

Hajdu, Tamás; Hajdu, Gábor

Working Paper

Szubjektív jóllét és anyagi helyzet: A kvantilis regresszió és az általánosított ordered probit modell eredményeinek összehasonlítása a standardelemzési módszerekkel

IEHAS Discussion Papers, No. MT-DP - 2013/28

Provided in Cooperation with:

Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences

Suggested Citation: Hajdu, Tamás; Hajdu, Gábor (2013) : Szubjektív jóllét és anyagi helyzet: A kvantilis regresszió és az általánosított ordered probit modell eredményeinek összehasonlítása a standardelemzési módszerekkel, IEHAS Discussion Papers, No. MT-DP - 2013/28, ISBN 978-615-5243-85-1, Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Budapest

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/108308>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

MŰHELYTANULMÁNYOK

DISCUSSION PAPERS

MT-DP – 2013/28

Szubjektív jóllét és anyagi helyzet:
A kvantilis regresszió és az általánosított ordered probit
modell eredményeinek összehasonlítása a
standardelemzési módszerekkel

HAJDU TAMÁS - HAJDU GÁBOR

Műhelytanulmányok
MT-DP – 2013/28

MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet

Műhelytanulmányaink célja a kutatási eredmények gyors közlése és vitára bocsátása.
A sorozatban megjelent tanulmányok további publikációk anyagául szolgálhatnak.

Szubjektív jóllét és anyagi helyzet: A kvantilis regresszió és az általánosított ordered probit
modell eredményeinek összehasonlítása a standardelemzési módszerekkel

Szerző:

Hajdu Tamás
tudományos segédmunkatárs
Közgazdaság-tudományi Intézet
MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
E-mail: hajdu.tamas@krtk.mta.hu

Hajdu Gábor
tudományos segédmunkatárs
Szociológiai Intézet
MTA Társadalomtudományi Kutatóközpont
E-mail: hajdu@socio.mta.hu

2013. augusztus

ISBN 978-615-5243-85-1
ISSN 1785-377X

Kiadó:
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet

Szubjektív jóllét és anyagi helyzet: A kvantilis regresszió és az általánosított ordered probit modell eredményeinek összehasonlítása a standard elemzési módszerekkel

Hajdu Tamás – Hajdu Gábor

Összefoglaló

Tanulmányukban a szubjektív jólléttel foglalkozó szakirodalom egyik legtöbbet vizsgált kérdését, az étellel való elégedettség és az anyagi helyzet (jövedelem) közti kapcsolatot vizsgáljuk. A fő kérdésünk az, hogy a szubjektív jóllét és a jövedelem kapcsolatáról levonható következtetések mennyiben módosulnak, ha az irodalomban megszokott OLS-regresszió és az ordered probit modellek helyett kvantilis regressziót és általánosított ordered probit modelleket alkalmazunk. A TÁRKI Háztartás Monitor 2007-es adatfelvételének 3600 személyt tartalmazó adatbázisa segítségével megmutatjuk, 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 ordered probit modell alapján a legfelső elégedettségi kategóriák esetében a materiális jólét hatása korlátozottabb a hagyományos ordered 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 anyagi jólét nélkül is elégedett lehet valaki. Mindezek az eredmények az alkalmazott elemzési módszer megválasztásának fontosságára hívják fel a figyelmet.

Tárgyszavak: szubjektív jóllét, jövedelem, kvantilis regresszió, általánosított ordered probit

Journal of Economic Literature (JEL) kód: I31, C21, C25

Köszönetnyilvánítás:

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.

Subjective well-being and material welfare: Comparing quantile regression and generalized ordered probit model with conventional methods

Tamás Hajdu – Gábor Hajdu

Abstract

In this study we examine the association between subjective well-being and material welfare using the data of 3600 individuals from the TÁRKI Household Monitor for the year 2007. Most of the empirical papers on the effect of income on subjective well-being use either OLS regression or ordered probit model. We apply various methods to explore this relationship more deeply. Comparing the results of OLS regression with quantile regression, and the ordered probit model with a generalized ordered probit model we 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. The standard ordered probit model predicts a significant positive effect at 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 predicts a more negative effect for the lower response categories of satisfaction than the standard ordered probit model. These results suggest that higher income reduces unhappiness, but one can be satisfied without high income as well. Our results draw attention to the importance of the choice of methods in satisfaction research.

Keywords: subjective well-being, income, quantile regression, generalized ordered probit

Journal of Economic Literature (JEL): I31, C21, C25

1. BEVEZETÉS

A szubjektív jólléttel foglalkozó szakirodalom egyik legtöbbet vizsgált kérdése az elégedettség és az anyagi helyzet közti kapcsolat. Az idősoros, keresztmetszeti és panel adatokon 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 ordered probit/logit modelleket találunk. Tanulmányunkban elsősorban azt a kérdést vizsgáljuk meg, hogy az anyagi jólét és az étellel való elégedettség közti kapcsolat viszonyáról levonható következtetéseket mennyiben befolyásolja a választott elemzési módszer. Ennek során az OLS regresszió és a kvantilis regresszió valamint az ordered probit és általánosított ordered probit modellek eredményeit vetjük össze.

A módszertani érdekességén túl tanulmányunknak gyakorlati relevanciája is van. A jövedelem és szubjektív jóllét mutatói között fennálló minél pontosabban becsült kapcsolat például a környezeti javak monetáris értékének meghatározása szempontjából is érdekes. A környezeti tényezők pénzbeli értékelésére a hagyományos kinyilvánított preferenciákon és feltárt preferenciákon alapuló módszerek mellett (Garrod – Willis 1999) egyre gyakrabban alkalmaznak szubjektív jólléti mutatókra épülő elemzéseket (Frey et al. 2010). Ennek során a szubjektív jólléttel 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 közt zaj- és légszennyezések esetén is sikerrel alkalmazták (van Praag – Baarsma 2005; Welsch 2006; Luechinger 2009; 2010). 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 felülbecslését (vagy alulbecslését) eredményezheti.¹

A következőkben először röviden áttekintjük a szubjektív jóllét mutatóit (2. rész), majd az elégedettség és a jövedelem közti kapcsolat szakirodalmát mutatjuk be (3. rész). Ezt követően az elemzések során használt módszereket vetjük össze, az OLS és kvantilis regressziót (4. rész), valamint ordered probit és általánosított ordered probit modelleket (5. rész). A felhasznált adatok bemutatása után (6. rész) az eredményeinket ismertetjük (7. rész). A 8. részben összegezzük tanulmányunkat.

¹ Hasonló módon számszerűsíthető például a terrorizmus költsége is (Frey et al. 2009).

2. A SZUBJEKTÍV JÓLLÉT MUTATÓI

A társadalom életminőségének szubjektív mutatói fontos és nélkülözhetetlen kiegészítői az objektív (gazdasági és társadalmi) jelzőszámoknak. Diener és munkatársai (2009) a gazdasági és a társadalmi jelzőszámoknak is számos hiányosságait veszik számba.² Az előbbieket többek között az életminőség számos aspektusát hagyják figyelmen kívül; jóllehet objektívnek tűnnek, maguk is társadalmi konstrukciók; továbbá számos, a társadalom jóllétét inkább csökkentő tényező növeli az értéküket. Az utóbbiakra is igaz, hogy abban az értelemben objektívnek tekinthetőek, hogy egy előre meghatározott szempontrendszer alapján mérik a társadalom jóllétét, ugyanakkor ez a lista néhány személy vagy csoport döntése alapján áll elő. A problémát az jelenti, hogy az egyének preferenciái meglehetősen eltérőek, így elméletben is nehéz lenne egy olyan lista összeállítása, ami mindenki számára érvényesen összegzi egy társadalom jóllétét. Ha lehetséges is volna egy ilyen értelemben tökéletes szempontrendszer létrehozása, akkor is számos mérési és összehasonlítási probléma adódik. Például bizonyos tényezők definiálása és mérése nem egyértelmű (gondoljunk az öngyilkosságra), az egyes indikátorok jelentése és az indikátorok objektív szintje is kultúránként eltérő lehet (például egy adott iskolai végzettség mögötti tudás és kompetencia országonként változó), és végül az indikátorok optimális szintjének meghatározása sem egyértelmű (Mennyi önkéntes munkát kell végezniük az embereknek?).

Az életminőség szubjektív mutatói ezért nem pusztán kiegészítő információkat nyújtanak a gazdasági és a társadalmi jelzőszámok mellé, hanem minőségileg is eltérő indikátorok. Mivel szubjektív értékelést tartalmaznak, ezért képesek a jó élethez szükségesnek gondolt tényezők megítélésének sokféleségét megjeleníteni, továbbá ha a szubjektív mutatószámok reprezentatív mintán alapulnak, akkor jól írják le az egész populáció nézeteit. Mindezeket túl Diener és munkatársai (1997) amellett érvelnek, hogy mivel az egyének kitűntetett helyzetben vannak a saját életminőségük értékelésében, ezért a szubjektív mutatók különösen alkalmasak a társadalom jóllétének mérésére.

A jelen tanulmányban használt szubjektív jóllét fogalmát leggyakrabban az élet különböző területeinek átfogó értékeléseként definiálják, azaz a fogalom az étellel való általános elégedettségre utal. A szubjektivitás abban nyilvánul meg, hogy az egyes egyének a saját értékeik, igényeik, szükségleteik és vágyaik szerint értékelik az életüket, így nem egy objektív, külső mércéhez, hanem a saját belső elvárásaikhoz viszonyítva mérik az élet minőségét.

A szubjektív jóllét mérésére számos kérdéssort és módszert fejlesztettek ki (Diener et al. 1985; Pavot – Diener 1993; Ferrer-i-Carbonell 2002; Csikszentmihályi – Hunter 2003; Kahneman et al. 2004; Kahneman – Riis 2005). A leggyakrabban az egyszerűségük miatt

² A gazdasági jelzőszámok közé sorolják többek közt a GDP-t, foglalkoztatási rátát, szegények arányát, míg a társadalmi indikátorok között olyan mutatókat találunk, mint az öngyilkossági ráta, egyenlőtlenség, felsőoktatási részvétel, írni-olvasni tudók aránya, egy főre jutó orvosok száma.

mégis az egy kérdésen alapuló mutatószámokat használják. Ezekben az esetekben a kérdezetteket az életük („Mindent egybevetve mennyire elégedett az életével?”), az életük alakulásának („Mindent egybevetve mennyire elégedett az élete alakulásával?”) vagy a boldogságuk („Mindent egybevetve mennyire érzi magát boldognak?”) értékelésére kérik jellemzően négy, öt, tíz vagy tizenegy fokú skálán. A skála értékei lehetnek verbális kategóriák, ami a négy vagy ötfokú skálákra jellemző inkább (például nagyon boldog – boldog – boldogtalan – nagyon boldogtalan), és lehetnek numerikusak is. Az utóbbi esetben a skála két végpontjához rendelnek verbális kategóriákat (például teljesen elégedett – teljesen elégedetlen).

Számtalan tanulmány vizsgálta a szubjektív jóllét mutatóinak érvényességét és megbízhatóságát. Eredményeik szerint a jóllét és a pozitív érzelmi állapot egyéb mutatói erősen korrelálnak az elégedettség mérőszámaival (Frey – Stutzer 2002a; Kahneman – Krueger 2006), az elégedettség mutatói jól jelzik előre a későbbi viselkedést (Frijters 2000; Clark 2001), az egyének és a mások általi külső értékelés is hasonló (Sandvik et al. 1993). Több tanulmány is arra az eredményre jutott, hogy különböző földrajzi területeket összehasonlítva az életminőség szubjektív és objektív mutatói erős korrelációban állnak egymással (Moro et al. 2008; Oswald – Wu 2010). Mindezekon túl a mutatók időbeli állandósága is megfelelő (Krueger – Schkade 2008; Schimmack et al. 2010).

3. SZUBJEKTÍV JÓLLÉT ÉS JÖVEDELEM

Az anyagi jólét (és különösen 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.³ Már a korai kutatások rámutattak arra, hogy a magasabb jövedelműek között nagyobb arányban találunk önmagukat boldognak vallókat, mint az alacsony jövedelemmel rendelkezők között (Easterlin 1973; 1974).

A World Value 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 elégedett 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 bírók között (Kahneman et al. 2006).

³ Különösen egyéb tényezőkhez képest (pl. egészségi állapot, munkanélküliség, társas kapcsolatok) áll fent viszonylag mérsékelt kapcsolat az anyagi helyzet és a szubjektív jóllét között.

Ugyanakkor a jövedelem nem növeli korlátlanul a jóllétet, sőt, nem is minden esetben vezet nagyobb elégedettséghez. A kapcsolat inkább nemlineárisnak tűnik; olyan konkáv formájú, ami megfelel a csökkenő határhaszon elméletének (Layard et al. 2008). Az USA-ban 1994-96 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 jövedelműek (az évi 50 000 – 89 999 dollár családi jövedelemmel bírók és az évi 90 000 dollár felett keresők) boldogsága között nincs lényegi eltérés (Kahneman et al. 2006). A World Values Survey első három hullámát használva Helliwell (2003) is a jövedelem csökkenő határhasznát bizonyította. Becslése szerint egy negyedikből az ötödik jövedelmi decilisbe kerülő személy élettel való elégedettsége 0,10 ponttal nő (1-10-es skálán), míg a kilencedik decilisből a tizedikbe való mozgás csupán 0,01 ponttal növeli az elégedettséget. Mindezeket túl Frey – Stutzer (2002a) 1992 és 1994 között gyűjtött svájci adatokon alapuló eredményei szerint öt jövedelmi kategória közül a legmagasabb jövedelmi csoportba tartozók némiképp alacsonyabb elégedettségről számoltak be, mint az utolsó előtti csoport tagjai.

