

## Jövedelem és szubjektív jóllét: az elemzési módszer megválasztásának hatása a levonható következtetésekre\*

---

**Hajdu Tamás,**  
az MTA Közgazdaság-  
és Regionális Tudományi  
Kutatóközpont Közgazdaság-  
tudományi Intézetének  
tudományos segédmunkatársa  
E-mail: hajdu.tamas@krtk.mta.hu

**Hajdu Gábor,**  
az MTA Társadalomtudományi  
Kutatóközpont Szociológiai  
Intézetének tudományos  
segédmunkatársa  
E-mail: hajdu@socio.mta.hu

Tanulmányukban a szerzők azt vizsgálják, hogy a szubjektív jóllét és a jövedelem kapcsolatáról levonható következtetések mennyiben módosulnak, ha az irodalomban megszokott legkisebb négyzetek módszerén alapuló (ordinary least squares – OLS-) regresszió és ordinális probit modellek helyett kvantilis regressziót és általánosított ordinális probit modelleket alkalmaznak. A TÁRKI Háztartás Monitor 2007-es adatfelvételének 3 600 személyt tartalmazó adatbázisa segítségével bemutatják, hogy az utóbbi módszerekkel teljesebb kép adható a kapcsolat jellegéről. A kvantilis regressziók eredményei szerint az OLS-regresszió esetében kapott pozitív összefüggés az elégedettség feltételes eloszlásának felső szélén kevésbé érvényesül, míg az alsó szélén az OLS-becslésnél erősebb a kapcsolat. Az általánosított ordinális probit modell alapján a legfelső elégedettségi kategóriák esetében a materiális jólét hatása korlátozottabb a standard ordinális probit modellel kapott becslésnél, míg az elégedettségi skála alsó részén épp fordított a helyzet. Azaz magasabb anyagi jólét esetén csökken annak az esélye, hogy valaki boldogtalan legyen, azonban jelentős jövedelem nélkül is elégedett lehet valaki. Mindezek az eredmények az alkalmazott elemzési módszer megválasztásának fontosságára hívják fel a figyelmet.

TÁRGYSZÓ:  
Szubjektív jóllét.  
Jövedelem.  
Statisztikai elemzés.

---

\* Köszönjük *Molnár Györgynek*, *Németh András Olivérnek* és *Szűcs Balázs Árpádnak* tanulmányunk 2012. november 5-én, a BCE Közgazdasági Doktori Iskola VIII., éves konferenciáján elhangzott változatához fűzött értékes megjegyzéseit. A fennmaradó hibák a szerzőket terhelik.

A szubjektív jólléttel foglalkozó szakirodalom egyik legtöbbet vizsgált kérdése az elégedettség és a jövedelem közötti kapcsolat. Az idősoros, keresztmetszeti és paneladatokon végzett elemzések jellemzően pozitív, ám nem túl erős összefüggést találtak. Az elemzési módszerek között leggyakrabban OLS-regressziót és a szubjektív jólléti mutatók ordinális jellegének jobban megfelelő ordinális probit/logit modelleket találunk. Tanulmányunkban azt a kérdést vizsgáljuk, hogy a jövedelem és az élettel való elégedettség közötti kapcsolatról levonható következtetéseket mennyiben befolyásolja a választott elemzési módszer. Ennek során az OLS- és a kvantilis regresszió, valamint az ordinális probit és az általánosított ordinális probit modellek eredményeit vetjük össze.

Módszertani jelentőségén túl tanulmányunknak gyakorlati relevanciája is van. A jövedelem és a szubjektív jóllét mutatóinak minél pontosabban, körültekintőbben becsült kapcsolata például a környezeti javak monetáris értékének meghatározása szempontjából is érdekes. Ugyanis arra a hagyományos kinyilvánított és a feltárt preferenciákon alapuló módszerek mellett (*Garrod–Willis* [1999]) egyre gyakrabban alkalmaznak szubjektív jólléti mutatókra épülő elemzéseket is (*Frey–Luechinger–Stutzer* [2010]). Ennek során a szubjektív jóllétet a jövedelem és a vizsgálni kívánt környezeti tényezőkkel magyarázzák, vagy másképpen fogalmazva, a szubjektív jólléttel közelített hasznosságfüggvény argumentumai között szerepeltetik a jövedelmet és a környezeti tényezőket is. A módszer segítségével meghatározható, hogy a vizsgált környezeti tényező állapotában bekövetkező változás jólléti hatását mekkora mértékű jövedelemváltozás lenne képes kompenzálni. Ezt a megközelítést többek között zaj- és légszennyezések esetén is sikerrel alkalmazták (*van Praag–Baarsma* [2005], *Welsch* [2006], *Luechinger* [2009]). A szubjektív jólléti mutatókat használó környezetértékelések egyik kritikus pontja éppen a jövedelem valóságosnál alacsonyabbnak (vagy magasabbnak) becsült hatása, ami így a környezeti javak iránti fizetési határhajlandóság értékének felül- (vagy alul-) becsülését eredményezheti.<sup>1</sup>

A következőkben először áttekintjük az elégedettség és a jövedelem közötti kapcsolat szakirodalmát (1. fejezet). Ezt követően az elemzések során használt módszereket vetjük össze: az OLS- és a kvantilis regressziót (2. fejezet), valamint az ordinális probit és az általánosított ordinális probit modelleket (3. fejezet). A felhasznált adatok bemutatása után (4. fejezet) az eredményeinket ismertetjük (5. fejezet), majd a 6. fejezetben összegezzük tanulmányunkat.

<sup>1</sup> Hasonló módon számszerűsíthető például a terrorizmus költsége is (*Frey–Luechinger–Stutzer* [2009]).

## 1. Szubjektív jóllét és jövedelem

A jövedelem hatása az egyik legtöbbet elemzett kérdés a szubjektív jólléttel foglalkozó szakirodalomban. A keresztmetszeti adatokon végzett elemzések általában pozitív irányú, igaz, gyakran nem túlságosan erős kapcsolatot találtak egyéni szinten a jövedelem és a szubjektív jóllét között. Már a korai kutatások rámutattak arra, hogy a magasabb jövedelműek nagyobb aránya vallja magát boldognak, mint az alacsony jövedelemmel rendelkezők (*Easterlin* [1973], [1974]).

A World Values Survey az 1990-es évek elején végzett második felmérése alapján 19, többségében fejlett ország adatait elemezve *Diener* és *Biswas-Diener* [2002] azt találta, hogy az alacsony jövedelmű személyek kisebb (0,8-szeres) valószínűséggel elégedettek az életükkel, mint a magas jövedelműek. 2004-es adatok pedig azt mutatták, hogy az Egyesült Államokban az évi 90 000 dollárnál magasabb családi jövedelemmel rendelkezők között közel kétszer akkora volt a magukat nagyon boldognak vallók aránya, mint az évi 20 000 dollárnál kevesebb jövedelemmel bíróknál (*Kahneman et al.* [2006]).

Ugyanakkor a jövedelem nem növeli korlátlanul a jóllétet, sőt, nem is minden esetben vezet nagyobb elégedettséghez. A kapcsolat inkább nemlineárisnak tűnik; konkáv formájú, ami megfelel a csökkenő határhaszon elméletének (*Layard–Mayraz–Nickell* [2008]). Az Egyesült Államokban egy 1994 és 1996 között végzett felmérés adatai szerint az alsó öt jövedelmi decilisen belül a jövedelem megduplázódása közel kétszer nagyobb mértékben növelte a boldogságot, mint a felső öt decilis esetében (*Frey–Stutzer* [2002b]). Ehhez hasonlóan, egy ugyancsak az Egyesült Államokban végzett 2004-es felmérés is azt mutatta, hogy a magas (évi 50 000–90 000 dollár családi és az évi 90 000 dollár feletti) jövedelműek boldogsága között nincs lényegi eltérés (*Kahneman et al.* [2006]). A World Values Survey első három hullámának adatait használva *Helliwell* [2003] is a jövedelem csökkenő határhasznát bizonyította. Becslése szerint egy negyedikből az ötödik jövedelmi decilisbe kerülő személy élettel való elégedettsége (1–10-es skálán) 0,10 ponttal nő, míg a kilencedik decilisből a tizedikbe való mozgás csupán 0,01 ponttal.

Az utóbbi években új és a korábbiaknál lényegesen több ország adatait felhasználó kutatások azonban arra hívják fel a figyelmet, hogy az anyagi jólét megduplázódása azonos mértékű elégedettség-növekedéssel jár együtt a szegényebb és a gazdagabb személyek számára egyaránt (*Stevenson–Wolfers* [2008], [2013]; *Sacks–Stevenson–Wolfers* [2012]).

Ezek az elemzések nem ok-okozati viszonyban vizsgálták a jövedelem és az elégedettség közötti kapcsolatot. Valódi oksági kapcsolatok becslése véletlen vagy természetes kísérlettel, illetve instrumentális változót alkalmazó regresszióval lehetséges. Az elsőre példa *Frijters, Haisken-DeNew* és *Shields* [2004] ta-

nulmánya, amely a német újraegyesítés hatására bekövetkezett, exogénnek tekintett változásokat használva, paneladatokat segítségével becsülte a jövedelememelkedés hatását. Eredményeik szerint az újraegyesítést követő kelet-németországi szubjektív jóllétnövekedés 35-40 százalékban az anyagi jólét emelkedésének tulajdonítható. Az instrumentális változót alkalmazó elemzések pedig a szokásos OLS- és ordinális probit becslésekhez képest a jövedelem jóllétre gyakorolt hatását egyes esetekben nagyobbak becsülték (*Knight–Song–Gunatilaka* [2009], *Powdthavee* [2010]).

