

# A Holisztikus Természetgyógyászat Kérdőív magyar

ta, citation and similar papers at [core.ac.uk](http://core.ac.uk)

brought to you

provided by Repository of the A

KÖTELES FERENC\*

ELTE PPK, Egészségfejlesztési és Sporttudományi Intézet, Budapest

(Beérkezett: 2013. július 22.; elfogadva: 2013. december 23.)

*Elméleti háttér:* A Holisztikus Természetgyógyászat Kérdőív (Holistic Complementary and Alternative Medicine Questionnaire – HCAMQ) két, egymással korreláló skálából (Természetgyógyászat és Holisztikus Egészség-hiedelmek) áll, amelyek a természetgyógyászati módszerek tudományos megalapozottságával, illetve az egészség holisztikus megközelítésével kapcsolatos attitűdöt mérik. *Cél:* A vizsgálat célja a Holisztikus Természetgyógyászat Kérdőív magyar verziójának elkészítése és pszichometriai értékelése volt. *Módszer:* A faktorstruktúra vizsgálatára (felderítő faktorelemzés oblimin-forgatással és megerősítő faktorelemzés) egy korábbi vizsgálat 6404 fős mintáját használtam. A validitás vizsgálata több módon történt: (1) két egészséges kritériumcsoport (Szeptikus Társaság, N = 55, illetve természetgyógyászat-orientáltak, N = 50) skálapontszámainak összehasonlításával, (2) a konvencionális és a természetgyógyászati terápiák és készítmények igénybevételével való korrelációk vizsgálatával, valamint (3) a Modernkori Egészségfáltás Skála, illetve a szubjektív testi-lelki egészségi állapotot mérő kérdőívvel (észlelt egészségi állapot, Szubjektív Testi Tünet Skála – PHQ-15, rövidített WHO Jól-lét Kérdőív – WBI-5) mutatott együttjárások elemzésével. *Eredmények:* Felderítő faktorelemzéssel sikerült jól reprodukálni az eredeti faktorstruktúrát, a megerősítő faktorelemzés illeszkedési mutatói ugyanakkor csak a 2-es tétel törlését követően, két egymással korreláló skála definiálásával lettek elfogadhatók (NFI = 0,914; IFI = 0,918; CFI = 0,918; RMSEA = 0,079 [0,074–0,084]). A két kritériumcsoport pontszámai mindkét skála esetében szignifikáns különbséget mutattak nagy hatás-mérettel. Mindkét skála közepes méretű korrelációt (Kendall tau-b: 0,3–0,54;  $p < 0,001$ ) mutatott a természetgyógyászati szolgáltatások és készítmények használatával és nem korrelált a hasonló konvencionális mutatókkal. Mindkét skála korrelált a modernkori egészségfáltással (Kendall tau-b: 0,24–0,31;  $p < 0,01$ ) és nem állt kapcsolatban az észlelt egészség mutatóival. *Következtetések:* A két 5-tételes skála jó reliabilitási és validitási mutatókkal bír, a teljes kérdőív pontszám használata ugyanakkor nem ajánlott.

**Kulcsszavak:** természetgyógyászat, holisztikus szemlélet, modernkori egészségfáltás, reliabilitás, validitás

\* Levelezési cím: dr. Köteles Ferenc, ELTE PPK Egészségfejlesztési és Sporttudományi Intézet, 1117 Budapest, Bogdánfy Ödön u. 10. E-mail: [koteles.ferenc@ppk.elte.hu](mailto:koteles.ferenc@ppk.elte.hu)

## 1. Bevezetés

Az utóbbi évtizedekben a komplementer és alternatív medicina ernyője alá tartozó (a továbbiakban: természetgyógyászati) eljárások népszerűségének fokozódását lehetett tapasztalni a nyugati világban (Brown, 2013; Thompson, 2005; Walach & Jonas, 2004). Empirikus kutatások alapján jól tudjuk azt, hogy a tipikus természetgyógyászati kliens az átlagosnál iskolázottabb és jobb anyagi helyzetben levő nő, aki a szokásosnál többet tud az emberi szervezet működéséről és kifejezetten igényli a módszerek működéssel kapcsolatos részletes tájékoztatást is (Stevinson & Ernst, 2006; Varsányi, 2007a,b). Ráadásul az e módszereket választók többsége inkább a konvencionális terápiát valamilyen szempontból kiegészítő (*komplementer*), s nem azt helyettesítő (*alternatív*) eljárást keres (Astin, 1998; Varsányi, 2007a,b), vagyis meglehetősen pragmatikusan jár el (Varsányi & Köteles, 2012).

A jelenség motivációs hátterét, a preferencia mögött álló tényezőket rendszerint két nagy kategóriába sorolják: a konvencionális terápiától eltávolító tényezőkre (*push factors*), valamint a természetgyógyászat felé vezető faktorokra (*pull factors*) (Furnham, 1996; Stevenson & Ernst, 2006). Az előbbiek közé tartozik például a konvencionális kezelés sikertelensége, személytelensége vagy éppen a mellékhatásokkal kapcsolatos aggodalmak, míg a másodikat többek között az észlelt kontroll növekedése, a gyógyítóval való jó kapcsolat, a spirituális háttér, valamint a holisztikus betegségmegközelítés alkotja. Úgy tűnik, hogy éppen a legutóbbi tényezők a legfontosabbak: a spirituális-holisztikus gondolkodásmóddal és életfilozófiával jellemezhető emberek szívesen választanak világnézetükkel kongruens gyógymódot (Astin, 1998; Furnham & Bhagrath, 1993; Siahpush, 1999; Vincent & Furnham, 1999). A holisztikus egészségszemlélet elsősorban a pszichológiai (stressz, depresszió stb.), valamint életmódbeli (étkezés, testmozgás stb.) tényezők fontosságát hangsúlyozza a betegségek kialakulásában, fennmaradásában, illetve megelőzésében (Furnham & Bhagrath, 1993; Hyland, Lewith, & Westoby, 2003). Minderre egyértelműen utal a természetgyógyászat önmeghatározása is: „A természetgyógyászat az egyetemes orvoslás azon eljárásainak összessége, amelyek hangsúlyozottan betegségmegelőző és szelíd gyógyító jellegükkel, holisztikus szemléletükkel az ember testi és lelki önszabályozó képességének fejlődését, megőrzését, valamint helyreállítását segítik elő” (Tamasi, 2000, 56. o.).

