

A Mágikus Fogalomképzés Skála hazai változatának kialakítása

RÓZSA SÁNDOR^{1,2*} – VINCZE GÁBOR³ – TÖRÖK IMRE ANDRÁS³
– HUPUCZI ERNŐ⁴ – HARGITAI RITA⁵ – MARTIN LÁSZLÓ⁶ –
HARTUNG ISTVÁN⁴ – TIRINGER ISTVÁN⁴ – SIMON MÁRIA⁷ –
KÁLLAI JÁNOS^{4,8}

¹ Department of Psychiatry, Washington University School of Medicine, St. Louis, USA

² Károli Gáspár Református Egyetem, Bölcsészeti és Társadalomtudományi Kar,
Pszichológiai Intézet, Budapest

³ Békés Megyei Központi Kórház Pándy Kálmán Tagkórháza,
Pszichiátriai Osztály, Gyula

⁴ Pécsi Tudományegyetem, Általános Orvostudományi Kar,
Magatartástudományi Intézet, Pécs

⁵ Pázmány Péter Katolikus Egyetem Pszichológiai Intézet, Budapest

⁶ Kaposvári Egyetem, Pedagógiai és Pszichológiai Intézet, Kaposvár

⁷ Pécsi Tudományegyetem, Pszichiátriai és Pszichoterápiás Klinika, Pécs

⁸ Pécsi Tudományegyetem, Bölcsészettudományi Kar, Pszichológiai Intézet, Pécs

(Beérkezett: 2020. január 1.; elfogadva: 2020. szeptember 23.)

Háttér: A pszichózisra való sérülékenységek feltárása és a korai intervenció a klinikai gyakorlat és a kutatások fontos részét képezik. A Mágikus Fogalomképzés Skála az egyik leggyakrabban alkalmazott önjellemző kérdőív, amelyet a pszichózisra való hajlam feltárására dolgoztak ki. Meglepő azonban, hogy a Mágikus Fogalomképzés Skála pszichometriai jellemzőit klinikai mintán szinte alig vizsgálták. *Célkitűzés:* A tanulmány fő célja a Mágikus Fogalomképzés Skála faktorszerkezetének feltárása nagy elemszámú egyetemi hallgatói mintán ($n = 1730$) és pszichiátriai betegek ($n = 319$) körében. *Módszerek:* A kérdőív faktorszerkezetét megerősítő (egydimenziós, többdimenziós szerkezet, bifaktoros elrendezés) és feltáró faktorelemzések, valamint parallel-elemzések segítségével vizsgáltuk. A skálák megbízhatóságát a hagyományos módszerek mellett (pl. Cronbach- α) modellalapú megbízhatósági becslésekkel (hierarchikus ómega) is jellemeztük. A faktorszerkezet elemzését követően a valószínűségi tesztelméleti alapokon nyugvó Tétel-válasz elmélet (Item Response Theory, IRT) segítségével az item-paraméterek becslését (nehézség és diszkrimináció) és az eltérő tételműködést is megvizsgáltuk, majd egy rövid, 15 tételű változatot alakítottunk ki, amelynek a kritériumvaliditását más mérőeszközök felhasználásával vizsgáltuk.

* Levelező szerző: Rózsa Sándor, Károli Gáspár Református Egyetem, Bölcsészeti és Társadalomtudományi Kar, Pszichológiai Intézet, Budapest, 1037, Bécsi út 324. E-mail: rozsa.sandor@kre.hu

lásával teszteltük (pl. Szkitotípia Személyiség Kérdőív rövid változat; Davis-féle Empátia Kérdőív). *Eredmények:* A parallel-elemzés a hallgatói mintán 3 faktort, míg a klinikai mintán 2 dimenziót valószínűsített. Mindkét minta esetében a negatív tételek önálló dimenziót alkottak, amit járulékos faktornak tekintve a későbbiekben nem elemeztünk. A megerősítő faktorelemzés a normatív hallgatói mintán a bifaktoros struktúrát támasztotta alá, ahol az általános faktor mellett két speciális dimenzió jelent meg: paranormális hiedelmek és mágikus okság/spiritualitás (RMSEA = 0,052; CFI = 0,993; TLI = 0,990). A klinikai mintán az egydimenziós szerkezet adta a legjobb illeszkedési mutatókat (RMSEA = 0,032; CFI = 0,970; TLI = 0,965). A 15 tételre rövidített skála jó pszichometriai jellemzőkkel rendelkezett, bár az IRT elemzés rávilágított arra, hogy néhány tétel eltérő jelentést hordoz a nemek (nők vs. férfiak) vagy a vizsgálati minta típusa (normatív vs. klinikai) szerinti összevetéskor. *Következtetések:* Eredményeink megerősítik, hogy a mágikus fogalomalkotás a klinikai mintán egydimenziós modellel ragadható meg leginkább, ezzel szemben a normatív hallgatói mintán már inkább egy bifaktoros struktúra valószínűsíthető, amelynek két speciális dimenziója az adaptív (mágikus okság/spiritualitás) és maladaptív (paranormális hiedelmek) sajátosságok mentén különül el.

Kulcsszavak: Mágikus Fogalomalkotás Skála, mágikus gondolkodás; paranormális hiedelmek, feltáró és megerősítő faktorelemzés, bifaktoros modell, adaptív és maladaptív funkciók

1. Bevezetés

A kognitív fejlődést meghatározó mágikus gondolkodásmód a gyermekkort követő időszakban, a művelleti gondoldás megjelenésével fokozatosan veszít a jelentőségéből, de felnőttkorban is fontos szerepet tölt be. A mágikus valóságsszemlélet a felnőtt realitáskonceptió kiinduló pontja (Piaget, 1957; Woolley, 2000).

A következőkben röviden ismertetjük a mágikus gondolkodásmód főbb jellemzőit. (1) A szinkretikus sémákba rendezett környezetben a személy gondolatai egocentrikusak, mindenhatók, mellőzik a mindennapi vélekedésekben szereplő kritikus tapasztalatokat, a szemlélet megköti a gondolkodást. A gondolat és a cselekedet ennek következtében egybeolvad. A gondolat és a cselekvés között nincs határ, a kontrollképesség elenyésző (Shafran & Rachman, 2004). Hasonló mechanizmus működik felnőttkorban a kényszerszorgondolatok, a szerszerhasználat, vagy a játékszenvedély kialakulásakor. Gyenge a kontroll a gondolat és cselekedet összeillesztésére. A végrehajtó funkciókból pedig hiányzik a konvenciókhoz kötött logikai elemzéshez szükséges késleltetési képesség. (2) A mágikus gondolkodás a valós világ téri és idői szerkezetének felfüggesztését eredményezi. A vágy és a fantázia figyelmen kívül hagyja a reális körülményeket. A személy úgy gondolja, hogy az akarat erejével, figyelem-összpontosítással gondolatátvitellel, ráolvasással, szelle-

mi úton gyakorolt erő átadásával, vagy szellemi úton való fizikai forma megváltoztatásán keresztül a kitűzött cél konkrét cselekvés nélkül is elérhető. Úgy, ahogy ez az álomban rendszeresen megtörténik. *Részen megváltozott tudatállapot, amely nem szembesül a fizikai törvények és a társas szabályok létezésével* (Subbotsky, 2010). (3) Az élettelen tárgyaknak, fizikai jelenségeknek, növényeknek akarat- és szándéktulajdonítása (pl. haragszik az ég), az élettelen világ emberi szociális szokás- és kapcsolatrendszerébe való bevonása, és az ezen keresztül végzett kontrollképesség gyakorlása, totem, kabbalisztikus tevékenység, embert helyettesítő, életre kelthető másolatok létezésével kapcsolatos gondolatok gerjesztése, akaratot közvetítő tárgyak, ellenségek legyőzését segítő misztikus erőt közvetítő ábrák, eszközök készítése, biztonságot fokozó rituálékba való bevonása. *Bizonytalan helyzetekkel, félelmekkel kapcsolatos repetitív cselekedetek, rumináció, és közömbösítő rituálék* (Piaget, 1957; Subbotsky, 2010).

Felnőtteknél a mágikus gondolkodásmód jeleit szkizofrénia spektrumzavarok jelenléte esetében, elsősorban a pozitív tünetek megjelenésekor is megtalálhatjuk (Chapman, Chapman, Kwapil, Eckblad, & Zinser, 1994; Claridge, 1997; Hanssen és mtsai, 2003; Kelleher és mtsai, 2012). Egészséges személyek körében és szubklinikus esetekben a mágikus gondolkodás a kreatív művészeti alkotások és az eredeti tudományos gondolatok alapvető kellékeként vehetők számba. Alvászavarokkal, agyfélteke- és kézhasználati preferenciákkal való összefüggése alapján feltételezhetően genetikai tényezők is részt vesznek a mágikus gondolkodás fennmaradásában (Acar & Sen, 2013; Elek és mtsai, 2020; Fejes, Rózsa, & Must, 2018; Grant, Green, & Mason, 2018; Polner, Simor, & Kéri, 2018).

A mágikus gondolkodás által konstruált realitás szubjektív és vágyvezérelt. Az én stabilitásának megőrzését ellátó funkciókban a 3–6 éves korú gyermekekre jellemző formák a meghatározók. Hátrányos fejlődési környezetben, társas támogatás zavarai esetében a mágikus gondolkodásmód felerősíti a pszichopatológiai tünetek intenzitását, és szinkretikus sémákat (a különböző benyomások egyetlen egységbe történő kapcsolódása) felszínre hozó regresszív természetű kognitív zavarokat idéznek elő (Miller & Ellen-Miller, 1989; Werner, 1948). Ugyanakkor felnőttkorban, megfelelő pozitív támogató légkörben, a mágikus gondolkodás elősegíti a proszociális képességek fejlődését és a társkapcsolatok elmélyülését (Niemyjska, 2015). A társas adaptáció és a pszichopatológiai tünetek formájában megmutatkozó adaptációs zavarok alakulásában a mágikus gondolkodás ellentmondásos szerepet játszik. A felvetett kettősség indokolja a mágikus gondolkodásmód megbízható eszközökkel történő felmérését, szerepének részletesebb elemzését, és az adaptív és maladaptív hatások elkülönítését.

1.1. A Mágikus Fogalomképzés Skála kidolgozása és pszichometriai jellemzői

A terület egyik legismertebb és leggyakrabban alkalmazott önjellemzős mérőeszközét, a *Mágikus Fogalomképzés Skálát* (Magical Ideation Scale), Eckblad és Chapman (1983) dolgozta ki. A 30 tételes kérdőív a mágikus és szokatlan szenzoros jelenségek, a babonák és hiedelmek széles körét öleli fel. A szerzők a mágikus gondolkodást az oksági kapcsolatok elfogadásának olyan tendenciájaként jellemezték, amely az adott kultúrát alapul véve nem tekinthető érvényesnek (pl. gondolatátvitel, irracionális hiedelmek). A tételek megalkotására az 1970-es évek népszerű szkizotípia elméletei voltak hatással (pl. Meehl, 1962; Rado, 1953). Meehl (1964) például a kutatások és a klinikai gyakorlat számára részletes vonás- és tünetlistát készített a szkizotípia jellemzőkről, amelyekre Eckblad és Chapman is nagyban támaszkodott. A tételszelekciók főként korrelációs vizsgálatok eredményein alapultak, így az előzetesen kialakított mágikus fogalomképzés skála tételeit olyanokkal bővítették, amelyek jelentősen korrelálnak a meglévőekkel, és viszonylag alacsony együttjárást mutatnak a szociális kíváncsisággal, valamint a szkizotípia más aspektusait mérő skálákkal. A szerzők az 1970-es években a *Wisconsin Szkizotípia Skálát*¹ (amelynek része a Mágikus Fogalomképzés Skála) évről évre több ezer fős mintákon, elsőéves egyetemi hallgatók körében töltették ki, akik közül két év elteltével a szélsőségesen magas értéket elérő diákokat ismételtelen felmérték. Az eredmények azt mutatták, hogy a Mágikus Fogalomképzés Skálán magas pontszámot elérő diákok esetében a későbbiekben gyakorta megjelentek szkizotíp vonások és a pszichotikus esetekre jellemző tünetek (Chapman & Chapman, 1987).

A nemzetközi kutatási eredmények alapján a Mágikus Fogalomképzés Skála belső konzisztenciája és az időbeli stabilitása elfogadható. A Cronbach- α mutató értéke több vizsgálatai eredmény alapján 0,79 és 0,90 között ingadozott, míg a teszt-reteszt korreláció értéke 0,73 és 0,79 közötti volt (Chapman, Chapman, & Miller, 1982; Garzitto és mtsai, 2016; Kingdon,

¹ A Wisconsin Szkizotípia Skálát az alábbi négy vonás megragadására dolgozták ki: a *testérzékelés torzulása* (pl. tisztázatlan testhatárok, a testi idegenség érzése, a testrészek méretében és arányaiban történő torzult észlelések), *testi anhedónia* (a tipikusan kellemes testi ingerek megélésének nehézsége: pl. táplálkozás, szex), *szociális anhedónia* (a társas kapcsolatokból származó öröm átélésének nehézsége: pl. beszélgetés, közös élmények) és *mágikus fogalomképzés*. A Wisconsin Szkizotípia Skálák négy önjellemző skálája: *Perceptuális Aberráció Skála* (Perceptual Aberration Scale; Chapman és mtsai, 1978), *Testi Anhedónia Skála* (Physical Anhedonia Scale; Chapman és mtsai, 1976), *Módosított Szociális Anhedónia Skála* (Revised Social Anhedonia Scale; Eckblad és mtsai, 1982) és *Mágikus Fogalomképzés Skála* (Magical Ideation Scale; Eckblad & Chapman, 1983). A fenti skálák közül az első háromnak egyelőre nincs magyar nyelvű változata.

Egan, & Rees, 2011; Winterstein, Ackerman, Silvia, & Kwapil, 2011a; Winterstein és mtsai, 2011b; Winterstein, Willse, Kwapil, & Silvia, 2010).

A Wisconsin Szkizotípiá Skálák érvényességét (konstruktum, konvergens és divergens validitását) számos kutatási eredmény támasztja alá (pl. Chapman, Chapman, & Kwapil, 1995; Edell, 1995; Fonseca-Pedrero és mtsai, 2008; Graves & Weinstein, 2004; Kwapil, Barrantes-Vidal, & Silvia, 2008; Lewandowski és mtsai, 2006; Ross, Lutz, & Bailley, 2002). A szkizotíp vonást olyan multidimenzionális konstruktumnak tekintik, amely egyfajta genetikai sérülékenységet jelent a szkizofrénia spektrum zavar későbbi kibontakozására. Meehl (1962) ezt a sérülékenységet, sebezhetőséget *szkizotaxiának* nevezte, amelynek jelenléte szükséges, de önmagában nem elegendő feltétele a szkizofrénia kifejlődésének. A Wisconsin Szkizotípiá Skálákkal végzett utánkövetéses vizsgálatok eredményei meggyőzően támasztották alá a skálák bejósoló erejét, prediktív érvényességét (pl. Chapman és mtsai, 1994; Flückiger és mtsai, 2016; Gooding, Kwapil, 1998; Kwapil és mtsai, 2013; Miettunen és mtsai, 2011; Shah és mtsai, 2012; Tallent, & Matts, 2005;).

A Mágikus Fogalomképzés Skálát számos nyelvre lefordították, többek között *franciára* (Dumas és mtsai, 2000), *litvánra* (Utinäns, 2015), *németre* (Scherbarth-Roschmann & Hautzinger, 1991), *olaszra* (Garzitto és mtsai, 2016), *perzsára* (Khoshouei, 2008), *portugálra* (Vieira, Villemor-Amaral, & Pianowski, 2016), *spanyolra* (Fonseca-Pedrero és mtsai, 2009), *törökre* (Çam, Seydooğulları, & Artar, 2014). A kutatásokban és a klinikai gyakorlatban egyaránt népszerű skálát a legkülönbébb mintákon alkalmazták: például serdülők (Garzitto és mtsai, 2016), koponyasérültek (Zhong, Krueger, Wilson, Bulbulia, & Grafman, 2018), valamint kényszeres zavarban (Einstein & Menzies, 2004; West & Willner, 2011), szkizofrénia spektrum zavarban (Lyons és mtsai, 1995; Stip és mtsai, 2007), evészavarban (Lavender, Shubert, Silva, & Treasure, 2006), illetve szklerózis multiplexben (Te Wildt & Schultz-Venrath, 2004) szenvedők körében.

