

HAJDU GÁBOR¹ – SIK ENDRE²

A HÁZTARTÁSON BELÜLI JÖVEDELEMELOSZLÁS HATÁSA A SZUBJEKTÍV JÓLLÉTRE

Egy szakadós regressziós elemzés eredményei³

<https://doi.org/10.18030/socio.hu.2023.2.28>

ABSZTRAKT

A háztartáson belüli (partnerek közötti) jövedelemeloszlás és a szubjektív jóllét közti kapcsolatot vizsgáló korábbi kutatások együttjárásokat vizsgáltak nem pedig oksági hatásokat. Ebben a tanulmányban kutatási kérdésünk a következő: hogyan hat a partnerek étellel való elégedettségére, ha a háztartáson belül a nő jövedelme meghaladja a férfi jövedelmét, azaz: ha sérül a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró társadalmi norma? A férfi jövedelmi hátrányának (a nő jövedelmi előnyének) oksági hatását szakadós regresszióval becsültük. Az elemzéshez az EU-SILC adatfelvétel 2015-ös hullámát használtuk, amelyhez a KSH hozzákapcsolta a Háztartási költségvetési és életkörülmény adatfelvételének (HKÉF) szubjektív jóllét modulját. Mintánkat azok a háztartások alkották, amelyekben olyan különböző nemű partnerek élnek, akiknél a nőnek és a férfinak is volt munkaviszonyból származó jövedelme. Eredményeink szerint mind a férfiak, mind a nők jelentősen (átlagosan 0,6 ponttal) elégedetlenebbek, ha a háztartásban a nő jövedelme meghaladja a férfit, ami nagyjából 0,4 szórássegységi hatást jelent.

Kulcsszavak: háztartáson belüli jövedelemeloszlás, relatív jövedelem, étellel való elégedettség, szakadós regresszió

1 Társadalomtudományi Kutatóközpont Szociológiai Intézet.

2 Társadalomtudományi Kutatóközpont Szociológiai Intézet.

3 A kutatást (Kapcsolati tőke a háztartáson belül) az NKFIH (K131947) és a TK Családtudományi Kutatási Centrum támogatta.

Hajdu Gábor munkáját az MTA Bolyai János Kutatási ösztöndíja támogatta.

Köszönettel tartozunk Tátrai Annamáriának, aki az elemzés során használt partnerszintű adatbázist előállította.

Köszönjük a TK Családtudományi Kutatási Centrum 2022. februári műhelyvitáján résztvevőknek és a felkért hozzászólónak,

Horn Dánielnek a kézirat korábbi változatához fűzött értékes javaslatait és bírálatait.

THE IMPACT OF INTRA-HOUSEHOLD INCOME DISTRIBUTION ON SUBJECTIVE WELL-BEING

Evidence from a regression discontinuity design

ABSTRACT

Previous research examining the relationship between intra-household (intra-couple) income distribution and subjective well-being has analyzed associations rather than causal effects. In this study, our research question is: if the woman's income in the household exceeds the man's income, i.e., if the social norm of the man's primary breadwinner role is violated, how does this affect the partners' life satisfaction? The causal impact of the male income disadvantage (female income advantage) is estimated using a regression discontinuity design.

We use the 2015 wave of the EU-SILC survey to which the Hungarian Central Statistical Office has linked the subjective well-being module of the Household Budget and Living Conditions Survey. Our sample consists of mixed-gender couple households in which both the woman and the man have income from employment. The results show that both men and women are significantly (by 0.6 points on average) less satisfied if the woman's income in the household exceeds the man's, which corresponds to a difference of 0.4 standard deviations.

Keywords: intra-household income distribution, relative income, life satisfaction, regression discontinuity design

A HÁZTARTÁSON BELÜLI JÖVEDELEMELOSZLÁS HATÁSA A SZUBJEKTÍV JÓLLÉTRE

EGY SZAKADÁSOS REGRESSZIÓS ELEMZÉS EREDMÉNYEI

1. BEVEZETÉS

Ebben a tanulmányban a háztartáson belüli jövedelemeloszlás és a háztartástagok elégedettsége közti kapcsolatot vizsgáljuk.⁴ Ez a téma a háztartásgazdasági- és szociológiai, a társadalmi nemekkel foglalkozó, valamint a szubjektív jólléttel foglalkozó szakirodalomhoz egyaránt kapcsolódik. Sik (2020) korábbi tanulmányában szereplő modell szerint a háztartás céljai között szerepel a reprodukció, ami magában foglalja a háztartás jóllétét alakító olyan tényezők növelését/megőrzését is, mint az elégedettség. Belátható ugyanis, hogy egy olyan háztartás, melynek tagjai elégedettek, „jobban működik”. Azaz a háztartástagok elégedettsége lényeges eleme a háztartás „önkiszákmányolási képessége” növelésének, a háztartástagok egymás közötti kooperációjának és konfliktuskezelésének, a közös beruházásokra és megtakarításra való ösztönzésnek és a háztartás iránti lojalitás biztosításának.⁵ A háztartáson belüli jövedelemeloszlás evidens módon tárgya a nemi szerepekkel foglalkozó társadalomtudományi kutatásoknak is (Lundberg–Pollak–Wales 1997, Halleröd 2005, Gupta 2007, Procher–Ritter–Vance 2018), a jövedelemeloszlással való elégedettség pedig a háztartástagok nemi szerepekkel kapcsolatos attitűdjeiről adhat képet (Bertrand–Kamenica–Pan 2015, Hajdu–Hajdu 2018, Salland 2018). Végül, a szubjektív jólléttel foglalkozó kutatások egyik fontos témája a másokhoz viszonyított jövedelmi helyzet (Luttmer 2005, Clark–Frijters–Shields 2008, Wolbring–Keuschnigg–Negele 2013). Ugyan amikor az egyének összehasonlítják a jövedelmüket másokéval, a legfontosabb referenciapontot nem a partner jelenti (Clark–Senik 2010, Alderson–Katz–Gerro 2016), de a partnerhez viszonyított jövedelmi helyzet és az elégedettség kapcsolata fontos adalékul szolgálhat a relatív jövedelmi helyzet szerepét vizsgáló szakirodalom számára.

Konkrét kutatási kérdésünk a következő: hogyan hat a partnerek elégedettségére, ha a háztartáson belül a nő jövedelme meghaladja a férfi jövedelmét, azaz, ha sérül a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró társadalmi norma. Az elemzéshez az EU-SILC adatfelvétel 2015-ös hullámát használtuk, amelyhez a KSH hozzákapcsolta a Háztartási költségvetési és életkörülmény adatfelvételének (HKÉF) szubjektív jóllét modulját.⁶ Ezzel a kutatási kérdéssel több tanulmány foglalkozott korábban – elsősorban nyugat-európai és amerikai adatokat használva (Brennan–Barnett–Gareis 2001, Rogers–DeBoer 2001, Furdyna–Tucker–James 2008, Bertrand–Kamenica–Pan 2015, Zhang 2015, Salland 2018, Gash–Plagnol 2021), míg a kelet-európai

4 Jelen tanulmány azonos kiinduló adatbázist használ, mint Hajdu és Sik (2022) korábbi elemzése. A vizsgált téma egyezése miatt a feldolgozott szakirodalomban – értelemszerűen – jelentős átfedés van, azonban a két elemzés eltérő módszertani fókusza miatt a korábbi szakirodalom ismertetésekor a hangsúlyok máshol vannak. Az azonos kiinduló adatbázis miatt a leíró eredmények tartalmilag azonosak vagy nagyon hasonlóak (pl. 1. ábra), de az elemzés további részeiben nincs átfedés.

5 Ezek a folyamatok és összefüggések a háztartáson belül azonosítható párok, illetve a háztartás egésze esetében a politikai homofília, a fogyasztás, illetve a bizalom különféle típusai kérdéskörében, valamint a háztartáson belüli különbözőségek és egyenlőtlenségek elemzése során is kimutathatók (Hajdu–Sik 2023, Sik–Bartek 2023, Sik–Buda 2023, Stefkovics–Sik 2023).

6 Az EU-SILC adatbázis alapját a HKÉF adatfelvétele jelenti.

elemzések száma csekélyebb (Hajdu–Hajdu 2018, Hajdu–Sik 2022). Jelen tanulmány fontos hozzájárulása a szakirodalomhoz, hogy a férfi jövedelmi hátrányának (a nő jövedelmi előnyének) az oksági hatását vizsgálja a szakadós regresszió kvázi-kísérleti módszerének segítségével – szemben a korábbi szakirodalommal, ami a nő jövedelmi aránya és a partnerek szubjektív jóléte közti együttjárást elemezte.

Tanulmányunk felépítése a következő: a releváns szakirodalom rövid áttekintése után bemutatjuk az elemzés alapjául szolgáló szakadós regresszió módszerét, ami lehetővé teszi oksági következtetések levonását. Majd a 4. részben az adatokat és az elemzési stratégiát ismertetjük, és az 5. részben bemutatjuk az eredményeket.

2. A HÁZTARTÁSON BELÜLI JÖVEDELEMELOSZLÁS ÉS A SZUBJEKTÍV JÓLLÉT ÖSSZEFÜGGÉSE

A háztartáson belüli vagy partnerek közti jövedelemeloszlás és a háztartástagok (jellemzően partnerek) szubjektív jólétét vizsgáló kutatások implicit feltevése, hogy az egyének számára partnerük jövedelmének szintje fontos viszonyítási pontot jelent. Korábbi empirikus eredmények szerint nem a partner a legfontosabb referenciapont a jövedelmi összehasonlítás során. Clark és Senik (2010) 18 európai ország adatait használva azt találta, hogy a kérdezettek harmada nem hasonlítja össze a jövedelmét másokéval. Azok, akik ezt megteszik, a legnagyobb arányban a munkatársaik jövedelméhez viszonyítanak, majd ezt követi a barátok jövedelméhez való viszonyítás, míg a családtagok jövedelméhez viszonyítás elenyésző gyakoriságú. Azonos módszertant használt Yamada és Sato (2013), akik japán válaszadók körében vizsgálták a kérdést. A fontosabb vonatkoztatási csoportok sorrendje eltérő az európai eredményekhez képest, de a japánok esetében is a barátok és a munkatársak jelentik a legfontosabb viszonyítási pontot, a családtagok jelentősége pedig hasonlóan csekély. Alderson és Katz-Gerro (2016) amerikai mintán, némileg eltérő vonatkoztatási csoportokat használó elemzése szerint a válaszadók nyolcada nem viszonyítja a jövedelmét másokhoz, míg közel harmaduk a munkatársaihoz, közel negyedük a barátaikhoz viszonyít. A családtagokhoz viszonyítók aránya nagyjából a kérdezettek hatoda. Sági (2000) magyar adatokat használva vizsgálta a vonatkoztatási csoportok szerepét az anyagi helyzettel való elégedettségben. Eredményei szerint a magyarok leginkább a barátaikhoz, a lakókörnyezetükben élőkhez, saját régebbi életszínvonalukhoz viszonyítják életszínvonalukat, míg a testvérekhez, kortárs rokonokhoz viszonyítás ezeknél kevésbé jelentős.⁷ Ezekből az eredményekből az derült ki, hogy a családtagok és – bár expliciten egyik kutatás sem vizsgálta – feltehetően a partner szerepe sem elsődleges a jövedelmi (anyagi) összehasonlítás során. Ugyanakkor a szubjektív jólét szempontjából a háztartáson belüli/partnerek közötti jövedelemeloszlás két okból mégis fontos lehet.

Egyfelől a háztartás jövedelméhez nagyobb mértékben hozzájáruló személy több erőforrást használhat, valamint nagyobb befolyással bírhat a háztartási döntésekre (Lundberg–Pollak–Wales 1997, Bonke 2015, Beblo–Beninger 2017). Másfelől a nemi szerepekkel kapcsolatos attitűdök és az elvárt nemi szerepeknek való megfelelés befolyásolhatják a partnerek elégedettségét: az attitűdök és a valóság közötti diszcrepancia csökkentheti az egyének jólétét (Bertrand–Kamenica–Pan 2015, Hajdu–Hajdu 2018, Salland 2018).⁸ Tanulmányunk szempontjából – és az alább bemutatandó szakirodalom szerint – az utóbbi mechanizmus a lényegesebb. Eszerint amennyiben a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró társadalmi normát sérti,

⁷ A kérdőívben a munkatársakhoz való viszonyítás nem szerepelt a válaszlehetőségek között.