Bár tanulmányunk az anyagi jólét és az elégedettség közötti kapcsolatot keresztmetszeti adatok segítségével elemzi, röviden érdemes szót ejteni az idősoros adatok alapján kapott eredményekről is. *Richard Easterlin* mutatott rá arra, hogy egyéni keresztmetszeti adatokon pozitív irányú a jövedelem és a szubjektív jóllét kapcsolata, ugyanakkor a XX. század második felében a növekvő egy főre jutó nemzeti jövedelem ellenére a gazdaságilag fejlett országokban az átlagos elégedettség szintje nem változott (*Easterlin* [1973], [1974], [1995]). Ez a megfigyelés – a jövedelem és az elégedettség keresztmetszeti és idősoros kapcsolatának ellentmondásossága – *Easterlin-paradoxon* néven vált híressé. A jelenségnek az egyik leggyakrabban idézett példája az Egyesült Államok, ahol 1946 és 1991 között az egy főre jutó anyagi jólét (GDP) két és félszeresére nőtt, míg az átlagos boldogság egy háromfokú skálán mérve 2,4-ről 2,2-re csökkent (*Frey–Stutzer* [2002a]). Hasonló, konstans szubjektív jóllétet figyeltek meg több fejlett országban, például Nagy-Britanniában, Franciaországban és Németországban is (*Blanchflower–Oswald* [2004], *Clark–Frisveters–Shields* [2008]). Bár *Stevenson* és *Wolfers* [2008] bizonyos országok (például Japán) esetében meggyőzően cáfolta ezt az állítást a jövedelem, valamint az átlagos boldogság közötti enyhe pozitív összefüggés kimutatásával, más esetekben (például az Egyesült Államok tekintetében) a korábbiakkal megegyező eredményre jutott. A paradoxon érvényességét erősítik *Easterlin–Angelescu* [2009], *Easterlin et al.* [2010], illetve *Easterlin* [2013] tanulmányai is, amelyek azt mutatják, hogy az egyes országokban tapasztalt a jövedelem és az elégedettség pozitív irányú időbeli kapcsolata inkább kivételnek tekinthető, ugyanis hosszabb időtávot vizsgálva az nem tapasztalható.

Az előbb bemutatott vizsgálatok során jellemzően OLS-regressziót vagy ordinális probit/logit modellt alkalmaztak. Csak kevés olyat találunk, amelyben a tanulmányban általunk is használt kvantilis regresszió vagy általánosított ordinális probit modell szerepelt. *Binder* és *Coad* [2011] a brit háztartáspanel 2006-os hullámán folytatott ilyen jellegű vizsgálatot kvantilis regresszióval. Elemzésükben kimutatták, hogy az anyagi jólét pozitív kapcsolatban áll az elégedettséggel, ugyanakkor a közöttük levő összefüggés nem azonos a szubjektív jóllét feltételes eloszlásának egészén: az elégedetlen személyek esetében a legerősebb, míg a leelégedettebbeknél nem szignifikáns.

Ugyancsak a brit háztartáspanelt használta *Mentzakis* és *Moro* [2009] is, akik 1996–2003-os adatokat általánosított ordinális probit modellel elemezve arra jutottak, hogy az alacsony jövedelműek nagyobb valószínűséggel elégedetlenebbek az életükkel, míg a magas jövedelműek anyagi jólétének növekedése nem emeli a legelégedettebb kategóriákba való tartozásuk valószínűségét, sőt csökkenti azt. Azaz a jövedelem csak egy bizonyos mértékig képes a szubjektív jóllét növelésére.

*Boes* és *Winkelmann* [2010] ordinális probit, valamint általánosított ordinális probit modellel vizsgálta a jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolatát. 1984 és 2004 közötti német paneladatokat használva azt találták, hogy a standarddal szemben az általánosított ordinális probit modell szerint a férfiak vonatkozásában a jövedelemnövekedéssel nem változik érdemben a legelégedettebbek közé tartozás valószínűsége, jóllehet a magasabb jövedelem az elégedetlenséget képes mérsékelni. A nők esetében a jövedelem hatása még kevésbé jelentős.

Mindezek után joggal merül fel a kérdés: miért csak ilyen korlátozott kapcsolat áll fent az anyagi jólét és az elégedettség között? Az *Easterlin-paradoxon* és a keresztmetszeti adatokon megfigyelt mérsékelt pozitív irányú összefüggés lehetséges magyarázatai között szerepel az adaptáció és a társadalmi összehasonlítás elmélete (*Clark–Frisvold–Shields* [2008]). Az előbbi miatt a jövedelemnövekedés csak időleges hatással van a szubjektív jóllétre, mivel az emberek hozzászoknak ezekhez a megváltozott feltételekhez, a magasabb jövedelem válik számukra a viszonyítás alapjává, így hosszabb távon „visszaáll” az elégedettség korábbi szintje. E jelenség létezését számos empirikus tanulmány is alátámasztotta. *Brickman–Coates–Janoff-Bulman* [1978] dolgozata azt mutatta, hogy a lottónyertesek átlagos boldogsága nem különbözik lényegesen a kontrollcsoportétól. *Easterlin* [2005] elemzése szerint csaknem teljes mértékű adaptáció történik a jövedelem növekedésekor. *Di Tella* és *MacCulloch* [2010] különböző adatbázisokat vizsgálva jutott arra az eredményre, hogy a gazdagabb országokban és a jobb anyagi körülmények között élő személyek esetében nem lehet elvetni a jövedelemváltozáshoz való teljes mértékű alkalmazkodás hipotézisét. A *Bernard van Praag* vezetésével kialakult leydeni csoport pedig a jövedelemmel való elégedettség vonatkozásában az adaptáció mértékét 60 százalékosra becsülte (*van Praag–Frijters* [1999]).

A társadalmi összehasonlítás elmélete szerint aktuális életkörülményeinket nem egy abszolút mérce szerint értékeljük, hanem másokhoz viszonyítjuk. Elégedettségünket az határozza meg, hogy az anyagi helyzetünk a referenciacsoportunkénál jobb vagy rosszabb. Ha *ceteris paribus* a referenciacsoportunk jövedelme emelkedik, akkor szubjektív jóllétünk csökken, hiszen társadalmi státusunk visszaesését érzékeljük (*Ferrer-i-Carbonell* [2005], *Luttmer* [2005], *Layard–Mayraz–Nickell* [2010]).<sup>2</sup> A relatív helyzet

<sup>2</sup> Ugyanakkor bizonyos körülmények között ezzel ellentétes hatás is fennállhat. Egy kiszámíthatatlan, változó környezetben a referenciacsoport jövedelmének emelése információt szolgáltat az egyén jövőbeni kilátásairól, így növelheti az elégedettséget (*Senik* [2004]; *Hajdu–Hajdu* [2011a], [2011b]).

figyelembevételével értelmezhetővé válik az időben állandó átlagos elégedettség. Mivel a jövedelmek növekedése hosszabb távon alapvetően minden személyt érint, így nem csupán a saját jövedelem, hanem azok helyzete is javul, akikhez az egyén önmagát hasonlítja. Ezáltal a relatív helyzet állandósága miatt a jövedelemnövekedés nem fordítódik le egy az egyben az elégedettség emelkedésére. Ez pedig az átlagos elégedettség és a boldogság fejlett országokban tapasztalt állandóságát eredményezi.<sup>3</sup> A keresztmetszeti mintákon megfigyelt ellaposodó jövedelem-elégedettség kapcsolat szintén származhat abból, hogy a társadalom magasabb státusú tagjai helyzetüket más csoportokhoz képest értékelik, mint a szegényebbek, ennek megfelelően az elégedettség eléréséhez nem ugyanazokat a jóléti kritériumokat kell teljesíteniük.

Az előzőkkel áll szoros összefüggésben az aspirációs szint is, ami az egyének által elvárt azon jövedelemszintet jelenti, amihez viszonyítva értékelik helyzetüket (Stutzer [2004], McBride [2010]). Ez időben nem állandó, meghatározza a korábbi jövedelem és az egyén társadalmi környezetének anyagi helyzete is. Minél magasabb a múltbeli jövedelem és a referenciacsoport jövedelme, annál nagyobb az elvárt jövedelem. A saját jövedelem növekedésének hatására az egyén vonatkoztatási csoportja is változhat, ami szintén megnövelheti az aspirációs szintet. De egy adott időpillanatban is a magasabb jövedelem, a kedvezőbb vagyoni helyzet magasabb aspirációs szinttel jár együtt, így a vártnál kevésbé képes a szubjektív jólét növelésére. Összességében a magasabb jövedelem az aspirációs szint emelkedésével jár együtt, és ennek következtében az elégedettség nem növekszik.

A megfigyelt kapcsolatot magyarázhatja a magasabb anyagi jóléttel járó nagyobb munkaterhelés, az időfelhasználás változása is. A jobb anyagi helyzetűek ugyan több időt töltenek olyan kellemes dolgokkal, mint például aktív pihenés, azonban a munkára és ingázásra is több időt fordítanak, ami jelentősebb mértékű stresszel és nyomással jár (Kahneman *et al.* [2006]). Más kutatások pedig arra mutattak rá, hogy már pusztán a pénznek, a pénz fogalmának az öntudatlan megjelenése a gondolataink között, a pénzzel kapcsolatos gondolatok hangsúlyosabbá válása csökkenti a segítőkészséget és a társas kapcsolatok iránti igényt (Vohs–Mead–Goode [2006], [2008]; Mogilner [2010]), amelyek viszont pozitív kapcsolatban állnak az elégedettséggel (Helliwell–Putnam [2004]). Kasser–Ryan [1993] és Kasser–Ahuvia [2002] tanulmányai arra mutatnak rá, hogy a materialisták, a pénzügyi sikert fontosabbnak tartók (és feltételezhetően ennek következtében jobb anyagi helyzetűek) elégedetlenebbek, és több pszichés problémával küzdenek. Összességében mindezek azt eredményezhetik, hogy a magasabb jövedelem, a jobb anyagi helyzet a vártnál kisebb mértékben növeli a szubjektív jóllétet.