Mivel a skálát a szerzők egydimenziós mérőeszközként mutatták be, így a későbbiekben viszonylag kevés olyan tanulmány jelent meg, amely a 30 tételes mérőeszköz dimenzionalitását vizsgálta volna. A kapott eredmények meglehetősen ellentmondásosak, mivel eltérő elemszámú mintákon és különféle módszerekkel történtek az elemzések (1. táblázat). Az áttekintő táblázat adatai alapján szembeötlő, hogy tételenkénti faktorelemzést csak egyetemi hallgatói, illetve általános és középiskolás mintán végeztek. A feltáró faktorelemzésekkel (EFA) végzett eredmények (főkomponens [PCA] és főtengelelemzés [PAF]) három esetben az egydimenziós szerkezetet ugyan alátámasztják, de látható, hogy az egyetlen faktor az összvariancia igen csekély hányadát magyarázza: 20–29,6%. Két további feltáró faktorelemzés (PAF és PCA ferde forgatás) két-, illetve háromfaktoros megoldást valószínűsít.

nűsít. Horan, Blanchard, Gangestad és Kwapil (2004) a 30 tételből 10-et elhagyva kapták a kétfaktoros struktúrát, amelyet *Paranormális hiedelmeknek* és *Deperszonalizációnak* neveztek el. Khoshouei (2008) iráni egyetemi hallgatókon végzett főkomponens-elemzéssel háromfaktoros struktúrát valószínűsített: 1. *Hallucinációs élmények és téveszmékhez hasonló hiedelmek*, 2. *Telepátia*, 3. *Paranormális hiedelmek*. A három megerősítő faktorelemzésből (CFA) kettő esetében az illeszkedési mutatók elfogadhatóak voltak, vagyis az adatok megfeleltek az elvárt egydimenziós struktúrának, bár néhány tétel faktorsúlya alacsony volt. Cicero és munkatársai (2019) közleményükben a 30 tételes teljes és a 15 tételes rövid változat részletes pszichometriai elemzését készítették el nagy létszámú egyetemi hallgatói mintán ($n = 2312$). Eredményeik szerint a 30 tételes változat nem egydimenziós, amit nemcsak a megerősítő faktorelemzés, hanem a modern valószínűségi tesztelméleten (Item Response Theory, IRT) alapuló tételelemzés eredménye is alátámaszt. Ezzel szemben az eredetileg Winterstein és munkatársai (2011ab) által kialakított 15 tételes rövidített változatot már egydimenziósnak találták (Cicero, Martin, & Krieg, 2019).

1.2. A tanulmány célkitűzése

A mágikus gondolatok leggyakrabban alkalmazott önjellemző kérdőíve több mint 30 évvel ezelőtt készült, de a Wisconsin Szkitizotípia Skálákat a mai napig a szkitizotípia alapvető önjellemző mérőeszközeiként tartják számon. A skála kidolgozása során az 1970-es évek népszerű elméleti megközelítéseit alkalmazták, és a tételek kiválasztása főként korrelációs elven alapult. A tesztfejlesztés során a szerzők elsődleges szempontja az volt, hogy a skála minél jobb bejósolást adjon a későbbi szkitizofrénia spektrum zavar megjelenésére. A skála pszichometriai tulajdonságaival foglalkozó későbbi kutatások főként a 30 tételből álló skála kiváló belső konzisztenciáját jelezték (pl. Çam és mtsai, 2014; Cicero és mtsai, 2019; Garzitto és mtsai, 2016; Johnston, 1991; Winterstein, Ackerman, Silvia, & Kwapil, 2011a; Winterstein és mtsai, 2011b; Winterstein, Willse, Kwapil, & Silvia, 2010), ami a tételek nagy számának köszönhetően el is várható. A skála faktorelemzésére irányuló kutatási eredmények azonban változatosak, így nehéz eldönteni, hogy a konstruktum egy vagy inkább több dimenzióval jellemezhető. A dimenzionalitás kérdése a gyakorlati felhasználás (pl. pontozás) és az elemzések szempontjából² (pl. reliabilitásbecslés, modern valószínűségi tesztelméleten alapuló elemzések) egyaránt fontos.

² A hagyományosan alkalmazott Cronbach- α mutatók vagy a valószínűségi tesztelméleten nyugvó tétel-válasz-elmélet (Item Response Theory, IRT; itemjelleggörbék, tételtorzítások vizsgálata) alkalmazásának előfeltétele a skála egydimenziós szerkezete.

1. táblázat. A Mágikus Fogalomképzés Skála 30 tételén végzett faktorelemzéses vizsgálatok áttekintése

Szerző(k)	Vizsgálati minta	Ország	Módszer	Eredmény
Johnston, 1991	2398 egyetemi hallgató	USA	PCA	Egydimenziós faktorszerkezet, a magyarázott variancia 20%.
Horan és mtsai, 2004	1560 egyetemi hallgató	USA	PAF, ferde forgatás, 8 tételen további látens osztályelemzés	10 tétel elhagyásával kétfaktoros struktúra: <i>Paramornális</i> hiedelmek (13 tétel) és <i>Deperszonalizáció</i> (7 tétel).
Graves & Weinstein, 2004	90 egyetemi hallgató	USA	PCA	Egydimenziós faktorszerkezet, de a 7 fordított tétel alacsony faktorsúlyú, a magyarázott variancia 29,6%.
Khoshouei, 2008	327 egyetemi hallgató	Irán	PCA, ferde forgatás	Háromfaktoros struktúra: 1. <i>Hallucinációs élmények és téveszméhez hasonló hiedelmek</i> , 2. <i>Telepátia</i> , 3. <i>Paramornális hiedelmek</i> .
Fonseca-Pedrero és mtsai, 2009	737 egyetemi hallgató	Spanyolország	CFA	Egydimenziós faktorszerkezet; a 7. fordított tétel és a 30. tétel faktorsúlyá alacsony. Csak egydimenziós struktúrát vizsgáltak.
Winterstein és mtsai, 2011ab	6137 egyetemi hallgató	USA	CTT, IRT, DIF	Egydimenziós faktorszerkezet. A 30 tétéles skálát 15 tételre rövidítették.
Çam és mtsai, 2014	433 egyetemi hallgató	Törökország	CFA	Egydimenziós faktorszerkezet. Az 1., 12., 13., 16., 23. és 24. tételek item-totál korrelációi 0,2 alattiak. A 16., 23. és 24. tétel nem működött jól.
Garzitto és mtsai, 2016	1378 általános és középiskolás hallgatók, 8-34 évesek	Olaszország	EFA tetra korikus korreláció	Egydimenziós faktorszerkezet, a magyarázott variancia 26,4%.
Cicero és mtsai, 2019	2312 egyetemi hallgató	USA	CFA, IRT, DIF	Egydimenziós faktorszerkezet a 30 tétéles mérőeszközön gyenge illeszkedési mutatókat eredményezett. A 15 tétéles rövidített változat egydimenziós faktorszerkezetét a megerősítő faktorelemzés alátámasztotta. Nincs számottevő torzítás a különböző etnikumú csoportok között.

Megjegyzés: PCA: főkomponens elemzés, PAF: főtengelelemzés, EFA: feltáró faktorelemzés, CFA: megerősítő faktorelemzés, CTT: klasszikus tesztelmélet, IRT: tétel-válasz elmélet, DIF: eltérő tételműködés, torzítás.

A jelen vizsgálatunk elsődleges célja a Mágikus Fogalomképzés Skála átfogó pszichometriai elemzése, amely kiterjed a 30 tételes skála faktorszerkezetének részletes vizsgálatára, a tételek belső konzisztenciájának elemzésére, a skála kritérium és konstruktum validitásának vizsgálatára, illetve a tételek modern valószínűségi tesztelméleten nyugvó elemzésére.

Tanulmányunk fontosságát nemcsak a nagy elemszámú normatív vizsgálati mintán történő elemzés jelenti, hanem az is, hogy elsőként vállalkozik klinikai mintán történő faktorelemzésre. Meglepő módon a skála részletes pszichometriai vizsgálatára klinikai mintán mindezidáig nem került sor, annak ellenére, hogy sokan a skálát elsődlegesen klinikai mérőeszköznek tartják. A fentiekből fakad vizsgálatunk további fontos célkitűzése: annak vizsgálata, hogy az önjellemző mérőeszköz tételei mennyire hordoznak eltérő jelentést a normatív és a klinikai mintába tartozó személyek, és a nemek (nők és férfiak) számára. További célkitűzésünk, hogy egy olyan hazai változatot alakítsunk ki, amely normál és klinikai mintán is egyaránt alkalmazható, emellett a modern pszichometriai kritériumoknak is megfelel.

Az elemzéseink során alkalmazott módszerek megválasztásának szempontjait és a kapott eredményeket igyekszünk részletesen kifejteni, hogy ezáltal segítsük a hazai tesztadaptációs kutatásokat.

2. Módszer

2.1. Vizsgálati személyek

A vizsgálatban 1730 egyetemi hallgató vett részt, akik egy budapesti, valamint a kaposvári és a pécsi egyetem különböző karain tanulnak nappali vagy levelező képzés keretében³. A hallgatók túlnyomó többsége nő volt (1170 fő, 67,6%), 8 személy pedig nem jelölte meg a nemét. Az önkéntes kitöltők életkora, a levelező képzésben résztvevő hallgatóknak köszönhetően, tág tartományban szórt: az átlagéletkor 28,1 év, a szórás (SD) pedig 10,4 év. A legfiatalabb kitöltő 18 éves, míg a legidősebb 75 éves volt. A kérdőíves kitöltésekre csoportosan, az órák keretében került sor, több más önjellemző kérdőív felhasználásával.⁴

³ A kutatásba a Pécsi Tudományegyetem Általános Orvostudományi Karának orvostan hallgatói, a Kaposvári Egyetem Pedagógiai és Pszichológiai intézetének és a Pázmány Péter Katolikus Egyetem bölcsészhallgatói vettek részt.

⁴ Jelen tanulmányunkban elsődlegesen a Mágikus Fogalomképzés Skála elemzésének eredményeit szemlélítjük, más módszerekkel történő összevetésre a terjedelem korlátok miatt nem vállalkozunk.

A klinikai mintát 319 (239 nő és 80 férfi) pszichiátriai kezelésben részesülő páciens alkotta, akik a Békés Megyei Központi Kórház Pándy Kálmán Tagkórházának Pszichiátriai Osztályán kerültek ellátásra. A betegek hangulat-, szorongásos- vagy szkizofrénia spektrum zavar diagnózissal rendelkeztek. A neurokognitív deficit és a pszichoaktív szerhasználat kizáró kritériumként szerepelt. A páciensek átlagéletkora 44,2 év volt (SD = 12,1 év), a legfiatalabb kitöltő 18, míg a legidősebb 70 éves volt.

A normatív és a klinikai mintán történő vizsgálat a Helsinki deklaráció szellemében a Pécsi Tudományegyetem Regionális Kutatásetikai Bizottságának engedélye alapján zajlott (az engedély száma: 6732 PTE/2017).

2.2. Mérészközök

Mágikus Fogalomképzés Skála: a 30 tételes önjellemző skála állításait dichotóm (igen-nem) válaszlehetőségek mentén ítélni meg a kitöltő. A pontozás során az igen válaszok kapnak 1 pontot, míg a nem válaszok 0-át. Kivételt képez a 7 fordított tétel, amelyeknél a nem válasz ér 1 pontot. A skálán elért magasabb pontszámok a mágikus gondolkodásmód fokozott megjelenésére utalnak. A korábbiakban már utaltunk rá, hogy a skála belső konzisztenciája és az időbeli stabilitása elfogadható, a Cronbach- α mutató értéke több vizsgálati eredmény alapján 0,79 és 0,90 között ingadozott, míg a teszt-reteszt korreláció értéke 0,73 és 0,79 közötti volt (Chapman és mtsai, 1982; Garzitto és mtsai, 2016; Kingdon és mtsai, 2011; Winterstein és mtsai, 2010, 2011). A skála magyar nyelvűre történő fordítását a területet jól ismerő szakember készítette, a fordítást pedig a kutatócsoport tagjai ellenőrizték, majd véglegesítették. A kérdőív megtalálható a Függelékben.

A *Szkizotípiá Személyiség Kérdőívet* (Schizotypy Personality Questionnaire – Brief Revised, SPQ-BR; Cohen, Matthews, Najolia, & Brown, 2010; magyar változat: Kállai és mtsai, 2018) a DSM-5 (American Psychiatric Association, 2013) diagnosztikai rendszerben szereplő szkizotípiás személyiségzavar pontosabb diagnosztikája és a szkizofréniára jellemző tünetek iránt fokozott vulnerabilitással rendelkezők azonosítása érdekében dolgozták ki. Az SPQ-BR 32 állítást tartalmazó ötfokozatú Likert-skálás kérdőív (egyáltalán nem [0] – nagyon gyakran [5]) 3 főskálára és 7 alskálára bontható. A 7 alskála a következők: *Gyanakvás* (pl. Érzem néha úgy, hogy más emberek Önről beszélnek?), *Közei barátok hiánya* (pl. Érzem úgy, hogy nem tud közel kerülni másokhoz?), *Furcsa viselkedés* (pl. Mások kissé különcnek, furcsának tartanak.), *Szociális szorongás* (pl. Gyakran érzem magam idegesnek, amikor ismeretlen emberek csoportjában találja magam?), *Mágikus gondolkodás* (pl. Hisz a telepátiában (gondolatolvasásban)?), *Furcsa beszéd* (pl. Beszéd közben gyakran egyik témáról gyorsan másikra váltok.), *Szokatlan élmények iránti von-*

zalom (pl. Gyakran hallok egy hangot, ami a gondolataimat mondja ki hangosan.). Az alskálákon elért magasabb pontszám az adott jellemző fokozott megjelenését jelzi. A 3 főskála a következő: I. Pozitív tünetek: kognitív és perceptuális zavarok; II. Negatív tünetek: az interperszonális magatartás deficitjére utalnak; III. Deorganizált viselkedés. A szakirodalmi adatok alapján valamennyi alskála belső konzisztenciája jó, a Cronbach- α mutató értékei 0,90 és 0,80 közöttiek (Cohen és mtsai, 2010). A kérdőív hazai változata szintén jó pszichometriai tulajdonságokkal rendelkezik (Kállai és mtsai, 2018).

Tellegen Abszorpció Skála (Tellegen Absorption Scale, TAS; Tellegen & Atkinson, 1974; magyar változat: Simor, Köteles, & Bódizs, 2011): a jelen vizsgálatban a hazai alkalmazás során bemért 5 válaszalternatívát (egyáltalán nem jellemző [1] – teljesen jellemző [5]) kínáló Likert-skálás verziót alkalmaztuk (Rózsa és mtsai, 2019), amelyben a magasabb pontszám fokozott pszichológiai abszorpciót jelez. Az abszorpciót a külső és belső ingerekre vonatkozó fokozott érzékenység és az élményekben való teljes elmerülés jellemzi, amely szerepet játszik a művészi kifejező- és befogadó-képességben, a hipnózis iránti fogékonyságban, a szokatlan – esetenként mágikus, spirituális – élmények iránti befogadókészségben, és a genetikai predispozíciók kibontakoztatásában. A kérdőív nem tartalmaz fordított tételt. Néhány példa a kérdőív tételeire: Néha kilépek a szokásos énemből és a lét teljesen más állapotát élem át.; A naplemente nagy hatással van rám.; Ha filmet, tv-t vagy egy színdarabot nézek, annyira bele tudok merülni, hogy egészen elfeledkezem magamról és környezetemről, és úgy élem át a történetet, mintha az valós lenne és én is részt vennék benne. A skálán elért magasabb pontszám a fokozott abszorpcióra utal. Tellegen (1982) kiváló belső konzisztenciáról (Cronbach- α : 0,88) és magas teszt-reteszt (0,91) megbízhatóságról számol be egyetemi hallgatói mintán. A kiváló teszt-reteszt reliabilitást más szerző tanulmánya is alátámasztja (Kihlstrom és mtsai, 1989). A mérőeszköz kiváló megbízhatóságát és érvényességét a hazai vizsgálatok is alátámasztják (pl. Simor és mtsai, 2011; Rózsa és mtsai, 2019).

