

# Az egészségműveltség teljes spektrumának mérése: a Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skála magyar nyelvű változatának (FCCHL-H) validálása nem reprezentatív nem klinikai mintán

Measuring the full spectrum of health literacy: the validation of the Hungarian version of the Functional, Communicative and Critical Health Literacy scale (FCCHL-H) in a non-representative non-clinical sample

**Szerzők:** Szendrei Fanni, Martos Tamás, Papp-Zipernovszky Orsolya

Beküldve: 2023.11.28., | Elfogadva: 2024.03.20.; | doi: <https://doi.org/10.24365/ef13470>

## ÖSSZEFOGLALÓ

**Bevezetés:** Az egészségműveltség mérésére létrehozott tesztek többségét az egészségműveltség funkcionális szintjének meghatározására tervezték, míg a Functional, Communicative and Critical Health Literacy skála (Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skála, a továbbiakban FCCHL-skála) az egészségműveltség mindhárom szintjének mérésére alkalmas. A kutatás célja az FCCHL-skála magyar verziójának (FCCHL-H) validálása, illetve az FCCHL alskálái és a szociodemográfiai tényezők közti összefüggések vizsgálata volt.

**Módszertan:** A vizsgálatban 399 felnőtt személy (117 férfi, 278 nő és 4 nem bináris személy; átlag életkor: 38,95; SD = 13,40) töltötte ki az FCCHL skála magyar változatát és a Brief Health Literacy Screening-kérdéseket (a továbbiakban BHLS-kérdések), valamint megadták szociodemográfiai jellemzőiket. Megerősítő faktoranalízis segítségével vizsgáltuk, hogy az eredeti háromfaktoros struktúra visszanyerhető-e a magyar nyelvű FCCHL kérdőívben. Az FCCHL-H kérdőív konvergens validitását a BHLS-kérdésekkel ellenőriztük. Továbbá az egészségműveltség különböző szintjeinek kapcsolatát néztük több szociodemográfiai jellemzővel többszörös regresszióanalízis segítségével.

**Eredmények:** A megerősítő faktoranalízis eredménye alapján az FCCHL-H skála eredeti háromfaktoros modellje, kisebb módosítással, jó illeszkedést mutatott ( $\chi^2(72) = 167,22$ ,  $p < 0,001$ , CFI = 0,957, TLI = 0,945, RMSEA = 0,058). A skála konvergens validitása a BHLS-kérdésekkel az FCCHL-H teljes pontszáma ( $r(397) = -0,268$ ,  $p < 0,001$ ) és a funkcionális egészségműveltség alskála ( $r(397) = -0,351$ ,  $p < 0,001$ ) esetén igazolódott gyenge negatív, szignifikáns korrelációként. A regresszióanalízis eredményei szerint az FCCHL-H skála egyes alskáláit eltérő mértékben jelzik előre a szociodemográfiai változók, ami megerősíti, hogy az alskálák az egészségműveltség más-más területeit mérik.

**Következtetések:** Eredményeink azt mutatják, hogy az egészségműveltség különböző aspektusait mérő FCCHL-skála magyar nyelvű változatának megbízhatósága és strukturális validitása megfelelő. Az FCCHL-skála lehetővé teszi az egészségműveltség gyors és átfogó mérését, és így jól alkalmazható lehet például prevenció vagy betegegyesítő programok előkészítésében. Emellett elősegíti az egészségműveltség különböző szintjeinek mérését, és ezek összefüggéseinek vizsgálatát.

**Kulcsszavak:** egészségműveltség; Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skála; megerősítő faktorelemzés; pszichometriai jellemzők; szociodemográfiai jellemzők

## SUMMARY

---

**Background:** The majority of health literacy measures have been designed to measure functional level of health literacy, while the Functional, Communicative and Critical Health Literacy scale (FCCHL scale) measures all three levels of health literacy. The aim of this study was to validate the Hungarian version of the FCCHL scale and to investigate the relationship between the FCCHL subscales and sociodemographic factors.

**Methodology:** 399 adults (117 males, 278 females and 4 non-binary persons) with a mean age of 38.95 (SD = 13.40) fulfilled the FCCHL-H scale and Brief Health Literacy Screening (BHLS) questions together with sociodemographic questions. A confirmatory factor analysis was used to examine the FCCHL-H questionnaire to determine whether the original three-factor structure could be replicated. In addition, we examined the convergent validity of the FCCHL-H questionnaire with the BHLS questions. Furthermore, we looked at the associations of different levels of health literacy with several sociodemographic characteristics using multiple regression analysis.

**Results:** The results of the confirmatory factor analysis showed that the original three-factor model of the FCCHL-H scale, with minor modifications, had a good fit ( $\chi^2(72) = 167.22$ ,  $p < 0.001$ , CFI = 0.957, TLI = 0.945, RMSEA = 0.058). The convergent validity of the FCCHL-H scale with the BHLS questions was supported by the significant, negative, weak correlation between both the functional subscale and BHLS ( $r(397) = -0.351$ ,  $p < 0.001$ ) and FCCHL scale and BHLS ( $r(397) = -0.268$ ,  $p < 0.001$ ). The results of the regression analysis indicate that each subscale of the FCCHL-H scale is predicted differently by sociodemographic variables, confirming that the subscales measure different domains of health literacy.

**Conclusions:** Our results show that the reliability and structural validity of the Hungarian version of the FCCHL scale measuring different aspects of health literacy are adequate. The FCCHL scale allows for a rapid and comprehensive measurement of health literacy and can thus be used for example in the preparation of prevention or patient education programmes. It will also facilitate the measurement of different levels of health literacy and their interrelationships.

**Keywords:** health literacy; Functional, Communicative and Critical Health Literacy scale; confirmatory factor analysis; psychometric characteristics; sociodemographic characteristics

## BEVEZETÉS

Az egészségügyi kérdésekkel kapcsolatos információk keresési, feldolgozási, megértési és alkalmazási készségei jelentős hatással vannak az egyén egészségére és jóllétére (Gray és mtsai., 2005). Ezen készségek gyűjtőfogalma az egészségműveltség, amelyet napjainkban világszerte egyre nagyobb figyelem övez (Institute of Medicine, 2004; Ishikawa és mtsai., 2008a). Ennek oka elsősorban az egészségügyi kimenetekkel kapcsolatos – statisztikai – összefüggése: az alacsony egészségműveltségű személyek kórházi tartózkodása hosszabb, az egészségügyi rendszert is több alkalommal veszik igénybe (Martensson & Hensin, 2012), valamint kevésbé képesek az egészségügyi információk közül hitelesség alapján szelektálni, és kevésbé tartják be az orvosi utasításokat (Nutbeam, 2008). Mindez jelentős egészségügyi többletkiadást jelent (Martensson & Hensin, 2012). A klinikai gyakorlatban nem könnyű felismerni az alacsony egészségműveltséggel rendelkező betegeket (Bass és mtsai., 2002), mivel nem vallják be képességbeli hiányosságait az egészségügyi dolgozóknak (Institute of Medicine, 2004; Williams és mtsai., 2002; Chew és mtsai., 2004). Mindezek indokolják a nemzetközileg használt egészségműveltségi mérőeszközök további hazai elterjedését (Döbrössy, 2017), ami segíthetné a betegek egészséggel/betegséggel kapcsolatos tudásának felmérését és fejlesztését (Papp-Zipernovszky és mtsai., 2016).

A nemzetközi mérőeszközök többségét csupán az egészségműveltség funkcionális szintjének mérésére tervezték, míg a Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skála (Functional, Communicative and Critical Health Literacy scale, a továbbiakban FCCHL-skála) az egészségműveltség teljes spektrumát tartalmazza. Az FCCHL-skála magyar validálása lehetővé tenné, hogy egy rövid mérőeszköz segítségével átfogó képet lehessen kialakítani a lakosság, illetve az egyének egészségműveltségének minden típusáról (Ishikawa és mtsai., 2008a; Ishikawa és mtsai., 2008b). Így célunk az FCCHL-skála magyar verziójának validálása nem klinikai mintán, illetve az FCCHL alskálái és szociodemográfiai tényezők közti összefüggések vizsgálata.

