

Cseres-Gergely, Zsombor; Molnár, György

Working Paper

Háztartási fogyasztói magatartás és jólét Magyarországon: Kísérlet egy modell adaptációjára

IEHAS Discussion Papers, No. MT-DP - 2008/1

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Cseres-Gergely, Zsombor; Molnár, György (2008) : Háztartási fogyasztói magatartás és jólét Magyarországon: Kísérlet egy modell adaptációjára, IEHAS Discussion Papers, No. MT-DP - 2008/1, ISBN 978-963-9796-08-9, Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics, Budapest

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/108118>

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 – 2008/1

Háztartási fogyasztói magatartás és jólét Magyarországon

Kísérlet egy modell adaptációjára

CSERES-GERGELY ZSOMBOR – MOLNÁR GYÖRGY

Műhelytanulmányok
MT-DP – 2008/1

MTA Közgazdaságtudományi Intézet

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

Háztartási fogyasztói magatartás és jólét Magyarországon
Kísérlet egy modell adaptációjára

Cseres-Gergely Zsombor
Tudományos segédmunkatárs
MTA Közgazdaságtudományi Intézet
zgergely@econ.core.hu

Molnár György
Tudományos főmunkatárs
MTA Közgazdaságtudományi Intézet
molnar@econ.core.hu

2008. január

ISBN 978-963-9796-08-9
ISSN 1785-377X

Publisher:
Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences

Háztartási fogyasztói magatartás és jólét Magyarországon

Kísérlet egy modell adaptációjára

Cseres-Gergely Zsombor – Molnár György

Összefoglaló

Az egyes emberek gazdasági teljesítményének végső eredménye fogyasztásukban és az ebből adódó jólétben ölt testet. E közhelyszerű igazság ellenére a magyarországi háztartások fogyasztási szokásairól kevés közgazdasági alapú információ áll rendelkezésre. Tanulmányunk egy mára alapvetővé vált kiadási modell becslésével ezt a hiányt kezdi pótolni. A becslési eredményeken ellenőrizzük a közgazdasági elmélet által megkívánt feltételezések tarthatóságát, majd azt mutatjuk be, hogy miként használható ez az elemzési keret az árváltozások hatásának számszerűsítésére, valamint fogyasztásiegyes-skálák számítására. A modell bizonyos megszorításokkal ugyan, de alkalmazható a magyar helyzetre. A kapott eredmények a nemzetközi irodalomban találtakhoz hasonlíthatók. A gyakorlat számára leginkább tanulságos eredményt a jóléti vizsgálat terén kaptuk, a modell révén jelentősen pontosítható az az eredmény, amelyet az árváltozások hatásának naiv, a fogyasztói alkalmazkodást figyelmen kívül hagyó becslésével érhetünk el. A fogyasztásiegyes-számításokból azt a közvetkeztetést vonhatjuk le, hogy a nemzetközi gyakorlatban szokásos ekvivalenciaskálák alkalmazása Magyarországon a relatív jövedelmi helyzet túlbecsüléséhez vezethet a gyermekes, különösen a többgyermekes családok esetében.

Tárgyszavak: fogyasztáselmélet, fogyasztói magatartás, keresleti rendszer, árindexek, fogyasztási egyes

Köszönetnyilvánítás: A tanulmány „A lakosság fogyasztási kereslete és annak hatása a jóléti elemzésekre – háztartásszintű becslés Magyarországon 1993 és 2001 között” című, T046151 KGJ jelű OTKA-kutatás alapján született.

Household consumer behaviour and welfare in Hungary

An attempt to adapt the QAIDS-model

Cseres-Gergely Zsombor–Molnár György

Abstract

The outcome of the economic performance of individuals is utilised in the form of consumption and consequent welfare. Despite this truism, there is relatively little information available on household consumption behaviour in Hungary stemming from investigations based on economic theory. The study sets out to fill the gap with an estimate based on the now-basic demand model. The authors apply the results of the estimate to verifying the robustness of the theoretical assumptions and then show how this framework can be used to quantify the effects of price changes and to calculate household consumption units. Within limits, the model proves applicable to the situation in Hungary. The results are comparable to those in international literature. The most instructive finding in practice is the one obtained from the examination of welfare; the model can correct significantly the results obtainable from a naive estimate of the effect of price changes that ignores adjustment by consumers. Additionally, it can be concluded from the consumption unit calculations that applying the widely used equivalence scales in Hungary may lead to over-estimation of the relative income position of families with children, especially those with several children.

Keywords: consumption theory, consumer behaviour, demand system, price index, consumption unit

JEL: D12

BEVEZETÉS

Az emberek jólétének összehasonlító vizsgálata a közgazdaságtudomány művelőinek egyik kiemelt feladata. Az összehasonlítás történhet időben, térben, társadalmi vagy egyéb csoportok között. Bármilyen is legyen azonban az összehasonlítás dimenziója, ahhoz olyan mértékre van szükség, amely az összehasonlítást lehetővé teszi. Számos oknál fogva ma Magyarországon – elsősorban az alkalmazott elemzések során – szinte egyeduralmú az a megközelítés, amely a jólétet a jövedelem szintjével társítja. Könnyű azonban belátni, hogy ha az emberek szabadon dönthetnek jövedelmük elköltésének módjáról, akkor a jövedelem a jólétnek nem feltétlenül megfelelő mértéke. A klasszikus mikroökonómia világos útmutatást ad e kérdésben: a jólét vizsgálatának egyik alapja az egyéni hasznosság lehet.

A hasznosság mérése számos olyan *elméleti* problémát vet fel, amelyen ehelyett csak átlépni tudunk (lásd erről Sen (1977) és (1987)). Feltesszük, hogy az összehasonlítás legszigorúbb feltételei teljesülnek, és legalább elvileg létezik olyan mérték, amelynek segítségével az emberek hasznosságai számszerűen összevethetők. Az egyik kérdés most az, hogy ez a mérték megismerhető-e, vagy sem, illetve ha nem, van-e olyan alternatív mérték, amely egy az egyben leképezi a hasznosság szintjét, illetve változásait. A klasszikus fogyasztáselmélet dualitása alapján belátható, hogy optimalizáló fogyasztók esetében ennek a szerepnek a kiadási (vagy költség-) függvény tökéletesen megfelel. A megfelelésnek az elmélet érvényességén túl két feltétele van. Egyrészt a haszonmaximalizálással összhangban levő árindexszel kell a különböző árak mellett kialakuló fogyasztói kosarak összértékét deflálni. Másrészt hasonlóan konzisztens eljárással kell a háztartások közötti különbségeket figyelembe venni, tehát az egy főre jutó kiadás nagyságát kiszámítani. Ha mindez teljesül, és az intertemporális döntésektől eltekinthetünk, akkor a jólét a korrigált kiadás szintjével jól mérhető.

A másik kérdés az, hogy ennek a mértéknek a változását milyen módon befolyásolják a környezeti hatások. Áremelkedés esetén a fogyasztók csökkenthetik veszteségeiket, ha olyan termék fogyasztására csoportosítják át jövedelmüket, amelynek ára nem, vagy a többinél csak kisebb mértékben emelkedett. Az átcsoportosítás lehetőségét leíró kiadási rugalmasságok ismeretében megmondható, hogy egy áremelkedés milyen mértékben befolyásolja egyes termékcsoportok fogyasztását, így végeredményben a jólét alakulását.

A háztartások kiadási viselkedésének modellezése mindkét fenti kérdésre választ ad. Erre támaszkodva a fogyasztási viselkedésen alapuló empirikus modellek eredményeit széles körben használják a kormányzati döntések előkészítésében, leggyakrabban ár- és adóváltozások vizsgálatához.

A kiadási modell jelenleg leggyakrabban használt formáját negyedszázada alkalmazzák, egy évtizede esett át némi átalakításon. Az alapokat Deaton és Muellbauer AIDS-modellje jelentette (*Almost Ideal Demand System*, Deaton–Muellbauer (1980a) és (1980b)), szoros harcban Christensen–Jorgenson–Lau (1975) modelljével. Mindkét modell alapgondolata ugyanaz: olyan keresleti rendszer kialakítása, amely másodfokon rugalmasan közelít tetszőleges árhatásokat.

A modellek egyik komoly megkötését – egy termék mindenki számára vagy luxuscikk, vagy szükségleti cikk lehet – Banks–Blundell–Lewbel (1997) oldotta fel. Ha fenntartjuk az egzakt aggregálhatóság igényét, a jövedelemben a kvadratikus tagot tartalmazó rendszer a legrugalmasabb, amely e tulajdonságán túl a racionális haszon-maximalizáció elfogadott modelljeivel is összeegyeztethető. Másfelől rugalmas függvényforma, amely teljes formájában bármely másodfokú függvény tetszőleges közelítésének tekinthető.

A fogyasztás klasszikus alapokon építkező kutatásának frontvonalát jelenleg a háztartáson belüli egyéni fogyasztás kollektív modelljei (lásd például Browning–Chiappori–Lewbel (2004)) és a „valódi” nem parametrikus, a haszonfüggvények helyett a haszonmaximalizálás axiómaival dolgozó kutatás jelenti (lásd például Blundell–Browning–Crawford 2003)). Ezzel együtt a gyakorlati döntés-előkészítő munkában parametrikus kiadási rendszerek becsléseit széles körben használják szerte a világban. Az alkalmazások között leggyakrabban az ár- és adóváltozások hatásának elemzését (lásd erről Banks–Blundell–Lewbel (1996)), a fogyasztási egységek számítását,¹ illetve a versenypolitikai vizsgálatokat, a piaci erő mérését, azon belül a vállalatok összeolvadásának potenciális hatását találjuk (lásd a problémáról általában Perloff–Karp–Golan (2007)). Noha az utóbbi alkalmazások gyakran nem termékcsoporthoz, hanem egyes termékekre vagy azok jellemzőire koncentrálnak, a modell és a becslés alaplogikája megegyezik azzal, amit tárgyalni fogunk.

A megközelítés hasznossága ellenére igen kevés ilyen jellegű elemzés készült Magyarországra, amelyek közül egy sem alkalmazható a jelenlegi viszonyokra. 1989 után a lakosság fogyasztási keresletével standard, mikroökonómiai eszközökkel nem foglalkozott a tanulmány. A korábbi időszakból két művet kell megemlíteni. Az egyik Hoch–Kovács–Ördög (1982), amely a makroszintű fogyasztási modellek között végzett összehasonlítást, és a kor technikai feltételeinek megfelelően aggregált adatokon becsült kiadási modelleket. A második Kotászné (1985), amely 1968 és 1981 közötti magyar adatokon megbecsülte a lineáris keresleti rendszert (LES-modell), valamint az AIDS modellt.

¹ A fogyasztási egység-számítások problémáját komplex modellben tárgyalja Browning–Chiappori–Lewbel (2004), a módszert a Világbank és számos szervezet jelentései rutinszerűen alkalmazzák, továbbfejlesztésére többek között Blow (2003) tesz kísérletet.

Az, hogy a rendszerváltás után e tanulmányoknak nem lett folytatása, nem kis részben az adatok, illetve számítástechnikai kapacitás szűkösségének tudható be. Ma már ezek a tényezők nem jelentenek akadályt.

A tanulmányban először röviden összefoglaljuk a becslés során alkalmazott modellt, majd a felhasznált adatállományokat mutatjuk be. Ezután a termékcsoportok kialakításával kapcsolatos kérdéseket, valamint a becslés menetét ismertetjük. A tanulmány törzsét egy három- és egy nyolctermékes modell becslési eredményeinek bemutatása alkotja. Előbbi könnyebben áttekinthető és illusztrálható, a becsléssel kapcsolatos problémák sokkal egyszerűbben tárgyalhatók benne. A nyolctermékes modell viszont értelemszerűen többet mond a kiadási struktúráról. Ezután az elmélet ökonometria próbáinak eredményéről adunk számot. Az elméleti részt három gyakorlati alkalmazás bemutatása követi: a nyolctermékes rendszerben vizsgáljuk az árváltozások jóléti hatását, a megélhetési költségindexek alakulását és fogyasztási egység számításokat végzünk. A dolgozatot az eredmények összefoglalása zárja.

A tanulmány rövidített változata Cseres-Gergely–Molnár (2008)-ban található meg. A technikai részletek iránt kevésbé érdeklődő olvasók számára inkább azt a változatot ajánljuk.

A MODELL

A fogyasztáselmélet alapjait ismertnek tételezve, Banks–Blundell–Lewbel (1997) alapján röviden összefoglaljuk a felhasznált kvadratikus AIDS (QAIDS) modellt. Feltesszük, hogy adott k termék, amelyekre vonatkozóan a fogyasztó hasznosságfüggvénye folytonos. A kiadási modelleket sok esetben az indirekt hasznosságfüggvényből vezetik le. Ennek alakja esetünkben:

$$(1) \quad \ln V = \left\{ \left[\frac{\ln m - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right]^{-1} + \lambda(\mathbf{p}) \right\}^{-1},$$

ahol m az összkiadás, $\mathbf{p}$ az árak vektora, $a(\mathbf{p})$ és $b(\mathbf{p})$ ennek függvényei, $\lambda(\mathbf{p})$ pedig az egyes termékárak logaritmusának elsőfokon homogén függvénye. A kiadások adott időpontbeli allokációjának vizsgálatakor az esetek túlnyomó többségében eltekintünk az intertemporális döntésektől, a megtakarítástól, a tartós fogyasztási cikkek vásárlásától, továbbá a munkavállalási és az olyan távolabbi, de a fogyasztási stratégiával esetleg összefüggő döntésektől, amilyenek a demográfiai döntések.

Ezt a korántsem egyértelmű egyszerűsítést a preferenciák egyrészt időbeli, másrészt az egyes jószágok egymás közötti szeparabilitásának feltételezése teszi lehetővé.²

² Az irodalom több szeparabilitásfogalmat használ, amelyek közül számunkra a gyenge szeparabilitás a megfelelő fogalom, amely felteszi, hogy a szeparábilis javak keresletét csak jövedelemhatás köti össze. A

Keresztszeti elemzések során mindenekelőtt időben és egyes termékcsoportok között tételezünk fel szeparabilitást. Akkor sem kell azonban minden döntést együtt modelleznünk, ha nem tételezhetünk fel szeparabilitást. Browning–Meghir (1991) a női munkavállalás példáján megmutatta, hogy ha képesek vagyunk a nem szeparábilis döntés eredményét kiszűrni a becslésünkből, akkor annak megbízhatósága nem szenved csorbát, konzisztens marad. Ha a szeparabilitási feltételezések fennállnak, vagy feltételes keresleteket vizsgálunk, akkor a mikroökonómiában „jövedelemként” címkézett tényező helyét az adott időszakra allokkált összkiadás veszi át. Ennek nagyságát (m) mérhetjük mind háztartási, mind pedig egyéni szinten, egy főre vetítve. Mi – a fogyasztásiegység-számítások kivételével – az utóbbi változatot használjuk.

A preferenciáknak ez a felírása a Deaton–Muellbauer (1980a) által bevezetett PIGLOG (*Price Independent Generalised Logarithmic*) modell alapjaira építkező kiterjesztés: ha $\lambda(\mathbf{p})$ független az áraktól, az eredeti PIGLOG-preferenciákat kapjuk vissza. A kiadási arányok egyenletei innen a megszokott módon, a költségfüggvény ár szerinti deriváltjaként kaphatók meg. Esetünkben az egyenletek a naturáliában nem kifejezhető kiadási tételeknél igen hasznos, kiadási arány formában állnak elő:

$$(2) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{m}{a(\mathbf{p})} + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left[\ln \frac{m}{a(\mathbf{p})} \right]^2, \quad i=1, \dots, k,$$

ha a $\lambda(\mathbf{p})$ tag definíciójának a

$$(3) \quad \lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^k \lambda_i \ln p_i, \quad \sum_{i=1}^k \lambda_i = 0$$

alakot választjuk. A PIGLOG-modellcsalád általános feltételeinek megfelelően a (4) feltételek is fennállnak:

$$(4) \quad \sum_{i=1}^k \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^k \beta_i = 0 \text{ és minden } i\text{-re és } j\text{-re } \sum_{i=1}^k \gamma_{ij} = \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} = 0.$$

A kiadási arányok egyenletében a korábban már ismert mennyiségek mellett önállóan is megjelennek a $\mathbf{p}$ vektor elemei. Megtalálhatók még ott az „ízlésbeli” különbségeket megragadó α_i konstansok is, amelyek – az alkalmazások során több tagra bontva – magukban foglalják az árakból és az összkiadás nagyságából nem egyenesen következő háztartás-, hely- vagy időspecifikus hatásokat. Ezen specifikus hatások együtthatóinak összege szintén 0.

A teljes árvektortól függő két tag

szeparabilitásnak összetettebb formái is ismertek, amilyen például a több csoporttagságot is megengedő látens szeparabilitás, (lásd Blundell–Robin (2000)).

$$(5) \quad \ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

és

$$(6) \quad b(\mathbf{p}) = \exp\left(\sum_{i=1}^k \beta_i \ln p_i\right).$$

Az áraktól függő tagok közül kiemelt figyelmet érdemel az $a(\mathbf{p})$ tag, amely valójában egy deflátor. Mivel kiszámításához a modell konstansát is felhasználjuk, az árindex a háztartások között annak ellenére szóródni fog, hogy az árakhoz tartozó paraméter rögzített.

Az intertemporális és a keresztmetszeti fogyasztási/kiadási döntések függetlensége nem feltétlenül fordítható meg. Bár a jelenbeli kiadások függetleníthetők a jövőbeliektől, a megtakarítások elosztása nem független a keresztmetszeti fogyasztási döntésektől, hiszen minden háztartás számára más és más az effektív deflátor, amit megtakarítási pályájának kialakításakor figyelembe kell, hogy vegyen.

A jóléti elemzéshez elengedhetetlen jövedelmi rugalmasságok a következőképpen számíthatók:

$$(7) \quad e_i = 1 + \left(\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \ln \frac{m}{a(\mathbf{p})} \right) / w_i$$

A kompenzálatlan (marshalli) ár rugalmasságok:

$$(8) \quad e_{ij} = \left[\gamma_{ij} - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(\mathbf{p})} \left(\ln \frac{m}{a(\mathbf{p})} \right)^2 \right] / w_i - (e_i - 1) \left(\alpha_j + \sum_{l=1}^k \gamma_{jl} \ln p_l \right) - \delta_{ij}$$

A kompenzált (hicksi) ár rugalmasságok a Szluckij-egyenletből adódnak:

$$(9) \quad e_{ij}^* = e_{ij} + e_i w_j$$

A kvadratikus összkiadástaghoz tartozó paramétert (λ_i) gondolatban 0-ra korlátozva, illetve a nem nulla paraméter mellett az összkiadást változtatva, látható, hogy mi adja a QAIDS modell rugalmasságát. Olyan termékek, amelyek az összkiadás alacsony szintjei mellett luxuscikkek voltak, nagy jövedelem mellett szükségleti cikkeké válhatnak.

Míg az árváltozásoknak a kiadásra gyakorolt közvetlen hatását a marshalli rugalmasságok mérik, a jóléti számításokhoz a hicksi rugalmasságokra van szükség. Ezek a jólét mérésére alkalmasnak tartott költségfüggvény paraméterei, amelyek arra adnak választ, hogy a jólétet rögzítve milyen jövedelemváltozásra van szükség az árváltozások ellentételezésére. Fontos megjegyezni, hogy az ilyen jóléti számítások csak akkor érvényesek, ha a klasszikus fogyasztásmélet feltételezései összeegyeztethetők az adatokban megmutatkozó viselkedéssel. Erről a kompenzált rugalmasságokból álló Szluckij-mátrixnak az elmélet által

sugallt tulajdonságait (szimmetria, negatív szemidefinittség) vizsgálva lehet döntést hozni. A preferenciák háztartáson belüli aggregálása után az elméleti jellemzők vizsgálatakor is találkozunk az aggregálhatóság problémájával. Noha a modell lehetőséget ad az aggregálásra, mikroadatokkal dolgozva nem feltétlenül szükséges azt megtennünk.

AZ ADATOK

Elemzésünket a KSH háztartási költségvetési felvételeire, valamint fogyasztóiár-statisztikájára alapozva végezzük. A háztartási költségvetési felvétel 1993 óta egységes szerkezetű, évenként ismétlődő adatfelvétel, amely évenként mintegy tízezer háztartásra terjed ki. Az egyes háztartások az év során egy hónapig naplót vezetnek jövedelmeikről és kiadásairól. A havi naplóvezetést következő év elején éves kikérdezés követi. A háztartási költségvetési felvétel tartalmazza a háztartás tagjainak legfontosabb jellemzőit is.

Az elemzést havi és nem éves adatokra alapozzuk, mivel ellenkező esetben a rendelkezésünkre álló árindexek kis száma miatt – amiről még részletesebben szólnunk – rendkívül kicsi lett volna az áraknak a modellszámításokat megalapozó variabilitása. Mivel a naplózás, többé-kevésbé egyenletes eloszlásban, más-más hónapban történik, ezért a becslés során figyelmet kell fordítanunk a szezonális kezelésére. Noha elemzésünk alapja részben az árak időbeli változékonysága, a használt modell alapvetően statikus, és a becslés is az. Ennek megfelelően adatainkat nem panelszerkezetben használjuk. Bár a modell továbbfejlesztett, a dinamikát figyelembe vevő változatában a paneladatok használata kézenfekvőnek tűnik, az adatbázis erre alkalmas almintájának kis mérete miatt ez a modell egészére nem kivitelezhető.

A kiadások összeállításakor az elméleti modellel konzisztensen az egyes termékcsoportokból elhagytuk a tartós javakat, illetve a tartós fogyasztási értékű egyéb kiadásokat (amilyen például a lakásfelújítás). Értelmszerűen nem vettük számba a mezőgazdasági termeléshez szükséges kiadásokat sem. A megfelelő korrekciót a kiadási adatok és az árindexek esetében egyaránt elvégeztük. Ugyanakkor a saját termelésből történő fogyasztás nagyságát és a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának indikátorát a modellszámítások során szerepeltetjük a háztartás-specifikus magyarázó változók között.

A mintából elhagytuk azokat a háztartásokat, amelyek havi összes kiadása, valamint étel- és ital-fogyasztása irreálisan alacsony volt (az alacsony – akár nulla – étel- és ital-kiadású háztartásokat, ha volt saját termelésű étel- és ital-fogyasztásuk, megtartottuk). A kiadások havi számbavétele esetenként irreális értékekhez vezethet, ezért elhagytuk azokat a háztartásokat is, amelyek energiakiadásai nem érték el az összes folyó kiadás 2 százalékát, vagy az étel- és ital-kiadásokon és háztartási energián kívüli kiadásainak aránya nem érte el a 10 százalékot. Így az eredetileg 82 499 háztartásból álló minta 76 212 háztartásra csökkent. A

részletesebb termékbontású számítások során, ha valamelyik egyéb termék aránya az összkiadáson belül nem érte el az 1 százalékot, akkor azt a kiadási tételt 0-ra módosítottuk. (Természetesen ezután újraszámoltuk a kiadási arányokat.)

Az ilyen döntések mindig hordoznak magukban bizonyos önkényességet, ezért számításainkat elvégeztük a teljes, módosítatlan mintán is. Mivel itt a modell szempontjából szélsőségesnek tekinthető viselkedésű háztartásokról van szó, a változtatások érdemben csak az erre érzékeny (de fogalmilag fontos) átlagos rugalmasságokat érintették, és kezelhetőbbé tették az ábrákat, a többi eredményt alig befolyásolták.

A KSH Fogyasztóiár-index Füzetek 156 termékre (amelyek valójában maguk is aggregátumok) közlik a havi árindexeket, illetve a számításhoz használt (a két évvel korábbi kiadási szerkezetet tükröző) súlyokat is. A kiadási viselkedés modellezéséhez elméletben szükség lenne azokra az árakra, amelyekkel a fogyasztó vásárlásai során szembesül. Az egyes termékek áraitól mikroszinten, azaz az egyes megfigyelések szintjén azonban nincs teljes körű információnk. Ez egyrészt szükségszerű, mert bizonyos termékek, termékcsoportok annyira heterogének, hogy maguk is csak aggregálás útján jöhetnek létre. Másrészt a KSH gyűjt ugyan árakat az ország különböző területeiről, de ezek területi hovatartozását nem rögzíti, így a nagy fáradsággal összeírt mikroszintű áradatak térbeli heterogenitásáról szóló információk veszendőbe mennek. Fontos megemlíteni, hogy az árak esetünkben árindexeket jelentenek. Ahhoz, hogy ezek árszintekhez hasonlóan viselkedjenek, az eredetileg láncindexekből 1993. januári bázissal (amikor tehát minden termék ára 1) bázisindexeket gyártottunk.