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

A fenti elemzések nem ok-okozati viszonyban vizsgálták a jövedelem és az elégedettség közti kapcsolatot. Valódi oksági kapcsolatok becslése véletlen kísérlettel, természetes kísérlettel vagy instrumentális változót alkalmazó regresszióval lehetséges. Természetes kísérletre példa Frijters et al. (2004) tanulmánya, amely a német újraegyesítés hatására bekövetkezett exogénnek tekintett változásokat használva panel adatok 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 ordered probit becslésekhez képest a jövedelem jóllétre gyakorolt hatását egyes esetekben nagyobbak becsülték (Knight et al. 2009; Powdthavee 2010; Pischke 2011).

Az anyagi jólétet jellemzően a jövedelemmel közelítik az elemzésekben, azonban nem feltétlenül ez a legjobb indikátora. A jövedelem időleges változása adott esetben kevésbé befolyásolja például a fogyasztást, ami jellemzően időben stabilabb. A magasabb jövedelmű periódusok megtakarításából az emberek képesek alacsonyabb jövedelem esetén is fenntartani a korábbi fogyasztási szintjüket. Ennek megfelelően a fogyasztás jobb mutatója lehet a ténylegesen tapasztalt anyagi jólétnek. Hasonló érvek szólnak a vagyoni helyzet, vagyontárgyakkal való rendelkezés mellett. DeLeire – Kalil (2010) különböző típusú

fogyasztási kiadások és egy 5 itemből álló szubjektív jólléti mutató kapcsolatát vizsgálta amerikai adatokon, és mindössze a szabadidővel kapcsolatos kiadások esetében találtak szignifikáns pozitív összefüggést. Headey et al. (2008) a jövedelem, a fogyasztás és a vagyon hatását vizsgálta öt ország adatai alapján. Összességében az elemzés azt mutatta meg, hogy a vagyon és fogyasztás hatása legalább olyan jelentős, de jellemzően inkább jelentősebb, mint a jövedelemé.

A jövedelem és a szubjektív jóllét kapcsolata nem független attól, hogy a jóllét melyik mutatóját használják az elemzésben. Általában erősebb kapcsolat mutatható ki az anyagi jólét és az étellel való elégedettség között, mint az anyagi helyzet és a boldogság között (Diener et al. 2010a; Diener et al. 2010b; Kahneman – Deaton 2010). Másképpen fogalmazva: nem mindegy, hogy a jóllét kognitív vagy affektív indikátorait vizsgáljuk.⁴

Bár tanulmányunk az anyagi jólét és az elégedettség közti kapcsolatot keresztmetszeti adatok segítségével elemzi, röviden érdemes szót ejteni az idősoros adatokon kapott eredményekről is. Richard Easterlin mutatott rá arra, hogy egyéni keresztmetszeti adatokon pozitív irányú kapcsolat mutatható ki a jövedelem és a szubjektív jóllét között, ugyanakkor a 20. század második felében az egyre 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 et al. 2008). Bár Stevenson – Wolfers (2008) bizonyos országok (pl. Japán) esetében meggyőzően cáfolta ezt az állítást a jövedelem valamint az átlagos boldogság között enyhe pozitív összefüggés kimutatásával, más esetekben (pl. USA) ugyanakkor a korábbiakkal megegyező eredményre jutott. A paradoxon érvényességét erősítik Easterlin és Angelescu (2009), Easterlin et al. (2010) valamint Easterlin (2013) tanulmányai, amelyek eredményei azt mutatják, hogy az egyes országokban tapasztalt pozitív irányú jövedelem-elégedettség időbeli kapcsolat inkább kivételnek tekinthető, ugyanis hosszabb időtávot vizsgálva a GDP emelkedése nem jár együtt magasabb elégedettséggel.

Az anyagi jólét és az elégedettség kapcsolatának fent bemutatott vizsgálatait során jellemzően OLS regressziót vagy ordered probit/logit modellt alkalmaztak. Csak kevés olyat

⁴ A szubjektív jóllét szakirodalmában a boldogság, elégedettség kifejezéseket gyakran szinonimaként szokták használni, ugyanakkor ezek nem azonos tartalmú mutatók. A boldogságot jobban befolyásolják az aktuális érzelmi állapotok, így ezt inkább affektív indikátornak tekintik, míg az elégedettség inkább kognitív jellegű mutató.

találunk, amely a tanulmányban általunk is használt kvantilis regressziót vagy általánosított ordered probit modellt alkalmazza. Binder és Coad (2011) a Brit Háztartáspanel (BHPS) 2006-os hullámán vizsgálta a jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolatát kvantilis regresszióval. Elemzésükben kimutatták, hogy az anyagi jólét pozitív kapcsolatban áll az elégedettséggel, ugyanakkor ez a kapcsolat nem azonos a szubjektív jólét feltételes eloszlásának egészén: az elégedetlen személyek esetében a legerősebb, míg a legelégedettebbeknél nem szignifikáns.

Ugyancsak a Brit Háztartáspanelt használta Mentzakis és Moro (2009), akik az 1996 és 2003 közti adatokat általánosított ordered probit modellel elemezve arra az eredményre 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 jólét növelésére.

Boes és Winkelmann (2010) ordered probit, valamint általánosított ordered probit modellel vizsgálta a jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolatát. 1984 és 2004 közötti német paneladatokat (GSOPE) használva azt találták, hogy a standard modellel szemben az általánosított ordered probit modell szerint a férfiak között 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 Easterli-paradoxon és a keresztmetszeti adatokon megfigyelt mérsékelt pozitív irányú összefüggés lehetséges magyarázatai között szerepel az adaptáció és a társadalmi összehasonlítás elmélete (Clark et al. 2008). Az adaptáció miatt a jövedelemnövekedés csak időleges hatással van a szubjektív jól-éltre, mivel az emberek hozzászoknak ezekhez a megváltozott feltételekhez, és a magasabb jövedelem válik a viszonyítás alapjává, így hosszabb távon „visszaáll” az elégedettség korábbi szintje. A jövedelemmel kapcsolatos adaptáció jelenségének létezését számos empirikus tanulmány alátámasztotta. Brickman et al. (1978) tanulmánya 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 adaptáció 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 referenciacsoportunk anyagi helyzeténél jobb vagy rosszabb. Ha *ceteris paribus* a referenciacsoportunk jövedelme emelkedik, akkor szubjektív jóllétünk csökken, hiszen társadalmi státuszunk visszaesését érzékeljük (McBride 2001; Ferrer-i-Carbonell 2005; Luttmer 2005; Layard et al. 2010).⁵ A relatív helyzet 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. Így a relatív helyzet állandósága miatt a jövedelemnövekedés nem fordítódik le egy az egyben az elégedettség emelkedésére. Ez pedig az átlagos elégedettség és boldogság fejlett országokban tapasztalt állandóságát eredményezi.⁶ A keresztmetszeti mintákon megfigyelt ellaposodó jövedelem-elégedettség kapcsolat szintén származhat abból, hogy a társadalom magasabb státuszú tagjai helyzetüket más csoportokhoz képest értékelik, mint a szegényebbek, ennek megfelelően az elégedettség eléréséhez nem ugyanazokat a jóléti kritériumokat kell teljesíteniük.

A fentiekkel áll szoros összefüggésben az aspirációs szint is, ami az egyének által elvárt azon jövedelemszintet jelenti, amihez viszonyítva értékelik helyzetüket (Stutzer 2004; McBride 2010). Az elvárt jövedelem nem időben állandó, meghatározza a korábbi jövedelem és az egyén társadalmi környezetének anyagi helyzete is. Minél magasabb a múltbeli jövedelem és minél magasabb 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.⁷ Összességében a nagyobb anyagi aspirációs szint emelkedésével jár együtt, és ennek következtében az elégedettség sem növekszik.

A megfigyelt kapcsolatot magyarázhatja a magasabb anyagi jóléttel járó nagyobb munkaterhelés, az időfelhasználás változása. A jobb anyagi helyzetűek ugyan több időt töltenek olyan kellemes dolgokkal, mint például aktív pihenés, azonban a munkára és ingázásra fordított idejük is nagyobb, ami jelentősebb mértékű stresszel és nyomással jár

⁵ Ugyanakkor bizonyos körülmények között egy ezzel ellentétes hatás is fennállhat. Egy kiszámíthatatlan, változó környezetben a referenciacsoport jövedelmének növekedése információt szolgáltat az egyén jövőbeni kilátásairól, így növelheti az elégedettséget (Senik 2004; Hajdu – Hajdu 2011a; Hajdu – Hajdu 2011b).

⁶ 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 jólét is megfigyelhető.

⁷ Jó példa erre, hogy 1995-ben még a legmagasabb kereseti csoportba tartozó (évi 100 000 dollár feletti háztartási jövedelemmel rendelkező) amerikaiaknak is a 27 százaléka vélte úgy, hogy nem képes megvásárolni mindent, amire igazán szüksége van, 19 százalékuk pedig azt állította, hogy majdnem a teljes jövedelmét alapvető szükségletekre költi (Schor 1998).

(Kahneman et al. 2006).⁸ 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 et al. 2006; 2008; Mogilner 2010; Gasiorowska et al. 2012), amelyek pedig pozitív kapcsolatban állnak az elégedettséggel (Helliwell – Putnam 2004). Kasser – Ryan (1993) és Kasser – Ahuvia (2002) tanulmányai pedig azt mutatják meg, 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 összhangban van a jólét és az elégedettség közti kapcsolatot két különböző mechanizmusra visszavezető elmélet is. 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. Ugyanakkor elképzelhető az is, hogy az emberek rendelkeznek az anyagi javak birtoklása iránti tanult vággyal is, azaz az alapvető szükségleteken túli dolgokat tartanak kívánatosnak (Diener et al. 2010b). Azok esetében, akik kevésbé vágnak ilyesfajta materiális értékekre, alacsony jövedelem mellett is elérhető magas elégedettség, míg a materialisták esetében ehhez jelentősebb vagyon/fogyasztás szükséges. Igen hasonló következtetésre jutnak azok a tanulmányok, amelyek azt mutatják meg, hogy az egyének személyiségvonásai szignifikáns mértékben befolyásolják a jövedelem határhasznát (Boyce – Wood 2011; Budria – Ferrer-i-Carbonell 2012).

4. OLS VS. KVANTILIS REGRESSZIÓ

A szubjektív jólléti mutatók elemzésénél használt leggyakoribb módszer az OLS regresszió. Ez egyenértékű azzal, hogy a kategoriális függő változót kvázi folytonos változóként kezelik, azt

⁸ Hasonló eredményekre jutnak az időfelhasználás történeti változását vizsgáló kutatások is. Ramey – Francis (2009) tanulmánya szerint a munkaerőpiacon leginkább aktív populáción belül (25-54 évesek) a 20. század második felében az egy főre jutó munkaterhelés Amerikában alapvetően emelkedett. Csökkenés csak a legfiatalabbak között mutatható ki, ugyanakkor esetükben ezt az iskolapadban töltött idő növekedése kíséri. Ezzel párhuzamosan a szabadidő mennyiségében sem mutatható ki egyértelműen pozitív irányú változás, a fiatalabb korosztályok kerültek csupán némiképp kedvezőbb helyzetbe. Krueger (2007) elemzése azt vizsgálja, hogy az 1960-as és a 2000-es évek között történt-e olyan változás az Amerikaiak időfelhasználása tekintetében, ami a vonzóbb, több élvezetet nyújtó tevékenységekkel töltött idő növekedéséhez vezetett. Eredményei azt mutatják, hogy a negatív érzésekkel járó tevékenységekkel töltött idő nem változott, illetve némiképp csökkent a legkellemesebb tevékenységekre fordított idő. Összességében az időfelhasználás szerkezetéből származó „nettó élvezet” állandónak tűnik. A jövedelem növekedése nem tette lehetővé a kevésbé kellemes tevékenységekkel töltött idő csökkenését.

feltételezve, hogy a skála értékei közti távolságot minden esetben azonosnak tekintik a kérdezettek. Azaz például egy 10 fokozatú skála esetében az 1. és 3. kategória közti távolság megegyezik az 5. és 7. kategória közti távolsággal. Ez elég plauzibilis feltételezés feltevés a gyakran 8-11 kategóriás szubjektív jólléti mutatók számszerűsített módon való megfogalmazásának köszönhetően (pl. „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 (pl. „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 ordered probit vagy logit becslési eljárások kvalitatíve igen hasonló eredményekre vezetnek például az általunk is alkalmazott elégedettségmutatók esetén. Az OLS becslések népszerűségének oka az, hogy az eredmények egyszerűen interpretálhatóak.

Az OLS regresszió során lineáris kapcsolatot tételezünk fel a függő (y) és a magyarázó változók között (x).⁹

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

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

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

Ami nem jelent mást, mint hogy a feltételes várható értékekre illeszkedik a keresett lineáris függvény.

Mindez ugyanakkor azt is jelenti, hogy korlátozottan ismerjük meg a függő és független változóink közti 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 nem csak 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 célfüggvény nem az eltérések négyzetösszege, hanem

⁹ A tanulmányban ε végig a szokásos hibatagot jelöli.

az abszolút eltérések aszimmetrikus módon súlyozott összege. A súlyok értékei kvantilisenként (τ) eltérők.