## *Az egészségműveltség szintjei és fejlesztése Nutbeam egészség eredmény modelljében*

Nutbeam (2008) az egészségedukáció témáját kutatva többek között azt vizsgálta, hogy az egészségműveltség hogyan épül fel, illetve milyen módszerek segítségével fejleszthető. Javaslata alapján az egészségműveltséget érdemes különböző szintekre osztani, amelyeken fokozatosan felfelé haladva egyre nagyobb autonómiát és személyes felhatalmazást szerez az adott személy az egészségével kapcsolatos döntéshozatalban. Ez az egészségügy szélesebb körű használatát teszi lehetővé számára, így az egészséggel kapcsolatos cselekvések a személyestől a társadalmi szintig változhatnak (Nutbeam, 2008). Modelljében az egészségműveltségnek három szintjét különböztette meg: az 1. szint, a „funkcionális egészségműveltség” olyan készségeket tartalmaz, amelyek a mindennapi helyzetek hatékony megoldásához szükségesek (mint például az írás és az olvasás) (Nutbeam, 2008). A 2. szint, a „kommunikatív egészségműveltség” már fejlettebb műveltségi és kognitív készségeket tartalmaz, amelyek hasznosíthatóak különböző hétköznapi tevékenységekben való aktív részvételt és új információk alkalmazását igénylő helyzetekben (Nutbeam, 2008). A kommunikatív egészségműveltség módszerei a személyes készségek fejlesztésére összpontosítanak egy az egyén számára támogató környezetben, ami az egyént képességei és tudása alapján önálló cselekvésre motiválják – ezáltal növelve az önbizalmát (Nutbeam, 2008). A 3. szint, a „kritikai egészségműveltség” a legfejlettebb kognitív készségeket foglalja magában, melyek az információk kritikai elemzése és ezen információk felhasználása az életesemények és a helyzetek feletti nagyobb kontroll érdekében (Nutbeam, 2008). A kritikai egészségműveltség tükrözi a kognitív- és készségfejlesztések azon eredményeit, amelyek a hatékony szociális támogatás kialakítására és a politikai, valamint az egyéni cselekvés támogatására irányulnak (Nutbeam, 2008).

## *Az egészségműveltség mérőeszközei*

Egy 2014-es tanulmány szerzői összesen 51 egészségműveltség-kérdőívet találtak, melyből 26 az általános népesség egészségműveltségének mérésére volt használható. A mérőeszközök eltérnek abban, hogy egy vagy több alrészből állnak, hogy általánosak vagy állapot- és populációspecifikusak, továbbá különböznek az itemek típusában és az értékelés módjában is (Nagy

Lászlóné Antal és mtsai., 2015). Az egészségműveltség-kérdőívek egyik lehetséges csoportosítási módja szerint az egészségműveltség becslése önbevallásos módon, vagyis a személy szubjektív véleménye alapján, vagy a teljesítménytesztekhez hasonlóan előre meghatározott kérdésekre adott helyes válaszokkal méri az egészségműveltséget (Haun és mtsai., 2014).

A legtöbb mérőeszközt úgy tervezték, hogy az egészségműveltség funkcionális szintjét mérjék, ezen belül is főként az írott szövegek olvasására koncentrálnak, mint például a nemzetközi gyakorlatban gyakran alkalmazott Rapid Estimate of Adult Literacy (REALM; Davis et al., 1991) és a Test of Functional Health Literacy in Adults (TOFHLA; Parker és mtsai., 1995; a rövidített változata magyarul Rövidített felnőtt funkcionális egészségkompetencia kérdőív, Papp-Zipernovszky és mtsai., 2016). Ezekkel a mérőeszközökkel ellentétben az FCCHL-skála és a magyar nyelven is validált HLS-EU skála (Koltai és Kun, 2016) az egészségműveltség több szintjére kiterjed, és ezzel az egészségműveltség teljes spektrumának mérésére alkalmas. Mivel az egészségműveltség kulturális felfogását érvényesítő HLS-EU (The European Health Literacy Survey) tesztet – mely 47 kérdéssel méri fel az egészségügyi, a betegségmegelőzési és az egészségfejlesztési információk megszerzésének, megértésének, kritikai megítélésének és alkalmazásának önbevallásos képességét – hangsúlyozottan kutatási és nem szűrési vagy klinikai célokra fejlesztették ki (Pelikan és mtsai., 2018), fontosnak tartottuk egy, a gyakorlatban gyorsan felvehető, komplex egészségműveltség teszt magyar nyelvű validálását, mely a fejlesztés szempontjait legrészletesebben összegző Nutbeam által kidolgozott modellen alapul.

### A Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skála (FCCHL skála)

Az FCCHL-skála Nutbeam modelljén alapuló önbevallásos egészségműveltségi skála, amelynek a tételeit úgy tervezték, hogy közvetlenül mérjék a funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltséget. A mérőeszközt eredetileg krónikus betegek (cukorbetegséggel élők) számára fejlesztették ki (Ishikawa és mtsai., 2008b). Az FCCHL-skála összesen 14 tételből áll, amelyből teljes átlagpontszám számítható ki, valamint a három alskála pontszáma külön-külön is meghatározható. A funkcionális egészségműveltség esetében öt item méri azt, hogy milyen mértékben okoz

nehézségeket a személynek kórházakból vagy gyógyszerárakból származó mellékelt utasítások vagy szórólapok elolvasása. A kommunikatív egészségműveltség öt tétele arra kérdez rá, hogy az adott személy milyen hatékonyan gyűjt információt a betegségekkel kapcsolatban, mennyire beszél meg azt másokkal, és milyen hatékonyan alkalmazza. A kritikai egészségműveltség négy kérdéssel méri, hogy a beteg mennyire elemzi kritikusán az egészségügyi információkat, és azt, hogy milyen mértékben használja fel azokat a döntéshozatalban (Ishikawa és mtsai., 2008a; Ishikawa és mtsai., 2008b).

Az eredeti tanulmányban a funkcionális, a kommunikatív és a kritikai egészségműveltség alskálák belső konzisztenciája is megfelelően magasnak bizonyult (Cronbach-alfa értékek = 0,84; 0,77; illetve 0,65), illetve feltáró faktoranalízis során sikerült azonosítani a feltételezett három faktort. A három egészségműveltség alskála csak mérsékelttel korrelált egymással, amely arra enged következtetni, hogy mindegyik eltérő egészségműveltség-készség csoportot mér (Ishikawa és mtsai., 2008b).

Mára az FCCHL-skálát több nyelven validálták. Bizonyos nyelvekre történt adaptációknál visszakapták az eredetileg feltételezett háromfaktoros struktúrát, többek között a holland, iráni, francia, angol és lengyel nyelvű verzióknál (Mirczak, 2022; Ousseine és mtsai., 2018; Reisi és mtsai., 2017; van der Vaart és mtsai., 2012; Zegers és mtsai., 2020). A német nyelvű adaptációhoz nem illeszkedett jól a háromfaktoros modell, ebben az esetben a kommunikatív és kritikai egészségműveltség alskálák szoros korrelációt ( $r = 0,98$ ) mutattak, ezért összevonták őket (Dwinger és mtsai., 2015). A szerb nyelven validált FCCHL-skálából a 14 tételből 2 tételt kivettek, és úgy kapták meg a háromfaktoros modellt (Levic és mtsai., 2022). A norvég nyelvű adaptációnál szintén elhagytak két kérdést a funkcionális alskálából, hogy jobb legyen a modell illeszkedése. Az alskálák a norvég változatban nem kiegyensúlyozottak, a kommunikatív alskála a másik kettőhöz képest nagyobb hangsúlyt kap (Finbråten és mtsai., 2018).

### Szociodemográfiai tényezők kapcsolata az egészségműveltséggel

Általánosságban elmondható, hogy megfigyelhető az egészségműveltség együttjárása bizonyos szociodemográfiai tényezőkkel. A magasabb iskolai végzettség jobb egészségműveltséggel jár

együtt (Levin-Zamir és mtsai., 2016; Jovic-Vranes és mtsai., 2011; Verney és mtsai., 2019; Ousseine és mtsai., 2018), míg az életkor növekedéséhez kisebb egészségműveltségi pontszám szokott társulni (Ginde és mtsai., 2008; Jovic-Vranes és mtsai., 2011; Verney és mtsai., 2019; Ishikawa és mtsai., 2008b). Az alacsonyabb gazdasági/társadalmi státusz szintén előre jelzi az alacsonyabb egészségműveltséget (Levin-Zamir és mtsai., 2016; Jovic-Vranes és mtsai., 2011; Verney és mtsai., 2019). Egy összefoglaló tanulmányban 19 cikk eredményei alapján azt vizsgálták, hogy van-e összefüggés az egészségműveltség és a lakóhely típusa között: a városi lakosok egészségműveltsége magasabb, és ez a különbség jelentősebbnek bizonyult a fejlődő országok esetében. Azonban a vizsgálatból az is kiderül, hogy önmagában az, hogy valaki városban vagy faluban él nem egyedüli szociodemográfiai meghatározója az egészségműveltségének (Aljassim & Ostini, 2020). Ezt az eredményt Halverson és munkatársainak (2013) kutatása is alátámasztja, mely szerint a városi lét magasabb egészségműveltséggel való összefüggése csökken a gazdasági státusszal való korrekció után.