A *Davis-féle Empátia Kérdőív* (Interpersonal Reactivity Index – IRI; Davis, 1983; magyar fordítás: Kulcsár, 2002) az empátia egyéni különbségeinek mérésére kialakított 28 tételes mérőeszköz. A kitöltőnek 5-fokú Likert-skálán kell jelölnie, hogy az egyes állítások milyen mértékben jellemzőek rá (egyáltalán nem jellemző [0] – teljes mértékben jellemző [4]). Nyolc tétel fordított pontozású. A kérdőív tételei négy, egymástól jól elkülönülő skálára bonthatók: Fantázia (pl. Nagyon magukkal ragadnak egy regény szereplőinek érzései.), Empátiás törődés (pl. Gyakran érzek törődést és aggodalmat azok iránt, akik szerencsétlenebbek nálam.), Személyes distressz (pl. Vészhelyzetben igen nyugtalannak érzem magam, feszengek.) és Nézőpontváltás (pl. Néha megpróbálok jobban megérteni a barátaimat úgy, hogy elkép-

zelem, hogyan látszódnak a dolgok az ő nézőpontjukból.). A skálakon elért magasabb pontszám az adott jellemző fokozott megjelenését jelzi. A 7 tételből álló skálák belső konzisztenciáját becsülő Cronbach- α mutatók értékei Davis (1983) vizsgálatainak eredményei alapján 0,70 és 0,78 közöttiek, a skálák teszt-reteszt reliabilitása pedig 0,61 és 0,81 között mozog. A mérőeszköz faktoranalitikus vizsgálatai alapján további másodrendű faktorokat azonosítottak, így a 4 skála mellett megkülönböztethetünk kognitív és affektív empátia dimenziókat is. A Kognitív empátiát a Nézőpontváltás és a Fantázia skála összegzése adja, míg az Affektív Empátia az Empátiás törődés és Személyes distressz összeadásával képezhető (Smith, 2006). Bár a kérdőívet már számos hazai vizsgálatban alkalmazták, az átfogó adaptációja egyelőre nem történt meg.

2.3. Adatelemzési módszerek és stratégia

A Mágikus Fogalomképzés Skála dichotóm válaszformátumú adatait a normatív és klinikai mintán hasonló módon, párhuzamosan vizsgáltuk. Elsőként a tételek egy- és többváltozós normalitását ellenőriztük, mivel ennek eredménye meghatározza a faktorelemzésnél alkalmazott becslési módszert. Ezt követően parallel-elemzést és feltáró faktorelemzést végeztünk, hogy a lehetséges dimenziók számát meghatározzuk és a tételek dimenziókba szerveződését ellenőrizzük.

A Horn (1965) által bevezetett parallel-elemzés egy olyan szimulációs módszer, amely lehetőséget ad arra, hogy csak a szignifikáns főkomponenseket tartsuk meg. Az eljárás az eredeti vizsgálati minta fő paraméterei alapján (pl. mintaelemszám, változók száma) véletlenszerű mintákat képez, nem korreláló változókkal, és az így kapott sajátértékeket veti össze a vizsgálati mintán nyert korrelációs mátrix alapján kapott sajátértékekkel. Csak azokat a dimenziókat tartjuk szignifikánsnak, amelyek sajátértéke nagyobb, mint a random, korrelátlan változókból képzett sajátérték. A módszer elve tehát az, hogy a minta variabilitása véletlenszerűen is eredményezhet 1-nél nagyobb sajátértékű komponenseket, még akkor is, ha valójában a változóink nem korrelálnak, és így előfordulhat, hogy egy 1-nél nagyobb sajátértékkel rendelkező dimenzió valójában nem képvisel valódi, értelmezhető információt.

A feltáró faktorelemzések után megerősítő faktoranalízist alkalmaztunk, hogy a feltárt struktúrát ellenőrizzük. Mivel a normatív mintánk elemszáma nagy, így a teljes mintát véletlenszerűen kettéválasztottuk, és az egyik felén a feltáró elemzéseket készítettük el, míg a másikon a megerősítő elemzéseket. A két független mintán történő elemzések pontosabb, megbízhatóbb eredményeket adnak. A megerősítő faktorelemzések során az adatok

és a teoretikus modell egybeesésének mértékét jelző illeszkedési mutatóknál a módszertani ajánlásokban megfogalmazott kritériumokat használjuk (pl. Anderson & Gerbing, 1984; Bentler, 1990; Cole, 1987; Marsh, Balla, & McDonald, 1988; Tanaka, 1993). Általánosan elfogadott és ajánlott, hogy a modell illeszkedésének jószágát több kritérium alapján ítéljük meg. Az egyik leggyakrabban használt illeszkedési mutató a χ^2 -próba mértéke, amelyet általában akkor tekinthetünk elfogadhatónak, ha a szabadságfokhoz viszonyított értéke alacsony (pl. kisebb, mint a szabadságfok kétszerese) és nem szignifikáns ($p > 0,05$). Ennek a mutatónak azonban több korlátja létezik. A legjellemzőbbek a többváltozós normalitás sérülésére és a mintanagyságra való érzékenység. Számos empirikus eredmény és szimulációs vizsgálat támasztja alá, hogy a normalitás sérülésekor vagy nagy elemszámú minta esetében a χ^2 -próba kevésbé informatív, és a legtöbb esetben a modell elvetését jelzi (Bentler & Bonnet, 1980; Jöreskog & Sörbom, 1993; McIntosh, 2006; Ropovik, 2015). A mintanagyságból fakadó korlátot gyakran a χ^2 -próba szabadságfokhoz mért arányával próbálják kompenzálni ($\chi^2/\text{szabadságfok}$), amelynek ugyan nincs pontos kritériuma, de az ajánlások általában 2-től 5-ig terjednek, és a határérték alatti érték jelez megfelelő illeszkedést (Tabachnick & Fidell, 2007; Wheaton, Muthen, Alwin, & Summers, 1977).

Elemzéseink során a χ^2 mutató mellett az alábbi illeszkedési mutatókat vesszük figyelembe: összehasonlító illeszkedési mutató (Comparative Fit Index, CFI), Tucker-Lewis-féle Illeszkedési mutató (Tucker-Lewis Non-normed Fit Index, TLI; Tucker & Lewis, 1973), valamint a becslési hiba négyzetes átlagának gyöke (Root-Mean-Square Error of Approximation, RMSEA, Steiger, 1990)⁵. A CFI azt méri fel, hogy egy feltételezett hipotetikus modell milyen mértékben reprodukálja a valós adatokon nyugvó kovarianciamátrixot egy független modellhez képest. A TLI a CFI-hez hasonló módon méri az illeszkedést, annyi különbséggel, hogy ez a mutató a modellben használt szabadságfokot is figyelembe veszi, így kiküszöböli a vizsgálati minta méretének befolyásoló szerepét. A CFI és TLI mutatók értéke 0 és 1 közötti tartományba eshet, ahol az 1-hez közeli érték jelzi a szoros illeszkedést. Kezdetben a mutatók elfogadhatósági kritériumának 0,90-et adtak meg, de az utóbbi időkben inkább a 0,95-öt tekintik az elfogadhatóság alsó határának (Hu & Bentler, 1999). A Steiger-féle RMSEA mutatót a modell populációs kovariancia mátrixhoz viszonyított illeszkedésének becsléséhez használjuk. Az RMSEA az elemszámtól függetlenül hasonlítja össze, hogy a valós és az optimális paraméterekkel rendelkező hipotetikus modell

⁵ Érdemes megjegyezni, hogy a fenti illeszkedési mutatóknak nincs széles körben elterjedt magyar elnevezése, a kutatók leginkább az angol rövidítéseket alkalmazzák. A továbbiakban mi is a rövidítésekkel hivatkozunk a mutatókra.

kovarianciamátrixa milyen mértékben illeszkedik. Az RMSEA a modell tarakéosságának megbízható jelzője, a komplex modellek hibás specifikálásának hatékony mutatója. Az RMSEA értéke is 0 és 1 közé eshet, itt azonban a kisebb, 0-hoz közel eső érték jelzi a jobb illeszkedést. Browne és Cudeck (1993) szerint az RMSEA értékei 0,05-ig szoros illeszkedést jeleznek; 0,08-os értékig pedig megfelelő illeszkedést, elfogadható populáción belüli becslési hibákkal.

A csoportok (nők és férfiak, normatív és klinikai minta) közötti összehasonlításokat kétmintás *t*-próba segítségével vetettük össze. Ha a Levene-teszt a szórások szignifikáns eltérését jelezte, akkor Welch-féle *d*-próba eredményeit vettük figyelembe. A változók közötti együtjtjárásokat Pearson-féle korrelációs együtthatókkal jellemeztük.

A leíró statisztikai elemzéseket, a csoportok közötti összehasonlításokat (kétmintás *t*-próba, Welch-féle *d*-próba), és a változók közötti kapcsolatokat (Pearson-féle korrelációs elemzés) az SPSS 22 (IBM Corp. 2013), a faktorelemzéseket az MPLUS 8.2 (Muthén & Muthén, 1998–2017) és az ingyenesen használható FACTOR (Lorenzo & Ferrando, 2006, 2013) elnevezésű programokkal, a valószínűségi tesztelmélet alapján történő item-paraméterek becslését (nehézség és diszkrimináció) és az eltérő tételműködést (DIF) pedig az IRTPRO szoftver (Cai és mtsai, 2011) segítségével készítettük el.

3. Eredmények

3.1. A Mágikus Fogalomképzés Skála faktorszerkezete

3.1.1. Feltáró faktorelemzés

Elsőként parallel-elemzés (Horn, 1965) segítségével arra kerestük a választ, hogy a Mágikus Fogalomképzés Skála 30 tétele hány dimenzió köré csoportosítható, illetve tekinthető-e egydimenziósnak a különböző vizsgálati mintákon (normatív és klinika). A normatív mintán végzett szimulációs módszer 3 szignifikáns dimenzió meglétét jelezte, míg a kis elemszámú klinikai mintán 1 vagy 2 faktort valószínűsített.⁶

⁶ Fontos megjegyezni, hogy a klinikai mintán képzett szimuláció véletlenszerűen képzett második faktora esetében a sajátérték varianciájának átlaga nem haladta meg a tényleges adatokon nyert sajátértéket (6,7 vs. 7,1), ellenben a 95%-os konfidencia intervallum felső határértéke (7,2) nagyobb volt, mint a valós adatokon nyert sajátérték. Így az elemzés alapján 1 vagy 2 faktor valószínűsíthető.

A következő lépésben feltáró faktorelemzést végeztünk a véletlenszerűen kettéválasztott normatív vizsgálati minta egyik felén. A faktorelemzésnél a tetrakorikus korrelációt alkalmaztuk a legkisebb négyzetek súlyozott módszerével,⁷ mivel a változóink dichotómak, és az előzetes vizsgálatok eredményei alapján azt kaptuk, hogy a normalitás több esetben is sérült.⁸ Nyolc egynél nagyobb sajátértékű komponenszt azonosítottunk, amelyből az első az összvariancia 27,4%-át magyarázta, a második 7,6%-ot, a harmadik pedig 6,6%-ot. A további komponensek magyarázóereje 5% alatt volt. Általánosan elfogadott, hogy ha a faktorelemzés során kapott első komponens magyarázó ereje eléri a 20%-ot, a második pedig nem éri el az első komponens magyarázó erejének harmadrészét, akkor egydimenziós struktúrát valószínűsíthetünk (Drasgow és Parsons, 1983; Morizot és mtsai, 2009). A klinikai minta elemzésekor 9 egynél nagyobb sajátértékű komponenszt kaptunk, és az első és második komponensek magyarázó erejének aránya szintén meghaladta a hármat: 22,2% vs. 6,7%.

A fenti, egymásnak ellentmondó eredmények (a feltáró faktorelemzés egydimenziós szerkezetre utaló jellemzői és a parallel-elemzés több dimenziót valószínűsítő eredménye) feloldására megvizsgáltuk a normatív mintán kapott 3 faktoros szerkezetet, illetve a klinikai minta 2 faktoros szerkezetét, amit a parallel-elemzés valószínűsített.

A normatív mintán a 3 faktoros megoldás az összvariancia közel 42%-át magyarázza. A fentiekben már jeleztük, hogy az első faktor magyarázóereje kiemelkedik a másik kettőhöz viszonyítva (2. táblázat). Láthatjuk, hogy a faktorsúlyok változatosak és több olyan tétel is akad, amelyek egyetlen faktorttal sem mutatnak számottevő korrelációt ($<0,40$), illetve vannak olyan tételek, amelyek egyidejűleg több faktorttal is korrelálnak.

⁷ Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted: WLSMV.

⁸ Mivel a faktorelemzés eredményét jelentősen torzíthatja a változók normalitásának sérülése, így előzetesen a változók eloszlását és normalitását (egy- és többváltozós) vizsgáltuk meg. Mivel a kérdőív tételeinek értékelése dichotóm válaszformátumú skálán történik, így ezek a változók nem tekinthetők folytonos intervallum skáláknak, így nem meglepő, hogy a normalitást tesztelő hagyományos próbák (pl. Kolmogorov-Smirnov-teszt, Shapiro-Wilk-teszt, Mardia-féle többváltozós ferdeség és csúcsosság mutató) kritériumainak általában nem felelnek meg. A fentieknek megfelelően inkább azt vizsgáljuk, hogy a változók normalitása milyen mértékben sérül. Bár nincs egyértelműen meghatározott kritérium, a módszertani ajánlások szerint, a nagyobb elemszámú vizsgálati minták esetén ($n > 300$), leginkább a ferdeség abszolút értékben 2 alatti értéke, valamint a csúcsosság 7 alatti értéke elfogadható (Chou & Bentler, 1995; Curran, West, & Finch, 1996; Muthén & Kaplan, 1985). A normatív mintában a ferdeségmutató 10 változó esetében haladta meg a 2 értéket, míg a klinikai minta esetében 5. A csúcsosságmutatónál a normatív mintában 5, míg a klinikai mintában 1 változó esetében kaptunk 7-nél nagyobb értéket.

A legnagyobb magyarázóerővel rendelkező első faktorba főként a paranormális jelenségekkel és a téveszmékkel kapcsolatos hiedelmek kerültek, amelyek az énhatárok gyengeségére és a fokozott jelentéstulajdonításra utalnak: pl. *Néha észreveszek olyan hangokat is a felvételeken, amik máskor nincsenek ott.*

A második dimenzióba a mágikus oksággal és a spiritualitással kapcsolatos tételek szerveződtek: pl. *Tűnődtem már azon, hogy vajon a holtak lelke befolyásolja-e az élőket.*

A leggyengébb magyarázóerővel rendelkező harmadik dimenziót alkotó tételek közös jellemzője a mágikus hiedelmek elutasítása, amelyet – egyetlen kivételtől eltekintve – a skála fordított megfogalmazású tételei alkotnak: pl. *Soha nem éreztem azt, hogy bizonyos gondolataim valójában valaki más gondolatai lennének.*

Fontos megjegyezni, hogy a skála 7 fordított tételéből csak 6 tartozik ide, a 23. tétel (*Amikor idegeneknek mutatnak be, néha azon tűnődöm, vajon találkoztam-e már velük korábban*) az első faktorhoz sorolódik. A fenti fordított tétel eltérő működésének ellenőrzéséhez ismételten megvizsgáltuk az eredeti angol megfogalmazást (*When introduced to strangers I rarely wonder if they have known me before*), és észrevettük, hogy fordítási pontatlanság következtében fordult meg a tétel iránya. Az eredeti angol tétel „rare” szava azt fejezi ki, hogy „szinte sohasem” vagy „csak ritkán” tűnődöm azon, hogy az idegenek ismernek-e engem korábbról, míg a magyar fordítás „néha azon tűnődöm” kifejezése sokkal megengedőbb, azt jelzi, hogy elő szokott ilyen fordulni. Ez a szemantikai eltérés lehet a magyarázat arra, hogy a tétel iránya megfordult, és így a spirituális dimenzióval mutat kapcsolatot.

