

Az intervenciók hatásosságát vizsgáló Egészségműveltséget MÉRŐ Calgaryi Charta Kérdőív magyar nyelvű validálása

Hungarian Validation of the Calgary Charter on Health Literacy Scale: An Instrument
Measuring the Effectiveness of Interventions

Szerzők: Mátyás Gabriella, Vincze Ferenc, Bíró Éva

Beküldve: 2023. 01. 13. | Elfogadva: 2023. 03. 20. | doi: <https://doi.org/10.24365/ef9624>

ÖSSZEFOGLALÓ

Bevezetés: A hazai lakosság jelentős részének egészségműveltsége elmarad a kívánatostól, ezért annak javítására intervenciók szükségesek. Ugyan több magyar nyelven validált kérdőívvel is mérhetjük az egészségműveltség szintjét, ám ezek egyike sem alkalmas kifejezetten az intervenciók hatásosságának mérésére. Ezért olyan, nemzetközi kutatásban is alkalmazott mérőeszköz validálását kívántuk magyar nyelven elvégezni, mely az egészségműveltség javítását célzó intervenciókban képes az egészségműveltség szintjében bekövetkezett változás mérésére. Ehhez irodalmi adatok alapján az „Egészségműveltséget MÉRŐ Calgaryi Charta Kérdőív”-et (Calgary Charter on Health Literacy Scale) tartottuk megfelelőnek, mely angol és spanyol nyelven elérhető.

Módszertan: Keresztmetszeti vizsgálatot végeztünk országos, reprezentatív mintán. Felmérésünkbe 18 éven felüli önkéntes válaszadókat vontunk be. Az adatfelvétel a Covid-19-világjárvány miatt számítógéppel segített telefonos kérdezés módszerével történt 2020 decemberében. Az adatok leíró elemzése, valamint a kérdőív megbízhatóságának és validitásának elemzése Cronbach-alfa, Spearman-Brown és korrigált item-totál korrelációs együtthatók és feltáró faktorelemzés segítségével történt.

Eredmények: Vizsgálatunk 1 152 fő részvételével zajlott, a válaszadók 47,5%-a férfi, 52,5%-a nő volt. A kitöltők 18,5%-a 18 és 34 év közötti, 52,7%-a 35 és 64 év közötti, illetve 28,8%-a 65 éves és annál idősebb volt. A kérdőív belső konzisztenciáját mérő Cronbach-alfa értéke (0,64) az elfogadhatóság határán mozog, a Spearman-Brown korrelációs együttható értéke (0,66) közepesként értelmezhető. A korrigált item-korrelációs vizsgálat eredményeként kapott korrelációs együtthatók értéke a teljes mintára vetítve magasabbak, mint az elfogadhatónak tekintett 0,3. A feltáró faktorelemzés eredménye szerint a mérőeszköz kérdései egy faktor köré rendeződnek.

Következtetések: A felmérésünk során kapott Cronbach-alfa értéke alacsonyabb, mint az eredeti kérdőívé (0,80), ennek oka azonban az adatfelvétel eltérő módjában is kereshető. Emiatt érdemesnek találjuk egy ismételt, személyes adatfelvétellel egybekötött vizsgálat elvégzését, melyhez jelen kutatás tapasztalatai is felhasználhatóak.

Kulcsszavak: egészségműveltség; Egészségműveltséget MÉRŐ Calgaryi Charta Kérdőív; kérdőív-validálás

SUMMARY

Background: Significant part of the Hungarian adult population's health literacy needs to be improved. Although there is a couple of translated and validated health literacy questionnaires, none of them is specifically suitable for measuring the effectiveness of health literacy interventions. Therefore, the aim of our study was to validate a health literacy instrument in Hungarian used to assess the change in the level of health literacy. Based on the literature, we chose the Calgary Charter on Health Literacy Scale, available in English and Spanish.

Methodology: We carried out a cross-sectional study on a nationally representative sample. Our voluntary respondents were aged 18 years or over. Due to the COVID-19 pandemic, the data were collected by computer-assisted telephone survey in December 2020. Descriptive analysis, as well as the instrument's reliability and validity were evaluated using Cronbach's alpha, Spearman-Brown and corrected item-total correlation coefficients and exploratory factor analysis.

Results: Our sample consisted of 1,152 people (47.5% of the respondents were male, 52.5% were female). Most of the respondents (52.7%) were aged 35 to 64, 18.5% were aged 18 and 34, and 28.8% were aged 65 years or older. The Cronbach's alpha measuring the internal consistency of the instrument (0.64) is at the limit of acceptability, the value of the Spearman-Brown correlation coefficient (0.66) can be described as average. The results of the item-total correlation test for our entire sample were higher than 0.3 considered acceptable. The results of the exploratory factor analysis showed a one-factor structure.

Conclusions: The Cronbach's alpha obtained in our survey has been lower than reliability of the original measuring tool (0.80), which can be explained by the different method of data collection. For this reason, we consider it worthwhile to supplement our research in conjunction with personal data collection, for which experiences of this research could be used as well.

Keywords: health literacy; Calgary Charter on Health Literacy Scale; questionnaire validation

BEVEZETÉS

Az egészségműveltség, vagyis a *health literacy* kifejezés közel ötven éve látott először napvilágot (Simonds, 1974), azonban máig sincsen általánosan elfogadott, egységes definíciója. Sørensen és mtsai (2012) 17 definíciót és 12 fogalmi modellt vettek számba tanulmányukban, majd ezek szintéziseként megalkották az egészségműveltség integrált modelljét. Hazánkban Csizmadia (2016) ismertette a főbb egészségműveltségi definíciókat, megemlítve a *health literacy* kifejezés magyar nyelvű fordításának nehézségét, javaslatot téve az egészségműveltség szó szakmai publikációkban való használatára az egészségértés és egészségjártasság kifejezésekkel szemben.

