

# A Covid19 elleni védőoltás elutasítása együtt élő párok körében: egy online kérdőíves vizsgálat eredményei

## Covid-19 vaccination refusal among cohabiting couples: results of an online survey

Brys Zoltán<sup>1</sup> – Péntes Melinda<sup>2</sup> – Albert Fruzsina<sup>3</sup>

<https://doi.org/10.51624/SzocSzemle.2023.2.4>

Beérkezés: 2023. 01. 29.

Átdolgozott változat beérkezése: 2023. 04. 19.

Elfogadás: 2023. 05. 27.

**Összefoglaló:** A Covid19 elleni védőoltás elutasítása klasztereződést mutat a társadalomban, amely mögött strukturális hatások és a társas befolyás jelensége áll. A párkapcsolat a társas befolyás és az egészségmagatartás szempontjából egyaránt kiemelt jelentőségű. A párkapcsolati szintű vakcinációs homogenitás mértékéről keveset tudunk, ahogy a védőoltás elutasításának párkapcsolati szintű epidemiológiájáról sem rendelkezünk adatokkal. Vizsgálatunk célkitűzése ezek feltárása volt a felnőtt magyar populáción.

Az elemzett adatok egy hazai, keresztmetszeti, online felmérésből származnak, amely 2022. november 15. és 26. között zajlott. A vizsgálat megfigyelési egysége az egyén volt, az elemzési egysége a párkapcsolat. A pár két tagjának a Covid19 elleni védőoltással kapcsolatos magatartása, valamint szociodemográfiai változók kerültek bevonásra. Keresztábra-elemzést, bináris és multinomiális logisztikus regressziót alkalmaztunk.

654 felnőtt pár került a mintába. A homogén magatartású párok aránya 88,5 százalék (95 százalék, MT 86–91 százalék) volt, amely közepes mértékben (Cohen-féle  $h = 0,6$ ) nagyobb, mint ha a felek egymástól függetlenül viselkedtek volna. A pár együttélésének időtartama, iskolai végzettsége és influenzaoltással kapcsolatos korábbi magatartásának homogenitása összefüggést mutatott a Covid19 elleni védőoltással kapcsolatos magatartás homogenitásával. Rosszabb anyagi helyzetben lévő, alacsonyabb iskolai végzettségű, illetve rövidebb ideje együtt élő párok pedig magasabb eséllyel tartoztak azon párok közé, ahol legalább egy tag elutasítja az oltást.

**Kulcsszavak:** társas befolyás, Covid19, vakcináció, párkapcsolat

**Abstract:** The refusal of Covid-19-vaccine shows a clustering in society, which is due to societal-structural effects and social influence. Both in terms of peer influence and health behavior, the romantic

1 Társadalomtudományi Kutatóközpont, Szociológiai Intézet; Semmelweis Egyetem, Mentális Egészségtudományok Doktori Iskola, email: brys.zoltan@tk.hu

2 Semmelweis Egyetem, Egészségügyi Menedzserképző Központ, email: pentes.melinda@emk.semmelweis.hu

3 Társadalomtudományi Kutatóközpont, Szociológiai Intézet; Semmelweis Egyetem, Egészségügyi Közszolgálati Kar, Mentálhigiéné Intézet Budapest, email: albert.fruzsina@tk.hu

relationship is of particular importance. However, little is known about the extent of vaccination homogeneity at the couple level, nor is there data on the epidemiology of Covid-19-vaccine refusal at the couple level. The aim of our study was to explore these in the adult Hungarian population.

The data are from a national, cross-sectional, online survey conducted between 15–26 November, 2022. The unit of observation was the individual while the unit of analysis was the couple. The Covid-19 vaccination behavior of the couple and sociodemographic variables were included. Cross tabulation analyses and binary and multinomial logistic regressions were applied.

654 adult couples were sampled. The proportion of couples with homogeneous behavior was 88.5 per cent (95 per cent CI 86.0–91.0 per cent), which was moderately (Cohen's  $h=0.6$ ) greater than if the partners had behaved independently. The duration of cohabitation of the couple, the educational level of the couple and the homogeneity of the couple's previous behavior with regard to influenza vaccination were associated with homogeneity of behavior with regard to Covid-19 vaccination. Couples with poorer financial status, lower educational attainment, and couples living together for a shorter period of time were more likely to be in a group of couples where at least one member refused Covid-19-vaccination.

**Keywords:** social influence, Covid-19, vaccination, couple relationship

## Bevezetés

A világ népességének exponenciális növekedése, a mobilitás növekvő mértéke, az ipari mezőgazdasági művelésbe vont terület emelkedése (McFarlane–Sleigh–McMichael 2013), valamint a biodiverzitás pusztítása (Keesing–Ostfeld 2021) miatt a zoonotikus (állatról emberre terjedő) betegségekből kialakuló járványok kitörésének valószínűsége emelkedik a világban. (Smith et al. 2014, McMahan–Morand–Gray 2018). Emiatt mind a SARS-CoV-2 esetleg újabb variánsainak vonatkozásában, mind pedig egy esetleges jövőbeni zoonotikus járvány-kitörés esetén fontos az oltási magatartás társas dinamikájának jobb megértése. A Covid19 elleni védőoltás elutasításával kapcsolatban számos szociológiai (nem, életkor, jövedelem, kisebbségi csoporthoz való tartozás, lakóhely stb.), szociálpszichológiai (családi, baráti, munkahelyi és lakókörnyezet társas normái stb.), illetve lélektani (intézményi bizalom, az oltással és az oltóanyaggal kapcsolatos attitűdök, a saját egészségi állapottal kapcsolatos hiedelmek, elővételezett megbánás, politikai attitűdök stb.) befolyásoló tényező került azonosításra (Dombrádi et al. 2021, Kerr et al. 2021, Lin–Tu–Beitsch 2021, Sherman et al. 2021, Brys–Albert–Pénzes 2022, Dhanani–Franz 2022). Az oltással kapcsolatos múltbeli magatartásnak erős befolyásoló szerepe van: azon személyek, akik, felvettek influenza elleni védőoltást a Covid19-pandémia előtt, nagyobb valószínűséggel vették fel a Covid19 elleni oltást is (Lin–Tu–Beitsch 2021).

Az oltásbizonytalanság – WHO által javasolt – fogalma két eltérő viselkedést foglal magába: a már elérhető oltás (1) elutasítását vagy (2) késedelmes felvételét (World Health Organization 2014). Ám egy 2022-ben készült szisztematikus szakirodalmi áttekintő közlemény felhívta arra a figyelmet, hogy a kutatási gyakorlatban az oltásbizonytalanság (*vaccine-hesitancy*) fogalma és operacionalizálása nem egységes és ezért nehezen használható (Bussink-Voorend et al. 2022). Az oltás *elutasítása* egyértelműbb és jobban operacionalizálható kategóriának tekinthető.