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

A ρ_{τ} súlyfüggvény az adott kvantilis esetében ($0 \leq \tau \leq 1$) eltérő súlyt ad a becslt 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 egyenes alattiak. Ezen becslési eljárás eredménye a feltételes eloszlás megfelelő kvantilisére illesztett egyenes, illetve ennek az egyenesnek a meredeksége (β_{τ}) (Koenker – Hallock 2001; Angrist – Pischke 2009).

5. ORDERED PROBIT VS. ÁLTALÁNOSÍTOTT ORDERED PROBIT

Az ordinális függő változó miatt módszertanilag megfelelőbb olyan elemzési módszer használata, ami figyelembe veszi ezt a sorrendi, kategoriális és nem (feltétlenül) kvantitatív jelleget. Ilyen elemzésre alkalmas az ordered 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^*). Egy bizonyos γ_1 küszöbérték alatti elégedettség esetén a kérdezettek a legelső kategóriába fogják helyezni magukat, míg γ_1 és γ_2 küszöbérték közötti elégedettség esetén alulról a második kategóriát fogják választani, és így tovább. Egy J kategoriás elégedettség esetében tehát a megfigyelt ordinális értékek a látens y^* változó függvényében a következőképpen fognak kialakulni:¹⁰

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

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

¹⁰ Feltesszük, hogy minden j -re $\gamma_{j-1} < \gamma_j$.

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 változó és magyarázó változó között feltételezett lineáris kapcsolat alapján felírható a következő formában:

$$\begin{aligned}\Pr(y_i = 1|x_i) &= F(\gamma_1 - \beta x_i) \\ \Pr(y_i = j|x_i) &= F(\gamma_j - \beta x_i) - F(\gamma_{j-1} - \beta x_i) \\ \Pr(y_i = J|x_i) &= 1 - F(\gamma_{J-1} - \beta x_i)\end{aligned}$$

ahol F normális eloszlásfüggvény.¹¹

Mindezek után felírható a maximalizálandó loglikelihood függvény, aminek segítségével meghatározható a keresett β paraméter:

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

ahol I egy olyan indikátorfüggvény, aminek értéke 1, ha $y_i = j$, és 0 egyébként.

Az ordered probit modell eredményeinek értelmezéséhez nem elegendő önmagában a becslések során kapott β együtthatók ismerete. Ezekből ugyanis nem tudunk minden kétséget kizáróan következtetni arra, hogy adott magyarázóváltozó értékének elmozdulása esetén hogyan módosulnak az egyes kategóriákba esések valószínűségei. Pozitív β érték esetében csak annyit tudunk, hogy x növekedésével a legalacsonyabb kategóriába tartozás valószínűsége csökken, míg az utolsó, J -edik kategóriába tartozás valószínűsége nő (Greene 2002). További számítások szükségesek ahhoz, hogy megkapjuk az egyes kategóriákba esések valószínűségeinek számszerű változását (*marginal probability effects* – MPE), a marginális hatásokat. Ezek az értékek azt mutatják meg, hogy adott magyarázóváltozó kismértékű változása mennyivel módosítja az egyes kategóriákba tartozás valószínűségeit. Mivel az MPE értékek a függő változó egyes kategóriáiba tartozás valószínűségeinek változását adják meg,

¹¹ Mivel $\Pr(y_i^* < \gamma_1 | x_i) = \Pr(\varepsilon_i < \gamma_1 - \beta x_i)$

az összegük 0 lesz. A j-edik kategória esetén a marginális hatást a következőképpen számíthatjuk:

$$MPE_j(x_i) = \frac{\partial \Pr(y_i=j|x_i)}{\partial x_i} = [f(y_{j-1}-\beta x_i) - f(y_j-\beta x_i)]\beta$$

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 tökéletesen átlagos személyre vonatkozóan, azaz a mintabeli átlagos x értékekre (\bar{x}) szokták megadni ezeket a valószínűségváltozásokat:

$$MPE_j(\bar{x}) = \frac{\partial \Pr(y_i=j|\bar{x})}{\partial x} = [f(y_{j-1}-\beta\bar{x}) - f(y_j-\beta\bar{x})]\beta$$

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 a mintában szereplő összes személy MPE értékének átlagát adjuk meg:

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

Az ordered probit modell mögött meghúzódik a „párhuzamos regressziók” néven ismert (*parallel regression assumption*) implicit feltevés (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:

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

Ezzel a módszerrel a J kategóriás függő változónkat J-1-féleképpen tudjuk kettébontani, így tehát ezen kumulált valószínűségek segítségével pontosan J-1 darab bináris függő változós probit modellt tudunk felírni.¹² A fenti kumulált valószínűségek képleteiben (és így a probit modellekben is) a magyarázó változó(i)nk β koefficiense(i) jól láthatóan függetlenek attól, hogy éppen melyik j-edik kategória kumulált valószínűségét írjuk fel. Mindez alapján az

¹² Az utolsó, J-edik kategória esetében értelemszerűen a fenti kumulált valószínűség 1 lesz, hiszen $\Pr(y_i \leq J | x_i) = 1$.

ordered probit modell matematikailag ekvivalens J-1 darab bináris probit modellel, mégpedig olyan J-1 darab probit modellel, amelyek esetében – ahogy azt a fenti képlet mutatja – a magyarázóváltozók β együtthatói azonosak, és csak a konstans változik. Tehát a kumulált valószínűségek segítségével J-1 darab bináris változóra bontva az ordinális függő változónkat, majd ezen változókra egymástól független probit regressziókat futtatva, a következő eredményt kellene kapnunk:¹³

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

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

Az ordered probit modell további jellegzetessége, hogy az egyes kategóriákba tartozás valószínűségeinek változásai (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 β esetén az MPE értékek előjelei az elsőtől az utolsó kategória felé haladva negatívból pozitívvá válnak a sorozat egy bizonyos pontján.

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 (MPE) egymáshoz viszonyított aránya minden egyes kimeneti kategória esetében azonos lesz. Tehát nem lehetséges például, hogy a jövedelem relatíve fontosabb legyen az egészségi állapotnál a magasabb elégedettségi kategóriák esetében, mint az alacsonyabb elégedettségi kategóriák esetében. Ha a jövedelem kétszer nagyobb hatást gyakorol például alulról a 3. elégedettségi kategóriába való tartozás esélyére, mint az egészségi állapot, akkor a legmagasabb elégedettségi kategória esetében is éppen kétszeres lesz a jövedelem hatása.¹⁴

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

Az ordered probit modell fenti rugalmatlanságait (párhuzamos regressziók feltevése, egyszeri előjelváltás, kimenetektől független MPE arányok) kezeli az általánosított ordered probit modell (Boes – Winkelmann 2006; Winkelmann – Boes 2006; Greene – Hensher 2010), amely megengedi, hogy előre meghatározott z változók becsült együtthatói (α)

¹³ A β együtthatók felső indexében azt jelöltük, hogy melyik kumulált valószínűség alapján felírt probit modell eredményéből származik az adott koefficiens. Tehát a β^2 együttható például azon probit becslésből származik, ahol a függő változó azt mutatja, hogy a kérdezett legfeljebb a második legalacsonyabb elégedettségi kategóriába tartozik, vagy annál nagyobb az elégedettsége.

¹⁴ A β együtthatók felső indexei itt azt mutatják, hogy melyik magyarázóváltozóhoz tartoznak.

eltérjenek az egyes kimenetek esetén. Tehát $J-1$ darab koefficienst becsül az adott változóra vonatkozóan. A j -edik kategóriába esés 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 esések valószínűségeinek módosulásai a következőképpen írhatók fel:

$$\text{MPE}_j(z) = f(\gamma_{j-1} - \alpha_{j-1} z - \beta x) \alpha_{j-1} - f(\gamma_j - \alpha_j z - \beta x) \alpha_j$$

A fenti általánosítás segítségével elkerülhetőek a párhuzamos regressziók és az egyszeri előjelváltás restriktív feltevései, valamint a kimenetektől független MPE arányok.

6. ADATOK

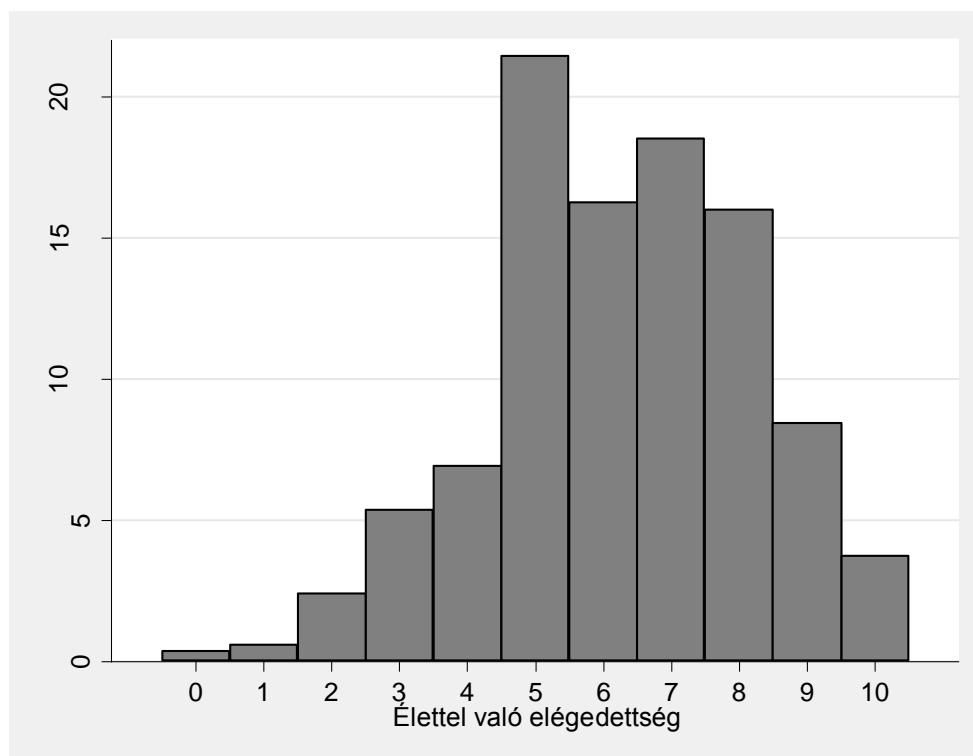
Az elemzéshez a TÁRKI Háztartás Monitor kutatásának 2007-es adatfelvételét használtuk.¹⁵ A kutatás során 2024 háztartásban 3653 egyéni kérdőív készült el. Az utólagosan rétegzett minta nem, életkor, településtípus és iskolai végzettség szerinti megoszlása jól illeszkedik a 16 éves és idősebb népesség megfelelő adataihoz.

A 3653 egyéni kérdőívet kitöltő személy közül kizártuk a mintából azokat, akik nem válaszoltak a szubjektív jóllétre vonatkozó kérdésre (11 fő), és azokat, akiknél valamelyik kontrollváltozó hiányzott (37 fő). A végső minta elemszáma így 3605 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 (lásd 1. ábra), így az elemzéshez használt elégedettség változó kilenckategóriás lett.

¹⁵ Az adatbázist a TÁRKI Adatbank bocsátotta rendelkezésünkre. Az adatgyűjtemény teljes címe: TÁRKI Háztartás Monitor 2007. A magyarországi háztartások anyagi és munkaerőpiaci helyzete. A kutatás vezetői: Szivós Péter és Tóth István György.

Az étellel való elégedettség megoszlása (11 kategória)



A jövedelmet a kérdezett háztartásának ekvivalens havi jövedelmével mértük, és a modellekben logaritmikus formában szerepeltettük. A háztartások fogyasztási egységeit a klasszikus OECD skála segítségével határoztuk meg.¹⁶

Bár tanulmányukban az anyagi helyzetet alapvetően az egy fogyasztási egységre jutó jövedelemmel határozzuk meg, az elemzéseket alternatív anyagi jólét mutatókkal is elvégeztük. Ezek eredmények nagymértékben hasonlítanak a jövedelmet használó elemzések eredményeihez, ezért előbbieket a függelékben közöljük. Két alternatív mutatót használtunk: kiadások és vagyon. A háztartások kiadása egy átlagos hónap összes kiadását jelenti, amit a háztartási kérdőívre válaszoló személy becsült meg. Az egy fogyasztási egységre eső kiadást a jövedelemhez hasonlóan a klasszikus OECD skála segítségével számítottuk. A háztartás vagyoni helyzetét 16 vagyontárgy alapján definiáltuk.¹⁷ Az egyes vagyontárgyakkal való rendelkezést jelző változókat először standardizáltuk, majd a standardizált értékekből összeadás útján indexet képeztünk. A vagyonindexet csak azon háztartásokra számítottuk, amelyek mind a 16 vagyontárgyról szolgáltatott adatokat.

¹⁶ Az első felnőtt 1-es értéket kap, minden további felnőtt háztartástag 0,7-et, míg a 18 év alattiak 0,5 egységet érnek.

