 hónapos, de 12 hónapnál rövidebb) külföldi tartózkodások megoszlása korcsoportok szerint, 2010–2019

Kivándorlás éve	0–17 évesek	18–24 évesek	25–30 évesek	31–40 évesek	40 évesnél idősebbek	Összesen
2010	0%	20%	35%	30%	14%	100%
2011	1%	18%	29%	31%	21%	100%
2012	1%	18%	29%	29%	23%	100%
2013	1%	19%	27%	29%	24%	100%
2014	1%	20%	26%	28%	25%	100%
2015	1%	20%	25%	28%	26%	100%
2016	2%	20%	24%	26%	28%	100%
2017	2%	20%	23%	24%	30%	100%
2018	2%	20%	23%	23%	32%	100%
2019	1%	20%	24%	23%	32%	100%

Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. (N=65 897)

3. melléklet: A 2010–2013 között kivándorlók mobilitási mintázatai nemek és korcsoportok szerint

	Egyszeri kivándorlás	Cirkuláris mobilitás	1 évnél rövidebb külföldi tartózkodást követő egyszeri visszavándorlás	1–4 év külföldi tartózkodást követő egyszeri visszavándorlás	Legalább 5 évi külföldi tartózkodást követő egyszeri visszavándorlás
0–17 évesek	4%	1%	1%	2%	2%
18–24 évesek	17%	18%	19%	22%	21%
25–30 évesek	26%	28%	27%	27%	29%
31–40 évesek	32%	32%	28%	28%	28%
40 évesnél idősebbek	21%	21%	25%	21%	19%
Összesen	100%	100%	100%	100%	100%
Férfi	50%	52%	57%	58%	58%
Nő	50%	48%	43%	42%	42%
Összesen	100%	100%	100%	100%	100%

Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. N=127 710

4. melléklet: A 2018–2020 között visszavándorlók mobilitási mintázatai nemek és korcsoportok szerint

	Cirkuláris mobilitás	1 évnél rövidebb külföldi tartózkodást követő egyszeri visszavándorlás	1–4 év külföldi tartózkodást követő egyszeri visszavándorlás	Legalább 5 évi külföldi tartózkodást követő egyszeri visszavándorlás
0–17 évesek	1%	3%	4%	4%
18–24 évesek	13%	25%	25%	22%
25–30 évesek	26%	22%	25%	30%
31–40 évesek	29%	20%	23%	26%
40 évesnél idősebbek	31%	31%	23%	18%
Összesen	100%	100%	100%	100%
Férfi	55%	58%	59%	58%
Nő	45%	42%	41%	42%
Összesen	100%	100%	100%	100%

Forrás: saját szerkesztés a NEAK TAJ adatai alapján. N=82 280

IRODALOM

- Agunias, D. R. (2006). *From a Zero-Sum to A Win-Win Scenario? Literature Review on Circular Migration*. Washington, D.C: Migration Policy Institute.
- Bálint L., Csányi Z., Farkas M., Hluchány H. és Kincses Á. (2017). International migration and official migration statistics in Hungary. *Regional Statistics*, 7(2), 101-123.
- Bijwaard, G. and Wahba, J. (2014). Do High-Income or Low-Income Immigrants Leave Faster? *Journal of Development Economics*, 108, 54-68.
- Blaskó Zs. és Gödri I. (2014). Kivándorlás Magyarországról: Szelekció és célország-választás az „új migránsok” körében. *Demográfia*, 57(4), 271-307.
- Borjas, G. J. and Bratsberg, B. (1996). Who leaves? The Outmigration of the Foreign-born. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 165-176.
- Csányi Z., Ligeti A. S., Novák J., Urbán F., Zöldi L. (2021). A nemzetközi vándorlás fogalma és mérése a hazai hivatalos statisztikában. *Demográfia*, 64(1), 79-102.
- de Haas, H., Castles, S. and Miller, M. J. (2020). *The Age of Migration. 6th Edition. International Population Movements in the Modern World*. London: Red Globe Press, Macmillan International Higher Education.
- Engbersen, G. and Snel, E. (2013). Liquid migration. Dynamic and fluid patterns of post-accession migration flows. In Glorius, B., Grabowska-Lusinska, I., and Kuvik, A. (eds.), *Mobility in Transition. Migration Patterns after EU Enlargement*. IMISCOE Research. Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Eurostat (2019). Metadata: Population (national level) (demo_pop). Elérhető: https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/demo_pop_esms.htm
- Gödri I. (2018). Nemzetközi vándorlás. In Monostori J., Óri P. és Spéder Zs. (szerk.): *Demográfiai portré 2018. Jelentés a magyar népesség helyzetéről*. Budapest: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet.
- Hárs Á. (2018). Növekvő elvándorlás: Lehetőségek, remények, munkaerő-piaci kilátások. In Kolosi T. és Tóth I. Gy. (szerk.): *Társadalmi Riport 2018*. Budapest: TÁRKI.
- Hárs Á. (2020). Elvándorlás, visszavándorlás, bevándorlás. Jelenségek és munkaerő-piaci hatások. In Kolosi T., Szelényi, I. és Tóth, I. Gy. (szerk.): *Társadalmi Riport 2020*. Budapest: TÁRKI.
- Horváth Á. (2016). Visszatérő kivándorlók. In Blaskó Zs. (szerk.): *Közelkép. Nemzetközi vándorlás*. Budapest: MTA Közgazdasági-és Regionális Tudományi Kutatóközpont.
- Klinthall, M. (2013). Older Immigrants Leaving Sweden. In Percival, J (eds.): *Return Migration in Later Life: International perspectives*. Bristol: Policy Press at the University of Bristol.
- Központi Statisztikai Hivatal [KSH] (2018). *Mikrocenzus 2016. 10. Nemzetközi Vándorlás*. Budapest: Központi Statisztikai Hivatal.
- Központi Statisztikai Hivatal [KSH] (2021). *Demográfiai Évkönyv, 2020*. Budapest: Központi Statisztikai Hivatal.
- Martin, R. and Radu, D. (2012). Return Migration: The Experience of Eastern Europe. *International Migration*, 50(6), 109-128.
- Melegh A. (2011). Globalizáció és migráció Magyarországon. *Educatio*, 2011/2, 206-219.

- Monti, A., Drefahl, S., Mussino, E. and Härkönen, J. (2019). Over-coverage in population registers leads to bias in demographic estimates. *Population Studies*, 74(3), 451-469.
- Moreh, C. (2014). Magyar bevándorlók az Egyesült Királyságban: Demográfiai, földrajzi és szociológiai körkép. *Demográfia*, 57(4), 309-343.
- Organisation for Economic Co-operation and Development [OECD] (2008). *Return Migration: A New Perspective*. International Migration Outlook. Paris: OECD.
- Papademetriou, D. G. and Terrazas, A. (2009). *Immigrants and the Current Economic Crisis: Research Evidence, Policy Challenges, and Implications*. Washington, DC: Migration Policy Institute.
- Triandafyllidou, A. (2013). Circular migration: introductory remarks. In Triandafyllidou, A. (eds.), *Circular Migration between Europe & Its Neighbourhood. Choice or Necessity?* Oxford: Oxford University Press.
- United Nations [UN] (1998). *Recommendations on Statistics of International Migration. Revision 1*. New York: United Nations.
- United Nations Economic Commission for Europe [UNECE] (2016). *Defining and Measuring Circular Migration*. New York and Geneva: United Nations Economic Commission for Europe.
- United Nations Economic Commission for Europe [UNECE] (2018). *Measuring International Labour Mobility*. New York and Geneva: United Nations Economic Commission for Europe.
- United Nations Economic Commission for Europe [UNECE] (2020). *Guidance on the use of longitudinal data for migration statistics*. Geneva: United Nations Economic Commission for Europe.
- Willekens, F. (2019). Evidence-Based Monitoring of International Migration Flows in Europe. *Journal of Official Statistics*, 35(1), 231-277.

CHANGING PATTERNS OF GEOGRAPHICAL MOBILITY: TEMPORARY EMIGRATION, PERMANENT SETTLEMENT AND CIRCULAR MIGRATION AMONG HUNGARIAN CITITENS

ABSTRACT

Migration statistics describing geographical mobility as a one-way, permanent process are not fully appropriate anymore to keep up with the rapidly changing global trends in the aftermath of the Millennium. However, from a longitudinal perspective on the administrative data – originally used to measure settling-purposed emigration and return migration of Hungarians – tracing back their migration history becomes possible, that lets us identify circular movements and measure durations of stay. In accordance with the data on Hungarian citizens, their mobility patterns since the 2010s have been characterized by both shorter and longer terms movements. Over the past decade, short-term and repeated migratory movements have become increasingly prominent among Hungarian migrants, which indicates that ‚liquid‘ migration patterns are gaining ground, especially among temporary workers in the industrial and service sectors. Half of those who emigrated at the beginning of the last decade have not yet returned. Since the size of emigrant stocks has been continuously increasing, a greater pool of potential returners have come to exist that include also those living abroad for longer periods. At the same time, by the end of the 2010s, Great-Britain had lost much of its attractiveness, so that only Germany and Austria are considered today as the main destinations for Hungarian migrants.

A 2000–2015 KÖZÖTTI CSALÁDPOLITIKAI INTÉZKEDÉSEK HATÁSA A SZÜLETÉSSZÁMRA MAGYARORSZÁGON*

Bördős Katalin – Szabó-Morvai Ágnes

ÖSSZEFOGLALÓ

Elemzésünkben a 2000 és 2015 közötti családpolitikai támogatások és intézkedések fertilitásra gyakorolt hatását vizsgáljuk, melyet FH panel regressziókat használunk. Eredményeink azt mutatják, hogy a családtámogatási rendszer azon elemei vannak a legnagyobb hatással a termékenységre, amelyek a foglalkoztatási, a megélhetési és a lakhatási lehetőségeket javítják. A nők jelenlegi foglalkoztatottsága, a bölcsőde és az óvoda elérhetősége és a részmunkaidős munkalehetőségek jelentősen növelik a tisztított élveszületési arányszámot, mely különösen igaz az első gyermek esetében. A családtámogatási rendszer egészét tekintve a hazai beavatkozások hasonló eredményességet mutatnak, mint a többi országban: enyhén pozitív, szignifikáns hatással vannak a termékenységre. A kapott eredmények arra utalnak, hogy a foglalkoztatás és a bérek növelését célzó gazdaságpolitikák valószínűleg a leghatékonyabb termékenységi politikák közé tartoznak. Ugyanakkor az eredmények azt is megmutatták, hogy a megfizethető lakhatás kulcsfontosságú tényező, amit nem csupán saját lakás vásárlását elősegítő támogatásokkal, hanem a bérlakáshoz jutást segítő programokkal is lehetne támogatni.

* A cikk alapját képező számításokat az Európai Bizottság Magyarországi Képvisellete megbízásából készítettük el 2018-2019-ben. A szerzők köszönetet mondanak a Központi Statisztikai Hivatal és a Közgazdaság-és Regionális Tudományi Kutatóközpont Adatbankjának és a magyar államigazgatásnak az adatok hozzáférhetővé tételéért. Hálásak vagyunk Gyulai Ágnesnek az asszisztensi munkájáért, valamint Gál Róbertnek és Csillag Mártonnak az építő megjegyzésekért, Horváth Áronnak és az ELTINGA Ingatlanpiaci Kutatóközpontnak az ingatlan adatokért. Szabó-Morvai Ágnes munkáját az FK-131422 számú pályázata támogatta.

Tárgyszavak: gyermekvállalás, családpolitika

Bördös Katalin, HÉTFA Kutatóintézet

E-mail: bordoskatalin@hetfa.hu

Szabó-Morvai Ágnes, KRTK KTI, Debreceni Egyetem

E-mail: szabomorvai.agnes@krtk.hu

BEVEZETÉS

Az európai országok számára jelenleg az egyik legnagyobb középtávú kihívást a csökkenő gyermekszám, és az ennek következtében beálló demográfiai krízis jelenti. Magyarország ebben a tekintetben hasonló problémákkal küzd, változatos szakpolitikai eszközök alkalmazásával kívánja ösztönözni a születendő gyermekek számának növekedését. A magyar termékenységi ráta 1975 óta majdnem folyamatosan csökkent, míg 2011-ben érte el a minimumát (1,23). Ezt követően mérsékelt emelkedést mutatott, és 2019-ben elérte az 1,49 értéket, ami csupán kevéssel maradt el az EU átlagtól (1,52).

Becker (1960) modellje szerint a fertilitási döntések során a családok a gyermekvállalással járó anyagi és nem anyagi hasznokat vetik egybe a költségekkel. Spéder és Kapitány (2007) ugyanakkor rávilágít arra, hogy az első gyermek vállalását egészen más tényezők befolyásolhatják, mint a későbbi gyermekekét. A gyermekhez fűződő anyagi terhek csökkentését célzó szakpolitikai intézkedéseket számos cikk vizsgálta (Ermisch, 1988; Greulich, Thevenon and Guergoat-Lariviere, 2015; Zhang, Quan, and van Meerbergen, 1994). Ezek közül több is demonstrálta azt a bizonytalanságot, hogy ezen szakpolitikák a befejezett fertilitást, vagy csak a gyermekvállalás időzítését befolyásolják. Francia adatokat vizsgálva Laroque and Salanié (2008) azt találja, hogy ha az éves GDP 0,3%-ának megfelelő költségvetésből bevezetnének egy mindenki által igénybe vehető gyermeknevelési támogatást, az 0,3-mal növelné meg a termékenységi rátát. Gábos et al. (2009) szerint a családi támogatások 1%-os növelése 0,2%-kal emelné a termékenységet. Ang (2015) számításai szerint 2008-ban Kanadában 15 ezer kanadai dollárral kellett volna megemelni a családi támogatást, vagy 223 ezer dollárt kellett volna kész-

pénzes támogatásként adnia ahhoz, hogy átlagosan eggyel nőjön a született gyermekek száma¹.

A hazai szakpolitikai környezetben egyetlen intézkedés változásának termékenységi hatását mérni komoly módszertani kihívást jelent. A kvázi-kísérleti módszerek például kudarcot vallhatnak, mivel a családi adókedvezmények hirtelen emelkedésére adott válaszreakcióként a termékenységi ráta valószínűleg nem ugrik meg rögtön. Továbbá egy 1-3 hónapos megfigyelési időszak alatt sem mutat jelentős változást. Inkább fokozatosan alkalmazkodik egy hosszabb, legalább 9 hónapos, de valószínűleg inkább 1-3 éves időszakon keresztül. Ez azt eredményezné, hogy a becsült hatások nullák lennének a szakpolitikai változás szűk időköznyezetében. Ennélfogva egyetlen családpolitikai intézkedés hatásbecsléséhez egy hosszabb időszak adatait kell felhasználni. Ezzel a megközelítéssel viszont az a probléma, hogy Magyarországon úgy, mint több másik EU országban is, a családpolitikai rendszer számos eleme változik néhány éves távlatban, s ezek egyenként különféle hatással lehetnek a termékenységi rátára. Emiatt a családpolitikai rendszer elemeit célszerű egyben elemezni, hogy elkerüljük a kihagyott változók miatti torzítást.

Ebben a cikkben mindazoknak a szakpolitikai intézkedéseknek a tisztított élveszületési arányszámra (TÉA) gyakorolt hatását elemezzük, amelyek ezt elsődleges célként tűzik ki, vagy csupán mellékhatásként befolyásolják a születésszámot. A méréshez használt adatbázis termékenységi és demográfiai háttérinformációkat tartalmaz a 2000 és 2015 közötti évekre vonatkozóan, amelyeket NUTS3 régiók, településtípus, az anya életkori kategóriája (10 éves bontásban), iskolai végzettsége és munkaerő-piaci státusza szerint alkotott csoportokra aggregáltunk. Ezen dimenziók mentén adatbázisunkban a népesség és a családtípusok is kategorizálva vannak, közel 10 ezer cellában. Továbbá a 2000 és 2014 között bevezetett családpolitikai intézkedéseket szintén rögzítettük az adatbázisban, így megjelennek az egyes családtípusok számára potenciálisan elérhető ösztönzők, típusonként és összesítve is.

Cikkünkben egy speciális aggregált adatbázist használunk a hatások becslésére, melyet a KSH Élveszületési Adatbázis, a KSH Demográfiai Évkönyv, a KSH Munkaerő-felmérés (MEF) és az ÁFSZ Bértarifa felvétel adatai alapján állítottunk össze. Az elemzésben fixhatás panel modellekkel mérjük a család-

¹ A szerző a hatásbecslés nagyságát a könnyebb interpretáció kedvéért átszámította arra, hogy mennyit kell költenie az adott családtámogatási programra a kormánynak átlagosan ahhoz, hogy eggyel több gyermek szülessen meg az országban. Ehhez kiszámította az értékelt családtámogatási program egy nőre jutó költségét, illetve ezt elosztotta a program által kiváltott fertilitás változás mértékével.

politikák együttes és különálló hatásait, a születési sorrend szerinti hatásokat, illetve a születés bármely sorrendjének átfogó hatását, továbbá 1, 2 és 3 éves késleltetéssel mérjük a szakpolitikák hatását is. A regressziós eredmények megmutatják, hogy az első és második gyermek születését pozitívan befolyásolják a foglalkoztatási lehetőségek, a rugalmas munkalehetőségek elérhetősége és a bölcsődei, óvodai ellátottság. A harmadik születésre pedig negatívan hat az anyák foglalkoztatottsága. Az eredmények azt mutatják, hogy a magasabb pénzbeli családi juttatások késleltetik az első születést és enyhén növelik a harmadikat.

A családpolitikák részletes elemzése során az első és a harmadik év között háromféle családpolitikai intézkedés esetében találtunk szignifikáns pozitív hatást. A többi szakpolitikára vonatkozóan nem találtunk statisztikailag szignifikáns hatásokat.

ELMÉLETI MODELL

A termékenység modellezéséhez egy egyszerű valószínűségi modellt használunk (ld. pl. Das, 2019, o. 89). Ha egy újabb gyermek vállalásának nettó értéke pozitív, a család a gyermekvállalás mellett dönt. A szülők a jövedelemkorlát figyelembevételével maximalizálják a hasznosságot:

$$\max_{B_i} \{U(B_i): I = C + T_i\}$$

ahol $U(B_i)$ az i -edik gyermek vállalásából eredő hasznosság, amely lehet bármilyen pszichológiai haszon (a gyermekvállalás közvetlen haszna), anyagi haszon (pl. gyermekkel kapcsolatos támogatások), illetve reciprocitáshoz fűződő várakozások (pl. a gyermekektől kapható majdani öregkori transzferek). A család jövedelme I , C a háztartás egyéb javakra és szolgáltatásokra fordított fogyasztása (beleértve a családban már meglévő gyermekekre fordított kiadásokat), T_i pedig a további gyermekhez kapcsolódó közvetlen (pl. egészségügyi, ruházati, oktatási stb. kiadások) és közvetett (pl. az anya elmaradt jövedelme) költségek összege. A modellben feltételezzük, hogy a szülők ki tudják számítani az összes élethosszig tartó haszon és költség jelenértékét. A szülők gyermekvállalási döntése attól függ, hogy egy újabb gyermek vállalása növeli-e a háztartás nettó hasznát.

Még egy gyermeket vállalnak, ha $U(B_i = 1) - U(B_i = 0) \geq 0$ és nem vállalnak, ha $U(B_i = 1) - U(B_i = 0) < 0$, ahol $B_i = 1$, ha a szülők úgy döntenek, hogy még egy gyermeket vállalnak.

A modellt látens változós modellben becsüljük. Legyen Y_i^* a nem megfigyelhető látens változó, amelyet a következőképpen határozunk meg:

$$Y_i^* = U(B_i = 1) - U(B_i = 0)$$

ahol B_i egy bináris változó, amelyben $B_i = 1$, ha a családban további gyermek születik és $B_i = 0$, ha nem. A döntés a következő lesz:

$$B_i = \begin{cases} 1, & Y_i^* \geq 0 \\ 0, & Y_i^* < 0 \end{cases}$$

A becsült egyenlet a következőképpen írható le:

$$Pr(B_i = 1|X_i) = Pr(Y_i^* \geq 0|X_i) = Pr\left(\beta_0 + \sum_n \beta_n \cdot X_{ni} + \epsilon_i \geq 0\right)$$

ahol $n \in \mathbb{Z}$.

Az X_{ni} minden olyan tényezőre kiterjed, amely befolyásolja a további gyermek előnyeit és költségeit, mint például a szülők végzettsége vagy az adott évben elérhető gyermektámogatások összege. Ily módon egy olyan modellt írunk fel, amely valószínűségi modellel mérhető, a hibatag (ϵ_i) eloszlására vonatkozó megfelelő előfeltevéssel.

ADATOK

Az adatbázisunkban különböző forrásokból származó, egyéni szintű adatokat használtunk fel, amelyeket év és „nőtípus” cellákba aggregáltunk. A nőtípus meghatározása a következők alapján történik: 1.) a nő lakóhelye (településtípus és megye szerint); 2.) a nő életkori kategóriája 10 éves sávokban; 3.) a nő legmagasabb iskolai végzettsége (gimnáziumi végzettséggel rendelkezik vagy sem)²; 4.) munkaerő-piaci státusz (foglalkoztatott vagy nem foglalkoztatott). A kategóriák pontos leírása megtalálható az 1. táblázatban. A végleges adatbázis 9 984 cellát tartalmaz 16 évre vonatkozóan, ami azt jelenti, hogy minden évben 624 „nőtípus” cella található.

A függő változó az adott cellában számított termékenységi ráta. A termékenységi rátákat úgy határoztuk meg minden egyes cellára, hogy a születések számát elosztottuk a nők számával. Mivel sem a számlálóra, sem a nevezőre vonatkozó adatok nem állnak nyilvánosan rendelkezésre ezekhez az aggregátumokhoz és nem létezik olyan mikroszintű adatbázis sem, amely minden szükséges információt tartalmaz, ezért három mikroszintű adatforrásra volt szükség a megfelelő adatok előállításához.

² A kategóriák finomságát a béradatbázisban szereplő megfigyelések száma korlátozza. Ahhoz, hogy növelni tudjuk a megfigyelések számát az egyes nőtípusok celláiban az iskolai végzettséget két kategóriába kellett összevonnunk.

1. tábla: Cellák meghatározása

Változó	Kategóriák száma	Értékek
Év	16	2000-2015
Lakhely- megye	20	NUTS-3 szintű terület: 19 megye + Budapest
Lakhely- település	3 (1 Budapesten és 2 a többi megyében)	Község / város / főváros (Budapest) (alkalmazkodva a magyar közigazgatási és jogi kifejezésekhez)
A nő kora	4	10 évenkénti csoportok (5 évenkénti csoport az alacsonyabb életkornál): 15–19 / 20–29 / 30–39 / 40–49 év
A nő iskolai végzettsége	2	Alacsony (nincs felső vagy középfokú végzettsége / 0–2 ISCED szint) / magas (minimum felső vagy középfokú végzettsége van / 3 vagy magasabb ISCED szint)
A nő munkaerő- piaci státusza	2	Foglalkoztatott / Nem foglalkoztatott (munkanélküli vagy inaktív)

Cellák száma összesen: $16 \cdot 19 \cdot 2 \cdot 4 \cdot 2 \cdot 2$ (megyék) + $16 \cdot 4 \cdot 2 \cdot 2$ (főváros) = 9.984

Forrás: saját szerkesztés.

A születések számára vonatkozó információk esetében a KSH Élveszületési Adatbázisára támaszkodunk. Az Élveszületési Adatbázis az 1971 és 2016 közötti összes születési eseményt tartalmazza, emellett nagyon részletes demográfiai adatok szerepelnek az anyáról, mint például az iskolai végzettség, a gyermekek száma, foglalkozás, munkaerő-piaci státusz, a születés pontos dátuma, az anya lakóhelyének irányítószáma, családi állapot, az anya életkora, az apa életkora, az apa iskolai végzettsége és az apa foglalkozása. Az adatbázis az egyes születési események paritására vonatkozó információkat is tartalmazza (hányadik gyermekként született a gyermek).

A cellákban lévő nők száma a KSH Demográfiai Évkönyv adatai alapján kerültek meghatározásra, amelyben az egyes lakóhelyekre (településekre) vonatkozóan, adott korban lévő férfiak és nők pontos számáról, a tényleges lakosok számáról található információ. Nem tartalmaz azonban adatokat a lakosok iskolai végzettségére és munkaerő-piaci státuszára nézve. Ezért a cellákban lévő nők számának kiszámításához meg kell becsülni a különböző iskolai végzettségi szintek arányát, valamint a foglalkoztatott és nem foglalkoztatott nők arányát. Ehhez a KSH Munkaerő-felmérést használjuk: először a MEF adatai alapján kiszámítottuk az egyes

cellákban lévő nők iskolai végzettségi szintjének és foglalkoztatási státuszának együttes megoszlását, majd ezen arányok segítségével beosztjuk a Demográfiai évkönyv adott cellájába tartozó nőket a megfelelő „nőtípus” cellába.

A családpolitikai adatbázis változói minden évben a nők (és családok) többféle támogatásra és ellátásra való jogosultságán alapulnak. Ezen ellátások tényleges igénybevételére vonatkozó adatokkal is rendelkezünk, de mivel az igénybevételi arányt már befolyásolja a termékenységi ráta, ezért azt nem vesszük figyelembe az elemzésben, hanem a szakpolitikai mix szándékolt (intent-to-treat) hatásait számoljuk ki.

Pontosabban, figyelembe véve a jogosultsági szabályokat, a maximális időtartamot és az egyes ellátások törvényben meghatározott összegét, kiszámítjuk, hogy ha egy anya egy adott évben szülne, akkor milyen összegre számíthatna az újszülött gyermek 18. születésnapjáig. A számításnál feltételezzük, hogy a jogosultsági szabályok, az ellátások maximális időtartama és összege (valamint a nő lakóhelye, az iskolai végzettsége és a foglalkoztatási státusza) a következő 18 évben változatlan marad. A nettó jelenérték kiszámításához 3%-os diszkontrátát alkalmazunk. A 2. táblázat összefoglalja, hogy a modellben mely ellátásokat vesszük figyelembe.

Mivel a fenti juttatások közül néhányat (különösen a CSED-et és a GYED-et) csak foglalkoztatott szülők igényelhetnek és összegük a korábbi munkajövedelmtől függ, a nettó jelenérték kiszámításához minden egyes „foglalkoztatott” munkaerő-piaci státuszú cellára meg kellett becsülnünk az átlagos munkajövedelmet. Ehhez az ÁFSZ Bértarifa felvétel adatbázist használtuk. Ez az adatbázis a 2000 és 2016 közötti évekre vonatkozó részletes adatokat tartalmaz a munkavállalói bérekről, beleértve az évet, a nemet, a lakóhelyet, az iskolai végzettséget, a foglalkozást (FEOR kódot) és az életkort. (Ez az adatbázis nem tartalmazza a jövedelmeket, következésképpen az elemzésben a jövedelmek helyett a béreket kellett használnunk.) Így a végleges adatbázisunkban minden egyes cellára kiszámítható a nő imputált bére (valamint a család összes imputált bére). Ezeket az imputált béreket használjuk a CSED és a GYED várható összegének kiszámításához, amelyet a foglalkoztatott anyák kapnak. A CSED és GYED összegének számításakor azzal a feltételezéssel élünk, hogy az érintett anyák nem mennek vissza annál az adott évnél előirtnál hamarabb dolgozni, amivel elveszítenék az ellátásra való jogosultságukat.

2. tábla: Családpolitikai adatbázis

Családpolitikai eszköz	Leírás	Összeg
Családi pótlék	Átalányösszegű, általános ellátás, amely (alapesetben) a gyermek 18. születésnapjáig jár. Az összeg a gyermekek számától és a kedvezményezett szülő családi állapotától függ.	A pontos összeg az egyén jellemzőitől függ.
Gyermekgondozást segítő ellátás (GYES)	Átalányösszegű, egyetemes ellátás, amely (alapesetben) a gyermek 3. születésnapjáig jár.	A pontos összeg az egyén jellemzőitől függ.
Gyermeknevelési támogatás (GYET)	Átalányösszegű, egyetemes ellátás, amely a legfiatalabb gyermek 18. születésnapjáig jár. Csak nemdolgozó vagy rész munkaidőben dolgozó, legalább 3 gyermeket nevelő anyák jogosultak rá.	A pontos összeg az egyén jellemzőitől függ.
Anyasági támogatás	A gyermek születésekor általánosan járó, egyösszegű kifizetés.	A pontos összeg az egyén jellemzőitől függ.
Terhességi-gyermekágyi segély/ Csecsemőgondozási díj (TGYS/CSED)	A kötelező társadalombiztosítási rendszeren alapuló ellátás, legfeljebb 6 hónapig kapható. Csak azok lehetnek jogosultak, akik korábban már dolgoztak. Az összeg az anya korábbi munkajövedelmétől függ.	Az egyén jellemzői és a bér alapján becsült összeg.
Gyermekgondozási díj (GYED)	A kötelező társadalombiztosítási rendszeren alapuló ellátás, az összeg az anya korábbi munkajövedelmétől függ. A csecsemőgondozási díj lejárta után a gyermek második születésnapjáig tart a jogosultság.	Az egyén jellemzői és a bér alapján becsült összeg.
Családi adókedvezmény	Kedvezményt biztosít a szülők személyi jövedelemadójából, ezáltal növelve a nettó fizetést. A gyermekek számától függ, és csak a munkaviszonyban álló szülők igényelhetik. A rendelkezésre álló összeget a családok jövedelemadó alapja korlátozza, amelyet figyelembe vettünk a szakpolitikai adatbázisban.	Az egyén jellemzői és a bér alapján becsült összeg, minden évben az aktuális szabályozásnak megfelelően.
Otthonteremtési támogatás (szocpol/LÉT) és kamattámogatás ^a	A családok számára vissza nem térítendő támogatással járó rendszer, amelyet saját lakás vásárlására kell felhasználni; tartalmazhat fix és állandó támogatott kamatozású kölcsönt is. A támogatás és a kölcsön összege a gyermekek számától, valamint egyes években a szóban forgó ház vagy lakás méretétől és állapotától (újépítésű vagy használt) függ.	Részleteket ld. a 2. mellékletben.
Járuulékkedvezmények (START PLUSZ kártya /Munkahelyvédelmi Akció)	A munkabért terhelő alacsonyabb járulékok az anyák foglalkoztatásának növelése érdekében.	Bináris változók a rendelkezésre álló évekre.
Első házások adókedvezménye	Adóalap-kedvezmény az új házaspárok számára 24 hónapig.	Havi 5000Ft
Visszatérés a munkaerőpiacra	A gyermek azon életkora, amikor az anya először dolgozhat 1.) rész munkaidőben 2.) teljes munkaidőben anélkül, hogy elveszítené bármilyen juttatást.	Pontos életkor az ellátás típusától függően (GYES vagy GYED).
A pénzügyi intézkedések stabilitása az elmúlt 3 évben		Részleteket ld. a 3. mellékletben.
Bölcsődei lefedettség	Adott területen rendelkezésre álló bölcsődei férőhelyek száma osztva a 0 és 2 év közötti gyermekek számával.	