Az oltás elutasítása térbeli és társadalmi csoportok szerinti klasztereződést mutat (Lieu et al. 2015, Alvarez-Zuzek–Zipfel–Bansal 2022, Lee–Huang 2022). A klasztereződés kifejezést a tanulmányban általános értelemben használjuk: kifejezi azt is, hogy a különféle társadalmi csoportokban nem egyenletes az oltáselutasítás előfordulása, illetve azt is, hogy egymással kapcsolatban álló emberek hálózatában sűrűsödések figyelhetők meg oltást elutasító aktorokból. A klasztereződés mögött a társadalmi szelekció (*social selection*) és a társas befolyás (*social influence*) egymást erősítő hatásai állnak (Alvarez-Zuzek–Zipfel–Bansal 2022). A társadalmi szelekció hazánkban is kimutatható: a rosszabb jövedelmi helyzetben lévők, az alacsonyabb iskolai végzettségűek és a kisebb népsűrűségű településen élők körében magasabb a Covid19-oltás felvételének visszautasítása (Brys–Albert–Pénzes 2022). Az Egyesült Államokban, ahol a különböző társadalmi csoportok térben erősen elkülönülnek, az alacsonyabb szocioökonomiai státuszú térségekben, különösen ahol az intézményi bizalom szintje alacsonyabb, a Covid19-oltás felvételét illető bizonytalanság jelentősen magasabb (Lee–Huang 2022). Ez a jelenség nem csak a Covid19-oltás kapcsán mutatható ki: egy-egy egyesült államokbeli vizsgálat is megerősítette, hogy az alulimmunizáció a kanyaró, mumpsz, rubeola esetén is térben klasztereződik (Lieu et al. 2015).

A viselkedések és attitűdök klasztereződésének többféle oka is lehet: a homofília, azaz hasonló emberek vannak egymással kapcsolatban; a társas befolyás, vagyis azoknak a véleménye, akikkel az egyén kapcsolatban áll, akik hatnak rá; egyazon kapcsolathálózatba tartozó emberek hasonló külső hatásoknak vannak kitéve; illetve az egymással kapcsolatban állók szimultán is kölcsönösen hatást gyakorolnak egymásra (Konstantinou et al. 2021). Fu és szerzőtársai (2019) a humán papillomavírus (HPV) elleni oltás elutasítását vizsgálva kimutatták, hogy az elutasítók sokkal inkább oltásellenes, mintsem oltáspárti véleményekkel találkoztak a társas környezetükben, többségük családtagjai és barátai szintén elutasították az oltást. Az oltásra vonatkozóan tanácsal szolgáló hálózatok meglehetősen kicsik, sűrűek, családközpontúak és homofilek voltak. Casillas és szerzőtársai (2011) szintén a HPV-oltással kapcsolatos attitűdöket vizsgálva azt találták, hogy ha a kérdezettek családtagokkal és/vagy barátokkal beszéltek az oltásról, illetve tőlük hallottak róla, az növelte az oltás észlelt hatékonyságát.

A társas kapcsolatok közül a párkapcsolat több szempontból is fontos az egészségviselkedés területén: a partner számos egészségviselkedés esetében kiemelt befolyással bír (Christakis–Fowler 2008, 2013, Kennedy et al. 2011, Jiménez-Murcia et al. 2017). A partner optimális esetben közeli, intim interperszonális kapcsolat, amely alapvetően befolyásolja a másik egyén teljes életét (érzelmeit, elvárásait, motivációs rendszerét, döntéseit és viselkedését) (Smith–Mackie–Claypool 2015). Házastársak között a testi és lelki egészségállapot, az életminőség és a táplálkozás hasonlóságot mutat, de a dohányzás, alkoholfogyasztás esetében már nem mutat-

ható ki egyértelműen nagyfokú hasonlóság (Meyler–Stimpson–Peek 2007<sup>4</sup>), habár Graham és szerzőtársai (2016) angol anyák és partnereik rizikó-magatartását a cigarettázás, alkohol-, gyümölcs- és zöldségfogyasztás, illetve testmozgás dimenzióiban vizsgálva annak nagyfokú hasonlóságát találták<sup>5</sup>.

A párkapcsolati homogenitás hátterében különféle okokat és mechanizmusokat tételeznek a kutatók. Az egyik ilyen ok strukturális természetű: olyan helyzetekben találkozunk a párunkkal, amilyenekben eleve hozzánk hasonló emberek vannak (Blau–Schwartz 1984). Egy másik magyarázat (ami a barátságokban is megjelenő homofíliát ugyanúgy magyarázza) az, hogy személyiség elutasításaként értékeli az emberek, ha valaki alapvető értékekkel nem ért egyet, ugyanakkor azok elfogadása megerősíti az ént (Festinger–Schachter–Back 1950). A párkapcsolati homogenitást magyarázza az úgynevezett kirostálási hipotézis, illetve az e folyamatot szakaszokra bontó, de sok szempontból hasonló inger–érték–szerep-elméletet (Murstein 1971, 1987) is, miszerint a heterogén személyek közti párkapcsolatok inkább véget érnek, míg a homogénekből inkább házasság lesz (Blackwell–Lichter 2004). Az összecsiszolódási hipotézis szerint ugyanakkor nem ez történik, hanem az, hogy egy kapcsolat során idővel egyre inkább közös véleményt alakítanak ki a különféle dolgokkal kapcsolatban – ez magyarázza, hogy a párok értékei a kapcsolat „idősődésével” egyre hasonlóbba válnak (Stephen 1984, 1985). A tágabb spektrumú kapcsolathálózati kutatásokhoz hasonlóan a párkapcsolat esetén is rendkívül nehéz az oksági kapcsolatok meghatározása, illetve annak eldöntése, hogy valójában melyik mechanizmus áll a homofília hátterében (Lőrincz 2006).

Az oltáspecifikus homogenitás vizsgálata népegészségügyi szempontból is jelentős, hisz a nyájimmunitáshoz szükséges átoltottsági szint elérése több országban is nehézségekbe ütközött, és az oltási viselkedés szempontjából heterogén párok ígéretes intervenciók pontok lehetnek. Egy egyesült királyságbeli vizsgálat kifejezetten a Covid19 elleni védőoltás homogenitását vizsgálta együtt élő párok körében 2021-ben: 84 százalék volt homogén oltási státuszú pár (ebből 63 százalék homogén oltott, 21 százalék homogén oltatlan), és 16 százalék heterogén pár (a pár egyik tagja felvette az oltást, a másik nem) (Schmaling 2022). Hasonló magyarországi vizsgálatot nem sikerült azonosítanunk.

Jelen vizsgálatunk három célkitűzést tartalmaz: (C1) a Covid19 elleni oltóanyag elutasítása párkapcsolati szintű prevalenciájának vizsgálata (és a brit adatokkal történő összevetése), (C2) a párkapcsolati homogenitás korrelátumainak feltárása, illetve a (C3) a homogén elfogadó párok, a heterogén párok és a homogén elutasító párok korrelátumainak feltárása.

4 Ez a szisztematikus review 103, a házaspárok testi-lelki egészségi állapotának és egészség-magatartásának hasonlóságát vizsgáló tanulmányt tekint át.

5 Például a 16 év alatti gyermeket nevelő anyák és partnereik esetében a dohányzást illetően a párok 70%-ában egyik fél sem, míg 11%-ban mindkét fél, 17 százalékuknál csak egyik fél dohányzik (Graham et al 2016: 831).