⁸ Egy harmadik, a szakirodalomban ritkán tárgyalt lehetséges mechanizmus a háztartáson belüli státuszösszehasonlítás vagy -irigység (Salland 2021).

ha a partnerek közül a nő nagyobb mértékben járul hozzá a háztartás összjövedelméhez, akkor a partnerek elégedettsége alacsonyabb lesz, mint amikor a nő jövedelme nem haladja meg a férjét.⁹

A háztartáson belüli vagy partnerek közötti jövedelemeloszlás és a szubjektív jólét közti kapcsolatot vizsgáló kutatások száma meglehetősen alacsony. Bertrand és munkatársai (2015) amerikai surveyadatokat használva azt találták, hogy a partnerek kevésbé elégedettek a házasságukkal és nagyobb valószínűséggel fontolgatják a válást (illetve nagyobb eséllyel válnak is el), ha a feleség keres többet. Ezen kívül adminisztratív adatok felhasználásával többek között azt is bemutatták, hogy azok a nők, akiknek (az ugyanolyan korú, ugyanolyan végzettségű és ugyanabban az államban lakó nők átlagos keresete alapján becsült) potenciális keresete magasabb lenne, mint a férjüké, nagyobb eséllyel maradnak távol a munkaerőpiactól, illetve keresnek a lehetőségeikhez képest kevesebbet. Az eredményeket úgy értelmezték, hogy azokat az a társadalmi elvárás magyarázza, hogy a férj keressen többet, mint a felesége. Azonos módszertant, de német paneladatokat használva Salland (2018, 2021) hasonló eredményre jutott: ha a feleség jövedelmi aránya meghaladja a pár összjövedelmének felét, akkor mind a férj, mind a feleség élettől való elégedettsége alacsonyabb. Kisebbséget, egyszerűbb módszertant és kevesebb kontrollváltozót használva, brit és amerikai adatok alapján több szerző negatív korrelációt talált a feleség jövedelme és a férj élettől való elégedettsége, illetve pszichológiai jóléte között, míg a nők esetében pozitív volt a korreláció vagy nem volt korreláció a saját jövedelmük és az elégedettségük között (Brennan–Barnett–Gareis 2001, Rogers–DeBoer 2001, Gash–Plagnol 2021). Nyolc európai országra vonatkozóan van Damme és Dykstra (2018) negatív korrelációt talált a nő partneréhez viszonyított jövedelmi aránya és a kapcsolati elégedettség között a nők esetében, míg a férfiak esetében a becsült koefficiens hasonló nagyságú, de statisztikailag inszignifikáns volt. A fenti szerzők túlnyomó többsége úgy értelmezte az eredményeket, hogy azokban a férfiaktól elvárt elsődleges kenyérkereső szerep és az annak való meg nem felelésből fakadó stressz vagy jólétszökkenés hatása tükröződik.

Ugyanakkor mindössze néhány tanulmány tesztelte empirikusan, hogy valóban a nemi szerepekkel kapcsolatos normák magyarázzák-e a nő háztartáson belüli jövedelmi aránya és a partnerek (vagy csak a férfi) elégedettsége közti negatív kapcsolatot. Furdyna és munkatársai (2008) amerikai nők kis elemszámú mintáját vizsgálva azt találták, hogy a férjük jövedelménél magasabb jövedelemmel rendelkező tradicionális értéket valló feleségek kisebb valószínűséggel tartották boldognak a házasságukat, mint a férjüknél kevesebbet keresők. Ezzel szemben az átlagos és progresszív nemi szerepekkel kapcsolatos attitűdökkel jellemezhető feleségek esetében gyengébb vagy nem létező volt az összefüggés a nő jövedelmi aránya és a boldogság között. Zhang (2015) eredményei szerint azok a kínai házas nők, akik többet keresnek a férjüknél, kevésbé tartják boldognak a házasságukat, mint azok, akiknek a férjükkel hasonló nagyságú a jövedelmük, és akik a férjüknél kevesebbet keresnek. A preferált nemi szerepek szerint vizsgálva a kérdést érdemi eltéréseket talált: míg a kiegyenlített(ebb) nemi szerepeket preferálók körében nem volt kapcsolat a nő jövedelmi aránya és a házasság értékelése között, addig az egyenlő(bb) nemi szerepeket az átlagosnál kevésbé preferálók között erősen negatív volt a kapcsolat. Keresztmetszeti magyar adatokon Hajdu és Hajdu (2018) vizsgálta a nő, háztartáson belüli jövedelmi aránya és a partnerek élettől való elégedettsége közti kapcsolatot. Eredményeik szerint a nő relatív jövedelme és az elégedettség közti kapcsolat nem csak a férfiak, hanem a nők között is negatív. Azt, hogy az eredményt mennyiben magyarázhatja a tradicionális nemi szerepeknek való megfelelés

⁹ Egalitárius nemi attitűdök esetében az elégedettség és a nő relatív jövedelme közti kapcsolat fordított U alakú, azaz a jövedelmi egyenlőtlenség mindkét irányban elégedetlenséget szül. Az első mechanizmus alapján, ami szerint a háztartás összjövedelméhez való hozzájárulás az erőforráshasználaton keresztül hathat az elégedettségre, pedig az feltételezhető, hogy a nagyobb személyes hozzájárulás a háztartás összjövedelméhez mindkét nem esetében növeli az elégedettséget.

hiánya, empirikusan is tesztelték: a negatív kapcsolat elsősorban a tradicionális nemi szerepeket preferálók körében volt erős, míg a tradicionális nemi szerepeket kevésbé preferálók között a nő relatív jövedelme és az elégedettség közti korreláció jelentősen gyengébb volt. Hajdu és Sik (2022) szintén keresztmetszeti magyar adatokat használva vizsgálta, hogy hogyan különbözik azoknak a nőknek/férfiaknak az étellel való elégedettsége, akiknek a háztartásában a nő jövedelme magasabb, mint a férfi jövedelme, azoknak az elégedettségtől, akiknek a háztartásában a nő jövedelme az alacsonyabb. Eredményeik szerint azokban a háztartásokban, ahol a nő keres többet, mind a férfiak, mind a nők elégedetlenebbek azokhoz a háztartásokhoz képest, ahol a nő keres kevesebbet. A nemi szerepekkel kapcsolatos normák szerepét közvetetten tesztelték a szerzők. Arra építve, hogy az alacsonyabb végzettségűek (átlagosan) tradicionálisabb gondolkodásúak, mint a magasabb végzettségűek, megvizsgálták, hogy a nő relatív jövedelme és az elégedettség közti kapcsolat negatívabb-e az előbbi csoportban, és az találták, hogy a két csoport közti különbség konzisztens a nemi szerepekkel kapcsolatos attitűdbeli különbségekkel. Hasonló különbséget talált iskolai végzettség szerint Salland (2021) a már ismertetett munkájában.

A fenti kutatások fontos korlátja, hogy a nő jövedelmi arányát mérő változót jellemzően nem megfelelően kezelték az elemzésekben – figyelembe véve, hogy a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró norma megsértésének lehetséges hatása volt a vizsgálat fókuszja. A nő jövedelmi arányát folytonos változóként kezelve (Brennan–Barnett–Gareis 2001, Rogers–DeBoer 2001, Hajdu–Hajdu 2018, van Damme–Dykstra 2018), problémát jelent, hogy nincs elkülönítve az a relatív jövedelmi szint, ahol sérül a társadalmi norma. A kutatások másik része kategoriális változóként használta a jövedelmet (Furdyna–Tucker–James 2008, Zhang 2015, Gash–Plagnol 2021), de „azonos” jövedelmi arányként címkézte azokat az eseteket, ahol a nő jövedelmi aránya 40–60% közötti (holott a tartomány egyik végpontjában a férfi jövedelme a nő jövedelmének másfélszerese, míg a másik végpontjában éppen fordított a helyzet), vagy a nő 50% feletti jövedelmi aránya melletti elégedettséget a nagyon egyenlőtlen (33% alatti jövedelmi arány) kategóriához viszonyítva vizsgálta.

A férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró norma explicit tesztelését, azaz annak a vizsgálatát, hogy különbözik-e azoknak az egyéneknek az elégedettsége, akik olyan háztartásban élnek, ahol a nő keres többet azoknak az elégedettségétől, akik olyan háztartásban élnek, ahol a férfi keres többet csupán négy (általunk ismert) tanulmány végezte el (Bertrand–Kamenica–Pan 2015, Salland 2018, 2021, Hajdu–Sik 2022). Az ezekben használt regressziós modellek azonban csak az együttjárás és nem az oksági kapcsolat vizsgálatára voltak alkalmasak. Salland (2018, 2021) ugyan paneladatokat használt, azonban a háztartáson belüli jövedelmi változások hatásának becslése a nő jövedelmi aránya és az elégedettség közti kapcsolat teljes intervallumára épült, azaz a becslés magában foglalta azokat az eseteket is, ahol a nő jövedelmi aránya viszonylag alacsony és azokat is, ahol viszonylag magas. Ugyanakkor ezek az esetek nem csupán a nő jövedelmi aránya szerint különböznek egymástól, hanem feltehetően egy sor más jellemző szerint is. A paneladatok lehetővé teszik ugyan egyéni (vagy pár) fixhatások használatát, azonban ezek csak az időben állandó jellemzők szerinti különbségeket szűrik ki, ezért az előbb jelzett problémával együtt kérdéses, hogy ezzel a módszerrel lehetséges-e megbecsülni a nő jövedelmi arányának az elégedettségre gyakorolt oksági hatását.

3. SZAKADÁSOS REGRESSZIÓ

Kutatási kérdésünknel (elégedetlenebbek-e azok az egyének, akiknek a háztartásában sérül a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró norma) a szakadásos regresszió (*regression discontinuity design, RD*) kvázi-kísérleti módszere alkalmas oksági hatás becslésére (Hahn–Todd–Van der Klaauw 2001, Lee–Lemieux 2010, Cattaneo–Titiunik 2022). A módszer arra épül, hogy létezik egy olyan X folytonos változó (besoroló változó), aminek c küszöbértéke felett az egyének a (kísérletek elnevezésével) kezelt csoportba sorolódnak, míg alatta a kontrollcsoportba.

Formálisan: ha n megfigyelésünk van ($i=1,2,\dots,n$), és minden megfigyeléshez tartozik egy X_i érték, akkor azok a megfigyelések, amelyeknél $X_i \geq c$, a kezelt csoportba kerülnek, míg azok, amelyeknél $X_i < c$, a kontrollcsoportba.¹⁰ A függő változónak minden megfigyelés esetében két potenciális értéke van: $Y_i(1)$, ha a megfigyelés a kezelt csoport tagja, és $Y_i(0)$, ha nem tagja a kezelt csoportnak. Ha az i -edik megfigyelés a kezelt csoportba kerül, akkor $Y_i(0)$ nem megfigyelt, ha a kontrollcsoportba kerül, akkor $Y_i(1)$ nem megfigyelt.

Érdemes megjegyezni, hogy a kezelt és a kontrollcsoportba tartozók nem tekinthetők hasonlóknak, mivel X_i értéke korrelálhat más (megfigyelt és nem megfigyelt) jellemzőkkel, amelyek a függő változóval is korrelálhatnak. Így a kezelt és a kontrollcsoport egyszerű összehasonlítása félrevezető lehet. Ezt a problémát kezelendő, az RD az átlagos kezelési hatás becsléséhez csak a küszöbérték körüli eseteket használja, és azt a kezelt és a kontrollcsoport küszöbértékénél felvett értékeinek különbségével becsli:

$$\tau = E(Y_i(1) - Y_i(0) | X=c).$$

Emögött az a feltételezés áll, hogy $E(Y_i(1) | X)$ és $E(Y_i(0) | X)$ folytonos a küszöbérték körül. Másképp fogalmazva: amennyiben megfigyelhető lenne, akkor a függő változó várható értéke azonos lenne közvetlenül a küszöbérték alatt és felett a kezelt csoportban és a kontrollcsoportban egyaránt (F1. ábra). Azaz a küszöbérték alatt közvetlenül elhelyezkedő esetek (kontrollcsoport) megfelelő tényellentétes állapotai a küszöbérték felett közvetlenül elhelyezkedő eseteknek (kezelt csoport). Emiatt épül az RD becslés a küszöbérték körüli megfigyelésekre.

A küszöbérték körüli esetek – a kezelt vagy kontrollcsoportba tartozáson kívüli – hasonlósága tehát az RD módszer alapfeltevése. Ennek feltétele, hogy az egyének ne legyenek képesek *érdemben* befolyásolni, hogy a kezelt vagy a kontrollcsoportba kerülnek-e (Hahn–Todd–Van der Klaauw 2001, Lee–Lemieux 2010). Ennek a feltételnek a megsértése tesztelhető azzal, hogy a megfigyelhető jellemzők eloszlása folytonos-e a besoroló változó szerint a küszöbértékénél. Ez a teszt tehát azt vizsgálja, hogy a kezelt és a kontrollcsoport különbözik-e a megfigyelhető jellemzők szerint. A kezelt vagy kontrollcsoportba kerülés befolyásolásának egy másik tesztje, hogy a besoroló változó sűrűségfüggvénye folytonos-e a küszöbértékénél. Emögött az a feltételezés áll, hogy amennyiben az egyének nem tudják pontosan befolyásolni a besoroló változó értékét, vagyis, hogy melyik csoportba kerüljenek, akkor a küszöbérték alatt közvetlenül és a küszöbérték felett közvetlenül nagyjából hasonló elemszámú esetnek kell lennie.¹¹

¹⁰ Nem foglalkozunk az elmosódott (*fuzzy*) szakadásos regresszióval, amikor a küszöbérték feletti (alatti) esetek közül nem mindenki kerül a kezelt (kontroll-) csoportba, csupán nagyobb valószínűséggel történik meg ez, mint a küszöbérték alatt (felett).

¹¹ Érdemes megjegyezni, hogy a besoroló változó folytonossága önmagában sem nem szükséges, sem nem elégséges feltétele a szakadásos regresszió módszer alkalmazásának (Cattaneo–Keele–Titiunik 2023). A besoroló változó sűrűségfüggvényének küszöbérték körüli nem megmagyarázható szakadása ugyanakkor megkérdőjelezi az RD módszer alkalmazásának helyességét.