Egy, a közelmúltban megjelent szisztematikus áttekintő tanulmányban (Liu és mtsai, 2020) tisztázni kívánták az egészségműveltség, mint kifejezés jelentését. A szerzők 34 közlemény elemzése után úgy találták, hogy az egészségműveltség leginkább ismeretek és készségek halmazaként, illetve egyes funkciók hierarchiájaként írható le. Az egészségműveltség kifejezés leginkább három fő témát fed le: 1) az egészséggel, egészségügyi ellátással és egészségügyi ellátórendszerrel kapcsolatos ismereteket; 2) az egészséggel kapcsolatos információk feldolgozását és felhasználását; valamint 3) az egészség megőrzésének képességét a saját erőforrások szervezése és az egészségügyi szolgáltatókkal való partnerség révén. A szerzők az egészségműveltség újabb definíciójára tettek javaslatot, mely szerintük az egyén azon képessége, hogy tudást és információt

szerezzen, majd azokat egészsége megőrzésére és fejlesztésére fordítsa a saját és az egészségügyi ellátórendszer kontextusának megfelelő módon. E meghatározás rámutat az egyéni szükségletek eltérő voltára, valamint az egyén, az egészségügyi szolgáltatók és az egészségügyi ellátórendszerek közötti interakciók kiemelt szerepére az egészség megőrzésének érdekében.

A különböző modellek és koncepciók egymás mellett élése miatt az egyes definíciók az egészségműveltség más és más aspektusait ragadják meg, eltérő készségeket és kompetenciákat helyezve a középpontba. Ez a sokszínűség azonban inkább megnehezíti az egészségműveltség mérését – hiszen meg kell találni a kutatásunk tárgyának leginkább megfelelő koncepciót – és az egyes kutatási eredmények összehasonlíthatóságát sem könnyíti meg. Egyes mérőeszközök esetében az is előfordul, hogy ismeretlen az általuk használt egészségműveltségi definíció vagy fogalmi modell.

Egy 2014-ben megjelent szisztematikus áttekintő tanulmány (Haun és mtsai, 2014) 11 különböző készséget és kompetenciát vett számba az egészségműveltség mérésére alkalmazott eszközök rendszerezésekor: 1) szövegértés (*literacy*), 2) együttműködés (*interaction*), 3) megértés (*comprehension*), 4) számolás (*numeracy*), 5) információ keresése (*information seeking*), 6) alkalmazás/működés (*application/function*), 7) döntéshozatal/kritikus gondolkodás (*decision making/critical thinking*), 8) értékelés (*evaluation*), 9) felelősségvállalás (*responsibility*), 10) önbizalom/énhatékonyság (*confidence/self-efficacy*) és 11) (egészségügyi rendszerben való) tájékozódás (*navigation*). Haun és mtsai (2014) még aszerint is katalogizálták a vizsgálatukba bevont mérőeszközöket, hogy azok az egészségműveltség szintjét szubjektív, vagyis önbevallás, avagy objektív módon, a mérőeszköz kérdéseire adott helyes válaszok alapján állapították meg.

Egy nemrégben megjelent szisztematikus áttekintő tanulmány (Tavousi és mtsai, 2022) – mely jelenleg a legteljesebbnek tekinthető gyűjtemény – az 1993 és 2021 között publikált mérőeszközöket vette számba: összesen 162-t, ebből 39 az általános egészségműveltség mérésére alkalmas, míg 90 eszköz tartalom- vagy betegség-specifikus, 22 csoportspecifikus (pl. serdülők, időskorúak, szülők, bevándorlók) és 11 pedig a digitális egészségműveltség szintjének megállapítását teszi lehetővé.

A mérőeszközök elektronikus regiszterében (U. S. Department of Health and Human Services, 2023) 217 teszt és kérdőív található különböző nyelven, melyek közül 95 alkalmazható az általános egészségműveltség mérésére.

Magyarországon korábbi felmérésekben alkalmazott, felnőtt lakosság körében az általános egészségműveltséget mérő kérdőívek bemutatása, és a magyar lakosság egészségműveltségének szintje

Hazánkban eddig mindössze pár alkalommal került sor a lakosság egészségműveltségének felmérésére és mérőeszközök validálására az általános populáció körében: 2015-ben két különböző vizsgálatot (Koltai és Kun, 2016a, 2016b; Náfrádi és mtsai, 2019; Papp-Zipernovszky és mtsai, 2016), 2019-ben pedig egy felmérést bonyolítottak le (Bíró és mtsai, 2022; Mátyás és mtsai, 2021).

Az Európai Egészségműveltség Felmérés (*European Health Literacy Survey, HLS-EU*) kérdőív 47 kérdésből áll és szubjektív egészségműveltséget mér négy kategóriában: elégtelen, problémás, megfelelő és kiváló (Koltai és Kun, 2016a; Sørensen és mtsai, 2013). Tavousi és mtsai (2022) szisztematikus áttekintő közleményükben az egyik legjobban kidolgozott mérőeszköznek ítélték a HLS-EU-t, mely több, mint tíz nyelven elérhető.

Az Általános Tápérték Teszt (*Newest Vital Sign, NVS*) az objektív egészségműveltség mértékét vizsgálja hat kérdés segítségével (Weiss és mtsai, 2005). Ezt a mérőeszközt Koltai és Kun (2016b) is használták 2015-ös vizsgálatukban, ám az adaptált változat validálása csak 2019-ben történt meg (Mátyás és mtsai, 2021). Az NVS három kategóriát állapít meg az egészségműveltség mértékére vonatkozóan: nagy valószínűséggel inadekvát, valószínűleg limitált és nagy valószínűséggel megfelelő (Koltai és Kun, 2016b; Mátyás és mtsai, 2021; Weiss és mtsai, 2005). Tavousi és mtsai (2022) gyűjtése szerint ez a mérőeszköz is a leggyakrabban használtak közé tartozik, több mint tíz nyelvre fordították le.

A 36 kérdéses Rövid Funkcionális Egészségműveltség Teszt (*Short-Test of Functional Health Literacy in Adults, S-TOFHLA*) (Baker és mtsai, 1999) szövegértési részének validálása 2015-ben történt meg. Ez a kérdőív az objektív egészség-

műveltséget méri, melyet inadekvát, marginális és adekvát kategóriákba sorol (Náfrádi és mtsai, 2019; Papp-Zipernovszky és mtsai, 2016).