## Módszertan<sup>6</sup>

### *Vizsgálati minta és adatgyűjtés*

Az elemzett adatok az *A vakcinációs szándék megértése különféle társas közegekben – online kérdőíves felmérés a magyar felnőtt populáció körében* című magyar, keresztmetszeti, online felmérésből származnak. A kérdőíves felmérés összesen 169 magyar nyelvű kérdést tartalmazott és 2022. november 15. és 26. között került lekérdezésre. A kutatás célcsoportja a magyar felnőtt lakosság volt. Az egyéni szintű kvótás mintavétel során a kvótadimenziók a következők voltak: nem, életkor, NUTS2 (statisztikai célú területi egységek európai nomenklatúrája) régiók, településtípus és iskolai végzettség. Az online felmérés CAWI (*Computer Assisted Web Interviewing*) módszerrel történt. A kérdőívet 1500 válaszadó töltötte ki. Az Egészségügyi Tudományos Tanács (ETT-TUKEB:BMEÜ/2422-1/2022/EKU, dátum: 2022. október 4.) és a Társadalomtudományi Kutatóközpont Etikai Bizottsága (FOIG-1/130-24/2022, dátum: 2022. október 28.) is előzetesen jóváhagyta a vizsgálatot. Az adatgyűjtést preregisztrációja az Open Science Framework felületen az adatfelvétel megkezdése előtt megtörtént (<https://osf.io/zwktc>), itt a teljes kérdőív és a kvótadimenziók is elérhetők. Az adatfelvételt a Marketing Research Kft. végezte és kis értékű, beváltható pontszámok gyűjtésével ösztönözte a válaszadókat. Minden válaszadó – elektronikusan – informált beleegyező nyilatkozat tett. Az adatfelvétel során adatvédelmi esemény nem történt.

### *Beválogatási kritérium*

Az eredeti vizsgálatba 18 éven felüli magyar állampolgárok kerültek beválogatásra. A jelenlegi másodelemzésbe való bekerülésnek három kritériuma volt: a válaszadó úgy nyilatkozott, hogy (1) párkapcsolatban él, (2) együtt él a párjával és (3) nem él további felnőtt a háztartásban. Ezen utóbbi feltételt azért vezettük be, mert amennyiben további felnőtt is él a háztartásban, az már befolyásolhatja a párkapcsolati hasonlóság mögött feltételezett három tényezőt: a társas kontrollt, a megosztott erőforrásokat és az affektív összehangolódás mértékét is (Meyler–Stimpson–Peek 2007).

### *Elemzési egység*

A vizsgálat megfigyelési egysége az egyén volt, de az elemzési egysége a párkapcsolat. A párkapcsolatban élő másik félre vonatkozó adatokat is a válaszadó adta meg, azaz a kérdőív tartalmazott kérdéseket a válaszadó partnerének születési évére, iskolai végzettségére, a Covid19-cel kapcsolatos vakcinációs magatartására és a múltbeli influenzaoltás-felvételi magatartására vonatkozóan is. A bevont változók így egyrészt a háztartásra vonatkozó válaszok (jövedelmi helyzet, településtípus, háztartásban élő 18 éven aluliak száma) és párkapcsolat-szintű aggregátumok (átlag-

6 A tanulmány felépítése a STROBE – STrengthening the Reporting of OBservational studies in Epidemiology ajánlásait követi (von Elm et al. 2007).

életkor, életkorkülönbség, a pár iskolai végzettsége, iskolai végzettség különbsége, a pár oltási magatartása) voltak.

### *Mérőeszközök – kimeneti változók*

A Covid19 elleni oltóanyagot *homogén elutasító pároknak* tekintettük azon párokat, amelyek esetében a válaszadó az „Ön beadatta magának a Covid elleni védőoltást?” és „A párja beoltatta magát Covid ellen?” kérdésekre (mind a két kérdésre) a „Nem és nem is tervezi” választ jelölte a válaszadó.

A Covid19 elleni oltóanyagot *homogén elfogadó pároknak* tekintettük azon párokat, amelyek esetében a válaszadó az „Ön beadatta magának a Covid elleni védőoltást?” és „A párja beoltatta magát Covid ellen?” kérdésekre (mind a két kérdésre) az alábbi válaszok közül választott: „Igen, és tervez továbbiakat is” vagy „Igen, de nem tervez továbbiakat” vagy „Még nem, de tervezi”.

*Heterogén pároknak* pedig azokat tekintettük, akik az egyik félre vonatkozóan a „Nem és nem is tervezi”, míg a másik félre vonatkozóan az alábbi válaszok közül választott: „Igen, és tervez továbbiakat is” vagy „Igen, de nem tervez továbbiakat” vagy „Még nem, de tervezi”.

Az operacionalizálás során a „Még nem, de tervezi” választ az oltás késedelmes felvételének tekintettük, és nem az oltás elutasításának. Az adatfelvételkor a Covid19 elleni védőoltások már másfél éve széles körben elérhetőek voltak, így azon párok száma, ahol legalább az egyik félre vonatkozóan ezt a választ jelölte meg a válaszadó, mindössze öt volt.

### *Mérőeszközök – bemeneti változók*

A vizsgálatba bevont kovariánsok az alábbiak voltak: a pár átlagéletkora (a két személy életkora összegének a fele), a pár tagjai életkorának különbsége (évben), pár együttélésének kora (mióta él együtt a pár), a pár szubjektív jövedelmi helyzete (háromkategóriás: nélkülöző, elfogadható színvonalú, jó), a pár lakóhelyének településtípusa (háromkategóriás: főváros, város, község), a pár iskolai végzettsége (bináris változó: legalább az egyik tag érettségivel rendelkezik, legalább az egyik tag főiskolai végzettséggel rendelkezik) és a háztartásban élő 18 év alatti személyek száma, a pár iskolai végzettségének különbsége (hétfokozatú skálán: 1. kevesebb mint nyolc általános; 2 nyolc általános; 3. szakmai, de érettségit nem adó végzettség [szakiskola, szakmunkásképző]; 4. érettségi; 5. főiskolai diploma (BA/BSc); 6. egyetemi diploma (MA/MSc); 7. doktori (PhD/DLA) vagy magasabb).

A szubjektív jövedelmi helyzet esetében *nélkülözőnek* tekintettük azokat, akik a „Hogy érzi, Önök anyagilag...?” kiegészítendő kérdésre a „nélkülözések között élnek” vagy a „hónapról hónapra anyagi gondjaik vannak” választ adták; *elfogadható színvonalúnak* tekintettük azon válaszadókat, akik „éppen hogy kijönnek a havi jövedelmükből” választ jelölték, és *jónak* tekintettük azokat, akik a „gondok nélkül élnek” vagy a „beosztással jól kijönnek” választ adták.