Az átlagos kezelési hatás becslésére az RD elemzések sztenderd módszere a lokális polinomiális módszer, ami a küszöbérték feletti (kezelt) és alatti (kontroll-) esetekre külön-külön becsli a függő változó és a besoroló változó közti kapcsolatot csak a küszöbérték körüli $W=[c-h,c+h]$ intervallumba eső megfigyeléseket felhasználva – jellemzően lokális lineáris regresszióval, ami megfelelő megoldás az egyszerűség, a precizitás, a túllillesztés elkerülése és az eredmények stabilitása szempontjából (részletesebben, empirikus példákkal lásd: Cattaneo–Idrobo–Titiunik 2019, Cattaneo–Titiunik 2022). Egy alternatív – általában robusztussági vizsgálatként használt – megközelítés a lokális randomizációs módszer (Cattaneo–Frandsen–Titiunik 2015, Cattaneo–Titiunik–Vazquez-Bare 2017, Cattaneo–Idrobo–Titiunik 2023), ami azt feltételezi, hogy a küszöbérték körüli szűkebb intervallumon belül a megfigyelések – a randomizált kísérletekhez hasonlóan – véletlenszerűen kerültek a kezelt vagy a kontrollcsoportba. Ennek megfelelően, míg a lokális polinomiális módszernél az átlagos kezelési hatás a kezelt és a kontrollcsoport becslt elégedettségének a küszöbértéknél megfigyelt különbségként értelmeződik, addig a lokális randomizációs módszernél a küszöbérték körüli szűkebb intervallumon belül definiált kezelt és kontrollcsoport átlagos elégedettségének különbségéből becsülhető a kezelés hatása (Cattaneo–Titiunik–Vazquez-Bare 2017:16–17, Cattaneo–Titiunik 2022:825–827).

Végül lényeges kérdés a küszöbérték körüli ablakszélesség (h), azaz a becsléshez használt küszöbérték körüli $W=[c-h,c+h]$ intervallum megválasztása. A kisebb ablakszélesség csökkenti a besoroló változó és a függő változó közti kapcsolat nem megfelelő specifikálásából fakadó hibát (simítási torzítás, *smoothing bias*), de növeli a becslés varianciáját, míg a nagyobb ablakszélesség csökkenti a becslés szórását, de növeli a simítási torzítást, ha a besoroló változó és a függő változó közti kapcsolatot leíró függvény lényegesen eltér a polinomiális modellel közelítettől. Az ablakszélesség megválasztása ennek megfelelően a torzítás és a variancia közti egyensúlyra törekvés eredménye, amihez az önkényes döntés helyett léteznek adatalapú megoldások (Cattaneo–Vazquez-Bare 2017).

Mivel ebben a tanulmányban azt vizsgáljuk, hogy elégedetlenebbek-e azok az egyének, akiknek a háztartásában sérül a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró norma, azaz: akiknek a háztartásában a nő jövedelme meghaladja a partnere jövedelmét, értelemszerűen adódik a szakadásos regresszió mint oksági hatás becslésére alkalmas módszer használata. Ebben az esetben a besoroló változó a nő jövedelmi aránya (a saját és a partner aggregált jövedelmében), míg a „kezelés”, azaz a normasértés küszöbértéke a 0,5-es jövedelmi arány.

4. ADATOK ÉS MÓDSZEREK

Az elemzés során az EU-SILC adatfelvétel 2015-ös hullámát használtuk, amelyhez a KSH hozzákapcsolta a Háztartási költségvetési és életkörülmény adatfelvételének (HKÉF) szubjektív jóllét modulját. A kérdezés során minden háztartásról készült egy háztartáskérdőív, míg a háztartás felnőtt tagjaira vonatkozóan egy-egy személyi kérdőív is. Az adatbázisból először azokat a háztartásokat választottuk ki, ahol különböző nemű partnerek (egy férfi-nő pár) éltek egy háztartásban ($N=4479$), majd kiválasztottuk közülük azokat a párokat, akiknél a nőnek és a férfinak is volt munkaviszonyból származó jövedelme ($N=1483$). Az elemzés során a nők és a férfiak mintáját külön kezeltük, azaz egy egyaránt 1483 fős női és férfi kiinduló mintánk volt, amelyekben a háztartásra vonatkozó adatok a pár tagjainak esetében azonosak voltak. Csak azokat a megfigyeléseket vizsgáltuk, ahol mindkét partner teljes munkaidőben (több mint 30 óra) dolgozott (207–207 esetet zártunk ki). Az elemzésből továbbá kizártuk azokat az eseteket, ahol a partnerek jövedelme azonos volt (42–42 eset), majd azokat az eseteket, ahol a kérdezett nem válaszolt az étellel való elégedettségre vonatkozó kérdésre

(172 eset a férfiaknál, 46 eset a nőknél). Így a nők mintájának elemszáma 1188 fő, a férfiak mintájának elemszáma 1062 fő volt.

A függő változó a kérdezett étellel való elégedettsége volt: a kérdezetteknek egy 11 fokú skála segítségével kellett válaszolniuk arra a kérdésre, hogy összességében mennyire elégedettek az „életükkel mostanában” (0 – egyáltalán nem elégedett, 10 – kifejezetten elégedett).

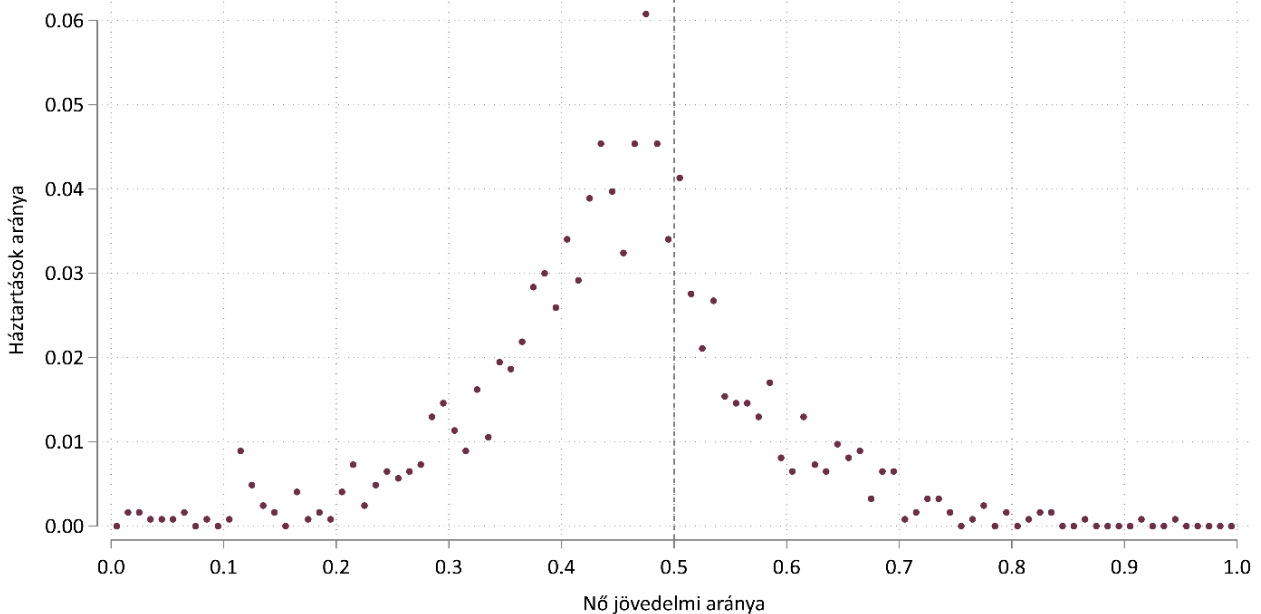
Az EU-SILC adatbázisban a háztartástagok személyes jövedelméről és a háztartás összjövedelméről is rendelkezésre áll információ. A nő jövedelmi arányát a partnerek összjövedelme alapján számítottuk ki:

$$R_i = \frac{I_i^W}{I_i^W + I_i^M},$$

ahol R_i az i -edik nő/férfi esetében a nő jövedelmi aránya a partnerek összjövedelmében, I_i^W a nő személyes (éves) nettó pénzbeli alkalmazotti jövedelme, I_i^M a férfi személyes (éves) nettó pénzbeli alkalmazotti jövedelme.

Az elemzés szempontjából megkülönböztetett jelentőségű jövedelemarány változó eloszlását 1 százalékpont széles kategóriákba sorolva az 1. ábra mutatja. A nő jövedelmi arányának átlaga 0,45, az esetek 70%-ában a nő jövedelmi aránya 0,50 alatti, 90%-ában 0,60 alatti. Összességében az esetek 93%-ában a nő jövedelmi aránya 0,25 és 0,75 közötti, 60%-ában pedig 0,40 és 0,60 közötti. Mindez nem meglepő, mivel a mintánkat a teljes munkaidőben dolgozó párok alkották.¹²

1. ábra. A nő jövedelmi arányának eloszlása



Megjegyzés: Az ábrán minden pont az adott 0.01 szélességű jövedelmi kategóriába (0.00–0.01 közé, 0.01–0.02 közé, ... 0.99–1.00 közé) eső párok arányát mutatja. A függőleges vonal a partnerek azonos jövedelmét jelöli (a nő jövedelmi aránya 0.5).

Mivel a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró társadalmi norma – definíció szerint – a nő jövedelmi arányának 0,5-es értékénél sérül ($R_i > 0,5$), ezért szakadós regressziót használva azt vizsgáltuk, hogy hogyan különbözik azoknak az elégedettsége, akiknek a háztartásában a nő jövedelmi aránya éppen meghaladja a $c=0,5$ küszöbértéket (kezelt csoport), azoknak az elégedettségétől, akiknek a háztartásában a nő

12 Másfelől a homogám párok kapcsolatok is a partnerek hasonló nagyságú jövedelmét valószínűsítik (Bukodi 2001, Erát 2022).

jövedelmi aránya éppen a $c=0,5$ küszöbérték alatti (kontrollcsoport).

A küszöbérték alatti megfigyelésekre a következő egyenletet becsüljük:

$$Y_i = \beta_{-,0} + \sum_p \beta_{-,p}(R_i - c)^p + \varepsilon_i,$$

míg küszöbérték feletti megfigyelésekre a következő egyenletet becsüljük:

$$Y_i = \beta_{+,0} + \sum_p \beta_{+,p}(R_i - c)^p + \varepsilon_i,$$

mindkét esetben lokális polinomiális regresszióval ($p=1$, illetve $p=2$ polinomiális illesztéssel, a küszöbértéktől távolodva lineárisan csökkenő súlyt adó trianguláris magfüggvénnyel, négyzetes hibára optimalizált ablakszélességgel).

A normasértés hatása a következő:

$$\tau = \beta_{+,0} - \beta_{-,0},$$

ami tehát a háztartáson belüli teljes munkaidős bérek esetében mutatja a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró norma sérülésének elégedettségi hatását. Másképp fogalmazva: elemzésünk a normasértésnek egy szűkebb szeletére koncentrál, arra, amikor a nő munkája „többet ér” a férfi munkájánál.

5. EREDMÉNYEK

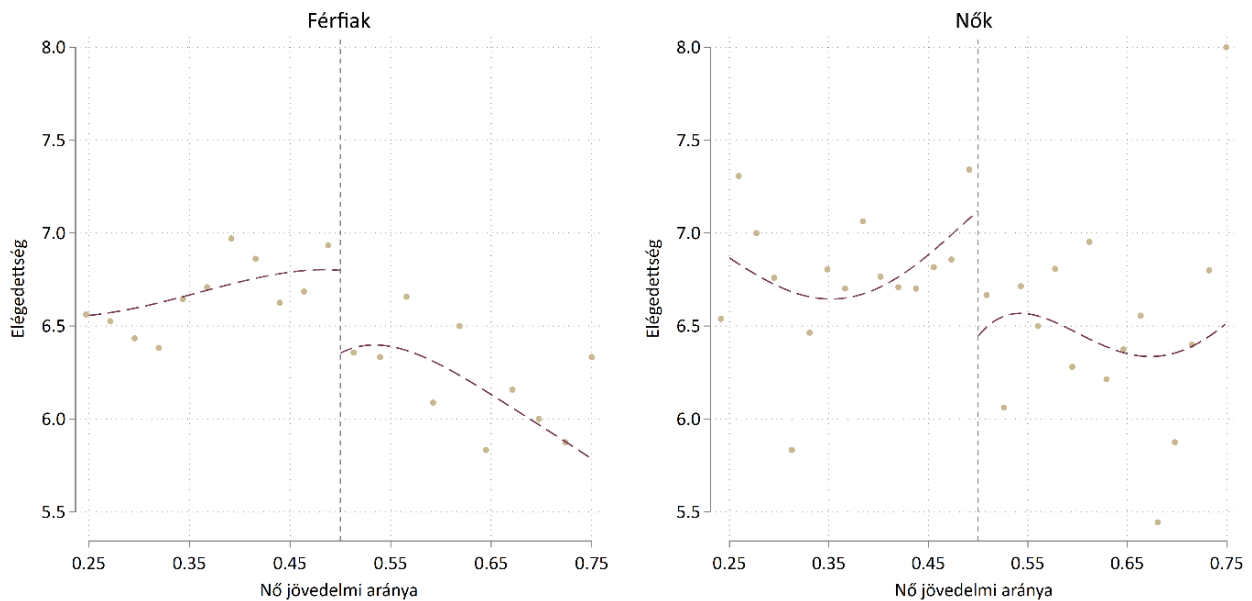
Először vizuálisan vizsgáljuk meg, hogy azonosítható-e elégedettségi töréspont a nő 0,5-es jövedelmi aránya körül. A 2. ábra a nő jövedelmi aránya és a férfiak (bal oldali panel), illetve a nők (jobb oldali panel) élettellel való elégedettségének a kapcsolatát mutatja. A pontok a küszöbérték alatt és felett egyenletesen eloszló jövedelmiarány-kategóriákba eső megfigyelések elégedettségi átlagát jelölik, míg a szaggatott vonal az elégedettség és a jövedelmi arány közti (polinomiális) összefüggést. Az ábrán az átláthatóság érdekében csak azokat az eseteket szerepeltetjük, ahol a nő jövedelmi aránya 0,25 és 0,75 közé esik.¹³ A férfiak és a nők esetében egyaránt úgy tűnik, hogy amikor a nő jövedelmi aránya meghaladja a 0,5-et, azaz a nő többet keres, mint a férfi, az átlagos élettellel való elégedettség nagyjából fél ponttal alacsonyabb. Azaz vizuálisan alátámasztottnak tűnik, hogy amennyiben sérül a férfiak elsődleges kenyérkereső szerepét előíró norma, csökken a partnerek elégedettsége.