A szakirodalom eredményeivel egyaránt összhangban van a jólét és az elégedettség közötti kapcsolat két különböző magyarázata (Diener *et al.* [2010]). Az egyik

<sup>3</sup> A gazdaságilag kevésbé fejlett országokban a saját jövedelem hatásához képest kevésbé jelentős lehet a társadalmi összehasonlítás szerepe (Akay–Martinsson [2011]), így hosszabb távon növekvő szubjektív jóllét is megfigyelhető.

szerint az anyagi helyzet javulása olyan alapvető szükségletek kielégítését teszi lehetővé, mint a megfelelő lakás, rendszeres étkezés, és egy bizonyos jövedelem feltehetően ahhoz is szükséges, hogy ne érezze magát az ember kívülállónak, a társadalom elfogadja teljes értékű tagként. Ennek megfelelően a jövedelem növekedése az alapvető szükségletek kielégítése révén a szubjektív jóllét emelkedésével jár együtt, azonban ezután már kisebb a hatása. Ugyanakkor elképzelhető az is, hogy tanult az anyagi javak birtoklása iránti vágy. Azok esetében, akik kevésbé vágnak ilyesfajta materiális értékekre, alacsony jövedelem mellett is elérhető magas elégedettség, míg a materialisták számára ehhez jelentősebb vagyon/fogyasztás szükséges. Hasonló következtetésre jutnak azok a tanulmányok, amelyek arra mutatnak rá, hogy az egyének személyiségvonásai szignifikáns mértékben befolyásolják a jövedelem hathatását (*Boyce–Wood* [2011], *Budria–Ferrer-i-Carbonell* [2012]).

## 2. OLS- versus kvantilis regresszió

A szubjektív jólléti mutatók elemzésénél használt leggyakoribb módszer az OLS-regresszió. Ebben a kategóriális függő változót kvázi folytonosként kezelik, azt feltételezve, hogy a skála értékei közötti távolságot minden esetben azonosnak tekintik a kérdezettek. Azaz például egy tízfokozatú skála 1. és 3. kategóriájának távolsága megegyezik az 5. és 7. kategória közöttivel. Ez plauzibilis feltevés a gyakran 8–11 kategóriás szubjektív jólléti mutatók számszerűsített módon való megfogalmazásának köszönhetően (például „Mennyire van megelégedve mindent egybevetve az életével? Ha egyáltalán nincs megelégedve, mondjon nullát, ha teljesen elégedett, adjon 10-est.”), módszertani problémákat inkább a kevesebb és verbális kategóriákat használó elégedettségmutatóknál okozhat (például „Mindent egybevetve, mit mondana magáról: nagyon boldog, elég boldog, nem túl boldog, vagy egyáltalán nem boldog?”). Az OLS-regressziók alkalmazhatóságát alátámasztja *Ferrer-i-Carbonell–Frijters* [2004] tanulmánya, amely azt találta, hogy az OLS és az ordinális függő változó elemzésére elméletileg megfelelőbb ordinális probit vagy logit becslési eljárások minőségileg hasonló eredményekre vezetnek az általunk is használt elégedettségmutatók esetén. Az OLS-becslések népszerűségének oka az, hogy az eredmények egyszerűen értelmezhetők.

Az OLS-regresszió során lineáris kapcsolatot tételezünk fel a függő ( $y$ ) és a magyarázó változók között ( $x$ ).<sup>4</sup>

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i .$$

<sup>4</sup> A tanulmányban  $\varepsilon$  végig a szokásos hibátagot jelöli.

A paraméterek becsült értékei az eltérés-négyzetösszegek minimalizálásával állnak elő:

$$\min \sum_{i=1}^n (\hat{\varepsilon}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}x_i)^2 .$$

Tehát a feltételes várható értékekre illeszkedik a keresett lineáris függvény.

Mindez ugyanakkor azt is jelenti, hogy korlátozottan ismerjük a függő és független változóink közötti kapcsolatot, hiszen csak az átlagos értékek vonatkozásában látjuk az összefüggést. A feltételes eloszlások szélén elhelyezkedők esetében egészen eltérő lehet a vizsgált kapcsolat. Ezt a hiányosságát pótolja a kvantilis regresszió, amely teljesebb képet ad a feltételes eloszlások jellegéről. Segítségével nemcsak az átlagos értékek vonatkozásában ismerhetjük meg a vizsgált összefüggést, hanem a függő változó feltételes eloszlásának tetszőleges kvantilisei esetében is. Összehasonlítva a különböző kvantiliseknél becsült koefficienseket, meghatározhatjuk, hogy mennyiben tér el a független változónk hatása a függő változónk feltételes eloszlásának egyes részein. Megtudhatjuk például, hogy az OLS-becslés eredményei univerzálisan érvényesülnek-e a teljes eloszlás mentén.

A kvantilis regresszió is lineáris kapcsolatot feltételez a függő és a magyarázó változók között, ugyanakkor a minimalizálandó célfüggvényt nem az eltérések négyzetösszegének, hanem az abszolút eltérések aszimmetrikus módon súlyozott összegének tekinti. A súlyok értékei kvantilisenként ( $\tau$ ) eltérők.

$$\begin{aligned} \min \sum_{i=1}^n \rho_{\tau} |\hat{\varepsilon}_i| &= \sum_{i=1}^n \rho_{\tau} |y_i - \hat{y}_i| = \sum_{i=1}^n \rho_{\tau} |y_i - \hat{\beta}x_i| = \\ &= \tau \cdot \sum_{y_i \geq \hat{\beta}_{\tau}x_i} |y_i - \hat{\beta}_{\tau}x_i| + (1 - \tau) \cdot \sum_{y_i < \hat{\beta}_{\tau}x_i} |y_i - \hat{\beta}_{\tau}x_i|. \end{aligned}$$

A  $\rho_{\tau}$  súlyfüggvény az adott kvantilis esetében ( $0 \leq \tau \leq 1$ ) eltérő súlyt ad a becsült érték feletti és alatti megfigyeléseknek. A 8. decilis esetében ( $\tau = 0,8$ ) például négyszer nagyobb súlyt kapnak a legjobban illeszkedő egyenes feletti megfigyelések, mint az az alattiak. Ezen becslési eljárás eredménye a feltételes eloszlás megfelelő kvantilisére illesztett egyenes, illetve annak meredeksége ( $\beta_{\tau}$ ) (Koenker–Hallock [2001], Angrist–Pischke [2009]).

### 3. Ordinális probit versus általánosított ordinális probit modell

Az ordinális függő változó miatt módszertanilag megfelelőbb olyan elemzési módszer használata, ami figyelembe veszi ezt a sorrendi, kategoriális és nem (feltét-



lenül) kvantitatív jelleget. Ilyen elemzésre alkalmas az ordinális probit modell. A modell alapját egy folytonos látens függő változó ( $y^*$ ) adja, amely lineáris összefüggésben áll a magyarázóváltozókkal:

$$y_i^* = \beta x_i + \varepsilon_i.$$

Ez a látens változó – esetünkben a szubjektív jóllét – nem megfigyelhető, az adataink kategoriális formában állnak csak rendelkezésre ( $y = 1, 2, \dots, J$ ), mivel a kérdőíves felmérésben meghatározott fokú skálán kell meghatározniuk a kérdezetteknek, hogy melyik kategória illik leginkább rájuk. A  $J$  darab diszkrét szubjektív jólléti érték közül azt fogják választani, amelyik legjobban leírja az elégedettségüket ( $y^*$ ). Ha a kérdezettek elégedettsége egy bizonyos  $\gamma_1$  küszöbérték alá esik, akkor a legelső kategóriába fogják helyezni magukat, míg a  $\gamma_1$  és  $\gamma_2$  küszöbértékek közötti elégedettségénél alulról a második kategóriába, és így tovább. Egy  $J$  kategóriás elégedettség esetében tehát a megfigyelt ordinális értékek a látens  $y^*$  változó függvényében a következőképpen fognak kialakulni:<sup>5</sup>

$$y_i = \begin{cases} 1 & -\infty \leq y_i^* < \gamma_1 \\ j & \text{ha } \gamma_{j-1} \leq y_i^* < \gamma_j \\ J & \gamma_{J-1} \leq y_i^* < \infty \end{cases},$$

ahol  $j$  2-től  $(J-1)$ -ig vehet fel értékeket.

A magyarázóváltozók adott értékei esetén, felhasználva az előbbi küszöbértékeket és a kategóriába sorolásról mondottakat, az egyes kategóriákba tartozás valószínűsége a következő lesz:

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = 1 | x_i) &= \Pr(y_i^* < \gamma_1 | x_i) \\ \Pr(y_i = j | x_i) &= \Pr(\gamma_{j-1} \leq y_i^* < \gamma_j | x_i) = \Pr(y_i^* < \gamma_j | x_i) - \Pr(y_i^* < \gamma_{j-1} | x_i) \\ \Pr(y_i = J | x_i) &= 1 - \Pr(y_i^* < \gamma_{J-1} | x_i). \end{aligned}$$

Ami az eloszlásfüggvény definíciója, valamint a látens és a magyarázóváltozó között feltételezett lineáris kapcsolat alapján felírható a következő formában:

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = F(\gamma_1 - \beta x_i)$$

<sup>5</sup> Feltesszük, hogy minden  $j$ -re  $\gamma_{j-1} < \gamma_j$ .

$$\Pr(y_i = j|x_i) = F(\gamma_j - \beta x_i) - F(\gamma_{j-1} - \beta x_i)$$

$$\Pr(y_i = J|x_i) = 1 - F(\gamma_{J-1} - \beta x_i),$$

ahol  $F$  normális eloszlásfüggvény.<sup>6</sup>

Mindezek után felírható a maximalizálandó loglikelihood függvény, aminek segítségével meghatározható a keresett  $\beta$  paraméter:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J I(y_i = j) \cdot \log [F(\gamma_j - \beta x_i) - F(\gamma_{j-1} - \beta x_i)],$$

ahol  $I$  egy olyan indikátorfüggvény, aminek értéke 1, ha  $y_i = j$ , és 0 egyébként. Továbbá  $\gamma_J = \infty$  és  $\gamma_0 = -\infty$ .

