


A Liebowitz Szociális Szorongás Kérdőív magyar nyelvű validálása, faktorstruktúráinak összehasonlítása és tételeinek modern tesztelméleti elemzése

Basler Julia^{1,2*} , Bali Cintia¹, Fehér Adrián^{1,2}, Kiss Botond László^{1,2} és Zsidó András Norbert¹

¹ Pécsi Tudományegyetem, Bölcsész- és Társadalomtudományi Kar, Pszichológia Intézet, Magyarország

² Pécsi Tudományegyetem, Bölcsész- és Társadalomtudományi Kar, Pszichológia Doktori Iskola, Magyarország

EREDETI KÖZLEMÉNY

Beérkezett: 2023. április 27. – Elfogadva: 2023. november 25.

Megjelent az interneten: 2024. március 6.

© 2023 A szerző(k)



Bevezetés: A szociális szorongás olyan társas helyzetekben megjelenő félelem vagy szorongás, amelyben az egyén mások figyelmének lehet kitéve. Az egyén attól fél, hogy mások negatívan ítélik őt meg, és az ebből fakadó distressz képzelt és valós szociális deficitekhez vezethet. A szorongás ezen fajtájának szubklinikai formája korábbi kutatások alapján a teljes lakosság akár negyedét is érintheti. **Célkitűzés:** Jelen tanulmány célja a Liebowitz Szociális Szorongás Skála magyar nyelvű adaptációja és pszichometriai mutatóinak feltárása, valamint annak megállapítása, hogy mely nemzetközileg elfogadott verzió faktorstruktúrája alkalmazható hazai mintán. **Módszer:** Összesen 476 fővel (350 nővel és 126 férfival) készült keresztmetszeti, kérdőíves kutatásunk során a Liebowitz Szociális Szorongás Skálát, korábbi tapasztalatra vonatkozó tételeket, és a Kognitív Érzelemszabályozás Kérdőív rövidített verzióját vettük fel. A Liebowitz Szociális Szorongás Skála pszichometriai mutatóit klasszikus (faktoranalízis) és modern (IRT-elemzés) tesztelméleti módszerrel is megvizsgáltuk. **Eredmények:** A Liebowitz Szociális Szorongás Skála megfelelő pszichometriai mutatókkal rendelkezik, és a kérdőív tételei jól diszkriminálnak a látens változó különböző szintjével (–1 és 3 szórás között) rendelkező személyek között. A nemzetközileg is jelenleg legszélesebb körben elfogadott faktorstruktúrárt kis módosítással replikálni tudtuk. A kérdőív nagy szórásstartományban megbízhatóan mér,

* Levelező szerző. E-mail: basler.julia@pte.hu

így a szociális szorongás mértékéről a populáció nagy részében képes információt adni, az érintett személyeket képes jól kiszűrni. A kérdőív skálái ellenőrző kérdések alapján is megfelelően diszkriminálnak a kitöltők között, és a kognitív érzelemszabályozás adaptív és maladaptív stratégiáival az elvártak megfelelő irányú (negatív, illetve pozitív) korrelációkat találtunk. *Következtetések:* A Liebowitz Szociális Szorongás Skála összességében magyar mintán megbízható és érvényes kérdőív. Alkalmazhatósága az átlagpopuláció szűrésénél, prevencióknál kiemelten fontos lehet.

KULCSSZAVAK

szociális szorongás, interakciós szorongás, performancia szorongás, LSAS, diszkriminációs validitás, modern tesztelmélet

ELMÉLETI HÁTTER

A szociális szorongás egy „kifejezett félelem vagy szorongás egy vagy több olyan helyzettel kapcsolatban, mely során a személy mások figyelmének lehet kitéve” (American Psychiatric Association, 2013, 194–195). A jelenséget kontinuumnak tekintjük, amely a szubklinikai szorongástól a klinikai szintű szociális szorongás zavarig tart (Rapee és Heimberg, 1997). A szociális szorongás jellemzője, hogy a személy fél attól, hogy nem képes megfelelően viselkedni, ami miatt mások negatívan ítélik meg őt, és ezért megszegyenül előttük (American Psychiatric Association, 2013; Perczel-Forintos és Kresznerits, 2017). A szociális szorongás zavar leggyakrabban gyermekkorban vagy serdülőkorban megkezdődik; kezelés nélkül krónikussá válhat, és élethosszig fennállhat (Beesdo és mtsai, 2007). Egy hét országra kiterjedő kutatásban (Jefferies és Ungar, 2020), ahol önbevallásos kérdőívvel mérték a szociális szorongás mértékét, a megkérdezett 16 és 29 év közötti fiatal felnőttek 36%-a él át szociális szorongást. Míg a válaszadók 18%-a nem tartja magát szorongónak, mégis eléri a szociális szorongás kritériumhatárát a kérdőíven kapott pontszáma alapján.

A szociális szorongást két altípusra oszthatjuk: a szociális interakcióktól való szorongásra és a szociális performancia szorongásra (Liebowitz, 1987; Blanco és mtsai, 2001; Kupper és Denollet, 2012), amelyek a DSM-5 definíciójában és kritériumrendszerében is megjelennek (American Psychiatric Association, 2013). Míg az interakciós szorongás olyan helyzetekre vonatkozik, amelyben a szorongó egyénnek másokkal kell interakcióba lépnie, kommunikálnia (pl. telefonhívás, felettessel beszélni); addig a performációs szorongás olyan helyzetekre vonatkozik, amikor mások előtt kell egy cselekvést végrehajtani (pl. enni, inni, írni vagy sétálni). A performációs szorongásfajta a negatív érzelmek intenzívebb értékelésével függ össze, ami arra vezethető vissza, hogy az egyén azt gondolja, hogy az őt megfigyelő közönség negatívan látja őt, és ezt az érzést intenzíven át is éli (Heimberg és mtsai, 2014). A szociális szorongást – szubklinikai és klinikai szinten egyaránt – gyakran összefüggésbe hozzák más, a mentális egészségre negatívan ható jelenségekkel. Korábbi vizsgálatok szerint magas a komorbiditása depresszióval, generalizált szorongás zavarral, pánikzavarral vagy szerhasználati zavarokkal (lásd pl. Beesdo-Baum és mtsai, 2012). Ezenfelül a szociális szorongás zavarral küzdők nagyobb valószínűséggel egyedülállóak, alacsonyabb szocioökonómiai státuszúak, és alacsonyabb az átlagos legmagasabb iskolai végzettségük (Grant és mtsai, 2005). Korábbi kutatások továbbá arra mutattak rá, hogy a szociális szorongás összefügg az alacsony önértékeléssel, a negatív szociális kogníciókkal (Perczel-



Forintos és Kresznerits, 2017), az alacsony énhatékonysággal és az étellel való elégedettség alacsonyabb szintjével (Dobos és Pikó, 2018). Mivel a szociális szorongás a populáció jelentős részét érinti és az érintettek jóllétét jelentősen csökkentheti, kiemelten fontos foglalkozni a témakörrel és megvizsgálni a rendelkezésre álló mérőeszközöket, hogy melyik a legjobban alkalmazható a gyakorlatban, például szűrővizsgálatok részeként.

A szociális szorongás zavar *kognitív modelljei* már a kilencvenes években körülírták a tünetek és belső működési módok alapjait. Clark és Wells (1995) modelljükben arra igyekeztek választ találni, hogy a szociális szorongás miért marad fenn akkor is, ha a félelmek tárgya, vagyis a kirekesztés és mások általi negatív megítélés nem történik meg. Elméletük középpontjában az áll, hogy a szorongó egyénnek erős vágya van arra, hogy mások őt pozitív fényben lássák, míg attól tart, hogy társas helyzetekben nem tud „megfelelően” viselkedni, ami negatív szociális következményekkel (például elutasítással vagy státuszvesztéssel) jár rá nézve, így fenyegetésként észleli a társas helyzeteket. Emiatt beindul egy kortizolválasz az észlelt stresszre és a vegetatív idegrendszeri válasz, amelyek a jellemző szorongásos tüneteket produkálják, mint például elvörösödés, izzadás és remegés (Nutt és mtsai, 1998). Ennek az észlelése azt az érzést kelti a szorongó egyénben, hogy továbbra is fenyegetve van, ami egy pozitív visszacsatolás, ami tovább növelheti a szorongást. Ezzel párhuzamosan attól is tart, hogy mások észrevehetik a szorongás tüneteit, amelyek miatt őt még negatívabban látják. Ennek következményeképpen a szorongó egyént lekötik a saját testi válaszai és negatív gondolatai, ami miatt kivonja magát a társas helyzetből, és kevesebb figyelmet fordít az őt körülvevő közegre. Így akár érdektelenné, passzívnak is tűnhet, ami hasonló, az egyénre vonatkozó reakciót, passzivitást válthat ki a környezetéből. Ha a szorongás szintje túlzott mértékűt ér el, akkor pedig kilép a helyzetből, és a jövőben elkerüli azt (Clark és Wells, 1995). Mindezek aktuálisan csökkentik a szorongást, részlegesen igazolják a személy félelmeit, és ezáltal maladaptív ciklust alkotnak.

Ezt az elképzelést egészítette ki Rapee és Heimberg (1997) modellje, amely szerint az egyén, szociális helyzetbe lépve kialakít egy mentális reprezentációt arról, hogy mások (a „közönség”; ami lehet akár egy buszmegeállónyi ember, vagy bármilyen, a közelben levő személy, aki megfigyelheti a szorongó egyént) hogyan látják őt. Ezt a reprezentációt befolyásolhatják a korábbi tapasztalatok, vagy a külső visszajelzések, mint egy tükörkép vagy más személy visszajelzése. A szorongó egyének irreálisan magas szociális elvárást tulajdonítanak a közönségnek, ezáltal alulértékelik a saját „teljesítményüket”, így beindítva a szorongásos tüneteket. Mind Clark és Wells (1995), mind Rapee és Heimberg (1997) modelljében megjelenik, hogy a szorongó egyén biztonsági viselkedésekhez folyamodik (pl. szemkontaktus kerülése, társaság szélére állás), amelynek célja a negatív kimenetek megelőzése. Azonban a sikeresnek ítélt társas helyzeteket inkább ezeknek a biztonsági mechanizmusoknak tulajdonítják később, mintsem a saját képességeiknek, így ezek a viselkedésmódok a ténylegesen negatív tapasztalatok hiányában is hozzájárulnak a társas helyzetek fenyegető észleléséhez (Spence és Rapee, 2016).

A társas sikeresség és a szociális szorongás enyhítésében kulcsszerepet játszhatnak a megfelelő kognitív érzelmszabályozási stratégiák, amelyek az érzelmileg felkavaró (például stresszes vagy fenyegető helyzetekkel kapcsolatos) információ kognitív módon történő kezelését, irányítását segítik (Garnefski és mtsai, 2001). Egyrészt a sikeres társas és érzelmi működésben nagy szerepet játszik az érzelmszabályozás (Gross és John, 2003), másrészt több kutatás is összekapcsolta az érzelmszabályozási nehézségeket a szociális szorongással (Pierce, 2009; Farmer és Kashdan, 2012). A szorongás szintjére pozitívan hathatnak az adaptív érzelmszabályozó stratégiák, mint például a pozitív átkeretezés (Zsido és mtsai, 2023), bár a szorongó egyének kevésbé



gyakran használják ezt a stratégiát, mint a nem szorongók (O'Day és mtsai, 2019). Ezzel szemben viszont gyakrabban használnak (maladaptívnek tekintett) elkerülő stratégiákat (Werner és mtsai, 2011). Míg az érzelmszabályozási folyamatok és stratégiák hozzájárulnak az érzelmi válaszok intenzitásának, hosszának vagy valenciájának megváltoztatásához (Gross és John, 2003), addig a kognitív érzelmszabályozás ennek egy szűkebb részletét jelenti, amely az érzelmileg felkavaró információ tudatos kezelésére, feldolgozására vonatkozik (Garnefski és mtsai, 2001). A maladaptív érzelmszabályozási stratégiák (önhibáztatás, mások hibáztatása, rumináció és katasztrofizálás) nem hatékonyak a szociális szorongás által kiváltott negatív affektív állapotok megváltoztatásában (Jazaieri és mtsai, 2015). Éppen ellenkezőleg, a szociális szorongás növelheti a maladaptív stratégiák használatát, amelyek pedig jelentősen növelik a szociális szorongás mértékét (Zsidó, Arato és mtsai, 2021; Zsidó és mtsai, 2023).