Ahogy már jeleztük, a szakadásos regresszió alapfeltevése, hogy a partnerek nem tudják érdemben befolyásolni a nő jövedelmi arányát (a küszöbérték körül), azaz a kezelt és a kontrollcsoportba kerülés valószínűségét, így a 0,5-es jövedelmi arány körüli esetek a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró normának való meg nem felelésen kívül egyéb szempontokból hasonlóak egymáshoz. A nő jövedelmi arányát természetesen képesek változtatni a partnerek (Bertrand–Kamenica–Pan 2015),¹⁴ azonban minden bizonnyal nem képesek pontosan meghatározni azt. Például azért, mert a jövedelmük meghatározása nem kizárólag saját magukon múlik, hanem többek között vállalati, intézményi szempontok (pl. bértábla) is meghatározzák azt. Ennek megfelelően a háztartáson belül nem tudják precízen „beállítani” a nő jövedelmi arányát éppen 0,5 alá vagy fölé.

¹³ Ebbe az intervallumba esik a megfigyelések 93%-a. A nő jövedelmi arányának teljes terjedelmét mutató ábra a Függelékben található (F2. ábra).

¹⁴ Emlékeztetőül: Bertrand és munkatársainak (2015) amerikai adatokon alapuló eredményei szerint azok a nők, akiknek a potenciális keresete magasabb lenne, mint a férjüké, nagyobb valószínűséggel maradnak távol a munkaerőpiactól, illetve nagyobb valószínűséggel keresnek a lehetőségeikhez képest kevesebbet, mint azok a nők, akiknek a potenciális keresete nem haladja meg a férjükét.

2. ábra. Az étellel való elégedettség a nő jövedelmi aránya szerint



Megjegyzés: Az ábra a nő partnerével közös összjövedelméhez viszonyított jövedelmi aránya és a nő (jobb oldali panel), illetve a férfi (bal oldali panel) étellel való elégedettsége közti kapcsolatot mutatja. Minden pont egy jövedelmi arány szerinti kategóriába tartozó megfigyelések átlagát jelöli. A kategóriák egyenletesen oszlanak el a küszöbérték alatt és felett, valamint a számuk úgy lett megválasztva, hogy a kategóriaátlagok szóródása és az összes megfigyelés szóródása hasonlítson. A szaggatott vonal a küszöbérték alatt és felett külön-külön, egyenletes magfüggvényt illesztett negyedrendű polinomiális görbét jelöli. A függőleges vonal a partnerek azonos jövedelmét (a nő jövedelmi aránya 0,5) jelöli. Az ábrákat a Stata rdplot parancsával készítettük (Calonico et al. 2017).

Ennek az alapfeltételnek a nem teljesülése tesztelhető. Ha az egyének nem tudják érdemben befolyásolni, hogy a kezelt vagy a kontrollcsoportba kerüljenek, akkor a nő jövedelmi arányát mérő (besoroló) változó sűrűségfüggvényének (nagyjából) folytonosnak kell lennie a $c=0,5$ küszöbérték körül egy $2h$ ablakszélességű intervallumon belül, azaz $c-h$ és $c+h$ értékek között (McCrary 2008). A Függelék F3. ábrája a küszöbérték körüli szűk sávban mutatja a besoroló változó histogramját, illetve a besoroló változó sűrűségfüggvényének lokális polinomiális regresszióval történő becslését. Egyik ábra sem utal arra, hogy érdemi szakadás lenne közvetlenül a küszöbérték körül. A besoroló változó küszöbértéknél való folytonosságának formális tesztelésének eredményét a Függelék F1. táblázata mutatja. Eszerint nem tudjuk elutasítani azt a nullhipotézist, hogy a nő jövedelmi arányát mérő változó folytonos a 0,5-es küszöbérték körül.¹⁵

A kezelt és kontrollcsoportba kerülés szisztematikus befolyásolásának egy másik lehetséges tesztje olyan binomális próbák végzése, amelyek a kezelt és a kontrollcsoport létszámát hasonlítják össze a küszöbérték körül. A teszt feltételezése az, hogy ha a megfigyelések véletlenszerűen sorolódnának a két csoportba, akkor a két csoport létszáma binomiális eloszlást követne (Cattaneo–Titiunik–Vazquez-Bare 2017). Az eredményeket a Függelékben az F2. táblázat mutatja. Ezek alapján a küszöbérték körüli kis ablakszélességű intervallumokban a két csoport elemszáma nem tér el jelentős mértékben attól, amit (azonos valószínűséggel törté-

¹⁵ Megjegyzendő, hogy ugyan a formális teszt nem utal érdemi szakadásra, de tényszerűen – a küszöbérték körüli némileg tágabb intervallumban is – kevesebb olyan megfigyelés van, ahol a nő jövedelme meghaladja férfi jövedelmét. Például a küszöbérték körüli 10 százalékpontos sávban (0,45 és 0,55 között) helyezkedik el az összes megfigyelés 35%-a, ebből 22% a küszöbérték alatt, 13% a küszöbérték felett. Ez persze nem meglepő, figyelembe véve a jövedelmek nemek szerinti egyenlőtlenségét (Penner et al. 2023).

nő) véletlen besorolás esetén találnánk.¹⁶

A kezelt és a kontrollcsoportba való kerülés befolyásolásának további tesztje, hogy a megfigyelt jellemzőik szerint a két csoport különbözik-e egymástól. Másképpen fogalmazva, ha a megfigyelt kovariánsok folytonosak a küszöbértéknél, akkor nincs bizonyíték arra, hogy az egyének érdemben befolyásolni képesek azt, hogy a kezelt vagy a kontrollcsoportba kerüljenek. A Függelék F4. ábrája a vizsgált 18 kovariáns¹⁷ esetében nem mutat a küszöbérték körüli szakadásra utaló jelet. Ezt a Függelék F3. táblázata statisztikailag is megerősíti. Csupán két esetben találtunk különbséget (10%-os szinten) a két csoport között, de ekkor is a kezelt csoportban van kedvezőbb helyzetben: némileg alacsonyabb közöttük az egészségügyi akadályozottsággal és a krónikus betegséggel élő férfiak aránya. Azaz: a különbség éppen a kezelt csoport magasabb elégedettségét indukálná.

A fentiek alapján tehát nem vethető el az a feltételezés, hogy az egyének nem képesek szisztematikusan és pontosan befolyásolni azt, hogy a háztartáson belül a nő jövedelmi aránya éppen 0,5 alatt vagy fölött legyen, azaz a szakadásos regresszió alkalmazásának feltételei adottak.

Az RD becsléseket a 1. táblázat mutatja. Az 1. blokkban a sztenderdnek számító lineáris modell eredményei, a 2. blokkban a négyzetes modell eredményei találhatóak. A lineáris modell eredményei arra utalnak, hogy a férfiak és a nők egyaránt elégedetlenebbek, ha a nő jövedelmi aránya 0,5 feletti, azaz a háztartáson belül sérül a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró norma. A férfiak esetében -0,599 ($p=0,056$), a nők esetében -0,679 ($p=0,011$) a becsült együttható. Azaz, mind a férfiak, mind a nők nagyjából 0,6 ponttal elégedetlenebbek, ha a háztartásban a nő jövedelme meghaladja a férfiéét. Ez a hatás viszonylag jelentős, a vizsgált minták esetében 0,37–0,41 szórásegységnyi. A négyzetes modell eredményei a lineáris modell eredményeihez hasonlóak, de a becslések némileg pontatlanabbak.¹⁸

1. táblázat. A relatív jövedelem és az étellel való elégedettség, RD becslés

	(1) Lineáris modell ($p=1$)		(2) Négyzetes modell ($p=2$)	
	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők
RD becslés	-0,599	-0,679	-0,666	-0,713
95% robusztus CI	[-1,384, 0,018]	[-1,307, -0,169]	[-1,536, 0,090]	[-1,443, 0,066]
p-érték	0,056	0,011	0,081	0,074
h	0,080	0,102	0,119	0,103
N_w^-	359	487	484	490
N_w^+	190	243	234	244

A becslések lokális polinomiális regressziókon alapulnak, amelyeket a Stata *rrobust* paranccsal végeztünk (Calonico et al. 2017), trianguláris magfüggvénnyel és robusztus standard hibákkal. N_w^- a kontrollcsoport elemszáma, N_w^+ a kezelt csoport elemszáma. *h* a küszöbérték alatti és a küszöbérték feletti, négyzetes hibára optimalizált ablakszélességet mutatja.

16 Az ennél nagyobb ablakszélességek esetében – ahogy az 1. ábra is mutatja – már nem azonos a kezelt és a kontrollcsoport elemszáma.

17 Életkor (ffi, nő), magas végzettség (ffi, nő), nemzetiséghez tartozás (ffi, nő), házasság, 2 fős háztartás, fővárosi lakóhely, férfi munkajövedelme (log), háztartás összjövedelme (log), krónikus betegség (ffi, nő), akadályozottság (ffi, nő), lakásnagyság, lakásproblémák száma, materiális depriváció.

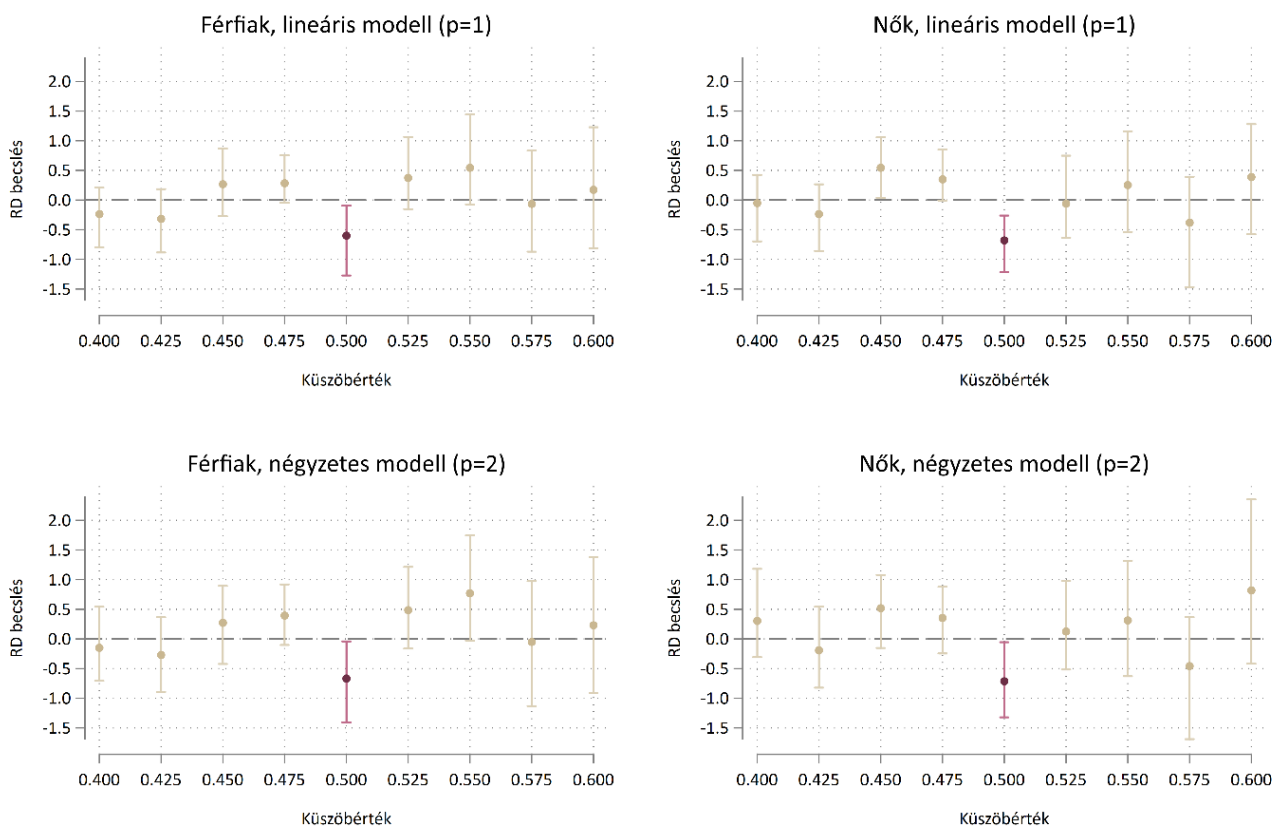
18 A becslések hasonlóak – és jellemzően pontosabbak – amikor 18 kovariánst is bevonunk a modellbe (Függelék, F4. táblázat).

5.1. Robusztusság

Az eredmények robusztusságát háromféle módon teszteltük. Először „mesterséges” (placebo) küszöbértékeknél vizsgáltuk meg, hogy az RD módszerrel azonosítható-e – elméletileg nem várt – elégedettségi különbség. Ennek az elemzésnek az a logikája, hogy amennyiben más küszöbértékek esetében is kimutatható elégedettségi szakadás, a fő eredményünk interpretációja megkérdőjelezhető. Második lépésben a lokális polinomiális módszer helyett lokális randomizációs módszerrel becsültük a hatásokat. Végül azt vizsgáltuk meg, hogy befolyásolja-e az eredményeket az, hogy a partner jövedelméről maga a partner vagy pedig a kérdezett nyilatkozott.