A szubjektív egészségműveltséget vizsgáló Rövid Egészségműveltségi Szűrő Teszt (*Brief Health Literacy Screening Tool, BRIEF*) tulajdonképpen két korábbi mérőeszközt is magába foglal: a Chew-tesztet (Chew és mtsai, 2004), valamint az annak részét képező „Egykérdéses Szövegértést Mérő Tesztet” (*Single Item Literacy Screener, SILS*) (Morris és mtsai, 2006). A Chew-teszt magyar változatának elkészítése 2015-ben történt (Náfrádi és mtsai, 2019; Papp-Zipernovszky és mtsai, 2016), míg a szóbeli információk megértésére vonatkozó kérdést is tartalmazó BRIEF mérő-

eszköz validálására 2019-ben került sor (Mátyás és mtsai, 2021). A Chew- és a BRIEF-skála három egészségműveltségi kategóriát állapít meg: inadekvát, marginális és adekvát (Chew és mtsai, 2004; Elbashir és mtsai, 2023; Haun és mtsai, 2009, 2012; Mátyás és mtsai, 2021).

Mint a fentiekből látható, több egészségműveltséget mérő eszköz is elérhető magyarul, a kérdőívekkel egyaránt vizsgálható mind az objektív, mind a szubjektív egészségműveltség. A kérdőívek eltérő készségeket és kompetenciákat vizsgálnak, melyekkel az egészségműveltség jellemezhető, ezek összefoglalását az 1. táblázat tartalmazza.

1. táblázat: Magyarországon korábbi felmérésekben, a felnőtt lakosság körében alkalmazott általános egészségműveltség kérdőívek jellemzői

	Kérdőív				
	S-TOFHLA	BRIEF		NVS	HLS-EU
		Chew	SILS		
Mért készség és kompetencia	Szövegértés	x	x	x	
	Számolás	x		x	
	Megértés	x	x	x	x
	Értékelés	x		x	x
	Információ keresése				x
	Önbizalom/ énhatékonyság		x		x
	Döntéshozatal/ kritikus gondolkodás				x
	Felelősségvállalás				x
	Együttműködés		x		x
	Alkalmazás/működés			x	x
	Tájékozódás				x
Egészség- műveltség típusa	Objektív	x		x	
	Szubjektív		x	x	x
Egészség- műveltség definíciója	Nem ismert	Nem ismert	Nem ismert	Nem ismert	Egészségműveltség integrált modellje

Forrás: saját szerkesztés Haun és mtsai, 2014; Tavousi és mtsai, 2022 alapján

A különböző felmérések szerint a magyar lakosság 54–86%-ának megfelelő az objektív egészségműveltsége, míg a megfelelő mértékű szubjektív egészségműveltség aránya 30–47% között alakul (Bíró és mtsai, 2022; Koltai és Kun, 2016a, 2016b; Náfrádi és mtsai, 2019; Papp-Zipernovszky és mtsai, 2016). Mint láthatjuk, hazánk lakosságának jelentős hányada nem rendelkezik megfelelő mértékű egészségműveltséggel. A nem megfelelő szintű egészségműveltség rosszabb egészségi mutatókat eredményez, az egyén nem képes optimális módon használni az egészségügyi ellátórendszert. Ez egyes egészségügyi szolgáltatások alulhasználatához vezet (pl. prevenciót szolgáló szűrővizsgálatok), míg más szolgáltatásokat túlhasználnak (pl. sürgősségi betegellátás) (Berkman és mtsai, 2011). A nem megfelelő szintű egészségműveltséggel rendelkező egyének egy szisztematikus áttekintő tanulmány (Eichler és mtsai, 2009) szerint mintegy 3–5%-kal növelik meg az egészségügyi ellátórendszer kiadásait.

Célkitűzés

Mivel a magyar lakosság jelentős hányada nem rendelkezik megfelelő szintű egészségműveltséggel (Bíró és mtsai, 2022; Koltai és Kun, 2016a, 2016b; Náfrádi és mtsai, 2019; Papp-Zipernovszky és mtsai, 2016), így olyan intervenciók szükségesek, melyek alkalmasak körükben az általános egészségműveltség mértékének növelésére. Ehhez kívánatos egy olyan mérőeszköz használata a felmérések során, mellyel lehetséges az intervenciók hatásosságának mérése. A szubjektív egészségműveltséget mérő tesztek valószínűleg alkalmasabbak erre a feladatra. Az objektív egészségműveltséget mérő eszközök esetében ugyanis nem lehet egyértelműen eldönteni, hogy az egészségműveltség mértékében bekövetkezett változás az intervenciónak köszönhető, vagy annak, hogy az egyén ismételt találkozott ugyanazokkal a kérdésekkel, melyekre így már ismerheti a helyes választ. Egy intervenció során ugyanis valószínű – etikai szempontból pedig mindenképpen kívánatos –, hogy az intervenciót megelőzően az objektív egészségműveltséget mérő tesztek által mért helytelen, egészséggel kapcsolatos információk korrigálása megtörténik, így arra a résztvevők remélhetően helyes választ adnak az ismételt mérés során (Pleasant és mtsai, 2018).

Így célkitűzésünk egy olyan, nemzetközi kutatásban már használt mérőeszköz validálása volt,

amely irodalmi adatok alapján alkalmas az egészségműveltség szintjében bekövetkezett változás detektálására, valamint ismert, hogy az egészségműveltség mely definíciója szolgált elméleti háttérként kidolgozása során. Választásunk az „Egészségműveltséget Mérő Calgaryi Charta Kérdőívre” (*Calgary Charter on Health Literacy Scale, CCHLS*) esett (Pleasant és mtsai, 2018; 2019), melynek adaptálásával tovább bővíthetjük a magyarul is elérhető mérőeszközök tárházát.

