

Egy fogyasztási modell számszerűsítése keresztmetszeti adatok alapján

Ebben a cikkben egy fogyasztás-elemzési modell keresztmetszeti adatok alapján való számszerűsítésére kidolgozott módszert, valamint az első számításokból levonható következtetéseket ismertetjük. Munkánknak az volt a célja, hogy a jövedelem és az árak változásának a fogyasztás szerkezetére gyakorolt hatását társadalmi rétegenként, jövedelmi kategóriák szerinti részletezésben is meghatározzuk.

A hazai irodalomból több olyan vizsgálat ismeretes, amikor fogyasztási modelleket az összlakosság, vagy egy-egy társadalmi réteg átlagos fogyasztásának, átlagjövedelmének valamint az árak kapcsolatának leírására alkalmaztak (lásd [3], [4]). Ezek a számítások a jövedelemváltozás hatásának vizsgálatát az *átlagjövedelem* szintjén teszik lehetővé, és csak közvetve tükrözik a különböző jövedelműek fogyasztásában jelentkező különbségeket. Az említett munkák mellett olyan vizsgálatokat is végeztek (lásd pl. [1], [8]), amelyek keresztmetszeti adatok, nevezetesen a háztartásstatisztikai felmérések alapján kizárólag a jövedelmi hatásokat vizsgálták. Egy olyan vizsgálat, mint amelyről jelen cikkünkben számolunk be, s amely több év keresztmetszeti adatainak összehasonlításán alapszik, lehetőséget ad arra, hogy a jövedelemhatások mellett az árhatásokat rétegenként *jövedelmi kategóriák* szerinti bontásban számszerűsítsük, s ezzel a hazai kutatásokat e témakörben tovább gyarapítsuk.

A következőkben ismertetendő számítás része volt a SZÁMKI Ökonometriai Főosztályán végzett fogyasztás-elemzési kutatásnak, amelyről részletesen külön tanulmányban számoltunk be [11]. A legfontosabb közgazdasági következtetéseket a [6] dolgozat összefoglalta, ezért ebben a cikkben az eredményeknek főként módszertani vonatkozásait emeljük ki. A számítások másik része [5]-ben található meg.

Mielőtt a modellt, az adatok és az eredmények részletes tárgyalására rátérnénk, kiemeljük a legfontosabb szempontokat, amelyek a kiválasztott modellhez, illetve az alkalmazás módjához vezettek. Kiinduló adatokként a háztartásstatisztikai felméréseket használtuk. Célszerűnek látszott a jövedelemhatást, pontosabban fogalmazva: a jövedelemrugalmasságokat, empirikus úton meghatározni. Az árhatásokat ezután már a jövedelemrugalmasságok ismeretében összefüggő keresleti egyenletekből álló modell alapján számszerűsítettük.

A rendelkezésre álló adatokhoz olyan modellt illesztettünk, amely elsősorban rövidebb időszak — körülbelül 2-4 év — fogyasztásának elemzésére alkalmas. Ilyen esetekben a keresleti egyenleteket a fogyasztás, a jövedelem és az árak változásai közötti lineáris összefüggések formájában is fel lehet írni. A modell-számításokat a főbb társadalmi rétegeken belül jövedelmi kategóriánként külön-külön elvégezve megkaptuk az egyes kategóriák saját és kereszt-rugalmassági együtthatóinak konzisztens rendszerét.

A felhasznált modell leírása

Először ismertetjük a felhasznált modellt, valamint a segítségével származtatott árrugalmassági formulákat, majd vázoljuk a számszerűsítés módszerét.

Jelöljük azoknak az árucsoportoknak a számát, melyek között a fogyasztók felosztják a jövedelmüket n -nel. Változzon egy bizonyos időszak alatt a vizsgált fogyasztói csoportban az egy főre jutó átlagos jövedelem y -tól $y + \Delta y$ -ra, és változzanak a p_1, \dots, p_n árak $\Delta p_1, \dots, \Delta p_n$ -nel. Ezeknek a változásoknak a hatására változzanak meg a fejenként elfogyasztott q_1, \dots, q_n mennyiségek $\Delta q_1, \dots, \Delta q_n$ -nel. Ha a változások nem túl nagyok, akkor az összefüggések közel *lineárisak*, tehát érvényes a

$$\Delta q_i = \frac{\partial q_i}{\partial y} \cdot \Delta y + \sum_{j=1}^n \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \Delta p_j + u_i \quad (i = 1, \dots, n) \quad (1)$$

összefüggés, ahol u_i a hibatag. Az

$$E_i = \frac{\partial q_i}{\partial y} \left/ \frac{q_i}{y} \right. \text{ és } e_{ij} = \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \left/ \frac{q_i}{p_j} \right.$$

jövedelem, illetve árrugalmasságok bevezetésével (1) a következő alakra hozható:

$$\frac{\Delta q_i}{q_i} = E_i \frac{\Delta y}{y} + \sum_{j=1}^n e_{ij} \frac{\Delta p_j}{p_j} + v_i. \quad (i = 1, \dots, n) \quad (2)$$

Az egyenletekben szereplő ismeretlen rugalmassági együtthatók száma elég nagy, ezért ezek becsléséhez kiegészítő feltevésekre van szükség. Általánosan elterjedt, hogy a keresleti függvényeket úgy írják fel, hogy azok adott jövedelem és adott árak mellett kielégítsék egy $u(q_1, q_2, \dots, q_n)$ ún. *hasznossági függvény optimalizálásának* feltételét. A hasznossági függvénynek szocialista viszonyok közötti létezését sokat vitatják, ezért ezzel a kérdéssel kicsit részletesebben foglalkozunk. Itt a „hasznosság” fogalma azt fejezi ki, hogy a különböző árucsoportokból összetevődő fogyasztás a fogyasztó milyen mértékű megelégedettségre vezet. Feltételezhetjük, hogy a fogyasztó maximális megelégedettségre törekszik, vagyis maximálja hasznossági függvényét. Ez a megközelítés nem tételezi fel a szubjektív „haszon” mérhetőségét, hanem csupán azt, hogy a fogyasztó a különböző lehetséges helyzetekben meg tudja állapítani, hogy jövedelmének a különböző cikkesoportok közötti felosztása számára hogy a legkedvezőbb.

Feltételezzük, hogy a hasznossági függvény *additív*, vagy *monoton transzformációval additív alakra hozható*:

$$u = F \left(\sum_{i=1}^n f(q_i) \right),$$

ahol F monoton függvény. Ilyen feltételnek tesz eleget a hasznossági függvény az ismert Stone-modell esetén is, ahol a kiadás a jövedelem és az árak lineáris függvénye. Mi azonban a hasznossági függvényre további megszorítást nem teszünk. Az említett feltétel ekvivalens azzal a feltételezéssel, hogy az áruk csoportosítása olyan, hogy *nincs köztük az ún. fajlagos helyettesítési hatás*. A fajlagos helyettesítési hatás akkor jelentkezhet, ha vannak olyan fogyasztási cikkek,

amelyek használati értékük szempontjából egymást helyettesíthetik (vagyis szubsztitútvék) vagy egymást kiegészíthetik (vagyis komplementerek). Ilyen szubsztitútív termékek például a vaj és a margarin, vagy — nagyobb aggregátumot tekintve — a vásárolható élelmiszerek és a vendéglátóipari étkezés, mint szolgáltatás. Komplementer termékekre példa lehet az autó, a benzin és a gépkocsijavítás. Megjegyezzük, hogy mivel a fajlagos helyettesítési hatás csak bizonyos árucikkek között létezik, ezért aggregált árucsoportok között elég kis mértékben érvényesül. Ennek az is az oka, hogy az egyes komplementer és szubsztitútív hatások részben kiegyenlítik egymást. Ha lehetőségünk van az aggregálás módjának megválasztására, akkor azoknak az áruknak az egy csoportba vonásával, amelyek között feltételezhető a fajlagos helyettesítési hatás, csökkenthetjük ennek a hatásnak a nagyságát.

