

EGYENSÚLYHIÁNYOK A LAKOSSÁGI FOGYASZTÁSBAN (I.)

HULYÁK KATALIN

Az utóbbi években az érdeklődés középpontjába kerültek a gazdasági egyensúly helyreállításával kapcsolatos kérdések. A legkülönbözőbb fórumokon elhangzik, hogy gazdaságunk „egyensúlyhiányos gazdaság”. Miközben az egyensúlyhiányok megszüntetése vagy mérséklése központi kérdéssé vált, az alkalmazott matematikai–közgazdasági módszerek (többnyire implicit módon) feltételezik a gazdasági egyensúlyt. A hazai alkalmazott matematikai–közgazdasági vizsgálatokban nem vagy csak elvétve fordul elő nem egyensúlyi helyzetek vizsgálata. Jelen tanulmányban olyan vizsgálat eredményeiről számolunk be, amelynek során *ökonometriai módszerekkel* elemeztük a fogyasztási cikkek piacán jelentkező kiemelkedő egyensúlyhiányokat, az elmúlt tizenöt év statisztikai adatainak alapján.

Ez a munka szerves folytatása korábbi fogyasztáselemzési munkáinknak (<17>, <18>, <25>, <32>), amelyekben a keresleti oldal elsődlegességét feltételezve elemeztük a lakosság fogyasztását. Klasszikus keresleti modelleket számszerűsítettünk az 1960–1977. évi adatok felhasználásával, előbb statikus <17>, majd dinamikus <18> szemléletben, részletes és összevont fogyasztási kategóriákra. Eredményeink egyértelműen igazolták, hogy a fogyasztás volumenét és struktúráját a vizsgált időszakban a lakosság jövedelme és a fogyasztói szokások lényegében meghatározták.

A fogyasztói árak szerepe a jövedelem hatásához képest lényegesen kisebb volt, bár a vizsgált időszak második felében, amelyet gyakoribb és nagyobb mértékű árváltozások jellemeztek, az árak befolyásoló szerepe is nőtt. A keresleti tényezők „normális” viselkedése a fogyasztás túlnyomó részére és a fogyasztási cikkcsoportok többségére jellemző. Nyilvánvaló, hogy egyes cikkek, illetve cikkcsoportok eladásait a múltban is és jelenleg is a kínálat döntötte el. Közismert tény, hogy például a személygépkocsi-eladásokat mind ez ideig a túlkereslet jellemzi, de hiány jelentkezett más területeken is, időlegesen vagy akár folyamatosan. A lakáshiány, amely állandó problémája gazdaságunknak, a kereslettel szemben szintén a kínálat domináló hatását, szűkösségét mutatja. Ezek a jelenségek nem függetlenek egymástól sem, s befolyásolják a fogyasztási struktúra többi részét (sőt hatásuk érinti a gazdaság más szféráit is, e hatások vizsgálata azonban túllépi e tanulmány kereteit).

A lakossági fogyasztás elemzése semmiképpen sem nélkülözheti a keresleti és a kínálati oldal szimultán vizsgálatát. Ez a célkitűzés viszont annak az elemzését igényli, hogy valamely időszakban, valamely cikk, illetve cikkcsoport piacán vagy akár a teljes fogyasztás területén egyensúlyban volt-e a kereslet és a kínálat, avagy túlkereslet (vagy túlkínálat) következtében kibillent az egyensúly.

Az elvégzett számítások fő célja tehát az volt, hogy teljesebbé téve eddigi fogyasztáselemzési munkánkat, a kínálati tényezőket is vizsgáljuk, és kísérletet tegyünk az egyensúlyhiányok mérésére. Továbbá arra törekedtünk, hogy szakítva a matematikai–közgazdasági–statisztikai elemzések eddigi gyakorlatával, egyensúlyhiányos helyzetek ökonometriai vizsgálatát is megkíséreljük. Ez utóbbi szempont miatt vizsgálatunk egyéb jellemző vonásokkal is rendelkezik. Csak olyan mértékben foglalkoztunk elméleti kérdésekkel, amennyire az alkalmazás szükségessé tette, inkább az elmúlt időszak adatain alapuló leíró elemzésre törekedtünk. Úgyszintén a vizsgálat jellege és adatigényei miatt egyelőre csak makroszintű számításokra szorítkoztunk.

A tanulmányban néhány rövid, ismertető jellegű leírás előzi meg az eredményeken alapuló konkrét elemző részt. Ezek a téma elméleti háttérével s az egyensúlyhiányos (disequilibrium) helyzetek speciális ökonometriai módszertanával foglalkoznak, sajnos egyik témával sem kimerítő mértékben, hanem csak érintőlegesen. Ennyi mindenestire szükségesnek látszott a tanulmány lényegi részének, a becsült modelleknek a bevezetéséhez. E modellek tették lehetővé a választott területek: a személygépkocsi-vásárlásoknak, a tartós fogyasztási cikkek piacának, a lakásberuházási kiadásoknak és a lakosság összes fogyasztásának elemzését, egyszerre keresleti és kínálati oldalról és az egyensúly szempontjából.

ELŐZMÉNYEK ÉS ELMÉLETI HÁTTÉR

Bár az egyensúlyhiány számszerűsítését saját fogyasztáselemzési munkánk tette szükségessé, meg kell emlékeznünk két olyan elméleti irányzatról, amelyek a szocialista gazdaság körülményei között s így a hazai gazdasági viszonyok között is sugallják a túlkereslet, pontosabban az egyensúlyhiányok vizsgálatát. Tesszük ezt azért is, mert e két irányzat gondolat- és eszköztárára nagymértékben támaszkodtunk kutatásunkban.

Az egyik irányzat a nyugati közgazdászok által disequilibrium elméletnek nevezett rendkívül szerteágazó témakör egy speciális irányzata: a visszafogott infláció esetében jelentkező túlkereslet vagy másképpen a Barro–Grossman-féle elmélet.

R. W. Clower (10) és A. Leijonhufwud (23) a hatvanas években újraértékelték az egyensúlyi gazdaságelméletet, és ezzel megnyitották az egyensúlyban nem levő piacok elméleti vizsgálatára vonatkozó munkák sorát. (Lásd például: (3), (5), (6).) Az elméleti fellendülést követően az ökonometria művelői is megkezdték az egyensúlyhiányos helyzetek elemzésére is alkalmas módszerek kidolgozását és az alkalmazott elemzéseket.

Az R. J. Barro és H. I. Grossman (2) nevéhez fűződő elméletet, bár a szerzők nem a szocialista gazdaság körülményeire dolgozták ki, többen felhasználták a szocialista országok piaci viszonyainak magyarázatára. Ezek között több kísérletet találhatunk a magyarországi túlkereslet ökonometriai vizsgálatára is. (Lásd: (26), (27), (28).)

Barro és Grossman elmélete szerint visszafogott infláció esetében az árak és a bérek túl merevek ahhoz, hogy olyan mértékben igazodjanak a piaci viszonyokhoz, amennyire az egyensúly azt megkívánná. Ebben a helyzetben a fogyasztási cikkek kínálata nem éri el a keresletet. A túlkereslet (excess demand) egyrészt növeli a megtakarításokat (akár kényszermegtakarítások árán is), másrészt csökkenti a munkelő-kínálatot. Ez a termelőket (vállalatokat) is korlátozza a termelésben, és ezzel tovább csökkenti a megtermelt áruk kínálatát. Ez a hatás visszacsatolások útján egy olyan kínálat-multiplikátor folyamatot eredményez, amelyben a kínálat rend-

re alatta marad a keresletnek mind a fogyasztási cikk-, mind a munkaerőpiacon. Ezt a helyzetet általában az jellemzi, hogy az árszint és a nominál bérszint alatta marad annak az értéknek, amelyet egyensúlyi helyzetben felvonnának. A relatív árak és bérek helyes arányokat is tükrözhetnek. Valamely időszakban vagy több időszakon át bármely gazdaság kerülhet olyan helyzetbe, amelyet a túlkereslet jellemez. Mivel a szocialista gazdasági rendszerekben az árak teljesen vagy viszonylagosan merevek, ezért kapcsolták össze ezt az elméletet a szocialista gazdasági viszonyokkal.

Az árak és a bérek merevsége természetesen nem elégséges kiindulópont egy rendkívül összetett gazdasági mechanizmus működési sémájának még a vázolására sem. Így az említett alkalmazási kísérletek sem igazolhatták Barro és Grossman elméletének alkalmazhatóságát szocialista gazdaságokra. Ennek ellenére a számszerűsített összefüggések feltétlenül figyelemre érdemesek számunkra, különösen *R. Portes* és *D. Winter* három tanulmánya ((26), (27), (28)), amelyekben négy szocialista ország, köztük Magyarország lakossági fogyasztását elemezték. Eredményeik közvetlenül is összevethetők saját eredményeinkkel.

A másik elméleti irányzat a hazai közgazdaságtan terméke, pontosabban *Kornai János* nevéhez fűződik. Kornai már mintegy évtizede foglalkozik az egyensúly és az egyensúlyhiány különböző elméleti kérdéseivel, különös tekintettel a szocialista, ezen belül is a magyar gazdaság viszonyaira (19). 1980-ban jelent meg itthon Kornainak „A hiány” (21) című átfogó, elméleti jellegű munkája, amely „... kísérlet arra, hogy összefoglalóan áttekintse a hiány közgazdasági problémáit” ((19) 18. old.). „A hiány” Barro és Grossman elméletével vitatkozva, meglehetősen más szempöngből tárgyalja a szocialista (elsősorban a magyar) gazdasági rendszerben jelentkező hiány problémáját. Eszerint a krónikus hiány az erőforrás-korlátos gazdaság normál állapota, sőt a normál működés egyik állandó tartozéka. Ezért Kornai nem tartja helyesnek a szocialista hiánygazdaság mechanizmusának a „walras-i egyensúly” megfordításával történő levezetését, ahogy azt Barro és Grossman tette.

Jelen, elsősorban gyakorlati célú kutatásunkban semmiképpen sem vállalkozhatunk arra, hogy Kornai általános jellegű elméletét igazoljuk, vagy azzal vitába szálljunk. Mivel vizsgálatunk tárgya, a fogyasztásban jelentkező egyensúlyhiány részét képezi a Kornai-féle, a jelenségek széles csoportját átfogó hiány kategóriájának, több vonatkozásban is kapcsolódhatunk a kifejtett gondolatkörhöz. Egyrészt felhasználhatjuk az elméletet modelljeink specifikációjához, másrészt eredményeink alapján alátámaszthatunk, illetve megkérdőjelezhetünk néhány gondolatot.

Felvetődik az a kérdés, hogyan támaszkodhatunk egyszerre két, egymástól meglehetősen eltérő, sőt egymást vitató elméletre úgy, hogy ne kerüljünk ellentmondásba önmagunkkal. Úgy érezzük, hogy vállalhatjuk ezt a kockázatot több okból is. Figyelembe kell vennünk, hogy a vizsgált téma, a lakossági fogyasztás és a fogyasztásicikk-piac az a terület, amelynek viselkedésére nézve viszonylag a legkisebb az eltérés a két irányzat között. Egyik sem vitatja, hogy viszonylag (vagy teljesen) merev árak mellett létrejöhet (vagy törvényszerűen létrejön) részleges vagy akár aggregált túlkereslet (vagy hiány) a fogyasztási cikkek piacán. Kornai nem tesz egyenlőségjelet a túlkereslet és a hiány kategóriái közé, de a kiemelt különbségek ((22) 17. old.) nem zárják ki annak lehetőségét, hogy alkalmazott ökonometriai vizsgálatban egyikkel közelítsük a másikat (vagy fordítva). Még kisebb az ellentmondás akkor, ha az aggregált teljes fogyasztás vizsgálatáról áttérünk kiemelt cikkek vagy cikkcsoportok elemzésére. (Annak ugyanis nincs jelentősége, hogy például a személygépkocsi-kiutalásra várakozók számának idősorát a túlkeresletnek vagy a hiánynak a közelítésére használjuk.)

A másik lényeges ellentmondás a kétféle irányzat között abban áll, hogy a polgári közgazdászok által kidolgozott disequilibrium modellek feltételezik, hogy a megfigyelési időszakban hol a túlkereslet, hol a túlkínálat volt a jellemző. A Kornai-féle hiánygazdaságot a hiánynak egy állandó normál szintje (állandó túlkereslet) jellemzi, s csak e normál érték körüli ingadozás: a hiány intenzitása változik a megfigyelési időszak folyamán. Ezt az ellentmondást sem érezzük leküzdhetetlennek, ugyanis a disequilibrium modellek specifikációja lehetővé teszi mind az állandó egyensúly, mind az állandó túlkereslet vagy állandó túlkínálat speciális esetként történő számszerűsítését. Állandó túlkereslet esetén a kínálati függvény lesz a meghatározó, de modellünkben információt nyerhetünk a hiány intenzitásának változásáról.

Első megközelítésben úgy döntöttünk, hogy saját korábbi tapasztalatainkra és ismereteinkre támaszkodva keresleti és kínálati függvényeket specifikálunk és számszerűsítünk, előbb az egyensúlyt, azután az egyensúly hiányát feltételezve. Egyensúlytalanság feltételezésénél az ökonometriában kifejlesztett modellezési gyakorlatot alkalmazzuk. Eredményeinket azután összevetjük a fent említett irányzatok feltételezéseiből eredő elvárásokkal.

AZ EGYENSÚLYHIÁNY FOGALMÁHOZ KAPCSOLÓDÓ NÉHÁNY ALAPFOGALOM

Az egyensúlytalanság vizsgálatát mindig valamely „piac” fogalmához kötjük, ahol a kereslet és a kínálat találkozik egymással, és bizonyos volumenek, bizonyos áron gazdát cserélnek. A piacra a legjobb példa a fogyasztási cikkek piaca, de szélesebb értelemben a piac fogalma értelmezhető a munkaerőpiacra, a pénzpiacra stb. is. Egyensúlyhiány esetén az „egyensúlyi” kereslet fogalmának helyére az úgynevezett *hatékony kereslet* fogalma lép, amely módosított változata az előbbinek. Ilyenkor ugyanis a piacon túlkereslet vagy túlkínálat keletkezik, azaz létrejön a piac *rövid és hosszú oldala*. Az eladások tényleges szintjét a piac rövid oldala határozza meg, így túlkereslet esetében a piac az *eladók piacává* válik. Ezzel szemben az egyedeket (eladókat vagy vevőket) korlátozzák a piac hosszú oldalán. Ez a korlátozás speciális *kiutalásos rendszer* (rationing) szerint történik, amelynek eredményeképpen az egyensúlyi kereslet helyére a hatékony kereslet lép. (A kiutalásos rendszerre klasszikus példa a jegyrendszer bevezetése valamely szűkös kínálatú fogyasztási cikke.)

Az egész gazdasági rendszer szempontjából rendkívül érdekes a valamely piacon jelentkező egyensúlyhiány továbbgyűrűzése a gazdaság más területeire. Feltehető ugyanis, hogy ha a vásárló nem tudja kielégíteni keresletét valamely piacon, akkor más piacokon mint eladó (vagy akár mint vevő) is másképpen fog viselkedni. A piacok ilyenfajta *egymásra hatása* (spillover effect) fontos jellemzője az egyensúlyhiányos helyzeteknek. A disequilibrium oka, hogy a mennyiségek és az árak nem veszik fel egyensúlyi értéküket. Ez a gyakorlatban általában nem úgy jelentkezik, hogy egyáltalán nem is igazodnak az egyensúlyi értékekhez, hanem úgy, hogy az alkalmazkodás lassú és csak súrlódásokon keresztül érvényesülő folyamat. A *volumen- és árigazodás* sebessége jellemzi az egyensúlytalanság mértékét. Az egyensúlyhiány az igazodás sebességétől függően rövid és hosszú lejáratú lehet.

Az eddig felsorolt kategóriák csak keretet biztosítanak az egyensúlyhiányos helyzetek elemzéséhez, függetlenül attól, hogy mi a véleményünk arról, hogy az egyensúly hiánya vagy a hiány kialakulása természetes velejárója-e a gazdasági fejlődésnek, avagy orvosolandó tünet.

Véleményünk szerint ezek a kategóriák felhasználhatók a szocialista gazdasági rendszerben kialakuló egyensúlyhiányok elemzésére. Azt viszont nem állíthatjuk, hogy

elégsgesek is. Főként azért nem, mert az árak merevsége olyan mértékű, hogy egyáltalán nem vagy csak kis mértékben figyelhető meg az áralkalmazkodás, és következésképpen nem vagy csak ritkán használható fel a túlkereslet vagy a túlkínálat becslésére. (Lásd a következő fejezetben.)

Történtek már kísérletek arra, hogy az áralkalmazkodás fogalmának mintájára a *tervalkalmazkodás* fogalmát alkalmazzák a szocialista gazdaság disequilibrium elemzésére ((7), (8)). Feltételezve, hogy a terv célja az egyensúly helyreállítása, a tervtől való eltérések jellemezhetik az egyensúlyi helyzettől való távolságot.

Ugyancsak elképzelhető, hogy bármely más direkt módon kvantifikálható *hiányindikátort* felhasználhatunk a túlkereslet közelítésére.

AZ EGYENSÚLYHIÁNY ÖKONOMETRIAI MODELLEZÉSE

A modelleket megkülönböztethetjük aszerint, hogy egyetlen termék piacán jelentkező egyensúlyhiányos helyzetet vizsgálunk-e, avagy több, egymással kapcsolatban álló piac leírására törekednek. Az alkalmazott ökonometriai vizsgálatok a legtöbbször egy, de legfeljebb két-három piacot vizsgálnak. Ugyanakkor megkezdődött a szimultán egyenletekből álló ökonometriai modellezés átértelmezése disequilibrium helyzetekre ((9), (14)). Jelen tanulmányban egyenként vizsgálunk különböző piacokat, így csak az egy termék piacának leírására szolgáló modellt ismeretjük.

Legyen a modell a következő:

$$D_t = X_{D_t}\alpha + u_{D_t} \quad /1/$$

$$S_t = X_{S_t}\beta + u_{S_t} \quad /2/$$

ahol:

- D_t — a t időszakban keresett mennyiség.
- S_t — a t időszakban kínált mennyiség,
- X_{D_t} — a keresletre ható változók,
- X_{S_t} — a kínálatra ható változók,
- α és β — paraméterek,
- u_{D_t} és u_{S_t} — az egyenletek reziduális véletlen változói.

Ha Q_t -vel jelöljük a ténylegesen gazdát cserélő mennyiséget (a hatékony keresletet), akkor:

$$Q_t = \min(D_t, S_t) \quad /3/$$

azaz a hatékony keresletet a t időszakban a tényleges kereslet és kínálat közül a kisebbik (a rövid oldal) szabja meg. Ez nyilvánvaló, hiszen csak annyit lehet eladni, amennyit megvesznek, de legfeljebb csak annyit vehetnek meg, amennyit eladásra kínálnak.

Az /1/, /2/ és /3/ összefüggések olyan egyszerű disequilibrium modellt irnak le, amelyben $D_t = S_t$ esetben teljes az egyensúly; $D_t > S_t$ esetben túlkereslet ($D_t - S_t$); $D_t < S_t$ esetben pedig túlkínálat ($S_t - D_t$) jellemzi a piacot.

