

Az összeesküvés-elméletek pszichológiai háttere

Demográfiai tényezők, személyiségjegyek, bizalom és
megismerési szükségletek átfogó modellje

Gyurkó Veronika

Zsigmond Etel

Károli Gáspár Református Egyetem

Bölcsészet- és Társadalomtudományi Kar

Pszichológiai Intézet

Témavezető: Dr. Rózsa Sándor Egyetemi docens

TARTALOMJEGYZÉK

Absztrakt	2
Előszó	2
Bevezetés	3
Elméleti háttér	3
<i>Összeesküvés elmélet fogalma</i>	3
<i>Demográfiai tényezők és a konspirációs mentalitás kapcsolata</i>	5
<i>Személyiségjegyek és konspirációs gondolkodás</i>	6
<i>Bizalom szerepe a konspirációs gondolkodásban</i>	7
<i>Megismerési szükséglet változói</i>	9
A tanulmány célkitűzései	11
Módszer	14
<i>A vizsgálati minta és az eljárás menete</i>	14
<i>Mérőeszközök</i>	15
<i>Konspirációs Gondolkodás Skála (CMQ)</i>	15
<i>Szociodemográfiai tényezők</i>	15
<i>Big Five Inventory-10 (BFI-10)</i>	16
<i>Episztemikus Bizalom, Bizalmatlanság és Hízékenység Skála (ETMCQ)</i>	16
<i>Bizalom a kormányban és a tudományban</i>	17
<i>Multidimenzionális Gondolkodási Stílus Kérdőív (CTSQ)</i>	17
<i>Kognitív Reflektivitás Teszt (CRT)</i>	18
<i>Bullshit Receptivitás Skála (BSR)</i>	18
<i>Rövidített Bizonytalanság-intolerancia Skála (IUS-12)</i>	19
<i>Lezárási igény kérdőív (NCS)</i>	19
Eredmények	19
<i>A mérőeszközök leíró statisztikai és megbízhatóságuk</i>	19
<i>A regressziós modell eredményei</i>	22
<i>Mediációs elemzés</i>	23
Diskusszió	24
Kitelítés	28
Köszönetnyilvánítás	30
Szakirodalom	31

ABSZTRAKT

ELŐSZÓ

Az összeesküvés-elméletekkel foglalkozó átfogó kutatás 2021-ben kezdődött egyetemünkön. E munka szerzői 2022 őszén kezdtek a témával foglalkozni, segédkeztek az adatgyűjtésben, műhelymunkát írtak a témából, később az összeesküvés-elmélet kutatócsoportjához csatlakozva részt vettek az interjúalanyok toborzásában, az interjúztatásban, a kódolásban és az adatok feldolgozásában.

A kutatás tesztbaterájában több olyan hiánypótló kérdőív szerepel, amelynek egyelőre nincs hazai adaptációja: pl. *Konspirációs Mentalitás Kérdőív* (Conspiracy Mentality Questionnaire, CMQ), *Multidimenzionális Gondolkodási Stílus Kérdőív* (Comprehensive Thinking Styles Questionnaire, CTSQ), *Kognitív Reflektivitás Teszt* (Cognitive Reflection Test, CRT) és *Bullshit Receptivitás Skála* (Bullshit Receptivity Scale, BSR). Kutatócsoportunk jelenleg ezeknek a kérdőíveknek a validáló tanulmányain dolgozik, melyekhez az adatokat a jelen munkában is felhasznált adatbázis szolgáltatja. Ezzel párhuzamosan folyik egy kvalitatív kutatás is, melynek keretében félig-strukturált interjúk és kognitív tesztinterjúk készülnek a jelenség mélyebb megértéséhez, az önjellemzős kérdőívek torzító hatásának kezeléséhez. Terveink közt szerepel, hogy a jelenleg homogén csoportként kezelt összeesküvés-elmélet hívők alcsoportjait személyorientált elemzési megközelítéssel (pl. látens osztályelemzés) feltárjuk, és az egyes alcsoportokat külön-külön és egymással összehasonlítva vizsgáljuk. Ez egy nagy lépés lenne az összeesküvés-kutatásban, hiszen bár jól látszik, az interjúk is megerősítik, hogy az összeesküvés-hívőkön belül merőben különböző típusú csoportok különböztethetők meg, melyeket a személyiségjegyek, a kognitív és motivációs aspektusok jól megkülönböztetnek.

Jelen munka a szerzőpáros műhelymunkáiból indul ki, az azokban vizsgált prediktorokat emeli be egy átfogó modellbe és nézi meg, hogy az előrejelző tényezők egyes csoportjai milyen mértékben határozzák meg a konspiratív gondolkodást.

BEVEZETÉS

Az emberek alapvető igénye, hogy az események mögött meghúzódó ok-okozati összefüggéseket megértsék. Ez a vágy különösen erős olyan helyzetekben, amikor a világ bizonytalanná válik, például válságok, járványok vagy háborúk idején (Heider, 1958). A veszélyes világba vetett hit növeli a konspirációs mentalitást (Bowes et al., 2023). Ilyenkor az emberek könnyebben fordulnak olyan elméletek felé, amelyek egyszerű válaszokat kínálnak komplex helyzetekre, hajlamosabbak elhinni, hogy valakik a háttérből irányítanak és mozgatják a szálakat. A kontrollhiány és a tehetetlenség érzése kedvez az összeesküvés-elméletek kialakulásának (Whitson & Galinsky, 2008; Abalakina-Paap et al., 1999).

Tanulmányunkban arra a kérdésre keressük a választ, hogy mely tényezők növelik a konspirációs mentalitás valószínűségét, és melyek a legfontosabb védőfaktorok, illetve az egyes tényezőcsoportok, úgymint a demográfiai tényezők, a személyiségjellemzők, az alapvető bizalom és a gondolkodási stílus mennyiben jósolja be a konspirációs mentalitást. Az összefüggések feltárása segíthet megérteni, hogy miért válik egyes emberek számára vonzóvá az összeesküvés-elméletek elfogadása, és miért terjednek el ilyen széles körben. Bár a legtöbb összeesküvés-elmélet ártalmatlan, nem igazán befolyásolja az életünket például, hogy valakik szerint a piramisokat földönkívüliek építették. Ugyanakkor a COVID-19 pandémia alatt tapasztaltak megmutatták, hogy olykor komoly következményei is lehetnek összeesküvés-elméleteknek. Az oltásokkal szembeni bizalmatlanság és védőintézkedések be nem tartása jelentős hatással voltak a járvány terjedésére, ezáltal közvetett módon számos halálesethez vezethettek (Ullah et al., 2021; Bierwiazzonek et al., 2022).

ELMÉLETI HÁTTÉR

Összeesküvés elmélet fogalma

Az összeesküvés-elmélet definiálására sokféle megközelítés létezik, ám egységes definíciót nehéz találni. Hubbes (2018) olyan feltételezésnek írja le, amely szerint titkos szervezetek, megegyezések állnak bizonyos események mögött. Krekó (2011) már határozottabban fogalmazva a konspirációs hitet olyan hiedelemnek írja le, amelynek központi eleme, hogy személyek vagy csoportok egymással szövetségre lépve ártó szándékú titkos terveket szőnek.

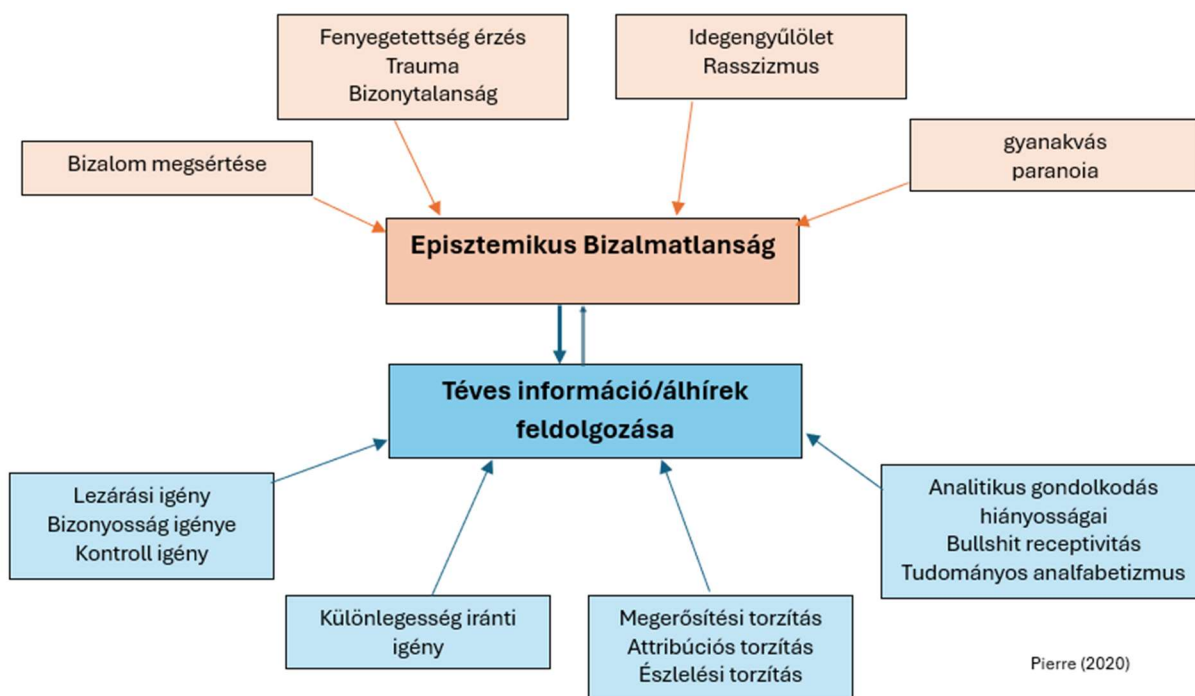
Goertzel (1994) szerint az összeesküvés-elméletek egy egységes, monologikus hitrendszer részét képezik, ahol az egyik hiedelem bizonyítékként szolgál a többihez. Minél több összeesküvésben hisz valaki, annál nagyobb valószínűséggel fogad el egy újabb összeesküvés-

elméletet. Wood és munkatársai (2012) szerint ez még akkor is igaz, ha ezek az elméletek egymáshoz nem kapcsolódnak, vagy akár egymásnak ellentmondanak. Brotherton (2013) szerint az összeesküvés-hit monologikus jellege nem az egyes elméletek közvetlen összefüggésein alapul, hanem egy általánosabb hiedelmen, amely támogatja az összeesküvés-elméleteket. Ez a gondolkodásmód konspirációs gondolkodásra, konspirációs mentalitásra hajlamosít, amely nyitottá teszi az embereket alternatív magyarázatok elfogadására.

Pierre (2020) modellje szerint az összeesküvés-elméletekben való hit két fő komponensből áll: a *bizalmatlanság* (mistrust) és a *félreinformáltság* (misinformation) (1. ábra). Pierre a bizalmatlanság komponenshez sorolja a hatalommal és az autoritással szembeni bizalom megingását, a fenyegetettségérzést, a trauma okozta bizonytalanságot, a rasszizmust és xenofóbiát, valamint a gyanakvást és a paranoiát. A félreinformáltság komponens tartalmazza a lezárás és kontroll iránti, valamint a bizonyosság és az egyediség iránti igényt, a megerősítési és észlelési torzítást, a hamis konszenzust, az analitikus gondolkodás hiányosságait, a tudományos ismeretek hiányát, valamint, ha valaki hajlamos mélyenszántónak ítélni a felszínes bölcselkedő kijelentéseket.

1. ábra

Pierre (2020) kétkomponensű szocio-episztemikus modellje



Bowes és munkatársai (2023) metaelemzésükben az összeesküvés-elméletekben való hit tényezőit vizsgálták, melynek során három fő csoportot azonosítottak. Az első a *megismerési szükséglettel összefüggő tényezők* köre, amik a megbízható, biztos és stabil világkép kialakításához kapcsolódnak. Ide tartozik például az aktívan nyitott gondolkodás, az intuitív gondolkodás, lezárási igény, a bizonytalanságintolerancia, a kognitív reflektivitás és a bullshit receptivitás is. A második csoport az *egzisztenciális tényezők* csoportja, ami alatt a biztonság és kontroll érzését érti. Ezek jelentősége fenyegető körülmények között még nagyobb. Ide sorolható a veszélyes világba vetett hit, az egzisztenciális fenyegetettség érzése, a cinizmus és az erőtlenség. A harmadik csoport pedig *társas motívumoké*, amelyek azzal függenek össze, hogy az egyén védi a saját magáról, illetve a csoportjáról alkotott felsőbbrendű képet. Ide tartozik például társas fenyegetés megélése a kollektív nárcizmus, anómia és a bizalom.

Demográfiai tényezők és a konspirációs mentalitás kapcsolata

A különböző hiedelmek és a nemek kapcsolatát vizsgáló kutatások eredményei azt mutatják, hogy számos hiedelem erősebben jelenik meg a nőknél, mint a férfiaknál. A nők vallásosabbak, nagyobb valószínűséggel hisznek természetfeletti okokban, a babonákban és jellemzőbb rájuk a mágikus gondolkodás (Pew Research Center, 2016; Gray, 1990; Wiseman & Watt, 2004; Ward & King, 2020). Ward és King (2020) a hiedelmek és a nemek közötti kapcsolat vizsgálata során azt találta, hogy az intuitív és reflektív gondolkodás mediálja a nem hatását a mágikus gondolkodásra, a paranormális és babonás hiedelmekre, míg részlegesen mediálja azt a vallásosság esetében. A nem tehát nem csak közvetlenül hathat a hiedelmekre, hanem a gondolkodási módon keresztül is. A nem és a konspirációs-elméletekben való hit kapcsolata a nemzetközi kutatásokban ellentmondásos. Cassese és munkatársai (2020) többek között a nemek közötti különbségeket vizsgálták a COVID-19-cel kapcsolatos összeesküvés-elméletek kapcsán. Eredményeik szerint a férfiak nagyobb valószínűséggel támogatják a COVID-19 konspiráció elméleteket, mint a nők. Galliford és Furnham (2017) a politikai és egészségügyi ellátással kapcsolatos összeesküvés-elméletekben való hitet vizsgálva szintén azt találta, hogy a férfiak nagyobb eshetőséggel hisznek az összeesküvés-elméletekben. Popoli és Longus (2021) eredményei szerint viszont az általános konspirációs gondolkodás inkább a nőkre jellemző, bár a hatásmérték nem volt jelentős. Jolley és Douglas (2014) nem találtak szignifikáns különbséget férfiak és nők között a specifikus összeesküvés elméletekre való fogékonyság tekintetében. Van Prooijen és Acker (2015) kutatásukban hierarchikus

regresszióval keresték specifikus konspirációs hiedelmek prediktorait, a nem változó nem mutatott szignifikanciát.