Természetesen ez a feltételezés, hogy ilyen típusú hatás az árucsoportok között nincs, nem jelenti azt, hogy valamely árucsoportnál végbement árváltozásnak nincs hatása a többi árucsoport fogyasztására. Mindig léteznek olyan *másodlagos kereszthatások*, amelyek abból fakadnak, hogy amikor valamelyik árucsoport ára megváltozik, akkor megváltozik az illető árucsoportra fordított kiadás nagysága is, s a csökkenést vagy növekedést a fogyasztók más árukra osztják el, illetve más áruktól vonják el.

Ilyen korlátozások mellett az (1) egyenlet a következő alakot ölti (vö. [2], [7]):

$$\Delta q_i = \frac{\partial q_i}{\partial y} \left(\Delta y - \sum_{j=1}^n q_j \Delta p_j \right) - \Phi y \frac{\partial q_i}{\partial y} \left(\frac{\Delta p_i}{p_i} - \sum_{j=1}^n \frac{\partial q_j}{\partial y} \Delta p_j \right) + u_i, \quad (3)$$

ahol a Φ pozitív konstans minden i -re azonos. Ellentettje ($-\Phi$) az ún. jövedelemhajlékonyság. A (3) egyenlet a rugalmassági együtthatók segítségével a következőképpen alakítható át:

$$\frac{\Delta q_i}{q_i} = E_i \left(\frac{\Delta y}{y} - \sum_{j=1}^n w_j \frac{\Delta p_j}{p_j} \right) - E_i \Phi \left(\frac{\Delta p_i}{p_i} - \sum_{j=1}^n E_j w_j \frac{\Delta p_j}{p_j} \right) + v_i, \quad (4)$$

ahol

$$w_j = q_j p_j / \sum_{i=1}^n q_i p_i$$

a j -edik kiadási arány.

A kapott egyenletek látszólag bonyolultak, azonban a zárójelben levő kifejezések könnyen értelmezhetők. A jobboldal első tagja a *reáljövedelem változásának* hatását fejezi ki, a zárójelben levő kifejezés ugyanis az általános fogyasztói árindexszel csökkentett jövedelem relatív változásának lineáris közelítése. Az is belátható, hogy a második tag az illető árucsoport *relatív árának* a fogyasztásra való hatását adja meg, ugyanis a zárójelben levő kifejezés az árucsoport relatív áridexének változását közelíti. Az árat itt az ún. marginális áridexszel csökkentettük; ezt az egyes árucsoportok áridexéből a $\partial q_i / \partial y = E_i \cdot q_i / y$ marginális értékrészesedési arányszámokkal súlyozva kaptuk. Ezek a súlyok azt fejezik ki, hogy egy kis jövedelemváltozást — az adott jövedelmi szinten — a fogyasztó milyen arányban oszt szét az egyes árucsoportok között.

Összefoglalva tehát: a jobboldal első tagja a reáljövedelem indexe változásának, második tagja pedig a saját relatív árindex változásának a fogyasztásra gyakorolt hatását adja meg. Összehasonlítva ezeknek az összetevőknek a

modellben szereplő együtthatóit, láthatjuk, hogy nemcsak a reáljövedelem, hanem a relatív árindex változásának a hatása is *arányos* a jövedelemrugalmassággal. Ha például valamely cikkszoport relatív ára 1%-kal megnő, akkor az úgy hat az illető cikkszoport fogyasztására, mint egy Φ százalékos jövedelemcsökkenés.

Modellünk szerint ily módon a fogyasztás ár- és jövedelemérzékenységének ez a kapcsolata minden cikkekre azonos, a fogyasztó preferenciáit már maguk a jövedelemrugalmasságok határozzák meg. Ez a tulajdonság természetesen korlátozza a modell felhasználhatóságát. Különösebb torzítást azonban mégsem okoz. A valóságban is elképzelhető az, hogy azon termékek fogyasztása, amelyeknek nagyobb a jövedelemrugalmasságuk, érzékenyebben reagálnak az árváltozásra is, mint azok, amelyeknek a fogyasztása a jövedelem változására nézve merev. Mint az alábbiakban látható lesz, a modellből levezetett saját árrugalmasságok megközelítőleg szintén arányosak lesznek a megfelelő jövedelemrugalmasságokkal, az arányossági tényező a $(-\Phi)$ jövedelemhajlékonyság lesz.

A keresleti egyenletek a jövedelemrugalmasságokat paraméterek formájában tartalmazzák; ezek, valamint a Φ konstans és a w_i kiadási arányok felhasználásával a következő árrugalmasságok vezethetők le: saját árrugalmasság:

$$e_{ii} = -E_i\Phi - E_i w_i(1 - E_i\Phi), \quad (5)$$

kereszt árrugalmasság:

$$e_{ij} = -E_i w_j(1 - E_j\Phi). \quad (j \neq i), \quad (6)$$

A modellben szereplő ismeretlen paraméterek az E_i jövedelemrugalmasságok, valamint a Φ konstans. Ezek két lépésben határozhatók meg. Először a keresztmetszeti adatokból, a modelltől függetlenül megállapíthatók a jövedelemrugalmasságok, majd segítségükkel becslés adható Φ -re. A következőkben részletesen leírjuk a számítások menetét.

A *jövedelemrugalmasságok* a háztartásstatisztikai mintából *empirikus* úton határozhatók meg. Számításainkban a nettó jövedelmet használtuk jövedelemként. Ezzel kapcsolatban megemlítjük, hogy itt eltértünk a klasszikus hasznossági függvényeknél szokásos eljárástól, nevezetesen attól, hogy a jövedelmet a kiadások összegével helyettesítsük. Erre általában azért van szükség, mert a keresleti egyenletek a hasznossági függvényt olyan feltétel mellett maximalizálják, hogy a jövedelem egyenlő a kiadások összegével. Ilyenkor a modell segítségével kapott jövedelemrugalmasságok tulajdonképpen a kiadások összege szerinti rugalmasságok. Esetünkben viszont az a tény, hogy a keresleti egyenleteket nem magukra a fogyasztás mennyiségeire, hanem azok változásaira írtuk fel, valamint az a körülmény, hogy a jövedelemrugalmasságokat a modelltől függetlenül becsültük, lehetővé teszi, hogy a valóságos jövedelemváltozót használjuk.

A jövedelemrugalmasságok meghatározásához a rendelkezésre álló néhány (esetünkben három) év statisztikai mintáját a jövedelem nagysága szerint fel kell bontani kategóriákra, kiszámítani az egyes jövedelmi kategóriákban az egy főre jutó átlagjövedelem, valamint az árucsoportonkénti átlagfogyasztás értékeit. Ezek alapján bármely árucsoport tapasztalati Engel-görbéjét megkapjuk, ha ez egyes jövedelmek kategóriák átlagjövedelmi pontjaiban feltüntetjük az illető árucsoport átlagfogyasztását. Az így kapott szakaszos törtvonal-

ból álló Engel-görbén tetszőleges y jövedelemhez meghatározható, illetve az adatokból kiszámítható a fogyasztás q mennyisége, valamint a görbe m mereksége. Ezekből a mennyiségekből a jövedelemrugalmasság az

$$E = m \frac{y}{q}$$

formulával becsülhető.