Ebben az egyszerű modellben még csak volumenek szerepelnek, árak nem. Ha bevezetjük az árakat, akkor az egytermékes piac úgynevezett PAMEQ specifikációjához¹ (Partial Adjustment to a Moving Equilibrium) érkezünk, amely egy mozgó

¹ A PAMEQ elnevezés R. J. Bowdentől származik. (Lásd (6)-ban.)

egyensúlyhelyezethez való részleges áralkalmazkodás feltételezésén alapul. Ilyenkor pótlólag az áralkalmazkodás² függvénye kapcsolódik a modellhez:

$$\Delta P_t = \gamma(D_t - S_t) \quad /4/$$

Az /1/, /2/, /3/ és /4/ összefüggések együtt olyan disequilibrium modellt jelölnek, amelyben a kereslet és a kínálat nincs feltétlenül egyensúlyban, de míg a kereslet és a kínálat közül a kisebbik szabja meg a tényleges eladásokat, az árváltozások a túlkereslet (vagy túlkínálat) függvényében alakulnak a γ igazodási paraméter által meghatározott mértékben.

A disequilibrium modellek becslésének fő problémáját az okozza, hogy a kereslet és a kínálat közvetlenül nem figyelhető meg, csak a tényleges eladásokról rendelkezhetünk statisztikai adatokkal. A vázolt egyszerű modellben is csak Q_t , X_{Dt} és X_{St} jelöl statisztikailag megfigyelhető változót, S_t -ről és D_t -ről közvetlenül nem tudunk semmit. Q_t , a ténylegesen gazdát cserélő mennyiség a /3/ összefüggés szerint vagy a kereslettel, vagy a kínálattal egyenlő.

A hetvenes évek elején megindult e modellek becslési módszereinek kidolgozása (<1>, <12>, <13>). A fő probléma megoldására, a megfigyelési időszak pontjainak szétválasztására (annak eldöntésére, hogy a pontok a keresleti vagy a kínálati függvényen fekszenek) általában a maximális esélyesség elvén alapuló módszereket ajánlják. A mintaidőszakot úgy választják ketté, hogy az egyes megfigyelt értékek a legnagyobb valószínűséggel essenek a keresleti, illetve a kínálati függvény tartományába. A becslési módszereket ismertető, igen gazdag irodalomból R. C. Fair és D. M. Jaffe tanulmányára <12> támaszkodtunk elsősorban, amely négyféle becslési eljárást mutat be. Ezek a módszerek feltételezések, és számítási igényük szempontjából eléggé különbözők. Mi kísérleti számításainkban a legegyszerűbb és legkevésbé számításigényes, úgynevezett „kvantitatív módszert” alkalmaztuk.

A kvantitatív módszer alkalmazásának feltétele, hogy a keresleti és a kínálati függvényhez csatoljunk valamilyen „áralkalmazkodási”, azaz /4/ típusú függvényt is. Ennek nem kell ténylegesen az árakra vonatkoznia, vonatkozhat például a tervalkalmazkodásra vagy bármely direkt jellegű hiánymutatóra is. A lényeg csak az, hogy legyen valamilyen olyan változónk, amelynek alakulása – feltételezésünk szerint – arányos a túlkereslettel (illetve túlkínálattal). Ezek után ennek az „alkalmazkodási” függvénynek az információját használjuk fel a tartományok szétválasztására. (Amennyiben az egész időszakot túlkereslet – hiány – jellemzi, akkor nem keresleti és kínálati tartományra, hanem növekvő, illetve csökkenő intenzitású hiányra választjuk szét a megfigyelési időszakot.)

A kvantitatív módszer olyan becslési eljárás, amellyel egyszerre becsüljük a /4/ egyenlet γ paraméterét az /1/ keresleti és a /2/ kínálati függvény paramétereivel. Fejezzük ki először a /4/ függvényből a túlkereslet ($D_t - S_t$) értékét:

$$D_t - S_t = \frac{1}{\gamma} \Delta P_t \quad /5/$$

Tekintsük először azt az időszakot, amelyet emelkedő árak³ (növekvő hiánymutatók stb.) jellemeznek. Az /5/ szerint ilyenkor túlkereslet van, azaz /3/ szerint a megfigyelt Q_t mennyiség a kínálattal, S_t -vel egyenlő:

$$Q_t = S_t = X_{St}\beta + u_{St} \quad \Delta P_t \geq 0 \quad /6/$$

² Itt értelemszerűen relatív árakról van szó.

³ A módszer bemutatásánál csak a klasszikus „áresetet” mutatjuk be, de a P_t változó helyére írható bármely más „hiány” mutató.

Ezért az /5/ egyenlet helyére írhatjuk:

$$Q_t = D_t - \frac{1}{\gamma} \Delta P_t = X_{Dt} \alpha - \frac{1}{\gamma} \Delta P_t + u_{Dt} \quad /7/$$

Ez azt jelenti, hogy a keresleti függvény paramétereit is becsülhetjük, ha az ár-változás (hiányintenzitás-változás) mechanizmusát beépítjük a függvénybe.

Hasonlóképpen, csökkenő árak (csökkenő hiányintenzitás) mellett a következő összefüggéseket nyerjük:

$$Q_t = S_t - \frac{1}{\gamma} |\Delta P_t| = X_{St} \beta - \frac{1}{\gamma} |\Delta P_t| + u_{St} \quad \Delta P_t \leq 0 \quad /8/$$

$$Q_t = D_t = X_{Dt} \alpha + u_{Dt} \quad \Delta P_t \leq 0 \quad /9/$$

A /6/, /7/, /8/ és /9/ egyenletek egyetlen keresleti és egyetlen kínálati függvényre redukálhatók a következőképpen:

$$Q_t = D_t - \frac{1}{\gamma} GP_t = X_{Dt} \alpha - \frac{1}{\gamma} GP_t + u_{Dt} \quad /10/$$

ahol:

$$GP_t = \begin{cases} \Delta P_t & \text{ha } \Delta P_t \geq 0 \\ 0 & \text{minden más esetben} \end{cases}$$

$$Q_t = S_t - \frac{1}{\gamma} HP_t = X_{St} \beta - \frac{1}{\gamma} HP_t + u_{St} \quad /11/$$

ahol:

$$HP_t = \begin{cases} -\Delta P_t & \text{ha } \Delta P_t \leq 0 \\ 0 & \text{minden más esetben} \end{cases}$$

Disequilibrium modellünk becslése ebben az esetben a /10/ és /11/ egyenlet becslésére redukálódik.

A FOGYASZTÁS ELEMZÉSE SZÁMSZERŰSÍTETT MODELLEK SEGÍTSÉGÉVEL

A lakossági fogyasztásban levő egyensúlyhiányok ökonometriai megközelítésében, különösen első kísérletként, nem törekedhettünk teljességre. A kiválasztásnál egyik szempontunk az volt, hogy kiemelt fogyasztási cikkekre, fogyasztási cikkcsoportra és a fogyasztás aggregált makrokategóriájára is végezzünk számításokat. Ezen belül választottunk erősen exponált túlkereslettel jellemezhető kategóriát (személygépkocsi) és olyan kategóriát is, amelyről csak feltételezhető a keresleti hatások mellett a kínálat döntő szerepe (tartós fogyasztási cikkek). A lakásberuházásra fordított kiadások piacának disequilibrium elemzésétől csak némi adalékot remélhetünk a rendkívül összetett és sokoldalról közelíthető hazai lakáspiac vizsgálatához. A lakosság összfogyasztásának a megtakarítások alakulásával összekapcsolt disequilibrium elemzése az aggregált túlkereslet (vagy az aggregált makrohiány) mérését szolgálja. Reméltük, hogy ezen a ponton összehasonlításokat is tehetünk egyrészt R. Portes és D. Winter (26), (27), (28) eredményeivel, másrészt Kornai elméletével és első számszerű (csak illusztratív célzatú) eredményeivel (22).

A modellek végleges formáját minden esetben alternatív specifikációk becslése során alakítottuk ki. A keresleti függvényeknél egységesen a Houthakker–Taylor-féle dinamikus keresleti függvényt (18), illetve annak különböző változatait alkalmaztuk. (Ez a fajta keresleti függvény és a mögötte húzódó elméleti feltevések elég általánosak ahhoz, hogy a fogyasztó magatartását jól meghatározzák.)

A kínálati függvények specifikációjánál területenként a szóba jöhető és statisztikailag megfigyelt magyarázó változók köréből választottuk ki a preferált változatot. Korlátozott érvényesülése ellenére nem mondtunk le az áralkalmazkodás kísérleti számszerűsítéséről, mivel lényegi kérdésnek tartjuk annak a vizsgálatát, hogy fogyasztóiár-változásaink befolyásolják-e a piaci egyensúly alakulását és (ha igen) hogyan. Ezt a számítást egyrészt az 1975 óta végbement nagyobb mértékű fogyasztóiár-változások indokolják, másrészt korábbi eredményeink, amelyek szerint az ár-változások egyre inkább kvantifikálható mértékben befolyásolják a lakosság keresletét.

Az áralkalmazkodás mellett vagy ahelyett két esetben más típusú, inkább „hiánymutató-alkalmazkodási” függvényt szerepeltettünk a modellben. (Lásd az 1. és 4. pontokban.)

A modelleket egységesen az 1965-től 1979-ig terjedő időszak éves megfigyeléseiben becsültük, a lakosság összes fogyasztására vonatkozó, változatlan áras (árinдексzel deflált) idősorok alapján. A számításokat a TSP (Time Series Processor) programcsomag felhasználásával végeztük.⁴

Mind az egyensúly feltételezésén alapuló modellek, mind a disequilibrium modellek becslésére vagy a legkisebb négyzetek egyszerű módszerét (OLS), vagy a Cochran–Orcutt iterációs technikát⁵ (CORC) alkalmaztuk.

1. A személygépkocsi-eladások piaca

A személygépkocsi vásárlásának alakulását Magyarországon az elmúlt 20 évben a kínálat szabta meg. Ezt igazolja az autópiacon jelentkező tartós hiány vagy túlkereslet, amit például a gépkocsi-kiutalásra várakozók számának idősorával jellemezhetünk. Ez a hiány a gépkocsi hivatalos árán jelentkezett, ennél magasabb áron, a szabadpiaci áron és a szabadpiacon általában lehetett gépkocsit vásárolni. Bár a szabadpiaci forgalom jellemzőit felhasználhatnánk a túlkereslet számszerűsítésére, megfelelő idősorok híján el kellett ettől tekintenünk. Így csak az állami autópiacon vizsgáltuk.

Felmerül a kérdés, hogy van-e értelme a személyautó-vásárlásra fordított kiadások keresleti oldalról való vizsgálatának, ha egyszer tudjuk, hogy a kínálat a meghatározó. Elképzelhető, hogy a kínálat által meghatározott eladások számát (volumenét) megnövelnénk a sorbanállók számával (megfeleltetve valamilyen volumenek) eljutnánk a kereslet volumenéhez. Véleményünk szerint ennél az eljárásnál igényesebb eljárás a disequilibrium elemzés, több okból is. Először is, a disequilibrium modell specifikációja szerint az állandó túlkereslet is belefér a modell feltételrendszerébe. Másodsor, a keresleti függvény illesztése teszi lehetővé a jövedelem- (és esetleg az ár-) hatások számszerűsítését, amelyek az autóvásárlások (és természetesen a sorban állók számának) ingadozását befolyásolják. Harmadszor, az elmúlt évek során kialakult gyakorlat szerint a várakozók száma jóval nagyobb keres-

⁴ A számítások végzésében Zsellér Gyula és Riecke Werner voltak segítségemre, akiknek ezúttal is köszönetet mondok.

⁵ A Cochran–Orcutt eljárás az OLS-módszert kombinálja a reziduumok elsőrendű autoregresszív sémával történő közelítésével. Ezért alkalmazása ott indokolt, ahol a reziduumokban az autokorreláció nem elhanyagolható.

letről tanúskodik, mint a tényleges (fizetőképes) kereslet, így nem tekinthető közvetlenül túlkeresletnek; ezért helyesebbnek tartjuk csak közvetve felhasználni a túlkereslet közelítésére. Végül, az volt a célunk, hogy a hiány ingadozását az ismeretett modell segítségével mérjük.

a) A keresleti függvény egyensúlyt feltételezve ($DA = QA_t$). A Houthakker-Taylor-féle dinamikus keresleti függvényben⁶ az autóvásárlások volumenét (QA) az előző évi vásárlások (QA_{t-1}), a reáljövedelem-változás (ΔQF_t) és a reáljövedelem előző évi értéke (QF_{t-1}) függvényében fejezzük ki:

$$DA_t = QA_t = \alpha_0 + \alpha_1 QA_{t-1} + \alpha_2 \Delta QF_t + \alpha_3 QF_{t-1} + u_t$$

A csak jövedelemváltozókat tartalmazó keresleti függvény lehetővé teszi a jövedelemrugalmasságok rövid távú és hosszú távú értékeinek becslését.

Ha árváltozó is szerepel a függvényben, akkor pótlólag a relatív árváltozást (ΔRPA_t) és az előző évi relatív árat (RPA_{t-1}) is a magyarázó változók közé vesszük, α_4 és α_5 paraméterekkel.

Az autóvásárlások kétféle keresleti függvényének becsült jellemzőit az 1. tábla tartalmazza.

1. tábla

Az autóvásárlások keresleti függvényei*

1. Csak jövedelemváltozókat tartalmazó függvény

Megnevezés	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5
Regressziós együttható	-4098,4	0,384	0,074	0,036		
t arány	(2,3)	(1,3)	(2,4)	(2,2)		
\bar{R}^2 többszörös korrelációs együttható négyzete**	0,9698					
DW autokorrelációs együttható	1,66					

2. Árváltozókat is tartalmazó függvény

Megnevezés	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5
Regressziós együttható	-2457,7	0,375	0,075	0,034	-19,695	-13,590
t arány	(1,4)	(1,1)	(2,2)	(1,8)	(0,3)	(0,3)
\bar{R}^2 többszörös korrelációs együttható négyzete	0,9626					
DW autokorrelációs együttható	1,63					
e_i rövid távú jövedelemrugalmasság	2,60					
e'_i hosszú távú jövedelemrugalmasság	1,88					
e_{ii} rövid távú árrugalmasság	-0,40					
e'_{ii} hosszú távú árrugalmasság	-0,29					

* Becslési módszer: Cochran-Orcutt eljárás.

** Az \bar{R}^2 a táblában mindenhol a szabadságfokok szerint korrigált többszörös korrelációs együttható négyzete.

⁶ A függvény tulajdonságaira lásd (18).

Keresleti függvényeink a $DA_t = QA_t$ feltételezés mellett, az előző évi fogyasztás és a jövedelem segítségével kielégítő mértékben (97 százalékban) megmagyarázták az autóvásárlások alakulását. Elvárásainknak megfelelően a személygépkocsi tartós jellege kifejezésre jutott, azaz a rugalmasságok rövid távú értékei nagyobbak, mint a hosszú távú értékek. (Bővebben lásd (18).) Korábbi számításainkban az árparaméterekre rendre pozitív értékeket kaptunk, míg jelen esetben, bár igen kis mértékű és bizonytalan, de negatív árugalmasságokat becsültünk. Megjegyezzük, hogy ez az eredmény valószínűleg már az 1979-es relatív árnövekedés eredménye.

Disequilibrium számításra az 1. számú, csupán jövedelemváltozókat tartalmazó, statisztikai jellemzői vonatkozásában jobb függvényt választottuk.

b) A kínálati függvény egyensúlyt feltételezve ($SA = QA_t$). A személyautó-eladások kínálati függvényének specifikációja nem okoz különösebb problémát. Nyilvánvaló, hogy az eladásokat kínálati oldalról közvetlenül az importált személygépkocsik száma (IA) határozza meg. Feltételezzük, hogy az import volumene egyrészt belföldi termelési eredményeinktől, másrészt külkereskedelmi mérlegpozíciótól függ. Az előzőt a hozzáadott érték (GDP_t) idősorával, az utóbbit a külkereskedelmi egyenleg (EGY) idősorával fejeztük ki. Alternatív számításokat végeztünk a külkereskedelmi egyenleg különböző késleltetett értékeinek figyelembevételével. Végül a két évvel késleltetett behozatali (kiviteli) többlet hatása mutatkozott a legjelentősebbnek. Így a következő három magyarázó változót tartalmazó függvényt választottuk:

$$SA_t = QA_t = \beta_0 + \beta_1 IA_t + \beta_2 GDP_t + \beta_3 EGY_{t-2} + u_t$$

A választott függvény becslési eredményeit a 2. tábla tartalmazza.

2. tábla

Az autóeladások kínálati függvénye*

Megnevezés	β_0	β_1	β_2	β_3
Regressziós együtthatók	-2832,45	0,048	18,691	0,009
t arány	(4,9)	(8,5)	(4,4)	(3,1)
\bar{R}^2 többszörös korrelációs együttható négyzete	0,9961			
DW autokorrelációs együttható	1,7765			

* Becslési módszer: Cochran—Orcutt eljárás.

Kínálati függvényünk jól illeszkedik az adatokhoz. A magyarázó változók, közvetlenül az autóbehozatal és közvetve a hazai termelés és a külkereskedelem mérlegpozíciója mintegy 100 százalékban ($\bar{R}^2 = 0,9961$) meghatározza az autókínálatot. Ha a behozatal ezer darabbal nő, az mintegy 48 millió (változatlan áras) forinttal növeli az eladások volumenét. A hazai termelés 1 százalékos növekedése (Index: 1960. év = 100) mintegy 19–20 millió forintos növekedést eredményez az eladásokban, külkereskedelmi egyenlegünk 1 milliárd forintnyi javulása a következő két évben az autóeladásokat mintegy 10 millió forinttal növeli. A függvény statisztikai jellemzői is jók, így felhasználható disequilibrium számítására is, sőt már ebben a stádiumban sejthető, hogy ott is meghatározó fontosságú lesz a kínálati oldal.

c) *Disequilibrium modell az autópiacon.* Az autópiacon kétféle disequilibrium modellel kísérleteztünk.

Először megvizsgáltuk az „áralkalmazkodás” felhasználását. A személyautók relatív ára a megfigyelési időszak tizenöt évéből tizenegy évben csökkent, szemben az állandó túlkereslettel. Így nyilvánvaló, hogy áralkalmazkodásról nem beszélhetünk, csupán azt a négy évet vizsgálhatjuk meg, amelyben relatív áremelkedés volt. Ezek az évek: 1968., 1969., 1970. és 1979. Ha az autóra várakozók számának idősorában megnézzük ezeket az éveket, megállapíthatjuk, hogy csak az 1979-ben bekövetkezett árnövekedés csökkentette a túlkeresletet, az viszont lényeges mértékben (a várakozók száma 531 000-ról 324 000-re csökkent⁷). Az 1979-es év kiemelését azért tartjuk indokoltnak, mert ahogy a keresleti függvény is bizonyította (lásd az 1. táblát), az arra utal, hogy áremelkedéssel lehet befolyásolni a túlkeresletet az autópiacon is.

Másik disequilibrium modellünkben az autókiutalásra várakozók számát használtuk fel közvetlenül a túlkereslet (a hiány) közelítésére. Mivel a kiutalásokra várakozás önmagában túlkeresletre utal, ebben az esetben a modell értelmezése módosul. Állandó túlkereslet mellett az „alkalmazkodási” függvénnyel nem a keresleti és a kínálati tartományt választjuk ketté, hanem a növekvő és csökkenő intenzitású hiány tartományait.