^a A Családi Otthonteremtési Kedvezményt (CSOK-ot) 2015-ben vezették be, így a jelenlegi adatbázisunkkal nem tudjuk vizsgálni annak hatását. Ehhez még néhány év megfigyeléseit össze kellene gyűjtenünk.

Forrás: saját szerkesztés.

Az adókedvezményt bármelyik szülő igényelheti, illetve megosztható közöttük. Az apák körében sokkal gyakoribb a családi adókedvezmény igénylése, mint a CSED vagy a GYED igénybevétele, ezért nemcsak az anya bérét, hanem a család teljes jövedelmét vettük figyelembe a rendelkezésre álló adókedvezmény összegének meghatározásához. A családi jövedelem kiszámításához minden nő-típussal (cellával) egyesíteni kellett a férj bérének várható értékét. Az imputálás részleteit lásd az 1. mellékletben. A MEF adatbázisban a megfigyelési egység a háztartás, ami lehetővé teszi számunkra, hogy minden nő esetében összekapcsoljuk a partner bruttó bérét, ha egy partnerrel közös háztartásban él (házasság vagy élettársi kapcsolat). Így a családi bruttó bér is megbecsülhető. Minden évre az adott évben aktuális családi adókedvezmény mértékével számoltunk. Feltételeztük, hogy egy család úgy hoz gyermekvállalási döntést, mintha a következő időszakban az adott évre vonatkozó családi adókedvezmény állna fent.

A pénzügyi intézkedések stabilitása mutatóban a pozitív és negatív irányú intézkedéseket szintén figyelembe vettük. A szakirodalom szerint (pl. Aassve, Billari and Spéder, 2006) alapvetően a negatív irányú változások okozta kiszámíthatatlanság eredményez visszaesést a fertilitásban, ugyanakkor a vizsgált időszak családpolitikai expanziós jellege miatt csupán a negatív változások dokumentálása nagyon kis variabilitású mutatót generált volna.

Az adatbázisból minden egyes cellára vonatkozóan néhány további változót is kiszámítottunk. Például a partnerek (férjek vagy élettársak) foglalkoztatási arányát, második munkahely meglétének valószínűségét (nő és partner), részmunkaidős foglalkoztatás arányát (nő és partner), szokatlan időpontokban történő munkavégzés arányát (nő és partner) és a házasságkötési arányt. A női foglalkoztatási ráták és a női munkanélküliségi ráták esetében az aggregálás szintje: [Év – Megye – Várostitípus – A nő életkora – Családban lévő gyermekek száma – A nő iskolai végzettsége]. Végül a kiegészített munkaerő-felmérés adatait az 1. táblázatban bemutatott aggregációs szintnek megfelelően összevontuk a mérési adatbázissal.

Az elemzésből kimaradt a 2012-ben bevezetett bölcsődei díj hatásának vizsgálata, mivel nem álltak rendelkezésre megfelelő mélységű adatok arra vonatkozóan, hogy mely régiókban mekkora összegű volt az átlagos bölcsődei térítési díj. Továbbá az sem látható, hogy mely bölcsődék milyen elvek alapján határozták meg a fizetendő összeget. A GYED Extra egyes lényeges szabályai, mint például a GYED és GYES összegének kumulálhatósága szintén kimaradtak a modellekből, mert a születendő testvérek között eltelt időt nem vettük figyelembe a modellek egyszerűségének és könnyű értelmezhetőségének érdekében.

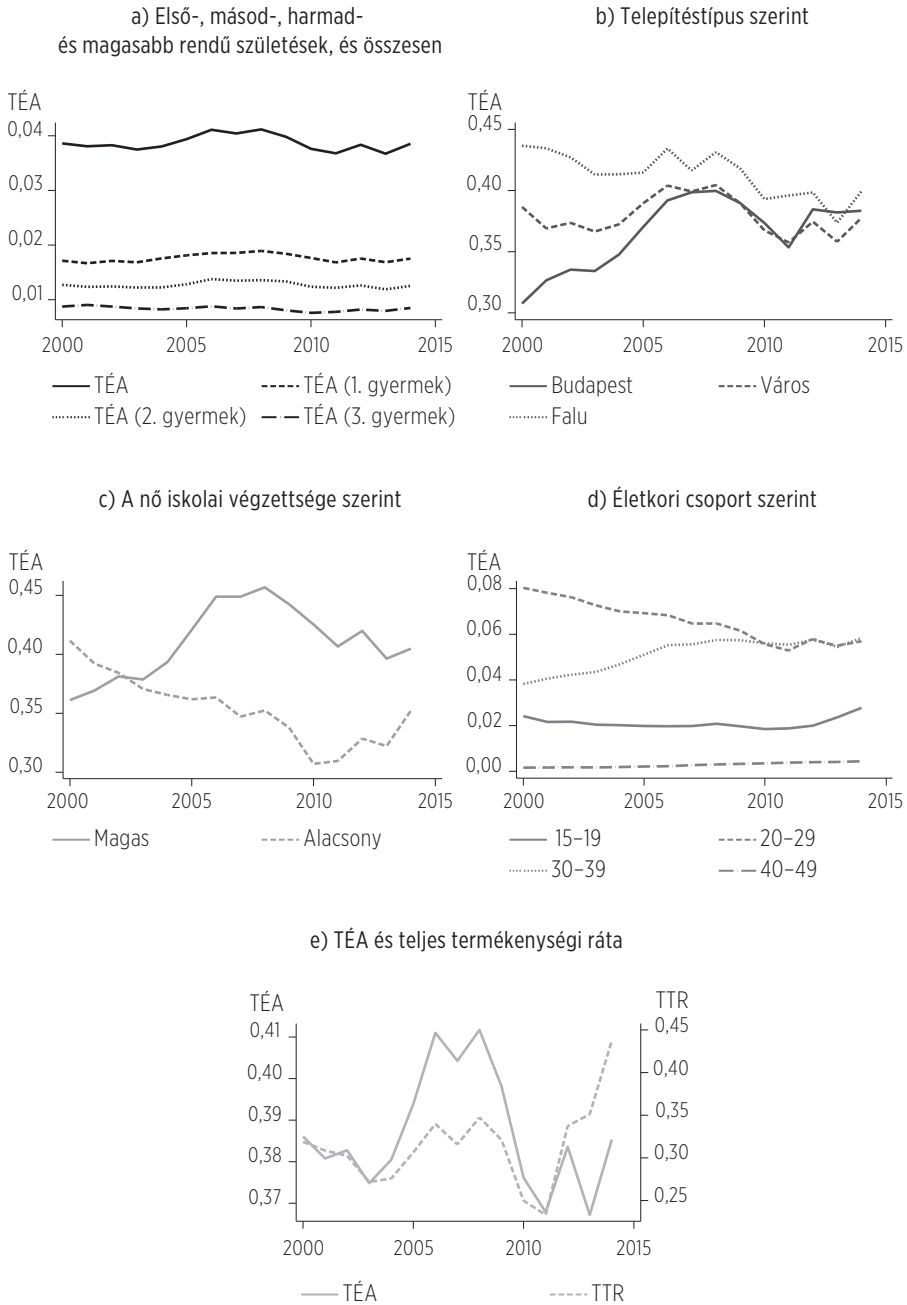
LEÍRÓ ELEMZÉS

Mielőtt rátérnénk a regressziós elemzésre, általános leírást adunk a termékenység hazai alakulásáról. Az aktuális magyar demográfiai helyzetről a legátfogóbb képet a KSH Népeségtudományi Kutatóintézet kiadványa a Demográfiai Portré (Monostori, Őri és Spéder, 2018) adja. E tanulmány szerint a születések száma az elmúlt években stabilnak mutatkozott, bár a szülőképes korú nők száma jelentősen csökkent, míg a gyermekvállalási szándék ebben az időszakban nőtt. A teljes termékenységi ráta (TTR) a 2011-es 1,24-ről 1,5-re nőtt. A növekedés az alacsony iskolai végzettségűek és a legfiatalabb korosztályok magasabb termékenységének köszönhető, valamint a kétgyermekes családokban is nőtt a további születések valószínűsége. Ugyanakkor szintén nőtt a gyermektelenek és az egygyermekes családok aránya.

Az 1.e ábra a TTR és a TÉA alakulását mutatja be. A teljes termékenységi ráta az egy nőtől született gyermekek átlagos száma, feltéve, hogy a nő reprodukív életének végéig él és az adott évben számított, életkorhoz kötött termékenységi rátát tapasztalja az évei során. Magyarországon a TTR az elemzésünk időszakában átlagosan 1,31 volt. Ezzel szemben a TÉA az adott évben szülő nők egyszerű aránya a reprodukív korú nők teljes számához viszonyítva. A TÉA ugyanebben az időszakban átlagosan 3,87% volt. Amint az 1.e ábrán látható, a TÉA együtt mozog a TTR-rel, így az egész elemzés során ezt használjuk az egyszerűség kedvéért és TÉA-ként vagy termékenységgént hivatkozunk rá.

Amint azt az 1.a-d ábrák mutatják, a TÉA összességében nem változott jelentősen a 2000 és 2014 közötti időszakban, azonban a népesség több alcsoportjában jelentős változások következtek be. A különböző várostípusokban a termékenység konvergált: Budapesten növekedett, a falvakban pedig csökkent. Az alacsony iskolai végzettségűek termékenysége fokozatosan csökkent 2010-ig, azután ez a tendencia megfordult. Ezzel szemben a magas végzettségűek csoportjában a termékenység 2008-ig folyamatosan emelkedett, utána viszont csökkent. Az 1.d ábrán két fontos jelenség látható: az egyik a szülő nők átlagos életkorának növekedése, amelyet a húszas korcsoportban a csökkenő termékenység, míg a harmincas korcsoportban megfigyelhető hasonló mértékű növekedés jelez; a másik pedig a tizenévesek termékenységének meredek emelkedése 2011-től.

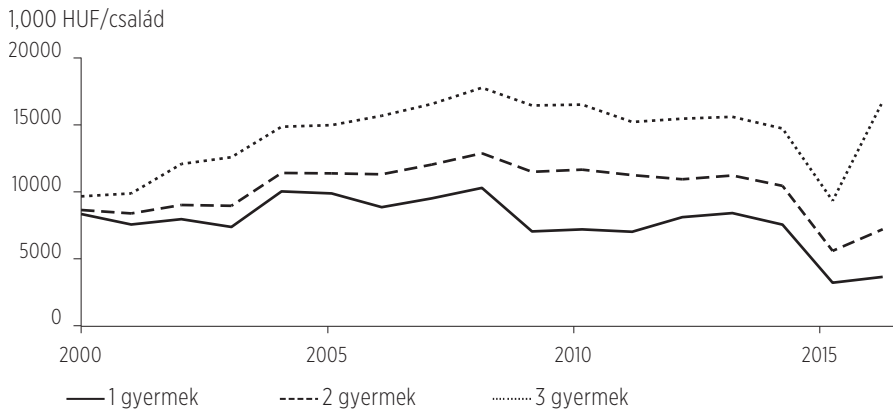
1. ábra: Tisztított élveszületési arányszám



Forrás: saját szerkesztés, a KSH Élveszületési adatbázis alapján.

A 2. ábra a támogatások átlagos nettó jelenértékét mutatja be, mindezt a jogosultsági kritériumok alapján kiszámítva. Ha egy átlagos 3 gyermekes család az összes elérhető támogatást és juttatást igénybe venné, akkor egy 2000-ben születendő gyermek 18 éves koráig mintegy 10 millió forintot gyűjthetne, feltéve, hogy a szabályozás, a bérek és a támogatások szintje a teljes időszakban változatlan maradna, vagyis az adott évi szabályok maradnának érvényben. A jelenérték-számításokban 3%-os diszkontrátát feltételeztünk. Minden évben az adott év szabályait alapul véve összegeztük a várható, 18 éves korig gyűjthető támogatási összegeket. Amint az az ábrán is látható, a különböző gyermekszámú családok közötti ék az idő múlásával jelentősen megnőtt.

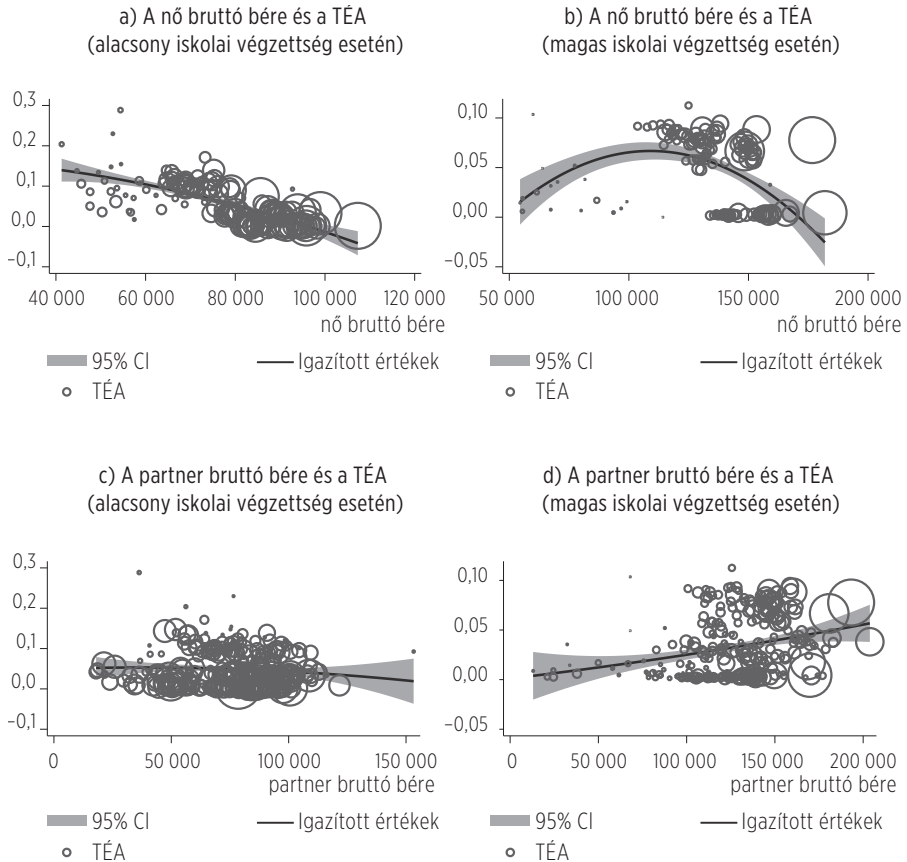
2. ábra: A támogatások átlagos nettó jelenértéke a jogosultsági kritériumok alapján számítva



Forrás: saját szerkesztés, az elemzéshez összeállított adatbázis segítségével.

A 3. ábra a termékenység és a bérek kapcsolatát mutatja be. Míg az egyes körök a cellákat ábrázolják, addig a körök mérete az adott cellában lévő népesség méretét fejezi ki. Az ábrák a bruttó átlagbéreket és a termékenységi rátákat mutatják a teljes megfigyelési időszak alatt. A várakozásoknak megfelelően a női bérek növekedése negatívan hat a termékenységre. A magasabb végzettségű nők esetében a 100 000 Ft feletti rész releváns. A magasabb végzettségű nőket nézve a férj bére növeli a termékenységet, ami a korábbi szakirodalom alapján szintén várható volt. Az alacsony iskolai végzettségűek termékenysége a férj bére esetén stagnál. A 3. táblázat a legfontosabb változók összefoglaló statisztikáit tartalmazza.

3. ábra: Bruttó bérek és a TÉA



Forrás: saját szerkesztés, az elemzéshez összeállított adatbázis segítségével

3. tábla: A modell fő változóinak leíró statisztikái (cella átlagok)

Változó	Megfigye- lés	Átlag ^a	Szórás	Min. ^b	Max. ^c
Egyének száma a cellában (fő)	7 737	4 590,50	6 970,39	17,35	100 848,70
születések száma (fő, első gyermek)	7 737	80,84	241,46	0,00	4 330,00
születések száma (fő, második gyermek)	7 737	58,31	140,19	0,00	3 042,00
születések száma (fő, harmadik és további gyermek)	7 737	38,44	74,65	0,00	1 144,00
eltartottsági arány (teljes)	7 737	0,58	0,04	0,50	0,68
eltartottsági arány (gyermek)	7 737	0,24	0,03	0,19	0,35
eltartottsági arány (öregségi)	7 737	0,34	0,04	0,24	0,46
bölcsődei lefedettség (bölcsődei férőhelyek száma / 0–2 éves korú gyermekek száma)	7 737	0,10	0,08	0,00	0,29
óvodai ellátottság (óvodai férőhelyek száma / 3–5 éves korú gyermekek száma)	7 214	1,13	0,09	0,90	1,36
egy főre eső SZJA (ezer Ft / év)	7 737	602,10	216,92	151,92	1 197,50
regionális munkanélküliségi ráta (%)	7 737	8	4	2	21
bruttó bér (nő) (Ft / hó)	7 737	51 730,54	62 146,90	0,00	276 641,40
bruttó bér (partner) (Ft / hó)	7 737	102 846,10	49 018,66	0,00	376 036,50
bruttó bér (család) (Ft / hó)	7 737	154 576,70	92 582,73	0,00	552 202,80
partner foglalkoztatási aránya	7 695	0,83	0,19	0,00	1,00
tavaly költözött	7 737	0,01	0,05	0,00	1,00
részmunkaidős állások aránya	6 444	0,10	0,18	0,00	1,00
éjszakai műszakban dolgozók aránya	6 444	0,33	0,29	0,00	2,67
részmunkaidős állások aránya (partner)	7 593	0,04	0,08	0,00	1,00
második munkahely aránya (nő)	6 444	0,01	0,04	0,00	1,00
második munkahely aránya (partner)	7 593	0,02	0,05	0,00	1,00
éjszakai műszakban dolgozók aránya (partner)	7 593	0,54	0,28	0,00	2,80
házasságok aránya	7 737	0,64	0,25	0,00	1,00
házas vagy élettársi kapcsolatban élők aránya	7 737	0,87	0,12	0,00	1,00
női foglalkoztatási arány	7 737	0,54	0,24	0,00	1,00
női munkanélküliségi ráta	7 365	0,14	0,15	0,00	1,00
gyermek száma a háztartásokban (maximum 3) (fő)	7 737	0,45	0,52	0,00	3,00

Forrás: az elemzéshez összeállított adatbázis.

^a A cellaátlagok átlaga.

^b A legkisebb értékű cellaátlag.

^c A legnagyobb értékű cellaátlag.

ELEMZÉSI MÓDSZER

A családpolitikai intézkedéseknek a termékenységre gyakorolt oksági hatásait vizsgáló ökonometriai elemzést az összevont adatbázison végezzük el. A becslési módszertan a már bemutatott elméleti modellen alapul. Panel fixhatás modellt számolunk, amely megye fix hatásokat tartalmaz az időben nem változó, helyspecifikus termékenységi különbségek kiszűrésére, valamint év fixhatásokat a makrogazdasági környezet azon elemeinek időbeli alakulásának kontrollálására, amelyek minden településen hasonlóan hatnak a TÉA-ra. Ez azt jelenti, hogy képesek vagyunk olyan nem megfigyelt tényezők hatását is kiszűrni, mint például az iparszerkezet, az etnikai összetétel vagy a helyi kulturális sajátosságok regionális különbségei, valamint a termékenységi ráták kezdeti különbségei.

Az 1. modellben a lineáris valószínűségi regresszió a következő formát ölti:

$$\Pr(B_{c,t}^g = 1) = \mu_{t-1} + \theta_r + \sum_{i=1}^3 \beta' X_{c,t-i} + \sum_{i=1}^3 \delta' NCB_{c,t-i}^g + \sum_{i=1}^3 \gamma' \{CB_{c,t-i}^g - CB_{c,t-i}^{g-1}\} + \epsilon_{c,t}$$

ahol $\Pr(B_{c,t}^g = 1)$ a g -edik gyermek megszületésének valószínűsége (ahol $g = \{1,2,3$ vagy több}) a t -edik évben, a c -edik cellában, amelyet a termékenységi ráták cellaátlagával közelítünk. $g = 0$, vagyis nulla gyermek esetén az elérhető készpénzes ($CB_c^g = 0$) és nem készpénzes ($NCB_c^g = 0$) családi juttatások összege nulla. A δ és γ vektorok a becslés fő paraméterei, a nem pénzbeli ellátások (NCB^g) és a g -edik gyermek vállalása esetén elérhető pénzbeli ellátások (CB^g) hatása. A támogatások értékét 1, 2 és 3 éves késleltetéssel is szerepeltetjük. Mivel ebben a modellben az első, második vagy magasabb rendű születések valószínűségét becsüljük, a pénzbeli előnyök (CB) a rendelkezésre álló többletforrások formájában szerepelnek, ha a jelenlegi gyermekszám 1-gyel nő, ami a $\{CB_{c,t-1}^g - CB_{c,t-1}^{g-1}\}$ mátrixban szerepel. μ_t jelöli az év fixhatásokat, θ , pedig a megye fixhatásokat. X_{ct} mátrix tartalmazza azon releváns mikro- és makroszintű kontrollváltozók cella szintű átlagos értékét, amelyek befolyásolhatják a termékenységi döntéseket, például az anyák életkora, képzettsége, foglalkoztatottsága, az időskori eltartottak aránya³ (ld pl. Harknett, Billari and Medalia, 2014), a településtípus, az egy főre eső SZJA vagy a részmunkaidőben, éjszakai műszakban és másodállásban dolgozó nők aránya. A modellben 1, 2 és 3 éves hatásokat vizsgálunk. A regressziókban a cellák megfigyelés számát súlyként használjuk.

³ Az időskori eltartottak elméletben csökkenthetik a gyermekvállalás költségeit, például azzal, ha a nagyszülők vigyáznak a gyermekekre. Ugyanakkor elképzelhető ellenkező irányú hatás is abban az esetben, ha a gondozásra szoruló időskori eltartottak csökkentik a gyermeknevelésre fordítható erőforrások mennyiségét.

A 2. modellben a TÉA-ra gyakorolt hatást külön-külön támogatási formánként becsüljük:

$$\begin{aligned} \Pr(B_{c,t} = 1) = & \mu_{t-1} + \theta_r + \sum_{i=1}^3 \beta' X_{c,t-i} + \sum_{i=1}^3 \sum_k \delta_k' \frac{1}{3} \sum_{g=1}^3 NCB_{c,t-i}^{g,k} \\ & + \sum_{i=1}^3 \sum_j \gamma_j' \frac{1}{3} \sum_{g=1}^3 \{CB_{c,t-i}^{g,j} - CB_{c,t-i}^{g-1,j}\} + \epsilon_{c,t} \end{aligned}$$

ahol a függő változó a TÉA (első, második stb. gyermek esetében), és a szakpolitikai intézkedések a különböző gyermekszámokra átlagolva szerepelnek. A modell fő paraméterei δ_k és γ_j , amelyek a k-adik számú természetbeni, illetve a j-edik számú készpénzes támogatás TÉA-ra gyakorolt hatását mutatják.

EREDMÉNYEK

A CSALÁDPOLITIKA ELEMEINEK ÖSSZESÍTETT HATÁSA

Az 1. számú modell eredményeit a 4. táblázat tartalmazza. A várakozásoknak megfelelően az elsőszülöttek születését a későbbi születésekhez képest egészen más tényezők határozzák meg. Az első gyermekek esetében a termékenységi döntéseket leginkább a munkaerő-piaci lehetőségek befolyásolják, például a foglalkoztatási státusz, amely fontos a csecsemőgondozási díjra (TGYAS/CSED) és a gyermekgondozási díjra (GYED) való jogosultság szempontjából. Az eredmények arra utalnak, hogy a nők késleltetik az első szülést (vagyis az egy évvel későbbi termékenység (1-3. oszlop) csökken, majd a két évvel későbbi termékenység (4-6. oszlop) hasonló mértékben növekszik) abban az esetben, ha az elérhető családi ellátások növekednek. Azt is láthatjuk az adatokból, hogy a nők foglalkoztatottsága az első és a második évben is növeli a gyermekvállalás valószínűségét. Az első gyermekekre vonatkozó negatív hatások valószínűleg a gyermekvállalás késleltetésének köszönhetőek. Ezeket az eredményeket leginkább a CSED és a GYED hatásai határozzák meg, amelyek erősen korrelálnak a bérekkel (ehhez még ld. az 5. táblázatot). A harmadik gyermek születése esetén a családi pénzbeli juttatások pozitív hatást gyakorolnak, a foglalkoztatás pedig negatívan kapcsolódik a TÉA-hoz. A különböző szakpolitikák két évvel későbbi hatásait vizsgálva (4. táblázat 4-6. oszlopai) azt láthatjuk, hogy az első és második születés hatásai éppen ellentétesek az egy éves hatásokkal, három évvel a szakpolitikai változások után (az eredménye-

ket itt nem közöljük) pedig a hatások teljesen eltűnnek. Ezek az eredmények arra utalnak, hogy az első és a második születés esetében pusztán időzítési hatásról van szó. A harmadik születés esetében a családi pénzbeli juttatások pozitív hatása tartósnak tűnik, mivel azt nem ellensúlyozza a harmadik születés valószínűségének későbbi csökkenése. Általánosságban elmondható, hogy a második szülésre gyakorolt hatás az első és a harmadik szülésre gyakorolt hatás átlaga.

Az elemzésnek ebben a részében az összes olyan, családdal kapcsolatos szakpolitika hatását összesítettük, amely bármilyen hatással lehet a termékenységre. Azt találtuk, hogy a juttatási rendszer egésze a harmadik születések számának növelése révén enyhe pozitív hatást gyakorol a termékenységre. Ezek többnyire összhangban vannak a szakirodalom korábbi eredményeivel, amelyek a családpolitikák kismértékű pozitív hatását állapítják meg. Amint azt a következő szakaszban bemutatjuk, ez a kombinált hatás a családpolitikai rendszer különböző részeinek jelentős pozitív hatásaiból és zérus hatásaiból tevődik össze.

A bölcsődék lefedettségének hatása az első évben nulla, míg a második évben pozitív. A bölcsődei férőhelyek elérhetősége az elsőszülöttek esetében nagyobb jelentőséggel bír, és ez a hatás a későbbi születéseknél csökken. Mindez összhangban van azzal a megfigyeléssel, hogy az első gyermekes anyák jobban kötődnek a munkaerőpiachoz, termékenységüket leginkább a foglalkoztatás befolyásolja, emellett valószínűleg őket foglalkoztatja leginkább a szülés utáni munkaerő-piaci visszatérés gondolata. A harmadik gyermeket szülőket viszont kevésbé érintik ezek a kérdések, ugyanis sokkal lazábban kötődnek a munkaerőpiachoz, így valószínűleg kevésbé befolyásolja őket a bölcsődei lefedettség.

Az eredmények azt sugallják, hogy az a gyermekekre törvényileg meghatározott minimális életkor, amikortól a nők részmunkaidőben dolgozhatnak anélkül, hogy elveszítenék a pénzbeli juttatásokat, jelentősen növelné a termékenységet, ami ellentmondásosnak tűnik. Ebben a modellben a családi ellátásokra vonatkozó szabályok stabilitásának nincs jelentős hatása.

A többi változó becslült együtthatói statisztikailag szignifikánsak és a várt irányba mutatnak. Míg a magasabb iskolai végzettségű nők kisebb valószínűséggel szülnek többedik gyermeket, addig az első szülések a fiatalabb korosztályokban fordulnak elő. A részmunkaidőben dolgozó nők között nagyobb az elsőszülések valószínűsége, de az éjszakai műszak és a másodállás csökkenti a harmadik szülések valószínűségét.

4. tábla: Regressziós eredmények: 1. modell

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Első gyermek ($g = 1$)	Második gyermek ($g = 2$)	Harmadik gyermek ($g = 3$)	Első gyermek ($g = 1$)	Második gyermek ($g = 2$)	Harmadik gyermek ($g = 3$)
	Termékenység egy évvel később			Termékenység két évvel később		
A családi pénzbeli ellátások teljes összegének változása további gyermek vállalása esetén	-0,003*** (0,001)	0,001* (0,001)	0,006*** (0,001)	0,004*** (0,001)	-0,001** (0,000)	0,002 (0,001)
Munkaerő-piaci státusz: foglalkoztatott	0,026*** (0,001)	0,003*** (0,001)	-0,012*** (0,001)	0,018*** (0,001)	0,002* (0,001)	-0,010*** (0,002)
Részmunkaidős állás megengedett (gyermek életkora)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,003** (0,001)	0,004** (0,001)	0,002** (0,001)	0,004*** (0,001)
Óvodába járó gyermekek száma/ 0-2 éves gyermekek száma	0,003 (0,011)	-0,004 (0,007)	0,007 (0,007)	0,028*** (0,007)	0,010** (0,003)	0,002 (0,002)
A családi ellátásokra vonatkozó szabályok instabilitása az elmúlt 3 évben	0,001 (0,001)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Év fixhatások	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Megye fixhatások	✓	✓	✓	✓	✓	✓
További kontrollok	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Megfigyelések	6 078	6 078	6 078	5 190	5 190	5 190
Korrigált R^2	0,681	0,523	0,468	0,678	0,684	0,620
AIC	-35 451,76	-39 985,99	-40 012,94	-30 890,63	-37 554,36	-39 436,88

Megjegyzés: Huber-White féle robusztus standard hibák zárójelben. A szignifikancia jelzése: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

A CSALÁDPOLITIKA ELEMEINEK EGYEDI HATÁSA

Amint azt az 5. táblázat B paneljében közöljük, a bölcsődei lefedettség nagymértékű pozitív hatást gyakorol a TÉA-ra⁴. Az első év hatását egy nem szignifikáns második év és egy gyengén szignifikáns harmadik év pozitív hatása egészíti ki.

⁴ Ahol lehetséges, ott az 5. táblázat B paneljében közölt, év fixhatásokat tartalmazó modell együttthatoit használjuk, míg más esetekben az 5. táblázat A paneljében szereplő, év fixhatások nélküli modell eredményeit alkalmazzuk.