A nagy elemszámú normatív mintán a gyenge faktorsúlyú ($< 0,40$) és a jelentős mértékű ($\geq 0,30$) keresztöltéssel rendelkező tételek elhagyásával két olyan faktort alakítottunk ki, amelyek pszichometriai értelemben a mágikus fogalomképzés tisztább komponensei.⁹ A kiválasztott tételeket szürke háttérrel emeltük ki a 2. táblázatban.

A klinikai mintán végzett kétfaktoros feltáró elemzés összességében az egydimenziós szerkezetet erősítette meg, mivel a második faktorba került az összes fordított tétel (a 23. tétel kivételével), amit módszerből fakadó melléktermékként értelmeztünk (ld. részletesen a következő fejezetben).

⁹ A kiválasztott tételek faktorsúlyai 0,4-nél nagyobbak, és más faktorokkal nem mutatnak jelentős ($\geq 0,30$) keresztöltést.

2. táblázat. A Mágikus Fogalomképzés Skála tételein végzett feltáró faktorelemzés eredménye (normatív és klinikai minta, R: fordított tétel)

A Mágikus Fogalomképzés Skála tételei	Normatív minta			Klinikai minta	
	I.	II.	III.	I.	II.
Néhány emberről már azáltal tudomást szerzek, hogy rám gondolnak.	0,26	0,34	-0,12	0,48	-0,07
Volt már olyan érzésem, hogy talán nem is vagyok emberi lény.	0,58	0,30	0,10	0,31	-0,03
Előfordult, hogy félttem rálépni a járda repedéseire.	0,30	0,17	0,03	0,34	-0,16
Szerintem képes lennék mások elméjében olvasni, ha akarnám.	0,37	0,35	-0,11	0,40	-0,07
A horoszkópok túl gyakran igazak ahhoz, hogy véletlenek legyenek.	0,00	0,46	-0,25	0,45	0,09
Mikor hazaérek, néha úgy tűnik, a dolgok más helyre kerültek, annak ellenére, hogy senki sem járt ott.	0,63	0,04	-0,02	0,52	0,04
Bizonyos számok, mint például a 13 és 7 semmilyen különleges erővel nem rendelkeznek. (R)	-0,09	-0,11	0,47	-0,17	0,39
Néha volt már olyan furcsa érzésem, hogy a rádiós vagy tévés műsorvezető tudta, hogy hallgatom őt.	0,80	-0,13	0,06	0,42	-0,01
Aggódtam már amiatt, hogy más bolygókon élő emberek befolyásolhatják azt, ami a Földön történik.	0,43	0,30	-0,03	0,43	-0,12
A kormány megtagadja tőlünk az igazságot a repülő csészealjokról.	0,14	0,27	-0,14	0,39	-0,15
Éreztem már azt, hogy a tárgyak elrendezése, például egy kirakat berendezése üzenetet közvetít számomra.	0,53	0,26	-0,01	0,58	0,03
Soha nem kételkedtem abban, hogy az álmaim a saját elmém szüleményei. (R)	-0,16	0,11	0,29	0,01	0,55
A szerencsehozó talizmánok nem működnek. (R)	0,06	-0,06	0,34	0,10	0,32
Néha észreveszek olyan hangokat is a felvételeken, amik máskor nincsenek ott.	0,86	-0,05	-0,01	0,47	-0,11
Időnként úgy tűnik, az idegen emberek kézmozdulatai befolyásolnak engem.	0,67	0,09	0,06	0,47	-0,16
Szinte soha nem álmodom meg a dolgokat a megtörténtük előtt. (R)	0,07	-0,13	0,49	0,02	0,18

2. táblázat (folytatás)

A Mágikus Fogalomképzés Skála tételei	Normatív minta			Klinikai minta	
	I.	II.	III.	I.	II.
Előfordult már, hogy egy pillanatra úgy éreztem, hogy valaki helyét egy hasonmása vette át.	0,86	-0,06	-0,14	0,48	-0,22
Lehetetlen másokat bántani azáltal, hogy rossz dolgokat gondolunk róluk. (R)	-0,14	-0,03	0,43	0,02	0,34
Előfordult már, hogy éreztem a gonosz jelenlétét magam körül, annak ellenére, hogy nem láttam.	0,31	0,47	-0,04	0,61	-0,11
Néha azt érzem, hogy energiát nyerek vagy vesztek azáltal, hogy bizonyos emberek rám néznek vagy megérintenek.	0,13	0,65	0,05	0,52	0,26
Volt már olyan futó gondolatom, hogy idegen emberek szerelmesek belém.	0,25	0,21	0,11	0,41	-0,06
Soha nem éreztem azt, hogy bizonyos gondolataim valójában valaki más gondolatai lennének. (R)	-0,07	0,11	0,54	-0,11	0,35
Amikor idegeneknek mutatnak be, néha azon tűnődöm, vajon találkoztam-e már velük korábban. (R)	-0,01	0,49	0,00	0,45	0,12
Ha a reinkarnáció valóban létezne, az sok különös élményemet megmagyarázná.	-0,10	0,67	-0,21	0,53	0,15
Az emberek gyakran olyan furcsán viselkednek, hogy eltűnődöm vajon nem egy kísérlet résztvevői-e.	0,44	0,22	0,00	0,58	-0,02
Néha a negatív hatások elhárítása érdekében bizonyos rituálékat hajtok végre.	0,13	0,50	0,11	0,50	0,13
Éreztem már azt, hogy megtörténtte tehetek valamit pusztán azáltal, hogy túl sokat gondolok rá.	-0,09	0,69	0,01	0,53	0,28
Tűnődtem már azon, hogy vajon a holtak lelke befolyásolja-e az élőket.	-0,04	0,67	0,05	0,47	0,04
Néha megtörtént, hogy azt éreztem az egyetemi előadáson a professzor szavai külön nekem szólnak.	0,19	0,35	0,09	0,54	0,02
Előfordult néha, hogy azt éreztem, idegenek olvasnak a gondolataimban.	0,34	0,42	0,08	0,68	-0,08
Magyarázott variancia (%)	27,4	7,6	6,6	21,5	6,6
Cronbach- α	0,75	0,72	0,51	0,86	0,51

3.1.2. A negatív tételek önálló faktorba rendeződésének problémája

A feltáró faktorelemzés során kapott eredmények mindkét mintában (normatív és klinikai) megerősítik a fordított tételek elkülönülését, önálló dimenzióba szerveződését. A pozitív és negatív tételek elkülönülése a faktorelemzés során viszonylag gyakori jelenség. A szakirodalomban a skála mérési tartományának megfelelően nevezik el a tételeket pozitív és negatív irányúnak. Pozitívnak azokat a tételeket nevezik, amelyek az eredeti skála irányával egybeesnek, míg a negatív pontozásúnak nevezett tételek ellentétes irányúak. A negatív tételeket általában azért építik be a kérdőívekbe, hogy a válaszadási mintázat torzító hatását kivédjék. Ilyen torzító válaszadási mintázat lehet, ha a kitöltő az első kérdések megválaszolása után felismeri a tételek tartalmát, és a következő tételekre való válaszadás során már a tétel alapos végigolvasása és mérlegelése nélkül, automatikusan megjelöli a korábbi tételekre adott véleményét tükröző választ. Ezzel szemben, a negatív tételek elvileg egy olyan kognitív „sebességkorlátozást” jelenthetnek, amely csökkenti az automatikus válaszadás kialakulását és arra kényszeríti a kitöltőt, hogy gondosabban mérlegelje a tételek tartalmát. Sajnos a kutatási eredmények azonban azt tükrözik, hogy a fordított tételek gyakran egy mesterséges válaszadási faktort hoznak létre, ami teljesen eltűnik, ha a negatív tételeket pozitív irányúra fogalmazzák át (Harvey, Billings, & Nilan, 1985; Idaszak & Drasgow, 1987). A pozitív és negatív tételek különválasztásának hátterében leggyakrabban az áll, hogy egy kérdőívre kialakult válaszbeállítódást követően sok kitöltő nem képes a negatív tételek felismerésére. Schmitt és Stults (1986) kimutatták, hogy a negatív tételek faktorba szerveződése már akkor megjelenhet, ha a válaszadóknak mintegy 10%-a nem ismeri fel azt, hogy néhány tétel fordított pontozású, vagyis negatívan megfogalmazott. Woods (2006) szimulációs vizsgálatok segítségével azt találta, hogy negatív irányú tételeket is tartalmazó egydimenziós mérőeszköz esetében már az is elég a megerősítő faktorelemzések alacsony illeszkedési mutatóihoz (ezáltal az egydimenziós szerkezet elvetéséhez), ha a vizsgálati minta 10%-a ad pontatlan válaszokat a fordított tételekre.

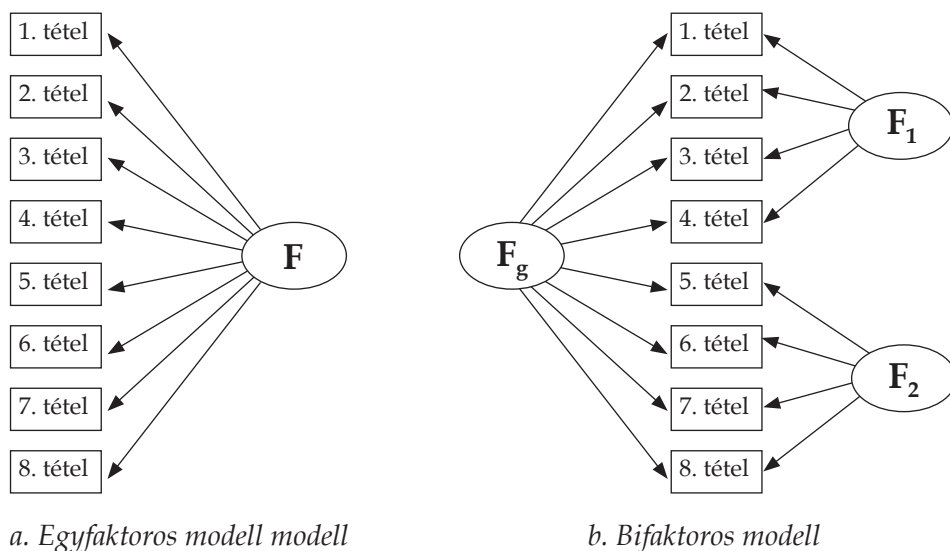
Fontos kiemelni, hogy a Mágikus Fogalomképzés Skála 30 tételéből mindössze 7 negatív tétel van, amelyeket minden bizonnyal a szerzők a válaszbeállítódás kivédése miatt fogalmaztak meg ellentétes irányúnak. Ezeket a tételeket a kérdőív közepén helyezték el. A pozitív és negatív tételek számának aránya tehát jelentősen eltér (23 vs. 7). Láthattuk, hogy a fordítási pontatlanság következtében pozitívrá változtatott 23. tétel elkülönült a többi negatív tételtől, csakúgy, mint a fent említett kutatásokban (Harvey, Billings, & Nilan, 1985; Idaszak & Drasgow, 1987). A maradék 6 negatív tétel belső konzisztenciája alacsony (mindkét minta esetében a Cronbach- α mutató értéke 0,51). A 6 negatív tételből álló skála, más skálákkal történő

összevetés során, egyetlen esetben sem adott olyan mértékű együttjárást, ami a dimenzió érvényességét alátámasztotta volna (a más validáló módszerekkel történő összevetés során a korrelációs együtthatók értékei abszolút értékben 0,15 alatt maradtak).

A fenti megfontolások alapján a kapott dimenziót a módszerből fakadó mellékterméknek tekintjük, így ezt a továbbiakban nem elemezzük.

3.1.3. Megerősítő faktorelemzés

A normatív mintán kapott 1 és 2 faktoros megoldások, illetve a nemzetközi szakirodalmi eredmények (Çam és mtsai, 2014; Cicero és mtsai, 2019; Fonseca-Pedrero és mtsai, 2009; Garzitto és mtsai, 2016; Horan és mtsai, 2004; Johnston, 1991; Winterstein és mtsai, 2011ab) azt sugallják, hogy az egydimenziós szerkezet mellett a bifaktoros megoldást is érdemes megvizsgálni. A bifaktoros elrendeződés jellemzője, hogy az egyes tételek egy általános dimenzióba (F_g) és specifikus faktorokba is szerveződnek egyidejűleg (1. ábra). Ez a tesztfelhasználási gyakorlatban azt jelenti, hogy a főskála mellett az alskálák is hasznos támpontot nyújthatnak az értékelés során. Az ilyen típusú elrendeződésre számos példát láthatunk: Beck Depresszió Kérdőív (BDI) (Brouwer, Meijer, & Zevalink, 2013; García-Batista, Guerra-Peña, Cano-Vindel, Herrera-Martínez, & Medrano, 2018), Derogatis-féle Tünetlista (SCL-90R) (Urbán és mtsai, 2014), Wechsler Intelligenciatesztek (WISC-IV, WAIS-IV, WPPSI-IV) (Gignac & Watkins, 2013; Watkins, 2010).



1. ábra. A hipotetikus faktorszerkezetek szemléltetése

A véletlenszerűen kettéválasztott normatív minta második felén végzett megerősítő faktorelemzés illeszkedési mutatói az elvártaktól alacsonyab-
bak, így a Mágikus Fogalomképzés Skála a normatív mintán nem tekinthető
egydimenziósnek (3. táblázat). Ha a fordított tételeket elhagyjuk, akkor az
így kapott 24 tételből álló változat illeszkedési mutatói már elfogadhatóak,
vagyis ez a változat már tekinthető egydimenziósnek. A kétfaktoros szer-
kezetnek leginkább megfelelő tételek kiválasztásával nyert 15 tételes skála
érthető módon alacsonyabb illeszkedési mutatókat eredményezett, mint a
24 tételes változat. Ennek legfőbb oka, hogy a „tisztá” faktorszerkezet érde-
kében több olyan tételt is elhagytunk, amely mindkét faktorról jelentős mér-
tékű korrelációt mutatott. A 15 tételes változat bifaktoros elrendezésben vi-
szont kiemelkedően magas illeszkedési mutatókat adott, jelezve, hogy ez a
modell illeszthető leginkább az adatainkra.

A fenti modellek klinikai mintán történő elemzésekor az egydimenziós
szerkezetek minden változatban elfogadható illeszkedéseket adtak, ami a
parallel-elemzés és a feltáró elemzés eredményeivel jól összeegyeztethető.
Az illeszkedési mutatók értékelése alapján a 15 tételes változat a klinikai
mintán inkább egydimenziósnek tekinthető, mivel a bifaktoros megoldás il-
leszkedési mutatói valamennyire gyengébbek az egydimenziósnál.