A szociális szorongás szintjének a felmérésére és a klinikai szintű esetek szűrésére az egyik leggyakrabban használt mérőeszköz a Liebowitz Szociális Szorongás Skála (Liebowitz Social Anxiety Scale; LSAS). Bár a szociális szorongás mérésére és szűrésére több, magyar nyelven is elérhető kérdőív létezik (lásd pl. FÉLNE, Perczel-Forintos és Kresznerits, 2017; SIAS és SPS, Zsidó, Varadi-Borbas és mtsai, 2021), ezek általában a szociális szorongás egy kisebb szeletére fókuszálnak, míg az LSAS egy átfogóbb képet igyekszik nyújtani. Az LSAS eredetileg félig strukturált klinikai interjú keretei között mérte fel az interakciós és szerepléssel kapcsolatos szituációkban megjelenő félelmet és elkerülést (Liebowitz, 1987). A kérdéseket úgy alakították ki, hogy a szociálisan szorongó egyének szociális interakciós és performációs helyzetekben megjelenő félelmét (szorongást) és elkerülését mérik fel. Az interjú 24 állításból áll, amelyekből 11 interakcióra, 13 pedig performációs helyzetekre vonatkozott, amelyeket az egyének Likert-típusú skálán kellett értékelnie (az interjút felvevő klinikus a páciensről alkotott megítélése alapján a jelölt értéket felülírhatta). A kétszer kettes struktúrából következően négy alskálát (szociális félelem, szociális elkerülés, performancia félelem, performancia elkerülés), két főskálát (összes félelem, összes elkerülés) és az összesített pontszámot lehetett kalkulálni a pontszámokból. Az összpontszámot leginkább farmakoterápiás kutatásokban használták (Heimberg és mtsai, 1999). Ennek a klinikai mérőeszköznek a pszichometriai mutatóit Heimberg és munkatársai (1999) írták le, de az elméleti keretből származó faktorstruktúrát nem sikerült reprodukálni. A szerzők ezután egy másik publikációban (Safren és mtsai, 1999) írták le a revizionált faktorstruktúrát, ahol egy négyfaktoros elrendezést javasoltak, amely szociális interakcióból, és a performációs alfaktort három részre osztva nyilvános beszédből, mások általi megfigyelésből, illetve nyilvános evés-ivásból állt. Ebben a felosztásban viszont négy állítás több mint egy faktorba töltött, és egy állítás egyikbe sem.

Mivel a klinikus általi adminisztráció leginkább csak a pontszámok rögzítésére szorítkozott, az idő- és erőforrások megtakarításának érdekében kialakították a mérőeszköz önbevallásos verzióját (LSAS-SR). Ennek a konvergens és diszkrimináns validitását Cox és munkatársai (1998) megfelelőnek találták, ám a reliabilitása gyengébbnek mutatkozott, mint a klinikus által felvett kérdőívnek, valamint a félelem és elkerülés faktorok nem különültek el. A klinikus által felvett interjú és az önbevallásos kérdőív pszichometriai mutatóinak összehasonlítását Fresco és munkatársai (2001) végezték el. Az önbevallásos verzió (LSAS-SR) instrukciójának pontosítása után a két mérőeszköz magas korrelációt mutatott, és magas belső konzisztenciájuk volt, így a szerzők javasolták az LSAS-SR használatát.

Az önbevallásos kérdőív faktorstruktúrájának meghatározására számos kutatás irányult az elmúlt húsz évben, ám ezek eredményei csak részben fednek át. Ezekben a kutatásokban gyakran



vagy csak a félelem, vagy csak a szorongás alskálát analizálták, mert a két alskála nagyon hasonló eredményeket mutatott (Stein és mtsai, 2004; Romm és mtsai, 2011). Az LSAS-SR első megerősítő faktorelemzését Oakman és munkatársai (2003) mutatták be. Több különböző faktorstruktúrát tesztelve arra a következtetésre jutottak, hogy egy négyfaktoros elrendezés illik a legjobban az adatokra, mely modell a szorongásra és elkerülésre vonatkozó kérdéseket egyben kezeli. A négy faktor a szociális interakció, a nyilvános beszéd, a mások általi megfigyelés és a nyilvános evés-ivás. Ezt a négyfaktoros felosztást más szerzők is megerősítették (Beard és mtsai, 2011), ám a kérdőívnek – konzisztensen kiemelkedő validitás és reliabilitás eredmények mellett – számos másik faktorstruktúráját is bemutatták. Létezik például három- (Romm és mtsai, 2011), öt- (Baker és mtsai, 2002; Caballo és mtsai, 2019), vagy hat- (Stein és mtsai, 2004) faktoros elrendezés is. Ezeknek egy átfogó áttekintését Heeren és munkatársai (2012) a francia változat pszichometriai elemzésénél írták le, ugyanis összehasonlították a legtöbbször leírt modelleket, és kialakítottak egy nyolcfaktoros elrendezést, amelyben a szorongás és elkerülés állításokra vonatkozó négy-négy alfaktort látens változóként és a szorongást, illetve elkerülést másodrendű faktorokként rendezték el (Heeren és mtsai, 2012).

Bár a mérőeszköz első verzióját több mint harminc éve alakították ki, relevanciája máig megtartott, és validitását az évek során több kutatás is megerősítette. A látszatérvényességre jó példa, hogy DSM-5-ben a szociális szorongás zavar kritériumai közé tartozik, hogy „a személy a társas helyzeteket kerüli, vagy csak intenzív félelem vagy szorongás árán képes elviselni” (American Psychiatric Association, 2013, 195), amely félelem és szorongás expliciten megjelenik a kérdőívben. Ezenfelül a kritériumvaliditást (vagyis hogy más hitelesített skálákhoz képest mennyire érvényes a kérdőív; Rózsa és mtsai, 2006) több kutatás is megerősítette (Fresco és mtsai, 2001; Heeren és mtsai, 2012; Modini és mtsai, 2015). Ugyan a mérőeszköz instrukciójában az elmúlt hétre vonatkozóan kell a tételekre felelni, egy vizsgálatban (Heeren és mtsai, 2012) a nyolchetes teszt-reteszt reliabilitását megerősítették (a korrelációs együtthatók a 0,84 és 0,93 közötti tartományba estek). Mindez egybevág azzal, hogy a szociális szorongás egy jellemzően sokáig fennálló probléma, melyet alacsony időbeni változékonyság jellemez. Az általánosságban jó pszichometriai mutatókon felül ugyanakkor azt is fontos megemlíteni, hogy egy recens kutatás (Takada és mtsai, 2018) azt találta, hogy a kérdőív egyéni belüli változásra való érzékenysége nem feltétlenül megfelelő.

Míg a Liebowitz Szociális Szorongás Skála kielégítően képes az elsődleges célját, vagyis a szociális szorongás mértékének a meghatározását és a szűrést beteljesíteni, annak faktorstruktúrája az elméleti konstruktumok hasonlóságából származó, a faktorok közötti magas korrelációk miatt a különböző populációkon (nyelvenként) eltérhet. A jelen kutatás elsődleges célja az önbevallásos LSAS-SR kérdőív legjobb illeszkedést mutató faktorstruktúrájának megtalálása volt magyar nyelvű mintán, valamint ezen változat pszichometriai mutatóinak klasszikus (megerősítő faktorelemzés) és modern (a vizsgált minta helyett a tételek teljesítményét előtérbe helyező, valószínűségi) tesztelméleti módszerekkel történő bemutatása. Célunk volt továbbá az általunk vizsgált populáción való életkori és nemi sztederdek bemutatása, illetve a kérdőív magyar változatának validálása. Mivel a mérőeszköz kritériumvaliditását egy korábbi szisztematikus áttekintés (Modini és mtsai, 2015) megerősítette, így nem vettünk fel más, szociális szorongást mérő kérdőívet. Helyette inkább korábbi vizsgálatokra alapuló, specifikus főbiák vizsgálásánál használt kontrollkérdésekkel és egy kognitív érzelmszabályozást mérő kérdőívvel vizsgáltuk a validitást, amelyet korábban már összekötöttek a szociális szorongással (Zsidó, Arato és mtsai, 2021).



MÓDSZER

Résztvevők

A kutatásban összesen 476 fő (126 férfi és 350 nő) vett részt, önkéntes alapon. A résztvevők átlagéletkora 26,7 év (szórás = 10,7 év; terjedelem: 18–76 év). Az adatokat hozzáférhetőségi alapon gyűjtöttük, különböző internetes és egyetemi platformokon megosztva a kérdőíveket, így mintánk nem tekinthető reprezentatívnak a magyar populációra nézve. A válaszokat anonim módon, a Google Forms segítségével gyűjtöttük. A tesztet csak 18. életévüket betöltött személyek tölthették ki.

Mérőeszközök

A kutatás célja a Liebowitz Szociális Szorongás Skála (Liebowitz Social Anxiety Scale; LSAS) magyar adaptációja volt. Az LSAS kérdőív 24 állítást tartalmaz, amelyeket 4-fokú (0-tól 3-ig terjedő) Likert-skálán kell értékelniük a kitöltőknek. Minden tételre kétféleképpen kell válaszolni: az adott szituációban milyen szorongást vagy félelmet élne át a személy (*szorongás skála*), illetve milyen gyakran kerül el az egyén az adott helyzetet (*elkerülés skála*), így összesen 48 állításra kell válaszolni. A 24 különböző tétel az eredeti faktorstruktúra szerint két alkategóriára különül el, interakciós és performációs szorongásra, ám a kérdőív faktorstruktúrájával kapcsolatban többféle eredmény született (lásd pl. [Fresco és mtsai, 2001](#); [Heeren és mtsai, 2012](#); [Heimberg és mtsai, 1999](#); [Oakman és mtsai, 2003](#)). Minden állítás egyenes irányú és a négy alskála összpontszámát az egyes skálákra adott pontszámok összeadásával kapjuk meg. Ezenfelül 0 és 144 pont közé eső összpontszámot is lehet kalkulálni. A skála pszichometriai mutatóit az Eredmények részben ismertetjük részletesen, a magyar fordítást és az instrukciókat az 1. melléklet tartalmazza.

A kérdőív magyarra adaptálásának folyamata [Gudmundsson \(2009\)](#), illetve az [International Test Commission \(2017\)](#) ajánlásának figyelembevételével történt: az angol állításokat két különálló, a magyar és angol nyelvben, illetve kultúrában is jártas személy (esetünkben okleveles pszichológusok) segítségével magyarra fordítottuk, majd egy harmadik személy egyesítette a két fordítást. Ezután a magyar verziót visszafordítottuk angol nyelvre, és a magyar verziót úgy javítottuk ki, hogy az állítások jelentése a lehető legközelebb essen az eredeti verzióhoz.

Az LSAS mellett több egyéb kérdőívet és kérdést is felvettünk a validitásvizsgálat céljából. A *Kognitív Érzelemszabályozás Kérdőív* (Cognitive emotion-regulation questionnaire; CERQ; [Garnefski és Kraaij, 2006](#)) magyar nyelvű verzióját ([Miklósi és mtsai, 2011](#)) az érzelemszabályozási stratégiák felmérésére használtuk. A kérdőív kilenc alskálát tartalmaz, amelyek feloszthatók adaptív és maladaptív érzelemszabályozó stratégiákra. Az adaptív stratégiák közé tartozik az elfogadás, a pozitív fókuszváltás, a tervezés, a pozitív átértékelés és a perspektívaeltérés, míg a maladaptív stratégiák az önvád, a rumináció, a katasztrofizálás és a mások hibáztatása. A kérdőív megbízhatóan mért mintánkon, McDonald- ω értékei rendre 0,771; 0,836; 0,596; 0,738; 0,780 az adaptív, és 0,756; 0,852; 0,862; 0,754 a maladaptív stratégiákra.

