

AZ ÖNBEVALLÁSON ALAPULÓ TESTTÖMEGINDEX HASZNÁLATÁ- NAK TAPASZTALATAI: OTÁP ADATOK ELEMZÉSE

Bálint Lajos – Boros Julianna – Bakacs Márta

ÖSSZEFOGLALÓ

Költséghatékonyasága, az adatgyűjtés egyszerűsége miatt az önbevalláson alapuló testtömeg- és testmagasságadatokat gyakran használják a népesség testtömegindexének, mint az elhízás legfontosabb indikátorának meghatározására. A tanulmány az önbevalláson alapuló testtömegindex-adatok validitását vizsgálja a felnőtt magyar népességre vonatkozó 2014-es Országos Táplálkozás és Tápláltsági Állapot Vizsgálat (OTÁP) alapján. Dacára annak, hogy a mért és az önbevallott testtömegindex egymással rendkívül erősen korrelált, az előjeles rangpróba a két mérési módszer szignifikáns különbségét jelezte. Az önbevallásos adatok torzításának különböző összetevőit sikerült megállapítanunk. Az alacsony testtömegűek hajlamosak voltak felülbecsülni testtömegindex értéküket, az elhízottak alulbecsülték azt. A mért és a bevallott értékek különbségére vonatkozóan a hagyományos szociodemográfiai változók közül csak a családi állapot és a nem szerepe volt kimutatható, a férfiakra vonatkozó modellek esetében a családi állapot sem bizonyult szignifikánsnak. A mért és az önbevallásból származó testtömegindex csoportoknak a diabétesz megbetegedésre gyakorolt hatásai nem tértek el egymástól szignifikánsan.

Tárgyszavak: testtömegindex, survey adat megbízhatósága, gyakoriságitábla-elemzés, Wilcoxon előjeles rangpróba, lineáris regresszió, logisztikus regresszió, Bland-Altman-diagram, Cohen-féle kappa

Bálint Lajos, KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, PTE BTK Szociológia Tanszék

E-mail: balint@demografia.hu

Boros Julianna, KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, PTE BTK Szociológia és Demográfia Doktori Iskola

E-mail: boros@demografia.hu

Bakacs Márta, Országos Gyógyszerészeti és Élelmezés-egészségügyi Intézet

E-mail: bakacs.marta@ogyei.gov.hu

BEVEZETÉS

A túlsúlyosak és elhízottak aránya világszerte magas, és tendenciájában egyre kedvezőtlenebb képet mutat. Az Egészségügyi Világszervezet (World Health Organization, WHO) becslése szerint 1975 és 2016 között az elhízás prevalenciája csaknem megháromszorozódott. 2016-ban összességében több mint 1,9 milliárd felnőtt volt túlsúlyos, közülük több mint 650 millió elhízott. Ha százalékos arányokat nézünk, 2016-ban a férfiak 11, a nők 15%-a volt elhízott, összességében pedig a férfiak 39, a nők 40%-a túlsúlyos vagy elhízott (WHO Global Health Observatory data repository). A kívánatosnál magasabb testsúly a gyerekeket és a serdülőket is egyre nagyobb mértékben érinti: körükben az elmúlt négy évtizedben több mint tízszeresére nőtt az elhízottak száma. Míg 1975-ben 11 millióan tartoztak az elhízottak közé, 2016-ban már 124 millióan, az 5–19 év közötti gyermekek közül 18% volt elhízott (NCD Risk Factor Collaboration [NCD-RisC], 2017).

A WHO adatai alapján Magyarország élen járt az elhízásban. A legfrissebb, 2016-os adatok szerint a 18 éves és idősebb magyar lakosság 28,6%-a tartozott az elhízottak közé, ezen belül a férfiak (29,9%) Málta után a második, míg a magyar nők (27,5%) a nyolcadik helyen szerepeltek az EU-tagállamok között.¹ A magyar háziiorvosi körzetekben 2012 és 2015 között végzett reprezentatív mérések vizsgálata eredménye szerint a felnőtt férfiak 40%-a volt túlsúlyos, 32%-a elhízott, míg a nőknél mindkét kategóriába közel 32%-uk tartozott (Rurik et al., 2016). Az elhízás már a gyermekek körében is jelentős problémát jelent: a WHO 2016-os felméréseinek (*Childhood Obesity Surveillance Initiative*, COSI) adatai szerint a 7 éves magyar gyermekek 20,9–28,5%-a túlsúlyos vagy elhí-

¹ <http://apps.who.int/gho/data/view.main.BMI30Cv?lang=en>.

zott, attól függően, hogy melyik elhízásdefiniációt veszik figyelembe (Kovács és Erdei, 2019).

A globális elhízás-epidémia több okra vezethető vissza, amiben a kínálati oldalról szerepe van a technológiai fejlődésnek, az élelmiszeripar átalakulásának, a korábbinál nagyobb mennyiségű, olcsó feldolgozott élelmiszer megjelenésének (Swinburn et al., 2011), a keresleti oldalról pedig a jövedelmek emelkedésének (Zobel et al., 2016; Vandevijvere et al., 2015). A többlet energiabevitel mellett a megfelelő mértékű fizikai aktivitás hiánya, az alváshiány, az egyes gyógyszerek mellékhatásaként jelentkező elhízás, az endokrinrendszert károsító anyagok fogyasztása, a dohányzás visszaszorulása, a korösszetétel változása, a gyermekvállalási kor emelkedése ugyancsak növelhette az elhízás gyakoriságát (Wright and Aronne, 2012).

AZ ELHÍZÁS KÖVETKEZMÉNYEI

Kutatások egyértelműen azt mutatják, hogy az elhízás számos betegség, köztük a szívkoszorúér-betegségek, az ischaemiás stroke és a cukorbetegség közvetlen kockázati faktora (Global BMI Mortality Collaboration, 2016). A 2-es típusú cukorbetegségben szenvedők 90–95%-a elhízott (WHO, 2002). A normálnál magasabb testtömeg ugyancsak növeli egyes rákos megbetegedések (emlő-, vastagbél-, vese-, epehólyag-, prosztatata-, endometrium-, ovárium- és méhnyakrák) kialakulásának esélyét (World Cancer Research Fund, 2018; López-Suárez, 2019).

Az elhízást a dohányzáshoz hasonlóan az elkerülhető halálozások egyik fontos tényezőjeként tartják számon (Mehta and Chang, 2009). A legtöbb epidemiológiai elemzés a testtömegindex (*Body Mass Index*, BMI) és a mortalitás közötti U vagy J alakú kapcsolatról, a nagyon alacsony és a nagyon magas testtömegindexű egyének fokozott kockázatáról számol be (Manson et al., 2007; Fontaine et al., 2003). Az optimális testtömeg alatt a mortalitás és a BMI közötti inverz kapcsolat döntően a dohányzással kapcsolatos légzőszervi megbetegedéseknek (ideértve a daganatokat is) köszönhető (Whitlock et al., 2009).

Az elhízás káros hatásainak nagyságrendjével kapcsolatban a kutatók az elhízottak relatív halálozási arányát, az elhízásból eredő éves halálozások becslött számát, az élettartamvesztés nagyságát és a mortalitási ráta ütemének lassításában játszott szerepét emelik ki. Fontaine és szerzőtársai (2003) felnőtt amerikaiakra vonatkozó vizsgálata szerint a 45 feletti testtömegindexű 20 éves fehér férfiak elhízásnak tulajdonítható életévvesztése 13 év volt, a súlyos el-

hízás a születéskor várható átlagos élettartamukat 17%-kal, a még hátralévő élettartamukat 22%-kal redukálta. Preston és Stokes (2011) közelmúlta vonatkozó számításai szerint az Egyesült Államokban az 50 éves életkorban várható élettartam pusztán az elhízás miatt 1,54 évvel csökkent a nőknél, 1,85 évvel a férfiaknál. Mehta és Chang (2009) becslése szerint a másod- és harmadfokú elhízás a normál testtömegűekhez képest a férfiaknál 62%-kal, a nőknél 40%-kal növelte a középkorúak mortalitását, míg a túlsúlyosokét (BMI = 25,0-29,9) és az elsőfokú elhízottakét (30,0-34,9) nem befolyásolta. Preston és szerzőtársai (2018) becslése szerint az elhízás a halandósági ráta éves csökkenésének ütemét 0,6-0,5 százalékponttal mérsékelte az Egyesült Államokban 1988 és 2011 között.

Elsősorban észak-amerikai adatokon alapuló tanulmányok felhívják a figyelmet arra, hogy az obezitás elterjedése veszélyezteti a halálozás hosszú távú szekuláris trendjének kedvező alakulását (Mehta and Chang, 2009), a szívbetegségek, daganatok és más krónikus problémák terén elért sikerek eredményeit (Fontaine et al., 2003), negatív hatást gyakorol a várható élettartamra (Olshansky et al., 2005; Preston and Stokes, 2011).

Az egyéni egészségproblémákon túl társadalmi szinten is nagy jelentősége van az elhízás-epidemiának, becslések szerint a fejlett országok egészségügyi kiadásainak 2-7%-a írható az elhízás számlájára (WHO, 2000).