¹⁷ HIFI berendezés, mikrohullámú sütő, fagyasztó, mosogatógép, automata mosógép, videomagnó, videokamera, színes tv, digitális fényképező, hagyományos telefon, dvd lejátszó, 300 ezer forint feletti gép vagy sporteszköz, értékes műtárgy, laptop, palmtop, pc

Az egyes modellekben kontrollváltozóként a következők szerepeltek: a kérdezett neme, életkora, életkorának négyzete, iskolai végzettsége (négy kategóriában), családi állapota (négy kategóriában), munkaerőpiaci státusza (hét kategóriában), szubjektív egészségi állapota (négy kategóriában), a kérdezett háztartásának összlétszáma. Az felhasznált változók leíró statisztikái a függelékben F1. táblázatában olvashatóak.¹⁸

7. EREDMÉNYEK

7.1. OLS REGRESSZIÓ ÉS KVANTILIS REGRESSZIÓ

A jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolatát elsőként az OLS regresszió segítségével vizsgáljuk meg, az 1. táblázat tartalmazza a modell eredményeit. A táblázatban, ahogy majd a továbbiakban is, csak a számunkra érdekes változók becsült együtthatóit jelenítjük meg. Eredményünk szerint a jövedelem erősen szignifikáns pozitív kapcsolatban áll az étellel való elégedettséggel, tehát a jövedelmi helyzet javulásának hatására is növekszik az étellel való elégedettség. A jövedelem 10 százalékos növekedése nagyjából 0,05 egységgel növeli az étellel való elégedettséget ($\ln(1,1) \cdot 0,53 = 0,051$). Összehasonlításképpen a nőtlenekhez, hajadonokhoz képest a házasok modelltől függően 0,61 egységgel elégedettebbek, míg az önmagukat rossz egészségi állapotúak szubjektív jólléte 1,66 egységgel marad el a kiegyensúlyozottan jó egészségi állapotúakétól. A munka elvesztésének hatására pedig nagyjából 0,5 egységgel csökken az étellel való elégedettség. Tehát nem mondhatjuk, hogy tökéletesen igaz lenne a „pénz nem boldogít” mondás, ugyanakkor egyértelműnek tűnik, hogy az anyagi jólét mérsékelt változásának a hatása elmarad egyéb élethelyzetektől, eseményekétől.¹⁹

¹⁸ A kvantilis regressziókat a STATA qreg parancsával futtattuk, míg az általánosított ordered probit modelleket a gologit2 parancssal becsültük.

¹⁹ Az OLS regressziók és néhány további modell részletes eredményei a függelékben olvashatóak.

Az anyagi helyzet és az étellel való elégedettség kapcsolata, OLS

| | (1) |
|--|---------------------|
| Ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem) | 0,529*** (0,085) |
| Kontrollváltozók | igen |
| Korrigált R^2 | 0,244 |
| N | 3602 |

Becslési eljárás: OLS

Függő változó: Étellel való elégedettség

A háztartásokra klaszterezett robusztus standard hibák zárójelben

Kontrollváltozók: nem, életkor, életkor négyzete, iskolai végzettség, családi állapot, munkaerőpiaci státusz, egészségi állapot, háztartásnagyság

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

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 sorrendben. Ennek megfelelően kissé pontatlanul fogalmazva azt mondhatjuk, hogy a táblázatok 1-es oszlopa a legkevésbé elégedett 10 százalék vonatkozásában mutatja az anyagi helyzet jólétre gyakorolt hatását, a 2-es oszlopa az elégedettségi sorban következő 10 százalék esetében, és így tovább. Alapvetően csökkenő értékű együtthatókat figyelhetünk meg, ahogy haladunk az első decilistől a kilencedik decilisig. Ez azt jelenti, hogy a jövedelem növekedése inkább az étellel való elégedettség feltételes eloszlásának alján elhelyezkedők esetében növeli az elégedettséget. A jó anyagi helyzetűek között az elégedetlenek magasabb jólétről számolnak be, mint a rosszabb anyagi helyzetűek között az elégedetlenek. Ugyanakkor a jó anyagi helyzetűek között az elégedettek szubjektív jóléte igen hasonló a rosszabb anyagi helyzetűek között elégedettek számítókéhoz. Másképp fogalmazva: magas elégedettség elérhető alacsony jövedelem, ugyanakkor a kiemelkedően magas anyagi jólétben élők között kevésbé találunk elégedetlen személyeket. Az OLS becslésekkel megegyező együtthatókat a medián környezetében találunk. Tehát a feltételes várható érték esetében ismert anyagi jólét-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 elégedettség-növekedéssel párosul, míg az eloszlás felső részén a hatás nagyjából 0,03-0,04 egység.

A jövedelem és az étellel való elégedettség kapcsolata, kvantilis regresszió

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|--|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | p10 | p20 | p30 | p40 | p50 | p60 | p70 | p80 | p90 |
| Ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem) | 0,697*** | 0,731*** | 0,730*** | 0,647*** | 0,611*** | 0,546*** | 0,471*** | 0,385*** | 0,309*** |
| | (0,087) | (0,116) | (0,080) | (0,076) | (0,071) | (0,089) | (0,101) | (0,092) | (0,100) |
| Kontrollváltozók | igen | igen | igen | igen | igen | igen | igen | igen | igen |
| Pszeudo R^2 | 0,193 | 0,144 | 0,152 | 0,166 | 0,175 | 0,135 | 0,140 | 0,084 | 0,060 |
| N | 3602 | 3602 | 3602 | 3602 | 3602 | 3602 | 3602 | 3602 | 3602 |

Becslési eljárás: Kvantilis regresszió

Függő változó: Étellel való elégedettség

Kontrollváltozók: nem, életkor, életkor négyzete, iskolai végzettség, családi állapot, munkaerőpiaci státusz, egészségi állapot, háztartásnagyság

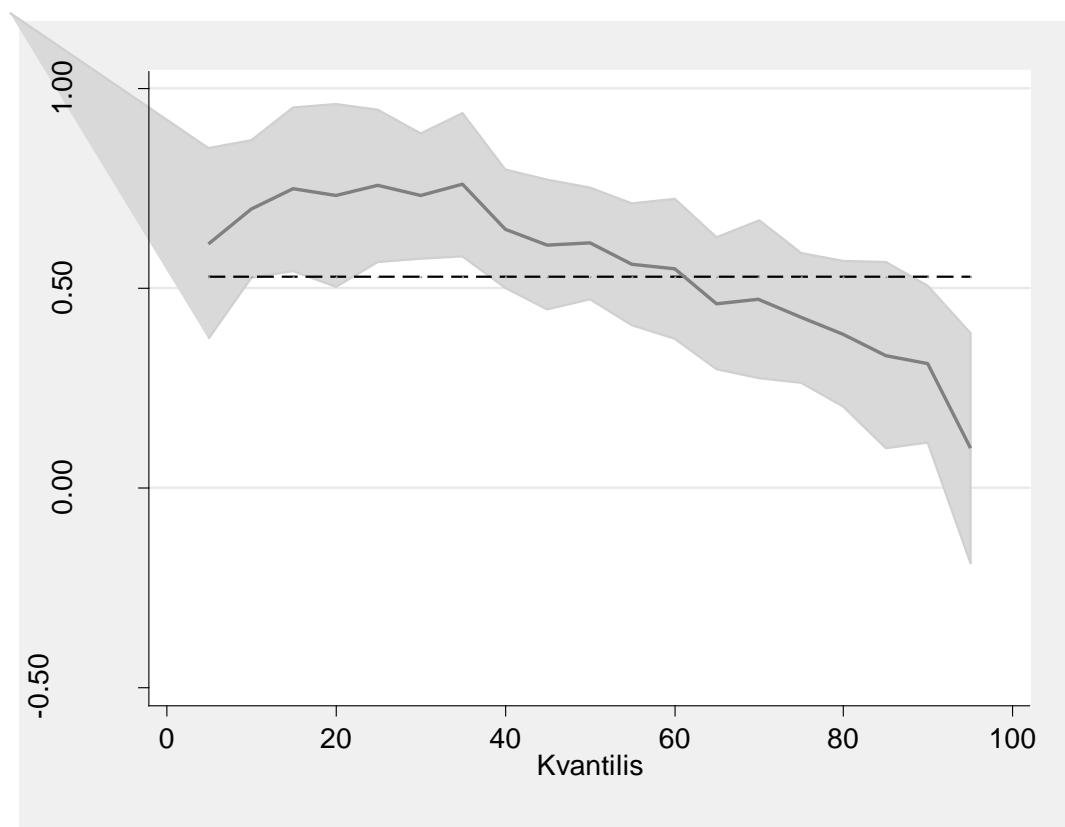
A modellek a kontrollváltozók missing értékeit jelölő dummy változókat is tartalmaznak

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

A kvantilis regressziók csökkenő együttthatói még jobban látszanak a 2. ábrán, ahol a 2. táblázattal szemben nem csak az egyes decilisek esetében, hanem az elégedettség feltételes eloszlásának 5. és 95 percentilise között minden ötödik percentilisre becsültük az anyagi jólét együttthatóját. Az ábrákon a folytonos vonal mutatja az egyes kvantilisek esetén a jövedelem együttthatóját, a szürke sáv a becslés 95 százalékos konfidencia intervallumát jelzi, míg a szaggatott vonal az OLS becslés értékét ábrázolja. Azt láthatjuk, hogy az eloszlás felsőbb részén térnek el leginkább az OLS becsléstől az együttthatók, több esetben nem is különböznek szignifikánsan a nullától. Illetve az alsó és felső tartományban egyértelműen eltérő hatása van az anyagi helyzetnek.

2. ábra

A jövedelem becsült együttthatói, kvantilis regresszió



Megjegyzés: A folytonos vonal a jövedelem kvantilis regressziókkal becsült együttthatóit mutatja az adott kvantilis esetén. A szürke sáv a becsült kvantilis regressziós együttthatók 95 százalékos konfidencia-intervalluma. A szaggatott vonal az OLS becslésből kapott együtttható.

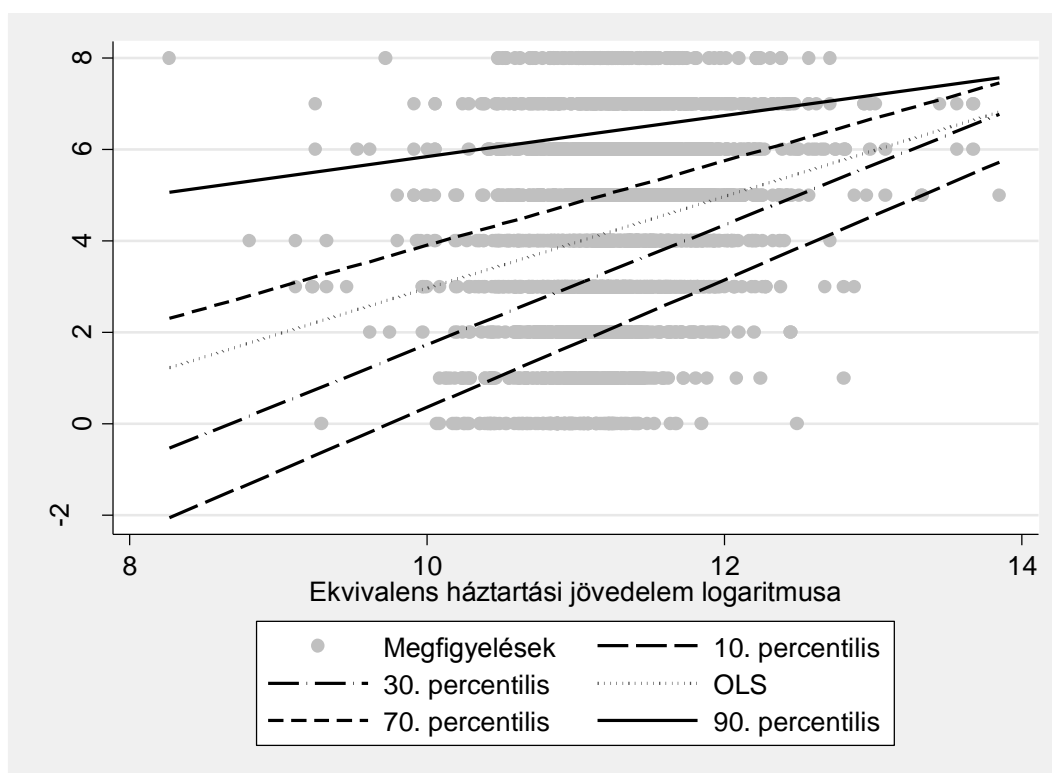
Nem szabad elfelejteni, hogy a kvantilis regressziók eredményei nem egyénekről, hanem a szubjektív jóllét feltételes eloszlásának alakjáról adnak plusz információt. Ennek megfelelően a kapott eredmények talán legszembetűnőbben ezen eloszlással és az eloszlás megfelelő kvantiliseire illesztett egyenesekkel mutathatóak meg. A 3. ábra a jövedelem és az étellel való elégedettség koordinátarendszerben mutatja a megfigyeléseket és a pontokra illesztett OLS, valamint kvantilis regressziós becsléseket. Utóbbiak közül a 10., 30., 70. és 90. percentilisek

eredményeit ábrázoljuk.²⁰ Megfigyelhető, hogy a feltételes eloszlás felső részére illesztett egyenes meredeksége vagy közel 0 vagy legalábbis lényegesen kisebb, mint az eloszlás alsó részén kapott egyenesek meredeksége. Az is jól látszik, hogy az anyagi jólét növekedésével párhuzamosan az elégedettség szórása csökken.