3. táblázat. A Mágikus Fogalomképzés Skála különböző változatainak
illeszkedési mutatói

Modell	χ^2	df	RMSEA	CFI	TLI
<i>Normatív minta (n = 895)</i>					
egydimenziós (30 tétel)	918,94	405	0,038	0,881	0,872
egydimenziós (24 tétel)	565,77	275	0,034	0,925	0,918
egydimenziós (15 tétel)	295,60	90	0,053	0,895	0,877
bifaktoros (15 tétel)	87,15	75	0,014	0,993	0,990
<i>Klinikai minta (n = 319)</i>					
egydimenziós (30 tétel)	528,19	405	0,041	0,916	0,910
egydimenziós (24 tétel)	310,08	275	0,036	0,957	0,953
egydimenziós (15 tétel)	113,81	90	0,032	0,970	0,965
bifaktoros (15 tétel)	94,61	75	0,039	0,959	0,943

3.2. A Mágikus Fogalomképzés Skála rövidített változatának pszichometriai jellemzői

Mivel az elemzéseink egyik fontos célkitűzése, hogy olyan rövidített változatot alakítsunk ki, amely úgy normatív, mint klinikai mintákon jól használható, a következőkben megvizsgáljuk a 15 tételes változat részletes pszichometriai jellemzőit a normatív és a klinikai mintán egyaránt. A teljes normatív mintán kapott egydimenziós faktorszerkezet faktorsúlyai (λ) elfogadható mértékűek, csupán két olyan tétel van (23. és 24.), amelyek faktorsúlyai 0,50 alattiak. A klinikai mintán a faktorsúlyok összességében valamivel magasabbak, és látható, hogy néhány tétel eltérő faktorsúllyal bír a két mintán. A legnagyobb eltérés a 24. tétel esetében látható (*Ha a reinkarnáció valóban létezne, az sok különös élményemet megmagyarázná.*). A 15 tételes skála belső konzisztenciáját becsülő Cronbach- α mutatók mindkét mintán elfogadhatóak: 0,75 és 0,82.

A normatív mintán végzett bifaktoros elemzés általános faktorát (Fg) alkotó tételek megközelítően az egydimenziós elemzésnél kapott faktorsúlyokhoz hasonlítanak. A speciális faktorok (F1: Paranormális hiedelmek és F2: Mágikus okság és spiritualitás) esetében már sokkal változatosabbak a faktorsúlyok. Az első faktor 8 tételéből a fele nem éri el a 0,3-es faktorsúlyt, a másodikban pedig 3 ilyen tétel található. A fő- és az aldimenziók reliabilitásának vizsgálatára alternatív megbízhatósági mutatót számoltunk. A McDonald (1999) által bevezetett ómega (ω) együttható azt fejezi ki, hogy az összpontszám varianciájának mekkora hányada magyarázható a közös faktorról vagy faktorokkal. Ezt a mutatót az aldimenziók megbízhatóságának jellemzésére is alkalmazzák, ahol az aldimenziók pontszámának varianciáját vetik össze a közös faktorok által leírt varianciával. A hierarchikus ómega együttható (ω^h) pedig azt fejezi ki, hogy az összpontszám varianciájának mekkora hányada magyarázható csak az általános faktorról (Fg), illetve az aldimenzió hierarchikus ómega mutatójának kiszámításakor az aldimenzió varianciáját csak a specifikus faktor varianciájával vetjük össze, úgy, hogy az általános faktor hatását kontrolláljuk. Mivel az ómega együttható a Cronbach- α mutatóhoz hasonló, így gyakran a 0,70-es elfogadhatósági kritériumot alkalmazzák az ómega együttható esetében is. Reise (2012) szerint az ómega együtthatónak legalább a 0,50-es szintet mindenképpen el kell érnie. Jelen mintánkban a Cronbach- α mutatók és az ómega együtthatók értékei összességében elfogadhatóak, bár látható, hogy a Paranormális hiedelmek faktor (F1) esetében a Cronbach- α nem éri el a 0,70-et. A hierarchikus ómega együtthatók esetében csak az általános faktor (Fg) rendelke-

zik jó megbízhatósági mutatóval, a specifikus faktorok hierarchikus ómega együtthatói alacsonyak, ami a skálák alacsony megbízhatóságát jelzi.

A 4. táblázatban a faktorok (általános és speciális) által megmagyarázott közös varianciát (Explained Common Variance: ECV), továbbá az egyes tételekre adott válaszok és általános faktor közös varianciahányadát (Individual Explained Common Variance: IECV) is szemléltetjük. Mindezek mellett kiszámoltuk a tisztán egydimenziós modell által megmagyarázott varianciahányadot (Percent of Uncontaminated Correlations, PUC) is, amely szintén az általános faktor által megmagyarázott varianciahányadot ragadja meg, de más módon, mint az ECV. Bár a fenti mutatóknak nincs széles körben elfogadott határértéke Rodriguez és munkatársai (2016) úgy tartják, hogy a 0,70-nél magasabb ECV és PUC mutatók az egydimenziós modell érvényességét támasztják alá. Reise és munkatársai (2013) érvelése szerint, ha a PUC mutató kisebb, mint 0,80, az általános faktor által magyarázott ECV mutató nagyobb, mint 0,60, továbbá az általános faktor hierarchikus ómega együtthatója nagyobb, mint 0,70, akkor ezek az eredmények valamilyen mértékű multidimenzionalitás jelenlétét támogatják, de ez még nem feltétlenül zárja ki azt, hogy a mérőeszközt elsődlegesen egydimenziósként értelmezzük. Az egyes tételek és az általános faktor közös varianciahányada (IECV) esetében általában a 0,80 vagy 0,85-nál nagyobb mutatók esetében tartják úgy, hogy a tétel egyértelműen az általános látens dimenziót méri (Stucky és Edelen, 2015).

A 15 tételes Mágikus Fogalomképzés Skála bifaktoros modelljénél a PUC 0,53, az ECV 0,77, az általános faktor hierarchikus ómega együtthatója pedig 0,82. A 15 tételből 9 esetében (60%) 0,80 vagy annál magasabb IECV mutatókat látunk.

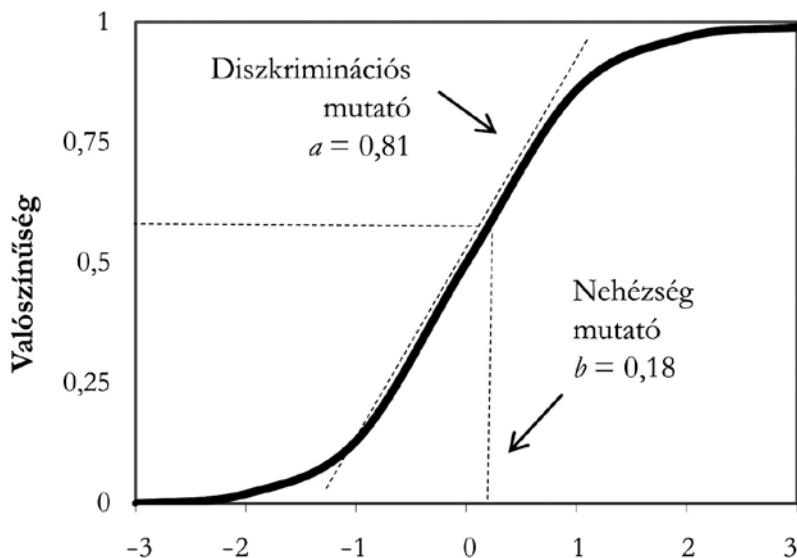
A valószínűségi tesztelmélet (Item Response Theory, IRT) megközelítést alkalmazva a normatív és a klinikai mintán egyaránt kiszámítottuk az egyes tételek nehézség (b) és diszkriminációs (a) mutatóit. A megközelítés lehetővé teszi a tételre adott válaszok (igen-nem) és a válasz háttérében álló látens vonás (jelen esetben: mágikus fogalomképzés) egyidejű vizsgálatát. A nehézség a tétel helyét, ún. lokációját mutatja meg a vizsgált látens vonás kontinuumán, ahol annak valószínűsége, hogy a személy „igen” választ ad, 50%. Minél magasabb értéket vesz fel a nehézség mutató, annál „nehezebbnek” számít a tétel, és annál magasabb látens vonás szükséges az „igen” válaszhoz. A diszkriminációs mutató a tétel lokációs pontjánál lévő meredekséget határozza meg, és azt fejezi ki, hogy a tétel mennyire áll szoros kapcsolatban a látens vonással. Minél magasabb a mutató értéke, annál pontosabban ragadja meg a tétel az adott látens vonást, és annál jobban differenciál a személyek között (2. ábra). Szélsőséges esetben, ha a görbe meredeksége a 0 fokhoz közelít, akkor az azt jelenti, hogy a tételre adott válaszokat a látens vonások mértéke nem befolyásolja.

4. táblázat. A Mágikus Fogalomképzés Skála 15 tételes rövidített változatának tételjellemzői

Tétel	Normatív minta (n = 1722)								Klinikai minta (n = 319)				Norm. vs. klin. DIF
	λ	Fg	F1	F2	IECV	a	b	DIF	λ	a	b	DIF	
2.	0,57	0,73	0,10		0,98	0,99	2,04		0,53	0,62	2,45	*	
5.	0,53	0,46		0,19	0,86	0,59	1,62	*	0,57	0,70	0,97		
6.	0,59	0,62	0,26		0,85	0,74	2,36		0,69	0,94	1,19	*	
8.	0,60	0,61	0,47		0,62	0,76	2,71		0,72	1,03	1,99		
11.	0,67	0,71	0,04		1,00	0,94	1,81		0,79	1,29	1,24		
14.	0,69	0,68	0,50		0,65	0,97	2,33		0,60	0,75	1,78	*	
15.	0,57	0,61	0,30		0,81	0,73	2,58		0,59	0,73	1,45	*	
17.	0,70	0,70	0,35		0,80	0,96	2,20		0,66	0,88	1,62		
20.	0,66	0,61		0,32	0,78	0,85	0,53	*	0,70	0,99	0,32		
23.	0,45	0,41		0,17	0,86	0,52	-0,17		0,62	0,79	-0,17		
24.	0,43	0,61		0,29	0,81	0,78	0,43	*	0,74	1,10	0,07		
25.	0,63	0,63	0,04		1,00	0,74	1,48		0,73	1,08	0,61		
26.	0,59	0,49		0,38	0,63	0,62	1,01		0,65	0,86	0,93		
27.	0,52	0,47		0,45	0,53	0,66	-0,12	*	0,71	1,00	0,42	*	
28.	0,56	0,45		0,47	0,48	0,63	0,21	*	0,62	0,78	0,06		
a	0,75	0,75	0,67	0,70					0,82				
ω		0,91	0,89	0,79									
ω^h		0,82	0,12	0,23									
ECV		0,77	0,11	0,12									

Megjegyzés: λ : az egydimenziós modell faktorsúlya; Fg: általános faktor; F1 és F2: speciális faktorok; ECV: az általános és speciális faktorok által magyarázott közös variancia; IECV: az egyes tételekre adott válaszok és az általános faktor közös varianciarányada; a: Cronbach- α ; ω : ómega együttható, ω^h : hierarchikus ómega együttható; a: diszkriminációs mutató; b: nehézség mutató; DIF: torzítás mutató.

Baker (1985) klasszifikációja alapján a diszkriminációs mutatót az alábbiak szerint értelmezhetjük: $a < 0,20$ nagyon alacsony diszkrimináció; $0,21 < a < 0,40$ alacsony diszkrimináció; $0,41 < a < 0,80$ mérsékelt diszkrimináció; $0,81 < a < 1,00$ magas diszkrimináció; $a \geq 1,00$ nagyon magas diszkrimináció.



2. ábra. A tételjellemző görbe értelmezése

A normatív mintán kapott nehézségi mutatók (b) átlaga 1,40 ($SD = 1,00$), ami azt jelzi, hogy a tételre túlnyomórészt a magas látens vonással (az átlagtól 1,4 szórás távolságra) jellemezhető személyektől várható igen válasz (4. táblázat). Mindez azt mutatja, hogy a normatív mintába tartozó személyek többsége ezekre a kérdésekre nemmel válaszol. Mindössze négy olyan tétel (23., 27., 28., 24) van, ami az átlagos vonásövezetben ($-0,5$ és $0,5$ között) mér, az igen válaszok aránya elérheti az 50%-ot. A klinikai mintán a nehézségi mutatók (b) átlaga kisebb mint 1 ($0,99$; $SD = 0,77$), ami azt jelez, hogy a mintába tartozó személyek alacsonyabb látens vonása is elegendő az „igen” válaszokhoz. Mindez a tételek klinikai alkalmazhatóságát szemlélteti, és arra utal, hogy normatív mintán az alacsony vagy átlagos látens vonásövezetben kevés igen választ fognak adni a kitöltők.

A diszkriminációs mutatók (a) átlaga a normatív mintán $0,76$ ($SD = 0,15$), és minden mutató a mérsékelt vagy a magas kategóriába sorolható. A legalacsonyabb diszkriminációs mutatóval a 23. tétel (*Amikor idegeneknek mutatnak be, néha azon tűnődöm, vajon találkoztam-e már velük korábban*) ren-

delkezik, ami azt jelzi, hogy a tételre adott válaszok és a látens vonás közötti kapcsolat gyengébb, mint a többi tétel esetében. Bár a tételek összességében jól differenciálnak, ennek ellenére a lokációs pontot (*b*) is figyelembe véve, a tételek többsége inkább a magasabb látens vonással rendelkező személyek körében működnek. A klinikai mintán a diszkriminációs mutató (*a*) átlaga magasabb (0,90; SD = 0,18), ami azt jelzi, hogy a tételekre adott válaszok és a látens vonás között erősebb a kapcsolat, mint a normatív minta esetében. Ezek az eredmények összességében azt jelzik, hogy a mérőeszköz tételei elsődlegesen a mágikus fogalomképzés magas övezeteiben működnek hatékonyan, ami a módszer klinikai alkalmazhatóságát támasztja alá.

A valószínűségi tesztelmélet kereteit felhasználva megvizsgáltuk, hogy a kiválasztásra került 15 tétel közül melyek azok, amelyek a nemi vagy klinikai csoportok összevetésekor eltérő jelentést hordoznak. Az alapvető kérdés az, hogy az azonos mértékű látens vonással rendelkező, de különböző csoportba tartozó személyek (pl. férfi és nő, illetve normatív és klinikai csoport) egyes tételekre adott válaszainak megjelenési valószínűsége hasonló-e. Egy tételt akkor tekinthetünk összehasonlításra alkalmasnak, ha két különböző csoportba tartozó (pl. férfiak és nők), de a mért pszichológiai jellemző szempontjából (pl. mágikus fogalomképzés) azonos mértékkel jellemezhető személy ugyanakkora valószínűséggel választja a tétel egy adott válaszlehetőségét. Ha ez a feltétel nem teljesül, akkor azt mondhatjuk, hogy a vizsgált tétel a csoportra nézve torzít, azaz eltérő jelentést hordoz a két csoport számára (Differential Item Functioning, DIF). A nemek összevetésekor a normatív mintán 5 olyan tételt azonosítottunk, amelyek eltérő jelentést hordoznak, torzítanak, míg a klinikai mintán nem találtuk ilyen tételt (az eltérő működésű tételeket a 4. táblázat DIF oszlopában *-gal jelöltük). A normatív és a klinikai minta összevetésekor szintén 5 tételt találtunk, amelyek szignifikáns mértékű torzítással rendelkeznek.

3.3. A Mágikus Fogalomképzés Skála érvényessége és leíró statisztikái

Az alábbiakban a Mágikus Fogalomképzés Skála 15 tételes rövidített változatának, valamint az eredeti 30 tételből álló eredeti skálának a leíró statisztikáit, és a skálák validitását szemléltetjük.

A 15 tételes változat esetében normatív mintán a nők szignifikánsan magasabb pontszámot értek el a Mágikus okság és spiritualitás alskálán, valamint a Mágikus fogalomképzés skálán szemben a férfiakkal (5. táblázat). A Paranormális hiedelmek alskálán viszont a férfiak adtak szignifikánsan magasabb pontszámot. Az eredeti 30 tételes skálán szintén a nők értek el

szignifikánsan magasabb eredményt, szemben a férfiakkal. A klinikai minta elemzése során csak a Mágikus okság és spiritualitás skálán adtak magasabb pontszámot a nők, szemben a férfiakkal.