Mindezeken túl az elhízás hátrányosan érinti az egyén azon képességét, hogy teljes és aktív életet éljen, számottevően rontja az életminőséget, amelynek vitathatatlanul erős markere, az elhízással az életminőség-deficit azonnal tapasztalható (Fontaine and Barofsky, 2001). Az elhízás a testi problémák mellett a pszichés eredetű megbetegedésekhez is hozzájárulhat, előidézheti a táplálkozási rendellenességek vagy az alacsony önbecsülés kialakulását (WHO, 2002). A túlsúlyossággal járó stigma vagy diszkrimináció miatt depresszió, szorongás, bulimia, testkép-elégedetlenség és alacsony önértékelés alakulhat ki (Williams et al., 2015). Az elhízás a férfi nemi szereppel kapcsolatos stressz létrejöttében is szerepet játszhat (Susánszky and Döbrössy, 2019).

AZ ELHÍZÁS MÉRÉSE: A TESTTÖMEGINDEX ÉS KRITIKÁI

Az elhízottság mérésére populációs szinten általában a testtömegindexet használják. A BMI a kilogrammban megállapított testtömeg és a méterben mért testmagasság négyzetének hányadosa. A WHO által publikált besorolás alapján beszélhetünk soványságról (BMI < 18,5 kg/m²), normál testsúlyról (18,5-24,9 kg/m²), túlsúlyról (25,0-29,9 kg/m²), enyhe, első fokú (30,0-34,9 kg/m²),

középsúlyos, másodfokú (35,0–39,9 kg/m²) és súlyos mértékű elhízásról (BMI ≥ 40,0 kg/m²).

A BMI a lehető legegyszerűbb módja annak, hogy átfogó képet kapjunk egy adott népesség tápláltsági állapotáról; a mutató kiszámítása egyszerű, az adatok könnyen és gyorsan (költséghatékony módon) összegyűjthetők. A standard mérési módszerekkel, kalibrált műszerekkel végzett mérések megbízható eredményekhez vezetnek, de ez az eljárás nagyságrendekkel nagyobb költségigényű, mint a kérdőíves kérdezés, ezért sokkal ritkábban és kisebb minták esetében szokták alkalmazni. Az önbevallásos adatok erősen korrelálnak a mért értékekkel (Łopuszanska et al., 2015; Spencer et al., 2002; Keith et al., 2011). Mivel a legtöbb országban a reprezentatív adatfelvételek a BMI-t használják a tápláltsági állapot mérésére, ezért az egyes kutatások eredményei időben és térben is könnyen összehasonlíthatók.

A testtömegindex alkalmazásával szemben számos kritika fogalmazódott meg. A mutató nem ad tájékoztatást a testzsír és az izmok arányáról, nem jelzi az elhízás lokalizációját, és figyelmen kívül hagyja a nemi és életkori sajátosságokat is (Nuttall, 2015; Williams et al., 2015). Mások a BMI küszöbértékeinek önkényes meghatározását kérdőjelezték meg (Buckingham, 2008). A BMI és a mortalitás közötti kapcsolatot vizsgáló tanulmányok közül némelyik arra a következtetésre jutott, hogy a BMI ideális tartománya az életkor függvényében változik, és eltérhet etnikai csoportok szerint is (Fontaine et al., 2003).

A kritikák ellenére a testtömegindex továbbra is standard mutatója az elhízásnak, a magas BMI bizonyíthatóan kockázati faktora különböző megbetegedéseknek és halálokoknak (Whitlock et al., 2009). Az alternatív antropometria mutatók közül a haskörfogat erősen korrelál a testtömegindexszel, kiegészítheti annak információtartalmát (Whitlock et al., 2009).

AZ ÖNBEVALLÁSON ALAPULÓ TESTTÖMEGINDEX ÉRTÉKÉT TORZÍTÓ TÉNYEZŐK

Az elhízás társadalmi elterjedtségének a mérése reprezentatív felvételek kérdőíves interjúi segítségével történik, ahol a válaszadó által adott értékek rögzítésére, majd elemzésére kerül sor. Az elmúlt évtizedekben jelentős vita bontakozott ki az önbevallásból származó adatok validitásával kapcsolatban. Több tanulmány azt találta, hogy az önbevallásból származó adatok érvényes helyettesítőváltozói a klinikai mérési értékeknek (Jeffery, 1996; Spencer et al., 2002), míg mások (pl. Connor Gorber et al., 2007; Larsen et al., 2008; Nicolau et al., 2017) különböző mértékű torzításokra és azok lehetséges okaira hívták fel a figyelmet.

A válaszadási hibák egy része az emlékezés pontosságával kapcsolatos. Az önbevallott és a klinikai mérés különbsége abból adódhat, hogy a kérdezettek túl régen mérték magukat, és azóta már változott a valós érték. Az ilyen típusú hiba összefügghet az életkorral. A hiba másik csoportja a társadalmi kívánatosság okozta torzítással kapcsolatos. A válaszadók, annak érdekében, hogy elkerüljék a negatív megítélést, hajlamosak társadalmilag elfogadottabb, az ideálisnak vélthez közelebbi testsúly/testmagasság értéket adni a kérdezőbiztosnak (Callegaro, 2008; Yoong et al., 2013). Ebben az esetben a testsúly szándékos torzításáról van szó, annak érdekében, hogy a testsúly összhangban legyen a karcsú testkép elvárásával (John et al., 2006).

A kérdezőbiztos szerepe mellett a lekérdezés módja is jelentősen befolyásolja a válaszokat. Eltérő eredmények születnek akkor, amikor az adatokhoz személyes kérdezéssel, szemtől szembeni interjúk során jutnak hozzá, vagy amikor telefonos, esetleg online kérdezéssel. Megfigyelések szerint az online adatok megbízhatóbbak, hiszen a kérdezési szituációban nincs társadalmi nyomás, a kérdezettek nem akarnak megfelelni a kérdezők (vélt) elvárásainak (Nicolau et al., 2017). A telefonos kérdezés esetében, bár személyesen szintén nincs jelen a kérdező, mégis úgy tűnik, hogy nagyobb az eltérés a mért adatokhoz képest (Taylor et al., 2006).

Az önbevalláson alapuló torzítás jelentősége kettős: a besorolás pontatlansága megkérdőjelezi a kutatás eredeti szándékát, hogy megfelelő módon számoljon be az elhízás prevalenciájáról, a torzított testtömegindex pedig alulbecsüli a testtömegnek az egészségkockázatra gyakorolt hatását, az elhízott egyéneknek a pontos azonosítása ezért elengedhetetlen az elhízás kockázatát növelő életmódtényezők értelmezéséhez (Flegal et al., 2013).

A mért és az önbevallott testsúly különbségével terjedelmes, napjainkban is bővülő irodalom foglalkozik. A kitartó érdeklődést elsősorban az motiválja, hogy mennyire tekinthetők pontosnak az önbevalláson alapuló kutatási eredmények, mely tényezők okozzák a torzítást, és milyen korrekciók szükségesek a diszkrepanciák kezelésére (Stommel and Schoenborn, 2009).

Az általános tapasztalatok az önbevallásos adatok pontosságát megkérdőjelezzik, a mért és bevallott értékek közti különbségben egyaránt szerepet játszhatnak szociodemográfiai és szocioökonómiai tényezők, valamint etnikai és kulturális különbségek (Gillum and Sempos, 2005), de befolyásolhatja a tápláltsági állapot is (Anai et al., 2015; Nicolau et al., 2017). A torzítás a testtömegindex-komponensek szerint is változatos képet mutat, az eredmények messze nem konzisztensek.

Általában egyetértés mutatkozik abban, hogy a mért és az önbevallott adatok a tényleges BMI-csoportok szerint eltérnek, a különbség a szélső kategóriákban a leginkább jelentős. Az alultápláltak hajlamosak a státuszukat felülértékelni, míg a túlsúlyosak gyakran alulbecslik azt, a normál tartományba tartozóknál általában nagyobb a vélelmezett és a mért értékek együtt járása (Domingues et al., 2011; Akhtar-Danesh et al., 2008).

A magasságra vonatkozó eredmények többsége szerint (Connor Gorber et al., 2007) a válaszadók hajlamosak a testmagasságukat nagyobbra feltüntetni (Nawaz et al., 2001), míg a testsúlyt általában alulbecsülni, ennek alapján a testtömegindex mért értéke rendszerint magasabb, mint a válaszadók által közölt értékekből számított mutató (Łopuszanska et al., 2015).

A nők körében általában nagyobb a testsúly alulbecslésének mértéke, mint a férfiaknál (Akhtar-Danesh et al., 2008; Moreira et al., 2018; Taylor et al., 2006; Connor Gorber et al., 2007; Kuczmarski et al., 2001; John et al., 2006). A férfiak ugyanakkor a testmagasságukat hajlamosabbak felülbecsülni (Anai et al., 2015; Domingues et al., 2011).

Az idősebb korú válaszadóknál gyakoribb a testmagasság felülbecslése (Kuczmarski et al., 2001), mások viszont ugyanezen életkorcsoportnál a testtömeg jelentősebb pontatlanságára hívják fel a figyelmet (Taylor et al., 2006; Krul et al., 2010).

A nem házasok (egyedülálló, nőtlen/hajadonok és az elváltak) hajlamosak a testtömegüket alulbecsülni (Villanueva, 2001). Egy másik kutatás szerint az egyedülálló esetében megbízhatóbbak az önbevallott adatok, míg az özvegyeknél általában nagyobb az eltérés a mért értékekhez képest (Taylor et al., 2006).