Az ordinális probit modell eredményeinek értelmezéséhez nem elegendő önmagában a becslések során kapott  $\beta$  együtthatók ismerete. Ezekből ugyanis nem lehet minden kétséget kizáróan következtetni arra, hogy adott magyarázóváltozó értékének elmozdulásakor hogyan módosulnak az egyes kategóriákba esések valószínűségei. Pozitív  $\beta$  érték esetében csak annyit tudunk, hogy  $x$  növekedésével a legalacsonyabb kategóriába tartozás valószínűsége csökken, míg az utolsó,  $J$ -edikbe tartozásé nő (Greene [2002]). További számítások szükségesek ahhoz, hogy megkapjuk ezeknek a valószínűségeknek a számszerű változását (marginal probability effects – MPE), a marginális hatásokat. Értékeik azt mutatják, hogy adott magyarázóváltozó kismértékű változása mennyivel módosítja az egyes kategóriákba tartozás valószínűségeit. Mivel az MPE-értékek a valószínűség-változásokat adják meg, az összegük 0 lesz. A  $j$ -edik kategória esetén a marginális hatást a következőképpen számíthatjuk:

$$MPE_j(x_i) = \frac{\partial \Pr(y_i = j|x_i)}{\partial x_i} = [f(\gamma_{j-1} - \beta x_i) - f(\gamma_j - \beta x_i)] \cdot \beta,$$

ahol  $f$  normális sűrűségfüggvény.

Az MPE-értékek függenek a kovariánsok konkrét értékeitől ( $x_i$ ), azaz megfigyelésről megfigyelésre változnak. Más lehet például a jövedelem hatása a legmagasabb elégedettségi kategóriába való tartozásra egy férfi és egy nő esetében, így nem egyértelmű döntés, hogy melyik megfigyeléshez tartozó MPE-értékekkel jellemezhetjük legjobban az anyagi jólét hatását. A probléma megoldásaként gyakran egy tökélete-

<sup>6</sup> Mivel  $\Pr(y_i^* < \gamma_1 | x_i) = \Pr(\varepsilon_i < \gamma_1 - \beta x_i | x_i)$ .

sen átlagos személyre vonatkozóan, azaz a mintabeli átlagos  $x$  értékekre ( $\bar{x}$ ) szokták megadni ezeket a valószínűség-változásokat:<sup>7</sup>

$$MPE_j(\bar{x}) = \frac{\partial \Pr(y_i = j | \bar{x})}{\partial x} = [f(\gamma_{j-1} - \beta\bar{x}) - f(\gamma_j - \beta\bar{x})] \cdot \beta.$$

Ilyenkor azonban a dummy változók nem 0 vagy 1 értéket kapnak, hanem a megfelelő mintabeli átlagot, ami miatt ezt a módszert kritika érheti, hiszen egy elméletben sem előforduló esetre vonatkozóan értékeljük a hatásokat. Egy másik, és ebből a szempontból jobb megoldást például az átlagos marginális hatások számítása jelent (average marginal probability effect – AMPE), ami során megadjuk a mintában szereplő személyekre számított MPE-értékek átlagát:

$$AMPE_j(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n MPE_j(x_i).$$

Az ordinális probit modell mögött a „párhuzamos regressziók” néven ismert (parallel regression assumption) implicit feltevés húzódik meg (*Winkelmann–Boes* [2006], *Greene–Hensher* [2010], *Long–Freese* [2010]). Ha az egyes elégedettségi kategóriákba tartozás valószínűségei segítségével felírjuk a  $j$ -edik vagy annál alacsonyabb kategóriába való tartozás kumulált valószínűségét, akkor a következőt kapjuk:

$$\Pr(y_i \leq j | x_i) = F(\gamma_j - \beta x_i).$$

Ezzel a módszerrel a  $J$  kategóriás függő változónkat  $J - 1$ -féleképpen tudjuk kitébontani, így tehát ezen kumulált valószínűségek segítségével pontosan  $J - 1$  darab bináris függő változós probit modellt tudunk felírni.<sup>8</sup> Az előbbi kumulált valószínűségek képleteiben (és így a probit modellekben is) a magyarázó változó(i)nk  $\beta$  koefficiense(i) jól láthatóan függetlenek attól, hogy éppen melyik  $j$ -edik kategória kumulált valószínűségét írjuk fel. Mindez alapján az ordinális probit modell matematikailag ekvivalens  $J - 1$  darab bináris probit modellel, mégpedig olyanokkal, amelyek esetében – ahogy azt az előbbi képlet mutatja – a magyarázóváltozók  $\beta$  együtthatói azonosak, és csak a konstans változik. Tehát a kumulált valószínűségek segítségével  $J - 1$  darab bináris változóra bontva az ordinális függő változónkat, majd ezekre

<sup>7</sup> Ebben az esetben  $\bar{x}$  a kontrollváltozók szerepét betöltő magyarázóváltozók átlagos értékeit jelenti, míg  $x$  az elemzés érdeklődésének középpontjában álló magyarázóváltozót (esetünkben a jövedelmet) jelöli.

<sup>8</sup> Az utolsó,  $J$ -edik kategória esetében értelemszerűen az előbbi kumulált valószínűség 1 lesz, hiszen  $\Pr(y_i \leq J | x_i) = 1$ .

egymástól független probit regressziókat futtatva, a következő eredményt kellene kapnunk:<sup>9</sup>

$$\beta^1 = \beta^2 = \dots = \beta^{J-1} = \beta.$$

Az ordinális probit modell azon implicit feltevése, hogy  $J - 1$  darab probit modell esetén az együtthatók azonosak lennének a modellekben, Brant-teszt segítségével vizsgálható (Green–Hensher 2010).

Az ordinális probit modell további jellegzetessége, hogy az egyes kategóriákba tartozás valószínűségeinek változásai (tehát az MPE-értékek) a legalacsonyabbtól a legmagasabb kategória felé haladva csak egyszer válhatnak előjelet (single crossing property) (Boes–Winkelmann [2006], Winkelmann–Boes [2006], Greene–Hensher [2010]). Ez a tulajdonság a normális eloszlás haranggörbe alakú sűrűségfüggvényének következménye. Pozitív  $\beta$  esetén az MPE-értékek előjelei így a sorozat egy bizonyos pontján negatívból pozitívvá válnak.

Boes–Winkelmann [2006] és Winkelmann–Boes [2006] rámutat arra is, hogy tetszőleges két magyarázóváltozó esetében ( $x_i^k$  és  $x_i^l$ ) a változók marginális hatásainak egymáshoz viszonyított aránya minden egyes kimeneti kategória tekintetében azonos lesz. Tehát nem lehetséges például, hogy a jövedelem relatíve fontosabb legyen az egészségi állapotnál a magasabb elégedettségi kategóriák esetében, mint az alacsonyabbaknál. Ha a jövedelem kétszer nagyobb hatást gyakorol például alulról a 3. elégedettségi kategóriába való tartozás esélyére, mint az egészségi állapot, akkor a legmagasabb elégedettségi kategóriában is éppen kétszeres lesz a hatása.<sup>10</sup>

$$\frac{MPE_j(x_i^k)}{MPE_j(x_i^l)} = \frac{[f(\gamma_{j-1} - \beta x_i) - f(\gamma_j - \beta x_i)] \cdot \beta^k}{[f(\gamma_{j-1} - \beta x_i) - f(\gamma_j - \beta x_i)] \cdot \beta^l} = \frac{\beta^k}{\beta^l}$$

Az ordinális probit modell előző rugalmatlanságait (párhuzamos regressziók feltevése, egyszeri előjelváltás, kimenetektől független MPE-arányok) kezeli az általánosított ordinális probit modell (Boes–Winkelmann [2006], Winkelmann–Boes [2006], Greene–Hensher [2010]), amely megengedi, hogy előre meghatározott  $z$  változók becült együtthatói ( $\alpha$ ) eltérjenek az egyes kimenetek esetén. Tehát  $J - 1$  darab koefficienset becül az adott változóra vonatkozóan.

<sup>9</sup> A  $\beta$  együtthatók felső indexében azt jelöltük, hogy melyik kumulált valószínűség alapján felírt probit modell eredményéből származik az adott koefficiens. Tehát például a  $\beta^2$  együttható abból, ahol a függő változó azt mutatja, hogy a kérdezett legfeljebb a második legalacsonyabb elégedettségi kategóriába tartozik, vagy annál nagyobb az elégedettsége.

<sup>10</sup> A  $\beta$  együtthatók felső indexei itt azt mutatják, hogy melyik magyarázóváltozóhoz tartoznak.

A  $j$ -edik kategóriába tartozás valószínűsége így a következő lesz:

$$\Pr(y = j|x, z) = F(\gamma_j - \alpha_j z - \beta x) - F(\gamma_{j-1} - \alpha_{j-1} z - \beta x).$$

Ennek megfelelően  $z$  változása esetén az egyes kategóriákba tartozás valószínűségeinek módosulásai a következőképpen írhatók fel:

$$MPE_j(z) = f(\gamma_{j-1} - \alpha_{j-1} z - \beta x) \cdot \alpha_{j-1} - f(\gamma_j - \alpha_j z - \beta x) \cdot \alpha_j.$$

Az előző általánosítás segítségével elkerülhetők a párhuzamos regressziók és az egyszerű előjelváltás restriktív feltevései, valamint a kimenetektől független MPE-arányok.