Az iskolai végzettség és az összeesküvés-elméletekben való hit szakirodalma szerint az alacsonyabb iskolai végzettség növeli konspirációkban való hit valószínűségét (van Prooijen, 2017; Douglas et al., 2016). Van Prooijen (2017) szerint az iskolai végzettség és az összeesküvés-elméletekben való hit közötti összefüggés az oktatáshoz kapcsolódó pszichológiai tényezők együttesén keresztül valósul meg, mint például a bonyolult problémák egyszerű megoldásaiba vetett hit vagy a tehetetlenség érzése, illetve a magasabb iskolai végzettség részben az analitikus-reflektív képességek fejlesztésén keresztül is hozzájárulhat az összeesküvés-elméletek elutasításához. Douglas és munkatársai (2016) azt a következtetést vonták le, hogy az alacsonyabb iskolai végzettségű emberek nagyobb valószínűséggel vélnek szándékosságot és ágenciát felfedezni az események hátterében, és ugyanezek az összeesküvés-elméletekben hívőkre is igazak.

Az összeesküvés elméletek és az életkor kapcsolatát illetően a szakirodalomban egyetértés mutatkozik. A fiatalabb korosztály tagjai nagyobb valószínűséggel hisznek az összeesküvés-elméletekben, mint az idősebbek (Goertzel, 1994; Galliford & Furnham, 2017; Goreis & Voracek, 2019; Enders et al., 2024; Bordeleau & Stockemer, 2024; Enders et al., 2024). Ezt azzal magyarázzák, hogy a fiatal felnőttek kisebb társadalmi és politikai hatalommal rendelkeznek és kevésbé illeszkedtek még be az új munkahelyi és társas közegükbe. Bordeleau és Stockemer (2024) az életkor és az összeesküvés-elméletek közötti összefüggéseket vizsgáló metaelemzésükben kimutatták, hogy ez a negatív kapcsolat összefügg a fiatalok alacsonyabb önbecsülésével, valamint azzal, hogy ők kevésbé elégedettek a demokratikus működéssel és a politikában való részvételük módja is eltér a hagyományostól.

Személyiségjegyek és konspirációs gondolkodás

Az összeesküvés-elméletekben való hitet számos pszichopatológias működéssel és személyiségjeggyel összefüggésbe hozzák, ugyanakkor az összeesküvés-elméletekben való hit nem feltétlenül patológias. Az emberek hajlamosak az ok-okozati oldal megfeleltetésére, azaz a következményeknek megfelelő okokat keresnek (LeBoeuf & Norton, 2012) és sokan hisznek valamely összeesküvés-elméletben az egészséges populációban is (Krekó, 2021; Oliver & Wood, 2014).

Egy konspirációs hiedelmek és személyiség kapcsolatát vizsgáló, 87 tanulmány 686 hatásmértékét összesítő metaelemzés eredményei szerint az összeesküvés-elméletekben való hit és konspirációs mentalitás legerősebben az áltudományos hiedelmekkel függ össze ($r =$

0,46) a vizsgált változók közül, melyet a paranoia ($r = 0,34$), a skizotípiá ($r = 0,30$) és a nárcizmus követ ($r = 0,28$). Számottevően gyengébb kapcsolatot találtak a vallásossággal ($r = 0,14$) és a kognitív képességekkel ($r = -0,13$). Az önbizalommal ($r = -0,06$), a barátságossággal ($r = -0,07$) és a neuroticizmussal ($r = 0,04$) való összefüggés is csekélynek bizonyult. A Big Five személyiségjegyekkel való kapcsolat szintén meglehetősen gyenge ($-0,07 \leq r \leq 0,04$). A nárcizmus erősebb prediktora a specifikus összeesküvés-elméletekben való hitnek, mint az általánosnak, míg az áltudományos hiedelmek éppen hogy az általános konspirációs hiedelmekkel függnek össze erősebben (Stasielowicz, 2022). Goreis és Voracek, (2019) áttekintették a konspirációs hiedelmeket vizsgáló kutatásokat, 96 tanulmány bevonásával metaanalízist végeztek, amely szerint a Big Five faktorai nem mutattak szignifikáns összefüggést a konspirációs hiedelmekkel. Bowes és munkatársai (2023) metaanalízisükben a konspirációs hiedelmek és a pszichopatológiák kapcsolatát elemezve a legerősebb összefüggést a skizotípiával találták ($r = 0,38$), melyet szorosan követ a szokatlan tapasztalásokkal ($r = 0,35$), valamint a paranoiával és pszichoticizmussal való kapcsolat erőssége ($r = 0,34$). A Big Five személyiségjegyek, a nyitottság kivételével, szignifikánsan, de nagyon gyengén függnek össze a konspirációs-hiedelmekkel ($-0,07 \leq r \leq 0,05$) az eredményeik szerint.

Bizalom szerepe a konspirációs gondolkodásban

A bizalom akkor kap központi szerepet, amikor jelentős információs aszimmetria miatt implicit hatalmi egyensúlyhiány alakul ki. Ilyenkor a bizalomra vágyó személyek egy megbízhatónak ítélt féllel szemben kiszolgáltatott helyzetet fogadnak el a másik szándékaival vagy magatartásával kapcsolatos pozitív elvárások alapján (Larson et al., 2018; Rousseau et al., 1998).

McKnight és Chervany, (2001) szerint bizalom lehet egy egyszerű hit a másik személy kompetenciája és motivációi iránt, de befolyásolhatja az egyén viselkedését is, ekkor pedig már kockázatot is hordoz, hiszen mindig fennáll egyfajta bizonytanság abban, hogy helyesen ítéltük-e meg a másik képességeit, vagy abban, hogy nem él-e vissza a függő helyzetünkkel. A bizalmatlanság nem csupán a bizalom hiánya, hanem két különálló, de egymással összefüggő konstruktum. Ezek között ideális esetben egy egyensúlyi állapot áll fenn. Azok a személyek, akik magas szintű interperszonális bizalommal és alacsony szintű interperszonális bizalmatlansággal rendelkeznek, hajlamosak figyelmen kívül hagyni azokat a jeleket, amelyek a másik fél megbízhatatlanságára utalhatnak, magyarul hiszékenyek. Ezzel szemben azok az emberek, akik alacsony interperszonális bizalommal és magas interperszonális

bizalmatlansággal rendelkeznek, a másik féllel kapcsolatos információkat negatívan értékelhetik, és ez táptalajt adhat a paranoid gondolkodásnak is.

A bizalom, de különösen a bizalmatlanság központi szerepet játszik az összeesküvés-elméletekben való hit kialakulásában. Az adaptív összeesküvés-elmélet hipotézis szerint az összeesküvés-elméletekben való hit magából a bizalmatlanságból, a potenciálisan veszélyes koalíciókkal szembeni gyanakvásból ered. Ez a fajta bizalmatlanság az ősi társadalmakban fontos túlélési mechanizmus lehetett, amikor a csoportok közötti konfliktusok és a csoporton belüli koalíciók jelentős szelekciós nyomást jelentettek. A gyűjtögető-vadászó közösségekben a konkrét összeesküvések, amelyek erőszakhoz és emberöléshez vezettek, viszonylag gyakorinak számítottak, így egy olyan környezetben, ahol a tényleges összeesküvések veszélye nagy volt és a rejtett ellenséges koalíciók valós veszélyt jelentettek, azok észlelése, még ha néha téves is volt előnyt jelenthetett így adaptív erővel bírt (van Prooijen & van Vugt, 2018).

A bizalmat jelentése alapján többféleképpen is meg lehet közelíteni: a jóindulat, a becsületesség, kompetencia és a kiszámíthatóság felől is (McKnight & Chervany, 2001). Az interperszonális és az intézmények iránti bizalom három tényezőből ered. Minden személy rendelkezik egy bizonyos pszichológiai hajlammal a bizalomra, amely a korai szocializáció során, a gondoskodó családi légkörben alakul ki, majd az élete során szerzett tapasztalatok formálják tovább. A bizalom függ attól is, hogy a konkrét tárgy milyen benyomást kelt, mennyire tűnik megbízhatónak az egyén számára. Végül a bizalomnak van egy kulturális perspektívája is, egyfajta társadalmi elvárás, hogy bízzunk másokban (Sztompka, 1998). Interperszonális vonatkozásban létezik egy úgynevezett partikuláris bizalom, amely az egyéni ismeretségen és tapasztalaton alapul, de ezt a fajta bizalmat vagy bizalmatlanságot ki is lehet terjeszteni egy szélesebb körre azon logika mentén, hogy bizonyos helyzetekben egy közösség tagjai egymáshoz hasonlóan viselkednek (Kováts, 2018). Az intézményi bizalom eltér a személyes kapcsolatokban kialakuló bizalomtól, hiszen hiányzik a közvetlen kapcsolat és az interakció, valamint gyakran az egyénnek nincs személyes tapasztalata az adott intézményről. A szakirodalom szerint az intézményi bizalom alapvetően két fő dimenzióra vezethető vissza az intézmények észlelt eredményességére, teljesítményére, hatékonyságára, másrészt a működésükkel kapcsolatos normatív, etikai elvárásokra (Boda, 2016).

Pierre (2020) modelljében a bizalmatlanság, azon felül is az episztemikus bizalmatlanság kiemelt szerepet kap. A modell a legtöbb konspirációs hittel foglalkozó tanulmánnyal ellentétben a jelenséget nem a pszichopatológia oldaláról közelíti meg, szerinte az összeesküvés-elméletekben való hit egyfajta kontinuum mentén értelmezhető, ahol a szélsőséges, logikai ellentmondásokkal terhelt konspirációs gondolkodás a monologikus

hitrendszer nézőpontjából jelenik meg. Ez a bizalmatlanság széles skálán mozoghat, az egészséges szkepticizmustól egészen a hivatalos információk teljes elutasításáig. Pierre szerint az episztemikus bizalmatlanság a hiteles információk elutasításához vezet, és az így létrejött információs vákuum arra készteti az embereket, hogy alternatív információforrásokat keressenek. A keresés során azonban kiszolgáltatottá válnak a különböző álhíreknek és alternatív magyarázatoknak.

A szakirodalom egyetért abban, hogy a bizalmatlanság és az összeesküvés-elméletek iránti hit között negatív kapcsolat van. Azok a személyek, akik erősebb konspirációs mentalitással rendelkeznek hajlamosabbak pesszimista és sötétebb világképet alkotni, amely magában foglalja az általános bizalmatlanságot is (Lantian et al., 2020). Imhoff, és Lamberty (2018) szerint az episztemikus bizalom, bizalmatlanság két egymásnak ellentmondó módon jelenhet meg a konspirációs gondolkodásban. Jelen van egyrészt egy bizalmatlanság az autoritással rendelkező szereplők kommunikációjával szemben, másrészt nyitottabbak, hiszékenyebbek a marginális társadalmi hatalommal rendelkező források közléseivel kapcsolatban.

Bowes és munkatársai (2023) metaanalízise szerint a bizalom különböző formái és az összeesküvés-elméletekben való hit kapcsolata konzisztens a különböző kutatásokban. Az interperszonális, az intézményi, a médiába, a kormányzatba és a tudományba vetett bizalom mind negatívan kapcsolódnak az összeesküvés-elméletekben való hithez. Rózsa és munkatársai (2022) a Covid 19-cel kapcsolatos összeesküvés-elméletekben való hitet leró modelljében ezzel összhangban szintén negatív kapcsolatot mutatott ki a tudományba és a kormányzatba vetett bizalommal.

Megismerési szükséglet változói

A kognitív stílus meghatározza az egyén információszervezési és információfeldolgozási folyamatait (Saracho, 2003). A kettősfolyamat-elmélet képviselői a megismerési folyamat két típusát különböztetik meg: az analitikus-reflektív és az intuitív-holisztikus feldolgozást. Míg az utóbbira jellemző, hogy gyors, automatikus és nem tudatos, az analitikus gondolkodást inkább lassabb, több erőfeszítéssel járó tudatosabb működésmóddal lehet jellemezni (Thompson, 2009; Evans, 2006; Epstein et al., 1996). A nők és férfiak gondolkodásában rejlő különbségek régóta foglalkoztatják az emberiséget, az analitikus-reflektív, intuitív-holisztikus gondolkodás nemek közötti különbségeit is többen vizsgálták. Az általunk áttekintett tanulmányok szerint a férfiak a nőknél jobban igénylik az erőfeszített gondolkodást, magasabb pontszámot érnek el a kognitív

reflektivitás teszten, míg a nőkre inkább jellemző az intuitív gondolkodás (Aarni & Lindeman, 2005; Sladek et al., 2010; Ward & King, 2020; Frederick, 2005).