Összességében az OLS regressziók eredményei alapján azt várnánk, hogy az anyagi jólét növekedése pozitív elégedettségbeli változással jár. Ugyanakkor a kvantilis regressziók eredményei azt mutatják, hogy ennél komplexebb az összefüggés, az elégedettség és az anyagi jólét közti kapcsolat nem ugyanolyan a feltételes eloszlás teljes egészén. Magas elégedettség elérhető alacsony jövedelem, kiadás és vagyon esetén is, ugyanakkor a kiemelkedően magas anyagi jólétben élők között kevésbé találunk elégedetlen személyeket.²¹

3. ábra

Az elégedettség és jövedelem kapcsolatának becsült összefüggése (A jövedelem OLS és kvantilis regressziókkal becsült együtthatói)



7.2. ORDERED PORBIT ÉS ÁLTALÁNOSÍTOTT ORDERED PROBIT

Mivel a függő változónk ordinális, ezért módszertanilag a leginkább olyan elemzési technikát érdemes alkalmazni, ami figyelembe veszi ezt a sorrendi jelleget. Például ordered probit

²⁰ Ezen egyenesek meredekségei a 2. táblázat megfelelő becsléseivel azonosak.

²¹ Az eredményeken az sem változtat, ha a legszegényebbeket és a leggazdagabbakat kihagyjuk az elemzésből, azaz az anyagi helyzetet mutató három változónk alsó és felső 2-2 százalékát elhagyjuk.

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 ordered probit általánosított változatát futtatjuk, amelyben az anyagi jólét esetében megengedjük a kimenetektől függő együtthatókat, míg a többi kontrollváltozó esetében megtartjuk a párhuzamos regressziók feltevését, akkor a 4. táblázatban közölt eredményeket kapjuk.²² Ahogy azt korábban bemutattuk, az általánosított modell J-1 darab (esetünkben tehát 8) β 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 ordered probit modell mögött meghúzódó azon implicit feltevés, miszerint a modellünk egyenértékű J-1 darab olyan probit modellel, amelyek esetében a jövedelem együtthatója azonos. Az alsó elégedettségi kategóriák esetében a becsült együtthatók nagyobbak az egyszerű ordered probittal becsült koefficiensnél, míg a magasabb elégedettségi kategóriák esetében kisebbek.

3. táblázat

Az anyagi helyzet és az étellel való elégedettség kapcsolata, Ordred Probit

| | (1) |
|--|---------------------|
| Ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem) | 0,319*** (0,053) |
| Kontrollváltozók | igen |
| Pszeudo R^2 | 0,068 |
| N | 3602 |

Becslési eljárás: Ordered probit

Függő változó: Étellel való elégedettség

A háztartásokra klaszterezett robusztus standard hibák zárójelben

Kontrollváltozók: nem, életkor, életkor négyzete, iskolai végzettség, családi állapot, munkaerőpiaci státusz, egészségi állapot, háztartásnagyság

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

²² Az eredmények akkor sem változnak érdemben, ha minden változó esetében feloldjuk a kimenettől független együtthatók megkötését.

Az anyagi helyzet és az étellel való elégedettség kapcsolata, Általánosított Ordered Probit

| | (1) Ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem) |
|------------------|--|
| 0 | 0,656*** (0,123) |
| 1 | 0,617*** (0,103) |
| 2 | 0,578*** (0,093) |
| 3 | 0,473*** (0,064) |
| 4 | 0,443*** (0,062) |
| 5 | 0,222*** (0,064) |
| 6 | 0,106 (0,070) |
| 7 | -0,117 (0,087) |
| Kontrollváltozók | igen |
| Pszeudo R^2 | 0,074 |
| N | 3602 |

Becslési eljárás: Általánosított ordered probit

Függő változó: Étellel való elégedettség

A háztartásokra klaszterezett robusztus standard hibák zárójelben

Kontrollváltozók: nem, életkor, életkor négyzete, iskolai végzettség, családi állapot, munkaerőpiaci státusz, egészségi állapot, háztartásnagyság

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

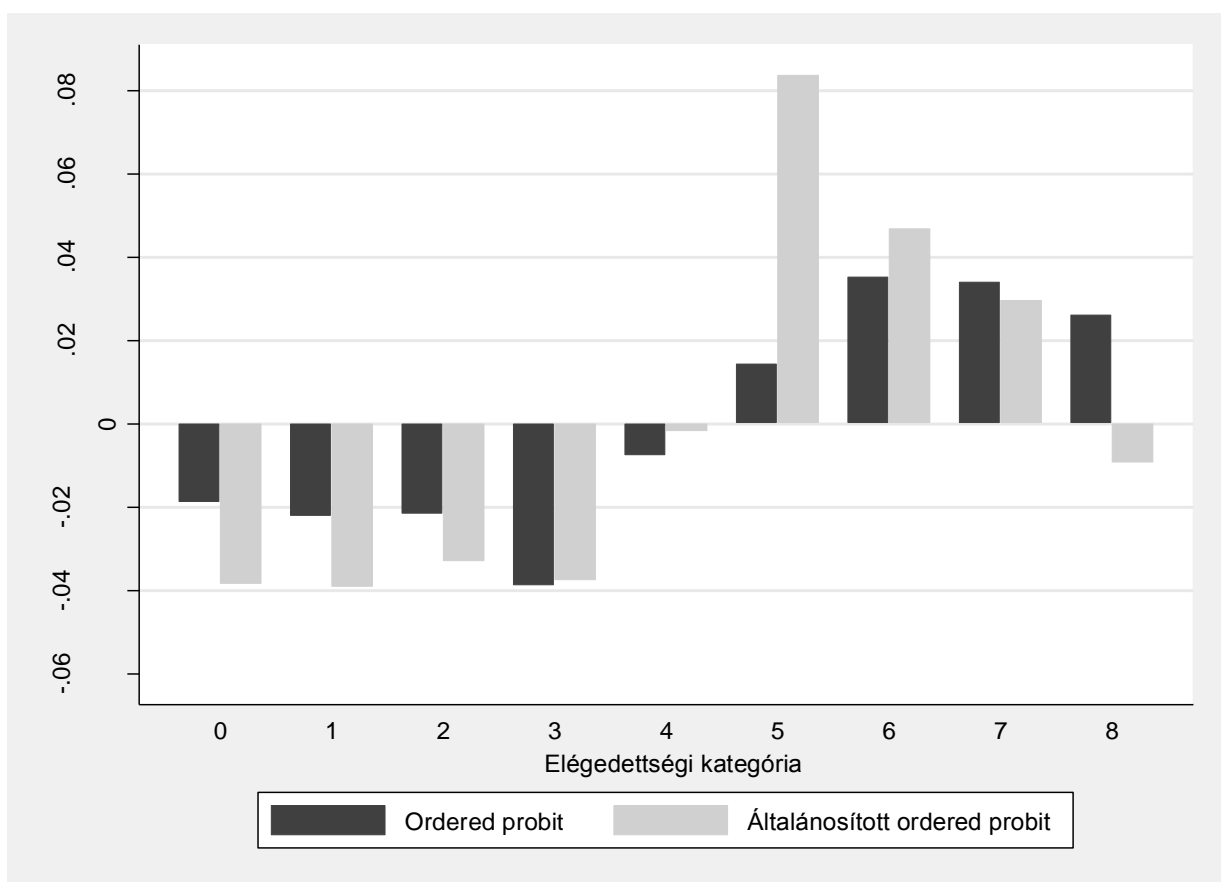
Az egyes koefficiensek önmagukban nem értelmezhetőek, a becslt együtthatóknál érdekesebb és informatívabb az egyes kategóriákba esés valószínűségének a változása. A 4. ábra mutatja az átlagos marginális hatásokat (APE értékek) az ordered probit és általánosított ordered probit esetében. Az ábrán azt 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 ordered probit becslésektől. 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 kimenetek esetében kisebb. Összességében az általánosított modell szerint a jövedelem növekedése lényegesen kisebb valószínűséggel

növeli meg a nagyon elégedettek közé tartozás valószínűségét, mint azt az egyszerű ordered probit modell mutatja. A legmagasabb, 8. kategória esetében nem találtunk szignifikáns hatást, azaz a materiális jólét növekedése nem növeli a leginkább elégedett kategóriába való tartozás esélyét. Az általánosított modell eredményei azonban azt is mutatják, hogy a legelégedetlenebbek közé tartozás esélye nagyobb mértékben csökken az ordered probit modell előrejelzéséhez képest.²³

4. ábra

A jövedelem 1 százalékos változásának átlagos hatása az egyes elégedettségi kategóriákba tartozás valószínűségére (Average marginal probability effect), százalékpont



²³ Igen 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.

8. ÖSSZEGZÉS

Tanulmányunkban az anyagi jólét és az étellel való elégedettség kapcsolatát vizsgáltuk egyéni keresztmetszeti adatok segítségével. Fő kérdésünk az volt, hogy a szubjektív jólléti mutatók elemzésénél megszokott OLS regresszió és ordered probit modellel szemben a vizsgált kapcsolatról teljesebb képet adó kvantilis regresszió és a rugalmasabb általánosított ordered probit modell mennyiben ad eltérő eredményt, mennyiben vonhatóak le ezekből más következtetések. Eredményeinkkel demonstráltuk azt, hogy ezen módszerek hasznos kiegészítését jelentik a standard elemzéseknek. Megmutattuk, hogy az OLS regresszió esetében kapott pozitív összefüggés az elégedettség feltételes eloszlásának felső szélén nem 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 magasra elégedettek szubjektív jólléte között nincs érdemi eltérés. Másképp fogalmazva: az anyagi jólét növekedésével csökken annak az esélye, hogy valaki boldogtalan legyen, azonban jelentős anyagi jólét nélkül is elégedett lehet valaki.

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

Az anyagi helyzet általunk becsült korlátozottnak nevezhető hatása mögött több tényező is állhat. Itt csak röviden utalnánk a 3. részben ismertetett szakirodalomra. Az aspirációs szint változása és a társadalmi összehasonlítása jelensége is mérsékelheti az anyagi jólét és elégedettség közti kapcsolatot. A társadalom magasabb anyagi státuszú tagjai helyzetüket más csoportokhoz képest értékelik, mint a szegényebbek, így a relatív helyzetük között lényegesen kisebb az eltérés, mint az abszolút helyzetük között. A magasabb jövedelem magasabb aspirációs szinttel jár együtt, így kevésbé képes a szubjektív jólét növelésére. A jobb anyagi helyzet pozitív hatásait mérsékelheti az időfelhasználás változása valamint az együttműködés és a társas kapcsolatok iránti preferenciák módosulása is, 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 is magas elégedettségről számolnak be.

HIVATKOZÁSOK

- Akay, Alpaslan – Martinsson, Peter (2011): Does relative income matter for the very poor? Evidence from rural Ethiopia. *Economics Letters*. Vol. 110, 213-215.
- Angrist, Joshua D. – Pischke, Jörn-Steffen (2009): *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press, Princeton.
- Binder, Martin – Coad, Alex (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, 275-290.
- Blanchflower, David G. – Oswald, Andrew J. (2004): Well-being over time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics*. Vol. 88, 1359-1386.
- Boes, Stefan – Winkelmann, Rainer (2006): Ordered response models. *Algemeines Statistisches Archiv*. Vol. 90, 167-181.
- Boes, Stefan – Winkelmann, Rainer (2010): The effect of income on general life satisfaction and dissatisfaction. *Social Indicators Research*. Vol. 95, 111-128.
- Boyce, Christopher J. – Wood, Alex 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, 183-191.
- Brickman, Philip – Coates, Dan – Janoff-Bulman, Ronnie (1978): Lottery winners and accident victims: Is happiness relative? *Journal of Personality and Social Psychology*. Vol. 38, No. 8, 917-927.
- Budria, Santi – Ferrer-i-Carbonell, Ada (2012): Income Comparisons and Non-Cognitive Skills. *IZA Discussion Paper* 6419.
- Clark, Andrew E. (2001): What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data. *Labour Economics*. Vol. 8, No. 2, 223-242.
- Clark, Andrew E. – Frijters, Paul – Shields, Michael A. (2008): Relative income, happiness, and utility: An explanation for the Easterlin paradox and other puzzles. *Journal of Economic Literature*. Vol. 46, No. 1, 95-144.
- Csikszentmihalyi, Mihaly – Hunter, Jeremy (2003): Happiness in Everyday Life: The Uses of Experience Sampling. *Journal of Happiness Studies*. Vol. 4, No. 2, 185-199.
- DeLeire, Thomas – Kalil, Ariel (2010): Does consumption buy happiness? Evidence from the United States. *International Review of Economics*. Vol. 57, No. 2, 163-176.
- Di Tella, Rafael – MacCulloch, Robert (2010): Happiness adaptation to income beyond "basic needs". In.: E. Diener, J. F. Helliwell and D. Kahneman: *International differences in well-being*. Oxford University Press, Oxford 217-246.
- Diener, Ed – Biswas-Diener, Rober (2002): Will money increase subjective well-being? *Social Indicators Research*. Vol. 57, 119-169.
- Diener, Ed – Emmons, Robert A. – Larsen, Randy J. – Griffin, Sharon (1985): The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*. Vol. 49, No. 1, 71-75.
- Diener, Ed – Kahneman, Daniel – Tov, William – Arora, Raksha (2010a): Income's association with judgements of life versus feelings. In.: E. Diener, J. F. Helliwell and D. Kahneman: *International Differences in Well-Being*. Oxford University Press, Oxford, 3-15.