A tágabb értelemben vett holisztikus-intuitív gondolkodási stílusra (aminek ellentétéként a racionális-elemző stílus említhető) emellett jellemző az is, hogy hajlamos a jelenségek közötti kapcsolatok („minden mindennel összefügg”) és általában az általános szabályszerűségek túlhangsúlyozására, valamint erősen épít az egyedi esetekre és a narratívákra (Epstein,

Pacini, Denes-Raj, & Heier, 1996; Pacini & Epstein, 1999; Saher & Lindeman, 2005). Számos olyan vizsgálati eredményt ismerünk, amely szerint a természetgyógyászati módszerek preferenciájához rendszerint a babonás és paranormális hiedelmek, valamint az egészséggel és a táplálkozással kapcsolatos mágikus elképzelések is kapcsolódnak (Jeswani & Furnham, 2010; Lindeman & Saher, 2007; Saher & Lindeman, 2005). Egy további jó illusztrációját jelenti a kapcsolatnak az, hogy a modernkori egészségfeltés magasabb szintje szintén a természetgyógyászat preferenciájával jár együtt (Furnham, 2007; Jeswani & Furnham, 2010; Köteles, Bárány, Varsányi, & Bárdos, 2012). A fogalom a modern technológiák potenciális egészségkárosító hatásával kapcsolatos aggodalmakat takarja (Kőhegyi, Freyler, & Köteles, 2012; Petrie és mtsai, 2001), s mint ilyen, önmagában is erősen holisztikus jellegű. A holisztikus jelleg abban érhető tetten, hogy elvi szinten nagyon különböző, s egyben különböző objektív rizikót jelentő tényezőket (elektromágneses sugárzás, ételadalékok, amalgámos fogtömések, antibiotikumok stb.) vesz egy kalap alá egyszerűen azon az alapon, hogy mindegyik a modern korhoz köthető (Köteles & Simor, megjelenés alatt).

A fentiek alapján egyértelmű az, hogy a természetgyógyászati módszerekkel, valamint a holisztikus egészségszemlélettel kapcsolatos attitűdök mérése gyakorlati és elméleti jelentőséggel is bír. A Holisztikus Természetgyógyászat Kérdőívet (Holistic Complementary and Alternative Medicine Questionnaire – HCAMQ) M. E. Hyland és munkatársai fejlesztették ki a 2000-es évek elején (Hyland és mtsai, 2003). Korábbi vizsgálatok és elméleti megfontolások alapján egy két, egymástól nem független skálából (valójában alskálából) álló kérdőívet kívántak létrehozni. A Természetgyógyászat (CAM) skála hat tételét egy korábbi kérdőív (Attitudes to Alternative Medicine Scale, AAMS; Finnigan, 1991) tételei közül válogatták ki azzal a megfontolással, hogy mindenhol szerepeljen a természetgyógyászat kifejezés (pontosabban annak angol megfelelője, a complementary and alternative medicine), s az e módszerekkel kapcsolatos fő fenntartásokat (tudományos bizonyítottság hiánya, veszélyek, alkalmazhatósági korlátok stb.) fogalmazzák meg. A Holisztikus Egészség-hiedelmek (Holistic Health Beliefs) skálájának tételei a szerzők korábbi, nem publikált vizsgálatából származnak. E tételek explicite nem utalnak természetgyógyászati módszerekre, elsősorban az életmódbeli és a pszichológiai tényezők szerepét hangsúlyozzák az egészség fenntartásában.

A kérdőívet 50-50 természetgyógyászati, illetve konvencionális kezelést igénybe vevő reumatológiai beteg mintáján vizsgálták. A ferde forogtatással végzett faktoranalízis alapján kétfaktoros struktúrát kaptak, a két faktor 0,26-os korrelációt mutatott. A faktortöltések alapján a Holisztikus Egészség-hiedelmek Skála egyik tételét törölték, így kapták meg a 11-tételes (6

+ 5 tétel), végleges kérdőívet. A kérdőív és a két skála négyhetes intervallumban jó teszt-reteszt-reliabilitást mutatott (teljes kérdőív:  $r = 0,86$ ; Természetgyógyászat Skála:  $r = 0,82$ ; Holisztikus Egészségihiedelmek Skála:  $r = 0,77$ ), és a belsőkonzisztencia-értékek is elfogadhatóak voltak (Cronbach- $\alpha$ : rendre 0,80; 0,83; 0,75). A teljes kérdőív, illetve a Természetgyógyászat Skála pontszámai alapján jól elkülöníthető volt egymástól a két betegcsoport, a Holisztikus Egészségihiedelmek Skála esetében azonban ez a feltétel nem teljesült. A szerzők konklúziója szerint az eredmények alapján két egymással korreláló, ám alapvetően független alskáláról van szó, amelyek külön-külön is jól értelmezhetőek. Emellett a teljes skálapontszám használatát is ajánlják. Jelzik ugyanakkor azt, hogy a kis minták miatt az eredmények nem feltétlenül általánosíthatóak.

A kérdőívvel kapcsolatos következő vizsgálatot Törökországban végezték, 448 egészséges résztvevő bevonásával (Erci, 2007). A principal axis factoring módszerével és oblimin-forgatással végzett faktoranalízis során sikerült reprodukálni a két-alskálás struktúrát. A két faktor közötti együttjárás ugyanakkor az eredetinél jóval erősebbnek bizonyult (0,47), emiatt inkább a teljes pontszám használata tűnt megfelelőnek. Ugyanezt erősítették meg a Cronbach- $\alpha$ -értékek is: míg a teljes kérdőív belső konzisztenciája elfogadható (0,72) volt, a két skálára ez már nem teljesült (Természetgyógyászat Skála: 0,62; Holisztikus Egészségihiedelmek Skála: 0,60).

Kersten és munkatársai kutatásának célja a kérdőív faktorstruktúrájával kapcsolatos ellentmondások feloldása volt (Kersten, White, & Tennant, 2011). 221, izületi fájdalomtól szenvedő beteg mintáján, többféle módszer (faktoranalízis, Mokken-skálázás, Rasch-analízis) eredményeit integrálva a Természetgyógyászat Skálából két (a 8-as és a 11-es), a Holisztikus Egészségihiedelmek Skálából pedig egy (a 7-es) tétel törlését javasolták. Az így kapott két, négytételű skála a szerzők szerint pszichometriai szempontból jó minőségű, a teljes kérdőív pontszám használata viszont nem javasolt.