Az iskolázottság befolyásolja a torzítást, a pontatlanság az alacsonyabb iskolázottságúaknál nagyobb (Łopuszanska et al., 2015).

KUTATÁSI KÉRDÉSEK

Jelen kutatás célja, hogy (1) meghatározzuk az önbevallásos és a mért testmagasság és testtömeg, valamint a belőlük számított testtömegindex különbségét a felnőtt magyar populációban. (2) Választ adjunk arra a kérdésre, hogy a mért adatok alapján a megfigyelések mekkora hányada volt tévesen besorolva, és azok a BMI skála mely szegmensén helyezkednek el. (3) A rendelkezésre álló magyar-részvételűek segítségével meghatározzuk a torzítást okozó szocio-demográfiai

és antropometriai változókat. (4) Elemezzük, hogy a testtömegindex és a cukorbetegség közötti összefüggés kockázata mennyiben különbözik annak függvényében, hogy a mért vagy az önbevalláson alapuló BMI-státusz kategóriákat vettük-e figyelembe.

ADATOK

2014-ben az Európai lakossági egészségfelméréshez (ELEF) kapcsolódva kiegészítő felmérést végeztek egy kisebb almintán. Az Országos Táplálkozás és Tápláltsági Állapot Vizsgálatot (OTÁP) az Országos Élelmezés- és Táplálkozástudományi Intézet (OÉTI) szervezésében, szakképzett védőnők és szakápolók bevonásával bonyolították le. A cél az volt, hogy a kérdőíves felmérésen túl a tápláltsági állapothoz kapcsolódó eszközös antropometriai vizsgálatot is végezzenek az abba beleegyezőkön. A vizsgálat célcsoportjaként a 18 évesnél idősebb, nem intézményben élő lakosságot jelölték meg.

A vizsgálatot 2014. szeptember 30. és november 30. között bonyolították le, az ország 122 településén összesen 3170 felnőttkorút felkeresve, akik közül 857-en egyeztek bele a részvételbe, azaz a sikeresség 27%-os volt (Erdei et al., 2017). A válaszok közül 13 esetben adathiány miatt nem volt lehetséges az önbevalláson alapuló vagy mért értékek meghatározása, így a minta elemszáma 844-ra csökkent. A minta leíró statisztikáit az *1. táblázat* tartalmazza.

A vizsgálat során a kérdezetteknek egy háromnapos étkezési naplót kellett kitölteniük, amelyet a kitöltéshez szükséges részletes útmutatóval együtt az ELEF kérdezőbiztosaitól kaptak. A táplálkozási naplót előre egyeztetett időpontra kellett elkészíteniük, amikor a szakképzett mérőszemélyzet otthonukban látogatta meg őket, és egy rövid kérdőív kitöltése mellett testsúly-, testmagasság- és derékkörfogat-mérést végeztek. A mérések azonos típusú kalibrált eszközökkel történtek (SECA 213, 214 hordozható magasságmérő, SECA 872, SECA 877 digitális személyi mérleg és SECA 201 állandó feszeségű, nem nyújtható mérőszalag). A testmagasság mérése cipő nélkül, milliméteres pontossággal, a testsúlyé ugyancsak cipő nélkül, alsóneműben vagy könnyű felsőruházatban, egytized kilogrammos pontossággal valósult meg. Ezt kiegészítette még a testmozgásra vonatkozó eszközös mérés is, egy lépésszámláló segítségével (Erdei et al., 2017). A tápláltsági állapotra vonatkozó adatok mellett valamennyi válaszadó esetében rendelkezésre állnak az ELEF keretében felvett szociodemográfiai információk, így a nem, az életkor, az iskolázottság, a családi állapot, valamint az egészségi állapotra, egészségmagatartásra vonatkozó adatok is.

1. táblázat: A minta leíró statisztikái

Változók	Minta
Életkor, év (átlag, szórás)	49,07 (17,3)
Összesen (N, %)	844 (100)
Nem	
férfi	369 (43,7)
nő	475 (56,3)
Iskolázottság	
legfeljebb szakmunkás	327 (38,7)
legalább érettségizett	517 (61,3)
Családi állapot	
házas	478 (56,7)
nem házas	375 (43,3)

ELEMZÉSI MÓDSZEREK

Az önbevallott és a mért értékek összehasonlítására Wilcoxon-féle párosított mintájú előjeles rangpróbát használtuk, mivel a Student-féle párosított t-próba normalitási feltevése nem teljesült. A Wilcoxon-próba olyan nem paraméteres eljárás, amely nem támaszt feltételt a változók eloszlásával kapcsolatban (eloszlásfüggetlen), ferde eloszlású változók esetén a próba ereje jóval nagyobb, mint a t-próbáé. A próba a párosított értékek közötti különbségek előjele mellett figyelembe veszi azok nagyságrendjét is. A teszt a mintaelemek közötti különbségeket abszolút nagyságuk alapján rangsorolja, majd hozzárendeli a rangszámokhoz a különbségek előjelét. Ha a nullhipotézis igaz, a pozitív és a negatív rangszámösszegek kiegyenlítik egymást, a párok közötti különbség nulla körüli szimmetrikus eloszlást követ, az eloszlások azonosak. A tesztstatisztika a pozitív rangszámösszegekre:

$$W = \sum_{i=1}^{n'} R_i^{(+)}$$

Ahol $R_i^{(+)}$ a pozitív előjelű rangszámkülönbségek, n' a nem nulla különbségű adatpárok száma.

A válaszadók önbesorolásának megbízhatóságát Cohen-féle kappa statisztikai mutatóval vizsgáltuk (Altman, 1999). A válaszadók csoportosítása akkor tekinthető pontosnak, ha mindkét besorolási eljárás egyazon eredményre jut. A besorolás megbízhatóságának legegyszerűbb módja az egyezést mutató cella-értékek százalékos egyezésének közlése. A kappa mutató ezt az értéket korrigálja azzal, hogy figyelembe veszi a véletlen megegyezés hipotetikus valószínűségét. A mutató használatát indokolja, hogy kevésbé félrevezető, mint ha csak a megfigyelt pontosságot, az azonos módon besorolt esetek arányát adnánk meg. A kappa mutató képlete:

$$\kappa = \frac{p_o - p_e}{1 - p_e} = 1 - \frac{1 - p_o}{1 - p_e}$$

ahol p_o a besorolások között megfigyelt relatív megegyezés, p_e a várható vagy véletlen megegyezés hipotetikus valószínűsége.

A mért és az önbevallásból származó adatok egyezését a Bland és Altman (1986) által bevezetett diagram segítségével vizsgáltuk. A módszer ugyanannak a kvantitatív változónak az – esetünkben a mért és az önbevallott – értékei közötti megegyezést írja le az egyezési határok (*limit of agreement*) segítségével, a párosított mérések különbségeit a megfigyelésekre vonatkozó mérések átlagához viszonyítva ábrázolja. Az eredményül kapott szórásdiagram Y tengelye a párosított mérések különbségeit, X tengelye pedig azok átlagát mutatja. Bland és Altman 95%-os egyezési határt javasolt, a különbségek normális eloszlása esetén az adatok az átlagos különbségtől két szórás távolságon belül helyezkednek el ($d \pm 1,96 \cdot SD$).

A BMI mért és a bevallott értékei közötti különbséget a közönséges legkisebb négyzetek módszerével elemeztük. A regressziós modell magyarázó változói közé bevontuk a nem és az életkor mellett az iskolai végzettséget és a családi állapot faktorváltozóit is, valamint a BMI mért értékeit. A különböző módon meghatározott testtömegindex és a cukorbetegség közötti összefüggés kockázatát logisztikus regresszióval vizsgáltuk az említett kontrollváltozók bevonásával.

EREDMÉNYEK

Elemzésünkben a testtömegindexet a WHO által javasolt csoportok szerint elemeztük. A különböző fokozatú elhízottak között ($BMI \geq 30,0 \text{ kg/m}^2$) nem tettünk különbséget.

Az OTÁP 2014 adatai szerint a mért testsúly és testmagasság alapján viszonylag kevesen tartoztak a soványak közé ($BMI < 18,5 \text{ kg/m}^2$), mindössze a minta 2,5%-a, míg a normál testtömegindexűek aránya 33,8% volt. A mért értékek szerint 63,7% túlsúlyos vagy elhízott ($BMI \geq 25,0 \text{ kg/m}^2$), míg az önbevallott értékek szerint csak 57,5%. Az önbevallott és a mért értékek közötti eltérés az elhízottak kategóriájában a legjelentősebb, a különbség 8,6 százalékpont volt (31,5% és 22,9%). Az elhízás önbevallás alapján mért prevalenciája, a nemzetközi tapasztalatokkal egyezően, Magyarországon is alacsonyabb volt a valós értékeknél. Az 2. táblázat mutatja, hogy a különböző testtömegindexű csoportokba tartozók milyen mértékben sorolták magukat a különböző kategóriákba. Az adatokból kiderül, hogy a ténylegesen a sovány kategóriába tartozók több mint harmada felülbecsülte a BMI-jét, ugyanakkor az elhízottak csaknem harmada, a túlsúlyosoknak pedig majdnem negyede alulbecsülte saját tápláltsági állapotát. A normál BMI-kategóriába tartozók körében volt a legkevesebb a téves besorolás, kevesebb mint tizedük ítélte meg helytelenül a BMI-jét (fele-fele arányban alul-, illetve túlbecsülve azt). A rosszul besorolt esetek többsége az eloszlások szélein, az extrém magas és az extrém alacsony BMI-értékeknél volt megfigyelhető.

