

Keresleti egyenletek becslése háztartásstatisztikai adatokból

Bevezetés

A dolgozat célja a magyar lakossági fogyasztás vizsgálata szociális rétegenkénti bontásban. A számítások alapja, csakúgy mint korábbi hasonló számításainkban [4], a hazai háztartásstatisztikai felmérés. Míg korábban az egyes szociális és jövedelmi csoportok fogyasztását külön-külön, egymástól függetlenül modelleztük, addig most az egyes rétegek keresleti egyenleteit, mint egy egységes modell rész-egyenleteit egyidejűleg határozzuk meg. Segítségünkre volt az 1977-ben DEATON és MUELLBAUER által publikált, általuk majdnem ideális keresleti rendszernek nevezett modell [1], amely más előnyös tulajdonságai mellett, az egyes fogyasztókra, illetve fogyasztói rétegekre aggregálható keresleti egyenletekből áll. Természetesen a gyakorlatban minden egyes fogyasztó részére nem állíthatók fel külön keresleti egyenletek, és a szerzők is az összlakosságra vonatkozó, teljes körű fogyasztási idősort használtak. A mi számításaink eltérnek az általuk alkalmazott változattól: a háztartásstatisztikai felmérés alapján ugyanis az egyes szűk szociális rétegekre is különálló keresleti egyenletek származtathatók.

A másik különbség oka szintén az adatbázis eltérő típusában kereshető. Bár a keresztmetszeti adatokban rejlő információ lehetővé teszi a jövedelemrugalmasságok biztonságos becslését, azonban nem írható jól le a fogyasztás időbeli változása. Ennek oka a fogyasztás dinamikus változásaira vezethető vissza. Amikor a modellt eredeti, statikus változatában az 1976 és 1979 közötti adatokra számszerűsítettük, az árrugalmasságokra torz — nagy abszolút értékű pozitív és negatív — becsléseket kaptunk. Ugyanakkor a rendelkezésre álló néhány év adatai nem tették lehetővé a dinamikus tulajdonságok modellezését. Ezért úgy döntöttünk, hogy az időbeli változásokat a jövedelem- és árváltozó szerepeltetése mellett lineáris trend hozzáadásával közelítjük. Ezzel a lépéssel bizonyos mértékig sikerült kiküszöbölni az árrugalmasság becslésekor fellépő torzítást — ugyanakkor a trend-tag is szignifikánsnak mutatkozott. Befejezésül megemlítjük, hogy az [5] dolgozatban eredményeinket összehasonlítottuk idősoros adatokon számszerűsített modellek eredményeivel, s az észlelt eltéréseket sikerült kapcsolatba hozni az általunk számított trend-értékekkel. Ugyanebben a dolgozatban bemutatjuk azokat a legfontosabb dinamikus hatásokat, amelyek a kapott trend-értékekhez vezettek.

1. A számítási módszer ismertetése

1.1. A Deaton-Muellbauer-féle majdnem ideális keresleti rendszer specifikálása

A következőkben először a Muellbauer által definiált konzisztens aggregálás fogalmát határozzuk meg úgy, ahogyan az a majdnem ideális keresleti rendszerről írt [1] dolgozatban szerepel. A tárgyalásban csak egy szemléleti különbség lesz, nevezetesen, ahol az eredeti dolgozat egyedi fogyasztókat említ, ott mi különálló fogyasztói rétegekről fogunk beszélni. Tekintsük H számú fogyasztói rétegnek $w_{ih}(x_h, p)$ függvényekkel leírható kiadási hányadait, azaz jelölje $w_{ih}(x_h, p)$ a h -adik réteg ($h = 1, \dots, H$) átlagos egy főre eső x_h összkiadásából az i -edik cikkre ($i = 1, \dots, n$) fordított kiadás hányadát, ahol p az n számú cikk áraiból alkotott vektor. A $w_{ih}(x_h, p)$ keresleti függvényekben tehát a klasszikus modellekben szokásos módon a jövedelem szerepét a kiadások összege veszi át. A w_{ih} függvények akkor teljesítik a konzisztens aggregálás feltételét, ha a

$$\bar{w}_i = \frac{\sum_h x_h \cdot w_{ih}(x_h, p)}{\sum_h x_h}$$

átlagos kiadási hányad $\bar{w}_i = w_i(x_0, p)$ alakban írható, ahol

$$x_0 = x_0(x_1, \dots, x_H, p) \quad (1)$$

egy bizonyos reprezentatív kiadási szint. Más szóval bárhogy is változtatjuk a vizsgált rétegek jövedelemeloszlását, az átlagos kiadási hányad csak az (1)-gyel definiált reprezentatív jövedelmi szinttől függ. Az [1] dolgozat megadja a feltételeket kielégítő w_0 és w_{ih} alakját, ezt azonban ebben az általános formában itt nem részletezzük. Átvesszük viszont azt a speciálisabb esetet, amikor felteszik, hogy x_0 nem függ p -től, és a w_{ih} keresleti függvények preferencia konzisztens fogyasztási struktúrát írnak le. Ebben az esetben w_{ih} vagy

$$w_{ih}(x, p) = (x \cdot k_h)^\alpha \frac{(A \cdot B)^\alpha}{B^\alpha - A^\alpha} (A_i - B_i) + \frac{B^\alpha B_i - A^\alpha A_i}{B^\alpha - A^\alpha} \quad (2)$$

vagy

$$w_{ih}(x, p) = \frac{\log(x \cdot k_h) - \log A}{\log B - \log A} (B_i - A_i) + A_i \quad (3)$$

alakban írható, ahol α tetszőleges konstans, A és B a p árvektor elsőfokú homogén konkáv függvényei,

$$A_i = \frac{\partial \log A}{\partial \log p_i}, \quad B_i = \frac{\partial \log B}{\partial \log p_i}, \quad A < B, \quad (4)$$

végül k_h a fogyasztói rétegre jellemző konstans. A k_h paraméter értelmezését az eredményekkel foglalkozó fejezetben fogjuk ismertetni.

A modell alkotóihoz hasonlóan mi is csak a (3) típusú függvények formájában számszerűsítettük a kiadási hányadokat, sőt azt is feltettük, hogy (3)-ban

$\log(x \cdot k_n)$ együtthatója konstans, ami a

$$\log B = \log A + \Pi p_i^{b_i}$$

feltételezéssel azonos. Ekkor (3) a következő alakban írható:

$$w_{ih} = A_i + b_i(\log(x \cdot k_n) - \log A). \quad (5)$$

A specifikáció az $A(p_1, \dots, p_n)$ függvény konkrét formájának megadásával lenne teljes. Ennél az utolsó lépésnél, az adatbázis eltérő típusa miatt eltérünk az eredeti specifikációtól. Akármilyen nagy is a keresztmetszeti minta, ha az évek T száma elég kicsi, akkor kevés azon paraméterek száma, amelyeket egyértelműen meghatározhatunk. Más szóval az $A(p_1, \dots, p_n)$ függvényt nagyon speciális formában kellene rögzíteni ahhoz, hogy a paraméterek becslése elvégezhető legyen. Ehelyett olyan elhanyagolásokat fogunk tenni, amelyek mellett a paraméterek száma csökken.