Jelen kutatás célja a Holisztikus Egészségihiedelmek Kérdőív magyar változatának elkészítése és pszichometriai vizsgálata (faktorstruktúra, belső konzisztencia, konstruktumvaliditás) volt. A validálás során feltételeztem azt, hogy mindkét skála közepes erősségű, pozitív együttjárást mutat a természetgyógyászati készítmények és szolgáltatások használatával, valamint a modernkori egészségféléssel, illetve negatív kapcsolatot a konvencionális medicina használatának mutatóival. Emellett kíváncsi voltam arra is, hogy a kérdőív két skálája milyen kapcsolatot mutat az észlelt testi-lelki egészségi állapottal. Feltételeztem azt, hogy (összhangban az irodalmi adatokkal) a természetgyógyászat iránti pozitívabb attitűdök, valamint a holisztikus gondolkodásmód mögött *nem* egyszerűen a rosszabb észlelt egészségi állapot vagy a pszichológiai jóllét alacsonyabb szintje húzódik meg.

## 2. Módszer

### 2.1. Minta

A vizsgálatban három keresztmetszeti típusú kérdőíves vizsgálat adatait használtam fel. A kérdőív faktorstruktúrájának ellenőrzésére, illetve a leíró statisztikák kiszámítására használt nagy ( $N = 6404$ ) minta egy korábbi, máshol publikált kutatásból (Köteles & Ferentzi, 2012) származik, az akkor kitöltött kérdőívekből kizárólag a jelenleg vizsgált HCAMQ 11 tételét, valamint a szociodemográfiai jellemzőket (nem, életkor, valamint iskolai végzettség) vettem át. A mintát egyébként egy magyar nyelvű internetes hírportál olvasói alkották, a résztvevők 60,7%-a férfi volt, átlagéletkoruk  $36,0 \pm 12,21$  év.

A validálásra használt adatok két további mintából származnak. A második mintát a nem racionális-elemző típusú gondolkodást és a különböző alternatív gyógyászati módokat elutasító (<http://www.szkeptikustarsasag.hu/bemutatkozás>) Szkeptikus Társaság néhány tagja alkotta. A kérdőívet online formában lehetett kitölteni, amire végül 55 fő (58,2% férfi; átlagéletkor:  $40,1 \pm 11,28$  év) vállalkozott. A harmadik mintát a természetgyógyászat iránt elkötelezett személyek alkották ( $N = 50$ ; 22,0% férfi; átlagéletkor:  $41,4 \pm 12,32$  év), akiket természetgyógyászati témájú tanfolyamokon tobozotam. A kérdőívek kitöltése minden esetben önkéntesen és névtelenül történt, a kutatás az ELTE PPK Kari Kutatásetikai Bizottságának Engedélyével zajlott.

### 2.2. Mérőeszközök

A kérdőív első része a gyógyszeresedésre, valamint a konvencionális és az alternatív egészségügyi szolgáltatások igénybevételére vonatkozó, alábbi hat kérdésből állt.

1. „Az utóbbi 1 évben mennyi (hány tablettát vagy kapszulát) antibiotikumot használt?” A kérdést 5-fokú skálán kellett megválaszolni (1: semennyit; 2: 1-5; 3: 6-10; 4: 11-15; 5: 16 vagy több).
2. „Az utóbbi 1 évben mennyi (hány tablettát) recept nélkül kapható fájdalomcsillapítót használt?” Lehetséges válaszok: 1: semennyit; 2: 1-10; 3: 11-20; 4: 21-30; 5: 30-nál többet.
3. „Az utóbbi 1 évben hányféle receptköteles gyógyszert szedett?” Lehetséges válaszok: 1: egyet sem; 2: 1-2-félét; 3: 3-4-félét; 4: 5-6-félét; 5: 6-nál többet.
4. „Az utóbbi 1 évben hányféle panaszra használt természetgyógyászati (pl. homeopátiás, gyógynövényes, ayurvédikus stb.) készítményt?”

ményeket?” Lehetséges válaszok: 1: soha; 2: 1–2; 3: 3–4; 4: 5–6; 5: 6-nál több.

5. „Az utóbbi 1 évben hány alkalommal járt orvosnál (a fogorvost kivéve)?” Lehetséges válaszok: 1: egyszer sem; 2: 1–2 alkalommal; 3: 3–4 alkalommal; 4: többször.
6. „Az utóbbi 1 évben hány alkalommal járt természetgyógyásznál?” Lehetséges válaszok: 1: egyszer sem; 2: 1–2 alkalommal; 3: 3–4 alkalommal; 4: többször.

A kérdőív második részét öt pszichológiai mérőeszköz alkotta. Az észlelt egészségi állapot (Self-rated health status) mérésére az egészségpszichológiai gyakorlatban gyakran használt, validnak tekintett (Lundberg & Manderbacka, 1996), egyetlen, 5-fokú Likert skálán megválaszolendő kérdésből álló mérőeszközt használtam: „Összességében milyennek értékeli az egészségi állapotát?”. Lehetséges válaszok: 1: nagyon rossznak; 2: rossznak; 3: közepesnek; 4: jónak; 5: kiválónak).

A 11-tételes Holisztikus Természetgyógyászat Kérdőív (Holistic Complementary and Alternative Medicine Questionnaire – HCAMQ; Hyland és mtsai, 2003) két, egymástól elvi szinten sem független skálából áll. Egy 5-tételes skála („Holisztikus Egészség-hiedelmek”) a holisztikus egészséggel kapcsolatos hiedelmeket méri, egy 6-tételes skála („Természetgyógyászat”) pedig a természetgyógyászati eljárások tudományos bizonyítottságával kapcsolatos vélekedéseket (a kérdőív teljes szövegét lásd a Függelékben). A tételeket 6-fokozatú Likert-skálán kell értékelni. Az angol nyelvű változatban a skála a teljes egyetértéstől (1-es érték) a teljes egyet nem értésig (6-os érték) húzódik. Mivel ez ellentétben áll az általános gyakorlattal, valamint más skálákkal való együttes kitöltés esetén zavaró is lehet, a Likert-skálát megfordítottam, így a magasabb pontszámok mindkét skála esetében nagyobb fokú egyetértést mutatnak. A skála magyar fordítása két szakember konszenzusos fordítása alapján készült el, amit egy harmadik szakember fordított vissza angolra, és az egyik eredeti szerző (M. E. Hyland) ellenőrzött. A kérdőív angol és magyar változata egyaránt szabadon felhasználható. A skálák belső konzisztenciájával kapcsolatos adatokat az Eredmények rész tartalmazza.