Az 2. táblázat főátlója a mért testtömegstátusz alapján helyesen besorolt megfigyelések arányát mutatja, ami 79,1% volt ($N = 668$). A kappa értéke 0,69 ($z = 30, p < 0,001$), ami a kiválótól elmaradó, jó megegyezésre utal (Altman, 1991).² A korrelációs együttható magas értéke ellenére az adatok több mint ötöde rosszul csoportosított volt.

2. táblázat: A mért és az önbevalláson alapuló BMI-kategóriák standard BMI-csoportok szerinti besorolása

Önbevallásos BMI	Mért BMI				Összesen
	<18,5	18,5–24,9	25,0–29,9	30,0≤	
<18,5	13	11	0	0	24
18,5–24,9	8	261	60	6	335
25,0–29,9	0	12	207	73	292
30,0≤	0	1	5	187	193
Összesen	21	285	272	266	844

$$\chi^2 = 1187,5; df = 8; p < 0,001$$

² A kappamutató értéke perfekt megegyezés esetén egyenlő eggyel, a besorolás pontatlanságával csökken az értéke, nagyon ritka esetben a mutató lehet negatív.

A testsúly, a testmagasság és a testtömegindex mért és bevallott értékeinek különbségeit külön-külön vizsgálva megállapítható, hogy a válaszadók a testtömeget (a sovány kategóriába tartozók kivételével) általában kisebbnek, míg a testmagasságot valamennyi kategóriában nagyobbak mondták a mért értékekhez képest (3. táblázat). Az átlagos testtömeg 77,8 kg volt, szemben a bevallott 76,1 kg-mal, az átlagos testmagasság pedig 167,5 cm, szemben a bevallott 169,4 cm-rel. A különbségek mind a testtömeget, mind a testmagasságot illetően, s így összességében a BMI-re vonatkozóan is az elhízott kategóriába tartozók esetében a legnagyobbak, mint azt a 2. táblázat is mutatja.

3. táblázat: A testsúly, a testmagasság és a BMI mért és bevallott átlagértéke, valamint azok különbségének átlagai a standard BMI-kategóriák szerint

Mutatók (SD)	<18,5	18,5-24,9	25,0-29,9	30,0≤	Összesen
	alultáplált	normál súlyú	túlsúlyos	elhízott	
Mért testsúly, kg	49,00 (1,48)	64,90 (0,55)	77,49 (0,58)	94,23 (1,00)	77,80 (0,60)
Bevallott testsúly, kg	50,62 (1,55)	64,56 (0,57)	75,81 (0,62)	90,73 (1,01)	76,09 (0,58)
Mért és bevallott különbsége, kg	-1,62 (0,81)	0,34 (0,16)	1,67 (0,25)	3,50 (0,31)	1,72 (0,15)
Mért testmagasság, cm	165,26 (2,37)	169,38 (0,60)	168,06 (0,59)	165,16 (0,67)	167,52 (0,36)
Bevallott testmagasság, cm	165,90 (2,34)	170,61 (0,57)	169,82 (0,54)	167,88 (0,62)	169,38 (0,33)
Mért és bevallott különbsége, cm	-0,65 (0,90)	-1,23 (0,17)	-1,76 (0,19)	-2,72 (0,23)	-1,86 (0,11)
Mért BMI, kg/m ²	17,86 (0,10)	22,55 (0,10)	27,35 (0,09)	34,40 (0,23)	27,72 (0,19)
Bevallott BMI, kg/m ²	18,33 (0,26)	22,10 (0,11)	26,20 (0,12)	32,05 (0,25)	26,46 (0,07)
Mért és bevallott különbsége, kg/m ²	-0,47 (0,32)	0,45 (0,07)	1,15 (0,09)	2,36 (0,15)	1,26 (0,17)

Megjegyzés: Zárójelben a standard hibák.

A mért és a bevallott folytonos változók közötti asszociáció erőssége mindhárom esetben közel perfekt kapcsolatra utalt. A Pearson-féle korrelációs együttható értéke a testmagasságnál 0,947 (a konfidenciaintervallum [KI]: 0,940–0,954), a testsúlynál 0,969 (KI: 0,965–0,973), a testtömegindexnél pedig 0,939 (KI: 0,930–0,946) volt.

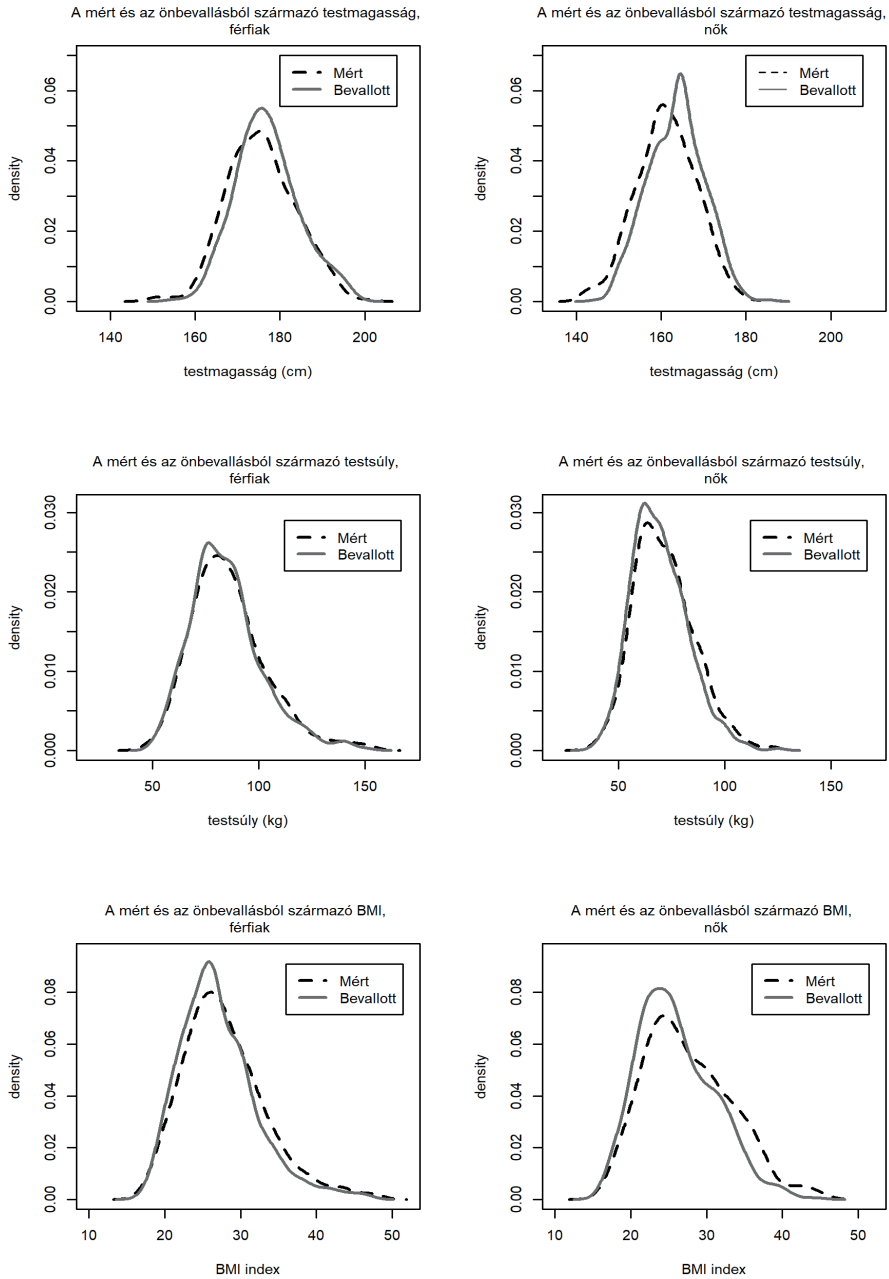
A mintasokaság mért és bevallott értékeinek nemek szerinti eloszlását az 1. ábra mutatja. A különbségadatsorra vonatkozó Shapiro–Wilk-féle normalitási teszt szignifikanciaértéke valamennyi esetben alacsony volt ($p < 0,001$), ezért elutasíthatjuk a nullhipotéziseinket, hogy eloszlásaink normális eloszlású sokaságból származnának. Az eloszlások mindegyike mérsékelt pozitív ferdeséget (jobbra ferde), a testsúly és a testtömegindex pedig extrém csúcsosságot ($K > 3$) mutatott (1. ábra).

A nem független értékek eltérését Wilcoxon-féle előjeles rangpróbával hasonlítottuk össze. A rangszámok eltérésére vonatkozó tesztek mindegyike már egy ezrelékes szinten is szignifikáns volt, a mért és az önbevallott értékek eltérését alátámasztva (4. táblázat).