A jövedelemrugalmasságok meghatározására megemlítünk még egy közismert, bár általunk nem használt alternatív eljárást [1]. A tapasztalati Engel-görbét megfelelően választott egyváltozós függvénnyel közelítjük, amelynek paramétereit a legkisebb négyzetek módszerével becsülhetjük. Ezután az E számításához szükséges q és m változókat a közelítő görbéből határozhatjuk meg. Ennek az eljárásnak az előnye, hogy a mintából származó véletlen egyenetlenségek kiszűrhetők, ugyanakkor a választott függvénytípus a priori sajátosságai a jövedelemrugalmasságokat is megadják. Ha a jövedelmi kategóriák elég nagyszámú mintaelemet tartalmaznak, akkor a hibalehetőség nem jelentős, s eltekinthetünk a vázolt regressziós számításoktól.

Az ismeretlen Φ paramétert a keresleti egyenletekből becsülhetjük meg. Ehhez már ismernünk kell az E_i jövedelemrugalmasságokat, valamint a Δq_i , Δp_j és Δy változásokat. Ez utóbbiakat legalább két év statisztikai adataiból kiindulva számíthatjuk. Ha kettőnél több év adatait ismerjük, akkor a különböző éveket többféleképpen összepárosítva megnövelhetjük az egyenletek számát, és ezáltal pontosíthatjuk a Φ -re adott becslést. Az egyenletek Φ -ben lineárisak, a becslés elvégezhető a legkisebb négyzetek módszerével.

A kiinduló adatok

A számításokhoz mágnesszalagon rendelkezésünkre állt az 1972., 1973. és 1974. évi háztartásstatisztikai felmérések teljes adattömege. Ezekről összevont formában tájékoztatást a KSH háztartásstatisztikai közleményei [10] adnak. A négy fő társadalmi réteget (munkások, szellemiek, parasztság, kettős jövedelműek) 4–4 jövedelemkategóriára bontottuk. A kategóriák határainak a meghatározását a következőkben részletesen leírjuk.

Számításainkban jövedelemként a *nettó jövedelmet* használtuk, amely a különböző pénzbevételek, a saját termelésű és a természetben kapott javak, valamint az adók és adójellegű kiadások egyenlegeként adódik.

A háztartásokat az egy főre jutó nettó jövedelem alapján elválasztó *jövedelemhatárok* a munkás és a szellemi rétegeknél azonosak voltak, s ugyanez mondható el a paraszti és kettős foglalkozású rétegekre is. A határokat, amelyek az *I. táblázatban* láthatók, úgy állapítottuk meg, hogy minden egyes kategóriába hozzávetőleg egyenlő számú fogyasztó essék. Ez természetesen csak az összevont kategóriákra teljesíthető. A legalacsonyabb jövedelmi kategóriába több munkás, mint szellemi, és több paraszt, mint kettősjövedelmű esik, a legmagasabb jövedelmi kategóriában viszont ezek ellenkezője teljesül. Az *I. táblázatból* az is látszik, hogy hogyan növekedtek az egyes kategóriák jövedelemhatárai, valamint átlagjövedelmei. Minden társadalmi rétegen belül a négy jövedelmi kategóriára külön-külön, valamint az egyes társadalmi rétegekre összevontan is megkíséreltük meghatározni a jövedelem- és árrugalmasságokat. Ez tehát összesen 20 réteg vizsgálatát jelentette.

I. táblázat

A jövedelemkategória határok és az egy főre jutó évi jövedelem alakulása 1972 és 1974 között társadalmi rétegenként

	A kategóriát meghatározó egy főre jutó évi nettó jövedelem határai, Ft/fő		Az egy főre jutó évi átlag nettó jövedelem Ft/fő	
	1972	1974	1972	1974
Munkásság:				
1. jövedelmi kategória	15 000 alatt	17 500 alatt	12 420	14 700
2. jövedelmi kategória	15 000—19 000	17 500—22 000	16 880	19 710
3. jövedelmi kategória	19 000—24 000	22 000—28 000	21 070	24 670
4. jövedelmi kategória	24 000 felett	28 000 felett	28 940	33 680
Szellemiek:				
1. jövedelmi kategória	15 000 alatt	17 500 alatt	13 100	15290
2. jövedelmi kategória	15 000—19 000	17 500—22 000	16 890	19 920
3. jövedelmi kategória	19 000—24 000	22 000—28 000	21 320	24 710
4. jövedelmi kategória	24 000 felett	28 000 felett	32 350	37 390
Paraszság:				
1. jövedelmi kategória	13 500 alatt	15 500 alatt	11 080	12 870
2. jövedelmi kategória	13 500—17 000	15 500—19 700	15 370	17 510
3. jövedelmi kategória	17 000—22 000	19 700—25 400	19 460	22 290
4. jövedelmi kategória	22 000 felett	25 400 felett	28 170	33 130
Kettős jövedelműek:				
1. jövedelmi kategória	13 500 alatt	15 500 alatt	11 530	13 280
2. jövedelmi kategória	13 500—17 000	15 500—19 700	15 360	17 710
3. jövedelmi kategória	17 000—22 000	19 700—25 400	19 530	22 420
4. jövedelmi kategória	22 000 felett	25 400 felett	27 080	31 820

A jövedelmi kategóriák most ismertetett meghatározásával kapcsolatban tisztáznunk kell egy kérdést. Első látszatra fontosnak tűnik, hogy bármely vizsgált réteg ugyanazokból a fogyasztókból álljon 1974-ben, mint 1972-ben. Ez azonban több okból sem lehetséges, de nem is teljesen helyes. Gondoljunk arra, hogy a háztartások tekintélyes részében két év leforgása alatt olyan változások mennek végbe, amelyek erősen eltérnek az átlagos változásoktól, s ezek a fogyasztói szokásokat is befolyásolhatják. A háztartások bizonyos százaléka más társadalmi rétegbe kerül, más részükben a keresők vagy éppen az elartottak számának megváltozása olyan eltolódást eredményez az egy főre jutó jövedelemben, hogy a háztartást más jövedelmi kategóriába kell sorolni.

A most elmondottak értelmében a konkrét mintaelemek stabilitásának elve helyett helyesebb a társadalmi-jövedelmi kategóriák tartalmi stabilitásának elvéhez ragaszkodni. Ezért, amikor valamelyik kategória 1972-es fogyasztását az 1974-es év megfelelő kategóriájának fogyasztásával hasonlítjuk össze, akkor azt abból a feltételezésből kiindulva tesszük, hogy a két kategória háztartásai azonos fogyasztói szokásokat követnek, s az átlagos fogyasztás változását csak az átlagos jövedelmek közötti különbségek, valamint az átváltozások okozzák.

A *fogyasztási* adatokat az évi egy főre eső vásárlási kiadások adták. Az árucsoportokat a javak jellege szerinti szokásos hét fő csoportba soroltuk. Ezek: az élelmiszerek, élvezeti cikkek, ruházati cikkek, fűtés és háztartási energia,

tartós fogyasztási cikkek, egyéb iparcikkek, valamint a szolgáltatások. Választásunkat az indokolja, hogy jövedelemkategóriák szerinti bontásban ezeknek a cikksoportoknak az árindexei voltak elérhetőek [9]. A fogyasztás volumen adatait a folyóáras kiadásoknak az 1972-es bázisú fogyasztói árindexekkel való elosztásával kaptuk. Maguk az *árindexek* képezték a modell áradatait. Mivel az említett közleményekben az árindexek jövedelem szerinti bontásban csak az összevont munkás—szellemi rétegre találhatók meg, ez utóbbiakat használtuk mind a munkás, mind a szellemi jövedelmi kategóriák árrugalmasságainak meghatározásakor. A paraszti és kettős jövedelmű rétegeknél az árindexeket jövedelem szerinti bontásban nem publikálják, ezért a munka jelenlegi szakaszában az egyes jövedelemkategóriákra az árrugalmasságokat nem tudtuk számszerűsíteni, ezekre csak a jövedelemrugalmasságokat határoztuk meg.