- Diener, Ed – Lucas, Richard E. – Schimmack, Ulrich – Helliwell, John F. (2009): *Well-Being for Public Policy*. Oxford University Press.
- Diener, Ed – Ng, Weiting – Harter, James – Arora, Raksha (2010b): 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, 52-61.
- Diener, Ed – Suh, Eunkook M. – Oishi, Shigehiro (1997): Recent Findings on Subjective Well-Being. *Indian Journal of Clinical Psychology*. Vol. 24, No. 1, 25-41.
- Easterlin, Richard A. (1973): Does money buy happiness? *Public Interest*. Vol. 30 3-10.
- Easterlin, Richard A. (1974): Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In.: P. A. David and M. W. Reder: *Nations and Households in Economic Growth*. Academic Press, New York, 89-125.
- Easterlin, Richard A. (1995): Will raising the incomes of all increase the happiness of all? *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 27, 35-47.
- Easterlin, Richard A. (2005): A puzzle for adaptive theory. *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 56, No. 4, 513-521.
- Easterlin, Richard A. (2013): Happiness, Growth, and Public Policy. *Economic Inquiry*. Vol. 51, No. 1, 1-15.
- Easterlin, Richard A. – Angelescu, Laura (2009): Happiness and growth the world over: Time series evidence on the happiness-income paradox. *IZA Discussion Paper* 4060.
- Easterlin, Richard A. – Angelescu McVey, Laura – Switek, Malgorzata – Sawangfa, Onnicha – Smith Zweig, Jacqueline (2010): The happiness–income paradox revisited. *PNAS*. Vol. 107, No. 52, 22463-22468.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada (2005): Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect. *Journal of Public Economics*. Vol. 89, 997-1019.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada – Frijters, Paul (2004): How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness? *Economic Journal*. Vol. 114, 641-659.
- Frey, Bruno S. – Luechinger, Simon – Stutzer, Alois (2009): The life satisfaction approach to valuing public goods: The case of terrorism. *Public Choice*. Vol. 138, No. 3-4, 317-345.
- Frey, Bruno S. – Luechinger, Simon – Stutzer, Alois (2010): The life satisfaction approach to environmental valuation. *Annual Review of Resource Economics*. Vol. 2, 139-160.
- Frey, Bruno S. – Stutzer, Alois (2002a): *Happiness and Economics: How the economy and institutions affect well-being*. Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- Frey, Bruno S. – Stutzer, Alois (2002b): What can economists learn from happiness research? *Journal of Economic Literature*. Vol. 40, No. 2, 402-435.
- Frijters, Paul (2000): Do individuals try to maximize general satisfaction? *Journal of Economic Psychology*. Vol. 21, No. 3, 281-304.
- Frijters, Paul – Haisken-DeNew, John P. – Shields, Michael 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.
- Garrod, Guy – Willis, Kenneth G. (1999): *Economic Valuation of the Environment: Methods and Case Studies*. Edward Elgar, Cheltenham – Northampton.
- Gasiorowska, A. – Zaleskiewicz, T. – Wygrab, S. (2012): Would you do something for me? The effects of money activation on social preferences and social behavior in young children. *Journal of Economic Psychology*. Vol. 33, No. 3, 603-608.
- Greene, William H. (2002): *Econometric Analysis*. Fifth Edition. Prentice Hall.

- Greene, William H. – Hensher, David A. (2010): *Modeling Ordered Choices: A Primer*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Hajdu, Gábor – Hajdu, Tamás (2011a): Elégedettség és relatív jövedelem: a referenciacsoporthoz viszonyított hatása az információszerezés és státuszhatás erősségére. *Szociológiai Szemle*. Vol. 21, No. 3, 83-106.
- Hajdu, Tamás – Hajdu, Gábor (2011b): A hasznosság és a relatív jövedelem kapcsolatának vizsgálata magyar adatok segítségével. *Közgazdasági Szemle*. LVIII évf., január, 56-73.
- Headey, Bruce – Muffels, Ruud – Wooden, Mark (2008): Money does not buy happiness: Or does it? A reassessment based on the combined effects of wealth, income and consumption. *Social Indicators Research*. Vol. 87, 65-82.
- Helliwell, John F. (2003): How's life? Combining individual and national variables to explain subjective well-being. *Economic Modelling*. Vol. 20, 331-360.
- Helliwell, John F. – Putnam, Robert D. (2004): The social context of well-being. *Philosophical Transactions of the Royal Society B*. Vol. 359, 1435-1446.
- Kahneman, Daniel – Deaton, Angus (2010): High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *PNAS*. Vol. 107, No. 38, 16489-16493.
- Kahneman, Daniel – Krueger, Alan B. (2006): Developments in the measurement of subjective well-being. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 20, No. 1, 3-24.
- Kahneman, Daniel – Krueger, Alan B. – Schacke, David – Schwarz, Norbert – Stone, Arthur A. (2006): Would you be happier if you were richer? A focusing illusion. *Science*. Vol. 312, No. 5782, 1908-1910.
- Kahneman, Daniel – Krueger, Alan B. – Schacke, David A. – Schwarz, Norbert – Stone, Arthur A. (2004): A Survey Method for Characterizing Daily Life Experience: The Day Reconstruction Method. *Science*. Vol. 306, No. 5702, 1776-1780.
- Kahneman, Daniel – Riis, Jason (2005): Living, and thinking about it: two perspectives of life. In.: F. A. Huppert, N. Baylis and B. Keverne: *The Science of Well-Being*. Oxford University Press, Oxford, 208-304.
- Kasser, Tim – Ahuvia, Aaron (2002): Materialistic values and well-being in business students. *European Journal of Social Psychology*. Vol. 32, 137-146.
- Kasser, Tim – Ryan, Richard 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, 410-422.
- Knight, John – Song, Lina – Gunatilaka, Ramani (2009): Subjective well-being and its determinants in rural China. *China Economic Review*. Vol. 20, 635-649.
- Koenker, Roger – Hallock, Kevin F. (2001): Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 15, No. 4, 143-156.
- Krueger, Alan B. (2007): Are We Having More Fun Yet? Categorizing and Evaluating Changes in Time Allocation. *Brookings Papers on Economic Activity*. No. 2, 193-215.
- Krueger, Alan B. – Schacke, David A. (2008): The reliability of subjective well-being measures. *Journal of Public Economics*. Vol. 92, No. 8-9, 1833-1845.
- Layard, Richard – Mayraz, Guy – Nickell, Stephen (2010): Does relative income matter? Are the critics right? In.: E. Diener, J. F. Helliwell and D. Kahneman: *International Differences in Well-being*. Oxford University Press, Oxford, 139-165.
- Layard, Richard – Mayraz, Guy – Nickell, Stephen J. (2008): The marginal utility of income. *Journal of Public Economics*. Vol. 92, 1846-1857.
- Long, J. Scott – Freese, Jeremy (2010): *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using STATA*. Stata Press, College Station, Texas.

- Luechinger, Simon (2009): Valuing air quality using life satisfaction approach. *Economic Journal*. Vol. 119, 482-515.
- Luechinger, Simon (2010): Life satisfaction and transboundary air pollution. *Economics Letters*. Vol. 107, 4-6.
- Luttmer, Erzo F. P. (2005): Neighbors as negatives: Relative earnings and well-being. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 120, No. 3, 963-1002.
- McBride, Michael (2001): Relative-income effects on subjective well-being in the cross-section. *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 45, 251-278.
- McBride, Michael (2010): Money, happiness, and aspirations: An experimental study. *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 74, 262-276.
- Mentzakis, Emmanouil – Moro, Mirko (2009): The poor, the rich and the happy: Exploring the link between income and subjective well-being. *Journal of Socio-Economics*. Vol. 38, 147-158.
- Mogilner, Cassie (2010): The pursuit of happiness: Time, money, and social connection. *Psychological Science*. Vol. 21, No. 9, 1348-1354.
- Moro, Mirko – Brereton, Finbarr – Ferreira, Susana – Clinch, J. Peter (2008): Ranking quality of life using subjective well-being data. *Ecological Economics*. Vol. 65, No. 3, 448-460.
- Oswald, A. J. – Wu, S. (2010): Objective Confirmation of Subjective Measures of Human Well-Being: Evidence from the U.S.A. *Science*. Vol. 327, No. 5965, 576-579.
- Pavot, William – Diener, Ed (1993): Review of the Satisfaction With Life Scale. *Psychological Assessment*. Vol. 5, No. 2, 164-172.
- Pischke, Jörn-Steffen (2011): Money and happiness: Evidence from the industry wage differentials. *NBER Working Paper*. No. 17056.
- Powdthavee, Nattavudh (2010): How much does money really matter? Estimating the causal effects of income on happiness. *Empirical Economics*. Vol. 39, No. 1, 77-92.
- Ramey, Valerie A. – Francis, Neville (2009): A Century of Work and Leisure. *American Economic Journal: Macroeconomics*. Vol. 1, No. 2, 189-224.
- Sacks, Daniel W. – Stevenson, Betsey – Wolfers, Justin (2012): Subjective wellbeing, income, economic development and growth. In: P. Booth: ... *and the Pursuit of Happiness: Wellbeing and the Role of Government*. The Institute of Economic Affairs, London, 59-97.
- Sandvik, Ed – Diener, Ed – Larry, Seidlitz (1993): Subjective Well-Being: The Convergence and Stability of Self-Report and Non-Self-Report Measures. *Journal of Personality*. Vol. 61, No. 3, 317-342.
- Schimmack, Ulrich – Krause, Peter – Wagner, GertG – Schupp, Jürgen (2010): Stability and Change of Well Being: An Experimentally Enhanced Latent State-Trait-Error Analysis. *Social Indicators Research*. Vol. 95, No. 1, 19-31.
- Schor, Juliet B. (1998): *The Overspent American*. Basic Books, New York.
- Senik, Claudia (2004): When information dominates comparison: Learning from Russian subjective panel data. *Journal of Public Economics*. Vol. 88, 2099-2123.
- Stevenson, Betsey – Wolfers, Justin (2008): Economic growth and subjective well-being: Reassessing the Easterlin paradox. *Brookings Papers on Economic Activity*. No. Spring 2008, 1-87.
- Stevenson, Betsey – Wolfers, Justin (2013): Subjective Well-Being and Income: Is There Any Evidence of Satiation? *American Economic Review*. Vol. 103, No. 3, 598-604.
- Stutzer, Alois (2004): The role of income aspirations in individual happiness. *Journal of Economic Behavior and Organization*. Vol. 54, 89-109.

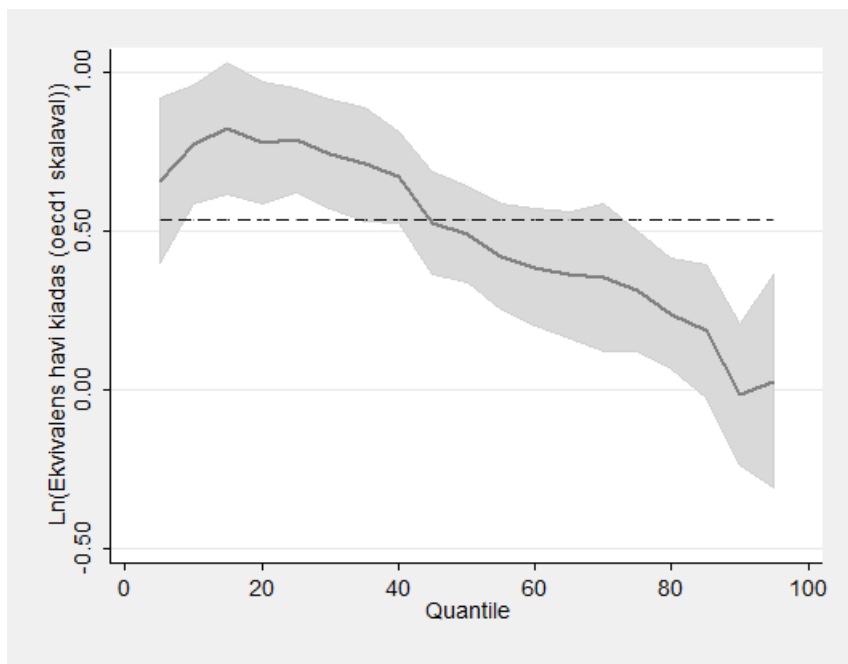
- van Praag, Bernard M. S. – Baarsma, Barbara E. (2005): Using happiness surveys to value intangibles: The case of airport noise. *Economic Journal*. Vol. 115, 224-246.
- van Praag, Bernard M. S. – Frijters, Paul (1999): The Measurement of welfare and well-being: The Leyden approach. In.: D. Kahneman, E. Diener and N. Schwarz: *Well-Being: The Foundation of Hedonic Psychology*. Russell Sage Foundation, New York, 413-433.
- Vohs, Kathleen D. – Mead, Nicole L. – Goode, Miranda R. (2006): The psychological consequences of money. *Science*. Vol. 314, No. 1154-1156.
- Vohs, Kathleen D. – Mead, Nicole L. – Goode, Miranda R. (2008): Merely activating the concept of money changes personal and interpersonal behavior. *Current Directions in Psychological Science*. Vol. 17, No. 3, 208-212.
- Welsch, Heinz (2006): Environment and happiness: Valuation of air pollution using life satisfaction data. *Ecological Economics*. Vol. 58, No. 4, 801-813.
- Winkelmann, Rainer – Boes, Stefan (2006): *Analysis of Microdata*. Springer, Berlin.