Newton és munkatársai (2024) szerint az intuitív-analitikus gondolkodás több dimenzió mentén vizsgálható, és megkülönböztetik az intuitív, az erőfeszített gondolkodást preferáló, az aktívan nyitott és a zárt gondolkodást. Kruglanski (2005) szerint a zárt vagy nyitott gondolkodásra való hajlam az egyén megismerési motivációjából fakad. Elméletében a megismerési motiváció irányulhat valamely specifikus lezárásra vagy valamely specifikus lezárás elkerülésére, illetve egy nemspecifikus lezárásra vagy a döntési elköteleződés kerülésére. A bizonytalanság érzése a lezárást sürgeti. Az emberek kognitív működésére jellemző, hogy időnként lezárják az információfeldolgozást, még akkor is, ha potenciálisan releváns, változást sürgető új információk érkeznek be. Ez elsőre nem tűnhet túl hasznosnak, de valójában az, mivel az összes releváns információ megszerzésére az egyéni erőforrások korlátozottak.

A kognitív stílus és összeesküvés-elméletek kapcsolatát vizsgáló kutatások összhangban vannak abban, hogy az intuitív és zárt gondolkodás növeli, az analitikus, aktívan nyitott gondolkodás pedig csökkenti az összeesküvés-elméletekre való hit hajlamát (Newton et al., 2024; Swami et al., 2014; van Prooijen, 2017; Yelbuz et al., 2022). Pennycook és munkatársai (2020) eredményei szerint az aktívan nyitott gondolkodás kapcsolatot mutatott a tudományos tények elfogadásával, valamint a vallásos, paranormális és az összeesküvés elmélet hiedelmek megkérdőjelezésével is. Van Prooijen (2017) szerint az iskolarendszerben eltöltött idő elősegíti az analitikus gondolkodást, így a magasabb iskolai végzettségűek kevésbé lesznek fogékonyak a konspirációs gondolkodásra. Az erőfeszített gondolkodásra való késztetés, és az összeesküvés-elméletek kapcsolata azonban még nem bizonyított (Lantian et al., 2020).

Pierre (2020) kétkomponensű modelljében a bullshit-receptivitás az információ torzítás komponenshez tartozik. Frankfurt (2005) szerint a bullshit olyan kijelentés, amelynek célja a hallgatóság lenyűgözése, azonban ezek a kijelentések nem foglalkoznak az igazságtartalommal, vagyis fő céljuk nem az igazság közvetítése. van Prooijen, és munkatársai, (2022) tanulmányukban arról írnak, hogy a bullshitre való fogékonyág arra utal, hogy egyes emberek hajlamosak az ilyen kijelentéseket mélyen szántónak érzékelni, még akkor is, ha valójában ezeknek az állításoknak nincs tényleges értelme vagy igazságtartalma. A szakirodalomban egyetértés mutatkozik abban, hogy a bullshit állításokra való fogékonyág növeli az összeesküvés-elméletekben való hit valószínűségét (Pennycook et al., 2015; Hart & Graether, 2018; van Prooijen et al., 2022).

A TANULMÁNY CÉLKITŰZÉSEI

Tanulmányunk egyik célja, hogy az összeesküvés-elméletek kutatása során feltárt fontosabb tényezőknek a konspirációs gondolkodást bejósoló erejét nagyobb kategóriákba rendezve vizsgáljuk. Megnézzük, hogy az általunk felállított modell a konspirációs gondolkodás egészét mennyire képes magyarázni, és a felhasznált prediktorok közül melyek a legerősebbek. Hierarchikus modellünk szerint a konspirációs hit előrejelzői a *szociodemográfiai változók*, a *Big Five* általános személyiségjegyek, a *bizalommal* és a *megismerési-információfeldolgozással* kapcsolatos tényezők.

A modellbe bevont első blokk a szocio-demográfiai tényezőké, amely a nem, az életkor és az iskolai végzettség változókat tartalmazza. A kutatási adatok a konspirációs gondolkodás és nemek közötti összefüggések tekintetében nem egységesek. Találunk olyan tanulmányokat, melyek szerint a nők fogékonyabbak az összeesküvés-elméletekre, és olyanokat is, amelyek szerint a férfiak, míg a függetlenség mellett is szólnak bizonyítékok (Jolley & Douglas, 2014; van Prooijen & Acker, 2015; Galliford & Furnham, 2017; Cassese et al., 2020; Popoli & Longus, 2021). Az életkor előrehaladtával csökken az összeesküvés-elméletekben való hitre való hajlam (Goertzel, 1994). Az iskolai végzettség és az összeesküvés-elméletekbe vetett hit között negatív összefüggés figyelhető meg, vagyis minél magasabb valakinek az iskolai végzettsége, annál kisebb valószínűséggel hisz el különböző összeesküvés-elméleteket (van Prooijen, 2017; Douglas et al., 2016). A szakirodalom alapján azt feltételezzük, hogy az iskolai végzettség, és az életkor negatív prediktora az összeesküvés elméletekben való hitnek. A nemekkel való összefüggésre való hipotézisünkhöz Popoli és Longus (2021) konspirációs mentalitásra vonatkozó eredményeit vesszük alapul, és azt feltételezzük, hogy a nem legfeljebb gyenge prediktora a konspirációs mentalitásnak.

A második blokkban a Big Five Kérdőív skálái képviselik a személyiség csoportot. Az áttanulmányozott metaanalízisek eredményit figyelembe véve arra számítunk, hogy ez a blokk legfeljebb gyenge prediktornak bizonyul a modellben. Mégis, mivel a személyiségvonások a személyiség építőkövei és nagyon gyakran tanulmányozott tényezők a konspirációs hiedelmek kutatásában, fontosnak tartjuk a modellben való megjelenítését (Goreis & Voracek 2019; Stasielowicz, 2022; Bowes et al., 2023).

A modell felállítása során erősen támaszkodtunk Pierre (2020) elméleti modelljére, mely a konspirációs hiedelmek két kulcstényezőjének az autoritásokkal, hivatalos hírforrásokkal szembeni bizalmatlanságot, valamint az álhíreknek való kitettséget tekinti. Azok a változók, amelyek ebben a modellben megjelenítik az álhíreknek való kitettséget, nagy átfedést mutatnak

a Bowes és munkatársai (2023) által közzétett metaanalízisben leírt megismerési szükségletek tényezőivel. Hierarchikus modellünk negyedik blokkjában ezek a változók jelennek meg. A szerzők a megismerési szükséglet mellett az egzisztenciális és társas szükségleteket nevezik meg a konspirációs hiedelmek mögött meghúzódó fő hatóerőnek. Imhoff és Lamberty, (2018) szerint az episztemikus bizalmatlanság két, egymásnak ellentmondó módon kapcsolódik a konspirációs gondolkodáshoz. Egyrészt az összeesküvés-elméletekben hívők bizalmatlanabbak a tekintélyesebb társadalmi erővel bíró szereplők kommunikációjával szemben, másrészt hiszékenyebben befogadják a marginális társadalmi hatalommal rendelkező források közléseit. Ez ahhoz vezethet, hogy bár a hiszékenységek és a bizalmatlanság között logikai ellentmondás feszül, mindkettő erősebb konspirációs gondolkodásban juthat kifejezésre. A bizalmatlanság, mely Pierre (2020) modelljében a konspirációs gondolkodás felé vezető út első lépése, az említett metaanalízisben külön nem jelenik meg. A bizalomról viszont úgy ír, mint a konspirációs hiedelmeket magyarázó egyik leggyakrabban elemzett pszichológiai tényező, és a társas motívumok csoportjában a negatív prediktorok, azaz védőfaktorok közül ez a legerősebb elem. A bizalom, bármilyen megjelenési formájáról legyen is szó, tudományba, médiába, intézményekbe vagy emberekbe vetett bizalomról, a Bowes és munkatársai (2023) metaanalízise szerint a konspirációs hiedelmekkel mindegyik negatívan függ össze.

Modellünk harmadik blokkjába a bizalom témakörébe tartozó változók kerültek. A Campbell és munkatársai (2021) által kidolgozott Episztemikus Bizalom, Bizalmatlanság és Hiszékenységek kérdőív három skálája, illetve a kormányzatba és tudományba vetett bizalom tételek képviselik ezt a csoportot. Nemzetközi kutatásokra hagyatkozva azt feltételezzük, hogy a bizalom negatív előrejelző míg a bizalmatlanság és hiszékenységek pozitív prediktorok.

A negyedik blokkba olyan változók kerültek, amelyek Bowes és munkatársai (2023) modelljében a megismerési szükséglettel összefüggő tényezők közé tartoznak, és amelyek nagyban megfelelnek Pierre (2020) szocio-episztemikus modelljében a második komponensnek. Az elemzésbe bevont változók a reflektív gondolkodás, a bullshit receptivitás, az aktívan nyitott gondolkodás, az intuitív gondolkodás, az erőfeszített gondolkodás, a zárt gondolkodás, valamint a bizonytalanság-intolerancia és a lezárási igény. A korábbi tanulmányok alapján azt várjuk, hogy az analitikus-intuitív gondolkodás mutatói közül az aktívan nyitott gondolkodás és a kognitív reflektivitás negatív összefüggést mutat a konspirációs gondolkodással, a zárt gondolkodás, az intuitív gondolkodás, valamint a bullshit-receptivitás pozitív előjellel jelenik meg a modellünkben (Swami et al., 2014; Pennycook & Rand, 2020; Newton et al., 2024; Pennycook & Rand, 2019; Newton et al., 2024; Yelbuz et al., 2022; Stecula & Pickup, 2021; Sadeghiyeh et al., 2020; Hart & Graether, 2018; Pennycook &

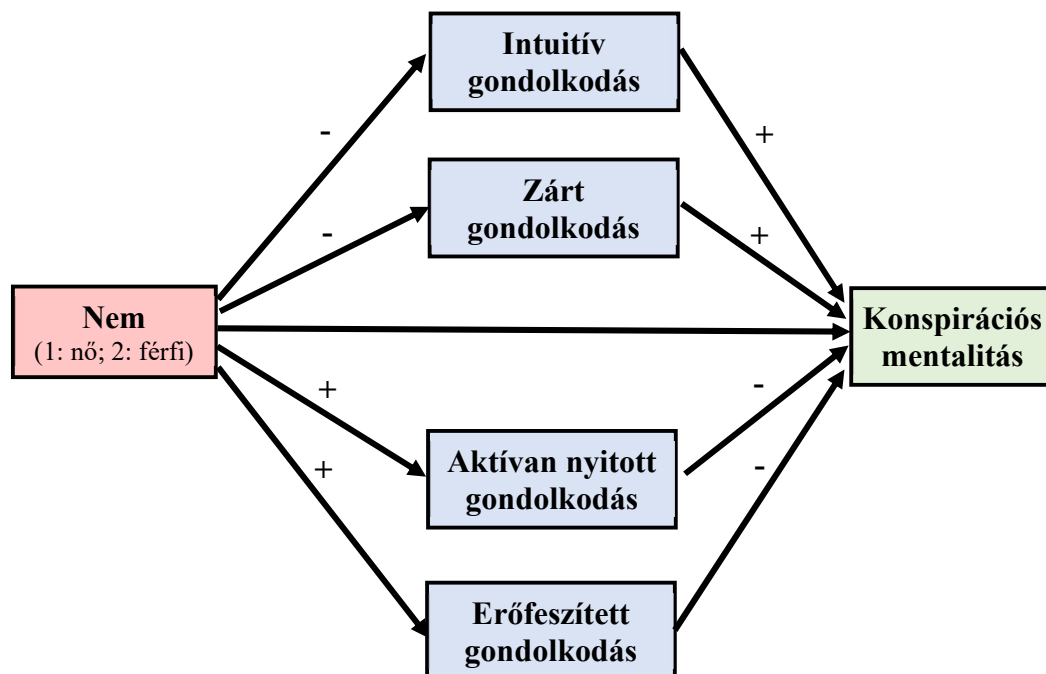
Rand, 2020; van Prooijen et al., 2022). Ugyancsak pozitív összefüggést várunk a konspirációs mentalitás, valamint a bizonytalanság-intolerancia és lezárási igény viszonylatában (Van Prooijen & Jostmann, 2013; Dieguez et al., 2015). Az összeesküvés-elméletekre való fogékonyság és a gondolkodási stílusok különböző aspektusai összefüggését tárgyaló tanulmányok nagy száma feltételezi, hogy a gondolkodásmódok fontos prediktorai a konspirációs elméletek elfogadásának, Bowes és munkatársai (2023) metaanalízise alapján erős összefüggésekre azonban nem számítunk. Az említett metaanalízisen alapuló várakozásaink szerint a bullshit-receptivitás és az aktívan nyitott gondolkodás ennek a blokknak a legerősebb prediktorai.

További célkitűzésünk alapját jelenti, hogy a nem változó és a konspirációs mentalitás közötti kapcsolatra vonatkozó eredmények gyakran ellentmondanak egymásnak (Jolley & Douglas, 2014; van Prooijen & Acker, 2015; Galliford & Furnham, 2017; Cassese et al., 2020; Popoli & Longus, 2021). Popoli és Longus (2021) eredményeit vesszük alapul hipotézisünk megalkotása során, akik hozzánk hasonlóan az általános konspirációs mentalitást vizsgálták. Azt várjuk, hogy a nők és férfiak vonatkozásában gyenge, de szignifikáns direkt kapcsolatot találunk, és hogy a nők átlagos konspirációs mentalitása magasabb. Azt feltételezzük továbbá, hogy a férfiak az analitikus gondolkodásban, a nők az intuitív gondolkodásban érnek el magasabb pontokat (Aarni & Lindeman, 2005; Sladek et al., 2010; Ward & King, 2020; Frederick, 2005), és hogy az analitikusabb gondolkodás mérsékeltebb, míg intuitívabb gondolkodás erősebb konspirációs gondolkodással jár együtt (Newton et al., 2024; Swami et al., 2014; van Prooijen, 2017; Yelbuz et al., 2022), és ily módon a gondolkodásmód közvetítésével a nem hatásai érvényesülnek a konspirációs gondolkodásban. A mediációs elemzésben a *Multidimenzionális gondolkodási kérdőív* skáláit használjuk, amelyek négy dimenzióban mérik az analitikus-intuitív gondolkodást. Az *Intuitív gondolkodás preferálása* és a *Zárt gondolkodás* skálákon elért magasabb érték erősebb intuitív gondolkodást jelez, az *Erőfeszítést igénylő gondolkodás preferálása* és az *Aktívan nyitott gondolkodás Preferálása* skálák magasabb értéke erősebb analitikus gondolkodást jelent. Az egyéb hiedelmek és a nemek kapcsolatát vizsgáló kutatások áttekintése során azt találtuk, hogy az intuitív és reflektív gondolkodás mediálja a nem hatását a mágikus gondolkodás, a paranormális és babonás hiedelmek esetében, míg részlegesen mediálja azt a vallásosság hiedelmeknél (Ward & King, 2020). A nem tehát nem csak közvetlenül hathat a hiedelmekre, hanem a gondolkodásmódon keresztül is. Nem találtunk olyan szakirodalmat, amely konkrétan azt vizsgálta volna, hogy a nem hatását mediálja-e az analitikus-intuitív gondolkodás a konspirációs hiedelmekre,

ugyanakkor az egyéb hiedelmekre vonatkozó szakirodalmak alapján indokoltnak tartjuk ennek ellenőrzését.