MÓDSZERTAN

Az „Egészségműveltséget Mérő Calgaryi Charta Kérdőív” bemutatása

A mérőeszköz a „Calgaryi Charta az egészségműveltségről” (*Calgary Charter on Health Literacy*) (Coleman és mtsai, 2009) koncepcióján alapszik, és a szubjektív, vagyis önértékelt egészségműveltséget vizsgálja. A „Calgaryi Charta az egészségműveltségről” hangsúlyozza, hogy az egészségműveltség eltérő aspektusa vonatkozik az egyénekre és az egészségügyben dolgozókra attól függően, hogy valaki az egészségről szóló információkat keresi, illetve szolgáltatja, éppen ezért mindkét megközelítésből fejleszthető. Ugyanakkor az egészségműveltség a különböző kontextusokban ugyanazokon a készségeken és képességeken alapul, így fontos szerepe van az információk megtalálásának, megértésének, értékelésének, kommunikálásának és felhasználásának.

Az eredeti mérőeszköz rövid, mindössze öt egészségműveltséggel kapcsolatos kérdést tartalmaz angol vagy spanyol nyelven, melyek arra irányulnak, hogy a válaszadó egy 4-fokú Likert-skálán milyen gyakorisággal („soha”, „néha”, „gyakran” és „mindig”) végzi a felsorolt tevékenységeket. Kitöltése vizsgálatvezető segítségével, illetve önkitöltős formában is lehetséges. A mérőeszköz értékelése 5–20 pont között történik (soha = 1 pont, mindig = 4 pont). Mivel a mérőeszközt kifejezetten azért alkották, hogy segítségével az egészségműveltséget mérő intervenciók hatásosságát lehessen mérni, ezért az egyéb egészségműveltséget vizsgáló mérőeszközök többségével ellentétben nem állapít meg egészségműveltségi kategóriákat. Az egészségműveltség szintjében bekövetkező változást a kérdőíven elért pre- és posztintervenció pontszám összehasonlításával

Adatgyűjtés és a vizsgált változók

2020 decemberében keresztmetszeti vizsgálatot végeztünk országos, reprezentatív mintán, 18 éven felüli válaszadók bevonásával (N = 1 205) a CCHLS mérőeszköz validálására. A Covid-19-világjárvány miatti korlátozásokra való tekintettel a kérdőívek kitöltése számítógéppel támogatott telefonos interjúk segítségével történt (*computer assisted telephone interviewing, CATI*) közvéleménykutató cég bevonásával. A mintavételi eljárás során rétegzéssel határoztuk meg az egyes régiókra és településtípusokra vonatkozó esetszámokat, majd az így meghatározott nem, kor, településtípus és régió szerinti kvóták alapján, a nyilvános telefonkönyvek adatainak felhasználásával történt meg a résztvevők véletlenszerű beválogatása vizsgálatunkba. Vizsgálatunkban a CCHLS kérdései mellett demográfiai (életkor, nem) és szocioökonómiai (iskolai végzettség, gazdasági aktivitás) adatokra kérdeztünk rá. Az adatelemzés során az életkort korcsoportokra osztottuk (18–34, 35–64, 65 évnél idősebb), az iskolai végzettség esetében pedig az alábbi kategóriákat alkalmaztuk: általános iskola, szakmunkásképző, középiskola érettségivel, felsőfokú végzettség. A válaszadókat a gazdasági aktivitás szerint az alábbi csoportokba soroltuk: dolgozó és tanuló, nyugdíjas vagy eltartott, valamint munkanélküli.

Statisztikai elemzés

Az adatok elemzését az IBM SPSS 26.0 verziószámú programcsomagjával (IBM Corp. released 2019. IBM SPSS Statistics for Windows, Armonk, NY, Amerikai Egyesült Államok) végeztük. A választ adók szociodemográfiai adatait esetszámok, illetve százalékos megoszlások (%) segítségével jellemeztük a nem súlyozott (nyers) adatok alapján. A CCHLS esetében regisztrált válaszok megoszlását középérték (medián) és szóródási (interkvartilis távolság) mutatók segítségével elemeztük.

Az adatelemzés során a validálni kívánt mérőeszköz megbízhatóságának és validitásának elemzése Cronbach-alfa, Spearman–Brown, továbbá korrigált item-totál korrelációs együtthatók és feltáró faktorelemzés segítségével történt. A mérőeszköz belső konzisztenciáját (*internal consistency*) jellemző Cronbach-alfa értékét abban az esetben tekintettük elfogadhatónak, ha értéke 0,70 és 0,95 között variálódott (Terwee és mtsai, 2007).

Mivel vizsgálatunk során nem nyílt módunk ismételt adatfelvételre (*test-retest* elemzésre), ezért alternatív megbízhatósági mutatót számítottunk a *split-half* elemzési módszer segítségével. A módszer lényege, hogy a mérőeszköz alsó-kálit véletlenszerűen két csoportba osztjuk, majd az egyes részekre adott pontértékek összegzése után korrigált Spearman–Brown-koeficiens korrelációs együttható alkalmazásával vizsgáljuk a kettévágott alsó-kálit összpontszámai közötti korrelációt (Thorndike, 1971). Az alábbiak szerint értelmeztük a korrelációs együtthatókat: 0,5–0,7: közepes; 0,7–0,9: erős; 0,9 felett: nagyon erős (Hinkle és mtsai, 2003). Ezen túl azt is vizsgáltuk, hogy miként változna a mérőeszköz Cronbach-alfa értéke, ha egyes tételeket törölnénk a validálandó kérdőívből.

A mérőeszköz megbízhatóságának értékelése során korrigált item-korrelációs vizsgálattal elemeztük az alsó-káliton mérhető pontszámok és a teljes mérőeszköz közötti megbízhatóságot (Nunnally és Bernstein, 1994), mely során 0,3 vagy afeletti értékeket tekintettük megfelelőnek.

Mérőeszközünk faktorszerkezetét feltáró faktorelemzés (főkomponens-elemzés) segítségével is jellemeztük, ahol arra kerestünk választ, hogy a CCHLS egyes tételei mennyire fogják át a mérendő fogalom jelentéstartományát. A mérőeszköz egyes kérdéseinek beválogatásához legalább 0,20-et vártunk el kommunalitási értéként (Child, 2006).