A 3. ábra a valódi (az 1. táblázatban közölt) és a placebo becslések eredményeit jeleníti meg. A valódi, 0,5-es küszöbértéket használó RD becslések mind a lineáris, mind a négyzetes modell esetében legalább 10%-os szinten különböznek 0-tól, míg a placebo küszöbértékek esetében a becsült együtthatók 0-hoz közelebbiek, és a 90%-os konfidenciaintervallumok tartalmazzák a 0-t is. A placebo küszöbértékek körül tehát nem mutatható ki elégedettségi különbség.

3. ábra. RD becslések a valódi és placebo küszöbértékekkel



A becslések lokális polinomiális regressziókon alapulnak, amelyeket a Stata `rrobust` paranccsal végeztünk (Calonico et al. 2017), trianguláris magfüggvényvel és robusztus standard hibákkal, négyzetes hibára optimalizált ablakszélességekkel. A $c=0,5$ küszöbértékre vonatkozó becslések (bordóval) azonosak az 1. táblázatban közölt becslésekkel.

A pontok az RD becsléseket mutatják, a vonalak a 90%-os robusztus konfidenciaintervallumot jelölik.

A lokális randomizációs becsléshez első lépésben azt a (küszöbérték körüli) ablakszélességet kell meghatározni, amelyen belül a kezelt és a kontrollcsoportba tartozó egyének (a megfigyelt kovariánsok tekintetében)

ben) hasonlóak egymáshoz. Cattaneo és munkatársai (2015) módszerét követve 0,015-es ablakszélességgel (azaz a küszöbérték körüli 0,03 pontos intervallummal) indulva, az ablakszélességet 0,0025 ponttal növelve minden ablakszélességnél Kolmogorov-Smirnov próbával megvizsgáltuk, hogy a kezelt és a kontrollcsoport különbözik-e a korábban is használt 18 kovariáns szerint. Az elemzéshez azt a legnagyobb ablakszélességet választottuk, ahol egyik kovariáns szerint sem különbözött egymástól 10%-os szinten a kezelt és a kontrollcsoport. Másként fogalmazva: azt a legbővebb intervallumot vizsgáltuk, ahol a megfigyelt jellemzők tekintetében a két csoport között nem mutatható ki érdemi különbség. (A folyamatot vizuálisan a Függelék F5. ábrája mutatja: minden ablakszélesség esetében a próbák minimális p-értékét jeleníti meg, tehát azt a p-értéket, ami ahhoz a kovariánshoz tartozik, ami szerint a „leginkább” különbözik a két csoport.) A kiválasztott ablakszélesség a férfiak és a nők esetében is 0,030 pontos, tehát a nő 0,47-os és 0,53-os jövedelmi arány között vizsgáltuk, hogy különbözik-e azoknak a férfiaknak (nőknek) az elégedettsége, akik kevesebbet (többet), illetve akik többet (kevesebbet) keresnek a partnerüknél.

Az eredményeket a 2. táblázat mutatja. A férfiak esetében a normasértés becsült hatása -0,512 pontos ($p=0,020$), azaz: azok a férfiak, akiknek a háztartásában a nő jövedelmének aránya meghaladja a 0,5-et, fél ponttal elégedetlenebbek, mint azok a férfiak, akik többet keresnek a partnerüknél. A nők esetében a becsült együttható -0,509 ($p=0,012$), azaz ebben az esetben is nagyjából fél pont a normasértés elégedettségi hatása.¹⁹

2. táblázat. A relatív jövedelem és az élettel való elégedettség, RD becslés lokális randomizációs módszerrel

	Férfiak	Nők
RD becslés	-0,512	-0,509
95% robusztus CI	[-0,850, -0,130]	[-0,900, -0,180]
Fisher-féle p-érték	0,020	0,012
h	0,030	0,030
N_w^-	146	165
N_w^+	101	107

A becslések a kezelt és a kontrollcsoport elégedettségi átlagának különbségét mutatják.

A becsléseket a Stata `rdrandinf` parancsával végeztünk (Cattaneo–Titiunik–Vazquez-Bare 2016), egyetlen magfüggvénnyel, 10000 ismétléssel. N_w^- a kontrollcsoport elemszáma, N_w^+ a kezelt csoport elemszáma. h a küszöbérték alatti és a küszöbérték feletti ablakszélességet mutatja.

Az EU-SILC adatfelvétel során abban az esetben, ha nem volt elérhető az a háztartástag, akire a személyi kérdőív vonatkozott, lehetőség volt rá, hogy egy másik felnőtt háztartástag válaszolja meg a kérdéseket. Mivel a szubjektív kérdések esetében ezt nem lehetett megtenni, ezért az elemzési adatbázisunkban a kérdetthez vonatkozó proxy válaszadás nem fordult elő. Azonban a partnerre vonatkozó kérdések esetében előfordultak proxy válaszok: a férfiak mintájában az esetek 3,5%-ában, a nők mintájában az esetek 14,1%-ában. A válaszadó személye fontos lehet a jövedelmi kérdések megválaszolásánál, mivel mind a férfiak, mind a nők hajlamosak lehetnek a nő jövedelmi arányát alulbecsülni (a nő jövedelmét alacsonyabbnak, a férfi jövedelmét magasabbnak mondani), ha a nő ténylegesen többet keres, mint a férfi (Murray-Close–Heggeness 2019). A Függelék F3. táblázatának utolsó két sorában – a fent már ismertetett módon – azt vizsgáljuk,

19 Az eredmények és a következtetés akkor sem változnak, ha az itt használnál 0,005, illetve 0,010 ponttal szűkebb ablakszélességnél ($h=0,025$, illetve $h=0,020$) hasonlítjuk össze a kezelt és a kontrollcsoportot (lásd Függelék, F5. táblázat).

hogyan a proxy válaszadás gyakorisága folytonos-e a küszöbértéknél, azaz, hogy a küszöbérték körül a kezelt és a kontrollcsoportban hasonló arányú-e a proxy válaszadás aránya. Az eredmények arra utalnak, hogy sem a férfiak, sem a nők mintájában nem lehet elvetni, hogy a küszöbérték körül azonos a proxy válaszok aránya. Ezt követően az RD becsléseket olyan mintákon is elvégeztük, amelyekből kizártuk azokat az eseteket, ahol a partnerre vonatkozóan proxy válaszadás történt. A Függelék F6. táblázatában bemutatott eredményekből levonható következtetések azonosak a fő eredményekkel.²⁰

6. ÖSSZEFOGLALÁS, AZ ELEMZÉS KORLÁTAI ÉS KÖVETKEZTETÉSEK

A tanulmány fő kérdése az volt, hogy hatással van-e a partnerek elégedettségére, ha egy pár két tagjának összesített jövedelmében a nő jövedelme a nagyobb, azaz, ha sérül a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró norma. Mivel a nő (partnerek összjövedelméhez viszonyított) 0,5-es jövedelmi arányánál van az a pont, ahol már nem teljesül az az elvárás, hogy a férfi keressen többet, ezért a normasértés hatásának tesztelésére a szakadós regresszió módszerét használtuk. Az elemzés alapfeltevése, hogy a 0,5-es jövedelmi arány körüli esetek a társadalmi norma megsértésén kívül egyéb szempontokból hasonlóak egymáshoz, ezért az éppen a 0,5-es küszöbérték alattiak (kontrollcsoport) és az éppen a küszöbérték felettiak (kezelt csoport) összehasonlításával a normasértés oksági hatását becsülhetjük. Az elemzést az EU SILC adatbázisának a KSH Háztartási költségvetési és életkörülmény adatfelvételének szubjektív kérdéseivel kiegészített 2015. évi hullámán végeztük el.

Mivel Magyarországon a nemi szerepekkel kapcsolatos attitűdök európai összehasonlításban inkább tradicionálisak (Lück 2005, Takács 2008, Fodor–Balogh 2010, Murinkó 2014), ezért nem meglepő az elemzés eredménye: mind a férfiak, mind a nők jelentősen (átlagosan nagyjából 0,6 ponttal) elégedetlenebbek, ha a háztartásban a nő jövedelme meghaladja a férfiét.

Érdemes megjegyezni, hogy bár az elvégzett tesztek alapján nem tudtuk elvetni, hogy a kezelt és a kontrollcsoportba tartozók a megfigyelt jellemzők szerint hasonlóak, valamint arra sem találtunk bizonyítékot, hogy a háztartások képesek lennének érdemben befolyásolni, hogy a nő jövedelmi aránya 0,5 felett vagy alatt legyen, azaz, hogy a kezelt vagy a kontrollcsoportba kerüljenek-e, de a minta bizonyos szempontból mégis szelektív lehet. Például, ha a férfi kenyérkereső szerepét preferáló háztartások visszafogják a nő munkaerőpiaci részvételét vagy jövedelemtermelő képességét (Bertrand–Kamenica–Pan 2015) akkor azok között a háztartások között, ahol a nő keres többet, kisebb lesz a tradicionális nemi szerepeket preferálók aránya. Vagy például, ha a válás gyakoribb azoknál a pároknál, ahol a nő keres többet (Jalovaara 2003, Liu–Vikat 2004, Bertrand–Kamenica–Pan 2015), akkor az adatfelvétel által nem figyelhetők meg az igazán elégedetlen, elvált párok. Márpedig ez azt jelenti, hogy a normasértés általunk mért elégedettségi hatása akár alulbecsült is lehet.

Fontos továbbá az elemzés alapfeltevésével és az elemzéshez használt mintával kapcsolatban néhány korlátot megemlíteni. Felmerülhet, hogy a háztartáson belül tudatában vannak-e annak, hogy a nő jövedelmi aránya 0,5 alatt vagy felett van. Ugyan könnyen lehet, hogy vannak olyan háztartások, ahol a partnerek nem tudják pontosan mennyit keres a párjuk, de azt feltételezzük, hogy annak eldöntéséhez, hogy melyikük keres

²⁰ A becsült együttthatók némileg nagyobbak, ami konzisztens azzal a feltételezéssel, hogy a tradicionális szerepeket preferálók elégedetlenebbek, amikor a nő többet keres, mint a férfi, és ugyanekkor hajlamosak a válaszadás során alacsonyabbnak mondani a nő jövedelmi arányát.

többet, elégséges tudással rendelkeznek.²¹ Az elemzés további korlátja, hogy csak a teljes munkaidős alkalmazotti pénzbeli jövedelemmel rendelkező párokat vizsgáltuk. Ennek az egyik oka az, hogy a részmunkaidős foglalkoztatottság nagyobb arányban jellemző a nőkre. Másrészt abban az esetben, ha az egyik partner részmunkaidőben dolgozik, a másik pedig teljes munkaidőben, akkor a nő jövedelmi aránya viszonylag távol van a 0,5-es küszöbértéktől, így a fő eredményeinket az ilyen megfigyelések kizárása feltehetően kevésbé érinti. Későbbi elemzésekben érdemes lehet bővebb mintán és/vagy az alkalmazotti pénzbeli jövedelmeken túl egyéb jövedelmek figyelembevételével is megvizsgálni a párok étellel való elégedettsége és a hagyományos nemi szerepekre vonatkozó normák kapcsolatát.

Összességében eredményeink arra utalnak, hogy egy tradicionális értékekkel jellemezhető – másként, a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét elváró – környezetben a társadalmi norma megsértése csökkenti a normasértő háztartásokban élők elégedettségét. Azaz: a nemiszerep-elvárások és a gazdasági-társadalmi realitás közti konfliktus érdemi jólétszökkenést eredményezhet. Ennek megfelelően a háztartáson belüli szerepelvárások és munkamegosztás egyenlőbbé válása növelheti a háztartástagok elégedettségét. Tágabban értelmezve, ezek az eredmények az attitűdöknek és a társadalmi normáknak a nemek közti jövedelem-egyenlőtlenség magyarázatában játszott szerepét (Fortin 2005, Roethlisberger et al. 2023) is segíthetnek megérteni, mivel egy lehetséges mechanizmus hatását sejtetik. Nevezetesen, mivel az elégedetlenség vagy elégedettség előre jelezheti a tényleges viselkedést is (Frijters 2000, Clark 2001, Bryson–Forth–Stokes 2017) így elképzelhető, hogy a háztartáson belüli jövedelemeloszlással való elégedetlenség miatt a nő kilép a munkaerőpiacról vagy alacsonyabb jövedelmet biztosító munkát vállal (Bertrand–Kamenica–Pan 2015). A jövedelem és a szubjektív jólét kapcsolatát vizsgáló szakirodalom szempontjából pedig az eredményeink azt mutatják meg, hogy nem csak a jövedelem szintje (Frijters–Haisken–DeNew–Shields 2004, Powdthavee 2010, Hajdu–Hajdu 2014), illetve a sztenderd módon vizsgált referenciacsoportok (pl. munkatársak, hasonló státuszú egyének) jövedelme számít az elégedettség szempontjából (Ferrer-i-Carbonell 2005, Clark–Kristensen–Westergård-Nielsen 2009, Hajdu–Hajdu 2011a, 2011b, Card et al. 2012, Wolbring–Keuschnigg–Negele 2013), hanem a háztartáson belüli jövedelemösszehasonlításnak is érdemi jóléti hatása lehet.

21 Ráadásul még a küszöbérték körüli viszonylag szűk intervallumon belül is jelentős kereseti különbségek vannak a partnerek között. A nő 0,48-os jövedelmi aránya például azt jelenti, hogy a jövedelme 8%-kal marad el a férfi jövedelmétől, a 0,46-os jövedelmi arány pedig 15%-kal alacsonyabb jövedelmet jelent. Ennek megfelelően, az igazán lényeges információt, hogy sérül-e a férfi elsődleges kenyérkereső szerepét előíró norma, feltehetően a túlnyomó többség ismeri. A felvetetthez hasonló problémát okozhat a jövedelmek pontatlan bevallása (akár kerekítés, akár tévedés miatt), ami a kezelt és a kontrollcsoportba tartozást mérő változó (a normasértés ténye) hibával történő mérését okozhatja. Azonban itt is azt feltételezzük, hogy az érintettek száma viszonylag csekély. Másfelől az esetleges hiba ebben az esetben a normasértés elégedettségi hatásának nehezebb azonosítását eredményezi.