A túlkereslet intenzitásának közelítésére a következő „alkalmazkodási” függvényt használtuk:

$$\Delta \text{SOR}_t = \gamma(\text{DA}_t - \text{SA}_t)$$

ahol a várakozók számának (SOR) változása a túlkereslet intenzitásának változására utal. Ha ezt az egyenletet behelyettesítjük a kínálati és a keresleti függvénybe, akkor a /10/ és /11/ egyenletnek megfelelően a következő két egyenletet kapjuk:

$$Q_{A_t} = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{A_{t-1}} + \alpha_2 \Delta Q_{F_t} + \alpha_3 Q_{F_{t-1}} - \frac{1}{\gamma} \text{GSOR}_t + u_{1t}$$

$$Q_{A_t} = \beta_0 + \beta_1 I_{A_t} + \beta_2 \text{GDP}_t + \beta_3 \text{EGY}_{t-2} - \frac{1}{\gamma} \text{HSOR}_t + u_{2t}$$

A két egyenlet becslési eredményeit a 3. tábla tartalmazza.

Mind a kínálati, mind a keresleti függvényben a γ paraméterre pozitív előjelű, de meglepően nagyértékű paramétert becsültünk. Eszerint a várakozók sorának változása a várakozásnak megfelelő irányban, de igen kismértékben változtatja a tényleges eladásokat. A γ paraméter 4 körül mozgó értéke arra utal, hogy a várakozók számának ezerrel való növekedése az autóeladások volumenét csak mintegy 250 000 forinttal növeli ($1/\gamma = 0,25$). Ez a megdöbbentően kis szám nem olyan meglepő, ha figyelembe vesszük, hogy például 1978-ban a sorban állók száma 177 000-rel nőtt, amivel szemben csak mintegy 10 000-rel nőtt a gépkocsieladások száma. Ugyanakkor a γ paraméter becslésének szignifikanciája nem engedi meg, hogy segítségével messzemenő számszerű következtetéseket vonjunk le. Mindenesetre arra utal, hogy a sorban állók számának elég nagy mértékű ingadozása jelentkezik ugyan, de nagyon letompítva a tényleges eladásokban. Valószínűnek tartjuk, hogy a fizetőképes túlkereslet ingadozása valahol a kétféle ingadozás között helyezkedik el. Arra viszont vállalkozhatunk, hogy megnézzük, a becsült $(\text{DA}_t - \text{SA}_t)$ túlkereslet intenzitása mely években nőtt, és melyekben csökkent. A $D_t - S_t = 1/\gamma(\Delta \text{SOR}_t)$ összefüggés alapján a hiány intenzitása az 1967–1971. és az 1975–1978. években nőtt, 1965–1966-ban, 1972–1974-ben és 1979-ben pedig csökkent.

⁷ Ez a csökkenés nemcsak szigorúan az árnövekedés, hanem a vásárlási előleg növekedésének is az eredménye.

3. tábla

Az autópiac disequilibrium becslése*

1. Keresleti függvény

Megnevezés	α_0	α_1	α_2	α_3	γ
Regressziós együttható	-4242,16	0,367	0,076	0,037	3,727
t arány	(1,8)	(1,0)	(2,1)	(1,8)	(0,5)
R^2 többszörös korrelációs együttható négyzete	0,9664				
DW autokorrelációs együtt- ható	1,69				

2. Kínálati függvény

Megnevezés	β_0	β_1	β_2	β_3	γ
Regressziós együttható	-2910,84	0,048	19,059	0,009	4,347
t arány	(4,5)	(8,2)	(4,2)	(2,9)	(0,3)
R^2 többszörös korrelációs együttható négyzete	0,9956				
DW autokorrelációs együtt- ható	1,70				

* Becslési módszer: Cochran—Orcutt eljárás.

Összefoglalva az autópiacra illesztett modellek eredményeit, megállapíthatjuk, hogy azt az állandó túlkereslet, illetve hiány jellemzi. Ezért a kínálati függvény önmagában jól megmagyarázza az eladások alakulását. A kiutalásra várakozók számának felhasználásával a disequilibrium modell felhasználható a túlkereslet-intenzitás változásának vizsgálatára. Eszerint a hiány intenzitása az 1968–1970. években és 1977–1978-ban volt a legerősebb. Nem tudunk semmit megállapítani arról, hogy az autópiacra levő állandóan változó hiány mögött létezik-e „normál” hiány⁸, és ha igen, az mekkora értékű, stagnáló-e, avagy növekvő értékű. Végül megállapítható, hogy a személygépkocsi árának 1979. évi változása lényegesen csökkentette a sorban állók számát és így feltehetően a túlkereslet intenzitását is.

2. A tartós fogyasztási cikkek piaca

A tartós fogyasztási cikkek (személygépkocsi-eladások nélküli) csoportjának vizsgálata előtt semmilyen feltevésünk sem volt arra nézve, hogy egyensúly vagy túlkereslet, illetve túlkínálat jellemzi-e a cikkcsoport piacát. Az viszont feltehető, hogy a tartós cikkek vásárlásai mutathatják leginkább az autó- és lakáspiac elégtelensége miatt létrejövő kényszerhelyettesítések vagy kényszerköltések hatását. A cikkcsoporton belül egyes kiemelt cikkekre (például automata mosógép, színes televízió stb.) bizonyos években időleges hiány volt jellemző. A tartós fogyasztási cikkek ár rugalmasságainak mérését korábbi számításainkban erősen befolyásolta a személygépkocsi-vásárlások rugalmatlan volta, így várható volt, hogy jobban tudjuk mérni a személygépkocsi-eladásokkal csökkentett tartós fogyasztási cikkek csoport-

⁸ Ezen a Kornai János (22) által definiált normál hiányt értjük, amit semmiképpen sem lehet pozitívan értékelni, legfeljebb azt mondani, hogy a hiány ilyen mértéke még elviselhető.

jának árhatásait. A tartós fogyasztási cikkeknel nem láttuk értelmetlennek az áralkalmazkodás feltételezését sem.

a) A keresleti függvény egyensúlyt feltételezve ($DT_t = QT_t$). A tartós cikkek keresletét úgyszintén a Houthakker–Taylor-féle függvényekkel közelítettük. A szokásos jövedelem- és árváltozók mellé bevettük az autóvásárlásra fordított kiadásokat és a lakásberuházási kiadásokat is, mint a keresletet befolyásoló tényezőket. Ez utóbbi tényezők hatását nem sikerült szignifikánsan kimutatnunk, így végül ugyanazt a két típusú függvényt alkalmaztuk, mint az autóvásárlások esetében:

$$DT_t = QT_t = \alpha_0 + \alpha_1 QT_{t-1} + \alpha_2 \Delta QF_t + \alpha_3 QF_{t-1} + u_t$$

A függvény eredményeit a 4. tábla tartalmazza.

4. tábla

A tartós cikkek keresleti függvényei*

1. Csak jövedelemváltozókat tartalmazó függvény

Megnevezés	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5
Regressziós együttható	-821,14	0,436	0,057	0,045		
t arány	(1,1)	(1,2)	(1,7)	(1,6)		
R^2 többszörös korrelációs együttható négyzete	0,9794					
DW autokorrelációs együttható	1,78					

2. Árváltozókat is tartalmazó függvény

Megnevezés	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5
Regressziós együttható	33 669,6	0,405	0,053	0,025	-186,71	-336,95
t arány	(1,9)	(1,3)	(1,3)	(1,1)	(1,0)	(2,0)
R^2 többszörös korrelációs együttható négyzete	0,9886					
DW autokorrelációs együttható	2,02					
e_t rövid távú jövedelemrugalmasság	0,81					
e_t' hosszú távú jövedelemrugalmasság	0,58					
e_{it} rövid távú ár rugalmasság	-2,18					
e_{it}' hosszú távú ár rugalmasság	-1,57					

*Becslési módszer: Cochran–Orcutt eljárás.

A keresleti függvények jól illeszkednek a tartós cikkek forgalmának adataihoz. A jövedelem és az ár együtt 99 százalékban meghatározta a vásárlásokat. A tartós jellegnek megfelelően (az autóhoz hasonlóan) a rugalmasságok rövid távú értékei rendre nagyobbak, mint a hosszú távú értékek. Figyelemre méltó, hogy az ár rugalmasságok nagyobbak, mint a jövedelem rugalmasságok. Annak ellenére, hogy a 2. függvény még jobb, mint az 1. függvény, disequilibrium számításra az 1. függvényt választottuk, mivel a 2.-ban a minta hosszához képest túl sok változó szerepel.

b) A kínálati függvény egyensúlyt feltételezve ($ST_t = QT_t$). A tartós cikkek kínálatát – a személyautóhoz hasonlóan – a belföldi termeléssel, a külkereskedelmi mérlegpozícióval (késleltetett értékeivel) és a tartós cikkek behozatalának egy mutatójával közelítettük. Szemben az autókínálattal a többi tartós cikknél a behozatal alakulása nem vált be magyarázó tényezőként. A tartós fogyasztási cikkek kínálatát a hozzáadott értékkel (GDP_t) és a két évvel késleltetett behozatali többlettel (EGY_{t-2}) tudtuk a legjobban felírni:

$$ST_t = QT_t = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + \beta_2 EGY_{t-2} + u_t.$$

Az 5. tábla tartalmazza a becslési eredményeket.

5. tábla

A tartós cikkek kínálati függvénye*

Megnevezés	β_0	β_1	β_2
Regressziós együttható	-1167,42	68,739	0,012
t arány	(1,1)	(13,1)	(1,2)
R^2 többszörös korrelációs együttható négyzete	0,9762		
DW autokorrelációs együttható	2,18		

*Becslési módszer: Cochran—Orcutt iterációs eljárás.

A kínálati függvény körülbelül ugyanolyan jól illeszkedik az adatokhoz, mint a keresleti függvény. A hazai termelés 1 százalékos növekedése (Index: 1960. év = 100) mintegy 70 millió forinttal (változatlan áron) növeli a tartós cikkek eladásait. A behozatali többlet 1 milliárdos javulása a rákövetkező második évben 12 millió forintos növekedést jelent a kínálatban. Szembetűnő, hogy a tartós cikkek kínálati függvénye mennyire hasonlít az autókínálat függvényéhez.

c) *Disequilibrium modell a tartós javak piacára.* A tartós cikkek keresleti és kínálati függvénye nem utal arra, hogy e cikkek piacán felborult az egyensúly. Mégis kísérleteztünk disequilibrium modellel ezen a területen is, az áralkalmazkodási egyenlet becslésével:

$$\Delta RPT_t = \gamma(DT_t - ST_t)$$

amelyben feltételezzük, hogy a túlkereslet (ha létezik) arányos a tartós cikkek relatív árváltozásával (ΔRPT -vel).

Így disequilibrium modelként a következő két egyenletet írhatjuk fel:

$$QT_t = \alpha_0 + \alpha_1 QT_{t-1} + \alpha_2 \Delta QF_t + \alpha_3 QF_{t-1} - \frac{1}{\gamma} GRPT_t + u_{1t}$$

$$QT_t = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + \beta_2 EGY_{t-2} - \frac{1}{\gamma} HRPT_t + u_{2t}$$

A kétegyenletes modell eredményei a 6. táblában találhatók.

A tartós cikkek disequilibrium modellje nem mutat lényeges egyensúlyhiányt ezen a területen.

6. tábla

A tartós cikkek disequilibrium modellje*

1. Keresleti függvény

Megnevezés	α_0	α_1	α_2	α_3	γ
Regressziós együttható	-974,64	0,493	0,082	0,041	0,0012
t arány	(1,2)	(1,4)	(2,3)	(1,6)	(1,4)
\bar{R}^2 többszörös korrelációs együttható négyzete	0,9812				
DW autokorrelációs együt- tható	1,68				

2. Kínálati függvény

Megnevezés	β_0	β_1	β_2		γ
Regressziós együttható	-1417,46	69,468	0,019		-0,004
t arány	(1,1)	(11,6)	(1,6)		(1,1)
\bar{R}^2 többszörös korrelációs együttható négyzete	0,9787				
DW autokorrelációs együttható	2,16				

*Becslési módszer: Cochran—Orcutt eljárás.

A γ paraméter a tartós cikkeknel csak a keresleti függvényben pozitív előjelű, de igen kis értékű. Ez arra utal, hogy a relatív áremelkedések kapcsolatba hozhatók némi túlkereslettel, de az áralkalmazkodás igen lassú. A relatív árcsökkenések nem is hozhatók kapcsolatba túlkínálattal. Ezért összefoglalva azt mondhatjuk, hogy a tartós javak piacán az elmúlt tizenöt év folyamán lényegében egyensúly volt. Számításaink szerint csak három évben: 1969-ben, 1974-ben és 1975-ben jelentkezett túlkereslet. E három évtől eltekintve a kereslet és a kínálat egyensúlyban volt, azaz megfelelt a tényleges eladásoknak.

(A tanulmány II., befejező részét a *Statistikai Szemle* következő számában közöljük.)

AZ 1970-ES ÉVEK 150 BERUHÁZÁSÁNAK KÖLTSÉGÜTEMEZÉSE

JÁNOSI ANDRÁSNE – PÁL GÁBORNÉ

Jelen tanulmányunkban megkíséreljük „A nagyberuházások költségütemezésének vizsgálata”¹ című dolgozatunkban tárgyalt gondolatokat továbbfejleszteni. Ennek érdekében vizsgálatunk körét, mélységét, valamint kapcsolatrendszerét megfelelően kibővítettük.

a) Bővítettük a vizsgálat körét. Egyrészt növeltük a vizsgálatba bevont beruházások számát, másrészt a vizsgálatot nemcsak a 70 állami nagyberuházásra, hanem az 1970 és 1977 között jelentős költségráfordítással megvalósult 80 vállalati beruházásra is elvégeztük. Ez utóbbi annál is inkább indokolt, mert 1970–1977 folyamán a népgazdaságban a beruházásoknak több mint a fele vállalati beruházás formájában valósult meg. Az iparban 1970-ben a vállalati beruházások aránya 58 százalék volt, ez az arány 1977-ben elérte a 66 százalékot.

A vizsgált vállalati beruházások négyévesnél nem rövidebb megvalósítási időtartamúak. Ily módon az említett időszak vállalati beruházásainak sokaságából nem reprezentatív mintát vettünk. A regressziós vizsgálat kiterjesztésének a rövidebb időtartamú vállalati beruházásokra az volna a feltétele, hogy az év végi kumulált költségadaton kívül évesnél rövidebb időtartamokra is rendelkezünk költségütemezéssel.

A vizsgálat az ipari beruházások körére vonatkozik. A vizsgált beruházások az adott időszak ipari állami beruházásainak 70 százalékát, vállalati beruházásainak kevesebb mint 10 százalékát teszik ki. A vizsgálati kör bővítésével számításaink megalapozottabbá váltak, továbbá lehetővé vált az állami és a vállalati beruházások összehasonlítása is.

b) Korábbi tanulmányunkban az ipar ágazatait aszerint csoportosítottuk, hogy állóeszköz-állományukban milyen aránnyal szerepel a gépállomány. (A kiindulási alapot az 1970 és 1977 közötti évek 1976. évi áron számított adatai képezték.)

Azokat az ágazatokat, amelyekben az ipari átlagnál nagyobb súllyal szerepelt a gépállomány, gépigényes ágazatoknak tekintettük. Vagyis gépigényes, építésigényes és ún. átlagos ágazatokat különböztettünk meg, és az egyes beruházások típusát az ágazathoz való tartozás alapján becsültük meg. Vizsgálatunk igazolta, hogy a beruházások költségütemezését döntően az ágazat „típusa”, illetve a beruházás anyagi–műszaki összetétele határozza meg. Jelen tanulmányunkban már a fentieket pontosítva a beruházásokat nem az ágazat „típusa”, hanem az adott beruházás anyagi–műszaki összetétele alapján csoportosítottuk.

¹ *Statistikai Szemle*. 1980. évi 3. sz. 261–274. old.

A besorolást klaszteranalízissel végeztük el. Ily módon állami beruházások körében 15 beruházás építésigényesnek, 28 gépigényesnek, 27 pedig átlagosnak bizonyult. A vállalati beruházások közül 18 építésigényes, 34 gépigényes és 28 átlagos anyagi–műszaki összetételű volt.

c) Vizsgáltuk továbbá azt: hogyan függ össze a beruházások ciklikussága és a költségütemezés alakulása, azaz van-e különbség a beruházásokat jellemző paraméterekben attól függően, hogy a beruházási költségek felmerülésének csúcspontja a ciklus „felmenő” vagy „lemerő” ágára esik-e?

A vizsgálat azt mutatta, hogy az állami beruházások a ciklikusságra lényegében érzéketlenek, ugyanakkor a vállalati beruházások költség-igénybevétele szorosan összefügg a ciklus jellegével, illetve a hullámmozgás irányával.

A BERUHÁZÁSOK MEGVALÓSULÁSI FOLYAMATÁNAK LEÍRÁSA S GÖRBÉVEL

A beruházások megvalósulási folyamatának jellemzője:

- a megvalósulás időtartama,
- a ténylegesen felhasznált tőke nagysága,
- a megvalósulás időtartama alatti tőkelekötés üteme.

A vizsgálat módszere az volt, hogy először az egyes beruházások megvalósulási folyamatának leírására kevés számú jellemzővel bíró matematikai modellt készítettünk, majd a beruházások megvalósulási folyamatában talált számszerű jellemzők felhasználásával a beruházások sokaságáról különféle közgazdasági szempontok alapján statisztikai szabályosságokat próbáltunk megállapítani.

A beruházások – megvalósulási folyamatuk ütemét tekintve – összehasonlíthatók, ha az egyes beruházásokra az alábbi értelmezésű (x_i, y_i) , illetve (x_i, z) transzformált adatokat képezzük:

$$x_i = \frac{i}{T}; \quad y_i = \frac{K_i}{K_T}; \quad z_i = y_i - y_{i-1}$$

ahol:

- T – a beruházás megvalósulási ideje,
- K_i – az i -edik évig felhasznált, halmozott költség,
- K_T – a beruházás összköltsége.

Az összehasonlítás elvégezhető grafikusán, ha a koordináta-rendszer vízszintes tengelyére az x_i mennyiségeket, függőleges tengelyére pedig az z_i , illetve y_i mennyiségeket vesszük fel, és a kapott pontokat összekötjük. Az első esetben harang alakú, a második esetben S alakú görbét kapunk. Ilyen ábrákat készítve megfigyelhető, hogy az évenkénti költségfelhasználás harang alakú görbéje általában aszimmetrikus. Különösen szemléletes az (x_i, y_i) adatok ábrázolása, mert a különböző beruházások halmozott költségfelhasználásainak S alakú görbéi ugyanazon egység-négyzetbe esnek.

Abból a célból, hogy a különböző beruházások megvalósulási folyamata nemcsak grafikusán, hanem számszerűen is összehasonlítható legyen, megkíséreltük az (x_i, y_i) adatokat analitikus függvényel közelíteni, a regresszió-számítás segítségével. Amennyiben található olyan $y = f(x; p_1, p_2, \dots, p_N)$ függvény, amely minden beruházás (x_i, y_i) adatait más-más p_1, p_2, \dots, p_N paraméterértékek mellett jól közelíti, akkor a beruházások megvalósulási folyamatát a p_1, p_2, \dots, p_N konkrét értékeivel tudjuk jellemezni.

Az analitikus függvény kiválasztásával szemben három követelményünk volt:

1. a közelítés a regresszióanalízis kritériumai szerint legyen jó;
2. a közelítés a lehető legkevesebb számú paraméter alkalmazásával legyen elérhető;
3. az alkalmazott paraméterek közgazdaságilag értelmezhetők legyenek.

E három követelmény természetesen azon felül értendő, hogy a tőkelekötést leíró S görbe függvényére megkívánjuk (nulladik követelmény), hogy legyen monoton növekvő, a beruházási időtartam elején zérus, annak végén pedig egységnyi értékű.