EREDMÉNYEK

Vizsgálati populáció bemutatása

Keresztmetszeti kutatásunkban összesen 1 205 fő vett részt, az adatelemzés első lépésében kizárásra kerültek azok a válaszadók, akiknek a kérdőíve hiányos volt, így az elemzéseket 1 152 fő adatán tudtuk elvégezni. Vizsgálati populációnkat enyhe női túlsúly jellemezte (52,5%), a korcsoportok között legnagyobb arányban a középkorúak, vagyis a 35–64 év közöttiek voltak jelen (52,7%), iskolai végzettség szerint pedig a középfokú végzettségűek képezték a legnagyobb csoportot (34,9%), míg gazdasági aktivitás szerint a felmérésben a dolgozók és tanulók képviselték magukat legnagyobb arányban (57,8%). [2. táblázat] A CCHLS értékelése során az összesített pontszámok minimuma 5, maximuma 20,

míg a medián pontértéke 13, a szóródást vizsgáló interkvartilis távolság pedig 4 volt.

2. táblázat: A vizsgált minta megoszlása a szociodemográfiai változók alapján

		Kitöltők száma (n)	Százalék (%)
Nem	Férfi	547	47,5
	Nő	605	52,5
Korcsoport	18–34 éves	213	18,5
	35–64 éves	607	52,7
	65 éves vagy idősebb	332	28,8
Iskolai végzettség	8 osztály	167	14,5
	Szakmunkásképző	314	27,3
	Középiskola érettségivel	402	34,9
	Felsőfokú	269	23,3
Gazdasági aktivitás	Dolgozó, tanuló	666	57,8
	Nyugdíjas, eltartott	423	36,7
	Munkanélküli	63	5,5
Összesen:		1 152	100,0

Forrás: saját szerkesztés

Az „Egészségműveltséget MÉRŐ Calgaryi Charta Kérdőív” megbízhatóságának vizsgálata

A kérdőív megbízhatóságának elemzése során a teljes mintát, illetve annak almintáit is elemeztük. Almintákat képeztünk a szociodemográfiai változók alapján, mint a nem, az életkor, az iskolai végzettség és gazdasági aktivitás (dolgozó és tanuló, nyugdíjas és eltartott, valamint munkanélküli).

A teljes mintán a kérdőív belső konzisztenciáját mérő Cronbach-alfa értéke 0,64-nek adódott, mely a női (Cronbach-alfa = 0,65), a 18–34 éves korosztályú (Cronbach-alfa = 0,68), a szakmunkás végzettségűek (Cronbach-alfa = 0,65), nyugdíjasok, eltartottak (Cronbach-alfa = 0,65) és a munkanélküliek (Cronbach-alfa = 0,71) almintákban magasabbnak bizonyult. A legalacsonyabb Cronbach-alfa-értéket a felsőfokú végzettségűek körében mértük (0,56). [3. táblázat]

Mivel vizsgálatunk során nem volt lehetőség megismételt adatfelvételére, ezért *split-half* módszerrel alternatív megbízhatósági mutatót számoltunk, melyet Spearman–Brown-koefficienssel jellemeztünk. A mutató a teljes mintán közepes erősségű korrelációt jelzett (0,66). Az almintákon a koefficiensek 0,62-es (felsőfokú végzettségűek) és 0,75-es (munkanélküliek) értékek között variálódtak. [3. táblázat]

3. táblázat: Az „Egészségműveltséget MÉRŐ Calgaryi Charta Kérdőív” konzisztencia- és reprodukálhatósági mutatói a teljes mintán és az almintákon végzett elemzések alapján

	Cronbach-alfa	Spearman–Brown-koefficiensek	
Teljes minta	0,64	0,66	
Alminták	Férfiak	0,64	
	Nők	0,65	0,68
	18–34 évesek	0,68	0,71
	35–64 évesek	0,62	0,66
	65 éves vagy idősebbek	0,63	0,64
	8 osztályt végzettek	0,63	0,63
	Szakmunkás képzettségűek	0,65	0,66
	Középiskolai végzettségűek érettségivel	0,64	0,68
	Felsőfokú végzettségűek	0,56	0,62
	Dolgozók, tanulók	0,62	0,65
	Nyugdíjasok, eltartottak	0,65	0,67
	Munkanélküliek	0,71	0,75

Forrás: saját szerkesztés

Vizsgáltuk továbbá a Cronbach-alfa értékének módosulását abban az esetben, ha a kérdőív különálló tételeit törölnék a kérdőívből. Az eredményeket összegző 4. táblázat alapján látható, hogy a teljes kérdőív konzisztenciája romlana abban az esetben, ha bármelyik tetszőleges kérdést törölnék a kérdőívből.

A mérőeszköz megbízhatóságának értékelése során korrigált item-korrelációs vizsgálattal elemeztük az alsókálakon mérhető pontszámok és

a teljes mérőeszköz közötti kapcsolatot. A vizsgált tételek esetében 0,3-es értéknél magasabb koefficienseket kaptunk, az egyes tételek megfelelően korreláltak a mérőeszköz egészéhez. A legalacsonyabb korrelációs együtthatót (0,32) a „Milyen gyakran beszél másokkal az egészségi állapotáról?” kérdésre, a legerősebb korrelációs együtthatót (0,51) pedig a „Milyen gyakran vizsgálja meg, hogy az egészséggel kapcsolatos információk miként befolyásolják az Ön életét?” kérdésre kaptuk. [4. táblázat] Mivel az alminták elemzése során is a teljes mintában bemutatott trend rajzolódott ki, az eredmények így részleteiben nem kerülnek ismertetésre.