Az [1] dolgozat szerint $A(p) = C(0, p)$, ahol $C(u, p)$ az ún. költségfüggvény, amely azt a minimális jövedelmet jelenti, amelyből a p árvektor mellett az u hasznos szint elérhető (a hasznossági függvény értéke u).

$$\frac{A(p_i)}{A(p_0)} = \frac{C(0, p_i)}{C(0, p_0)} = I(p_i, p_0 | 0), \quad (6)$$

ahol I az ún. megélhetési költség index a 0 hasznos szint mellett.

Ismeretes (lásd pl.: [6], 94. old.), hogy

$$\frac{\partial \log C(u, p)}{\partial \log p_i} = w_i^0(u, p), \quad (7)$$

ahol $w_i^0(u, p)$ az i -edik kiadási hányad az u hasznos szint és a p árak mellett. Felhasználva a (4) összefüggést, az (5) keresleti egyenlet (6) és (7) alapján

$$w_{ih} = w_i^0(0, p) + b_i[\log x - \log I(p_i, p | 0) - \log A(p_0) + \log k_n] \quad (8)$$

alakban írható.

A számszerűsítés megkönnyítése céljából két egyszerűsítést fogunk végrehajtani a (8) egyenletben. Deaton és Muellbauer javasolják $\log I$ helyettesítését valamilyen ismert indexszel. Legyen ez esetünkben az általános fogyasztói árindex. Tételezzük fel ezenkívül, hogy $w_i^0(0, p)$, amely az árak függvénye, az összes ártól csak a p_i' saját relatív áron keresztül függ. Ha az árváltozások nem túl nagyok, $w_i^0(0, p)$ a $w_i^0(0, p) = a_i^0 + d_i \log p_i'$ alakban kereshető.

Mindezen megfontolások alapján végül is a keresleti egyenletek

$$w_{ih} = a_i + b_i \cdot \log(x/P) + b_i \cdot c_h + d_i \cdot \log p_i' \quad (9)$$

alakban becsülhetők, ahol P az általános fogyasztói árindex, $a_i = a_i^0 - b_i \log A(p_0)$, $c_h = \log k_n$. Itt az ismeretlen paraméterek az a_i , b_i , c_h és d_i együtthatók. Ezekben a (9) egyenlet nem lineáris, de egy olyan iterációs eljárással, mint amilyent például a Stone modell becslésénél szokás alkalmazni a paraméterek a legkisebb négyzetek elve alapján becsülhetők [3]. Az egyértelmű becsléshez azonban a c_h paraméterekről valamilyen feltételezést kell ten-

nünk, ellenkező esetben ugyanis a c_h -kra, illetve az a_i -kre végtelen sok megoldás létezik. Legegyszerűbb kikötni, hogy a c_h együtthatóknak a rétegenkénti mintanagyságokkal súlyozott átlaga

$$\bar{c} = \sum_h s_h c_h = 0 \quad (10)$$

legyen, ez a feltétel ugyanis az iteráció során könnyen teljesíthető.

Maga az iterációs becslési eljárás a következőképpen végezhető el: A kiinduló c_h értékeket minden h -ra 0-nak választva, az a_i , b_i és d_i együtthatók lineáris regresszióval becsülhetők. Ezek ismeretében, ugyancsak lineáris regresszióval, a c_h értékek finomíthatók, és az eljárás többször megismételhető. Az iterációnak ebben a formában való végrehajtása során (10) minden lépésnél teljesül.

A (9) egyenlet alapján a következőképpen számíthatók ki a különböző rugalmasságok:

$$\text{jövedelemrugalmasság: } E_{ih} = 1 + \frac{b_i}{w_{ih}},$$

$$\text{saját árrugalmasság: } e_{ih} = (d_i - w_i) \left(1 - \frac{1}{w_{ih}} \right) - w_{ih} E_{ih} \quad (11)$$

$$\text{kompenzált saját árrugalmasság: } e_{ih}^* = (d_i - w_i) \left(1 - \frac{1}{w_{ih}} \right).$$

Mint a bevezetésben utaltunk rá, a saját árrugalmasságokra legtöbb esetben elfogadhatatlanul nagy pozitív illetve negatív értékeket kaptunk. Ennek a jelenségnek az okát vizsgálva arra a megállapításra jutottunk, hogy a rétegek fogyasztását *évenként* leíró Engel-görbék évről-évre jelentősen eltolódnak: egyes cikkeknel emelkednek, másoknál csökkennek. Ez az emelkedés illetve süllyedés hasonló évenkénti változást okoz a kiadási hányadoknál is. A (9) egyenlet szerint viszont ez az eltolódás csak az árak változásával magyarázható. Az egyenlet statikus, azaz a fogyasztás pillanatnyi értéke (egy-egy rétegen belül) csak a folyó jövedelemtől és az ártól függ. A becslés során nagy abszolút értékű d_i együtthatókat kaptunk, ami az árrugalmasságok említett torz értékeihez vezetett. *A számítások kudarca cáfolja a fogyasztás statikus voltát*, azonban a rendelkezésre álló néhány év adatai nem teszik lehetővé az okok beható vizsgálatát. Ezért úgy döntöttünk, hogy a fogyasztás alakulását befolyásoló egyéb olyan tényezők hatását, amelyek évente megközelítőleg azonos eltolódást okoznak a fogyasztásban *lineáris trend* segítségével próbáljuk megszüntetni. Ily módon a (9) egyenletet a következővel helyettesítettük:

$$w_{iht} = a_i + b_i \cdot \log(x/P_t) + b_i \cdot c_h + d_i \cdot \log p'_{it} + f_i \cdot t, \quad (12)$$

$$(t = 0, 1, \dots, T).$$

Az ismeretlen paraméterek száma eggyel nőtt, de a fent leírt iterációs-becslés most is elvégezhető. Célszerű azonban korlátozást bevezetni abból a célból, hogy az árrugalmasságokra reális értékeket kapjunk. Kikötöttük, hogy az egész mintára képzett átlagos \bar{w}_i kiadási hányadhoz tartozó kompen-

zált saját árrugalmasságokra

$$-2,5 \leq e_i^* \leq 0 \quad (13)$$

teljesüljön. A (13) feltétel a vele ekvivalens

$$-w_i \frac{w_i + 1,5}{w_i - 1} \leq d_i \leq w_i \quad (14)$$

korláttal helyettesíthető. Gyakorlatilag ezt a korlátozást a számítások során a következőképpen vettük figyelembe. Az iterációs becslés befejezése után azokra a cikkcsoportokra, amelyekre a (14) feltétel valamelyik oldala az átlagos \bar{w}_i mellett nem teljesült, az esetnek megfelelően vagy a $\bar{d}_i = \bar{w}_i$ vagy a $\bar{d}_i = -\bar{w}_i(\bar{w}_i + 1,5)/(\bar{w}_i - 1)$ korrekciót alkalmaztuk. Ennek megfelelően a többi paramétert is újra kell becsülni, azonban ezek közül nem változtattuk a c_h együtthatókra kapott iterációs becslést. Ezeket rögzítve, egy lépésben módosítottuk az a_i , b_i és f_i becsléseit, ezekben ugyanis a (12) egyenlet lineáris. A (13) feltétel bal oldalának megválasztása önkényes, azonban az eredmények ismertetése során látni fogjuk, hogy azokban az esetekben, amikor alkalmazása szükségessé vált, sikerült a trend együtthatóra is reális becslést kapni.