HIVATKOZÁSOK

- Alderson, A. S. – Katz-Gerro, T. (2016) Compared to Whom? Inequality, Social Comparison, and Happiness in the United States. *Social Forces*, 95(1), 25–54. <http://dx.doi.org/10.1093/sf/sow042>.
- Beblo, M. – Beninger, D. (2017) Do husbands and wives pool their incomes? A couple experiment. *Review of Economics of the Household*, 15(3), 779–805. <http://dx.doi.org/10.1007/s11150-016-9342-0>.
- Bertrand, M. – Kamenica, E. – Pan, J. (2015) Gender Identity and Relative Income within Households. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(2), 571–614. <http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjv001>.
- Bonke, J. (2015) Pooling of income and sharing of consumption within households. *Review of Economics of the Household*, 13(1), 73–93. <http://dx.doi.org/10.1007/s11150-013-9184-y>.
- Brennan, R. T. – Barnett, R. C. – Gareis, K. C. (2001) When She Earns More than He Does: A Longitudinal Study of Dual-Earner Couples. *Journal of Marriage and Family*, 63(1), 168–182. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1741-3737.2001.00168.x>.
- Bryson, A. – Forth, J. – Stokes, L. (2017) Does employees' subjective well-being affect workplace performance? *Human Relations*, 70(8), 1017–1037. <http://dx.doi.org/10.1177/0018726717693073>.
- Bukodi E. (2001) A házassági homogámia és heterogámia időbeli változása. *Statistikai Szemle*, 79(2), 142–161.
- Calonico, S. – Cattaneo, M. D. – Farrell, M. H. – Titiunik, R. (2017) Rdrobust: Software for Regression-discontinuity Designs. *The Stata Journal*, 17(2), 372–404. <http://dx.doi.org/10.1177/1536867X1701700208>.
- Card, D. – Mas, A. – Moretti, E. – Saez, E. (2012) Inequality at Work: The Effect of Peer Salaries on Job Satisfaction. *American Economic Review*, 102(6), 2981–3003. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.102.6.2981>.
- Cattaneo, M. D. – Frandsen, B. R. – Titiunik, R. (2015) Randomization Inference in the Regression Discontinuity Design: An Application to Party Advantages in the U.S. Senate. *Journal of Causal Inference*, 3(1), 1–24. <http://dx.doi.org/10.1515/jci-2013-0010>.
- Cattaneo, M. D. – Idrobo, N. – Titiunik, R. (2019) *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations. Elements in Quantitative and Computational Methods for the Social Sciences*. [Online]. Cambridge University Press. <http://dx.doi.org/10.1017/9781108684606>.
- Cattaneo, M. D. – Idrobo, N. – Titiunik, R. (2023) *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Extensions*. Elérhető: https://mccattaneo.github.io/books/Cattaneo-Idrobo-Titiunik_2023_CUP.pdf [Letöltve: 2023-05-26].
- Cattaneo, M. D. – Jansson, M. – Ma, X. (2018) Manipulation Testing Based on Density Discontinuity. *The Stata Journal*, 18(1), 234–261. <http://dx.doi.org/10.1177/1536867X1801800115>.
- Cattaneo, M. D. – Keele, L. – Titiunik, R. (2023) *A Guide to Regression Discontinuity Designs in Medical Applications*. arXiv. <http://dx.doi.org/10.48550/arXiv.2302.07413>.
- Cattaneo, M. D. – Titiunik, R. (2022) Regression Discontinuity Designs. *Annual Review of Economics*, 14(1), 821–851. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-economics-051520-021409>.
- Cattaneo, M. D. – Titiunik, R. – Vazquez-Bare, G. (2016) Inference in Regression Discontinuity Designs under Local Randomization. *The Stata Journal*, 16(2), 331–367. <http://dx.doi.org/10.1177/1536867X1601600205>.
- Cattaneo, M. D. – Titiunik, R. – Vazquez-Bare, G. (2017) Comparing Inference Approaches for RD Designs: A Reexamination of the Effect of Head Start on Child Mortality. *Journal of Policy Analysis and Management*, 36(3), 643–681. <http://dx.doi.org/10.1002/pam.21985>.
- Cattaneo, M. D. – Vazquez-Bare, G. (2017) The Choice of Neighborhood in Regression Discontinuity Designs. *Observational Studies*, 3(2), 134–146. <http://dx.doi.org/10.1353/obs.2017.0002>.
- Clark, A. E. (2001) What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data. *Labour Economics*, 8(2), 223–242. [http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5371\(01\)00031-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5371(01)00031-8).
- Clark, A. E. – Frijters, P. – Shields, M. A. (2008) Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles. *Journal of Economic Literature*, 46(1), 95–144. <http://dx.doi.org/10.1257/jel.46.1.95>.
- Clark, A. E. – Kristensen, N. – Westergård-Nielsen, N. (2009) Job Satisfaction and Co-worker Wages: Status or Signal? *The Economic Journal*, 119(536), 430–447. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02236.x>.
- Clark, A. E. – Senik, C. (2010) Who Compares to Whom? The Anatomy of Income Comparisons in Europe. *Economic Journal*, 120(5), 573–594. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02359.x>.
- Erát D. (2022) Párválasztási szokások Magyarországon. A homogámia és heterogámia alakulása 1980 és 2016 között. In Kolosi T. – Szélnyi I. – Tóth I. Gy. (szerk.) *Társadalmi Riport 2022*. Budapest: TÁRKI, 119–136.

- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005) Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect. *Journal of Public Economics*, 89(5–6), 997–1019. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.06.003>.
- Fodor É. – Balogh A. (2010) Back to the kitchen? Gender role attitudes in 13 East European countries. *Journal of Family Research*, 22(3), 289–307. <http://dx.doi.org/10.20377/jfr-259>.
- Fortin, N. M. (2005) Gender Role Attitudes and the Labour-market Outcomes of Women across OECD Countries. *Oxford Review of Economic Policy*, 21(3), 416–438. <http://dx.doi.org/10.1093/oxrep/gri024>.
- Frijters, P. (2000) Do individuals try to maximize general satisfaction? *Journal of Economic Psychology*, 21(3), 281–304. [http://dx.doi.org/10.1016/S0167-4870\(00\)00005-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0167-4870(00)00005-2).
- Frijters, P. – Haisken-DeNew, J. P. – Shields, M. A. (2004) Money does matter! Evidence from increasing real income and life satisfaction in East Germany following reunification. *American Economic Review*, 94(3), 730–740. <http://dx.doi.org/10.1257/0002828041464551>.
- Furdyna, H. E. – Tucker, M. B. – James, A. D. (2008) Relative Spousal Earnings and Marital Happiness Among African American and White Women. *Journal of Marriage and Family*, 70(2), 332–344. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1741-3737.2008.00485.x>.
- Gash, V. – Plagnol, A. C. (2021) The Partner Pay Gap: Associations between Spouses’ Relative Earnings and Life Satisfaction among Couples in the UK. *Work, Employment and Society*, 35(3), 566–583. <http://dx.doi.org/10.1177/0950017020946657>.
- Gupta, S. (2007) Autonomy, Dependence, or Display? The Relationship Between Married Women’s Earnings and Housework. *Journal of Marriage and Family*, 69(2), 399–417. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1741-3737.2007.00373.x>.
- Hahn, J. – Todd, P. – Van der Klaauw, W. (2001) Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design. *Econometrica*, 69(1), 201–209. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0262.00183>.
- Hajdu G. – Hajdu T. (2011a) Elégedettség és relatív jövedelem: a referenciacsoport összetételének hatása az információs és státuszhatás erősségére. *Szociológiai Szemle*, 21(3), 83–106.
- Hajdu G. – Hajdu T. (2018) Intra-Couple Income Distribution and Subjective Well-Being: The Moderating Effect of Gender Norms. *European Sociological Review*, 34(2), 138–156. <http://dx.doi.org/10.1093/esr/jcy006>.
- Hajdu G. – Sik E. (2022) Men’s income disadvantage and life satisfaction among Hungarian couples. *Demográfia*, 64(1. English edition), 5–28. <http://dx.doi.org/10.21543/DEE.2022.1>.
- Hajdu G. – Sik E. (2023) A kapcsolatok mennyisége és a velük való elégedettség mint a szubjektív jóllét forrása. *Szociológiai Szemle*, 33(1), 30–54. <http://dx.doi.org/10.51624/SzocSzemle.2023.1.3>.
- Hajdu T. – Hajdu G. (2011b) A hasznosság és a relatív jövedelem kapcsolatának vizsgálata magyar adatok segítségével. *Közgazdasági Szemle*, 58(1), 56–73.
- Hajdu T. – Hajdu G. (2014) Income and Subjective Well-Being: How Important is the Methodology? *Hungarian Statistical Review*, 92(Special No. 18.), 110–128.
- Halleröd, B. (2005) Sharing of Housework and Money Among Swedish Couples: Do They Behave Rationally? *European Sociological Review*, 21(3), 273–288. <http://dx.doi.org/10.1093/esr/jci017>.
- Jalovaara, M. (2003) The joint effects of marriage partners’ socioeconomic positions on the risk of divorce. *Demography*, 40(1), 67–81. <http://dx.doi.org/10.1353/dem.2003.0004>.
- Lee, D. S. – Lemieux, T. (2010) Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, 48(2), 281–355. <http://dx.doi.org/10.1257/jel.48.2.281>.
- Liu, G. – Vikat, A. (2004) *Does Divorce Risk Depend on Spouses’ Relative Income? A Register-Based Study of First Marriages in Sweden in 1981-1998 (No. WP 2004-010)*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Lundberg, S. J. – Pollak, R. A. – Wales, T. J. (1997) Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit. *The Journal of Human Resources*, 32(3), 463–480. <http://dx.doi.org/10.2307/146179>.
- Luttmer, E. F. P. (2005) Neighbors as negatives: Relative earnings and well-being. *Quarterly Journal of Economics*, 120(3), 963–1002. <http://dx.doi.org/10.1093/qje/120.3.963>.
- Lück, D. (2005) Cross-national Comparison of Gender Role Attitudes and their Impact on Women’s Life Courses. *Globalife-Working-Paper*, No. 67.
- McCrary, J. (2008) Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698–714. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.005>.
- Murinkó L. (2014) A nemi szerepekkel és a családdal kapcsolatos attitűdök európai kitekintésben: értékek és gyermekgondozás. *Szociológiai Szemle*, 24(1), 67–101.

- Murray-Close, M. – Heggeness, M. (2019) *Manning Up and Womaning Down: How Husbands and Wives Report Earnings When She Earns More (Institute working paper No. 028)*. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Opportunity and Inclusive Growth Institute. <http://dx.doi.org/10.21034/iwp.28>.
- Penner, A. M. – Petersen, T. – Hermansen, A. S. – Rainey, A. – Boza, I. – Elvira, M. M. – ... Tufail, Z. (2023) Within-job gender pay inequality in 15 countries. *Nature Human Behaviour*, 7(2), 184–189. <http://dx.doi.org/10.1038/s41562-022-01470-z>.
- Powdthavee, N. (2010) How much does money really matter? Estimating the causal effects of income on happiness. *Empirical Economics*, 39(1), 77–92. <http://dx.doi.org/10.1007/s00181-009-0295-5>.
- Procher, V. – Ritter, N. – Vance, C. (2018) Housework Allocation in Germany: The Role of Income and Gender Identity. *Social Science Quarterly*, 99(1), 43–61. <http://dx.doi.org/10.1111/ssqu.12390>.
- Roethlisberger, C. – Gassmann, F. – Groot, W. – Martorano, B. (2023) The contribution of personality traits and social norms to the gender pay gap: A systematic literature review. *Journal of Economic Surveys*, 37(2), 377–408. <http://dx.doi.org/10.1111/joes.12501>.
- Rogers, S. J. – DeBoer, D. D. (2001) Changes in Wives' Income: Effects on Marital Happiness, Psychological Well-Being, and the Risk of Divorce. *Journal of Marriage and Family*, 63(2), 458–472. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1741-3737.2001.00458.x>.
- Sági M. (2000) Az anyagi helyzettel való elégedetlenség és vonatkoztatási csoportok. In Kolosi T. – Tóth I. Gy. – Vukovich G. (szerk.) *Társadalmi riport 2000*. Budapest: TÁRKI, 260–297.
- Salland, J. (2018) Income comparison, gender roles and life satisfaction. *Applied Economics Letters*, 25(20), 1436–1439. <http://dx.doi.org/10.1080/13504851.2018.1430305>.
- Salland, J. (2021) *Income comparison and happiness within households (Working Paper Series No. 191)*. Hamburg: Helmut Schmidt University.
- Sik E. (2020) Intra- and inter-household network capital. *Szociológiai Szemle*, 30(4), 89–106. <http://dx.doi.org/10.51624/SzocSzemle.2020.4.5>.
- Sik E. – Bartek M. (2023) A párok fogyasztásának egyenlőtlensége. *Socio.hu Társadalomtudományi Szemle*, 2, 55–78. <https://doi.org/10.18030/socio.hu.2023.2.55>
- Sik E. – Buda J. (2023) Bizalom a háztartásban. *Szociológiai Szemle*, 33(1), 55–66. <http://dx.doi.org/10.51624/SzocSzemle.2023.1.4>.
- Stefkovics Á. – Sik E. (2023) Párok politikai homofiliája és ennek hatása a pár jóllétére Magyarországon. *Szociológiai Szemle*, 33(1), 6–29. <http://dx.doi.org/10.51624/SzocSzemle.2023.1.2>.
- Takács J. (2008) „Ha a mosogatógép nem lenne, már elváltunk volna...” Férfiak és nők otthoni munkamegosztása európai összehasonlításban. *Esély*, 19(6), 51–73.
- van Damme, M. – Dykstra, P. (2018) Spousal resources and relationship quality in eight European countries. *Community, Work & Family*, 21(5), 541–563. <http://dx.doi.org/10.1080/13668803.2018.1526776>.
- Wolbring, T. – Keuschnigg, M. – Negele, E. (2013) Needs, Comparisons, and Adaptation: The Importance of Relative Income for Life Satisfaction. *European Sociological Review*, 29(1), 86–104. <http://dx.doi.org/10.1093/esr/jcr042>.
- Yamada, K. – Sato, M. (2013) Another avenue for anatomy of income comparisons: Evidence from hypothetical choice experiments. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 89, 35–57. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jebo.2013.03.001>.
- Zhang, H. (2015) Wives' Relative Income and Marital Quality in Urban China: Gender Role Attitudes as a Moderator. *Journal of Comparative Family Studies*, 46(2), 203–220. <http://dx.doi.org/10.3138/jcfs.46.2.203>.