#### 4. Adatok

Az elemzéshez a TÁRKI Háztartás Monitor kutatásának 2007. évi adatfelvételét használtuk.<sup>11</sup> A kutatás során 2 024 háztartásban 3 653 egyéni kérdőív készült el. Az utólagosan rétegzett minta nem, életkor, településtípus és iskolai végzettség szerinti megoszlása jól illeszkedik a 16 éves és annál idősebb népesség megfelelő adataihoz.

A 3 653 egyéni kérdőívet kitöltő személy közül kizártuk a mintából azokat (11 főt), akik nem válaszoltak a szubjektív jóllétre vonatkozó kérdésre és azokat is (37 főt), akiknél valamelyik kontrollváltozó hiányzott. A végső minta elemszáma így 3 605 lett.

A szubjektív jóllétet 0–10 skálán a következő kérdéssel mértük: „Kérem, mondja meg, mindent egybevetve mennyire elégedett az életével?”. Az alacsony elemszámok miatt az alsó három kategóriát összevontuk, így az elemzéshez használt elégedettségváltozó kilenckategóriás lett (0–8 skálán).

A jövedelmet a kérdezett háztartásának ekvivalens havi jövedelmével mértük, és a modellekben logaritmus formában szerepeltettük. A háztartások fogyasztási egyégeit a klasszikus OECD-skála segítségével határoztuk meg.<sup>12</sup>

A modellekben kontrollváltozóként a következők szerepeltek: a kérdezett neme, életkora, életkorának négyzete, iskolai végzettsége (négy kategóriában), családi állapota (négy kategóriában), munkaerő-piaci státusa (hét kategóriában), szubjektív

<sup>11</sup> Az adatbázist a TÁRKI Adatbank bocsátotta rendelkezésünkre. Teljes címe: TÁRKI Háztartás Monitor 2007, A magyarországi háztartások anyagi és munkaerő-piaci helyzete. A kutatás vezetői: Szivós Péter és Tóth István György.

<sup>12</sup> Az első felnőtt 1-es értéket kap, minden további felnőtt háztartástag 0,7-et, míg a 18 év alattiak 0,5 egyiséget érnek.

egészségi állapota (négy kategóriában), a kérdezett háztartásának összlétszáma. A felhasznált változók leíró statisztikái a Függelék táblázatában olvashatók.<sup>13</sup>

## 5. Eredmények

A következő részben az egyes modelleket hasonlítjuk össze. Az 5.1. alfejezetben az OLS- és a kvantilis regresszióból levonható következtetéseket tekintjük át, majd az 5.2. alfejezetben az ordinális probit és az általánosított ordinális probit modellek eredményeit ismertetjük.

### 5.1. OLS- és kvantilis regresszió

A jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolatát elsőként az OLS-regresszió segítségével vizsgáljuk.

1. táblázat

*A jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolata OLS-regressziós becsléssel*

Magyarázóváltozó	Együttható
ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem)	0,529*** (0,085)
Kontrollváltozók	igen
Korrigált $R^2$	0,244
$N$	3 602

*Megjegyzés.* Itt és a további táblázatokban függő változó: étellel való elégedettség; kontrollváltozók: nem, életkor, életkor négyzete, iskolai végzettség, családi állapot, munkaerő-piaci státusz, egészségi állapot, háztartás-nagyság. A háztartásokra klaszterezett robusztus standard hibák az együttható alatti zárójelben találhatóak. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Az 1. táblázat tartalmazza a modell eredményeit. Ebben, ahogy majd a továbbiakban is, csak a számunkra érdekes együtthatókat jelenítjük meg. Eredményünk szerint a jövedelem erősen szignifikáns pozitív kapcsolatban áll az étellel való elégedettséggel, azaz az utóbbi a jövedelmi helyzet javulásának hatására is növekszik. A jövedelem 10

<sup>13</sup> Az elemzéseket az anyagi jólét egyéb mutatóival (ekvivalens háztartási kiadás, a háztartás vagyoni helyzete) is elvégeztük. Az eredmények, amelyek nagymértékben hasonlítanak a jövedelmet használó elemzésekéhez, megtalálhatók cikkünk hosszabb, műhelytanulmány változatában (Hajdu–Hajdu [2013]).

százalékos emelkedése nagyjából 0,05 egységgel magasabb elégedettséggel jár együtt ( $\ln(1,1) \cdot 0,53 = 0,051$ ). Összehasonlításképpen, a nőtlenekhez, hajadonokhoz képest a házások 0,61 egységgel elégedettebbek, míg az önmagukat rossz egészségi állapotúnak tartó személyek szubjektív jólléte 1,66 egységgel marad el a kiegyensúlyozottan jó egészségi állapotúakétól. A munka elvesztése pedig nagyjából 0,5 egységgel csökkenti az étellel való elégedettséget. Tehát nem mondhatjuk, hogy tökéletesen igaz lenne a „pénz nem boldogít” mondás, ugyanakkor egyértelműnek tűnik, hogy a jövedelem mérsékelt változásának a hatása elmarad egyéb élethelyzetekétől, eseményekétől.

Ahogy korábban említettük, az OLS-regresszió eredményei nem adnak teljes képet a vizsgált kapcsolatról. A feltételes eloszlás teljes spektrumán vizsgált anyagi jólét-elégedettség kapcsolat a kvantilis regresszió segítségével ismerhető meg. A 2. táblázat tartalmazza az étellel való elégedettség feltételes eloszlásának deciliseire illesztett lineáris egyenes meredekségét a decilisek szerinti sorrendben. Ennek megfelelően, kissé pontatlanul fogalmazva, azt mondhatjuk, hogy a táblázat (1) oszlopa a legkevésbé elégedett 10 százalék vonatkozásában mutatja az anyagi helyzet jóllétre gyakorolt hatását, a (2) az elégedettségi sorban következő 10 százalék esetében, és így tovább. Alapvetően csökkenő értékű együtthatókat figyelhetünk meg, ahogy az első decilistől a kilencedikig haladunk. Ez azt jelenti, hogy a jövedelem növekedése inkább az étellel való elégedettség feltételes eloszlásának alján elhelyezkedők esetében fokozza az elégedettséget. A jó anyagi helyzetű elégedetlenek magasabb jóllétről számolnak be, mint a rosszabb anyagi helyzetben levő elégedetlenek. Ugyanakkor a jó anyagi helyzetű elégedettek szubjektív jólléte hasonló a rosszabb anyagi helyzetűek között elégedettnek számítókéhoz. Másképp fogalmazva: magas elégedettség elérhető alacsony jövedelem mellett is, ugyanakkor a kiemelkedően magas anyagi jólétben élők között kisebb arányban találunk elégedetlen személyeket, mint az alacsony jövedelműeknél. Az OLS-becslésekkel megegyező együtthatókat a medián környezetében találunk. Tehát a feltételes várható érték esetében ismert jövedelem-elégedettség kapcsolat alapján téves következtetésekre jutnánk az étellel való elégedettség feltételes eloszlásának szélein elhelyezkedőkre vonatkozóan. A jövedelem 10 százalékos növekedése az étellel való elégedettség eloszlásának alsó részén 0,07-0,08 egység elégedettségnövekedéssel párosul, míg az eloszlás felső részén a hatás nagyjából 0,03-0,04 egység.

A kvantilis regressziók csökkenő együtthatói még jobban látszanak az 1. ábrán, ahol a 2. táblázattal szemben nemcsak az egyes decilisek esetében, hanem az elégedettség feltételes eloszlásának 5 és 95 percentilise között is minden ötödik percentilise becslöttük a jövedelem együtthatóját. Az ábrán a folytonos vonal ezt, a szürke sáv a becslés 95 százalékos konfidencia-intervallumát, míg a szaggatott vonal az OLS-becslés értékét mutatja. Láthatjuk, hogy az eloszlás felsőbb részén térnek el leginkább az OLS-becsléstől az együtthatók, és a 95. percentilisnél az már nem különbözik szignifikánsan nullától. Az alsó és a felső tartományban eltérő hatása van az anyagi helyzetnek.

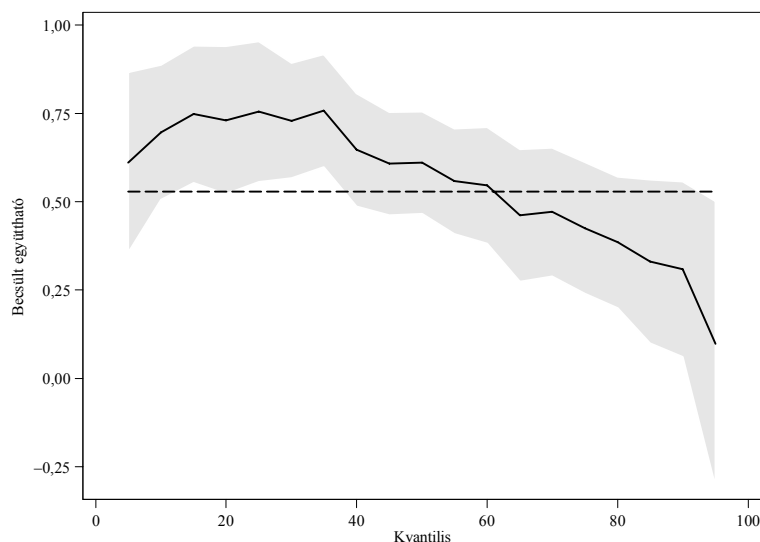
2. táblázat

A jövedelem és az élettel való elégedettség kapcsolata kvantilis regressziós becsléssel

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Magyarzóváltozó	1. decilis	2. decilis	3. decilis	4. decilis	5. decilis	6. decilis	7. decilis	8. decilis	9. decilis
$\ln(\text{Ekvivalens havi háztartási jövedelem})$	0,697*** (0,097)	0,731*** (0,107)	0,730*** (0,083)	0,647*** (0,082)	0,611*** (0,074)	0,546*** (0,084)	0,471*** (0,093)	0,385*** (0,095)	0,309*** (0,127)
Kontrollváltozók	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Pszéudo $R^2$	0,193	0,144	0,152	0,166	0,175	0,135	0,140	0,084	0,060



1. ábra. A jövedelem becült együtthatói kvantilis regresszió alapján



*Megjegyzés.* A folytonos vonal a jövedelem kvantilis regressziókkal becült együtthatóit mutatja. A szürke sáv a becült kvantilis regressziós együtthatók 95 százalékos konfidencia-intervalluma. A szaggatott vonal az OLS-becslésből kapott együttható.