A 25-tételes Modernkori Egészségféltes Kérdőív (Modern Health Worries Scale – MHWS; Petrie és mtsai, 2001) a modern technológiák (pl. élelmiszer-adalékok, elektromágneses sugárzás, vegyszerek stb.) potenciális egészségkárosító hatásaival kapcsolatos aggodalmakat méri 5-fokozatú Likert-skálán (Kőhegyi és mtsai, 2012). A kérdőív magyar változata korábbi kutatások alapján jó érvényességgel és megbízhatósággal bír (Freyler, Kőhegyi, Köteles, Kőkőnyei, & Bárdos, 2013; Köteles és mtsai, 2012; Köteles,

Szemerszky, Freyler, & Bárdos, 2011; Köteles & Simor, 2013), belső konzisztenciája jelen kutatásban is kifejezetten magas volt (Cronbach- $\alpha$  = 0,96).

A Szubjektív Testi Tünet Skála (Patient Health Questionnaire Somatic Symptom Severity Scale – PHQ-15; Kroenke, Spitzer, & Williams, 2002) a testi tünetek és közvetve a szomatizációs tendencia (Kroenke, 2006) mérésére szolgáló 15-tételes skála, ami lényegében a szomatizációval (is) kapcsolatba hozható gyakori testi tünetek (pl. derék- vagy hátfájás; fejfájás; fáradtság; alvászavarok) előfordulásának gyakoriságát számszerűsíti 1 és 3 között, az elmúlt 4 hét vonatkozásában. A mérőeszközt általánosan használják mind a nem-specifikus tünetek, mind a szomatizációs tendencia mérésére. A skála magyar változatát több esetben használták már (Köteles és mtsai, 2009; Köteles, Simor, & Bárdos, 2011; Stauder & Konkoly Thege, 2006; Szemerszky, Köteles, & Bárdos, 2009). A skála egyik tétele csak nőkre vonatkozik, így az egyes tételek pontszámának összegzése a nők esetében automatikusan magasabb átlagpontszámot eredményez. Ennek elkerülésére e skála esetében a teljes pontszámot nem a tételekre adott pontszámok összegzésével, hanem azok átlagolásával számítottuk ki. A kérdőív Cronbach- $\alpha$ -mutatója jelen vizsgálatban 0,75 volt.

Az öttételes WHO Jól-lét Kérdőív (WBI-5; Bech, Gudex, & Johansen, 1996) a személyek általános közérzetéről ad információt az elmúlt kétéves időszak alapján. A teszt 4-fokú Likert-skálán mér, fordított tételt nem tartalmaz. A magyar verzióját Susánszky és munkatársai validálták (Susánszky, Konkoly Thege, Stauder, & Kopp, 2006), belső konzisztenciája korábbi vizsgálatok alapján (Bérdi & Köteles, 2010; Köteles és mtsai, 2011a; Stauder & Konkoly Thege, 2006; Susánszky és mtsai, 2006) 0,69 és 0,85 között alakult, jelen vizsgálatban pedig 0,83 volt.

### 2.3. Statisztikai elemzések

Az adatelemzést az IBM SPSS programcsomag 20-as verziójával végeztem el. A kérdőívek megfelelő tételeit megfordítottam és kiszámoltam a skála-pontszámokat. Az analízis első lépésében a korábbi kutatásból származó nagy mintát random módon két, nagyjából egyenlő részre osztottam. A minta első felén (N = 3196) felderítő faktorelemzést végeztem (a korábbi vizsgálatokhoz hasonlóan principal axis factoring, majd a komponensek korrelációját megengedő oblimin-forgatás). A minta második felén (N = 3208) az IBM Amos 21-es verziója segítségével megerősítő faktorelemzéseket végeztem, többféle elméleti struktúrát feltételezve. A normalitás sérülése miatt a nemi különbségeket Mann-Whitney-tesztel; az életkorral és

az iskolai végzettséggel való együttjárást Kendall-féle tau-b koefficienssel vizsgáltam.

A skálák konstruktumvaliditását egyrészt a második (szkeptikus) és a harmadik (természetgyógyászat-orientált) minta pontszámainak összehasonlításával ellenőriztem, Student-féle *t*-próbákkal (a normalitás kritériuma ebben az esetben nem sérült). Emellett a két minta összevonásával vizsgáltam az egészségügyi szolgáltatások és kezelések igénybevételével, valamint a validálásra használt négy kérdőívvel való együttjárásokat is (a normalitás sérülése miatt Kendall-féle tau-b együtthatókkal).

### 3. Eredmények

#### 3.1. Felderítő fakorelemzés

Az adatok felderítő faktorelemzésre alkalmasnak bizonyultak (KMO-mutató = 0.840; Bartlett-teszt:  $p < 0.001$ ). Az analízis alapján csak az első két faktor sajátértéke bizonyult nagyobbak 1-nél (3,574, illetve 1,821), ez a két faktor együttesen a teljes variancia 49%-át magyarázta. A forgatást követően a két faktor korrelációja közepesnek (0,26) adódott. Az egyes tételek töltését (pattern mátrix) a forgatást követően az 1. táblázat mutatja be, amiben látható, hogy a két eredeti skála reprodukálása kifejezetten jól sikerült. Összességében a felderítő faktorelemzés eredményei alapján a két skála jól elkülönült egymástól, és nem tűnt indokoltnak egyetlen tétel kihagyása sem.

1. táblázat. A felderítő faktoranalízissel (principal axis factoring), majd oblimin-forgatással kapott mátrix.