Itt említjük meg, hogy mind általános, mind a marginális árindexek számításánál nagymértékben megnöveltük az élvezeti cikkek súlyát, tekintve, hogy ezek nagyon torzítva szerepelnek a háztartásstatisztikai adatokban. Az arányok megállapításánál ahhoz a súlyrendszerhez igazodtunk, amelyet az említett kiadványban az összes kiadás árindexének, vagyis az általános árindexnek a meghatározásánál használnak. A 2. táblázat azokat a szorzókat tartalmazza, amelyekkel az árindexek képzése során korrigáltuk a háztartásstatisztikából nyert súlyokat.

2. táblázat

Az élvezeti cikkek korrekciós tényezői

Jövedelmi kategória	Munkások, szellemiek	Paraszság	Kettős jövedelműek
1	2,75	2,4	2,5
2	2,60	2,4	2,5
3	2,35	2,4	2,5
4	2,35	2,4	2,5

Az eredmények

Ebben a fejezetben röviden összefoglaljuk az ismertett modellel végzett eddigi számítások eredményeit, elsősorban a módszertani szempontból fontos tanulságokat emelve ki. Az eredményekből levonható legfontosabb közgazdasági következtetések részletesen az említett két tanulmányban található meg ([6], [11]). Így [11]-ben megtalálhatók az Engel-görbék és azok részletes elemzése, rájuk most nem térünk ki. Viszont a 3. táblázatban közöljük az Engel-görbék alapján számolt *jövedelem rugalmasságokat*. Mint a módszertani részben írtuk, segítségükkel számszerűsítettük az árhatásokat. A számítások jelenlegi szakaszában csak az 1972. és 1974. évi fogyasztást hasonlítottuk össze. Mindössze két év fogyasztásának összehasonlítása tulajdonképpen kevés információt szolgáltat az árrugalmasságok megbízható becsléséhez, azonban, mint látni fogjuk, így is értékelhető eredményeket kaptunk.

Először a fogyasztás relatív változásából levontuk a reáljövedelem növekedésének hatását, ez utóbbit a jövedelemrugalmasságok ismeretében adhattuk meg. Ilyen módon megkaptuk, hogy hogyan változott a vizsgált időszakban a

3. táblázat

Az 1972-től 1974-ig terjedő időszakra számított
jövedelemrugalmasságok

	Élelmi- szer	Élve- zeti cikk	Ruházati cikk	Fűtés, hőzt.-i energia	Tartós fogy. cikk	Egyéb iparcikk	Szolgál- tatás
Munkások	0,75	1,12	0,89	0,67	1,21	1,05	1,32
Ezen belül:							
1. kategória	0,80	1,06	1,19	0,58	1,45	1,12	1,38
2. kategória	0,88	1,21	0,85	0,66	1,18	1,03	1,45
3. kategória	0,79	1,14	0,75	0,69	1,23	1,02	1,31
4. kategória	0,51	0,88	0,59	0,69	1,22	1,03	1,22
Szellemiek	0,58	1,02	0,79	0,67	1,54	1,11	1,27
Ezen belül:							
1. kategória	0,68	0,94	1,24	0,63	1,50	0,90	1,63
2. kategória	0,67	1,03	0,87	0,66	1,68	1,21	1,49
3. kategória	0,59	1,07	0,80	0,66	1,60	1,14	1,39
4. kategória	0,56	0,96	0,40	0,83	1,57	0,93	1,17
Paraszság	0,40	0,62	0,82	0,59	1,30	1,25	1,35
Ezen belül							
1. kategória	0,35	0,66	1,20	0,45	1,45	1,45	1,20
2. kategória	0,41	0,63	0,88	0,63	1,24	1,36	1,30
3. kategória	0,38	0,56	0,61	0,67	1,24	1,22	1,31
4. kategória	0,42	0,50	0,33	0,50	1,54	1,16	1,40
Kettős jövedelműek	0,56	0,68	0,82	0,69	1,37	1,20	1,27
Ezen belül:							
1. kategória	0,77	1,10	1,10	0,61	1,80	1,34	1,10
2. kategória	0,55	0,72	0,90	0,64	1,35	1,16	1,32
3. kategória	0,53	0,46	0,52	0,73	1,29	1,07	1,14
4. kategória	0,48	0,56	0,60	0,85	1,20	1,14	1,50

fogyasztás a jövedelmen kívüli egyéb hatások, elsősorban az árváltozások következtében. A kapott értékeket összehasonlítottuk az illető árucsoport relatív árindexének százalékos változásával. Ezek a mennyiségek egyrészt a fogyasztói struktúra változásának érdekes tanulságaira hívják fel a figyelmet és így tanulmányozásuk önmagában is hasznos, másrészt a keresleti egyenletek végső számszerűsítéséhez szolgálnak közvetlen adatokként. Ezért vizsgálatunkból a keresztmetszeti modell számszerűsítésének várható kimenetelére is következtethetünk.

Az összehasonlítást a munkások és a szellemiek esetében mind a 4–4 jövedelemkategóriára elvégeztük. A parasztságra és a kettős jövedelműekre — amint az adatok ismertetésénél említettük — az árindexek jövedelem szerinti részletezésben nem álltak rendelkezésünkre, ezért a vizsgálatot csak a teljes rétegekre végeztük el. Az összehasonlítást — bár csak a fő rétegekre — a 4. táblázat tartalmazza. Legtöbb esetben — annak ellenére, hogy az árváltozások általában kicsik, — a relatív ár növekedése a fogyasztás csökkenését, a relatív ár csökkenése a fogyasztás növekedését eredményezi.

A kapott részeredményeket először *árucikkeként* fogjuk áttekinteni. Az élelmiszereknél a relatív ár változása nagyon kicsi, ugyanakkor a munkás és szellemi rétegeknél az élelmiszer fogyasztásnak olyan csökkenése tapasztalható,

4. táblázat

Az árváltozások, illetve az ár- és egyéb hatások alakulása 1972 és 1974 között

	Munkások		Szellemiek		Paraszság		Kettős jövedelműek	
	rel. árvált.	ár- és egyéb hatás	rel. árvált.	ár- és egyéb hatás	rel. árvált.	ár- és egyéb hatás	rel. árvált.	ár- és egyéb hatás
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
Élelmiszer	-,01	-3,6	0,2	-1,2	0,0	6,2	-0,3	4,1
Élvezeti cikk	5,1	-7,1	5,4	-6,7	4,6	6,5	4,6	-11,1
Ruházat	-1,3	4,7	-1,2	0,1	-1,1	-0,9	-1,0	4,7
Fűtés és házt. energia	-1,4	4,8	-1,6	6,2	-2,3	8,2	-2,4	14,7
Tartós fogy. cikk	-0,6	-8,4	-0,4	3,6	-1,6	-1,5	-0,9	26,3
Egyéb iparcikk	-2,4	7,9	-1,8	9,6	-2,0	3,3	-2,1	9,1
Szolgáltatás	-1,5	0,2	-1,3	0,7	1,5	-8,8	0,4	-5,7

a) A relatív árindex százalékos változása (1974/1972)

b) A fogyasztás százalékos változásának a reáljövedelem növekedésének változásával csökkentett része (1974/1972)

amely ezekkel az árváltozásokkal nem magyarázható. Ezek a számok egyértelműen arra utalnak, hogy e két év között a fogyasztási szokások határozott eltolódása következett be ebben a két társadalmi rétegben az alacsonyabb élelmiszerfogyasztás irányába — amit természetesen kompenzált, sőt túlkompenzált a jövedelemnövekedés hatására bekövetkező élelmiszerfogyasztás-növekedés. Ennek a jelenségnek az lehet a magyarázata, hogy az ellátási helyzet kedvező változása következtében a fogyasztás egyéb területein megnyíló újabb, és magasabb szintű lehetőségek ezekben az alacsonyabb jövedelmi kategóriákban csak az élelmiszerfogyasztás relatív korlátozásával voltak elérhetőek. Úgy tűnik tehát, hogy a kultúraltabb fogyasztási szerkezetre való törekvés ezekben a rétegekben egyértelműen tapasztalható, és ezt a törekvést az árstruktúra megfelelő módosításával elő kellene mozdítani. A parasztságnál és a kettős jövedelműeknél viszont egészen más a helyzet, mint a munkásoknál és a szellemieknél: az ár- és egyéb hatás pozitív, vagyis a vásárolt fogyasztás görbéje felfelé toldott el. Ez nyilván annak a következménye, hogy nőtt a vásárolt fogyasztás részesedése a teljes élelmiszerfogyasztásból.