A korábbi kutatásokhoz hasonlóan ([Zsido, 2017](#)) validálás céljából felvettünk összesen három *diagnosztikai jellegű kérdést*, amelyek általánosságban mérik fel a másokkal kapcsolatos érzéseket, és egybevágnak a DSM-5 diagnosztikai kritériumaival is. Két kérdést [Olatunji és munkatársai \(2010\)](#) kutatásából vettünk át: (1) Előfordult már, hogy rosszul érezted magad egy olyan helyzetben, ahol másokkal kellett érintkezned, mások megfigyeltek? (2) Előfordult már, hogy *elkerültél* egy helyzetet, mert attól féltél, hogy másokkal kell érintkezned, mások



figyelhetnek? A harmadik kérdésnél, amely három részből állt, pedig Fredrikson és munkatársai (1996) kutatását vettük alapul. „(3) Szociális szituációktól való félelmekkel kapcsolatosan válaszolj az alábbiakra: (a) Feladok dolgokat a félelmem miatt; (b) A félelmem nagyobb, mint indokolt lenne; (c) Nem tudom kontrollálni a félelmemet.” Mindegyik kérdésre igennel vagy nemmel lehetett válaszolni, az igenlő válasz 1 pontot, a nem 0 pontot ért. A harmadik kérdés pontszámait összeadtuk, így egy nullától háromig terjedő pontszámot kaptunk eredményül.

Statisztikai elemzés

Először klasszikus tesztelméleti megközelítésben teszteltük az LSAS alszállainak szerkezetét és pszichometriai tulajdonságait. A klasszikus tesztelmélet azt feltételezi, hogy az adott konstrukción mérhető, és van valódi értéke, amelyet az egyes mérések során megbecslünk, a szisztematikus hibák lehető legjobb kiküszöbölésével (bővebben lásd pl. DeVellis, 2006; Hidegkuti és Balázs, 2015). A korábban publikált faktorstruktúrák mindegyikét teszteltük a mintán, hogy megvizsgáljuk, melyik illeszkedik legjobban a kérdőív magyar verzióját használva. A megerősítő faktorelemzésnél az átlósan súlyozott legkisebb négyzetek (diagonally weighted least squares; DWLS; Li, 2016) becslőeljárását használtuk. A modell illeszkedésének megvizsgálásához az összehasonlító illeszkedési mutatót (CLI) és Tucker–Lewis-indexet (TLI) – ezek határértékei legalább 0,95-ös értékek (Hu és Bentler, 1998) – felül a közelítés négyzetes középértékhibáját (root mean square error of approximation; RMSEA) és a standardizált gyök-átlag négyzet maradványindexet (standardized root mean squared residual; SRMR) használtuk, amelyek határértékei a legfeljebb 0,08-as értékek lehetnek (Browne és Cudeck, 1992). Ezenfelül a χ^2 -et is megvizsgáltuk, amelynek a szabadságfokhoz viszonyított értéke kisebb kell hogy legyen, mint a szabadságfok értéke (Rózsa és mtsai, 2006). Mivel a modellek nem beágyazottak (nested; vagyis egy modell nem egy másiknak a szűkebb szelete, amely tartalmazza az összes változót), az összehasonlíthatóság érdekében korábbi, az LSAS faktorstruktúráit vizsgáló cikkekhez (Heeren és mtsai, 2012) hasonlóan bemutatjuk a feltételezett keresztvalidációs indexet (ECVI; Expected Cross-validation Index; Browne és Cudeck, 1989), amely kisebb értéknél jobb modellt indikál. Továbbá minden modellt egyesével az elsőhöz hasonlítottunk (kiszámítottuk a $\Delta\chi^2$ és Δdf értékét, valamint az ahhoz tartozó p-értéket is). A modellek összehasonlításánál azt az irányelvet követtük, hogy amennyiben több, hasonlóan jól illeszkedő modellt találunk, elméleti megfontolások (a DSM-5 kritériumaihoz illeszkedés) mentén választjuk ki a legjobbat azok közül.

Ezenfelül a skálák belső megbízhatóságát klasszikus tesztelméleti módszerrel is ellenőriztük, amelyet a McDonald-féle ómegával számítottunk ki. Ez pontosabb mérést tesz lehetővé, mint a Cronbach-féle alfa, mivel az egyes tételek a Likert-típusú válaszkálákból kifolyólag többnyire nem normális eloszlásúak (Dunn és mtsai, 2014).

Ezt követően az LSAS alszállainak szerkezetét és pszichometriai tulajdonságait a valószínűségi tesztelmélet (IRT) segítségével is megvizsgáltuk. A modern tesztelmélet inkább az egyes tételekre fókuszál, mintsem az azokból összeállított tesztekre (Rózsa és mtsai, 2006; Hidegkuti és Balázs, 2015), és segítségével a látens (vagyis nem megfigyelhető) tulajdonságok és azok különböző megnyilvánulásai, mint például teljesítmény vagy válaszok közötti kapcsolatot vizsgálhatjuk meg (Rasch, 1960). A klasszikus tesztelméleti eljárás alkalmazása ezt megelőzően azért is volt fontos, mert a modern tesztelméleti módszer előfeltétele a skálák unidimenzionalitása.

Az IRT elemzésnél az *ltm* R csomagot (Chalmers, 2012) használtuk, ezen belül is fokozatos válaszadási modellt futtattunk (graded response model; GRM; Samejima, 1968), amelyben a tételek differenciálisan kapcsolódhatnak a látens változóhoz. A tétel diszkriminációs paramétere,



az a , megmutatja, hogy az adott item mennyire kapcsolódik szorosan a látens változóhoz (Baker, 2001). Ennek az értéke 0,65 és 1,34 között közepes, 1,35 és 1,69 között magas, 1,7 felett pedig nagyon magas diszkriminációs képességet jelez. Kiszámoltuk továbbá minden tételre a tételinformációs görbét (item information function; IIF) és a skálákra a tesztinformációs görbét (TIF) is, amelyek a skálák megbízhatóságára utalnak.

Ezt követően megvizsgáltuk a skálák összefüggését az életkorral, és feltérképeztük a nemi különbségeket. Ezenfelül az LSAS skálák validitását teszteltük egyrészt azért, hogy a diagnosztikai jellegű kérdésekből a másokkal való érintkezés miatti rosszulétre, illetve elkerülésre vonatkozó kérdésekre független mintás t-próbákat futtattunk. A szociális szituációk elkerülésére vonatkozó kérdésekre adott válaszok összeadásával új csoportosító változókat készítettünk, és varianciaanalízis segítségével megvizsgáltuk az LSAS faktorokban kapott különbségeket ezen csoportok mentén. Másrészt pedig lineáris regressziót alkalmaztunk, ahol arra voltunk kíváncsiak, hogy a CERQ alskálák milyen módon és mértékben jósolják be az LSAS alskáláit. Az LSAS négy alskálájának eloszlása a csúcosság és ferdeség értékek alapján normális eloszlásnak bizonyult (minden esetben $<|2|$), és az alkalmazott paraméteres statisztikai tesztek előfeltételei más módon sem sérültek.

Etikai vonatkozások

Minden résztvevő – miután tájékoztattuk a vizsgálat céljáról – nyilatkozott róla, hogy a vizsgálatban való részvételbe beleegyezik. A kutatást a World Medical Association etikai kódexével (Helsinki Nyilatkozat) összhangban végeztük el, és az Egyesült Pszichológiai Kutatás-etikai Bizottság (hivatkozási szám: 2018–25) jóváhagyta azt.

EREDMÉNYEK

A mintánkra jellemző, faktorokra bontott leíró statisztikák bemutatása előtt tisztáznunk kell az általunk a továbbiakban használt faktorstruktúrát, így a leíró eredményeket a Demográfiai elemzés alpontban mutatjuk be részletesen. A kérdőív állításaira kapott átlagpontszámokat, a pontszámok szórásait, illetve az adott tétel csúcosság- és ferdeségértékeit a 2. melléklet tartalmazza.

Megerősítő faktorelemzés

Az LSAS kérdőívnek többféle faktorfelosztása létezik. Vizsgálatunkban Heeren és munkatársai (2012) vizsgálatának mintájára összehasonlítottuk a leggyakrabban megjelenő létező faktorstruktúrákat, hogy megvizsgáljuk, ezek közül melyik illeszkedik a legjobban a mi mintánkra. Az illeszkedésmutatókat az 1. táblázatban gyűjtöttük össze, illetve az 1. ábra mutatja a modellek felépítését.

Első modell. Az első modellben a Heimberg és munkatársai (1999) által elméleti alapon felvázolt faktorstruktúrát követtük, amelyben a 24-24 szorongás- és elkerülésállítás szorongás és elkerülés alfaktorokra oszlik fel.

Második modell. A második modellnél korábbi, az LSAS faktorstruktúráját átfogóan vizsgáló kutatásokhoz (Oakman és mtsai, 2003; Heeren és mtsai, 2012) hasonlóan megvizsgáltunk egy egyfaktoros elrendezést is, amely összesítve mérte a szociális szorongást.

Harmadik modell. Ezután egy faktoranalízisben vizsgáltuk meg mind a négy alskálát (interakciós szorongás; interakciós helyzetek elkerülése; performációs szorongás és performációs helyzetek elkerülése). A korábbi kutatásokhoz hasonlóan (Oakman és mtsai, 2003; Heeren és mtsai, 2012)

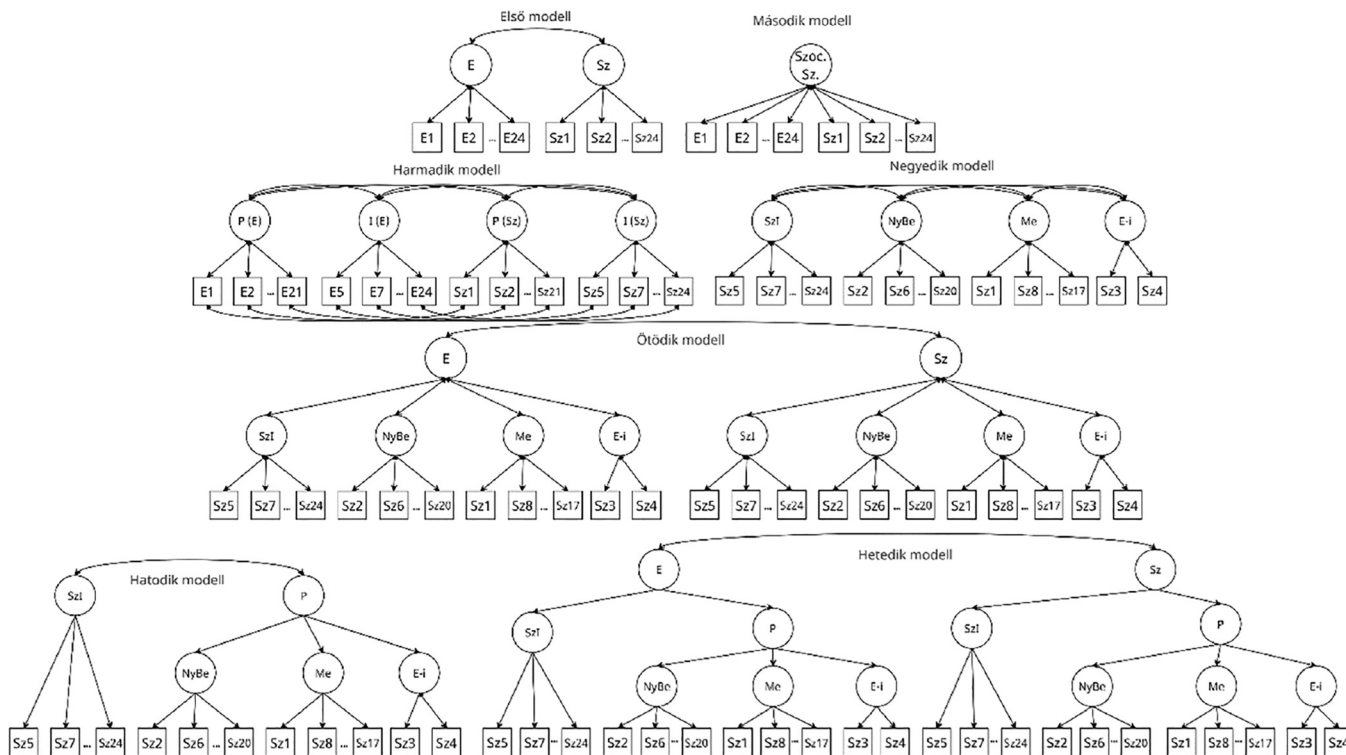


1. táblázat. A jelen kutatásban tesztelt hat lehetséges faktorstruktúra (modell) pszichometriai mutatói (az általunk ezek alapján legjobbnak ítélt [hatodik] vastaggal kiemelve)

		χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	RMSEA CI	SRMR	ECVI	$\Delta\chi^2$	Δ df
Első modell		497,465	251	0,988	0,987	0,045	0,040–0,051	0,067	1,254	–	–
Második modell		476,054	252	0,990	0,989	0,043	0,037–0,049	0,065	1,204	21,411***	1
Harmadik modell		4896,646	1050	0,986	0,985	0,081	0,078–0,083	0,072	8,420	4399,181	799
Negyedik modell	Szorongás	364,709	246	0,995	0,994	0,032	0,025–0,039	0,059	0,995	132,756	5
	Elkerülés	356,758	246	0,995	0,994	0,023	0,023–0,038	0,058	0,978	140,707	5
Ötödik modell		2341,176	1071	0,984	0,983	0,050	0,047–0,053	0,075	5,371	1843,711	820
Hatodik modell	Szorongás	366,166	248	0,995	0,994	0,032	0,025–0,038	0,059	0,990	131,299	3
	Elkerülés	367,853	248	0,994	0,993	0,032	0,025–0,039	0,059	0,993	129,612	3
Hetedik modell		2341,130	1067	0,984	0,983	0,050	0,047–0,053	0,075	5,388	1843,665	816

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





1. ábra. Az LSAS faktorstruktúráján tesztelt modellek áttekintése

Megjegyzés: E: Elkerülés, Sz: Szorongás, Szoc. Sz.: Szociális szorongás, P: Performancia, I: Interakció, SzI: Szociális Interakció, NyBe: Nyilvános beszéd, Me: Mások általi megfigyelés, E-i: Evés-ivás

az elkerülés és szorongás tételeket egyszerre vettük figyelembe, azok között páronként kovarianciát feltételezve (összesen 24 kapcsolatonál, minden itempárra egyet).