Ishikawa és munkatársai (2008b) az FCCHL-skálánál eltérő összefüggéseket állapítottak meg az egészségműveltség három szintjénél: a funkcionális és a kritikai egészségműveltség alsókálakon szignifikánsan kisebb pontot értek el az idősebb személyek. Magasabb iskolai végzettség esetén a skálák összpontszáma és a kritikai egészségműveltség alsókála pontszáma szignifikánsan nagyobb volt. A jobb (szubjektív) gazdasági helyzettel a kritikai egészségműveltségen kívül nagyobb skálaértékek jártak együtt. A válaszadók neme és az alsókálák pontszámai között nem mutatkozott semmilyen összefüggés (Ishikawa és mtsai., 2008b).

Az eredeti japán eredményeket erősítette meg az iráni, a francia és a lengyel adaptáció, azaz a magasabb életkor alacsonyabb egészségműveltséggel járt együtt a funkcionális és a kritikai alsókálák esetében (a lengyelnél a kommunikatív és a kritikai egészségműveltség alsókálakon), valamint az alacsonyabb iskolai végzettség kisebb pontszámmal mutatott együttjárást mindhárom alsókála esetében (a lengyelnél az iskolázottság nem volt hatással az egészségműveltségre). Az iráni adaptációban továbbá az is megerősítést nyert, hogy a nem nincs szignifikáns hatással az egészségműveltségre (Ousseine és mtsai., 2018;

Reisi és mtsai., 2017; I. még a lengyel adaptációt idős személyeknél: Mirczak, 2022).

A lengyel adaptációnál a lakóhely hatását is vizsgálták, és azt találták, hogy a lakóhely befolyásolja a kommunikatív és a kritikai egészségműveltséget. Ezen kívül megállapították, hogy az anyagi helyzet kizárólag a funkcionális egészségműveltségre volt hatással (Mirczak, 2022).

### Célkitűzés

A nemzetközi mérőeszközök többségét csupán az egészségműveltség funkcionális szintjének mérésére tervezték, míg az FCCHL-skálát az egészségműveltség teljes spektrumára. Az FCCHL-skála magyar változatának (FCCHL-H) validálása lehetővé tenné, hogy egy rövid mérőeszköz segítségével átfogó képet lehessen kialakítani a lakosság, illetve az egyének egészségműveltségének minden típusáról (Ishikawa és mtsai., 2008a; Ishikawa és mtsai., 2008b).

Kutatásunk célja, hogy megerősítő faktorelemzéssel vizsgáljuk, hogy az FCCHL-H kérdőívnel is visszanyerhető-e magyar mintán az eredeti skála háromfaktoros struktúrája. Emellett vizsgáljuk a létrehozott FCCHL-H kérdőív konvergens validitását a Brief Health Literacy Screening (a továbbiakban BHLS) kérdésekkel. Továbbá az egészségműveltség különböző szintjeinek kapcsolatát nézzük több szociodemográfiai jellemzővel.

## MÓDSZERTAN

### *Résztevők és a vizsgálat menete*

A kutatáshoz 18 éven felüli személyeket toboroztunk, kényelmi mintavételt alkalmazva. Az adatfelvételben BA és MA képzési szintű egyetemi hallgatók vettek részt, akik kurzuskreditért a saját ismeretségi és elérési körükben, online felületen terjesztették a kérdőívcsomagot 2022. március és május között. A válaszadás önkéntes alapú volt, a résztvevők pénzbeli vagy egyéb jutalmat nem kaptak. A kutatást az Egyesített Pszichológiai Kutatásetikai Bizottság engedélyezte (EPKEB 2022-25).



**Eszközök****A Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skála magyar nyelvű változata (FCCHL-H)**

Az Ishikawa és munkatársai (2008a) által készített Functional, Communicative and Critical Health Literacy mérőeszköz egy önbevallásos egészségműveltségi skála. A skálát az eredeti szerző írásos engedélye után egy angolul magas szinten beszélő szakértő és egy angoltanár egymástól függetlenül fordította le magyar nyelvre, majd megbeszélés után létrehozta egy egyeztetett változatot, amit egy szakértői csoport véglegesített (ld. melléklet). Az FCCHL-skála három alskálát tartalmaz, amelyek külön-külön vizsgálják a funkcionális, a kommunikatív és a kritikai egészségműveltséget. A skála összesen 14 tételből áll, öt elem a funkcionális egészségműveltséget, szintén öt tétel a kommunikatív egészségműveltséget, négy elem pedig a kritikai egészségműveltséget méri. Mindegyik állítást egy négyfokú skálán lehet értékelni, amely 1-től (soha) 4-ig (gyakran) terjed (Ishikawa és mtsai., 2008a; Ishikawa és mtsai., 2008b). Az egyes alskálák pontszámait össze kell adni, majd az elemek számával elosztani, hogy megkapjuk az adott alskálát jellemző átlagpontszámot. Az összesített átlagpontszám kiszámításánál a funkcionális egészségműveltség mérésére szolgáló tételeket fordított tételként kell figyelembe venni. A skálákon nagyobb pontszámot elért személynek magasabb az egészségműveltsége. Az eredeti tanulmányban a funkcionális, a kommunikatív és a kritikai egészségműveltség alskálák, illetve a teljes skála belső konzisztenciája is megfelelően magasnak bizonyult (Cronbach-alfa = 0,84; 0,77; 0,65, illetve 0,78, a jelzett sorrendben; Ishikawa és mtsai., 2008b).

**A Brief Health Literacy Screening kérdések (BHLS)**

A Brief Health Literacy Screening kérdések a problémás egészségműveltség gyors előszűrésére alkalmazhatóak a klinikumban. A három kérdést [pl. Milyen gyakran segít Önnek valaki (például családtagja, barátja, kórházi dolgozó vagy gondozó) a kórházi írásos anyagok értelmezésében?] tartalmazó skála pontozása ötfokozatú Likert-skálán történik, ahol 0 = soha, 1 = kevésszer, 2 = néha, 3 = legtöbbször és 4 = mindig. Az első tétel számítása fordított az összpontszám számításánál. A vizsgált személy minél nagyobb összpontszámot ér el, annál

problémásabb az egészségműveltsége (Chew és mtsai., 2008). A BHLS-teszt magyar nyelven validált változatának Cronbach-alfa értéke 0,648, vagyis elfogadható megbízhatóságú a mérőeszköz (Papp-Zipernovszky és mtsai., 2016).

**Alkalmazott szociodemográfiai változók**

Emellett az alábbi demográfiai kérdéseket használtuk fel a validálás során:

Melyik évben született?

Az Ön neme (férfi/nő/nem bináris)

Mi az Ön jelenlegi lakhelye? (főváros/város/falu/egyéb)

Mi az Ön legmagasabb iskolai végzettsége? (8 általános vagy kevesebb/szakiskola, szakmunkás-képző, ipari iskola/érettségi/felsőfokú technikum, felsőfokú szakképzés/egyetemi, főiskolai diploma és magasabb)

Párkapcsolatban él? (igen/nem)

Országos viszonylatban milyennek tartja anyagi helyzetét? Kérem, válaszoljon egy 1-es és 10-es közötti szám kiválasztásával!

Összességében hogyan minősítené a saját egészségi állapotát? (nagyon rossz/rossz/közepes/ jó/kiváló)

Az alacsony válasz-szám miatt a nem bináris személyeket kihagytuk a nemi összehasonlítások és a többváltozós modell vizsgálataiban. Azok a személyek, akik a lakhely kérdésnél az „Egyéb”-et jelölték, szintén nem kerültek be a kétváltozós összefüggés-, illetve a többszörös regresszióelemzésbe.

Az egészségi állapotot vizsgáló kérdésre kevés „nagyon rossz” (3 fő) és „rossz” (5 fő) válasz érkezett, ezért ezt a két kategóriát összevontuk a „közepes”-sel, és az így kialakult csoportot elneveztük „rossz/közepes” csoportnak. A fenti összevonást követően három kategóriát vizsgáltunk, amelyek a rossz/közepes, jó és kiváló volt.

A szubjektív anyagi helyzet mérése 10 fokú Likert-skálán történt, ahol az 1-es érték a nagyon rosszat, a 10-es a nagyon jót jelentette.

### Statistikai eljárások

Az adataink elemzéséhez a 2.3.28 verziószámú Jamovi programot használtuk (Jamovi project, 2023). A centrális határeloszlás tétel alapján a minta elemszámának nagysága lehetővé tette, hogy a kétváltozós összefüggések esetében paraméteres próbákat alkalmazzunk (Lumley és mtsai., 2002). A kétváltozós összefüggések vizsgálata során az egészségműveltség dimenzióinak kapcsolatait a szociodemográfiai jellemzőkkel az alábbi eljárásokkal vizsgáltuk: a korrrelációval és az anyagi helyzettel való kapcsolatot Pearson-korrrelációval, a végzettséggel és a nemmel való összefüggések elemzését t-próbákkal, a lakhellyel és az egészségi állapottal való kapcsolatot ANOVA-próbával, míg a szignifikáns ANOVA-teszteredményeket post-hoc próbákkal elemeztük.