A jelentős hatásokat összeadva a lefedettség 1 százalékpontos növekedése 0,046 százalékponttal növelné a TÉA-t, ami a következő évben a TÉA 1,18%-os növekedését jelentené (az évi 3,87%-os átlagos TÉA-hoz képest), ami évente átlagosan körülbelül 973 születést jelent. Összehasonlításképpen: 2000 és 2014 között a bölcsődei lefedettség 7,8%-ról 13,1%-ra (5,3 százalékponttal) nőtt. Nagyságrendileg ehhez fogható a 2019-ben bejelentett bölcsődei férőhelybővítési program, ami a rendelkezésre álló férőhelyek számát 49 ezerről mintegy 70 ezerre tervezte bővíteni.

A családi adókedvezmény ennél hosszabb távon befolyásolja a TÉA-t. Az első két évben egyáltalán nincs rá hatása, azonban a harmadik évben növeli azt. A rendelkezésre álló családi adókedvezmény 10%-kal (mintegy 30 milliárd forinttal) való növelése a szülési TÉA-t növelné 0,103 százalékponttal (2,5%, kb. 2 375 születés). Ez a hatás nagyon hasonló Gábos et al. (2009) eredményéhez, akik arról számolnak be, hogy „a gyermekvállaláshoz kapcsolódó juttatások 1%-os növelése 0,2%-kal növelné az összes termékenységet, ahol a gyermekvállaláshoz kapcsolódó juttatások közé tartozik a családi pótlék, az adókedvezmény, az anyasági támogatás és a gyermekgondozási díj, a gyermekgondozási segély, az anyasági támogatás és a gyermeknevelési támogatás.”

A CSED és a GYED kombinált mérőszáma az első évben szignifikáns negatív hatást mutat, a harmadik évben pedig közel azonos mértékű szignifikáns pozitív hatást, ami a támogatások pusztán késleltetési hatását jelzi. A lakáshitel kamattámogatásának hatása enyhén szignifikáns, de összességében elhanyagolható. A többi családi kedvezményt kihagytuk a modellből, hiszen az átlagos összeg éves szinten változik, így ezek teljes mértékben korrelálnak az év fixhatásokkal.

Az A panel az otthonteremtési támogatás jelentős pozitív hatását jelzi a harmadik évben. A paraméterbecslés azt mutatja, hogy a támogatás 1 százalékpontos növekedése 0,047 százalékpontos növekedést (1,2% a 3,87%-os kiindulási TÉA-hoz képest, ami évi 1099 további születésnek felel meg) eredményez a TÉA-ban.

5. tábla: Regressziós eredmények – 2. modell

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	A Panel: év fixhatások nélkül			B Panel: év fixhatásokkal		
	TÉA (1. év)	TÉA (2. év)	TÉA (3. év)	TÉA (1. év)	TÉA (2. év)	TÉA (3. év)
Családi pótlék (CSP)	-0,0005 (0,0065)	-0,0133 (0,0212)	0,0138 (0,0092)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
Családi adókedvezmény	0,0006 (0,0021)	-0,0048 (0,0063)	0,0086** (0,0027)	-0,0004 (0,0022)	-0,0010 (0,0057)	0,0103*** (0,0029)
Otthonteremtési támogatás (szocpol/LÉT)	-0,0133 (0,0094)	0,0016 (0,0237)	0,0470*** (0,0098)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
Lakáshitel kamattámogatás	0,0006* (0,0002)	0,0006 (0,0005)	0,0003 (0,0003)	0,0006* (0,0002)	0,0006 (0,0005)	0,0003 (0,0002)
Gyermekgondozási segély (GYES)	0,0262 (0,0167)	-0,0532 (0,0353)	-0,0423 (0,0168)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
Születési támogatás	0,0004 (0,0050)	0,0095 (0,0150)	-0,0239 (0,0060)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
Csecsemőgondozási díj és Gyermekgondozási díj (CSED + GYED)	-0,0392*** (0,0111)	-0,0315 (0,0183)	0,0388*** (0,0064)	-0,0401*** (0,0111)	-0,0287 (0,0186)	0,0391*** (0,0064)
Hozzájárulási juttatások (START kártya)	0,0084 (0,0107)	-0,0067 (0,0261)	0,0048 (0,0126)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
Házassági támogatás	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
Bölcsődei lefedettség	0,0267*** (0,0075)	0,0540 (0,0510)	0,0190* (0,0096)	0,0269*** (0,0075)	0,0537 (0,0508)	0,0192* (0,0096)
A családi ellátásokra vonatkozó szabályok instabilitása az elmúlt 3 évben	0,0006 (0,0009)	0,0010 (0,0024)	0,0004 (0,0011)	0,0048** (0,0015)	-0,0035 (0,0033)	0,0025* (0,0011)
Részmunkaidős állás megen- gedett (gyermek életkora)	-0,0014 (0,0014)	0,0075 (0,0041)	-0,0004 (0,0018)	0,0000 (.)	0,0270* (0,0114)	0,0209*** (0,0041)
Év fixhatások				✓	✓	✓
Megye fixhatások	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Megfigyelések száma	2 213	2 005	2 012	2 213	2 005	2 012
Korrigált R ²	0,603	0,595	0,740	0,604	0,596	0,740
AIC	-13 010,01	-8 187,98	-11 423,87	-13 009,07	-8 189,32	-11 424,02

Megjegyzés: Standard hibák zárójelben. Szignifikancia: * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001.

Az 5. táblázat B paneljében az eredeti specifikációval végzett regressziós eredmények láthatóak. A regressziókban év fixhatások szerepelnek, így az összes nem bérfüggő támogatás kiesik multikollinearitás miatt, mivel a kapott juttatás összege pontosan a kétértékű év (dummy) változókkal együtt változik. Ez a becsülhető együtthatókat nem torzítja, csupán annyi történik, hogy az év fixhatások együtthatói felveszik a kieső támogatások hatását is. Annak érdekében, hogy feltárjuk e szakpolitikák hatását az A panelben olyan regressziós eredményeket mutatunk be, amelyek pontosan ugyanabból a specifikációból származnak, kivéve az év fixhatásokat. Az A és a B panel megfelelő oszlopainak összehasonlítása azt mutatja, hogy az év fixhatások figyelembevétele fontos (lásd például a családi adókedvezmény együtthatóját), de a két specifikációból becsült együtthatók ugyanabba az irányba mutatnak. Ennek eredményeképpen a B panelben közölt, bérfüggő juttatások paraméterbecsléseit használjuk (mindazokat, amelyek nem estek ki az általunk preferált modellből), a többit pedig az A panelből.

A mérésekhez felhasznált adatok és az előállított szakpolitikai mérőszámok legnagyobb limitációja azok aggregáltsága. Mivel a méréshez szükséges információk nem állnak rendelkezésre egyetlen adatbázisban sem, ezért kénytelenek vagyunk speciálisan aggregálni és összekötni a különféle adatbázisok adatait. Ezzel olyan mérési hibát vittünk be az elemzésbe, amely a nulla irányában torzíthatja becsléseinket.

ÖSSZEĞZÉS

Cikkünkben aggregált adatbázis segítségével becsüljük meg a hazai családtámogatási politika hatását a tisztított élveszületési arányszámra. Becsléseinkhez a KSH Élveszületési Adatbázis, a KSH Demográfiai Évkönyv, a KSH Munkaerőfelmérés és az ÁFSZ Bértarifa felvétel adatait használtuk fel. A fixhatás panel modellek a családpolitikák együttes és különálló hatásait mérik.

Modellünk eredményei azt mutatják, hogy a családtámogatási rendszer összességében vett hatása alacsony. Ez valószínűleg abból fakad, hogy a teljes egészében figyelembe vett támogatási rendszernek vannak a születésszám növelése szempontjából hatékonyabb és kevésbé hatékony elemei. Az egyetlen szignifikáns hatás, amelyet találtunk az a harmadik születés valószínűségének növekedése. A rendszer egyes elemei azonban jelentős termékenységi hatást gyakorolnak. Azt találtuk, hogy a gyermekvállalás utáni újbóli elhelyezkedés valószínűségével kapcsolatos tényezők, azaz a nők jelenlegi foglalkoztatottsága,

a bölcsőde, óvoda elérhetősége és a részmunkaidős munkalehetőségek jelentősen növelik a TÉA-t. Ez különösen igaz az első gyermek vállalása esetében. Ennek azért van nagy jelentősége, mert az elmúlt években megnőtt a gyermeket nem vállalók aránya a magyar társadalomban (Spéder, 2021). Emellett a családi adókedvezmény révén a rendelkezésre álló jövedelem növekedése, valamint az otthonteremtési támogatás által elérhetőbbé váló lakhatás pozitív hatással van a termékenységre. Összességében a hazai beavatkozások hasonló eredményességet mutatnak, mint a többi országban folytatott hasonló szakpolitikák: enyhén pozitív, szignifikáns hatással vannak a termékenységre.

A korábbi szakirodalom rendszerint azt találja, hogy a termékenységi döntéseket elsősorban a foglalkoztatás, a megélhetés és a lakhatási kilátások befolyásolják. Eredményeink egyértelműen azt mutatják, hogy a családi ellátórendszer azon elemei bírnak a legjelentősebb termékenységi hatással, amelyek ezeket a területeket célozzák.

Ennek a megállapításnak két fontos következménye van, amelyek segíthetnek a politikai döntéshozóknak a nemzeti termékenységi politikai rendszer hatékonyságának növelésében. Először is, a foglalkoztatás és a bérek növelését célzó gazdaságpolitikák valószínűleg még akkor is a leghatékonyabb termékenységi politikák közé tartoznak, ha általában nem tekintjük ezeket a családtámogatási rendszer részének. Másodsor, az eredmények rámutatnak arra, hogy a megfizethető lakhatás kulcsfontosságú tényező a gyermekvállalási döntésekben. Rindfuss és Brauner-Otto (2008) 1 azt állítják, hogy ez a cél a könnyen és olcsón elérhető jelzőloghitelekkel (amelyeket a jelenlegi rendszer támogat) és a megfizethető bérlakásokkal érhető el, ami rávilágít arra, hogy a lakásbérleti piac fejlesztése és az állam által biztosított bérlakások a termékenységet támogató stratégia létfontosságú részét képezhetik.

IRODALOM

- Aassve, A., Billari, F. C., and Spéder, Zs. (2006). Societal Transition, Policy Changes and Family Formation: Evidence from Hungary. *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie*, 22(2), 127-152.
- Ang, X. L. (2015). The Effects of Cash Transfer Fertility Incentives and Parental Leave Benefits on Fertility and Labor Supply: Evidence from Two Natural Experiments. *Journal of Family and Economic Issues*, 36(2), 263-288. <https://doi.org/10.1007/s10834-014-9394-3>
- Becker, G. (1960). *An Economic Analysis of Fertility*. [NBER Chapters]. National Bureau of Economic Research, Inc. National Bureau of Economic Research, Inc., 209-240. website: <https://econpapers.repec.org/bookchap/nbrnberch/2387.htm>
- Das, S. (2019). *Essays in Development Economics with Special Emphasis on Gender Inequalities*. PhD Dissertation, Central European University Department of Economics and Business.
- Ermisch, J. (1988). Econometric Analysis of Birth Rate Dynamics in Britain. *The Journal of Human Resources*, 23(4), 563-576. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/145814>
- Gábos A., Gál R. I. és Kézdi G. (2009). The effects of child-related benefits and pensions on fertility by birth order: A test on Hungarian data. *Population Studies*, 63(3), 215-231. <https://doi.org/10.1080/00324720903215293>
- Greulich, A., Thevenon, O. and Guergoat-Lariviere, M. (2015). Securing women's employment: A fertility booster in European countries? <hal-01298946>.
- Harknett, K., Billari, F. C. and Medalia, C. (2014). Do Family Support Environments Influence Fertility? Evidence from 20 European Countries. *European Journal of Population*, 30(1), 1-33. <https://doi.org/10.1007/s10680-013-9308-3>
- Kapitány B. és Spéder Zs. (2007). *Vágyak és tények. Dinamikus termékenységi elemzések*. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, Műhelytanulmányok. Elérés forrás <http://demografia.hu/kiadvanyokonline/index.php/muhelytanulmanyok/issue/view/324>
- Laroque, G. and Salanié, B. (2008). *Does Fertility Respond to Financial Incentives?* (Sz. 3575). Institute for the Study of Labor (IZA). Elérés forrás Institute for the Study of Labor (IZA) website: <https://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp3575.html>
- Monostori J., Óri P. és Spéder Zs. (2018). *Demográfiai Portré 2018. Jelentés a magyar népesség helyzetéről*. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet. Elérés forrás <http://demografia.hu/kiadvanyokonline/index.php/demografiaiportre/article/view/2741/2629>
- Rindfuss, R. R. and Brauner-Otto, S. R. (2008). Institutions and the transition to adulthood: Implications for fertility tempo in low-fertility settings. *Vienna Yearbook of Population Research*, 2008, 57-87. <https://doi.org/10.1553/populationyearbook2008s57>
- Spéder Zs. (2021). Termékenységi mintaváltás - a családalapítás átalakulásának demográfiai nyomvonalai Magyarországon. *Szociológiai Szemle*, 31(2), 4-29. <https://doi.org/HTTPS://DOI.ORG/10.51624/SZOCSZEMLE.2021.2.1>
- Zhang, J., Quan, J. and van Meerbergen, P. (1994). The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-88. *The Journal of Human Resources*, 29(1), 181-201. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/146061>

MELLÉKLET

1. melléklet: A bérbecslés módszere

Az ÁFSZ Bértarifa felvétel adatait felhasználva minden [év - nem - várostípus - megye - iskolai végzettség - foglalkozás - életkor] cellára vonatkozóan kiszámítjuk a megfelelően súlyozott átlagbért és azt imputált bérként használjuk a munkaerő-felmérés adataiban. A MEF adatbázisban 962 836 olyan megfigyelés volt, amelyhez pontos cellaátlagot tudtunk rendelni, illetve 88 359 olyan, amelyhez nem tudtunk. Ennek az az oka, hogy vannak olyan cellák, amelyekben az adott időszakban nincs megfigyelés a mintában. A hiányzó béradatokat pótlására a következő bérregressziót használjuk:

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{BruttóBér})_i &= \beta_0 + \beta_1 \cdot i. \text{Év}_i + \beta_3 \cdot i. \text{Megye}_i + \beta_4 \cdot i. \text{Várostípus}_i + \beta_5 \cdot i. \text{Végzettség}_i \\ &+ \beta_6 \cdot i. \text{Életkor}_i + \beta_7 \cdot \text{Fehérgalléros}_i + \epsilon_1 \end{aligned}$$

Az így kapott regressziós eredményeket az *A.1 táblázat* tartalmazza. A becsült együtthatók segítségével minden egyes cellára illesztett értékeket számolunk, és ezeket az illesztett értékeket használjuk minden (illesztett és nem illesztett) cellára az elemzés további részében. A béregyenlet R-négyzet értéke 80% feletti, így a prediktált bérek jól illeszkednek az eredeti béradatokhoz.

A.1 tábla: Bérregressziós eredmények

	(1)	(2)
	Nő	Férfi
2000	0.000 (.)	0.000 (.)
2001	0.165*** (0.001)	0.153*** (0.001)
2002	0.329*** (0.001)	0.248*** (0.001)
2003	0.444*** (0.001)	0.320*** (0.001)
2004	0.482*** (0.001)	0.393*** (0.001)
2005	0.561*** (0.001)	0.457*** (0.001)
2006	0.628*** (0.001)	0.523*** (0.002)
2007	0.713*** (0.001)	0.651*** (0.002)
2008	0.776*** (0.001)	0.711*** (0.002)
2009	0.781*** (0.001)	0.683*** (0.002)
2010	0.799*** (0.001)	0.716*** (0.002)
2011	0.832*** (0.001)	0.762*** (0.002)
2012	0.953*** (0.001)	0.907*** (0.002)
2013	0.951*** (0.001)	0.874*** (0.002)
2014	1.002*** (0.001)	0.914*** (0.002)
2015	1.021*** (0.001)	0.937*** (0.002)
2016	1.066*** (0.001)	0.984*** (0.002)

Megjegyzés: Standard hibák zárójelben. A szignifikancia jelzése: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

^a Budapestnek külön megyekódja és külön településkódja is van, így a településkód=1 e kollinearitás miatt kimarad. A településkód=3 mint báziskategória kimarad a regresszióból.

A.1 tábla: Bérregressziós eredmények (folytatás)

	(1)	(2)
	Nő	Férfi
megye=1	0.000 (.)	0.000 (.)
megye=2	-0.301*** (0.001)	-0.316*** (0.002)
megye=3	-0.301*** (0.001)	-0.351*** (0.001)
megye=4	-0.382*** (0.001)	-0.373*** (0.002)
megye=5	-0.353*** (0.001)	-0.220*** (0.001)
megye=6	-0.321*** (0.001)	-0.251*** (0.002)
megye=7	-0.230*** (0.001)	-0.197*** (0.002)
megye=8	-0.252*** (0.001)	-0.154*** (0.002)
megye=9	-0.350*** (0.001)	-0.336*** (0.002)
megye=10	-0.311*** (0.001)	-0.269*** (0.002)
megye=11	-0.163*** (0.001)	-0.109*** (0.002)
megye=12	-0.371*** (0.002)	-0.395*** (0.002)
megye=13	-0.173*** (0.001)	-0.127*** (0.001)
megye=14	-0.391*** (0.001)	-0.418*** (0.002)
megye=15	-0.375*** (0.001)	-0.421*** (0.001)
megye=16	-0.335*** (0.001)	-0.320*** (0.002)
megye=17	-0.306*** (0.001)	-0.287*** (0.002)
megye=18	-0.223*** (0.001)	-0.197*** (0.002)
megye=19	-0.273*** (0.001)	-0.178*** (0.002)
megye=20	-0.324*** (0.001)	-0.303*** (0.002)

Megjegyzés: Standard hibák zárójelben. A szignifikancia jelzése: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

^a Budapestnek külön megyekódja és külön településkódja is van, így a településkód=1 e kollinearitás miatt kimarad. A településkód=3 mint báziskategória kimarad a regresszióból.

A.1 tábla: Bérregressziós eredmények (folytatás)

	(1)	(2)
	Nő	Férfi
	(0.001)	(0.002)
településtípus=1 ^a	0.000	0.000
	(.)	(.)
településtípus=2	0.093***	0.110***
	(0.000)	(0.001)
településtípus=3	0.000	0.000
	(.)	(.)
iskolai végzettség: magas	0.133***	0.208***
	(0.001)	(0.001)
korcsoport=15	0.000	0.000
	(.)	(.)
korcsoport=20	-0.011***	0.061***
	(0.001)	(0.001)
korcsoport=25	0.060***	0.184***
	(0.001)	(0.001)
korcsoport=30	0.104***	0.297***
	(0.001)	(0.001)
korcsoport=35	0.131***	0.354***
	(0.001)	(0.001)
korcsoport=40	0.154***	0.368***
	(0.001)	(0.001)
korcsoport=45	0.170***	0.371***
	(0.001)	(0.001)
korcsoport=50	0.176***	0.367***
	(0.001)	(0.001)
korcsoport=55	0.158***	0.350***
	(0.001)	(0.001)
fehérgalléros	0.517***	0.529***
	(0.001)	(0.001)
Konstans	10.808***	10.921***
	(0.001)	(0.002)
Megfigyelések	540 747	543 344
Korrigált R ²	0.890	0.844
AIC	-464 702.787	-207 040.872

Megjegyzés: Standard hibák zárójelben. A szignifikancia jelzése: * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

^a Budapestnek külön megyekódja és külön településkódja is van, így a településkód=1 e kollinearitás miatt kimarad. A településkód=3 mint báziskategória kimarad a regresszióból.

2. melléklet: Otthonteremtési támogatás

Az alábbiakban röviden összefoglaljuk az otthonteremtési támogatás számítását.

1. Az átlagos lakásárak kiszámítása évenként, megyénként és településtípusonként:
 - a. Ehhez az ELTINGA Ingatlanpiaci Kutatóközpont és a KSH által szolgáltatott lakásáradatokat használjuk.
 - b. A 2008 előtti évekre a falusi lakásárakat a Magyar Nemzeti Bank falusi lakásárindexe alapján számítjuk ki.
2. A fő adatbázisunkban az adott cellákban (év – anya munkaerő-piaci státusza – megye – településtípus – 10 éves korcsoport – iskolai végzettség – gyermekszám) a családok átlagbére áll rendelkezésünkre.
3. A piaci kamatozású lakásvásárlási hitelek törlesztőrészletének kiszámításához a Magyar Nemzeti Bank által közzétett átlagos hitelköltséget használjuk. A következő feltételezésekre kellett támaszkodnunk:
 - a. 20 éves időtartam,
 - b. A lakásvásárlások 100%-át bankhitelből finanszírozzák,
 - c. A vásárlók először az összes elérhető állami támogatást igénybe veszik és csak ezután folyamodnak piaci alapú hitelekhez.
4. A támogatott hitelek kamatlábának kiszámítása alapján:
 - a. a 12/2001, 134/2009 és 341/2011 kormányrendeletek,
 - b. az Államadósság Kezelő Központ által közzétett és a Magyar Nemzeti Bank honlapján elérhető államkötvények havi referenciahozamai,
 - c. részletek az *A.2 táblázatban*.
5. Akik számára elérhetőek a hiteltámogatások:
 - a. Ha a törlesztőrészlet meghaladja a család teljes bérének 30%-át (az elérhető támogatások figyelembevételét követően), akkor a család nem minősül hitelképesnek, így nem juthat lakástámogatáshoz.
 - b. Az elég magas háztartási összérrel rendelkező családok úgy tekinthetők, hogy számukra elérhetőek a lakástulajdonlási támogatások.

6. A támogatás összege
 - a. Az eszközök következő sorrendjét feltételezzük:
 - i. Először a lakástulajdonlási támogatást a rendelkezésre álló összeg erejéig veszik igénybe
 - ii. Másodsor a kamattámogatást veszik igénybe
 - iii. Végül a piaci alapú hitel
 - iv. Összességében a ház értékéig.
 - b. A rendelkezésre álló kamattámogatás összegét a piaci kamatlábak mellett fizetett teljes kamat (mennyi lenne a piaci kamatláb teljes összege egy, a rendelkezésre álló támogatott hitelhez hasonló nagyságú hitel teljes futamideje alatt) és a támogatott kamatlábak mellett fizetett teljes kamat különbözeteként kell kiszámítani.
 - c. A Magyar Államkincstár adatai szerint a támogatott hitelszerződések az *A.2 táblázatban* feltüntetett években jöttek létre.

A.2 tábla

Év	Átlagos piaci alapú lakásvásárlási kamatláb	Támogatott kamatláb (12/2001) ^a	Támogatott kamatláb, 35 év alatti szülők (134/2009) ^b	Támogatott kamatláb, 2 gyermek (134/2009) ^b	Támogatott kamatláb, 3 vagy több gyermek (134/2009) ^b	Támogatott kamatláb, 1 vagy 2 gyermek (34/2011)	Támogatott kamatláb, 3 vagy több gyermek (34/2011)
A hitel maximális összege		Budapest és nagyvárosok, új ház 12,500,000 Ft				Új ingatlan építése 15,000,000 Ft	Új ház építése 15,000,000 Ft
2000	19.955	Egyéb városok, új ház 10,000,000 Ft	10,000,000 Ft	10,000,000 Ft	10,000,000 Ft	Használt ház vásárlása 10,000,000 Ft	Használt ház vásárlása 10,000,000 Ft
2001	17.2883	Házfelújítás 5,000,000 Ft					
2002	14.8467	8					
2003	12.795	6					
2004	13.2242	6					
2005	12.0808	$RY^{*1.1+4\%} - RY^{*0.6}$					
2006	9.8175	$RY^{*1.1+4\%} - RY^{*0.6}$					
2007	9.98167	$RY^{*1.1+4\%} - RY^{*0.6}$					
2008	10.9133	$RY^{*1.1+4\%} - RY^{*0.6}$					
2009	11.5508		$RY^{*1.1+3\%} - RY^{*0.5}$	$RY^{*1.1+3\%} - RY^{*0.52}$	$RY^{*1.1+3\%} - RY^{*0.55}$		

^a A kormányrendeletet jelenleg még nem helyezték hatályon kívül, de a Magyar Államkincstár adatai szerint az ezen a rendeleten alapuló hiteltámogatási szerződések száma 2009 után elenyésző. RY: az 1. hónapos államkötvények referenciahozamai.

^b A kormányrendeletet jelenleg még nem helyezték hatályon kívül, de a Magyar Államkincstár adatai szerint az ezen a rendeleten alapuló hiteltámogatási szerződések száma 2014 után elenyésző. RY: az 1. hónapos államkötvények referenciahozamai.

A.2 tábla (folytatás)

Év	Átlagos piaci alapú lakásvásárlási kamatláb	Támogatott kamatláb (12/2001) ^a	Támogatott kamatláb, 35 év alatti szülők (134/2009) ^b	Támogatott kamatláb, 2 gyermek (134/2009) ^b	Támogatott kamatláb, 3 vagy több gyermek (134/2009) ^b	Támogatott kamatláb, 2 gyermek (341/2011)	Támogatott kamatláb, 3 vagy több gyermek (341/2011)
Budapest és nagyvárosok, új ház							
A hitel maximális összege		12,500,000 Ft	10,000,000 Ft	10,000,000 Ft	10,000,000 Ft	Uj ingatlan építése 15,000,000 Ft	Uj ház építése 15,000,000 Ft
Egyéb városok, új ház							
		10,000,000 Ft	10,000,000 Ft	10,000,000 Ft	10,000,000 Ft	Használt ház vásárlása 10,000,000 Ft	Használt ház vásárlása 10,000,000 Ft
Házfelújítás							
		5,000,000 Ft					
2010	10.8817		$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.5}}$	$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.52}}$	$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.55}}$		
2011	10.4642		$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.5}}$	$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.52}}$	$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.55}}$		
2012	10.5158		$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.5}}$	$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.52}}$	$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.55}}$	$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.6}}$	$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.7}}$
2013	9.8475		$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.5}}$	$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.52}}$	$RY^{*1.1+3\%-RY^{*0.55}}$	$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.6}}$	$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.7}}$
2014	8.47667					$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.6}}$	$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.7}}$
2015	6.2075					$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.6}}$	$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.7}}$
2016	5.3175					$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.6}}$	$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.7}}$
2017	4.55167					$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.6}}$	$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.7}}$
2018	4.415					$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.6}}$	$RY^{*1.3+3\%-RY^{*0.7}}$

^a A kormányrendeletet jelenleg még nem helyezték hatályon kívül, de a Magyar Államkincstár adatai szerint az ezen a rendeleten alapuló hiteltámogatási szerződések száma 2009 után elenyésző. RY: az 1 hónapos államkötvények referenciahozamai.

^b A kormányrendeletet jelenleg még nem helyezték hatályon kívül, de a Magyar Államkincstár adatai szerint az ezen a rendeleten alapuló hiteltámogatási szerződések száma 2014 után elenyésző. RY: az 1 hónapos államkötvények referenciahozamai.

3. számú melléklet: Pénzügyi intézkedések stabilitása az elmúlt 3 évben

A kormányzati intézkedések stabilitásának mérőszáma a gyermektervezés politikai környezetének bizonytalanságát méri. Az *A.3 táblázat* bemutatja, hogy mit tekintünk változásnak és mit nem. Az *A.4 táblázat* az egyes években eseménynek tekintett pontos változásokat mutatja. A becslésekhez az elmúlt 3 év változásainak számát az elmúlt 3 év súlyozott átlagaként számoljuk ki (beleértve az aktuális évet is). 100%-os súlyt kap az aktuális, 60%-ot a tavalyi és 30%-ot az azt megelőző év. Ezáltal figyelembe vesszük azt a tényt, hogy az emberek idővel hozzászoknak a változásokhoz.

A.3 tábla

Változásnak számít	
Jelentős változás a jogosultságban	pl. otthonteremtési támogatás
Jelentős változás az időtartamban	
Jelentős változás az összegben	pl. a családi pótlék 2006-ban kb. 100%-kal emelkedik.
Jelentős változás még akkor is, ha nem minden jogosult csoportot érint.	pl. 2 gyermekes családok otthonteremtési támogatása
Nem számít változásnak	
Jelentéktelen változás a juttatásban	pl. a TGYÁS megszűnt, és bevezették a CSED-et, de alapvetően hasonló összeggel és szabályokkal
Kevesebb, mint 50%-os változás az összegben	pl. GYES

A.4 tábla

Év	A változások száma az adott évben	A változások száma az elmúlt 3 évben	Részletek
2000			
2001	1	^a	1.) Új otthonteremtési támogatási rendelet
2002		0.6	
2003		0.3	
2004		0	
2005		0	
2006	3	3	1.) A családi pótlék megduplázódik 2.) GYES: teljes munkaidős foglalkoztatás a gyermek 1 éves korától, részmunkaidős foglalkoztatás 0,5 éves kortól engedélyezett 3.) A családi adókedvezmény rendszer szabályainak változása
2007		1.8	
2008		0.9	
2009	1	1	1.) Új otthonteremtési támogatási rendelet
2010	4	4.6	1.) A családi pótlék időtartama 23-ról 20 évre csökken 2.) A GYED-et érintő társadalombiztosítási rendelet 3.) A GYED a gyermek 2 éves koráig folyósítható (majd visszaállítják 3 éves korra) 4.) TGYÁS és GYED jogosultsági szabályok változása
2011	3	5.7	1.) A GYES-nél 3 éves kortól teljes munkaidős foglalkoztatás, 1 éves kortól részmunkaidős foglalkoztatás 2.) A családi adókedvezmény szabályainak változása 3.) Új otthonteremtési támogatási rendelet
2012		3	
2013		0.9	
2014	2	2	1.) GYES/GYED: teljes munkaidős foglalkoztatás a gyermek 1 éves korától, részmunkaidős foglalkoztatás 1 éves kortól engedélyezett 2.) Diplomás GYED, GYED Extra
2015		1.2	
2016	4	4.6	1.) GYES/GYED: teljes munkaidős foglalkoztatás a gyermek 1 éves korától, részmunkaidős foglalkoztatás 0,5 éves kortól engedélyezett 3.) A családi adókedvezmény szabályainak változása 4.) Új otthonteremtési támogatási rendelet
2017		2.4	
2018		1.2	

^a Az első két évben nem rendelkezünk megfigyelésekkel a megelőző 3 évre vonatkozóan, így nem tudjuk kiszámítani a súlyozott átlagot.