A normatív és a klinikai minta összevetésekor, a klinikai betegcsoport szignifikánsan magasabb átlagokat adott a Paranormális hiedelmek alskálán és a 15 tételből képzett Mágikus Fogalomképzés Skálán. A 30 tételből képzett Mágikus Fogalomképzés átlagai csak tendenciaszinten voltak magasabbak a betegcsoport esetében. Fontos kiemelni, hogy a Mágikus okság és spiritualitás alskálán azonban nem volt számottevő eltérés a normatív és a klinikai csoport átlagában.

5. táblázat. A Mágikus Fogalomképzés Skála leíró statisztikái: normatív és klinikai minta, illetve nők és férfiak eredményeinek összehasonlító elemzése (t: a kétmintás t-próba vagy a Welch-féle d-próba eredménye)

Mágikus Fogalomképzés Skála	Normatív minta	Klinikai minta	<i>t</i> (<i>p</i>)	Normatív minta		<i>t</i> (<i>p</i>)	Klinikai minta		<i>t</i> (<i>p</i>)
				Nők	Férfiak		Nők	Férfiak	
	átlag (SD)			átlag (SD)			átlag (SD)		
15 tételes rövidített változat									
Paranormális hiedelmek alskála	0,68 (1,23)	1,35 (1,72)	5,11 ($<0,001$)	0,63 (1,19)	0,80 (1,13)	2,58 (0,010)	1,35 (1,69)	1,35 (1,81)	0,01 (0,991)
Mágikus okság és spiritualitás alskála	2,77 (1,92)	2,86 (2,12)	0,58 (0,560)	3,00 (1,93)	2,29 (1,80)	7,39 ($<0,001$)	3,06 (2,09)	2,35 (2,13)	2,04 (0,043)
Mágikus Fogalomképzés Skála	3,46 (2,64)	4,21 (3,41)	2,90 (0,004)	3,63 (2,60)	3,10 (2,69)	3,92 ($<0,001$)	4,41 (3,32)	3,70 (3,61)	1,26 (0,208)
30 tételes eredeti változat									
Mágikus Fogalomképzés Skála	8,44 (3,92)	9,19 (5,44)	1,08 (0,072)	8,58 (3,92)	8,15 (3,93)	2,09 (0,037)	9,46 (5,36)	8,47 (5,65)	1,11 (0,267)

Az életkorral sem a normatív, sem a klinikai mintán egyetlen skála sem mutatott jelentős mértékű korrelációt. A legerősebb, statisztikai értelemben mégis igen gyenge együttjárást az életkorral a normatív mintán a Paranormális hiedelmek alskála esetében kaptuk ($r = -0,12$; $p < 0,001$), míg a klinikai

mintán a Mágikus okság és spirituális alskálán ($r = -0,14$; $p = 0,055$). A normatív mintán a Mágikus Fogalomképzés Skála (15 és 30 tételes változat) enyhe, negatív irányú együttjárást mutatott az életkorral (15 tételes változat: $r = -0,04$; $p = 0,049$; 30 tételes változat: $r = -0,07$; $p = 0,003$). Összességében elmondható, hogy a Paranormális hiedelmek az életkor előrehaladtával enyhe csökkenést mutatnak, míg a klinikai mintán a Mágikus okság és spiritualitás mutat hasonlóan enyhe negatív kapcsolatot. Meg kell azonban jegyeznünk, hogy a nagy elemszám miatt a normatív mintán ez a kapcsolati mutató szignifikáns, míg a klinikai mintán csak tendenciaszintű.

A következőkben a Mágikus Fogalomképzés Skála rövid és teljes változatának együttjárásait szemléltetjük más pszichológiai konstruktumokkal a normatív mintát alapul véve. A rövid változat esetében a Paranormális hiedelmek és a Mágikus okság és spiritualitás alskálák közötti korreláció viszonylag alacsony ($r = 0,37$; $p < 0,001$), ami azt jelzi, hogy a két skála eltérő konstruktumot takar (6. táblázat). A 15 tételből álló Mágikus fogalomképzés skála az eredeti 30 tételes változattal viszont magas együttjárást ad ($r = 0,88$; $p < 0,001$), ami a két konstruktum ekvivalenciáját jelzi.

A mágikus gondolkodás skáláinak más mérőeszközökkel lefolytatott korrelációs vizsgálatával arra voltunk kíváncsiak, hogy mennyire támasztják alá az alskálák vagy a főskála érvényességét a más konstruktumokkal való összefüggések. A Paranormális hiedelmek és a Mágikus okság és spiritualitás dimenziók jól megkülönböztethetők az inadaptív és adaptív jellemzők mentén. A Paranormális hiedelmek alskála többnyire az inadaptív funkciókat jelző konstruktumokkal mutatott szoros ($r \geq 0,50$) együttjárást, míg a Mágikus okság és spiritualitás dimenzió rendszerint az adaptív jellemzőkkel (6. táblázat). Jól megragadható ez például a Davis-féle Empátia Kérdőív Kognitív és Affektív skálákkal mutatott együttjárások összevetésénél, amikor a Mágikus gondolkodás és spiritualitás skála nagyságrendjét tekintve erősebb kapcsolatot jelez, mint amit a Paranormális hiedelmek esetében láthatunk. Közel hasonló eredményt találunk a Tellegen Abszorpciós Skálával történő összevetéskor is. Bár a Szkizotípiá Személyiség Kérdőív összpontszámával a Mágikus okság és spiritualitás alskála adott erősebb együttjárást, ennek ellenére a skálák részletes vizsgálatokor azt láthatjuk, hogy több súlyosabb problémát megjelenítő alskála esetében a Paranormális jelenségek alskála ad szorosabb együttjárást. Érdemes kiemelni, hogy a Szkizotípiá Személyiség Kérdőív Mágikus gondolkodás alskálája a Mágikus okság és spiritualitás alkálával mutat jelentős együttjárást, ami a vizsgált konstruktumunk érvényességét támasztja alá. Látható, hogy a 15 tételes változat Mágikus fogalomképzés skálája a nagyságrendjét tekintve szorosabb együttjárást ad a Szkizotípiá Személyiség Kérdőív Mágikus gondolkodás skálájával, mint a 30 tételes változat.

6. táblázat. A Mágikus Fogalomképzés Skála összevetése más mérőeszközökkel
(Pearson-féle korrelációs együtthatók)

	15 tételes rövid változat		30 tételes változat	
	Paranormális hiedelmek alskála	Mágikus okság és spiritualitás alskála	Mágikus fogalomképzés főskála	Mágikus fogalomképzés
<i>Mágikus Fogalomképzés Skála (15 tételes változat)</i>				
Paranormális hiedelmek alskála		0,37**	0,74**	0,67**
Mágikus okság és spiritualitás alskála			0,90**	0,77**
Mágikus fogalomképzés skála				0,88**
<i>Davis-féle Empátia Kérdőív (n = 761^a)</i>				
Kognitív	0,15**	0,31**	0,29**	0,26**
Affektív	0,04	0,25**	0,20**	0,14**
Nézőpontfelvétel	0,01	0,11**	0,08*	0,07*
Fantázia	0,20**	0,34**	0,34**	0,30**
Empátiás törődés	-0,03	0,17**	0,11**	0,05
Személyes distressz	0,08*	0,21**	0,17**	0,16**
<i>Tellegen Abszorpció Skála (n = 1633)</i>	0,34**	0,48**	0,51**	0,49**
<i>Szkizotípiá Személyiség Kérdőív (n = 1730)</i>				
Társas (negatív tünetek)	0,13**	0,11**	0,15**	0,16**
Kognitív (pozitív tünetek)	0,38**	0,53**	0,56**	0,51**
Diszorganizált	0,28**	0,26**	0,32**	0,33**
Gyanakvás	0,18**	0,17**	0,21**	0,19**
Közeli barátok hiánya	0,09**	0,05*	0,08**	0,09**
Furcsa viselkedés	0,26**	0,19**	0,26**	0,29**
Szociális szorongás	0,09**	0,13**	0,14**	0,15**
Mágikus gondolkodás	0,22**	0,55**	0,50**	0,42**
Furcsa beszéd	0,19**	0,24**	0,26**	0,26**
Szokatlan élmények iránti vonzalom	0,40**	0,34**	0,43**	0,42**

Megjegyzés: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$. ^a: A Davis-féle Empátia Kérdőív csak kisebb egy részmintán került felvételre.

4. Megbeszélés

A hazai tudományos közlemények jelentős hányada tartalmaz mérőeszköz-adaptációt. Az adaptálás során sokszor olyan régebbi fejlesztésű módszereket kell hazai környezetre átültetni, amelyek a modern pszichometriai elvárásoknak csak részben felelnek meg. Mivel a tételek száma adott, így az adaptáció során általában a gyengébb pszichometriai tulajdonságokkal rendelkező tételek elhagyásával alakítunk ki rövidített változatot. A gyengébb pszichometriai tulajdonságokkal rendelkező tételek azonosítása a kutatási gyakorlatban leginkább a faktorszerkezet alapján történik, sokszor jelentős kihívást jelentve a kutatók számára. Nehézséget jelent, hogy a változók normalitásának sérülése miatt csak speciális módszerek alkalmazhatóak, a modern megerősítő faktorelemzések érzékenyek a válaszadási stílusra vagy a válaszbeállítódásra, a néhány évtizede megfogalmazott tételek nyelvezete pedig sokszor tartalmi frissítést is igényelne.

Az elemzéseink során kapott eredményeink azt jelzik, hogy a Mágikus Fogalomképzés Skála a normatív mintán kétdimenziós, míg a klinikai mintán egydimenziósnek tekinthető. A normatív mintán végzett elemzéseink eredményei rávilágítottak arra, hogy az egészséges személyek esetében az adataink nem illeszkednek maradéktalanul az egydimenziós szerkezetre, és láthattuk, hogy az egydimenziós szerkezet az összvariancia meglehetősen kevés hányadát (27,4%) magyarázza. Az átfogó faktorelemzések a normatív mintán három, míg a klinikai mintán két dimenziót valószínűsítettek. Mindkét minta esetében megjelent egy módszertani okra, a válaszbeállítódásra visszavezethető faktor, ami a negatív tételek önálló dimenzióba szerveződését eredményezte.

A válaszbeállítódásból fakadó faktort elhagyva, így a normatív mintán kétdimenziós, míg a klinikai mintán egydimenziós szerkezet bontakozott ki. A normatív mintán a *Paranormális hiedelmek*, illetve a Mágikus okság és spiritualitás dimenziókat azonosítottuk. Több tételt elhagytunk, vagy azért, mert nem rendelkezett jelentős faktorsúllyal egyetlen dimenzión sem, vagy pedig azért, mert egyidejűleg több faktorról is szoros együttjárást adott. A tételek ezen sajátosságait feltehetően a skálaszerkesztési technika eredményezte, mivel a mérőeszköz kidolgozói (Eckblad & Chapman, 1983) elsődleges célja a skála bejósoló erejének növelése volt, így számos heterogén tartalmú tétel került a kérdőívbe. Eckblad és Chapman (1983) nem végeztek faktorelemzést, nem törekedtek a komponensek homogenizálására. Bár az elmúlt több mint 30 évben számos faktorelemzés készült a Mágikus Fogalomképzés Skálán (pl. Çam és mtsai, 2014; Cicero és mtsai, 2019; Fonseca-Pedrero és mtsai, 2009; Garzitto és mtsai, 2016; Horan és mtsai, 2004; Johnston, 1991; Winterstein és mtsai, 2011a; Winterstein és mtsai, 2011b), de ezek nem eredményeztek látványos megoldásokat, mivel a meg-

lévő 30 tétel jelentősen meghatározza a lehetséges dimenziók számát és tartalmát. A tételek elhagyásával, vagy aldimenziók létrehozásával a tételszámok csökkennek, ami a skálák reliabilitásának csökkenését eredményezi. A nagy elemszámú normatív vizsgálati mintákon kialakított kétfaktoros struktúra a hagyományos pszichometriai követelményeknek megfelel, a skálák elfogadható belső konzisztenciával rendelkeznek. A bifaktoros elrendezés jól illeszthető az adatainkra, de láthatjuk azt is, hogy az alskálák modell alapú megbízhatósági becslései (hierarchikus ómega) alacsonyak. A két, egymástól jól elkülönülő alskála létrehozása szakmai értelemben nagyon hasznos, hiszen az egyik főként a maladaptív sajátosságokkal jellemezhető, míg a másik inkább adaptív tulajdonságokkal rendelkezik. Azt gondoljuk, hogy a bifaktoros elrendezés jelzi, hogy az elsődlegesen maladaptívnek tekintett tételek között megtalálható egy olyan tételcsoport, amit az egészséges személyek is jellemzőnek tarthatnak önmagukra. Ezek a tételek az egészséges személyek esetében inkább egyfajta spirituális dimenzióknak tekinthetők. Sajnos ezen a ponton azonban nehéz továbblépni, vagy mélyebb következtetéseket levonni, hiszen számos módszertani korlát jelentkezik: pl. a bifaktoros modellek illeszkedési mutatói általában túlbecsülik a modell illeszkedését, a kiválasztott 15 tételből 9 a nemre vagy a mintatípusra nézve eltérő jelentést hordoz, a két alskála modellalapú megbízhatósága pedig alacsony, a több mint 30 éve megalkotott tételek ma már nem teljesen azt jelentik, mint a kidolgozáskor.

Úgy tűnik, hogy a normatív mintán ez a kettős elrendezés sokkal árnyaltabb lehetőséget biztosít a mágikus gondolkodás vizsgálatára, mint az egyetlen dimenzióból álló skála. Láthattuk, hogy a Mágikus okság és spiritualitás alskála átlagai nem térnek el szignifikánsan a normatív és a klinikai csoportok összevetésekor. A különböző faktorokhoz tartozó tételek tartami elemzése szintén alátámasztja a 15 teteles Mágikus fogalomképzés skála adaptív és maladaptív vonásokra vonatkozó kettősségét. A Paranormális hiedelmek alskála derealizációs jelenségeket tartalmaz, amelyekben a környezet téri és idői percepciójának sérülése következtében realitástorzulás, képzelt külső akarati és energiahatások befolyása alá kerülés élménye az uralkodó. Ezzel szemben a Mágikus okság és spiritualitás alskála esetében a szokatlan élmények átélése, gondolatok és vágyak tárgyakra való kivetítése, a környezet fokozott perszonalizációja, az ismeretlen eredetű eseményekre vonatkozó adaptív viselkedéskészlethez tartozó (sokszor kreatív eredményre vezető) jelentésgenerálás dominál.

Az egyes tételek részletes, valószínűségi tesztelméleten alapuló elemzésének eredménye részben megerősítette a 15 teteles rövid változat érvényességét (pl. diszkrimináció és nehézség), de jelezte azt is, hogy néhány tételt eltérő működés jellemez a nők és férfiak, vagy a normatív és klinikai minták összevetésekor. Az itemparaméterek egyértelműen mutatják, hogy a legtöbb tétel inkább a mágikus fogalomképzés magasabb tartományaiban

működnék, míg az átlagos vagy átlag alatti övezetekben kevésbé várhatóak a tételekre igen válaszok. Mindez alapján a mérőeszköz használata inkább klinikai mintán ajánlott.

A klinikai mintán történő elemzések során láthattuk, hogy az egydimenziós mérőeszköz az eredeti 30 tételes változatában is jó pszichometriai tulajdonságokkal rendelkezik. Bár a mérőeszköz diagnosztikai megbízhatóságát nem állt módunkban vizsgálni, ennek ellenére a klinikai gyakorlatban alkalmazott 19 pontos cut-off pontszám alkalmazása a hazai mintán is elfogadható gyakoriságokat eredményezett. A klinikai mintánk 7%-a került a fokozott szkizotípiás tüneteket jelentő kategóriába, míg a normatív mintánkból ez az arány kevesebb, mint 1%.