Helyénvaló megjegyezni, hogy tisztán matematikai okokból az 1. és a 2. követelmény egymással ellentétes, így egyidejű teljesülésük kompromisszumot kíván. E kompromisszum optimális voltáról pedig a függvényközelítés alkalmazhatósága alapján lehet ítélni. Esetünkben kiderült, hogy a közelítő függvénynek minimálisan három paramétert kell tartalmaznia, mert az S alakú, illetve a harang alakú tapasztalati görbék közös jellegzetességük mellett három egymástól független megkülönböztető jeggyel is bírnak, nevezetesen hogy

- a legnagyobb költségráfordítás (felhasználás) mikor történik,
- a legnagyobb költségráfordítás (felhasználás) hogyan arányul az átlagoshoz és
- a görbék aszimmetriája milyen mértékű.

A három paraméter szerepeltetése elegendőnek is bizonyult, a négyparaméteres közelítések csak jelentéktelen mértékben javították a közelítés jóságát.

Említett korábbi dolgozatunkban részleteiben beszámoltunk a talált analitikus függvényről. A függvény ábrázolva is bemutatott három (x_1, β_1, β_2) paramétere – a regressziós közelítések jóságának köszönhetően – a következő közgazdasági értelemmel rendelkezik:

- x_1 – az a relatív időpont, amelyben a beruházás megvalósulása a leggyorsabb;
- β_1 – a beruházás kezdő és maximális sebességének a viszonya, ami az indítás gyorsaságát jellemzi;
- β_2 – a beruházás befejezési és maximális sebességének a viszonya, ami a befejezés sebességének jellemzője.

Az S görbe függvény alakja:

$$f(x) = \frac{(p+x_1) \ln \frac{K^2+(p+x)^2}{K^2+p^2} + \left(\arctg \frac{p+x}{K} - \arctg \frac{p}{K} \right) \frac{K^2-(p+x_1)^2}{K}}{(p+x_1) \ln \frac{K^2+(1+p)^2}{K^2+p^2} + \left(\arctg \frac{1+p}{K} - \arctg \frac{p}{K} \right) \frac{K^2-(p+x_1)^2}{K}}$$

ahol x_1, β_1 és β_2 az alapparaméterek, a p és K a segédparaméterek:

$$p = -\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \frac{(1-x_1)^2}{1-\beta_2} - \frac{1}{2} \frac{x_1^2}{1-\beta_1} \quad \text{és} \quad K = +\sqrt{\frac{x_1^2}{1-\beta_1} - p^2}$$

Kiemelendő, hogy x_1, β_1 és β_2 paraméter értéke mindig 0 és 1 közé esik. (Lásd a 7. táblát.)

Az x_1, β_1, β_2 paraméterhármának az egyes beruházásokra vonatkozó konkrét értékei birtokában legelőször azt vizsgáltuk meg, hogy a három paraméter értéke függ-e a T és K_T abszolút nagyságától. Azt a meglepő eredményt találtuk – amelyet a beruházások megvalósulási folyamata önmodellező sajátosságának lehet ne-

vezni –, hogy e paraméterek értéke gyakorlatilag nem függ sem a T , sem a K_T értékektől.

Ezt a feltevésünket kétféle vizsgálat is igazolja. Az egyik vizsgálatban az azonos időtartamú beruházások csoportjára regressziós görbét illesztettünk. A regressziós görbék paraméterei érzéketlenek voltak a beruházás időtartamára. A másik vizsgálat keretében korrelációt számoltunk (x_1, β_1, β_2) , valamint $(K, T, K/T)$ között páronként, és az alábbi eredményeket kaptuk:

Állami beruházások	Vállalati beruházások
$r(K, x_0) = -0,107$	$r(K, x_0) = -0,069$
$r(K, \beta_1) = -0,236$	$r(K, \beta_1) = 0,14$
$r(K, \beta_2) = -0,09$	$r(K, \beta_2) = -0,10$
$r(K, T) = 0,43$	$r(K, T) = 0,121$
$r(T, x_0) = -0,072$	$r(T, x_0) = 0,078$
$r(T, \beta_1) = 0,14$	$r(T, \beta_1) = -0,088$
$r(T, \beta_2) = -0,10$	$r(T, \beta_2) = 0,075$
$r(K/T, x_0) = -0,117$	$r(K/T, x_0) = -0,089$
$r(K/T, \beta_1) = -0,28$	
$r(K/T, \beta_2) = -0,10$	$r(K/T, m_1) = -0,110$

Ez a megfigyelés azt jelenti, hogy a beruházás megvalósulási folyamatának sajátosságait sem a beruházás összüőtartama, sem annak összköltsége nem befolyásolja.

A mondottakhoz két megjegyzést szükséges fűzni:

– egyfelől igaz, hogy az S görbék meghatározását csak három évesnél hosszabb (4–10 éves) időtartamú beruházásokra végeztük el, azért mert három paraméter esetén legalább három közbülső y_i érték szükséges, és csak évenkénti költségadatok állnak rendelkezésre, rövidebb időszakokra vonatkozók nem;

– másfelől éppen a megfigyelt önmodellező sajátosság miatt nem kellett attól tartanunk, hogy a megvizsgált beruházások sokasága nem reprezentatív minta a megvalósulási folyamat szempontjából a rövidebb időtartamú beruházások kizárt volta miatt.

Ilyen módon tisztáztuk, hogy a beruházás megvalósulási folyamatának lefolyása a tőkenagyság és a kivitelezési időtartam értékeitől nem függ. A kérdés ezek után az, hogy akkor milyen egyéb tényezők hatnak erre.

A BERUHÁZÁSOK MEGVALÓSULÁSI FOLYAMATÁT BEFOLYÁSOLÓ TÉNYEZŐK ÉS AZ ELEMZÉSEK EREDMÉNYEI

A beruházás megvalósulási folyamatát befolyásoló tényezők megkeresésére két út kínálkozik. Az egyik út: a beruházásokat különféle közgazdasági jellemzőik alapján csoportokra osztjuk, majd megvizsgáljuk a csoportokon belül és azok között az S görbék alakulását. A másik út: az S görbék paraméterértékei alapján formális csoportosítást végzünk a klaszteranalízis módszereivel, majd az így kapott csoportokat próbáljuk közgazdaságilag értelmezni.

Elvileg mind a két út eredményes lehet. Az eredményességen a két út esetén rendre a következők teljesülését helyénvaló érteni:

a) az első út követése, azaz a beruházások fogalmi ismervek szerinti a priori felosztásai esetében mind az egyes csoportok egészére (az $\langle x_i, y_i \rangle$ adatok egyesített halmazára illesztett S görbe paraméterértékei), mind a csoportba sorolt beruházások S görbéi paraméterének átlagértékei tekintetében a csoportoknak különbözniük kell egymástól; ezenkívül az egyes csoportokon belül az S görbe paraméterértékeinek viszonylag kis ingadozását kívánjuk meg;

b) a második út követése, azaz a beruházásoknak (mint objektumoknak) klaszter-ismérvék alapján történő klaszteranalízise olyan csoportosításokat szolgáltat, amelyekre az imént taglalt mennyiségi kritériumok eleve teljesülnek, viszont feladat a kapott csoportosítás közgazdasági értelmezése, a csoportok fogalmi eszközökkel való azonosítása.

Vizsgálataink során mind a két utat több ízben, változtatva bejártuk. Mivel a klaszteranalízissel végzett vizsgálatok kevésbé értékelhető eredményeket adtak, ezért ezekre most nem térünk ki. A beruházások megvalósulási folyamatát befolyásoló tényezők kérdésének megválaszolása viszont amiatt is fokozatosan történt, mivel vizsgálatainkat 30 állami (ipari) nagyberuházással kezdtük, 80 vállalati beruházással folytattuk, majd a levont következtetések érvényének ellenőrzése céljából 70 állami beruházásra kiterjesztettük.

Már az 1980-ban ismertetett vizsgálataink kezdetén készítettünk a beruházások tartalmi oldalát, a beruházási tevékenység műszaki szerkezetét tükröző csoportosítást.

Az újabb vizsgálatok során a beruházásokat azonban már nem ágazati hovatartozásuk alapján, hanem az összköltségük szerkezete, az építés, valamint a géphányad nyilvántartott értékei alapján soroltuk három csoportba (az építésigényes, a gépigényes és az ún. „átlagos” beruházások csoportjába). Ez a csoportosítás természetesebbnek tűnt, mint a beruházások közvetett, az ágazatok állóeszköz-állományának megoszlási típusai szerinti csoportosítása. (Azokat a beruházásokat, amelyeknél a géphányad volt túlsúlyban, gépigényesnek, amelyeknél az építési hányad, építésigényesnek, amelyeknél pedig egyik sem volt domináns, azokat átlagos beruházásnak neveztük.) A beruházások így nyert csoportjaira, mint az (x_i, y_i) -k egyesített halmazára illesztettük az S görbét. E csoportosításban az építésigényes beruházások mind az állami nagyberuházásoknál, mind a vállalati beruházásoknál jól elkülönültek a gépigényes beruházásoktól. Az ily módon kapott csoportokban a beruházások időbeli lefutása közös jellemzőket mutat. Természetesen e feltárt tényezőkön kívül még sok más (például a beruházás előkészítése, az anyagi-műszaki eszközök koncentrációja, az építési kapacitás, a szervezettség) is befolyásolja az egyes beruházások lefutását. Már az általunk feltárt tényezők birtokában is tudtunk azonban bizonyos képet adni az egyes csoportokba tartozó beruházásokról, a további tényezők feltárása pedig pontosíthatja egy-egy beruházás valószínű költségelfutását.

A következőkben bemutatjuk, milyen ütemben folyt a költségek ráfordítása az állami és a vállalati beruházások összességére (lásd az 1. táblát), valamint e beruházások anyagi-műszaki összetétele szerint.

Az állami nagyberuházásokat és a vállalati beruházásokat összehasonlítva (lásd az 1. ábrát) megállapítható, hogy az állami nagyberuházások összességükben szervezettebben valósultak meg, mint a vállalati beruházások. Ezt mutatják az S görbe paraméterértékei.

Valójában azonban a vállalati beruházások S görbéi nagyon különböznek egymástól, így a vállalati beruházások globális vizsgálata nem ad valós képet a vállalati beruházások költségalkulásáról. Ezt alátámasztja az állami és a vállalati beruházásokra meghatározott S görbe paraméterértékeinek szórása:

az állami beruházások paraméterértékeinek szórása:

$$\sigma(x_1) = 0,0315 \quad \sigma(\beta_1) = 0,0607 \quad \sigma(\beta_2) = 0,0399$$

a vállalati beruházások paraméterértékeinek szórása:

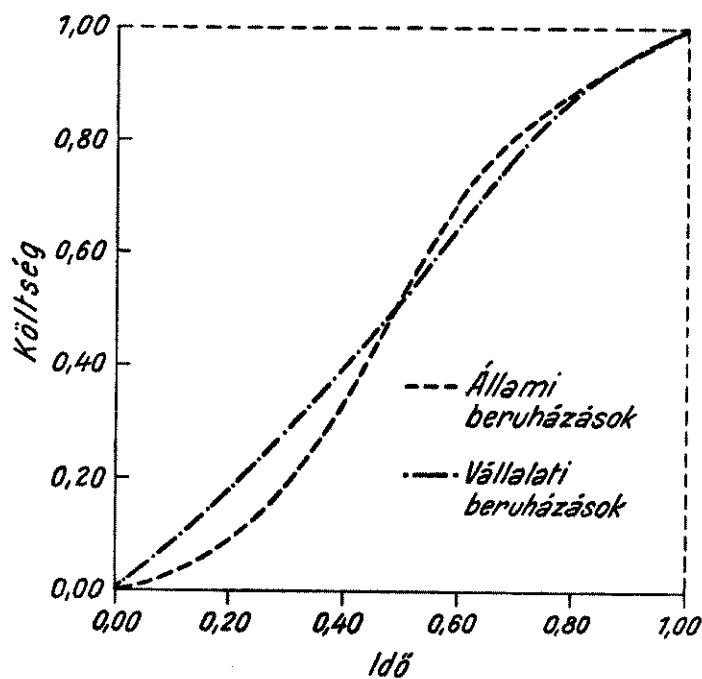
$$\sigma(x_1) = 0,1274 \quad \sigma(\beta_1) = 0,1426 \quad \sigma(\beta_2) = 0,4508$$

1. tábla

A különböző időtartamú beruházások ráfordításainak évenkénti megoszlása

Ráfordítás éve	4	5	6	7	8	9	10
	éves időtartamú beruházások ráfordításainak megoszlása (százalék)						
Állami beruházások							
1.	13,4	9,1	6,8	5,4	4,6	3,9	3,4
2.	40,0	25,3	16,6	11,7	8,8	7,0	5,7
3.	32,7	35,5	30,0	22,6	16,7	12,5	9,8
4.	13,9	19,9	24,7	25,9	23,3	19,3	15,5
5.		10,2	13,8	17,4	19,8	20,3	19,0
6.			8,1	10,9	12,9	15,1	16,5
7.				6,1	8,2	10,1	11,7
8.					5,7	6,8	8,2
9.						5,0	5,8
10.							4,4
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Vállalati beruházások							
1.	22,6	17,6	14,3	12,1	10,6	9,3	8,3
2.	28,9	21,6	17,1	14,1	12,0	10,4	9,3
3.	31,6	25,3	20,1	16,1	13,6	11,7	10,2
4.	16,9	23,8	21,5	18,2	15,3	13,1	11,4
5.		11,7	18,3	18,5	16,3	14,1	12,3
6.			8,7	14,9	15,3	14,4	13,0
7.				6,1	11,4	13,0	12,8
8.					5,5	9,4	11,0
9.						4,6	7,8
10.							3,9
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

1. ábra. A vizsgált állami és vállalati beruházások költségfelhasználásának alakulása



A paraméterek szórása jelentősen nagyobb a vállalati beruházások körében, tehát a becslés kevésbé megbízható, továbbá a regresszió-számításnál kapott hiba

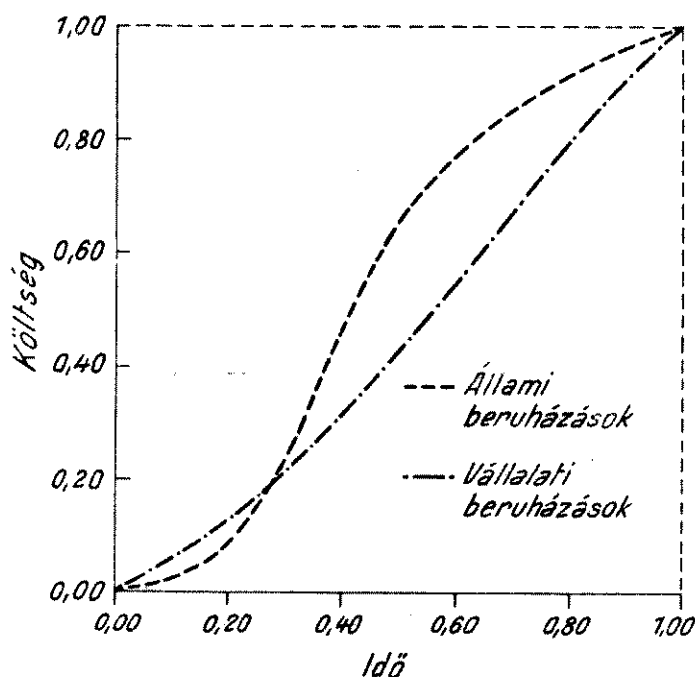
négyzetösszeg értéke a vállalati beruházások esetében többszöröse az államiakénak.

Megállapíthatjuk, hogy az anyagi–műszaki összetételre, valamint a beruházás indításának időpontjára (növekedési vagy csökkenési időszakban indult-e a beruházás) a vállalati beruházások sokkal érzékenyebbek. Ha e csoportosításokat is elvégezzük, a költségmegoszlásra az előzőnél megbízhatóbb becslést kapunk. Az S görbe paraméterei e csoportosításokban egy nagyságrenddel kisebb szórásúak, mint az átfogó vizsgálat esetén.

Az állami és a vállalati beruházások költségfelfutásának összehasonlításánál előre kell bocsátani, hogy a három évesnél hosszabb megvalósítási időtartamú, nagyobb volumenű vállalati beruházások valójában nem reprezentálják igazán a vállalati beruházások teljes körét. Bár az engedélyezés, a hitelezés és a preferálás, a kivitelezés sok esetben hasonló feltételekkel történik a nagyobb vállalati beruházásoknál, mint az állami beruházásoknál, ennek ellenére a megvalósításban, illetve költségfelhasználás alakulásában több – statisztikai eszközökkel is megállapítható – különbséget találtunk. Ez feltehetően a két döntési kategória tartalma közötti különbségből is ered.

Az állami és a vállalati beruházások költségfelfutása közötti különbségek nem olyan szembetűnők, mint amelyeket az építésigényes típusú állami és vállalati beruházások összehasonlításánál találtunk.

2. ábra. Az építésigényes beruházások költségfelhasználásának alakulása



A vállalati és az állami beruházások halmozott költségfelhasználását anyagi–műszaki összetétel szerint összehasonlítva megállapítható, hogy legjelentősebb az eltérés az építésigényes beruházások körében. Ugyanis míg az építésigényes típusú vállalati beruházások a megvalósulás félidejéig az összköltségnek csak a 40 százalékát használták fel, addig az építésigényes állami beruházásokra jellemző, hogy félideig több mint 60 százalékos volt a költségfelhasználás. Jellemző továbbá az építésigényes vállalati beruházásokra, hogy gyorsabban fejeződnek be, mint az állami beruházások.

A vállalati építésigényes beruházások kedvezőbb költségfelhasználását jól mutatja a következő számítás is.

Ha a különböző időpontban felmerülő beruházási ráfordításokat a kamatos kamatszámítás módszerével összehasonlítjuk (a kamattényező $K = (1 + i)^t$, ahol $i = 12$ százalék), és eredmény/ráfordítás típusú beruházáshatékonysági mutatót számolunk a kétféle típusú beruházásra – feltételezve, hogy e két különböző típusú beruházás eredménye azonos –, akkor például a hatéves átfutási idejű építésigényes vállalati beruházások hatékonysági mutatója csupán az S görbe eltérő alakja miatt 6 százalékkal magasabb, mint a hasonló típusú és átfutási idejű állami beruházásé.

Mi az oka, hogy kedvezőbb az építésigényes nagy volumenű vállalati beruházások költségfelhasználásának alakulása? Feltételezésünk szerint az e típusba tartozó vállalati beruházások műszaki–gazdasági előkészítése magasabb színvonalú és gondosabb az állami nagyberuházásokénál. Ugyanakkor az építésigényes állami nagyberuházások egyébként is hosszúra tervezett megvalósítása a valóságban a tervezettnél is jobban elhúzódik. A megvalósítás elhúzódásának fő oka az előkészítési tevékenység hiányossága. Ehhez az elmúlt évtizedben sok esetben hozzájárult a kivitelezői kapacitáshiány, az anyagihiány stb. Mindez nagyrészt valójában szervezési hiányosságokból fakad.

Az építésigényes állami és vállalati beruházások paraméterértékei közötti különbséget – az átlagos összetételű és a gépigényes beruházások adataival együtt – jól érzékeltetik a 2. és a 3. tábla adatai.