FÜGGELÉK

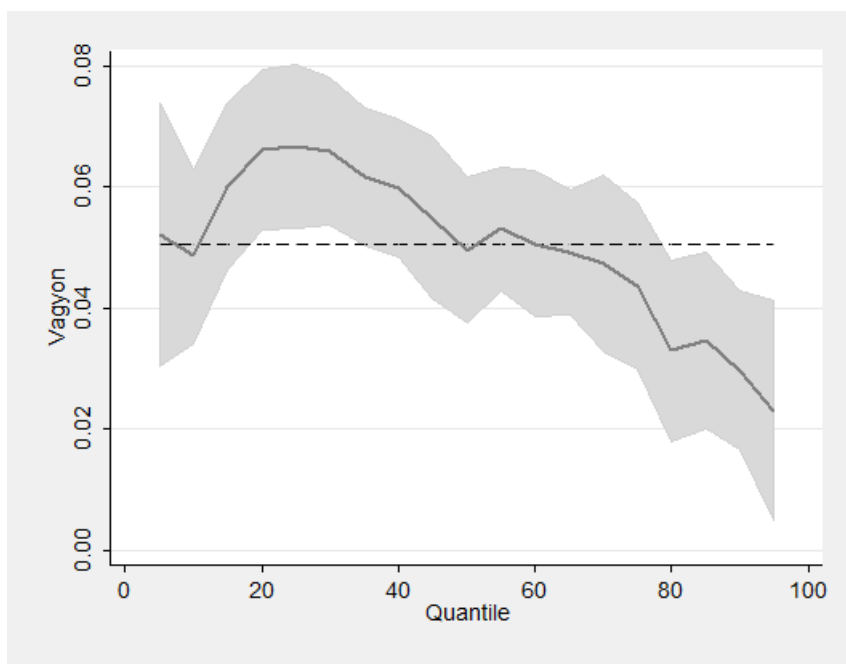
ÁBRÁK

F1. ábra

A kiadás becsült együtthatói, kvantilis regresszió



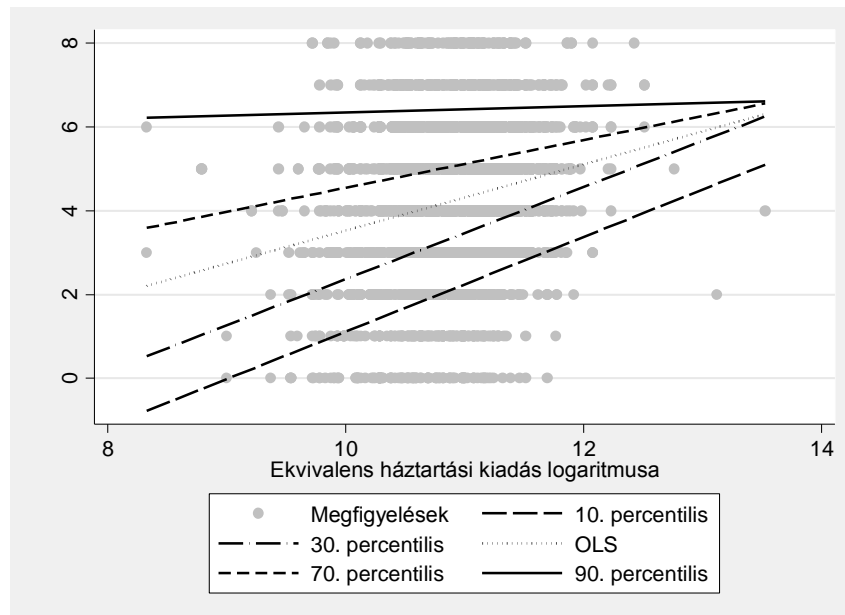
Megjegyzés: A folytonos vonal a kiadás kvantilis regressziókkal becsült együtthatóit mutatja az adott kvantilis esetén. A szürke sáv a becsült kvantilis regressziós együtthatók 95 százalékos konfidencia-intervalluma. A szaggatott vonal az OLS becslésből kapott együttható.

A vagyoniindex becsült együtthatói, kvantilis regresszió

Megjegyzés: A folytonos vonal a vagyoniindex kvantilis regressziókkal becsült együtthatóit mutatja az adott kvantilis esetén. A szürke sáv a becsült kvantilis regressziós együtthatók 95 százalékos konfidencia-intervalluma. A szaggatott vonal az OLS becslésből kapott együttható.

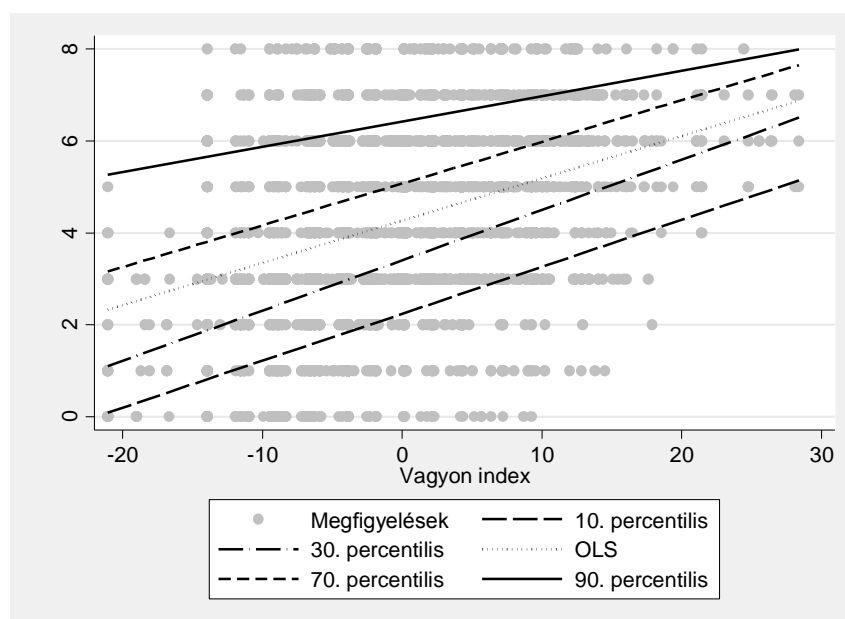
F3. ábra

**Az elégedettség és a kiadás kapcsolatának becsült összefüggése
(A kiadás OLS és kvantilis regressziókkal becsült együtthatói)**



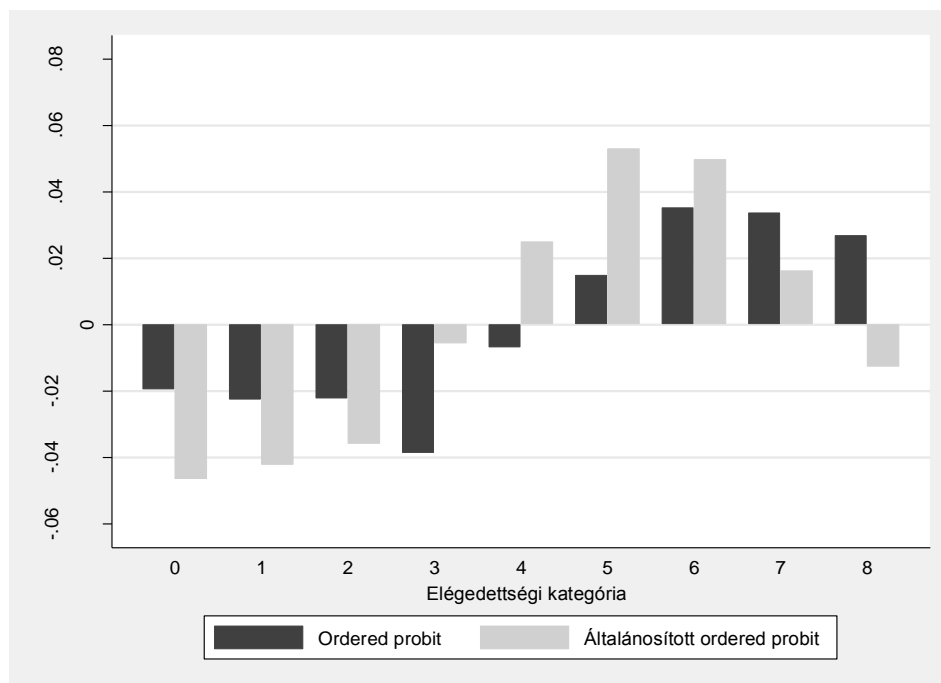
F4. ábra

**Az elégedettség és a vagyon kapcsolatának becsült összefüggése
(A vagyon OLS és kvantilis regressziókkal becsült együtthatói)**



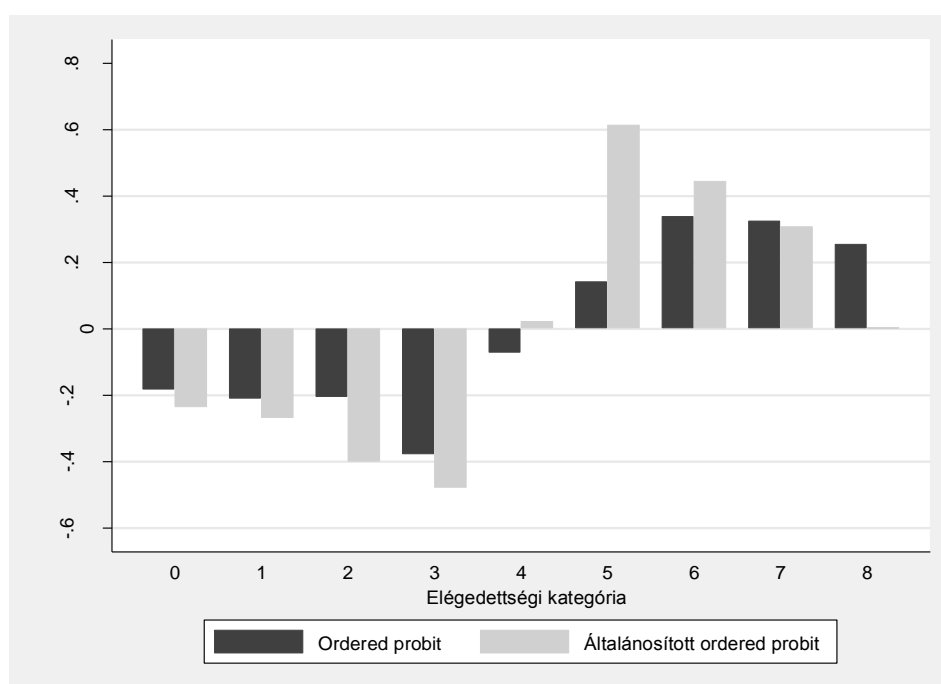
F5. ábra

A kiadás 1 százalékos változásának hatása az egyes elégedettségi kategóriákba tartozás valószínűségére (Average marginal probability effect), százalékpont



F6. ábra

A vagyonindex egységnyi változásának hatása az egyes elégedettségi kategóriákba tartozás valószínűségére (Average marginal probability effect), százalékpont



TÁBLÁZATOK

F1. táblázat

Az elemzésben felhasznált változók leíró statisztikái

| Változó | N | Átlag | Szórás | Min | Max |
|---|------|-------|--------|---------|---------|
| Élettel való elégedettség | 3605 | 4,35 | 1,92 | 0 | 8 |
| Ekvivalens havi háztartási jövedelem (Ft) | 3602 | 90454 | 60793 | 3900 | 1036667 |
| Ekvivalens havi háztartási kiadás (Ft) | 3308 | 59741 | 31251 | 4137,93 | 750000 |
| Vagyonindex | 3519 | 0,49 | 7,57 | -21,07 | 28,40 |
| Nő | 3605 | 0,53 | 0,50 | 0 | 1 |
| Életkor (év) | 3605 | 46,11 | 18,46 | 16 | 96 |
| Háztartásnagyság (fő) | 3605 | 3,10 | 1,41 | 1 | 9 |
| Egészségi állapot | | | | | |
| Rossz | 3605 | 0,10 | 0,31 | 0 | 1 |
| Változó, inkább jó | 3605 | 0,20 | 0,40 | 0 | 1 |
| Változó, nem kielégítő | 3605 | 0,34 | 0,48 | 0 | 1 |
| Kiegyensúlyozottan jó | 3605 | 0,35 | 0,48 | 0 | 1 |
| Iskolai végzettség | | | | | |
| Max. 8 ált. | 3605 | 0,30 | 0,46 | 0 | 1 |
| Szakma | 3605 | 0,30 | 0,46 | 0 | 1 |
| Érettségi | 3605 | 0,28 | 0,45 | 0 | 1 |
| Felsőfok | 3605 | 0,13 | 0,33 | 0 | 1 |
| Családi állapot | | | | | |
| Nőtlen, hajadon | 3605 | 0,22 | 0,42 | 0 | 1 |
| Házass, élettársal él | 3605 | 0,59 | 0,49 | 0 | 1 |
| Elvált | 3605 | 0,08 | 0,27 | 0 | 1 |
| Özvegy | 3605 | 0,11 | 0,32 | 0 | 1 |
| Munkaerőpiaci státusz | | | | | |
| Alkalmazott | 3605 | 0,41 | 0,49 | 0 | 1 |
| Saját vállalkozás | 3605 | 0,04 | 0,19 | 0 | 1 |
| Ideiglenesen nem dolgozik | 3605 | 0,04 | 0,21 | 0 | 1 |
| Munkanélküli | 3605 | 0,06 | 0,24 | 0 | 1 |
| Nyugdíjas | 3605 | 0,32 | 0,47 | 0 | 1 |
| Tanuló | 3605 | 0,09 | 0,29 | 0 | 1 |
| Egyéb inaktív | 3605 | 0,03 | 0,18 | 0 | 1 |