## Statisztikai elemzés

A leíró statisztikához folytonos változók esetében átlagot és interkvartilis tartományt (IQR) adtunk meg, kategoriális változók esetében elemszámot és arányt. Egy mintás aránybecsülésre Z-becslőfüggvényt használtunk. Két esemény előfordulási valószínűségének összehasonlítására kétmintás Z-próbát és Cohen-féle  $h$  hatáserősség mutatót számoltunk. Két esemény véletlen együttes előfordulási valószínűségét a Bayes-tétel (Bayes 1763) segítségével számoltuk ki. A különféle társadalmi csoportok összehasonlítására folytonos változók (időtartam, 18 éven aluliak száma) esetében Mann–Whitney U-próbát, kategoriális változók esetében keresztábra  $\chi^2$  p-érték számítást és esélyhányados-számítást használtunk, valamint Cramer's V-értéket és  $\phi$ -értéket számoltunk. A többkategorias, ordinális szubjektív jövedelmi helyzet vizsgálata során Somers-féle egyirányú monotonitási  $\delta$ -együttható számítását is alkalmaztuk (Somers 1962) valamint ANOVA-t és  $\eta^2$ -számítást. A kétváltozós elemzésben nemcsak szignifikanciaszintet, hanem a hatáserősséget is vizsgáltuk, és kizárólag nem elhanyagolható mértékű hatáserősséget ( $\phi > 0,12$ ;  $\delta > 0,1$ ; Nagelkerke-féle  $R^2 > 0,02$ ,  $\eta^2 > 0,02$ ) mutató változókat vontunk be a bináris és multinominális logisztikus regressziós modellbe. A Box–Tidwell-próbától a viszonylag magas elemszám miatt eltekintettünk. A regressziós a modell asszociatív előrejelző teljesítményének mérésére – a sztenderd mutatókon felül – vevő működési karakterisztika görbe alatti terület mutatót (ROC–AUC) használtunk, illetve multinomiális esetben a klasszifikációs mátrixon kappa-értéket számoltunk. A számításokat 95 százalékos megbízhatósági tartomány (MT) alkalmazásával végeztük R4.0.3 (Bécs, Ausztria) és IBM SPSS 25.0 (New York, Egyesült Államok) szoftverek felhasználásával.

## Fogalmak és elemzési folyamat

A dolgozatban *homogenitás* alatt azt értettük, ha a pár két tagja hasonlóan viselkedik. Azaz *homogén pároknak* tekintettük a *homogén elutasító párok* és a *homogén elfogadó párok* unióját, tehát azon párokat, ahol a pár mindkét tagja vagy elutasítja, vagy elfogadja az oltást. *Heterogén pároknak* tekintettük azokat, akik nem homogén párok, tehát ahol a pár egyik tagja elutasítja, a másik viszont elfogadja az oltást.

A tanulmányban a három célkitűzést egymás utáni sorrendben valósítottuk meg.

## Eredmények

### A minta összetétele

Összesen 654 pár került a mintába, mivel 654 válaszadó esetében teljesült a vizsgálatba való beválogatás három feltétele: (1) párkapcsolatban él, (2) a partnerével együtt él, (3) további felnőtt nem él a háztartásban. A minta összetételét az 1. táblázat mutatja be.

1. táblázat: A minta jellemzői

Jellemző változó	Elemzés (% , 95% MT) és átlag (IQR)
<b>A pár átlagéletkora, évben</b> (A két személy életéveinek a fele)	49,0 (35,5–63,9)
<b>A pár életkorának különbsége, évben</b> (Az idősebb tag mínusz fiatalabb tag életkora)	4,6 (1,0–6,0)
<b>A pár mióta él együtt, évben</b> (A két személy mióta él együtt)	19,1 (6–32)
<b>A pár jövedelmi helyzete</b>	
– jó	288 (44,2%)
– elfogadható színvonalú	258 (39,6%)
– nélkülöző	105 (16,1%)
<b>A pár iskolai végzettsége*</b>	
– legalább egy tag érettségivel rendelkezik	454 (69,7%)
– legalább egy tag főiskolai diplomával rendelkezik	229 (35,2%)
<b>A pár iskolai végzettségének különbsége** (hétfokozatú skálán)</b>	
– azonos végzettség	263 (40,2%)
– egységnyi különbség	266 (40,7%)
– kétegységnyi különbség	89 (13,6%)
– háromegységnyi különbség	24 (3,7%)
– négyegységnyi különbség	12 (1,8%)
– ötegységnyi különbség	0 (0%)
– hategységnyi különbség	0 (0%)
<b>A pár lakhelye</b>	
– főváros	120 (18,3%)
– város	343 (52,2%)
– község	194 (29,5%)
<b>A párral együtt élő 18 éven aluli személyek száma**</b>	
0	415 (64,0%)
1	100 (15,4%)
2	86 (13,3%)
3	27 (4,2%)
4	14 (2,2%)
5 vagy több	6 (0,9%)
<b>A pár influenzaoltással kapcsolatos múltbeli viselkedése</b>	
A pár egyik tagja sem vette fel az influenzaoltást a múltban.	282 (45,4%)
A pár egyik tagja legalább egyszer felvette az influenzaoltást a múltban.	134 (21,6%)
A pár mindkét tagja legalább egyszer felvette az influenzaoltást a múltban.	205 (33,0%)
<b>A pár influenzaoltással kapcsolatos múltbeli viselkedésének homogenitása</b>	
A pár homogén módon viselkedett.	487 (78,4%)
A pár heterogén módon viselkedett.	134 (21,6%)

Megjegyzés: IQR: interkvartilis tartomány\*; nem diszkrét kategóriák\*\*: folytonos változóként került bevonásra, csak a leírásához került bontásra.

### A Covid19 elleni oltóanyag elutasításának párkapcsolati szintű prevalenciája

A homogén párok (a homogén elfogadó párok és a homogén elutasító párok uniójának) aránya 88,5 százalék (95 százalék, MT 86,0–91,0 százalék) volt a magyar mintában. Az egyesült királyságbeli vizsgálatban 84,4 százalék volt a homogén oltott státuszú párok aránya (Schmaling 2022). A hazai mintában a homogén párok halmozából 70,8 százalék (95 százalék, MT 67,2–74,3 százalék) volt homogén elfogadó pár.



A UK-mintában 63,3 százalék volt a homogén oltott pár (Schmaling 2022). A homogén elutasító pár 17,7 százalék (95 százalék, MT 14,7–20,7 százalék) volt a magyar mintában. Az egyesült királyságbeli vizsgálatban a homogén oltatlan párok aránya 21,1 százalék volt (Schmaling 2022). A heterogén párok (a pár egyik tagja elutasítja az oltást, a másik nem) aránya a magyar mintában 11,5 százalék (95 százalék, MT 9,0–14,0 százalék) volt. A nagy-britanniai vizsgálatban a heterogén oltási státuszú párok aránya pedig 15,6 százalék volt (Schmaling 2022).

Bár a jelen hazai és az egyesült királyságbeli vizsgálat (Schmaling 2022) adatai közvetlenül nem hasonlíthatók össze, mivel a magyar adatfelvétel egy évvel később történt, illetve elutasítást vizsgált, a brit azonban oltási státuszt, az adatok nagyságrendi összevetése során megállapítható, hogy a fogalmi különbségek ellenére jelentős mértékű eltérés nincs a hazai és az UK-arányok között.