A bázisindexek használata a rutinfogások közé tartozik. Bár az elméleti modellben nem a bázisindex szerepel, aggregált termékcsoportok esetében, amelyek nem kezelhetők naturáliaként, nem is használhatunk mást. Az átárazás során megváltoznak az α és a γ paraméterek becslései, de mint arra Banks–Blundell–Lewbel (1997) is rámutat a 6. lábjegyzetben, a rugalmasságok és ezáltal a jóléti számítások változatlanok. Az árindexek ilyen használatával összhangban van a konstans minimális fogyasztásként való értelmezése, lásd erről Deaton–Muellbauer (1980a) 312. o.

A TERMÉKEK CSOPORTOSÍTÁSA

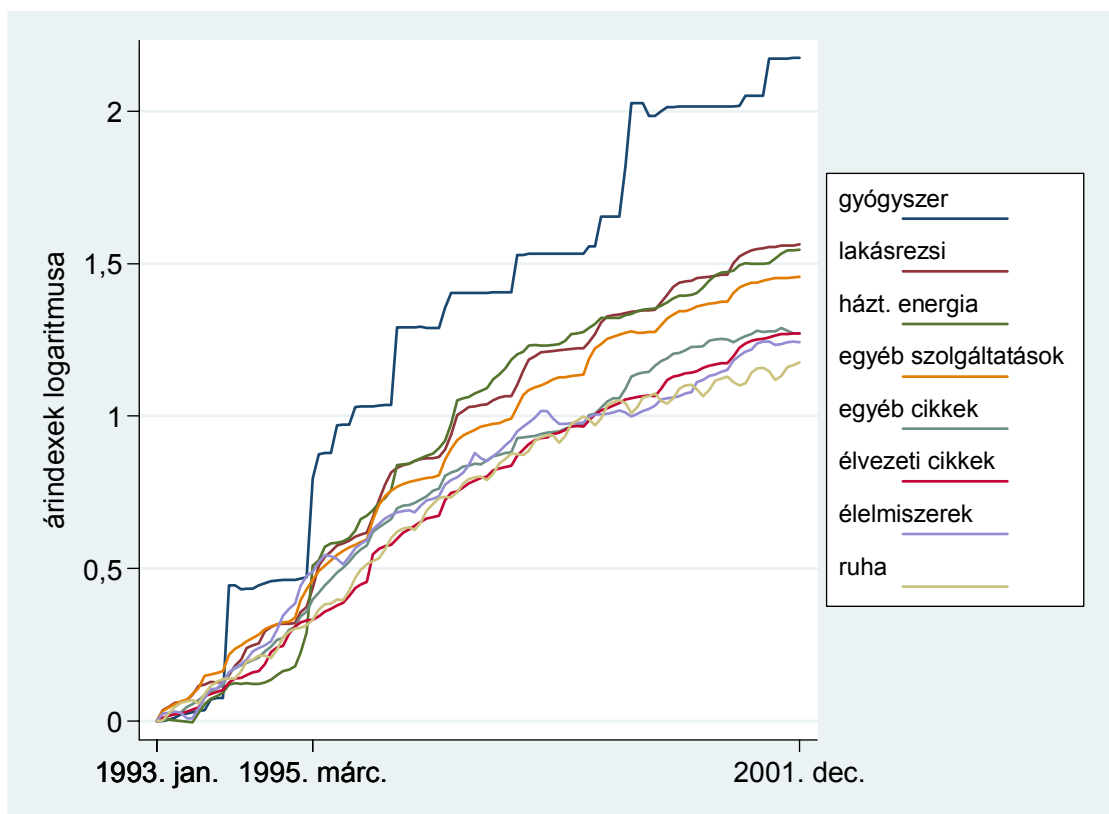
A keresleti rendszerek érvényessége aggregáláson alapul. Az eredmények nemcsak elméletileg nyugszanak azon a feltételezésen, hogy egy adott termék iránt több fogyasztó támaszt keresletet, de a rendszer gyakorlati becslése is feltételezi, hogy a keresleti függvények folytonosak. Aggregálni tehát kell, a kérdés csak az, hogyan.

Első ránézésre kézenfekvő lenne meghagyni a KSH által a fogyasztói árindex céljaira kialakított kiadási főcsoportokat (élelmiszer, szesz és dohányáru, ruházat, tartós fogyasztási

cikkek, háztartási energia, egyéb cikkek, szolgáltatások), és azokkal dolgozni, ezt tette például Kotászné (1985). A fogyasztáselmélet azonban világos útmutatást ad: az aggregálás a kialakított csoportok közötti szeparabilitást megjelenítő megszorítás, ezért elhagytuk a tartós fogyasztási cikkeket és a saját tulajdonú lakások imputált költségét.

1. ábra

Az egyes termékcsoporthoz tartozó árak alakulása 1993. január és 2001. december között (bázisindexek logaritmusai)



A továbbiakat illetően három szempontot követve jártunk el. Az első, hogy az *ex ante* szükségleti cikkek és luxusjóságnak várt cikkek lehetőség szerint ne kerüljenek egy csoportba. A másik feltétel az árak alakulására alapozható: azok a termékek legyenek egy csoportban, amelyek ára időben hasonlóan alakul. Végül van egy erős technikai korlát: minél több termékkel dolgozunk, annál nagyobb lesz a nulla értékek aránya, ami tönkretelheti a sarokmegoldást (nem vásárlás), valamint a ritka vásárlásokat explicit módon nem kezelő becslést.

Vizsgáljuk meg tehát az árak alakulását! Az 1. ábra néhány termékcsoporthoz tartozó bázisindexének időbeli alakulását mutatja logaritmusban – ez az a forma, ahogy az árak a modellben megjelennek. A gyógyszerárak emelkedése messze elválik a többi termékétől. A gyógyszerek után a lakásrezsi és 1995-től kezdődően a háztartási energia ára nőtt a leggyorsabban. Ennek megfelelően a gyógyszereket és egyéb gyógyászati kiadásokat (továbbiakban röviden:

gyógyszerek) különválasztottuk az egyéb cikkektől, a lakásrezsit pedig a szolgáltatásoktól. A döntés alapja egyrészt az árak jellegzetes alakulása, másrészt az volt, hogy míg a gyógyszereket szükségleti cikknek várjuk, addig az egyéb cikkek kategóriába tartozó többi termék dominánsan „luxuscikk” (erről később még részletesen lesz szó). Hasonló a helyzet a lakásrezszi és a többi szolgáltatási kiadás esetében is. A kialakult csoportosítás tehát: *élelmiszerek, szesz és dohányáru, ruházat, háztartási energia, gyógyszerek, egyéb cikkek, lakásrezszi, egyéb szolgáltatások*.

A munka során kipróbáltuk a hattermékes bontást is, amelyben a két viszonylag kisebb volumenű termékcsoporthoz – a gyógyszereket és a lakásrezsit – nem választottuk külön, de egyértelműen igazolódott, hogy a nyolctermékes bontás sokkal megfelelőbb. A hattermékes modellen elvégeztük mindazokat a próbákat, amelyeket a nyolctermékesen. Döntésünket egyrészt a kapott Engel-görbék alakja, másrészt a kapott ár rugalmasságok értelmezhetősége alapján hoztuk meg (ez utóbbiról a becslési eredmények ismertetésekor részletesebben szólnunk).

Mint a bevezetőben említettük, a nyolctermékes modell tárgyalása esetenként meglehetősen nehézkes, ezért készítettünk egy minimalista csoportosítást is: *élelmiszerek, háztartási energia és minden egyéb*.

NEMPARAMETRIKUS ENGEL-GÖRBÉK

A korábbi, Deaton-Muellbauer-féle specifikációhoz képest a (2) egyenlet lényeges vonása a másodfokú jövedelemtag jelenléte. Mielőtt belefognánk a teljes keresleti rendszer becslésébe külön megnézzük, hogy – a demográfiai- és árhatásokat most figyelmen kívül hagyva, csak a jövedelemhatásra koncentrálnak – az egyes termékek esetében milyen alakú Engel-görbére számíthatunk.

Az Engel-görbék vizsgálatához BBL eljárását követve egy jól körülhatárolható háztartástípust, a 2 fős, gyermek nélkül élő házaspárból vagy élettársakból álló háztartásokat használtuk. (Ezek a háztartások megjelennek később a fogyasztási egység számítások referencia-csoportjaként is.) A demográfiai hatások csökkentése érdekében további megkorlátozást – továbbra is BBL nyomán – csak azokat a párokat vettük figyelembe, amelyeknek mindkét tagja aktív kereső. Az árhatások csökkentése érdekében egyetlen évet, 2001-et vizsgálunk. Hangsúlyozzuk, hogy a korlátozások csak ebben az alfejezetben érvényesek, egyébként mindig a teljes mintát vizsgáljuk. A 2. ábra blokkjai az előbb ismertetett nyolctermékes csoportosítás szerint mutatják be az egyes termékcsoporthoz Engel-görbéit. Kilencedikként – a BBL-cikkkel való összehasonlíthatóság érdekében – közöljük a mi besorolásunk szerinti egyéb cikkekből, gyógyszerekből, lakásrezsiből és egyéb szolgáltatásokból álló termék Engel-görbéjét is.

A vízszintes tengelyen az egyes háztartások összkiadásának logaritmusai találhatók. A pontfelhők a nyers adatokat mutatják, a folytonos vonalak pedig különféle becslések eredményeit. A bíborvörös vonal egy nemparametrikus becslés (lokális lineáris simítás) eredménye, amely körül a szaggatott piros vonalak aszimptotikus elméletre alapozott 5%-os konfidencia sávok. A zöld vonal pedig egy kvadratikus regresszió becslését mutatja. Elkészítettük a lineáris becslést is, de ennek feltüntetése már áttekinthetetlenül kuszává tette volna az ábrákat.

Mindenekelőtt fontos megfigyelni, hogy az élvezeti cikkek, a ruha és a gyógyszerek kiadási hányadai között nagy számban találunk 0 értékeket. Előre elmondhatjuk, hogy ezeknek a kezelésére a modell nem ad konzisztens módot, és rendszerként becsülve nem is megoldott a zérus értékek kezelése, például egy szelekciós modellel. A 2. ábrán bemutatott becsléseket elvégeztük a 0 értékek elhagyásával is. Az élvezeti cikkek és a ruházat esetében nem kaptunk vizuálisan lényegesen eltérő eredményeket, a gyógyszereknél viszont a görbe konvexitása sokkal markánsabbá vált. Ebben az esetben mindkét változatot bemutatjuk, lásd a 2. ábra 2.5 és 2.6. blokkját.

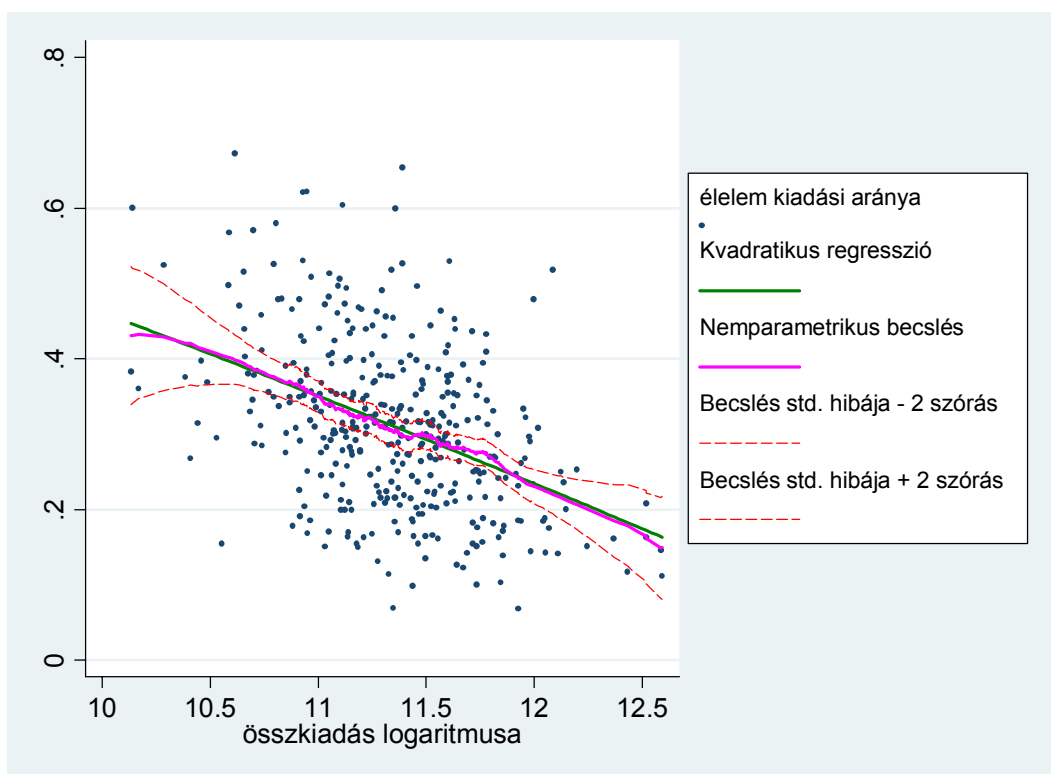
A későbbiekben – az általános gyakorlatnak megfelelően – elhanyagoljuk a problémát. A gyakorlati alkalmazások során az is egyértelművé vált, hogy a 0 értékekhez képest nagyobb problémát okoznak az extrém módon kicsi értékek, amelyek kezeléséről az adatokról szóló fejezetben már szóltunk.

Az összefüggések alakjait vizsgálva elmondható, hogy a lineáris modell az élelmiszerek, a háztartási energia és a BBL-féle egyéb termékek esetében jól teljesítene. A többi termék esetében szignifikáns a kvadratikus becslés görbülete. Ugyanakkor a nemparametrikus becslés az egyéb cikkek, a ruházati kiadások és az egyéb szolgáltatások esetében is inflexiós pontok jelenlétére utal, inkább harmad-, mint másodfokúnak tűnik. Erre a kérdésre később még visszatérünk.

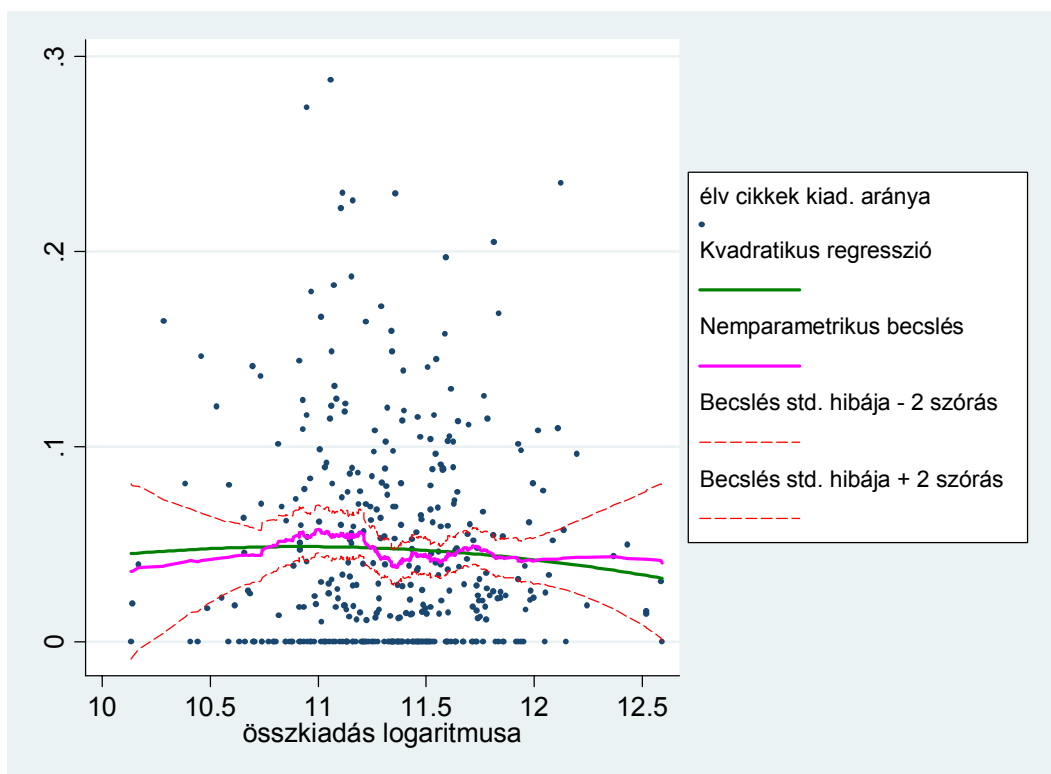
A kapott eredményeket összevethetjük a BBL-ben bemutatott Engel-görbékkel. A kiadási szintek sokszor igen eltérőek: például az élelmiszerkiadások jelentős része 40 százalék körül van, de nem ritka a 60 százalék sem, míg Nagy Britanniában az 1980-as évek elején ugyanez a két szám 25 és 40 százalék volt! Az összefüggések alakját tekintve megegyezést látunk az élelmiszerek, az energia és a BBL-cikk értelmében vett egyéb termékek esetében (lásd az ábra 2.10. blokkját). Láthatjuk, hogy a különböző irányú hatások eredőjeként alakult ki a közel lineáris Engel-görbe ennél az aggregátumnál: esetünkben a gyógyszerek és az egyéb szolgáltatások görbéje konvex, az egyéb cikkeké és a lakásrezsié konkáv. Figyelemre méltó, hogy míg a ruházatkódás görbéje BBL-nél a konkavitás példája, addig nálunk a kicsi és átlagos összkiadású háztartások esetében konvex, majd a nagy kiadásúaknál vált át konkávra. Az élvezeti cikkek görbéje mindkét esetben konkáv, de BBL-nél sokkal nagyobb mértékben.