A bemutatott eljárással az árrugalmasságok pontosabb becslése mellett következtethettünk a fogyasztás olyan dinamikus változásaira, amelyek az ár- és jövedelemhatásokkal nem magyarázhatók. Ezekről a tapasztalatokról az eredmények ismertetése során, valamint az [5] dolgozatban számolunk be.

1.2. A gépi számítások technikája

A gépi számítások során egy technikai jellegű problémát kellett megoldani, amely az *adatbázis nagy méretével* volt kapcsolatos. A konkrét esetben négy év felméréseinek együttes feldolgozása több mint 34 000 háztartás adatainak kezelését kívánta. Minden iterációs lépés során sokváltozós regressziós lépéseket kellett elvégezni, ahol az $Y'Y$, $Y'X$, $X'X$ tömbök (itt a regressziós számítások szokásos jelöléseit használtuk) lépésenként változtak. Nem gondoltunk arra, hogy minden egyes lépésnél az egész minta felhasználásával készítsük el ezeket a tömböket. Ezért a háztartásstatisztika szalagok *egyszeri* végigolvasásával minden évre és ezen belül minden rétegre külön-külön képeztük a

$$\sum_j n_j w_{jk}^2, \sum_j n_j w_{jk}, \sum_j n_j w_{jk} \cdot \log x_j, \\ \sum_j n_j, \sum_j n_j \cdot \log x_j, \sum_j n_j \log x_j^2$$

összegeket, ahol j végigfut az adott réteg adott évre vonatkozó mintáján, k az összes cikkcsoporton, n_j jelöli a j -edik háztartás taglétszámát, x_j az egy főre eső jövedelmet, végül w_{jk} a kiadási hányadot. A kapott tömbökből minden egyes iterációs lépéshez lineáris transzformációkkal képezhetők a szükséges tömbök. Ennél az eljárásnál a regressziós számításokhoz szükséges műveletek száma nem függ a minta nagyságától, csak a változók számától.

Az iterációs eljárás minden esetben *gyorsan konvergált*. A paraméterek változása nagyon gyorsan lecsökkent, s 6–8 lépés után mindenütt kisebb volt 10^{-4} -nél. A közelítés hibája az első néhány lépés után már észrevehetően nem csökkent.

2. A felhasznált adatok ismertetése

A számításoknál a hazai háztartásstatisztikai mintát, és a KSH által publikált fogyasztói árindexeket használtuk fel.

A *háztartásstatisztikai felméréssel* megismerkedhetünk a KSH időszaki közleményeiből [7], ahol a felmérések alapján készített részletes statisztika is található. Mi azonban nem ezeket a publikált adatokat használtuk fel, hanem az eredeti teljes felmérést, ami mágnesszalagokon állt rendelkezésünkre. Mint a bevezetőben említettük, modellünket az 1976 és 1979 közötti évek felmérésein számszerűsítettük, amelyek évenként több mint 8500 háztartás adatait tartalmazták. A háztartásokat 33 rétegbe csoportosítottuk, az osztályozás szempontjai a következők voltak: a fő társadalmi rétegek (munkások, szellemiek, kettősjövedelműek, termelőszövetkezeti dolgozók, nyugdíjasok), a gyermekek száma, valamint a lakóhely (Budapest, vidéki város, község). A pontos felsorolást a 4. táblázatban találhatjuk meg. Szükségesnek tartottuk, hogy a vizsgált rétegek mind a három szempont szerint homogének legyenek, ez okozta a rétegek nagy számát.

A *fogyasztási cikkeket* a javak jellege szerint 8, a javak rendeltetése szerint 12 cikkcsoportra, valamint részletesebben 34 cikkcsoportra bontottuk. Mindhárom aggregációs változaton belül újabb két-két változatot különböztettünk meg, aszerint, hogy az élelmiszereknél és az élvezeti cikkeknél csak a vásárolt fogyasztást vettük figyelembe, vagy a saját termelésű fogyasztást is.

Mint az előző fejezetben említettük, az alkalmazott modellben (a klasszikus keresleti egyenleteknél megszokott módon), a jövedelem szerepét a kiadások összege veszi át. Ebben azonban nem voltak konzekvensek: az összehasonlíthatóság kedvéért mind a vásárolt fogyasztás, mind a saját termelésű fogyasztással megnövelt fogyasztás számszerűsítésénél ez utóbbiak folyó áron vett összegével helyettesítettük a jövedelmet.

A háztartásstatisztika közismert torzításai közül — tekintve, hogy csak modellszámításokat végeztünk és nem készítettünk előrejelzést — csak egyet korrigáltunk. Nevezetesen az *élvezeti cikkekre* bevallott fogyasztást a korábbiakhoz hasonlóan most is *felszoroztuk rögzített állandókkal*. Ez a szorzó a kávé és tea esetén 1,3, az üdítőitaloknál 2,4, a dohánynál 1,7 volt. Egyes szeszes italoknál a szorzó rétegenként változott: a borra 1,1 és 3,1 között, az égetett szeszes italokra 2,5 és 3,6 között. A sör szorzója egységesen 4,5 volt. Ily módon elértük, hogy az élvezeti cikkek kiadási arányai a teljes körű fogyasztási statisztikák alapján számított kiadási arányokhoz hasonlítsanak. Az eljárásra nemcsak az élvezeti cikkek fogyasztásának pontosabb elemzése végett van szükség, hanem a fogyasztás volumene a kiadások összegén, mint magyarázó változón keresztül kihat a többi cikkcsoportra is.

A modellben szereplő *árakat* a KSH időszaki közleményeiben publikált [8] 1977, 1978 és 1979 évi összlakossági fogyasztói árindexekkel számszerűsítettük. Mivel a modell feltételezi, hogy az árindexek minden rétegre azonosak, ezért mi sem használtuk a réteg-árindexeket. Ugyanakkor viszont az árugalmassági számításokat is csak a teljes lakosságra, pontosabban a teljes felmérésre végeztük el.

3. Az eredmények áttekintése

A táblázatokban a becsült a_i, \dots, f_i együtthatók helyett a belőlük származtatott mutatókat fogjuk ismertetni. A rövidség kedvéért ezeket is csak a teljes fogyasztásról közöljük teljes terjedelemben, a vásárolt fogyasztásra vonatkozóan a k_h paraméterek tárgyalására szorítkozunk.