A magyar mintabeli párok mindkét tagját vizsgálva a párkapcsolatban lévő egyének 76,2 százaléka (95 százalék, MT 73,9–78,6 százalék) fogadja el az oltást, ebből (a Bayes-tétel alkalmazásával) kiszámítható, hogy amennyiben a pár két tagja egymástól függetlenül döntene az oltásról, akkor milyen lenne a párszintű eloszlás. Így, a párok oltási magatartásának függetlensége esetén (az egyéni szintű eloszlás alapján) annak a valószínűsége, hogy mindkét fél elfogadja az oltást (homogén elfogadó pár)  $0,762^2$ , azaz 58,1 százalék (95 százalék, MT 54,3–61,9 százalék), annak a valószínűsége, hogy az egyik tag elutasította az oltást, de a másik nem (heterogén pár)  $2 \times [0,762 \times (1 - 0,762)]$ , azaz 36,2 százalék (95 százalék, MT 30,2–42,2 százalék), és végül annak a valószínűsége, hogy mindkét fél elutasítja az oltást (homogén elutasító pár)  $(1 - 0,762)^2$ , azaz 5,7 százalék (95 százalék, MT 3,9–7,4 százalék). E független eloszlás szerinti értékeket hasonlítottuk össze a mintában megfigyelt eloszlással (2. táblázat).

2. táblázat: A mintába bevont párok Covid19-oltással kapcsolatos viselkedésének eloszlása a független eloszlással összehasonlításban

	Homogén oltott párok	Homogén oltatlan párok	Heterogén párok
Mintában együttes bekövetkezés	70,8% (73,9%–78,6%)	17,7% (14,7%–20,7%)	11,5% (9,0%–14,0%)
Véletlen együttes bekövetkezés esetén	58,1% (54,3%–61,9%)	5,7% (3,9%–7,4%)	36,2% (30,2%–42,2%)
Z-érték	4,81	14,7	-10,4
p-érték	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Cohen-féle h-érték	0,27	0,84	-0,60

Megjegyzés: megbízhatósági tartomány (MT) 95%

A független eloszláshoz képest a mintában nagymértékű (Cohen-féle  $h = 0,84$ ) többlet mutatkozik *homogén elutasító párokból*, kismértékű (Cohen-féle  $h = 0,27$ ) többlet *homogén elfogadó párokból*, és közepes mértékben kevesebben (Cohen-féle  $h = -0,60$ ) vannak a *heterogén párok*.

A mintában a *homogén párok* aránya 88,5 százalék (95 százalék, MT 86,0–91,0 százalék). Amennyiben a pár két tagjának Covid19-oltóanyaggal szembeni magatartása független volna, akkor ezen érték 63,8 százalék (95 százalék, MT 60,1–67,5 százalék) lenne, azaz szignifikáns és közepes mértékű többlet lenne homogén párokból ( $z = 10,5$ ,  $p < 0,001$ , Cohen-féle  $h = 0,6$ ). Ennek megfelelően pedig a heterogén párok mintabeli aránya 11,5 százalék (95 százalék, MT 9,0–14,0 százalék), amely szignifikánsan és közepes mértékben kevesebb ( $z = 5,0$ ,  $p < 0,001$ , Cohen-féle  $h = 0,60$ ), mint a véletlen előfordulás esetén várható 36,2 százalék (95 százalék, MT 32,5–39,9 százalék).

### *A párkapcsolati homogenitás korrelátumainak feltárása*

A párkapcsolati homogenitás korrelátumait először kétváltozós módon vizsgáltuk annak érdekében, hogy a többváltozós bináris logisztikus regressziós modellbe már csak a megfelelő hatáserősségűnek ítéltető változókat vonjuk be. Összefüggés mutatkozott a pár átlagéletkorával (Nagelkerke  $R^2 = 0,03$ ,  $p < 0,04$ ), a pár együttélésének időtartamával (Nagelkerke  $R^2 = 0,05$ ,  $p < 0,001$ ), a pár iskolai végzettségével (csak az érettségivel: Nagelkerke  $R^2 = 0,03$ ,  $p = 0,001$ , diplomával már nem: Nagelkerke  $R^2 = 0,02$ ,  $p = 0,001$ ), a pár influenzaoltással kapcsolatos múltbeli viselkedésének homogenitásával (Nagelkerke  $R^2 = 0,022$ ,  $p = 0,006$ ). Nem volt kimutatható erősségű összefüggés a pár életkorkülönbségével (Nagelkerke  $R^2 < 0,001$ ,  $p = 0,99$ ), a pár iskolai végzettségének különbségével (Nagelkerke  $R^2 < 0,001$ ,  $p = 0,51$ ), a pár lakóhelyének településtípusával, a pár jövedelmi helyzetével ( $\sqrt{\text{Cramer's } V} < 0,12$ ), a háztartásban élő 18 éven aluli személyek számával (Nagelkerke  $R^2 < 0,01$ ,  $p = 0,02$ ). A többváltozós modellben a függő, bináris változó a pár homogén magatartása volt, a független (magyarázó) változók pedig azon változók, amelyek a kétváltozós vizsgálatban szignifikánsnak bizonyultak (a pár átlagéletkora [folytonos], a pár együttélésének időtartama [folytonos], a pár iskolai végzettségének mutatója [bináris, legalább egy tag rendelkezik-e érettségivel], a pár influenzaoltással kapcsolatos múltbeli viselkedésének homogenitása [bináris]). A likelihood ratio  $\chi^2$  teszt eredményei szerint jobban becsült a modell, mint az üresmodell ( $\chi(4)^2 = 39,1$ ,  $p < 0,001$ ), a Nagelkerke  $R^2$  értéke 0,12 és a ROC–AUC-érték elfogadható volt (ROC–AUC = 0,72 95 százalék, MT 0,66–0,78), azaz a ROC–AUC szerint is jobban becsült a modell, mint a véletlen (3. táblázat). A modellben a pár együttélési időtartamának folytonos változója és az iskolai végzettségre vonatkozó bináris változó (a pár legalább egy tagja rendelkezik érettségivel) volt szignifikáns ( $\forall p < 0,006$ ), míg a másik változó, a pár átlagéletkora nem mutatkozott szignifikáns hatásúnak ( $p = 0,31$ ).

3. táblázat: Együtt élő párok Covid19 elleni védőoltással kapcsolatos magatartásának homogenitása bináris logisztikus regressziós modellben vizsgálva

Tényező	Mutatók
	EH [95% MT] (p-érték)
<b>A pár legalább egy tagja rendelkezik érettségivel</b>	
Igen	2,5 [1,5–4,2] (p = 0,001)
Nem	Referenciacsoport
<b>A pár együttélésének időtartama (évben)</b>	1,03 [1,003–1,067] (p = 0,033)
<b>A pár influenzaoltással kapcsolatos homogén magatartása</b>	2,2 [1,3–3,9] (p = 0,005)
<b>A pár átlagéletkora (évben)</b>	(p = 0,312)
n = 654	
Likelihood ratio $\chi^2$ teszt:	
$\chi(4)^2 = 39,1$ p < 0,001	
Nagelkerke $R^2 = 0,12$	
ROC–AUC = 0,72 95% MT 0,66–0,78	

Megjegyzés: csak p < 0,05 esetében kerültek feltüntetésre a paraméterek, 95 százalékos megbízhatósági tartomány (MT) alkalmazásával valamint vevő működési karakterisztika görbe alatti terület (ROC–AUC) számításával.