4. táblázat: Az „Egészségműveltséget MÉRŐ Calgaryi Charta Kérdőív” tételeinek kapcsolata a teljes mintán végzett elemzések alapján

	Cronbach- alfa (kérdés törlése esetében)	Korrigált item-totál korreláció
Milyen gyakran keres egészséggel kapcsolatos információkat?	0,58	0,41
Milyen gyakran érti meg az egészségi állapotával kapcsolatos információkat?	0,61	0,34
Milyen gyakran vizsgálja meg, hogy az egészséggel kapcsolatos információk miként befolyásolják az Ön életét?	0,51	0,51
Milyen gyakran beszél másokkal az egészségi állapotáról?	0,61	0,32
Milyen gyakran cselekszik az egészségi állapotával kapcsolatos információk alapján?	0,59	0,38
A teljes skálára vonatkozó Cronbach-alfa értéke:	0,64	-

Forrás: saját szerkesztés

Az „Egészségműveltséget MÉRŐ Calgaryi Charta Kérdőív” konstrukciós érvényessége

Mérőeszközünk faktorstruktúráját főkomponens-elemzés segítségével vizsgáltuk (Bartlett-teszt: $p < 0,001$, Kaiser–Meyer–Olkin-kritérium = 0,69).

A legalacsonyabb kommunalitási érték 0,32-nek bizonyult, ezért nem alkalmaztunk változó szelek-

ciót a faktorstruktúra kialakítása során. A faktormátrix öt tételből állt, a faktorsúlyok alapján a tételek egy faktor köré rendeződtek, a kérdőív kérdései egy látens dimenziót képviseltek. A kialakított egy faktor által magyarázott variancia 40,9% volt. [5. táblázat]

5. táblázat: Az „Egészségműveltséget MÉRŐ Calgaryi Charta Kérdőív” feltáró faktorelemzésének eredménye (tömörítési módszer: főkomponens-elemzés) a teljes mintán

	Faktor értéke	Kommu- nalitás	
Kérdőív tételei	Milyen gyakran keres egészséggel kapcsolatos információkat?	0,66	0,44
	Milyen gyakran érti meg az egészségi állapotával kapcsolatos információkat?	0,58	0,33
	Milyen gyakran vizsgálja meg, hogy az egészséggel kapcsolatos információk miként befolyásolják az Ön életét?	0,76	0,57
	Milyen gyakran beszél másokkal az egészségi állapotáról?	0,56	0,32
	Milyen gyakran cselekszik az egészségi állapotával kapcsolatos információk alapján?	0,62	0,39
	Saját érték	2,04	
Magyarázott variancia (%)	40,9		

Kaiser–Meyer–Olkin-kritérium: 0,69;
Bartlett-teszt: $p < 0,001$

Forrás: saját szerkesztés

MEGBESZÉLÉS

Kutatásunkban egy egyszerűen használható és kitölthető, a szubjektív egészségműveltséget mérő CCHLS magyar nyelvű validálását végeztük el, mely mérőeszköz szakirodalmi adatok alapján alkalmas az egészségműveltség mértékében bekövetkezett változás meghatározására.

A vizsgálatunk során kapott Cronbach-alfa értéke (0,64) elmarad mind az eredeti kérdőív megbízhatóságától (Cronbach-alfa = 0,80) (Pleasant és mtsai, 2018),

mind pedig a 2020 nyarán végzett előtesztelés során kapott értéktől (Cronbach-alfa = 0,89). Ezt magyarázhatjuk az adatfelvétel eltérő módjával, hiszen esetünkben a Covid-19-világjárvány miatti korlátozások nem tették lehetővé a személyes adatfelvételt. Mérőeszközünk egyes tételei megfelelően korreláltak bizonyultak, a Cronbach-alfa értéke egyik tétel törlésekor sem javult volna jelentősen.

Az előtesztelés során kapott kimagasló Cronbach-alfa-érték azt sugallja, hogy a kérdőív fordítása megfelelő. Érdemesnek tartjuk tehát a vizsgálat megismétlését személyes lekérdezéssel történő adatfelvétellel egybekötve, melyhez felhasználhatjuk jelen kutatás tapasztalatait is.

Vizsgálati eredményeink összehasonlíthatóságát tovább nehezíti az eredeti validálási tanulmánnyal, hogy felmérésünk országos reprezentatív mintán zajlott, nem pedig kényelmi mintán, krónikus betegek számára tervezett intervenciókban (Pleasant és mtsai, 2018, 2020). Szociodemográfiai szempontból sem lehetséges egyenlőségjelet tenni a két felmérés között, mivel Pleasant és mtsai (2018) esetében erős női túlsúly (85%) jellemezte a mintát, valamint a résztvevők átlagéletkora 53,9 év volt. Az iskolai végzettséget tekintve Pleasant és mtsai (2018) esetében a válaszadók mintegy fele-fele arányban rendelkeztek középiskolai, vagy annál alacsonyabb iskolai végzettséggel. Az általunk végzett vizsgálatban mintegy 42% volt az aránya azoknak, aki középiskolai érettséginel alacsonyabb és mintegy 58%, akiknek legalább középiskolai érettségi vagy annál magasabb volt az iskolai végzettségük. A két mintában közel azonos volt a gazdaságilag aktív és inaktív résztvevők aránya. Mivel Pleasant és mtsai (2018) felmérése krónikus betegek számára tervezett intervenció keretében zajlott, a válaszadók átlagosan több, mint három krónikus betegségben szenvedtek. Vizsgálatunkban nem gyűjtöttünk adatot a krónikus betegségek számát illetően. Felmérésünkben nem ismert, hogy a válaszadók mekkora hányada tartozott valamilyen hazánkban élő etnikum soraiba, ezzel szemben az amerikai mintának mintegy harmada volt a kisebbséghez tartozó vizsgálati személyek aránya. A vizsgálat módja sem egyezett meg a két kutatásban: Pleasant és mtsainak (2018) lehetőségük volt folyamatos adatfelvételre többszöri mérési lehetőséggel, míg saját kutatásunkban keresztmetszeti vizsgálatot végeztünk.

Eredményeink pontosabb megítéléséhez további tapasztalatok gyűjtését tartjuk fontosnak, és reméljük, hogy a jövőben más, nemzetközi eredményekkel is összevethetjük a kutatásunk során nyert adatokat.