Engel-görbék két aktív kereső taggal rendelkező házaspárokra 2001-ben

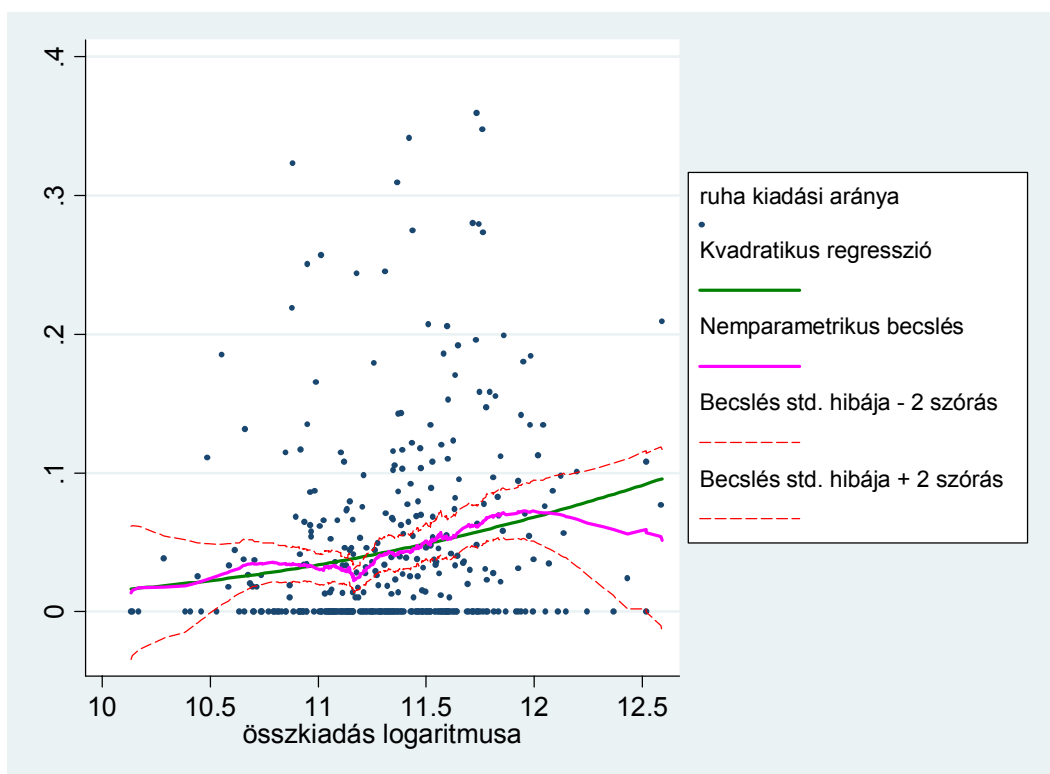
2.1. Élelmiszer



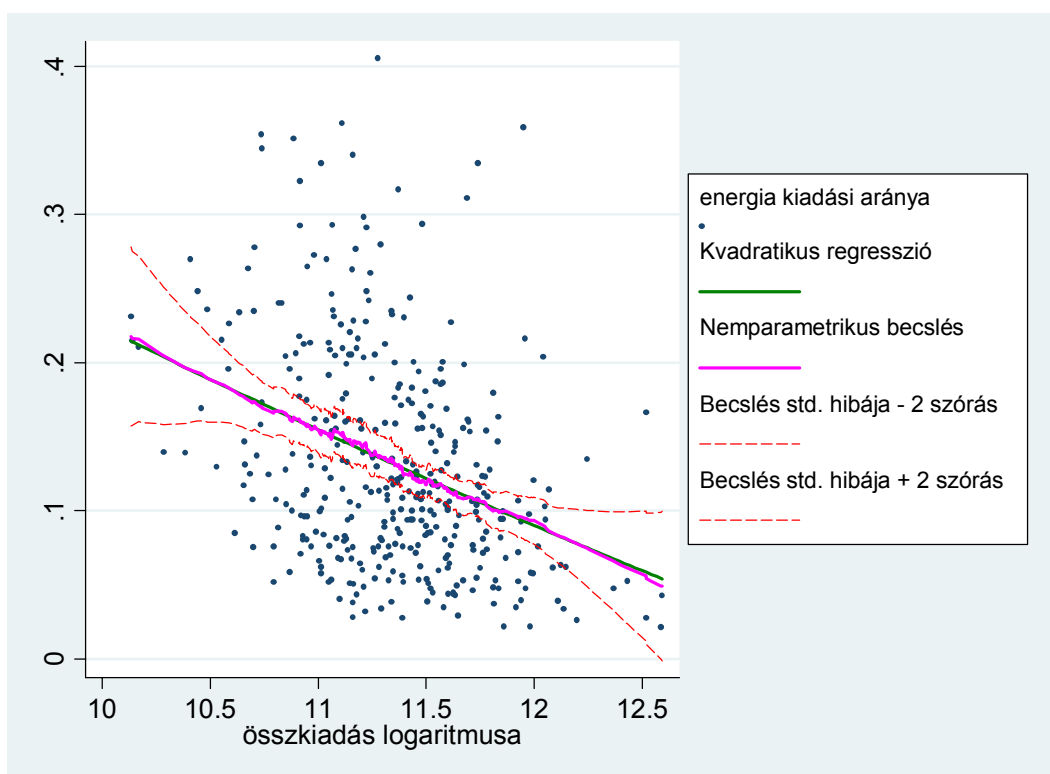
2.2. Élvezeti cikkek



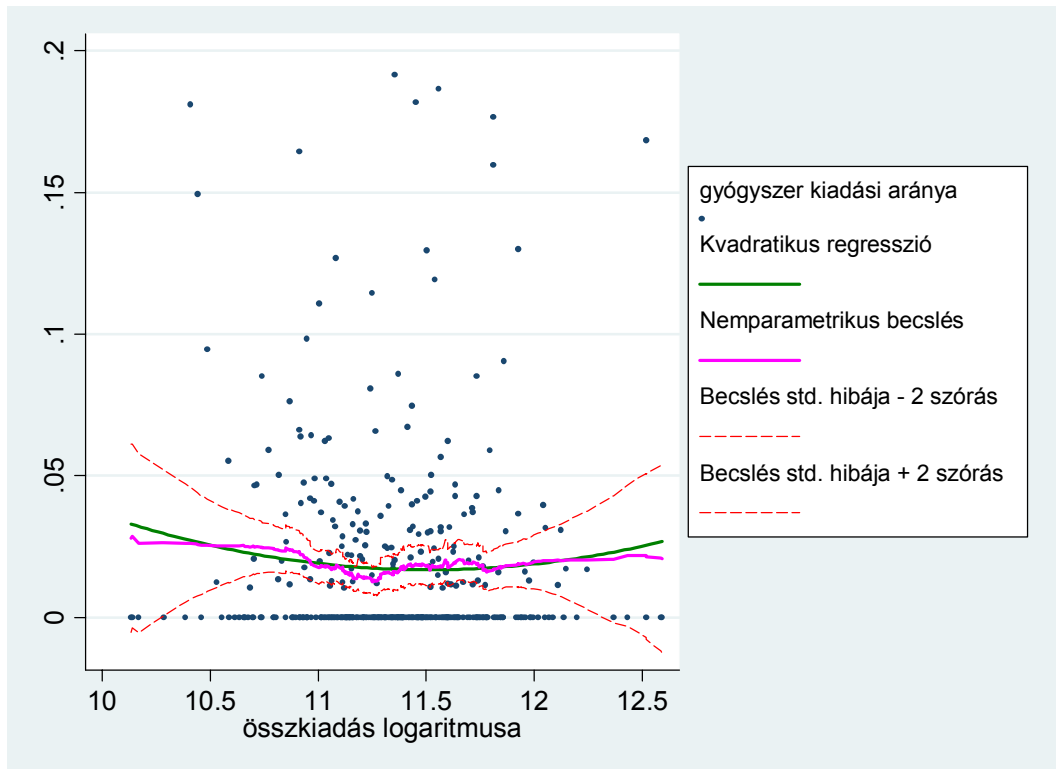
2.3. Ruházzkodás



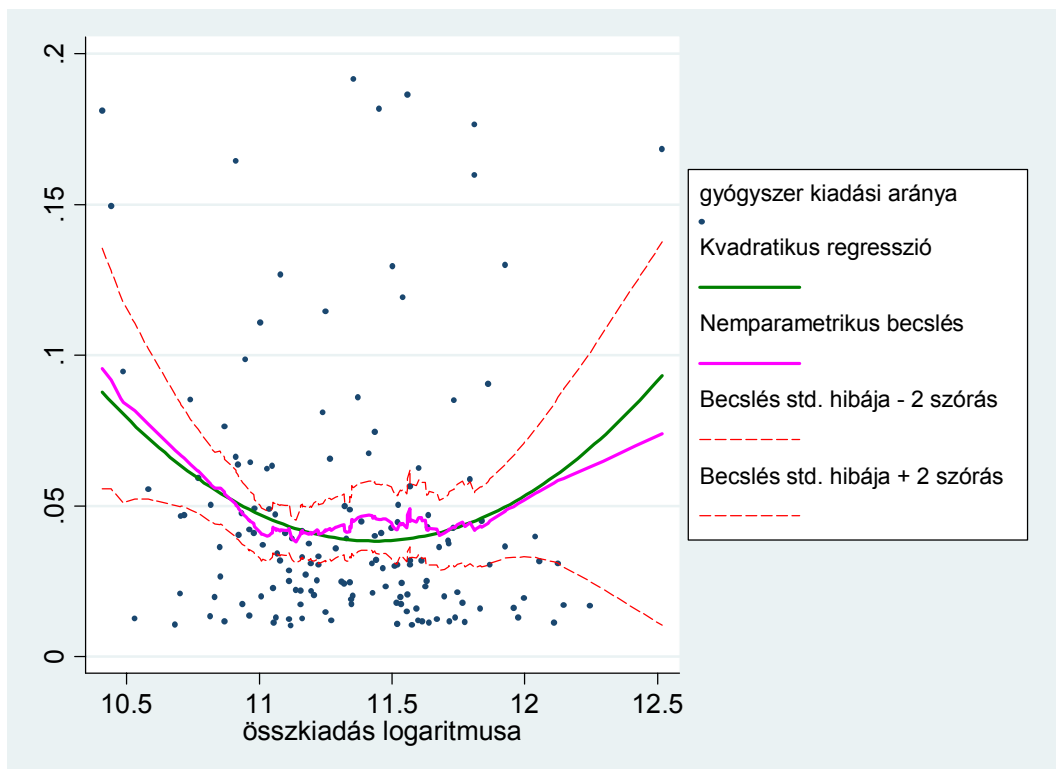
2.4. Háztartási energia



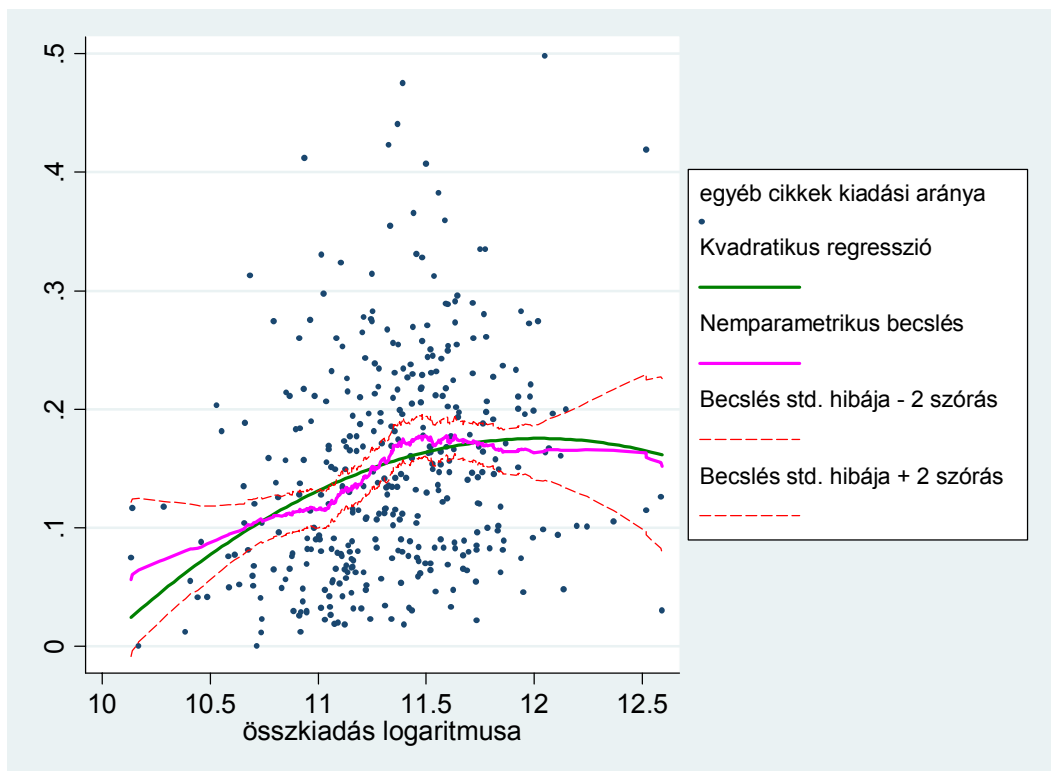
2.5. Gyógyszerek, gyógyászati cikkek



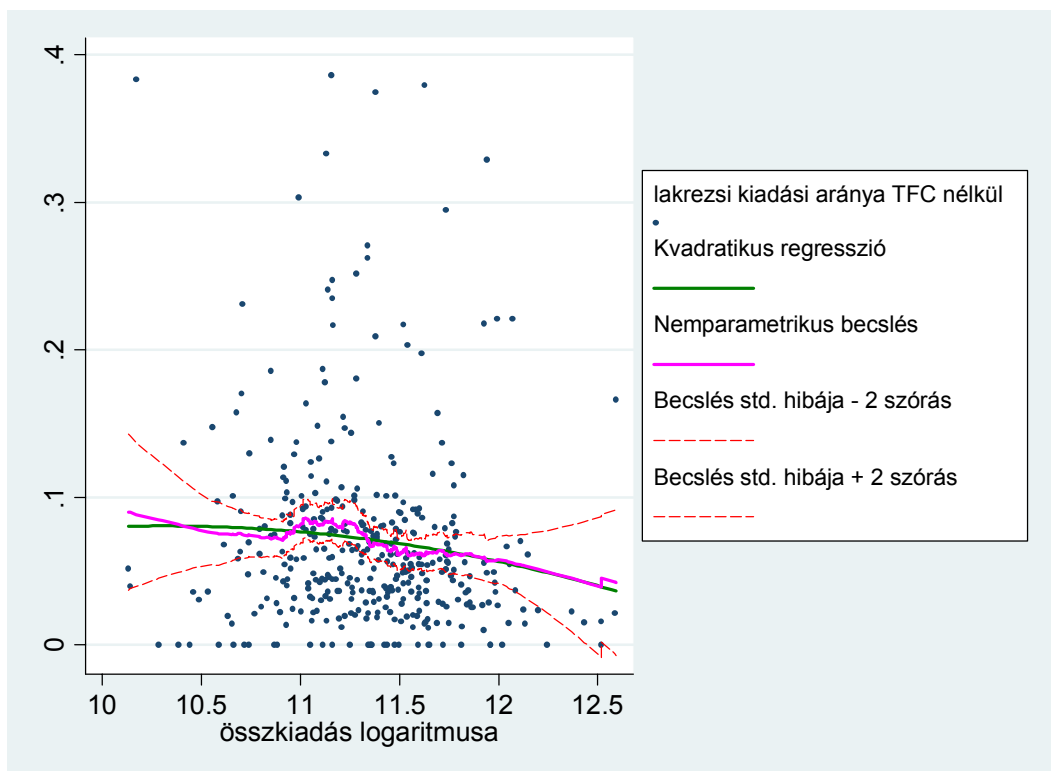
2.6. Gyógyszerek, gyógyászati cikkek a 0 fogyasztású háztartások elhagyásával



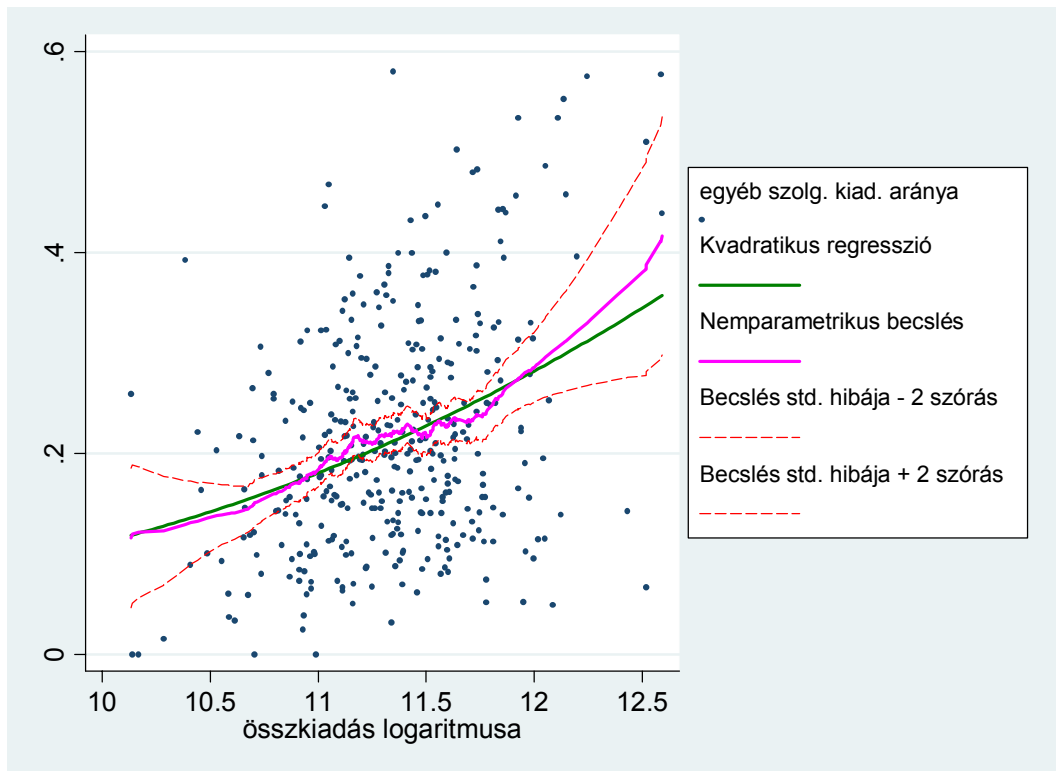
2.7. Egyéb cikkek



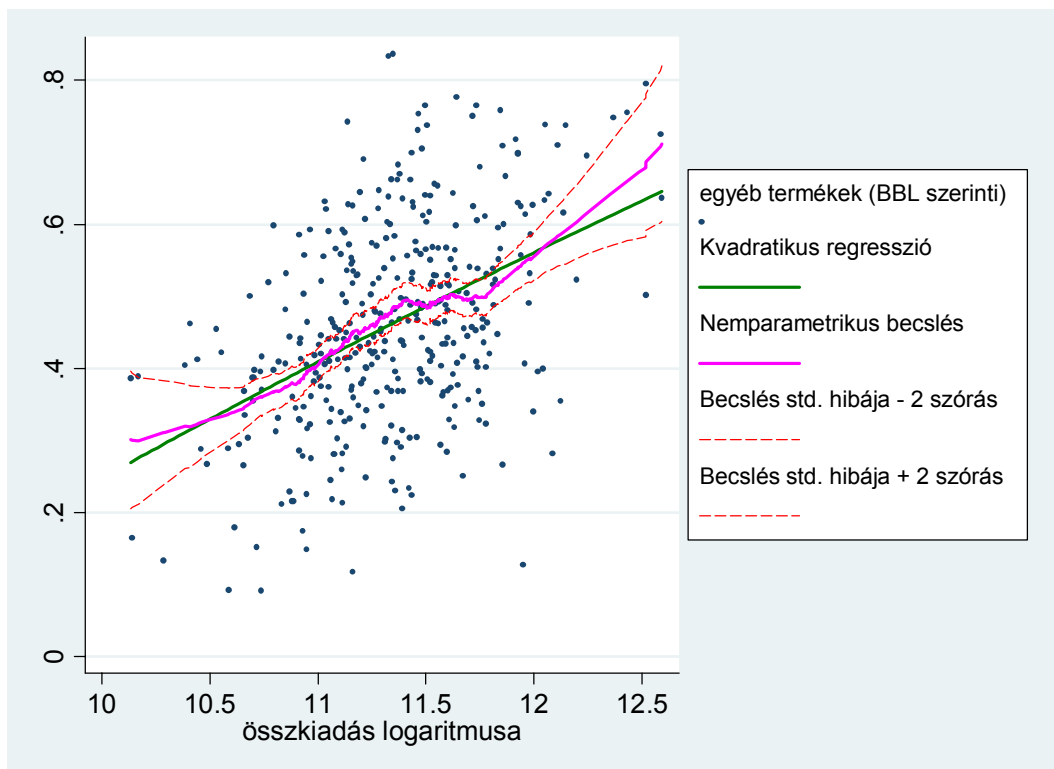
2.8. Lakásrezsi



2.9. Egyéb szolgáltatások



2.10. BBL szerinti egyéb termékek (gyógyszerek+egyéb cikkek+lakásrezsi+egyéb szolg.)



Forrás: saját számítás a KSH HKF adatok alapján. Lokális lineáris becslés, legközelebbi szomszédok súlyozási módszerével, a szomszédok számát „megérzés” alapján választva. A konkrét módszert a Stata Technical Bulletin 41. kötetében ismertetett *running* parancs.

A KIADÁSI RENDSZER BECSLÉSI STRATÉGIÁJA

A becslés tárgya a (2) egyenlet. A probléma mára standard megoldása az az iteratív eljárás, amelyet Browning–Meghir (1991) fejlesztett ki. A módszer azon a felismerésen alapul, hogy az alapvetően nem lineáris becslés az $\alpha(\mathbf{p})$ árindex ismeretében lineáris. Egy kellően megválasztott árindexszel deflálva az összkiadást, eljuthatunk az árhatások kezdeti becsléséhez. A későbbiekben ezeket felhasználva a deflátor újraszámolható, és új becslés készíthető. A folyamatot ismételve, ahogy azt Blundell–Robin (1996) bebizonyította, a paraméterek konvergenciájához, az eredeti nemlineáris problémáéval ekvivalens megoldáshoz jutunk. Az iteráció első lépésében az úgynevezett Stone-indexet használjuk árindexként, amely az árindexek logaritmusának a kiadási arányokkal súlyozott átlaga. Mivel a modell minden egyenletében minden regresszor szerepel, széteső rendszert kapunk, amit a legkisebb négyzetek módszerével becsülhetünk. Az összkiadásban jelentkező esetleges mérési hibákból következő endogenitás hatásának elkerülése érdekében azonban instrumentális becslést alkalmaztunk, instrumentumként a háztartás havi jövedelmét és annak négyzetét használva (feltéve ezzel természetesen, hogy az nem korrelált a hibákkal).

Mivel az egyenletek lineárisan összefüggő rendszert alkotnak, k termék esetén elég $k - 1$ számút becsülni, a k -adik egyenlet paraméterei a (3) és (4) feltételekből adódnak. Az elméleti modell szerkezetéből több megszorítás következik, ezek közül az egyik a Szluckij-mátrix szimmetriája. A szimmetriát likelihood-arány próbával teszteltük. Alapesetben a modell szimmetriakorlátozott változatát használtuk.

A becsült egyenletben mind az árak, mind az összkiadás módosított formában szerepel. Egyrészt az összkiadást elosztottuk a háztartás létszámával, ugyanakkor a demográfiai változók között szerepeltettük a háztartás létszámát (logaritmusban). Másrészt az árakat a kihagyott harmadik (illetve a nyolctermékes változat esetében nyolcadik) árral osztva, relatív árként szerepeltettük, ezzel kényszerítve a rendszerre a homogenitást. A szimmetriához hasonlóan ez a hipotézis is vizsgálható, ha relatív árak helyett árszinteket használunk a becsléshez.

A (2) egyenlet jobb oldalán szereplő α_i értékek csak a jövedelem és az árak szempontjából konstansok, ezek tartalmazzák a becslés során alkalmazott demográfiai, területi és időváltozókat. Noha a kiadási rendszerben több ponton szeparabilitást tételezünk fel, Browning–Meghir (1991) megmutatta, hogy ez a konstans tag lehetőséget nyújt a nem modellezett, de fontosnak vélt nem szeparabilitások kezelésére is: a megfelelő indikátort a konstansba illesztve az összefüggés explicit modellezése nélkül szűrhetjük ki azt. Ilyen céllal a tartós fogyasztási cikkek vásárlását jelző indikátor, illetve a saját termelésű fogyasztásnak az összkiadáshoz viszonyított aránya került be az egyenletekbe.

A HÁROMTERMÉKES MODELL BECSLÉSI EREDMÉNYEI

A három termék (élelmiszerek, háztartási energia, minden egyéb) kiadáson belüli arányának becslését a *Függelékben* található *F1. táblázat* foglalja össze. A táblázatban közölt együtthatókból a (7)–(9) képletek alapján számítottuk a jövedelem- és az ár rugalmasságokat.³ A rugalmasságokat bemutató *3. ábrán* látható, hogy várakozásainknak megfelelően az élelmiszer és a háztartási energia jövedelmi rugalmassága 1 alatt van, vagyis normáljóságként viselkednek, míg az egyéb kiadásoké 1 fölött, ebben a bontásban tehát ezek a luxusjavak. Magyarázatra az élelmiszer és az energia esetében a negatív jövedelmi rugalmasság szorul. Az élelmiszerek jövedelmi rugalmassága a háztartások kevesebb mint 1, az energia esetében viszont közel 10 százaléka esetében negatív.

Első pillantásra azt gondolhatnánk, hogy az élelmiszer alsóbbrendű jöszágként viselkedik. Ennek azonban ellentmond, hogy ilyen nagy aggregátumok esetében az alsóbbrendűség nehezen értelmezhető, ráadásul pont azokban a háztartásokban figyelhető meg, amelyek esetében a legalacsonyabb az élelmiszerek aránya a kiadásokon belül. Hasonló a helyzet az energia esetében is, amit végképp problematikus alsóbbrendű jöszágként interpretálni.

A magyarázatot a (7) képlet elemzése szolgáltathatja. A nem luxuscikkek esetében a jövedelemrugalmasság 1-nél kisebb, a képlet jobb oldalának második tagja szükségképpen negatív. Ebben a tagban az együtthatók a háztartások között egységesek, csupán az összkiadás, $a(\mathbf{p})$, $b(\mathbf{p})$ és a nevezőben a kiadási hányad változik háztartásonként. Mivel az összkiadás melletti λ_i együttható meglehetősen kicsi (lásd az *F1. táblázatban* a másodfokú tag együtthatóját), a $b(\mathbf{p})$ értéke pedig 1 körül van, ezért az összkiadás hatása a rugalmasságra jóval kisebb, mint a kiadási hányadé.

Ebből az következik, hogy a többi háztartáshoz képest nagyon kicsi kiadási hányad esetében a jövedelmi rugalmasság szükségképpen negatív lesz a normáljóságok esetében. A luxusjavaknál a képlet második tagja pozitív, így ott ugyanez a hatásmechanizmus extrém módon magas jövedelmi rugalmasságokat eredményez a kis kiadási hányadú háztartások esetében. Ezzel az összefüggéssel annak ellenére nem találkoztunk az empirikus feldolgozásokról beszámoló irodalomban, hogy nem a mi adataink, hanem a használt elméleti modell sajátja. Feltételezésünk szerint valós adatokon szinte biztosan felbukkannak a torz hatások.

Az első és másodfokú kiadási tagok együtthatóinak (lásd az *F1. táblázat* első két sorát) és a konstans tag felhasználásával – tehát az ár rugalmasságok figyelmen kívül hagyásával – becsült kiadási arányok alapján elkészített Engel-görbéket mutatja be a *4. ábra*. Az egyes görbék a Stone-indexszel deflált összkiadás és az adott termék becsült kiadási aránya által

³ A tradícióhoz ragaszkodva használjuk a jövedelemrugalmasság kifejezést, valójában, mint láttuk, az összkiadás rugalmasságáról van szó.

meghatározott, háztartásonként előállított pontokra illesztett polinomiális regresszió eredményeként állnak elő. Az Engel-görbék alakja megfelel előzetes várakozásainknak: az élelmiszer és az energia esetében az összkiadás függvényében enyhén konvex, csökkenő, míg az egyéb kiadások esetében konkáv, növekvő görbét kaptunk.

Az energiakiadás négyzetének az együtthatója nem szignifikáns, Engel-görbéje közel lineáris és lejtése is kicsi: az energia kiadási aránya viszonylag kis mértékben függ az összkiadástól. Ha a regresszió számítása során korlátozó feltételként beiktatjuk, hogy az energia esetében a másodfokú tag együtthatója 0 legyen, akkor az élelmiszer esetében megnő a másodfokú tag együtthatója és 1 százalékos szinten szignifikánssá válik.

A jövedelmi hatások után tekintsük át az árrugalmasságokat, amelyeket a becsült paraméterek segítségével a (8) és (9) egyenletek alapján számítunk ki. A 3. ábra jobb oldala a háromtermékes modell esetében mutatja be a kompenzált saját-árrugalmasságokat a kiadási arányok függvényében, míg a Függelékben található *F1. ábra* a kompenzált árrugalmasságok eloszlását tartalmazza. Az elmélet tarthatóságának vizsgálata szempontjából fontos információt hordoz az árrugalmasságok eloszlása, hiszen a Szluckij-mátrix negatív szemidefinittségét minden árhatás befolyásolja. Noha ránézésre az összes árrugalmasság szerepe nem mérhető fel, a kompenzált sajátár-rugalmasságok önmagukban is sokatmondók: ha az elmélet tartható, azok nem lehetnek pozitívak. Ezzel szemben az élelmiszerek esetében a háztartások mintegy 3, a háztartási energia esetében pedig *majdnem 50 százaléknál* találunk pozitív kompenzált árhatásokat.

A negatív jövedelemrugalmasságokkal analóg érvelés magyarázza ezt a jelenséget. Az energia esetében még egy tényezőt meg kell említenünk. A háztartási energia árazása nemlineáris, a vizsgált évek többségében például az elektromos energiának nagyobb fogyasztás esetén magasabb az egységára. Ezt a hatást erősíti a téli és a nyári hónapok eltérése is.