Megerősítő faktoranalízis segítségével azt vizsgáltuk, hogy az eredeti háromfaktoros struktúra visszanyerhető-e a magyar nyelvű FCCHL kérdőívben. A megerősítő faktoranalízisnél az alábbi illeszkedési mutatókat vettük figyelembe: megközelítési négyzetes középérték hiba (RMSEA): jó illeszkedés esetén  $< 0,06$ , míg elfogadható illeszkedésnél  $< 0,08$ , rossz illeszkedésnél pedig  $\geq 0,1$  érték a kapott mutató értéke. A Tucker–Lewis-mutató (TLI) esetén  $> 0,95$  értékek esetén jó illeszkedésről,  $> 0,90$  esetén még elfogadható,  $< 0,90$  eredmények esetén gyenge illeszkedésről beszélhetünk. Az összehasonlító illeszkedési mutató (CFI) esetében is  $0,95$  felett jó,  $> 0,9$  esetén elfogadható,  $< 0,90$  eredmények esetén gyenge illeszkedésről beszélhetünk (Hu & Bentler, 1999).

A skálák belső konzisztenciáját Cronbach-alfa mutatóval fejeztük ki, amely értéke  $> 0,7$  megfelelő,  $0,8$  felett jó és  $0,9$  felett kiváló.

Többszörös lineáris regresszió segítségével megvizsgáltuk az egyes egészségműveltség-szinteket, hogy milyen mértékben függnek bizonyos szociodemográfiai változóktól. Azt, hogy nincs multikollinearitás, vagyis hogy a prediktorváltozók közötti korrreláció nem túl szoros, variancia növelő faktor (VIF) értékek segítségével tudjuk ellenőrizni. Amennyiben a VIF értéke 1, akkor az azt mutatja, hogy a független változók nem korrelálnak egymással. Abban az esetben, ha  $1 < VIF < 5$ , a változók mérsékelt korrrelációját jelenti. Ha  $5 \leq VIF \leq 10$ , akkor a független változók erősen korrelálnak (Shrestha, 2020). Az elvégzett vizsgálatoknál azt az eredményt tekintettük szignifikánsnak, melynél a p érték kisebb volt, mint  $0,05$ .

### EREDMÉNYEK

#### A minta jellemzői

Összesen 399 személy válaszolt az egészségműveltség kérdőívet tartalmazó kérdőívcsomagra (a minta átlagéletkora 38,95 (SD = 13,40) év; 18–71 évesek; 29,3%, 117 férfi). A vizsgálati személyek közül legtöbben (n = 200) Budapesten vagy annak agglomerációjában éltek. A résztvevők többsége egyetemi, főiskolai diplomával vagy annál magasabb végzettséggel rendelkezett (n = 271). A családi állapot tekintetében a résztvevők közül a legtöbben házasságban voltak (n = 128). A minta demográfiai jellemzőit részletesen az alábbiakban ismertetjük. [1. táblázat]

1. táblázat: A teljes minta demográfiai adatai

	N	%
<b>Összesen</b>	399	
<b>Nem</b>		
férfi	117	29,3
nő	278	69,7
nem-bináris	4	1,0
<b>Átlagéletkor (év)</b>	38,95 (SD = 13,40)	
<b>Lakhely</b>		
főváros	200	50,1
város	138	34,6
község, falu	48	12,0
egyéb	13	3,3
<b>Végzettség</b>		
diplomával nem rendelkező	128	32,1
egyetemi, főiskolai diploma és magasabb	271	67,9
<b>Párkapcsolatban él</b>		
igen	288	72,2
nem	108	27,1
hiányzó	3	0,7
<b>Szubjektív anyagi helyzet</b>		
1 vagy 2	8	2,0
3 vagy 4	39	9,8
5 vagy 6	126	31,6
7 vagy 8	184	46,1
9 vagy 10	42	10,5
<b>Egészségi állapot</b>		
rossz/közepes	95	23,8
jó	243	60,9
kiváló	61	15,3

N: elemszám

A szubjektív anyagi helyzetet mérő kérdés 10 fokú Likert-skála értékei kettesével lettek feltüntetve a táblázatban.

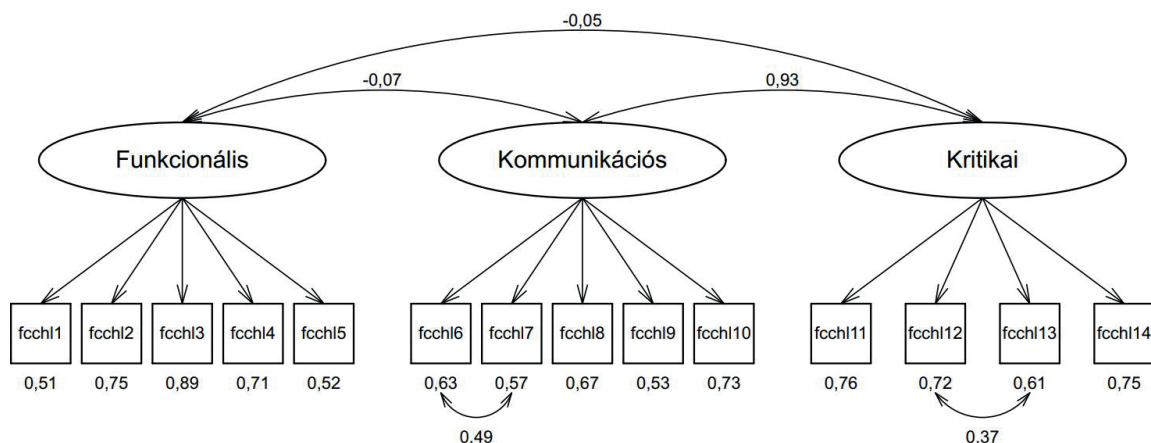
Forrás: saját szerkesztés

### Az FCCHL-H faktorszerkezetének vizsgálata

Elsőként azt vizsgáltuk meg megerősítő faktoranalízis (CFA) segítségével, hogy az FCCHL-H skála esetében az Ishikawa és munkatársai (2008a) által készített eredeti, háromfaktoros változattal azonos faktorstruktúrát kapunk-e. Az eredeti háromfaktoros, 14 itemes struktúra (1. modell) CFA-vizsgálata során egyedül a CFI-mutató volt az elfogadható tartományban, a többi mutató rossz illeszkedést mutatott. A módosító indexek arra utaltak, hogy egyes tételek hibái közötti kovarianciák definiálása jelentősen javíthat a modell illeszkedésén (ld. 1. ábra). Ezeknél az itemeknél észrevehető volt az ismétlődő szóhasználat („információ”), ráadásul két-két tétel azonos alskálákban, valamint egymás után helyezkedtek el. Ezek a jellemzők indokoltá tették az extra

közös variancia beiktatását. A kommunikatív alskálában a 6. („Különböző forrásokból gyűjtött információkat.”) és 7. („Kihámozta a kéréselt információt.”) tételek között engedélyeztük a hibakovarianciát, így a modell illeszkedése elfogadható tartományba került (2. modell). Emellett a kritikai alskálában szintén engedélyeztük a hibakovarianciát a 12. („Mérlegelte, hogy mennyire megbízható az információ.”) és a 13. („Ellenőrizte, vajon pontos-e az információ.”) tételek között (3. modell), amely változtatásokkal minden mutató jó modell illeszkedést mutatott. Ez alól a TLI-mutató volt csak a kivétel, de ennek értéke (0,945) is az elfogadható tartományba esett, így a modell illeszkedését megfelelőnek ítéltük. Az elemzések eredményeként kapott illeszkedési mutatókat a 2. táblázatban foglaltuk össze.

1. ábra: A 14 itemet tartalmazó Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skála magyar nyelvű változatának strukturális modellje



A téglalapok a megfigyelt változókat (itemek), az ellipszisek pedig a feltételezett látens változókat (faktorok) ábrázolják. A faktoroktól az itemek felé mutató egyfejtű nyílak a faktortöltéseket mutatják. Az ívelt kétféjtű nyílak a modellben definiált korrelációkat szemléltetik. Az ábra átláthatósága érdekében, csak az engedélyezett hibakovarianciákat jelöltük két helyen két-két item között kétféjtű nyíllal, a többit nem szemléltettük, mivel ezek engedélyezésével jó lett a modell illeszkedése.

fcchl1-14: a Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skála 14 iteme

Forrás: saját szerkesztés



**2. táblázat:** A Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skála megerősítő faktorelemzésének illeszkedési mutatói

	<i>Modell leírása</i>	$\chi^2$	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>	<i>RMSEA</i> (90% CI)
<b>1. modell</b>	eredeti	294,46	74	<0,001	0,900	0,877	0,086 (0,076–0,097)
<b>2. modell</b>	egy hibakovariancia engedélyezése (6–7. tétel)	207,26	73	<0,001	0,939	0,924	0,068 (0,057–0,079)
<b>3. modell</b>	két hibakovariancia engedélyezése (6–7. és 12–13. tétel)	167,22	72	<0,001	0,957	0,945	0,058 (0,046–0,069)

$\chi^2$ : chí-négyzet próba értéke; *df*: szabadságfok; *p*: valószínűség érték; *CFI*: összehasonlító illeszkedési mutató; *TLI*: Tucker–Lewis-mutató; *RMSEA*: megközelítési négyzetes középérték hiba; *CI*: konfidenciaintervallum.