Az élvezeti cikkeknél a munkások és szellemiek valamennyi kategóriájában, valamint — és különösképpen hangsúlyozott módon — a kettős jövedelműeknél a jelentős áremelkedéssel nagy fogyasztáscsökkenés áll szemben. Úgy tűnik tehát, hogy az élvezeti cikkek ezen időszakban bekövetkezett relatív ár-növekedése nagyon határozottan korlátozza a fogyasztást. Az ár-növekedésnek tehát erre a cikkcsoportra határozott fogyasztáscsökkentő hatása van, ami tulajdonképpen öröndetes. Végül, ami a parasztságot illeti, itt a vásárolt élvezeti cikk-fogyasztás nőtt; kérdéses, hogy az ilyen mértékű növekedés magyarázható-e azzal, hogy a saját termelésű fogyasztás csökkent.

A ruházati cikkek relatív ára csökkent, és a fogyasztás majdnem minden kategóriában nőtt, ami arra utal, hogy a ruházati fogyasztás rugalmasan reagál a ruházati árak viszonylagos árváltozására. A parasztság esetében viszont most is negatív ár- és egyéb hatást kaptunk, ami azt jelenti, hogy a parasztság

ruházkodási igénye ebben az időben — az árcsökkenés ellenére — lefelé tolódott. Ez azonban megfelel a jövedelemrugalmasságra kapott azon eredményeknek, hogy a parasztság ruházati kiadásai viszonylag alacsony szinten tetőzni látszanak. (Vö. 3. táblázat).

A fűtés és háztartási energia relatív ára valamennyi jövedelmi kategóriában csökkent, és ennek megfelelően az ár- és egyéb hatás valamennyi kategóriában pozitív volt. Úgy tűnik, hogy ezen cikkek árváltozása jelentős mértékben befolyásolja a fogyasztást, valószínű azonban az, hogy a pozitív számok elsősorban az ellátás javulását követő strukturális eltolódást tükrözik.

Megvizsgálva a táblázat „tartós fogyasztási cikk” sorát, szembeötlik a munkások és szellemiek fogyasztása közötti különbség. Az egész szellemi rétegnél a fogyasztás alakulása megfelel a relatív árcsökkenésnek, azaz az ár- és egyéb hatás pozitív, a munkásoknál viszont ez a mennyiség nagy abszolút értékű negatív szám. A jelenség a személyautó vásárlásokkal van szoros kapcsolatban. Mint az 5. táblázatból is kiderül, a munkások ebben az időszakban még elsősorban gyűjtöttek személygépkocsira, a szellemiek viszont már jelentős mértékben vásároltak is.

5. táblázat

Az évi egy főre eső gépkocsi-vásárlások
folyóáron kifejezve

	1972	1973	1974
	forint		
Munkások	375	366	340
Szellemiek	736	992	1051

Figyelemre méltó a parasztságnál és kettős jövedelműeknél kapott számok jelentős eltérése is, úgy tűnik, hogy itt ugyanaz a helyzet, mint a munkások és a szellemiek esetében.

Az egyéb iparcikkeknel az ár- és egyéb hatás mindenütt egyértelműen pozitív, tehát e cikkek fogyasztása határozott formában reagál az árváltozásokra. A különböző társadalmi és jövedelmi csoportok közötti eltérések ez esetben nem csupán az ár- és egyéb hatások, hanem a relatív árváltozások tekintetében is elég nagyok, ami nyilván e fogyasztási csoport nagyfokú heterogenitásának a következménye.

A szolgáltatások relatív árindexe különbözően alakul a munkás-szellemi, illetve a paraszti-kettősjövedelmű rétegeknél. A munkás és szellemi rétegeknél a szolgáltatások viszonylag stabil árának megfelelően valamelyest csökkent, a paraszti és kettősjövedelmű rétegeknél viszont az új és ennek megfelelően nagyobb árszintű létesítmények növekvő számával együtt nőtt a relatív árindex. Az ár- és egyéb hatások azonban csak ez utóbbi két rétegnél alakultak az árváltozásokkal összhangban, azaz a két rétegnél a számított ár- és egyéb hatás negatív. A munkásokra és szellemiekre vonatkozó számok azonban a szolgáltatásokkal kapcsolatos problémákra mutatnak rá: a kínálat nem megfelelő növekedése fokozta a kielégítetlen igényeket. E két rétegnél — néhány jövedelmi kategóriát kivéve —, a csökkenő relatív árakhoz negatív ár- és egyéb hatás tartozik, azaz az alacsony szolgáltatási díjak ellenére sem növekedett a fogyasztás a jövedelemnek és árnak megfelelően.

Tekintsük most át az eredményeket *rétegek* szerint. A munkás és szellemi rétegeknél és azok valamennyi jövedelem kategóriájánál az ár- és egyéb hatások megfelelnek az árváltozások irányának. Ezért, amint látni fogjuk, a modellt sikeresen alkalmazhattuk ezekre a rétegekre, illetve kategóriákra.

A parasztságnál a redukált fogyasztás-változás a legtöbb árucsoportban nem felel meg az árváltozások irányának.

Az áremelkedések ellenére az élelmiszerek és élvezeti cikkek vásárlása jelentékeny mértékben nőtt. Részben ennek a növekedésnek a pénzvonó hatása miatt a ruházati és tartós fogyasztási cikkek vásárlása alatta maradt annak az értéknek, amelyet a jövedelem és az árváltozások megszabnak. Ebből arra következtethetünk, hogy a parasztság fogyasztási magatartása elsősorban nem az áraktól, hanem a jövedelem alakulásától, valamint egyéb, a modellben jelenleg még figyelembe nem vett tényezőktől függött. Ezért már most sejthető, hogy modellünk kevésbé jól illeszkedik a parasztság fogyasztási adataira.

Végül, ha a 4. táblázat kettős jövedelműekre vonatkozó részeredményeit megfigyeljük, azt látjuk, hogy a redukált fogyasztás-változások előjelükben megfelelnek az árváltozásoknak, de a többi réteghez viszonyítva nagyok. Ha szabad ezekből az adatokból következtetni, akkor azt állapíthatjuk meg, hogy a kettős jövedelműeknél — szemben a korábbi években tapasztaltakkal — igen nagy az árérzékenység. Természetesen szükség lesz ennek a jelenségnek a további vizsgálatára, más évek adatai alapján is.