Csak a  $|0,3|$ -nál nagyobb értékek kerültek feltüntetésre

Tétel (eredeti skála)	1. faktor	2. faktor
1. tétel (Holisztikus Egészség-hiedelmek)		0,451
2. tétel (Természetgyógyászat)	0,511	
3. tétel (Holisztikus Egészség-hiedelmek)		0,627
4. tétel (Természetgyógyászat)	0,806	
5. tétel (Holisztikus Egészség-hiedelmek)		0,522
6. tétel (Természetgyógyászat)	0,709	
7. tétel (Holisztikus Egészség-hiedelmek)		0,494
8. tétel (Természetgyógyászat)	0,601	
9. tétel (Természetgyógyászat)	0,591	
10. tétel (Holisztikus Egészség-hiedelmek)		0,537
11. tétel (Természetgyógyászat)	0,539	

### 3.2. Belső konzisztencia

Az első (6404 fős) mintán a teljes, 11-tételes skála belső konzisztenciája 0,79 volt, ám jó néhány tétel (2, 3, 5, 10) item-totál korrelációja 0,3 körül alakult. A Természetgyógyászat Skála Cronbach- $\alpha$ -mutatója 0,81 volt, az eredeti 6 tételből egyedül a 2-es tétel item-totál korrelációja bizonyult 0,4-nél kisebbnek (0,39), a többi 5 tétel esetében 0,51 és 0,7 között alakult. A 2-es tétel törlésével a Cronbach- $\alpha$ -mutató változatlan maradt, és minden item-totál korreláció 0,50 fölé került. A Holisztikus Egészség-hiedelmek Skála esetében az eredeti 5 tétel item-totál korrelációja 0,42 és 0,47 közé esett, a Cronbach- $\alpha$ -mutató pedig 0,68 volt.

A vizsgálatban szereplő két kisebb mintán együttesen kalkulálva a teljes skála Cronbach- $\alpha$ -mutatója 0,86, a Természetgyógyászat Skála belső konzisztenciája 0,85 (a 2. tétel törlését követően 0,86), a Holisztikus Egészség-hiedelmek Skála belső konzisztenciája pedig 0,69 volt. Mindezek alapján továbbra sem tűnt feltétlenül szükségesnek egyetlen tétel törlése sem.

### 3.3. Megerősítő faktorelemzés

Az első megerősítő faktorelemzés során a teljes kérdőív pontszámot másodrendű faktorként definiáltam, feltételezve azt, hogy a két skála közötti korrelációt a skálák és a teljes kérdőív közötti regressziós együtthatók magyarázzák majd. Az empirikus adatok kifejezetten rossz illeszkedést mutattak ezzel az elméleti struktúrával (NFI = 0,752; IFI = 0,756; CFI = 0,755; RMSEA = 0,125 [0,121–0,129]).

Ennek alapján a második lépésben töröltem a másodrendű faktort és megengedtem a két skála közötti korrelációt, ami közepes mértékűnek (0,47) bizonyult. Az illeszkedési mutatók alapján az elméleti modell még mindig nem volt teljes összhangban az empirikus adatokkal (NFI = 0,902; IFI = 0,906; CFI = 0,906; RMSEA = 0,078 [0,074–0,083]). A Természetgyógyászat Skála 6 tételének sztenderdizált regressziós súlyai a korábban is kilógó 2-es tétel (0,43) kivételével 0,55 fölött voltak (2. táblázat). A Holisztikus Egészség-hiedelmek Skála esetében a regressziós súlyok értéke 0,50 és 0,61 közé esett.

A harmadik lépésben a 2-es tétel törlésével megismételtem az előbbi elemzést. Ebben az esetben a két skála közötti korreláció 0,49 volt, az illeszkedés pedig elfogadható szintre javult (2. táblázat), bár még mindig nem éri el az ideális mértéket (NFI = 0,914; IFI = 0,918; CFI = 0,918; RMSEA = 0,079 [0,074–0,084]).

2. táblázat. Az eredeti és a rövidített kérdőív tételeinek sztenderdizált regressziós súlyai a megerősítő faktorelemzések eredményei alapján ( $p < 0,001$  minden esetben)

Tétel ← skála	Eredeti, 11-tételes kérdőív	10-tételes változat
1. tétel ← Holisztikus Egészségihiedelmek	0,587	0,590
3. tétel ← Holisztikus Egészségihiedelmek	0,565	0,567
5. tétel ← Holisztikus Egészségihiedelmek	0,500	0,498
7. tétel ← Holisztikus Egészségihiedelmek	0,610	0,607
10. tétel ← Holisztikus Egészségihiedelmek	0,531	0,531
2. tétel ← Természetgyógyászat	0,430	törölve
4. tétel ← Természetgyógyászat	0,784	0,772
6. tétel ← Természetgyógyászat	0,734	0,738
8. tétel ← Természetgyógyászat	0,691	0,687
9. tétel ← Természetgyógyászat	0,567	0,564
11. tétel ← Természetgyógyászat	0,664	0,674

Mindezek alapján egyrészt a teljes skálapontszám használata nem javasolható, másrészt a 2-es tétel törlése mégis szükségesnek látszik. Ennek megfelelően a további vizsgálatokat az 5-tételesre rövidített Természetgyógyászat Skálával és az eredeti, 5-tételes Holisztikus Egészségihiedelmek Skálával végeztem el, a teljes skálapontszámot viszont kihagytam az elemzésből.

### 3.4. Leíró statisztikák

A 6404 fős mintán végzett leíró statisztikai vizsgálat alapján a Természetgyógyászat Skála átlagpontszáma és szórása  $18,56 \pm 5,46$ , a Holisztikus Egészségihiedelmek Skála átlaga és szórása  $26,07 \pm 3,12$  volt. A Lilliefors korrekcióval végzett Kolmogorov–Smirnov-tesztek eredménye ( $p < 0,001$  mindkét esetben), valamint a Q-Q grafikonok vizsgálata alapján egyik skála sem kezelhető normális eloszlásúként. A két skála nem-paraméteres korrelációja 0,27 volt ( $p < 0,001$ ).

Ami a nemi különbségeket illeti, a nőkre mindkét skála vonatkozásában magasabb átlagos pontszám jellemző (3. táblázat), ám a különbségek gyakorlati szempontból nem túl jelentősek (hatásméret: Természetgyógyászat Skála:  $r = 0,15$ ; Holisztikus Egészségihiedelmek Skála:  $r = 0,17$ ). Az életkorral, illetve az iskolai végzettséggel való együttjárások minden esetben 0,1 alattiak voltak, vagyis lényegében elhanyagolhatók.