2. tábla

A különböző időtartamú és jellegű állami nagyberuházások ráfordításainak évenkénti megoszlása

Ráfordítás éve	4	5	6	7	8	9	10
	éves időtartamú beruházások ráfordításainak megoszlása (százalék)						
	Átlagos összetételű beruházások						
1.	12,4	7,5	5,5	4,3	3,5	3,0	2,6
2.	40,6	24,9	15,7	10,7	7,9	6,1	4,9
3.	32,5	36,5	30,8	22,8	16,5	12,1	9,2
4.	14,5	20,4	25,3	26,7	24,1	19,8	15,7
5.		10,7	14,2	17,8	20,3	20,9	19,6
6.			8,5	11,2	13,2	15,4	16,9
7.				6,5	8,5	10,3	12,0
8.					6,0	7,1	8,4
9.						5,3	6,1
10.							4,6
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
	Gépigényes beruházások						
1.	16,3	12,0	9,5	7,8	6,7	5,8	5,2
2.	35,1	22,4	15,7	12,0	9,6	8,0	6,8
3.	36,7	34,9	26,2	19,0	14,4	11,4	9,4
4.	11,9	22,6	27,7	25,6	20,7	16,3	13,0
5.		8,1	14,8	20,3	21,9	20,0	17,0
6.			6,1	10,9	14,8	17,6	17,9
7.				4,4	7,9	11,2	13,9
8.					4,0	6,2	8,7
9.						3,5	5,1
10.							3,0
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Ráfordítás éve	4	5	6	7	8	9	10
	éves időtartamú beruházások ráfordításainak megoszlása (százalék)						
	Építésigényes beruházások						
1.	15,0	8,5	5,5	4,0	3,1	2,5	2,1
2.	50,7	38,8	26,2	18,2	11,9	9,5	6,4
3.	23,3	30,4	34,0	30,9	26,6	19,7	15,8
4.	11,0	14,1	17,7	21,6	24,1	24,6	23,0
5.		8,2	10,0	12,1	14,3	16,6	18,4
6.			6,6	8,1	9,0	10,5	12,0
7.				5,1	6,3	9,2	8,2
8.					4,7	3,2	5,9
9.						4,2	4,5
10.							3,7
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

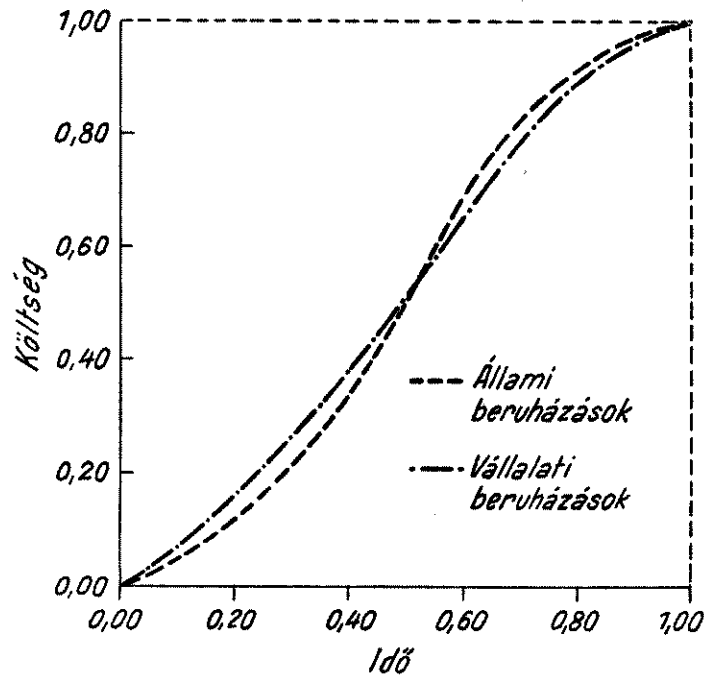
3. tábla

**A különböző időtartamú és jellegű vállalati
beruházások ráfordításainak évenkénti megoszlása**

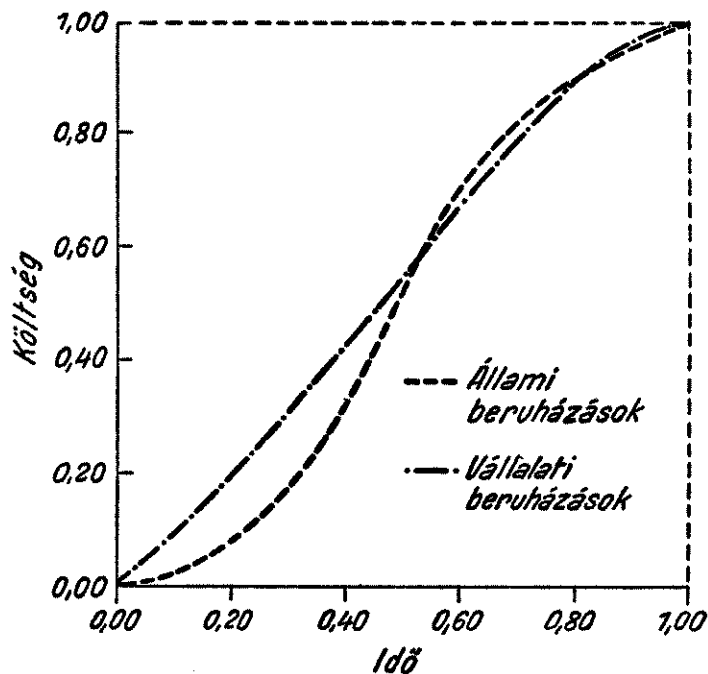
Ráfordítás éve	4	5	6	7
	éves időtartamú beruházások ráfordításának megoszlása (százalék)			
	Átlagos összetételű beruházások			
1.	25,0	19,7	16,1	13,7
2.	29,4	22,5	18,2	15,2
3.	29,7	24,5	20,1	16,7
4.	15,9	22,3	20,3	17,6
5.		11,0	17,2	17,0
6.			8,1	13,5
7.				6,3
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0
	Építésigényes beruházások			
1.	16,9	12,9	10,5	8,8
2.	25,3	18,1	13,9	11,2
3.	31,3	23,5	17,9	14,1
4.	26,5	25,1	20,8	16,9
5.		20,4	20,3	18,2
6.			16,6	18,0
7.				12,8
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0
	Gépigényes beruházások			
1.	21,3	16,4	13,3	11,1
2.	30,5	22,1	17,1	13,9
3.	32,5	27,3	21,4	17,0
4.	15,7	23,3	22,8	19,8
5.		10,9	17,1	18,6
6.			8,3	13,0
7.				6,6
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0

A 3. és a 4. ábrán bemutatjuk a gépigényes és az átlagos típusú állami és vállalati beruházások csoportját. Az állami és a vállalati beruházások ezen típusainak költségfutamása nem tér el jelentősen egymástól. Nem állapítható meg olyan szembetűnő különbség, mint az építésigényes típusú állami és vállalati beruházások költségfelhasználásának alakulása között.

3. ábra. A gépigényes beruházások költségfelhasználásának alakulása



4. ábra. Az átlagos beruházások költségfelhasználásának alakulása



Másik csoportosítási ismervünk az volt, hogy a beruházás az időtengelyen milyen helyet foglal el. A jelenség közelebbi vizsgálata során egyre valószínűbbnek tűnt a következő összefüggés. A népgazdasági beruházási terhelés időszakos hullámmozgása (tehát a ciklikusság) az egyes beruházások költségfutamására jelentékeny hatást gyakorol. A népgazdasági beruházások éves adataiból 1950-től 1977-ig minden egymást követő évre páronként indexet képeztünk. Néhány eset kivételével az indexértékek 1-nél nagyobbak, és átlaguk is nagyobb.

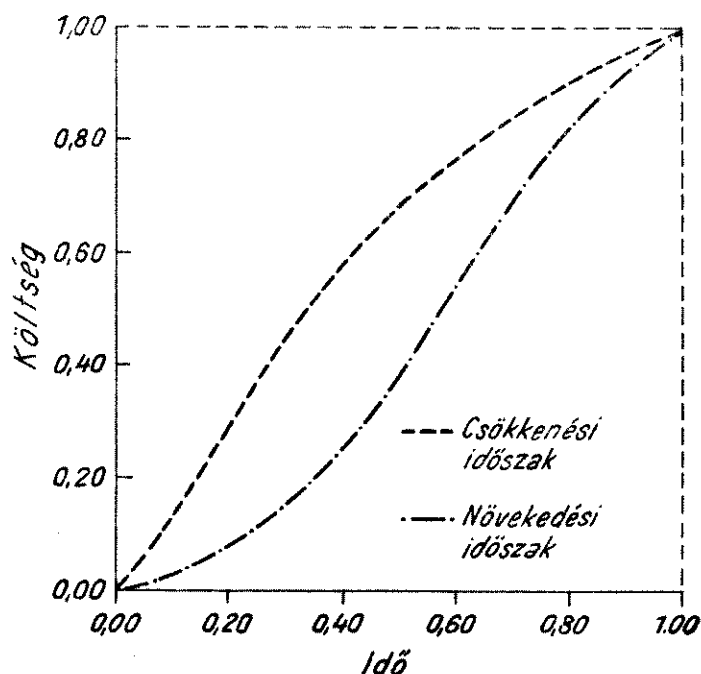
Nem új felismerés, hogy ezen indexek átlagnál alacsonyabb, illetve magasabb értékeinek megfelelő évek az időtengelyen egymással váltakozó, külön-külön összefüggő szakaszokat alkotnak. Ugyancsak nem újak az utóbbin túlmenő más feltételezések, mint például az, hogy az indexek átlagosnál alacsonyabb, valamint magasabb értékei egy-egy összefüggő időszakon belül még fogyó és növekvő rendezettséget is mutatnak, továbbá az, hogy az utóbbi időszakok hossza közel ugyanaz. Mindezek együtt az indexértékek hullámgörbével való közelíthetőségét tételezik fel. Ezen álláspont ellenőrzését regresszióanalízissel elvégeztük. A periodikus hullámgörbével való közelíthetőség feltétele a népgazdasági összes beruházás indexeire igazolódott. A periódus hossza kevéssel tér el a 4 évtől, az indexértékek szórása 0,15 (15 százalék).

A népgazdasági szintű beruházási terhelésre vonatkozó ezen vizsgálat alapján, számos próbálkozás után az a változat hozta a legmegfelelőbb eredményt, amelyekhez a beruházásokat az alábbi módon osztottuk föl:

- a) csökkenési szakaszra eső beruházások azok, amelyeknél az S görbével történő közelítés során adódó x_1 a népgazdasági szintű összberuházás indexeinek leszálló ágára esik (e beruházások kezdési időpontja is kivétel nélkül a beruházási ciklus lemenő ágára esik);
- b) növekedési szakaszra eső beruházások azok, amelyeknél az S görbével történő közelítés során adódó x_1 a népgazdasági szintű összberuházás indexei felszálló ágának idejére esik.

Vizsgálatunk szerint a népgazdasági beruházási terhelés időszakos hullámozása nem befolyásolja az állami nagyberuházások költségelfutását, viszont jelentősen befolyásolja a vállalati beruházások költségalakulását. (Lásd az 5. valamint a 6. ábrát.)

5. ábra. A vállalati beruházások költségfelhasználásának alakulása a növekedési és a csökkenési időszakban



A ciklus „lemerő ága” kedvezőtlenül hat a vállalati beruházások költségütemezésére, a beruházási összeg jelentős részét túl hamar elköltik – vagyis visszafogás esetén mikroszinten is nagy az eszközök kiterjesztésére való hajlam –, a beruházási költség csúcspontja (x_1) már az első évben jelentkezik, tehát a beruházás megvalósítási ideje alatt jelentős az eszközkötés. Ennek ellenére a vállalati be-

ruházásoknak ez a kedvezőtlen költségelfutása – bár a ciklus indukálja – ciklus ellen ható tényező. Feltehetőleg a vállalatok a beruházási visszafogás hírére gyors ütemben kezdték el beruházásaikat, és ugyanakkor ennek nem nagyon voltak kapacitási korlátai sem, mivel a „lemerő ágban” több szabad építőipari kapacitás állt rendelkezésre, így gyorsabban kezdődhettek a beruházások.

4. tábla

A vállalati beruházások ráfordításának megoszlása az x_1 -nek a beruházási ciklus lemerő vagy felmerő ágára esése szerint

Ráfordítás éve	4	5	6	7
	éves időtartamú beruházások ráfordításainak megoszlása (százalék)			
A csökkenési időszakra eső beruházások (x_1 a beruházási ciklus lemerő ágára esik)				
1.	39,0	30,9	25,3	21,1
2.	30,6	28,4	25,8	23,3
3.	18,2	18,6	18,5	18,1
4.	12,2	12,7	13,0	13,2
5.		9,4	9,7	10,0
6.			7,7	7,8
7.				6,5
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0
A növekedési időszakra eső beruházások (x_1 a beruházási ciklus felmerő ágára esik)				
1.	11,6	8,3	6,4	5,2
2.	28,4	17,8	12,3	9,2
3.	36,8	29,4	21,3	15,4
4.	23,2	27,1	25,5	21,3
5.		17,4	20,6	21,1
6.			13,9	17,2
7.				10,6
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0

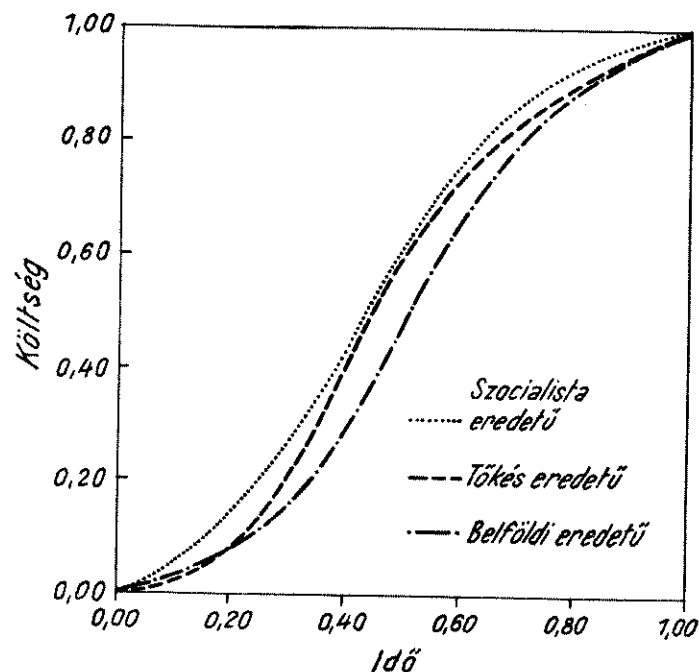
Ha összehasonlítjuk a vállalati beruházások költségmegoszlását a növekedési és a csökkenési időszakban, akkor a legjelentősebb különbséget a beruházás első és második évében állapíthatjuk meg. A csökkenési szakaszban induló beruházásoknál az első évben közel négyszer annyi volt a ráfordítás, mint a hasonló átfutási idejű, de a növekedési időszakban kezdődő vállalati beruházásoknál. Ez a tőkelektetés szempontjából igen kedvezőtlen.

A különbséget jól mutatja az x_1 (a beruházási költségfelhasználás csúcspontja) értékeinek különbsége, amely a növekedési szakaszba eső csoportnál 0,56, a csökkenési szakaszban kezdődő beruházásoknál 0,15.

Az állami beruházások körében ez a felosztási módszer nem választotta el jól elkülöníthető csoportokra a beruházásokat. Mivel a ciklikusság nem gyakorol lényegi hatást az állami beruházásokra, az x_1 , β_1 , β_2 paraméterek hasonló értékűek a csökkenési és a növekedési szakaszban.

Klaszteranalízis segítségével olyan csoportosítást is végeztünk, ahol a csoportképző ismérv az volt, hogy az állami nagyberuházásokon belül milyen súllyal szerepelt a belföldi, a tőkés és a szocialista gépimport, és ezen csoportok költségfutása mennyiben tért el egymástól. (Vállalati beruházásokról az anyagi-műszaki összetételre vonatkozó adatok ilyen részletezettséggel nem állnak rendelkezésre.)

7. ábra. Az állami nagyberuházások költségfelhasználásának alakulása



Az összehasonlítás során, legjobban a „belföldi típusú” csoport vált ki; itt a legkisebb a görbe alatti terület, vagyis ennek a csoportnak a költségfutása tekinthető a legkedvezőbbnek. Ez azt mutatja, hogy a belföldi gépek szállítása történik leginkább az optimális költségmegoszlásnak megfelelően, külföldi gépek beszerzése esetén már nem ilyen kedvező a költség jelentkezésének üteme.

6. tábla

Az állami nagyberuházások költségfelhasználásának alakulása a gépbeszerzés eredete szerint

Ráfordítás éve	4	5	6	7	8	9	10
	éves időtartamú beruházások ráfordításainak megoszlása (százalék)						
	Tőkés eredetű gépbeszerzés						
1.	13,7	8,3	5,6	4,2	3,3	2,7	2,3
2.	46,7	33,2	22,0	14,7	10,4	7,7	6,0
3.	26,8	32,5	32,8	28,4	22,6	17,2	13,1
4.	12,8	16,4	20,3	23,3	24,1	22,9	20,1
5.		9,6	11,6	14,0	16,3	18,0	18,9
6.			7,7	9,5	10,5	12,2	13,6
7.				5,9	7,3	8,3	9,5
8.					5,5	6,2	6,9
9.						4,8	5,4
10.							4,2
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Ráfordítás éve	4	5	6	7	8	9	10
	éves időtartamú beruházások ráfordításainak megoszlása (százalék)						
	Belföldi eredetű gépbeszerzés						
1.	11,7	8,1	6,1	4,9	4,1	3,5	3,1
2.	37,0	21,8	14,0	9,9	7,6	6,0	5,0
3.	36,8	37,2	28,6	19,9	14,2	10,6	8,2
4.	14,5	22,4	27,9	27,5	22,8	17,6	13,6
5.		10,5	15,2	19,9	22,3	21,6	18,8
6.			8,2	11,7	14,5	17,3	18,4
7.				6,2	8,8	11,2	13,5
8.					5,7	7,2	8,9
9.						5,0	6,1
10.							4,4
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
	Szocialista eredetű gépbeszerzés						
1.	20,0	14,4	11,2	9,2	7,8	6,8	6,0
2.	41,4	28,7	20,4	15,3	12,2	10,0	8,4
3.	28,7	33,3	29,8	23,8	18,7	14,8	12,2
4.	9,9	16,6	22,2	24,2	22,7	19,7	16,5
5.		7,0	11,0	15,1	18,0	18,9	18,3
6.			5,4	8,3	10,7	13,4	15,0
7.				4,1	6,2	8,1	10,1
8.					3,7	5,1	6,5
9.						3,2	4,2
10.							2,8
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

A külföldi gépbeszerzések kedvezőtlenebb költségütemezése azzal magyarázható, hogy e viszonylatban szükségszerű a gépek korábbi rendelése, azonkívül jelentős a tőkés gépek árváltozásának hatása is, vagyis az S görbe paramétereit ez is befolyásolja.

Megállapítottuk, hogy a beruházások megvalósulási folyamata nagy pontossággal leírható az S görbe három közgazdasági értelmezéssel rendelkező paramétere segítségével. (Az S görbe paramétereinek számszerű értékeit a 7. tábla, az évenkénti költségmegoszlást az előző táblák tartalmazzák.)

Számba vettük azokat a tényezőket, amelyek befolyásolják a beruházások megvalósulási folyamatát, amit számszerűen két formában mutattunk ki. A ható tényezők egyfelől az S görbék paramétereinek között létesített meghatározott kapcsolatokat befolyásolják, másfelől azok egyedi értékeit is.