Negyedik modell. A negyedik modellben [Safren és munkatársai \(1999\)](#) munkája, illetve [Oakman és munkatársai \(2003\)](#) kiegészítése alapján az elkerülésre és szorongásra külön-külön négy alfaktort vizsgáltunk meg; ezek a szociális interakció, a nyilvános beszéd, a mások általi megfigyelés, illetve a nyilvános evés-ivás.

Ötödik modell. Következőként a [Heeren és munkatársai \(2012\)](#) eredményei szerinti legerősebb modellt vizsgáltuk, amely a nyolcfaktoros elrendezést kiegészítette azzal, hogy a szorongást és elkerülést másodrendű faktorokként határozta meg.

Hatodik modell. Ezután, mivel a kérdőív tételeinek a fele a szociális interakció faktorba tartozik, a maradék itemek pedig a performancia alfaktort osztották részekre, megvizsgáltunk egy olyan modellt, amelyben a nyilvános beszéd, a mások általi megfigyelés és a nyilvános evés-ivás alfaktorokat összevontuk egy módosított, főlérendelt performancia alfaktorrá, miközben az alsókálákat meghagytuk, és külön faktoranalízist futtattunk a szorongásra és az elkerülésre.

Hetedik modell. A teljesség kedvéért Heeren és munkatársaihoz hasonlóan szorongásra és elkerülésre a módosított szociális interakció és performancia alfaktorokat egy kétfaktoros elemzésben is megvizsgáltuk.

Az χ^2 és szabadságfokok aránya alapján a harmadik, ötödik és hetedik modellt kizártuk. A többi modell pszichometriai mutatói megfelelőek voltak. Az ECVI indexe két modellnek, a negyediknek és a hatodiknak volt a legalacsonyabb, így a továbbiakban ezek között kerestük a legjobban illeszkedő modellt, elméleti alapokra helyezve a hangsúlyt. A két modell abban különbözik, hogy míg a performancia alfaktor a negyedikben három másikra (nyilvános beszéd, a mások általi megfigyelés, illetve a nyilvános evés-ivás) lett bontva, addig a hatodik modellben – a három alsóbbrendű faktort megtartva – a performanciát visszahelyeztük felsőbbrendű faktorként a modellbe, így használható a három alpontszám, de az összesített performancia pontszám is. Az általunk ajánlott modell eldöntésénél visszanyúltunk a DSM-5-hez ([American Psychiatric Association, 2013, 195](#)), amely a következőképpen fogalmaz: „Ilyenek például a társas interakciók” (ez igazolja az interakció alfaktort); „mások előtt való szereplés (pl. előadás tartása)” (vö. nyilvános beszéd alfaktor); illetve „mások ráirányuló figyelme vagy megfigyelése (pl. evés-ivás)”, amely mindkét modellben két külön alfaktorba van bontva. Ezenfelül a DSM-ben külön jelölendő, ha a félelem csak nyilvános beszédre vagy szereplésre (vagyis performanciára) korlátozódik. A négy faktor így elméletileg is megalapozott, de fontosnak tartjuk a performancia mint külön (főlérendelt) faktor beemelését, amely összekötötést képez a szakirodalom által gyakran használt interakció-performancia felosztás és a performancia több alrészre bontása között. Így a továbbiakban ezt a módosított, kétszer két faktoros modellt vizsgáljuk, amelyből összesen 11 különféle, vagyis szorongásra és elkerülésre is 5-5 (szociális interakció, performancia, nyilvános beszéd, mások általi megfigyelés, evés-ivás), illetve egy összesített szociális szorongás pontszám számítható.

A modell alfaktorainak megbízhatóságát vizsgálva azt találtuk, hogy a szociális interakció faktor (McDonald- ω : 0,923 szorongásnál és 0,916 elkerülésnél) megbízhatósága kiváló, a performancia faktor (ω : 0,891 és 0,892) megbízhatósága pedig megfelelő.

Valószínűségi tesztelméleti elemzés

Az IRT elemzést a módosított interakció és performancia faktorokra futtattuk.



Az a paraméter értékei Baker (2001) küszöbértékei alapján legnagyobbbrészt nagyon magas (1,7 feletti) diszkriminációs értékkel rendelkeznek, ezen belül is a legmagasabb diszkriminációs értékkel a 11. („Beszélni valakivel, akit alig ismersz.”), 16. („Felszólalni egy megbeszélésen.”) és 20. („Beszámolót tartani egy csoportnak.”) tételek rendelkeztek. Ez alól kivételt képez a performancia alskála 13. („Nyilvános illemhelyiséget használni”) és 17. („Tesztet írni”) tétele mind a szorongás, mind pedig az elkerülés skálákon, amelyek közepes diszkriminációs értékkel rendelkeznek, illetve ugyanezen skála 4. („Társasággal együtt inni nyilvános helyen.”) tétele, amely magas diszkriminációs értékű. A tételenkénti értékeket a 2. táblázat mutatja. A tételek magas diszkriminációs értékei azt mutatják, hogy a kérdőív adekvátan tud különbséget tenni a látens változó különböző szintjeivel rendelkező személyek között.

A tételinformációs görbék (item information function, IIF) bemutatják, hogy a tétel információtartalma melyik szinten a legmagasabb a látens képességről. A görbék alapján a tételek a látens változó széles skáláját lefedik; a pontok átlaga hozzávetőlegesen 1, míg a szórásuk 2; a kérdőív -1 és 3 szórás között megbízhatóan mér. A görbékről leolvasható továbbá, hogy az átlagos (-2 és 2 szórás közötti) tartományban a legnagyobb információtartalma az interakciós szorongás, illetve elkerülés skálán a 11. tételnek („Beszélni valakivel, akit alig ismersz.”) van. Ezenfelül a 12. („Idegenekkel ismerkedni.”) tétel is aránylag magasabb információtartalommal

2. táblázat. Az általunk használt modell modern tesztelméleti elemzésének eredménye, az egyes alskálákba tartozó tételek a paraméter értékeivel

Skála	Tétel száma	a -érték (szorongás)	a -érték (elkerülés)	
Szociális interakció	5	2,030	2,006	
	7	1,930	1,651	
	10	2,973	2,738	
	11	3,474	3,360	
	12	2,599	2,416	
	14	1,793	1,559	
	18	2,199	2,204	
	19	2,223	2,282	
	21	1,621	1,382	
	22	1,760	1,551	
	23	1,645	1,408	
	24	1,923	1,539	
	Performancia	1	1,357	1,141
		2	2,095	1,791
3		1,507	1,227	
4		1,206	1,154	
6		2,512	2,386	
8		1,824	1,784	
9		1,544	1,710	
13		0,747	0,780	
15		2,900	2,801	
16		3,480	3,895	
17	0,883	0,939		
20	3,030	3,699		



bír, illetve a 19. („Olyan emberek szemébe nézni, akiket alig ismersz.”) tétel az elkerülés alskálán a látens változó magasabb szintjével rendelkező egyéneknél mér megbízhatóan. A performációs alskálákat vizsgálva azt láthatjuk, hogy a szorongásnál a 16. („Felszólalni egy megbeszélésen.”) tétel rendelkezik kiemelkedően magas információtartalommal, míg az elkerülésnél a 16. mellett a 20. tétel („Beszámolót tartani egy csoportnak.”) közel ugyanannyi információt szolgáltat. Mindkét alskála esetén jelentős ezeken felül a 6. („Közönség előtt színészkedni, előadni, beszédet tartani”) és a 15. („A figyelem középpontjában lenni”) tétel.

A tesztinformációs (test information function, TIF) görbék megközelítőleg normális eloszlást mutatnak, tehát az átlagos populációra jellemző szociális szorongás szint kétszeres szóráson belül megbízhatóan mér, de az érintett populáción belül jobban diszkriminál. A 2–4. ábra mutatja a TIF és IIF görbéket.

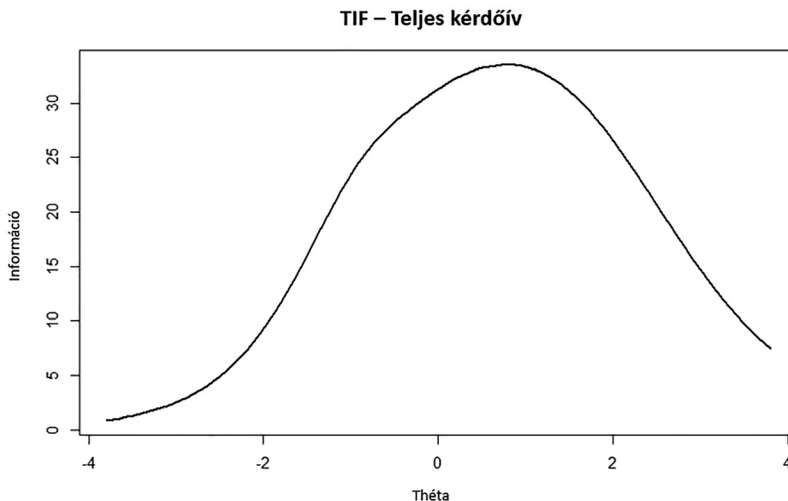
Demográfiai elemzés

Az életkor tekintetében azt találtuk, hogy mind a négy alskála gyenge-közepes mértékben, negatívan korrelál az életkorral. A pontos korrelációs együtthatókat az 5. táblázat mutatja.

A nemi különbségek kapcsán azt láthatjuk, hogy a nők minden alskálán szignifikánsan magasabb pontszámot értek el, mint a férfiak. A statisztikai próbák eredményét, illetve az alfaktorokon elért összesített pontszámokat a 3. táblázat részletezi.