Forrás: saját szerkesztés

A fentebb ismertetett két-két tétel kovarianciájának engedélyezése esetén kapott skálaváltozatot (3. modell) használtuk a további összefüggések vizsgálata során.

### **Belső konzisztencia**

Az FCCHL-H skála, illetve az azt alkotó alskálához tartozó tételek belső konzisztenciája megfelelő volt. A Cronbach-alfa a funkcionális alskála esetében 0,797, a kommunikatív alskála esetében 0,790, a kritikai alskála esetében 0,821, a teljes skála esetében pedig 0,791 volt. Valamennyi érték az alskálák és a teljes skála megfelelő vagy jó belső konzisztenciájára utal.

### **Konkurens és konvergens érvényesség**

Az FCCHL-H skálánál a funkcionális alskálának a különbözősége a többi alskálától egyértelmű, mivel sem a kommunikatív ( $r(397) = -0,07$ ,  $p = 0,275$ ), sem a kritikai alskálával ( $r(397) = -0,05$ ,  $p = 0,438$ ) nem mutatott szignifikáns korrelációt. A kommunikatív és a kritikai egészségműveltség alskálák azonban rendkívül szoros korrelációt mutattak, ezért felmerült ezen alskálák egymástól való függetlenségének kérdése ( $r(397) = 0,93$ ,  $p = <0,001$ ). Ennek nyomán megvizsgáltuk a skála kétfaktoros illeszkedését is, azonban a kapott eredmények nem igazolták a modell jóságát ( $\chi^2(76) = 340$ ;  $p < 0,001$ ; az *RMSEA*-értéke 0,0933, a *CFI* 0,880, a *TLI*-mutató pedig 0,856 lett), minden mutató rosszabb lett, mint a 3 faktoros modellé.

A konvergens érvényesség vizsgálata során Spearman-féle korrelációval vizsgáltuk az FCCHL-H alskáláinak, illetve a teljes skálának az együtt járásait a BHLS-kérdésekkel. A funkcionális egészségműveltség alskála és a BHLS-átlagpontszám között fordított irányú, gyenge erősségű, szignifikáns kapcsolat volt ( $r(397) = -0,351$ ,  $p < 0,001$ ). A kommunikatív alskála és a BHLS-kérdések között nem volt szignifikáns együttjárás ( $r(397) = -0,081$ ,  $p = 0,108$ ). A kritikai egészségműveltség alskála esetében ugyan szignifikáns korrelációt találtunk ( $r(397) = -0,100$ ,  $p = 0,046$ ), de ennek nagysága elhanyagolható volt. Az FCCHL-H teljes skála és a BHLS-kérdések között gyenge negatív, szignifikáns kapcsolat volt ( $r(397) = -0,268$ ,  $p < 0,001$ ).

### **Demográfiai változók és az egészségműveltség közötti kapcsolatok vizsgálata**

Az egészségműveltség dimenziói és a szociodemográfiai jellemzők közötti kétváltozós összefüggéseket egy összegző táblázatban szemléltetjük. [3. táblázat]

3. táblázat: A Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skálával mért egészségműveltség dimenziói és a szociodemográfiai jellemzők kétváltozós összefüggése

	Funkcionális alskála			Kommunikatív alskála			Kritikai alskála			Teljes skála		
	átlag (SD)	tesztstatisztika	p	átlag (SD)	tesztstatisztika	p	átlag (SD)	tesztstatisztika	p	átlag (SD)	tesztstatisztika	p
Életkor		r = -0,16	0,002		r = -0,07	0,146		r = -0,00	0,970		r = -0,12	0,021
Anyagi helyzet		r = 0,08	0,110		r = 0,11	0,030		r = 0,11	0,028		r = 0,143	0,004
Nem		t (393) = 0,736	0,462		t (393) = -30551	<		t (393) = -2,995	0,003		t (393) = -2,624	0,009
férfi	3,21 (0,65)			3,15 (0,69)			3,34 (0,69)			3,23 (0,51)		
nő	3,15 (0,68)			3,38 (0,54)			3,54 (0,56)			3,36 (0,40)		
Végzettség		t (397) = -0,200	0,984		t (397) = -4,310	<		t (397) = -3,843	<		t (397) = -3,768	<
nem egyetemi	3,16 (0,65)			3,13 (0,65)			3,32 (0,69)			3,20 (0,46)		
egyetemi	3,16 (0,69)			3,40 (0,55)			3,56 (0,55)			3,38 (0,41)		
Lakhely		F(2,383) = 0,499	0,607		F(2,383) = 3,563	0,029		F(2,383) = 2,543	0,080		F(2,383) = 2,662	0,071
főváros	3,16 (0,66)			3,39 (0,56)			3,55 (0,55)			3,37 (0,42)		
város	3,12 (0,68)			3,23 (0,60)			3,43 (0,63)			3,26 (0,44)		
falu/község	3,23 (0,66)			3,24 (0,67)			3,37 (0,75)			3,28 (0,47)		
főváros-város				t(383) = 2,510	0,033							
főváros-falu				t(383) = 1,579	0,256							
város-falu				t(383) = -0,143	0,989							
Egészségi állapot		F(2,396) = 2,379	0,094		F(2,396) = 3,173	0,043		F(2,396) = 1,750	0,174		F(3969) = 4,516	0,012
rossz/közepes	3,07 (0,68)			3,20 (0,61)			3,38 (0,70)			3,22 (0,45)		
jó	3,16 (0,69)			3,34 (0,59)			3,52 (0,59)			3,34 (0,44)		
kiváló	3,31 (0,60)			3,42 (0,54)			3,51 (0,51)			3,41 (0,43)		
rossz/közepes-jó				t(396) = -1,988	0,116						t(396) = -2,389	0,046
rossz/közepes-kiváló				t(396) = -2,366	0,048						t(396) = -2,819	0,014
jó-kiváló				t(396) = -1,030	0,558						t(396) = -1,203	0,452

SD; szórás; p: valószínűség értéke; r: korrelációs együttható; t: t-próbák értéke; F: varianciaelemzések értéke.

A dőlttel szedett sorok az ANOVA próbák utáni páros összehasonlításokat jelölik.

Forrás: saját szerkesztés

A kétváltozós összefüggések ellenőrzése mellett az egyes alskálák és az összpontszám szociodemográfiai prediktor változóit is kerestük többszörös regressziós elemzéssel, melyben a független változók az életkor, a nem, a végzettség, a szubjektív anyagi helyzet és a válaszadók lakhelye voltak. A funkcionális alskála modellje szignifikánsan előre jelzi a funkcionális alskálán elért pontszámot ( $F(6, 376) = 2,15, p=0,048$ ), önálló prediktív értéke azonban csak az életkornak van. A többszörös regressziós elemzések eredményeit szintén táblázatosan foglaltuk össze [4. táblázat]. A kommunikatív alskála esetében a modell szintén szignifikánsan előre vetíti az alskála pontszámát ( $F(6, 376)=8,05, p<0,001$ ), ebben

a modellben önálló prediktív értéke a nemnek, a végzettségnek és a lakhelynek volt. A kritikai alskálának a modellje is szignifikánsan előre jelezte az alskála pontszámát ( $F(6, 376)=5,66, p<0,001$ ), ebben az esetben a nemnek, a végzettségnek és az anyagi helyzetnek volt önálló prediktív értéke. A FCCHL-H skála modellje is előre vetítette szignifikánsan a teljes skálán elért összesített pontszámot ( $F(6, 376)=6,84, p<0,001$ ), önálló prediktív értéke az életkornak, a nemnek, a végzettségnek, az anyagi helyzetnek és a lakhelynek volt.

A felállított modellekben nincs multikollinearitás, mivel a prediktor változók közötti korreláció nem volt túl szoros ( $VIF < 1,5$ ).