2. ábra

A mediációs hatás elméleti modellje



MÓDSZER

A vizsgálati minta és az eljárás menete

Az online kérdőíves vizsgálatba összesen 1.278 fő bevonása történt. A kitöltők átlagéletkora 35,3 év volt (szórás: 13,2), a legfiatalabb 18, a legidősebb 79 éves volt. A nemek megoszlása szerint a résztvevők 65,2%-a nő (833 fő) és 34,8%-a férfi (445 fő). Iskolai végzettség alapján 1,3% (17 fő) legfeljebb 8 osztályt végzett, 1,5% (19 fő) szakmunkás végzettséggel rendelkezett, 37,1% (474 fő) szakközépiskolát vagy gimnáziumot végzett, míg 60,1% (768 fő) felsőfokú végzettséggel bírt. A vizsgálati minta nem reprezentatív a felsőfokú végzettségűek és a nők felülreprezentáltak.

Az adatgyűjtők a Károli Gáspár Református Egyetem pszichológia szakos hallgatói voltak. A toborzásra a közösségi oldalakat, illetve a személyes megkeresést használtuk. Az adatvédelmi nyilatkozatban a kitöltők figyelmét minden esetben felhívtuk arra, hogy a kitöltés anonim, és önkéntes. A kutatás alatt végig a Károli Gáspár Református Egyetem Bölcsész- és Társadalomtudományi Kar Pszichológiai Intézet Kutatásetikai Szabályozása szerint jártunk el. Etikai engedély szám: BTK/5429-1/2021.

Mérőeszközök

A hierarchikus regressziós modell felállításához felhasznált mérőeszközök a Konspirációs Gondolkodás Kérdőív, az Episztemikus Bizalom, Bizalmatlanság és Hiszékenység Kérdőív három skálája, a Multidimenzionális Gondolkodási Stílus Kérdőív négy skálája, a Kognitív Reflektivitás Teszt, a Bullshit Receptivitás Kérdőív, a Rövidített Bizonytalanság-intolerancia Skála, valamint a Lezárási Igény Kérdőív. A kutatás tartalmaz továbbá egy-egy tételt, amely 5 fokú Likert-skálán méri a kormányzatba, illetve a tudományba vetett bizalmat. Emellett a kutatásban felhasználtuk a demográfiai tényezők közül a nemet, a legmagasabb iskolai végzettséget és az életkort.

A mediációs elemzéshez a nem változót, a Konspirációs Gondolkodás Kérdőív és a Multidimenzionális Gondolkodási Stílus Kérdőív skáláit használtuk.

Konspirációs Gondolkodás Skála (CMQ)

A Conspiracy Mentality Questionnaire-t (CMQ) Bruder és munkatársai (2013) az általános összeesküvés-mentalitás mérésére fejlesztették ki. Kérdési közé tartozik pl. „Egyes titkos társaságok nagyban befolyásolják a politikai döntéseket” és „Az elit bármit megtehet, amit csak akar”. A kérdőív 12 tételből áll, melyből 2 tétel fordított. A kitöltők százalékos formában megadott válaszát 11 fokozatú Likert-skálán mérjük. A skálaértékek 10 százalékonként követik egymást, a 0% a „biztos, hogy nem igaz” választ jelöli, az 50% „nem tudom eldönteni”, míg a 100% a „szinte biztos” választ takarja. A skála egydimenziós, a pontszám a tételekre adott válaszok összegeként adódik, ahol a magasabb érték erősebb konspirációs gondolkodást jelent. A 12 tételből álló kérdőívet három különböző kultúrában tesztelték: a német ($\alpha = 0,84$) és az angol ($\alpha = 0,84$) minták esetében a belső konzisztenciája jónak bizonyult, míg a török mintánál ($\alpha = 0,72$) is elfogadható eredményt mutatott. A kérdőív hazai adaptációja a jelen kutatás keretében történik.

Szociodemográfiai tényezők

Elemzésünkben a nemet, az életkort és a végzettséget használtuk fel. A nők 1-es, a férfiak 2-es kóddal szerepelnek az elemzésben. A legmagasabb iskolai végzettségre adható válaszok: 1: 8 általános vagy kevesebb; 2: szakmunkásképző; 3: szakközépiskola vagy gimnázium; 4: főiskolai vagy egyetemi diploma.

Big Five Inventory-10 (BFI-10)

Az eredeti, 44 (BFI-44) tételes változatot John és munkatársai (1991) dolgozták ki, és Rózsa (2010) adaptálta magyar nyelvre. A kutatásunk kérdőív csomagjában a rövidített, 10 tételes változat szerepel (BFI-10), amit Rammstedt és John fejlesztett ki. Dimenzióként 2 tételt tartalmaz, melyekre a kitöltőknek egy 5 fokozatú Likert-skálán kell választ adniuk (1: egyáltalán nem értek egyet, 5: teljesen egyetértek). Annak érdekében, hogy az eredmények általánosíthatók legyenek, több mintát használtak, amerikai és német mintán is tesztelték a kérdőívet. Az elemzések során vizsgálták a rövidített tételek reliabilitását, érvényességét. Az eredmények azt mutatták, hogy az amerikai és német mintákban a BFI-10 szoros korrelációt mutattak a BFI-44-gyel, átlagosan 0,83-as értéket. Az extravenzió, a neuroticizmus és a lelkiismeretesség skálái voltak a legjobban reprezentálva (0,89; 0,86 és 0,82), míg a barátságosság és a nyitottság kevésbé jól (0,74; 0,79). A BFI-10 tételei a BFI-44 kevesebb, mint 25%-át tartalmazzák, de a teljes skálák varianciájának közel 70%-át jelezték előre (Rammstedt & John, 2007).

Episztemikus Bizalom, Bizalmatlanság és Hiszékenység Skála (ETMCQ)

A kérdőívet Campbell és munkatársai (2021) fejlesztették ki az ETMCQ-t, ami az episztemikus bizalom és bizalmatlanság és hiszékenység mérésére szolgál. A kérdőív 18 tételes, és három alskálából áll: Episztemikus Bizalom, Episztemikus Bizalmatlanság és Episztemikus Hiszékenység. Az episztemikus bizalmatlanság az egyén azon hajlamát tükrözi, hogy bármely nemű információforrást hiteltelennek és rossz szándékúnak véljen, ezért nem hagyja, hogy mások közlései befolyásolják őt. Egyik kérdése: „Ha túlságosan megbízol abban, amit mások mondanak, nagy eséllyel bajod esik”. Az episztemikus hiszékenység az éberség és diszkriminációkészség hiányából fakad, és sebezhetővé tesz a nem valós információkkal szemben. Példa az episztemikus hiszékenység kérdései közül: „Túl sokszor fogadtam meg olyan emberek tanácsát, akikét nem kellett volna”. A bizalom skála egyik kérdése: „Általában kikérem mások tanácsát a személyes problémáimmal kapcsolatban”. A kérdőív 7-fokú Likert-skálán méri a válaszokat. 1-es az egyetértés teljes hiányát, a 7-es a teljes egyetértést jelenti. Az egyes alskálák számítása a hozzájuk tartozó tételek összeadásával történik. A kérdőív skáláinak belső konzisztenciája megfelelő: *Bizalom* ($0,76 \leq \alpha \leq 0,81$), *Bizalmatlanság* ($0,70 \leq \alpha \leq 0,72$), *Hiszékenység* ($0,75 \leq \alpha \leq 0,81$). A kérdőív hazai adaptációja a jelen kutatás keretében történik.

Bizalom a kormányban és a tudományban

A kérdőívcsomag tartalmazott egy kérdéssort, amely különböző személyekkel és intézményekkel szembeni bizalomra vonatkozó kérdéseket tartalmazott. Többek között rákérdeztünk a kormányba és a tudományba vetett bizalomra is, ahol 4 fokozatú Likert skálán értékelhettek a kitöltők, hogy mennyire bíznak meg ezekben az intézményekben. A négy lehetséges válasz: 1: egyáltalán nem bízom; 2: inkább nem bízom; 3: inkább megbízom; 4: teljesen megbízom.

Multidimenzionális Gondolkodási Stílus Kérdőív (CTSQ)

A Multidimenzionális Gondolkodási Stílus Kérdőívet (Comprehensive Thinking Styles Questionnaire, CTSQ) Newton és munkatársai (2024) dolgozták ki, és négy skálát tartalmaz: *Aktívan nyitott gondolkodás*, *Zárt gondolkodás*, *Intuitív gondolkodás preferálása és Erőfeszítést igénylő gondolkodás preferálása*. A kérdőív 6-fokozatú Likert-skálán mér, ahol az 1-es az adott állítással való teljes egyet nem értést, a 6-os pedig a teljes egyetértést jelöli. A megbízhatóság érdekében az alskálákon belül minden tétel megfogalmazása azonos irányú, ugyanakkor mindegyik alskála esetében igaz, hogy a magasabb pontérték az intuitívabb, az alacsonyabb pontérték az analitikusabb gondolkodásnak feleltethető meg. Az *Aktívan nyitott gondolkodás* és az *Erőfeszítést igénylő gondolkodás preferálása* skálák tételei ennek következtében fordított pontozásúak, így ezen tételek pontjait összeadás előtt meg kell fordítani. A *Zárt gondolkodás* és az *Intuitív gondolkodás preferálása* skálák esetében a kapott pontszámok egyszerű összege adja az eredményt. A kérdőív összesen 24 tételből áll, skálánként 6-6 tételt tartalmaz. Az *Aktívan nyitott gondolkodás skála* azt méri, mennyire hajlandó valaki változtatni a véleményén, ha azzal ellentétes bizonyítékokkal találkozik („Az, hogy valamit igaznak érzünk fontosabb a tényeknél”); akik az *Erőfeszítést igénylő gondolkodás preferálása skálán* magas értéket érnek el, a gondolkodásban örömet lelnek („A gondolkodás számomra nem valami élvezetes tevékenység.”); a *Zárt gondolkodás skála* magas értékeinél a válaszadó hajlamos feketén-fehéren látni a világot („Az igazság sosem viszonylagos.”); míg az *Intuitív gondolkodás preferálása skála* esetén a válaszadó erősen támaszkodik az intuícióna („Szeretek az ösztönös benyomásaimra hagyatkozni.”) A kérdőív skáláinak megbízhatóságát becsülő belső konzisztencia mutatók magasak: *Aktívan nyitott gondolkodás* ($\alpha = ,89$), *Zárt gondolkodás* ($\alpha = ,83$), *Intuitív gondolkodás preferálása* ($\alpha = ,92$), és az *Erőfeszítést igénylő gondolkodás preferálása* ($\alpha = ,88$). A kérdőív hazai adaptációja a jelen kutatás keretében történik.

Kognitív Reflektivitás Teszt (CRT)

A Kognitív Reflektivitás Teszt (Cognitive Reflection Test, CRT) az intuitív-analitikus gondolkodás viselkedéses mérőeszköze, és olyan furfangos feladványból áll, amelyek könnyen előhívják egy helyesnek tűnő, de rossz választ. A helyes válaszhoz az intuitív választ korrigálni kell, alaposabb átgondolásra van szükség. A teszt célja, hogy a mélyebb analitikus gondolkodást mérje az intuitív gondolkodással szemben (Frederick, 2005).

Az eredeti, Frederick által kifejlesztett CRT három kérdést tartalmaz, például: *„Egy baseballütő és egy baseball-labda 1,10 dollárba kerül. A baseballütő 1 dollárral kerül többbe a baseball-labdánál. Mennyibe kerül a labda?”* Campitelli és Gerrans (2014) kutatásukban rávilágítottak arra, hogy az eredeti Frederick-féle CRT kérdései összefüggésben állhatnak a numericitással. Ennek a helyzetnek a kiküszöbölésére Thomson és Oppenheimer (2016) kifejlesztették a CRT-2 verziót, amelynek kérdései kevésbé támaszkodnak a számolási készségekre. Például: *„Ha egy futóversenyen megelőződ a másodikat, hányadik vagy most?”* Szintén a fent említett kritika miatt Sirota és munkatársai (2021) kidolgozták a CRT-V-t a verbális Kognitív Reflektivitás Tesztet.

A kutatásunkban egy hét kérdésből álló változatot használtunk, amely három eredeti Frederick-féle CRT kérdést és három CRT-2 kérdést tartalmaz. Az eredetileg negyedik kérdést a *(„Hány köbméter piszok van egy lyukban, aminek a mélysége, a szélessége és a hossza is 3 méter?”)* Sirota és munkatársai (2021) által kifejlesztett CRT-V kérdéssel lett helyettesítve: *„A szél nyugat felől fúj. Egy elektromos vonat kelet felé robog. Melyik égtáj felé száll a mozdony füstje?”* A kérdőív hazai adaptációja a jelen kutatás keretében történik.