A 4. táblázatból a fentiekben levont tanulságokat tükrözik a *keresleti egyenletek* végső alakjai is, amelyeket a következőkben fogunk ismertetni. Az itt közölt

6. táblázat

A modell számított paraméterei és egyéb jellemzői

	A jövedelemhajlékonyság	A jövedelemhajlékonyság Ft értéke ^a	t-próba	Korrelációs együttható	A relatív hibák négyzetes átlaga (%)
Munkások	-1,30	-249	1,88	-0,61	5,0
Ezen belül:					
1. kategória	-1,60	-211	3,06	-0,78	4,4
2. kategória	-1,21	-215	1,69	-0,30	8,4
3. kategória	-1,05	-233	2,15	-0,66	4,9
4. kategória	-1,07	-325	0,45	-0,18	13,1
Szellemiek	-1,32	-324	2,96	-0,77	3,6
Ezen belül:					
1. kategória	-1,21	-167	2,15	-0,66	6,2
2. kategória	-1,61	-289	1,17	-0,43	11,8
3. kategória	-1,48	-331	1,74	-0,58	4,3
4. kategória	-1,15	-389	2,21	-0,67	4,4
Parasztság	-0,66	-127	0,58	-0,23	6,1
Kettős jövedelműek	-3,15	-625	2,40	-0,70	10,1

^a) A jövedelemhajlékonyság forintértéke $c = \Phi \cdot Y/100$ kifejezi, hogy 1%-os árváltozás hány forint egy főre eső évi jövedelemváltozás hatásával ekvivalens

főleg módszertani jellegű rész az árrugalmasságok értékelése szempontjából fontos. A számításokból levonható közgazdasági következtetések tulajdonképpen a 4. táblázattal kapcsolatos vizsgálatok más formában való megfogalmazásai lesznek.

A módszertani részben leírtak szerint a modell feltételezte, hogy a saját árhatások arányosak a relatív árindexek változásának és a megfelelő jövedelemrugalmasságnak szorzatával. Az egyéb hatásokat véletlen hibáknak tekintettük, azaz a számításokhoz a 4. táblázatban közölt relatív árindex-változásokat, továbbá az ár- és egyéb hatásokat, valamint a már korábban meghatározott jövedelemrugalmasságokat használtuk fel. Az arányossági tényező a $(-\Phi)$ jövedelemhajlékonyság, amelynek a legkisebb négyzetek módszerével való becslése után végleges formában felírhatjuk a keresleti egyenleteket.

A 6. táblázat tartalmazza a $(-\Phi)$ jövedelemhajlékonyságra kapott eredményeket, valamint a forintértékben kifejezett $c = -\Phi \cdot y/100$ együtthatókat, amelyek megadják, hogy 1%-os árváltozás a modell szerint hány forint évi jövedelemváltozás hatásával ekvivalens. Ez a mutató az eredmények értelmezésénél fog hasznos segítséget nyújtani. A becslés megbízhatóságára vonatkozóan a t-próba értékeit tüntettük fel. A keresleti egyenletek illeszkedésének mértékét kétféle mutatószámmal jellemeztük, a korrelációs együtthatóval, valamint a százalékban kifejezett relatív hibák négyzetes átlagával. Az előbbi az árváltozás, valamint az ár- és egyéb hatás közötti kapcsolatot szoroságát, az utóbbi pedig a fogyasztási értékek közelítésének pontosságát jellemzi a fogyasztás százalékában kifejezve.

A táblázatból kitűnik, hogy a kapott jövedelemhajlékonyság, s ezzel együtt a korrelációs együttható minden esetben a vártnak megfelelően negatívnak adódott, azaz helyesen tükrözi az árváltozás hatását a fogyasztásra. Vizsgáljuk meg fogyasztói csoportonként, részletesen is az eredményeket, párhuzamosan figyelembe véve három szempontot, nevezetesen a kapott paraméterek gyakorlati értelmezését, a becslés megbízhatóságát és a keresleti egyenleteknek az adatokhoz való illeszkedését.

A munkás és szellemi rétegeknél a jövedelemhajlékonyságok -1 és -2 közötti értékeket vesznek fel, a kategoriánkénti eredmények pedig összhangban vannak egymással, ugyanis a jövedelemhajlékonyság értéke a jövedelem növekedésével általában monoton csökken. Ez a csökkenés azonban nem túl nagy, amit az is mutat, hogy a c együtthatók a jövedelem növekedésével valamelyest nőnek. A modell leírásánál ismertettük a jövedelemhajlékonyságnak azt a tulajdonságát, hogy megközelítőleg kifejezi a saját ár- és jövedelemrugalmasságok arányát. Így, mielőtt magukat a rugalmasságokat tárgyalnánk, már most megállapíthatjuk, hogy a keresleti modellel az erre a két rétegre számított árrugalmasságok nagyobbak a jövedelemrugalmasságoknál. Ugyanakkor a jövedelemhajlékonyság csökkenése azt jelzi, hogy az ár iránti érzékenység a jövedelem növekedésével csökken. A jövedelemhajlékonyságnak a kereszt-árrugalmasságok meghatározásában játszott szerepére a fejezet végén visszatérünk.

Amellett, hogy a jövedelemhajlékonyságra valamint a c együtthatóra kapott becslések jól értelmezhetők, el kell mondanunk, hogy a statisztikai mutatószámok nem minden esetben megfelelőek. Így a t-próba értéke néhány esetben nem éri el a 90%-os valószínűségi szintnek megfelelő 1,94 értéket. Bár az illeszkedés mértékét kifejező korrelációs együttható előjele negatív, abszolút értéke azonban ugyanezekben az esetekben alacsony.

Ez azt jelenti, hogy bár a fogyasztás változását a jövedelemhatás mellett az ár is jelentősen befolyásolja, ugyanakkor az egyéb tényezők is komoly szerepet játszanak. Jobb képet kapunk, ha a közelítés pontosságát kifejező mutatószámot, a relatív hibák négyzetes átlagát vizsgáljuk. Természetesen a későbbiekben az adatbázis kiszélesítésével és a modell pontosításával ezek az értékek is csökkenthetők lesznek.

A modell hibájának, valamint a fogyasztásra ható egyes tényezőknek az arányát szemlélteti a 7. táblázat is. Mielőtt áttérnénk a 6. táblázat parasztságra és kettős jövedelműekre vonatkozó eredményeire, ezzel a táblázattal fogunk részletesebben foglalkozni. Itt — bár csak a munkás és szellemi rétegekre — a fogyasztás 1972 és 1974 közötti százalékos változását felbontottuk a modellel számított összetevőkre. Erre a modell konkrét alakja adott lehetőséget, ugyanis csak az 1972. és 1974. közötti reáljövedelem — valamint relatív árindex változásokat kellett behelyettesíteni. Látható, hogy a vizsgált időszakban a fogyasztás változását elsősorban a jövedelem növekedése szabta meg. Az árváltozás hatása kisebb az egyéb tényezők hatásánál, amelyet a modell hibájaként foghatunk fel. Ez azonban következik abból, hogy 1972. és 1974. között csak az élvezeti cikkek ára változott jelentősebben.

A 7. táblázat sorai még világosabban tükrözik azokat a sajátosságokat, amelyeket már korábban a 4. táblázat elemzések soroltunk fel. Látható, hogy mindkét rétegnél az élelmiszerfogyasztás, valamint a szolgáltatások igénybevétele alatta marad a jövedelem- és árváltozások alapján várhatónak. Az élvezeti cikkek fogyasztását a modell jól írja le, a fogyasztás alacsony növekedésének a jelentős áremelkedés az oka. A táblázat is tükrözi a két réteg között a tartós fogyasztási cikkek vásárlásaiban mutatkozó különbséget, amelyet az autóvásárlásokkal hozhatunk kapcsolatba.