### A homogén elfogadó párok, a heterogén párok és a homogén elutasító párok korrelátumainak feltárása

Először kétváltozós módon vizsgáltuk a homogén elfogadó párok, a heterogén párok és a homogén elutasító párok kategóriával az összefüggéseket, annak érdekében, hogy a többváltozós multinomiális logisztikus regressziós modellbe már csak a megfelelő hatásereőségűnek ítélt változókat vonjuk be. Összefüggés mutatható ki a pár átlagéletkorával ( $\eta^2 = 0,10$ , p < 0,001), a pár együttélésének időtartamával ( $\eta^2 = 0,12$ , p < 0,001), a pár jövedelmi helyzetével ( $\eta^2 = 0,03$ , p < 0,001), a pár iskolai végzettségével (érettségivel:  $\eta^2 = 0,03$ , p < 0,001 és a diplomával:  $\eta^2 = 0,05$ , p < 0,001) és a pár influenzaoltással kapcsolatos múltbeli viselkedésével ( $\eta^2 = 0,10$ , p < 0,001). Nem volt kimutatható erősségű összefüggés a pár életkorkülönbségével ( $E^2 < 0,001$ , p = 0,97), a pár iskolai végzettségének különbségével ( $E^2 < 0,004$ , p=0,28), a pár lakóhelyével ( $E^2 < 0,019$ , p = 0,001), sem a háztartásban élő 18 éves aluli személyek számával ( $E^2 < 0,01$ , p = 0,006).

A többváltozós modellben a függő, kategoriális változó a pár oltási magatartása volt (referenciacsoport: homogén, oltást elfogadó párok), a független (magyarázó) változók pedig azon változók, amelyek a kétváltozós vizsgálatban szignifikánsnak bizonyultak (a pár átlagéletkora [folytonos], pár együttélésének időtartama [folytonos], a pár jövedelmi helyzete [háromfokozatú ordinális: jó, elfogadható színvonalú, nélkülöző], a pár iskolai végzettségének mutatója [két bináris változó, legalább egy tag rendelkezik-e érettségivel, legalább egy tag rendelkezik-e diplomával], a pár influenzaoltással kapcsolatos múltbeli viselkedése [hány tag vette fel legalább egy

alkalommal a múltban az influenzaoltást]). A likelihood ratio  $\chi^2$  teszt eredményei szerint jobban becsült a modellünk, mint az üres-modell ( $\chi(12)^2 = 161,5$   $p < 0,001$ ), a Nagelkerke  $R^2$  értéke 0,29 volt. Ugyanakkor a modell előrejelző képessége alacsony volt: a klasszifikációs mátrix Cohen-féle kappá értéke 0,18 volt (4. táblázat). A modell egyetlen párt sem klasszifikált a heterogén csoportba, kizárólag a két szélső kategóriába. A pár átlagéletkorára vonatkozó változó nem mutatkozott ( $\chi(2)^2 = 1,6$ ,  $p = 0,44$ ) szignifikáns hatásúnak a változókra vonatkoztatott likelihood ratio teszt eredményei szerint. A bevont változókra vonatkozó (mindig a homogén, oltást elfogadó párokhoz képest számított) esélyhányadosokat a 4. táblázat mutatja.

4. táblázat: Együtt élő párok Covid19 elleni védőoltással kapcsolatos magatartásának vizsgálata multinomiális logisztikus regresszió alkalmazásával

Tényező (referenciacsoport: homogén, oltást elfogadó párok)	Heterogén párok	Homogén, oltást elutasító párok
	EH [95% MT] (p-érték)	EH [95% MT] (p-érték)
<b>A pár legalább egyik tagja rendelkezik érettségivel</b>		
Igen	0,43 [0,23–0,83] (p = 0,012)	– (p = 0,496)
Nem	Referenciacsoport	
<b>A pár legalább egyik tagja rendelkezik diplomával</b>		
Igen	– (p = 0,848)	0,42 [0,23–0,79] (p = 0,008)
Nem	Referenciacsoport	
<b>A pár jövedelmi helyzete</b>		
Jó	0,43 [0,20–0,93] (p = 0,033)	0,50 [0,26–0,99] (p = 0,046)
Elfogadható színvonalú	– (p = 0,611)	– (p = 0,210)
Nélkülöző	Referenciacsoport	
<b>A pár együttélésének időtartama (évben)</b>		
	0,96 [0,93–0,99] (p = 0,015)	0,94 [0,91–0,97] (p < 0,001)
<b>A pár influenzaoltással kapcsolatos múltbeli magatartása (hány tag vett fel legalább egy alkalommal influenzaoltást)</b>		
	0,62 [0,44–0,87] (p = 0,007)	0,50 [0,36–0,68] (p < 0,001)
<b>A pár átlagéletkora (évben)</b>		
	– (p = 0,297)	– (p = 0,320)
n = 654		
Likelihood ratio $\chi^2$ teszt:		
$\chi(4)^2 = 161,5$ $p < 0,001$		
Nagelkerke $R^2 = 0,29$		
Klasszifikációs mátrix Cohen-féle kappá értéke = 0,18		

Megjegyzés: csak a  $p > 0,05$  esetében kerültek feltüntetésre az esélyhányados paraméterek, 95% megbízhatósági tartomány (MT) alkalmazásával.

## Következtetések

A bemutatott vizsgálatban hazai mintán a Covid19 elleni oltóanyag elutasításának párkapcsolati szintű prevalenciáját, valamint a párkapcsolati homogenitással összefüggő tényezőket vizsgáltuk, illetve a homogén, oltást elfogadó párok, a heterogén párok és a homogén, oltást elutasító párok jellemzőit azonosítottuk. Elemzéseinket olyan magyar párok körében végeztük, akik az alábbi három feltételnek megfelelnek: (a) párkapcsolatban élnek, (b) egy háztartásban élnek, és (c) nem él további felnőtt háztartástag velük.

Eredményeink szerint az Covid19-oltási magatartás szempontjából homogén (hasonló viselkedésű) párok aránya közepes mértékben (Cohen-féle  $h = 0,6$ ) magasabb a független eloszláshoz képest, míg a heterogén (eltérő viselkedésű) párok aránya közepes mértékben alacsonyabb (Cohen-féle  $h = -0,6$ ) a független eloszláshoz képest. A párkapcsolatok elemzési szintjén közepes mértékű klasztereződés mutatható ki.

Az oltási homogenitást befolyásoló háttértényezőket vizsgálva a pár iskolai végzettségét, a pár együttélésének időtartamát és a pár influenzaoltással kapcsolatos múltbeli viselkedésének homogenitását találtuk jelentősnek. Iskolai végzettség vonatkozásában nem a pár iskolai végzettségének homogenitása mutatkozott befolyásoló tényezőnek, hanem az, hogy a pár legalább egy tagja rendelkezik-e legalább érettségi bizonyítvánnyal. Ez további vizsgálatot és magyarázatot igényel, elképzelhető, hogy alacsonyabb iskolai végzettségűek körében külső kényszerek határozták meg a döntést, vagy kisebb az egyeztetés szintje. A párkapcsolati homogenitás jelensége nem a pár átlagéletkorával, hanem az együttélés időtartamával volt összefüggésbe állítható, ez az eredmény a társas kontroll, a megosztott erőforrások és az affektív lélektani összehangolódás elméleteit támogatja (Meyler–Stimpson–Peek 2007).