3.1. A jövedelemrugalmasságok

Az 1., 2. és 3. táblázatban kétféle jövedelemrugalmassági értékeket közölünk. Az első oszlopban közölt E_i^0 rugalmasságok a modellnek egy olyan vál-

1. táblázat

A javak jelleg szerinti főcsoportjaira kapott legfontosabb paraméterek

Cikkesoportok	Jövedelemrugalmasság		Saját árugalmasság			Relatív trend együttható (%)			Korr. együttható
	E_i^0	E_i	közvetlen	korrigált	szórása	közvetlen	korrigált	szórása	
Élelmiszerek	0,55	0,56	0,18	-0,18	0,19	-0,90	-0,68	0,17	0,65
Élvezeti cikkek	1,05	1,06	-1,11		0,33	5,30		1,24	0,11
Ruházati cikkek	0,88	0,96	1,11	-0,11	2,39	-5,52	-5,08	0,92	0,09
Fűtés, energia	0,67	0,62	-0,65		0,35	3,68		1,21	0,23
Tartós fogy. cikkek	1,78	1,75	3,53	-0,12	2,94	2,42	-2,32	3,88	0,27
Egyéb iparcikkek	1,17	1,16	-0,05	-0,10	0,45	4,15	4,07	0,69	0,14
Szolgáltatások	1,25	1,20	-0,56		0,29	0,08		0,87	0,13
Lakásépítés, ingatlan	2,17	2,09	0,02	-0,13	0,91	-3,79	-3,88	1,03	0,29

2. táblázat

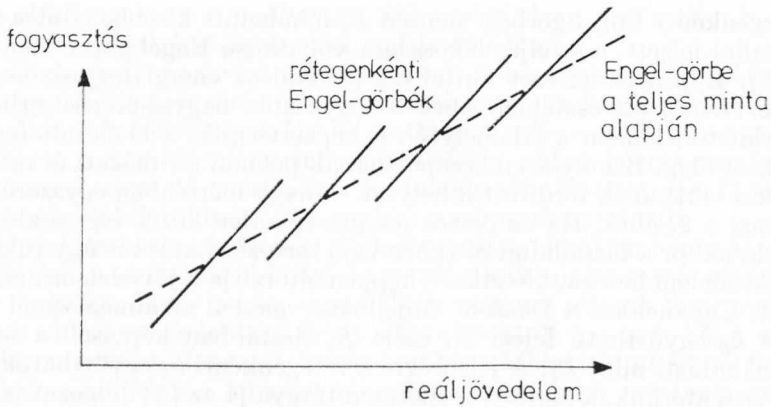
A javak rendeltetés szerinti főcsoportjaira kapott legfontosabb paraméterek

Cikkesoportok	Jövedelemrugalmasság		Saját árugalmasság			Relatív trend-együttható (%)			Korr. együttható
	E_i^0	E_i	közvetlen	korrigált	szórása	közvetlen	korrigált	szórása	
Élelmiszer	0,55	0,56	0,18	-0,18	0,19	-0,90	-0,68	0,17	0,65
Italok, kávé, tea	1,11	1,10	-0,89		0,22	4,39		1,08	0,13
Dohány	0,67	0,78	-0,13		0,11	2,84		0,61	0,11
Ruházkodás	0,90	0,97	0,17	-0,11	2,35	-5,36	-5,26	0,91	0,09
Lakásszolgáltatás	1,21	1,07	-0,88		0,47	-3,98		1,21	0,03
Fűtés, házt. energia	0,67	0,62	-0,65		0,35	3,68		1,21	0,23
Házt. és lakásfelszer.	1,21	1,19	-2,69	-2,59	0,81	-3,09		0,79	0,11
Egészségügy, testápolás	1,03	0,95	-0,36		0,77	4,65		2,65	0,03
Közlekedés, hírközlés	1,92	1,87	-0,92		0,58	1,24		1,24	0,29
Oktatás, kult., sport, üdülés	1,24	1,25	2,41	-0,07	3,01	7,63	2,62	6,09	0,12
Egyéb fogyasztás	1,06	1,10	-0,80		0,41	-0,62		1,15	0,04
Lakásépítés, ingatlan	2,17	2,09	0,02	-0,13	0,91	-3,79	-3,88	1,03	0,29

3. táblázat

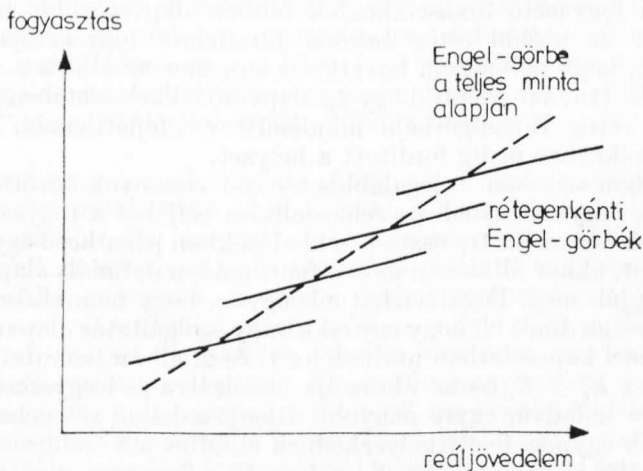
A részletes cikkcsoportú bontásra kapott legfontosabb paraméterek

Cikkcsoportok	Jövedelem-rugalmasság		Saját árrugalmasság			Relatív trend-együttható (%)			Korr. együtt-ható
	$E_i^?$	E_i	közvetlen	korrigált	szórása	közvetlen	korrigált	szórása	
Hús, és húskészít- mények	0,63	0,64	-0,07		0,07	0,41		0,27	0,36
Tej- és tejtermékek	0,39	0,38	-1,10		0,37	-1,20		1,15	0,48
Zsíradékok	0,34	0,35	-0,59		0,48	-3,65		1,45	0,50
Kenyér, liszt, rizs	0,20	0,23	-0,15		0,06	-1,92		0,21	0,67
Cukor, édesség	0,54	0,53	-1,95		1,24	6,45		0,39	0,40
Idényjellegű ételmi- szerek	0,58	0,55	-0,71		0,14	-2,03		0,44	0,34
Egyéb ételiszerek	0,58	0,59	-1,50		0,21	-2,92		0,40	0,31
Házonkívüli étk.	0,92	1,01	-1,43		0,50	3,07		1,62	0,02
Kávé, tea	0,81	0,82	-0,42		0,05	3,34		0,87	0,22
Italok	1,16	1,15	-0,76		0,32	3,36		0,37	0,12
Dohány	0,67	0,77	-0,13		0,11	2,88		0,61	0,12
Ruházat	0,88	0,95	1,10	-0,11	2,39	-5,50	-5,06	0,92	0,09
Szilárd és cseppf. fűtőanyag	0,58	0,49	-0,07		0,46	2,78		0,89	0,17
Központi fűtés, gáz	1,02	0,98	-0,83		1,03	4,79		3,42	0,03
Elektromos energia	0,58	0,58	-1,68		0,46	-0,94		2,59	0,26
Bútor	1,47	1,52	2,58	-0,04	1,89	-12,08	-5,83	4,64	0,11
Egyéb tartós ház- tartási cikkek	1,07	1,09	-2,81	-2,52	1,12	-14,85	-13,82	4,30	0,05
Gépkocsi	3,56	3,35	-2,11		1,87	-4,10		5,54	0,24
Kerékpár motor	0,75	0,89	-4,11	-2,50	2,03	0,22	-1,98	4,63	0,03
Tartós kult. cikkek, óra, ékszer	1,22	1,24	-0,82		1,91	-0,39		6,81	0,05
Házt. textil, edény, fogyóeszköz	1,07	1,03	-1,57		0,42	0,01		1,02	0,02
Testáp., kozm. cikkek	1,01	1,05	-1,84		0,59	-0,07		2,25	0,05
Gyógyszer	0,58	0,36	-1,01		1,03	3,55		7,47	0,13
Járműalk., üzem- anyag	1,77	1,81	-0,71		0,19	4,85		1,25	0,19
Kisebb kult. c., sport- és ját. c.	1,05	1,11	-0,65		0,37	2,84		0,68	0,06
Építőanyag, ingat- lan	2,09	2,05	0,78	-0,11	1,04	-2,19	-3,41	1,67	0,27
Ruház., lábbeli szolg.	1,53	1,41	-10,46	-2,50	3,88	1,92	-6,38	5,42	0,07
Lakásszolgáltatás	1,21	1,08	-0,88		0,47	-4,01		1,21	0,03
Háztart. szolgáltatás	1,67	1,44	1,08	-0,00	4,32	-1,09	-0,88	2,14	0,05
Egészségügyi, test- ápolási szolgál- tatás	1,27	1,13	0,01	-0,01	1,08	1,65	1,64	1,29	0,03
Közl., hírközlési szolg.	1,22	1,22	-0,70		0,44	1,72		1,98	0,10
Oktatás, kult. szolg.	1,40	1,36	0,99	-0,03	0,87	5,10	2,20	2,58	0,11
Építk. szolgáltatás	2,61	2,43	-0,33		1,63	-4,05		2,17	0,19
Egyéb szolgáltatás	1,05	1,08	-0,60		0,67	0,12		1,57	0,03