A beruházások megvalósulási folyamatára leginkább ható tényezők: az összköltségben az építési hányad nagysága, a vállalati beruházások esetén a népgazdasági szintű beruházási terhelés viszonylagos csökkenő, illetve növekvő volta, valamint a géphányad összetétele az állami beruházásoknál.

A beruházások megvalósulási folyamatát érdemben nem befolyásolja: a beruházások összes költségének nagysága és a beruházás teljes időtartama.

Összehasonlítva az állami nagyberuházások és a nagyobb vállalati beruházások költségfutását megállapítható, hogy jelentős eltérés van az építésigényes tí-

pusú állami és vállalati beruházások között. A vállalati építésigényes típusú beruházásokat kedvezőbb költségfelhasználási ütem jellemzi.

7. tábla

A különböző csoportokra számolt S görbe paraméterei

Csoport	Paraméter	Vállalati beruházások	Állami nagy- beruházások
Építés- igényes	x_1	0,6482	0,3526
	β_1	0,4252	0,0392
	β_2	0,6654	0,1405
Átlagos	x_1	0,5439	0,4548
	β_1	0,7370	0,0932
	β_2	0,1071	0,2042
Gépigényes	x_1	0,5469	0,5208
	β_1	0,5020	0,2469
	β_2	0,2016	0,1235
Növekedési csoport	x_1	0,5651	0,4341
	β_1	0,1742	0,1354
	β_2	0,4302	0,1765
Csökkenési csoport	x_1	0,1581	0,4986
	β_1	0,6562	0,1972
	β_2	0,2484	0,1718
Tőkés ere- detű gép- beszerzés*	x_1		0,3812
	β_1		0,0585
	β_2		0,1816
Szocialista eredetű gépbe- szerzés*	x_1		0,4357
	β_1		0,2738
	β_2		0,1265
Belföldi eredetű gépbe- szerzés*	x_1		0,4934
	β_1		0,1258
	β_2		0,1882
Összes be- ruházás	x_1	0,5847	0,4554
	β_1	0,6052	0,1361
	β_2	0,1536	0,1981

* A vállalati beruházásokra ilyen részletezettségű adatok nem állnak rendelkezésre.

Vizsgálatunk felhívta a figyelmet arra is, hogy a népgazdasági beruházási terhelés időszakos hullámzása nem befolyásolja az állami nagyberuházások költségfelhasználásának alakulását, viszont jelentősen befolyásolja a nagyobb volumenű vállalati beruházásokat.

A ciklus „lemenő ága” kedvezőtlenül hat a vállalati beruházások költségütemezésére, a beruházási összeg jelentős részét túl hamar elköltik, vagyis mikroszinten általános visszafogás esetén is nagy az eszközök kiterjesztésére való hajlam. A vállalati beruházásoknak ez a kedvezőtlen költséglefutása – bár a ciklus váltja ki – ciklus ellen ható tényező. Feltehetőleg a vállalatok a beruházások visszafogásának a hírére gyors ütemben kezdik el beruházásaikat, és a kezdésnek nincsenek kapacitásbeli korlátai sem, mivel a „lemenő ágban” több szabad építőipari teljesítőképesség áll rendelkezésre, így gyorsabban kezdődhetnek a beruházások.

A feltárt törvényszerűség segítséget nyújthat a tervezőmunka számára, amennyiben a döntéselőkészítő szakaszban lehetővé teszi az induló beruházások költségütemezésének ellenőrzését, ezáltal növelheti a döntések megalapozottságát. A módszer egyedi beruházások tervezésénél esetenként is felhasználható, de érdemi al-

kalmazására valójában csak több beruházás együttes költségfutasának vizsgálatakor, ágazati vagy népgazdasági szinten kerülhet sor. Az eredmények segítséget nyújthatnak a közép- és hosszú távú tervek beruházási terhelésének vizsgálatához, a determináltság meghatározásához.

Meg kell azonban említenünk, hogy munkánk eredményeinek hasznosítására az állami nagyberuházások körében a következő években csak korlátozott mértékben lesz lehetőség. Ennek oka az, hogy a hatodik ötéves terv számításai az 1981–1985. évekre a korábbi középtávú terveknél lényegesen kevesebb új, nagyméretű fejlesztési elgondolást tartalmaznak.

Nem ez a helyzet a vállalati beruházások körében. E szférában már most is elég sok nagyméretű beruházás van folyamatban (ilyen például a Szabadegyházi Folyékonycukorgyár létesítése, a GANZ-MÁVAG fejlesztése, a Dunai Kőolajipari Vállalat új krakk-üzemének építése), és a korábbi években megszokotthoz hasonlóan elég sok új – több milliárd forint költségelőirányzatú – fejlesztés megindítása várható. Ezek beruházási folyamatainak megszervezésekor az ismertetett módszer is alkalmazásra kerülhet.

РЕЗЮМЕ

Авторы показывают важнейшие закономерности, действующие в области продолжительности осуществления капиталовложений в Венгрии.

Обследование охватывает 150 осуществленных в 1970-ые годы капиталовложений, из числа которых 70 финансировалось государством, а 80 предприятиями.

Результаты показывают, что график инвестиционных затрат решающим образом определяется материально-технической структурой данного капиталовложения.

Сравнивая динамику реализации затрат государственных капиталовложений предприятий, авторы устанавливают, что для осуществляемых предприятиями, содержащих значительную долю строительных работ, капиталовложений, является характерным более благоприятное использование средств.

В дальнейшем авторы рассматривают связь между цикличностью капиталовложений и динамикой реализации инвестиционных затрат. Результаты показывают, что крупные государственные капиталовложения по существу не чувствительны к цикличности. В то же время динамика инвестиционных затрат капиталовложений предприятий тесно связана с характером цикла и, соответственно, с направлением колебаний.

SUMMARY

The study shows the regularities manifesting themselves in the realization period of investments in Hungary.

The survey is based on the data of 150 investments in the 1970ies, of which investments financed by the government and the enterprises came to 70 and 80, respectively.

It was pointed out that cost scheduling of investments was determined mainly by the material and technical structure of the investments concerned.

Comparing the cost scheduling of state and enterprise investments the authors show, that enterprise investments of high construction intensity are characterized by more favourable saving in costs.

Further on, the authors analyse the relationships of the cyclical character and the cost scheduling of investments. It was pointed out, that large scale investments financed by the government were almost insensitive to cycles. However, the cost scheduling of enterprise investments were closely related to the characteristics of the cycle or with the direction of the fluctuation.

KISTERÜLETEK, ALCSOPORTOK PARAMÉTEREINEK BECSLÉSI MÓDSZEREI

DR. MARTON ÁDÁM

A statisztikai információs rendszer keretében összegyűjtött nem teljes körű (survey) adatokból készített különböző szintű összesítések megbízhatósága a területi és időbeni részletezettség, a különböző szempontok szerint képzett csoportok tekintetében nagyon eltérő. Vannak olyan részleges (reprezentatív) adatgyűjtések, amelyek viszonylag jól jelzik a vizsgált folyamat alakulását országos szinten, de területi bontásban (például megyénként) már nem eléggé megbízhatók. Előfordulhat, hogy az éves adatok megfelelőek, de a havi adatok már nem, vagy az 5–10 évenként sorra kerülő teljes körű felvételek (cenzusok) között lezajló változásokról nem áll rendelkezésre információ; lehet, hogy valamilyen gazdasági vagy társadalmi jelenségről folyamatos, teljes körű megfigyelés alapján megbízható képet tudunk alkotni, de annak részleteiről – árucsoportok, ágazatok, korcsoportok, iskolázottság stb. szerint – már nincsenek megfelelő információk az eredeti adatgyűjtési keretek között.

Az említett és az azokhoz hasonló kérdések megválaszolására a gyakorlatban két lehetőség kínálkozik:

1. az adatgyűjtések terjedelmének, gyakoriságának, részletezettségének olyan mértékű bővítése, hogy minden lehetséges kérdésre a már gyűjtött adatokból közvetlenül választ lehessen adni;
2. közvetett módszerek, kiegészítő információk keresése, amelyek ha nem is pontosan a vizsgált kérdésre vonatkoznak, de alkalmazásukból jól hasznosítható következtetéseket lehet levonni, s ezáltal pontosíthatók vagy részletezhetők a meglévő adatok.

Az adatgyűjtések bővítésére csak nagyon ritkán van lehetőség különböző, főként anyagi és technikai korlátok miatt. Ha arra mégis lehetőség nyílik, a feladat a mintavételi terv, a megfigyelési rendszer módosítására redukálódik, amikor csak arra kell ügyelni, hogy az adott keretek között optimálisan használják fel a pótlólagos lehetőségeket. Ezután újból meg kell vizsgálni, vajon a részletek tekintetében a megbízhatóság megfelelő mértékben javul-e, vagy még mindig szükség van valahol kiegészítő módszerek alkalmazására.

A tanulmány azt vizsgálja, hogy adott statisztikai adatgyűjtések mellett milyen módszerekkel lehet az önmagukban már nem megbízható részinformációkat pontosítani, hogyan lehet különböző (általában könnyen hozzáférhető) forrásokból a vizsgált jelenséggel összefüggő, bár nem pontosan arra vonatkozó adatokat hasznosítani, milyen módon lehet esetleg olyan csoportosításban is becsléseket végezni, amelyben részinformációk egyáltalán nem állnak rendelkezésre. A különböző módszerek alkalmazása természetesen csak bizonyos feltételek teljesülése esetén lehetséges. E feltételek teljesülése, illetve az azoktól való eltérés torzító hatásának mér-

téke (divatos szóhasználatlaltal a robusztusság) dönti el, hogy melyik módszert milyen eredménnyel lehet használni.

A külföldi, elsősorban az amerikai szakirodalomban számos tanulmány foglalkozik ilyen módszerekkel. A kutatások az 1950-es években kezdődtek, de alkalmazásuk csak az 1960-as évek közepére, végére vált meglehetősen széles körűvé. A konkrét megoldások igen széles skálán mozognak, de általános érvényű módszerek nincsenek. Mindig az adott sokaság sajátosságai döntenek el, hogy milyen módszertani megoldás használható viszonylag jó eredménnyel, ha egyáltalán található ilyen. Bizonyos alapelvek azonban megadhatók. Ezek lényege az, hogy ha feltételezhető valamilyen mértékű belső strukturális állandóság, vagy mód van külső információk felhasználására, akkor a vizsgált folyamatot strukturális modellel vagy az ún. szimpomatikus változók alakulásának (általában regressziós) függvényével lehet leírni. Amennyiben csak a vizsgált folyamat alakulására vonatkozó reprezentatív minta áll rendelkezésre, akkor a rétegekre és a különböző „területi” szintekre vonatkozó információk szintetizálása útján keresik a megoldást, amely esetben szintén szükség van a struktúrára vonatkozó bizonyos feltételezések teljesülésére. Előfordul a két-fajta megközelítés kombinációja is.

Az itt vizsgált kérdés általánosan a következőképpen fogalmazható meg: keressük valamely populáció Y jellemzőjét, például adott terület népességének nagyságát.

A mintavételi terv, illetve a becslési modell általában kétirányú, területi és „minőségi” ismérvek (mint például nem, korcsoport, iskolai végzettség, jövedelem stb.) szerint strukturált. Az Y mennyiség bizonyos időpontokban (például a tízévenkénti censzusok éveiben) vagy nagy területi egységekre (például az egész országra) ismert. Kérdés, hogyan, milyen megbízhatósággal állapítható meg a mennyiség értéke egyes években, hónapokban vagy megyénként, körzetenként, népességcsoportonként stb.

Az Y ismeretlen változó \bar{Y} becslése általánosan a következő alakban állítható elő:

$$\bar{Y} = \sum_{ij} y_{ij} m_{ij} \quad \begin{array}{l} (i = 1, \dots, t) \\ (j = 1, \dots, r) \end{array}$$

ahol:

y_{ij} – az Y változó megfigyelt vagy becsült értéke az i -edik területi egységben, a j -edik szempont szerint,

m_{ij} – valamilyen súly, például a keresztmetszetben a területi csoportosításon belül értelmezett rétegek népessége adott időpontban.

A probléma az, hogyan tudunk olyan y_{ij} adatokat előállítani, amelyekből kiszámított Y kielégítő megbízhatóságú lesz.

Az y_{ij} meghatározása történhet a regressziós technika segítségével, a censzusok és valamely folyamatos reprezentatív minta, valamint más jelenségek adatainak felhasználásával. Bizonyos körülmények között arra is lehetőség van, hogy a különböző minőségi ismérvek jellemzőit nagyobb területeket felölelő minta alapján becsüljük, s helyettesítsük be az y_{ij} -k helyére (szintetikus módszer). Számos kombinált módszer is kidolgozható lényegében úgy, hogy ugyanazt a mennyiséget többféleképpen is becsüljük, s azok átlagát használjuk fel.

Azok a feladatok, amelyek megoldására a bemutatott módszereket eredetileg alkalmazták, jelzik, bizonyos mértékig körülhatárolják, hogy melyik eljárás milyen típusú, milyen adatokra épülő probléma megoldására alkalmas. Ugyanakkor e mód-

szerek meglehetősen általánosak is ahhoz, hogy alkalmazási területüket sokkal szélesebben értelmezzük. Ebből az is következik, hogy a magyar statisztikai gyakorlatban számos alkalmazási terület képzelhető el különösen a társadalomstatisztika területén az ELAR típusú felvételek esetében, de a gazdaságstatisztikában is, olyan esetekben, amikor a területi vagy szakmai részletezettség nem kielégítő.

I. BECSLÉSEK REGRESSZIÓS MÓDSZEREKKEL

A továbbiakban azokat a módszereket tekintjük át, amelyek a regressziós technika segítségével kísérik meg a becslések javítását.

1. Az „egyszerű” regressziós módszerek

Az „egyszerű” regressziós módszerek alkalmazásának egyik jellegzetes példája az amerikai kiskereskedelmi forgalom havonkénti alakulásának területi részletezés szerinti becslése volt két teljes körű összeírás között.¹

Az országos havonkénti forgalmat a kijelölt nagyvállalatok adatszolgáltatása és egy folyamatos reprezentatív minta alapján becsülték. A mintát az egész országot átfogó 3100 területi egység közül kiválasztott 245 egységből alakították ki. A kiválasztott egységek mindegyike a négy nagy régió² valamelyikébe tartozik, és több állam területére is kiterjedhet. Az így rendelkezésre álló adatok államonként vagy az államoknál kisebb területi egységekre már nem biztosítottak megfelelő információkat, részben, mert a nagyvállalatok forgalma területenként nem volt részletezhető, részben, mert a minta terjedelme sem volt megfelelő. Ezért közelítő számításokhoz kellett folyamodni.

Az alkalmazott regressziós becslési modell lényegét röviden a következőkben foglalhatjuk össze.

A becsléseket az Egyesült Államok négy nagy, általánosan használt régióján belül külön-külön végezték el. A becslés kiindulópontja a megye volt. Jelölje M a régión belül a megyék számát, amelyből m véletlenül választott megyében hajtottak végre reprezentatív megfigyelést. Legyen Y_i a mintában szereplő i -edik megyének a minta alapján becsült egy bizonyos havi forgalma, X_i pedig ugyanannak a megyének a teljes forgalma a legutolsó census évében, ami természetesen az összes megyére vonatkozóan ismert.

Egy adott hónap kiskereskedelmi forgalmának az egyes régiókra vonatkozó Z' becslése³ a következőképpen adható meg:

$$Z' = Y' + B(X - X'),$$

ahol:

$$Y' = \frac{M}{m} \sum_{i=1}^m Y'_i; \quad X' = \frac{M}{m} \sum_{i=1}^m X'_i; \quad X = \sum_{i=1}^M X_i;$$

azaz Y' a mintából származó, havonként megfigyelt „felszorzott” adat, X' a mintában szereplő megyéknek a census évében megfigyelt, szintén felszorzott adata, X pedig a régió census évi teljes forgalma.

¹ Lásd részletesebben *R. S. Woodruff* „Use of a regression technique to produce area breakdowns of the monthly national estimates of retail trade” című, a *Journal of the American Statistical Association* 1966. évi 314. számában (496–504. old.) megjelent cikkében.

² A négy régió az észak-keleti, a központi északi, a déli és a nyugati országrész.

³ Lineáris, torzítatlan becslések közül ez a legjobb, a legkisebb szórású becslés.

A regressziós együttható, amit a megfigyelt megyék census évbeli teljes forgalmából (X_i) és az ugyanabban az évben a mintából becsült Y_i havi forgalmából számíthatunk ki:

$$B = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x^2}$$

A Z' átírható a következő formában:

$$Z' = \sum_{i=1}^M [Y_i'' + B(X_i - X_i'')],$$

ahol Y_i'' és X_i'' zérus, ha i olyan megyére vonatkozik, amely nincs a mintában, egyébként $(M/m)Y_i'$, illetve $(M/m)X_i'$. X_i mindig a teljes körű census adatát jelenti. Ha a zárójelben levő kifejezést Z_i' -vel jelöljük, akkor a Z_i' -kből értelemszerűen kiszámítható a régióba tartozó s állam becslése, ha minden olyan Y_i'' és X_i'' zérus, ami nem tartozik abba az államba.

A B becslése régióon belül független attól, hogy mekkora területet, illetve melyik államot vizsgáljuk. Az év folyamán havonta különböző, de a következő censusig minden év azonos hónapjához azonos B tartozik.

A Z' becslés hibája viszonylag egyszerű formulával határozható meg a következőképpen:

$$\sigma_{Z'}^2 = \frac{m}{m-1} \sum_{i=1}^m (Z_i' - \bar{Z}_i)^2$$

A gyakorlatban számos technikai megfontolást is figyelembe kell venni, amelyek közül a legfontosabb az, hogy a megyéket nem egyenlő valószínűséggel választják ki, hanem nagyságukkal arányosan. Az M/m súly helyett ekkor $1/P$ -t kell alkalmazni (ahol P a kiválasztás valószínűsége). Ezen túlmenően még több részletkérdés tekintetében speciális szempontok érvényesülnek, és a nagyvállalatok teljes körű adataival való egyeztetést is el kell végezni. Ez azonban sem a becslési, sem a hibaszámítási módszer lényegét nem érinti.

A becslési eljárás lényege a következő. Azon megyék havonkénti kiskereskedelmi forgalmát, amelyekben a megyefigyelés folyamatos, a minta alapján becsülik, majd a megyék adatait felszorozzák az államokra. Ezt a becslést korrigálják a census évében végzett hipotetikus havonkénti becslés és a teljes körű adat regressziós kapcsolatával, a $B(X - X')$ -vel, ami csak a hónaptól függ, de attól nem, hogy melyik évre vonatkozik a becslés. Csupán a következő census után van mód a korrelációs tagot korszerűbbre cserélni. Ez a regressziós technika tehát csak a vizsgált jelenség, a kiskereskedelmi forgalom belső összefüggéseinek bizonyos – feltételezetten egy ideig állandó – tulajdonságait használja fel.

2. A hányados-korreláció módszere

Az előzőekben vázolt „egyszerű” regressziós módszernél – ahol csak a vizsgált jelenségre vonatkozó census és survey adatait használták fel – jobb, hatékonyabb a hányados-korreláció módszere (ratio-correlation), bár ahhoz pótlólagos információkra is szükség van.

Az eljárás lényege, hogy a censusok adatait általában nem az ugyanarra a jelenségre vonatkozó folyamatos minta segítségével vezetik tovább, hanem más, ún.

szimptomatikus változók alakulásából következtetnek az időközben bekövetkezett mennyiségi és strukturális vonatkozásokra.