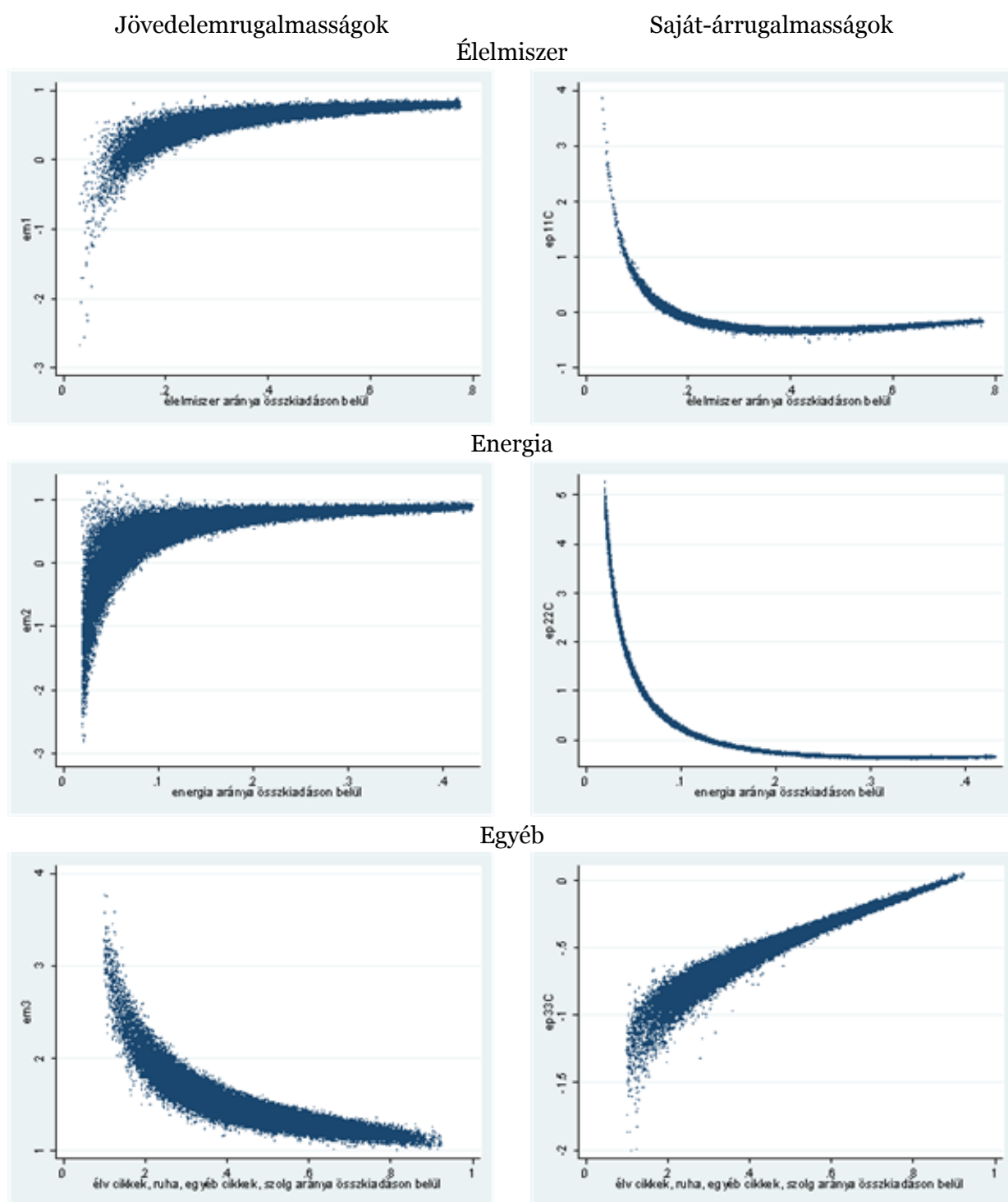
Van azonban egy általánosabb jellegű kérdés is, amelyet korábban már érintettünk. Lehetséges a kiadási arányoknak és az összkiadásnak olyan – nem szélsőséges jellegű – eloszlása, amelyben a háztartások egy csoportja – nevezetesen a legtöbb luxusterméket fogyasztók – esetében valamennyi normáljóság saját árrugalmassága pozitív, azaz áremelés esetén többet fogyasztanak belőle. Érvelhetünk azzal, hogy ezek valamennyien presztízs-fogyasztók, akik azonnal többet vásárolnak abból, aminek felmegy az ára, de elég valószínűtlen, hogy ez az összkiadás nagyságától függetlenül minden érintett háztartásra igaz legyen.

Mindez azt jelenti, hogy a modell valamennyi elméleti feltételének megfelelő – és ezért az összkiadásban legfeljebb másodfokú tagot tartalmazó – paraméteres becslés bizonyos, nem életidegen forgatókönyvek esetében a háztartások egy részénél szükségképpen abszurd

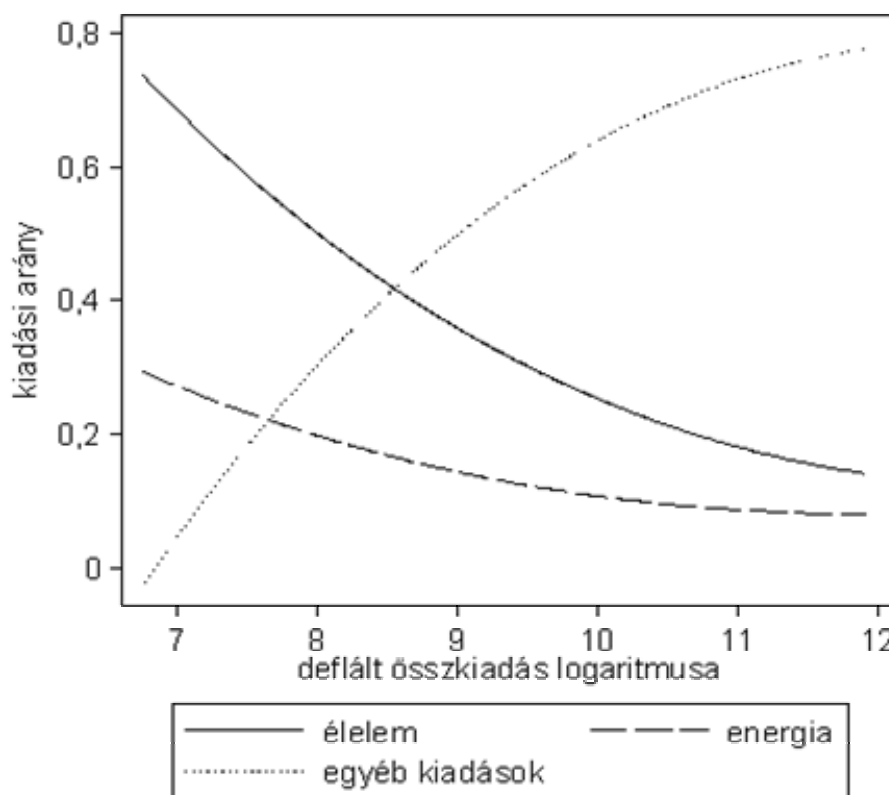
eredményekre vezet. A minden háztartásra egységes paramétereket alkalmazó modellt az egyéni heterogenitás tehát önellentmondásba keverheti, ami az aggregált rugalmasságok esetében már nem feltétlenül jelenik meg.

3. ábra

Jövedelemrugalmasságok, illetve saját-árugalmasságok a kiadási arányok függvényében a háromtermékes modell esetében



Számított parametrikus Engel-görbék



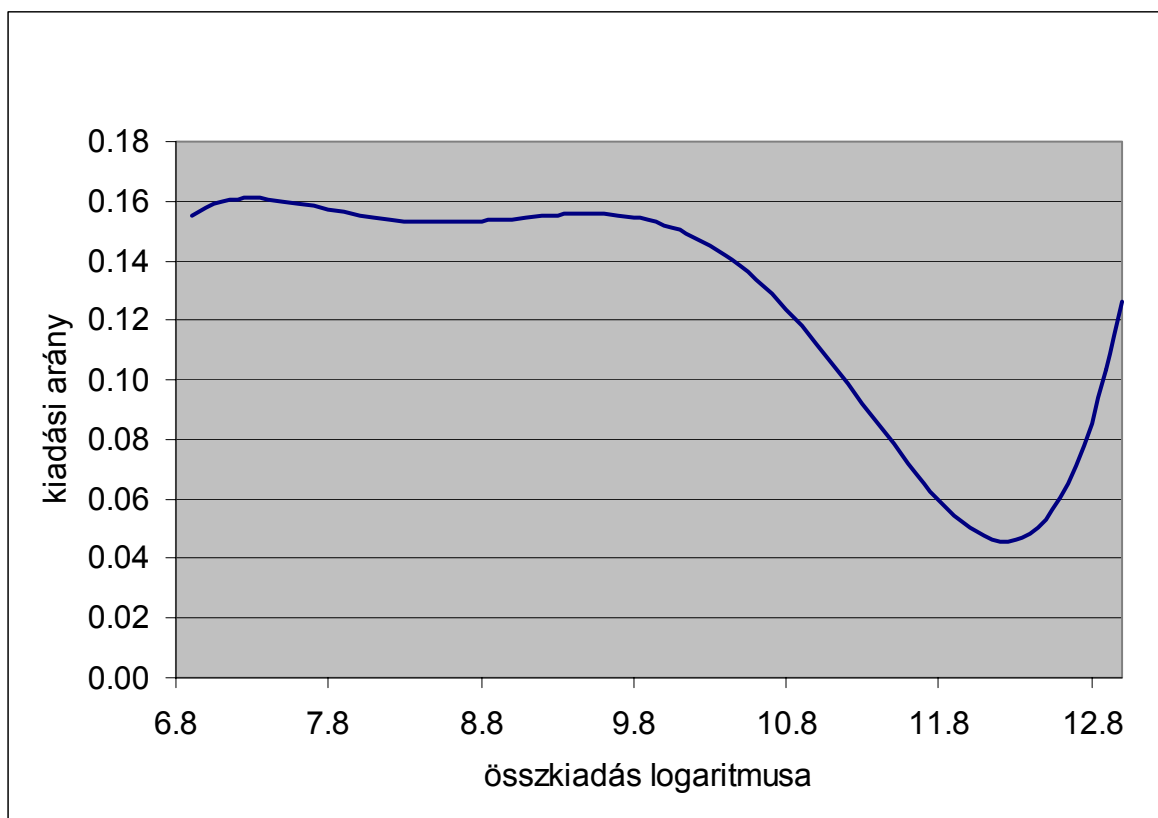
Ezt a gondolatmenetet más oldalról alátámaszthatja, hogy a nem parametrikus módszerekkel felrajzolt Engel-görbék alakja néhány esetben a négyzetesnél magasabb fokúnak tűnik (lásd 2. ábra). Ha nem teljes keresleti rendszerrel dolgozunk, hanem az egyes Engel-görbéket külön-külön becsüljük, akkor mind az energia, mind pedig az egyéb kiadások esetében az összkiadás köbe nagyon erősen szignifikánsnak mutatkozik.

Sőt, az energia esetében még az összkiadás ötödik (és minden alacsonyabb) hatványa 1 százalékos szinten szignifikáns. Ebben az esetben már eltűnik a negatív jövedelem-rugalmasság, igaz viszont, hogy a legkisebb és a legnagyobb összkiadásúak esetében az energia luxus-jószágának mutatkozik. (Ennek meg is lehet a maga természetes logikája. Elképzelhető, hogy a legszegényebbeknél, ahol a kiadások döntő többségét az élelmiszer és az energia költségek jelentik, az élelmiszerhez képest az energia luxuscikké válik. A legjobbmódúak esetében pedig esetleg valamilyen luxuscélú energia-fogyasztásról lehet szó. Ez utóbbi esetben szerepet játszhat az energiának a fogyasztás függvényében progresszív árazása is.) Illusztrációként az energia kiadási arányának az összkiadás ötödfokú polinomjának függvényében történő becslését mutatja be az 5. ábra. A görbe alakja jelentősen eltér a 4. ábrában bemutatotttól.

A probléma lényege abban rejlik, hogy – mint említettük – az elméleti feltevésekkel összhangban a teljes keresleti rendszerben másodfokúnál magasabb kiadási tag nem szerepelhet. Ennek feloldására két irányt látunk. Az egyik a parametrikus módszerek helyett a nem parametrikusak felé történő elmozdulás, de a jelenlegi alkalmazásoknál „elméletintenzívebb” módon (ennek példája Blundell–Browning–Crawford (2003)). A másik az egzakt aggregálhatóság elméleti feltételének feloldása a parametrikus becslések esetében. Ennek a feltételnek ugyanis a mai számítástechnikai körülmények között kisebbé vált a jelentősége, mint korábban volt.

5. ábra

Az energia kiadási aránya az összkiadás ötödfokú polinomiális függvényében



Forrás: saját számítás a HKF alapján. Regresszorként csak az összkiadás logaritmusának elsőől ötödikig terjedő hatványa, valamint a hónap dummy változók szerepeltek a becslésben.

AGGREGÁLT RUGALMASSÁGOK A HÁROMTERMÉKES MODELLBEN

A jövedelmi és ár rugalmasságok között jócskán találunk tehát az elmélet előrejelzéseivel ellentétesen viselkedőt. Mindez azt jelentené, hogy a klasszikus fogyasztáselmélet eredményeit elvethetjük? Ebben a specifikációban és a háztartásokat egyenként vizsgálva, azok egy része esetében mindenképpen. Ha azonban a háztartásokat nem egyenként vizsgáljuk, hanem – a fogyasztási aránnyal súlyozott – aggregált rugalmasságokat elemezzük, akkor már mutatóink többsége a „várt” módon viselkedik. A normáljóságok egymás közötti keresztár-rugalmassága negatív, a normáljóságok és a luxuscikkek közötti keresztár-rugalmasságok pozitívak. Az energia átlagos saját-ár rugalmassága azonban pozitív, bár nem tér el szignifikánsan 0-tól.

1. táblázat

Súlyozott jövedelmi és kompenzált ár rugalmasságok a háromtermékes modellben

Megnevezés	Élelmiszer	Energia	Egyéb
<i>Jövedelemrugalmasság</i>			
Átlag	0,62	0,66	1,33
Medián	0,65	0,73	1,30
<i>Ár rugalmasság, átlag</i>			
Élelmiszer	-0,27	-0,16	0,42
Energia	-0,40	0,04	0,36
Egyéb	0,27	0,09	-0,37
<i>Ár rugalmasság, medián</i>			
Élelmiszer	-0,30	-0,14	0,43
Energia	-0,25	-0,19	0,37
Egyéb	0,25	0,06	-0,35

Megjegyzés: az átlagos ár rugalmasságok sorösszege 0.

A kompenzált ár rugalmassági mátrix negatív szemidefinitése azonban az átlag esetében határozottan nem teljesül, a medián esetében pedig a teljesülés határán van, a három sajátérték rendre: -0,756; -0,056 és 0,006. A szélsőséges esetek halmozódó, aránytalan befolyása miatt hajlamosak vagyunk a mediánbecslést irányadóként elfogadni.

A DEMOGRÁFIAI TÉNYEZŐK HATÁSA

A teljes keresleti rendszer becslésének időigényessége miatt az alkalmazott demográfiai változókat két lépésben választottuk ki. Először különállóan becsültük az egyes Engel-görbéket, az elmélet alapján szóba jöhetőek közül azokat a demográfiai változókat keresve, amelyek a legjobb eredményeket (legnagyobb R^2 -eket) szolgáltatták. Az így kialakított csoportból választottuk ki azokat, amelyek a teljes keresleti rendszer becslése során is szignifikánsnak bizonyultak.

A demográfiai tényezők közül legjelentősebb a háztartás létszámának a hatása (lásd *F1. táblázat*). Mivel a kiadási változóban egy főre jutó értéket használtunk, a háztartásméret együttthatója a méretgazdaságosságból adódó korrekciókat tükrözi. Nagyobb háztartások esetében – *ceteris paribus* – kisebb az egy főre jutó élelmiszer- és az energiakiadás, mint a kisebb háztartásoknál. Az energia esetében valamivel nagyobb a méretgazdaságosságból adódó csökkenés, mint az élelmiszernél. Az ily módon keletkező fogyasztói többlet az egyéb kiadásokban megtestesülő luxuscikkekre fordítódik. (Az egyes termékekhez tartozó demográfiai együttthatók összege szükségképpen zérus.)

A számításokat az egy főre jutó kiadás helyett a háztartás összkiadásának szerepeltetésével is elvégezhetjük volna, ami numerikusan is viszonylag nagy pontossággal azonos eredményre vezet. A háztartás létszámának együttthatója ilyenkor értelemszerűen előjelet vált. Könnyű belátni, hogy a kétféle megközelítés az adott függvényformánál egyenértékű, ha a háztartás létszáma is szerepel a magyarázóváltozók között.

A háztartások jövedelmeinek, kiadásainak vizsgálata során általában kitüntetett szerepet kapnak a háztartásfők. Megítélésünk szerint azonban túlzott leegyszerűsítés, ha a háztartások korával, a tagok iskolai végzettségével kapcsolatos jellemzőket egyetlen, többé-kevésbé *ad hoc* módon kiválasztott személy, a háztartásfő korára, iskolai végzettségére redukáljuk. Éppen ezért a KSH háztartásfő-fogalmából kiindulva bevezettük a *potenciális háztartásfő* fogalmát. Definíciónk szerint potenciális háztartásfők a házasság- vagy élettársak, a gyermeküket egyedül nevelő szülők és a 18 évnél idősebb, gazdaságilag aktív gyermek státusúak (vagyis a szüleikkel együtt élő felnőtt gyermekek). Ha ilyenek nincsenek a háztartásban, akkor az együtt élő felnőtt egyéb rokonok, nem rokonok tartoznak a potenciális háztartásfők közé. A *potenciális háztartásfő* többféle definícióját is kipróbáltuk, ez a változat bizonyult a legjobbnak.

A *potenciális háztartásfő* fogalmának bevezetése könnyen operacionalizálható lehetőséget ad arra, hogy a keresleti modellek hagyományos keretei között közelítsünk a háztartáson belüli egyéni fogyasztás – bevezetőben említett – kollektív modelljeinek szemléletmódjához. A modellszámítások egyértelműen igazolták, hogy a *potenciális háztartásfő sokkal jobban használható fogalom a kiadási rendszerek modellezése során, mint a háztartásfő*. A potenciális háztartásfő fogalmának használata – a letérés a háztartások jellemzőit alapvetően a férfi háztartásfőhöz kapcsoló hagyományos megközelítésmódról – a háztartások gazdasági vagy tágabban társadalmi viselkedését magyarázó más modellszámítás esetében is fontos lehet.

A háztartás korát a potenciális háztartásfők átlagos korával mérjük. Az életkorváltozónak a négyzete is szignifikáns módon jelen van a modellben, bár együttthatója meglehetősen kicsi. Az idősebb háztartásokban relatíve kisebb az egyéb kiadásokban megtestesülő „luxusfogyasztás” aránya, mint a többiekénél, az élelmiszeré és az energiáé pedig valamivel

nagyobb. Hangsúlyozzuk, hogy itt is – mint minden demográfiai változó esetében – a háztartások közötti összkiadás-különbségek kiszűrése utáni hatásokról van szó.

A gyermekek jelenléte az élelmiszer-kiadások arányát enyhén növeli, az egyéb kiadásokét pedig csökkenti. A gyermekeknek a felnőttekhez képest kisebb fogyasztása jobban érvényre jut tehát az egyéb termékek, mint az élelmiszerek esetében. Ezt a kérdést tovább vizsgáljuk a nyolctermékes modellben.

A háztartáshoz rendelhető iskolaivégzettség-változók előállítása érdekében először négy kategóriába soroltuk a potenciális háztartásfők legmagasabb iskolai végzettségét: legfeljebb nyolc általánost végzettek, szakmunkások, érettségizettek és felsőfokú végzettségűek. Mivel az első két kategória között nem találtunk szignifikáns különbséget, ezt a két csoportot összevontuk. A modellezés során az egyes végzettségekkel rendelkezők potenciális háztartásfők közötti arányát használtuk változóként. A három változó összege minden háztartásban 1, így közülük csak kettőt használtunk, a harmadik a referenciacsoport.

A legalacsonyabb iskolai végzettségűek élelmiszer-fogyasztása magasabb, mint a többieké. Ez figyelemreméltó eredmény, hiszen itt nem az alacsony végzettség következtében szerény jövedelem hatását, hanem egy attól független hatást mérünk. Az érettségizettek és a felsőfokú végzettségűek között ebben a tekintetben nincs különbség. Az egyéb („luxus”) cikkekből viszont a felsőfokú végzettségűek többet fogyasztanak, mint az érettségizettek, akik pedig az alacsonyabb végzettségűeknél többet fogyasztanak.

A háztartások körülbelül 80 százalékának pontosan egy felnőtt nő tagja van, 5 százalékának nincs nő tagja, 15 százalékában pedig több felnőtt nő van. A meglehetősen kis szórás ellenére a felnőtt nők számát tartalmazó változó szignifikánsnak bizonyult. Minél több a felnőtt nő a háztartásban, annál kisebb az élelmiszer-kiadások aránya. Feltételezzük, hogy itt az otthoni főzésből adódó megtakarítások jelentkeznek.

A háztartásokat szerkezetük szerint négy csoportba soroltuk: egyszemélyes háztartások, pontosan egy házaspárt tartalmazó háztartások, gyermekét egyedül nevelő szülőt tartalmazó háztartások és egyéb háztartások. Ez utóbbiak alkották a modellben a referenciacsoportot. Az egyedülállók szignifikáns megjelenése két termék esetében arra utal, hogy a háztartáslétszámnak a létszám logaritmusával történő figyelembevétele nem elegendő, további nemlineáris hatások is megjelennek, elsősorban az egy- és kétszemélyes háztartások között. Ezt a későbbi fogyasztási egység számítások is alátámasztják.

A saját termelésből történő fogyasztás igen jelentős mértékben csökkenti az élelmiszer-kiadások arányát. Ennek hatására a másik két termékre fordított kiadások arányosan növekszenek.

Nehéz kérdésnek bizonyult a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának figyelembevétele, hiszen ezeket nemcsak a döntés intertemporális vonása, de a vásárlás ritkasága is jellemzi.

Tekintettel arra, hogy havi adatokkal dolgoztunk, véletlenszerűen alakult, hogy az adott hónapban költöttek-e – és ha igen, mennyit – tartós fogyasztási cikkekre. A részletesebb elemzés azonban azt mutatta, hogy a havi és éves változók között a költés tényét illetően erősebb a kapcsolat, mint a nagyságában. Ezért a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának leírására csupán egy indikátorváltozót alkalmaztunk: vásároltak-e ilyet a naplóvezetés hónapjában. Azok, akik költenek tartós fogyasztási cikkekre, szignifikáns módon többet költenek egyéb termékekre, mint a többiek. Valószínűleg itt a tartós fogyasztási cikkekhez kapcsolódó, egyéb termékekben, szolgáltatásokban megtestesülő kiadások jelennek meg.

Szintén bonyolult kérdés a regionális és településszerkezeti hatások vizsgálata. Modellünkben a regionalitás szempontjából Közép-Magyarországot, a településtípus vonatkozásában pedig Budapestet választottuk referenciacsoportnak. Első pillantásra a falvakban és a kisvárosokban magasabbnak tűnik az élelmiszer-kiadás aránya, mint a nagyvárosokban és különösen mint Budapesten. Azonnal megváltozik azonban a helyzet, ha elhagyjuk a magyarázó változók közül a régiókat. Egy ilyen forgatókönyvben az élelmiszer egyenletében a falun élők indikátorváltozója azonnal elveszíti szignifikanciáját: Budapest és a falvak különbségét e tekintetben viszonylag pontosan tükrözi a saját termelésből történő fogyasztás figyelembevétele.

Itt tehát kettős hatásrendszerről van szó: a településtípusok közötti különbségek részben az egyes régiók közötti településszerkezeti különbségeket kompenzálják. Budapesthez képest gyakorlatilag mindenütt alacsonyabb a háztartások élelmiszer- és energiakiadásainak aránya.