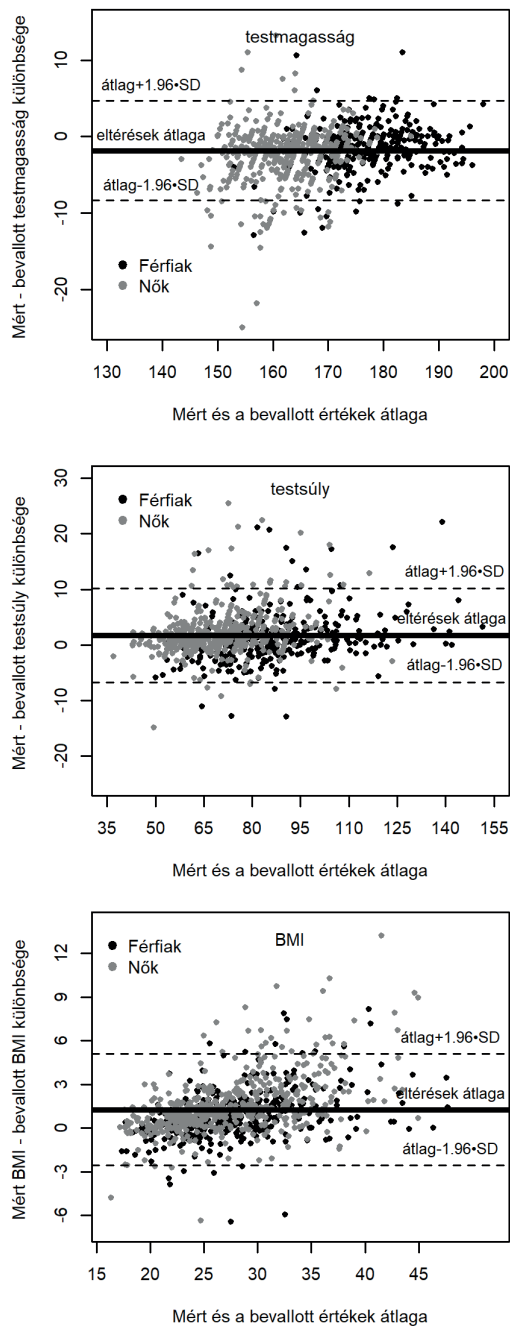
A Bland–Altman-ábra olyan informatív eszköz, amely megmutatja, hogy a különböző módon felvett adatok között mekkora a diszkrepancia. A megegyezési határ nagysága az eredmények megbízhatóságát jelzi: ha a határok kisebbek, a két mérési módszer nagy valószínűséggel megegyezik. A Bland–Altman-szórásdiagram lehetővé teszi a mérések közötti szisztematikus különbségek megfigyelését, a kiugró értékek azonosítását. Az adatpontok variabilitása pedig az átlagos eltérés körüli szórás homogenitását/heterogenitását jelzi.

A Bland–Altman-ábrából jól látszik (2. ábra), hogy az emberek a testtömegüket a ténylegesnél alacsonyabbnak (a különbségek átlaga 1,72 kg, lásd 3. táblázat), a testmagasságukat a ténylegesnél valamivel magasabbnak értékelik (a mért és a bevallott különbségpárok átlaga -1,86 cm volt, lásd 3. táblázat). A pontok mindkét esetben többnyire a megegyezési tartományon belül szerepeltek, vizuálisan jól kivehető mintázat nem volt megfigyelhető. A közölt értékekhez képest a mért BMI-értékek átlagosan 1,26 kg/m²-rel voltak nagyobbak. Érdekeség, hogy a BMI-értékek szórásdiagramja nem követi összevetőinek mintázatát, az ábrán jól látható szisztematikus torzítás figyelhető meg, az alacsonytól a magasabb testtömegűek felé haladva nő a mért és a bevallott értékek közötti különbség, ami azt jelenti, az elhízottak hajlamosak alulbecsülni elhízásuk mértékét, míg a soványak negatív tartományban szereplő értékei a válaszadói értékek túlbecslésére utalnak.

1. ábra: A mért és az önbevallott testmagasság, a testtömeg és a BMI sűrűségfüggvénye a mintában nemek szerint



2. ábra: A mért és az önbevalláson alapuló testmagasság, testsúly és testtömegindex Bland-Altman-diagramjai



4. táblázat: Az aszimptotikus Wilcoxon-Pratt előjeles rangpróba eredményei

Változók	Férfiak		Nők		Együtt	
	Z érték	p érték	Z érték	p érték	Z érték	p érték
Testmagasság	9,236	0,000	13,746	0,000	16,501	0,000
Testtömeg	-5,685	0,000	-12,363	0,000	-12,972	0,000
Testtömegindex	9,628	0,000	15,590	0,000	19,398	0,000

Megjegyzés: A zéró különbségek kezelése Pratt-módszerrel.

A regressziók eredményei

A mért és a bevallott BMI-értékek különbségeinek magyarázatát a közönséges legkisebb négyzetek módszerével vizsgáltuk. A nem és az életkor mellett az iskolázottság (0 = legfeljebb szakmunkás, 1 = érettségizett és diplomás) és a családi állapot (0 = házas, 1 = nem házas) dichotomizált változóit, továbbá a mért adatokat vagy a belőlük számított BMI-értéket vontuk be az elemzésbe. Nemek szerint és a mintasokaság egészére négy-négy modell illesztésére került sor (5-7. táblázat). A nemek szerinti vizsgálattal arra a kérdésre kerestük a választ, hogy a magyarázó mechanizmusokban megfigyelhetők-e nemspecifikus különbségek.

A hagyományos szociodemográfiai változók közül az életkor rendszerint növelte a torzítást, az antropometriai változókkal kiegészített modellekben azonban elvesztette szignifikáns szerepét. A szociodemográfiai változók közül a családi állapot csak a nőkre és a teljes népességre vonatkozó összetettebb modellekben volt szignifikáns (6-7. táblázat). Az eredmények azt mutatják, hogy a nem házas nők hajlamosabbak alábecsülni testtömegindexüket. Az iskolai végzettség ugyanakkor egyik esetben sem befolyásolta az értékpárok különbségeit. A takarékos modellek által megmagyarázott hányad 1-6% volt, ami a modellek kifejezetten gyenge illeszkedését jelzi, és mindez természetesen azt is jelenti, hogy az alkalmazott szociodemográfiai változók nem képesek elfogadható becslést adni a torzítás magyarázatára. Ezzel szemben az antropometriai mutatók bevonása jelentős javulást eredményez a modellek illeszkedésében. A mért adatokon alapuló testtömegindex jelentősen javította a modellek illeszkedését,

a becslt paraméter pozitív előjele azt jelzi, hogy a mérésen alapuló BMI növekedése a torzítás nagyságát növeli. Az összefüggés egyébként jól látható volt már a Bland-Altman-diagramon is (3. ábra), a becslés ezt egyértelműen alátámasztotta. Az összetettebb modellekben (4. modell) a várakozásnak megfelelően a BMI összetevői közül a mért testsúly pozitív kapcsolatot mutatott a kimeneti változóval, a mért testmagasság viszont negatívát, vagyis az antropometriai komponensek mindegyike szerepet játszik a torzításban, méghozzá jóval jelentősebb mértékűt, mint a szociodemográfiai változók együttesen. A csak antropometriai paraméterekkel becslt modellek eredményei konzisztensek a korábbi megállapításainkkal, terjedelmi okok miatt a becslések közlésétől eltekintettünk.

5. táblázat: A mért és az önbevalláson alapuló BMI-különbségek regressziós modelljei, férfiak

Változók	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
Konstans	0.272 (0.262)	-0.049 (0.642)	-3.204*** (0.714)	10.229*** (2.093)
Életkor, év	0.012* (0.005)	0.014* (0.006)	0.003 (0.006)	-0.002 (0.006)
Iskolai végzettség (ref.: legfeljebb szakmunkás)				
érettségizett, diplomás		0.013 (0.183)	0.023 (0.169)	0.162 (0.172)
Családi állapot (ref.: házas)				
nem házas		0.147 (0.213)	0.255 (0.197)	0.242 (0.195)
Mért BMI, kg/m ²			0.126*** (0.016)	
Mért magasság, cm				-0.076*** (0.012)
Mért testsúly, kg				0.041*** (0.005)
<i>N</i>	369	368	368	368
Adj. <i>R</i> ²	0.011	0.007	0.152	0.175
F-statisztika	5.372*	1.902	17.45***	16.55***

Megjegyzés: ****p*<0,001 ***p*<0,01 **p*<0,05, zárójelben a standard hibák.

6. táblázat: A mért és az önbevalláson alapuló BMI-különbségek regressziós modelljei, nők

Változók	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
Konstans	0.386 (0.285)	0.281 (0.571)	-4.296*** (0.626)	13.398*** (2.138)
Életkor, év	0.024*** (0.005)	0.024*** (0.005)	0.004 (0.005)	-0.002 (0.005)
Iskolai végzettség (ref.: legfeljebb szakmunkás)				
érettségizett, diplomás		0.175 (0.198)	0.063 (0.174)	0.182 (0.176)
Családi állapot (ref.: házas)				
nem házas		0.267 (0.188)	0.354* (0.164)	0.367* (0.164)
Mért BMI, kg/m ²			0.184*** (0.015)	
Mért magasság, cm				-0.107*** (0.013)
Mért testsúly, kg				0.065*** (0.006)
N	475	475	475	475
Adj. R ²	0.038	0.040	0.266	0.277
F-statisztika	19.5***	7.537***	43.99***	37.38***

Megjegyzés: ***p<0,001 **p<0,01 *p<0,05, zárójelben a standard hibák.