1. ábra

tozatából származnak, amelynél a teljes háztartásstatisztikai mintát, mint egyetlen réteget tekintettük. Más szóval ebben a változatban nem vezettük be a rétegenként differenciált k_h paramétereket. Tulajdonképpen ez a változat az iterációs eljárás első lépéseként adódott, amikor az összes $c_h = \log k_h$ paraméter nulla volt. A második oszlop tartalmazza a modellel számított E_i rugalmasságokat. Mindkét esetben (11) alapján számoltunk az átlagos \bar{w}_i értékek mellett. Mivel a háztartásstatisztika a legtöbb hazai réteget képviseli, ezért mindkét oszlopban a lakosság nagy részére vonatkozó átlagos jövedelemrugalmasságokat kaptunk. A kétféle eredmény közötti eltérés tartalmi különbségből fakad. Míg E_i^0 a heterogén összetételű teljes mintára illesztett Engel-görbe mentén érvényesülő jövedelem-fogyasztás összefüggést fejez ki, addig E_i a rétegenkénti Engel-görbék mentén számított átlagos jövedelemrugalmasságot adja meg. Az 1. és 2. ábra szematikus rajza érthetővé teszi a kétféle mutató eltérését. Az 1. ábra olyan esetet szemléltet, amikor a folytonos vonallal jel-



2. ábra

zett rétegenkénti Engel-görbék mentén E_i mindenütt kisebb, mint a szaggatott vonallal jelzett, s a teljes lakosságra vonatkozó Engel-görbe mentén számított E_i^0 . Éppen ez az eset fordul elő például az energiafogyasztás vagy a gyógyszervásárlások esetében, ahol a fogyasztás nagysága elsősorban nem a jövedelemtől, hanem a lakóhelytől, a képzettségtől, a kialakult fogyasztói szokásoktól függ. Bizonyos cikkesoportoknál, például a ruházati és más tartós fogyasztási cikkekénél, fordított a helyzet — nagy mértékben egyszerűsítve — ezt tükrözi a 2. ábra. Ha az összes rétegre egyetlen közös regressziós görbét illesztünk, akkor a társadalmi réteghez való tartozás hatása is úgy tükröződik, mint a jövedelem hatása, következőképpen eltorzítja a jövedelemrugalmasság becslését. Ugyanekkor a Deaton — Muellbauer modell alkalmazásánál a réteghatást a k_h együttható fejezi ki, ezért E_i tisztábban képviseli a valóságos jövedelemhatást, mint E_i^0 . A jelenségre a rétegenkénti k_h együtthatók tárgyalásánál visszatérünk, a kérdést részletesen tárgyalja az [5] dolgozat is.

3.2. A fogyasztási struktúra „fejlettségének” jellemzése

Az egyes rétegek fogyasztási struktúrái között az eltéréseket a k_h együttartó a következőképpen szabja meg. Ha a h -adik és a g -edik rétegre

$$k_h > k_g, \quad (15)$$

akkor tetszőleges x és p mellett

$$w_{ih}(x, p) \leq w_{ig}(x, p), \quad \text{ha } b_i \leq 0, \quad (16)$$

és

$$w_{ih}(x, p) > w_{ig}(x, p), \quad \text{ha } b_i > 0.$$

Azokat a cikkeket, amelyekre $b_i < 0$, szokás alapvető cikkeknek nevezni, mert rájuk $E_i < 1$. Azokat a cikkeket viszont, amelyekre $b_i > 0$, és így $E_i > 1$, luxuscikkeknek nevezik. (15) teljesülése esetén a h -adik réteg fogyasztási struktúrája fejlettebb, mint a g -edik rétegé, mert az előbbi réteghez tartozó x jövedelmű fogyasztó luxuscikkekéből többet, alapvetőekből kevesebbet fogyaszt, mint az utóbbi réteg hasonló jövedelmű fogyasztója. Megjegyezzük azonban, hogy ebből nem következik ugyanez az állítás a rétegek átlagfogyasztására. (16) azt jelenti, hogy az alapvető cikkek esetében a „fejlettebb” fogyasztású réteg Engel-görbéje mindenütt a „fejletlenebb” rétegé alatt halad, luxuscikkekre pedig fordított a helyzet.

A valóságban azonban — legalábbis a hazai viszonyok között —, ha különböző rétegek fogyasztásának összehasonlítása céljából a fogyasztási cikkeket megpróbáljuk két csoportra osztani a kiadásokban jelentkező egyenlőtlenségek iránya szerint, akkor általában nem a fenti módon definiált alapvető és luxuscikkeket kapjuk meg. Fogalmazhatunk úgy is, hogy nem elsősorban a rugalmasság nagysága dönti el, hogy egy cikk vagy szolgáltatás alapvető vagy luxusjellegű-e. Ezzel kapcsolatban utalunk az 1. és 2. ábrán bemutatott jelenségre. Az 1. ábra az $E_i^0 > E_i$ esetet ábrázolja idealizálva és leegyszerűsítve, amikor balról jobbra haladva, egyre nagyobb átlagjövedelmű rétegeket tekintve, az Engel görbék egymás felett helyezkednek el. Mint a 3. táblázatból megfigyelhettük, a szóba jövő esetekben $E_i < 1$ és $E_i > 1$ egyaránt előfordul. Ugyanakkor viszont, ha ezen cikkek és szolgáltatások jellegét figyeljük meg, akkor,

mint az előző pontban is említettük, többnyire olyanokat találunk, amelyek igénybevétele a kialakult fogyasztási szokásoktól függ.

Vizsgáljuk most azokat a cikkszoportokat, amelyekre $E_i^0 < E_i$. Ilyenkor egyre nagyobb átlagjövedelmű rétegeket tekintve, az Engel görbék többnyire egymás alatt helyezkednek el. Ezt az esetet ábrázolja — erősen leegyszerűsítve — a 2. ábra. A 3. táblázat szerint ezek között a cikkek között rugalmatlanok és rugalmasak egyenlő mértékben fordulnak elő. Viszont megfigyelhetjük, hogy a tartós cikkek többsége éppen ebbe a csoportba tartozik.