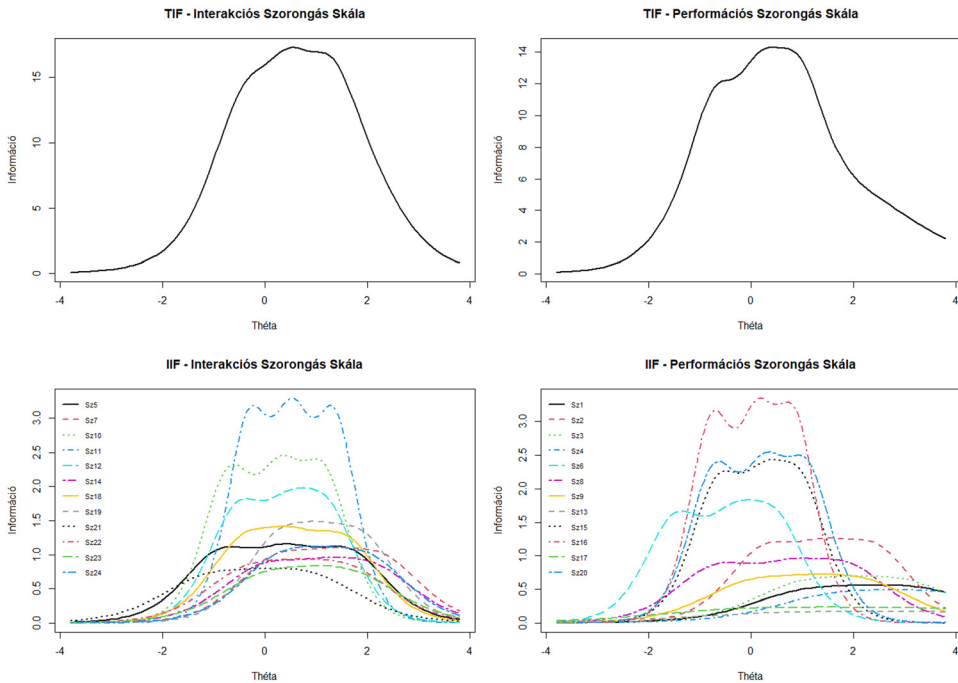
Validálás

A validálás részeként megvizsgáltuk, hogy milyen módon alakulnak az egyes alskálakon elért pontszámok a diagnosztikai jellegű kérdéseinkkel (azt összehasonlítva, hogy nemmel vagy igen-nel válaszolt a kitöltő az adott kérdésre). Az első, rosszullétre vonatkozó kérdésre a kitöltők 59%-a válaszolt igennel, míg a szociális helyzet elkerülése 47,9%-uknál fordult már elő. Azt találtuk, hogy mindegyik alfaktor esetében azokra a személyekre volt inkább jellemző a szociális helyzetek



2. ábra. Az LSAS teljes pontszámának tesztinformációs görbéje





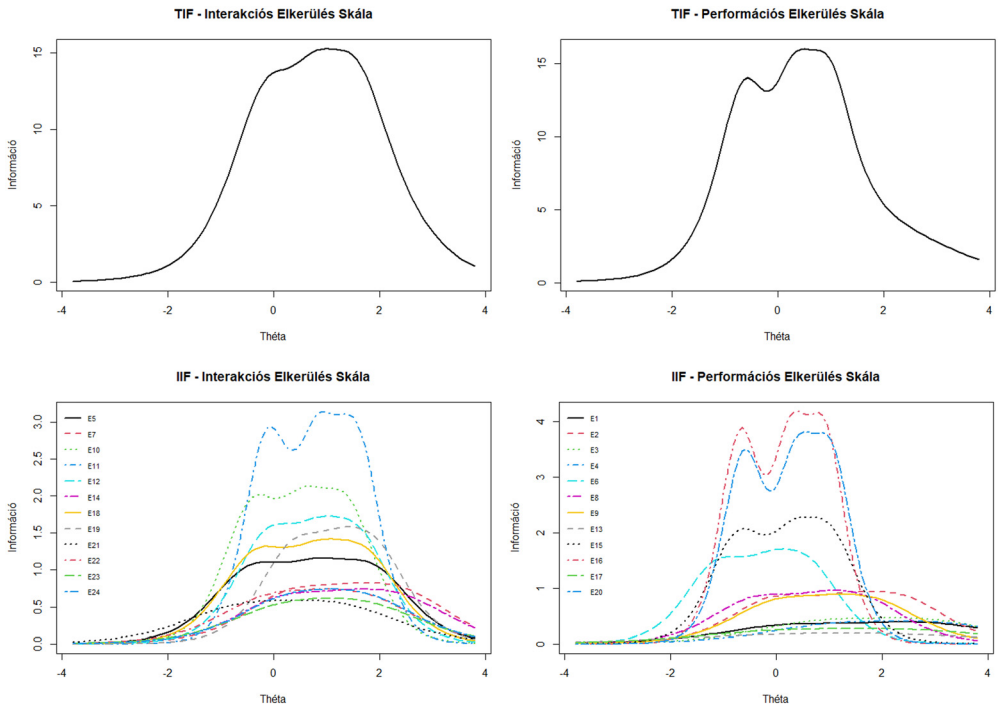
3. ábra. Az interakciós és performációs szorongás skálák tesztinformációs görbéi (fent) és tétel-információs görbéi (lent)

miatti rosszullet és azok elkerülése, amelyek az LSAS alfaktorain magasabb pontszámot értek el. A statisztikai eredményeket lásd a [4. táblázatban](#).

A szociális szituációkra vonatkozó skálán 0-tól 3-ig terjedő pontszámot érhetnek el a kitöltők, attól függően, hogy hány kérdésre válaszolnak igennel. Az első kérdésre (félelmek feladása) a kitöltők 37,4%-a, a másodikra (indokoltnál nagyobb félelem) 51,1%-a, míg a harmadikra (kontrollálhatatlan félelem) 25,2%-a válaszolta, hogy jellemzőnek gondolja magára az állítást. Az összesített pontszámmal (amely négy csoportot eredményezett) mint csoportosító változóval varianciaanalízist futtattunk, és azt találtuk, hogy a szociális interakcióktól való szorongás [$F(3) = 50,3; p < 0,001; \eta_p^2 = 0,242$], a szociális interakciók elkerülése [$F(3) = 38,2; p < 0,001; \eta_p^2 = 0,195$], a performációs szorongás [$F(3) = 37,9; p < 0,001; \eta_p^2 = 0,194$], illetve a performációs helyzetek elkerülése [$F(3) = 32,5; p < 0,01; \eta_p^2 = 0,171$] esetében is szignifikáns a csoportok közötti különbség. Minél több szociális szituációkra vonatkozó kérdéssel értett egyet a kitöltő, annál magasabb pontszámot ért el a skálán (az összehasonlításokat lásd [5. ábra](#), illetve a páronkénti összehasonlításokat lásd [3. melléklet](#)). Így a kérdőív diszkriminációs validitását megerősítettük.

Ezután regresszióanalízissel megvizsgáltuk, hogy a kognitív érzelemszabályozás kérdőív (CERQ) faktorai milyen módon jósólják be az LSAS alskáláit. Azt találtuk, hogy az interakciós helyzetektől való szorongást [$F(466, 9) = 24,3; p < 0,001; R^2_{adj} = 0,306$] és a szociális helyzetek





4. ábra. Az interakciós és performációs elkerülés skálák tesztinformációs görbéi (fent) és tételinformációs görbéi (lent)

3. táblázat. Az LSAS alfaktorainak és összpontszámának életkori összefüggése és a nemi különbség eredményei

	Férfi		Nő		Összes		Nemek közti különbség		Életkorral való korreláció
	M	SD	M	SD	M	SD	t (Welch)	d	r
Életkor	33,4	14,6	24,2	7,59	26,7	10,7	6,76***	0,791	–
Szociális interakció szorongás	7,24	7,20	12,1	8,54	10,8	8,48	–6,22***	–0,620	–0,307***
Performancia szorongás	6,31	5,84	11,9	7,10	10,4	7,23	–8,73***	–0,864	–0,283***
Szociális interakció elkerülése	7,37	7,47	11,6	8,61	10,5	8,52	–5,21***	–0,523	–0,257***
Performancia elkerülése	7,18	6,53	12,4	7,73	11,0	7,77	–7,26***	–0,724	–0,237***
Összpontszám	28,1	25,0	48,0	29,1	42,7	29,4	–7,34***	–0,735	–0,296***

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



4. táblázat. A rosszullet és elkerülés alapján alkotott csoportok összehasonlításának eredményei az LSAS alskáláin

Alskála	Kérdés	Welch t	p	Effect size (Cohen-féle d)	Átlagok különbsége	Átlag (nem)	Átlag (igen)
Szociális interakciótól való szorongás	Roszzullét	-9,93	<0,001	-0,897	-6,79	6,89	12,0
	Elkerülés	-9,47	<0,001	-0,810	-6,84	7,56	14,0
Szociális interakció elkerülése	Roszzullét	-7,61	<0,001	-0,691	-5,46	7,25	12,7
	Elkerülés	-8,77	<0,001	-0,810	-6,44	7,39	13,8
Performancia szorongás	Roszzullét	-10,86	<0,001	-0,984	-6,27	6,74	13,0
	Elkerülés	-9,14	<0,001	-0,841	-6,44	7,75	13,4
Performancia helyzetek elkerülése	Roszzullét	-9,08	<0,001	0,822	-5,79	7,57	13,4
	Elkerülés	-8,77	<0,001	-0,807	-5,84	8,19	14,0

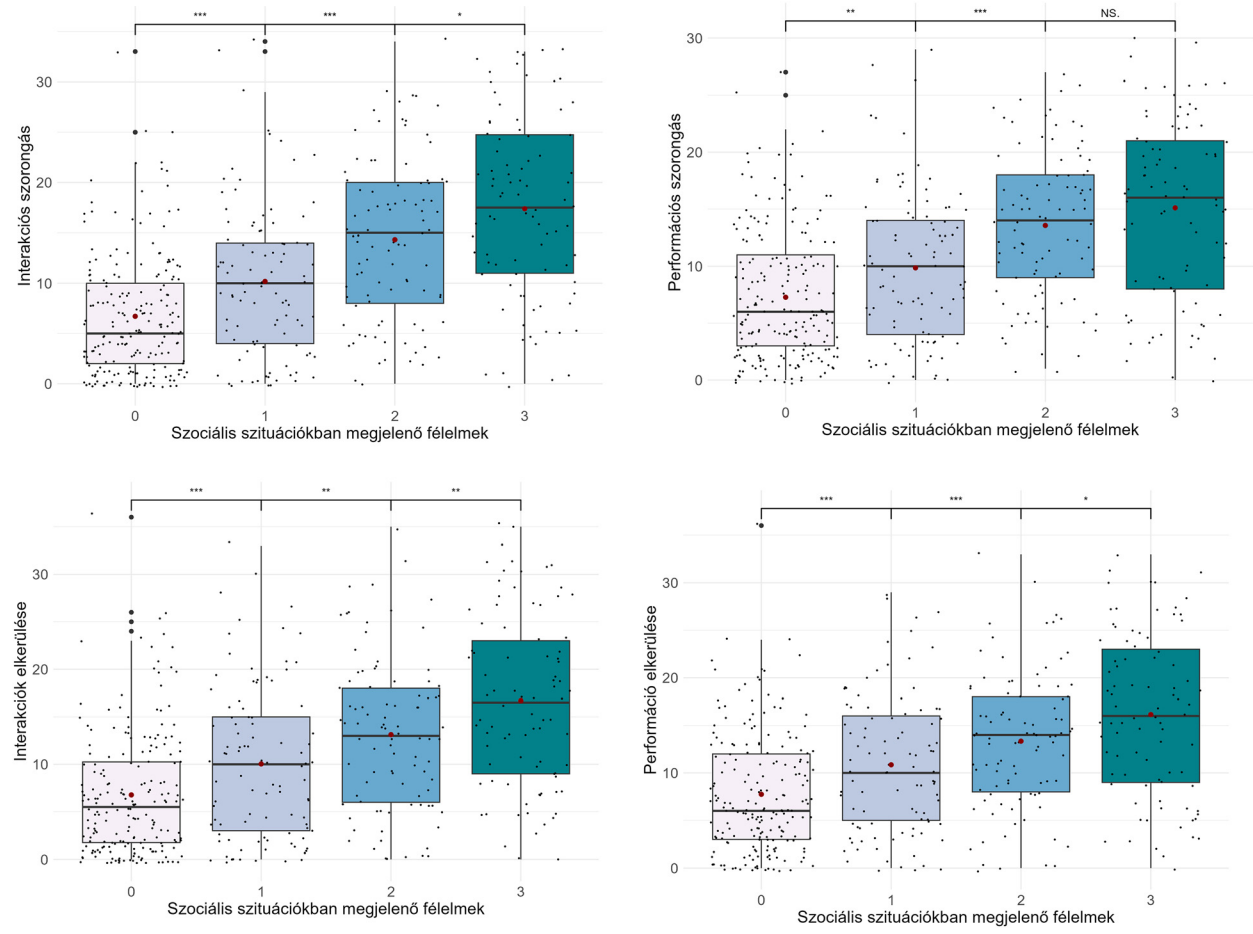
elkerülését [$F(466, 9) = 19,3; p < 0,001; R^2_{adj} = 0,258$] az önvád, elfogadás, rumináció, pozitív ártértékelés és katasztrofizálás faktorok jósolják be. A performációs helyzetektől való szorongást [$F(466, 9) = 15,2; p < 0,001; R^2_{adj} = 0,212$] és az ilyen helyzetek elkerülését [$F(466, 9) = 11,9; p < 0,001; R^2_{adj} = 0,171$] pedig az önvád, rumináció, pozitív ártértékelés és katasztrofizálás. A szociális szorongást általánosságban [$F(9, 466) = 21,5; p < 0,001; R^2_{adj} = 0,280$] pedig az önvád, a rumináció és a katasztrofizálás pozitívan, míg a pozitív ártértékelés negatívan jósolja be. A pontos statisztikai eredményeket az 5. táblázat mutatja.