Az OLS regressziók részletes eredményei

| | (1) | (2) | (3) |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|
| Ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem) | 0,529*** (0,085) | | |
| Ln(Ekvivalens havi háztartási kiadás) | | 0,536*** (0,091) | |
| Vagyon | | | 0,050*** (0,007) |
| Háztartástagok száma | 0,071* (0,038) | 0,095** (0,040) | 0,005 (0,041) |
| Nő | 0,143** (0,060) | 0,185*** (0,063) | 0,127** (0,060) |
| Életkor | -0,054*** (0,014) | -0,058*** (0,014) | -0,058*** (0,014) |
| Életkor ² | 0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,000) |
| Iskolai végzettség (ref. kat.: Max. 8 általános) | | | |
| Szakma | 0,369*** (0,103) | 0,403*** (0,104) | 0,285*** (0,103) |
| Érettségi | 0,374*** (0,096) | 0,411*** (0,100) | 0,270*** (0,096) |
| Felsőfok | 0,808*** (0,113) | 0,869*** (0,115) | 0,670*** (0,118) |
| Családi állapot (ref. kat.: Nőtlen, hajadon) | | | |
| Házas, élettárrsal él | 0,606*** (0,128) | 0,634*** (0,134) | 0,442*** (0,129) |
| Elvált | -0,007 (0,157) | -0,070 (0,163) | -0,154 (0,158) |
| Özvegy | 0,241 (0,158) | 0,205 (0,165) | 0,068 (0,160) |
| Munkaerőpiaci status (ref. kat.: Alkalmazott) | | | |
| Saját vállalkozásban dolgozik | 0,114 (0,179) | 0,154 (0,191) | 0,070 (0,176) |
| Ideiglenesen/szülési szabadság miatt nem dolgozik | 0,127 (0,178) | 0,061 (0,188) | 0,067 (0,176) |
| Munkanélküli | -0,529*** (0,185) | -0,466** (0,187) | -0,462*** (0,187) |
| Nyugdíjas | -0,155 (0,114) | -0,143 (0,118) | -0,165 (0,115) |
| Tanuló | 1,311*** (0,169) | 1,193*** (0,177) | 1,051*** (0,171) |
| Egyéb inaktív | -0,209 (0,217) | -0,340 (0,227) | -0,332 (0,214) |
| Egészségi állapot (ref. kat.: Rossz) | | | |
| Változó, nem kielégítő | 0,440*** (0,122) | 0,487*** (0,127) | 0,439*** (0,123) |

| | | | |
|--------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Változó, inkább jó | 1,080*** (0,129) | 1,134*** (0,135) | 1,078*** (0,131) |
| Kiegyensúlyozottan jó | 1,661*** (0,146) | 1,752*** (0,152) | 1,602*** (0,147) |
| Konstans | -2,708*** (1,025) | -2,668** (1,105) | 3,679*** (0,367) |
| Korrigált R ² | 0,244 | 0,244 | 0,256 |
| N | 3602 | 3308 | 3519 |

Becslési eljárás: OLS

Függő változó: Élettel való elégedettség

A háztartásokra klaszterezett robusztus standard hibák zárójelben

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

F3. táblázat

A jövedelem hatását vizsgáló néhány kvantilis regresszió részletes eredménye

| | (1) 20. percentilis | (2) Medián | (3) 80. percentilis |
|---|---------------------------|----------------------|---------------------------|
| Ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem) | 0,731*** (0,116) | 0,611*** (0,071) | 0,385*** (0,092) |
| Háztartástagok száma | 0,029 (0,043) | 0,094*** (0,025) | 0,118*** (0,033) |
| Nő | 0,177* (0,104) | 0,103 (0,063) | 0,157* (0,084) |
| Életkor | -0,022 (0,021) | -0,072*** (0,012) | -0,090*** (0,015) |
| Életkor ² | 0,000* (0,000) | 0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,000) |
| Iskolai végzettség (ref. kat.: Max. 8 általános) | | | |
| Szakma | 0,343** (0,139) | 0,429*** (0,084) | 0,251** (0,113) |
| Érettségi | 0,326** (0,143) | 0,453*** (0,084) | 0,230** (0,113) |
| Felsőfok | 0,981*** (0,177) | 0,932*** (0,105) | 0,537*** (0,140) |
| Családi állapot (ref. kat.: Nőtlen, hajadon) | | | |
| Házass, élettárrsal él | 0,510*** (0,198) | 0,552*** (0,114) | 0,734*** (0,142) |
| Elvált | -0,069 (0,247) | 0,071 (0,147) | 0,134 (0,194) |
| Özvegy | 0,147 (0,246) | 0,057 (0,144) | 0,257 (0,184) |
| Munkaerőpiaci status (ref. kat.: Alkalmazott) | | | |
| Saját vállalkozásban dolgozik | 0,064 (0,268) | -0,001 (0,164) | 0,522** (0,216) |
| Ideiglenesen/szülési szabadság miatt nem dolgozik | 0,252 (0,278) | 0,144 (0,170) | 0,068 (0,224) |
| Munkanélküli | -1,030*** | -0,524*** | 0,122 |

| | | | |
|--------------------------------------|-----------|-----------|----------|
| | (0,226) | (0,133) | (0,175) |
| Nyugdíjas | -0,171 | -0,074 | 0,016 |
| | (0,170) | (0,098) | (0,135) |
| Tanuló | 1,890*** | 1,367*** | 0,802*** |
| | (0,276) | (0,164) | (0,214) |
| Egyéb inaktív | -0,254 | -0,183 | -0,187 |
| | (0,291) | (0,179) | (0,244) |
| Egészségi állapot (ref. kat.: Rossz) | | | |
| Változó, nem kielégítő | 0,758*** | 0,433*** | 0,381*** |
| | (0,161) | (0,098) | (0,133) |
| Változó, inkább jó | 1,499*** | 1,090*** | 1,014*** |
| | (0,163) | (0,100) | (0,140) |
| Kiegyensúlyozottan jó | 2,067*** | 1,723*** | 1,581*** |
| | (0,184) | (0,114) | (0,160) |
| Konstans | -7,417*** | -3,397*** | 1,110 |
| | (1,420) | (0,851) | (1,124) |
| Pszeudo R ² | 0,144 | 0,175 | 0,084 |
| N | 3602 | 3602 | 3602 |

Becslési eljárás: Kvantilis regresszió

Függő változó: Élettel való elégedettség

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

F4. táblázat

Az Ordered Probit modellek részletes eredménye

| | (1) | (2) | (3) |
|--|-----------|-----------|-----------|
| Ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem) | 0,319*** | | |
| | (0,053) | | |
| Ln(Ekvivalens havi háztartási kiadás) | | 0,322*** | |
| | | (0,055) | |
| Vagyon | | | 0,031*** |
| | | | (0,004) |
| Háztartástagok száma | 0,045* | 0,059** | 0,005 |
| | (0,023) | (0,024) | (0,025) |
| Nő | 0,087** | 0,112*** | 0,078** |
| | (0,037) | (0,039) | (0,038) |
| Életkor | -0,033*** | -0,035*** | -0,036*** |
| | (0,008) | (0,008) | (0,008) |
| Életkor ² | 0,000*** | 0,000*** | 0,000*** |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| Iskolai végzettség (ref. kat.: Max. 8 általános) | | | |
| Szakma | 0,224*** | 0,245*** | 0,173*** |
| | (0,063) | (0,064) | (0,064) |
| Érettségi | 0,225*** | 0,247*** | 0,161*** |
| | (0,059) | (0,062) | (0,060) |
| Felsőfok | 0,478*** | 0,513*** | 0,396*** |
| | (0,070) | (0,072) | (0,074) |
| Családi állapot (ref. kat.: Nőtlen, hajadon) | | | |
| Házass, élettársal él | 0,369*** | 0,383*** | 0,270*** |
| | (0,077) | (0,080) | (0,078) |
| Elvált | 0,002 | -0,037 | -0,090 |

| | | | |
|--|-----------|----------|----------|
| | (0,095) | (0,099) | (0,096) |
| Özvegy | 0,152 | 0,130 | 0,047 |
| | (0,095) | (0,099) | (0,097) |
| Munkaerőpiaci status (ref. kat.: Alkalmazott) | | | |
| Saját vállalkozásban dolgozik | 0,082 | 0,104 | 0,051 |
| | (0,110) | (0,117) | (0,109) |
| Ideiglenesen/szülési szabadság miatt nem dolgozik | 0,093 | 0,053 | 0,059 |
| | (0,109) | (0,115) | (0,109) |
| Munkanélküli | -0,305*** | -0,270** | -0,265** |
| | (0,114) | (0,116) | (0,117) |
| Nyugdíjas | -0,083 | -0,076 | -0,089 |
| | (0,070) | (0,072) | (0,071) |
| Tanuló | 0,813*** | 0,733*** | 0,660*** |
| | (0,106) | (0,110) | (0,108) |
| Egyéb inaktív | -0,111 | -0,188 | -0,188 |
| | (0,132) | (0,137) | (0,131) |
| Egészségi állapot (ref. kat.: Rossz) | | | |
| Változó, nem kielégítő | 0,271*** | 0,298*** | 0,273*** |
| | (0,076) | (0,078) | (0,077) |
| Változó, inkább jó | 0,656*** | 0,687*** | 0,661*** |
| | (0,082) | (0,085) | (0,084) |
| Kiegyensúlyozottan jó | 1,013*** | 1,065*** | 0,985*** |
| | (0,092) | (0,096) | (0,093) |
| Pszeudo R ² | 0,068 | 0,068 | 0,072 |
| N | 3602 | 3308 | 3519 |

Becslési eljárás: Ordered probit

Függő változó: Élettel való elégedettség

A konstansok (3*8 db) értékeit nem közöljük

A háztartásokra klaszterezett robusztus standard hibák zárójelben

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Az Általánosított Ordered Probit modellek részletes eredménye

| | (1) Ln(Ekvivalens havi háztartási jövedelem) | (2) Ln(Ekvivalens havi háztartási kiadás) | (3) Vagyon |
|---|---|--|----------------------|
| 0. kategória | 0,656*** (0,123) | 0,782*** (0,117) | 0,039*** (0,007) |
| 1. kategória | 0,617*** (0,103) | 0,699*** (0,097) | 0,040*** (0,007) |
| 2. kategória | 0,578*** (0,093) | 0,644*** (0,080) | 0,048*** (0,006) |
| 3. kategória | 0,473*** (0,064) | 0,411*** (0,063) | 0,045*** (0,005) |
| 4. kategória | 0,443*** (0,062) | 0,309*** (0,065) | 0,041*** (0,005) |
| 5. kategória | 0,222*** (0,064) | 0,177*** (0,067) | 0,025*** (0,005) |
| 6. kategória | 0,106 (0,070) | 0,018 (0,073) | 0,016*** (0,005) |
| 7. kategória | -0,117 (0,087) | -0,157 (0,119) | 0,000 (0,006) |
| Háztartástagok száma | 0.043* (0.023) | 0.059** (0.023) | 0.001 (0.024) |
| Nő | 0.084** (0.037) | 0.105*** (0.039) | 0.073* (0.038) |
| Életkor | -0.031*** (0.008) | -0.034*** (0.008) | -0.034*** (0.008) |
| Életkor ² | 0.000*** (0.000) | 0.000*** (0.000) | 0.000*** (0.000) |
| Iskolai végzettség (ref. kat.: Max. 8 általános) | | | |
| Szakma | 0.203*** (0.061) | 0.220*** (0.062) | 0.153** (0.063) |
| Érettségi | 0.205*** (0.059) | 0.231*** (0.061) | 0.148** (0.060) |
| Felsőfok | 0.483*** (0.071) | 0.535*** (0.073) | 0.396*** (0.075) |
| Családi állapot (ref. kat.: Nőtlen, hajadon) | | | |
| Házass, élettársal él | 0.361*** (0.078) | 0.396*** (0.080) | 0.247*** (0.079) |
| Elvált | 0.006 (0.096) | -0.037 (0.100) | -0.110 (0.095) |
| Özvegy | 0.136 (0.095) | 0.140 (0.099) | 0.029 (0.096) |
| Munkaerőpiaci status (ref. kat.: Alkalmazott) | | | |
| Saját vállalkozásban dolgozik | 0.111 (0.118) | 0.131 (0.123) | 0.079 (0.116) |
| Ideiglenesen/szülési szabadság miatt nem dolgozik | 0.097 | 0.050 | 0.088 |

| | | | |
|--------------------------------------|----------|----------|----------|
| | (0.106) | (0.109) | (0.110) |
| Munkanélküli | -0.282** | -0.227** | -0.242** |
| | (0.111) | (0.110) | (0.116) |
| Nyugdíjas | -0.075 | -0.068 | -0.085 |
| | (0.070) | (0.072) | (0.070) |
| Tanuló | 0.818*** | 0.736*** | 0.677*** |
| | (0.105) | (0.109) | (0.109) |
| Egyéb inaktív | -0.076 | -0.172 | -0.176 |
| | (0.129) | (0.138) | (0.131) |
| Egészségi állapot (ref. kat.: Rossz) | | | |
| Változó, nem kielégítő | 0.273*** | 0.317*** | 0.261*** |
| | (0.075) | (0.078) | (0.076) |
| Változó, inkább jó | 0.653*** | 0.707*** | 0.641*** |
| | (0.081) | (0.084) | (0.082) |
| Kiegyensúlyozottan jó | 1.015*** | 1.076*** | 0.973*** |
| | (0.090) | (0.095) | (0.092) |
| Pszeudo R^2 | 0,074 | 0,075 | 0,078 |
| N | 3602 | 3308 | 3519 |

Becslési eljárás: Általánosított ordered probit

Függő változó: Élettel való elégedettség

A konstansok (3*8 db) értékeit nem közöljük

A háztartásokra klaszterezett robusztus standard hibák zárójelben

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$