Az [5] dolgozatban részletesen foglalkozunk azokkal az okokkal, amelyek következtében a szokásoktól függő fogyasztás, valamint a tartós cikkek vásárlásának nagysága döntő módon megszabják az egyes rétegek fogyasztói struktúrájának valóságos fejlettségi fokát. Röviden arról van szó, hogy a képzetlenebb, főleg nagyvárosi fogyasztók már korábban kialakítottak olyan fogyasztói szokásokat, amelyeket a községi, főleg paraszti rétegek még nem vettek át. Ugyanakkor utóbbiak tartóscikk vásárlásai nagyobbak, mert ezekkel a cikkekkel való telítettségük viszonylag kisebb. Természetesen a fent elmondott törvényszerűség alól számos kivétel van. Így például az élvezeti cikkek tipikusan szokás jellegű cikkszoport, mégis az alacsonyabb képzettségű rétegek fogyasztásában képvisel jelentősebb hányadot. Ezzel szemben viszont a gépkocsi vásárlására fordított összegek ezeknél a rétegeknél kisebbek, mint például a városi szellemi lakosságnál, még azonos jövedelemkategóriákat tekintve is.

A 4. táblázat alapján vizsgáljuk meg, hogy az elmondottak hogyan tükröződnek az eredményekben. A táblázatban az egyszerűség kedvéért nem közöltük a rendeltetés szerinti 12 cikkszoportos bontás eredményeit, mert azok nagymértékben hasonlítanak a jelleg szerinti főcsoportok alapján számolt mutatókra.

A legjelentősebb eltérés az egyes rétegek között a gyermekszám szerinti bontásban van. Itt azt az első pillanatban meglepő tényt tapasztaljuk, hogy a *gyerekszám növekedésével a „fejlettség” mértéke jelentősen nő*, legmagasabb a két- vagy a háromgyermekes háztartásoknál. Ha azonban arra gondolunk, hogy a k_n együtthatók az azonos egy főre eső jövedelemmel rendelkező háztartások fogyasztásának összehasonlítására alkalmasak, akkor érthetővé válik az előbbi tény. Ha például tekintünk egy gyermektelen háztartást, valamint egy kétgyermekeset, amelyekben az egy főre jutó jövedelem megegyezik, akkor valószínű, hogy az utóbbi háztartás magasabb jövedelmű, kvalifikáltabb, képzetlenebb aktív keresőkkel rendelkezik. Emiatt fogyasztói struktúrája is korszerűbb.

Ezek az eredmények valamint az, hogy az *inaktív háztartásokra* kapott paraméter minden változatban kicsi, beleillik a fogyasztási struktúráról alkotott elképzelésünkbe. Ha azonban a *társadalmi rétegek*, valamint az ezzel összefüggő *lakóhely* szempontjából vizsgáljuk az eredményeket, akkor elég ellentmondásos képet kapunk. A csak a *vásárolt fogyasztás* alapján számított paraméterek szerint a községi, ezen belül is a szövetkezeti dolgozók és a kettősjövedelmű rétegek fogyasztása minden számítási változat szerint fejlettebbnek tűnik, mint a városiaké. Ez azonban egyszerűen magyarázható: az élelmiszerfogyasztás alapvetőnek tekinthető, s a községi lakosok által vásárolt élelmiszerfogyasztás alacsony, fogyasztásuk jelentős részét saját termelésből fedezik. A saját termelésű fogyasztással kiegészített *összes fogyasztás* modellezésénél már nem ilyen egyértelmű a kép. Míg az *összevont cikkszoportok*

4. táblázat

A fogyasztási struktúra fejlettségét jellemző viszonyszámok

Rétegek	A vásárolt fogyasztás		A teljes fogyasztás	
	8	34	8	34
	cikkesoportos bontása alapján			
<i>A gyermektelen háztartásokon belül:</i>				
Budapesti szellemiek	0,54	0,47	0,81	0,62
Budapesti munkások	0,53	0,55	0,80	0,66
Vidéki városi szellemiek	0,67	0,60	0,89	0,73
Vidéki városi munkások	0,64	0,65	0,79	0,71
Községi szellemiek	0,93	0,74	0,82	0,75
Községi munkások	0,96	0,87	0,80	0,80
Kettősjövedelműek	1,09	0,92	0,85	0,86
Termelőszövetkezeti dolgozók	1,10	0,89	0,69	0,77
<i>Az egygyermekes háztartásokon belül:</i>				
Budapesti szellemiek	0,66	0,67	0,97	0,83
Budapesti munkások	0,63	0,73	0,94	0,85
Vidéki városi szellemiek	0,78	0,77	1,01	0,90
Vidéki városi munkások	0,81	0,87	1,01	0,95
Községi szellemiek	1,12	0,91	1,08	0,96
Községi munkások	1,20	1,12	1,04	1,04
Kettősjövedelműek	1,30	1,15	1,03	1,08
Termelőszövetkezeti dolgozók	1,41	1,24	1,00	1,09
<i>A kétgyermekes háztartásokon belül:</i>				
Budapesti szellemiek	0,83	0,95	1,16	1,13
Budapesti munkások	0,72	0,93	1,09	1,08
Vidéki városi szellemiek	0,93	1,01	1,16	1,14
Vidéki városi munkások	0,96	1,09	1,15	1,15
Községi szellemiek	1,20	1,33	1,17	1,28
Községi munkások	1,42	1,47	1,20	1,32
Kettősjövedelműek	1,36	1,33	1,10	1,21
Termelőszövetkezeti dolgozók	1,55	1,47	1,13	1,27
<i>A három vagy többgyermekes háztartáson belül:</i>				
Budapesti szellemiek	0,75	0,99	1,15	1,16
Budapesti munkások	0,69	0,89	1,09	1,04
Vidéki városi szellemiek	0,94	0,99	1,18	1,14
Vidéki városi munkások	0,90	1,03	1,18	1,13
Községi szellemiek	1,17	1,22	1,13	1,12
Községi munkások	1,21	1,48	1,17	1,36
Kettősjövedelműek	1,20	1,25	1,03	1,11
Termelőszövetkezeti dolgozók	1,52	1,73	1,23	1,48
Inaktív háztartások	0,61	0,61	0,58	0,61

esetében nem találunk lényeges eltérést a különböző társadalmi helyzetű (de azonos gyermekszámmal bíró) rétegek között, addig a *részletes bontás* szerint ismét a községiekre, s közülük is elsősorban a képzetlenebb rétegekre kaptunk nagyobb k_h értékeket. A kapott, negatívnak is nevezhető eredmények okát a fejezet elején elemeztük. Konkrétan arról lehet szó, hogy a valójában fejlettebb

városi és főleg a szellemi foglalkozású réteg fogyasztására inkább a fogyasztási szokásoktól függő, kis rugalmasságú cikkek és szolgáltatások igénybevétele, a községi lakosok fogyasztására pedig a tartós fogyasztási cikkek vásárlása a jellemző. Mint említettük, a kérdést az [5] dolgozat részletesen tárgyalja.