Bullshit Receptivitás Skála (BSR)

A 30 tételből álló Bullshit Receptivitás Skálát (Bullshit Receptivity Scale, BSR), Pennycook és munkatársai (2016) dolgozták ki. A kitöltőknek egy ötfokozatú Likert-skálán kell eldönteniük, mennyire találják mélyenszántónak az egyes kijelentéseket. Az értékelés 1-től 5-ig terjed: 1: értelmetlen, 2: nincs túl sok értelme, 3: van értelme, 4: mélyen szántó gondolat, 5: nagyon mélyen szántó gondolat. A kérdőív célja annak mérése, hogy a kitöltők mennyire hajlamosak elfogadni értelmetlen, valótlan kijelentéseket. A magyar nyelvű változat 20 kijelentés megítélésé alapul: pl. *„A teljesség mutatja meg a végtelent”, „Létünk öntudatos virágzásának közepén vagyunk, és ez elvezet minket magához a valódi összefüggéshez.”* (Pennycook et al., 2016). Az eredeti teszt belső konzisztenciája magas ($\alpha = 0,82$). A skála magyar nyelvű adaptációja folyamatban van.

Rövidített Bizonytalanság-intolerancia Skála (IUS-12)

A rövidített Bizonytalanság-intolerancia skálát (Intolerance of Uncertainty Scale; IUS) Carleton és munkatársai (2007) dolgozták ki, Zsidó és munkatársai (2021) adaptálták. A bizonytalanságintolerancia azt jelenti, hogy az egyén alapvetően képtelen elfogadni a negatív események bekövetkezésének lehetőségét és azok kiszámíthatatlanságát. Két alskálája a prospektív, illetve a gátló szorongást méri, ugyanakkor a mérőeszköz alkalmas a bizonytalanságintolerancia egydimenziós mérésére is, ahogy mi a kutatásunkban használjuk. A kérdőív kérdései közé tartozik pl.: „*Ki nem állhatom a meglepetéseket*”. A kutatásunkban a kérdőív rövidített 12 tételes változatát használjuk. A mérőeszköz 5 fokú Likert-skálán mér, ahol 1: egyáltalán nem értek egyet; 5: teljes mértékben egyetértek. A kérdőív a magyar adaptáció során is jó belső konzisztenciát mutatott (*McDonald* $\omega \leq 0,84$).

Lezárási igény kérdőív (NCS)

A Lezárási igény kérdőívet (Need for Closure Scale, NCS) Kruglanski és munkatársai (1993) fejlesztették ki, magyar adaptációját Csanádi és munkatársai (2009) végezték. A lezárási igény arra sarkall, hogy az egyén a rendelkezésre álló - már meglévő vagy könnyen hozzáférhető - tudás alapján gyorsan és határozottan kialakítson egy stabil álláspontot, és ahhoz ragaszkodjon. Egy példa a kérdőív kérdéseire: „*Amikor meghozok egy döntést, megkönnyebbülök*.” A mérőeszköz a lezárási igényt 6 fokú Likert-skálán méri az alábbi 5 területen: rend és szervezettség igénye, kétértelműséggel szembeni ellenérzés, döntéskészség, bejósolhatóság igénye, illetve a zárt gondolkodás. A skálán az 1-es az állítással való teljes egyet nem értést, míg a 6-os a teljes egyetértést jelöli, tehát a magasabb érték erősebb lezárási igényt jelent. A magyar változat belső konzisztenciája magas ($\alpha = 0,84$).

EREDMÉNYEK

A mérőeszközök leíró statisztikái és megbízhatóságuk

Az elemzést a változók leíró statisztikaival, a megbízhatóságuk és a skálák normalitásának ellenőrzésével, illetve a célváltozóval való kapcsolatukkal kezdtük (*1. táblázat*). A felhasznált mérőeszközök konzisztenciamutatói szerint az Episztemikus Bizalom és Episztemikus Bizalmatlanság skálák nem teljesítik maradéktalanul a megbízhatóság feltételeit. Az Episztemikus Bizalom skála Cronbach-alfa értéke mindössze 0,02 ponttal marad el az elfogadhatóság hagyományos 0,7-es küszöbértékétől, az Episztemikus Bizalmatlanság 0,57-es értéke viszont óvatosságra int a skála megbízhatóságát illetően. A tíz tételes Big Five (BFI-10)

Barátságosság, Lelkiismeretesség és Nyitottság 2 tételes skálái szintén nem érik el az általában kívánatos 0,7-es Cronbach-alfa értéket az alacsony tételszám miatt. Személyiségvonások esetében a szakmailag elvárható Cronbach-alfa szint eleve alacsonyabb, 0,5-0,7 körüli, emellett a Cronbach-alfa mutató jellemzően alulbecsli a skála megbízhatóságát, amely alulbecslés a tételek számának növekedésével csökken, két-három tétel esetében azonban még érdemes figyelembe venni (T. Kárász et al., 2022). A dimenzióként két tételes, átfogó jellemzők mérésére kifejlesztett mérőeszközök, amelyek mind pozitív, mind negatív megfogalmazású kérdéseket tartalmaznak, szinte lehetetlen, hogy magas alfa- és jó illeszkedési mutatókat tudnak elérni, nem is várható el tőlük. Érdemes e helyett a tartalmi megbízhatóságot nézni, például teszt-reteszt mérésekkel (Gosling et al., 2003). A BFI-10 rövidségéből származó előnyök mellett annak hátrányai is megmutatkoznak, de pszichometriai jellemzői még így is elfogadhatók (Rammstedt & John, 2007). A külön nem említett skálák Cronbach-alfával mért megbízhatóság kritériumai teljes mértékben teljesülnek.

A változók eloszlását becsülő ferdeség és csúcsosság mutatók abszolút értéke mindegyik skála esetében abszolút értékben egyenlő kisebb, így a normális eloszlás sérülése tehát egyiknél sem annyira számottevő, hogy az a hagyományos statisztikai próbák eredményét érdemben befolyásolja.

Szignifikáns különbség ($p < 0,05$) mutatkozik a nemek között több vizsgált változó esetében is. Eredményeink szerint, bár az összefüggés gyenge, a nőkre valamelyest jobban jellemző a konspirációs mentalitás ($d = 0,19, p < 0,05$). A személyiségjegyek közül a neuroticizmus ($d = 0,36, p < 0,01$) és a lelkiismeretesség ($d = 0,42, p < 0,001$) skálákon érték el szignifikánsan magasabb értéket a nők. A bizalom csoportban az episztemikus bizalom ($d = 0,29, p < 0,001$) és az episztemikus hiszékenység ($d = 0,27, p < 0,001$) valamelyest magasabb a nőknél, míg az episztemikus bizalmatlanság ($d = -0,19, p < 0,01$) átlagos értéke a férfiaknál magasabb. A gondolkodás módját mérő eszközök azt mutatják, hogy a nőkre inkább jellemző az intuitív gondolkodás a saját bevallásuk szerint ($d = 0,40, p < 0,001$), a mély értelem tulajdonítása a felszínes bölcsesleteknek ($d = 0,29, p < 0,001$), illetve nagyobb igényük van a gyors kognitív zárásra ($d = 0,27, p < 0,001$). A férfiak pedig jellemzően magasabb átlaggal büszkélkedhetnek a kognitív reflektivitás teszten elért eredményeket illetően ($d = -0,46, p < 0,001$), könnyebben változtatnak a nézőpontjukon, ha annak ellenkező bizonyítékokkal találkoznak ($d = -0,30, p < 0,001$), de jobban jellemző rájuk, a zárt gondolkodás, hogy feketén-fehéren lássák a dolgokat ($d = -0,13, p < 0,05$).

1. táblázat

A mérőeszközök leíró statisztikái, nemek szerinti különbségei és korrelációk a konspirációs mentalitással

	Tételek száma	Cronbach-alfa	Pontszám övezet	Ferdeség	Csúcsosság	Átlag (szórás)	Átlag nők (szórás)	Átlag férfiak (szórás)	t-próba (d)	Korreláció a konspirációs gondolkodással
Konspirációs mentalitás	12	0,86	18-132	-0,06	-0,51***	78,26 (21,14)	79,63 (20,83)	75,67 (21,50)	0,19**	-
Életkor			18-79	0,84***	0,070	35,29 (13,25)	35,20 (13,48)	35,47 (12,80)	ns	0,17***
Extraverzió	2		2-10	-0,24***	-0,44***	6,97 (1,91)	6,98 (1,91)	6,94 (1,94)	ns	0,11***
Neuroticizmus	2		2-10	-0,06	-0,59***	6,03 (1,91)	6,27 (1,82)	5,58 (2,00)	0,36***	0,06*
Barátságosság	2		2-10	-0,40***	0,15	6,74 (1,50)	6,80 (1,49)	6,63 (1,50)	ns	-0,08**
Nyitottság	2		2-10	-0,54***	-0,36*	7,76 (1,71)	7,80 (1,70)	6,29 (1,54)	ns	ns
Lelkiismeretesség	2		2-10	0	-0,32*	6,72 (1,63)	6,96 (1,64)	6,29 (1,54)	0,42***	0,09**
Episztemikus Bizalom	5	0,68	5-35	-0,52	0,73***	25,30 (4,52)	25,75 (4,43)	24,46 (4,56)	0,29***	0,02
Episztemikus Bizalmatlanság	5	0,57	6-35	0,25***	0,15	18,24 (4,40)	17,95 (4,51)	18,77 (4,14)	-0,19**	0,18***
Episztemikus Hízékenységi	5	0,74	5-35	0,61***	0,16	14,19 (5,33)	14,68 (5,52)	13,27 (4,82)	0,27***	0,19***
Bizalom a kormányban	1		1-4	0,83	-0,30	1,63 (0,74)	1,63 (0,73)	1,62 (0,76)	ns	0,09**
Bizalom a tudományban	1		1-4	-0,66	1,22	3,20 (0,65)	3,17 (0,62)	3,25 (0,69)	ns	-0,32***
Intuitív Gondolkodás	6	0,87	6-36	-0,45	0,69***	23,94 (5,21)	24,65 (4,85)	22,60 (5,59)	0,40***	0,28***
Zárt Gondolkodás	6	0,84	6-36	0,63***	-0,06	16,07 (6,20)	15,80 (6,14)	16,58 (6,28)	-0,13*	0,30***
Erőfeszített Gondolkodás	6	0,82	6-36	-0,77	-0,42***	28,64 (5,05)	28,47 (5,01)	28,97 (5,12)	ns	-0,16***
Aktív Nyitott Gondolkodás	6	0,85	6-36	-0,52	0,31*	25,74 (5,65)	25,18 (5,59)	26,80 (5,62)	- 0,30***	-0,34***
Bullshit Receptivitás	20	0,88	20-95	0,26** *	0,45**	50,45 (11,56)	51,60 (11,48)	48,28 (11,40)	0,29***	0,32***
Kognitív Reflektivitás	7	0,71	0-7	-0,65***	-0,49***	4,83 (1,86)	4,53 (1,93)	5,37 (1,58)	- 0,46***	-0,20***
Lezárási Igény	12	0,82	15-90	-0,14*	0,14	56,02 (11,09)	57,05 (10,91)	54,09 (11,18)	0,27***	0,19
Bizonytalanság-intolerancia	12	0,84	12-60	0,30***	0,19	34,50 (7,30)	34,66 (7,42)	34,19 (7,06)	ns	0,14

Megjegyzés: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

A regressziós modell eredményei

A regressziós modell szignifikánsnak bizonyult ($F = 23,29$, $p < 0,001$) és a konspirációs gondolkodás varianciájának 30,3 %-át magyarázza. A lépésenkénti regressziós elemzésbe bevont 21 változó közül 12 mutat szignifikáns bejósoló erőt (2. táblázat). A modell változói közötti multikollinearitás a bizonytalanságintolerancia esetében meghaladta a kutatási gyakorlatban használt $VIF = 2$ -es határértéket ($VIF = 2,23$), ezért kihagytuk a modellből. A bent maradt változók közül az életkor jósolja be legerősebben a konspiratív mentalitást ($Standard\ \beta = 0,205$, $p < 0,001$). A személyiségjegyek közül az extraverzió ($Standard\ \beta = 0,102$, $p < 0,01$) és a barátságosság ($Standard\ \beta = -0,076$, $p < 0,05$) mutat szignifikanciát. A bizalom blokkban egyértelműen a tudományba vetett bizalom jósolja be legerősebben a konspirációs mentalitást ($Standard\ \beta = -0,197$, $p < 0,001$), melyet ebben a blokkban az episztemikus bizalmatlanság ($Standard\ \beta = 0,089$, $p < 0,01$), a hiszékenységek ($Standard\ \beta = 0,079$, $p < 0,01$), majd a bizalom követ ($Standard\ \beta = 0,066$, $p < 0,05$). A megismerési szükséglet változói közül a bullshit receptivitás ($Standard\ \beta = 0,162$, $p < 0,001$) bizonyult a legerősebb prediktornak, melyet az aktívan nyitott gondolkodás ($Standard\ \beta = -0,105$, $p < 0,001$), az intuitív gondolkodás ($Standard\ \beta = 0,095$, $p < 0,01$), a zárt gondolkodás ($Standard\ \beta = 0,093$, $p < 0,01$), végül a lezárási igény követ ($Standard\ \beta = 0,091$, $p < 0,01$). A többi változó nem bizonyult szignifikánsnak.