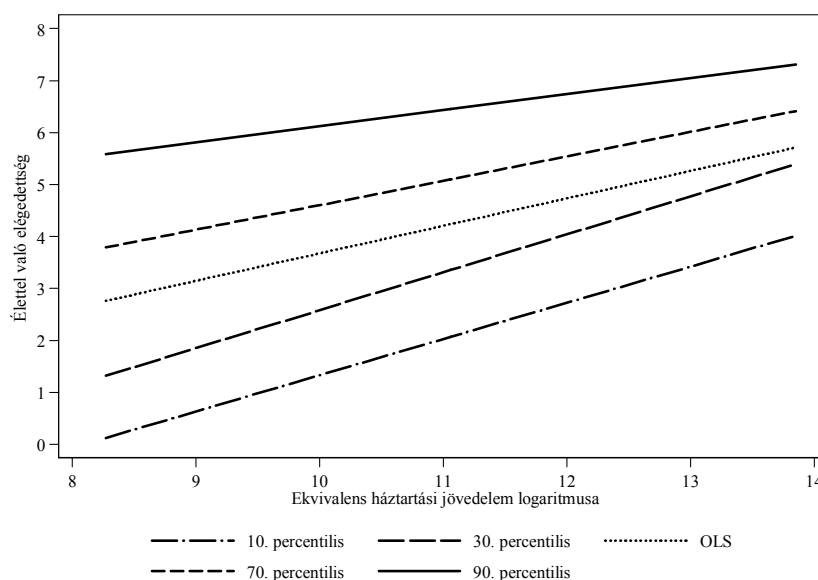
Nem szabad elfelejteni, hogy a kvantilis regressziók eredményei nem egyénekről, hanem a szubjektív jóllét feltételes eloszlásának alakjáról adnak információt. Ennek megfelelően a kapott eredmények talán legszemléletesebben az ennek kvantiliseire illesztett egyenesekkel mutathatók meg. A 2. ábra a jövedelem és az étellel való elégedettség koordináta-rendszerében mutatja az OLS-, valamint kvantilis regressziós becsléseket. Utóbbiak közül a 10., 30., 70. és 90. percentilisek eredményeit ábrázoljuk.<sup>14</sup> Megfigyelhető, hogy a feltételes eloszlás felső részére illesztett egyenes meredeksége lényegesen kisebb, mint az alsó részen kapott egyeneseké. Az is jól látszik, hogy az anyagi jólét növekedésével párhuzamosan az elégedettség szórása csökken.

Összességében az OLS-regressziók eredményei alapján azt várnánk, hogy a jövedelem növekedése pozitív elégedettségbeli változással jár. Ugyanakkor a kvantilis regressziók azt mutatják, hogy ennél komplexebb az összefüggés; az elégedettség és a jövedelem kapcsolata nem ugyanolyan a feltételes eloszlás teljes egészén. Magas elégedettség elérhető alacsony jövedelem esetén is, ugyanakkor a kiemelkedően magas anyagi jólétben élők között kevésbé találunk elégedetlen személyeket.<sup>15</sup>

<sup>14</sup> Az egyenesek meredekségei a 2. táblázat megfelelő becsléseivel azonosak.

<sup>15</sup> Az eredményeken az sem változtat, ha a legszegényebbeket és a leggazdagabbakat, azaz a jövedelemváltozónk alsó és felső 2-2 százalékát kihagyjuk az elemzésből.

2. ábra. Az elégedettség és jövedelem kapcsolatának becsült összefüggése – a jövedelem OLS- és kvantilis regressziókkal becsült együtthatói



## 5.2. Ordinális probit és általánosított ordinális probit modellek

Mivel a függő változónk ordinális, ezért módszertanilag a leginkább olyan elemzési technikát érdemes alkalmazni, ami figyelembe veszi ezt a sorrendi jelleget. Például az ordinális probit modellt. A 3. táblázat mutatja a jövedelem ilyen módszerrel becsült együtthatóit. Az OLS-becslésekhez hasonlóan erősen szignifikáns, pozitív együtthatót kapunk, ami arra utal, hogy az anyagi helyzet javulása növeli a legfelső elégedettségi kategóriába tartozás valószínűségét, és csökkenti az extrém elégedetlenség esélyét. Ennél többet ugyanakkor a becsült együtthatók alapján nem tudunk mondani. Pontos képet majd az egyes kategóriákba tartozás esélyeinek változásáról az MPE-értékek kiszámítása esetén kaphatunk, előbb azonban nézzük meg az általánosított modell együtthatóit.

Ha az ordinális probit általánosított változatát futtatjuk, amelyben a jövedelem esetében megengedjük a kimenetektől függő együtthatókat, míg a többi kontrollváltozó esetében megtartjuk a párhuzamos regressziók feltevését, akkor a 4. táblázatban közölt eredményeket kapjuk.<sup>16</sup> Ahogy azt korábban bemutattuk, az általánosított modell  $J-1$

<sup>16</sup> Az eredmények akkor sem változnak érdemben, ha minden változó esetében feloldjuk a kimenettől független együtthatók megkötését.

darab (esetünkben tehát 8)  $\beta$  együtthatót becsül, mivel az utolsó kategóriába esés valószínűsége a többi kategóriába tartozás esélye alapján egyértelműen megadható. Az egyes kategóriák esetében becsült koefficiensek lényegesen különböznek egymástól, ami azt bizonyítja, hogy valóban nem megfelelő az ordinális probit modell mögött meghúzódó implicit feltevés, miszerint a modellünk egyenértékű  $J-1$  darab olyan probit modellel, amelyek esetében a jövedelem együtthatója azonos. Az alsó elégedettségi kategóriák becsült együtthatói nagyobbak az egyszerű ordinális probittal becsült koefficiensnél, míg a magasabb elégedettségi kategóriáknál kisebbek.

3. táblázat

*A jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolata ordinális probit modell alapján*

Magyarázóváltozó	Együttható
ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem)	0,319*** (0,053)
Kontrollváltozók	igen
Pszeudo $R^2$	0,068
$N$	3 602

4. táblázat

*A jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolata általánosított ordinális probit modell alapján*

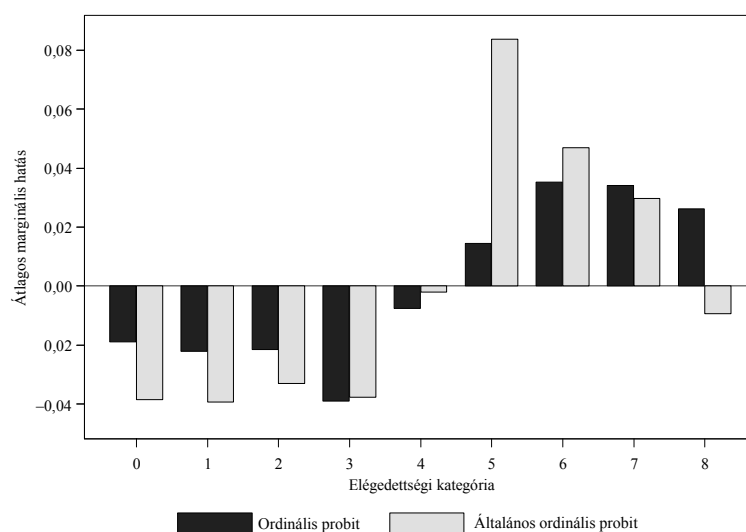
Elégedettségi kategóriák	Együttható ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem)	Elégedettségi kategóriák	Együttható ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem)
0	0,656*** (0,123)	5	0,222*** (0,064)
1	0,617*** (0,103)	6	0,106 (0,070)
2	0,578*** (0,093)	7	-0,117 (0,087)
3	0,473*** (0,064)	Kontrollváltozók	igen
4	0,443*** (0,062)	Pszeudo $R^2$	0,074
		$N$	3 602

Az egyes koefficiensek önmagukban nem értelmezhetők, a becsült együtthatóknál érdekesebb és informatívabb az egyes kategóriákba esés valószínűségének a változá-

sa. A 3. ábra mutatja az átlagos marginális hatásokat (AMPE-értékek) az ordinális probit és az általánosított ordinális probit esetében. Itt azt jelenítettük meg, hogy hány százalékponttal változik az egyes elégedettségi kategóriákba való tartozás valószínűsége, ha a jövedelem 1 százalékkal nő.