7. táblázat

A fogyasztás 1972 és 1974 közötti változásának összetevői^a

	A fogyasztás relatív változása	A reáljövedelem változásának hatása	A relatív árváltozás hatása	Egyéb hatások	Egyéb hatások
	százalékszámok				Ft/ft
Munkások:					
Élelmiszer	4,1 =	7,7	+ 0,1	- 3,7	-187
Évezeti cikkek	5,0 =	12,1	- 7,6	+ 0,5	16
Ruházati cikkek	14,2 =	9,5	+ 1,5	+ 3,2	82
Fűtés és házt. energ.	11,9 =	7,1	+ 1,2	+ 3,6	28
Tartós fogy. cikkek	3,9 =	12,3	+ 0,9	- 9,3	-154
Egyéb iparcikkek	19,2 =	11,3	+ 3,3	+ 4,6	100
Szolgáltatás	14,3 =	14,1	+ 2,6	- 2,4	-75
Szellemiek					
Élelmiszer	4,1 =	5,3	- 0,1	- 1,1	-65
Évezeti cikkek	2,9 =	9,6	- 7,3	+ 0,6	9
Ruházati cikkek	7,3 =	7,2	+ 1,2	- 1,1	-38
Fűtés és házt. energ.	12,4 =	6,2	+ 1,4	+ 4,8	45
Tartós fogy. cikkek	18,5 =	14,9	+ 0,9	+ 2,7	64
Egyéb iparcikkek	20,3 =	10,7	+ 2,8	+ 6,8	205
Szolgáltatás	12,6 =	11,9	+ 2,2	- 1,5	-75

^aAz 1972. évi egy főre eső átlagos fogyasztásra vetítve

Visszatérve a 6. táblázat eddig még nem elemzett, a parasztságra és a kettős jövedelműekre vonatkozó soraira, megfigyelhetjük, hogy bár mindkét rétegnél negatív jövedelemhajlékonyságot kaptunk, a statisztikai mutatószámok valamint a kapott jövedelemhajlékonyság értelmezése problémákat vet fel. A parasztságnál az alacsony korrelációs együttható az ár és a fogyasztás laza kapcsolatára utal. Emiatt a jövedelemhajlékonyságra adott becslés standard hibája is nagyobb, mint maga a becslés paramétere: a t-próba értéke 1-nél kisebb. Mindez a 4. táblázat elmezése alapján várható volt.

Ehhez hasonlóan nem meglepő, hogy a kettős jövedelműek jövedelemhajlékonysága igen nagy. Ugyanakkor meg kell említenünk, hogy a becslés biztonságára vonatkozó t-próba érték és az árnak a fogyasztásra gyakorolt hatását jellemző korrelációs együttható is meglepően magas. A jövedelemhajlékonyság nagy értéke — néhány árucsoportra —3 és —4 közötti saját árugalmasságokat eredményez. Ezért további évek adatain is ellenőrizni kell, hogy a kettős jövedelműek ilyen nagy mértékű árérzékenysége reális-e.

A jövedelemhajlékonyság ismeretében az (5)—(6) képletek alapján kiszámítottuk a modell által becslés *árugalmasságokat*. A saját árugalmasságokat mind a négy rétegre, a munkás és szellemi rétegen belül az összes jövedelmi kategóriára a 8. táblázat tartalmazza. Mint korábban említettük, a másik két rétegnél a megfelelő árindexek hiánya miatt jövedelmi kategóriákra bontást nem számoltunk. A jövedelemhajlékonyságra kapott becslésekről írtaknak megfelelően magukat a teljes paraszti és kettős jövedelmi rétegekre kapott árugalmasságokat sem fogadhatjuk el kellő biztonsággal. A munkás és szellemi rétegek saját árugalmasságait megfigyelve a legszembeszökőbb tanulság az, hogy a kapott értékek általában nagyobbak az idősoros modellekkel kapott hazai és külföldi becsléseknél (vö. [5], [2]). Ez összhangban van a tapasztalattal, hogy az idősoros számításoknál — összehasonlítva a keresztmetszeti-ekkel — a jövedelem szerepe a fogyasztásban jobban érvényesül, mint az árváltozásoké. A kapott árugalmasságokat a jövedelemrugalmasságokkal összehasonlítva megállapíthatjuk, hogy a modell tulajdonságainak következtében ezek valóban megközelítőleg arányosak egymással. Annak megfelelően, hogy

8. táblázat

A saját árugalmasságok jövedelmi kategóriák szerinti részletezése

	Élelmiszer	Élvezeti cikkek	Ruházati cikkek	Fűtés, házt. energia	Tartós fogy. cikkek	Egyéb ipar-cikkek	Szolgáltatás
Munkások	— 0,98	— 1,37	— 1,14	— 0,88	— 1,51	— 1,32	— 1,56
Ezen belül:							
1. jövedelmi kategória	— 1,21	— 1,57	— 1,75	— 0,71	— 2,17	— 1,70	— 1,97
2. jövedelmi kategória	— 1,05	— 1,37	— 1,03	— 0,81	— 1,39	— 1,21	— 1,62
3. jövedelmi kategória	— 0,87	— 1,16	— 0,81	— 0,74	— 1,04	— 1,06	— 1,29
4. jövedelmi kategória	— 0,61	— 0,95	— 0,65	— 0,74	— 1,27	— 1,09	— 1,24
Szellemiek	— 0,78	— 1,20	— 1,02	— 0,85	— 1,41	— 1,20	— 1,34
Ezen belül:							
1. jövedelmi kategória	— 0,86	— 1,12	— 1,41	— 0,77	— 1,75	— 1,08	— 1,70
2. jövedelmi kategória	— 1,06	— 1,57	— 1,35	— 1,06	— 2,46	— 1,81	— 2,02
3. jövedelmi kategória	— 0,90	— 1,50	— 1,17	— 0,99	— 2,18	— 1,59	— 1,77
4. jövedelmikategória	— 0,69	— 1,09	— 0,48	— 0,96	— 1,66	— 1,06	— 1,25

az arányossági tényező a $(-\Phi)$, az is megfigyelhető, hogy az árérzékenység a munkásoknál a jövedelem növekedésével csökken, a szellemieknél ez a jelenség annyiban módosul, hogy a legalacsonyabb jövedelmi kategóriára jellemző ár rugalmasságok viszonylag kicsik.

A munkás és szellemi rétegeken belül minden kategóriára kiszámoltuk a kereszt-ár rugalmasságokat is, azonban helyszűke miatt itt csak a teljes rétegekre vonatkozókat közöljük, őket a főátlóban levő saját ár rugalmasságokkal együtt a 9. táblázat tartalmazza.

9. táblázat

Az ár rugalmasságok mátrixai

	Élelmi- szer	Élvezeti cikkek	Ruházati cikkek	Fűtés, házt. energia	Tartós fogy. cikkek	Egyéb ipar- cikkek	Szolgál- tatás
Munkások							
Élelmiszer	- 0,98	0,05	0,02	0,00	0,04	0,03	0,12
Élvezeti cikkek	0,01	- 1,37	0,02	- 0,01	0,06	0,08	0,17
Ruházati cikkek	- 0,01	0,06	- 1,14	- 0,01	0,05	0,04	0,19
Fűtés, házt.-i energia	0,00	0,05	0,01	- 0,88	0,03	0,02	0,12
Tartós fogy. cikkek	- 0,01	0,08	0,03	- 0,01	- 1,51	0,05	0,14
Egyéb iparcikkek	- 0,01	0,07	0,02	0,00	0,05	- 1,32	0,13
Szolgáltatás	- 0,01	0,10	0,03	0,00	0,06	0,06	- 1,56
Szellemiek							
Élelmiszer	- 0,80	0,02	0,01	0,00	0,05	0,04	0,09
Élvezeti cikkek	- 0,06	- 1,28	0,00	- 0,01	0,10	0,06	0,14
Ruházati cikkek	- 0,04	0,04	- 1,04	0,00	0,08	0,05	0,11
Fűtés, háztart. energia	- 0,01	0,03	0,01	- 0,89	0,07	0,04	0,14
Tartós fogy. cikkek	- 0,10	0,08	0,01	- 0,01	- 1,87	0,09	0,22
Egyéb iparcikkek	- 0,07	0,06	0,01	0,00	0,11	- 1,40	0,16
Szolgáltatás	- 0,08	0,06	0,01	- 0,01	0,13	0,07	- 1,49