IMPACT OF FAMILY POLICY MEASURES BETWEEN 2000 AND 2015 ON THE NUMBER OF BIRTHS IN HUNGARY

ABSTRACT

This article analyzes the fertility effects of the Hungarian family policy system from 2000 to 2015, and we estimate panel fixed-effects models. Our results suggest that elements of the family policy system which enhance employment and dwelling probabilities or increase wages exert the most considerable effect on fertility. Accordingly, the current female employment status, childcare availability, and part-time employment opportunities effectively increase fertility. This finding is especially true for the bearing of the first child. The family policy system generally shows similar effectiveness as policies elsewhere; its overall fertility effect is slightly positive and significant. These results suggest that policies enhancing employment probabilities and increasing wages are probably among the most effective pro-fertility policies. Moreover, access to affordable dwelling is an important factor for fertility decisions, thus, this could be aided not only by supporting own flat purchases, but also by developing the rental housing market.

CÉLORSZÁG-PREFERENCIÁK AZ ELVÁNDORLÁST TERVEZŐ MAGYAR ORVOSOK KÖRÉBEN

Golovics József

ÖSSZEFOGLALÓ

Jelen tanulmány az elvándorlást tervező magyar állampolgárságú orvosok célország-preferenciáit vizsgálja 2010 és 2019 közötti időszakra vonatkozóan az Állami Egészségügyi Ellátó Központ által kiadott, külföldi munkavállaláshoz szükséges hatósági bizonyítványok adatai alapján. A statisztikák áttekintése mellett keresztábrás elemzésekben, függetlenségvizsgálat és asszociációs kapcsolat mérése révén azt kívánjuk feltárni, hogy beazonosítható-e valamilyen mintázat a külföldi munkavállalást tervező orvosok célország-választása, valamint neme, kora, lakhelye és szakvizsga-típusa között. Mindezek során az egyes célországok kereslet oldali vonzó hatásait is figyelembe vesszük. A statisztikai vizsgálatok eredményei rendre gyenge kapcsolatokra utalnak, azonban több jellemző motívum kiemelhető a fő célországok tekintetében. Németország iránt erőteljes érdeklődés mutatkozik a fiatal orvosok körében, míg az Egyesült Királyságot inkább a tapasztaltabbak célozzák meg. Akik az utóbbin szándékoznak munkát vállalni, azok nagy valószínűséggel meg is valósítják e terveiket. Ausztria potenciális ingázási célpont a nyugati határhoz közeli megyék orvosi számára, míg a svédországi desztinációt a patológusok választják leginkább.

Tárgyszavak: migráció, elvándorlás, orvos-elvándorlás

Golovics József PhD, egyetemi adjunktus, Budapesti Corvinus Egyetem,
Összehasonlító és Intézményi Gazdaságtan Tanszék
E-mail: jozsef.golovics@uni-corvinus.hu

BEVEZETÉS

A modern társadalmak fenntarthatóságának egyik legfontosabb pillérét az egészségügyi rendszer jelenti, amelynek működőképességét többek között a benne dolgozó személyek biztosítják. Mindezt az elmúlt két évben zajló globális koronavírus-járvány is megerősítette. A munkaerőhiány problémája azonban – párhuzamosan az elöregedő társadalmakra jellemző egészségügyi szolgáltatások iránti kereslet növekedésével – évtizedes távlatban erőteljesen jelen van a szektorban, nem csak Magyarországon, hanem Európában, illetve a világ többi részén is (Glinos, 2014; Jonsson et al., 2020; Lorkowski és Jugowicz, 2020). A hazai helyzetet jól szemlélteti, hogy 2021 decemberében az Országos Kórházi Főigazgatóság (2022) országosan 578 tartósan betöltetlen háziorvosi körzetről adott jelentést, amelyek jelentős része már több, mint 12 hónapja, de nem elenyésző részük akár 10–15 éve is ebben a státuszban vannak. A teljes szektorban, a humánegészségügy és szociális ellátás területén a Központi Statisztikai Hivatal [KSH] (2022) adatai szerint 2021 negyedik negyedévében az álláshelyek 3,6%-a (mintegy 8,3 ezer álláshely) volt üres, amely érdemben meghaladta a nemzetgazdasági átlagot (2,5%).

A magyarországi orvoshiány a pályaelhagyás mellett főként az elvándorlással magyarázható (Varga, 2016). Ahogy arra Balázs (2012) is rámutatott, a külföldre távozó orvosok száma már 2008-ban meghaladta a rendszerbe újonnan belépő diplomásokét, valamint ez az olló a következő években csak tovább nyílt. 2012-re Hárs és Simon (2016) már 3 246 főre becsülte a külföldön tartózkodó orvosok állományának nagyságát. Jóllehet az itthon maradók migrációs potenciálja a 2010-es évek második felében csökkenő trendet mutatott (Golovics és Zsinkó, 2021), de egy speciális orvosmintán végzett vizsgálatában Varga (2020) még így is azt találta, hogy 2009 és 2017 között a mintában szereplők körülbelül 6%-a hagyta el az országot. Mindezt összevetve a hivatkozott munkaerőhiányról szóló adatokkal a helyzet továbbra is aggasztónak tekinthető, különösen az egyre inkább elhúzódó világjárvány árnyékában. Így az az egészségügyi béremelési intézkedés, amelyet a kormányzat 2020-ban jelentett be, többek között egy erre adott válaszként is értelmezhető. Golovics és Zsinkó (2020), Gyórfly et al. (2018), Hárs és Simon (2016), illetve Varga (2016) elemzései ugyanis rámutattak arra, hogy a kedvezőtlen munkakörülmények, a kiegészítés, illetve a megbecsültség és a biztató előre jutási lehetőségek hiánya mellett az alacsony bérek is fő motivációt jelentenek az elvándorlásra a magyar orvosok és orvostanhallgatók körében.

Jelen tanulmányban a külföldi munkavállalást tervező magyar állampolgárságú orvosok célország-preferenciáira fókuszálunk. Ezek 2010 és 2019 közötti alakulásának bemutatása mellett azt vizsgáljuk, hogy azonosíthatók-e valamilyen mintázatok a célország-preferenciákban bizonyos szociodemográfiai jellemzők – így a potenciális elvándorló kora, neme, lakhelye és szakvizsga-típusa – szerint. Tanulmányunkban tehát nem az elvándorlás motivációit, vagy befolyásoló tényezőit kívánjuk feltárni (erről lásd a fent hivatkozott irodalmakat), hanem azt, hogy a külföldi munkavállalás mellett már valamilyen szinten elköteleződött orvosok milyen mintázat szerint választanak célterületet. Ez a vetület ugyanis a korábbi irodalmakban nem képezte részletes elemzés tárgyát, noha az orvos-elvándorlás okozta közpolitikai probléma megértéséhez és az arra adható adekvát válaszok megértéséhez ennek megismerése szintén elengedhetetlen. Az elemzéshez az Állami Egészségügyi Ellátó Központ¹ [ÁEEK] (2020) által rendelkezésünkre bocsájtott adatokat használjuk, melyek az általuk kiadott, külföldi munkavállaláshoz szükséges hatósági bizonyítványok számáról, illetve az igénylők karakterisztikumairól tartalmaznak információkat. A célország-preferenciák és a szociodemográfiai jellemzők közötti kapcsolatot keresztábrák elemzésével, függetlenségvizsgálat elvégzésével és az asszociációs kapcsolat mérésével teszteljük. Az adatok következő fejezetben tárgyalandó természetéből fakadó korlátozott statisztikai módszertani eszköztár tükrében azonban célunk elsősorban nem az oksági kapcsolatok tesztelése, hanem a trendek exploratív jellegű feltárása. A korábban nyilvánosan nem ismert adatok segítségével kívánjuk az egyes célországokra vonatkozó mintázatokat bemutatni és a keresletoldali hatások fényében kontextusba helyezni.

Tanulmányunk jelen bevezetését követően három további szerkezeti egységből áll. Előbb az elemzéshez használt adatok jellemzőit, főbb leíró statisztikáit tekintjük át, amit később a szociodemográfiai karakterisztikumok szerinti bonthatások tárgyalása követ. A tanulmányt végül a konklúziók összegzésével zárjuk.

¹ Az adatok rendelkezésre bocsájtása óta történt átszervezések révén: Országos Kórházi Főigazgatóság [OKFŐ].

ADATOK: POTENCIÁLIS ELVÁNDORLÓ ORVOSOK ÉS CÉLORSZÁGAIK

A kivándorolni szándékozó magyar orvosok a vizsgált időszakban az Állami Egészségügyi Ellátóközponttól (ÁEEK) tudták igényelni a szakképesítésükről szóló, külföldi munkavállaláshoz szükséges hatósági bizonyítványt. Tanulmányunkban ezen hatósági bizonyítványokról szóló adatokat használjuk, melyeket az ÁEEK (2020) bocsátott rendelkezésünkre keresztábrák formában.² Részben ilyen hatósági bizonyítvány-igénylési adatok segítségével adott képet a korábbi trendekről Balázs (2012), Girasek et al. (2013), illetve Boros és Pál (2016). Ugyancsak ezen – a jelen tanulmányéval is megegyező – adatbázis segítségével tekintette át a 2010-től 2019-ig tartó időszak főbb jellemzőit Golovics és Zsinkó (2021) munkája, amely azonban a célország-preferenciákról csak rendkívül korlátozottan szólt (mindössze a négy fő desztináció tíz éves összesített adatát közölte). Mivel azonban a célország-választás az orvostársadalmon belül is eltérő mintázatokot mutathat, ezért ezek feltárása a jelenség mélyebb természetének a megértéséhez, vagy adott esetben akár a kiáramlás fékezéséhez is hozzájárulhat, ezért indokoltnak látjuk ennek részleteit külön tanulmányban tárgyalni. Ezért most kifejezetten a célország-preferenciák bemutatását helyezzük fókuszba, valamint a különböző szociodemográfiai jellemzők szerinti megoszlások elemzésére vállalkozunk.

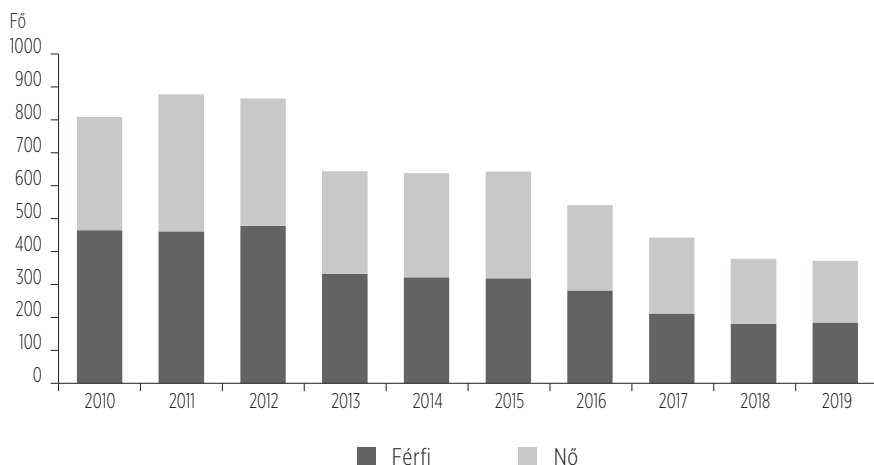
Az általunk használt statisztikák migrációs potenciál adatok, azon belül tisztított migrációs potenciál mutatókként értelmezhetők (Sik, 2003). A hatósági bizonyítvány igényléséből ugyanis nem következik a tényleges elvándorlás, csupán az arra vonatkozó szándékot jelzi. Mindazonáltal, ez egy erősebb elköteleződést jelent, hiszen az igénylés leadásával az érintett orvos már konkrét lépést tesz a kivándorlás irányába. Tekintve továbbá, hogy döntő többségük megjelöli azt az országot, ahol a bizonyítványt fel szeretné használni, elmondható, hogy az igénylőknek általában a migrációs célra vonatkozóan konkrét elképzelésük van.

A hatósági bizonyítvány igénylése tehát szükséges, de nem elégséges feltétele a külföldi munkavállalásnak. Így ezen statisztikák a tényleges elvándorlás

² Az ÁEEK (illetve jelenleg az OKFÓ) bizonyos aggregált adatokat a honlapján is közölte, illetve az igénylőkre vonatkozó egyéni szintű adatokat szintén tárolták. Utóbbiak felhasználása természetesen mélyebb elemzésre adna teret, így az oksági kapcsolatok alaposabb megértését is lehetővé tenné. Ezek kikérésére korábban még volt lehetősége a kutatóknak (lásd például Hárs és Simon, 2016). Jelen tanulmány készítésekor azonban, az azóta hatályba lépő GDPR rendeletre, és az ennek nyomán megjelenő adatvédelmi szempontokra hivatkozva a szervezet ezen mikro-adatokat nem bocsátotta rendelkezésünkre.

lehetséges mértékéről csak felső becslést tudnak adni. Az igénylők jellemzőinek rögzítése révén azonban a potenciális migráns orvosok összetételéről, valamint az áramlások potenciális irányairól komplex képet mutatnak. Ráadásul az adatok aszerint is szűrhetők, hogy az igénylők között hányan voltak olyanok, akik a hatósági bizonyítvány kiállítását követő év áprilisa és decembere között nem jelentek meg vényfelíróként a magyar egészségügyi ellátórendszerben (a továbbiakban: vényfelíróként meg nem jelenők). Így képet kaphatunk egy olyan szűkebb csoportról, akik legnagyobb valószínűség szerint – legalább a szóban forgó időszakra – ténylegesen elhagyták az országot.

1. ábra: A külföldi munkavállaláshoz szükséges hatósági bizonyítványt igényelt magyar állampolgárságú orvosok éves száma, 2010–2019



Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

A 2010 és 2019 közötti időszakban az ÁEEK összesen 6 210 hatósági bizonyítványt állított ki magyar állampolgárságú orvosok számára³, melyeknek évenkénti alakulásáról – nemek szerinti bontásban – az 1. ábra ad áttekintést. Az ábra jól látható csökkenő trendet mutat az évtized végéhez közeledve, ami nem csak a migrációs kedv mérséklődésére utalhat, hanem arra is, hogy a korábban kivándorolni szándékozó és arra képes orvosok ténylegesen megvalósíthatták ezen terveiket (vö. Varga, 2020 korábban hivatkozott tanulmányával).

³ Vizsgálatunk a fogorvosokra, gyógyszerészekre és a további szakdolgozókra – akik szintén az ÁEEK-től igényelhettek hasonló hatósági bizonyítványt –, továbbá a Magyarországon képzést szerzett külföldi állampolgárokra nem terjed ki.

Ezt erősíti meg az is, hogy a 2010–2018-as időszak igénylőinek 64%-a (3 738 fő) a bizonyítvány kiállítását követő év jelzett időszakában nem jelent meg vényfelíróként a magyar egészségügyben (a visszatérésről szóló információk hiányában azonban ezen adatok a ténylegesen külföldön tartózkodók állományáról csak durva felső becslést képesek adni).⁴

E 10 év alatti összes igénylő között rendre 48, illetve 52%-ban találhatunk nőket és férfiakat. Kiemelendő, hogy 64%-uk 40 év alatti volt, s közülük is a legtöbben (1 628 fő) a 25–29 éves korcsoportba tartoztak. Ez az utánpótlás-biztosítás és az orvosszakma előregedése szempontjából tekinthető aggasztónak, különösen az utóbbi adatot tekintve, amely azt jelzi, hogy sokan már közvetlenül a diplomaszertést követően a külföldi pályakezdésben gondolkodnak. A lakhely szerinti megosztást tekintve a legtöbben Budapestről (1 983 fő), illetve az orvosi egyetemek megyéiből (Pest 548 fő, Hajdú-Bihar 491 fő, Csongrád 408 fő, Baranya 364 fő) igényelték hatósági bizonyítványt. A szakvizsgák típusa kapcsán az mondható el, hogy a legjobban érintett területek a belgyógyászat (498 fő), a háziorvostan (420 fő), valamint az aneszteziológia és intenzív terápia (417 fő) voltak, de sokan (az összes igénylő több, mint egy negyede) már a szakvizsga megszerzése előtt tervezték a külföldre távozást.

A célország-preferenciák vizsgálatát az teszi lehetővé, hogy – mint arra már utaltunk – a potenciális migráns orvosok a hatósági bizonyítvány igénylésekor megjelölhetik, mely célországban kívánják felhasználni azt. Noha ez opcionális, sőt magára a bizonyítványra sem kerül rá, így az máshol is felhasználható, a vizsgált időszak igénylőinek csak 1 ezreléke nem tette ezt meg.

A potenciális migráns orvosok legfőbb célországai a 10 év összesítésében Németország (1 855 fő), az Egyesült Királyság (1 572 fő), Ausztria (612 fő), Svédország (461 fő), Svájc (315 fő), Írország (290 fő) és Románia (230 fő) voltak. Az, hogy a külföldi munkavállalást tervező orvosok a hatósági bizonyítvány igénylésekor ezen országokat jelölték meg a legnagyobb arányban, az általános migrációs elméletek implikációin (Massey et al., 1993) és az orvosok korábban hivatkozott elvándorlási motivációin túl a keresleti oldal, azaz a fogadó országok bizonyos empirikus jellemzőivel egyaránt magyarázható.

Mindenekelőtt kiemelhető, hogy az orvosok célország-preferenciái összhangban vannak a teljes népességre vonatkozó kivándorlók választásával. A bizonyítványt igénylők 65%-a ugyanis az első három helyen szereplő országban tervezett munkát vállalni, amelyek a társadalom egészét tekintve is a legtöbb

⁴ Arról, hogy a 2019-es év igénylői közül 2020-ban hányan jelentek meg vényfelíróként a magyar egészségügyben, a kézirat készítésekor még nem állt rendelkezésünkre információ.

magyar állampolgárságú rezidenst tartják számon (Eurostat, 2021). A potenciális elvándorló orvosok számára tehát a migrációs hálózatok (Massey et al., 1993) megléte is megkönnyíthette mind a kijutást és mind a beilleszkedést. Emellett a teljes gazdaságra egyaránt jellemző bérszínvonalbeli szakadék az Organisation for Economic Co-operation and Development OECD (2021) adatai szerint az egészségügyi szektorban ugyancsak erőteljesen jelen van Kelet- és Nyugat-Európa között. Az általános orvosok Németországban az átlagbér közel négy és félszeresét, Ausztriában több, mint háromszorosát, az Egyesült Királyságban pedig akár 3,3-szeresét is megkereshetik, szemben a hazai másfélszeres szorzóval. Szintén fontos jellemzője ezen célországoknak, hogy orvosképzésük alacsonyabb kibocsátással dolgozik a hazainál: a százezer főre vetített végzett orvostanhallgatók száma mindhárom esetében alacsonyabb, mint Magyarországon. Figyelembe véve az országok demográfiai jellemzőit, ez egy igen erőteljes keresletet generálhat a külföldi orvosok irányába, mely leginkább az Egyesült Királyság egészségügyében látható jelenleg is, ahol a külföldön végzett orvosok aránya – jóval az OECD-átlagot meghaladva – eléri a harminc százalékot (ami arra utal, hogy a jelenségnek egyfajta kultúrája van). Az egyes célországok szerkezeti jellemzőit tovább vizsgálva az is elmondható, hogy Németországban rendkívül magas, Ausztriában az OECD-átlagot alulról közelítő, az Egyesült Királyságban pedig kiugróan alacsony az 55 évnél idősebb orvosok aránya (OECD, 2021). Ez alapján azt várhatjuk, hogy előbbi célország egészségügye inkább a fiatal, míg utóbbié jellemzően a tapasztaltabb szakemberek iránt támaszthat erősebb keresletet. Mindezek figyelembevételével ugyanakkor aggasztó tény, hogy a vizsgált időszakban – egy-egy negyedév kivételével – a fő célországokban a magyarországinál rendre alacsonyabb volt a betöltetlen álláshelyek aránya a humánegészségügy és szociális ellátás területén (Eurostat, 2022a). Igaz, az Egyesült Királyság és Németország értékei ezen indikátor mentén a tíz év viszonylatában általában magasabbak voltak, mint ami Nyugat-Európa – a hazainál magasabb bérszínvonallal rendelkező – országaira jellemző. Ez pedig adalékkal szolgálhat a két célország szívó hatásának magyarázatához. Fontos továbbá kiemelni, hogy a célterületválasztást az Egyesült Királyság esetén az angol nyelv vonzereje, Németországot és Ausztriát illetően pedig a földrajzi közelség, illetve a történelmi-kulturális kapcsolatok is befolyásolhatták.

A többi célország esetében ugyancsak azonosíthatók bizonyos, keresletet befolyásoló motívumok. A Svédország és Írország iránti érdeklődés inkább az évtized első éveiben volt jelentősebb, ami azzal magyarázható, hogy a 2004-es bővítést követően az Egyesült Királyság mellett ezen országok nyitották meg teljesen a munkaerőpiacaikat az új tagállamok polgárai előtt. Ezzel összefüggésben

látható, hogy mindkét országban kiemelkedően magas a külföldön végzett orvosok aránya (OECD, 2021). A német és osztrák moratóriumok feloldása után, az évtized második felében azonban a magyar orvosok is relatíve alacsonyabb vándorlási hajlandóságot mutattak az irányukba. Az Írország iránti érdeklődés csökkenése emellett azzal is magyarázható, hogy az elmúlt két évtizedben az ország jelentősen megduplázta a frissen végzett orvosainak számát, amivel 2019-ben OECD-viszonylatban népszerűségi arányosan már a legmagasabb értéket produkálta (OECD, 2021). Svájc népszerűsége – figyelembe véve az orvos-elvándorlásnak az áttekintett irodalmakban nevesített motivációit – elsősorban az anyagi tényezőkkel magyarázható: az általános gazdasági mutatók mellett az OECD (2021) adatai szerint az ország mind abszolút mértékben, mind GDP-arányosan rendkívül sokat költ az egészségügyre, ami nem csak a magas bérekben, hanem a kedvező munkahelyi adottságok és minőségi mutatók tekintetében is érezhető hatását. Utóbbiak – figyelembe véve a relatíve visszafogottabb, OECD-átlag alatti kibocsátású orvostudományt is – ugyancsak vonzóerővel bírhatnak a külföldi orvosokra, amelynek eredményeként arányuk rendkívül magas (36%) az országban. A főbb célországok listájában egyetlen kelet-közép-európai országgént Románia tekinthető „kakukktójásnak”, igaz, előkelő helyezését az ország leginkább csak a 2019-es kiugróan magas értéknek köszönheti. Mindazonáltal Romániát vélhetően a magyar állampolgársággal is rendelkező, határon túlról érkező, s oda a diploma megszerzését követően visszatérni kívánó magyarok jelölhetik meg.

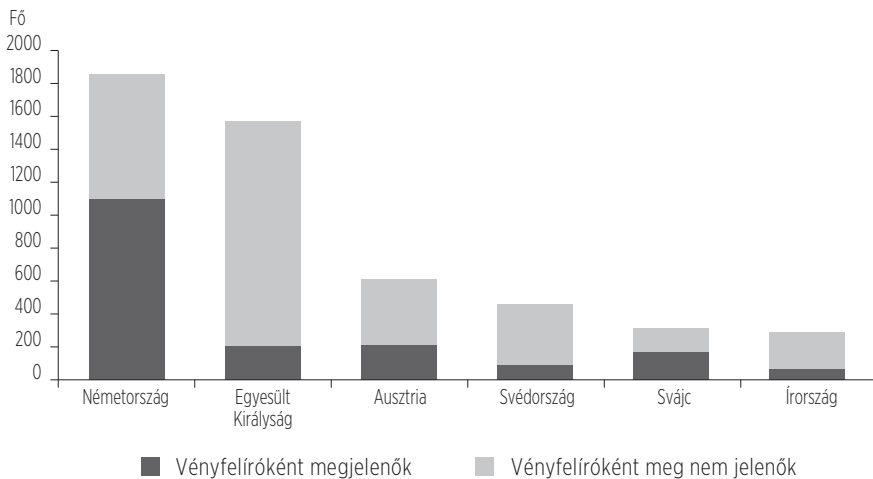
Az európai célországok tíz éves viszonylatra vonatkozó megjelölési adatait a 2. ábra szemlélteti, míg az Európán kívüli területekről az 1. melléklet ad áttekintést. Az előzőekben tárgyalt, kiemelt célországokat megjelölő potenciális migráns orvosok számának évenkénti alakulását pedig az 1. táblázatban összegezzük. Mint látható, a célországok „népszerűségi rangsorában” voltak minimális különbségek az évek között, de a nagyságrendek és az arányok erőteljesen nem változtak. Egyetlen tényező emelhető csak ki, méghozzá az, hogy az első két helyen álló Németország és Egyesült Királyság nagymértékű dominanciája az évtized végére csökkent a megjelölési arányok tekintetében.

A célország-preferenciák azon orvosok körében is hasonlóan alakultak, akik a bizonyítvány igénylését követő év áprilisa és decembere között nem jelentek meg vényfelíróként a magyar egészségügyben. Az egyetlen különbséget az jelentette, hogy ebben a körben a hetedik legnépszerűbb célország Norvégia volt 2010 és 2018 között, míg Románia – a 2019-es adatok hiányában – csak a tizenkettedik helyen szerepelt. Ezt leszámítva a többi fogadó ország, azok sorrendje, illetve a hozzávetőleges megjelölési arányok is megegyeznek a fent tárgyaltakkal.

A célország-preferenciák azon orvosok körében is hasonlóan alakultak, akik a bizonyítvány igénylését követő év áprilisa és decembere között nem jelentek meg vényfelíróként a magyar egészségügyben. Az egyetlen különbséget az jelentette, hogy ebben a körben a hetedik legnépszerűbb célország Norvégia volt 2010 és 2018 között, míg Románia – a 2019-es adatok hiányában – csak a tizenkettedik helyen szerepelt. Ezt leszámítva a többi fogadó ország, azok sorrendje, illetve a hozzávetőleges megjelölési arányok is megegyeznek a fent tárgyaltakkal.

A hat legnépszerűbb célország esetén a 3. ábra szemlélteti, hogy tíz év vizsgonylatában a hatósági bizonyítványt igénylők mekkora része jelent meg a következő évben vényfelíróként a hazai egészségügyben. Mint látható, Németország és Svájc esetében a potenciális elvándorlóknak több, mint a fele Magyarországon is jelen volt vényfelíróként, így ők vagy nem valósították meg migrációs szándékukat, vagy azt csak rövidebb időszakra, esetleg ingázva tették meg. Ausztriában azonban – ahol a földrajzi közelség miatt az ingázás még könnyebben megvalósítható, s aminek lehetőségével a teljes népesség munkavállalói is gyakran élnek (Kovács és Sipos, 2020) – ez az arány csak 35%. Ezzel szemben az Egyesült Királyságot, Svédországot és Írországot illetően drasztikusan eltérő adatokat figyelhetünk meg. Ebből arra következtethetünk, hogy akik e célországokban terveztek munkát vállalni, azok nagyrésztben sikeresen megvalósították terveiket.

3. ábra: A vényfelíróként meg nem jelenő hatósági bizonyítványt igényelt magyar állampolgárságú orvosok száma a főbb célországok szerint, 2010–2019



Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

CÉLORSZÁG-PREFERENCIÁK: KIK ÉS HOVA?

A továbbiakban az előző fejezetben bemutatott adatok felhasználásával vizsgáljuk meg, hogy az egyes célországokba az orvosok mely szociodemográfiai csoportjai terveztek kivándorolni, továbbá felfedezhető-e valamilyen mintázat a migrációs szándékokban. Mivel a változóink nominális, illetve ordinális skálán mérhetőek, így a közöttük lévő kapcsolat létét függetlenségvizsgálat segítségével teszteljük. Ehhez először keresztábrák használatával szemléltetjük az adatok kategóriánkénti megoszlását, majd a dimenziók közötti függetlenséget χ^2 -próbateljesítmény vizsgáljuk. A függetlenség elvetése esetén Cramer-féle asszociációs együtthatóval (V) mérjük a kapcsolat erősségét. A vizsgálatokat rendre elvégezzük a hatósági bizonyítványt igénylő összes orvos, valamint a vényfelíróként meg nem jelenők csoportjára is.

A keresztábrák egyik dimenzióját a megjelölt célországok, a másikat pedig rendre a bizonyítványt igénylők neme, korcsoportja, lakhelye, valamint szakvizsgájának típusa képezi. Az elemzésbe a tíz éves viszonylatban legnépszerűbb hat célországot vonjuk be, mivel ez volt az a kör, amely megegyezett mind az összes igénylő, mind a vényfelíróként meg nem jelenők között. Ezzel a vizsgálati körbe vont minta az összes igénylőnél, illetve a vényfelíróként meg nem jelenőkénél rendre 5 105, illetve 3 252 főt számol, amelyek a teljes sokaságok 82, illetve 87%-át teszik ki. Amikor a szakvizsga-típusokat vizsgáljuk, akkor a 10 leginkább érintett szakterületet vonjuk be a vizsgálati körbe, amellyel az előbbi minták a vonatkozó keresztábrák esetében rendre 2 388, illetve 1 289 főre csökkennek.

A fő célországok megjelölésének nemek szerinti megoszlását a 2. táblázat szemlélteti. Mint látható, a hat fő célországot megközelítőleg hasonló arányokban jelölték meg mindkét nem képviselői, és csupán kisebb eltérések figyelhetők meg. Németország és Svájc inkább a nők (előbbit az összes kivándorlást tervező orvosnő 40 százaléka jelölte meg célként), míg az Egyesült Királyság és Írország inkább a férfiak körében mutatkozott népszerűbbnek. Előbbieket nézve az arányok az ÁEEK (2020) – a táblázatban nem részletezett – adatai alapján az egyes években is többnyire stabilnak mutatkoztak, ám az Egyesült Királyság esetén az évtized eleji jelentősebb férfi-többség eltűnt, míg Írországot tekintve az évenként változó arányok eredőjeként állt elő ez az eredmény. Svédországot nézve azonban végig viszonylag kiegyenlített volt a nemi arány, míg Ausztriában kezdetben inkább a férfiak terveztek munkát vállalni, ám az évtized második felében a nők is „felzárkóztak” hozzájuk. Tekintve, hogy az OECD (2021) adatai szerint az egyes célországok orvosállományában nincsenek igazán kiugró – az 50-50 százalékos aránytól jelentősen eltérő – értékek a nemi arányok tekinte-

tében, így érdemi keresleti hatásokról sem beszélhetünk. Egyedüli kivételként Svájc említhető: itt ugyanis a női orvosok aránya az ezredfordulón még 30% alatt volt, ám ez az arány 2019-re 43%-ra nőtt. Ez pedig magyarázatul szolgálhat arra, hogy az ország egészségügye a magyar orvosok közül is inkább a nők irányába mutathatott jelentősebb keresletet. Így összességében, bár a két dimenzió függetlenségét 1%-os szignifikancia szinten elvethetjük ugyan, a Cramer-mutató 0,10-es értéke csak gyenge kapcsolatot jelez.