**4. táblázat:** A Funkcionális, kommunikatív és kritikai egészségműveltség skálával mért egészségműveltség pontszámok és a szociodemográfiai jellemzők kapcsolatának vizsgálata többszörös lineáris regressziós elemzéssel

<b>Funkcionális alskála modellje (<math>p = 0,048</math>; Adj. <math>R^2 = 0,0177</math>)</b>		
<b>Magyarázó változók</b>	<b><math>\beta</math></b>	<b>p</b>
kor	-0,16	0,003
nem (referencia kategória: férfi)	-0,09	0,422
végzettség (referencia kategória: diplomával nem rendelkező)	0,05	0,679
anyagi helyzet	0,07	0,191
lakhely (referencia kategória: főváros)		
város	-0,05	0,676
község/falu	0,06	0,734
<b>Kommunikatív alskála modellje (<math>p &lt; 0,001</math>; Adj. <math>R^2 = 0,0997</math>)</b>		
<b>Magyarázó változók</b>	<b><math>\beta</math></b>	<b>p</b>
kor	-0,08	0,120
nem (referencia kategória: férfi)	0,48	<0,001
végzettség (referencia kategória: diplomával nem rendelkező)	0,41	<0,001
anyagi helyzet	0,08	0,119
lakhely (referencia kategória: főváros)		
város	-0,23	0,033
község/falu	-0,12	0,452
<b>Kritikai alskála modellje (<math>p &lt; 0,001</math>; Adj. <math>R^2 = 0,0682</math>)</b>		
<b>Magyarázó változók</b>	<b><math>\beta</math></b>	<b>p</b>
kor	0,01	0,987
nem (referencia kategória: férfi)	0,37	<0,001
végzettség (referencia kategória: diplomával nem rendelkező)	0,39	<0,001
anyagi helyzet	0,10	0,051
lakhely (referencia kategória: főváros)		
város	-0,14	0,194
község/falu	-0,12	0,466
<b>Teljes skála összpontszám modellje (<math>p &lt; 0,001</math>; Adj. <math>R^2 = 0,0840</math>)</b>		
<b>Magyarázó változók</b>	<b><math>\beta</math></b>	<b>p</b>
kor	-0,11	0,022
nem (referencia kategória: férfi)	0,35	0,001
végzettség (referencia kategória: diplomával nem rendelkező)	0,39	<0,001
anyagi helyzet	0,11	0,021
lakhely (referencia kategória: főváros)		
város	-0,20	0,073
község/falu	-0,08	0,616

Adj.  $R^2$ : korrigált R-négyzet (korrigált meghatározottsági együttható);  $\beta$ : béta együttható; p: valószínűség érték

Forrás: saját szerkesztés

## MEGBESZÉLÉS

Kutatásunk célja az FCCHL-skála magyar verziójának validálása, illetve az FCCHL-H alskálái és a szociodemográfiai tényezők közti összefüggések vizsgálata volt.

A FCCHL-H skála faktorstruktúráját megerősítő faktoranalízis segítségével vizsgáltuk, amely azt mutatta, hogy az eredeti változattal azonos (Ishikawa és mtsai., 2008a) háromfaktoros modell visszanyerhető, ha 2-2 item esetében jóváhagyjuk a kovarianciát. Az érintett itempárok egyike a kommunikatív alskálába, a másik pedig a kritikai alskálába tartozik, mindkét esetben egymás mellett helyezkednek el, a kérdések és közös szóhasználat is megfigyelhető bennük, amelyből származhat ez az extra közös variancia. Ezzel a módosítással a 14 itemes, magyar változat jósági mutatói megfelelőek lettek a háromfaktoros modell esetén, ezáltal az FCCHL-H skála is képes az egészségműveltség három szintjének mérésére. Ezt a skála és az alskálák belső konzisztenciája is alátámasztotta, mely minden esetben megfelelő vagy jó volt: a funkcionális alskálánál 0,797, a kommunikatív esetében 0,790, a kritikai alskálánál 0,821 és a teljes skálánál pedig 0,791-es Cronbach-alfa értéket kaptunk.

Az FCCHL-H skálánál a német adaptációhoz hasonlóan a kommunikatív és kritikai egészségműveltség alskálák szoros korrelációt mutattak, azonban a magyar adaptációnál ennek a két skálának az összevonásával kapott kétfaktoros modell illeszkedése nem volt jobb az eredeti háromfaktorosnál, így a német változatnál látható összevonást nem végeztük el (Dwinger és mtsai., 2015). Megemlítendő, hogy a kommunikatív és a kritikai alskálák között az eredeti FCCHL-skála esetében is jelentős pozitív kapcsolatot találtak ( $r = 0,52$ ,  $p < 0,001$ ) (Ishikawa és mtsai., 2008b). Az FCCHL-H skálánál a funkcionális alskálának a különbözősége a többi alskálától egyértelmű volt, mivel nem mutatott szignifikáns korrelációt a másik két alskálával.

A konvergencia érvényesség a BHLS-kérdések felhasználásával elvárásunknak megfelelően alakult: az alapvető egészségműveltséget mérő funkcionális alskálával, illetve az összegzett pontszámmal negatív közepes és negatív gyenge korrelációt mutatott, míg a magasabb egészségműveltség-szintekkel – a kommunikatív és kritikai

alskálával – nem, vagy elhanyagolható mértékben függött össze az önbevalláson alapuló szűrőteszt.

Az eredeti, japán FCCHL-skálánál, illetve az iráni és a francia adaptációnál is megfigyelhető a funkcionális és a kritikai alskálák együttjárása az életkorral (Ishikawa és mtsai., 2008b; Ousseine és mtsai., 2018; Reisi és mtsai., 2017). A magyar adaptáció esetében ezt csak a funkcionális egészségműveltség alskálánál kaptuk vissza, amely származhat abból, hogy jelentősen alacsonyabb a magyar vizsgált mintának az átlagos életkora az előzetes kutatásokban vizsgált mintákhoz képest. A kritikai alskála esetében Ishikawa és munkatársaival (2008b) összhangban azt találtuk, hogy a magasabb iskolai végzettség esetén nagyobb pontszámot értek el a kitöltők. Emellett a magyar adaptáció esetében ez az együttjárás a kommunikatív alskálával is megfigyelhető volt. Az összeített pontszám, illetve a funkcionális egészségműveltség alskála pontszámai esetében sem volt szignifikáns különbség a két nem között, azonban a kommunikatív és a kritikai alskála esetében is nagyobb pontszámot értek el a női válaszadók a férfiakhoz képest. A norvég adaptáció mutatott érdemi eltérést a nemek tekintetében, bár annál ez a funkcionális egészségműveltség alskálánál jelent meg. A magyar kutatásban a nők több, mint kétszer annyian vettek részt, mint a férfiak, de a két nem között nem volt jelentős eltérés látható a demográfiai adatok tekintetében. Több kutatásban is hasonló eredményt kaptak azzal kapcsolatosan, hogy a nők magasabb egészségműveltséggel rendelkeznek, mint a férfiak (Lee és mtsai., 2015; von Wagnerl és mtsai., 2007; Sudore és mtsai., 2006). Ezen korábbi kutatások közül az egyik vizsgálatban azzal magyarázták ezt a különbséget, hogy a nők jobban ismerik az egészségügyi ellátórendszert, azt, hogy hogyan zajlik az egészségi problémák kezelésének folyamata. A nők jobb ismerete az egészségügyi rendszerről abból is adódhat, hogy nagyobb hajlandósággal mondják el, ha egészségi problémájuk van, és nagyobb arányban veszik igénybe a magasabb költségű orvosi szolgáltatásokat. Egy másik lehetséges magyarázat a nők hagyományos szerepét hozza kapcsolatba a jobb egészségügyi ismeretekkel, miszerint általában a nők feladata a családokban a betegek ápolása és a gyermekek gondozása, és ebből kifolyólag több az interakciójuk az egészségüggyel, és így több lehetőségük van ismereteket szerezni arról (Lee és mtsai., 2015).

A kommunikatív és a kritikai alskála, valamint az összpontszám esetében gyenge, pozitív korreláció volt a szubjektív anyagi helyzettel. Az eredményeink nem teljesen összecsengők az Ishikawa és munkatársai (2008b) által leírtakkal, hiszen ott a funkcionális és a kommunikatív alskálák esetében láttak együtt járást a magasabb szubjektív gazdasági helyzettel. Emellett a lengyel adaptációnál az anyagi helyzet kizárólag a funkcionális egészségműveltségre volt hatással (Mirczak, 2022). A szakirodalmi előzményeknél sem volt teljesen egységes eredmény a szubjektív anyagi helyzet tekintetében, azonban a magyar adaptáció az előző két cikkhez képest szintén eltérő eredményt hozott. Mirczak (2022) kutatásában azt találta, hogy azoknak a személyeknek, akik kisebb településen élnek, szignifikánsan alacsonyabb a kommunikatív és a kritikai egészségműveltség pontszámuk, mint azoknak, akik nagyobb településen élnek. A magyar adaptációnál a kommunikatív alskála esetén volt megfigyelhető szignifikáns eltérés az elért pontszámokban, míg a teljes pontszám esetén tendenciaszerű különbség volt megfigyelhető.