A kereszt-ár rugalmasságokból ugyanis sok következtetés már nem vonható le, ezek a modell tulajdonságainak megfelelően alakultak. Így nem tükrözik az egyes cikkesoportok közötti fajlagos keresztthatásokat. A táblázatban található keresztár rugalmasságok- csak az ún. másodlagos keresztthatást számszerűsítik. Ez a hatás azért jön létre, mert a megváltozott árúciók fordított kiadás is megváltozik, s ez szükségképpen vagy pénzt von el a többi cikktől, vagy ellenkezőleg, mint felesleg jelentkezik. Mint a

$$\frac{\partial q_i p_i}{\partial p_i} = q_i + p_i \frac{\partial q_i}{\partial p_i} = q_i (1 + e_{ii})$$

összefüggésből meggyőződhetünk, attól függően, hogy a saját ár rugalmasság abszolút értéke 1-nél kisebb-e vagy nagyobb, a kiadás változása a saját ár változásával megegyező, illetve ellenkező irányú. A munkás és szellemi rétegeknél az ár rugalmasságok — annak következtében, hogy $\Phi > 1$ — általában 1-nél nagyobb abszolút értékűek. Így a rugalmasabb tartós fogyasztási cikkek, az élvezeti és ruházati cikkek, az egyéb iparcikkek és szolgáltatások drágulására a fogyasztó csökkenti a cikkesoportra költött kiadásokat és a megmaradt pénzt más cikkekre fordítja. Ezeknek a cikkesoportoknak az oszlopaiban ezért pozitív kereszt-ár rugalmassági együtthatókat találhatunk. Viszont a kevésbé rugalmas

élelmiszer árának drágulásakor a fogyasztó ragaszkodik a megszokott mennyiséghez, ezért kénytelen az ehhez szükséges pénzt elvonni a többi cikktől. Ez mutatkozik meg abban, hogy az élelmiszer, valamint a fűtés és háztartási energia oszlopában negatív értékeket találhatunk.

Következtetések

Ebben a dolgozatban összefoglaltuk annak a vizsgálatnak az első eredményeit, amely a társadalmi rétegek fogyasztását keresztmetszeti adatok felhasználásával jövedelmi kategóriák szerinti bontásban akarja leírni. Az első számítások összesen csak három év adatainak felhasználásával folytak, ennek ellenére fontos következtetésekre vezettek. Megállapítható volt, hogy a munkás és szellemi rétegek fogyasztása a jövedelem hatásán kívül az árváltozásokra is élesen reagál. A parasztságnál ez a hatás kisebb volt, a kettős jövedelműeknél pedig további vizsgálatokra van szükség, hogy az ár szerepét pontosabban meghatározzuk. Emellett mindegyik rétegnél jelentős a súlyuk egyéb tényezőknek, amelyeket ezután kell majd megvizsgálnunk.

Az árváltozások hatásának becslésénél szerepet játszottak a modell speciális tulajdonságai, ugyanis a jelenleg felhasznált adatbázis önmagában nem volt elég az ár rugalmasságok megbízható becslésére. Ezért a munka későbbi szakaszában több év keresztmetszeti adatainak összehasonlítását kell elvégezni annak az ellenőrzésére, hogy a modellben tett feltevések érvényesek-e, vagy helyükre milyen összefüggések állíthatók. Végül az adatbázis időbeli kiterjesztése mellett szükség lesz az árucsoportok nagyobbfokú dezaggregálására is. Erre egyrészt a gyakorlati felhasználhatóság igénye vezet, másrészt az a körülmény, hogy nagyobb aggregáltsági szinten az árucsoportok inhomogenitása erősen tompítja a fogyasztásra jellemző tulajdonságok érvényesülését.

(*Béérkezett: 1978. július 21-én.*)

IRODALOMJEGYZÉK

1. BENEDECKI J.-NÉ: A rugalmassági számítások gazdasági alkalmazásának néhány módszertani kérdése. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, 1964.
2. BRIDGE, J. L.: Applied Econometrics. North Holland, 1971.
3. ÉLTETŐ Ö.: A fogyasztói kiadások lineáris modelljének néhány tulajdonsága a hazai tapasztalatok tükrében. VII. Magyar Operációkutatási Konferencia, Pécs, 1977.
4. ENYEDI J.: A fogyasztói kiadások lineáris modellje. Országos Tervhivatal, 1977. június.
5. HULYÁK K.—LOSONCZY I.-NÉ: Keresleti modellek számszerűsítése idősorok alapján. Szigma, 1979. január.
6. SZAKOLCZAI GY.—HULYÁK K.—LOSONCZY I.-NÉ—MUSZÉLY GY.: Klasszikus fogyasztáselemzési modellek felhasználása a fogyasztói árpolitika megalapozására. Közgazdasági Szemle, 1979. január.
7. THEIL H.: Közgazdaságtan és információelmélet. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, 1970.
8. Fogyasztási cikkek és szolgáltatások jövedelemrugalmasságai. KSH Időszaki Közlemények, 246. kötet. 1972.
9. A fogyasztói árak alakulása a lakosság egyes rétegeinél, 1973., 1974., KSH Időszaki Közlemények.
10. Háztartásstatisztika. 1972., 1973., 1974. KSH Időszaki Közlemények.
11. A klasszikus fogyasztáselemzési modellek számszerűsítésének eredményei. I. Módszertan és értékelés. II. Ábrák és táblázatok. Számítógéppalkalmazási Kutató Intézet. 1978. március.

QUANTIFICATION OF A CONSUMPTION MODEL ON THE BASIS OF CROSS-SECTIONAL DATA

In this paper a method elaborated for the quantification of consumption analysis model on the basis of cross-sectional data as well as the conclusions drawn from the first computations are presented. This work was aimed at determining income and price effects within social strata also in a breakdown according to income categories. By comparing household-statistical samples of some years estimates can be given also for price elasticities beside income elasticities. The latter were determined from cross-sectional data empirically, while the former by means of a linear model established for relative changes in consumption, income and prices, respectively. In order to decrease the number of unknown parameters it was supposed that equations of demand are obtained from the maximization of an additive utility function.

The first computations were made by utilizing data of three years only, nevertheless, some important conclusions could be drawn. It could be stated that consumption of blue collar and white collar workers vividly reacted, beside income changes, also to changes in prices. In the case of peasantry this effect was smaller, while in that of those with double income further investigations are required in order to determine the role of price more precisely. Besides, some other factors have an important part, too, in the case of each stratum, whose study is a similarly important task.

ЧИСЛОВАЯ РЕАЛИЗАЦИЯ МОДЕЛИ ПОТРЕБЛЕНИЯ НА ОСНОВЕ ДАННЫХ СЕМЕЙНЫХ БЮДЖЕТОВ

В этой работе представлен метод, разработанный для числовой реализации модели потребления на основе данных семейных бюджетов а также выводы, которые могут быть сделаны из первых расчетов. Кроме того, работа имела целью определение влияния доход и цен соответственно категориям доходов общественных групп. Сравнения статистические выборки по бюджетам домашних хозяйств за несколько лет, наряду с эластичностью по доходу можно оценить и эластичность ценам. Первые были определены на основании данных семейных бюджетов эмпирическим путем, а последние с помощью линейной модели, основанной на относительных изменениях потребления, дохода и цен. С целью сокращения числа неизвестных параметров предполагалось, что уравнения спроса вытекают из максимизации аддитивной функции полезности.

Первые расчеты были проведены с использованием данных лишь за три года, но несмотря на это были сделаны важные выводы. Можно было констатировать, что потребление рабочих и служащих заметно реагирует не только на изменение доходов, но и на изменение цен. У крестьянства это влияние было меньше, а в категории лиц с двойным источником доходов необходимо проводить дополнительные исследования с целью более точного определения роли цены. Наряду с этим у каждой группы значительную роль играют и другие факторы, определение которых также является важной задачей.