2. táblázat. A potenciális migráns orvosok száma a fő célországok és nemek szerinti bontásban, 2010–2019 (fő és megoszlási arány zárójelben)

Célország	Férfi	Nő	Összesen
Németország	865 (47%) (33%)	990 (53%) (40%)	1855 (100%) (36%)
Egyesült Királyság	897 (57%) (34%)	675 (43%) (27%)	1572 (100%) (31%)
Ausztria	318 (52%) (12%)	294 (48%) (12%)	612 (100%) (12%)
Svédország	234 (51%) (9%)	227 (49%) (9%)	461 (100%) (9%)
Svájc	139 (44%) (5%)	176 (56%) (7%)	315 (100%) (6%)
Írország	162 (56%) (6%)	128 (44%) (5%)	290 (100%) (6%)
Összesen	2615 (51%) (100%)	2490 (49%) (100%)	5105 (100%) (100%)

χ^2 próba p-értéke: 0,0000
Cramer V = 0,10

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a nemen belüli célországonkénti megoszlást, míg az értékektől jobbra elhelyezkedő, zárójelben szereplő százalékos értékek a célországon belüli, nemi megoszlást mutatják.

Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

Ezen arányok alakulását a vényfelíróként meg nem jelenők körében a 2. melléklet tartalmazza. Az időbeli trendek alakulása kapcsán emelhetjük ki azt, hogy kezdetben inkább a férfiak által preferált Egyesült Királyság az évtized második felében a nők körében is egyre népszerűbb célországgá vált. A nem és a célország-megjelölés függetlenségét elutasíthatjuk 1%-os szignifikancia szinten, ám a Cramer-féle asszociációs együttható itt még alacsonyabb (0,07), ami elhanyagolható erősségű kapcsolatra utal. Így összességében megállapítható, hogy erőteljes mintázat a nem és a célországpreferenciák tekintetében nem rajzolódik ki.

A célország-megjelölések korcsoportok szerinti megoszlását a 3. táblázat szemlélteti. Ebben látható, hogy Ausztriát, Írországot, Svájcot és Svédországot

megközelítőleg a mintában szereplő arányaiknak megfelelően választották az egyes korcsoportok, azzal a kitételrel, hogy utóbbinál a fiatal (30 év alatti) orvosok aránya relatíve alacsony volt. Emellett kiemelendő, hogy Svájc népszerűbbé válása az évtized második felére egyértelműen a 35 év alatti orvosoknak „köszönhető” (ÁEEK, 2020). Ezzel szemben az Egyesült Királyságba – ahol az orvostársadalom OECD-összevetésben (2022) kimondottan fiatalnak mondható – relatíve inkább a már tapasztalattal rendelkező, 35 év feletti orvosok terveztek migrálni (ám a korcsoporti arányok az évtized végére jobbra itt is kiegyenlítődtek). Ami a fiatalabb korosztályt illeti, ők – az egyes években, s a tíz év összesítésében is – leginkább Németországban terveztek munkát vállalni. Figyelembe véve a korábban hivatkozott OECD-adatot (2021) az elöregedő német orvostársadalomról, a vonatkozó keresleti hatás bizonyára szerepet játszott. Mindezt tekintve a korcsoportok és a célország-választás közötti függetlenséget a χ^2 -próba alapján elvethetjük 1%-os szignifikancia szinten, azonban a Cramer-mutató 0,15-os értéke ugyancsak gyenge kapcsolatra utal.

A vényfelíróként meg nem jelenőknél hasonló mintázat figyelhető meg a kor és a célországpreferenciák tekintetében. Az erre vonatkozó keresztábra a 3. mellékletben található. A függetlenséget esetükben ugyancsak elvethetjük 1%-os szignifikancia szinten, továbbá a Cramer-féle asszociációs együttható értéke ($V=0,17$) szintén hasonló nagyságrendű.

A célországpreferenciák lakhely (megye) szerinti megoszlását a 4. táblázat tartalmazza. Bár a két dimenzió közötti függetlenséget a χ^2 -próba alapján 1%-os szignifikancia szinten elutasíthatjuk, a Cramer-féle asszociációs együttható értéke alacsony ($V=0,15$), és az adatokban sem láthatók kiugró értékek. Az egyetlen kiemelendő tényező a földrajzi realitásokkal áll összefüggésben: a nyugati határhoz közel, a Győr-Moson-Sopron és Vas megyei orvosok az arányosan várható értékeknél jóval magasabb számban igényelték hatósági bizonyítványt Ausztria megjelölésével.

A legtöbb igénylést számláló területekre, az orvosi egyetemek vonzáskörzeteire fókuszálva óvatosabb megállapítások tehetők. Az Egyesült Királyság az összes igényléshez viszonyítva relatíve a budapesti, valamint a Csongrád és Pest megyei orvosok körében volt népszerű, míg Németországban inkább a Baranya megyeiek terveztek munkát vállalni. Utóbbiak körében Svédország is aránylag népszerűbbnek mutatkozott. A Hajdú-Bihar megyei orvosoknál azonban Ausztria nem bizonyult preferált desztinációnak, ám a többi célországot a sokasági arányokkal közel azonos mértékben jelölték meg. Ezenfelül a táblázatban nem részletezett ÁEEK (2020) adatok időbeli trendjeit vizsgálva egy-egy kiugró értéket láthatunk ugyan, érdemben beazonosítható mintázatot azonban nem.

3. táblázat. A potenciális migráns orvosok száma a fő célországok és korcsoportok szerinti bontásban, 2010–2019 (fő és megoszlási arányok zárójelben)

Célország / Korcsoport (év)	-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-	Összesen
Egyesült Királyság	260 (16%) (56%)	396 (25%) (37%)	305 (19%) (37%)	236 (15%) (41%)	170 (11%) (39%)	107 (7%) (36%)	62 (4%) (32%)	36 (2%) (31%)	1572 (100%) (31%)
Németország	893 (48%) (56%)	325 (18%) (30%)	213 (11%) (26%)	124 (7%) (21%)	120 (6%) (27%)	88 (5%) (29%)	63 (3%) (32%)	29 (2%) (25%)	1855 (100%) (36%)
Ausztria	185 (30%) (12%)	127 (21%) (12%)	98 (16%) (12%)	76 (12%) (13%)	44 (7%) (10%)	33 (5%) (11%)	27 (4%) (14%)	22 (4%) (19%)	612 (100%) (12%)
Svédország	60 (13%) (4%)	101 (22%) (9%)	114 (25%) (14%)	79 (17%) (14%)	59 (13%) (13%)	31 (7%) (10%)	12 (3%) (6%)	5 (1%) (4%)	461 (100%) (9%)
Írország	75 (26%) (5%)	54 (19%) (5%)	48 (17%) (6%)	36 (12%) (6%)	28 (10%) (6%)	24 (8%) (8%)	17 (6%) (9%)	8 (3%) (7%)	290 (100%) (6%)
Svájc	108 (34%) (7%)	65 (21%) (6%)	50 (16%) (6%)	26 (8%) (5%)	19 (6%) (4%)	16 (5%) (5%)	15 (5%) (8%)	16 (5%) (14%)	315 (100%) (6%)
Összesen	1581 (31%) (100%)	1068 (21%) (100%)	828 (16%) (100%)	577 (11%) (100%)	440 (9%) (100%)	299 (6%) (100%)	196 (4%) (100%)	116 (2%) (100%)	5105 (100%) (100%)

 χ^2 próba p-értéke: 0,0000

Cramer V = 0,15

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a korcsoportokon belüli országokénti megoszlást, míg az értékektől jobbra elhelyezkedő, zárójelben szereplő százalékos értékek az egyes célországon belüli, korcsoportonkénti megoszlási mutatókat.

Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

4. táblázat. A potenciális migráns orvosok száma a fő célországok és lakhely (megye) szerinti bontásban, 2010–2019 (fő és megoszlási arányok zárójelben)

Lakhely/ Célország	Ausztria	Egyesült Királyság	Irország	Németország	Svájc	Svédország	Összesen
Nem ismert/ külföldi lakcím	16 (11%) (3%)	40 (27%) (3%)	10 (7%) (3%)	55 (37%) (3%)	14 (10%) (4%)	12 (8%) (3%)	147 (100%) (3%)
Bács-Kiskun	6 (4%) (1%)	50 (33%) (3%)	9 (6%) (3%)	69 (45%) (4%)	5 (3%) (2%)	13 (9%) (3%)	152 (100%) (3%)
Baranya	27 (9%) (4%)	74 (25%) (5%)	18 (6%) (6%)	129 (43%) (7%)	18 (6%) (6%)	36 (12%) (8%)	302 (100%) (6%)
Békés	10 (12%) (2%)	20 (24%) (1%)	1 (1%) (0%)	36 (42%) (2%)	8 (9%) (3%)	10 (12%) (2%)	85 (100%) (2%)
Borsod-Abaúj-Zemplén	24 (12%) (4%)	64 (31%) (4%)	19 (9%) (7%)	64 (31%) (3%)	10 (5%) (3%)	25 (12%) (5%)	206 (100%) (4%)
Budapest	158 (10%) (26%)	607 (38%) (39%)	93 (6%) (32%)	520 (32%) (28%)	100 (6%) (32%)	136 (8%) (30%)	1614 (100%) (32%)
Csongrád	14 (4%) (2%)	128 (39%) (8%)	23 (7%) (8%)	115 (35%) (6%)	21 (6%) (7%)	30 (9%) (7%)	331 (100%) (6%)
Fejér	29 (18%) (5%)	27 (17%) (2%)	13 (8%) (4%)	68 (43%) (4%)	9 (6%) (3%)	14 (9%) (3%)	160 (100%) (3%)
Győr-Moson-Sopron	96 (38%) (16%)	25 (10%) (2%)	5 (2%) (2%)	91 (36%) (5%)	19 (8%) (6%)	15 (6%) (3%)	251 (100%) (5%)
Hajdú-Bihar	22 (6%) (4%)	137 (35%) (9%)	31 (8%) (11%)	141 (36%) (8%)	17 (4%) (5%)	49 (12%) (11%)	397 (100%) (8%)

χ^2 próba p-értéke: 0,0000

Cramer V = 0,15

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a célországokon belüli megyénkénti megoszlást, míg az értékektől jobbra elhelyezkedő, zárójelben szereplő százalékos értékek a megyéken belüli, célországokonkénti megoszlást mutatják.

Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

4. táblázat. A potenciális migráns orvosok száma a fő célszörzrögök és lakhely (megye) szerinti bontásban, 2010–2019 (fő és megoszlási arányok zárójelben) (folytatás)

Lakhely/ Célszörzrög	Ausztria	Egyesült Királyság	Írország	Németország	Svájc	Svédország	Összesen
Heves	9 (12%) (1%)	21 (27%) (1%)	1 (1%) (0%)	28 (36%) (2%)	12 (15%) (4%)	7 (9%) (2%)	78 (100%) (2%)
Jász-Nagykun-Szolnok	7 (10%) (1%)	22 (31%) (1%)	1 (1%) (0%)	33 (46%) (2%)	3 (4%) (1%)	6 (8%) (1%)	72 (100%) (1%)
Komárom-Esztergom	15 (15%) (2%)	18 (18%) (1%)	10 (10%) (3%)	40 (41%) (2%)	5 (5%) (2%)	10 (10%) (2%)	98 (100%) (2%)
Nógrád	0 (0%) (0%)	13 (48%) (1%)	2 (7%) (1%)	9 (33%) (0%)	0 (0%) (0%)	3 (11%) (1%)	27 (100%) (1%)
Pest	35 (8%) (6%)	160 (36%) (10%)	22 (5%) (8%)	162 (37%) (9%)	23 (5%) (7%)	39 (9%) (8%)	441 (100%) (9%)
Somogy	3 (3%) (0%)	35 (36%) (2%)	3 (3%) (1%)	39 (41%) (2%)	5 (5%) (2%)	11 (11%) (2%)	96 (100%) (2%)
Szabolcs-Szatmár-Bereg	17 (9%) (3%)	45 (24%) (3%)	7 (4%) (2%)	85 (46%) (5%)	13 (7%) (4%)	18 (10%) (4%)	185 (100%) (4%)
Tolna	7 (12%) (1%)	8 (14%) (1%)	5 (8%) (2%)	27 (46%) (1%)	7 (12%) (2%)	5 (8%) (1%)	59 (100%) (1%)
Vas	61 (39%) (10%)	16 (10%) (1%)	4 (3%) (1%)	52 (33%) (3%)	13 (8%) (4%)	11 (7%) (2%)	157 (100%) (3%)
Veszprém	28 (19%) (5%)	44 (29%) (3%)	10 (7%) (3%)	62 (41%) (3%)	4 (3%) (1%)	2 (1%) (0%)	150 (100%) (3%)
Zala	28 (29%) (5%)	18 (19%) (1%)	3 (3%) (1%)	30 (31%) (2%)	9 (9%) (3%)	9 (9%) (2%)	97 (100%) (2%)
Összesen	612 (12%) (100%)	1572 (31%) (100%)	290 (6%) (100%)	1855 (36%) (100%)	315 (6%) (100%)	461 (9%) (100%)	5105 (100%) (100%)

χ^2 próba p-értéke: 0,0000

Cramer V = 0,15

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a célszörzrögökön belüli megyénkénti megoszlást, míg az értékektől jobbra elhelyezkedő, zárójelben szereplő százalékos értékek a megyéken belüli, célszörzrögönkénti megoszlást mutatják.

Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

A vényfelíróként meg nem jelenők körében ugyancsak hasonló mintázat mutatkozik a lakhely szerinti célországpreferenciák tekintetében. Ezekről a 4. melléklet ad áttekintést. A χ^2 -próba p-értéke itt ugyancsak kisebb, mint 0,01, a Cramer-mutató ($V=0,15$) pedig gyenge kapcsolatra utal. Az egyetlen kiemelendő szempont az, hogy Győr-Moson-Sopron és Vas megye Ausztriát megjelölő orvosainak számai ugyan szintén magasabbak, mint a függetlenség esetén elvárt gyakoriságok, ám jelentősen kisebb mértékben, mint az összes igénylőnél. Ez megerősítheti azt a feltevést, hogy ezen megyékből a földrajzi közelséget kihasználva többen rövid időre vagy ingázva, de a hazai praxist megtartva vállaltak munkát a szomszédos országban.

A főbb célországok és szakvizsga-típusok megoszlását az 5. táblázat foglalja össze. A függetlenséget a χ^2 -próba alapján elvethetjük 1%-os szignifikancia szinten, ám a Cramer-mutató értéke ($V=0,18$) úgyszintén alacsony. Az adatokból kitűnik, hogy Svédország – a sokasági arányokhoz mérten – rendkívül népszerű célpont volt mind a patológusok, illetve mind a pszichiáterek körében (jóllehet az Eurostat (2022b) elérhető adatai alapján e szakterületek az EU-s viszonyokhoz képest lakosságarányosan nem tekinthetők hiány-szakmának az országban). Előbbiek Írországot is relatíve gyakran jelölték meg célországgként a hatósági bizonyítvány igénylésekor. Ausztriára inkább az aneszteziológusok, a sebészek és a szülész-nőgyógyászok tekintettek potenciális desztinációként, ami azért kiemelendő, mert az ország mindhárom területen kifejezetten jó lakosságarányos ellátottsággal rendelkezik (Eurostat, 2022b). Az Egyesült Királyságba, Németországba és Svájcba hozzávetőlegesen a sokasági arányoknak megfelelő mértékben terveztek kivándorolni az egyes területek képviselői.⁵

⁵ Becsült számosságuk okán külön elemzést érdemelne a szakvizsgával nem rendelkezők célország-preferenciáinak vizsgálata, ezt azonban a rendelkezésre álló adatok nem teszik lehetővé. Az ÁEEK rendelkezésünkre bocsátott adatbázisa ugyanis nem tartja nyilván külön a szakvizsgával nem rendelkező személyeket. Továbbá, mivel a hatósági bizonyítvány-igénylést az orvosok szakvizsga-típusonként adhatják le, és az egyes személyek több szakvizsgával is rendelkezhetnek, ezért a kívánt adat nem állítható elő egyszerűen az összes igénylőre, valamint a szakvizsgák számára vonatkozó adatok különbségeként.

5. táblázat. A potenciális migráns orvosok száma a fő célországok és szakvizsga-típus szerinti bontásban, 2010–2019 (fő és megoszlási arányok zárójelben)

Szakképesítés	Ausztria	Egyesült Királyság	Írország	Németország	Svájc	Svédország	Összesen
Aneszteziológia és intenzív terápia	73 (18%) (26%)	184 (46%) (21%)	27 (7%) (17%)	73 (18%) (12%)	14 (3%) (12%)	32 (8%) (10%)	403 (100%) (17%)
Belgyógyászat	45 (11%) (16%)	136 (32%) (15%)	19 (4%) (12%)	148 (35%) (24%)	26 (6%) (23%)	54 (13%) (17%)	428 (100%) (18%)
Csecsemő- és gyermekgyógyászat	29 (12%) (10%)	117 (47%) (13%)	22 (9%) (14%)	50 (20%) (8%)	17 (7%) (15%)	15 (6%) (5%)	250 (100%) (10%)
Háziorvostan	30 (7%) (11%)	128 (32%) (14%)	35 (9%) (22%)	140 (35%) (23%)	17 (4%) (15%)	53 (13%) (17%)	403 (100%) (17%)
Kardiológia	12 (10%) (4%)	44 (36%) (5%)	2 (2%) (1%)	32 (27%) (5%)	8 (7%) (7%)	19 (16%) (6%)	117 (100%) (5%)
Patológia	4 (3%) (1%)	31 (22%) (3%)	18 (13%) (11%)	15 (11%) (2%)	4 (3%) (3%)	66 (48%) (21%)	138 (100%) (6%)
Pszichiátria	6 (5%) (2%)	37 (30%) (4%)	5 (4%) (3%)	22 (18%) (4%)	14 (11%) (12%)	39 (32%) (12%)	123 (100%) (5%)
Radiológia	3 (3%) (1%)	38 (42%) (4%)	7 (8%) (4%)	23 (25%) (4%)	2 (2%) (2%)	18 (20%) (6%)	91 (100%) (4%)
Sebészet	48 (17%) (17%)	128 (45%) (14%)	19 (7%) (12%)	70 (25%) (11%)	6 (2%) (5%)	13 (5%) (4%)	284 (100%) (12%)
Szülészet-nőgyógyászat	28 (19%) (10%)	51 (34%) (6%)	8 (5%) (5%)	49 (32%) (8%)	7 (5%) (6%)	8 (5%) (3%)	151 (100%) (6%)
Összesen	278 (12%) (100%)	894 (37%) (100%)	162 (7%) (100%)	622 (26%) (100%)	115 (5%) (100%)	317 (13%) (100%)	2388 (100%) (100%)

χ^2 próba p-értéke: 0,0000
Gramer V = 0,18

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a célországokon belüli szakvizsga-típusonkénti megoszlást, míg az értékek tőli jobbra elhelyezkedő zárójelben szereplő százalékos értékek a szakvizsga-típusokon belüli, célorzágonkénti megoszlást mutatják.
Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

Ugyanez a mintázat tükröződik vissza – némiképp még erősebben – a vényfelíróként meg nem jelenő orvosok között (azzal a kiegészítéssel, hogy náluk jobban kidomborodik az Egyesült Királyság népszerűsége az aneszteziológusok körében). Ennek megfelelően a chí-négyzet próba alapján elutasíthatjuk a függetlenséget ($p < 0,01$), a Cramer-mutató 0,23-os értéke pedig valamelyest magasabb az előző vizsgálatokban tapasztaltaknál. Ezen adatokról az 5. melléklet ad áttekintést.

ÖSSZEGRZÉS

Tanulmányunkban az elvándorlást tervező magyar állampolgárságú orvosok célország-preferenciáit tekintettük át a 2010 és 2019 közötti időszakra vonatkozóan az Állami Egészségügyi Ellátó Központ által kiadott, külföldi munkavállaláshoz szükséges hatósági bizonyítványokra vonatkozó adatok alapján. Vizsgálataink eredményei azt mutatták, hogy statisztikai értelemben igazán erőteljes kapcsolatot nem mutatkozik a kivándorolni szándékozó orvosok neme, korcsoportja, lakhelye és szakvizsgatípusa, illetve a célország-választásuk között. Mindazonáltal a tíz év adatai alapján néhány jellemző motívum egyértelműen kiemelhető. Ilyen például, hogy a 30 év alatti orvosok igen jelentős része Németországban tervez munkát vállalni, de említhető a nyugati határ melletti megyék orvosainak valószínűsíthető ingázása Ausztriába, vagy éppen a patológusok fokozott érdeklődése Svédország iránt.

Mindemellett az orvosokra vonatkozó statisztikákat a teljes népesség elvándorlóinak jellemzőivel is érdemes összevetni, különösen annak tükrében, hogy utóbbiak körében szintén Németország, az Egyesült Királyság és Ausztria számítanak a legkedveltebb célországoknak (a teljes népességre jellemző mintázatokról lásd Blaskó et al., 2014; Gödri, 2018). Noha mind a teljes magyar populáció elvándorlóinak, mind a migrációt tervező orvosok körében enyhe férfítöbbséget figyelhető meg, az egyes célországok esetében már vegyesebb kép rajzolódik ki. Míg előbbieknél Németországot inkább a férfiak, az Egyesült Királyságot pedig jellemzően a nők választották desztinációként, az orvosokat tekintve ennek pontosan az ellenkezőjét láhattuk. Ugyancsak kiemelendő szempont a németországi desztináció rendkívüli népszerűsége a fiatal orvosok körében. Különösen annak tükrében érdekes ez, hogy a teljes népesség kivándorlói közül Németországot általában az idősebbek választják nagyobb valószínűséggel. Ezzel szemben a teljes népesség emigránsai között a 30 év alattiak aránya leginkább az Egyesült Királyságban magas, amit jelen vizsgálatban sokkal inkább az ennél

idősebb, tapasztaltabb orvosok körében azonosítottunk kedvelt célországként. A hatósági bizonyítvány igénylések lakhely szerinti vizsgálatakor arra a következtetésre jutottunk, hogy – a teljes népességben látott trendeknek megfelelően – az orvosok közül szintén sokan választhatták az Ausztriába történő ingázás lehetőségét a nyugati határhoz közeli megyékben. Az pedig, hogy az Egyesült Királyság inkább a közép-magyarországi régió lakosai körében népszerű célpont, a teljes népességen túl a potenciális migráns orvosokra is jellemzőnek bizonyult.

Mindezek tükrében a legnépszerűbb célországokról a következő összegzéseket adhatjuk. Németországba leginkább a fiatal orvosok terveztek kivándorolni, a sokasági arányoknak megfelelően az ország valamennyi megyéjéből, illetve valamennyi orvosszakmai területéről. Közöttük a nők voltak többségben. Ezzel szemben az Egyesült Királyság iránt inkább a 30 év feletti korcsoportokba tartozó, budapesti, Pest, illetve Csongrád megyei, férfi orvosok mutattak relatíve nagyobb érdeklődést. Kiemelendő, hogy akik ebbe az országba terveztek kivándorlást, azok magas százalékban ténylegesen meg is valósíthatták e szándékukat. Köztük jelentős számban voltak az aneszteziológiai terület képviselői. Az Ausztriát megjelölők a nemi és korcsoportok szerinti megoszlás tekintetében leképezték a sokasági arányokat, azonban a célország népszerűsége leginkább a határhoz közeli megyékben mutatkozott meg, ahonnan az ingázás könnyebben megoldható. Nyugati szomszédunknál főként az aneszteziológusok, a sebészek és a szülész-nőgyógyászok terveztek munkát vállalni. Svédország a főbb dimenziók mentén többnyire kiegyenlített képet mutatott, ám a 30 év alatti orvosok körében nem volt kedvelt célpont. Emellett a patológusok és a pszichiáterek, illetve a Baranya megyeiek terveztek relatíve nagyobb számban migrációt a skandináv országba. Svájcra leginkább a 40 év alattiak, a nők, illetve a budapestiek tekintettek potenciális desztinációként. Írország – amelyet jellemzően szintén a komolyabb kivándorlási szándékkal rendelkezők jelölték meg – főként a fiatalabbak, a férfiak, illetve a patológusok körében bizonyult relatíve népszerűnek.

Eredményeink alapján tehát a fő célországokba történő migráció a hazai orvoshiány szempontjából különböző közpolitikai kihívásokat rejt magában. Az Ausztriába történő ingázás kisebb valószínűséggel szakítja el teljesen a hazai egészségügytől az orvosokat. Ez a veszély leginkább az Egyesült Királyságban munkát vállalók esetén áll fenn. A Németországba történő vándorlás pedig azért jelenthet problémát, mert a fiatal, pályakezdő orvosok elszívása révén még jobban hozzájárul az orvosszakma elöregedéséhez Magyarországon.

Mindezek feltárásával tanulmányunk új, a szakirodalomban eddig nem ismert részletekkel járult hozzá a magyarországi orvos-elvándorlás jelenségének teljesebb megismeréséhez. Eredményeink emellett a közpolitika alakítói számára is

relevanciával bírnak hazai és európai szinten egyaránt. A célország-preferenciák esetén tapasztalt, statisztikai értelemben gyenge kapcsolatok ugyanis arra utalnak, hogy a magyar orvosok külföldi munkavállalását elsősorban a taszító (push) hatások mozgatják, s az ezen felül megjelenő kereslet oldali vonzó (pull) hatások ugyan jól beazonosíthatók, de másodlagosak lehetnek. Utóbbiak jelenléte, és azok migrációt befolyásoló szerepe egy heterogén, ám a szabad mozgás lehetőségét biztosító nemzetközi térben természetes. Ezzel együtt a push faktorok kezelése, s a taszítás csökkentése a származási ország kormányzatára ró további felelősséget. Mindazonáltal az Uniós intézményi keret adta sajátosságok miatt az agyelszívás (brain drain) negatív hatásainak (bővebben lásd például Golovics, 2019) csökkentése érdekében az európai szintű gondolkodás megindítása is indokolt lehet. Ezt támasztják alá az előregedő orvostársadalommal és alacsony kibocsátású orvosképzéssel bíró országok oldaláról jelentkező vonzó-hatásokra vonatkozó eredményeink. A növekvő egészségügyi keresletre és az ezzel párhuzamosan az orvosképzésben megfigyelhető egyenlőtlenségek (kibocsátás, ráfordítás) okozta kihívásokkal ugyanis egy egységesülni kívánó Európa leginkább egy egységes, központi szintű válasszal tudna hatékonyan szembenézni

IRODALOM

- Állami Egészségügyi Ellátó Központ (2020). *Migrációs statisztikák*. ÁEEK által a szerző részére rendelkezésre bocsájtott adatok.
- Balázs P. (2012). Orvosi létszámok és a nemzetközi orvosmigráció aktuális hatása Magyarországon. *Orvosi Hetilap*, 153(7), 250–256.
- Blaskó Zs., Ligeti A. S. és Sik E. (2014). Magyarok külföldön – Mennyien? Kik? Hol? In Kolosi T. – Tóth I. Gy., (szerk.), *Társadalmi Riport 2014* (351–372. o.). Budapest: TÁRKI.
- Boros L. és Pál V. (2016). A magyarországi orvosmigráció néhány jellemzője. *Észak-magyarországi Stratégiai Füzetek* 13(1), 64–72.
- Eurostat (2021). Population on 1 January by age group, sex and citizenship [migr_pop1ctz]. Elérhető: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/bookmark/1339e08e-faf1-493d-b30a-b0920b7af11c?lang=en>
- Eurostat (2022a). Job vacancy statistics by NACE Rev. 2 activity - quarterly data (from 2001 onwards) [JVS_Q_NACE2]. Elérhető: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/bookmark/59cc1c01-4fc6-40c2-8514-7240cda26074?lang=en>
- Eurostat (2022b). Physicians by medical speciality [HLTH_RS_SPEC]. Elérhető: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/bookmark/36e67bcc-3c5d-43ea-9412-3aa4467ec11e?lang=en>
- Girasek E., Csernus R., Ragány K. és Eke E. (2013). Migráció az egészségügyben. *Magyar Tudomány*, 174(3), 292–298.
- Glinos, I. A. (2014). Going beyond numbers: A typology of health professional mobility inside and outside the European Union. *Policy and Society*, 33(1), 25–37.
- Golovics, J. (2019). Addressing the EU's East-West Brain Drain: Why a Tax Solution Would Be in Vain. *New Perspectives*, 27(2), 63–85.
- Golovics J. és Zsinkó M. (2020). A magyar orvostanhallgatók elvándorlási szándékainak befolyásoló tényezői. In Cserháti I., (szerk.), *Munkapiaci trendek – demográfiai és jóléti kihívások* (236–251. o.). Budapest: Typotex Kiadó.
- Golovics J. és Zsinkó M. (2021). A magyar orvosmigráció jellemzői a 2010-es években. *Magyar Tudomány*, 182(2), 240–248.
- Gödri I. (2018). Nemzetközi vándorlás. In Monostori, J., Öri, P. és Spéder, Zs., (szerk.), *Demográfiai Portré 2018* (237–270. o.). Budapest: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet.
- Győrffy, Zs., Dweik, D. and Girasek, E. (2018). Willingness to migrate — a potential effect of burnout? A survey of Hungarian physicians. *Human Resources for Health*, 16(36), 1–8.
- Hárs Á. és Simon D. (2016). Miért mennek el az orvosok – és miért maradnának itthon? I. rész. A magyarországi orvosmigráció sajátosságairól. *Külgazdaság*, 60(5–6), 3–26.
- Jonsson, R., Lindegård, A., Björk, L. and Nilsson, K. (2020). Organizational Hindrances to the Retention of Older Healthcare Workers. *Nordic Journal of Working Life Studies*, 10(1), 41–58.
- Kovács E. és Sipos N. (2020). Mobilitás a határmenti régiókban – Ausztria. *Pécsi Munkajogi Közlemények*, 13(Különszám), 14–31.
- Központi Statisztikai Hivatal (2022). Üres álláshelyek száma és aránya nemzetgazdasági áganként, negyedévente. Elérhető: https://www.ksh.hu/stadat_files/mun/hu/mun0159.html
- Lorkowski, J. and Jugowicz, A. (2020). Shortage of Physicians: A Critical Review. In Pokorski M. (eds) *Medical Research and Innovation. Advances in Experimental Medicine and Biology* (57–61. o.). Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/5584_2020_601

- Massey, D. S., Arango, J., Hugo, G., Kouaouci, A., Pellegrino, A. and Taylor, E. J. (1993). Theories of International Migration: A Review and Appraisal. *Population and Development Review*, 19(3), 431-466.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2021). *Health at a Glance 2021: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing. Elérhető <https://doi.org/10.1787/ae3016b9-en>.
- Országos Kórházi Főigazgatóság (2022). *Tájékoztató a tartósan betöltetlen háziorvosi körzetekről*. Elérhető: <https://alappellatas.okfo.gov.hu/tajekoztato-a-tartosan-betoltetlen-haziorvosi-korzetekrol/>
- Sik E. (2003). A migrációs potenciál kutatásának alapfogalmai. In Örkény A., (szerk.), *Menni vagy maradni? Kedvezménytörvény és migrációs várakozások* (15-18. o.). Budapest: MTA Kisebbségkutató Intézet.
- Varga J. (2016). Hova lettek az orvosok? Az orvosok külföldre vándorlása és pályaelhagyása Magyarországon, 2003–2011. *Közgazdasági Szemle*, 63(1), 1-26.
- Varga J. (2020). Az orvosok elvándorlása 2009–2017 között. In Fazekas K., Elek P. és Hajdu T., (szerk.), *Munkaerőpiaci Tükör 2019* (147-150. o.). Budapest: Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont.