7. táblázat: A mért és az önbevalláson alapuló BMI-különbségek regressziós modelljei, együtt

Változók	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
Konstans	-0.739** (0.276)	-1.035* (0.441)	-5.066*** (0.483)	12.103*** (1.682)
Életkor, év	0.019*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.004 (0.003)	-0.001 (0.004)
Nem (ref.: férfi)				
nő	0.691*** (0.132)	0.678*** (0.133)	0.742*** (0.119)	0.112 (0.170)

Megjegyzés: ***p<0,001 **p<0,01 *p<0,05, zárójelben a standard hibák.

7. táblázat: A mért és az önbevalláson alapuló BMI-különbségek regressziós modelljei, együtt (folytatás)

Változók	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
Iskolai végzettség (ref.: legfeljebb szakmunkás)				
érettségizett, diplomás		-0.084 (0.137)	0.031 (0.122)	0.166 (0.124)
Családi állapot (ref.: házas)				
nem házas		0.258 (0.138)	0.342** (0.124)	0.348** (0.123)
Mért BMI, kg/m ²			0.160*** (0.011)	
Mért magasság, cm				-0.095*** (0.008)
Mért testsúly, kg				0.053*** (0.004)
N	844	843	843	843
Adj. R ²	0.059	0.061	0.249	0.261
F-statisztika	27.59***	14.73***	56.77***	50.47***

Megjegyzés: ***p<0,001 **p<0,01 *p<0,05, zárójelben a standard hibák.

A logisztikus regressziós modellek eredményei

A torzítás jelentőségének az értékeléséhez a mért és az önbevallott értékek alapján megállapított BMI csoportok hatását vizsgáltuk a cukorbetegség (*diabetes mellitus*) bekövetkezésére. Az alapmodellek csak a BMI-csoportokat tartalmazták, a referenciacsoportot a normál testsúlyúak alkották (8. táblázat). Az alapmodellek szerint már a túlsúly is szignifikánsan növelte a cukorbetegség kialakulását. Az önbevalláson alapuló modellnek a túlsúlyos csoporthoz tartozó paramétere több mint 30%-kal alacsonyabb volt a mért érték alapján számított modell paraméteréhez képest (0,83 vs. 1,11), míg az elhízott kategória regressziós együtthatói gyakorlatilag megegyeztek (1,56 vs. 1,62). A konfidenciaintervallumok alapján megállapíthatjuk, hogy a kétféle kategorizálásból származó diabéteszre vonatkozó becslések egyik esetben sem különböztek egymástól statisztikailag.

A bővített modell (9. táblázat) szociodemográfiai (nem, életkor, családi állapot) és szocioökonómiai (iskolázottság) változói közül csak az életkor bizonyult szignifikánsnak, a BMI-kategóriák közül pedig már csak az elhízás növelte a diabéteszes esélyét. A kétféle módon meghatározott BMI-t tartalmazó modellek közül az önbevallásuk szerint elhízottak ($BMI \geq 30$) paramétere alacsonyabb volt, mint a klinikai mérésből származó érték paramétere, de a különbség az alpmo-dellhez hasonlóan nem volt szignifikáns. A modelleket az alultáplált és az normál BMI-kategóriájú csoportok összevonása mellett a diabéteszes esetszámok alacsony gyakorisága miatt (64 fő, 7,6%) az átsúlyozott mintán is elvégeztük. Ekkor a nem diabéteszes megfigyelésekhez hozzárendeltünk egy olyan súlyt, amely a két csoport elemszámát egyenlővé tette. A kapott eredmények a korábbiakkal megegyeztek. A regressziós eredmények egyértelműen azt mutatták, hogy a diabéteszes becslését a kategorizálás jellege nem befolyásolta.

8. táblázat: Az önbevallott és a mért adatokon alapuló testtömegindex-kategóriák összefüggése a cukorbetegséggel; a logisztikus regressziók eredményei

Változók	1. modell (önbevallásos BMI)			2. modell (mért BMI)		
	együttható	95%-os KI		együttható	95%-os KI	
BMI-kategória (ref.: normál)						
alultáplált	-14,273	-295,514	-2,763	-14,021	-314,661	-4,335
túlsúlyos	0,834*	0,135	1,581	1,114**	0,325	2,002
elhízott	1,560***	0,885	2,294	1,624***	0,883	2,484
Konstans	-3,293***	-3,926	-2,763	-3,545***	-4,335	-2,911
N	844			844		
AIC	435,84			437,1		
Nagelkerke R^2	0,071			0,068		

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

9. táblázat: Az önbevallott és a mért adatokon alapuló testtömegindex-kategóriák és egyéb kontrollváltozók összefüggései a cukorbetegséggel; a logisztikus regressziók eredményei

Változók	3. modell (önbevallásos BMI)			4. modell (mért BMI)		
	együttható	95%-os KI		együttható	95%-os KI	
BMI-kategória (ref.: normál)						
alultáplált	-13,634	-286,714	17,085	-13,225	-311,688	20,355
túlsúlyos	0,514	-0,208	1,281	0,755 [†]	-0,058	1,660
elhízott	1,177 ^{**}	0,476	1,931	1,235 ^{**}	0,470	2,112
Nem (ref.: férfi)						
nő	-0,479 [†]	-1,035	0,067	-0,533 [†]	-1,089	0,014
Életkor (év)	0,040 ^{***}	0,023	0,058	0,039 ^{***}	0,021	0,057
Iskolai végzettség (ref.: legfeljebb szakmunkás)						
érettségizett, diplomás	-0,151	-0,693	0,394	-0,190	-0,730	0,353
Családi állapot (ref.: házas)						
nem házas	0,119	-0,457	0,681	0,089	-0,485	0,648
Konstans	-4,459 ^{***}	-6,335	-2,651	-4,403 ^{***}	-6,273	-2,608
N	843			843		
AIC	419,44			420,78		
Nagelkerke R ²	0,071			0,134		

Megjegyzés: [†] $p < 0,1$ * $p < 0,05$ ** $p < 0,01$ *** $p < 0,001$

KONKLÚZIÓ

Magyarországon magas az elhízottak aránya, e probléma súlyos népegészségügyi következményei ismertek, ezért különösen fontos, hogy az elhízás prevalenciájának alakulását illetően megbízható adatokkal rendelkezünk. Az önbevallásból származó testmagasságot és testsúlyt széles körben használják a testtömegindex meghatározására, a túlsúly és az elhízás prevalenciájának a megállapítására. Az önbevallásból származó mutatók nagysága nem tért el a hasonló típusú hazai vizsgálat eredményeitől (Rurik et al., 2015).

Más tanulmányokhoz hasonlóan (Jeffery, 1996; Keith et al., 2011) a mért és az önbevalláson alapuló testtömegindex, valamint a testsúly és a testmagasság között majdnem tökéletes egyezést találtunk a Pearson-féle korrelációs együttható alapján, a megfelelő statisztikai módszerek ugyanakkor jóval óvatosabb következtetések megfogalmazását teszik csak lehetővé. A mért és az önbevalláson alapuló testsúly, testmagasság és testtömegindex előjeles rangpróbái kivétel nélkül szignifikánsnak bizonyultak, alátámasztva a két módszer eltérését. A mért adatok alapján az elhízás prevalenciája közel 10 százalékponttal magasabb volt a válaszadói értékelés által meghatározottnál.

A szakirodalomban olvasható domináns állítások szerint a válaszadók hajlamosak a testmagasságukat felül-, míg a testsúlyukat alulbecsülni, ennek következtében a testtömegindex tényleges értéke magasabb lesz az önbevallásból származó értéknél, az elhízás prevalenciája pedig alulbecsült (Anai et al., 2015; Danubio et al., 2008; Domingues et al.; 2011; Krul et al., 2010). Eredményeink ezzel a megfigyeléssel konzisztensek voltak.

A szakirodalmi tapasztalatokkal ugyancsak megegyező eredményre jutotunk, amennyiben a torzítás a mért skála szélein jelentkezett (Stommel and Schoenborn, 2009; Jeffery, 1996), az értékek a BMI-skála alsó végén felül, a skála felső végén pedig alulbecsültek voltak, azaz a mért értékek szerint a sovány kategóriába tartozók magasabb, az elhízott kategóriába tartozók pedig alacsonyabb testtömeggel jellemezték magukat a tényleges értéknél.