2. táblázat

A hierarchikus regresszió eredményei

	<i>Standard β</i>	VIF	Lépésenkénti összesített varianciarány (%)	F
Demográfiai tényezők				
Nem (1: nő, 2: férfi)	ns	1,232		
Életkor	0,205***	1,312		
Végzettség	ns	1,161	5	18,924***
Személyiségjegyek				
Extraverzió	0,102**	1,295		
Neuroticizmus	ns	1,327		
Barátságosság	-0,076*	1,390		
Nyitottság	ns	1,143		
Lelkiismeretesség	ns	1,296	8,1	12,360***
Bizalom tényezői				
Ep. Bizalom	0,066*	1,338		
Ep. Bizalmatlanság	0,089**	1,522		
Ep. Hiszékenységek	0,079**	1,346		
Bizalom a kormányban	ns	1,105		
Bizalom a tudományban	-0,197***	1,165	21,9	23,218***
Megismerési szükséglet				
Intuitív Gondolkodás	0,095**	1,438		
Zárt Gondolkodás	0,093**	1,380		
Erőfeszített Gondolkodás	ns	1,488		
Aktívan Nyitott Gondolkodás	-0,105**	1,677		
Bullshit Receptivitás	0,162***	1,277		
Kognitív Reflektivitás	ns	1,169		
Lezárási igény	0,091**	1,427	30,3	23,294***

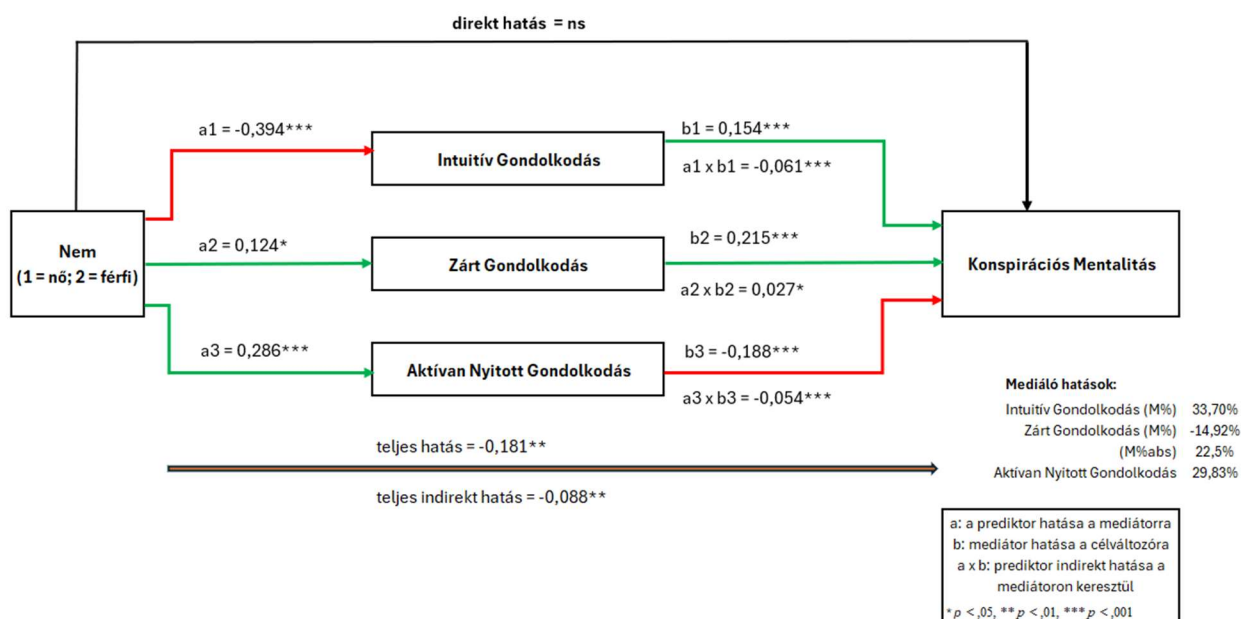
Megjegyzés: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Mediációs elemzés

A mediációs modellben (3. ábra) azt vizsgáltuk, hogy az analitikus-intuitív gondolkodás mediálja-e a nem változó hatását a konspirációs mentalitásra. Az elemzésben felhasznált mediáló változók a Multidimenzionális gondolkodási stílus kérdőív négy skálája, amelyek az analitikus-intuitív gondolkodást négy dimenzió mentén mérik: Aktívan nyitott gondolkodás, Zárt gondolkodás, Intuitív gondolkodás preferálása, Erőfeszítést igénylő gondolkodás preferálása. A modell felállítása előtt előzetesen elemeztük a kérdőív négy skálája értékeinek nemek szerinti különbségeit. Ezek szerint az erőfeszített gondolkodásban férfiak és nők között nincs szignifikáns eltérés ($p > 0,05$), ezért ezt a változót nem vettük be a modellbe. Emellett az erőfeszített gondolkodás a konspirációs mentalitással is igen gyenge összefüggésben van a korrelációs elemzések szerint ($r = -0,16, p < 0,001$). A független mintás t-próbák ugyanakkor a többi skála esetén szignifikáns különbséget mutatnak nők és férfiak között, és a konspirációs mentalitással való kapcsolatuk is a közepes erősség alsó határánál van ($|0,28| \leq r \leq |0,34|$, $p < 0,001$). A nőkre inkább jellemző az intuitív gondolkodás ($d = 0,40, p < 0,001$), míg a férfiak gondolkodása átlagban zártabb ($d = -0,13, p < 0,05$), ugyanakkor aktívan nyitottabb ($d = 0,3, p < 0,001$).

3. ábra

A mediációs elemzés eredménye



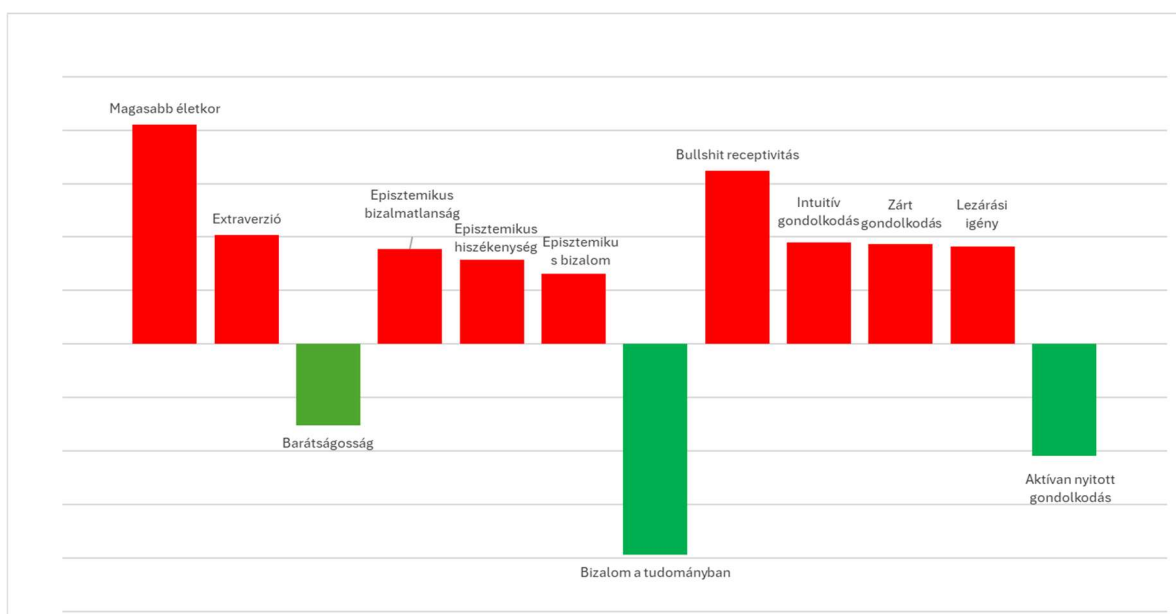
A felállított modell szerint a nem változónak nincs szignifikáns direkt hatása a Konspirációs mentalitás változóra ($c' = -0,093$, $z = -1,581$, $p > 0,05$), a teljes hatás mégis szignifikáns ($c = -0,181$, $z = -2,899$, $p < 0,01$), a mediátor változók mindegyikének szignifikáns az indirekt hatása. Az Intuitív gondolkodás mediáló hatása a legnagyobb ($mediáció\% = 33,70\%$), melyet az Aktívan nyitott gondolkodás követ ($mediáció\% = 29,83\%$). A Zárt gondolkodás mediáló hatásának negatív értéke jelzi, hogy hatása a nem változó direkt hatásával ellentétes. A jobb összehasonlíthatóság miatt a mediáló hatását az abszolút értékek alapján számoljuk ($mediáció\% abs = 22,5\%$), és így láthatjuk, hogy a három mediáló változó közül a Zárt gondolkodás mediáló hatása a legkisebb.

DISZKUSSZIÓ

Kutatásunk egyik fő célja az volt, hogy feltárjuk az összeesküvés-elméletek mögött meghúzódó legfontosabb pszichológiai tényezők prediktív erejét. Modellünk megalkotásakor elsősorban Bowes és munkatársai (2023) metaanalízisét és Pierre (2020) kétkomponensű elméleti modelljét vettük alapul, és a legfontosabb demográfiai változókkal, valamint a Big Five személyiségvonásokkal kiszélesítettük a vizsgált tényezők körét. A főbb eredményeink vizuális ábráján (4. ábra) pirossal jelöltük a rizikótényezőket, zölddel a védőfaktorokat. Az oszlopok magassága a változók prediktív erejét jeleníti meg.

4. ábra

A konspirációs mentalitás rizikófaktoraival és védőfaktorai



A hierarchikus modell szerint a demográfiai tényezők a konspirációs hit varianciájának mindössze 5%-át magyarázzák. Az eredményeink alapján ebben a blokkban az életkor bizonyult az egyetlen szignifikáns prediktornak. A szakirodalmak áttekintésén nyugvó várakozásainkkal ellentétben azonban modellünkben a magasabb életkor erősebb konspirációs mentalitást jósol. A korábbi kutatások, melyek mindegyike külföldi, saját eredményeiket részben azzal magyarázzák, hogy a fiatalok kevésbé találják meg a helyüket a társadalomban, kevesebb befolyással rendelkeznek, kevésbé jómódúak és alacsonyabb az önbecsülésük (Goertzel, 1994; Galliford & Furnham, 2017; Voracek, 2019; Enders et al., 2024; Bordeleau & Stockemer, 2024). Annak megértése, hogy Magyarországon miért erősebb a konspirációs mentalitás idősebb korban, további elemzéseket igényel. Elképzelhető, hogy nem önmagában az öregedés és az azzal összefüggő változások hajlamosítanak a konspirációs mentalitásra, hanem bizonyos életesemények is, amelyeket a jelenlegi idősebb generáció tagjai egy adott életszakaszukban átéltek, azaz a kohorsz is számíthat. Egy lehetséges magyarázat, hogy valóban a marginális csoporthelyzet áll az életkor és konspirációs mentalitás közötti kapcsolat hátterében, viszont nálunk az idősebbek szorulnak a társadalom szélére, szegényednek el, csökken a befolyásuk és az önbecsülésük. Jelen kutatásnak nem célja az életkor és a konspirációs mentalitás közötti összefüggések alapos elemzése, de a kapott eredmények alapot adhatnak egy későbbi kutatáshoz.

A hierarchikus modellben a nem és az iskolai végzettség nem bizonyult szignifikánsnak a többi változó mellett. Ugyanakkor a nem változó a mediációs elemzésünk eredményei szerint hatást fejt ki az analitikus-intuitív gondolkodáson keresztül is, amelynek mutatói viszont szignifikánsnak bizonyultak a modellben.

A modellünk a Big Five személyiségdimenziók beléptetése után a konspirációs mentalitás varianciájának 8,1%-át magyarázza, így a blokk további 3,1%-kal növelte a modell magyarázóerejét azáltal, hogy az extraverzió és a barátságosság szignifikánsnak bizonyultak. Az extraverzió pozitív, míg a barátságosság negatív hatással van a konspirációs hitre a modellünk szerint. A blokk változói a több metaanalízis eredményein alapuló várakozásainknak megfelelően gyenge prediktív erővel bírnak (Goreis & Voracek, 2019; Stasielowicz, 2022; Bowes et al., 2023).

A bizalom csoport beléptetése után a modellünk a konspirációs gondolkodás varianciájának 21,9%-át magyarázza, ez a blokk így további 13,8%-kal növelte a magyarázóerőt, amely növekmény elsősorban a tudományba vetett bizalomnak köszönhető. Ez az életkor után, attól alig elmaradva, a második legerősebb prediktor. Ezek alapján feltételezhető, hogy a

tudományba vetett bizalom erősítésén keresztül lehetőség kínálkozhat a lakosság konspirációs gondolkodásának, és azon keresztül a specifikus összeesküvés-hiedelmek mérséklésére. Bizonyos típusú összeesküvés-elméletek esetében a tudományba vetett bizalom erősítése valószínűsíthetően még pozitívabb közvetlen eredménnyel járhat, gondolhatunk itt például az oltásokkal kapcsolatos vélekedésekre. Mivel a bizalom kiépítése nagyon nehéz, a bizalmatlanságból bizalmat építeni még nehezebb, komoly erőforrások befektetésére van szükség ahhoz, hogy látható eredményei legyenek egy ilyen célú munkának. A tudományos eredmények közérthető megfogalmazása, a transzparencia, hogy azok mindenki számára érthetőek és elérhetőek legyenek segíthet abban, hogy az emberek ne kerüljenek abba a helyzetbe, amit Pierre episztemikus vákuumnak nevez.