A hányados-korreláció módszerét az 1950-es évek eleje óta alkalmazzák⁴ kisebb területi egységek jellemzőinek becslésére. Az eltelt évek során a módszer jelentős fejlődésen ment át, és az eredmények biztatók.

A hányadosbecslés általános modellje a következő:⁵

$$P = \left[\begin{array}{c} P \\ S \end{array} \right] S$$

ahol P az a jelenség, amit becsülni akarunk és S valamilyen szimptomatikus változó. A P becslése lényegében a P/S becslésének pontosságától függ.

E modell egyik gyakorlati megvalósítása a következő: jelölje P_T a keresett mennyiséget, például a népesség számát a T évben, míg P_C ugyanannak a változónak a korábbi census évéből ismert adata. Ekkor $P_T = P_C \times (P_T/P_C)$ becslése). A népesség változása pedig felírható valamely más, hasonlóan viselkedő mennyiség függvényében például a következőképpen:

$$\frac{P_T}{P_C} = a + \beta \frac{X_T}{X_C}$$

ahol X_T és X_C a szimptomatikus változó ismert értéke a két megfelelő időpontban, a és β pedig a korrelációs együtthatók.

A $P = P_T/P_C$ becslés általában nemcsak egyes egységekre, hanem azok bizonyos aggregációjára, bizonyos részeire is vonatkozhat, csak arra kell ügyelni, hogy az a -t és β -t megfelelően válasszuk meg, figyelembe véve a vizsgált jelenség belső strukturális állandóságát, illetve változását.

Az a és a β becslésére az egyik lehetséges módszer szerint a megelőző két census évi adatok összefüggéseinek felhasználásával kerülhet sor. Tételezzük fel, hogy ismerjük valamely megye (állam) népességének és az iskolába felvett tanulóknak a számát 1960-ban és 1970-ben. Ennek alapján kiszámítható a és β , majd az 1972. évben felvett tanulók számának ismeretében kiszámítható az 1972. évi népességszám P_T becslése az adott területi egységre vonatkozóan. Ez a becslési módszer a következőkben vázolt általánosabb feladat speciális esete.

Az általánosabb feladat szerint adott az (y, x) számpárok halmaza és az x -eknek egy másik x' halmaza. Keressük a hozzá tartozó y' mennyiségek becslését, felhasználva mindazokat az információkat, összefüggéseket, amelyek az eredeti (y, x) mintából nyerhetők.

Jelölje \bar{y} és \bar{x} az átlagokat, $b = \Sigma xy / \Sigma x^2$ a regressziós együtthatót. Hasonló a jelentése az \bar{y}' , \bar{x}' , b' mennyiségeknek, ahol azonban az \bar{y}' és a b' ismeretlenek.

Tételezzük fel, hogy ezeket a mintákat ugyanabból az alapsokaságból véletlenszerűen választottuk ki. Ekkor a keresett értéknek az átlagtól való eltérését egyaránt becsülhetjük az alábbi két formulával:

$$y' - \bar{y}' = \frac{\bar{y}}{\bar{x}} (x' - \bar{x}') \qquad y' - \bar{y}' = b(x' - \bar{x}')$$

⁴ Lásd például R. C. Schmitt és A. H. Crosetti „Accuracy of the ratio-correlation method for estimating postcensal population” című, a *Land Economics* 1954. évfolyamában (279–281. old.); valamint D. Goldberg, V. R. Rao és N. K. Namboodiri „A test of the accuracy of ratio-correlation population estimates” című, a *Land Economics* 1964. évfolyamában (100–102. old.) megjelent cikkét.

⁵ Lásd bővebben N. K. Namboodiri „On the ratio-correlation and related methods of subnational population estimation” című, a *Demography* 1972. évi 3. számában (443–453. old.) megjelent cikkét.

A többváltozós (y, x_1, \dots, x_m) eset, azaz amikor a keresett mennyiségeket több szimptomatikus változó függvényében fejezzük ki, ennek analógiájára tárgyalható:

$$y' - \bar{y}' = \frac{\bar{y}}{\bar{x}_s} (x'_s - \bar{x}_s)$$

vagy

$$y' - \bar{y}' = b_s (x'_s - \bar{x}_s)$$

azaz az y' -nek az átlagtól való eltérésére s ($s = 1, \dots, m$) különböző becslést kapunk.

Ha B az első mutatóban az y és x_s közötti többváltozós regressziós együttható, akkor a többváltozós eset általánosan az

$$y' - \bar{y}' = \sum_{s=1}^m B_s (x'_s - \bar{x}_s)$$

alakban írható, ami megfelel a szokásos hányados-korrelációs módszernek azzal a különbséggel, hogy az y' helyett az átlagtól való eltérést becsültük.

Az $(y' - \bar{y}')$ becslésére az előző formula konkretizálásaként az alábbi változatok írhatók fel:

$$A_I = \frac{1}{m} \sum_1^m \frac{\bar{y}}{\bar{x}_s} (x'_s - \bar{x}_s);$$

$$D_I = \sum w_s \frac{\bar{y}}{\bar{x}_s} (x'_s - \bar{x}_s); \quad (\sum w_s = 1);$$

$$A_{II} = \frac{1}{m} \sum_1^m b_s (x'_s - \bar{x}_s);$$

$$D_{II} = \sum w_s^* b_s (x'_s - \bar{x}_s); \quad (\sum w_s^* = 1).$$

A w súlyokat úgy kell megválasztani, hogy a bal és a jobb oldal különbségeinek négyzetösszege minimális legyen. Ha az eredeti $\{y, x_i\}$ halmazon maradunk, akkor megoldásként a B -ek adódnak.

Kérdés ezek után, hogy a második mintában az $\{y', x'_i\}$ halmazon milyen összefüggések érvényesülnek. Ha azt is ugyanabból az alapsokaságból vettük, mint az első $\{y, x_i\}$ mintát, akkor a B -ek használata mellett kapjuk a legjobb eredményt. Ha azonban egy másik alapsokaságról, például a népesség két census közötti alakulásáról van szó, s így a második minta időközben esetleg jelentős strukturális változáson keresztülment alapsokaságból származik, akkor valószínűleg az A vagy D formulák valamelyike ad jobb eredményt.

Vizsgáljuk a továbbiakban azt, hogy miként becsülhető közvetlenül az y' . Az y' becslése az $(y' - \bar{y}')$ és az \bar{y}' becslésének összegeként adódik. Az \bar{y}' becslése lehetne maga az y , de az itt vázolt hányadosbecslési módszer helyett azt kell használni, ami az $y(x)$ regressziós összefüggésből az x' -k behelyettesítése után adódik, azaz

$$y' = B_0 + \sum B_s x'_s$$

ahol a B_0 az $y(x)$ lineáris regressziós függvény konstans tagja.

Az előző formulák felhasználásával az y' becslése a következő módon állítható elő:

$$y' = \bar{y} - \sum B_s(\bar{x}_s - \bar{x}'_s) + \sum B_s(x'_s - \bar{x}'_s).$$

Ebben az egyenletben az y' becslése a jobb oldal első két tagja, ezért átírható a következő alakba:

$$y' = \text{est } \bar{y}' + \sum B_s(x'_s - \bar{x}'_s)$$

Annak eldöntése, hogy az \bar{y}' becslésére az y -t vagy az $\bar{y} - \sum B_s(\bar{x}_s - \bar{x}'_s)$ -t használjuk, a konkrét helyzettől függ. (Az \bar{y} -t módosító kifejezés hasonló ahhoz, ami a kiskereskedelmi forgalom becslésénél a második formulában szerepelt.⁶)

A hányados-korrelációs módszer lényege, hogy a censusok adatait más megfigyelhető mennyiségek időbeli változásának felhasználásával viszi tovább a regressziós technika segítségével. Számos formula alkalmazása lehetséges. Az adott sokaság konkrét sajátosságai döntenek el, hogy melyik változat alkalmazásától remélhető jó eredmény.

3. A különbségek változásán alapuló becslések

A népességszám alakulását vizsgáló különböző korrelációs módszerek között egy 1976-ban megjelent tanulmány⁷ „új” módszerként említi a különbségek változásán alapuló becsléseket (difference-correlation method). A bemutatott példában, Michigan állam esetében ezzel a módszerrel jobb eredményeket kaptak, mint a hányados-korrelációval.

A módszer lényege, hogy a P/S arány becslése helyett a $P - S$ különbséget becsülik úgy, hogy az X_T/X_C szimptomatikus változók helyett is az $X_T - X_C$ különbségeket használják. Az eljárás, a regressziós együtthatók becslése a szokásos módon történik.

A két módszer összehasonlításánál kérdés, hogy az alapsokaság struktúrája a különbség vagy a hányados alakban állandó-e. A konkrét példában a különbségek esetében $R^2 = 0,998$ volt, míg a hányadosoknál $R^2 = 0,951$. Tehát a regressziós összefüggéssel a szórásból az első esetben többet lehet megmagyarázni, mint a második esetben.

4. A regressziós technikák kombinált alkalmazása

A regressziós technikák tökéletesítésének lehetőségeit keresve E. P. Ericksen beszámol azok kombinált alkalmazásáról⁸: a külső, szimptomatikus változók segítségével végzett regressziós becsléseket kiegészítette valamely folyamatos – területi szinten már nem elég nagy, tehát önmagában nem eléggé megbízható – minta adataival körültekintően rétegzett rendszer keretében. A módszer vázlatosan a következő.

A becsléshez szükséges számítások a folyamatos minta elsődleges mintavételi egységei (primary sample unit – PSU) szintjén kezdődnek a keresett mennyiség be-

⁶ J. H. Martin és W. J. Serow lényegében ugyanezt a módszert használja a népességszám alakulásának folyamatos becslésére, de annyiban továbblép, hogy életkor és fajok szerint csoportosít. Kimutatja, hogy a rétegzés – amennyiben csökkenti a szórást, és állandóbbá teszi a strukturális jellemzőket – javítja a becslés eredményeit. Lásd szerzőknek „Estimating demographic characteristics using the ratio-correlation method” című, a *Demography* 1978. évi 2. számában (223–233. old.) megjelent cikkét.

⁷ O'Hara, W.: Report on a multiple regression method for making population estimates. *Demography*, 1976. évi 3. sz. 369–379. old.

⁸ A method for combining sample survey data and symptomatic indicators to obtain population estimates for local areas. *Demography*, 1973. évi 2. sz. 137–160. old.

csült értékének és a megfigyelt értékek (azaz a PSU-n belüli) szórásának kiszámításával. A következő lépésben a minta átlagát és szórását kell meghatározni a PSU-k kívánt csoportjaira (megyék, államok).

A számítások második fázisában a szokásos többváltozós regressziós technikával megfelelő csoportosításban meg kell állapítani, hogy a vizsgált jelenség hogyan függ a szimptomatikus változóktól, valamint ennek a „becslésnek” mekkora a szórása. A felhasználni kívánt becslés a kétféle módon kapott eredményeknek a szórások reciprok értékével súlyozott átlaga lesz.

A módszert több variációban próbálták ki mind területek, mind a különböző jellegzetességek szerint rétegezve. A sokféle kísérleti számítás eredményei azt jelezték, hogy a regressziós módszereket a mintavételi eljárásokkal kiegészítve adódott olyan variáció, amely a csak regressziós modellel végzett becslésnél kedvezőbb eredményt adott. Általában azonban itt sem állapítható meg, hogy melyik konkrét változat ad jobb eredményt.

A népesség száma továbbvezetésének problémájával foglalkozik még D. A. Swanson tanulmánya⁹ is, amelyben három szimptomatikus változó segítségével, az útelemzés módszerével kísérli meg a census utáni struktúraváltozás nyomon követését. Az 1950. és az 1960. évi censusok adataiból számított regressziós együtthatók segítségével becsülték Washington állam 1970. évi népességét megyénként, s az eredményeket összehasonlították az 1970. évi népszámlálás adataival. A becslést először az „egyszerű” hányados-korreláció módszerével, majd annak az útelemzés modelljét felhasználó módosítása alapján végezték el. A közölt adatok azt jelzik, hogy a kétféle becslési módszer között nem volt szignifikáns különbség. Az 1970. évi népszámlálás tényszámaitól való eltérés jellege és nagyságrendje mindkét módszer esetében azonos volt, bár a bonyolultabb módszer eredményei egy árnyalattal közelebb estek a tényszámokhoz. A kísérlet módszertani érdekessége figyelemre méltó, de az útelemzés bonyolult modelljének felhasználása ebben az esetben nem hozott érdemi javulást a becslések pontosságát illetően.

*

A többváltozós korrelációs és regressziós elemzések a statisztikában széles körben gyakran és viszonylag jó eredménnyel alkalmazott módszerek annak ellenére, hogy a bonyolult összefüggéseket meglehetősen leegyszerűsítve írják le. Az itt vázolt módszerek esetében még azzal is számolni kell, hogy a vizsgált jelenség struktúrája időben kissé változik. (Nagy változás esetén egyik módszer sem használható.) Ezért az eredményeket mindenképpen jelentős fenntartásokkal kell kezelni, s szamszerűségük megbízhatóságát a hibahatárok kiszámításával – amelyre többnyire nagyobb nehézségek nélkül lehetőség van – ellenőrizni kell. A változások jellegét, alapvető tendenciáit azonban ily módon meg lehet határozni.

Mint láttuk, a regressziós módszereket még olyan esetben is lehet használni, amikor nincsen külső, pótlólagos információ, de mind a rendelkezésre álló szakirodalom alapján, mind a dolgok természetéből adódóan jobb eredmények várhatók akkor, ha vannak a vizsgált jelenség alakulásával jól összefüggő szimptomatikus változóink.

A regressziós módszerek alkalmazási területe nem elsősorban az adott mintavételi terven belüli részletezettség megbízhatóságának növelése, ami mint a következő részből látható lesz az ún. kisterületi becslések (small area estimation) tipikus

⁹ Improving accuracy in multiple regression estimates of population using principles from causal modelling. *Demography*. 1980. évi 4. sz. 413–427. old.

problémája. Sokkal inkább alkalmazhatónak látszik időbeli folyamatok nyomon követésére olyan esetben, amikor a cenzusok közötti időpontokra nem, vagy csak nagyon bizonytalan információ áll rendelkezésre.

Az eddigi – gondolatébresztőnek szánt – áttekintés legfontosabb tanulsága – megítélésem szerint – az, hogy a különböző módon kombinált regressziós technikákat külföldön széles körben alkalmazzák, míg a hazai tapasztalatok meglehetősen hiányosak.

E téren mind a rendelkezésre álló információk, mind a ma már meglevő számítástechnikai háttér számos lehetőséget kínálnak. Az kétségtelen, hogy bizonyos türelemre, több számításigényes kísérlet elvégzésére, matematikai felkészültséget igénylő módszertani megfontolásokra van szükség.

II. KISEBB TERÜLETEK JELLEMZŐINEK BECSLÉSI LEHETŐSÉGEI

A tanulmány második részében a becslési problémát egy másik megközelítésben tárgyaljuk. Az alapsokaság (például ország) vizsgálata mellett meghatározott tulajdonságok vizsgálatát tűzzük ki célul az alapsokaság részeire (például régiókra, megyékre) vonatkozóan.

Feltételezzük, hogy az egész terület jellemzői viszonylag jól meghatározhatók, de a részekéi már meglehetősen bizonytalanul, azok megbízhatóságának javítására van szükség. Más szóval valamilyen nem kielégítő megbízhatóságú információt kell pontosítani anélkül, hogy az eredeti mintavételi tervet, kereteket bővítenénk. Feltételezzük továbbá, hogy

- a) van folyamatos reprezentatív megfigyelés;
- b) az egész populáció jól strukturált és annak megfelelően rétegzett;
- c) a struktúra bizonyos értelemben állandó, illetve a változások inkább a struktúra összetevőinek arányváltozására vezethetők vissza;
- d) esetenként külső szimptomatikus információk állnak rendelkezésre.

A mintavételi, megfigyelési rendszer általában kétdimenziós, amennyiben egyrészt területi megkülönböztetésű (ország, tartomány, megye, járás stb.), másrészt a vizsgált ismérvek (kor, nem, foglalkozás vagy termékcsoporthoz, ágazat stb.) szerint csoportosított. A megfigyeléseket, becsléseket általában a különböző ismérvek keresztmetszetében képzett alcsoportokra (cellákra) vonatkozóan végzik, amelyekből sokszor mint építőkövekből állítják össze a különböző szintű részhalmozok, területi egységek becsléseit.

A különböző területek, rétegek sokféle csoportosítása képzelhető el. Purcell és Kish szerint¹⁰ megkülönböztethetünk

- a) nagyobb csoportokat, amelyek legalább az alapsokaság 10 százalékát felölelik, s ilyen részekre általában elég jó közvetlen becslések készíthetők;
- b) kisebb csoportokat, amelyeknek terjedelme 10 százalék és 1 százalék közé esik;
- c) kisterületeket, amelyek az alapsokaságnak kevesebb mint 1 százalékát, de több mint egytized részét alkotják;
- d) ritka előfordulásokat, amelyek szinte egyedi esetek, és az alapsokaságnak egytized részénél kisebb hányadát alkotják.

Az itt tárgyalt módszerek a b) és a c) esetekben jelentenek megoldást, a d) esetben ezek a módszerek gyakorlatilag használhatatlanok.

¹⁰ Lásd bővebben: N. J. Purcell és L. Kish „Estimation for small domains” című, a *Biometrics* 1979. évi 2. számában (365–384. old.) megjelent, L. Kish „Design and estimation for domains” című, a *The Statistician* 1980. évi 4. számában (209–222. old.) megjelent, valamint L. Kish „Samples and censuses” című, az *International Statistical Review* 1979. évi 2. számában (99–109. old.) megjelent cikkét.

Az Egyesült Államokban tízévenként teljes körű adatfelvételt hajtanak végre. E censusok a népesség fő demográfiai jellemzőin kívül egy sor egyéb – így egészségügyi – kérdésre is választ adnak. A két census közti változások nyomon követésére, jelzésére szervezték meg a reprezentatív egészségügyi összeírást (Health Interview Survey). A minta az Egyesült Államokra és a négy nagy földrajzi területre biztosít megbízható adatokat, kisebb területekre nem. A mintavétel sok különböző társadalmi és gazdasági jellemző (például nem, életkor, foglalkozás, a lakóhely jellege, jövedelem stb.) szerint rétegezett. Felmerült azonban az igény, hogy megbízható becsléseket biztosítsanak a szövetségi államokról és a fővárosról is.

Az Egyesült Államok egészségügyi statisztikai megfigyelései keretében számos kísérleti számítást végeztek arról, hogy a különböző jelenségeket, statisztikai változókat hogyan lehet az eredeti mintavételi tervnél kisebb területi egységekre, azaz az államokra vonatkozóan meghatározni. E munka középpontjában az ún. szintetikus becslési formulák (synthetic estimators), illetve azoknak az egyszerű direkt módszerekkel történt bizonyos kombinációi álltak. A becslési formulák kidolgozása együtt járt a megbízhatóság, a hibahatárok korrekt, elméletileg megalapozott matematikai statisztikai elemzésével minden olyan esetben, ahol technikailag ez megoldható volt.

A következőkben elsősorban az egészségügyi összeírás keretei között végzett becslési módszereket tekintjük át, amelyek önmagukban is meglehetősen jó, teljességre törekvő kísérleteknek tekinthetők, és szemléletesek is, majd egy eléggé általános, a struktúra állandóságán alapuló becslési modellt ismertetünk.