A demográfiai változók szerepe kapcsán még egyszer visszatérünk a nemlinearitás kérdésére. A különböző érzékenységi vizsgálatok, a demográfiai változókkal történő kísérletezés egyértelműen azt mutatták, hogy összefüggés van a másodfokú tag szignifikanciája és a demográfiai változók között. A most bemutatott vizsgálat során az egyéb kiadások esetében kaptuk a leginkább szignifikáns másodfokú együtthatót. Néhány demográfiai változó elhagyása (például a háztartástípusoké) a másodfokú tag csökkenéséhez vezetne, ugyanakkor csökkenne az adott egyenlet magyarázóereje is. A demográfiai tényezők ugyanis olyan nemlinearitást jelentenek, amit csak a jövedelem másodfokú tagja tud ellensúlyozni. A hivatkozott Banks–Blundell–Lewbel (1997) tanulmány ugyanakkor bizonyítja, hogy aggregálható keresleti rendszerek esetében nem lehetséges a másodfokúnál magasabb jövedelemtagot beépíteni a modellbe.

A NYOLCTERMÉKES MODELL BECSLÉSI EREDMÉNYEI

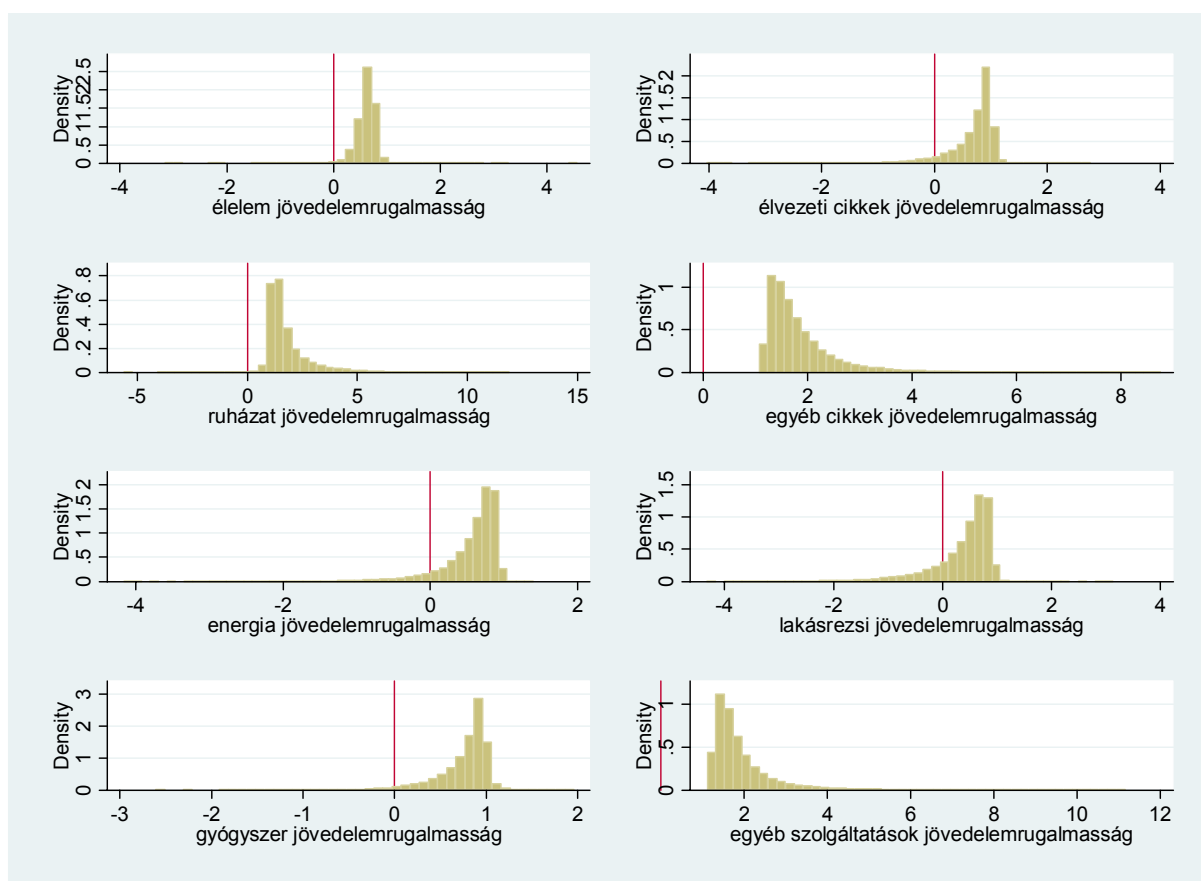
A nyolc termékkel végzett számítások elsődleges eredményeit a *Függelék F2. táblázata* tartalmazza, az ezek alapján számított jövedelemrugalmasságok eloszlása pedig a 6. ábrán

látható. Az egyes termékek jövedelemrugalmasságát az adott termék kiadási arányának a függvényében mutatja be a *Függelék F2. ábrája*.

Várakozásainknak megfelelően az élelmiszer, az élvezeti cikkek, az energia, a lakásrezsi és a gyógyszer normáljóságok, míg a ruházkodás, az egyéb cikkek, valamint a lakásrezsi nélküli szolgáltatások luxuscikkek. Ez az eredmény igazolja a gyógyszerek és a lakásrezsi különválasztására vonatkozó döntésünket. Az egyéb cikkek és a szolgáltatások kivétel nélkül minden háztartásban luxuscikkek, a ruházkodás azonban a háztartások mintegy tizede esetében normáljóság. A negatív jövedelmi rugalmasság anomáliája a normáljóságok esetében – akárcsak a háromtermékes modellnél – itt is fennáll.

6. ábra

A jövedelmi rugalmasságok eloszlása a nyolctermékes modellben



A részletesebb termékelbontás esetén jelentősen csökken a másodfokú tag szerepe, az összkiadás négyzete csupán az élelmiszer és a ruházkodás esetében szignifikáns. Ez arra mutat, hogy a nemlinearitás részben az aggregálás miatt jelenik meg a keresleti rendszerben. Ugyanakkor itt is tapasztaltuk, hogy a háztartáslétszámon kívüli demográfiai tényezők elhagyásának hatására – elsősorban a háztartási energia és különösen a lakásrezsi esetében –

szignifikánssá válik a másodfokú változó. Ez alátámasztja, hogy az összkiadás függvényében tapasztalható nemlinearitást alapvetően a háztartási jellemzők különbségei eredményezik.

A 2. táblázat tartalmazza a súlyozott jövedelem- és kompenzált ár rugalmasságokat. A jövedelem függvényében legkevésbé az élelmiszerek, a háztartási energia és a lakásrezsi fogyasztása változik. Legerősebben az egyéb cikkek és szolgáltatások fogyasztása reagál a jövedelmi változásokra.

A mediánnal mérve valamennyi termék saját-ár rugalmassága negatív. Az élelmiszer után a legkisebb a háztartási energiáé, legnagyobb a lakásrezsié. (Ez utóbbi hatás pontos identifikálásában nagy segítség, hogy a lakásrezsi tényleges árváltozása a vizsgált időszakban különösen nagyarányú volt.)

A demográfiai változók szignifikanciája továbbra is erős. A háztartás létszámának szerepe ugyanolyan, mint a háromtermékes modell esetében volt: a normáltermékeknél a növekvő háztartásméret csökkenti, a luxusjavakéban növeli a fogyasztási arányt. Ez alól a szabály alól egyedül az élvezeti cikkek jelentenek kivételt, mivel azokat a (háztartás létszámot növelő) gyermekek nem fogyasztják.

2. táblázat

Súlyozott jövedelmi és kompenzált ár rugalmasságok a nyolctermékes modellben

Megnevezés	Élel- miszer	Élvezeti cikkek	Ruha	Egyéb cikkek	Házt. energia	Lakás- rezsi	Gyógy- szer	Egyéb szolg.
<i>Jövedelemrugalmasság</i>								
Átlag	0,65	0,79	1,31	1,50	0,65	0,65	0,82	1,54
Medián	0,66	0,88	1,20	1,38	0,75	0,74	0,90	1,43
<i>Ár rugalmasság, átlag</i>								
Élelmiszer	0,07	0,01	0,05	0,05	-0,14	0,04	-0,01	-0,06
Élvezeti cikkek	0,18	-0,36	-0,01	-0,01	-0,35	1,01	-0,04	-0,43
Ruha	0,25	-0,01	-0,49	0,16	0,20	-0,52	-0,11	0,52
Egyéb cikkek	0,13	-0,03	0,08	-0,08	0,14	-0,09	0,03	-0,18
Házt. energia	-0,36	-0,21	0,13	0,16	0,03	0,03	0,00	0,22
Lakásrezsi	0,25	1,05	-0,88	-0,18	0,08	-0,97	-0,03	0,68
Gyógyszer	0,10	-0,04	-0,21	0,15	0,07	-0,02	-0,58	0,54
Egyéb szolg.	-0,11	-0,18	0,27	-0,14	0,16	0,23	0,14	-0,37
<i>Ár rugalmasság, medián</i>								
Élelmiszer	-0,01	0,00	0,03	0,05	-0,12	0,03	-0,02	-0,06
Élvezeti cikkek	0,21	-0,53	-0,02	0,01	-0,21	0,72	-0,03	-0,26
Ruha	0,24	-0,01	-0,57	0,14	0,16	-0,34	-0,08	0,41
Egyéb cikkek	0,14	-0,03	0,04	-0,24	0,11	-0,07	0,01	-0,11
Házt. energia	-0,21	-0,16	0,11	0,15	-0,17	0,02	-0,01	0,22
Lakásrezsi	0,25	0,82	-0,67	-0,12	0,07	-0,98	-0,03	0,58
Gyógyszer	0,15	-0,03	-0,14	0,13	0,06	-0,01	-0,68	0,43
Egyéb szolg.	-0,05	-0,14	0,21	-0,09	0,12	0,19	0,10	-0,43

Akárcsak a háromtermékes modell esetében, a méretgazdaságosság az élelmiszer-fogyasztás, valamint az egyéb cikkek esetében a többi termékhez képest kevésbé érvényesül a

0–14 év közötti gyermekek körében, erősebben jelenik meg viszont az élvezeti cikkek és a lakásrezsi esetében. A fogyasztási egységek vizsgálata során látni fogjuk, hogy két felnőtthöz képest egy gyermek összességében nem okoz kisebb többletfogyasztást, mint egy újabb felnőtt. Az itteni eredmények azt mutatják, hogy csak a gyermekek fogyasztási szerkezete különböző. Ez a szerkezeti különbség a 15–18 éves gyermekek esetében – érthetően – már kevésbé érvényesül.

Jelentős az iskolai végzettség szerepe a fogyasztási szerkezetben. Az alacsonyabb iskolai végzettségűek esetében viszonylag magasabb az élelmiszerek, az élvezeti cikkek és kisebb mértékben az energia fogyasztása, alacsonyabb viszont az egyéb cikkek és szolgáltatások fogyasztása. Az élvezeti cikkek esetében az érettségénél alacsonyabb végzettségűek és a többiek között húzódik a szignifikanciahatár, a többi említett terméknel folyamatos az átmenet az alacsony, a közepes és a magas végzettségűek között.

A felnőtt nők jelenléte, illetve nagyobb száma a háztartásban szignifikánsan csökkenti az élelmiszerek, az élvezeti cikkek és meglepő módon (kismértékben ugyan) a ruházatkódási kiadások arányát, növeli viszont a többi termékét. A gyermeküket egyedül nevelő szülők alapvetően az élvezeti cikkeken, kisebb mértékben az egyéb termékeken tudnak takarékoskodni. Érdekes módon az egyedülállók esetében a ruházatkódás az, ahol a leginkább többlet költenek a többieknel.

A saját termelésből történő fogyasztás szerepe nagyon hasonló a háromtermékes modell esetében tapasztaltnak. Az élelmiszerek mellett kismértékben a lakásrezsi és az élvezeti cikkek fogyasztását is csökkenti. Leginkább az egyéb cikkek és a szolgáltatások fogyasztási arányát növeli.

AZ ELMÉLET ÖKONOMETRIAI PRÓBÁI

A fogyasztáselmélet több olyan feltevésre épít, illetve feltételt tartalmaz, amelyet a megbecsült kiadási rendszer paramétereinek ismeretében tesztelhetünk: a Szluckij-mátrix szimmetriája és negatív szemidefinitisége, az árhatások homogenitása, a homoteticitás (a lineáris jövedelmi tag szignifikanciája), a kvadratus jövedelmi tag szükségessége, valamint az adott kiadási tétel szeparabilitása a tartós javakra költött összegtől, illetve a saját termelésű fogyasztástól.

További feltétel az $a(p)$ és a $b(p)$ deflátorokban szereplő paraméterek egyenletek közötti azonossága. Deaton–Muellbauer (1980a) elméleti modelljében nem deflátor szerepel, hanem az árhatások keresztszorzatai önállóan – ezek adják az árhatások kvadratus közelítését. Az árak kollinearitása miatt azonban már a szerzők sem ezt a modellt, hanem azt becsülték meg, amelyben a deflátorok szerepelnek. Mivel a deflátorokból csak egy van, a keresztárhatásokat minden egyenletben ugyanazok a paraméterkombinációk jelenítik meg, ami a kiinduló

állapothoz képest megszorítás. Tekintettel arra, hogy az árak esetünkben is kollineárisak, ezt a megszorítást nem vizsgáljuk.

A legegyszerűbb próba a homoteticitás (az elsőfokú jövedelmi tag szükségessége) és az állandó luxuscikk–szükségleti cikk besorolása (a kvadratikusan jövedelemtag szükségessége). Mindkettő leolvasható a regressziós outputból, aminek alapján az első igen magas szignifikanciaszinten elvethetjük, a másodikat pedig (várakozásainkkal némileg ellentétben) csak az élelmiszerek és a ruházat esetében nem vethetjük el. (A homoteticitást illetően zavart okoz a nem szignifikáns másodfokú tagok jelenléte. Ha ezeket a tagokat nullára korlátozzuk, akkor mutatkozik meg egyértelműen, hogy a homoteticitás elvethető-e.)

Az időbeli és a saját termeléstől vett szeparabilitást hasonlóképpen vizsgálhatjuk. Az eredmények a várakozásnak megfelelőek: a saját termelésű fogyasztás csak az élelmiszerek esetében mutat szignifikanciát (így a szeparabilitás hiányát), míg a tartós fogyasztási cikkek mindkét modellben szignifikánsak.

A rendszer szimmetriáját legegyszerűbben nem szimmetriakorlátos modell használatával, Wald-próbával vizsgálhatjuk. A háromtermékes modell esete különösen egyszerű, ekkor csupán egy 2×2 -es mátrix diagonálison kívüli elemeinek egyenlőségét kell vizsgálni. A statisztika 18,8-es értékét az 1 szabadságfokú χ^2 eloszlással összevetve minden szóba jöhető szignifikanciaszinten elutasíthatjuk a két paraméter azonosságát. A szimmetriakorlátos és nem korlátos modellek eredményeinek összehasonlításán alapuló likelihoodarány-próbával is hasonló eredmény jön ki.

Az elmélet előrejelzése szerint a kompenzált árrugalmasságokból összeálló Szluckij-mátrix akkor és csak akkor negatív szemidefinit, ha kiadási szerkezetét a fogyasztó a haszonmaximalizálás feltételeivel konzisztensen alakítja ki. Az aggregálás kérdésének tárgyalásakor már említettük, hogy a háromtermékes mátrix a megfigyeléseket megfelelően súlyozva negatív szemidefinitnek tűnik: két sajátértéke erősen negatív, egy pedig a nulla közvetlen közelében van. Bár a statisztikai értelemben vett próbát annak rendkívüli számításigényessége miatt nem végeztük el, ismerve a statisztika alkotóelemeinek szórását, a következtetés biztosnak tűnik. A nyolctermékes rendszer esetében azonban a nyolc sajátérték közül kettő erőteljesen pozitív, ebben az esetben tehát elvethető a negatív szemidefinittség.

Az első fejezetben bemutatott, a fogyasztói racionalitásra épülő közgazdasági modell mindezek alapján a fenti adatokon elvethető, a felállított elméleti modell cáfolata sikeres volt. Mit tehetünk ezután? Egyrészt vizsgálhatjuk a magyar adatok sajátosságait, másrészt indulhatunk új modellt keresni. Mindkét irány fontos és nehéz kutatási programot jelöl ki a jövőre vonatkozóan. A jelen írás esetében azonban más a helyzet. Tanulmányunk célkitűzése nem új elméleti eredmények elérése, hanem az immár évtizedes eredmények magyar alkalmazásában, adaptálásában mutatkozó folytonossági hiány pótlása – pontosabban ennek

a pótlásnak a megkezdése – volt. E feladatnak egy kis létszámú kutatócsoport egy kutatás keretein belül igen nehezen tud megfelelni: az adott területen hagyományokkal rendelkező országokban az egyes modellek és adatforrások felhasználásával írások tucatjai születnek, kölcsönösen támogatva egymást tapasztalatokkal és eredményekkel.

ALKALMAZÁS – AZ ÁRVÁLTOZÁS JÓLÉTI HATÁSÁNAK BECSLÉSE

Egy árváltozás jóléti hatásának mérésére egyik lehetőségünk a kompenzációs változás (*compensating variation, CV*) mérése. Ezzel azt vizsgáljuk, hogy az adott árváltozás mellett mekkora jövedelemnövekedésre lenne szüksége a fogyasztónak ahhoz, hogy hasznosságát változatlanul tartsa.

A dualitási tétel értelmében a kiindulási optimumban ismert a költségfüggvény értéke: az éppen az összkiadással egyenlő. Ebből kell kiszámolnunk az induló (indirekt) hasznossági szintet. A QAIDS modellben az indirekt hasznossági függvény alakja egyszerűen meghatározott (lásd a korábbi (1) egyenletet), így könnyen kiszámítható a becsült paraméterek függvényében. A tényellentétes (vagyis az áremelkedést feltételező) költségfüggvény az indirekt hasznosságfüggvény invertálásával, értéke pedig az így számított hasznosság rögzítésével adódik. A QAIDS függvényforma mellett ez:

$$\ln m' = \left[\frac{1}{\ln V'} - \lambda(\mathbf{p}_1) \right]^{-1} b(\mathbf{p}_1) + \ln a(\mathbf{p}_1)$$

A költségfüggvény paramétereit a modell korábban bemutatott becsléséből határozzuk meg. Példabeli számításainkat 2001-re, az energia 40 százalékos hipotetikus áremelkedésének esetére végeztük. 2001-ben az energia átlagosan az összkiadás 14 százalékát tette ki. Ha a fogyasztók nem alkalmazkodnának az árváltozás hatásához, az összes kiadás a korábbinak 106 százaléka (86 százalék + $1,4 \times 14$ százalék) lenne, ami éves szinten 60 ezer forint többletkiadást jelentene az átlagos háztartásnak.

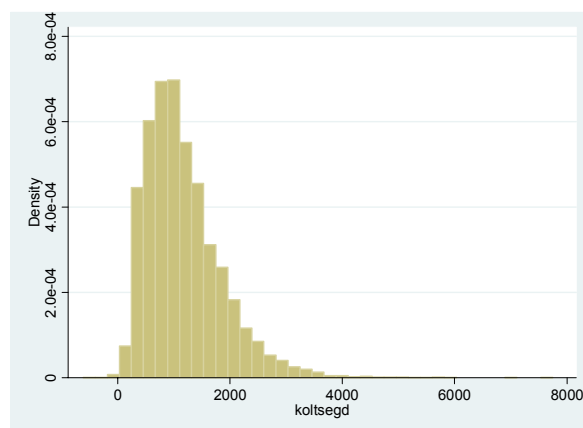
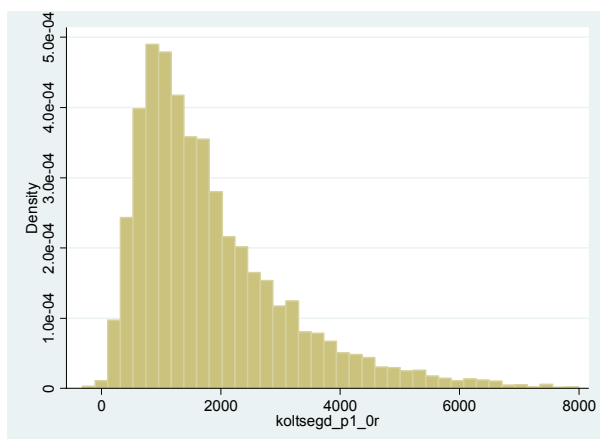
Számításaink során több, az elmélet által adott mozgásteret kihasználó és tiszteletben tartó átlagolást is végeztünk. Elsőként a hasznosságot átlagoltuk, azután abból számítottuk vissza a referenciahasznossághoz tartozó költséget. Tettük mindezt azért, hogy a reprezentatív fogyasztó hasznosságának változása szemszögéből tekintsük a problémát.

7. ábra

Az energiaár 40 százalékos emelkedésének havi költségvonzata alkalmazkodás nélkül és alkalmazkodással, egy főre vetített értékek

Alkalmazkodás nélkül

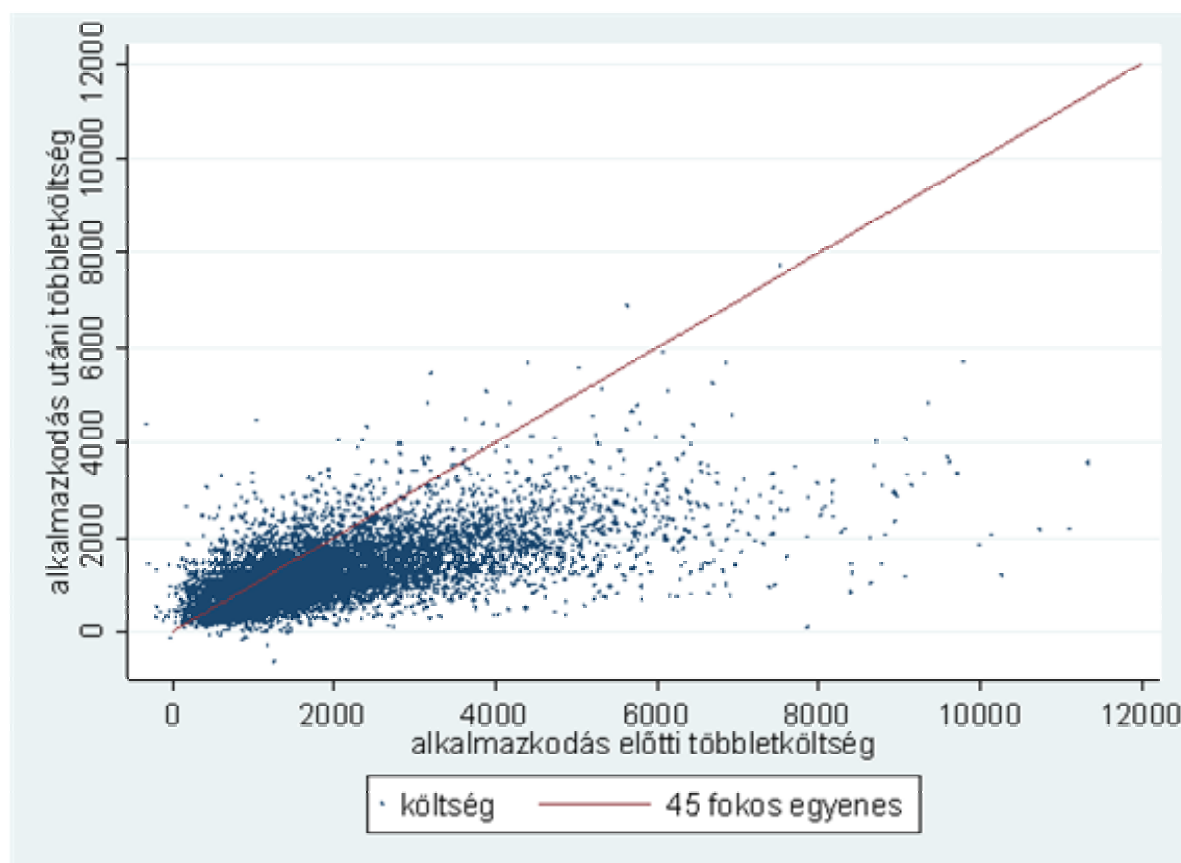
Alkalmazkodással



Megjegyzés: a többletköltségek átlaga a két grafikonon 1817, illetve 1133, szórása 1385, illetve 701.