DESTINATION COUNTRY PREFERENCES AMONG HUNGARIAN POTENTIAL MIGRANT PHYSICIANS

ABSTRACT

This paper focuses on destination country preferences of Hungarian potential migrant physicians between 2010 and 2019, based on data about official certificate required for employment in a foreign country, issued by National Healthcare Service Center. Besides presenting statistics, we perform cross-table analyzes to examine the patterns of destination country preferences by physician's sex, age, place of residence and type of specialist exam. Pull effects from the side of destination countries are analyzed as well. Although results show weak association, several specific motifs may be highlighted. There is a very strong interest among young physicians towards Germany, while the UK is popular among more experienced physicians. Besides, those who intend to migrate to the UK are more likely to implement these plans. Austria is a potential commuting destination for physicians in counties close to the western border, while Sweden is highly preferred by pathologists.

Keywords: migration, emigration, healthcare migration

2. melléklet: A vényfelíróként meg nem jelenő potenciális migráns orvosok száma a fő célországok és nemek szerinti bontásban, 2010–2019 (fő és megoszlási arányok zárójelben)

	Férfi	Nő	Összesen
Németország	596 (44%) (39%)	768 (56%) (44%)	1364 (100%) (42%)
Egyesült Királyság	387 (51%) (26%)	370 (49%) (21%)	757 (100%) (23%)
Ausztria	182 (46%) (12%)	217 (54%) (12%)	399 (100%) (12%)
Svédország	178 (49%) (12%)	187 (51%) (11%)	365 (100%) (11%)
Svájc	94 (42%) (6%)	129 (58%) (7%)	223 (100%) (7%)
Írország	75 (52%) (5%)	69 (48%) (4%)	144 (100%) (4%)
Összesen	1512 (46%) (100%)	1740 (54%) (100%)	3252 (100%) (100%)

χ^2 próba p-értéke: 0,0095
Cramer V = 0,07

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a nemben belüli célországonkénti megoszlást, míg az értékektől jobbra elhelyezkedő, zárójelben szereplő százalékos értékek a célországon belüli, nemi megoszlást mutatják.

Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

3. melléklet: A vényfelíróként meg nem jelenő potenciális migráns orvosok száma a fő célországok és korcsoport szerinti bontásban, 2010–2019 (fő és megoszlási arányok zárójelben)

Célország / Korcsoport (év)	-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-	Összesen
Egyesült Királyság	144 (19%) (12%)	226 (30%) (30%)	148 (20%) (30%)	105 (14%) (33%)	75 (10%) (32%)	27 (4%) (23%)	17 (2%) (22%)	15 (2%) (35%)	757 (100%) (23%)
Németország	761 (56%) (62%)	242 (18%) (33%)	135 (10%) (27%)	75 (5%) (24%)	71 (5%) (31%)	39 (3%) (34%)	33 (2%) (42%)	8 (1%) (19%)	1364 (100%) (42%)
Ausztria	152 (38%) (12%)	93 (23%) (13%)	61 (15%) (12%)	45 (11%) (14%)	22 (6%) (9%)	14 (4%) (12%)	7 (2%) (9%)	5 (1%) (12%)	399 (100%) (12%)
Svédország	52 (14%) (4%)	90 (25%) (12%)	97 (27%) (19%)	58 (16%) (18%)	38 (10%) (16%)	17 (5%) (15%)	8 (2%) (10%)	5 (1%) (12%)	365 (100%) (11%)
Írország	37 (26%) (3%)	35 (24%) (5%)	27 (19%) (5%)	15 (10%) (5%)	13 (9%) (6%)	11 (8%) (10%)	4 (3%) (5%)	2 (1%) (5%)	144 (100%) (4%)
Svájc	82 (37%) (7%)	55 (25%) (7%)	30 (13%) (6%)	18 (8%) (6%)	13 (6%) (6%)	7 (3%) (6%)	10 (4%) (13%)	8 (4%) (19%)	223 (100%) (7%)
Összesen	1228 (38%) (100%)	741 (23%) (100%)	498 (15%) (100%)	316 (10%) (100%)	232 (7%) (100%)	115 (4%) (100%)	79 (2%) (100%)	43 (1%) (100%)	3252 (100%) (100%)

χ^2 próba p-értéke: 0,0000
Cramer V = 0,17

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a korcsoportokon belüli országokénti megoszlást, míg az értékektől jobbra elhelyezkedő, zárójelben szereplő százalékos értékek az egyes célországon belüli, korcsoportonkénti megoszlást mutatják.
Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

4. melléklet: A vényfelíróként meg nem jelenő potenciális migráns orvosok száma a fő céországok és lakhely (megye) szerinti bontásban, 2010–2019
(fő és megosztási arányok zárójelben)

Lakhely/ Céország	Ausztria	Egyesült Királyság	Írország	Németország	Svájc	Svédország	Összesen
Nem ismert/ külföldi lakhely	11 (9%) (3%)	33 (27%) (4%)	10 (8%) (7%)	49 (40%) (4%)	8 (7%) (4%)	11 (9%) (3%)	122 (100%) (4%)
Bács-Kiskun	4 (5%) (1%)	18 (20%) (2%)	0 (0%) (0%)	52 (59%) (4%)	3 (3%) (1%)	11 (13%) (3%)	88 (100%) (3%)
Baranya	16 (8%) (4%)	45 (21%) (6%)	14 (7%) (10%)	95 (45%) (7%)	12 (6%) (5%)	31 (15%) (8%)	213 (100%) (7%)
Békés	3 (6%) (1%)	11 (21%) (1%)	0 (0%) (0%)	24 (45%) (2%)	7 (13%) (3%)	8 (15%) (2%)	53 (100%) (2%)
Borsod-Abaúj-Zemplén	18 (13%) (5%)	34 (25%) (4%)	7 (5%) (5%)	51 (37%) (4%)	7 (5%) (3%)	20 (15%) (5%)	137 (100%) (4%)
Budapest	111 (12%) (28%)	272 (28%) (36%)	47 (5%) (33%)	364 (38%) (27%)	62 (6%) (28%)	108 (11%) (30%)	964 (100%) (30%)
Csongrád	8 (4%) (2%)	70 (33%) (9%)	10 (5%) (7%)	83 (39%) (6%)	16 (7%) (7%)	27 (13%) (7%)	214 (100%) (7%)
Fejér	17 (15%) (4%)	12 (11%) (2%)	9 (8%) (6%)	51 (46%) (4%)	9 (8%) (4%)	12 (11%) (3%)	110 (100%) (3%)
Győr-Moson-Sopron	56 (33%) (14%)	11 (6%) (1%)	2 (1%) (1%)	73 (43%) (5%)	15 (9%) (7%)	13 (8%) (4%)	170 (100%) (5%)
Hajdú-Bihar	14 (5%) (4%)	72 (27%) (10%)	17 (6%) (12%)	113 (43%) (8%)	10 (4%) (4%)	36 (14%) (10%)	262 (100%) (8%)

χ^2 próba p-értéke: 0,0000

Gramer V = 0,15

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a céországokon belüli megyénkénti megosztást, míg az értékek a jobbba elhelyezkedő, zárójelben szereplő százalékos értékek a megyéken belüli, céországonkénti megosztást mutatják.

Forrás: Saját szerkesztés AEEK (2020) alapján.

4. melléklet: A vényfelíróként meg nem jelenő potenciális migráns orvosok száma a fő célországok és lakhely (megye) szerinti bontásban, 2010–2019 (fő és megoszlási arányok zárójelben) (folytatás)

Lakhely/ Célország	Ausztria	Egyesült Királyság	Írország	Németország	Svájc	Svédország	Összesen
Heves	7 (14%) (2%)	7 (14%) (1%)	0 (0%) (0%)	23 (47%) (2%)	7 (14%) (3%)	5 (10%) (1%)	49 (100%) (2%)
Jász-Nagykun-Szolnok	6 (14%) (2%)	8 (19%) (1%)	1 (2%) (1%)	24 (56%) (2%)	1 (2%) (0%)	3 (7%) (1%)	43 (100%) (1%)
Komárom-Esztergom	10 (15%) (3%)	11 (17%) (1%)	2 (3%) (1%)	32 (48%) (2%)	4 (6%) (2%)	7 (11%) (2%)	66 (100%) (2%)
Nógrád	0 (0%) (0%)	8 (50%) (1%)	0 (0%) (0%)	5 (31%) (0%)	0 (0%) (0%)	3 (19%) (1%)	16 (100%) (0%)
Pest	20 (8%) (5%)	76 (29%) (10%)	13 (5%) (9%)	106 (40%) (8%)	17 (6%) (8%)	32 (12%) (9%)	264 (100%) (8%)
Somogy	3 (6%) (1%)	8 (16%) (1%)	2 (4%) (1%)	26 (52%) (2%)	4 (8%) (2%)	7 (14%) (2%)	50 (100%) (2%)
Szabolcs-Szatmár-Bereg	15 (12%) (4%)	17 (13%) (2%)	3 (2%) (2%)	67 (52%) (5%)	13 (10%) (6%)	15 (12%) (4%)	130 (100%) (4%)
Tolna	5 (12%) (1%)	3 (7%) (0%)	1 (2%) (1%)	23 (56%) (2%)	7 (17%) (3%)	2 (5%) (1%)	41 (100%) (1%)
Vas	34 (35%) (9%)	7 (7%) (1%)	3 (3%) (2%)	38 (39%) (3%)	9 (9%) (4%)	7 (7%) (2%)	98 (100%) (3%)
Veszprém	22 (21%) (6%)	26 (25%) (3%)	2 (2%) (1%)	48 (47%) (4%)	4 (4%) (2%)	1 (1%) (0%)	103 (100%) (3%)
Zala	19 (32%) (5%)	8 (14%) (1%)	1 (2%) (1%)	17 (29%) (1%)	8 (14%) (4%)	6 (10%) (2%)	59 (100%) (2%)
Összesen	399 (12%) (100%)	757 (23%) (100%)	144 (4%) (100%)	1364 (42%) (100%)	223 (7%) (100%)	365 (11%) (100%)	3252 (100%) (100%)

χ^2 próba p-értéke: 0,0000

Gramer V = 0,15

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a célországokon belüli megyénkénti megoszlást, míg az értékektől jobbra elhelyezkedő, zárójelben szereplő százalékos értékek a megyéken belüli, célorzágonkénti megoszlást mutatják.

Forrás: Saját szerkesztés ÁEEK (2020) alapján.

5. melléklet: A vényfelíróként meg nem jelenő potenciális migráns orvosok száma a fő célországok és szakvizsga típusa szerinti bontásban , 2010–2019 (fő és megosztási arányok zárójelben)

Szakképesítés	Ausztria	Egyesült Királyság	Írország	Németország	Svájc	Svédország	Összesen
Anesztéziológia és intenzív terápia	56 (20%) (37%)	129 (45%) (32%)	17 (6%) (22%)	53 (19%) (15%)	11 (4%) (15%)	20 (7%) (8%)	286 (100%) (22%)
Belgyógyászat	21 (10%) (14%)	44 (21%) (11%)	6 (3%) (8%)	79 (38%) (23%)	17 (8%) (24%)	41 (20%) (17%)	208 (100%) (16%)
Csecsemő- és gyermekgyógyászat	13 (11%) (9%)	49 (41%) (12%)	7 (6%) (9%)	26 (22%) (7%)	12 (10%) (17%)	12 (10%) (5%)	119 (100%) (9%)
Háziorvostan	12 (7%) (8%)	37 (21%) (9%)	10 (6%) (13%)	74 (42%) (21%)	10 (6%) (14%)	32 (18%) (13%)	175 (100%) (14%)
Kardiológia	9 (15%) (6%)	18 (31%) (5%)	1 (2%) (1%)	17 (29%) (5%)	3 (5%) (4%)	11 (19%) (5%)	59 (100%) (5%)
Patológia	4 (4%) (3%)	20 (18%) (5%)	17 (15%) (22%)	10 (9%) (3%)	3 (3%) (4%)	60 (53%) (25%)	114 (100%) (9%)
Pszichiátria	3 (4%) (2%)	10 (14%) (3%)	3 (4%) (4%)	14 (19%) (4%)	9 (12%) (13%)	34 (47%) (14%)	73 (100%) (6%)
Radiológia	3 (3%) (2%)	37 (43%) (9%)	7 (8%) (9%)	20 (23%) (6%)	2 (2%) (3%)	17 (20%) (7%)	86 (100%) (7%)
Sebeszet	22 (18%) (15%)	40 (33%) (10%)	9 (8%) (12%)	39 (33%) (11%)	2 (2%) (3%)	8 (7%) (3%)	120 (100%) (9%)
Szülészet-nőgyógyászat	8 (16%) (5%)	14 (29%) (4%)	1 (2%) (1%)	19 (39%) (5%)	2 (4%) (3%)	5 (10%) (2%)	49 (100%) (4%)
Összesen	151 (12%) (100%)	398 (31%) (100%)	78 (6%) (100%)	351 (27%) (100%)	71 (6%) (100%)	240 (19%) (100%)	1289 (100%) (100%)

χ^2 próba p-értéke: 0,0000

Cramer V = 0,23

Megjegyzés: Az orvosok létszám-adatai alatt zárójelben szereplő százalékos értékek a célországokon belüli szakvizsga-típusonkénti megoszlást, míg az értékektől jobbra elhelyezkedő zárójelben szereplő százalékos értékek a szakvizsga-típusokon belüli, célországonkénti megoszlást mutatják.

Forrás: Saját szerkesztés AEEK (2020) alapján.

A TERMÉSZETES KÍSÉRLET ALKALMAZÁSA A DEMOGRÁFIAI ÉS SZOCIOLÓGIAI KUTATÁSBAN

Moksony Ferenc

ÖSSZEGZÉS

A tanulmány célja annak a kutatástípusnak a bemutatása, amely természetes kísérletként ismert a módszertani szakirodalomban, és amelyet mind gyakrabban használnak a társadalomtudományokban. Míg a valódi kísérletben a kutató maga hozza létre a magyarázó változó különböző értékeit, és ő rendeli hozzá véletlenszerűen ezekhez az értékekhez a megfigyelési egységeket, addig a természetes kísérletben a dolgok szerencsés alakulása hoz létre olyan helyzetet, amelyben a magyarázó változó különböző értékeket vesz fel, a megfigyelések pedig gyakorlatilag – vagy akár ténylegesen is – véletlenszerűen rendelődnek hozzá ezekhez az értékekhez. A cikk első része a természetes kísérlet korai példáit, második része pedig a módszer modern alkalmazásait tekinti át. A harmadik rész azokkal a kutatásokkal foglalkozik, amelyek valamilyen lottósorsoláson alapulnak, s amelyekben ezért a randomizálás követelménye nagyobb eséllyel teljesül. Ez a rész tárgyalja azt a problémát is, amellyel akkor találkozunk, amikor a kutató által összehasonlítani kívánt csoportok bizonyos mértékben nem véletlen szelekció eredményei. A tanulmány befejező része abból a szempontból hasonlítja össze a természetes kísérletet néhány más kutatástípussal, hogy melyik módszer mennyire képes egyidejűleg biztosítani a belső és külső érvényességet.

Tárgyszavak: természetes kísérlet, kutatástervezés, randomizálás, demográfia, szociológia

Moksony Ferenc, Budapesti Corvinus Egyetem, Kommunikáció és Szociológia Intézet, 1093 Budapest, Fővám tér 8.

E-mail: fmokson@gmail.com

BEVEZETÉS

Egy kutatás minőségének megítélésekor az egyik legfontosabb szempont a kapott eredmények *belső érvényessége*. Ez a fogalom arra a kérdésre vonatkozik, hogy a magyarázó és a függő változó között megfigyelt összefüggést valóban az általunk feltételezett és az adott kutatás keretében vizsgált oksági mechanizmus hozta-e létre – nem pedig egy *azzal versengő másik* hatásmechanizmus.¹ Egy, a születések számának növelését célzó társadalompolitikai program eredményességének a vizsgálatakor például ez a kérdés úgy vetődik fel, hogy a gyermekek számának esetleges emelkedése valóban a programnak köszönhető-e, nem pedig, mondjuk, a szülőképes korú nők számában – a programmal egy időben – bekövetkezett kedvező irányú változásnak.² Minél inkább igennel válaszolhatunk erre a kérdésre, annál nagyobb a kutatásunk *belső érvényessége*.

Amint az az előzőekből is kitűnik, a *belső érvényesség* fogalma szorosan kapcsolódik az *alternatív magyarázat*éhoz: minél nagyobb a sikeresen kiküszöbölt alternatív magyarázatok száma, azaz minél kevesebb lehetséges vetélytársa marad az általunk feltételezett oksági mechanizmusnak, annál biztosabb lábakon állnak az adatokból levont következtetések, s így annál nagyobb a kutatásunk *belső érvényessége*. A *belső érvényesség* növeléséhez tehát az alternatív magyarázatok kiküszöbölésén keresztül vezet az út, ez utóbbi legjobb eszköze pedig a

¹ A *belső érvényesség* (internal validity) fogalmát Donald T. Campbell vezette be még az 1950-es években a módszertani szakirodalomba, szembeállítva azt a *külső érvényességgel* (external validity), ami a kutatási eredmények általánosíthatóságára vonatkozik (Campbell, 1957). Későbbi munkáiban (Cook and Campbell, 1979; Shadish, Cook and Campbell, 2002) megkülönböztette az érvényesség két másik típusát is: egyrészt a *statisztikai érvényességet* (statistical conclusion validity), ami azokkal a feltételekkel kapcsolatos, amelyek a változók közötti összefüggések erősségének és statisztikai szignifikanciájának a megállapításához szükségesek; másrészt pedig a *mérési érvényességet* (construct validity), ami a kutatásban használt konkrét változók és az azok által megragadni kívánt általánosabb fogalmak kapcsolatát érinti. Az érvényesség különböző fajtáinak ez a Campbell nevéhez köthető rendszerezése jelentősen eltér a bevezető módszertani vagy kutatástervezési tankönyvekben általában tárgyalt típusoktól (pl. face validity, predictive validity). Ez utóbbiak lényegében mind az elméleti fogalmak és az azokat mérni hivatott változók közötti viszonyra vonatkoznak, s ennyiben úgy tekinthetők, mint a Campbell által mérési érvényességnek nevezett kategória alesetei. Összességében a kétféle osztályozás közül a Campbell-féle az átfogóbb, egyszersmind – megítélésem szerint – a hasznosabb, termékenyebb is.

² Ez volt a helyzet például a Magyarországon 1973-ban bevezetett népesedéspolitikai intézkedéscsomag esetében: a bevezetéssel nagyjából egy időben értek szülőképes korba az 1950-es évek „Ratkó-nemzedékének” tagjai, aminek köszönhetően jelentősen megnőtt a népességben a gyermekvállalásra képes nők száma.

randomizálás, vagyis a megfigyelési egységeknek a kutató által vizsgált oksági tényezőt képviselő magyarázó változó egyes értékeihez vagy kategóriáihoz történő *véletlenszerű hozzárendelése*.³ Egy randomizált kísérletben a kutató maga hozza létre a magyarázó változó egyes értékeit, a megfigyelési egységeket (például egyéneket) pedig *véletlenszerűen rendeli hozzá* ezekhez az értékekhez. A randomizált – vagy ahogy sokszor nevezik: valódi – kísérletet ez a két sajátossága különbözteti meg egyrészt a *kvázi-kísérlettől* – amelyben a kutató maga hozza ugyan létre a magyarázó változó egyes értékeit, azonban a megfigyelési egységeket nem véletlenszerűen rendeli hozzá ezekhez az értékekhez –, másrészt a társadalomtudományokban leginkább elterjedt *megfigyeléses vizsgálatoktól*,⁴ amelyekben nem csupán a randomizálás hiányzik, de a magyarázó változó egyes értékeit sem a kutató hozza létre, hanem pusztán feljegyzi azokat (*lásd 1. táblázat*).

1. táblázat. Valódi kísérlet, kvázi-kísérlet, megfigyeléses vizsgálat

	Valódi kísérlet	Kvázi-kísérlet	Megfigyeléses vizsgálat
Kutatói kontroll a magyarázó változó fölött	Igen	Igen	Nem
Véletlen hozzárendelés	Igen	Nem	Nem

A valódi kísérlet – amint az az eddig elmondottakból is érzékelhető – a kutató aktív részvételére épül: ő teremti meg a magyarázó változó különböző értékeit, és ő rendeli hozzá véletlenszerűen ezekhez az értékekhez a megfigyelési egységeket. Néha azonban a természet⁵ veszi át mindkét téren a kutató szerepét,

³ A randomizálás – amely Ronald Fisher munkásságának köszönhetően került be az empirikus kutatás eszköztárába (Armitage, 2003; Hall, 2007) – úgy küszöböli ki az alternatív magyarázatokat, hogy *véletlenszerűen osztja szét* a vizsgált magyarázó változó egyes kategóriái között azoknak a *zavaró változóknak az értékeit*, amelyek enélkül hamis korrelációt hozhatnának létre a magyarázó és a függő változó között. Ezzel szemben az alternatív magyarázatoknak a nem kísérleti vizsgálatokban alkalmazott módszerei – így a kontrollváltozó használata, illetve a demográfiaiban elterjedt standardizálás – úgy szüntetik meg az ilyen hamis korrelációkat, hogy a zavaró változó értékét *statisztikai úton – átlagosan – azonosá teszik* a magyarázó változó egyes kategóriáiban. A randomizálásról és az alternatív magyarázatok kiküszöbölésének egyéb módszereiről bővebben lásd Moksony, 2018: 171–192.

⁴ A megfigyeléses vizsgálat (observational study) elnevezés mellett a korrelációs vizsgálat (correlational study) kifejezéssel is találkozhatunk a szakirodalomban (pl. Lau and Kuziemsky, 2016). Ez azonban eléggé megtévesztő, ugyanis a korreláció a statisztikai elemzéshez tartozó fogalom, itt pedig a kutatás felépítéséről, megtervezéséről van szó. A korrelációs vizsgálat elnevezés tehát indokolatlanul összekeveri az elemzés és a kutatástervezés kérdését, ezért célszerűbb a megfigyeléses vizsgálat kifejezést használni helyette.

⁵ A „természet” szó itt *tág értelemben* szerepel, és minden, *a kutató saját aktív részvételétől független* folyamatot felölel – legyen az akár szorosan vett természeti folyamat (mint amilyen például egy földrengés vagy egy hurrikán pusztítása), akár pedig más emberek cselekedete (mint amikor például egy kormány módosít valamilyen jogszabályt, vagy amikor egy vállalat megváltoztatja az addigi működését). A lényeg, hogy a vizsgálati helyzetet *nem maga a kutató hozza létre*, ő csupán *felismeri és kihasználja* azt.

s a *dolgok szerencsés alakulása hoz létre olyan helyzetet*, amelyben a magyarázó változó különböző értékeket vesz fel, a megfigyelések pedig gyakorlatilag – vagy akár ténylegesen is – véletlenszerűen rendelődnek hozzá ezekhez az értékekhez. Ilyenkor beszélünk *természetes kísérletről* (Freedman, 2005: 6; Robinson et al., 2009; Dunning, 2012). A természetes kísérlet – szigorúan véve – nem több pusztán megfigyeléses vizsgálatnál, a kedvező körülményeknek és az azokat kihasználó képes kutató találékonyságának köszönhetően azonban belső érvényességét tekintve mégis felveszi a versenyt az „igazi” randomizált kísérlettel.

A TERMÉSZETES KÍSÉRLET KORAI ALKALMAZÁSAI

A természetes kísérlet alighanem legkorábbi, egyszersmind legismertebb példája a XIX. században élt angol orvos, John Snow nevéhez fűződik (Freedman, 1999: 244–247; Morabia, 2004: 39–42). Az 1800-as években több kolerajárvány is pusztított Angliában, ezen belül Londonban. Akkoriban az orvosok túlnyomó többsége úgy gondolta, a kolerát a rossz levegő és a rossz szagok okozzák; ez volt az ún. miazma-elmélet. Snow nem hitt ebben az elméletben; úgy vélte, a fertőzésekért a szennyezett ivóvíz a felelős. Ezt az elképzelését szigorú értelemben vett randomizált kísérlettel nyilvánvalóan nem tudta ellenőrizni – nem lehetett emberek a tudományos igazság kedvéért véletlenszerűen szennyezett víz fogyasztására kényszeríteni –; a körülmények szerencsés alakulása – és persze a saját leleményessége – folytán azonban lehetősége nyílt egy természetes kísérlet elvégzésére.

Az 1800-as évek közepe táján Londonban az emberek egy része még hagyományos kézi mozzgatású kutakból nyerte az ivóvizet, más részük azonban már a maihoz hasonló vezetékes vízellátásban részesült. A vezetékes vizet több, egymással versengő társaság szolgáltatta, köztük a Southwark & Vauxhall Company és a Lambeth Company. A város egy részében a háztartások gyakorlatilag véletlenszerűen kerültek e két cég valamelyikéhez; előfordult, hogy az utca egyik oldalán álló ház az egyik, míg a túloldalon álló épület a másik társasághoz tartozott. Ezért aztán a két cég által ellátott háztartások társadalmi összetétele rendkívül hasonló volt; ahogyan maga Snow megfogalmazta: „Mindegyik társaság fogyasztói között vannak szegények és gazdagok, nagy házak és kicsik, nincs semmilyen különbség a két társaság fogyasztóinak a körülményeiben vagy foglalkozásában.” (Snow, 1855: 75)

Az 1840-es években a két társaság a Temzének ugyanarról a szakaszáról vette a vizet – mégpedig a szennyezett és tisztítatlan vizet. Ennek megfelelően a kolera

előfordulási aránya hasonló mértékű volt a két cég fogyasztói körében. 1852-ben azonban az egyik cég, a Lambeth Company áthelyezte vezetőkeit a Temze egy feljebb lévő szakaszára, ahol – mert a folyó ott még nem érte el Londont – tisztább volt a víz. Bár ennek a változásnak semmi köze nem volt Snow tudományos céljaihoz, ő felismerte a kínálókozó lehetőséget, és összehasonlította egymással a két társaság fogyasztóit a kolerahalálozás gyakorisága szempontjából. Az eredmények szerint a továbbra is szennyezett vizet szolgáltató Southwark & Vauxhall Company által ellátott háztartásokban sokkal nagyobb, csaknem 9-szer akkora volt a kolera okozta halálozás mértéke, mint azokban, amelyek a tisztább folyószakaszt használó Lambeth Company vezetőikeiből nyerték az ivóvizet (2. táblázat).

2. táblázat. Kolerahalálozás a két vízszolgáltató társaság fogyasztói körében

Vízszolgáltató társaság	Halálozások száma	10.000 házra jutó halálozás
Southwark & Vauxhall	1,263	315
Lambeth	98	37

Forrás: Snow, 1855: 86 (Table IX)

Módszertani szempontból Snow kutatása nem több pusztán megfigyelés vizsgálatnál; hiányzik belőle mind a szigorú értelmében vett randomizálás, mind pedig a magyarázó változó értékének a befolyásolása. Nem Snow döntötte el, hogy az egyik cég tisztább, a másik szennyezettebb vizet szolgáltasson, és nem rajta múlt, hogy az egyes háztartások miként kerülnek egyik vagy másik társasághoz. A körülmények szerencsés alakulása folytán azonban – mintegy a természet ajándékaként – mégis a valódi kísérlet mindkét feltétele gyakorlatilag tökéletesen megvalósult. Ahogyan maga Snow megfogalmazta: „Mivel semmilyen különbség sincs a két társaság vizét fogyasztó háztartások vagy emberek között, ... nyilvánvaló, hogy semmilyen tudatosan megtervezett kísérlet nem ellenőrizhetné alaposabban a vízszolgáltatásnak a kolera terjedésére gyakorolt hatását, mint ez, amit a körülmények készen tártak a megfigyelő elé.” (Snow, 1855: 75)

A természetes kísérlet egy másik – talán kevésbé ismert, de a mi szívünknek annál kedvesebb – példája Semmelweis Ignác nevéhez fűződik (Czeizel, 2006). Semmelweis a bécsi egyetemen szerezte orvosi diplomáját, és később ott is folytatta tevékenységét. Bécsben akkortájt két szülészeti klinika működött; az, hogy a szülő nők közül ki melyikbe került, gyakorlatilag véletlenszerű volt: egyik nap az egyik, másik nap a másik intézmény fogadta a betegeket. Az 1830-as évek végéig a két klinikán nagyjából egyforma volt a halálozási arány. 1840-től kezdődően azonban megváltozott a helyzet: amint az a 3. táblázatban is látható,

ekkortól az I. számú klinikán lényegesen nagyobb volt a halálozás mértéke, mint a másik intézményben.

Mivel magyarázható ez a jelentős változás? Mi történt 1840-ben? Ettől az évtől kezdve az I. sz. klinika csak az orvostanhallgatók, a II. sz. klinika pedig csak a bábajelöltek oktatását végezte. És mi köze volt ennek az eltérő mértékű halandósághoz? Az, hogy az orvostanhallgatók számára kötelező volt a boncolásokon való részvétel, a bábajelöltek számára viszont nem. Az I. sz. klinikán tapasztalt magas halandóságot az idézte elő, hogy az orvostanhallgatók – megfelelő fertőtlenítés hiányában – a boncteremből magukkal hurcolták a kórokozókat a szülőszobába.