3. táblázat. A két skála átlagpontszámai nemekre lebontva, illetve a különbséget vizsgáló Mann-Whitney-próba eredményei

	Nők (átlag ± szórás) N = 2518	Férfiak (átlag ± szórás) N = 3886	Mann-Whitney U
Természetgyógyászat Skála	19,57 ± 5,19	17,90 ± 5,53	3899147,000; p < 0,001
Holisztikus Egészség-hiedelmek Skála	26,73 ± 2,77	25,64 ± 3,26	3747756,000; p < 0,001

### 3.5. Konstruktumvaliditás

A Természetgyógyászat Skála esetében a szkeptikusok és a természetgyógyászat-orientáltak pontszámai (14,09 ± 6,41 vs. 24,37 ± 2,86) között szignifikáns különbség mutatkozott – nagy hatásmérettel [t(100) = -10,338; p < 0,001; d = 2,071]. A Holisztikus Egészség-hiedelmek Skála esetében a különbség szintén szignifikáns volt, a hatásméret pedig már kisebb, de még mindig nagynak számít [23,69 ± 4,53 vs. 27,08 ± 2,26; t(100) = -4,742; p < 0,001; d = 0,948].

A kérdőív mindkét alszálaja szignifikáns, közepes erősségű együttjárást mutatott a természetgyógyászati készítmények használatával és a természetgyógyásznál tett látogatások számával. Nem mutatkozott ugyanakkor

4. táblázat. A kérdőív két skálája és a különféle egészségügyi szolgáltatások és kezelések igénybevétele közötti együttjárások (Kendall-féle tau-b együttthatók)

	Természetgyógyászat	Holisztikus Egészség-hiedelmek
1. Antibiotikumok használata	-0,06	-0,2
2. Fájdalomcsillapítók használata	-0,12	0,02
3. Receptköteles gyógyszerek használata	-0,08	-0,02
4. Természetgyógyászati készítmények használata	0,54***	0,41***
5. Orvosi vizitek száma	-0,03	0,12
6. Természetgyógyász-vizitek száma	0,45***	0,30***
Modernkori egészségfeltés	0,24**	0,31***
Észlelt egészségi állapot	<0,01	-0,10
Szubjektív testi tünetek	0,11	0,17*
Jóllét	-0,09	-0,06

\*p < 0,05; \*\*p < 0,01; \*\*\*p < 0,001

szignifikáns együttjárás egyetlen konvencionális kezelési forma és az orvosi vizitek száma tekintetében sem (4. táblázat). A kérdőíves validálásra használt mérőeszközök közül a Modernkori Egészségfeltés Kérdőív esetében adódtak szignifikáns, gyenge, illetve közepes mértékű együttjárások. Az észlelt egészségi állapottal, a mindennapi testi tünetekkel, valamint a pszichológiai jólléttel egyik skála sem mutatott jelentős együttjárást (a testi tünetek és a Holisztikus Egészség-hiedelmek Skála közötti korreláció egyrészt nagyon alacsony mértékű, másrészt a szignifikanciája egy Bonferroni-korrekciónál esetében eltűnne).

#### 4. Megbeszélés

A pszichometriai vizsgálatok eredménye alapján a Holisztikus Természetgyógyászat Kérdőív 10-tételes magyar verziójának két skálája külön-külön jó reliabilitási és validitási mutatókkal bír, ugyanakkor a teljes kérdőív-pontszám használata nem ajánlott. A két skála korrelációja közepes mértékű, ami megfelel az elméletben várt, és az eredeti angol verzió esetében leírt nagyságrendnek. Gyakorlati szempontból jelentős nemi, életkori és végzettségbeli különbségek egyik skála esetében sincsenek.

A Holisztikus Egészségszemlélet Skála pszichometriai mutatói (belső konzisztencia, item-totál korrelációk, regressziósúlyok) valamivel rosszabbak a Természetgyógyászat Skála esetében kapott értékeknél, ami mögött az előbbi konstruktum általánosabb, kevésbé jól definiált jellege húzódhat meg.

A két referenciacsoport összehasonlítása mindkét skála esetében jó konstruktumvaliditást jelez, s ugyanerre utalnak a természetgyógyászati készítmények, illetve szolgáltatások igénybevételével kapcsolatos különbségek is. A korrelációs együtthatók a Természetgyógyászat Skála esetében mindkét esetben nagyobbak voltak a Holisztikus Egészség-hiedelmek Skála esetében kapottaknál, ami szintén a két skála bizonyos szintű elkülönülésére utal. A modernkori egészségfeltéssel ugyanakkor az utóbbi skála pontszámai jártak együtt valamivel erősebben, ami a bevezetőben leírtak alapján szintén jól értelmezhető.

A konvencionális egészségügyi szolgáltatások és terápiák igénybevételenek mutatói (orvosi vizitek száma, illetve antibiotikumok, fájdalomcsillapítók és receptköteles gyógyszerek használata) egyik skálával sem jártak együtt, ami leginkább azzal magyarázható, hogy (szintén a bevezetőben leírtaknak megfelelően) a természetgyógyászati módszereket többnyire komplementer terápiaként veszik igénybe, s ezzel egy időben nem mondanak le a konvencionális kezeléstről sem (Astin, 1998; Varsányi, 2007a,b).

Egyik skála sem mutatott együttjárást a szubjektív testi-lelki egészségi állapot mutatóival (jóllét, mindennapi testi tünetek, észlelt egészségi állapot). Ez az eredmény – a vizsgálat keresztmetszeti jellege miatt – értelmezhető úgy, hogy a két skála által mért attitűdök mögött nem a rosszabb észlelt egészségi állapot húzódik meg (pl. nem ez tereli az embereket a természetgyógyászat irányába), de úgy is, hogy sem a holisztikus egészség szemlélet, sem a természetgyógyászathoz való pozitív hozzáállás önmagában nem javít az észlelt egészségi állapoton.

A vizsgálat talán leggyengébb pontját a két kritériumcsoport (szkeptikusok, illetve természetgyógyászat-orientáltak) kis mérete jelenti. Emellett érdemes volna a két skála validitását további kérdőívekkel ellenőrizni, ilyen lehetne például a holisztikus egészség hiedelmek esetében egy spiritualitást mérő kérdőív. Összességében ugyanakkor elmondható az, hogy a gyakorlati pszichometriai és validitási kritériumoknak eleget tevő, az eredeti angol változattal összhangban levő kérdőívről van szó, amit jó szívvel ajánlok a témakör kutatóinak figyelmébe.

## Függelék

### **A Holisztikus Természetgyógyászat Kérdőív magyar változata**

Az alábbiakban az egészségével és a természetgyógyászattal kapcsolatos állításokat talál. Kérjük, minden egyes esetben döntse el azt, hogy mennyire ért vagy nem ért egyet az adott állítással és karikázza be a véleményével leginkább megegyező a számot. Nincsenek jó vagy rossz válaszok. Kérjük, ne hagyjon ki egyetlen állítást sem!