MEGBESZÉLÉS

A kutatásunk célja az önbevallásos Liebowitz Szociális Szorongás Skála (LSAS-SR; [Fresco és mtsai, 2001](#)) magyar változatának elkészítése és pszichometriai elemzése volt. Az általunk vizsgált kérdőív, az LSAS-SR ([Fresco és mtsai, 2001](#)) mindennapi szituációkat vázol fel, amelyekbe a kitöltőnek bele kell helyezni magát és eldönteni, hogy az adott szituációt mennyire kerülné el, illetve mennyi szorongást élne át egy ilyen helyzetben. A kérdőív gyakran használt a szubklinikai szociális szorongás mértékének bemérésére és a klinikai esetek szűrésére, így fontosnak tartottuk, hogy egy magyar nyelvű fordítás is elérhető legyen. Az állításokat eredetileg a szociális szorongás gyakran használt felosztása szerint ([Mattick és Clarke, 1998](#)) interakciós és performációs (vagy szerepléshez kötött) szorongás mentén osztották ketté. Ugyanakkor a kérdőív későbbi faktor-elemzése során ez nem bizonyult megfelelőnek, így számos faktorstruktúrát publikáltak már (lásd pl. [Baker és mtsai, 2002](#); [Beard és mtsai, 2011](#); [Caballo és mtsai, 2019](#); [Heeren és mtsai, 2012](#); [Heimberg és mtsai, 1999](#); [Oakman és mtsai, 2003](#); [Romm és mtsai, 2011](#); [Safren és mtsai, 1999](#)). Ezek közül több faktorstruktúra is a Safren és munkatársai által javasolt négy-faktoros felosztást (vagy annak variációit) követi, amelyben a négy alfaktor a szociális interakció, nyilvános beszéd, mások általi megfigyelés és nyilvános evés-ivás.

Jelen tanulmányban a [Safren és munkatársai \(1999\)](#) által javasolt faktorstruktúra módosított változata bizonyult a legjobbnak. Összevontuk a szerzők által eredetileg javasolt három, performációs szorongásra vonatkozó alskáláját (mások előtti evés-ivás, nyilvános beszéd, illetve mások általi megfigyelés) egyetlen, performációs szorongást mérő alskálává. Így négy főrendelt faktoros elrendezést kaptunk, amely faktorok: interakciós szorongás, interakciós helyzetek elkerülése,





5. ábra. A szociális szituációkban megjelenő félelmek az interakciós szorongás (fent balra), performációs szorongás (fent jobbra), interakciós elkerülés (lent balra) és performáció elkerülése (lent jobbra) mentén



**5. táblázat.** A Kognitív Érzelemszabályozás Kérdőív alkálái hogyan jósolják be az LSAS alfaktorokat lineáris regresszióban

Alfaktor	Interakciós szorongás		Performancia szorongás		Interakciós elkerülés		Performancia elkerülés		Összpontszám	
	t	béta	t	béta	t	béta	t	béta	t	béta
Önvád	3,885***	0,183	2,926**	0,147	3,641***	0,177	3,384***	0,174	3,888***	0,186
Elfogadás	2,980**	0,126	0,521	0,023	2,619	0,114	-0,274	-0,013	1,673	0,072
Rumináció	3,728***	0,187	3,498***	0,187	2,806*	0,146	2,439*	0,134	3,476***	0,178
Pozitív fókuszváltás	0,477	0,029	1,111	0,073	0,149	0,009	1,438	0,096	0,873	0,054
Tervezés	0,318	0,013	0,170	0,008	0,429	0,019	0,679	0,032	0,453	0,019
Pozitív átértékelés	-3,611***	-0,163	-2,176*	-0,105	-3,667***	-0,171	-2,582*	-0,128	-3,39***	-0,156
Perspektívába helyezés	-0,004	1,82e-4	0,843	0,040	1,123	0,052	1,037	0,051	0,841	0,038
Katasztrófizálás	4,543***	0,239	3,989***	0,224	4,259***	0,232	3,406***	0,196	4,536***	0,243
Mások hibáztatása	0,677	0,042	-0,209	-0,014	0,008	5,58e-4	-0,746	-0,050	-0,071	-0,004

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

performációs helyzetektől való szorongás, és performációs helyzetek elkerülése, amivel az empirikus adataink alátámasztják az interakcióra és performációra való felbontást (Mattick és Clarke, 1998). Ugyan több korábban javasolt struktúra esetén is jó pszichometriai mutatókat találtunk, a módosított Safren és munkatársai (1999) modell mutatói bizonyultak a legjobbnak, és nemzetközileg is ezt használják legtöbbször – ez biztosítja a hazai eredmények összehasonlíthatóságát más kultúrákban kapott adatokkal.

A modern testzméleti elemzés alapján a kérdőív tételei jól diszkriminálnak a látens változó különböző szintjeivel rendelkező kitöltők között. Az egyes tételek a -paraméterei (diszkriminációs értéke) alapján két tétel mért gyengébben, ezek a „Nyilvános illemhelyiséget használni” és a „Tesztet írni”. Előbbit kulturális okokkal tudjuk magyarázni – míg más, az LSAS-t validáló országokban előfordulhatnak az utcai, nyilvános mellékhelyiségek, Magyarországon ezek az utóbbi évtizedben egyre inkább eltűntek, illetve inkább csak bevásárlóközpontokban, szolgáltató létesítményekben és fesztiválok, rendezvények ideje alatt jelennek meg. Elképzelhető, hogy a nyilvános mellékhelyiségek használata ezáltal nem elég elterjedt itthon, hogy – az elmúlt egy hétre kíváncsi kérdőívben – megfelelően mérjen. A testztíráásra vonatkozó kérdés gyengesége pedig magyarázható azzal, hogy a jelenleg oktatásban részt vevő kitöltőkön kívül a minták jelentős része feltehetően nem találkozik a mindennapok során (de legalábbis az elmúlt egy hétben) testztírással, így nem tudja megfelelően belehelyezni magát ebbe a helyzetbe. A két tétel közepes teljesítménye miatt ezek akár kihagyhatók is lehetnének a testztből, ám a nemzetközi összehasonlíthatóság érdekében mi változatlanul ajánljuk a tételek felvételét.

A tételinformációk görbékből kiderül, hogy mely itemek mérnek a legmegbízhatóbban a látens vonás adott szintjén. Azt láthatjuk, hogy az interakcióra vonatkozó kérdéseknél az idegenekre (beszélni, ismerkedni) vonatkozó állítások rendelkeztek a legmagasabb információtartalommal. Sőt, az idegenek szemébe nézés tételre nagy valószínűséggel csak szorongó egyének válaszolnának igenlően. A performációra vonatkozó alskáláknál pedig – a szociális szorongás elméleti modelljeit alátámasztva, lásd pl. Heimberg munkássága (Rapee és Heimberg, 1997; Heimberg és mtsai, 2014), az látszik, hogy a több ember figyelmét (megbeszélés, csoport előtti beszéd, előadás) magára vonó helyzetekben jelenik meg biztosabb kiszűrés a szorongó egyéneknek. A kérdőív és alskálái összességében is széles körben képesek megbízhatóan mérni a szociális szorongás mértékét, és nagy szóróstartományban használhatók magyar mintán. Vagyis a testzt jól tud diszkriminálni a szociális szorongás különböző szintjei között szubklinikai mintán (pl. kérdőíves vizsgálatok vagy szűrés során), de használható lehet a klinikai gyakorlatban is (pl. terápiás hatékonyságmérésre).

Eredményeink alapján a szociodemográfiai háttérváltozók, mint az életkor és a nem is összefüggéseket mutatnak a szociális szorongással. A szorongás minden alfaktora közepes, negatív irányú kapcsolatban áll az életkorral, vagyis a szorongás mértéke a kor előrehaladtával csökken (amely más nemzetközi eredményekkel egybevág; Caballo és mtsai, 2014; Lecrubier és mtsai, 2000). A nemek tekintetében azt találtuk, hogy minden alskála esetében a nők szignifikánsan magasabb pontszámot érnek el, vagyis több szorongást élnek át, amelyet korábbi kutatások is megerősítenek (Asher és mtsai, 2017). Ezt magyarázhatja Asher és munkatársai szerint, hogy a nőkre inkább interdependens önmegvalósítás jellemző, amelyben mások a szelf részei (Markus és Kitayama, 1991; Cross és mtsai, 2011), illetve hogy a nőkre erősebben hatnak a személyközi interakciók.

A kérdőív validitását a diagnosztikai jellegű kérdésekre adott válaszokból tisztán kirajzolódó különbségek is megerősítik. Az Olatunji és munkatársai (2010) által, más specifikus fóbia vizsgálatokhoz használt ellenőrző kérdések szociális helyzetekre átirított változatánál azt az eredményt találtuk, hogy minden alskálán szignifikánsan, átlagosan 5-6 pont különbséggel magasabb



értéket kaptak azok a résztvevők, akik azt választották, hogy jellemző rájuk a társas helyzetekben megjelenő rosszullet, vagy az ilyen szituációk teljes elkerülése. Ehhez hasonlóan a szociális félelemekkel kapcsolatos kérdéseknél is azt találtuk, hogy minél több ilyen félelem jellemző az egyénre, annál magasabb pontszáma lett az egyes LSAS-SR alszállakon.

Megvizsgáltuk a kognitív érzelemszabályozó stratégiák hatását is, ugyanis korábbi kutatások azt találták, hogy az adaptív és maladaptív stratégiák használata befolyásolhatja a félelem és elkerülés mértékét (Werner és mtsai, 2011; O'Day és mtsai, 2019; Zsidó, Arato és mtsai, 2021; Zsidó és mtsai, 2023). Eredményeink alapján az adaptív stratégiák közül az elfogadás csökkenti az interakciós szorongást, a pozitív átértékelés pedig általánosságban csökkenti a szociális szorongás mértékét, míg a maladaptív, negatív fókuszú stratégiák közül az önvád, a katasztrófizálás és a rumináció növelik azt. Ezt korábbi eredmények is igazolják, ugyanis az elfogadás és a pozitív átértékelés is közepesen negatív kapcsolatban áll a szorongással (Carver és mtsai, 1989; Hofmann és mtsai, 2009). A katasztrófizálást és ruminációt is a depresszióhoz kapcsolták korábban (Nolen-Hoeksema és mtsai, 1994; Sullivan és mtsai, 1995), amely magas komorbiditást mutat a szociális szorongás zavarral (Beesdo-Baum és mtsai, 2012). Korábbi kutatások azt találták, hogy egy (idegenekkel történő) interakciós helyzet utáni rumináció mértéke megnövekedett a szorongó egyéneknél, és ez a depresszív tüneteket mutatóknál még erősebb (Kashdan és Roberts, 2007).

Fontos megemlíteni a jelen kutatás limitációit, így például a kitöltők nemi arányának egyenlőtlenségét. A kitöltők közel háromnegyede nő volt, ami befolyásolhatta a nemek közötti különbségekre talált eredményeket is. Ezen felül a mintánk életkori eloszlása nem reprezentatív a magyar populációra vonatkozóan. A vizsgálatban nem szerepelt klinikai minta, ezért bár a modern tesztelméleti elemzés (és korábbi kutatások) alapján úgy tűnik, hogy a teszt jól mér ebben a tartományban is, jövőbeni kutatások szükségesek ennek alátámasztására, illetve arra, hogy a teszt mennyire alkalmas az egyéneken belüli változások mérésére (lásd pl. Takada és mtsai, 2018). Mivel a tesztet eredetileg klinikai populációra fejlesztették, a kutatás során inkább arra fókuszáltunk, hogy a kérdőív használható-e általános populáción. A kérdőív szűrőképességéről klinikai mintán való felvételével lehetne jelentősebb bizonyítékot szolgáltatni.