3.3. Az árrugalmasságok és a lineáris trend becslése

Az 1., 2. és 3. táblázatban közölt e_{ii} árrugalmasságokat a (11) formula alapján az átlagos \bar{w}_i mellett számítottuk ki. A d_i szórásra kapott becslés alapján becsültük e_{ii} szórását is, elhanyagolva a (11)-ben szereplő többi paraméter hibáját. Mint korábban említettük, a modell első, trend tagot nem tartalmazó változatában nagy pozitív és negatív saját árrugalmasságokat kaptunk. A jelenség okáról a bevezetésben és a módszertani részben írtunk. A táblázatokból viszont meggyőződhetünk, hogy a trend tag alkalmazásával sikerült az árrugalmasságokra elfogadható értékeket kapnunk. Azonban a becslést megnehezítette, hogy a vizsgált időszak meglehetősen rövid volt. Több cikkeszoprt relatív ára vagy nem változott jelentősen, vagy egyenletesen változott. Ez utóbbi esetben multikollinearitás lépett fel az ár- és a trendváltozó között, ami mindkét változó együttthatójának növelte a becslési hibáját. Ezért több esetben, a módszertani részben leírtaknak megfelelően, módosítani kellett a d_i együttthatókat is, mert a kompenzált árrugalmasságra pozitív, néhány esetben pedig irreálisan nagy negatív becslést kaptunk. A táblázatokban külön oszlopokban tüntettük fel a *korrekció* következtében megváltozott árrugalmasságot, valamint relatív trendegyütthatót. Statisztikai hipotézis-vizsgálattal is igazoltuk, hogy a kompenzált árrugalmasságokra vonatkozó (13) feltevélt helyesen választottuk meg. A (14) egyenlőtlenséget, az átlagos \bar{w}_i mellett mint nullhipotézist, a t -próba alapján ellenőriztük és azt tapasztaltuk, hogy egy cikkeszoprtot kivéve, minden esetben már 95%-os szinten elfogadható volt. Más szóval, bár az átlagos \bar{w}_i mellett, (14) a becsléssel kapotti d_i értékekre több esetben nem teljesült, a valamivel enyhébb

$$-1,96\sigma_i - \bar{w}_i \frac{\bar{w}_i + 1,5}{\bar{w}_i - 1} < d_i \leq \bar{w}_i + 1,96\sigma_i,$$

egyenlőtlenség, ahol σ_i a d_i szórására vonatkozó becslés, egy esettől eltekintve, mindig igaznak bizonyult. Az egyetlen cikkeszoprt, ahol a t -próba értéke meghaladta a kritikus 1,96 értéket, a ruházati és lábbeli szolgáltatás volt, ahol a próbára 2,05 adódott. A korrekció a becslés szórásához viszonyítva tehát nem nagy. Ezt megfigyelhetjük a táblázatokban is, ha az árrugalmasság illetve a relatív trend-együttható eredeti és korrigált értékeinek eltérését összevetjük a közölt szórásokkal. Ehhez hozzájárul az is, hogy a becslés szórása ezekben az esetekben elég nagy. Általában az összes cikkeszoprtot áttekintve megállapíthatjuk, hogy az *esetek közel felében a szórás nagyobb 0,5-nél*. Ezekről a cikkeszoprtokról azt mondhatjuk, hogy *az árrugalmasság becslése nem megbízható*.

A korrekció elsősorban nem az árrugalmasságok, hanem a trend-együtthatók realisabbá tétele szempontjából bizonyult hasznosnak. Miután a multi-kollinearitás torzító hatását bizonyos mértékig kiszűrtük, olyan trend-együtthatókat kaptunk, amelyek jobban megfelelnek az alább részletezendő gyakorlati és elméleti vizsgálatoknak.

A táblázatokban a $100 \cdot f_i/\bar{w}_i$ százalékban kifejezett *relatív trend-együtthatókat*, valamint ezek szórásait tüntettük fel. Mint már említettük, szignifikáns trend-együttható létezése azt jelenti, hogy a fogyasztás időbeli változása (változatlan árak feltételezve) nem adható meg csupán a keresztmetszeti adatok alapján számszerűsített jövedelemrugalmasságok segítségével. Ez tükröződik abban az ismert tényben, hogy ha a jövedelemrugalmasságokat mind idősoros, mind keresztmetszeti adatok alapján számszerűsítjük, akkor a kétféle módon kapott paraméterek általában eltérnek egymástól. A már említett [5] dolgozatban eredményeinket összehasonlítottuk idősoros adatok alapján számolt (lásd: HULYÁK KATALIN [2], [3]) paraméterekkel. Az összevetés igazolta az általunk használt trend-tag szignifikanciáját: attól függően, hogy az idősoros rugalmasság nagyobb vagy kisebb mint a keresztmetszeti, a trend előjele általában pozitív, illetve negatív.

A nem keresztmetszeti típusú adatbázison végzett számításokon kívül elméleti megfontolások és a fogyasztás alakulására vonatkozó gyakorlati tapasztalatok is alátámasztják a trend-tagok előjelére kapott eredményeket. Szignifikáns trend-tag jelenléte azt jelenti, hogy a fogyasztás időbeli alakulása nem statikus, hiszen a pillanatnyi jövedelem és árak nem határozzák meg egyértelműen. A cikkesoportok és szolgáltatások egy részénél a trend-tag a jövedelemváltozások dinamikus hatásainak szerepét veszi át. Ezzel a kérdéssel részletesen az [5] dolgozatban foglalkozunk, ahol kimutatjuk, hogy az utóbbi évek jövedelemváltozásainak dinamikus hatásai a cikkek és szolgáltatások két nagy csoportjánál ellenkező módon érvényesülnek. A *tartós fogyasztási cikkek*nél ezeknek a tényezőknek a következtében a trend negatív. A dinamikus hatások szempontjából ide sorolhatók a ruházati cikkek is, ezenkívül az építőanyagok és ingatlanvásárlás, valamint az építkezési szolgáltatás. Hangsúlyozzuk azonban, hogy a negatív trend nem jelenti a fogyasztás abszolút vagy valamilyen értelemben vett viszonylagos csökkenését, csupán arról van szó, hogy a fogyasztás időbeli növekedése lassúbb, mint ahogy az a keresztmetszeti adatokból számolt jövedelemrugalmasságok alapján várható.

A másik csoportba tartozó cikkekre és szolgáltatásokra az jellemző, hogy a kiadások mértékét a kialakult *fogyasztói szokások* szabják meg. Az [5] dolgozatban elméleti úton igazoljuk, hogy az ilyen típusú cikkek esetében — legalábbis hazai viszonyok között — a dinamikus hatások pozitív trendet eredményeznek. A szokás jellegű cikkek közé tartoznak az élvezeti cikkek, de ide sorolható az energiafogyasztás és a különböző szolgáltatások is. Valószínűleg ezzel a tulajdonsággal bír a legtöbb kisebb fogyasztási iparcikk is.