Népegészségügyi relevanciája miatt a homogén, oltást elfogadó párok, a heterogén párok és a homogén, oltást elutasító párok vizsgálatát is elvégeztük. A független eloszláshoz képest nagymértékű (Cohen-féle  $h = 0,84$ ) többlet mutatkozik homogén, Covid19 elleni védőoltást elutasító párokból, a klasztereződés ebben a csoportban magas fokúnak tekinthető. Homogén, oltást elfogadó párokból kismértékű (Cohen-féle  $h = 0,27$ ) többlet mutatkozott, míg a heterogén párok csoportjához közepes mértékben kevesebb (Cohen-féle  $h = -0,60$ ) pár tartozott a független eloszláshoz képest.

A többváltozós elemzés az iskolai végzettséget, a jövedelmi helyzetet, a pár együttélésének időtartamát és a pár influenzaoltással múltbeli kapcsolatos viselkedését azonosította szignifikáns tényezőnek. A *homogén, oltást elfogadó* párokhoz képest a magasabb iskolai végzettséggel rendelkező párok kisebb eséllyel tartoznak a *heterogén* vagy a *homogén elutasító* párok csoportjába. A nélkülözőkhöz képest a jó jövedelmi helyzetben lévők szintén kisebb eséllyel tartoznak a *heterogén* vagy a *homogén elutasító* párok csoportjába. Hosszabb ideje együtt élő párok szintén kisebb eséllyel tartoznak a *heterogén* vagy a *homogén elutasító* párok csoportjába. Azon párok, akik a Covid19-pandémia kitörése előtt felvettek influenzaoltást, szintén kisebb eséllyel tartoznak a *heterogén* vagy a *homogén elutasító* párok csoportjába. A párok szintjén végzett elemzésünk megerősíti, hogy az egyéni szinten azonosított

(Brys–Albert–Pénzes 2022) kockázati tényezők (rosszabb jövedelmi helyzetben lévők, alacsonyabb iskolai végzettségűek) a párkapcsolati szinten is kimutathatóak.

Tanulmányunk korlátai között említhető, hogy az adatfelvétel során a párkapcsolatban élők egyik tagja került lekérdezésre, ugyanakkor – tekintettel arra, hogy semmilyen szenzitív kérdés nem került bevonásra, hanem csak szociodemográfiai adatok, ezért – feltételezhető, hogy ez nem jelentett nagymértékű torzítást. További módszertani korlátként említhető, hogy nem penalizált regressziót alkalmazott a vizsgálat, amely megnöveli a másodfajú hiba valószínűségét, ugyanakkor a változók közötti előzetes (és szigorúnak tekinthető) kétváltozós szelektálás csökkentette ennek lehetőségét. Szintén torzítást jelenthet a nem valószínűségi online mintavétel, ami bár csökkenti a megfélemlési torzítást, nem reprezentálja kellően jól a magyar lakosságot, emiatt a populációs aránybecsléseink inkább tájékoztató jellegűek és szigorú értelemben csak a mintán belüli valószínűségként értelmezhetőek. A multinomiális modell előrejelző képessége szintén viszonylag alacsonynak tekinthető, emiatt az ott kimutatott eredmények további ellenőrzést igényelnek.

Eredményeink alapján ugyanakkor kijelenthető: ahogyan egyéni szinten (Brys–Albert–Pénzes 2022), úgy a párok körében is igaz, hogy a sérülékenyebb csoportok (alacsonyabb iskolai végzettségűek, rosszabb jövedelmi helyzetben lévők) kerülhetnek további egészségügyi hátrányba a Covid19 elleni védőoltás elutasítása miatt. Jövőbeni kutatásként javasolható több egészségviselkedés párkapcsolati homogenitását tartalmazó vizsgálat, különösen a befolyásolható egészség-magatartások területén, ez alkalmat nyújthatna arra, hogy feltárásra kerüljön, hogy mely egészségviselkedések és milyen mértékben hasonlóak a párok tagjai között.

*A bemutatott kutatás a Magyar Tudományos Akadémia poszt-COVID-jelenségek nagy kockázatú kutatási támogatásában részesült (PC2022 II-5/2022).*

*This research was supported by the Hungarian Academy of Science “High-risk/high yield research on post-COVID phenomena” fund (PC2022 II-5/2022).*

## Irodalom

- Alvarez-Zuzek, L. G. – Zipfel, C. M. – Bansal, S. (2022): Spatial clustering in vaccination hesitancy: The role of social influence and social selection. *PLoS Computational Biology*, 18(10): e1010437. <https://doi.org/10.1371/journal.pcbi.1010437>
- Bayes, T. (1763): LII. An essay towards solving a problem in the doctrine of chances. By the late Rev. Mr. Bayes, F. R. S. communicated by Mr. Price, in a letter to John Canton, A. M. F. R. S. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, 53: 370–418. <https://doi.org/10.1098/rstl.1763.0053>
- Blackwell, D. L. – Lichter, D. T. (2004): Homogamy Among Dating, Cohabiting, and Married Couples. *The Sociological Quarterly*, 45: 719–737. <https://doi.org/10.1111/j.1533-8525.2004.tb02311.x>

- Blau, P. M. – Schwartz J. E. (1984): *Crosscutting Social Circles*. New York, United States: Academic Press
- Brys, Z. – Albert, F. – Péntes, M. (2022): A COVID-19 elleni oltóanyagot elutasítók az aktív korú felnőtt magyar lakosság körében 2021 decemberében. *Orvosi Hetilap*, 163(29): 1135–1143. <https://doi.org/10.1556/650.2022.32531>
- Bussink-Voorend, D. – Hautvast, J. L. A. – Vandenberg, L. – Visser, O. – Hulscher, M. E. J. L. (2022): A systematic literature review to clarify the concept of vaccine hesitancy. *Nature Human Behaviour*, 6(12): 1634–1648. <https://doi.org/10.1038/s41562-022-01431-6>
- Casillas, A. – Singhal, R. – Tsui, J. – Glenn, B. A. – Bastani, R. – Mangione, C. M. (2011): The impact of social communication on perceived HPV vaccine effectiveness in a low-income, minority population. *Ethnicity & Disease*, 21(4): 495–501.
- Christakis, N. A. – Fowler, J. H. (2008): The Collective Dynamics of Smoking in a Large Social Network. *New England Journal of Medicine*, 358(21): 2249–2258. <https://doi.org/10/fb2hmf>
- Christakis, N. A. – Fowler, J. H. (2013): Social contagion theory: examining dynamic social networks and human behavior. *Statistics in Medicine*, 32(4): 556–577. <https://doi.org/10.1002/sim.5408>
- Dhanani, L. Y. – Franz, B. (2022): A meta-analysis of COVID-19 vaccine attitudes and demographic characteristics in the United States. *Public Health*, 207: 31–38. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2022.03.012>
- Dombrádi, V. – Joó, T. – Palla, G. – Pollner, P. – Belicza, É. (2021): Comparison of hesitancy between COVID-19 and seasonal influenza vaccinations within the general Hungarian population: a cross-sectional study. *BMC Public Health*, 21(1): 2317. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-12386-0>
- Festinger, L. – Schachter, S. – Back, K. (1950): *Social pressures in informal groups; a study of human factors in housing*. Oxford, United Kingdom: Harper.
- Fu, L. Y. – Zimet, G. D. – Latkin, C. A. – Joseph, J. G. (2019): Social Networks for Human Papillomavirus Vaccine Advice Among African American Parents. *The Journal of Adolescent Health: Official Publication of the Society for Adolescent Medicine*, 65(1): 124–129. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2019.01.029>
- Graham, H. – Hutchinson, J. – Law, C. – Platt, L. – Wardle, H. (2016): Multiple health behaviours among mothers and partners in England: Clustering, social patterning and intra-couple concordance. *SSM – Population Health*, 2: 824–833. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2016.10.011>
- Jiménez-Murcia, S. – Tremblay, J. – Stinchfield, R. – Granero, R. – Fernández-Aranda, F. – Mestre-Bach, G. – Steward, T. – del Pino-Gutiérrez, A. – Baño, M. – Moragas, L. – Aymamí, N. – Gómez-Peña, M. – Tárrega, S. – Valenciano-Mendoza, E. – Giroux, I. – Sancho, M. – Sánchez, I. – Mallorquí-Bagué, N. – González, V. – Martín-Romera, V. – Menchón, J. M. (2017): The Involvement of a