A skála rövidítését az is indokolja, hogy néhány tétel megfogalmazása, jelentéstartalma napjainkra kevésbé aktuális (pl. 10. A kormány megtagadja tőlünk az igazságot a repülő csészealjokról.; 13. A szerencsehozó talizmánok nem működnek.; 14. Néha észreveszek olyan hangokat is a felvételeken, amik máskor nincsenek ott.). Ezeket a tételeket csak komolyabb tartalmi módosításokkal lehetne aktualizálni, ami azonban már túlmutat az adaptáció keretein.

Érdemes megjegyezni, hogy kutatásunk során egy közel 700 fős egyetemi hallgatói mintán a 30 tételes Mágikus fogalomképzés skála 5-fokozatú Likert-skálás válaszlehetőségen alapuló változatát is kitöltöttük. A válaszlehetőségek végpontjai a következők voltak: egyáltalán nem jellemző [1] – nagyon jellemző [5]. Terjedelmi korlátok miatt ugyan ennek a vizsgálatnak az eredményeit nem ismertetjük a jelen tanulmányban, de összességében elmondható, hogy az ötfokozatú válaszlehetőségen alapuló változat a faktorszerkezetet vagy a reliabilitást illetően nem eredményezett lényegesen eltérő eredményt. Bár az 5-fokozatú válaszlehetőség a nagyobb tétel- és skálavarianciák miatt könnyebb elemezhetőséget ígért, ennek ellenére több tétel eloszlása esetében az láttuk, hogy a dichotóm (igen-nem) válaszlehetőség adekvátabb, mivel a közbülső értékeket néhány tétel esetében nem használták a kitöltők. A megfogalmazott kérdéseket leginkább az igen-nem válaszlehetőségeken lehet megítélni.

Az eredményeink azt sugallják, hogy a mágikus fogalomképzés nem helyezhető el pontosan az adaptáció–inadaptáció kontinuum valamelyik extrém pólusán. Az egészséges és a pszichopatológiai zavaroktól szenvedő személyek vonatkozásában kiemelhetjük, hogy a mágikus gondolkodás a kulturális és az egyéni fejlődésmenet szempontjából egyaránt a valóság belső reprezentációjának megkonstruálására vonatkozó kognitív eljárás mód. A kulturanropológiai és fejlődéslélektani vizsgálatok eredményei egyértelművé tették, hogy a „mágikus” kifejezés ezekben az esetekben nem a misztikus jelenségek kezelésére, varázslatok kivitelezésére vonatkozó beállítódás, hanem a mentális fejlődés nélkülözhetetlen részét képező jelentést generáló kognitív folyamat (Piaget, 1957; Subbotsky, 2010).

Eredményeink szerint a Mágikus Fogalomalkotás Kérdőív rövidített, 15 tételes változata normatív és klinikai mintán egyaránt megfelelő megbízhatósággal használható. Egészséges személyeknél a mágikus fogalomképzés konstruktumának két alskálája jó predikciót kínál a regresszív kognitív műveletek előjelzésére. Jelen vizsgálat ismereteink szerint a Mágikus Fogalomképzés Skálával végzett első, részletes klinikai mintán végzett pszichometriai elemzés, amely betekintést enged a szkizofrénia spektrum zavarba tartozó mentális betegségek kognitív komponenseinek részletesebb elemzésébe. Az adaptív, kreatív törekvések jelenlétének vizsgálata ugyanakkor az egészséges és klinikai populáció esetén tapasztalható gondolkodás különbségekre is rávilágít. Segítséget kínál a mágikus gondolatalkotás kreatív komponenseinek előtérbe állításán keresztül a rehabilitációs tevékenység megtervezéséhez. Kutatásunk fő korlátjaként a klinikai minta egy részét alkotó szkizofrénia spektrum zavar diagnózissal rendelkezők alacsony számát kell megemlítenünk, amely nem tette lehetővé, hogy az elemzéseinket célirányosan ezen a csoporton végezzük.

Irodalom

- Acar, S., & Sen, S. (2013). A multilevel meta-analysis of the relationship between creativity and schizotypy. *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*, 7(3), 214–228.
- Anderson, J.C., & Gerbing, D.W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factoranalysis. *Psychometrika*, 49, 155–173.
- American Psychiatric Association. (2013). Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Association
- Baker, F.B. (1985). *The basics of item response theory*. Portsmouth, NH: Heinemann
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 88, 588–606.
- Bentler, P.M., & Bonnet, D. C. (1980). Significance Tests and Goodness of Fit in the Analysis of Covariance Structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606.
- Brouwer, D., Meijer, R.R., & Zevalkink, J. (2013). On the factor structure of the Beck Depression Inventory-II: G is the key. *Psychological Assessment*, 25, 136–145.
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (136–162). Newbury Park, CA: Sage.
- Cai, L., Thissen, D., & du Toit, S.H.C. (2011). *IRTpro for Windows*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International
- Çam, Z., Seydooğulları, S., & Artar, M. (2014). Psychometric properties of the magical ideation scale in high school adolescents. *Dusunen Adam: The Journal of Psychiatry and Neurological Sciences*, 27, 34–42.
- Chapman, L.J., & Chapman, J.P. (1987). The search for symptoms predictive of schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin*, 13, 497–503.
- Chapman, J.P., Chapman, L.J., & Kwapil, T.R. (1995). *Scales for the measurement of schizotypy*. New York, NY: Cambridge University Press
- Chapman, L.J., Chapman, J.P., Kwapil, T.R., Eckblad, M., & Zinser, M.C. (1994). Putatively psychosis-prone subjects 10 years later. *Journal of Abnormal Psychology*, 103(2), 171–183.

- Chapman, L.J., Chapman, J.P., & Miller, E.N. (1982). Reliabilities and intercorrelations of eight measures of proneness to psychosis. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 50, 187–195.
- Chapman, L.J., Chapman, J.P., & Raulin, M.L. (1976). Scales for physical and social anhedonia. *Journal of Abnormal Psychology*, 85, 74–82.
- Chapman, L.J., Chapman, J.P., & Raulin, M.L. (1978). Body-image aberration in schizophrenia. *Journal of Abnormal Psychology*, 87, 399–407.
- Chou, C., & Bentler, P.M. (1995). Estimates and tests in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (37–55). Thousand Oaks, CA: Sage
- Cicero, D.C., Martin, E.A., & Krieg, A. (2019). Differential item functioning of the full and brief Wisconsin Schizotypy Scales in Asian, white, Hispanic, and multiethnic samples and between sexes. *Assessment*, 26(6), 1001–1013.
- Claridge, G. (1997). *Schizotypy: implication for illness and health*. New York, Oxford University Press.
- Cohen, A.S., Matthewa, R., Najolia, G., & Brown, L.A. (2010). Toward a more psychometrically-sound brief measure of schizotypy improving the SPQ-B. *Journal of Personality Disorders*, 24, 516–537.
- Cole, D.A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55, 584–594.
- Curran, P.J., West, S.G., & Finch, J.F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1, 16–29.
- Davis, M.H. (1983). Measuring individual differences in empathy: Evidence for a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 113–126.
- Drasgow, F., & Parsons, C.K. (1983). Application of unidimensional item response theory models to multidimensional data. *Applied Psychological Measurement*, 7, 189–199.
- Dumas, P., Bouafia, S., Gutknecht, C., Saoud, M., Daléry, J., & d'Amato, T. (2000). Validations des versions françaises des questionnaires d'idéation magique (MIS) et d'aberrations perceptives (PAS) [Magical Ideation Scale (MIS) and Perceptual Aberration Scale (PAS): Validations of the French translations in a sample of 233 French students]. *L'Encéphale: Revue de psychiatrie clinique biologique et thérapeutique*, 26(4), 42–46.
- Eckblad, M., Chapman, L.J., Chapman, J.P., & Mishlove, M. (1982). *The Revised Social Anhedonia Scale*. Unpublished manuscript. Madison: University of Wisconsin
- Eckblad, M., & Chapman, L.J. (1983). Magical ideation as an indicator of schizotypy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51(2), 215–225.
- Edell, W.S. (1995). The psychometric measurement of schizotypy using the Wisconsin scales of psychosis proneness. In: Miller GA, editor. *Behavioral high-risk paradigm psychopathology* (3–46). New York, NY: Springer Publishing
- Einstein, D.A., & Menzies, R.G. (2004). The presence of magical thinking in obsessive compulsive disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 42(5), 539–549.
- Elek, Zs., Rónai, Zs., Hargitai, R., Hartung, I., Réthelyi, J., Arndt, B., et al. (in press). Magical thinking and social anxiety as a bio-psychological developmental disposition for cognitive and affective symptom intensity in schizotypy: traits and genetic associations. *PeerJ*.
- Fejes, N.É., Rózsa, S., & Must, A. (2018). Szkitizotíp személyiségvonások és a nyelvi kreativitás összefüggéseinek vizsgálata. *Ideggyógyászati Szemle*, 71(3–4), 113–125.
- Flückiger, R., Ruhrmann, S., Debbané, M., Michel, C., Hubl, D., Schimmelmann, B.G., & Schultze-Lutter, F. (2016). Psychosis-predictive value of self-reported schizotypy in a clinical high-risk sample. *Journal of Abnormal Psychology*, 125(7), 923–932.

- Fonseca-Pedrero, E., Paíno, M., Lemos-Giráldez, S., García-Cueto, E., Campillo-Álvarez, Á., Villazón-García, Ú., et al. (2008). Schizotypy assessment: state of the art and future prospects. *Clinical Health Psychology, 8*, 577–593.
- Fonseca-Pedrero, E., Paino, M., Lemos-Giráldez, S., García-Cueto, E., Villazón-García, Ú., & Muñoz, J. (2009). Psychometric properties of the Perceptual Aberration Scale and the Magical Ideation Scale in Spanish college students. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 9*(2), 299–312.
- García-Batista, Z.E., Guerra-Peña, K., Cano-Vindel, A., Herrera-Martínez, S.X., & Medrano, L.A. (2018). Validity and reliability of the Beck depression inventory (BDI-II) in general and hospital population of Dominican Republic. *PloS One, 13*(6). e0199750. doi:10.1371/journal.pone.0199750
- Garzitto, M., Picardi, A., Fornasari, L., Gigantesco, A., Sala, M., Fagnani, C., et al. (2016). Normative data of the Magical Ideation Scale from childhood to adulthood in an Italian cohort. *Comprehensive Psychiatry, 69*, 78–87.
- Gignac, G.E., & Watkins, M.W. (2013). Bifactor modeling and the estimation of model-based reliability in the WAIS-IV. *Multivariate Behavioral Research, 48*(5), 639–662.
- Gooding, D.C., Tallent, K.A., & Matts, C.W. (2005). Clinical status of at-risk individuals 5 years later: Further validation of the psychometric high-risk strategy. *Journal of Abnormal Psychology, 114*, 170–175.
- Grant, P., Green, M.J., & Mason, O.J. (2018). Models of schizotypy: the importance of conceptual clarity. *Schizophrenia Bulletin, 44*(S2), 556–563.
- Graves, R.E., & Weinstein, S. (2004). A rasch analysis of three of the Wisconsin scales of psychosis proneness: measurement of schizotypy. *Journal of Applied Measurement, 5*, 160–171.
- Hanssen, M., Peeters, F., Krabbendam, L., Radstake, S., Verdoux, H., & van Os, J. (2003). How psychotic are individuals with non-psychotic disorders? *Social Psychiatry, Psychiatric Epidemiology, 38*, 149–154.
- Harvey, R.J., Billings, R.S., & Nilan, K.J. (1985). Confirmatory factor analysis of the job diagnostic survey: Good news and bad news. *Journal of Applied Psychology, 70*, 461–468.
- Horan, W.P., Blanchard, J.J., Gangestad, S.W., & Kwapil, T.R. (2004). The psychometric detection of schizotypy: do putative schizotypy indicators identify the same latent class? *Journal of Abnormal Psychology, 113*(3), 339–357.
- IBM Corp. (2013). *IBM SPSS Statistics for Windows, Version 22.0*. Armonk, NY: IBM Corp.
- Idaszak, J., & Drasgow, F. (1987). A revision of the job diagnostic survey: Elimination of a measurement artifact. *Journal of Applied Psychology, 72*, 69–74.
- Johnston, L.A. (1991). The use of the magical ideation scale to measure magical thinking. Doctoral thesis. Carleton University. Letöltve: 2019. 09. 22-én: <https://curve.carleton.ca/75144633-0022-436a-a3ea-6641feb77497>
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*. Chicago, IL: Scientific Software International Inc.
- Kállai, J., Rózsa, S., Hupucz, E., Hargitai, R., Birkás, B., Hartung, I., et al. (2018). A Szkizotípia Személyiség Kérdőív rövid, módosított változatának (SPQ-BR) magyar adaptációja és faktorainak értelmezése. *Psychiatria Hungarica, 33*(3), 205–221.
- Kelleher, I., Keeley, H., Corcoran, P., Lynch, F., Fitzpatrick, C., Devlin, N., et al. (2012). Clinicopathological significance of psychotic experiences in non-psychotic young people: evidence from four population-based studies. *British Journal of Psychiatry, 201*(1), 26–32.
- Khoshouei, M.S. (2008). Psychometric properties of the Persian Version of the Magical Ideation Scale (MIS) in university students. *International Journal of Psychology, 2*(1), 49–60.

- Kihlstrom, J.F., Register, P.A., Hoyt, I.P., Albright, J.S., Grigorian, E.M., & Heindel, W.C. (1989). Dispositional correlates of hypnosis: A phenomenological approach. *International Journal of Clinical and Experimental Hypnosis*, 37, 249–263.
- Kingdon, B.L., Egan, S.J., & Rees, C.S. (2011). The Illusory Beliefs Inventory: A new measure of magical thinking and its relationship with obsessive compulsive disorder. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 40(1), 39–53.
- Kulcsár, Zs. (2002). *Egészségpszichológia*. Budapest: ELTE Eötvös Kiadó
- Kwapil, T.R., Barrantes-Vidal, N., & Silvia, P.J. (2008). The dimensional structure of the Wisconsin schizotypy scales: factor identification and construct validity. *Schizophrenia Bulletin*, 34, 444–457.
- Kwapil, T.R., Gross, G.M., Silvia, P.J., & Barrantes-Vidal, N. (2013). Prediction of psychopathology and functional impairment by positive and negative schizotypy in the Chapmans' ten-year longitudinal study. *Journal of Abnormal Psychology*, 122, 807–815.
- Kwapil, T.R. (1998). Social Anhedonia as a predictor of the development of schizophrenia-spectrum disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 107, 558–565.
- Lavender, A., Shubert, I., Silva, P., & Treasure, J. (2006). Obsessive-compulsive beliefs and magical ideation in eating disorders. *British Journal of Clinical Psychology*, 45(3), 331–342.
- Lewandowski, K.E., Barrantes-Vidal, N., Nelson-Gray, R.O., Clancy, C., Kepley, H.O., & Kwapil, T.R. (2006). Anxiety and depression symptoms in psychometrically identified schizotypy. *Schizophrenia Research*, 83, 225–235.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88–91.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2013). FACTOR 9.2 A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497–498.
- Lyons, M.J., Toomey, R., Faraone, S.V., Kremen, W.S., Yeung, A.S., Tsuang, & M.T. (1995). Correlates of psychosis proneness in relatives of schizophrenic patients. *Journal of Abnormal Psychology*, 104(2), 390–394.
- Marsh, H.W., Balla, J.R., & McDonald, R.P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factoranalysis: The effects of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 305–312.
- McDonald, R.P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum
- McIntosh, C. (2006). Rethinking fit assessment in structural equation modeling: A commentary and elaboration on Barrett (2007), *Personality and Individual Differences*, 42 (5), 859–67.
- Meehl, P.E. (1962). Schizotaxia, schizotypy, schizophrenia. *American Psychologist*, 17(12), 827–838.
- Meehl P.E. (1964). *Manual for use with Checklist of Schizotypic Signs* (No. PR-73-5). Minneapolis, MN: University of Minnesota, Research Laboratories of the Department of Psychiatry
- Miettunen, J., Veijola, J., Isohanni, M., Paunio, T., Freimer, N., Jääskeläinen, E., et al. (2011). Identifying schizophrenia and other psychoses with psychological scales in the general population. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 199(4), 230–238.
- Miller, A., & Ellen-Miller, A. (1989). *From rituals to the repertoire. Cognitive-Developmental systems approach with behavioral-disordered children*. New York: Willey and Sons
- Morizot, J., Ainsworth, A.T., & Reise, S.P. (2009). *Toward modern psychometrics: application of item response theory models in Personlaity research*. In R.W. Robins, R.C. Fraley, & R.F. Krueger (Eds.), *Handbook of Research Methods in Personality Psychology* (407–421). New York, NY: Guilford Press
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (1998–2017). *Mplus User's Guide. Eighth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén

- Muthén, B.O., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of nonnormal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171–189.
- Niemyjska, A. (2015). How does love magic work? The regulation of closeness and affect by magical thinking. *Journal of Social and Personal Relationships*, 32(1), 57–77.
- Piaget, J. (1957). *Construction of reality in the child*. London: Routledge & Kegan Paul
- Polner, B., Simor, P., Kéri, S. (2018). Insomnia and intellect mask the positive link between schizotypal traits and creativity. *Peer Journal*, 6:e5615. Doi: 10.7717/peerj.5615
- Rado, S. (1953). Dynamics and classification of disordered behavior. *American Journal of Psychiatry*, 110, 406–416.
- Reise, S.P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47, 667–696.
- Ross, S.R., Lutz, C.J., & Bailey, S.E. (2002). Positive and negative symptoms of schizotypy and the Five-Factor Model: A domain and facet level analysis. *Journal of Personality Assessment*, 79, 53–72.
- Rózsa, S., Hupuczi, E., Martin, L., Birkás, B., Hartung, I., Hargitai, R., et al. (2019). A Tellegen Abszorpció Skála részletes pszichometriai elemzése. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 20(1), 35–77.
- Ropovik, I. (2015). A cautionary note on testing latent variable models. *Frontiers in Psychology*, 6:1715. Doi: 10.3389/fpsyg.2015.01715
- Scherbarth-Roschmann, P., & Hautzinger, M. (1991). Zur psychometrischen Erfassung von Schizo typie: Methodische Überprüfung und erste Validierung von zwei Skalen zur Erfassung von Risikomerkmale. *Zeitschrift für Klinische Psychologie*, 20, 238–250.
- Schmitt, N., & Stults, D.M. (1986). Methodology review: Analysis of multitrait-multimethod matrices. *Applied Psychological Measurement*, 10, 1–22.
- Shafran, R., & Rachman, S., 2004. Thought-action fusion: a review. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 35, 87–107.
- Shah, J., Eack, S.M., Montrose, D.M., Tandon, N., Miewald, J.M., Prasad, K.M., et al. (2012). Multivariate prediction of emerging psychosis in adolescents at high risk for schizophrenia. *Schizophrenia Research*, 141(2–3), 189–196.
- Simor, P., Köteles, F., & Bódis, R. (2011). Elmerülés az élményben: a Tellegen-féle Abszorpció Skála vizsgálata egyetemista mintán. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 12(2), 101–123.
- Smith, A. (2006). Cognitive empathy and emotional empathy in human behavior and evolution. *Psychological Record*, 56, 3–21.
- Steiger, J.H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173–180.
- Stip, E., Corbière, M., Boulay, L. J., Lesage, A., Lecomte, T., Leclerc, C., et al. (2007). Intrusion errors in explicit memory: Their differential relationship with clinical and social outcome in chronic schizophrenia. *Cognitive Neuropsychiatry*, 12(2), 112–127.
- Stucky, B.D., & Edelen, M.O. (2014). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. In S.P. Reise & D.A. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (183–206). London, UK: Taylor & Francis
- Subbotsky, E. (2010). *Magic and the Mind: mechanisms, functions and development of magical thinking and behavior*. Oxford: Oxford University Press
- Tabachnick, B.G., & Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon
- Tanaka, J.S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equations models. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (10–39). Newbury Park, CA: Sage

- Te Wildt, B.T., & Schultz-Venrath, U. (2004). Magical ideation – defense mechanism or neuropathology? *Psychopathology*, 37(3), 141–144.
- Tellegen, A. (1982). *Content categories: Absorption items (revised)*. Unpublished manuscript. Minneapolis: University of Minnesota
- Tellegen, A., & Atkinson, G. (1974). Openness to absorbing and self-altering experiences („absorption”), a trait related to hypnotic susceptibility. *Journal of Abnormal Psychology*, 83(3), 268–277.
- Tucker, L.R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1–10.
- Urbán, R., Kun, B., Farkas, J., Paksi, B., Kökönyei, G., Unoka, Z., et al. (2014). Bifactor structural model of symptom checklists: SCL-90-R and Brief Symptom Inventory (BSI) in a non-clinical community sample. *Psychiatry Research*, 216(1), 146–154.
- Utināns, A. (2015). *Change of ratio of magical thinking, paranormal beliefs and critical thinking disposition in medical study process*. Doctoral Thesis. Riga: Rigas Stradina Universitate
- Vieira, P.G., Villemor-Amaral, A.E., & Pianowski, G. (2016). Tradução, Adaptação e Evidências Iniciais de Validade da Magical Ideation Scale, *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 32(4), 1–7.
- Watkins, M.W. (2010). Structure of the Wechsler Intelligence Scale for Children—Fourth Edition among a national sample of referred students. *Psychological Assessment*, 22, 782–787.
- Werner, H. (1948). *Comparative psychology and mental development*. Oxford: Follett Pub. Co.
- West, B., & Willner, P. (2011). Magical thinking in obsessive-compulsive disorder and generalized anxiety disorder. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 39(4), 399–411.
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D.F., & Summers, G. (1977). Assessing reliability and stability in panel models, *Sociological Methodology*, 8(1), 84–136.
- Winterstein, B.P., Ackerman, T.A., Silvia, P.J., & Kwapil, T.R. (2011a). Psychometric properties of the Wisconsin Schizotypy Scales in an undergraduate sample: classical test theory, item response theory, and differential item functioning. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 33(4), 480–490.
- Winterstein, B.P., Silvia, P.J., Kwapil, T.R., Kaufman, J.C., Reiter-Palmon, R., & Wigert, B. (2011b). Brief assessment of schizotypy: Developing short forms of the Wisconsin Schizotypy Scales. *Personality and Individual Differences*, 51(8), 920–924.
- Winterstein, B.P., Willse, J.T., Kwapil, T.R., Silvia, P.J. (2010). Assessment of score dependability of the Wisconsin schizotypy scales using generalizability analysis. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 32, 575–585,
- Woods, C.M. (2006). Careless responding to reverse-worded items: Implications for confirmatory factor analysis. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 28(3), 186–191.
- Woolley, J.D. (2000). The development of beliefs about direct mental-physical causality in imagination, magic, and religion. In K.S. Rosengren, C.N. Johnson, & P.L. Harris (Eds.), *Imagining the impossible: Magical, scientific, and religious thinking in children* (99–129). Cambridge: Cambridge University Press
- Zhong, W., Krueger, F., Wilson, M., Bulbulia, J., & Grafman, J. (2018). Prefrontal brain lesions reveal magical ideation arises from enhanced religious experiences. *Peace and Conflict: Journal of Peace Psychology*, 24(2), 245–249.

Köszönetnyilvánítás

A vizsgálatok elvégzését az NKFI K-120334 számú pályázata támogatta. Rózsa Sándort a tanulmány elkészítésében a Károli Gáspár Református Egyetem 20643B800 témaszámú, Személy és családorientált egészségtudomány kutatócsoport számára adott pályázat támogatta. A szerzők ezúttal mondanak köszönetet a kézirat ismeretlen lektorainak és a folyóirat felelős szerkesztőjének az értékes megjegyzésekért és javaslatokért, amelyek nagyban segítették a cikk végső változatának kialakítását.

Szerzői munkamegosztás

Rózsa Sándor: adatelemzési stratégia kialakítása, statisztikai elemzések, eredmények értelmezése, kézirat megszövegezése. Hupuczi Ernő: statisztikai elemzések. Martin László: adatgyűjtés és ellenőrzés, az eredmények értelmezése. Hartung István: adatgyűjtés és hipotézisalkotás. Hargitai Rita: adatgyűjtés lefolytatása, a tanulmány szövegezése. Vincze Gábor és Török I. András: vizsgálat előkészítése, adatgyűjtés, eredmények értelmezése. Simon Mária: konceptualizálás, adatgyűjtés. Tiringer István: adatgyűjtés és ellenőrzés, eredmények értelmezése. Kállai János: kutatási terv és kutatási hipotézisek kidolgozása, eredmények értelmezése, kézirat megszövegezése.

Nyilatkozat érdekütközésről

A szerzők ezúton kijelentik, hogy esetükben nem állnak fenn érdekütközések.

Függelék: Mágikus Fogalomképzés Skála

Kérjük, hogy az „Igen” vagy a „Nem” válasz megjelölésével válaszoljon minden állításra.

	Igen	Nem
1. Néhány emberről már azáltal tudomást szerzek, hogy rám gondolnak.		
2. Volt már olyan érzésem, hogy talán nem is vagyok emberi lény.		
3. Előfordult, hogy félttem rálépni a járda repedéseire.		
4. Szerintem képes lennék mások elméjében olvasni, ha akarnám.		
5. A horoszkópok túl gyakran igazak ahhoz, hogy véletlenek legyenek.		
6. Mikor hazaérek, néha úgy tűnik, a dolgok más helyre kerültek, annak ellenére, hogy senki sem járt ott.		
7. Bizonyos számok, mint például a 13 és 7 semmilyen különleges erővel nem rendelkeznek. (R)		
8. Néha volt már olyan furcsa érzésem, hogy a rádiós vagy tévés műsorvezető tudta, hogy hallgatom őt.		
9. Aggódtam már amiatt, hogy más bolygókon élő emberek befolyásolhatják azt, ami a Földön történik.		
10. A kormány megtagadja tőlünk az igazságot a repülő csészealjokról.		
11. Éreztem már azt, hogy a tárgyak elrendezése, például egy kirakat berendezése üzenetet közvetít számomra.		
12. Soha nem kételkedtem abban, hogy az álmaim a saját elmém szüleményei. (R)		
13. A szerencsehozó talizmánok nem működnek. (R)		
14. Néha észreveszek olyan hangokat is a felvételeken, amik máskor nincsenek ott.		
15. Időnként úgy tűnik, az idegen emberek kézmozdulatai befolyásolnak engem.		
16. Szinte soha nem álmodom meg a dolgokat a megtörténtük előtt. (R)		
17. Előfordult már, hogy egy pillanatra úgy éreztem, hogy valaki helyét egy hasonmása vette át.		
18. Lehetetlen másokat bántani azáltal, hogy rossz dolgokat gondolunk róluk. (R)		

19. Előfordult már, hogy éreztem a gonosz jelenlétét magam körül, annak ellenére, hogy nem láttam.		
20. Néha azt érzem, hogy energiát nyerek vagy vesztek azáltal, hogy bizonyos emberek rám néznek vagy megérintenek.		
21. Volt már olyan futó gondolatom, hogy idegen emberek szerelmesek belém.		
22. Soha nem éreztem azt, hogy bizonyos gondolataim valójában valaki más gondolatai lennének. (R)		
23. Amikor idegeneknek mutatnak be, néha azon tűnődöm, vajon találkoztam-e már velük korábban.		
24. Ha a reinkarnáció valóban létezne, az sok különös élményemet megmagyarázná.		
25. Az emberek gyakran olyan furcsán viselkednek, hogy eltűnődöm vajon nem egy kísérlet résztvevői-e.		
26. Néha a negatív hatások elhárítása érdekében bizonyos rituálét hajtok végre.		
27. Éreztem már azt, hogy megtörténtté tehetek valamit pusztán azáltal, hogy túl sokat gondolkodom rá.		
28. Tűnődtem már azon, hogy vajon a holtak lelke befolyásolja-e az élőket.		
29. Néha megtörtént, hogy azt éreztem az egyetemi előadáson a professzor szavai külön nekem szólnak.		
30. Előfordult néha, hogy azt éreztem, idegenek olvasnak a gondolataimban.		

Skálaképzési útmutató:

Az igen válasz 1 pontot, a nem pedig 0 pontot ér.

R = fordított tétel.

Az eredeti 30 tételes változat esetében az egydimenziós skála pontozása (a fordított tételek megfordítását követően) a 30 tételre adott válaszok összeadásával történik. Fontos azonban megjegyezni, hogy a 23. tétel az eredeti angol változatban fordított tételként szerepel, de ahogyan arról a fentiekben beszámoltunk, a hazai fordítás során a tétel iránya megfordult, vagyis a magyar változatban ezt a tételt már nem kezeltük fordítottként.

A 15 tételes rövidített változat tételei:

Paranormális hiedelmek alskála: 2., 6., 8., 11., 14., 15., 17. és 25. tétel

Mágikus okság és spiritualitás alskála: 5., 20., 23., 24., 26., 27. és 28. tétel

A skálaképzés (a fordított tételek értékeinek megfordítása után) a hozzájuk tartozó tételek összeadásával történik.

Psychometric properties of the Hungarian version of the Magical Ideation Scale (MIS)

RÓZSA, SÁNDOR – VINCZE, GÁBOR – TÖRÖK, IMRE ANDRÁS
– HUPUCZI, ERNŐ – HARGITAI, RITA – MARTIN, LÁSZLÓ –
HARTUNG, ISTVÁN – TIRINGER, ISTVÁN – SIMON, MÁRIA –
KÁLLAI, JÁNOS

Background: Study of vulnerability to psychosis and early intervention is an area of great clinical impact and research. The Magical Ideation Scale (MIS) is among the most widely used instruments for the assessment of psychosis proneness. However, there has been little research on the psychometric properties of the MIS in clinical sample. *Aims:* The main goal of the present work was to study the dimensional structure underlying the MIS in a large sample of students ($n = 1.730$) and clinical subjects ($n = 319$). *Methods:* The structures of the MIS were examined by confirmatory (e.g., single-factor model, model with second-order factor, bifactor model) and exploratory factor analysis and parallel-analysis. The internal consistencies were calculated not only in the conventional way (e.g. Cronbach's α) but also in the controlling of the general factor (hierarchical omega, explained common variance). After initial testing, we used Item Response Theory (IRT) to shorten and further refine the instrument, and criterion validity was evaluated by other questionnaires (e.g. Schizotypy Personality Questionnaire – Brief Revised; Interpersonal Reactivity Index). *Results:* To determine the number of factors that can be applied, parallel-analysis provided a good estimation of the three dimensional structure of MIS in student sample and two dimensions in clinical subjects. However, the reversed worded items caused a method factor that does not appear to be substantively meaningful. Confirmatory factor analysis identified a bifactor solution (general scale and two specific scales: paranormal beliefs and magical reasoning/spirituality) for the MIS in student sample (RMSEA = 0.052, CFI = 0.993, TLI = 0.990), and a unidimensional factor structure in clinical sample (RMSEA = 0.032, CFI = 0.970, TLI = 0.965). The shortened 15-item version of the MIS has good psychometric properties, but few of the items displayed DIF across gender or type of sample (normative or clinical). *Conclusions:* Our results confirm that magical ideation can be considered as a single latent psychological variable on clinical sample, and a bifactorial structure in normative sample where the adaptive (magical reasoning/spirituality) and maladaptive (paranormal beliefs) functions separated.

Keywords: Magical Ideation Scale (MIS), magical thinking; paranormal beliefs, confirmatory and exploratory factor analysis, bifactor model, adaptive and maladaptive functions

A cikk a Creative Commons Attribution 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>) feltételei szerint publikált Open Access közlemény, melynek szellemében a cikk bármilyen médiumban szabadon felhasználható, megosztható és újraközölhető, feltéve, hogy az eredeti szerző és a közlés helye, illetve a CC License linkje és az esetlegesen végrehajtott módosítások feltüntetésre kerülnek. (SID_1)