Eredményeink szerint nagyobb episztemikus bizalom, bizalmatlanság és hiszékenység esetén erősebb konspirációs mentalitást feltételezhetünk. Ez csak az episztemikus bizalom esetében mond ellen a várakozásoknak, hiszen Bowes és munkatársai (2023) metaanalízisükben arról számoltak be, hogy a bizalom összes vizsgált megjelenési formája védőfaktort jelent a konspirációs hiedelmekkel szemben. Bár az episztemikus bizalom prediktív ereje gyengének bizonyult a modellben, az előjele mégis megfordult, mely okainak megértése további vizsgálatokat kíván. A bizalmatlanság az összeesküvés-hiedelmek felé vezető út egyik fő lépése (Pierre, 2020), míg a hiszékenység sebezhetővé tehet az álhírekkel, hamis magyarázatokkal szemben. Imhoff és Lamberty (2018) szerint az összeesküvés-elmélet hívők bizalmatlanabbak az autoritással bíró személyek kommunikációjával szemben, másrésről jellemző rájuk hiszékenység is hiszen könnyebben elfogadják a marginális társadalmi véleményformáló források információit. Modellünkben a kormányzattal, autoritással szembeni bizalom nem mutatkozik védőfaktornak, ami a hazai kormányzati kommunikáció kapcsán vet fel kérdéseket. Az utóbbi években felerősödtek a konspirációs magyarázatok a politikai kommunikációban. Gondolhatunk itt többek között az ellenzék képviselőinek erős gazdasági hatalommal bíró külföldi üzletemberek bábjaként való szerepeltetésére, vagy Brüsszel hazánkat elnyomó nagyhatalomként való beállítására. Annak vizsgálatáról, hogy az összeesküvés-hiedelmekben való hit mennyire függ össze a kormányzatba vetett bizalommal, figyelembe véve a kormányzati kommunikáció hitelességét, még nem készültek tanulmányok. Itt azonban meg kell jegyezni, hogy Pierre (2020) a bizalmatlanságot emeli ki mint hajlamosító tényező az elméleti okfejtéseiben, ami a bizalommal ugyan rokon, de mégis attól valamelyest eltérő konstruktum. Kutatásunkban mi a kormányzattal szembeni, illetve a tudománnyal szembeni bizalom mértékére kérdeztünk rá, a bizalmatlanság mértékére nem, ez kutatásunk egyik korlátjának is tekinthető. Az áttekintett szakirodalmak, többek között a már többször idézett

Bowes és munkatársai (2023) metaanalízise sem különíti el a bizalom és bizalmatlanság tényezők hatását. A jövő összeesküvés-kutatásának egyik lehetséges terepe a bizalom és bizalmatlanság szerepének szétválasztása, és az összeesküvéses hiedelmek kormányzattal, tudománnyal, médiával szembeni bizalmatlansággal való kapcsolatának vizsgálata.

A megismerési szükséglet tényezőinek beléptetése után a modellünk a konspirációs hit variációjának 30,3%-át magyarázza, vagyis a kognitív stílus további 8,4%-kal növelte a modell magyarázóerejét. A várakozásoknak megfelelően, a szakirodalommal összhangban, az intuíciónak való erősebb támaszkodás a konspirációs gondolkodás növekedésének irányába hat, míg az analitikus-reflektív gondolkodás inkább ellene (Swami et al., 2014; Pennycook & Rand, 2020; Bowes et al., 2023; Newton et al., 2024), ugyanakkor az analitikus-intuitív gondolkodás viselkedéses mérőszáma, a kognitív reflektivitás nem bizonyult szignifikánsnak. Modellünkben az intuitív gondolkodás preferálása, a zárt gondolkodás, a bullshit receptivitás és a lezárási igény szignifikánsan erősebb, míg az aktívan nyitott gondolkodás a mérsékeltebb konspirációs gondolkodás irányába hatnak. Tehát az összeesküvéses hiedelmek jobban jellemzőek azokra, akik saját bevallásuk szerint szeretnek az intuíciónak hagyatkozni; azokra, akik feketén-fehéren látják a világot és kevésbé fogadják el, hogy az igazság sokszor a kettő között van; azokra, akik szeretik rövidre zárni a kérdéseket és gyorsan állást foglalni; és azokra, akik nehezebben változtatják meg az álláspontjukat, ha már egyszer kialakították azt. Kiemelnénk a blokk legerősebb és egyben az egész modell harmadik legerősebb prediktorát, a bullshit receptivitást, amely Bowes és munkatársai (2023) metaanalízisében is a konspirációs gondolkodás legerősebb prediktorának bizonyult az intuitív gondolkodás mérőszámai közül. A bullshit receptivitás kérdőíve olyan kijelentéseket tartalmaz, amelyeknek nincs sok értelmük, de hangzatosak. Akik úgy gondolják, hogy mély értelműek a kijelentések, jobban ki vannak téve a konspirációs mentalitásnak. Ez arra hívja fel a figyelmet, hogy mennyire fontos maga a megfogalmazás módja a konkrét információtartalom mellett.

Az analitikus, reflektív gondolkodás fejlesztésére lehetőség nyílik az iskolai oktatás keretein belül, erre érdemes hangsúlyt fektetni a tananyag megtervezése során, és nem csak az összeesküvés-elméletek miatt. Eredményeink szerint az idősebbek inkább hajlamosak az összeesküvés-elméletekben hinni, ebben az életkorban már nehezebb a gondolkodásmódot formálni. Néhány évtizeddel ezelőtt első sorban személyközi kommunikáció során találkozhattunk különféle konspirációs elméletekkel, esetleg rádiós vagy televíziós közvetítések révén, vagy a nyomtatott sajtóban, ám ezek akkor a mainál jobban teljesítették a megbízhatóság kritériumát. Az internet megjelenése óta nehéz kontroll alatt tartani az álhírek

tömeges terjesztését. A technológia fejlődésével ez egyre nehezebb lesz, az álhírek terjesztői folyton új kihívások elé állítanak minket. Az edukációnak ki kell terjednie arra is, hogy hogyan ismerhetjük fel a megváltozott információs környezetben az álhíreket, hogyan tudjuk kiszűrni a megbízhatatlan forrásokat, továbbá hogyan vértékezzük fel magunkat a mennyiségi nyomással szemben. A védekezés megvalósulhat akár a kérdéses oldalak tiltásával, akár azzal, hogy tisztába kerülünk működésük hatásmechanizmusával és valódi céljaival.

Eredményeink szerint a gondolkodási stílus több egyéb hiedelemhez hasonlóan közvetítő funkciót tölt be a nem és a konspirációs mentalitás között. A mintánkban annak, hogy valaki férfi vagy nő nincs közvetlen direkt hatása a konspirációs gondolkodásra, viszont azáltal, hogy a nők és férfiak gondolkodási stílusában van némi különbség, a gondolkodási stílus pedig összefüggést mutat a konspirációs mentalitásra való hajlammal, végső soron indirekt módon a nem mégiscsak hatással van a konspirációs gondolkodásra való hajlamra. Ez a hatás legerőteljesebben az intuitív gondolkodáson keresztül valósul meg. A nők amiatt lehetnek jobban kitéve a konspirációs hiedelmeknek, mert inkább hallgatnak az intuícióikra, mint a férfiak. Ugyanakkor a férfiak inkább hajlanak a véleményük megváltoztatására, ha azzal ellentétes információ birtokába jutnak, számukra ez a fajta rugalmasság védőfaktorként lép fel. A férfiak erősebb hajlama arra, hogy fekete-fehéren lássák a dolgokat és a köztes árnyalatokat elutasítsák viszont éppen hogy az erősebb konspirációs gondolkodás irányába hat.

KITEKINTÉS

Az összeesküvés-elméletekben való hit kutatása nem véletlenül gyorsult fel az utóbbi időben. A COVID-19 megmutatta, hogy mekkora károkat tud okozni és mennyire veszélyes, ha a társadalom széles tömegei nem fogadják el egy terület szakértőinek véleményét és tanácsát a különböző megbízhatatlan hírforrások megalapozatlan híreinek és félretájékoztatásának is köszönhetően. A pandémia egy hirtelen sokk volt az emberiség számára, ebben rejlik különlegessége, de tulajdonképpen hasonló mechanizmusok működnek a klímaváltozással összefüggő konspirációs elméletek esetében is már hosszú évek óta, és ez szintén egy nagy társadalmi probléma, még ha lassabban bontakozik is ki. Mivel az összeesküvés-elméletek terjedését teljesen megfékezni lehetetlen, lényegi kérdés, hogyan tudjuk csökkenteni a velük való találkozás negatív hatásait, és ez már a pszichológia területe. Ahhoz, hogy kézzelfogható megoldásaink legyenek, először meg kell értenünk kik a legveszélyeztetettebbek, milyen környezeti tényezők, velünk született és tanult hajlamaink tesznek különösen kiszolgáltatottá vagy éppen ellenállóvá velük szemben.

A konspirációs mentalitás feltérképezése még nem teljes, számos nyitott kérdés áll még fenn, melyek további kutatási területet biztosítanak. Kutatócsoportunk jelenleg a tanulmányunkban is használt kérdőívek adaptációján is dolgozik többek között, hogy a mérőeszközök magyar nyelven is elérhetőek legyenek, ezzel is segítve az összeesküvés-elméletek magyar kutatását. Terveink szerint a tavasz folyamán a mérőeszközök publikációi elérhetővé válnak. Ezzel a munkával párhuzamosan félig strukturált interjúk és kognitív interjúk is készülnek, azaz kvalitatív módszerekkel is mélyítjük az összeesküvés-elméletekben hívők személyiségének és a konspirációs mentalitás kialakulásához vezető út megértését. Kutatócsoportunk azon is dolgozik, hogy az összeesküvés-elméletek különböző típusait személyorientált megközelítéssel feltárja, melyhez fontos adalék a konspirációs mentalitás előrejelzői közötti kapcsolatok megértése, jelen munkánk közvetlenül ezt a célt szolgálja.

Köszönetnyilvánítás

Ezúton szeretnénk köszönetet mondani Dr. Rózsa Sándornak, aki értékes közreműködésével segítette munkánkat. Tanácsai, szakmai útmutatása és folyamatos támogatása jelentősen hozzájárult a tanulmányunk elkészítéséhez.

Szerzői nyilatkozat

A szerzők nyilatkoznak, hogy mesterséges intelligenciát nem használtak a dolgozat megírásához.

Szakirodalom

- Aarnio, K., & Lindeman, M. (2005). Paranormal beliefs, education, and thinking styles. *Personality and Individual Differences*, 39(7), 1227-1236. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.04.009>
- Abalakina-Paap, M., Stephan, W. G., Craig, T., & Gregory, W. L. (1999). Beliefs in Conspiracies. *Political Psychology*, 20(3), 637–647. <https://doi.org/10.1111/0162-895X.00160>
- Bierwiazek, K., Gundersen, A. B., & Kunst, J. R. (2022). The role of conspiracy beliefs for COVID-19 health responses: A meta-analysis. *Current Opinion in Psychology*, 46. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2022.101346>
- Boda, Zs. (2016). Intézményi bizalom és a közpolitikák eredményessége. In Zs. Boda (Ed.) *Bizalom és közpolitika: Jobban működnek-e az intézmények, ha bíznak bennük?* (pp. 7-21). Argumentum. http://real.mtak.hu/47591/1/Boda_konyv_imprimálni.pdf
- Bordeleau, J., & Stockemer, D. (2024). On the relationship between age and conspiracy beliefs. *Political Psychology*, pops.13044. <https://doi.org/10.1111/pops.13044>
- Bowes, S. M., Costello, T. H., & Tasimi, A. (2023). The conspiratorial mind: A meta-analytic review of motivational and personological correlates. *Psychological Bulletin*, 149(5-6), 259–293. <https://doi.org/10.1037/bul0000392>
- Brotherton, R., French, C. C., & Pickering, A. D. (2013). Measuring Belief in Conspiracy Theories: The Generic Conspiracist Beliefs Scale. *Frontiers in Psychology*, 4. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00279>
- Bruder, M., Haffke, P., Neave, N., Nouripanah, N., & Imhoff, R. (2013). Measuring Individual Differences in Generic Beliefs in Conspiracy Theories Across Cultures: Conspiracy Mentality Questionnaire. *Frontiers in Psychology*, 4. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00225>
- Campbell, C., Tanzer, M., Saunders, R., Booker, T., Allison, E., Li, E., O'Dowda, C., Luyten, P., & Fonagy, P. (2021). Development and validation of a self-report measure of epistemic trust. *PLOS ONE*, 16(4). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0250264>
- Campitelli, G., & Gerrans, P. (2014). Does the cognitive reflection test measure cognitive reflection? A mathematical modeling approach. *Memory & Cognition*, 42(3), 434–447. <https://doi.org/10.3758/s13421-013-0367-9>

- Carleton, R. N., Norton, M. A. P. J., & Asmundson, G. J. G. (2007). Fearing the unknown: A short version of the Intolerance of Uncertainty Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, 21(1), 105–117. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2006.03.014>
- Cassese, E. C., Farhart, C. E., & Miller, J. M. (2020). Gender Differences in COVID-19 Conspiracy Theory Beliefs. *Politics & Gender*, 16(4), 1009–1018. <https://doi.org/10.1017/S1743923X20000409>
- Csanádi, A., Harsányi, Sz. G., és Szabó, É. (2009). A Lezárási Igény Kérdőív – A Need for Closure Scale magyar nyelvű változatának tesztelése egyetemista mintán. *Alkalmazott Pszichológia*, 1(2), 55-81.
- Dieguez, S., Wagner-Egger, P., & Gauvrit, N. (2015). Nothing happens by accident, or does it? A low prior for randomness does not explain belief in conspiracy theories. *Psychological Science*, 26(11), 1762–1770. <https://doi.org/10.1177/0956797615598740>
- Douglas, K. M., Sutton, R. M., Callan, M. J., Dawtry, R. J., & Harvey, A. J. (2016). Someone is pulling the strings: Hypersensitive agency detection and belief in conspiracy theories. *Thinking & Reasoning*, 22(1), 57–77. <https://doi.org/10.1080/13546783.2015.1051586>
- Enders, A., Klofstad, C., Diekman, A., Drochon, H., Rogers de Waal, J., Littrell, S., ... & Uscinski, J. (2024). The sociodemographic correlates of conspiracism. *Scientific Reports*, 14(1), 14184.
- Epstein, S., Pacini, R., Denes-Raj, V., & Heier, H. (1996). Individual differences in intuitive–experiential and analytical–rational thinking styles. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(2), 390–405. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.2.390>
- Evans, J. S. B. (2006). Dual system theories of cognition: Some issues. In *Proceedings of the Annual Meeting of the Cognitive Science Society* (Vol. 28, No. 28).
- Frankfurt, H. G. (2005). *On Bullshit*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400826537>
- Frederick, S. (2005). Cognitive Reflection and Decision Making. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 25–42. <https://doi.org/10.1257/089533005775196732>
- Galliford, N., & Furnham, A. (2017). Individual difference factors and beliefs in medical and political conspiracy theories. *Scandinavian Journal of Psychology*, 58(5), 422–428. <https://doi.org/10.1111/sjop.12382>
- Goertzel, T. (1994). Belief in Conspiracy Theories. *International Society of Political Psychology*, 15(4), 731-742 <https://doi.org/10.2307/3791630>
- Goreis, A., & Voracek, M. (2019). A Systematic Review and Meta-Analysis of Psychological Research on Conspiracy Beliefs: Field Characteristics, Measurement Instruments, and