Többszörös lineáris regresszió segítségével megvizsgáltuk az egyes egészségműveltség-szinteket, hogy milyen mértékben függnek bizonyos szociodemográfiai változóktól. Mind az alskálák, mind az összesített skála modelljei szignifikánsan előre jelezték az ezeken elért pontszámokat. Önálló prediktív értéke a funkcionális alskálánál csak az életkornak volt, míg a kommunikatív alskálánál a nemnek, a végzettségnek és a lakhelynek, a kritikai alskála esetében pedig a nemnek, a végzettségnek és az anyagi helyzetnek. Az FCCHL-H teljes skála modelljénél az összes alskálát függetlenül előre jelző szociodemográfiai tényező megjelent szignifikáns prediktor változóként: életkor, nem, végzettség, anyagi helyzet és lakóhely. Látható, hogy a FCCHL-H skála alskáláinál részben eltérőek az önálló prediktív értékkel rendelkező változók, amely arra enged következtetni, hogy azok ténylegesen az egészségértés más területeit mérik. Ugyanakkor megjegyzendő, hogy a fenti szociodemográfiai jellemzők mind a három alskála és a teljes skála esetében is kis részét magyarázták csupán az elért pontszámoknak.

Más kutatásokban azt kapták, hogy az egészségműveltségre hatással van többek között az internethez való hozzáférés hiánya (Protheroe és mtsai., 2017), az alkoholfogyasztás (Son és mtsai., 2012), az egészségfejlesztést elősegítő politika, a

társas támogatottság, valamint a családi kapcsolatok is (Suksatan és mtsai., 2020). Érdemes azt is kiemelni, hogy az egészségműveltséget befolyásoló tényezők és azok erőssége országonként is jelentős eltérést mutathatnak (Pelikan és mtsai., 2018).

A validálás során kényelmi mintavételt alkalmaztunk, így a kitöltők több, mint fele felsőfokú végzettséggel rendelkeznek, kétharmaduk nő, továbbá az idősebb korcsoportokat sem reprezentálják kellő statisztikai erővel. A kérdőívben választható „nem” nem pontosítja, hogy a „biológia nem”-re vagy a nemi identitásra kérdezzünk rá, így ezt a következő vizsgálatokban egyértelműbben szükséges feltérképezni. A vizsgálat kivitelezése, illetve az elemszám nem tette lehetővé az időbeli megbízhatóság vizsgálatát, így ezt a hiányosságot érdemes lenne pótolni.

## KÖVETKEZTETÉSEK

Cikkünk erősségei között van a téma jelentősége, illetve aktualitása. Az FCCHL-skálát már számos nyelvre adaptálták, és így szerte a világban ennek segítségével mérik az egészségműveltség három szintjét. A magyar nyelvű változat megalakításával már hazánkban is lehetségessé vált a skála közeljövőbeni használata, amely jelentős előrelépés az egészségműveltség mérésében. A viszonylag nagy kitöltési szám is a kutatás erősségei közé sorolandó. Mindazonáltal egy ismételt megerősítő vizsgálat kivitelezése megfontolandó, amelyben a mintavételt célirányosan lenne érdemes kivitelezni, illetve a vizsgálatot teszt-reteszt elrendezésben lenne célszerű felvenni.

## Köszönetnyilvánítás

*A kutatást támogatta az NKFIH K 138372 számú projekt, mely az Innovációs és Technológiai Minisztérium Nemzeti Kutatási Fejlesztési és Innovációs Alapból nyújtott támogatásával, a K\_21 pályázati program finanszírozásában valósult meg; valamint a Szegedi Tudományegyetem Interdiszciplináris Kutatásfejlesztési és Innovációs Kiválósági Központ (IKIKK) Humán és Társadalomtudományi Klaszterének Digitális Társadalom Kompetenciaközpontja, ahol a 2. és 3. szerző a „Jólét és egészség a digitális korban” kutatócsoport tagjai.*



## HIVATKOZÁSOK

Aljassim, N., & Ostini, R. (2020). Health literacy in rural and urban populations: A systematic review. *Patient Education and Counseling*, 103(10), 2142–2154. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2020.06.007>

Bass, P. F., 3rd, Wilson, J. F., Griffith, C. H., & Barnett, D. R. (2002). Residents' ability to identify patients with poor literacy skills. *Academic medicine: Journal of the Association of American Medical Colleges*, 77(10), 1039–1041. <https://doi.org/10.1097/00001888-200210000-00021>

Chew, L. D., Bradley, K. A., & Boyko, E. J. (2004). Brief questions to identify patients with inadequate health literacy. *Family Medicine*, 36(8), 588–594.

Chew, L. D., Griffin, J. M., Partin, M. R., Noorbaloochi, S., Grill, J. P., Snyder, A., Bradley, K. A., Nugent, S. M., Baines, A. D., & Vanryn, M. (2008). Validation of screening questions for limited health literacy in a large VA outpatient population. *Journal of General Internal Medicine*, 23(5), 561–566. <https://doi.org/10.1007/s11606-008-0520-5>

Davis, T. C., Crouch, M. A., Long, S. W., Jackson, R. H., Bates, P., George, R. B. & Bairnsfather, L. E. (1991). Rapid assessment of literacy levels of adult primary care patients. *Family Medicine*, 23(6), 433–435.

Döbrössy, B. (2017). Az egészségértés fogalma, mérése és hatása az emlőszűrésen való részvételre. *Metszetek*, 6(2), 167–185. <https://doi.org/10.18392/metsz/2017/3/11>

Dwinger, S., Kriston, L., Härter, M., & Dirmaier, J. (2015). Translation and validation of a multidimensional instrument to assess health literacy. *Health Expectations*, 18(6), 2776–2786. <https://doi.org/10.1111/hex.12252>

Finbråten, H. S., Guttersrud, Ø., Nordström, G., Pettersen, K. S., Trollvik, A., & Wilde-Larsson, B. (2018). Validating the functional, communicative, and critical health literacy scale using Rasch modeling and confirmatory factor analysis. *Journal of Nursing Measurement*, 26(2), 341–363. <https://doi.org/10.1891/1061-3749.26.2.341>

Ginde, A. A., Weiner, S. G., Pallin, D. J., & Camargo, C. A., Jr (2008). Multicenter study of limited health literacy in emergency department patients. *Academic Emergency Medicine*, 15(6), 577–580. <https://doi.org/10.1111/j.1553-2712.2008.00116.x>

Gray, N. J., Klein, J. D., Noyce, P. R., Sesselberg, T. S., & Cantrill, J. A. (2005). The Internet: a window on adolescent health literacy. *The Journal of Adolescent Health*, 37(3), 243. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2004.08.023>

Halverson, J., Martinez-Donate, A., Trentham-Dietz, A., Walsh, M. C., Strickland, J. S., Palta, M., Smith, P. D., & Cleary, J. (2013). Health literacy and urbanicity among cancer patients. *The Journal of Rural Health*, 29(4), 392–402. <https://doi.org/10.1111/jrh.12018>

Haun, J. N., Valerio, M. A., McCormack, L. A., Sørensen, K., & Paasche-Orlow, M. K. (2014). Health literacy measurement: an inventory and descriptive summary of 51 instruments. *Journal of Health Communication*, 19 Suppl 2, 302–333. <https://doi.org/10.1080/10810730.2014.936571>

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

Institute of Medicine, Board on Neuroscience and Behavioral Health, Committee on Health Literacy. (2004). Health literacy: A prescription to end confusion. Confusion. (Nielsen-Bohlman, L., Panzer, A. M., & Kindig, D. A., Eds.). The National Academies Press. <https://doi.org/10.17226/10883>

Ishikawa, H., Nomura, K., Sato, M., & Yano, E. (2008a). Developing a measure of communicative and critical health literacy: a pilot study of Japanese office workers. *Health Promotion International*, 23(3), 269–274. <https://doi.org/10.1093/heapro/dan017>

Ishikawa, H., Takeuchi, T., & Yano, E. (2008b). Measuring functional, communicative, and critical health literacy among diabetic patients. *Diabetes Care*, 31(5), 874–879. <https://doi.org/10.2337/dc07-1932>

Jamovi Project. Version 2.3.28 Software; 2023. <https://www.jamovi.org/about.html>

Jovic-Vranes, A., Bjegovic-Mikanovic, V., Marinkovic, J., & Kocev, N. (2011). Health literacy in a population of primary health-care patients in Belgrade, Serbia. *International Journal of Public Health*, 56, 201–207. <https://doi.org/10.1007/s00038-010-0181-0>

Koltai J., Kun E. (2016). A magyarországi egészségértés nemzetközi összehasonlításban. *Egészségfejlesztés*, 57(3), 3–20. <https://doi.org/10.24365/ef.v57i3.62>

Lee, H. Y., Lee, J., & Kim, N. K. (2015). Gender Differences in Health Literacy Among Korean Adults: Do women have a higher level of health literacy than men? *American Journal of Men's Health*, 9(5), 370–379. <https://doi.org/10.1177/1557988314545485>

Levic, M., Bogavac-Stanojevic, N., & Krajnovic, D. (2022). Cross-cultural adaptation and validation of the Functional, Communicative and Critical Health Literacy Instrument (FCCHL-SR) for diabetic patients in Serbia. *Healthcare*, 10(9), 1667. <https://doi.org/10.3390/healthcare10091667>