Láthatjuk, hogy az általánosított modell becslései lényegesen eltérnek az ordinális probitétól. Például a jövedelem hatása az általánosított modellben az alsó elégedettségi kategóriák és a mérsékelten elégedett kimenetek esetében abszolút értékben nagyobb, míg a legelégedettebbeket magában foglaló kimeneteknél alacsonyabb. Összességében az általánosított modell szerint a jövedelem emelkedése lényegesen kisebb valószínűséggel növeli a nagyon elégedettek közé tartozás valószínűségét, mint azt az egyszerű ordinális probit modell mutatja. A legmagasabb, 8. kategória esetében nem találtunk szignifikáns hatást, azaz a materiális jólét javulása nem emeli a leginkább elégedett kategóriába való tartozás esélyét. Az általánosított modell eredményei szerint a legelégedetlenebbek közé tartozás valószínűsége nagyobb mértékben csökken az ordinális probit modell előrejelzéséhez képest.<sup>17</sup>

3. ábra. A jövedelem 1 százalékos változásának átlagos hatása az elégedettségi kategóriákba tartozás valószínűségére (százalékpont)



<sup>17</sup> Hasonló eredményeket kapunk akkor is, ha nem a százalékpontos, hanem az egyes kategóriákba esés valószínűségének százalékos változását nézzük, tehát amikor a százalékpontos változásokat az adott kategóriába esés valószínűségével osztjuk. A felsőbb elégedettségi kategóriákat tekintve a jövedelem esetében a legnagyobb hatást az 5. kategória esetében találjuk. A legfelső elégedettségi kategóriába esés valószínűsége nem nő szignifikáns mértékben. Továbbá az eredmények abban az esetben sem változnak érdemben, ha az anyagi helyzetet mutató három változónk alsó és felső 2-2 százalékát kihagyjuk az elemzésből.

## 6. Összegzés

Tanulmányunkban a jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolatát vizsgáltuk egyéni keresztmetszeti adatok segítségével. Fő kérdésünk az volt, hogy a szubjektív jólléti mutatók elemzésénél megszokott OLS-regresszióval és az ordinális probit modellel szemben a vizsgált kapcsolatról teljesebb képet adó kvantilis regresszió és a rugalmasabb általánosított ordinális probit modell mennyiben ad eltérő eredményt, mennyiben vonhatók le ezekből más következtetések. Eredményeinkkel demonstráltuk azt, hogy ezek a módszerek hasznos kiegészítést jelentik a standard elemzéseknek. Megmutattuk, hogy az OLS-regresszió esetében kapott pozitív összefüggés az elégedettség feltételes eloszlásának felső szélén kevésbé érvényesül, míg az alsó szélén az OLS-becslésnél erősebb a kapcsolat. Mindez azt jelenti, hogy a „gazdagok” között a legelégedetlenebbek magasabb szubjektív jóllétről számolnak be, mint a „szegények” között a legelégedetlenebbek. Ugyanakkor a „gazdagok” és „szegények” között a relatíve magas elégedettségi szinten levők szubjektív jólléte között nincs érdemi eltérés. Másképp fogalmazva: a jövedelem növekedésével csökken annak az esélye, hogy valaki boldogtalan legyen, azonban számottevő anyagi jólét, magas jövedelem nélkül is elégedett lehet valaki.

Az ordinális probit modell eredményei szerint a jövedelem növekedése jelentős mértékben növeli a legfelső elégedettségi kategóriákba tartozás valószínűségét, azonban a rugalmasabb általánosított ordinális probit modell alapján a materiális jólét hatása korlátozottabb. A jövedelem növekedése az utóbbi modell szerint nem változtatja meg a legfelső elégedettségi kategóriába való esés valószínűségét, ugyanakkor az anyagi jólét fokozódása jobban csökkenti a legalacsonyabb elégedettségi kategóriákba tartozás esélyét is, mint a hagyományos ordinális probit modell. Mind ezen eredmények tehát azt mutatják, hogy az elemzéshez használt módszerek körültekintő megválasztása elengedhetetlen a vizsgált összefüggés „valódi” jellegének megismeréséhez.

A jövedelem általunk becsült, korlátozottnak nevezhető hatása mögött több tényező is állhat. Itt csak röviden utalnánk az első részben ismertetett szakirodalomra. Az aspirációs szint változása és a társadalmi összehasonlítás jelensége is mérhető az anyagi jólét és az elégedettség kapcsolatát. A társadalom magasabb jövedelmű tagjai helyzetüket más csoportokhoz képest értékelik, mint a szegényebbek, így az abszolúthoz képest a relatív helyzetük között lényegesen kisebb az eltérés. A nagyobb jövedelem magasabb aspirációs szinttel jár együtt, így kevésbé képes a szubjektív jólét növelésére. A jobb anyagi helyzet pozitív hatásait mérsékelheti az időfelhasználás változása, az együttműködés és a társas kapcsolatok iránti preferenciák módosulása, illetve az egyének személyiségvonásai. Amennyiben az anyagi javak birtoklása iránti vágy részben tanult, a szocializáció során elsajátított jellemvonás, akkor ezzel a tanulási folyamattal is magyarázható az, hogy miért

vannak számottevő arányban olyanok, akik alacsony jövedelem mellett magas elégedettségről számolnak be.

## Függelék

*Az elemzésben felhasznált változók leíró statisztikái*

Változó	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
Élettel való elégedettség	4,35	1,91	0	8
Ekvivalens havi háztartási jövedelem (Ft)	90 454	60 793	3 900	1 036 667
Nő	0,53	0,50	0	1
Életkor (év)	46,10	18,46	16	96
Háztartásnagyság (fő)	3,10	1,41	1	9
Egészségi állapot				
Rossz	0,10	0,31	0	1
Változó, inkább jó	0,20	0,40	0	1
Változó, nem kielégítő	0,34	0,48	0	1
Kiegyensúlyozottan jó	0,35	0,48	0	1
Iskolai végzettség				
Maximum nyolc általános	0,30	0,46	0	1
Szakma	0,30	0,46	0	1
Érettségi	0,28	0,45	0	1
Felsőfok	0,13	0,33	0	1
Családi állapot				
Nőtlen, hajadon	0,22	0,42	0	1
Házas, élettársal él	0,59	0,49	0	1
Elvált	0,08	0,27	0	1
Özvegy	0,11	0,32	0	1
Munkaerő-piaci státus				
Alkalmazott	0,41	0,49	0	1
Saját vállalkozás	0,04	0,19	0	1
Ideiglenesen nem dolgozik	0,04	0,20	0	1
Munkanélküli	0,06	0,24	0	1
Nyugdíjas	0,32	0,47	0	1
Tanuló	0,09	0,29	0	1
Egyéb inaktív	0,03	0,17	0	1

*Megjegyzés.* N = 3 602.

## Irodalom

- AKAY, A. – MARTINSSON, P. [2011]: Does Relative Income Matter for the Very Poor? Evidence from Rural Ethiopia. *Economics Letters*. Vol. 110. No. 3. pp. 213–215.
- ANGRIST, J. D. – PISCHKE, J.-S. [2009]: *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press. Princeton.
- BINDER, M. – COAD, A. [2011]: From Average Joe’s Happiness to Miserable Jane and Cheerful John: Using Quantile Regressions to Analyze the Full Subjective Well-Being Distribution. *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 79. Issue 3. pp. 275–290.
- BLANCHFLOWER, D. G. – OSWALD, A. J. [2004]: Well-Being Over Time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics*. Vol. 88. No. 7–8. pp. 1359–1386.
- BOES, S. – WINKELMANN, R. [2006]: Ordered Response Models. *Algemeines Statistisches Archiv*. Vol. 90. No. 1. pp. 167–181.
- BOES, S. – WINKELMANN, R. [2010]: The Effect of Income on General Life Satisfaction and Dissatisfaction. *Social Indicators Research*. Vol. 95. Issue 1. pp. 111–128.
- BOYCE, C. J. – WOOD, A. M. [2011]: Personality and the Marginal Utility of Income: Personality Interacts with Increases in Household Income to Determine Life Satisfaction. *Journal of Economic Behavior & Organization*. Vol. 78. No. 1–2. pp. 183–191.
- BRICKMAN, P. – COATES, D. – JANOFF-BULMAN, R. [1978]: Lottery Winners and Accident Victims: Is Happiness Relative? *Journal of Personality and Social Psychology*. Vol. 38. No. 8. pp. 917–927.
- BUDRIA, S. – FERRER-I-CARBONELL, A. [2012]: *Income Comparisons and Non-Cognitive Skills*. SOEP Papers on Multidisciplinary Panel Data Research. 441. DIW. Berlin.
- CLARK, A. E. – FRIJTERS, P. – SHIELDS, M. A. [2008]: Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles. *Journal of Economic Literature*. Vol. 46. No. 1. pp. 95–144.
- DI TELLA, R. – MACCULLOCH, R. [2010]: Happiness Adaptation to Income Beyond “Basic Needs”. In: Diener, E. – Helliwell, J. F. – Kahneman, D.: *International Differences in Well-Being*. Oxford University Press. Oxford. pp. 217–246.
- DIENER, E. – BISWAS-DIENER, R. [2002]: Will Money Increase Subjective Well-Being? *Social Indicators Research*. Vol. 57. No. 2. pp. 119–169.
- DIENER, E. – NG, W. – HARTER, J. – ARORA, R. [2010]: Wealth and Happiness Across the World: Material Prosperity Predicts Life Evaluation, Whereas Psychosocial Prosperity Predicts Positive Feeling. *Journal of Personality and Social Psychology*. Vol. 99. No. 1. pp. 52–61.
- EASTERLIN, R. A. – ANGELESCU, L. [2009]: *Happiness and Growth the World Over: Time Series Evidence on the Happiness-Income Paradox*. IZA Discussion Paper. No. 4060. Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit. Bonn.
- EASTERLIN, R. A. – MCVEY, L. A. – SWITEK, M. – SAWANGFA, O. – ZWEIG, S. J. [2010]: The Happiness–Income Paradox Revisited. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*. Vol. 107. No. 52. pp. 22463–22468.
- EASTERLIN, R. A. [1973]: Does Money Buy Happiness? *The Public Interest*. Vol. 30 Winter. pp. 3–10.
- EASTERLIN, R. A. [1974]: Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. In: David, P. A. – Reder, M. W. (eds.): *Nations and Households in Economic Growth*. Academic Press. New York. pp. 89–125.