FÜGGELÉK

Táblázatok

F1. táblázat. A nő jövedelmi arányát mérő változó folytonosságának tesztelése a 0,5-es küszöbérték körül

	h^-	h^+	N_w^-	N_w^+	p -érték
Módszer					
Eltérő ablakszélesség	0,101	0,071	500	202	0,713
Azonos ablakszélesség	0,071	0,071	379	202	0,234

A táblázat fejlécében szereplő h^- a küszöbérték alatti, h^+ érték a küszöbérték feletti ablakszélességet mutatja.

N_w^- a kontrollcsoport elemszáma, N_w^+ a kezelt csoport elemszáma. A tesztet a Stata `rdensity` paranccsal végeztük (Cattaneo–Jansson–Ma 2018), $p=2$ polinom fokszámmal, trianguláris magfüggvénnyel és robusztus standard hibákkal.

F2. táblázat. A nő jövedelmi arányát mérő változó folytonosságának tesztelése a 0,5-es küszöbérték körül

h	N_w^-	N_w^+	p -érték
0,002	11	15	0,557
0,004	21	23	0,880
0,006	26	29	0,788
0,008	35	39	0,728
0,010	42	51	0,407
0,012	48	60	0,290
0,014	60	69	0,481
0,016	73	76	0,870
0,018	83	80	0,876
0,020	98	85	0,375

A táblázat fejlécében szereplő h a küszöbérték alatti és a küszöbérték feletti ablakszélességet mutatja.

N_w^- a kontrollcsoport elemszáma, N_w^+ a kezelt csoport elemszáma.

A binomiális próbák p -értékeit tesztet a Stata `rdensity` paranccsal (Cattaneo–Jansson–Ma 2018) olyan binomiális leoszlás alapján számoltuk, amelynél $\pi=0,5$ a kezelt csoportba tartozás valószínűsége.

F3. táblázat. A kovariánsok folytonosságának tesztelése a küszöbérték körül

Változó	RD becslés	p -érték	95% robosztus CI	h	N_w^-	N_w^+
Életkor (ffi)	-0,692	0,691	[-3,737, 2,475]	0,102	506	249
Életkor (nő)	-0,207	0,953	[-3,409, 3,211]	0,084	441	219
Magas végzettség (ffi)	0,057	0,437	[-0,124, 0,288]	0,062	331	186
Magas végzettség (nő)	-0,011	0,838	[-0,184, 0,149]	0,110	532	254
Nemzetiséghez tartozó (ffi)	-0,002	0,660	[-0,020, 0,012]	0,042	237	145
Nemzetiséghez tartozó (nő)	0,017	0,371	[-0,022, 0,059]	0,098	490	245
Házasok	0,037	0,463	[-0,107, 0,235]	0,066	344	191
2 fős háztartás	-0,066	0,309	[-0,295, 0,093]	0,069	367	198
Főváros	0,002	0,764	[-0,118, 0,161]	0,075	394	206
Férfi munkajövedelme (log)	0,016	0,691	[-0,121, 0,182]	0,080	422	215
Háztartás összjövedelme (log)	-0,059	0,391	[-0,209, 0,082]	0,097	486	243
Krónikus betegség (ffi)	-0,124	0,067	[-0,304, 0,010]	0,071	380	203
Krónikus betegség (nő)	-0,019	0,608	[-0,182, 0,106]	0,097	486	243
Akadályozottság (ffi)	-0,092	0,071	[-0,212, 0,009]	0,085	442	221
Akadályozottság (nő)	0,043	0,339	[-0,046, 0,133]	0,105	515	251
Lakásnagyság	0,018	0,716	[-0,111, 0,162]	0,085	443	221
Lakásproblémák száma	-0,026	0,964	[-0,353, 0,337]	0,098	490	243
Materiális depriváció	0,003	0,836	[-0,103, 0,127]	0,076	399	206
Proxy válaszadás (nő)	0,023	0,495	[-0,052, 0,108]	0,092	398	210
Proxy válaszadás (ffi)	-0,054	0,321	[-0,173, 0,057]	0,120	547	264

Az RD becslés oszlopban szereplő érték mutatja a kezelt és a kontrollcsoport közti becsült különbséget. A becslések lokális polinomiális regressziókon alapulnak, amelyeket a Stata `rdrobust` paranccsal végeztünk (Calonico et al. 2017), $p=1$ polinom fokszámmal, trianguláris magfüggvénnyel és robusztus standard hibákkal. N_w^- a kontrollcsoport elemszáma, N_w^+ a kezelt csoport elemszáma. h a küszöbérték alatti és a küszöbérték feletti, négyzetes hibára optimalizált ablakszélességet mutatja.

F4. táblázat. A relatív jövedelem és az étellel való elégedettség, RD becslés, kovariánsokkal

	(1)		(2)	
	Lineáris modell (p=1)		Négyzetes modell (p=2)	
	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők
RD becslés	-0,566	-0,556	-0,595	-0,686
95% robusztus CI	[-1,239, -0,020]	[-1,081, -0,091]	[-1,312, 0,025]	[-1,408, -0,023]
p-érték	0,043	0,020	0,059	0,043
h	0,079	0,110	0,129	0,107
N_w^-	352	507	501	496
N_w^+	185	244	243	242

A becslések lokális polinomiális regressziókon alapulnak, amelyeket a Stata rdrobust parancsával végeztünk (Calonico et al. 2017), trianguláris magfüggvénnyel és robusztus standard hibákkal.

N_w^- a kontrollcsoport elemszáma, N_w^+ a kezelt csoport elemszáma.

h a küszöbérték alatti és a küszöbérték feletti, négyzetes hibára optimalizált ablakszélességet mutatja.

Kovariánsok: életkor (ffi, nő), magas végzettség (ffi, nő), nemzetiséghez tartozás (ffi, nő), házások, 2 fős háztartás, fővárosi lakóhely, férfi munkajövedelme (log), háztartás összjövedelme (log), krónikus betegség (ffi, nő), akadályozottság (ffi, nő), lakásnagyság, lakásproblémák száma, materiális depriváció.

F5. táblázat. A relatív jövedelem és az étellel való elégedettség, RD becslés lokális randomizációs módszerrel, szűkebb ablakok

	Férfiak	Férfiak	Nők	Nők
RD becslés	-0,606	-0,671	-0,620	-0,665
95% robusztus CI	[-0,980, -0,170]	[-1,120, -0,130]	[-0,960, -0,240]	[-1,050, -0,250]
Fisher-féle p-érték	0,013	0,023	0,005	0,008
h	0,025	0,020	0,025	0,020
N_w^-	111	81	128	95
N_w^+	92	76	98	81

A becslések a kezelt és a kontrollcsoport elégedettségi átlagának különbségét mutatják.

A becsléseket a Stata rdrandinf parancsával végeztünk (Cattaneo–Titiunik–Vazquez-Bare 2016), egyenletes magfüggvénnyel, 10000 ismétléssel.

N_w^- a kontrollcsoport elemszáma, N_w^+ a kezelt csoport elemszáma.

h a küszöbérték alatti és a küszöbérték feletti ablakszélességet mutatja.

F6. táblázat. A relatív jövedelem és az étellel való elégedettség, RD becslés, proxy válaszok nélkül

	(1) Lineáris modell ($p=1$)		(2) Négyzetes modell ($p=2$)	
	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők
RD becslés	-0,740	-0,699	-0,855	-0,942
95% robusztus CI	[-1,573, -0,117]	[-1,360, -0,181]	[-1,744, -0,096]	[-1,781, -0,274]
p -érték	0,023	0,010	0,029	0,008
h	0,073	0,099	0,117	0,112
N_w^-	321	408	466	450
N_w^+	176	211	228	221

A becslések lokális polinomiális regressziókon alapulnak, amelyeket a Stata `rdrobust` parancsával végeztünk (Calonico et al. 2017), trianguláris magfüggvénnyel és robusztus standard hibákkal.

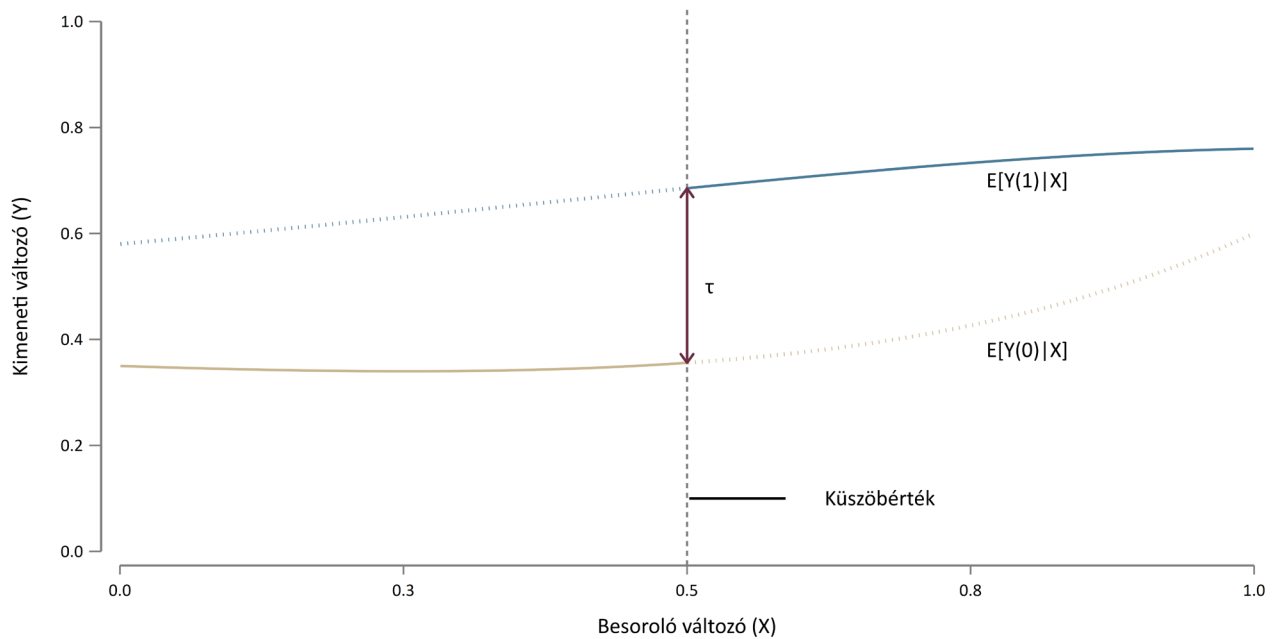
N_w^- a kontrollcsoport elemszáma, N_w^+ a kezelt csoport elemszáma.

h a küszöbérték alatti és a küszöbérték feletti, négyzetes hibára optimalizált ablakszélességet mutatja.

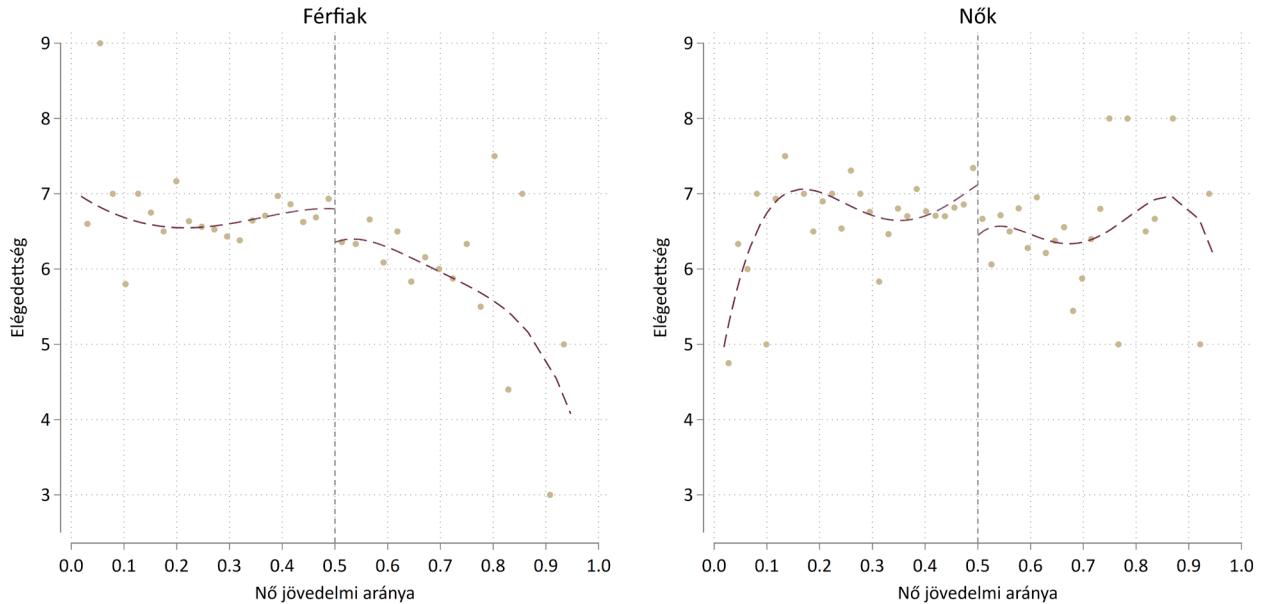
A mintából kizártuk azokat az eseteket, ahol a partnerére vonatkozó kérdéseket a kérdezett válaszolta meg.