Összességében az LSAS-SR magyar mintán is érvényes és megbízható kérdőív. Bár eredményeink a kérdőív új faktorstruktúráját támasztják alá, a korábbi kutatások alapján szinte minden tanulmányban más faktorstruktúra jutott a legjobb eredményre, így eredményeink egybecsengenek a kérdőívvel való húszéves tapasztalattal. Ezenfelül az új felosztás alátámasztja a szociális szorongás DSM-5-ben (American Psychiatric Association, 2013) használt, interakcióra és performációra vonatkozó szétválasztását. Úgy véljük, hogy a kérdőív Magyarországon is használható a populáció szűrésére, valamint az eredmények nemzetközi vizsgálatokkal összehasonlíthatók lesznek.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Basler Julia, Bali Cintia és Kiss Botond László az NKFIH „OTKA” K-143254 pályázat és az Innovációs és Technológiai Minisztérium ÚNKP-23-3 kódszámú Új Nemzeti Kiválósági Program támogatásában részesült. Fehér Adrián az NKFIH „OTKA” K-143254 pályázat támogatásával vett részt a kutatásban. Zsidó András Norbert az Innovációs és Technológiai Minisztérium Új Nemzeti Kiválósági Program (ÚNKP-23-5), az MTA Bolyai János Kutatási Ösztöndíj, és az NKFIH „OTKA” PD-137588 és FK-146604 pályázatok támogatásában részesült.



IRODALOM

- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). American Psychiatric Association. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>.
- Asher, M., Asnaani, A., & Aderka, I. M. (2017). Gender differences in social anxiety disorder: A review. *Clinical Psychology Review*, 56, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.05.004>.
- Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory* (2nd ed.). ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation.
- Baker, S. L., Heinrichs, N., Kim, H.-J., & Hofmann, S. G. (2002). The Liebowitz social anxiety scale as a self-report instrument: A preliminary psychometric analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 40(6), 701–715. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(01\)00060-2](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(01)00060-2).
- Beard, C., Rodriguez, B. F., Moitra, E., Sibrava, N. J., Bjornsson, A., Weisberg, R. B., & Keller, M. B. (2011). Psychometric properties of the Liebowitz social anxiety scale (LSAS) in a longitudinal study of African Americans with anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 25(5), 722–726. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2011.03.009>.
- Beesdo, K., Bittner, A., Pine, D. S., Stein, M. B., Höfler, M., Lieb, R., & Wittchen, H.-U. (2007). Incidence of social anxiety disorder and the consistent risk for secondary depression in the first three decades of life. *Archives of General Psychiatry*, 64(8), 903. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.64.8.903>.
- Beesdo-Baum, K., Knappe, S., Fehm, L., Höfler, M., Lieb, R., Hofmann, S. G., & Wittchen, H.-U. (2012). The natural course of social anxiety disorder among adolescents and young adults: Natural course of social anxiety disorder. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 126(6), 411–425. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.2012.01886.x>.
- Blanco, C., Nissenon, K., & Liebowitz, M. R. (2001). Social anxiety disorder: Recent findings in the areas of epidemiology, etiology, and treatment. *Current Psychiatry Reports*, 3(4), 273–280. <https://doi.org/10.1007/s11920-001-0019-9>.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1989). Single sample cross-validation indices for covariance structures. *Multivariate Behavioral Research*, 24(4), 445–455. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2404_4.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230–258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Arias, V., Hofmann, S. G., & Curtiss, J. (2019). Psychometric properties of the Liebowitz Social Anxiety Scale in a large cross-cultural Spanish and Portuguese speaking sample. *Brazilian Journal of Psychiatry*, 41(2), 122–130. <https://doi.org/10.1590/1516-4446-2018-0006>.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Arias, B., & Hofmann, S. G. (2014). Differences in social anxiety between men and women across 18 countries. *Personality and Individual Differences*, 64, 35–40. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.02.013>.
- Carver, C. S., Scheier, M. F., & Weintraub, J. K. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(2), 267–283. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.56.2.267>.
- Chalmers, R. P. (2012). mirt: A multidimensional item response theory package for the R environment. *Journal of Statistical Software*, 48(6). <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i06>.
- Clark, D. M., & Wells, A. (1995). A cognitive model of social phobia. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneier (Eds.), *Social phobia: Diagnosis, assessment, and treatment* (pp. 69–93). Guilford Press.
- Cox, B. J., Ross, L., Swinson, R. P., & Diefenfeld, D. M. (1998). A comparison of social phobia outcome measures in cognitive-behavioral group therapy. *Behavior Modification*, 22(3), 285–297. <https://doi.org/10.1177/01454455980223004>.



- Cross, S. E., Hardin, E. E., & Gercek-Swing, B. (2011). The *what, how, why, and where* of self-construal. *Personality and Social Psychology Review*, 15(2), 142–179. <https://doi.org/10.1177/1088868310373752>.
- DeVellis, R. F. (2006). Classical test theory. *Medical Care*, 44(11), 50–59.
- Dobos B., & Pikó B. (2018). A perfekcionizmus, a szociális fóbia, az énhatékonyság és az étellel való elégedettség szerepe a vonássonorogás hátterében. *Psychiatria Hungarica*, 33(4), 347–358.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>.
- Farmer, A. S., & Kashdan, T. B. (2012). Social anxiety and emotion regulation in daily life: Spillover effects on positive and negative social events. *Cognitive Behaviour Therapy*, 41(2), 152–162. <https://doi.org/10.1080/16506073.2012.666561>.
- Fredrikson, M., Annas, P., Fischer, H. Å., & Wik, G. (1996). Gender and age differences in the prevalence of specific fears and phobias. *Behaviour Research and Therapy*, 34(1), 33–39. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(95\)00048-3](https://doi.org/10.1016/0005-7967(95)00048-3).
- Fresco, D. M., Coles, M. E., Heimberg, R. G., Liebowitz, M. R., Hami, S., Stein, M. B., & Goetz, D. (2001). The Liebowitz social anxiety scale: A comparison of the psychometric properties of self-report and clinician-administered formats. *Psychological Medicine*, 31(6), 1025–1035. <https://doi.org/10.1017/S0033291701004056>.
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2006). Cognitive emotion regulation questionnaire – development of a short 18-item version (CERQ-short). *Personality and Individual Differences*, 41(6), 1045–1053. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.04.010>.
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30(8), 1311–1327. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00113-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00113-6).
- Grant, B. F., Hasin, D. S., Blanco, C., Stinson, F. S., Chou, S. P., Goldstein, R. B., ... Huang, B. (2005). The epidemiology of social anxiety disorder in the United States: Results from the national epidemiologic survey on alcohol and related conditions. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 66(11), 1351–1361. <https://doi.org/10.4088/JCP.v66n1102>.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348–362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>.
- Gudmundsson, E. (2009). Guidelines for translating and adapting psychological instruments. *Nordic Psychology*, 61(2), 29–45. <https://doi.org/10.1027/1901-2276.61.2.29>.
- Heeren, A., Maurage, P., Rossignol, M., Vanhaelen, M., Peschard, V., Eeckhout, C., & Philippot, P. (2012). Self-report version of the Liebowitz social anxiety scale: Psychometric properties of the French version. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue Canadienne Des Sciences Du Comportement*, 44(2), 99–107. <https://doi.org/10.1037/a0026249>.
- Heimberg, R. G., Brozovich, F. A., & Rapee, R. M. (2014). A cognitive-behavioral model of social anxiety disorder. In *Social anxiety* (pp. 705–728). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-394427-6.00024-8>.
- Heimberg, R. G., Horner, K. J., Juster, H. R., Safren, S. A., Brown, E. J., Schneier, F. R., & Liebowitz, M. R. (1999). Psychometric properties of the Liebowitz social anxiety scale. *Psychological Medicine*, 29(1), 199–212. <https://doi.org/10.1017/S0033291798007879>.
- Hidegkuti, I., & Balázs, K. (2015). Tesztelmélet. In K. Balázs, J. Kovács, & Á. Münnich (Szerk.), *Pszichológiai Módszertani Tanulmányok* (pp. 65–95). Debreceni Egyetemi Kiadó.



- Hofmann, S. G., Heering, S., Sawyer, A. T., & Asnaani, A. (2009). How to handle anxiety: The effects of reappraisal, acceptance, and suppression strategies on anxious arousal. *Behaviour Research and Therapy*, 47(5), 389–394. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2009.02.010>.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424–453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>.
- International Test Commission (2017). *The ITC Guidelines for translating and adapting tests* (2nd ed.). www.InTestCom.org.
- Jazaieri, H., Morrison, A. S., Goldin, P. R., & Gross, J. J. (2015). The role of emotion and emotion regulation in social anxiety disorder. *Current Psychiatry Reports*, 17(1), 531. <https://doi.org/10.1007/s11920-014-0531-3>.
- Jefferies, P., & Ungar, M. (2020). Social anxiety in young people: A prevalence study in seven countries. *Plos One*, 15(9), e0239133. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0239133>.
- Kashdan, T. B., & Roberts, J. E. (2007). Social anxiety, depressive symptoms, and post-event rumination: Affective consequences and social contextual influences. *Journal of Anxiety Disorders*, 21(3), 284–301. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2006.05.009>.
- Kupper, N., & Denollet, J. (2012). Social anxiety in the general population: Introducing abbreviated versions of SIAS and SPS. *Journal of Affective Disorders*, 136(1–2), 90–98. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2011.08.014>.
- Lecrubier, Y., Wittchen, H. U., Faravelli, C., Bobes, J., Patel, A., & Knapp, M. (2000). A European perspective on social anxiety disorder. *European Psychiatry*, 15(1), 5–16. [https://doi.org/10.1016/S0924-9338\(00\)00216-9](https://doi.org/10.1016/S0924-9338(00)00216-9).
- Li, C.-H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369–387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>.
- Liebowitz, M. R. (1987). Social phobia. In D. F. Klein (Szerk.), *Modern trends in pharmacopsychiatry* (Vol. 22, pp. 141–173). S. Karger AG. <https://doi.org/10.1159/000414022>.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224–253. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.98.2.224>.
- Mattick, R. P., & Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 16.
- Miklósi, M., Martos, T., Kocsis-Bogár, K., & Perczel-Forintos, D. (2011). A Kognitív Érzelem-Reguláció Kérdőív magyar változatának pszichometriai jellemzői. *Psychiatria Hungarica*, 26(2), 102–111.
- Modini, M., Abbott, M. J., & Hunt, C. (2015). A systematic review of the psychometric properties of trait social anxiety self-report measures. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 37(4), 645–662. <https://doi.org/10.1007/s10862-015-9483-0>.
- Nolen-Hoeksema, S., Parker, L. E., & Larson, J. (1994). Ruminative coping with depressed mood following loss. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(1), 92–104. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.1.92>.
- Nutt, D. J., Bell, C. J., & Malizia, A. L. (1998). Brain mechanisms of social anxiety disorder. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 59(17), 4–11.
- O'Day, E. B., Morrison, A. S., Goldin, P. R., Gross, J. J., & Heimberg, R. G. (2019). Social anxiety, loneliness, and the moderating role of emotion regulation. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 38(9), 751–773. <https://doi.org/10.1521/jscp.2019.38.9.751>.
- Oakman, J., Van Ameringen, M., Mancini, C., & Farvolden, P. (2003). A confirmatory factor analysis of a self-report version of the Liebowitz Social Anxiety Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 59(1), 149–161. <https://doi.org/10.1002/jclp.10124>.