- EASTERLIN, R. A. [1995]: Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All? *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 27. Issue 1. pp. 35–47.
- EASTERLIN, R. A. [2005]: A Puzzle for Adaptive Theory. *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 56. No. 4. pp. 513–521.
- EASTERLIN, R. A. [2013]: Happiness, Growth, and Public Policy. *Economic Inquiry*. Vol. 51. No. 1. pp. 1–15.
- FERRER-I-CARBONELL, A. – FRIJTERS, P. [2004]: How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness? *Economic Journal*. Vol. 114. Issue 497. pp. 641–659.
- FERRER-I-CARBONELL, A. [2005]: Income and Well-Being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect. *Journal of Public Economics*. Vol. 89. Issue 5–6. pp. 997–1019.
- FREY, B. S. – LUECHINGER, S. – STUTZER, A. [2009]: The Life Satisfaction Approach to Valuing Public Goods: The Case of Terrorism. *Public Choice*. Vol. 138. No. 3–4. pp. 317–345.
- FREY, B. S. – LUECHINGER, S. – STUTZER, A. [2010]: The Life Satisfaction Approach to Environmental Valuation. *Annual Review of Resource Economics*. Vol. 2. No. 1. pp. 139–160.
- FREY, B. S. – STUTZER, A. [2002a]: *Happiness and Economics: How the Economy and Institutions Affect Well-Being*. Princeton University Press. Princeton, Oxford.
- FREY, B. S. – STUTZER, A. [2002b]: What Can Economists Learn from Happiness Research? *Journal of Economic Literature*. Vol. 40. No. 2. pp. 402–435.
- FRIJTERS, P. – HAISKEN-DENEW, J. P. – SHIELDS, M. A. [2004]: Money Does Matter! Evidence from Increasing Real Income and Life Satisfaction in East Germany Following Reunification. *American Economic Review*. Vol. 94. No. 3. pp. 730–740.
- GARROD, G. – WILLIS, K. G. [1999]: *Economic Valuation of the Environment: Methods and Case Studies*. Edward Elgar. Cheltenham, Northampton.
- GREENE, W. H. – HENSHER, D. A. [2010]: *Modeling Ordered Choices: A Primer*. Cambridge University Press. Cambridge.
- GREENE, W. H. [2002]: *Econometric Analysis. Fifth Edition*. Prentice Hall. Upper Saddle River.
- HAJDU G. – HAJDU T. [2011a]: Elégedettség és relatív jövedelem: a referenciacsoport összetételének hatása az információs és státuszhatás erősségére. *Szociológiai Szemle*. 21. évf. 3. sz. 83–106. old.
- HAJDU T. – HAJDU G. [2011b]: A hasznosság és a relatív jövedelem kapcsolatának vizsgálata magyar adatok segítségével. *Közgazdasági Szemle*. LVIII. évf. Január. 56–73. old.
- HAJDU T. – HAJDU G. [2013]: *Szubjektív jóllét és anyagi helyzet: A kvantilis regresszió és az általánosított ordered probit modell eredményeinek összehasonlítása a standard elemzési módszerekkel*. KTI/IE Műhelytanulmányok. MT-DP 2013/28. MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaság-tudományi Intézet. Budapest.
- HELLIWELL, J. F. – PUTNAM, R. D. [2004]: The Social Context of Well-Being. *Philosophical Transactions of the Royal Society B*. Vol. 359. No. 1449. pp. 1435–1446.
- HELLIWELL, J. F. [2003]: How's Life? Combining Individual and National Variables to Explain Subjective Well-Being. *Economic Modelling*. Vol. 20. Issue 2. pp. 331–360.
- KAHNEMAN, D. – KRUEGER, A. B. – SCHADKE, D. – SCHWARZ, N. – STONE, A. A. [2006]: Would You Be Happier If You Were Richer? A Focusing Illusion. *Science*. Vol. 312. No. 5782. pp. 1908–1910.



- KASSER, T. – AHUVIA, A. [2002]: Materialistic Values and Well-Being in Business Students. *European Journal of Social Psychology*. Vol. 32. Issue 1. pp. 137–146.
- KASSER, T. – RYAN, R. M. [1993]: A Dark Side of American Dream: Correlates of Financial Success as a Central Life Aspiration. *Journal of Personality and Social Psychology*. Vol. 65. No. 2. pp. 410–422.
- KNIGHT, J. – SONG, L. – GUNATILAKA, R. [2009]: Subjective Well-Being and Its Determinants in Rural China. *China Economic Review*. Vol. 20. Issue 4. pp. 635–649.
- KOENKER, R. – HALLOCK, K. F. [2001]: Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 15. No. 4. pp. 143–156.
- LAYARD, R. – MAYRAZ, G. – NICKELL, S. [2010]: Does Relative Income Matter? Are the Critics Right? In: *Diener, E. – Helliwell, J. F. – Kahneman, D.: International Differences in Well-Being*. Oxford University Press. Oxford. pp. 139–165.
- LAYARD, R. – MAYRAZ, G. – NICKELL, S. J. [2008]: The Marginal Utility of Income. *Journal of Public Economics*. Vol. 92. No. 8–9. pp. 1846–1857.
- LONG, J. S. – FRIESE, J. [2010]: *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using STATA*. Stata Press. College Station.
- LUECHINGER, S. [2009]: Valuing Air Quality Using Life Satisfaction Approach. *Economic Journal*. Vol. 119. Issue 536. pp. 482–515.
- LUTTMER, E. F. P. [2005]: Neighbors as Negatives: Relative Earnings and Well-Being. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 120. No. 3. pp. 963–1002.
- MCBRIDE, M. [2010]: Money, Happiness, and Aspirations: An Experimental Study. *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 74. pp. 262–276.
- MENTZAKIS, E. – MORO, M. [2009]: The Poor, the Rich and the Happy: Exploring the Link Between Income and Subjective Well-Being. *Journal of Socio-Economics*. Vol. 38. No. 1. pp. 147–158.
- MOGILNER, C. [2010]: The Pursuit of Happiness: Time, Money, and Social Connection. *Psychological Science*. Vol. 21. No. 9. pp. 1348–1354.
- POWDRHAVEE, N. [2010]: How Much Does Money Really Matter? Estimating the Causal Effects of Income on Happiness. *Empirical Economics*. Vol. 39. No. 1. pp. 77–92.
- SACKS, D. W. – STEVENSON, B. – WOLFERS, J. [2012]: Subjective Wellbeing, Income, Economic Development and Growth. In: *Booth, P. (ed.): ... and the Pursuit of Happiness: Wellbeing and the Role of Government*. The Institute of Economic Affairs. London. pp. 59–97.
- SENIK, C. [2004]: When Information Dominates Comparison: Learning from Russian Subjective Panel Data. *Journal of Public Economics*. Vol. 88. No. 9–10. pp. 2099–2123.
- STEVENSON, B. – WOLFERS, J. [2008]: Economic Growth and Subjective Well-Being: Reassessing the Easterlin Paradox. *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 39. No. 1. pp. 1–102.
- STEVENSON, B. – WOLFERS, J. [2013]: Subjective Well-Being and Income: Is There Any Evidence of Satiation? *American Economic Review*. Vol. 103. No. 3. pp. 598–604.
- STUTZER, A. [2004]: The Role of Income Aspirations in Individual Happiness. *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 54. No. 1. pp. 89–109.
- VAN PRAAG, B. M. S. – BAARSMA, B. E. [2005]: Using Happiness Surveys to Value Intangibles: The Case of Airport Noise. *Economic Journal*. Vol. 115. Issue 500. pp. 224–246.

- VAN PRAAG, B. M. S. – FRIJTERS, P. [1999]: The Measurement of Welfare and Well-Being: The Leyden Approach. In: *Kahneman, D. – Diener, E. – Schwarz, N. (eds.): Well-Being: The Foundation of Hedonic Psychology*. Russell Sage Foundation. New York. pp. 413–433.
- VOHS, K. D. – MEAD, N. L. – GOODE, M. R. [2006]: The Psychological Consequences of Money. *Science*. Vol. 314. 17 November. pp. 1154–1156.
- VOHS, K. D. – MEAD, N. L. – GOODE, M. R. [2008]: Merely Activating the Concept of Money Changes Personal and Interpersonal Behavior. *Current Directions in Psychological Science*. Vol. 17. No. 3. pp. 208–212.
- WELSCH, H. [2006]: Environment and Happiness: Valuation of Air Pollution Using Life Satisfaction Data. *Ecological Economics*. Vol. 58. No. 4. pp. 801–813.
- WINKELMANN, R. – BOES, S. [2006]: *Analysis of Microdata*. Springer. Berlin.

## Summary

In this study the authors examine the association between subjective well-being and income using the data of 3 600 individuals from the TÁRKI Household Monitor for the year 2007. Most of the relevant empirical papers use either OLS regression or ordered probit model. The authors apply various approaches to explore this relationship more closely. Comparing the results of OLS regression with quantile regression and the ordered probit model with a generalized ordered probit model, they show that more flexible techniques provide a more complete picture of the income-satisfaction relationship. In the OLS regression, income has a positive impact on satisfaction but the quantile regression models show that this association is less strong at the upper end and stronger at the lower end of the conditional distribution of well-being. On the one hand, the standard ordered probit model predicts a significant positive effect in the highest satisfaction category, whereas the generalized model finds that income does not affect the probability of this highest response. On the other hand, the generalized ordered probit model shows a more negative effect on the lower response categories of satisfaction than the standard ordered probit model. The results suggest that higher income reduces unhappiness but one can be satisfied without high income as well. They also draw attention to the importance of the choice of the methods in satisfaction research.