8. ábra

Az alkalmazkodás után elkönyvelt veszteség az alkalmazkodás nélkül esedékes veszteség függvényében



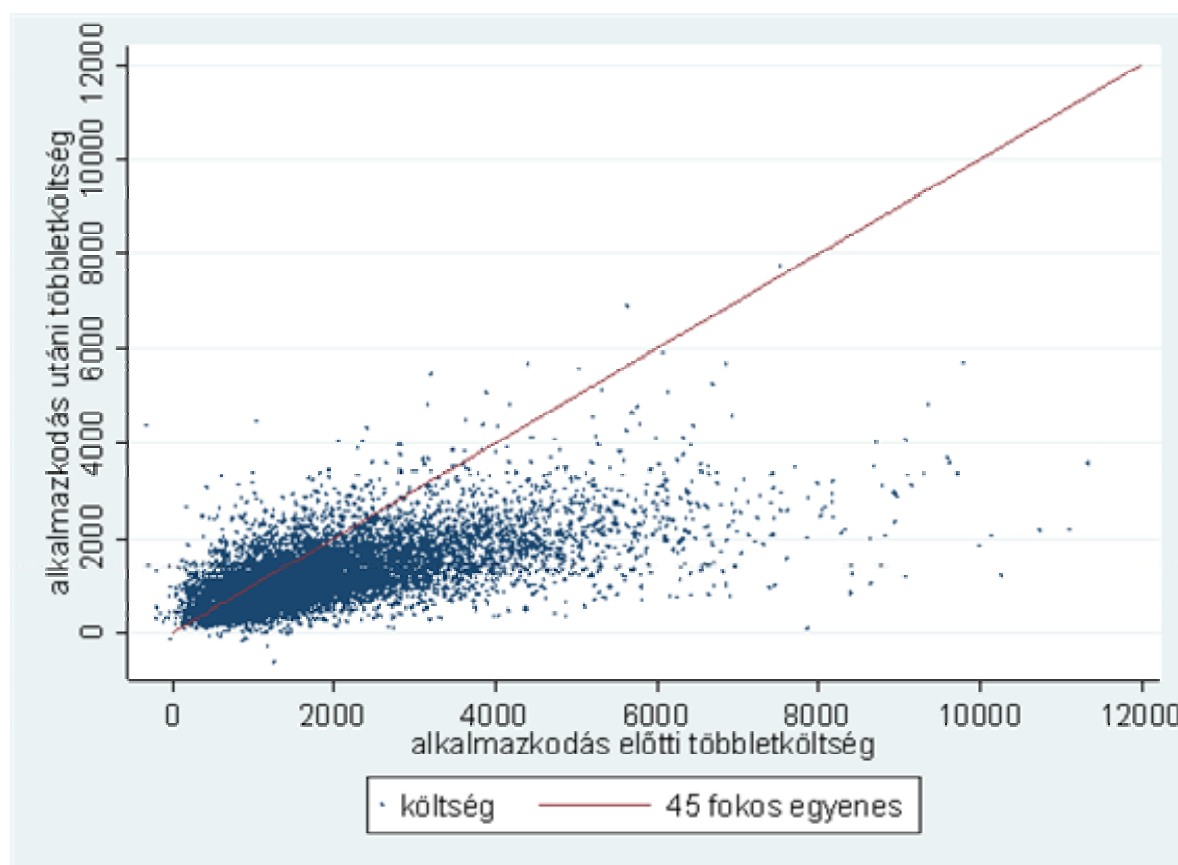
Forrás: saját számítás a HKF 10%-os időarányos mintáján.

A 7. ábra jól mutatja, hogy az alkalmazkodás hatására a háztartások vesztesége jelentősen, mintegy 60 százalékkal csökken. Az alkalmazkodás a háztartások között úgy oszlik meg, ahogy azt várjuk. A 8. ábra az alkalmazkodás utáni veszteséget mutatja az

alkalmazkodás nélküli veszteség függvényében. Látható, hogy az alkalmazkodás annál nagyobb, minél nagyobb lett volna a veszteség annak hiányában. Ugyanakkor a várhatóan kis veszteséget realizálók között vannak, akik az ábra tanúsága szerint alkalmazkodás esetén járnának rosszabbul (a 45 fokos egyenes fölötti pontok). Ez a látszólagos ellentmondás a becslés sajátosságaiból fakad, illetve abból, hogy a fogyasztási magatartás szóródásának modellünk legfeljebb felét képes magyarázni.

8. ábra

Az alkalmazkodás után elkönyvelt veszteség az alkalmazkodás nélkül esedékes veszteség függvényében



Forrás: saját számítás a HKF 10%-os időarányos mintáján.

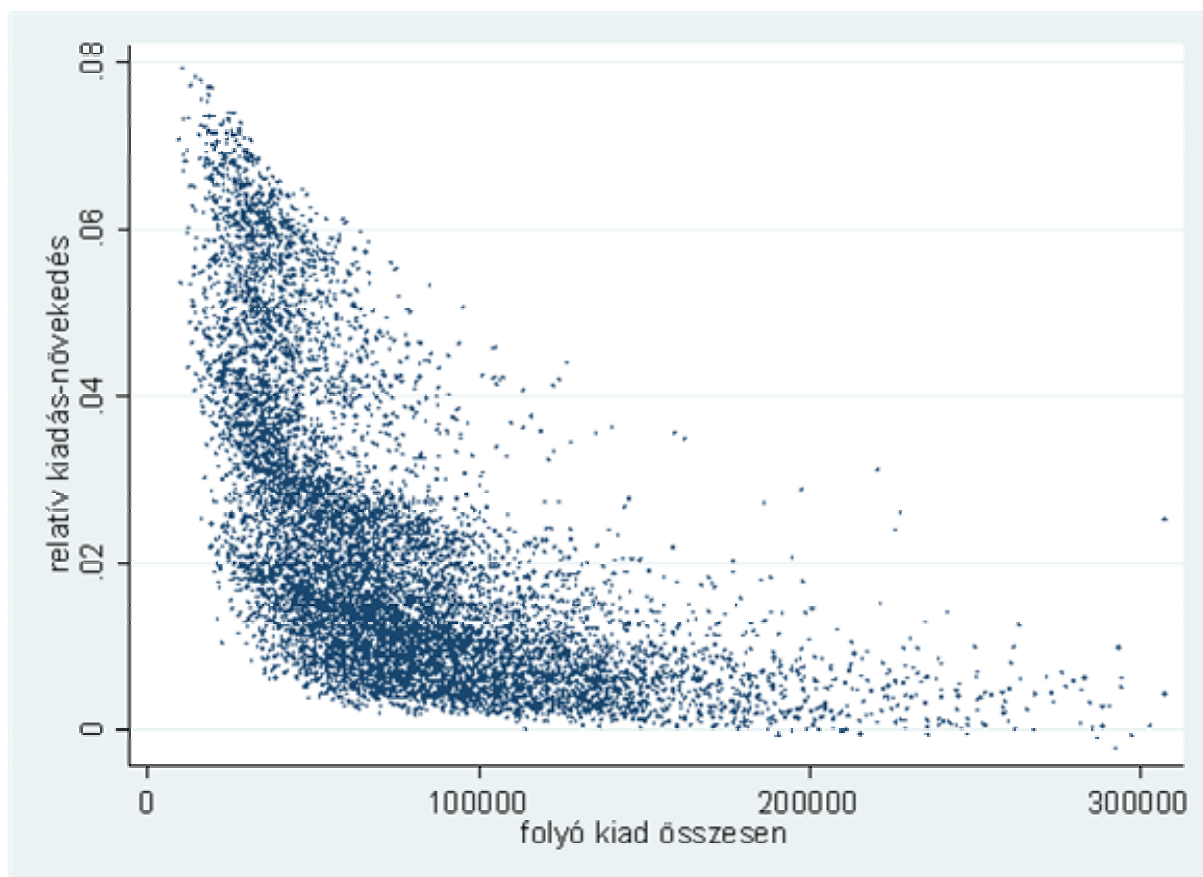
A nagyobb költségvetéssel gazdálkodó háztartások nagyságában többet, arányaiban viszont jóval kevesebbet veszítenek, mivel az energia Engel-görbéje negatív lejtésű (lásd a 9. ábrát). A negatív lejtés és az enyhén konvex alak eredményeként az összkiadás és az energia háztartásszintű ár rugalmassága között gyenge, de pozitív (0,1) a korreláció: a gazdagabb háztartások nemcsak kisebb arányban fogyasztanak, de rugalmasabban is.

Különösen fontos a kapott eredmény az áremelkedések hatásának kiszámításakor. Ha az energia iránti keresletet egyszerűsítve teljesen rugalmatlannak vagy teljesen rugalmasnak tételezzük fel, figyelmen kívül hagyva ezzel a népességben szóródást is, az ár emelésének

hatását rendre jelentősen túl- vagy alulbecsüljük. A módszer hasonlóképpen alkalmazható az adóváltoztatások hatásának számszerűsítésére is.

9. ábra

Az energia 40 százalékos áremelkedése eredményeként bekövetkező relatív (az összkiadáshoz viszonyított) kiadás-növekedés az összkiadás függvényében



Forrás: saját számítás a HKF 10%-os időarányos mintáján.

ALKALMAZÁS – MEGÉLHETÉSI KÖLTSÉGINDEXEK SZÁMÍTÁSA

A klasszikus fogyasztáselméletet alapul véve azt a számot keressük, amely megadja, hogy megváltozott árviszonyok mellett mennyi pénzre lenne szükség a korábban kialakított hasznossági szint fenntartásához. Ismét a dualitás-elméletre építve a 0. és az 1. helyzet közötti változás indexe kifejezhető a két állapotban minimalizált költségek hányadosaként:

$$\pi_{10} = e(p_1, u_0, d_0) / e(p_0, u_0, d_0),$$

vagy a számítások során praktikus logaritmikus formában:

$$\ln \pi_{10} = \ln e(p_1, u_0, d_0) - \ln e(p_0, u_0, d_0)$$

A gondolkísérletben tehát az árakon kívül minden rögzített, beleértve a nominális jövedelmet és a fogyasztás alanyát is. A gyakorlatban háztartásokról rendelkezünk adatokkal, így az utóbbi feltétel a háztartás változatlanlanságát feltételezi. A fogyasztói árindex becslése tehát a különféle árak esetében tapasztalt viselkedés identifikációját feltételezi, vagyis azt, hogy az árak a jövedelem és a háztartás változatlanlansága mellett, vagy attól elválaszthatóan változzanak. Erre általában idősoros, ritkábban területileg is szóródó árváltozás-adatok segítségével mód is van. A tényleges méréshez a költségfüggvény különböző helyzetekben a fentieknek megfelelően (parametrikus vagy nemparametrikus eljárással) mért értékeire van szükség.

Az AIDS modell költségfüggvényét a korábbiakban már felidéztük. Lineáris AIDS modell esetében $(p) = 0$, így a költségindex:

$$\ln \iota(U_0, p_0, p_1) = \ln e(u_0, p_1) - \ln e(u_1, p_1) = \ln V_0 [b(p_1) - b(p_0)] + [\ln a(p_1) - \ln a(p_0)]$$

A költségindex tehát két index súlyozott átlaga, ahol a hasznossággal egyenes arányban nő a $b(\mathbf{p})$ komponens súlya. Fontos, hogy bár az összkiadás deflátoraként csak $\ln a(\mathbf{p})$ -t használjuk, megélhetési költségfüggvényként önmagában ez nem alkalmazható. Ha a kvadratikus tag nem hagyható el, a helyzet összetettebb:

$$\ln \iota(U_0, p_0, p_1) = \frac{\ln V_0}{1 - \ln V_0 \lambda(\mathbf{p}_1)} b(\mathbf{p}_1) - \frac{\ln V_0}{1 - \ln V_0 \lambda(\mathbf{p}_0)} b(\mathbf{p}_0) + [\ln a(p_1) - \ln a(p_0)]$$

A kvadratikus tag jelenléte az erőteljesen változó jellegű termékek esetében (ahol az Engel-görbe hajlásszöge nagy) az árak emelkedése azonos hasznossági szint mellett a $b(\mathbf{p})$ komponens súlyát megnöveli. Ez érthető, hiszen a nagyobb hasznosságot indukáló nagyobb összkiadás, jövedelem mellett előtérbe kerülnek az érintett cikkek, a gazdagok számára nehezebben nélkülözhetővé válnak.

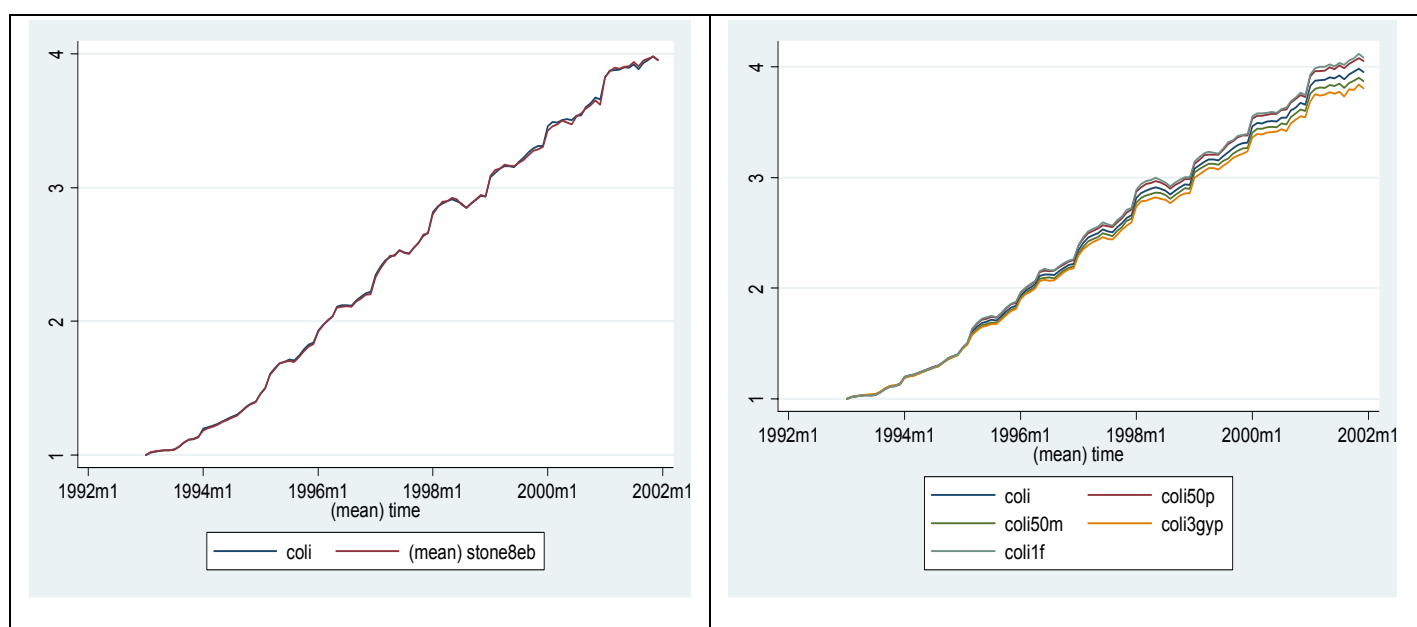
A költségindex számítása egyszerű, hiszen a költségfüggvény minden paraméterét ismerjük, a bázishasznosság pedig ugyanezekből az adatokból kiszámítható. Ennek átlagához költséget rendelve, majd a költségeket minden időpontra kiszámítva képezhetjük a megélhetési költségindexeket az átlagos fogyasztóra. Mivel a kiadási rendszer aggregálható, az eljárással feltételezett átlagos fogyasztó „létezik” és a számított értékek értelmesek. Mivel az árak bázisindexek, a kapott index is bázisindex lesz. Ez az oka annak, hogy az árindexek összes szóródását nem, csak a teljes népességre és csoportokra számított átlagát vesszük. Az eljárás annak ellenére értelmes, hogy magát a kiadási modellt nem különféle háztartásokra számítottuk: a közöttük tapasztalt különbségek a kiadási mintázatokban jelennek meg.

A 10. ábra bal oldali paneljén jól látszik, hogy a hasznosságkonzisztens költségindex és a Stone index között minimális a különbség – nem véletlen, hogy az utóbbit sok esetben

használják közvetlenül kiadási rendszerek becslése helyett.⁴ Az ábra jobb oldali panelje bemutatja azt is, hogyan lehet a mikroadatokból képzett árindexeket igény szerint aggregálni. A szerepeltetett átlagos (coli), az 50 évesnél idősebb (coli50p) és fiatalabb (coli50m) háztartásfőjű, illetve a 3 vagy több gyermekkel rendelkező (coli3gyp), illetve az egyszemélyes háztartások indexei ha nem is jelentősen, de eltérnek egymástól. A vizsgált 9 év alatt a legkisebb (coli3gyp, 4,08) és a legnagyobb (coli1p, 3,80) index között közel 30 százalékpontnyi, azaz valamivel több, mint 7 százalékpontnyi eltérés mutatkozik. Az eltérés oka jelentős részben abban keresendő, hogy a különféle szerkezetű háztartások fogyasztási szerkezete és háztartási szintű „termelési” hatékonysága igen eltérő lehet.

10. ábra

A Stone index és a QUAIDS modell alapján számolt megélhetési bázis-index, illetve a megélhetési index különböző csoportokra



Forrás: saját számítás a KSH HKF alapján

⁴ Mindkettő magasabb viszont a hivatalos árindexnél: az időszak végére mintegy 40%-kal magasabb áremelkedést jeleznek. Ez részben az eltérő súlyozási eljárásnak, részben a kibővített termékkörnek köszönhető.

ALKALMAZÁS – FOGYASZTÁSI EGYSÉGEK SZÁMÍTÁSA

A jóléti elemzéshez hasonló elven számíthatók az összkiadást és összjövedelmet defláló fogyasztási egységek is. Ismeretük a jóléti elemzésekhez feltétlenül szükséges, mivel a háztartási szinten rendelkezésre álló jövedelmek mértéke csak akkor hasonlítható össze, ha a hasonlítás alanya azonos: az egyén. A fogyasztási egységek számítása során elvégzendő gondolat kísérlet a következő. Milyen költségekkel kellene számolnia egy háztartásnak, ha egy adott demográfiai szerkezetből egy másik szerkezetbe kerül? A fogyasztási egység a két, azonos hasznosságot eredményező költségfüggvény hányadosa:

$$s_{t,01} = e(p_t, u_0, d_1) / e(p_t, u_0, d_0),$$

ahol d_0 a referencia-, d_1 pedig az új demográfiai helyzet, p_t az aktuális árszint, u_0 a hasznosság. Ha a fenti hányadost több demográfiai helyzet között képezzük, a fogyasztási egységek egész sorához jutunk, amelyek ekvivalenciaskálává állnak össze.

Meg kell említeni egy, a fogyasztási egységek, illetve a jóléti veszteség és a megélhetési költségindex számítása közötti fontos különbséget. Az árindexek esetében a rendelkezésünkre álló, megvalósult helyzetet dokumentáló adatokon, „valódi” eseményt tekintve végzünk számítást. Az áremelkedés vizsgálatakor előfordulhat, hogy olyan helyzetet vizsgálunk, amelyre nincs a megfigyeléseink között adat. Ennek ellenére számításainknak hitelt ad az a tény, hogy modellünk explicit módon vizsgálja, hogy miként alakulnak a kiadások az ár függvényében.

Alapvetően más a helyzet a fogyasztási egységekkel. A változás, aminek hatását számba kívánjuk venni, nem egzogén. A háztartás demográfiai helyzetének változása a modern világban jelentős részben döntés kérdése: az egyszemélyes háztartásból legtöbbször házasság útján lesz kétszemélyes, a kétszemélyes pedig gyermekek megjelenésével bővül többszemélyesre. (Az endogenitás problémájára a nyolctermékes rendszer eredményeinek elemzése kapcsán már utaltunk.) A vizsgálat tárgya éppen ezért egy nem modellezett döntés eredményének hatása. Ez a döntés ugyanakkor nem jelent meg a becslésben, csak feltételként, „kontrollváltozóként”. Mivel a vizsgált demográfiai változás hatásának nincs módja a maga teljességében megmutatkozni a modellben, sokan megkérdőjelezik a fogyasztási egységek ilyen eljárással való becslhetőségét; az elsők közötti és leggyakrabban idézett kritikus Pollak–Wales (1979).

A fogyasztási egységek feltételelességének konstruktív kritikáját csak nemrégiben sikerült adni. Az egyik lehetőség a probléma explicit kezelése, a demográfiai változást kiváltó döntés strukturális modellezése. Az egyik legfontosabb döntést, a házasságkötést Browning–Chiappori–Lewbel (2004) modellje ötvözi a fogyasztási alapmodellel. A másik lehetőség,

hogy a kiadási modellt teljes egészében elhagyjuk, és megkíséréljük a háztartáson belül a demográfiai hatások eredőjeként előálló megtakarításokat más forrásból azonosítani. Ez irányba tett lépéseket Muellbauer–van de Ven (2004) az adórendszerben megjelenő kedvezményeket használva a vizsgálódás alapjául.

AZ ENGEL-MÓDSZER – EGY EGYENLET, EGY SKÁLA

Engel (1895) két törvénye közül az első a negatív meredekségű élelmiszerarány–jövedelem függvényre vonatkozik, a második pedig arra, hogy a háztartás létszámának növekedésével ez a függvény jobbra tolódik. Mivel az élelmiszerekre költött pénz aránya negatívan függ össze az összjövedelemmel, így érvelése szerint az élelmiszerköltségek aránya az összkiadásban használható a jólét proxyjaként. A második törvény e proxy alakulása alapján von le következtetést a jólét változására. Az első törvény alapján tehát létezik a

$$w_i = \alpha z + \beta \ln x$$

összefüggés, ahol a jövedelemhez tartozó β paraméter feltételezhetően negatív, a z változó pedig a kiadási arányt befolyásoló „egyéb” változókat tartalmazza. Ez az egyenlet megbecsülhető keresztmetszeti adatokon. Ha a második törvény alapján feltesszük, hogy a jólét $v = f(w)$ monoton függvénye az élelmiszer w kiadási arányának, akkor a „jóléték” egyezősége mellett a két, hasonlítani kívánt háztartástípusra vonatkozó egyenletek jobb oldalai is egyenlők. Ebből kifejezhető az azonos jólét eléréséhez szükséges jövedelemkülönbség és a demográfiai változók közötti viszony. Tételezzük most fel, hogy a két csoport között a függvény formájában és paraméterekben nincs különbség, azt kizárólag az x változóban szereplő, a két csoportot megkülönböztető indikátor jeleníti meg. A szükséges jövedelemkülönbség és az indikátor közötti kapcsolat ekkor könnyen megkapható a két Engel-görbe egyenlőségéből:

$$-b(\ln x_2 - \ln x_1) = a(z_1 - z_2)$$

$$s = \frac{x_2}{x_1} = \exp\left(-\frac{a}{b} \Delta z\right),$$

ahol a Δz indikátorváltozóknál 1, folytonos változóknál pedig maga a változás. Kvadratikus egyenlet esetében az ekvivalenciaskála egy másodfokú egyenlet eredményeként adódik.

Az élelmiszerek Engel-görbéjét vesszük tehát alapul, és referenciaként tekintjük a két felnőttel rendelkező háztartásokat. Egyszerű számítást végzünk: azt szeretnénk megtudni, hogy a két felnőtt mellett egy és két gyermek, illetve egy további felnőtt milyen költségnövekedést jelent. A két gyermek jelenlétét külön megjelenítő indikátorváltozókat alkalmazva végeztük el a becslést. Mivel a hasonlítás alapja ebben az esetben a kétfős háztartás összkiadása, kiegészítésképpen ki kell számítani a második felnőtt súlyát. A 3.

táblázat ezeknek a számításoknak az eredményét az egyszemélyes háztartásra normálva mutatja be.

3. táblázat

**A háztartásméret ekvivalenciaskálája az egyszemélyes háztartáshoz képest
(becslés az Engel-módszerrel)**

Év	Két felnőtt	Három felnőtt	Két felnőtt egy gyermek	Két felnőtt két gyermek
1993	1,7	2,0	2,0	2,4
1994	1,6	2,0	1,8	2,3
1995	1,7	2,1	2,0	2,5
1996	1,6	1,9	2,0	2,4
1997	1,6	2,0	1,9	2,4
1998	1,7	2,1	2,1	2,7
1999	1,6	1,9	2,1	2,5
2000	1,7	2,1	2,1	2,6
2001	1,6	2,0	2,2	2,8
Átlag	1,6	2,0	2,0	2,5
$h^{0,7}$	1,6	2,2	2,2	2,7
$h^{0,5}$	1,4	1,7	1,7	2,0
OECD	1,5	2,0	1,8	2,1

Megjegyzés: h a háztartás létszámát jelzi.