- Olatunji, B. O., Sawchuk, C. N., Moretz, M. W., David, B., Armstrong, T., & Ciesielski, B. G. (2010). Factor structure and psychometric properties of the injection phobia scale–anxiety. *Psychological Assessment*, 22(1), 167–179. <https://doi.org/10.1037/a0018125>.
- Perczel-Forintos D., & Kresznerits S. (2017). Szociális szorongás és önértékelés: A „Félelem a negatív megítéléstől” (FÉLNE) kérdőív hazai adaptációja. *Orvosi Hetilap*, 158(22), 843–850. <https://doi.org/10.1556/650.2017.30755>.
- Pierce, T. (2009). Social anxiety and technology: Face-to-face communication versus technological communication among teens. *Computers in Human Behavior*, 25(6), 1367–1372. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2009.06.003>.
- Rapee, R. M., & Heimberg, R. G. (1997). A cognitive-behavioral model of anxiety in social phobia. *Behaviour Research and Therapy*, 35(8), 741–756. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(97\)00022-3](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(97)00022-3).
- Rasch, G. (1960). *Studies in mathematical psychology: I. Probabilistic models for some intelligence and attainment tests* (pp. xiii, 184). Nielsen & Lydiche.
- Romm, K. L., Rossberg, J. I., Berg, A. O., Hansen, C. F., Andreassen, O. A., & Melle, I. (2011). Assessment of social anxiety in first episode psychosis using the Liebowitz social anxiety scale as a self-report measure. *European Psychiatry*, 26(2), 115–121. <https://doi.org/10.1016/j.eurpsy.2010.08.014>.
- Rózsa, S., Nagybányai Nagy, O., & Oláh, A. (Szerk.) (2006). *A pszichológiai mérés alapjai*. Bölcsész Konzorcium. <http://mek.niif.hu/05500/05536/05536.pdf>.
- Safren, S. A., Heimberg, R. G., Horner, K. J., & Schneier, F. R. (1999). *Factor structure of social fears: The Liebowitz social anxiety scale*.
- Samejima, F. (1968). Estimation of latent ability using a response pattern of graded Scores I. *ETS Research Bulletin Series*, (1), i–169. <https://doi.org/10.1002/j.2333-8504.1968.tb00153.x>.
- Spence, S. H., & Rapee, R. M. (2016). The etiology of social anxiety disorder: An evidence-based model. *Behaviour Research and Therapy*, 86, 50–67. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2016.06.007>.
- Stein, D. J., Kasper, S., Andersen, E. W., Nil, R., & Lader, M. (2004). Escitalopram in the treatment of social anxiety disorder: Analysis of efficacy for different clinical subgroups and symptom dimensions. *Depression and Anxiety*, 20(4), 175–181. <https://doi.org/10.1002/da.20043>.
- Sullivan, M. J. L., Bishop, S. R., & Pivik, J. (1995). The pain catastrophizing scale: Development and validation. *Psychological Assessment*, 7(4), 524–532. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.4.524>.
- Takada, K., Takahashi, K., & Hirao, K. (2018). Measurement error in the Liebowitz social anxiety scale: Results from a general adult population in Japan. *International Journal of Psychiatry in Clinical Practice*, 22(4), 289–295. <https://doi.org/10.1080/13651501.2018.1426772>.
- Werner, K. H., Goldin, P. R., Ball, T. M., Heimberg, R. G., & Gross, J. J. (2011). Assessing emotion regulation in social anxiety disorder: The emotion regulation interview. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 33(3), 346–354. <https://doi.org/10.1007/s10862-011-9225-x>.
- Zsido, A. N. (2017). The spider and the snake – a psychometric study of two phobias and insights from the Hungarian validation. *Psychiatry Research*, 257, 61–66. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.07.024>.
- Zsidó, A. N., Arato, N., Lang, A., Labadi, B., Stecina, D., & Bandi, S. A. (2021). The role of maladaptive cognitive emotion regulation strategies and social anxiety in problematic smartphone and social media use. *Personality and Individual Differences*, 173, 110647. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110647>.
- Zsido, A. N., Lang, A., Labadi, B., & Deak, A. (2023). Phobia-specific patterns of cognitive emotion regulation strategies. *Scientific Reports*, 13(1), 6105. <https://doi.org/10.1038/s41598-023-33395-6>.
- Zsidó, A. N., Varadi-Borbás, B., & Arato, N. (2021). Psychometric properties of the social interaction anxiety scale and the social phobia scale in Hungarian adults and adolescents. *BMC Psychiatry*, 21(1), 171. <https://doi.org/10.1186/s12888-021-03174-6>.



1. melléklet: A Liebowitz Szociális Szorongás Kérdőív magyar verziója és instrukciói

Ez a skála azt vizsgálja, hogy milyen szerepet játszik a szociális fóbia az élet különböző területein. Kérlek olvasd el mindegyik szituációt figyelmesen, majd válaszolj meg róla két kérdést. Az első kérdés arra vonatkozik, hogy milyen mértékben érzel szorongást vagy félelmet az adott szituációban, a második kérdés pedig arra, hogy milyen gyakran kerülöd el az adott helyzetet. Ha egy olyan szituációval találkozol, amivel általában nem szembesülsz, képzelj el, miként reagálnál az adott helyzetben, és annak megfelelően állapítsd meg, milyen mértékben éreznél félelmet, és milyen gyakran kerülöd el.

Kérlek aszerint pontozz, hogy a szituációk hogyan hatottak rád az elmúlt egy hétben.

Szorongás (félelem) skála: 0 = Semennyire, 1 = Gyengén, 2 = Közepesen, 3 = Erősen.

Elkerülés skála: 0 = Soha (0%), 1 = Néha (1–33%), 2 = Gyakran (33–67%), 3 = Általában (67–100%)

Tétel száma	Tétel	Interakciós skála	Performációs skála
1.	Nyilvános helyen telefonálni.		×
2.	Részt venni egy kis csoportban.		×
3.	Nyilvános helyen étkezni.		×
4.	Társasággal együtt inni nyilvános helyen.		×
5.	Tekintéllyel rendelkező személyekkel beszélni	×	
6.	Közönség előtt színészkedni, előadni, beszédet tartani.		×
7.	Részt venni egy partin.	×	
8.	Dolgozni, miközben figyelnek.		×
9.	Írni, miközben figyelnek.		×
10.	Felhívni valakit, akit alig ismersz.	×	
11.	Beszélni valakivel, akit alig ismersz.	×	
12.	Idegennel ismerkedni.	×	
13.	Nyilvános illemhelyiséget használni.		×
14.	Bemenni egy helyiségbe, ahol mások már ülnek.	×	
15.	A figyelem középpontjában lenni.		×
16.	Felszólalni egy megbeszélésen.		×
17.	Tesztet írni.		×
18.	Olyan emberek felé kifejezni, ha valamivel nem értesz egyet, akiket alig ismersz.	×	
19.	Olyan emberek szemébe nézni, akiket alig ismersz.	×	
20.	Beszámolót tartani egy csoportnak.		×
21.	Megpróbálni felszedni valakit.	×	
22.	Visszavinni termékeket egy boltba.	×	
23.	Bulit tartani.	×	
24.	Ellenállni egy rámenős eladónak.	×	



2. melléklet: Az LSAS kérdőív egyes tételeinek leíró statisztikája.

Az alábbiakban bemutatjuk a Liebowitz Szociális Szorongás Kérdőív tételeinek átlagos pontszámát, a pontszámok szórását, ferdeségét, illetve csúcsosságát.

Szorongás					Elkerülés				
Tétel száma	Átlag	Szórás	Skewness	Kurtosis	Tétel száma	Átlag	Szórás	Skewness	Kurtosis
1	0,32	0,66	2,25	4,73	1	0,58	0,80	1,49	1,87
2	0,57	0,80	1,30	0,95	2	0,70	0,84	1,05	0,39
3	0,32	0,64	2,12	4,11	3	0,42	0,74	1,91	3,28
4	0,19	0,52	3,22	11,00	4	0,35	0,73	2,27	4,66
5	1,14	0,94	0,33	-0,85	5	0,99	0,97	0,63	-0,64
6	1,85	1,05	-0,34	-1,16	6	1,66	1,12	-0,12	-1,38
7	0,59	0,84	1,3	0,81	7	0,62	0,88	1,32	0,84
8	1,03	0,93	0,59	-0,53	8	0,96	1,00	0,77	-0,51
9	0,74	0,91	1,06	0,17	9	0,78	0,95	1,03	0,01
10	1,16	1,02	0,43	-0,97	10	1,06	1,04	0,58	-0,88
11	0,91	0,97	0,71	-0,62	11	0,85	0,95	0,88	-0,26
12	1,05	1,01	0,59	-0,78	12	0,90	0,99	0,79	-0,49
13	0,56	0,85	1,51	1,47	13	0,89	1,09	0,91	-0,57
14	0,70	0,89	1,09	0,27	14	0,66	0,88	1,24	0,65
15	1,33	1,12	0,24	-1,31	15	1,32	1,08	0,30	-1,18
16	1,44	1,11	0,10	-1,33	16	1,33	1,09	0,30	-1,19
17	0,80	0,87	0,80	-0,26	17	0,79	0,96	1,01	-0,06
18	0,99	1,00	0,60	-0,82	18	0,99	0,99	0,69	-0,58
19	0,60	0,90	1,34	0,68	19	0,60	0,90	1,44	1,44
20	1,32	1,07	0,25	-1,18	20	1,24	1,07	0,42	-1,07
21	1,43	1,09	0,11	-1,28	21	1,28	1,12	0,31	-1,27
22	0,91	1,01	0,74	-0,67	22	0,91	1,04	0,82	-0,61
23	0,73	0,97	1,12	0,08	23	0,80	1,06	1,05	-0,29
24	0,61	0,90	1,29	0,56	24	0,82	1,06	0,98	-0,44

3. melléklet: A diagnosztikai kérdések Tukey-korrigált páronkénti összehasonlításának eredményei

Az alábbiakban bemutatjuk a Tukey-korrigált post hoc elemzések eredményeit a tanulmányunkban használt ANOVA-elemzéshez, hogy feltárjuk a szociális szituációkban átélt szorongás (0: egy kérdésre sem válaszolt igennel – 3: mindhárom kérdésre igennel válaszolt) és a Liebowitz Szociális Szorongás Kérdőíven elért, alsókálánkénti pontszámok különbségét.



	Csoport 1	Csoport 2	t	d	Mean difference
Interakciós szorongás	0	1	-3,79***	-0,469	-3,48
		2	-8,20***	-1,029	-7,62
		3	-11,18***	-1,441	-10,67
	1	2	-3,86***	-0,560	-4,15
		3	-6,56***	-0,972	-7,20
		2	2,75*	-0,412	-3,05
Interakciós elkerülés	0	1	-3,44**	-0,426	-3,27
		2	-6,60***	-0,828	-6,35
		3	-10,03***	-1,294	-9,92
	1	2	-2,77*	-0,403	-3,09
		3	-5,86***	-0,868	-6,66
		2	-3,11*	-0,465	-3,57
Performációs szorongás	0	1	-3,20**	-0,397	-2,58
		2	-7,69***	-0,966	-6,28
		3	-9,33***	-1,203	-7,83
	1	2	-3,92***	-0,569	-3,70
		3	-5,44***	-0,806	-5,25
		2	-1,59	-0,237	-1,55
Performációs elkerülés	0	1	-3,54**	-0,438	-3,11
		2	-6,29***	-0,789	-5,60
		3	-9,19***	-1,185	-8,41
	1	2	-2,42	-0,351	-2,49
		3	-5,04***	-0,746	-5,30
		2	-2,64*	-0,396	-2,81

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

The Liebowitz Social Anxiety Scale: Validation and psychometric properties of the Hungarian version

Julia Basler, Cintia Bali, Adrián Fehér, Botond László Kiss and András Norbert Zsidó

Introduction: Social anxiety is a fear or anxiety about social situations in which the individual is exposed to possible scrutiny by others. The individual fears, that others see them negatively and the resulting distress can lead to imagined and real social deficits. Based on previous research, the subclinical form of this type of anxiety affects a significant part (according to some studies, up to a quarter) of the population. *Objective:* The aim of this study is to explore the adaptation of the Liebowitz Social Anxiety Scale in Hungarian and its psychometric indicators, as well as to determine which factor structure of the internationally accepted version can be applied to a Hungarian sample. *Method:* In our cross-sectional, questionnaire research with a total of 476 people (350 women and 126 men), we included the Liebowitz Social Anxiety Scale, items related to previous experience, and the abbreviated version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. The psychometric indicators of the Liebowitz Social Anxiety Scale were examined using both classical (factor analysis) and modern (IRT analysis) test theory methods. *Results:* The Liebowitz Social



Anxiety Scale has adequate psychometric indicators and the items of the questionnaire discriminate well between people with different levels of the latent variable (between -1 and 3 standard deviations). We were able to replicate the currently most widely accepted factor structure internationally with minor modifications. The questionnaire measures reliably in a large standard deviation range, so it can provide information on the degree of social anxiety in a large part of the population and filter the affected part of the population. The scales of the questionnaire adequately discriminate between the respondents based on control questions, and we found correlations in the expected direction (negative and positive) with the adaptive and maladaptive strategies of cognitive emotion regulation. *Conclusions:* Overall, the Liebowitz Social Anxiety Scale is a reliable and valid questionnaire for the Hungarian sample. Its applicability can be particularly important for screening and prevention of the average population.

KEYWORDS

social anxiety, interaction anxiety, performance anxiety, LSAS, discriminant validity, modern test theory

Open Access nyilatkozat. 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)