3. táblázat. Gyermekágyi halálozás a bécsi I. és II. sz. szülészeti klinikán

(%)

Év	I. sz. klinika	II. sz. klinika
1840	9,5	2,6
1841	7,8	3,5
1842	15,8	7,6
1843	9,0	6,0
1844	8,2	2,3
1845	6,9	2,0
1846	11,4	2,8

Forrás: Czeizel, 2006: 34.

Ha elvonatkoztatunk a konkrét tartalomtól, és megnézzük ennek a példának a formai sajátosságait, akkor láthatjuk, hogy kísértetiesen hasonlít Snow londoni vizsgálatára. Mindkét esetben lényegében teljesül a valódi kísérlet két fő követelménye – a randomizálás és a magyarázó változó értékének aktív befolyásolása –, csak éppen nem a kutató, hanem a természet „beavatkozásának” köszönhetően. Londonban a háztartások gyakorlatilag véletlenszerűen kerültek a két vizsgálótársaság valamelyikéhez, és Bécsben a szülő nők szintén gyakorlatilag véletlenszerűen kerültek a két klinika valamelyikébe. Ugyanígy, Londonban kezdetben mindkét vizsgálótársaság a Temzének ugyanarról a szakaszáról vette a vizet, majd az egyik társaság megváltoztatta a vízvételi helyet, s ezzel ami addig konstans volt, változóvá vált. Hasonló folyamat zajlott le Bécsben: míg korábban nem különült el a más-más foglalkozásra készülő diákok képzése, 1840-től az egyik klinika csak orvostanhallgatókat, a másik pedig csak bábajelölteket oktatott.

Snow és Semmelweis vizsgálatának együttes elemzése több szempontból is hasznos. Egyrészt a két példa jól érzékelteti, hogy amennyiben a kutató képes

észrevenni és kihasználni a körülmények szerencsés alakulásában rejlő lehetőségeket, akkor egy olyan kutatás is vezethet belső érvényességüket tekintve a valódi kísérlettel felérő eredményekhez, amely pedig szigorú értelemben véve nem több passzív megfigyelésnél. Ehhez persze kell az előző mondatban említett mindkét dolog: egyrészt a körülmények szerencsés alakulása, másrészt az a kreatív kutató, aki felismeri és kiaknázza a kedvező helyzetből adódó lehetőségeket. Mert ahogyan Louis Pasteur mondta: „a véletlen csak a felkészült elméknek kedvez”. (Pasteur, [1854] 1939: 131)

Egy másik tanulság, hogy ha egy kutatás erős a *megtervezését, felépítését* („design”-ját) illetően, akkor az *adatelemzés* szakaszában viszonylag egyszerű módszerek is elegendők. Snow vizsgálatában például két halálozási arányszám összehasonlítása kellő bizonyítékot tudott szolgáltatni a szennyezett víz oksági hatására vonatkozólag. Gondoljuk meg, mit érne egy ugyanilyen összehasonlítás, mondjuk, egy hagyományos kérdőíves adatfelvétel esetében; rögtön elkezdenénk sorolni a lehetséges alternatív magyarázatokat, s azokat a tényezőket, amelyeket még be kellene vonni kontrollváltozóként az elemzésbe ezeknek az alternatív magyarázatoknak a kiküszöbölése érdekében. Ennek köszönhetően azután az egyszerű táblázatból pillanatok alatt bonyolult lineáris vagy logisztikus regressziós modell lenne. Ezek az elemzési technikák mind azt igyekeznének – több-kevesebb sikerrel – pótolni, ami a kutatás felépítéséből hiányzik: a különféle torzító tényezőktől való mentességet.

A TERMÉSZETES KÍSÉRLET MODERN ALKALMAZÁSAI

Az eddig említett példák alapján azt hihetnénk, a természetes kísérlet valamiféle muzeális dolog, amit csak a XIX. században használtak. Ez azonban nincsen így, sőt, napjainkban éppenséggel növekszik ennek a kutatástípusnak a népszerűsége. Jól látszik ez az 1. ábrán, amely a „natural experiment” kifejezés relatív gyakoriságának a Google digitalizált könyvanyagában megfigyelhető időbeli változását mutatja.

A természetes kísérlet modern alkalmazását jól szemlélteti az a kutatás, amely a rászoruló fiatalok részére nyújtott anyagi támogatásnak a továbbtanulási esélyekre gyakorolt hatását vizsgálta az Egyesült Államokban (Dynarski, 2003; ennek a kutatásnak a természetes kísérlet fogalomrendszerében történő értelmezéséhez lásd Murnane and Willett, 2011: 141–145).

1. ábra: A „natural experiment” kifejezés relatív gyakoriságának időbeli változása a Google digitálizált könyvanyagában



Megjegyzés: Ez az ábra a Google Ngram Viewer nevű keresőrendszerének segítségével készült, amely egy-egy kifejezés relatív – a cég által digitalizált több millió könyv teljes szövegéhez viszonyított – gyakoriságának időbeli változását jeleníti meg grafikus formában. Bár ennek a szolgáltatásnak a tudományos célú felhasználásáról megoszlanak a vélemények (pl. Michel et al., 2011; Zimmer, 2013; Pechenick, Danforth and Dodds, 2015; Pettit, 2016; Younes and Reips, 2019), a vitákban felmerülő problémák zöme a nagy léptékű – adott esetben több évszázadot felölelő – társadalmi-kulturális változások vizsgálatára vonatkozik, és olyan kérdésekkel (pl. a szavak hosszú távú jelentésváltozásával, a tudományos jellegű publikációknak az összes digitalizált könyvön belüli növekvő arányával – és ezáltal a mindennapi életben előforduló kifejezések látszólagos ritkábbá válásával –, vagy éppen a karakterfelismerő programok korszakokonként eltérő megbízhatóságával) kapcsolatos, amelyek csak korlátozottan érintik az Ngram Viewer itteni, alapvetően illusztratív célú alkalmazását. Így például az ábrán megjelenített időszak alatt a könyvek nyomtatási minősége aligha változott olyan mértékben, ami érdemben befolyásolná a karakterfelismerő programok pontosságát, s ezáltal torzítaná a megfigyelt tendenciát. Ráadásul ez a tendencia egybevág azzal, ami a kifejezeten a tudományos publikációkra JSTOR adatbázisból kirajzolódik (Dunning, 2012: 2).

Az amerikai kormány 1965-től mintegy másfél évtizeden át anyagilag támogatta azoknak a 18 és 22 év közötti fiataloknak az egyetemi tanulmányait, akik elveszítették társadalombiztosítási ellátásban részesülő szülőjüket. A program hamar népszerűvé vált, és 1977-ben már csaknem 900 000 diák számára nyújtott segítséget. 1981-ben azonban a Reagan-kormány egyetlen tollvonással megszüntette ezt a támogatást. Ez a hirtelen változás jó alkalmat kínált az anyagi támogatás hatásának a vizsgálatára, méghozzá egy természetes kísérlet keretében. Az anyagi ellátás megszüntetése ugyanis két, egymástól csupán a támogatás meglétében, illetve hiányában különböző, s minden más szempontból nagyjából egyforma csoportra osztotta az 1981 körüli években ellátásra jogosulttá váló fiatalokat: azok, akik közvetlenül a változás előtt lettek jogosultak az ellátásra, még megkapták a támogatást – ők alkották a kísérleti csoportot; azok pedig, akik közvetlenül a változás után lettek jogosultak az ellátásra, már nem kapták meg a támogatást – ők alkották a kontrollcsoportot.

Snow és Semmelweis vizsgálatához hasonlóan ezúttal is a kutatótól független, külső tényezők révén jött létre egy olyan helyzet, amely gyakorlatilag megfelelt a valódi kísérlet követelményeinek. Egyrészt a Reagan-kormány döntése „hozta létre” a magyarázó változó két értékét (részesen anyagi támogatásban – nem részesen anyagi támogatásban) – ugyanúgy, ahogyan a londoni példában az egyik vízszolgáltató cég döntése „hozta létre” ezt a két értéket (szennyezett ivóvizet kap – tiszta ivóvizet kap); Semmelweis esetében pedig az egyetem döntése (1840-től az egyik klinikán csak orvostanhallgatókat, a másikon csak bábánövendékeket oktatnak). Másrészt a magyarázó változónak ehhez a két értékéhez gyakorlatilag véletlenszerűen kerültek a megfigyelések (egyetemi hallgatók) – megint csak ugyanúgy, mint a korábbi történeti példákban. Úgy, ahogyan a szülő nők különféle sajátosságai (életkoruk, társadalmi státuszuk stb.) aligha korreláltak azzal, hogy konkrétan melyik napon indult meg a szülés, és ennek következtében a két klinika melyikére kerültek – az egyetemisták, illetve családjuk különféle sajátosságai is aligha korreláltak azzal, hogy konkrétan mikor vesztették el szüleiket, s ennek révén konkrétan mikor váltak jogosulttá a támogatásra – akkor, amikor még kaphattak segítyt, vagy akkor, amikor már nem.

Hogyan befolyásolta az anyagi támogatás megszüntetése a fiatalok továbbtanulását? Erre a kérdésre keresett választ az imént említett kutatás, amely az 1979 és 1981 közötti években, tehát közvetlenül a megszüntetés előtt jogosulttá vált, s így még támogatásban részesültek egy csoportját (137 fő) hasonlította össze azzal a másik csoporttal, amelybe 54 olyan fiatal került, akik 1982-1983-ban, tehát közvetlenül a megszüntetés után váltak jogosulttá, s így már nem kaptak támogatást. A 4. táblázat azok arányát mutatja a két csoportban, akik 23 éves korukig bezárólag megkezdték felsőfokú tanulmányaikat (college). Látható, hogy a kísérleti csoportban – vagyis a még éppen támogatásban részesülők körében – jóval nagyobb (56%) a továbbtanulási arány, mint a kontrollcsoportban, vagyis azok körében, akik már éppen kimaradtak a támogatásból (35%).

4. táblázat. Szülőjüket elvesztő fiatalok anyagi támogatásának hatása a továbbtanulásra

Csoport	Évjárat	n	Továbbtanulási arány, %
Kísérleti (még éppen kap támogatást)	1979-1981	137	56
Kontroll (már éppen nem kap támogatást)	1982-1983	54	35

Forrás: Murnane and Willett, 2011: 143 alapján

Ha ezt a példát megnézzük kicsit közelebbről, és mindenekelőtt annak logikai szerkezetére fordítjuk figyelmünket, akkor láthatjuk, hogy a *megfigyelési*

egységek egy olyan kontinuumon – az idő tengelyen – helyezkednek el, amelyet mintegy kettévág a kormányzati beavatkozás, nevezetesen a támogatás megszüntetése. Azok, akik ettől a vágásponttól közvetlenül balra – az időben visszafelé – helyezkednek el, alkotják a kísérleti csoportot, azok pedig, akik attól közvetlenül jobbra – az időben előre – vannak, alkotják a kontrollcsoportot. Erre a logikára épült az a kutatás is, amely a szülők által igénybe vehető gyermekgondozási szabadság meghosszabbításának a további gyermekvállalásra gyakorolt hatását vizsgálta Ausztriában (Lalive and Zweimüller, 2005). Itt a szabadság hosszát egy évről két évre növelő, 1990. július 1-től érvényes jogszabály-módosítás vágta ketté az idő tengelyét, létrehozva egyrészt a kisbabájukat közvetlenül az új szabályozás bevezetése előtt világra hozó – és ezért annak előnyeit még éppen nem élvező – anyák alkotta kontrollcsoportot, másrészt pedig a gyermeküket közvetlenül az új jogszabály életbe lépése után megszüülő anyák alkotta kísérleti csoportot, akikre már épp az új, kedvezőbb feltételek vonatkoztak. A vizsgálat eredményei szerint az új törvény mind rövid-, mind hosszabb távon növelte a további gyermekek megszületésének valószínűségét, valamint kedvezően befolyásolta a szülők munkába való visszatérését is.

Az a kontinuum, amelyen a megfigyelési egységek elhelyezkednek, s amelyet a beavatkozás két részre bont, nem csupán időbeli lehet. Egy amerikai kutatás (Black, 1999) a helyi iskola minőségének a lakásárakra gyakorolt hatását vizsgálta olyan lakások árainak az összehasonlítása révén, amelyek egymás közvetlen közelében, de pont egy iskolakörzet-határ két ellentétes oldalán álló házakban voltak. Ezek a lakások – épp közelségük miatt – gyakorlatilag minden szempontból (környezetüket, fizikai jellemzőiket, az ott élők társadalmi összetételét stb. tekintve) hasonlóak voltak – egyetlen dolgot kivéve, éspedig annak az iskolának a minőségét, ahova a lakók gyerekei tartoztak. Ezért a közöttük az árak tekintetében megfigyelt különbséget viszonylag nyugodt szívvel lehetett az oktatási színvonal számlájára írni. Szemben az előző két példával, ahol a kontinuum, amelyen a megfigyelési egységek (a valamelyik szülőjüket elvesztő fiatalok, illetve a gyermeküket szülő édesanyák) elhelyezkedtek, időbeli volt, itt a kontinuum térbeli – ezt a térbeli kontinuumot vágta ketté az iskolai körzethatár. Azok az otthonok, amelyek ettől a vágásponttól az egyik irányba – éspedig a jobb minőségű iskola irányába – estek, alkották a kísérleti csoportot, azok pedig, amelyek a másik irányban – éspedig a gyengébb minőségű iskola irányában – helyezkedtek el, alkották a kontrollcsoportot. Az eredmények szerint a vevők átlagosan 2,5%-kal többet fizettek azokért a lakásokért, amelyek a jobb minőségű oktatást nyújtó iskola körzetéhez tartoztak.⁶

⁶ Hasonló eredményre jutott egy későbbi francia kutatás (Frack and Grenet, 2010), amely ugyanakkor azt is kimutatta, hogy az iskola minőségének a lakásárakra gyakorolt hatása függ a környékbeli magániskolák hozzáférhetőségétől.

TÉNYLEGES RANDOMIZÁLÁSON ALAPULÓ TERMÉSZETES KÍSÉRLETEK

A természetes kísérlet eddig tárgyalt példáiban a kutatók olyan helyzeteket, csoportokat hasonlítottak össze egymással, amelyek a körülmények szerencsés alakulásának köszönhetően *gyakorlatilag randomizáltak* voltak tekinthetők – de szigorúan véve mégsem tényleges véletlen hozzárendelés eredményeként jöttek létre.⁷ John Snow vizsgálatában a két vízszolgáltató cég ügyfelei között nem volt semmilyen szisztematikus különbség – de az egyes fogyasztók mégsem valódi randomizálással kerültek egyik vagy másik társasághoz. Ugyanígy, Semmelweis esetében a két klinika betegei között sem volt semmilyen szisztematikus különbség – de a szülő nők mégsem valódi randomizálással kerültek egyik vagy másik klinikára.

Előfordul azonban, hogy a kutató olyan helyzetekre bukkan, ahol az összehasonlítható csoportok *ténylegesen véletlen hozzárendeléssel* – rendszerint valamilyen sorsolással – jöttek létre. Az ilyen helyzetek – amennyiben a kutatók észreveszik és kihasználják őket – különösen alkalmasak olyan oksági tényezők szerepének a vizsgálatára, amelyek egyébként rendszerint *nem véletlen szelekció* eredményei, s ezért hatásuk más módszerekkel nehezen vizsgálható.

Képzeljünk el egy olyan kutatást, amelynek középpontjában a migráció egészségre gyakorolt hatása áll. Az, hogy ki vállalkozik hazája elhagyására és ezzel egy új országba költözésre, általában nem véletlenszerű, hanem egy sor olyan tényezőtől függ (például a nemtől, az életkortól, az anyagi helyzettől), amelyek egyszersmind az egészségi állapotot – azaz a függő változót – is befolyásolják. Így aztán könnyen lehet, hogy ami első pillantásra a migráció egészségre gyakorolt hatásának tűnik, az pusztán a migrációhoz vezető nem véletlen szelekció következménye.

Hogyan lehetne ezt a nem véletlen szelekciót kiküszöbölni, azaz hogyan lehetne a migráció és az azt befolyásoló számtalan tényező (nem, életkor, anyagi helyzet stb.) közötti szisztematikus kapcsolatot megszüntetni? Az embereket aligha lehet a tudomány érdekében akaratuk ellenére költözésre kényszeríteni, vagy a költözés lehetőségétől megfosztani, következésképpen a kutató által végrehajtott tényleges randomizáláson alapuló valódi kísérletre nincs mód. Itt lép be a képbe a természetes kísérlet. Előfordul, hogy a költözni kívánók jóval

⁷ Az ilyen esetekre használják az angol nyelvű szakirodalomban az „*as if*” *randomization* kifejezést (Dunning, 2008), arra utalva ezzel, hogy az összehasonlítható csoportok olyanok, „mintha” randomizáltak lennének – igazából azonban mégse teljesen azok.

többen vannak, mint amennyit a célpontként választott ország befogadni képes; ilyenkor gyakran valamilyen lottószerű sorsolással döntik el, hogy a bevándorlásra jelentkezők közül ki kapja meg a beköltözés esélyét, és ki az, aki elesik ettől a lehetőségtől. Ez a sorsolás a jelentkezőket véletlenszerűen osztja két csoportra, következésképpen a két csoport tagjai sem nem, sem életkor, sem anyagi helyzet, sem semmilyen más tényező szempontjából nem különböznek szisztematikusan egymástól. Ezért aztán a sorsolásból vesztesként kikerülőket megalapozottan tekinthetjük úgy, mint akik a rendszerint „counterfactual”-ként emlegetett „mi lett volna, ha nem történt volna semmi” (a konkrét példában: „mi lett volna, ha nem került volna sor a migrációra”) hipotetikus helyzetét képviselik, a sorsoláson nyertesek és vesztesek egészségi állapota között tapasztalt különbséget pedig viszonylag nyugodt szívvel írhatjuk a migráció számlájára.⁸

Egy ilyen bevándorlási lottó kínálta lehetőséget használt ki az a kutatás, amely az óceániai Tonga-szigetektől Új-Zélandra költözők egészségi állapotát vizsgálta (Gibson et al., 2013). Mivel a jelentkezők száma jelentősen meghaladta a rendelkezésre álló helyekét, az új-zélandi kormány lottósorsolással döntötte el, hogy a tongaiak közül kik élhetnek ténylegesen a bevándorlás lehetőségével. Ez a sorsolás véletlenszerűen osztotta két részre – nyertesekre és vesztesekre – az Új-Zélandra költözni kívánók csoportját. Ezt a két részt összehasonlítva a kutatók megállapították, hogy a nyerteseknek átlagosan magasabb volt a vérnyomása, nagyobb arányban voltak vérnyomásproblémáik, ezt a különbséget pedig úgy értelmezték, mint a migrációnak az egészségi állapotra gyakorolt tényleges ok-sági hatását.⁹

A migráció hatásának vizsgálatához hasonló nehézségbe ütköznek azok a kutatók, akik az anyagi helyzet egészségre gyakorolt hatását igyekeznek megállapítani. Miként a bevándorlóvá válás, úgy a gazdaggá vagy szegénnyé válás sem véletlenszerű, hanem ez is egy szelektációs folyamat eredménye. Az, hogy ki lesz gazdag, és ki szegény, egy sor olyan tényezőtől függ (nem, életkor, lakóhely stb.), amelyek egyszersmind az egészségi állapotot is befolyásolják. Ezért ami első pillantásra az anyagi helyzet hatásának tűnik, az könnyen lehet, hogy pusztán a gazdagsághoz, illetve szegénységhez vezető nem véletlen szelekció következménye.

⁸ A dolog annyiban bonyolultabb, hogy a nyertesek közül nem mindenki él ténylegesen a költözés lehetőségével, és az, hogy melyik *nyertesből* lesz *tényleges* költöző, már *nem teljesen véletlenszerű*; itt már érvényesül a *szelekció*. Erre a problémára hamarosan visszatérünk egy másik példa kapcsán.

⁹ Az előző lábjegyzetben említett szelektációs problémát a kutatók statisztikai módszerekkel igyekeztek kiküszöbölni – ezekről a módszerekről nemsokára részletesebben is lesz szó.

Hogyan lehetne ezt a nem véletlen szelekciót kiküszöbölni? A migráció esetéhez hasonlóan a kutató által végrehajtott tényleges randomizálás ezúttal is aligha jöhet szóba – a természetes kísérlet azonban itt is megoldást jelenthet. Egy svédországi vizsgálatban (Lindah, 2005) például a lottón nyert pénzt tekintették olyan jövedelemnek, aminek a megszerzése gyakorlatilag véletlenszerűnek tekinthető, s ami ezért aligha korrelál az egyének olyan tulajdonságaival (nemével, életkorával, lakóhelyével stb.), amelyek az egészségüket is befolyásolják. Az eredmények szerint a lottón nyert pénz javítja az egészségi állapotot, s ezt a hatást – a vizsgálat felépítésének, természetes kísérlet jellegének köszönhetően – a kutatók viszonylag nyugodt szívvel tekinthették valóban oksági jellegűnek.

A legismertebb – és a kutatók számára később igazi „aranybányának” bizonyuló – lottósorsolást a vietnami háború idején tartották az Egyesült Államokban annak eldöntésére, hogy a hadköteles korú férfiak közül kiket sorozzanak be katonának. A sorsolás keretében születési dátumokat húztak ki véletlenszerűen egymás után; minél hamarabb húzták ki valakinek a születési dátumát, annál nagyobb volt a behívás kockázata. A hadsereg munkaerő-szükséglete alapján a kormány meghatározta a kihúzási sorszám „plafonértékét” – akinek a születésnapjához ennél alacsonyabb sorszám tartozott, azt ténylegesen is besorozták, míg akinek a születési dátumát ennél később – magasabb sorszámmal – húzták ki, az mentesült a behívás alól.

Bár a sorozási lottó eredeti célja az volt, hogy a katonai behívás teljesen pártatlan, elfogulatlan legyen, ne a protekción vagy a jobb anyagi körülményeken, hanem kizárólag a vakszerencsén múljon, kinek kell végül Vietnamban harcolnia,¹⁰ ezen túlmenően egy természetes kísérlet lehetőségét is kínálta. A születésnapok véletlenszerű kiválasztása ugyanis úgy hozta létre a katonai szolgálatra kötelezettek és a szolgálat alól mentesülők két csoportját, hogy azok sem iskolázottság, sem anyagi helyzet, sem etnikai hovatartozás, sem semmilyen más hasonló változó szempontjából nem különböztek szisztematikusan – a véletlen határain túlmenően – egymástól. Ez komoly módszertani előnyt jelentett a hagyományos megfigyeléses vizsgálatokhoz képest, ahol az összehasonlítható csoportok rendszerint nem véletlen szelekció eredményei, következésképpen összetételük

¹⁰ Paradox módon a legelső, 1969 decemberében rendezett sorozási lottó épp ennek a kiválasztásnak nem tett maradéktalanul eleget. Amint azt statisztikusok (Fienberg, 1971) kimutatták, az év egyes napjain születetteknek nem volt teljesen egyforma esélyük a besorozottnak, illetve a szolgálat alól mentesülők közé kerülésre. A dátumokat tartalmazó golyókat ugyanis egymás után tették az urnába, így az év későbbi napjait tartalmazó golyók nagyobb eséllyel maradtak az urna felszínén, és ezért hamarabb is húzták ki őket, vagyis az év későbbi hónapjaiban születettek esetében nagyobb volt a besorozás kockázata. Azonban a *születési dátum aligha korrelált a sorozási lottót később természetes kísérlet céljára felhasználó kutatók által vizsgált különféle jelenségekkel*, következésképpen ez a probléma aligha torzította az ezekben a kutatásokban kapott eredményeket.

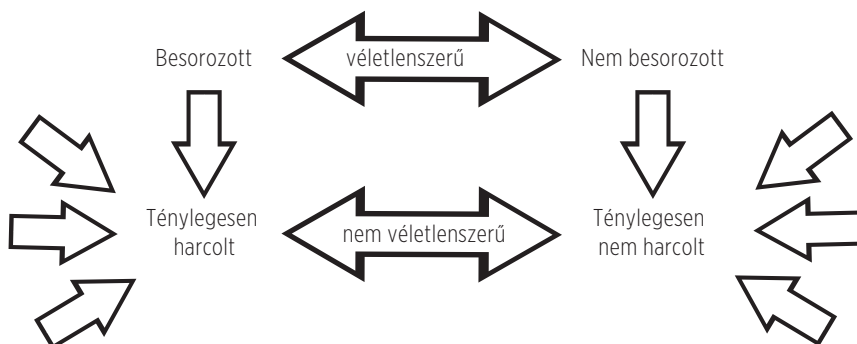
általában már eleve eltérő (amit aztán a kutatók kontrollváltozók bevonásával igyekeznek – több-kevesebb sikerrel – ellensúlyozni).

A sorozási lottóban rejlő lehetőséget számosan igyekeztek kiaknázni. Az egyik legkorábbi ilyen vizsgálat (Hearst, Newman, Hulley, 1986) a katonai szolgálatnak a későbbi halálózásra gyakorolt hatásával foglalkozott. Az eredmények szerint a születési dátumuk alapján besorozott férfiak halandósága jelentősen felülmúlta azokét, akik mentesültek a behívás alól. Különösen nagy volt a különbség az erőszakos halálózások tekintetében: az öngyilkosság kockázata például 13%-kal, a halálos kimenetelű autóbaleseteké pedig 8%-kal volt nagyobb a besorozottak körében, mint a behívást „megúszók” csoportjában. Egy másik kutatás (Angrist, 1990) a háborús veteránok későbbi anyagi helyzetét hasonlította össze a katonai szolgálat alól mentesülőkével, és azt találta, hogy a fehér bőrű férfiak körében a veteránok jövedelme még tíz évvel a harcok lezárulta után is jelentősen alulmúlta azokét, akik kimaradtak a háborúból, vélhetően azért, mert a harctéren szerzett tapasztalataik nem ellensúlyozták azt a veszteséget, amit a munkaerőpiacról való távollétük miatt elszenvedtek. Végül Erikson és Stoker (2011) vizsgálatának középpontjában a besorozás veszélyének a politikai nézetekre gyakorolt befolyása állt. Míg Hearst és munkatársai, illetve Angrist a tényleges katonai szolgálat hatására volt kíváncsi, Erikson és Stokert a lehetséges harctéri bevetés kockázatának a szerepe érdekelte. Eredményeik szerint azok, akik a születésnapjuk kihúzási sorszáma alapján a besorozottak – és ezáltal esetlegesen a háborúban harcolók – közé kerültek, a későbbiekben erősebben háborúellenesek voltak, inkább képviseltek liberális nézeteket, és nagyobb arányban szavaztak a demokrátaakra a választásokon, mint azok, akik megúszták a besorozást.

Ezekkel a kutatásokkal kapcsolatban fontos megjegyezni, hogy a sorozási lottó véletlenszerű jellegéből adódó módszertani előnyök *csak a besorozottak és a sorozás alól mentesülők csoportjainak az összehasonlítására* vonatkoznak; csak ennek a két csoportnak az esetében igaz az, hogy az egyének véletlenszerűen kerültek egyikbe, illetve másikba, következésképpen csak ezt a két csoportot tudjuk úgy szembeállítani egymással, hogy a sorozáson kívül semmilyen más szisztematikus különbség ne legyen közöttük. A sorozás azonban nem feltétlen jelent *tényleges* háborús bevetést – ugyanúgy, ahogyan a sorozás alól való mentesülés sem okvetlenül jelenti a háborús bevetés *tényleges* elmaradását. A besorozottak egy része valóban harcolt, más része azonban nem, és ugyanígy a nem besorozottak egy része valóban kimaradt a háborúból, más része azonban nem (ők önkéntesnek jelentkeztek). Az pedig, hogy egy besorozott (vagy épp nem besorozott) férfiből hogyan lesz valóban harcoló (vagy épp nem harcoló) katona, *már nem véletlenszerű* – itt már ugyanolyan *szelekció* érvényesül, mint egy hagyományos kvázi-kísérletnél, ahol vagy ma-

guk az egyének döntenek el, hogy részt vesznek-e valamilyen programban, vagy pedig a kutató már létező – és ezért egy sor szempontból már eleve eltérő – természetes csoportokat (például iskolákat vagy osztályokat) hasonlít össze egymással. A magasabb iskolázottságú vagy kedvezőbb anyagi helyzetű, esetleg jobban kamatoztatható társadalmi kapcsolatokkal rendelkező férfiak például másokhoz képest alighanem könnyebben tudtak kibújni a tényleges harctéri szolgálat alól. Ennek megfelelően a ténylegesen harcolók és a ténylegesen nem harcolók összehasonlítására a sorozási lottó véletlen jellegéből adódó módszertani előnyök *már nem* vonatkoznak (lásd 2. ábra, ahol az oldalsó nyilak a tényleges háborús bevetést vagy annak elkerülését a besorozáson túlmenően még befolyásoló olyan egyéb oki tényezőket jelölik, mint amilyen az iskolázottság vagy a jövedelmi helyzet).

2. ábra: A nem véletlen szelekció problémája



Mit lehet tenni ebben a helyzetben? Az egyik lehetőség, hogy maradunk a besorozottak és a sorozás alól mentesülők összehasonlításánál, nem törődve azzal, hogy a két csoport tagjai közül kik harcoltak ténylegesen, és kik nem. Vagyis az összehasonlítást *arra korlátozzuk, amire a véletlenszerű hozzárendelés valóban kiterjed*. Ezt a stratégiát hívják *intention-to-treat* elemzésnek (Hollis and Campbell, 1999), arra utalva ezzel az elnevezéssel, hogy ebben az esetben azokat hasonlítjuk össze, akiket a beavatkozás, illetve annak elmaradása *szándékunk szerint* érint (és akik esetében a randomizálás valóban érvényesül), függetlenül attól, hogy ez a szándék megvalósul-e vagy sem. Ez a megoldás bizonyos esetekben teljesen megfelelő lehet; Erikson és Stoker imént említett kutatása (Erikson and Stoker, 2011) például eleve nem a tényleges háborús részvétel, hanem csupán a besorozás általi – és a születésnap kihúzási sorszámától függő – fenyegetettség hatására irányult. Más esetekben azonban az *intention-to-treat* elemzés azzal a hátránnyal járhat, hogy nem a bennünket igazából érdeklő kér-

désre kapunk választ: a sorozás hatását tudjuk csak megállapítani, holott mi valójában a tényleges háborús részvétel következményeire lennénk kíváncsiak.