- Associations With Personality Traits. *Frontiers in Psychology*, 10, 205.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00205>
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann, W. B. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37(6), 504–528.
[https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(03\)00046-1](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00046-1)
- Gray, T. (1990). Gender differences in belief in scientifically unsubstantiated phenomena. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue Canadienne Des Sciences Du Comportement*, 22(2), 181–190. <https://doi.org/10.1037/h0078898>
- Hart, J., & Graether, M. (2018). Something’s Going on Here: Psychological Predictors of Belief in Conspiracy Theories. *Journal of Individual Differences*, 39(4), 229–237.
<https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000268>
- Heider, F. (1958). *The psychology of interpersonal relations*. John Wiley & Sons Inc.
<https://doi.org/10.1037/10628-000>
- Hubbes, L. A., *Gondolatok az összeesküvéselméletek kérdéseihöz*. In: Tapasztalatból hallottam... : alternatív világképek, összeesküvés-elméletek társadalomtudományi elemzése, (32). pp. 13-26. (2018)
- Imhoff, R., & Lamberty, P. (2018). How paranoid are conspiracy believers? Toward a more fine-grained understanding of the connect and disconnect between paranoia and belief in conspiracy theories. *European Journal of Social Psychology*, 48(7), 909–926.
<https://doi.org/10.1002/ejsp.2494>
- John, O. P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five Trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 102–138). Guilford Press.
- Jolley, D., & Douglas, K. M. (2014). The social consequences of conspiracism: Exposure to conspiracy theories decreases intentions to engage in politics and to reduce one’s carbon footprint. *British Journal of Psychology*, 105(1), 35–56.
<https://doi.org/10.1111/bjop.12018>
- Kováts G. (2018). A sokszínű bizalom. *Educatio*, 27(4), 531–547.
<https://doi.org/10.1556/2063.27.2018.001>
- Krekó P. (2011). *Miért szeretjük? Az (antiszemita) összeesküvés-elméletek politikai és pszichológiai „haszna”*. Political Capital:
https://politicalcapital.hu/konyvtar.php?article_id=1469 (2023.01.05),
- Krekó, P. (2021). *Tömegparanoia 2.0—Összeesküvés-elméletek, álhírek és dezinformáció*. Athaeneum.

- Kruglanski, A. W., Webster, D. M., & Klem, A. (1993). Motivated resistance and openness to persuasion in the presence or absence of prior information. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(5), 861–876. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.65.5.861>
- Kruglanski, A. W. (2005). *A zárt gondolkodás pszichológiája*. Osiris
- Kruglanski, A. W., & Webster, D. M. (1996). Motivated closing of the mind: „Seizing” and „freezing.” *Psychological Review*, 103(2), 263–283. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.103.2.263>
- Lantian, A., Wood, M., & Gjonneska, B. (2020). Personality traits, cognitive styles and worldviews associated with beliefs in conspiracy theories. In M. Butter & P. Knight (Szerk.), *Routledge Handbook of Conspiracy Theories* (1. kiad., o. 155–167). Routledge. https://doi.org/10.4324/9780429452734-2_1
- Larson, H. J., Clarke, R. M., Jarrett, C., Eckersberger, E., Levine, Z., Schulz, W. S., & Paterson, P. (2018). Measuring trust in vaccination: A systematic review. *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, 14(7), 1599–1609. <https://doi.org/10.1080/21645515.2018.1459252>
- LeBoeuf, R. A., & Norton, M. I. (2012). Consequence-Cause Matching: Looking to the Consequences of Events to Infer Their Causes. *Journal of Consumer Research*, 39(1), 128–141. <https://doi.org/10.1086/662372>
- McKnight, D. H., & Chervany, N. L. (2001). Trust and Distrust Definitions: One Bite at a Time. In R. Falcone, M. Singh, & Y.-H. Tan (Eds.), *Trust in Cyber-societies* (LNAI 2246, pp. 27–54). Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/3-540-45547-7_3
- Newton, C., Feeney, J., & Pennycook, G. (2024). On the Disposition to Think Analytically: Four Distinct Intuitive-Analytic Thinking Styles. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 50(6), 906–923. <https://doi.org/10.1177/01461672231154886>
- Oliver, J. E., & Wood, T. (2014). Medical Conspiracy Theories and Health Behaviors in the United States. *JAMA Internal Medicine*, 174(5), 817. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2014.190>
- Pennycook, G., & Rand, D. G. (2019). Lazy, not biased: Susceptibility to partisan fake news is better explained by lack of reasoning than by motivated reasoning. *Cognition*, 188, 39–50. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2018.06.011>
- Pennycook, G., & Rand, D. G. (2020). Who falls for fake news? The roles of bullshit receptivity, overclaiming, familiarity, and analytic thinking. *Journal of Personality*, 88(2), 185–200. <https://doi.org/10.1111/jopy.12476>

- Pennycook, G., Cheyne, J. A., Barr, N., Koehler, D. J., & Fugelsang, J. A. (2015). *On the reception and detection of pseudo-profound bullshit*. 549–563.
- Pennycook, G., Cheyne, J. A., Barr, N., Koehler, D. J., & Fugelsang, J. A. (2016). *Bullshit Receptivity Scale* [Data set]. American Psychological Association.
<https://doi.org/10.1037/t52525-000>
- Pennycook, G., Cheyne, J. A., Koehler, D. J., & Fugelsang, J. A. (2016). Is the cognitive reflection test a measure of both reflection and intuition? *Behavior Research Methods*, 48(1), 341–348. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0576-1>
- Pennycook, G., Cheyne, J. A., Koehler, D. J., & Fugelsang, J. A. (2020). On the belief that beliefs should change according to evidence: Implications for conspiratorial, moral, paranormal, political, religious, and science beliefs. *Judgment and Decision Making*, 15(4), 476–498. <https://doi.org/10.1017/S1930297500007439>
- Pew Resarch Center (2016). The Gender Gap in Religion Around the World *Pew Resarch Center* <https://www.pewresearch.org/religion/2016/03/22/the-gender-gap-in-religion-around-the-world/> (2024.12.05)
- Pierre, J. M. (2020). Mistrust and misinformation: A two-component, socio-epistemic model of belief in conspiracy theories. *Journal of Social and Political Psychology*, 8(2), 617–641. <https://doi.org/10.5964/jspp.v8i2.1362>
- Popoli, G., & Longus, A. (2021). Gender Differences and the Five Facets of Conspiracy Theory. *International Journal of Psychological Studies*, 13(3), 64.
<https://doi.org/10.5539/ijps.v13n3p64>
- Rammstedt, B., & John, O. P. (2007). Measuring personality in one minute or less: A 10-item short version of the Big Five Inventory in English and German. *Journal of Research in Personality*, 41(1), 203–212. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2006.02.001>
- Rousseau, D. M., Sitkin, S. B., Burt, R. S., & Camerer, C. (1998). Not So Different After All: A Cross-Discipline View Of Trust. *Academy of Management Review*, 23(3), 393–404.
<https://doi.org/10.5465/amr.1998.926617>
- Rózsa, S. (2010). A Big Five Inventory magyar adaptációja. *Kézirat*. Budapest: Eötvös Loránd Tudományegyetem
- Rózsa, S., Arató, J., Mészáros, V., Kiss, E. C., Kövesdi, A., Nyitrai, E., Ferenczi, A., Fazekas, Á., Ferencz, V., & Mirnics, Z. (2022). A konspiratív gondolkodás és a bizalom szerepe az oltási bizonytalanságban. *Psychologia Hungarica Caroliensis*, 10(3), 76–109.
<https://doi.org/10.52993/PSYHUNG.10.2022.3.4>

- Sadeghiyeh, H., Ahmadi, I. K., Farhadbeigi, P., & Karimi, N. (2020). *Cognitive reflection and the coronavirus conspiracy beliefs* [Preprint]. PsyArXiv.
<https://doi.org/10.31234/osf.io/p9wxj>
- Saracho, O. (2003). Matching Teachers' and Students' Cognitive Styles. *Early Child Development and Care*, 173(2–3), 161–173. <https://doi.org/10.1080/03004430303097>
- Sirota, M., Dewberry, C., Juanchich, M., Valuš, L., & Marshall, A. C. (2021). Measuring cognitive reflection without maths: Development and validation of the verbal cognitive reflection test. *Journal of Behavioral Decision Making*, 34(3), 322–343.
<https://doi.org/10.1002/bdm.2213>
- Sladek, R. M., Bond, M. J., & Phillips, P. A. (2010). Age and gender differences in preferences for rational and experiential thinking. *Personality and Individual Differences*, 49(8), 907–911. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.07.028>
- Stecula, D. A., & Pickup, M. (2021). Social Media, Cognitive Reflection, and Conspiracy Beliefs. *Frontiers in Political Science*, 3, 647957.
<https://doi.org/10.3389/fpos.2021.647957>
- Stasielowicz, L. (2022). Who believes in conspiracy theories? A meta-analysis on personality correlates. *Journal of Research in Personality*, 98, 104229.
<https://doi.org/10.1016/j.jrp.2022.104229>
- Swami, V., Voracek, M., Stieger, S., Tran, U. S., & Furnham, A. (2014). Analytic thinking reduces belief in conspiracy theories. *Cognition*, 133(3), 572–585.
<https://doi.org/10.1016/j.cognition.2014.08.006>
- Sztompka, P. (1998). Trust, distrust and two paradoxes of democracy. *European Journal of Social Theory*, 1(1), 19–32. <https://doi.org/10.1177/136843198001001003>
- T. Kárász, J., Nagybányai Nagy, O., Széll, K., & Takács, S. (2022). Cronbach-alfa: Vele vagy nélküle? *Magyar Pszichológiai Szemle*, 77(1), 81–98.
<https://doi.org/10.1556/0016.2022.00004>
- Thomson, K. S., & Oppenheimer, D. M. (2016). *Cognitive Reflection Test-2* [Data set]. American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/t49856-000>
- Thompson, V. A. (2009). Dual-process theories: A metacognitive perspective. In J. Evans & K. Frankish (Szerk.), *In two minds: Dual processes and beyond* (1. kiad., o. 171–196). Oxford University PressOxford.
<https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199230167.003.0008>

- Ullah, I., Khan, K. S., Tahir, M. J., Ahmed, A., & Harapan, H. (2021). Myths and conspiracy theories on vaccines and COVID-19: Potential effect on global vaccine refusals. *Vacunas*, 22(2), 93–97. <https://doi.org/10.1016/j.vacun.2021.01.001>
- van Prooijen, J.-W. (2017). Why Education Predicts Decreased Belief in Conspiracy Theories: Education and Conspiracy Beliefs. *Applied Cognitive Psychology*, 31(1), 50–58. <https://doi.org/10.1002/acp.3301>
- van Prooijen, J., & Acker, M. (2015). The Influence of Control on Belief in Conspiracy Theories: Conceptual and Applied Extensions. *Applied Cognitive Psychology*, 29(5), 753–761. <https://doi.org/10.1002/acp.3161>
- van Prooijen, J., Cohen Rodrigues, T., Bunzel, C., Georgescu, O., Komáromy, D., & Krouwel, A. P. M. (2022). Populist Gullibility: Conspiracy Theories, News Credibility, Bullshit Receptivity, and Paranormal Belief. *Political Psychology*, 43(6), 1061–1079. <https://doi.org/10.1111/pops.12802>
- van Prooijen, J.-W., & Douglas, K. M. (2017). Conspiracy theories as part of history: The role of societal crisis situations. *Memory Studies*, 10(3), 323–333. <https://doi.org/10.1177/1750698017701615>
- Van Prooijen, J., & Jostmann, N. B. (2013). Belief in conspiracy theories: The influence of uncertainty and perceived morality. *European Journal of Social Psychology*, 43(1), 109–115. <https://doi.org/10.1002/ejsp.1922>
- van Prooijen, J.-W., & van Vugt, M. (2018). Conspiracy Theories: Evolved Functions and Psychological Mechanisms. *Perspectives on Psychological Science*, 13(6), 770–788. <https://doi.org/10.1177/1745691618774270>
- Ward, S. J., & King, L. A. (2020). Examining the roles of Intuition and Gender in Magical Beliefs. *Journal of Research in Personality*, 86, 103956. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2020.103956>
- Whitson, J. A., & Galinsky, A. D. (2008). Lacking Control Increases Illusory Pattern Perception. *Science*, 322(5898), 115–117. <https://doi.org/10.1126/science.1159845>
- Wiseman, R., & Watt, C. (2004). Measuring superstitious belief: Why lucky charms matter. *Personality and Individual Differences*, 37(8), 1533–1541. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.02.009>
- Wood, M. J., Douglas, K. M., & Sutton, R. M. (2012). Dead and Alive: Beliefs in Contradictory Conspiracy Theories. *Social Psychological and Personality Science*, 3(6), 767–773. <https://doi.org/10.1177/1948550611434786>

- Yelbuz, B. E., Madan, E., & Alper, S. (2022). Reflective thinking predicts lower conspiracy beliefs: A meta-analysis. *Judgment and Decision Making*, 17(4), 720–744.
<https://doi.org/10.1017/S1930297500008913>
- Zsidó, N., A., Arató, N., Inhof, O., Budai, T., Stecina, D. T., & Labadi, B. (2021). A Bizonytalanságintolerancia Skála rövidített változatának magyar nyelvű adaptációja. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 22(1), 103-120.
<https://doi.org/10.1556/0406.22.2021.003>