- 1: határozottan nem értek egyet
- 2: nem értek egyet
- 3: inkább nem értek egyet
- 4: inkább egyetértek
- 5: egyetértek
- 6: határozottan egyetértek

1. A pozitív gondolkodás segíthet egy kisebb betegség legyőzésében.
2. A természetgyógyászati eljárásokat alaposabb tudományos vizsgálatnak kell alávetni ahhoz, hogy az orvosok számára is elfogadhatóvá váljanak.

3. Stresszes időszakokban fontos, hogy az ember odafigyeljen az életmódjára (pl. az egészséges étkezésre), mert a szervezetének már amúgy is elég nehézséggel kell megküzdenie.
4. A természetgyógyászat veszélyes lehet, mivel gátolhatja azt, hogy az emberek megfelelő kezelést kapjanak.
5. A depresszió súlyosbíthatja egy betegség tüneteit.
6. A természetgyógyászatot csak végső lehetőségként kellene használni olyankor, amikor a konvencionális orvoslás már semmit nem tud ajánlani.
7. Az egymást követő stresszes életesemények nagy valószínűséggel betegséget okoznak.
8. Mielőtt orvoshoz fordulnánk, érdemes kipróbálni a természetgyógyászatot.
9. A természetgyógyászatot csak enyhébb panaszok kezelésére kellene használni, súlyosabb betegségek esetében nem.
10. Ahhoz, hogy egészségesek maradjunk, fontos, hogy megtaláljuk az egyensúlyt a munka és a pihenés között.
11. A természetgyógyászat erősíti a szervezet saját védekezését, ezért állandó kúrának is tekinthető.

### Skálák (az aláhúzott tételek megfordítandóak):

Természetgyógyászat: 2, 4, 6, 8, 9, 11

Holisztikus Egészség-hiedelmek: 1, 3, 5, 7, 10

## Irodalom

- Astin, J.A. (1998). Why patients use alternative medicine. *JAMA: The Journal of the American Medical Association*, 279(19), 1548–1553.
- Bech, P., Gudex, C., & Johansen, K.S. (1996). The WHO (Ten) Well-Being Index: Validation in diabetes. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 65(4), 183–190.
- Bérdi, M., & Köteles, F. (2010). Az optimizmus mérése: az Életszemlélet Teszt átdolgozott változatának (LOT-R) pszichometriai jellemzői hazai mintán. *Magyar Pszichológiai Szemle*, 65(2), 273–294.
- Brown, W.A. (2013). *The placebo effect in clinical practice*. New York: Oxford University Press
- Epstein, S., Pacini, R., Denes-Raj, V., & Heier, H. (1996). Individual differences in intuitive-experiential and analytical-rational thinking styles. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(2), 390–405.
- Erci, B. (2007). Attitudes towards holistic complementary and alternative medicine: A sample of healthy people in Turkey. *Journal of Clinical Nursing*, 16(4), 761–768.
- Finnigan, M.D. (1991). Complementary medicine: Attitudes and expectations, a scale for evaluation. *Complementary Medical Research*, 5(2), 79–82.

- Freyler, A., Kóhegyi, Z., Köteles, F., Kökönyei, Gy., & Bárdos, Gy. (2013). Modern health worries, subjective somatic symptoms, somatosensory amplification, and health anxiety in adolescents. *Journal of Health Psychology, 18*, 773–781.
- Furnham, A. (1996). Why do people choose and use complementary therapies? In E. Ernst (Ed.), *Complementary medicine: An objective appraisal* (71–88). Oxford: Butterworth Heinemann
- Furnham, A. (2007). Are modern health worries, personality and attitudes to science associated with the use of complementary and alternative medicine? *British Journal of Health Psychology, 12*(Pt 2), 229–243.
- Furnham, A., & Bhagrath, R. (1993). A comparison of health beliefs and behaviours of clients of orthodox and complementary medicine. *The British Journal of Clinical Psychology, 32*(Pt 2), 237–246.
- Hyland, M.E., Lewith, G.T., & Westoby, C. (2003). Developing a measure of attitudes: The holistic complementary and alternative medicine questionnaire. *Complementary Therapies in Medicine, 11*(1), 33–38.
- Jeswani, M., & Furnham, A. (2010). Are modern health worries, environmental concerns, or paranormal beliefs associated with perceptions of the effectiveness of complementary and alternative medicine? *British Journal of Health Psychology, 15*(Pt 3), 599–609.
- Kersten, P., White, P.J., & Tennant, A. (2011). Construct validity of the Holistic Complementary and Alternative Medicines Questionnaire (H CAMQ)–An investigation using modern psychometric approaches. *Evidence-based Complementary and Alternative Medicine: eCAM, 2011*, 396327
- Kóhegyi, Z., Freyler, A., & Köteles, F. (2012). Modernkori egészségféltség. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika, 13*, 37–55.
- Köteles, F., Bárány, E., Varsányi, P., & Bárdos, Gy. (2012). Are modern health worries associated with somatosensory amplification, environmental attribution style, and commitment to complementary and alternative medicine? *Scandinavian Journal of Psychology, 53*(2), 144–149.
- Köteles, F., & Ferentzi, E. (2012). Ethical aspects of clinical placebo use what do laypeople think? *Evaluation & The Health Professions, 35*(4), 462–476.
- Köteles, F., Gémes, H., Papp, G., Túróczi, P., Pásztor, A., Freyler, A., et al. (2009). A Szomatosenzoros Amplifikáció Skála (SSAS) magyar változatának validálása. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika, 10*, 321–335.
- Köteles, F., & Simor, P. (in press). Somatic symptoms and holistic thinking as major dimensions behind modern health worries. *International Journal of Behavioral Medicine*, doi: 10.1007/s12529-013-9363-5
- Köteles, F., & Simor, P. (2013). Modern health worries, somatosensory amplification and subjective symptoms: A longitudinal study. *International Journal of Behavioral Medicine, 20*(1), 38–41.
- Köteles, F., Simor, P., & Bárdos, Gy. (2011a). A Rövidített Egészségszorongás Kérdőív (SHAI) magyar verziójának kérdőíves validálása és pszichometriai értékelése. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika, 12*, 191–213.
- Köteles, F., Szemerszky, R., Freyler, A., & Bárdos, Gy. (2011b). Somatosensory amplification as a possible source of subjective symptoms behind modern health worries. *Scandinavian Journal of Psychology, 52*(2), 174–178.
- Kroenke, K. (2006). Physical symptom disorder: A simpler diagnostic category for somatization-spectrum conditions. *Journal of Psychosomatic Research, 60*(4), 335–339.