Ábrák

F1. ábra. Az átlagos kezelési hatás becslése szakadós regresszióval

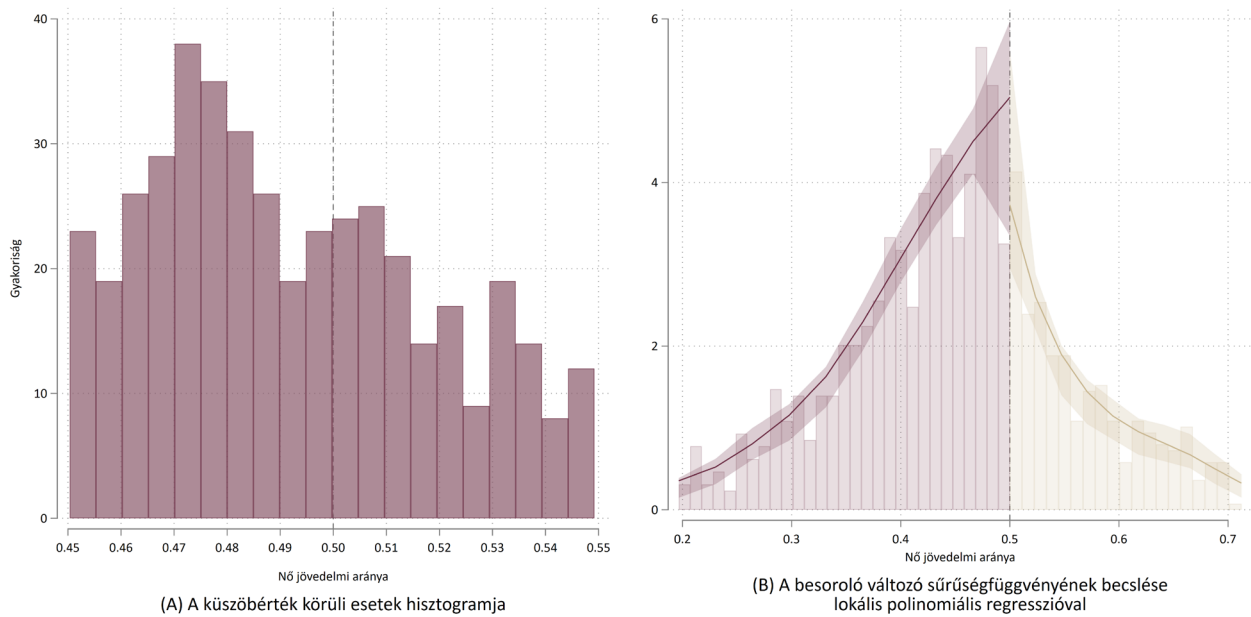


F2. ábra. Az élettel való elégedettség a nő jövedelmi aránya szerint



Megjegyzés: Az ábra a nő partnerével közös összjövedelméhez viszonyított jövedelmi aránya és a nő (jobb oldali panel), illetve a férfi (bal oldali panel) élettel való elégedettsége közti kapcsolatot mutatja. Minden pont egy jövedelmi arány szerinti kategóriába tartozó megfigyelések átlagát jelöli. A kategóriák egyenletesen oszlanak el a küszöbérték alatt és felett, valamint a számuk úgy lett megválasztva, hogy a kategóriaátlagok szóródása az összes megfigyelés szóródása hasonlóan. A szaggatott vonal a küszöbérték alatt és felett külön-külön, egyenletes magfüggvénnyel illesztett negyedrendű polinomiális görbét jelöli. A függőleges vonal a partnerek azonos jövedelmét (a nő jövedelmi aránya 0,5) jelöli. Az ábrákat a Stata rdplot parancsával készítettük (Calonico et al. 2017).

F3. ábra. A nő jövedelmi aránya eloszlásának hisztogramja és a sűrűségfüggvényének becslése lokális polinomiális regresszióval

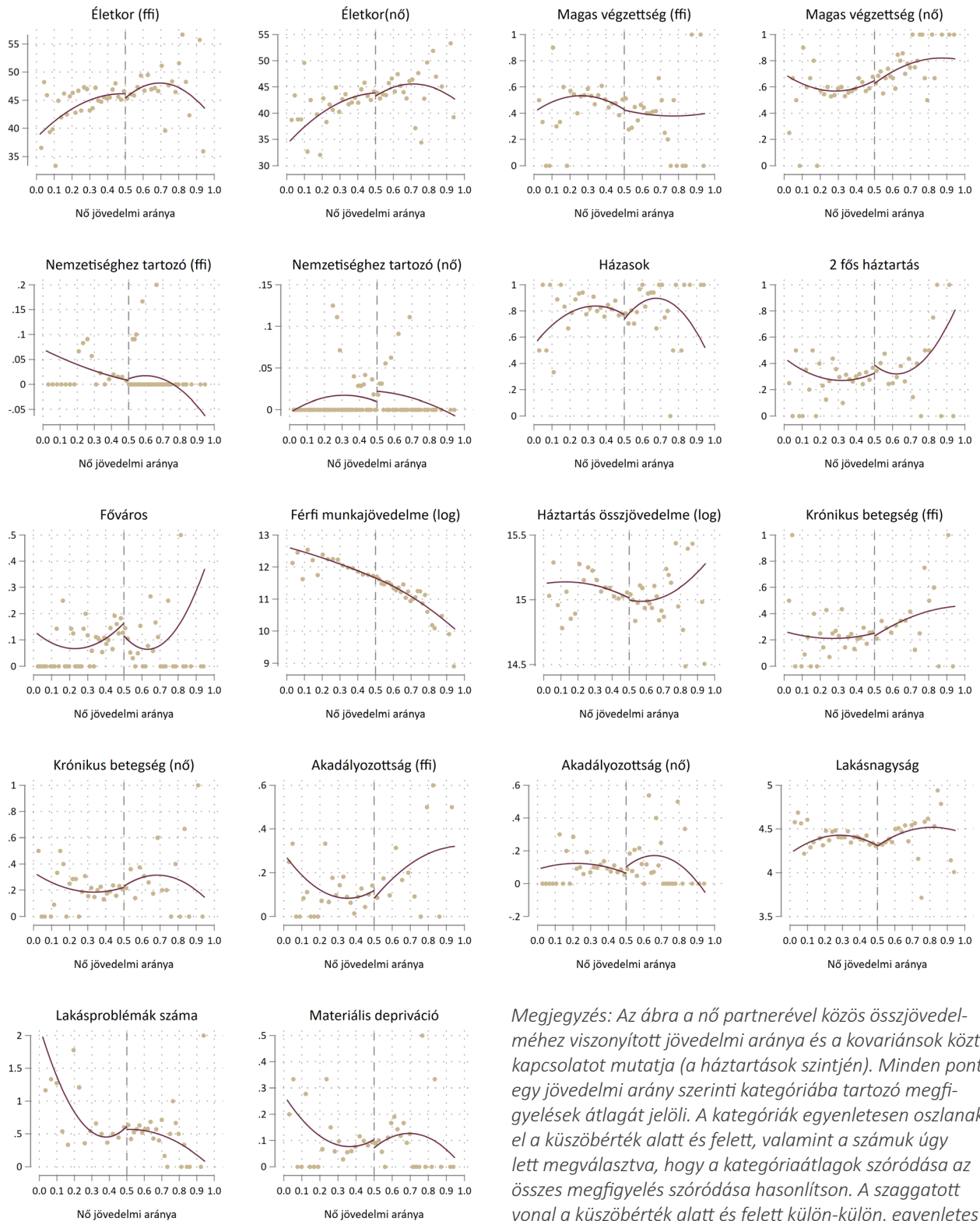


Megjegyzés: A besoroló változó a nő partnerével közös összjövedelméhez viszonyított jövedelmi arányát mutatja.

Az (A) panelen csak azok az esetek szerepelnek, ahol a nő jövedelmi aránya 0,45 és 0,55 közötti.

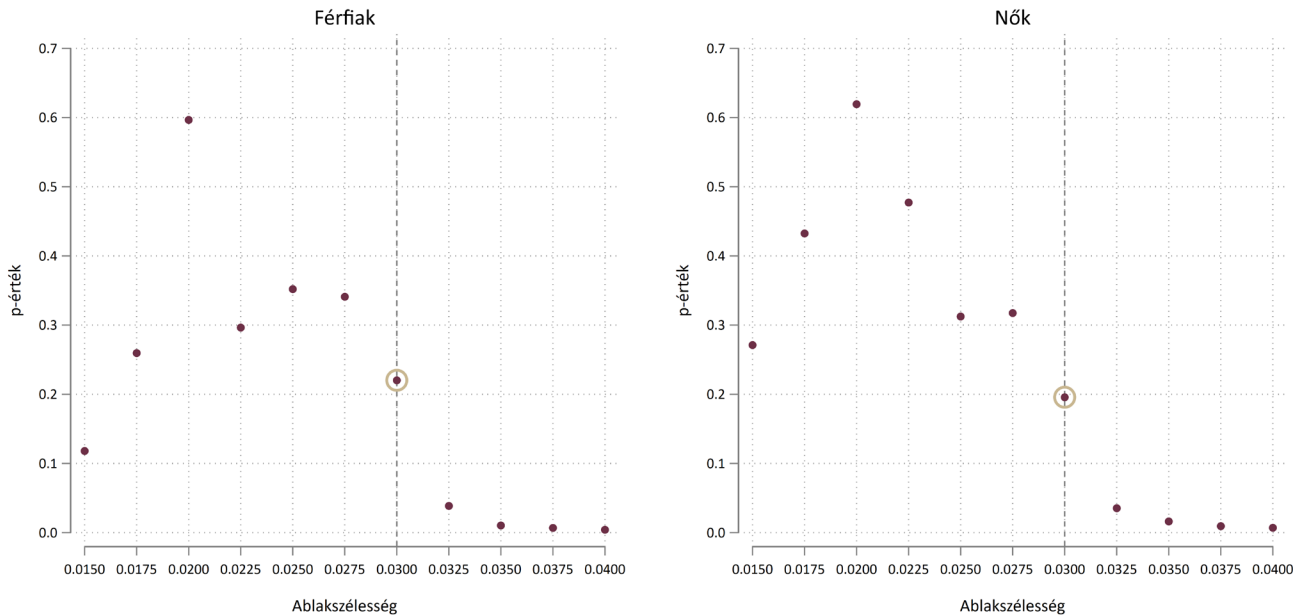
A (B) panelen a folytonos vonal a sűrűségfüggvény lokális polinomiális regresszióval történő becslését mutatja ($p=2$ fokszámmal, trianguláris magfüggvénnyel), az árnyékolt régió pedig a 95%-os konfidenciaintervallumot jelöli – mindkét esetben külön-külön becslélve a küszöbérték alatt és felett.

F4. ábra. A kovariánsok folytonosságának tesztelése a küszöbérték körül



Megjegyzés: Az ábra a nő partnerével közös összjövedelméhez viszonyított jövedelmi aránya és a kovariánsok közötti kapcsolatot mutatja (a háztartások szintjén). Minden pont egy jövedelmi arány szerinti kategóriába tartozó megfigyelések átlagát jelöli. A kategóriák egyenletesen oszlanak el a küszöbérték alatt és felett, valamint a számuk úgy lett megválasztva, hogy a kategóriaátlagok szóródása az összes megfigyelés szóródása hasonlítson. A szaggatott vonal a küszöbérték alatt és felett külön-külön, egyenletes magfüggvénnyel illesztett másodrendű polinomiális görbét jelöli. A függőleges vonal a partnerek azonos jövedelmét (a nő jövedelmi aránya 0,5) jelöli. Az ábrákat a Stata rdplot parancsával készítettük (Calonico et al. 2017).

F5. ábra. Az ablakszélesség kiválasztása, lokális randomizációs módszer



Az ábrák a kezelt és a kontrollcsoportba tartozó esetek összes kovariáns szerint (egyenként) történő összehasonlításának Kolmogorov-Smirnov próbából származó minimális p-értékét mutatják különböző ablakszélességek esetében.

A férfiaknál és a nőknél is a 0,03 szélességű ablak (a nő jövedelmi aránya 0,47 és 0,53 közötti) a kiválasztott.

Az összehasonlításhoz a Stata `rdwinselect` parancsát használtuk (Cattaneo–Titiunik–Vazquez-Bare 2016).

A kovariánsok a következők voltak: életkor (férfi, nő), iskolai végzettség legalább érettségi (férfi, nő), nemzetiséghez tartozás (férfi, nő), házas partnerek, kétszemélyes háztartás, fővárosi lakhely, férfi munkajövedelme (log), háztartás összjövedelme (log), krónikus betegség (férfi, nő), akadályozottság (férfi, nő), lakásnagyság, lakásproblémák száma, materiális depriváció.