Az OTÁP-kutatásban a mért és a bevallott értékekből számított testtömegindex átlagos különbsége $1,26 \text{ kg/m}^2$ volt. Ugyanez a különbség egy kanadai vizsgálatban $1,1 \text{ kg/m}^2$ (Akhtar-Danesh et al., 2008), az ezredforduló után az Egyesült Államokban végzett vizsgálatban $0,6 \text{ kg/m}^2$ (Stommel and Schoenborn, 2009), egy kismintás lengyel követéses vizsgálatnál $0,6 \text{ kg/m}^2$ (Łopuszanska et al., 2015), egy etnikai csoportok szerint közölt holland vizsgálatban pedig a mért és a bevallott BMI-eltérések nagysága legfeljebb $0,3 \text{ kg/m}^2$ volt (Dijkshoorn et al., 2011). Egy olasz-holland-észak-amerikai összehasonlító

vizsgálat csak az olasz női populációkban mutatott ki 1 kg/m^2 -nél nagyobb értéket, a mért és a bevalláson alapuló értékek különbsége 0,5–0,8 között szóródott (Krul et al., 2010). E kiragadott példák azt jelzik, hogy a magyar különbségek nemzetközi összehasonlításban nem tekinthetők elhanyagolhatónak.

A szociodemográfiai változók a torzítás nagyon csekély hányadát magyarázták. A nemzetközi szakirodalmi tapasztalatok szerint az életkorral növekszik a BMI alulbecslése, mivel az idősebbek hajlamosak testsúlyukat alul, testmagasságukat felülbecsülni (Kuczmarski et al., 2001). Lineáris regressziós modelljeinkben a nőkre és a teljes mintasokaságra vonatkozó takarékos modellekben (6–7. táblázat, 1–2. modell) volt szignifikáns az életkor változó hatása. Valószínű, hogy a testsúly- és testmagasságadatok megjelölése az életkor előrehaladtával egyre pontatlanabbá válik, a hiba az értékek felidézésével lehet kapcsolatos. A testmagasságra vonatkozó pontatlanságot magyarázhatja az életkori testmagasságcsökkenés, amely már a negyven-ötvenéveseknél elkezdődik, és évtizedenként az 1-2 cm-t is elérheti (Chmielewski et al., 2015), de a 80 éves férfiaknál összességében átlagosan 5, nőknél pedig 8 cm is lehet a csökkenés (Sorkin et al., 1999). Ugyanakkor nem biztos, hogy ez mindenkinben tudatosul, ezért önbevallásnál a valamikor fiatalabb életkorban mért testmagasságot mondják a kérdezőknek. Tapasztalataink arra engednek következtetni, hogy az életkor előrehaladtával a testmagasság-csökkenés biológiai meghatározottságával számolni kell. A bővített modellekben ugyanakkor az életkorváltozó is elvesztette magyarázóerejét.

Más kutatások eredményei azt mutatják, hogy a testtömegindex értéke a nőknél jobban alulbecsült, mint a férfiaknál (John et al., 2006; Stommel and Schoenborn, 2009). Eredményeink többnyire alátámasztották a szakirodalomban gyakran olvasható összefüggést, egyedül a testmagasság és a testsúly mért értékeivel bővített modellekben tűnt el a nem szignifikáns hatása. Az eredmények azt jelzik, hogy a nőkre jellemző nagyobb torzítás összefügghet azzal, hogy a karcsú testalkattal kapcsolatos elvárás erősebb lehet körükben.

A tényleges testtömegindex fontos magyarázó változója az önbevallás okozta torzításnak (Villanueva, 2001), amit az erősen szignifikáns paraméterek mellett az illeszkedés megfelelőségét mutató R^2 értékek is egyértelműen visszaigazoltak. A BMI komponensei közül a várakozásnak megfelelően és a nemzetközi szakirodalom tapasztalataival egybecsengően azt találtuk, hogy az aktuális testmagasság és testtömeg befolyásolja, hogy a válaszadók hogyan nyilatkoznak magasságukról és súlyukról, mennyire pontosak az önbevallásból származó BMI-értékek.

Számos kutatás konklúziójától eltérően (Łopuszanska et al., 2015; Boström and Diderichsen, 1997) nem találtunk számottevő összefüggést a torzítás és a szocioökonómiai státusz között. Az iskolázottság modelljeink egyikében sem befolyásolta a mérések különbségeit.

Az önbevallásból származó BMI-értékek átlagos torzítottsága más hasonló jellegű vizsgálatoknál kissé magasabb volt, ugyanakkor nem találtunk különbséget a mért és a bevallott értékek alapján konstruált BMI-kategóriáknak a diabéteszre gyakorolt hatásában.

Elemzésünk limitációjaként meg kell említenünk, hogy a testtömeg értékét a dohányzástörténet és az egészségmagatartás más összetevői, továbbá a metabolizmust módosító krónikus betegségek is befolyásolhatják (Łopuszanska et al., 2015; Villanueva, 2001), de ezeket az összetevőket az elemzés során nem tudtuk figyelembe venni.

Bár az elhízás betegségterhei jelentősek Magyarországon, keveset tudunk az elhízással kapcsolatos hazai adatok és az önbevallásból származó testtömegindex pontosságáról. Tanulmányunk eredményei azt mutatják, hogy az önbevallásból származó testsúly, testmagasság és testtömegindex értékek szignifikánsan eltérnek a mért értékektől. Az önbevalláson alapuló adatok torzítottak. A testmagasságot általában felfelé, a testsúlyt lefelé, a testtömegindexet ennek megfelelően ugyancsak lefelé „korrigálják” a válaszadók, elsősorban testmagasságuk és testtömegük, illetve feltételezhetően az azzal való elégedettségük függvényében. Eredményeink azt mutatták, hogy a torzítás mértéke nem olyan mértékű, hogy a hibás önosztályozás befolyásolná a diabéteszre vonatkozó becslést.

IRODALOM

- Akhtar-Danesh, N., Dehghan, M., Merchant, A. T. and Rainey, J. A. (2008). Validity of self-reported height and weight for measuring prevalence of obesity. *Open Medicine*, 2(3), 14–19.
- Altman, D. G. (1991). *Practical statistics for medical research*. London: Chapman and Hall.
- Anai, A., Ueda, K., Harada, K., Katoh, T., Fukumoto, K. and Wei, C-N. (2015). Determinant factors of the difference between self-reported weight and measured weight among Japanese. *Environmental Health and Preventive Medicine*, 20(6), 447–454.
- Bland, M. J. and Altman, D. G. (1986). Statistical Methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet*, 1(8476), 307–310.
- Boström, G. and Diderichsen, F. (1997). Socioeconomic differentials in misclassification of height, weight and body mass index based on questionnaire data. *International Journal of Epidemiology*, 26(4), 860–866.
- Buckingham, A. (2008). Doing better, feeling scared: health statistics and the culture of fear. In D. Wainwright (Ed.), *A sociology of health* (pp. 19–37). London: Sage.
- Callegaro, M. (2008). Social desirability. In P. J. Lavrakas (Ed.), *Encyclopedia of survey research methods* (pp. 826–827). London: Sage.
- Chmielewski, P., Boryśłowski, K., Chmielewicz, K. and Chmielewicz, J. (2015). Height loss with advancing age in a hospitalized population of Polish men and women: Magnitude, pattern and associations with mortality. *Anthropological Review*, 78(2), 157–168.
- Connor Gorber, S., Tremblay, M. S., Moher D. and Gorber, B. (2007). A comparison of direct vs. self-report measures for assessing height, weight and body mass index: a systematic review. *Obesity Reviews*, 8(4), 307–326.
- Danubio, M. E., Miranda, G., Vinciguerra, M. G., Vecchi, E. and Rufo, F. (2008). Comparison of self-reported and measured height and weight: Implications for obesity research among young adults. *Economics and Human Biology*, 6(1), 181–190.
- Dijkshoorn, H., Ujic-Voortman, J. K., Viet, L., Verhoeff, A. P. and Uitenbroek, D. G. (2011). Ethnic variation in validity of the estimated obesity prevalence using self-reported weight and height measurements. *BMC Public Health*, 11(1), 11:408. <http://www.biomedcentral.com/1471-2458/11/408>.
- Domingues, A. P., Silva, A. M., Gaspar de Matos, M. and Calmeiro, L. (2011). Accuracy of self-reported measures of height and weight in children and adolescents. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 4, 41–51.
- Erdei G., Kovács V. A., Bakacs M. és Martos É. (2017). Országos Táplálkozás és Tápláltsági Állapot Vizsgálat – OTÁP 2014 I. A magyar lakosság tápláltsági állapota. *Orvosi Hetilap*, 158(14), 533–540.
- Fontaine, K. R. and Barofsky, I. (2001). Obesity and health-related quality of life. *Obesity Research*, 2(3), 173–182.
- Flegal, K. M., Kit, B. K., Orpana, H. and Graubard, B. I. (2013). Association of all-cause mortality with overweight and obesity using standard body mass index categories: A systematic review and meta-analysis. *Jama*, 309(1), 71–82.
- Fontaine, K. R. Redden, D. T., Wang, C., Westfall, A. O. and Allison, D. B. (2003). Years of life lost due to obesity. *JAMA*, 289(2), 187–193.