Forrás: saját számítás és <http://www.oecd.org/dataoecd/61/52/35411111.pdf>.

A második felnőtt súlya átlagosan mintegy 60 százaléka egy egésznek. Figyelemre méltó, hogy a harmadik felnőtt súlya gyakorlatilag megegyezik az első gyermekével.

A 3. táblázatbeli értékek azt mutatják, hogy mindenhol kevésbé érvényesül a méretgazdaságosság, mint ami a Magyarországra a széles körben használt OECD-skálából adódna, a gyermekek esetében pedig ez minden skálával szemben igaz. Az a tény azonban, hogy a második gyermek súlya az elsőnél átlagosan és sok esetben is nagyobb, elbizonytalanító az eredményekkel kapcsolatban.

A nem túl meggyőző eredmény eléréséhez sok feltételre volt szükség. Feltettük, hogy az élelmiszerek kiadási aránya megfelelően közelíti a jólétet, a skálát egyetlen termék fogyasztásának jellemzőitől tettük függővé, nem vizsgáltuk az áraknak a skálára gyakorolt hatását. Ezeket a hiányosságokat igyekszünk orvosolni a következő alfejezetben, ahol a fogyasztási egységeket teljes keresleti rendszerből becsüljük.

FOGYASZTÁSI EGYSÉGEK SZÁMÍTÁSA A TELJES KERESLETI RENDSZER MODELLEZÉSÉVEL

A fogyasztási egységek hasznosságon alapuló számítása a költségfüggvények kiszámításával végezhető el. A hasznossági függvényt a tanulmány elején bemutatott (1) képlet tartalmazza, a költségfüggvény ennek az inverze:

$$(10) \quad m = C(V, \mathbf{p}) = \exp \left(\left[\frac{1}{\ln V} - \lambda(\mathbf{p}) \right]^{-1} b(\mathbf{p}) + \ln a(\mathbf{p}) \right)$$

A fogyasztási egységeket előállító számítási eljárásunk a következő volt. Megbecsültük a korábban bemutatott keresleti rendszert, ugyanazokkal a háztartás-specifikus kiegészítő változókkal, azzal az egyetlen eltéréssel, hogy az egy főre jutó kiadások helyett a háztartások összkiadását szerepeltettük a modellben. Amint korábban már említettük, ez a változtatás sem a becsült jövedelem-, sem a becsült árrugalmasságokat nem érintette érdemben.

Az egy személyből álló háztartásokat választottuk referenciaként. A becslés elvégzése után minden hónapra külön-külön kiszámoltuk az egyszemélyes háztartások átlagos hasznosságát – jelölje ezt az értéket $Vo(t)$, ahol t az időpont. Ezt a $Vo(t)$ hasznosságot helyettesítettük be minden egyes adott havi megfigyelés esetében a (10) képletbe, kiszámolva, hogy az adott háztartás esetében az adott időpontban mekkora kiadásra van szükség ugyanekkora hasznosság eléréséhez. Az így kapott kiadási értékeket átlagoltuk havonta az egyes háztartástípusokra. A vizsgált háztartástípus és a referencia-háztartástípus átlagos havi kiadásainak a hányadosa szolgáltatja az ekvivalenciaskálát. A 4. táblázat ezeknek az ekvivalenciaarányoknak az éves átlagát mutatja be.

A 4. táblázatba foglalt eredmények tárgyalása előtt néhány általános megjegyzést teszünk. Nem alkalmaztunk valamilyen általános függvényformát a háztartási „méretgazdaságosság” számszerűsítésére. Ennek egyik fontos oka, hogy a függvényforma olyan szabályosságot kényszerít a rendszerre, ami nem biztos, hogy „benne van”. Az általunk választott módszer sokkal rugalmasabb megközelítést biztosít. Hátránya viszont, hogy megbízhatóan csak a mintában viszonylag nagyobb esetszámmal szereplő háztartástípusok esetében működik. Tapasztalatunk az, hogy ha a havonta elérhető esetszám 50 alá csökken, akkor elég hektikusan változó, nehezen értelmezhető eredményeket kapunk. Ezért korlátozzuk az eredmények részletes bemutatását néhány háztartástípusra.

A számítás havonkénti elvégzésére azért volt szükség, mert a skálázási eljárás az elmélet értelmében azonos árak esetében érvényes ebben a formában. Ily módon az árszerkezet időbeli változásának a hatása is jól nyomon követhető. A 4. táblázat adatai egyértelműen tükrözik is az árváltozások hatását, a további személyek hatása időben csökkenő tendenciát mutat. Vagyis olyan termékek ára növekedett viszonylag nagyobb mértékben, amelyek fogyasztása esetén nagyobb szerepe van a méretgazdaságosságnak. Ebbe a körbe tartozik a háztartási energia és a lakásrezsi. Az Engel-módszer esetében ezek a szempontok egyáltalán nem érvényesülhetnek.

A második felnőtt súlya nemcsak az OECD-skálához, hanem az Engel-módszerrel kapott eredményhez képest is nagyobb, 0,7. Ez az érték kétszemélyes háztartás esetén megegyezik a szokásos $h^{0,7}$ skálázásból adódóval. A 3. felnőtt további 0,6-et „ér”.

A gyermekek tekintetében egyértelmű, hogy az első gyermek – akár egy, akár két felnőttöz képest – ennek a módszernek az alkalmazása esetén sem kerül kevesebbe, mint egy újabb felnőtt. Különbség csupán kiadási szerkezetükben van, amint azt a nyolctermékes rendszer vizsgálata során már tárgyaltuk. Ez fontos eltérés a szokásosan alkalmazott ekvivalenciaskálák többségéhez képest. Az újabb, második gyermek többlete viszont már valóban jelentősen kisebb, csupán 0,3.

Összefoglalóan azt állapíthatjuk meg, hogy Magyarország esetében az OECD-ekvivalenciaskálák alkalmazása jelentősen túlbecsüli a háztartásméretből eredő megtakarításokat. Ebből következően a háztartások jövedelemeloszlásának, egyenlőtlenségeinek vizsgálata során az OECD-skála alkalmazása a nagyméretű, valamint a gyermekes háztartások esetében az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem túlbecsléséhez, az ezt a réteget érintő szegénység alulbecsléséhez vezet.

4. táblázat

A háztartásméret ekvivalenciaskálája az egyszemélyes háztartáshoz viszonyítva – becslés a teljes keresleti rendszerrel

Év	Két felnőtt	Három felnőtt	Egy felnőtt egy gyermek	Két felnőtt egy gyermek	Két felnőtt két gyermek
1993	1,7	2,5	1,7	2,5	2,7
1994	1,7	2,3	1,7	2,3	2,6
1995	1,7	2,4	1,7	2,4	2,6
1996	1,7	2,4	2,0	2,4	2,7
1997	1,7	2,4	1,7	2,3	2,7
1998	1,7	2,3	1,7	2,2	2,5
1999	1,7	2,2	1,6	2,1	2,4
2000	1,7	2,2	1,5	2,2	2,4
2001	1,6	2,2	1,6	2,1	2,4
Átlag	1,7	2,3	1,7	2,3	2,6

ÖSSZEFOGLALÁS

A teljes keresleti rendszert leíró QAIDS modell magyar adatokon történő becslése sikeres volt, a kapott eredmények a nemzetközi irodalomban találtakhoz hasonlíthatók. A munka során számos módszertani és gyakorlati eredményt értünk el.

Megmutattuk, hogy az egyéni szinten modellezett fogyasztási kereslet esetében a népesség egy részében törvényszerűen torz eredményt fogunk kapni: törvényszerű, hogy az adott termékből legalacsonyabb kiadási hányadú háztartások esetében a jövedelemrugalmasságnak negatívnak, a saját-árrugalmasságnak pozitívnak kell lennie. Ezzel az összefüggéssel nem találkoztunk az empirikus feldolgozásokról beszámoló irodalomban. Ahogy a reprezentatív fogyasztós modellek jelentősége a jövőben csökkenni fog – többek között a számítástechnika fejlődése és a fogyasztási modellezés terén a kvadratikusnál magasabb fokszámú modellek

térnyerése következtében –, ennek a kérdésnek az alapos vizsgálata egyre nagyobb jelentőségű lesz.

A standard fogyasztásmélet próbáin a modell, a várakozásoknak megfelelően, nem vizsgázott tökéletesen. A kompenzált (kereszt-)árrugalmasságok Szluckij-mátrixa negatív szemidefinittségét, amely a racionális modell teljes megfelelőségét igazolná, elvethetjük – a legtöbb, a teljes háztartási viselkedést vizsgáló tanulmány ezt találja. Elvetjük ugyanakkor a homoteticitást, az Engel-görbe linearitását és a fogyasztási döntésnek a tartós fogyasztási cikkekkel kapcsolatos kiadásoktól, illetve a saját termelésből való fogyasztástól való szeparabilitását is, amely jellemzőket a modell megfelelően kezel. Az utóbbi téma a további kutatás fontos – a nemzetközi irodalomban meglepően kevésbé tárgyalt – területe lehet, különös tekintettel arra, hogy elemzéséhez kiemelkedően jó adatokkal rendelkezünk.

Az egyes termékek fogyasztása és a jövedelem közötti kapcsolatot leíró Engel-görbék közül több esetben bebizonyosodott, hogy a linearitás feltevése nem tartható, így a becslésnél több esetben legalább másodfokú jövedelmi tagot kell alkalmazni. Következtethetünk arra is, hogy egy későbbi vizsgálatban a másodfoknál nagyobb rugalmasságú függvényforma is alkalmazható lenne, szintén összhangban a szakirodalomban találtakkal.

A kvadratikus tag jelentőségét ugyanakkor igen erősen befolyásolta – a legrészletesebb csoportosításban több helyen ki is oltotta – a becslésbe bevont demográfiai változók sora. Az eredetileg a fogyasztási viselkedés becslésének pontosítására használt változók bevonása láthatóan csökkenti a kvadratikus tag hatását. Az összkiadás függvényében tapasztalható nemlinearitást alapvetően a háztartási jellemzők különbségei okozzák. Az eredmény figyelemre méltó, de érthető: sikerült explicitté tennünk olyan preferenciákat, amelyek eddig csak a jövedelemhatásban jelentek meg.

A demográfiai hatások modellezésében a fogyasztási modellek esetében igen vitatott *háztartásfő* fogalom terén is sikerült előre lépni. Bevezettük a *potenciális háztartásfő* fogalmát, ami az általánosan használt merev, férfiközpontú háztartásfő-fogalmat rugalmas, a háztartás többi felnőtt tagját és az aktivitást is figyelembe vevő fogalommal helyettesíti. A jelenlegi úttörő kutatási irányokat figyelembe vevő változtatás a háztartásfő alkalmazásához képest sokkal nagyobb magyarázó erőt eredményezett. A potenciális háztartásfő fogalma a háztartások gazdasági vagy tágabban társadalmi viselkedését magyarázó egyéb modellszámítások esetében is lényeges lehet.

A modellezés folyamán a termékek többféle csoportosításával kísérleteztünk. A KSH által használt hat termékcsoporthelyett készítettünk három és nyolc termékcsoporthos bontást is. Egyértelműen bebizonyosodott, hogy a hattermékes, a KSH csoportosítását követő változat nem szerencsés, mivel egészen különböző természetű (normál, illetve luxusjellegű)

termékcsoportokat von össze. A másik két felbontás között egyértelmű rangsort nehéz felállítani. A háromtermékes modell szűkre szabja a mozgásteret, de az élelmiszer fogyasztásának alakulását és az összefüggések nemlinearitását jobban megragadja. A nyolctermékes modell ugyanakkor hívebben tükrözi a nem élelmiszer termékcsoportok viselkedését.

A modellt három, a jóléti vizsgálatokban alapvető területen alkalmaztuk, az árváltozások jóléti hatásának pontosítására, megélhetési költségindexek és fogyasztásiegyeség-skálák számítására. A gyakorlat számára leginkább tanulságos eredményt a jóléti vizsgálat terén értünk el: bemutattuk, hogy a megbecsült modell segítségével jelentősen pontosítható az eredmény, amelyet az árváltozások naiv, a fogyasztói alkalmazkodást figyelmen kívül hagyó becslésével kaphatunk. Az általunk kapott rugalmassági együtthatók jól alkalmazhatók az ár- és adóváltozások fogyasztási hatásának előrebecslésére.

Megmutattuk azt is, hogy miként lehet az elmélettel konzisztens megélhetési indexeket számítani. A jóléti számítással ellentétben ennek nincs központi jelentősége, mert az index igen jól közelíthető egy ismert, a kiadási modell futtatása nélkül is számítható indexszel. Fontosnak találtuk ugyanakkor azt a rugalmasságot, amit a háztartási szintű mikroadatok használata visz az index-számításba.

A kiadási modellel konzisztens fogyasztási egységek a háztartásiméret-gazdaságosságot próbálják az első utáni háztartástag súlyának korrekciójával megragadni. Eredményeinkből egyöntetűen kitűnik, hogy a nemzetközileg használt skálák túlbecsülik a hazai méretgazdaságosság mértékét. A gyermekek a felnőttek által fogyasztott javakból kevesebbel beérik, sajátos fogyasztási szerkezetüknek köszönhetően azonban más, nem feltétlenül olcsó termékekből igen sokat fogyaszthatnak. Levonhatjuk a közvetkeztetést, hogy a nemzetközi gyakorlatban standard ekvivalenciaskálák alkalmazása Magyarországon félrevezető lehet, a relatív jövedelmi helyzet túlbecsüléséhez vezethet a gyermekes, különösen a többgyermekes családok esetében.

HIVATKOZÁSOK

- BANKS J.–BLUNDELL, R.–LEWBEL, A. (1996): Tax Reform and Welfare Measurement: Do we Need Demand System Estimation? *Economic Journal*, Vol. 106. No. 438. 1227–1241. o.
- BANKS J.–BLUNDELL, R.–LEWBEL, A. (1997): Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79. No. 4. 527–539. o.
- BLOW, L. (2003): Demographics in Demand Systems. IFS Working Paper Series, WP03/18.
- BLUNDELL, R.–M. BROWNING–I. A. CRAWFORD (2003): Nonparametric Engel Curves and Revealed Preference. *Econometrica*, Econometric Society, Vol. 71. No. 1. 205–240. o.
- BLUNDELL, R.–I. PRESTON (1994): Income or consumption in the Measurement of Inequality and Poverty? IFS Working Papers, W94/12.

- BLUNDELL, R.–ROBIN, J. M. (1996): An Iterated Moment Estimator for Conditionally Linear Demand Systems. Institute for Fiscal Studies, Working Paper, 96/10.
- BLUNDELL, R.–ROBIN, J. M. (2000): Latent Separability: Grouping Goods without weak Separability. *Econometrica*, Vol. 68. No. 1. 53–84. o.
- BROWNING, M.–MEGHIR, C. (1991): The Effects of Male and Female Labour Supply on Commodity Demands. *Econometrica*, 59. 925–951. o.
- BROWNING, M.–CHIAPPORI, P. A.–LEWBEL, A. (2004): Estimating Consumption Equivalence of Scale, Adult Equivalence Scales, and Household Bargaining Power. Boston College, kézirat.
- CHRISTENSEN, L. R.–JORGENSEN, D. W.–LAU, L. J. (1975): Transcendental Logarithmic Utility Functions. *The American Economic Review*, Vol. 65. 367–383. o.
- CSERES-GERGELY ZSOMBOR–MOLNÁR GYÖRGY (2008): Háztartási fogyasztói magatartás és jólét Magyarországon a rendszerváltás után. *Közgazdasági Szemle*, 55. évf. 2. szám, 107–135. o.
- DEATON, A.–J. MUELLBAUER (1980a): An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, Vol. 70. No. 3. 312–326. o.
- DEATON, A.–J. MUELLBAUER (1980b): *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press, Cambridge, MA.
- ENGEL, E. (1895): Die Lebenskosten belgischer Arbeiter-Familien früher und jetzt. *International Statistical Institute Bulletin*, No. 9.
- HOCH RÓBERT–KOVÁCS ILONA–ÖRDÖG MIKLÓS (1982): *Fogyasztás és jövedelem*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- JORGENSEN, W.–LAU, L.–STOKER, T. (1982): The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior. Megjelent: *Basmann, R.–Rhodes, G. (szerk.): Advances in Econometrics*. Vol. 1. JAI Press, Greenwich.
- KOTÁSZ GYULÁNÉ (1985): A lakosság keresleti struktúrájának elemzése LES és AIDS modellekkel. *Statisztikai Szemle*, 63. évf. 7. sz. 666–680. o.
- LEWBEL, A. (1997): Consumer Demand Systems and Household Equivalence Scales. Megjelent: *Pesaran, M. H.–Schmidt, P. (szerk.): Handbook of Applied Econometrics*. Vol. II. Microeconomics, Blackwell, Oxford.
- LEWBEL, A. (2002): *Equivalence Scales Based on Collective Household Models*. Kézirat, Boston College.
- MUELLBAUER, J. (1975): Identification and Consumer Unit Scales. *Econometrica* Vol. 43. No 4. 807–809. o.
- MUELLBAUER, J. (1979): Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children. *The Economic Journal*, Vol. 87. No. 347. 460–487. o.
- MUELLBAUER, J.–VAN DE VEN, J. (2004): Estimating Equivalence Scales for Tax and Benefit Systems. National Institute of Economic and Social Research Discussion Paper Series, DP229.
- PERLOFF, J. M.–KARP, L. S.–GOLAN, A. (2007): *Estimating Market Power and Strategies*. Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- POLLAK, R. A.–WALES, T. J. (1979): Welfare Comparisons and Equivalence Scales. *The American Economic Review*, Vol. 69. No. 2. Papers and Proceedings of the Ninety-First Annual Meeting of the American Economic Association, május, 216–221. o.
- POLLAK, R. A.–WALES, T. J. (1981): Demographic Variables in Demand Analysis. *Econometrica*, Vol. 49. No. 6. 1533–1551. o.
- SEN, A. K. (1977): On Weights and Measures: Informational Constraints in Social Welfare Analysis. *Econometrica*, XLV. 1539–1572. o.

SEN, A. K. (1987): The Standard of Living. Cambridge University Press, Cambridge.

FÜGGELÉK – A KIADÁSI ARÁNYOK SZIMMETRIAKORLÁTOS BECSLÉSÉNEK EREDMÉNYEI (N = 76 212)

F1. táblázat

A háromtermékes modell becslési eredményei

	élelmiszer	energia	egyéb
Egy főre eső összkiadás logaritmusa	-0,192**	-0,078**	0,270**
Egy főre eső összkiadás logaritmusának négyzete	0,016 ⁺	0,008	-0,024*
Élelmiszerek relatív ára	0,077**	-0,116**	0,039**
Élvezeti cikkek relatív ára	-0,116**	0,107**	0,009**
Egyéb kiadások relatív ára ^a	0,039**	0,009**	-0,048**
Háztartás létszámának logaritmusa	-0,036**	-0,046**	0,082**
Potenciális háztartásfők átlagos kora ^b	0,002**	0,002**	-0,004**
Potenciális háztartásfők átlagos korának négyzete	-9,6E-06**	-1,2E-05**	2,2E-05**
0-14 éves gyermekek száma a háztartásban	0,004**	0,000	-0,004**
Legfeljebb 8 általánossal, szakmával rendelkezők aránya a potenciális háztartásfők között	0,023**	0,008**	-0,031**
Érettségivel, de magasabb végzettséggel nem rendelkezők aránya a potenciális háztartásfők között	-0,000	0,010**	-0,010**
Felnőtt nők száma a háztartásban	-0,010**	0,008**	0,002
Egyedülálló ^D	-0,009**	-0,001	0,010**
Pontosan 1 pár (házas-, élettárs) van a háztartásban ^D	-0,007**	0,004**	0,003
Van gyermekét egyedül nevelő szülő a háztartásban ^D	0,004	0,004*	-0,008**
Fogyasztás saját termelésből az összkiadáshoz viszonyítva	-0,106**	0,004**	0,102**
Az adott hónapban költöttek tartós fogyasztási cikkekre ^D	-0,006**	-0,009**	0,015**
Észak-Dunántúl ^D	-0,022**	-0,005**	0,027**
Nyugat-Dunántúl ^D	-0,018**	-0,022**	0,040**
Dél-Dunántúl ^D	-0,038**	-0,010**	0,048**
Észak-Magyarország ^D	-0,007**	-0,015**	0,022**
Észak-Alföld ^D	-0,010**	-0,011**	0,021**
Dél-Alföld ^D	-0,016**	-0,003**	0,019**
A háztartás megyei jogú városban él ^D	0,015**	0,009**	-0,024**
A háztartás egyéb városban él ^D	0,025**	0,007**	-0,032**
A háztartás falun él ^D	0,019**	-0,001	-0,018**
Konstans	0,606**	0,240**	0,154**
R ²	0,304	0,218	0,360

** 1%-os szinten szignifikáns, * 5%-os szinten szignifikáns, + 10%-os szinten szignifikáns.

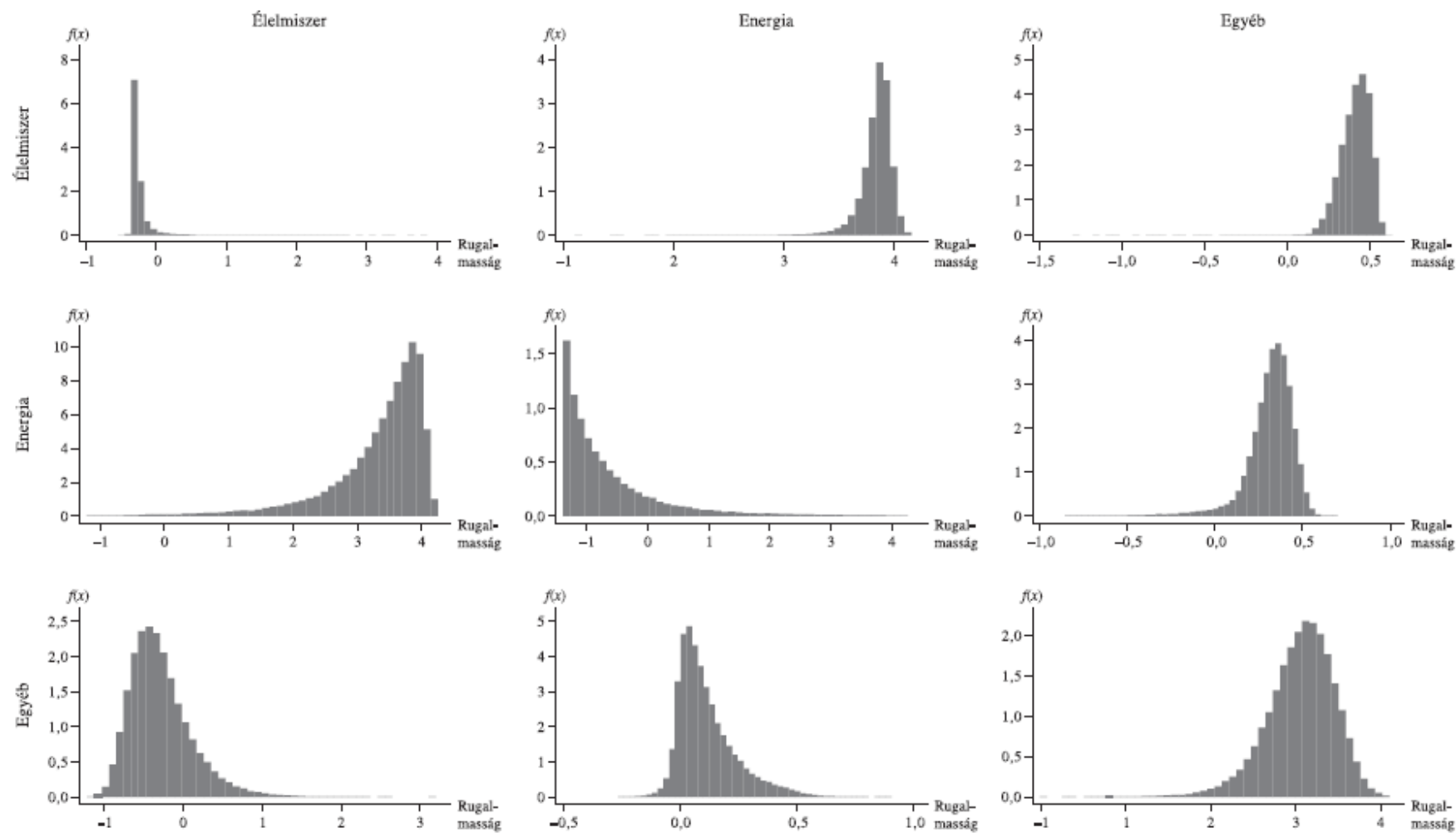
^D Dummyváltozó. A táblázatból elhagytuk a hónapok dummyváltozóit, melyek egy-két kivételtől eltekintve 1 százalékos szinten szignifikánsak.