Annak ellenére, hogy tudomásunk szerint jelen vizsgálat volt az első kísérlet a mérőeszköz más nyelven történő validálására, vizsgálatunknak vannak korlátai. A keresztmetszeti vizsgálati elrendezésből fakadóan adataink nem támogatják az ok-okozati összefüggések levonását. A vizsgálat további hiányossága, hogy a konvergencia validitása ellenőrzését nem tudtuk elvégezni, ugyanis a telefonos adatgyűjtés nem tette lehetővé, hogy a leggyakrabban *gold standardként* használt, magyarul korábban már validált NVS kérdőívet is beépítsük a tesztbateriába, illetve legjobb tudomásunk szerint az adatgyűjtés időpontjában nem állt rendelkezésre más, korábban már validált, a szakirodalmi adatok szerint az intervenciók hatásosságát detektálni képes, az egészségműveltséget szubjektíven mérő kérdőív. Ez a probléma az eredeti kérdőív (Pleasant és mtsai, 2018) vizsgálata során is gondot okozott, ezért a CCHLS validálása során a mérőeszközön elért eredményeket nem egy másik, az egészségműveltséget szubjektíven vagy objektíven mérő eszközön elért pontszámokhoz vagy kategóriákhoz viszonyították, hanem a résztvevők egészségi állapotában bekövetkezett változásokhoz (pre- és poszt-intervenció állapot). Mivel vizsgálatunkban intervenciót nem végeztünk, ezért a konvergencia validitása ellenőrzésére ilyen módon nem nyílt lehetőségünk.

KÖVETKEZTETÉSEK

A korábban ismertett kutatási eredmények (Bíró és mtsai, 2022; Koltai és Kun, 2016a, 2016b; Náfrádi és mtsai, 2019; Papp-Zipernovszky és mtsai, 2016) alapján megállapíthatjuk, hogy a magyar lakosság egészségműveltségi szintjének intervenciókkal történő változtatása szükséges. Ahhoz, hogy az intervenciók hatásosságát mérni tudjuk, elengedhetetlen egy, az egészségműveltség mértékében bekövetkező változásokat detektálni képes mérőeszköz használata. Vizsgálatunkban a CCHLS mérőeszköz magyar nyelvű változatának validálását végeztük el, mely ismereteink szerint az első kísérlet ezen eszköz idegen nyelven történő közzétételére. Reméljük, hogy jelen kutatásunk és egy jövőbeni, személyes

adatfelvétellel kiegészített intervenció kivitelezésének tapasztalatai és eredményei kiterjesztik a CCHLS mérőeszköz alkalmazási lehetőségeit, így a hazánkban elérhető egészségműveltséget vizsgáló eszközök sorát egy hiánypótló kérdőívvel bővíthetjük, mely segíthet az intervenciók hatékonyságának mérésében.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Szabó Pálma Tímeának és Kormos-Krakkó Ágnesnek a kérdőív fordításában nyújtott segítségéért.

HIVATKOZÁSOK

Berkman, N. D., Sheridan, S. L., Donahue, K. E., Halpern, D. J. és Crotty, K. (2011). Low health literacy and health outcomes: An updated systematic review. *Annals of Internal Medicine*, 155(2), 97–107. <https://doi.org/10.7326/0003-4819-155-2-201107190-00005>

Bíró, É., Szabó, P. és Kósa, K. (2022). A magyar felnőtt lakosság egészségműveltsége. *Egészségfejlesztés*, 63(3), 3–11. <https://doi.org/10.24365/EF.8496>

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

Child, D. (2006). *Essential factor analysis*. (3rd ed.), Continuum.

Coleman, C., Kurtz-Rossi, S., McKinney, J., Pleasant, A., Rootman, I. és Shohet, L. (2009). The Calgary Charter on health literacy: Rationale and core principles for the development of health literacy curricula. *The Center for Literacy of Quebec*. http://www.centreforliteracy.qc.ca/sites/default/files/CFL_Calgary_Charter_2011.pdf

Csizmadia, P. (2016). Az egészségműveltség definíciói. *Egészségfejlesztés*, 57(3), 41–44. <http://dx.doi.org/10.24365/ef.v57i3.68>

Eichler, K., Wieser, S. és Brügger, U. (2009). The costs of limited health literacy: A systematic review. *International Journal of Public Health*, 54(5), 313–324. <https://doi.org/10.1007/s00038-009-0058-2>

Elbashir, M., ElHajj, M. S., Rainkie, D., Kheir, N., Hamou, F., Abdulrhim, S., Mahfouz, A., Alyafei, S. és Awaisu, A. (2023). Evaluation of health literacy levels and associated factors among patients with acute coronary syndrome and heart failure in Qatar. *Patient Preference and Adherence*, 17, 89–105. <https://doi.org/10.2147/PPA.S385246>

Haun, J., Noland Dodd, V., Varnes, J., Graham-Pole, J., Rienzo, B. és Donaldson, P. (2009). Testing a health literacy screening tool: Implications for utilization of a BRIEF health literacy indicator. *Federal Practitioner*, 26(12), 24–31. <https://www.mdedge.com/fedprac/article/74355/testing-brief-health-literacy-screening-tool>

Haun, J., Luther, S., Dodd, V. és Donaldson, P. (2012) Measurement variation across health literacy assessments: Implications for assessment selection in research and practice, *Journal of Health Communication*, 17(sup3), 141–159, <https://doi.org/10.1080/10810730.2012.712615>

Haun, J. N., Valerio, M. A., McCormack, L. A., Sørensen, K. és Paasche-Orlow, M. K. (2014). Health literacy measurement: An inventory and descriptive summary of 51 instruments. *Journal of Health Communication*, 19(sup2), 302–333. <https://doi.org/10.1080/10810730.2014.936571>

gért, Koncz Béla Norbertnek a Calgary Charter on Health Literacy Scale előtesztelése során végzett munkájáért.

A bemutatott kutatást a GINOP-2.3.2-15-2016-00005 számú projekt támogatta. A projekt az Európai Unió támogatásával, az Európai Regionális Fejlesztési Alap társfinanszírozásával valósult meg.