- Concerned Significant Other in Gambling Disorder Treatment Outcome. *Journal of Gambling Studies*, 33(3): 937–953. <https://doi.org/10.1007/s10899-016-9657-z>
- Keesing, F. – Ostfeld, R. S. (2021): Impacts of biodiversity and biodiversity loss on zoonotic diseases. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118(17): e2023540118. <https://doi.org/10.1073/pnas.2023540118>
- Kennedy, D. P. – Tucker, J. S. – Pollard, M. S. – Go, M.-H. – Green, H. D. (2011): Adolescent romantic relationships and change in smoking status. *Addictive Behaviors*, 36(4): 320–326. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2010.11.014>
- Kerr, J. R. – Schneider, C. R. – Recchia, G. – Dryhurst, S. – Sahlin, U. – Dufouil, C. – Arwidson, P. – Freeman, A. L. – Linden, S. van der (2021): Correlates of intended COVID-19 vaccine acceptance across time and countries: results from a series of cross-sectional surveys. *BMJ Open*, 11(8): e048025. <https://doi.org/10/gmfvp9>
- Konstantinou, P. – Georgiou, K. – Kumar, N. – Kyprianidou, M. – Nicolaidis, C. – Karekla, M. – Kassianos, A. P. (2021): Transmission of Vaccination Attitudes and Uptake Based on Social Contagion Theory: A Scoping Review. *Vaccines*, 9(6): 607. <https://doi.org/10.3390/vaccines9060607>
- Lee, J. – Huang, Y. (2022): COVID-19 Vaccine Hesitancy: The Role of Socioeconomic Factors and Spatial Effects. *Vaccines*, 10(3): 352. <https://doi.org/10.3390/vaccines10030352>
- Lieu, T. A. – Ray, G. T. – Klein, N. P. – Chung, C. – Kulldorff, M. (2015): Geographic Clusters in Underimmunization and Vaccine Refusal. *Pediatrics*, 135(2): 280–289. <https://doi.org/10.1542/peds.2014-2715>
- Lin, C. – Tu, P. – Beitsch, L. M. (2021): Confidence and Receptivity for COVID-19 Vaccines: A Rapid Systematic Review. *Vaccines*, 9(1): 16. <https://doi.org/10/ghwnr4>
- Lőrincz, L. (2006): A vonzás szabályai – Hogyan választanak társat az emberek? *Szociológiai Szemle*, 2, 96–110
- McFarlane, R. A. – Sleight, A. C. – McMichael, A. J. (2013): Land-Use Change and Emerging Infectious Disease on an Island Continent. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10(7): 2699–2719. <https://doi.org/10.3390/ijerph10072699>
- McMahon, B. J. – Morand, S. – Gray, J. S. (2018): Ecosystem change and zoonoses in the Anthropocene. *Zoonoses and Public Health*, 65(7): 755–765. <https://doi.org/10/gd3p5m>
- Meyler, D. – Stimpson, J. P. – Peek, M. K. (2007): Health concordance within couples: A systematic review. *Social Science & Medicine*, 64(11): 2297–2310. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2007.02.007>
- Murstein, B. I. (1971): A Theory of Marital Choice and its Applicability to Marriage Adjustment. In Murstein, B. I. (ed.): *Theories of Attraction and Love*. New York: Springer.



- Murstein, B. I. (1987): Clarification and Extension of the SVR theory in Dyadic Pairing. *Journal of Marriage and the Family*, 49(4): 929–933.
- Schmaling, K. B. (2022): Couples and COVID-19 vaccination: Frequency and reasons for discordance. *Vaccine*, 40(13): 1913–1917.  
<https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2022.02.055>
- Sherman, S. M. – Smith, L. E. – Sim, J. – Amlôt, R. – Cutts, M. – Dasch, H. – Rubin, G. J. – Sevdalis, N. (2021): COVID-19 vaccination intention in the UK: results from the COVID-19 vaccination acceptability study (CoVAccS), a nationally representative cross-sectional survey. *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, 17(6): 1612–1621. <https://doi.org/10/ghs2hj>
- Smith, E. R. – Mackie, D. M. – Claypool, H. M. (2015): *Social psychology, 4th ed.* New York: Psychology Press.
- Smith, K. F. – Goldberg, M. – Rosenthal, S. – Carlson, L. – Chen, J. – Chen, C. – Ramachandran, S. (2014): Global rise in human infectious disease outbreaks. *Journal of The Royal Society Interface*, 11(101): 20140950. <https://doi.org/10.1098/rsif.2014.0950>
- Somers, R. H. (1962): A New Asymmetric Measure of Association for Ordinal Variables. *American Sociological Review*, 27(6): 799–811.  
<https://doi.org/10/ddsx2c>
- Stephen, T. D. (1984): A Symbolic Exchange Framework for the Development of Intimate Relationships. *Human Relations*, 37(5): 393–408.
- Stephen, T. D. (1985): Fixed-Sequence and Circular-Causal Models of Relationship Development: Divergent Views on the Role of Communication in Intimacy. *Journal of Marriage and the Family*, 47(4): 955–963.
- Von Elm, E. – Altman, D. G. – Egger, M. – Pocock, S. J. – Gøtzsche, P. C. – Vandenbroucke, J. P. (2007): The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. *The Lancet*, 370(9596): 1453–1457.
- World Health Organization (2014): *Report of the SAGE Working group on vaccine Hesitancy*. [https://www.who.int/immunization/sage/meetings/2014/october/1\\_Report\\_WORKING\\_GROUP\\_vaccine\\_hesitancy\\_final.pdf](https://www.who.int/immunization/sage/meetings/2014/october/1_Report_WORKING_GROUP_vaccine_hesitancy_final.pdf)