- Kroenke, K., Spitzer, R.L., & Williams, J.B.W. (2002). The PHQ-15: Validity of a new measure for evaluating the severity of somatic symptoms. *Psychosomatic Medicine*, 64(2), 258–266.
- Lindeman, M., & Saher, M. (2007). Vitalism, purpose and superstition. *British Journal of Psychology*, 98(Pt 1), 33–44.
- Lundberg, O., & Manderbacka, K. (1996). Assessing reliability of a measure of self-rated health. *Scandinavian Journal of Public Health*, 24(3), 218–224.
- Pacini, R., & Epstein, S. (1999). The relation of rational and experiential information processing styles to personality, basic beliefs, and the ratio-bias phenomenon. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(6), 972–987.
- Petrie, K.J., Sivertsen, B., Hysing, M., Broadbent, E., Moss-Morris, R., Eriksen, H. R., et al. (2001). Thoroughly modern worries: The relationship of worries about modernity to reported symptoms, health and medical care utilization. *Journal of Psychosomatic Research*, 51(1), 395–401.
- Saher, M., & Lindeman, M. (2005). Alternative medicine: A psychological perspective. *Personality and Individual Differences*, 39(6), 1169–1178.
- Siahpush, M. (1999). Why do people favour alternative medicine? *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 23(3), 266–271.
- Stauder, A., & Konkoly Thege, B. (2006). Az észlelt stressz kérdőív (PSS) magyar verziójának jellemzői. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 7, 203–216.
- Stevinson, C., & Ernst, E. (2006). Why patients use complementary and alternative medicine. In E. Ernst, M.H. Pittler, & B. Wider (Eds.), *The desktop guide to complementary and alternative medicine. An evidence-based approach* (2. ed., 501–510). Mosby: Elsevier
- Susánszky, É., Konkoly Thege, B., Stauder, A., & Kopp, M. (2006). A WHO Jól-lét kérdőív rövidített (WBI-5) magyar változatának validálása a Hungarostudy 2002 országos lakossági egészségfelmérés alapján. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 7, 247–255.
- Szemerszky, R., Köteles, F., & Bárdos, Gy. (2009). A környezeti elektromágneses terhelés hatásának tulajdonított nem specifikus tünetek és a tünetképzés pszichológiai háttér-  
tényezői. *Magyar Pszichológiai Szemle*, 64, 553–571.
- Tamasi, J. (szerk., 2000). *Természetgyógyászati alapismeretek*. Budapest: Magyar Természetgyógyászok Uniója
- Thompson, W.G. (2005). *Placebo effect and health: Combining science with compassionate care*. Amherst: Prometheus Books
- Varsányi, P. (2007a). A természetgyógyászat iránti nyitottság I. *Komplementer Medicina*, 11(2), 35–39.
- Varsányi, P. (2007b). A természetgyógyászat iránti nyitottság II. *Komplementer Medicina*, 11(3), 22–26.
- Varsányi, P., & Köteles, F. (2012). Komplementer és alternatív módszerek – előnyök és hátrányok. In Zs. Demetrovics, R. Urbán, A. Rigó, & A. Oláh (szerk.), *Az egészségpszichológia elmélete és alkalmazása II. Klinikai egészségpszichológia* (285–312). Budapest: ELTE Eöt-vös Kiadó
- Vincent, C., & Furnham, A. (1999). Complementary medicine: State of the evidence. *Journal of the Royal Society of Medicine*, 92(4), 170–177.
- Walach, H., & Jonas, W.B. (2004). Placebo research: The evidence base for harnessing self-healing capacities. *Journal of Alternative and Complementary Medicine*, 10(Suppl 1), S103–112.

## Köszönetnyilvánítás

A tanulmány a K 109549 számú OTKA-pályázat támogatásával készült. Köszönet illeti Czeto Mártont, Varsányi Pétert és Komsa Ildikót az adatgyűjtésben nyújtott segítségért, valamint Ferentzi Esztert (a kérdőív angol verziójának fordítása) és Uitz Renátát (vissza-fordítás).

## Psychometric evaluation of the Hungarian version of the Holistic Complementary and Alternative Medicine Questionnaire (HCAHQ-H)

KÖTELES, FERENC

*Background:* The Holistic Complementary and Alternative Medicine Questionnaire (HCAHQ) consists of two correlating scales that measure the beliefs about the scientific validity of complementary and alternative methods and beliefs about holistic approach of health and disease, respectively. *Aim:* Development and psychometric evaluation of the Hungarian version of the Holistic Complementary and Alternative Questionnaire (HCAHQ). *Method:* Investigating the factor structure of the questionnaire (exploratory factor analysis with oblimin rotation and confirmatory factor analysis) was based on a large dataset (N = 6404) from a previous study. The validity of the scales was checked by (1) comparing scale scores of two healthy criterion groups (members of Hungarian Sceptical Society, N = 55 vs. individuals with positive orientation towards complementary and alternative medicine, N = 50), (2) analysing correlations with measures of utilization of conventional and complementary health care services and preparations, and (3) analysing correlations with modern health worries and with questionnaires assessing perceived psychological and physical health (self-rated health status, PHQ-15, WBI-5). *Results:* Factor structure of the original scale was well reproduced by exploratory factor analysis; however, confirmatory factor analysis indicated acceptable fit (NFI = 0.914; IFI = 0.918; CFI = 0.918; RMSEA = 0.079 [0,074–0,084]) only after removing Item 2 and allowing correlation between the two scales. Significant differences with large effect size between the scores of the two criterion groups were found for both scales. Further, both scales showed medium level correlations (Kendall's tau-b: 0.30–0.54;  $p < 0.001$ ) with measures of utilization of complementary health care services and preparations, and no significant correlations with utilization of conventional services and medicines. Similarly, both scales were related to modern health worries (Kendall's tau-b: 0.24–0.31;  $p < 0.01$ ) and unrelated to measures of psychological and physical health. *Conclusions:* The two 5-item scales showed good reliability and validity; however, use of the questionnaire total score is not recommended.

**Keywords:** complementary and alternative medicine, holism, modern health worries, reliability, validity