Ilyenkor jelenthet megoldást az a módszer, amelynek a természetes kísérletekben történő alkalmazása elsősorban Joshua Angrist nevéhez fűződik, és amely az ún. *instrumentális változó* használatára épül. Ez a módszer két lépésből áll: először a randomizálással létrejött eredeti besorolás (a példában: besorozták – nem sorozták be) alapján megbecsüljük a későbbi, már nem randomizálással kialakult besorolást (harcolt – nem harcolt), utána pedig az így kapott becslést használjuk magyarázó változóként az eredeti magyarázó változó helyett (például a sorozás alapján becsült háborús részvételt használjuk a tényleges részvétel helyett). Ennek a kétlépcsős eljárásnak az értelmét az adja, hogy mivel a sorozás (szemben a tényleges katonai szolgálattal) véletlenszerű volt, az *független minden olyan egyéb, általunk figyelembe nem vett oksági tényezőtől*, amely a vizsgált függő változót (például a halandóságot, a jövedelmeket vagy a politikai nézeteket) befolyásolja. Következésképpen ha mi a sorozás alapján megbecsüljük a tényleges katonai szolgálatot, akkor az így kapott becsült érték – lévén az a sorozás tökéletes függvénye – *szintén független lesz* minden olyan egyéb oksági tényezőtől, amely a vizsgált függő változót befolyásolja – ellentétben a katonai szolgálat tényleges értékével, ami már nem véletlen hozzárendelés eredménye, s ezért jó eséllyel korrelál ezekkel a tényezőkkel. Ha tehát a katonai szolgálat *tényleges* értéke *helyett* annak a sorozás alapján *becsült* értékét használjuk magyarázó változóként, akkor ez az új magyarázó változó már nem fog korrelálni a függő változót befolyásoló egyéb, a modellből kihagyott és a hibatényezőbe „számozott” oksági tényezőkkel, hiszen tökéletes függvénye a sorozásnak, ami pedig véletlenszerű.

TERMÉSZETES KÍSÉRLET ÉS MÁS KUTATÁSTÍPUSOK

A természetes kísérletet korábban olyan kutatástípusként jellemeztük, amelyben egyrészt nem maga a kutató, hanem tőle és a kutatás céljától is független, külső erők hozzák létre a magyarázó változó egyes értékeit vagy kategóriáit, másrészt pedig a megfigyelések gyakorlatilag – vagy ténylegesen is – véletlenszerűen kerülnek ezekbe a kategóriákba. E két sajátossága alapján a természetes kísérlet jól elhatárolható az empirikus kutatás olyan más fajtáitól, amelyeket sokszor összekevernek vele (Ditlmann and Paluck, 2015: 129).

Ezek egyike a *terepkísérlet* (Baldassarri and Abascal, 2017). Míg a természetes kísérletben a kísérleti helyzet a kutató tényleges részvétele nélkül jön létre, és az ő szerepe alapvetően ennek a tőle függetlenül kialakult helyzetnek a

találékony kihasználásában áll, addig a terepkísérletben a kutató *aktívan részt vesz magának a kísérleti helyzetnek a kialakításában*: ő hozza létre a magyarázó változó egyes értékeit (például elindít valamilyen társadalmi programot, megteremtve ezzel a programban résztvevők és nem résztvevők kategóriáját), a megfigyelési egységeket (egyéneket vagy csoportokat) pedig szintén ő rendeli hozzá véletlenszerűen ezekhez a kategóriákhoz.

Egy másik kutatástípus, amit gyakran természetes kísérletként jellemeznek, noha szigorúan véve nem az, a *természetes kvázi-kísérlet*. Míg a természetes kísérlet és a terepkísérlet között a különbség abban állt, mennyire játszik a kutató közvetlen, aktív szerepet a kísérleti helyzet létrehozásában, itt az eltérés abból fakad, mennyire tekinthetők a magyarázó változó egyes kategóriáihoz tartozó megfigyelések úgy, mint amelyek valamilyen, a randomizálásnak megfelelő, azzal egyenértékű véletlenszerű folyamat eredményeként kerültek egyik vagy másik csoportba. Ellentétben a természetes kísérlettel, ahol a körülmények ismeretében általában viszonylag hihetően érvelhetünk amellett, hogy a véletlenszerűség követelménye valóban teljesült, a természetes kvázi-kísérletnél az összehasonlítható csoportok rendszerint még csak megközelítően sem mondhatók randomizáltak. Ez volt a helyzet például abban az egyébként nagy fokú kutatói leleményességről tanúskodó kanadai vizsgálatban, amelynek középpontjában a televíziózásnak – egyebek között – a gyerekek agresszivitására gyakorolt hatása állt (MacBeth, 2001). Egy völgyben fekvő, hegyekkel körülvett kisvárosban – épp a kedvezőtlen domborzati viszonyok miatt – egészen az 1970-es évekig nem lehetett fogni a TV-műsorokat. Aztán 1973-ban létesítettek egy átjátszóállomást, ami már lehetővé tette a TV-adások vételét. Ez az átjátszóállomás természetesen nem azért épült, hogy a televíziózásnak az emberek magatartására – ezen belül a gyerekek agresszivitására – gyakorolt hatását vizsgálják, azonban, mintegy mellékesen, lehetőséget kínált erre is. A kutatók a játszótéri veszekedések, verekedések gyakoriságával mérték az agresszivitást, és két időpontban nézték annak erősségét: a TV-állomás létesítése előtt, illetve az után. Az így megfigyelt változást pedig összehasonlították azzal a változással, amit két olyan településen tapasztaltak, ahol már régóta fogni lehetett a TV-műsorokat. Bár ezeket a kontrollként használt településeket igyekeztek úgy kiválasztani, hogy minél hasonlóbbak legyenek a kísérleti településhez, ennek ellenére minden bizonnyal voltak olyan szisztematikus különbségek a kísérleti és a kontrolltelepülések között, amelyek hatása összekeveredhetett a televíziózás megjelenésének a hatásával. Ennek megfelelően ezt a kutatást – az arról beszámoló tanulmány címével ellentétben – indokolt természetes kísérlet helyett inkább természetes kvázi-kísérletnek nevezni.

ZÁRÓ GONDOLATOK

A cikk legelső mondatában annak fontosságát hangsúlyoztuk, hogy kutatásunk belső érvényessége minél magasabb legyen, vagyis minél biztosabbak lehessünk abban, hogy az adatainkban megfigyelt összefüggést valóban az általunk feltételezett oksági mechanizmus hozta létre – nem pedig valamilyen egészen más hatásmechanizmus. Láttuk, hogy ennek a célnak az eléréséhez az alternatív magyarázatok kiküszöbölésén keresztül vezet az út, ez utóbbi legjobb eszköze pedig a randomizálás, azaz a megfigyelési egységeknek a magyarázó változó egyes kategóriáihoz történő véletlenszerű hozzárendelése. Ezért tekintik az oksági következtetések megalapozottsága szempontjából a randomizáláson alapuló valódi kísérletet általában a módszerek „királynőjének”.

Ez azonban az éremnek csupán az egyik oldala. Amennyire lényeges, hogy következtetéseink okságilag minél biztosabb lábakon álljanak, annyira lényeges az is, hogy ezek a következtetések minél inkább *általánosíthatók* legyenek, vagyis, hogy minél magasabb legyen a kutatásunk *külső* érvényessége. Ez utóbbi tekintetben pedig a valódi kísérlet – különösen ha azt laboratóriumi keretek között végzik – sokszor nem teljesít különösebben fényesen. Egyrészt a vizsgálatba bevont egyének gyakran nem reprezentálják megfelelően azt a tágabb sokaságot, amelyre megállapításainkat általánosítani szeretnénk, másrészt a kísérleti körülmények sokszor igencsak eltérnek attól, amit a mindennapi életben tapasztalunk, következésképpen kétséges, hogy amit a kísérlet során találunk, megfigyelhető-e természetes körülmények között is. Nem ritkán maga a vizsgálat ténye is befolyásolja az abban résztvevők viselkedését, amint azt a Western Electric távközlési cég hawthorne-i üzemében végzett kutatás már az 1900-as évek első harmadában kimutatta, és ami ennek nyomán „Hawthorne-hatás”-ként vonult be a módszertani szakirodalomba.¹¹

A természetes kísérlet egyik előnye, hogy segíthet megteremteni az *egyensúlyt a belső és a külső érvényesség*, az eredmények oksági megalapozottsága és általánosíthatósága között. Ebben rokon egy másik, korábban már említett kutatástípussal, a terepkísérlettel, azonban bizonyos fokig túl is megy azon an-

¹¹ A Hawthorne-hatás (és a vele sok szempontból rokon placebohatás) tulajdonképpen speciális esete annak az általánosabb problémának, amit úgy fogalmazhatunk meg, hogy *a kutatás – beavatkozás*. Beavatkozás, ami megváltoztathatja magát a vizsgált jelenséget. Bár ezzel a problémával a természeti jelenségekkel foglalkozó tudományokban is találkozhatunk, igazán súlyossá az emberekkel foglalkozó tudományokban válik. Az emberek ugyanis tudatosan reagálnak arra, hogy vizsgálják őket, és ez a reakció összekeveredhet a konkrétan vizsgált oksági tényező hatásával. Nem véletlenül tekintette a kiváló gazdaságtörténész, Alexander Gerschenkron a természet- és a társadalomtudományok közötti egyik legfőbb különbségnek azt, hogy – mint fogalmaz – „a társadalomtudós és vizsgálatának tárgya kölcsönösen befolyásolhatják egymást”. (Gerschenkron, 1984: 159–160)

nak köszönhetően, hogy lehetőséget nyújt a *beavatkozásmentes* vizsgálatra, csökkentve ezzel annak veszélyét, hogy maga a kutatás ténye befolyásolja az abban résztvevők magatartását. A beavatkozásmentes kutatás egyéb formái közül ugyanakkor – mint amilyen például a tartalomelemzés vagy a korábban mások által, más célból gyűjtött adatok újbóli feldolgozásán alapuló másodelemzés – azáltal tűnik ki, hogy az alternatív magyarázatoknak rendszerint szélesebb körét teszi kiküszöbölhetővé, s így módon a kapott eredmények és az azok nyomán megfogalmazott következtetések okságilag általában megalapozottabbak.

IRODALOM

- Angrist, J. D. (1990). Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records. *American Economic Review*, 80(3), 313–336. <https://www.jstor.org/stable/2006669>
- Armitage, P. (2003). Fisher, Bradford Hill, and randomization. *International Journal of Epidemiology*, 32, 925–928. doi: 10.1093/ije/dyg286
- Baldassarri, D. and Abascal, M. (2017). Field Experiments Across the Social Sciences. *Annual Review of Sociology*, 43, 41–73. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-073014-112445>
- Black, Sandra E. (1999). Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education. *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 577–599. <https://doi.org/10.1162/003355399556070>
- Campbell, D. T. (1957). Factors relevant to the validity of experiments in social settings. *Psychological Bulletin*, 54(4), 297–312. <https://doi.org/10.1037/h0040950>
- Cook, T. D., and Campbell, D. T. (1979). *Quasi-Experimentation: Design and Analysis Issues for Field Settings*. Boston: Houghton Mifflin.
- Czeizel, E. (2006). *Tudósok – gének – tanulságok*. Budapest: Galenus Kiadó.
- Ditlmann, R. and Paluck, E. L. (2015). Field Experiments. In: James D. Wright, eds., *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*, 2nd edition, Vol 9. Oxford: Elsevier. pp. 128–134. ISBN: 9780080970868
- Dunning, T. (2012). *Natural Experiments in the Social Sciences*. Cambridge, etc.: Cambridge University Press. ISBN-10: 1107698006, ISBN-13: 978-1107698000.
- Dunning, T. (2008). Improving Causal Inference: Strengths and Limitations of Natural Experiments. *Political Research Quarterly*, 61(2), 282–293. doi: 10.1177/1065912907306470
- Dynarski, S. (2003). Does Aid Matter? Measuring the Effect of Student Aid on College Attendance and Completion. *American Economic Review*, 93(1), 279–288.
- Fack, G. and Grene, J. (2010). When do better schools raise housing prices? Evidence from Paris public and private schools. *Journal of Public Economics*, 94, 59–77. doi:10.1016/j.jpubeco.2009.10.009
- Fienberg, S. E. (1971). Randomization and Social Affairs: The 1970 Draft Lottery. *Science*, 171: 255–61. doi: 10.1126/science.171.3968.255
- Freedman, D. A. (2005). *Statistical models. Theory and practice*. Cambridge etc.: Cambridge University Press. ISBN-10 : 0521743850, ISBN-13 : 978-0521743853
- Freedman, D. A. (2005). From Association to Causation: Some Remarks on the History of Statistics. *Statistical Science*, 14(3), 243–258.
- Gerschenkron, A. (1984). *A gazdasági elmaradottság történelmi távlatból*. Budapest: Gondolat Kiadó.
- Gibson, J., Stillman, S., McKenzie, D. and Rohorua, H. (2013). Natural experiment evidence on the effect of migration on blood pressure and hypertension. *Health Economics*, 22, 655–672. <https://doi.org/10.1002/hec.2834>
- Hall, Nancy S. (2007). R. A. Fisher and his advocacy of randomization. *Journal of the History of Biology*, 40, 295–325. doi: 10.1007/s10739-006-9119-z
- Hearst, N., Newman, T. B. and Hulley, S. B. (1986). Delayed Effects of the Military Draft on Mortality. *New England Journal of Medicine*, 314(10), 620–624.
- Hollis, S. and Campbell, F. (2009). What is meant by intention to treat analysis? Survey of published randomised controlled trials. *BMJ*. 319 (7211), 670–674. doi: 10.1136/bmj.319.7211.670

- Lalive, R. and Zweimüller, J. (2005). *Does Parental Leave Affect Fertility and Return-to-Work? Evidence from a „True Natural Experiment”*. IZA Discussion Paper No. 1613. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.731766>
- Lau, F. and Kuziemsky, C. (Eds.) (1972). *Handbook of eHealth Evaluation: An Evidence-based Approach*. Victoria: University of Victoria.
- Lindahl, M. (2005) Estimating the Effect of Income on Health and Mortality Using Lottery Prizes as an Exogenous Source of Variation in Income. *Journal of Human Resources*, 40(1), 144–168.
- MacBeth, T. M. (2001). The impact of television: A Canadian natural experiment. In C. McKie & B.D. Singer (Eds.) *Communications in Canadian Society*, 5th ed. (pp. 196–213). Toronto: Thompson Educational Publishing.
- Michel, J-B. et al. (2011). Quantitative analysis of culture using millions of digitized books. *Science*, 331(6014), 176–182. doi: 10.1126/science.1199644.
- Moksony, F. (2018). *Gondolatok és adatok. Társadalomtudományi elméletek empirikus ellenőrzése*. Budapest: Budapesti Corvinus Egyetem.
- Morabia, A. (2004). *A history of epidemiologic methods and concepts*. Basel: Birkhäuser Verlag.
- Murnane, R.J. and Willett, J.B. (2011). *Methods Matter: Improving Causal Inference in Educational and Social Science Research*. Oxford, etc.: Oxford University Press.
- Pasteur, L. ([1854] 1939). Discours prononcé à Douai, le 7 décembre 1854, à l'occasion de l'installation solennelle de la Faculté des lettres de Douai et de la Faculté des sciences de Lille. Reprinted in: Pasteur Vallery-Radot, ed., *Oeuvres de Pasteur*. Paris, France: Masson and Co., vol. 7.
- Pechenick E. A., Danforth C. M. and Dodds P. S. (2015) Characterizing the Google Books Corpus: Strong Limits to Inferences of Socio-Cultural and Linguistic Evolution. *PLoS ONE* 10(10), e0137041. doi: 10.1371/journal.pone.0137041
- Pettit, M. (2016). Historical time in the age of big data – Cultural psychology, historical change, and the Google Books Ngram Viewer. *History of Psychology*, 19(2), 141–153.
- Robinson, G., McNulty, J. E. and Krasno, J. S. (2009). Observing the Counterfactual? The Search for Political Experiments in Nature. *Political Analysis*, 17, 341–357. doi:10.1093/pan/mpp011
- Shadish, W. R, Cook, Th. D. and Campbell, D. T. (2002). *Experimental and Quasi-Experimental Designs for Generalized Causal Inference*. Boston: Houghton Mifflin.
- Snow, J. (1855). *On the Mode of Communication of Cholera*. 2nd ed. London.
- Younes N., Reips U-D. (2019) Guideline for improving the reliability of Google Ngram studies: Evidence from religious terms. *PLoS ONE* 14(3), e0213554. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0213554>
- Zimmer, B. (2013). Is English ‘cooling’? A new claim by physicists triggers a turf war. Boston Globe, February 10. (Internetes elérhetőség: <http://benzimmer.com/wpd/wp-content/uploads/2013/03/cooling.gif>; letöltés időpontja: 2020. december 27.)

THE USE OF NATURAL EXPERIMENTS IN DEMOGRAPHIC AND SOCIOLOGICAL RESEARCH

ABSTRACT

This paper reviews the type of research known as natural experiment, which has become increasingly popular in the social sciences over the past several decades. While in true experiments, scholars themselves form experimental and control conditions and assign people or other units to them by the explicit use of some chance mechanism, in natural experiments, external forces outside of the control of the researcher create groups that for all practical purposes can be treated as if they were the products of randomization. The first part of the article discusses early examples of this design, whereas the next one treats some modern applications that demonstrate the potentials of this method. The third part is devoted to studies that are based on lotteries of some form and where, therefore, the criterion of random assignment is more likely to be met. This part also considers the problem that arises when the groups the researcher is really interested in comparing are partly the result of some non-random selection, such as when drafted soldiers escape actual military service. Two methods to solve this problem are discussed: intention-to-treat analysis and the use of instrumental variables. The paper concludes with some general remarks on the ability of natural experiments to strike a good balance between internal and external validity.

SZERZŐINKNEK

(1) GYORS VAGY HAGYOMÁNYOS BÍRÁLATI ELJÁRÁS?

A Demográfia folyóiratban 2019 óta két bírálati eljárásrend működik. A lenti táblázat ezek különbségeit mutatja be, hogy a szerzőt segítse a számára ideális bírálati rend kiválasztásában.

Hagyományos bírálati rend	Gyors bírálati rend
<ul style="list-style-type: none">▼ a cikkek átfutási ideje a megjelentetésig átlagosan 6 hónap	<ul style="list-style-type: none">▲ ha a szerző együttműködik és gyorsan reagál a cikk a leadást követően két hónapon belül (online formában) publikálásra kerül
<ul style="list-style-type: none">▲ a szerzői jogok a szerzőnél maradnak (kötetben, más nyelven publikálásnál, átdolgozáshoz, stb. nem kell engedélyt kérni)	<ul style="list-style-type: none">▼ a szerző felhasználói szerződésben lemond a szerzői jogokról, de tiszteletdíjat kap (100 ezer forint / cikk)
<ul style="list-style-type: none">▲ a formai kritériumoknak (pl. hivatkozási formátum) megfelelőre ráér átalakítani a kéziratot ez elfogadó döntést követően	<ul style="list-style-type: none">▼ csak a formai előírásoknak mindenben szigorúan megfelelő kézirat esetén választható
<ul style="list-style-type: none">▲ hagyományos, lassú, de részletes és támogató lektorálási folyamat, esetleges átdolgozási igény esetén, részletes támogató jellegű szaklektori megjegyzésekkel	<ul style="list-style-type: none">▼ a lektorálási kör során csak elfogadás, minor revízió (kis átdolgozás), vagy elutasító döntés hozható, tehát az elutasítás esélye jóval nagyobb
<ul style="list-style-type: none">▲ angol / német nyelvű kézirat is leadható, ekkor a bírálati folyamatot az adott nyelven folytatjuk le, és az esetleges pozitív döntést követően a kéziratot magyarra fordítatjuk	<ul style="list-style-type: none">▼ idegen nyelvi nyelvhelyességi ellenőrzés (pl. az absztrakt esetén) a szerző felelőssége
<ul style="list-style-type: none">▲ a szerzőt 5 (társszerzők esetén társszerzőnként 3-3) nyomtatott tiszteletpéldány illeti meg	<ul style="list-style-type: none">▼ a szerző nem kap ingyenes print (nyomtatott) tiszteletpéldányokat. (De természetesen vehet.)

(2) FORMAI ELLENŐRZŐ LISTA

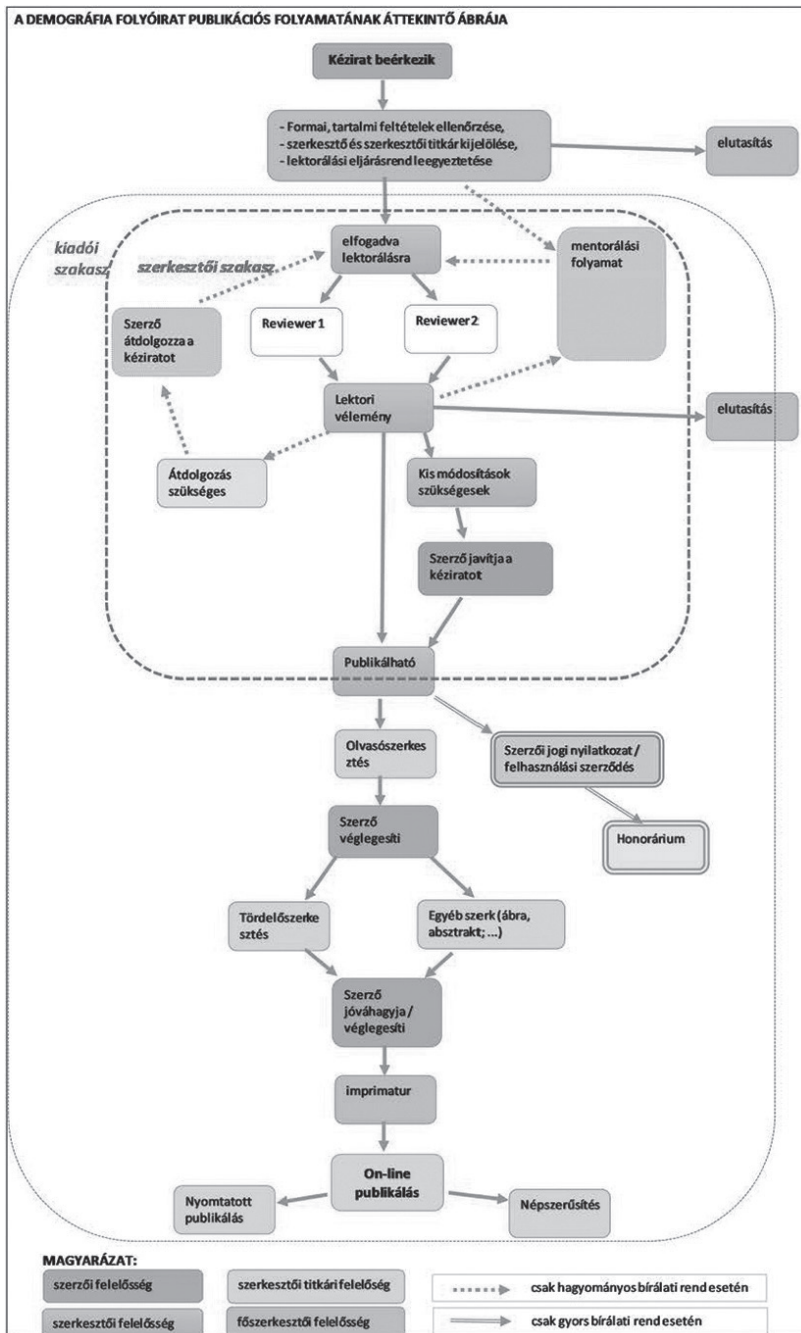
Ahhoz, hogy a kéziratot a gyors bírálati eljárás keretében be tudjuk fogadni a következő formai elvárásoknak egyértelműen meg kell felelnie:

- ✓ .docx formátumban benyújtott magyar nyelvű kézirat,
- ✓ Terjedelem: minimum 30 ezer, maximum 80 ezer karakter hosszú (szóközökkel, absztrakttal, irodalomjegyzékkel, stb. együtt)
- ✓ Kézirathoz mellékelte angol nyelvű absztrakt, amelynek terjedelme minimum 700, maximum 1500 karakter (szóközökkel)
- ✓ ábrák, táblák külön excell filében is mellékelve, munkalaponként egy ábra/tábla, a szükséges háttér-adatokkal
- ✓ Az Demográfia folyóirat (APA hivatkozási stílusra alapozó) hivatkozási stílusának pontos használata (leírása letölthető a folyóirat honlapjáról), vagy szoftveres hivatkozáskezelő (EndNote, Zotero stb.) használata esetén APA (hatodik kiadás) hivatkozási stílus pontos használata.

(3) FELELŐS SZERKESZTŐ ÉS SZERKESZTŐSÉGI TITKÁR

A Demográfiai folyóiratnál minden kéziratot anonimizálunk, és két független szaklektorral bíráltatunk el. Azonban amellet folyóiratnál minden befogadott kéziratnak van egy felelős szerkesztője és a egy szerkesztőségi titkára. Ők – a bírálókkal szemben nem 'névtelenek' s szerző számára. A feladatuk a kézirat végigkísérése a publikációs folyamaton. (ld. az ábrát a következő oldalon.) A szerző velük egyeztethet, hozzájuk bármikor fordulhat gondjaival, ötleteivel.

(4) A PUBLIKÁCIÓS FOLYAMAT ÁTTEKINTŐ ÁBRÁJA



(5) NEM KÖTELEZŐ FORMAI ELVÁRÁS, DE AZ OLVASÓ-SZERKESZTŐ MUNKÁJÁT MEGKÖNNYÍTI, HA SZERZŐKÉNT ÜGYEL A KÖVETKEZŐKRE:

- ✓ A tanulmány címe ne legyen túl hosszú, a főcím és alcím között legyen kettőspont
- ✓ A támogatók, a köszönetnyilvánítás, a tanulmány korábbi megjelenése stb. a tanulmány címének végére tett számozott lábjegyzetbe kerül (ez lesz az 1-es lábjegyzet)
- ✓ Szakaszokra tagolásakor legfeljebb 3 szintet használjunk, a szakaszokat nem számozzuk
- ✓ A szövegben használt rövidítéseket, mozaikszavakat az első előfordulásakor zárójelben fel kell oldani.
- ✓ A folyó szövegben a minimálisra csökkentjük a kurzivált kiemeléseket (pl. szakkifejezések első használata). Boldot kiemelési céllal nem használunk.
- ✓ Internetes linkek és email címek ne legyenek aláhúzva és kék betűvel (de maga a hivatkozás maradhat).
- ✓ Szövegben a táblázat, ábra stb. számára történő utalás dőlt betűs: (1. táblázat), az irodalmi hivatkozás nem.
- ✓ A mondat végére tett zárójeles hivatkozás megelőzi a mondatvégi pontot.
- ✓ A táblázatok, ábrák, térképek stb. alatt mindig szerepel a Forrás(ok) megjelölése, és kerülhet oda Megjegyzés(ek) is. Más információ csak kivételes esetben szerepel az ábrák, táblázatok alatt.
- ✓ A táblázatok, ábrák, térképek stb. forrásmegjelölése is bibliográfiai hivatkozásnak számít, tehát nem kell minden adatot kiírni, csak hivatkozni rá, és az irodalmak vagy a források között feloldani.
- ✓ A táblázatok férjenek ki egy, legfeljebb két nyomtatott oldalra, és lehetőleg kerüljük a fektetett táblákat.
- ✓ Több oldalas táblázat esetén nem kell minden oldal aljára kitenni a forrásmegjelölést és a megjegyzéseket, elég csak a táblázat végére.
- ✓ A százalékos értékek esetén nem írjuk ki, hogy „százalék”, vagyis „5,6 százalék” helyett „5,6%” szerepel, és a % tapad a számhoz.
- ✓ A számokban az ezresek elválasztása szóközzel, tizedesponthelyett vessző.
- ✓ Évszámoknál mindig kiírjuk mind a 4 számjegyet: 1980–89 helyett 1980–1989, 2000–4 helyett 2000–2004, 60-as évek helyett 1960-as évek.
- ✓ Számok, évszámok, oldalszámok stb. közé kötőjelet rakunk (-), nem pedig elválasztójelet (-).

MEGRENDELŐLAP - DEMOGRÁFIA FOLYÓIRAT

Alulírott megrendelem a **Demográfia** című folyóirat (kiadó: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet 1024 Budapest, Buday László utca 1-3) jelen megrendelés leadását követően megjelenő évfolyamának (3 db magyar, 1 db angol kötet) számait példányban.

Kiadó: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet
(1024 Budapest, Buday László utca 1-3.)
ISSN szám: 0011-8249

A folyóirat éves előfizetési díja **4000 Ft**. Az előfizetés megrendelhető a KSH Népeségtudományi Kutatóintézettől az alábbi megrendelőlap kitöltésével, postai vagy elektronikus úton (szkennelve) történő visszaküldésével.

Postacím: 1525 Budapest Pf. 51.
E-mail cím: nki@demografia.hu

A megrendelő adatai:

Név:

Szállítási/levelezési cím:

Számlázási név (ha eltér):

Számlázási cím (ha eltér):

Adószám (nem magánszemély megrendelők esetén):

Telefonszám:

E-mail cím:

Egyéb megjegyzés, kérés:

A megrendelőlap alapján kiállított számlát intézetünk postai úton juttatja el a megrendelőhöz.

A megrendelés összegét a számlán feltüntetett bankszámlaszámra kérjük majd átutalni, a megjegyzés rovatban feltüntetve: „Demográfia éves előfizetés”

Dátum:.....

Aláírás:.....

(Figyelem ! A nyomtatott változat előfizetői korábbi számainkat kedvezményesen rendelhetik meg. További terjesztési ügyekkel kapcsolatos kérdéseivel, gondjaival, ötleteivel nyugodtan keresse Törő Ágnes szerkesztőségi titkárt (toro@demografia.hu.)

DEMOGRÁFIA

Megjelenik negyedévente
Szerkesztőség: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet,
1024 Budapest, Buday László u. 1-3.
Telefon: (+36-1)-345-6573
E-mail: szerkesztoseg@demografia.hu

Kiadásért felel a KSH Népeségtudományi Kutatóintézet igazgatója.

Előfizethető a Szerkesztőségben.
Előfizetési díj: egész évre 4000,- Ft

Editorial Office: H-1024 Budapest, Buday László u. 1-3.