A Bolyai János Kutatási Ösztöndíj támogatásával készült.

Hinkle, D. E., Wiersma, W. és Jurs, S. G. (2003). *Applied statistics for the behavioral sciences*. (5th ed.). Houghton Mifflin.

Koltai, J. és Kun, E. (2016). A magyarországi egészségértés nemzetközi összehasonlításban. *Egészségfejlesztés*, 57(3), 3–20. <https://doi.org/10.24365/EF.V57I3.62>

Koltai, J. és Kun, E. (2016). Az egészségértés gyakorlati mérése Magyarországon és nemzetközi összehasonlításban. *Orvosi Hetilap*, 157(50), 2002–2006. <https://doi.org/10.1556/650.2016.30563>

Liu, C., Wang, D., Liu, C., Jiang, J., Wang, X., Chen, H., Ju, X. és Zhang, X. (2020). What is the meaning of health literacy? A systematic review and qualitative synthesis. *Family Medicine and Community Health*, 8(2), 351. <https://doi.org/10.1136/FMCH-2020-000351>

Mátyás, G., Vincze, F. és Bíró, É. (2021). Egészségműveltséget mérő kérdőívek validálása hazai felnőttmín-tán. *Orvosi Hetilap*, 162(39), 1579–1588. <https://doi.org/10.1556/650.2021.32212>

Morris, N. S., MacLean, C. D., Chew, L. D. és Littenberg, B. (2006). The Single Item Literacy Screener: Evaluation of a brief instrument to identify limited reading ability. *BMC Family Practice*, 7, 21. <https://doi.org/10.1186/1471-2296-7-21>

Náfrádi, L., Papp-Zipernovszky, O., Schulz, P. J. és Csabai, M. (2019). Measuring functional health literacy in Hungary: Validation of S-TOFHLA and Chew screening questions. *Central European Journal of Public Health*, 27(4), 320–325. <https://doi.org/10.21101/cejph.a4885>

Nunnally, J. C. és Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. (3rd ed.). McGraw-Hill.

Papp-Zipernovszky, O., Náfrádi, L., Schulz, P. J. és Csabai, M. (2016). „Hogy minden beteg megértse!” – Az egészségműveltség (health literacy) mérése Magyarországon. *Orvosi Hetilap*, 157(23), 905–915. <https://doi.org/10.1556/650.2016.30498>

Pleasant, A., Maish, C., O’Leary, C. és Carmona, R. H. (2018). A theory-based self-report measure of health literacy: The Calgary Charter on Health Literacy scale. *Methodological Innovations*, 11(3). <https://doi.org/10.1177/2059799118814394>

Pleasant, A., Maish, C., O’Leary, C. és Carmona, R. H. (2019). Measuring health literacy in adults: An overview and discussion of current tools. *International Handbook of Health Literacy: Research, practice and policy across the life-span*. (p. 67.), Policy Press.

Pleasant, A., O’Leary, C. és Carmona, R. H. (2020). Using formative research to tailor a community intervention focused on the prevention of chronic disease. *Evaluation and Program Planning*, 78, 101716. <https://doi.org/10.1016/j.evalprogplan.2019.101716>

Simonds, S. K. (1974). Health education as social policy. *Health Education Monographs*, 2(1_suppl), 1–10. <https://doi.org/10.1177/10901981740020S102>

Sørensen, K., van den Broucke, S., Fullam, J., Doyle, G., Pelikan, J., Slonska, Z. és Brand, H. (2012). Health literacy and public health: A systematic review and integration of definitions and models. *BMC Public Health*, 12(1), 1–13. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-12-80>

Sørensen, K., Van den Broucke, S., Pelikan, J. M., Fullam, J., Doyle, G., Slonska, Z., Kondilis, B., Stoffels, V., Osborne, R. H., Brand, H., & HLS-EU Consortium (2013). Measuring health literacy in populations: illuminating the design and development process of the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-Q). *BMC Public Health*, 13, 948. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-948>

Tavousi, M., Mohammadi, S., Sadighi, J., Zarei, F., Kermani, R. M., Rostami, R. és Montazeri, A. (2022). Measuring health literacy: A systematic review and bibliometric analysis of instruments from 1993 to 2021. *PLoS ONE*, 17(7):e0271524. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0271524>

Terwee, C. B., Bot, S. D. M., de Boer, M. R., van der Windt, D. A. W. M., Knol, D. L., Dekker, J., Bouter, L. M. és de Vet, H. C. W. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60(1), 34–42. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2006.03.012>

Thorndike, R. L. (1971). Reliability. In Lindquist, E. F. (Ed.), *Educational measurement*. (2nd ed.), (pp. 560–620.), American Council on Education.

U. S. Department of Health and Human Services. (2023). *Health Literacy Tool Shed*. <https://healthliteracy.bu.edu/all>

Weiss, B. D., Mays, M. Z., Martz, W., Castro, K. M., DeWalt, D. A., Pignone, M. P., Mockbee, J. és Hale, F. A. (2005). Quick assessment of literacy in primary care: The Newest Vital Sign. *Annals of Family Medicine*, 3(6), 514–522. <https://doi.org/10.1370/afm.405>

Információk a szerzőről

Mátyás Gabriella

Debreceni Egyetem, Általános Orvostudományi Kar, Népegészség- és Járványtani Intézet, Debrecen

Debreceni Egyetem, Egészségtudományok Doktori Iskola, Debrecen
matyas.gabriella@med.unideb.hu

Vincze Ferenc

Debreceni Egyetem, Általános Orvostudományi Kar, Népegészség- és Járványtani Intézet, Debrecen

Bíró Éva

Debreceni Egyetem, Általános Orvostudományi Kar, Népegészség- és Járványtani Intézet, Debrecen

Copyright © 2023 Mátyás Gabriella, Vincze Ferenc, Bíró Éva. Kiadó: Nemzeti Népegészségügyi Központ. Ez egy nyílt hozzáférésű cikk a CC-BY-SA-4.0 licenstszerződés alapján.