Természetesen az említett dinamikus hatásokon kívül még *egyéb* olyan *tényezők* is befolyásolják a fogyasztás alakulását, amelyek modellünknel a lineáris trendtagban tükröződnek. Ilyenek lehetnek többek között a fogyasztói szokásokban bekövetkező gyors változások vagy egyes területeken a választék bővülése. Így például a konfekcióiparból származó cikkek választékának bővülése az egyébként a szokásoktól függő ruházati és lábbeli szolgáltatás iránti kereslet csökkenését eredményezte. Ugyanakkor a trend csökkenését eredményezheti a kínálat hiánya, vagy az ellátás fejletlensége. Valószínűleg ez is hozzájárult a bútorkor, valamint a tartós iparcikkek elméletileg negatív trend-együtthatóinak nagy abszolút értékéhez. Hasonlóan feltételezhetjük, hogy a szolgáltatások pozitív trendjeire csökkentőleg hatott az ellátottság helyenkénti alacsony színvonala.

3.4. A modell megbízhatósága a becslések pontossága

A táblázatokban a rövidség kedvéért nem közöltük a paraméterek szignifikanciájáról tájékoztató t -próba értékeit. A *jövedelem logaritmusának* együtt-hatójára két eset kivételével nagy szignifikanciájú becsléseket kaptunk. Az élvezeti cikkek összevont csoportjára, valamint a központi és távfűtés, gáz együttes igénybevételére a próba értékek azt mutatják, hogy a jövedelem nem játszik szerepet a kiadási hányad alakulásában. Maga a kiadás természetesen erősen függ a jövedelemtől. Tulajdonképpen erre utal az 1 körüli jövedelemrugalmasság is. A *saját relatív ár logaritmusának* együtt-hatójára vonatkozó t -próba helyett jól tájékoztató a becslés megbízhatóságáról az árrugalmasság szórása, amelyet már tárgyaltunk. Ugyanez mondható a *lineáris trendről* is.

A táblázatokban közöltük a cikkenkénti *többszörös korrelációs együtthatót*, amely ebben az esetben azt fejezi ki, hogy a kiadások becslésén együttesen mennyit javít a jövedelmet, az árat, valamint a trendet tartalmazó tag. Azoknál a cikkeknel, amelyek esetében a kiadási hányad nem függ jelentősen a felsorolt tényezőktől, azaz közel konstans, a korrelációs együttható tetszőlegesen kicsi is lehet. Az alacsony korrelációs együttható nem zárja ki magának a kiadás nagyságának az említett tényezőktől való függését. Ezeknél a cikkeknel a jövedelemrugalmasság közel egységnyi, tehát maga a kiadási hányad függ a jövedelemtől.

A másik ok, ami miatt a korrelációs együtthatók alacsonyak, az, hogy az egyedi háztartások fogyasztási struktúrája még a vizsgált szűk rétegeken belül is nagyon sok általunk nem vizsgált tényezőtől függ. A kapott keresleti egyenletek jól írják le az egyes rétegeken belül a különböző jövedelmű kategóriákra jellemző *átlagos* fogyasztást, de az egyes háztartások fogyasztási struktúrája még nagyon sokféle lehet. Ezért sem lehet összehasonlítani korrelációs együtthatóinkat idősoros adatokon végzett számítások hasonló mutatóival. Az utóbbiaknál a korrelációs együttható a keresleti görbének nem egyedi fogyasztási adatokra, hanem átlagos fogyasztási értékekre való illeszkedését méri.

(Beérkezett: 1981. augusztus 27-én)

IRODALOM

- [1] DEATON, A.—MUELLBAUER, J.: An almost ideal demand system. The American Economic Review, June 1980, 312—326. old.
- [2] HULYÁK K.: A lakosság fogyasztásának vizsgálata dinamikus keresleti függvényekkel. Statisztikai Szemle, 1980. 1224—1245. old.
- [3] HULYÁK K.: A lakossági fogyasztás elemzése a kiadások lineáris modellje és ennek kiterjesztett változata segítségével. A fogyasztás ökonometriai modellezésének eredményei II. OAÁH és SZÁMKI, Budapest, 1980.
- [4] MUSZÉLY GY.: Egy fogyasztási modell számszerűsítése keresztmetszeti adatok alapján. Szigma 1979, 173—189. old.
- [5] MUSZÉLY GY.: Idősoros és keresztmetszeti adatokból származó jövedelemrugalmasságok: következtetések a fogyasztás dinamikájára és differenciáltságára. Szigma (előkészületben).
- [6] THEIL, H.: Theory and measurement of consumer demand. 1—2. North-Holland, 1975—1976.
- [7] Háztartásstatisztika 1976., 1977., 1978., 1979. KSH Időszaki Közlemények
- [8] A fogyasztói árak változásai a lakosság egyes rétegeinél, 1977., 1978., 1979. KSH Időszaki Közlemények.

ESTIMATING DEMAND EQUATIONS FROM DATA OF HOUSEHOLD STATISTICS

In the paper computation results of a consumption model adjusted to cross-sectional data of several years are presented. Both from positive and negative results of the computations important conclusions are drawn concerning consumption habits of various social groups.

The development of consumption is characterized first of all not by the larger share of elastic, so called luxury goods and the smaller share of inelastic, so called primary consumption goods. Out of two consumers with identical income usually that one has a more developed consumption structure who consumes relatively less of durable consumer goods and relatively more of goods and services whose purchases are influenced by consumption habits.

Another important statement derived from our computations is that a static demand model in which consumption depends only on current incomes and prices cannot be fitted to cross-sectional data even for a few years. This is in harmony with the well-known fact that income elasticities estimated on the basis of time series and cross-sectional data, respectively, are different. Available data of four years did not enable the fitting of a dynamical model, however, coefficients of the linear trend proved significant in the majority of cases. Trend coefficients were negative in case of durable consumer goods, while usually positive in the sphere of consumption depending on habits.

ОЦЕНКА УРАВНЕНИЙ СПРОСА С УЧЕТОМ ДАННЫХ СТАТИСТИКИ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ

В данной работе излагаются результаты расчетов по модели потребления, опирающейся на данные нескольких лет. На основании как положительных, так и отрицательных результатов проведенных расчетов можно прийти к существенным выводам по потребительским привычкам различных слоев населения.

Уровень развития протребления необязательно характеризуется большим потреблением товаров с большой эластичностью, т. е. предметов роскоши и меньшим потреблением товаров с небольшой эластичностью, т. е. товаров широкого потребления. Если рассматривать двух потребителей, располагающих одинаковыми доходами, то более развитой структура потребления может считаться того, кто потребляет относительно небольшое количество предметов длительного пользования и относительно больше таких товаров и услуг, на которые влияют сложившиеся привычки потребления.

Другой важный вывод проведенных расчетов заключается в том, что статическая модель спроса не может основываться даже на данных нескольких лет, т. е. речь идет о такой модели, в соответствии с которой потребление зависит только от имеющихся доходов и цен в какой-то момент времени. Это увязывается с тем общеизвестным фактом, в соответствии с которым эластичности по доходу, полученные по семейным бюджетам и по временным рядам, различны. Имеющиеся данные за несколько лет не позволяют применить динамической модели, однако коэффициенты линейного тренда в большинстве случаев оказывались значимыми. Относительно к предметам длительного пользования трендовые коэффициенты оказывались отрицательными, а по потреблению, связанному со сложившимися привычками чаще всего положительными.