^a Az árindexek együttthatójának 3×3-as mátrixa szimmetrikus, tehát összegük egy egyenleten belül is 0.

^b Potenciális háztartásfők: többszemélyes háztartásban a házas- és élettársak, gyermeküket egyedül nevelő szülők és a 18 évnél idősebb gazdaságilag aktív gyermek státusúak (felnőtt gyermekek); ha ilyenek nincsenek, akkor a háztartásban együtt élő felnőtt egyéb rokonok, nem rokonok.

Megjegyzés: a konstans sor összege 1, a többi sor összege 0.

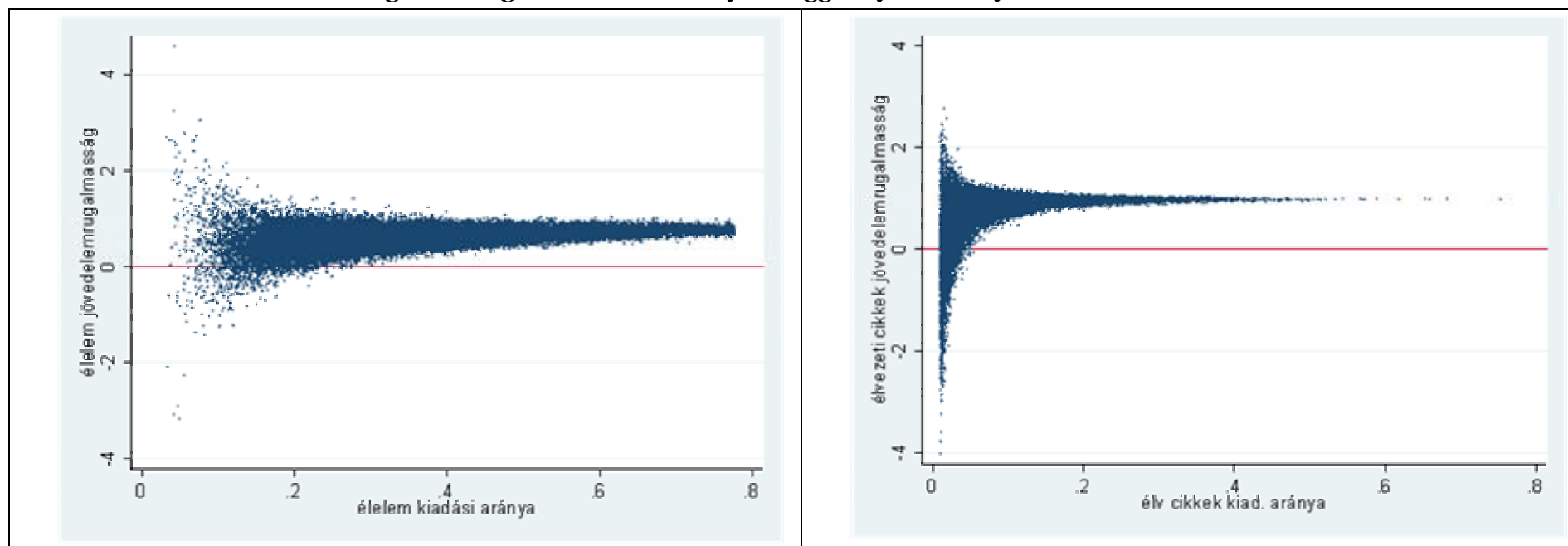
A kompenzált árrugalmasságok eloszlása – háromtermékes modell
 (fődiagonálisban a saját-árrugalmasságok)

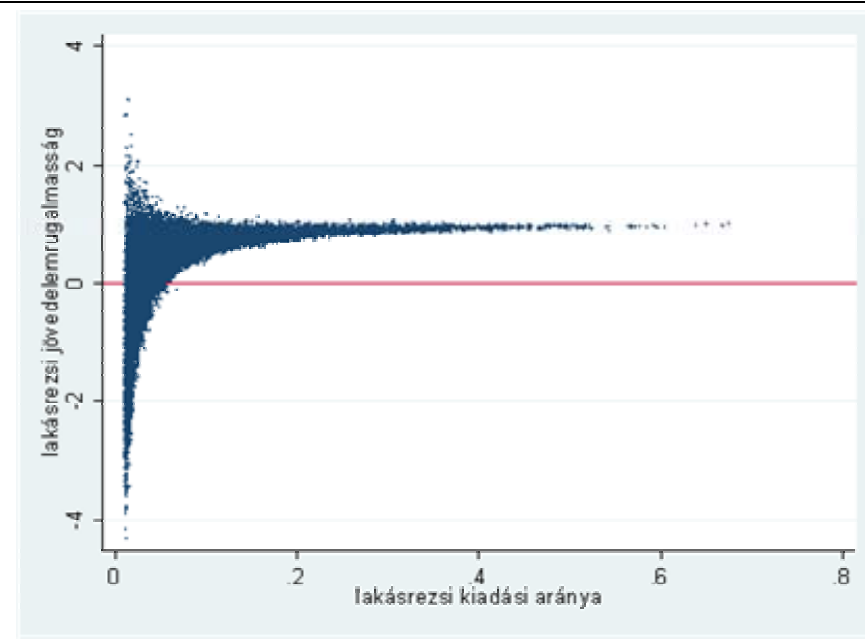
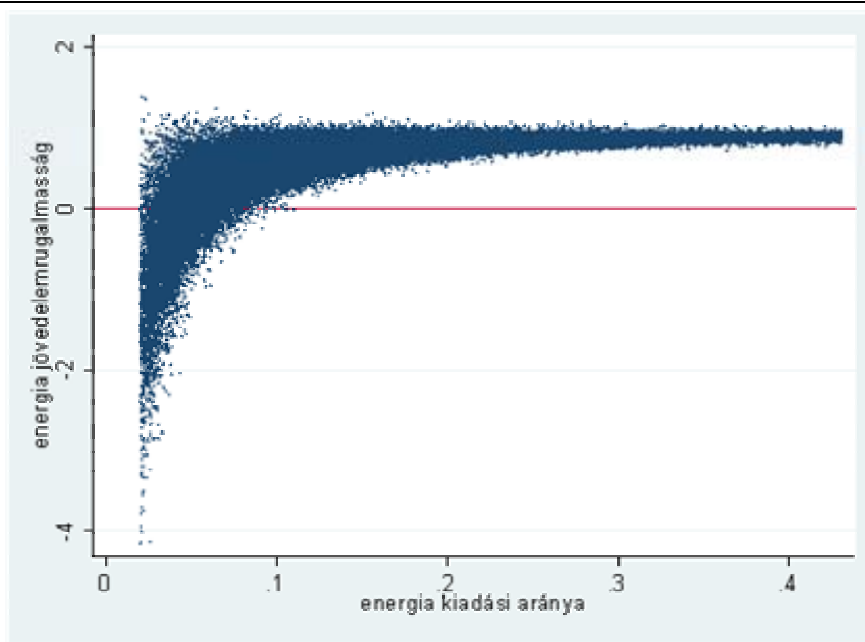
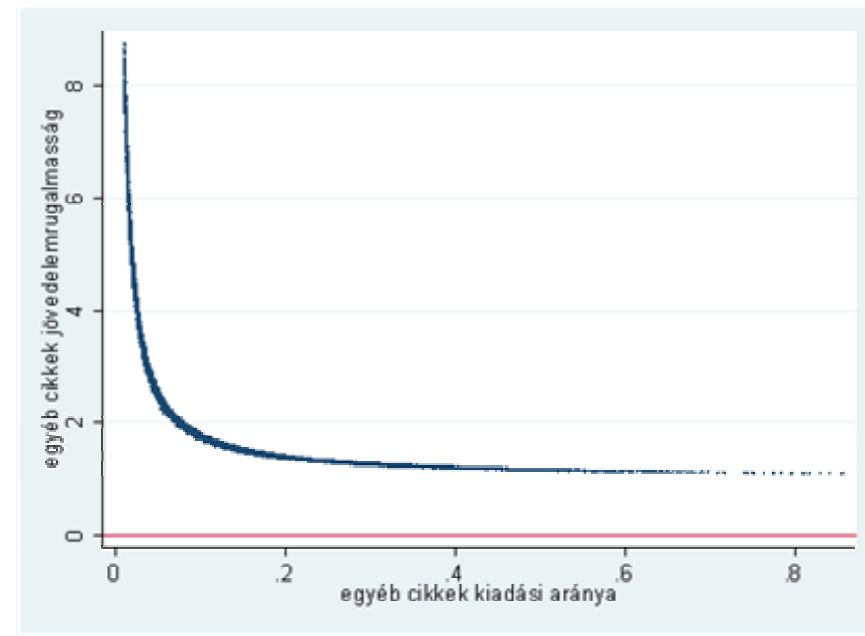
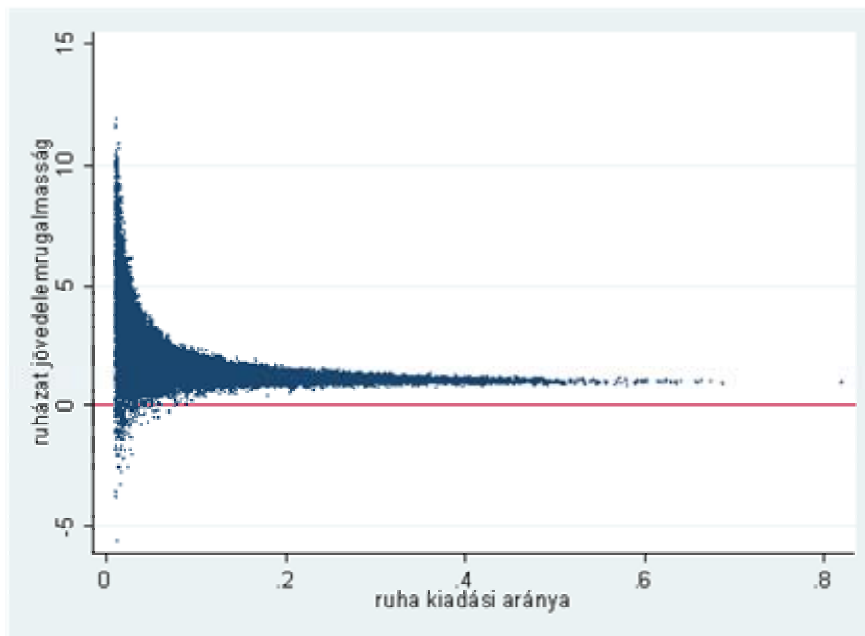


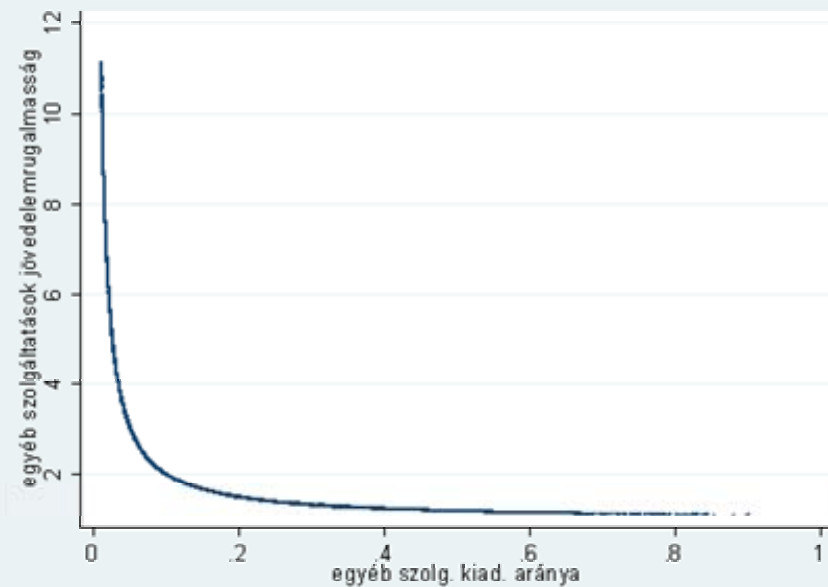
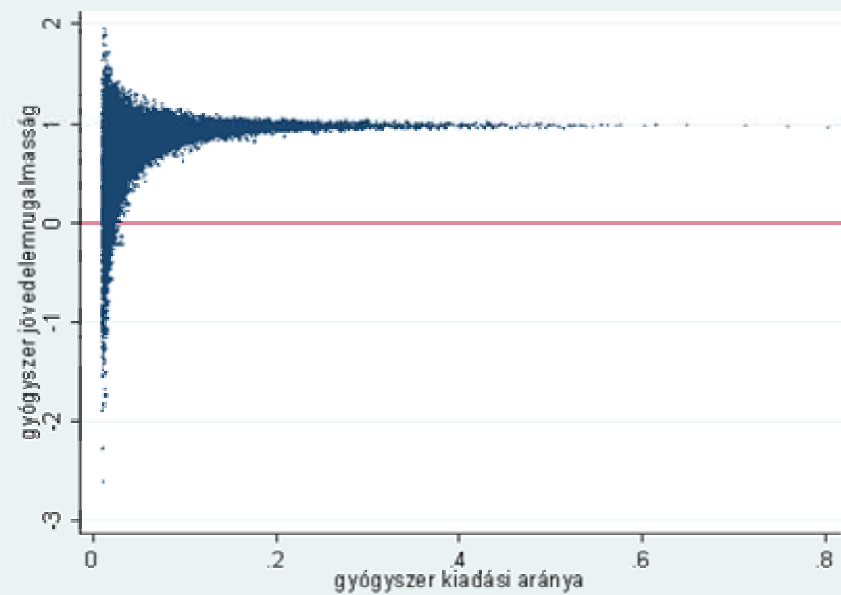
A nyolctermékes modell becslési eredményei

	Élelmiszer	Élvezeti cikkek	Ruházkodás	Egyéb cikkek	Energia	Lakásrezsi	Gyógyszer
Egy főre eső összkiadás logaritmus	-0,234**	0,014	0,109**	0,086**	-0,014	-0,055**	0,000
Egy főre eső összkiadás logaritmusának négyzete	0,046**	-0,012	-0,029*	-0,005	-0,013	0,012	-0,004
Élelmiszerek relatív ára	0,182**	-0,010 ⁺	0,015*	-0,009	-0,096**	-0,017**	-0,013**
Élvezeti cikkek relatív ára	-0,010 ⁺	0,036**	-0,006	-0,010	-0,033**	0,067**	-0,004
Ruházati cikkek relatív ára	0,015*	-0,006	0,026*	-0,006	0,011*	-0,057**	-0,014**
Egyéb cikkek relatív ára	-0,009	-0,010	-0,006	0,097**	0,006	-0,016*	0,002
Energia relatív ára	-0,096**	-0,033**	0,011*	0,006	0,110**	-0,005	-0,005*
Lakásrezsi relatív ára	-0,017**	0,067**	-0,057**	-0,016*	-0,005	-0,008	-0,004
Gyógyszerek relatív ára	-0,013**	-0,004	-0,014**	0,002	-0,005*	-0,004	0,017**
Háztartás létszámának logaritmus	-0,038**	0,010**	0,051**	0,024**	-0,044**	-0,030**	-0,019**
Potenciális háztartásfők átlagos kora	0,002**	0,001**	-0,003**	-0,001**	0,002**	-0,001**	-0,001**
Potenciális háztartásfők átlagos korának négyzete	-0,000**	-0,000**	0,000**	0,000**	-0,000**	0,000**	0,000**
0-14 éves gyermekek száma a háztartásban	0,004**	-0,009**	0,002**	0,007**	0,001 ⁺	-0,002**	0,004**
Legfeljebb 8 általánossal, szakmával rendelkezők aránya a potenciális háztartásfők között	0,031**	0,018**	-0,002	-0,022**	0,007**	-0,002	0,000
Érettségivel, de magasabb végzettséggel nem rendelkezők aránya a potenciális háztartásfők között	0,006 ⁺	0,000	-0,005*	-0,007**	0,007**	0,004**	-0,001
Felnőtt nők száma a háztartásban	-0,010**	-0,021**	-0,002**	0,003**	0,008**	0,003**	0,008**
Egyedülálló ^D	-0,011**	-0,013**	0,018**	-0,006**	0,000	0,000	-0,007**
Pontosan 1 pár (házas-, élettárs) van a háztartásban ^D	-0,007**	-0,010**	-0,005**	0,010**	0,003*	0,003**	0,004**
Van gyermekét egyedül nevelő szülő a háztartásban ^D	0,006**	-0,025**	0,020**	-0,010**	0,003*	0,004**	-0,001
Fogyasztás saját termelésből az összkiadáshoz viszonyítva	-0,119**	-0,011**	0,022**	0,072**	0,013**	-0,024**	-0,005 ⁺
Az adott hónapban költöttek tartós fogyasztási cikkekre ^D	-0,006**	-0,000	0,005**	0,011**	-0,010**	-0,004**	0,001*
Konstans	0,527**	0,067**	0,000	0,027*	0,176**	0,182**	0,026**
R ²	0,30	0,10	0,15	0,18	0,23	0,16	0,21

Megjegyzések: Lásd az előbbi táblázat megjegyzéseit. A hónapok indikátorváltozóin kívül helytakarékosságból ebben a táblázatban a területi változókat sem jelenítettük meg. A referencia-termék az egyéb szolgáltatások.

Jövedelemrugalmasságok a kiadási arányok függvényében a nyolctermékes modell esetében





Discussion Papers published since 2005

2005

- GÁCS János: A lisszaboni folyamat: rejtélyek, elméleti problémák és gyakorlati nehézségek. **MT-DP. 2005/1**
- PÉTERI Gábor: Igazodás a piacgazdaság szabályaihoz és megfelelés a helyi elvárásoknak – A városi polgármesterek értékrendje, 2004. **MT-DP. 2005/2**
- SZALAI Ákos: Adóverseny az iparűzési adóban – Az 5000 fő fölötti települések adópolitikája a 2000-es években. **MT-DP. 2005/3**
- Gábor BÉKÉS – Balázs MURAKÖZY: Firm Behaviour and Public Infrastructure: The Case of Hungary. **MT-DP. 2005/4**
- Gusztav NEMES: The Politics of Rural Development in Europe. **MT-DP. 2005/5**
- Gusztav NEMES: Integrated Rural Development – the Concept and Its Operation. **MT-DP. 2005/6**
- JUHÁSZ Anikó –SERES Antal –STAUDER Márta: A kereskedelmi koncentráció tendenciái **MT-DP. 2005/7**
- Hajnalka TARJÁNI: Estimating some Labour Market Implications of Skill Biased Technology Change and imports in Hungary. **MT-DP. 2005/8**
- L. HALPERN – M.KOREN.- Á. SZEIDL: Import and Productivity. **MT-DP. 2005/9**
- Szabolcs LŐRINCZ: Persistence Effects in a Dynamic Discrete Choice Model – Application to Low-End Computer Servers. **MT-DP. 2005/10**
- Péter VIDA: A Detail-free Mediator and the 3 Player Case. **MT-DP. 2005/11**
- László Á. KÓCZY: The Core Can Be Accessed with a Bounded Number of Blocks. **MT-DP. 2005/12**
- Viktória KOCSIS: Network Asymmetries and Access Pricing in Cellular Telecommunications. **MT-DP. 2005/13**
- István KÓNYA: Economic Development, Exchange Rates, and the Structure of Trade. **MT-DP. 2005/14**
- Gábor G. SZABÓ – Krisztina BÁRDOS: Vertical Coordination by Contracts in Agribusiness: An Empirical Research in the Hungarian Dairy Sector **MT-DP. 2005/15**
- Attila AMBRUS: Theories of Coalitional Rationality. **MT-DP. 2005/16**
- Jin-Chuan DUAN – András FÜLÖP: Estimating the Structural Credit Risk Model When Equity Prices Are Contaminated by Trading Noises. **MT-DP. 2005/17**
- Lawrence UREN – Gábor VIRÁG: Wage Inequality in a Burdett-Mortensen World. **MT-DP. 2005/18**
- Berthold HERRENDORF – Ákos VALENTINYI: Which Sectors Make the Poor Countries so Unproductive? **MT-DP. 2005/19**
- János GÁCS: The Macroeconomic Conditions of EU-inspired Employment Policies. **MT-DP. 2005/20**
- CSATÓ Katalin: Egy fiziokrata: Paul-Pierre Le Mercier de la Rivière. **MT-DP. 2005/21**

2006

- Krisztina MOLNÁR – Sergio SANTORO: Optimal Monetary Policy When Agents Are Learning. **MT-DP. 2006/1**
- András SIMONOVITS: Social Security Reform in the US: Lessons from Hungary. **MT-DP. 2006/2**
- Iván MAJOR - Why do (or do not) banks share customer information?. A comparison of mature private credit markets and markets in transition. **MT-DP. 2006/3**
- Mária LACKÓ: Tax Rates with Corruption: Labour-market Effects. Empirical Cross-country Comparisons on OECD Countries. **MT-DP. 2006/4**

György MOLNÁR – Zsuzsa KAPITÁNY: Mobility, Uncertainty and Subjective Well-being in Hungary. **MT-DP. 2006/5**

Rozália PÁL - Roman KOZHAN: Firms' investment under financing constraints. A euro area investigation. **MT-DP. 2006/6**

Anna IARA: Skill diffusion by temporary migration? Returns to Western European working experience in the EU accession countries. **MT-DP. 2006/7**

György MOLNÁR - Zsuzsa KAPITÁNY: Uncertainty and the Demand for Redistribution. **MT-DP. 2006/8**

Péter BENCZÚR - István KÓNYA: Nominal growth of a small open economy. **MT-DP. 2006/9**

Gábor VIRÁG: Outside offers and bidding costs. **MT-DP. 2006/10**

Péter CSÓKA - P. Jean-Jacques HERINGS - László Á. KÓCZY: Coherent Measures of Risk from a General Equilibrium Perspective. **MT-DP. 2006/11**

Norbert MAIER: Common Agency with Moral Hazard and Asymmetrically Informed Principals. **MT-DP.2006/12**

CSERES-GERGELY Zsombor – CSORBA Gergely: Műkincs vagy működő tőke? Gondolatok a kutatási célú adatok hozzáférhetőségéről. **MT-DP.2006/13**

Dr. SERES Antal: Koncentráció a hazai kereskedelemben. **MT-DP.2006/14**

Balázs ÉGERT: Central Bank Interventions, Communication and Interest Rate Policy in Emerging European Economies. **MT-DP.2006/15**

Gábor BÉKÉS - Jörn KLEINERT - Farid TOUBAL: Spillovers from Multinationals to Heterogeneous Domestic Firms: Evidence from Hungary. **MT-DP.2006/16**

2007

Mirco TONIN: Minimum Wage and Tax Evasion: Theory and Evidence. **MT-DP.2007/1**

Mihály LAKI: Evolution on the market of foreign language teaching services in Hungary. **MT-DP.2007/2**

VINCZE Péter: Vállalatok tulajdonosi irányításának változatai. **MT-DP.2007/3**

Péter CSÓKA - P. Jean-Jacques HERINGS - László Á. KÓCZY: Stable Allocations of Risk. **MT-DP. 2007/4**

Judit TEMESVÁRY: Signal Extraction and Hyperinflations with a Responsive Monetary Policy. **MT-DP. 2007/5**

Péter KARÁDY- Ádám REIFF: Menu Costs and Inflation Assymetries. Some Micro Data Evidence. **MT-DP. 2007/6**

Mária LACKÓ: Interrelationships of the Hidden Economy and Some Visible Segments of the Labour Market. **MT-DP. 2007/7**

HERMANN Zoltán: Iskolai kiadási egyenlőtlenségek, 1992-2005. **MT-DP.2007/8.**

Discussion Papers are available at the website of Institute of Economics Hungarian Academy of Sciences: <http://econ.core.hu>