- Gillum, R. F. and Sempos, Ch. T. (2005). Ethnic variation in validity of classification of overweight and obesity using self-reported weight and height in American women and men: The third National Health and Nutrition Examination Survey. *BMC Nutrition Journal*, 4(27).
- The Global BMI Mortality Collaboration (2016). Body-mass index and all cause mortality: individual-participant-data meta-analysis of 239 prospective studies in four continents. *The Lancet*, 388(10046), 776-786.
- Jeffery, R. W. (1996). Bias in reported body weight as a function of education, occupation, health and weight concern. *Addictive Behaviors*, 21(2), 217-222.
- John, U, Hanke, M., Grothues, J. and Thyrian, J. R. (2006). Validity of overweight and obesity in a nation based on self-report versus measurement device data. *European Journal of Clinical Nutrition*, 60(3), 372-377.
- Keith, S. W., Fontaine, K. R., Pajewski, N. M., Mehta, T. and Allison, D. B. (2011). Use of self-reported height and weight biases the body mass index-mortality association. *International Journal of Obesity*, 35(3), 401-408.
- Kovács V. A. és Erdei G. (2019). Gyermekkori elhízás előfordulása Magyarországon (COSI). *Magyar Tudomány*, 180(5), 739-748.
- Krul, A. J., Daanen, H. A. M. and Choi, H. (2010). Self-reported and measured weight, height and body mass index (BMI) in Italy, the Netherlands and North America. *European Journal of Public Health*, 21(4), 414-419.
- Kuczmarski, M. F., Kuczmarski, R. J. and Najjar, M. (2001). Effects of age on validity of self-reported height, weight, and body mass index: Findings from the Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988-1994. *Journal of American Dietetic Association*, 101(1), 28-34.
- Larsen, J. K., Ouwens, M., Engels, R. C., Eisinga, R. and Van Strien, T.(2008). Validity of self-reported weight and height and predictors of weight bias in female college students. *Appetite*, 50(2-3), 386-389.
- López-Suárez, A. (2019). Burden of cancer attributable to obesity, type 2 diabetes and associated risk factors. *Metabolism*, 92, 136-146.
- Łopuszanska, M., Lipowicz, A., Kołodziej, H., Szklarska, A. and Bielicki, T. (2015). Self-reported versus measured body height and weight in Polish adult men: The risk of underestimating obesity rates. *Anthropologischer Anzeiger*, 72(3), 263-277.
- Manson, J. E., Bassuk, S. S., Hu, F. B., Stampfer, M. J., Colditz, G. A. and Willett, W. C. (2007). Estimating the number of deaths due to obesity: Can the divergent findings be reconciled? *Journal of Women's Health*, 16(2), 168-176.
- Mehta, N. K. and Chang, V. W. (2009). Mortality attributable to obesity among middle-aged adults in the United States. *Demography*, 46(4), 851-872.
- Moreira, N. F., Gronau Luz, V., Moreira, C. C., Pereira, R. A., Sichieri, R., Ferreira, M. G., Muraro, A. P. and Rodrigues, P. R. M. (2018). Self-reported weight and height are valid measures to determine weight status: Results from the Brazilian National Health Survey (PNS 2013). *Cad. Saúde Pública (online)*, 34(5), e00063917.
- Nawaz, H., Chan, W., Abdulrahman, M., Larson, D. and Katz, D. L. (2001). Self-reported weight and height: Implications for obesity research. *American Journal of Preventive Medicine*, 20(4), 294-298.

- NCD Risk Factor Collaboration (2017). Worldwide trends in body-mass index, underweight, overweight, and obesity from 1975 to 2016: A pooled analysis of 2416 population-based measurement studies in 128.9 million children, adolescents, and adults. *The Lancet*, 390(10113), 2627–2642.
- Nicolau, C. K., Hankey, C. R. and Lean, M. E. J. (2017). Accuracy of online self-reported weights and heights by young adults. *European Journal of Public Health*, 27(5), 898–903.
- Nuttall, F. Q. (2015). Body mass index: obesity, bmi, and health. A critical review. *Nutrition Today*, 50(3), 117–128.
- Olshansky, J. S., Passaro, D. J., Hershov, R. C., Layden, J., Carnes, B. A., Brody, J., Hayflick, L., Butler, R. N., Allison, D. B. and Ludwig, D. S. (2005). A potential decline in life expectancy in the United States in the 21st century. *The New England Journal of Medicine*, 352(11), 1138–1145.
- Preston, S. H. and Stokes, A. (2011). Contribution of obesity to international differences in life expectancy. *American Journal of Public Health*, 101(11), 2137–2143.
- Preston, S. H., Vierboom, Y. C. and Stokes, A. (2018). The role of obesity in exceptionally slow US mortality improvement. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115(5), 957–961, www.pnas.org/cgi/doi/10.1073/pnas.1716802115.
- Rurik I., Ungvári T., Szidor J., Torzsa P., Móczár Cs., Jancsó Z. és Sándor J. (2015). Elhízó Magyarország. A túlsúly és az elhízás trendje és prevalenciája Magyarországon. *Orvosi Hetilap*, 157(31), 1248–1255.
- Sorkin, J. D., Muller, D. C. and Andres, R. (1999). Longitudinal change in height of men and women: implications for interpretation of the body mass index: The Baltimore Longitudinal Study of Aging. *American Journal of Epidemiology*, 150(9), 969–977.
- Spencer, E. A., Appleby, P. N., Davey, G. K. and Key, T. J. (2002). Validity of self-reported height and weight in 4808 EPIC – Oxford participants. *Public Health Nutrition*, 5(4), 561–565.
- Stommel, M. and Schoenborn, C. A. (2009). Accuracy and usefulness of BMI measures based on self-reported weight and height: Findings from the NHANES & NHIS 2001–2006. *BMC Public Health*, 9(421).
- Susánszky, A. and Döbrössi, B. (2019). The association between body mass index and gender role stress among young Hungarian males. *European Journal of Mental Health*, 14(1), 190–202.
- Swinburn, B. A., Sacks, G., Hall, K. D., McPherson, K., Finegood, D. T., Moodie, M. L. and Gortmaker, S. L. (2011). The global obesity pandemic: Shaped by global drivers and local environments. *Lancet*, 378(9793), 804–814.
- Taylor, A. W., Dal Grande, E., Gill, T. K., Chittleborough, C. R., Wilson, D. H., Adams, R. J., Grant, J. F., Phillips, P., Appleton, S. and Ruffin, R. E. (2006). How valid are self-reported height and weight? A comparison between CATI self-report and clinic measurements using a large cohort study. *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 30(3), 238–246.
- Vandevijvere, S., Chow, C. C., Hall, K. D., Umali, E. and Swinburn, B. A. (2015). Increased food energy supply as a major driver of the obesity epidemic: a global analysis. *Bulletin of the World Health Organization*, 93(7): 446–456.

- Villanueva, E. V. (2001). The validity of self-reported weight in US adults: A population based cross-sectional study. *BMC Public Health*, 1(11).
- Whitlock, G., Lewington, S., Sherliker, P., Clarke, R., Emberson, J., Halsey, J., Qizilbash, N., Collins, R. and Peto, R. (2009). Body-mass index and cause-specific mortality in 900 000 adults: Collaborative analyses of 57 prospective studies. *Lancet*, 373(9669), 1083-1096.
- Williams, E. P., Mesidor, M., Winters, K., Dubbert, P. M. and Wyatt, S. B. (2015). Overweight and Obesity: Prevalence, Consequences, and Causes of a Growing Public Health Problem. *Current Obesity Reports*, 4(3), 363-370.
- World Cancer Research Fund (2018). Body fatness and weight gain and the risk of cancer. In *Diet, Nutrition, Physical Activity and Cancer: a Global Perspective. The Third Expert Report*, https://www.wcrf.org/sites/default/files/Body-fatness-and-weight-gain_0.pdf.
- World Health Organization (2000). Obesity: preventing and managing the global epidemic: Report of a WHO consultation. *WHO Technical Series*, 894.
- World Health Organisation (2002). *The World Health Report – Reducing Risks, Promoting Healthy Life*. <http://www.who.int/whr/2002/en>.
- WHO Global Health Observatory data repository. <http://apps.who.int/gho/data/view.main.GLOBAL2461A?lang=en>.
- Wright, S. M. and Aronne, L. J. (2012). Causes of obesity. *Abdominal Imaging*, 37(5), 730-732.
- Yoong, S. L., Carey, M. L., D'Este, C. and Sanson-Fisher, R. W. (2013). Agreement between self-reported and measured weight and height collected in general practice patients: a prospective study. *BMC Medical Research Methodology*, 13(38).
- Zobel, E. H., Hansen, T. W., Rossing, P. and von Scholten, B. J. (2016). Global changes in food supply and the obesity epidemic. *Current Obesity Reports*, 5(4), 449-455.

ABSTRACT**EXPERIENCES WITH USING BODY MASS INDEX BASED ON SELF-REPORTED DATA: ANALYSIS OF OTÁP SURVEY (HUNGARIAN DIET AND NUTRITIONAL STATUS SURVEY)**

Self-reported body weight and height, due to its cost-effectiveness and the convenience of data collection, are often used to determine body mass index as the most important indicator of obesity. The study aims to examine the validity body mass index based on self-reported data of the 2014 Hungarian Diet and Nutritional Status Survey (OTÁP) for the Hungarian adult population. Despite the fact that the measured and self-reported body mass index is highly correlated with each other, the matched-pairs signed rank test indicated a significant difference between the two methods of measurement. We have identified different components of the bias of self-reported data. People with low body weight have a tendency to overestimate their BMI value, and obese people to underestimate it. From the traditional socio-demographic variables only marital status and gender played a significant role in the difference of the measured and the declared values, and in the case of males, not even the marital status was significant. Measured and self-reported obesity groups resulted not significant risk of diabetes.