Levin-Zamir, D., Baron-Epel, O. B., Cohen, V., & Elhayany, A. (2016). The association of health literacy with health behavior, socioeconomic indicators, and self-assessed health from a national adult survey in Israel. *Journal of Health Communication*, 21(sup2), 61–68. <https://doi.org/10.1080/10810730.2016.1207115>

Lumley, T., Diehr, P., Emerson, S., & Chen, L. (2002). The importance of the normality assumption in large public health data sets. *Annual Review of Public Health*, 23, 151–169. <https://doi.org/10.1146/annurev.publhealth.23.100901.140546>

Martensson, L., Hensing, G., (2012) Health literacy – a heterogeneous phenomenon: a literature review. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 26(1), 151–160. <https://doi.org/10.1111/j.1471-6712.2011.00900.x>

Mirczak, A. (2022). Functional, communicative and critical health literacy among older Polish citizens. *Medycyna Pracy*, 73(3), 191–199. <https://doi.org/10.13075/mp.5893.01250>

Nagy Lászlóné Antal, E., Korom, E., Hódi, Á., & B Németh, M. (2015). Az egészségműveltség online mérése. In Csapó, B., & Zsolnai, A. (Eds.), *Online diagnosztikus mérések az iskola kezdő szakaszában* (pp. 147–177). Oktatókutatató és Fejlesztő Intézet.

Nutbeam, D. (2008). The evolving concept of health literacy. *Science & Medicine*, 67(12), 2072–2078. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2008.09.050>

Ousseine, Y. M., Rouquette, A., Bouhnik, A. D., Rigal, L., Ringa, V., Smith, A. B., & Mancini, J. (2018). Validation of the French version of the Functional, Communicative and Critical Health Literacy scale (FCCHL). *Journal of Patient-reported Outcomes*, 2(1), 1–6. <https://doi.org/10.1186/s41687-018-0027-8>

Papp-Zipernovszky, O., Náfrádi, L., Schulz, P. J., & Csabai, M. (2016). „Hogy minden beteg megértse!” – Az egészségműveltség (health literacy) mérése Magyarországon [„So that each patient may comprehend”: measuring health literacy in Hungary]. *Orvosi Hetilap*, 157(23), 905–915. <https://doi.org/10.1556/650.2016.30412>

Parker, R. M., Baker, D. W., Williams, M. D., Nurss, J. R. (1995). The Test of Functional Health Literacy in Adults: A new instrument for measuring patients' literacy skills. *Journal of General Internal Medicine*, 10, 537-541. <https://doi.org/10.1007/BF02640361>

Pelikan, J. M., Ganahl, K., & Roethlin, F. (2018). Health literacy as a determinant, mediator and/or moderator of health: empirical models using the European Health Literacy Survey dataset. *Global health promotion*, 1757975918788300. Advance online publication. <https://doi.org/10.1177/1757975918788300>

Shrestha, N. (2020). Detecting multicollinearity in regression analysis. *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 8(2), 39-42. <https://doi.org/10.12691/ajams-8-2-1>

Protheroe, J., Whittle, R., Bartlam, B., Estacio, E. V., Clark, L., & Kurth, J. (2017). Health literacy, associated lifestyle and demographic factors in adult population of an English city: a cross-sectional survey. *Health Expectations*, 20(1), 112-119. <https://doi.org/10.1111/hex.12440>

Reisi, M., Mostafavi, F., Javadzede, H., Mahaki, B., Sharifirad, G., & Tavassoli, E. (2017). The functional, communicative, and critical health literacy (FCCHL) scales: cross-cultural adaptation and the psychometric properties of the Iranian version. *Iranian Red Crescent Medical Journal*, 19(1). <https://doi.org/10.5812/ircmj.29700>

Sudore, R. L., Mehta, K. M., Simonsick, E. M., Harris, T. B., Newman, A. B., Satterfield, S., Rosano, C., Rooks, R. N., Rubin, S. M., Ayonayon, H. N., & Yaffe, K. (2006). Limited literacy in older people and disparities in health and healthcare access. *Journal of the American Geriatrics Society*, 54(5), 770-776. <https://doi.org/10.1111/j.1532-5415.2006.00691.x>

Son, Y. J., Kim, S. D., Jang, H. J., Yun, Y. R., Kim, H. M., Park, J. I., & Kim, S. H. (2012). Factors influencing health literacy in community-dwelling adults. *Korean Journal of Health Promotion*, 100-108.

Suksatan, W., Ruamsook, T., & Prabsangob, K. (2020). Factors influencing health literacy of students in health science curriculum: a cross-sectional study. *Indian Journal of Public Health Research & Development*, 11(7), 1469-1474. <https://doi.org/10.37506/ijphrd.v11i7.10303>

van der Vaart, R., Drossaert, C. H., Taal, E., Peter, M., Hilderink-Koertshuis, R. T., Klaase, J. M., & van de Laar, M. A. (2012). Validation of the Dutch functional, communicative and critical health literacy scales. *Patient Education and Counseling*, 89(1), 82-88. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2012.07.014>

Verney, S. P., Gibbons, L. E., Dmitrieva, N. O., Kueider, A. M., Williams, M. W., Meyer, O. L., Manly, J. J., Sisco, S. M. & Marsiske, M. (2019). Health literacy, sociodemographic factors, and cognitive training in the active study of older adults. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 34(4), 563-570. <https://doi.org/10.1002/gps.5051>

von Wagner, C., Knight, K., Steptoe, A., & Wardle, J. (2007). Functional health literacy and health-promoting behaviour in a national sample of British adults. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61(12), 1086-1090. <https://doi.org/10.1136/jech.2006.053967>

Williams, M. V., Davis, T., Parker, R. M., & Weiss, B. D. (2002). The role of health literacy in patient-physician communication. *Family Medicine*, 34(5), 383-389.

Zegers, C. A., Gonzales, K., Smith, L. M., Pullen, C. H., De Alba, A., & Fiandt, K. (2020). The psychometric testing of the functional, communicative, and critical health literacy tool. *Patient Education and Counseling*, 103(11), 2347-2352. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2020.05.019>

**Melléklet: FCCHL-H Kérdőív**

**Kórházi/gyógyszertári utasítások vagy (beteg)tájékoztatók olvasásakor tapasztalta-e az alábbiakat az elmúlt 1 évben:**

**Soha Ritkán Néha Gyakran**

fcchl\_1 A betűméretet túl kicsinek találta ahhoz, hogy elolvassa. 1-----2-----3-----4

fcchl\_2 Olyan betűket és szavakat talált, amiket nem ismert.

fcchl\_3 A tartalom túl nehéz volt.

fcchl\_4 Sok időre volt szüksége, hogy elolvassa és megértse őket.

fcchl\_5 Segítségre volt szüksége, hogy elolvassa őket.

**Eredeti instrukció: Amióta betegségét megállapították, tapasztalta-e az alábbiakat a betegségével kapcsolatos információk (pl. diagnózisról, kezelésről, öngondoskodási kérdésekről, alternatív gyógymódokról, stb.) keresésekor?**

**Az általunk, egészséges mintára adaptált instrukció: Most egészséggel kapcsolatos cselekvéseket sorolunk fel. Jelölje, milyen gyakran voltak ezek Önre jellemzők az elmúlt 1 évben egészséggel/ betegséggel kapcsolatos információk (pl. diagnózisról, kezelésről, öngondoskodási kérdésekről, alternatív gyógymódokról, stb.) keresésekor?**

fcchl\_6 Különböző forrásokból gyűjtött információkat.

fcchl\_7 Kihámozta a keresett információt

fcchl\_8 Megértette a begyűjtött információt.

fcchl\_9 Valakivel megbeszélte gondolatait az egészségéről.

fcchl\_10 A mindennapjaiban alkalmazta a megszerzett információt.

fcchl\_11 Mérlegelte, hogy az információ alkalmazható-e az ön helyzetére.

fcchl\_12 Mérlegelte, hogy mennyire megbízható az információ.

fcchl\_13 Ellenőrizte, vajon pontos-e az információ.

fcchl\_14 Információt gyűjtött az egészségével kapcsolatos döntés meghozatalához

## Információk a szerzőkről

### Szendrei Fanni

Szegedi Tudományegyetem, Bölcsészettudományi Kar, Pszichológiai Intézet

### Martos Tamás

Szegedi Tudományegyetem, Bölcsészettudományi Kar, Pszichológiai Intézet

### Papp-Zipernovszky Orsolya

Eötvös Loránd Tudományegyetem, Pedagógiai és Pszichológiai Kar,  
Pszichológiai Intézet

Semmelweis Egyetem, Általános Orvostudományi Kar, Városmajori Szív- és  
Érgyógyászati Klinika, Transzplantációs Mentorprogram

[papp-zipernovszky.orsolya@ppk.elte.hu](mailto:papp-zipernovszky.orsolya@ppk.elte.hu)