1. Az egyszerű, közvetlen (vagy hagyományos) becslési módszerek

A legegyszerűbb lehetőség a területi egységen belül megfigyelt adatok átlagolása, az ún. egyszerű közvetlen becslés (Simple Direct Estimation). Ez torzítatlan, de a minta kis terjedelme miatt általában nagy a szórása.

A j államban a keresett ismerv értékének ($y_{\cdot j}$) egyszerű közvetlen becslése:

$$\bar{y}_{\cdot j} = \frac{\sum_{\alpha=1}^k \sum_{i=1}^{n_{j\alpha}} y_{ij\alpha}}{n_{j\cdot}}$$

ahol:

- i – a minta elemszáma a j állam α rétegében ($i = 1, \dots, n_{j\alpha}$),
- j – az államok (területek) száma ($j = 1, \dots, T$),
- α – a rétegek száma ($\alpha = 1, \dots, k$).

Az *utólagos rétegzéssel* (Poststratified Estimation) végzett becslés a következő képlettel végezhető el:

$$y'_{\cdot j} = \frac{\sum_{\alpha=1}^k N_{j\alpha} y_{\cdot j\alpha}}{N_{j\cdot}}$$

ahol $N_{j\alpha}$ a népesség tényleges száma a j államban, az α rétegben, míg

$$y_{\cdot j\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{j\alpha}} y_{ij\alpha}}{n_{j\alpha}}$$

Ez a formula annyiban jobb az előzőnél, hogy az egyes rétegek súlyai (a népességszám) nem a mintából becsült, hanem más forrásból származó teljes körű, tényleges adat.

A közelítően torzítatlan becslési formulában (Nearly Unbiased Estimation) az egyes rétegekre vonatkozó változók adatait már a teljes rétegre, tehát arra a régióra vonatkozóan is kiszámítják, amelybe az adott s állam tartozik (mivel itt a változókra vonatkozó becslések során kilépünk az egyes államok határai közül, célszerű más jelzéseket használni).

A közelítően torzítatlan becslés formulája:

$$\bar{X}'_s = \sum_j \frac{N_{sj} \bar{X}_j}{N_{s..}}$$

ahol:

\bar{X}_j – az x változónak a j rétegre vonatkozó torzítatlan becslése abban a régióban, amelybe az s állam tartozik,

$N_{s..}$ – az s államban élő személyek száma,

N_{sj} – a j rétegnek az s államra jutó részében élő személyek száma.

A közelítően torzítatlan becslés átlagos négyzetes hibáját (MSE) a következő formula adja meg:

$$MSE_{\bar{X}'_s} = \sigma_{x'_s}^2 + B^2(\bar{X}'_s)$$

ahol σ a szórás, B a torzítás mértékét jelzi.

Az eddig szerzett tapasztalatok szerint MSE itt megadott formulája nem megbízható, mivel a kapott érték meglehetősen ingadozik: a torzítás mértéke mellett a szórás is igen nagy lehet. Ezért ezt a módszert az egyes államokra vonatkozó jellegzetességek meghatározásánál nem használták.

2. Szintetikus becslési eljárások

A szintetikus becslési módszerek lényege az, hogy az egyes rétegek országos jellemzőit államonként azonosnak tekintik. Az államonkénti átlagos mutató pedig csak annyiban különbözik, amennyiben az egyes rétegek relatív súlya államonként nem azonos.

A szintetikus becslési módszerek formulájának koncepciója a következőképpen adható meg:

$$\bar{X}_s = \sum_{\alpha} P_{s\alpha} \bar{X}_{\alpha}$$

ahol:

$P_{s\alpha}$ – az s állam α rétegének viszonylagos súlya a tényleges népességszám alapján számítva (a súlyok összege 1-gyel egyenlő),

\bar{X}_{α} – az x változó α rétegbeli értékének az egész országra vonatkozó becslése,

A részletes szintetikus becsléssel (Detailed Synthetic Estimation) az előbb bemutatott egyszerű szintetikus becslési formula alapján kiszámított államonkénti jellemző korrigálható.

A jellemző korrigálása annak a régiónak az ország egészéhez viszonyított elérésével történik, amelybe az s állam tartozik:

$$\tilde{X}'_s = \bar{X}_s \frac{\bar{X}'_r}{\sum_t \bar{X}_t P_{rt}}$$

ahol:

\tilde{X}'_s – az x jellemző végleges szintetikus becslése az s államban,

\bar{X}'_r – a szokásos becslés arra az r régióra vonatkozóan, amelybe az s állam tartozik,

P_{rt} – a népesség teljes körű megoszlása (a legutóbbi census alapján) az r régió t államában,

\bar{X}_s – az elsődleges, nem részletezett szintetikus becslés.

Ebben a formulában az $\bar{X}'_r / \sum_t \bar{X}_t P_{rt}$ hányados, a „regionális komponens” hivatott az egyszerű közvetlen szintetikus becslést korrigálni. Azt jelzi, hogy az r régióra vonatkozó tényleges becslés hogyan tér el attól a származtatott számtól, amelyet a régió belüli államok egyszerű szintetikus becsléseiből kapunk. (Az említett reprezentatív egészségügyi összeírás keretében a szintetikus módszerrel történt számításokat ez utóbbi, „részletes” formula szerint végezték.¹¹⁾

A szintetikus becsléseket el lehet végezni a teljes népesség mellett annak bizonyos csoportjaira is (például férfiak vagy nők, színes bőrűek vagy fehérek, alacsonyabb vagy magasabb jövedelműek stb.). Ebben az esetben a megfelelő formulákat értelemszerűen csak az így kiválasztott csoportokra kell alkalmazni.

A szintetikus becslési formulák alkalmazása esetén a mintavételi hiba kiszámítása meglehetősen bonyolult, mivel általában az x_s -ek mellett a P_{α} -kat is valószínűségi változóknak kell tekinteni.

A regionális (hányados-) korrekciót figyelmen kívül hagyva, valamint bizonyos egyszerűsítő feltételeket téve (feltételezve például, hogy az X -ek és a P -k függetlenek) a mintavételi hiba a következő formulával számítható ki:¹²⁾

$$\sigma_{\tilde{X}_s}^2 = \sum_{\alpha} \bar{P}_{\alpha}^2 \sigma_{X'_{\alpha}}^2 + \frac{1}{n_s} \sum_{\alpha} \bar{X}_{\alpha}^2 P_{\alpha} (1 - P_{\alpha})$$

Az elvégzett becslések túlnyomó részében 5 százalék alatt volt a relatív mintavételi hiba.

A szintetikus becslés nem torzítatlan. A torzítás, $B(\tilde{X}_s)$ mértéke a következő:

$$B(\tilde{X}_s) = \sum_{\alpha} P_{\alpha} (\bar{X}_{\alpha} - \bar{X}_{\alpha s})$$

3. A regresszióval korrigált becslés (Regression Adjusted Estimation)

Az előzőekben vázolt becslési módszerek csak akkor adnak jó eredményt, ha az alkalmazott rétegezés szerinti bontáson belül (például az egyes államok között) a

¹¹ Lásd például: State estimators of disability and utilisation of medical services: United States, 1969–71. U. S. Department of Health, Education, and Welfare. Rockville. 1977. 108 old.

¹² Lásd bővebben: Synthetic estimation of state health characteristics based on the HIS. U. S. Department of Health, Education, and Welfare. Hyattsville. 1977. 22 old.; Small area estimation: an empirical comparison of conventional and synthetic estimators for states. U. S. Department of Health, Education, and Welfare. Hyattsville. 1979. 19 old., valamint M. E. Gonzalez és J. Waksberg „Estimation of the error of synthetic estimates” című az International Association of Survey Statisticians (a felvételtechnikával foglalkozó nemzetközi szövetség) első ülésére (Bécs, 1973. augusztus 18–25.) készített előadását.

vizsgált társadalmi–gazdasági jelenségeket egyéb tényezők nem befolyásolják. Sok esetben azonban ez a feltétel nem teljesül.

A szintetikus becslés javítható oly módon, hogy az egyes változók államonkénti eltéréseit segédváltozók felhasználásával határozzák meg.

Jelölje Y_s az x változó tényleges (\bar{X}_s) és a szintetikus becslési módszerrel kapott (\tilde{X}_s) értékének relatív különbségét:

$$Y_s = \frac{\bar{X}_s - \tilde{X}_s}{\tilde{X}_s} \cdot 100$$

Az Y_s -et fejezzük ki a z segédváltozók lineáris regressziós függvényében:

$$Y_s = \alpha + \beta_1 Z_{s1} + \dots + \beta_m Z_{sm} + \varepsilon$$

A tanulmány elején ismertetett regressziós módszereket itt a szintetikus becslés eredményének további javítására kísérelték meg használni.

Az Y_s definíciójából egyszerűen adódik, hogy a regresszióval korrigált szintetikus becslés a következő lesz:

$$\hat{X}_s = \tilde{X}_s [1 + 0,01(\hat{\alpha} + \beta_1 z_{s1} + \dots + \beta_m z_{sm})]$$

Amennyiben a segédváltozók jól megválaszthatók, ez a formula csökkenti a becslés hibáját.

A szintetikus becslések mintavételi hibája általában nem nagy, de az átlagos négyzetes hibát nem is elsősorban az, hanem inkább a torzítás mértéke határozza meg. A becslési hiba matematikai megközelítése azonban mindenképpen bonyolult, éppen ezért bizonyos közelítő megoldásokat kellett keresni.

Az egyik ilyen módszer annak vizsgálata volt, hogy a becslés megbízhatósága hogyan függ a rétegezéstől. Általában ugyanis annál pontosabb a becslés, minél részletesebb rétegekkel dolgozunk. A rétegzés kiterjesztése azonban meglehetősen költséges.

Mivel a közelítően torzítatlan becslés átlagos négyzetes hibájának meghatározása egy-egy államra vonatkozóan nem bizonyult könnyű és hatékony eljárásnak, az egyes változók összes államra vonatkozó átlagos négyzetes eltéréseit határozták meg. Ez a mutatószám jól jelzi, hogy az adott változó államonkénti becslései átlagosan mennyire jók, de azt nem adja meg, hogy egy konkrét államra vonatkozó becslés megbízhatósága milyen.¹³

Az egészségügyi összeírás adatai alapján 16 különböző változatban próbálták ki az előzőekben vázolt becslési formulákat. Ezek közül 8 valamilyen közvetlen módszer volt, 8 pedig a szintetikus becslés különböző rétegzési és korrelációs változatai. A legfontosabb következtetés az, hogy a szintetikus módszer számos esetben nem javította a becslés megbízhatóságát, bár sok esetben jelentős volt a hibahatárok csökkenése. Ennek alapján nem tartják járható útnak azt, hogy államokra vonatkozó becsléseket az egészségügyi összeírás adataiból egységesen valamelyik szintetikus formulával végezzenek. Arra a következtetésre jutottak, hogy az lenne a leg-

¹³ Lásd a 12. lábjegyzetben említett, 1977. évi tanulmányt. Ezenkívül *M. E. Gonzales és Ch. Hoza* a regresszióval korrigált szintetikus módszert használta jó eredménnyel a munkanélküliség és a lakások állapotában bekövetkezett változások becslésére. Hangsúlyozták, hogy a rétegzés és a segédváltozók megválasztása jelentős hatással van az eredmények megbízhatóságára (lásd: *Small-area estimation with application for unemployment and housing estimates. Journal of the American Statistical Association.* 1978. évi 361. sz. 7–15. old.).

jobb megoldás, ha a direkt és szintetikus becslések valamilyen súlyozott lineáris kombinációját alkalmazzák.¹⁴

4. Kombinált becslési módszerek (Composite Estimators)

Mivel a különböző hagyományos, direkt becslési formulák némely esetben jobb eredményt adtak, mint a szintetikus módszerek, várható, hogy a kettő kombinációja javítja a becslések hatékonyságát.

Legyen \bar{y}_α és \bar{y}'_α két különböző becslés eredménye, ekkor az \bar{y}''_α kombinált becslést a következőképpen kapjuk meg:

$$\bar{y}''_\alpha = C_d \bar{y}'_\alpha + (1 - C_d) \bar{y}_\alpha$$

ahol a C_d és az $(1 - C_d)$ súlyok az egyes becslések átlagos négyzetes hibájának reciprokával arányosak. Meghatározásukra több, meglehetősen bonyolult módszer ismeretes.

A megbetegedéseknek és az egészségügyi szolgáltatások igénybevételének 1974–1976. évekre vonatkozó államonkénti adatait az egészségügyi összeírás adataiból már a kombinált becslési módszerekkel számították ki.¹⁵ Az egyik komponens, egy részletezett, hányados-korrelációt tartalmazó szintetikus becslés volt, amelyhez a népesség megoszlását a Bureau of the Census (az Egyesült Államok Összeírási Hivatala) segítségével állapították meg. A második komponens az egyes államokban végzett megfigyelések adataiból kiszámított egyszerű hagyományos (közvetlen) becslés volt. A súlyokat az egyes államok mintájának terjedelme alapján állapították meg, amit egyéb vizsgálatok eredményeként egy konstans egészített ki. A tapasztalatok azt mutatták, hogy némely esetben a kombinált becslés négyzetes eltérése 30 százalékkal kisebb volt, mint a szintetikus becslésé.¹⁶

A kombinált becslések alapelve tovább bővíthető úgy, hogy az adott területi egységre vonatkozó közvetlen megfigyelésből kapott adatokat további információkkal (vagy eltérő módszertani megközelítésből származó becslési adatokkal) egészítjük ki.

A kombinált becslés¹⁷ képlete tehát úgy általánosítható, hogy

$$\bar{X}_h = C\bar{x}_h + \sum_i C_i P_{ih}$$

ahol:

- X_h – az adott h területi egység adatának közvetlen becslése a minta azon (kevés számú) elemeiből, amelyeket a h területen belül megfigyelnek,
- $P_{i,h}$ – különböző kisegítő becslések, amelyek száma tetszés szerinti lehet,
- C, C_i – súlyok, amelyek meghatározása külön feladat, de lényegében az egyes becslések megbízhatóságával arányosak ($C + \sum C_i = 1$).

¹⁴ Lásd bővebben a 12. lábjegyzetben másodikként említett tanulmányt. A szintetikus módszerek jövedelemfelvételi alkalmazásáról számol be St. G. Heeringa „Small area estimation: Prospects for the survey of income and program participation” (Institute for Social Research, University of Michigan, Ann Arbor, 1981. 100 old.) c. művében.

¹⁵ State estimators of disability and utilization of medical services: United States, 1974–76. U. S. Department of Health, Education, and Welfare, Rockville, 1978. 108. old.

¹⁶ Erről szólt W. L. Schaible „Choosing weights for composite estimators for small area statistics” című előadása az American Statistical Association (Amerikai Statisztikai Társaság) 1978. évi konferenciáján.

¹⁷ A kombinált becslések egyik speciális esete a James–Stein-féle módszer, illetve annak különböző variációi. Amennyiben ugyanis többváltozós becslési problémákról van szó, a szokásos maximum likelihood becslés bár torzítatlan, de nem a leghatékonyabb. Korrigálható egy a szórástól függő kifejezéssel, ami jobb lesz, s lényegében egy Bayes-estimátorhoz vezet el. Lásd bővebben: R. E. Fay III. és R. A. Herriot „Estimates of income for small places: An application of James–Stein procedures to census data” című cikkében (Journal of the American Statistical Association, 1979. évi 366. sz. 269–277. old.)

Az előzőekben vázolt módszerek sok esetben használhatók, de több hátrányuk is van. Ezek közül az a legfontosabb, hogy meglehetősen mereven kapcsolódnak a tízévenkénti censzusokhoz, és mindegyik csak bizonyos speciális esetben alkalmazható. Sok függ attól, mennyire ismerik a vizsgált jelenség természetét, van-e lehetőség az „igazi” adatokkal való – időnkénti – összevetésre stb.

•

A kisebb területi becslések módszereinek kutatása során elért eredmények és kudarcok további erőfeszítésekre ösztönöztek. Ennek eredményeként dolgoztak ki egy újabb módszert, amit tanulmányunk további részében ismertetünk.¹⁸ A szerzők megítélése szerint segítségével a különböző problémák túlnyomó része kiküszöbölhető, s ezért sok esetben ez a módszer a legjobb.

5. A struktúrát megőrző becslés (*Structure Preserving Estimation*)

A módszert eredetileg kategorizált adatok vizsgálatára dolgozták ki, például annak megállapítására, hogy a nemek és a bőr színe szerint csoportosított lakosság száma jövedelemkategóriák szerint hogyan oszlik meg. Az itt követett tárgyalás is ezt az utat követi, az eljárás azonban egyszerű általánosítással folyamatos értékeket felvevő változókra (például átlagjövedelem) is alkalmazható.

A módszer arra épül, hogy viszonylag egyszerűen sok olyan információt hasznosít, ami nem közvetlenül a vizsgált változóra vonatkozik, de azzal valamilyen módon kapcsolatos. (Például a munkanélküliség alakulása nem független a népesség nem és faj szerinti megoszlásától.) Ezek a kapcsolt (*associated*) változók, amelyek szerint a népességet kategorizálni lehet a vizsgált jelenségeken túlmenően.

Ezek alapján az adatbázist illetően

a) ismerni kell a kapcsolt változók struktúráját általában egy korábbi (például census-) időpontra vonatkozóan, ami azt jelenti, hogy kisterületi szinten ismerjük a kapcsolt és vizsgált változók közötti összefüggést;

b) ismerni kell az ún. allokációs struktúrát, azaz a vizsgált és kapcsolt változók közötti folyamatos kapcsolatot a nagyobb területi egységekre vonatkozóan, amire a folyamatos survey megbízható adatokat ad.

A kapcsolt változók által biztosított információkat a vizsgálat szempontjaival együtt egy háromdimenziós kontingencia-táblázatba lehet foglalni, amely táblázat elemeinek száma N ($h = 1, \dots, H$; $i = 1, \dots, I$; $g = 1, \dots, G$), ahol az egyes indexek sorrendben a területi egységeket, a becült és a kapcsolt változókat jelölik.

Az allokációs struktúra (a folyó megfigyelések alapján) N bizonyos „széleire” vonatkozik, amelyet jelöljünk m -mel. Például ha folyamatosan rendelkezünk adatokkal az egész országra a kapcsolt változókról és a megfigyelt változókról, akkor az m struktúrát az m_{ig} elemek adják. (A \cdot a h indexre vonatkozó szummázást jelöli.)

Adott tehát \mathbf{N} és m . Jelölje X_{hig} \mathbf{N} elemeit a folyó információkkal korrigálva. A becslési eljárás célja az X_{hi} változók meghatározása: a vizsgált i változó értéke a h területi egységekben.

A módszer lényege tehát egy iterációs eljárás, amennyiben a teljes \mathbf{N} matrixból indulunk ki, melynek adatai általában a censzusokból rendelkezésre állnak. (A módszer lényegét nem befolyásolja, ha részben vagy egészben ezeket az adatokat is becsljük.) Ezután a matrix bizonyos részalmazait folyamatosan megfigyeljük, majd

¹⁸ Lásd: N. J. Purcell és L. Kish „Postcensal estimates for local areas (or domains)” című, az *International Statistical Review* 1980. évi 1. számában (3–18. old.) megjelent cikkét.

a többi adatot a kiinduló \mathbf{N} matrixban úgy korrigáljuk, hogy azok összhangban legyenek az új megfigyelésekkel. Ezután az új \mathbf{N} matrix (amelynek elemeit X_{hig} -vel jelöljük) sorait, sájkait megfelelően összeadva megkapjuk a kívánt becslést.

Mint látni fogjuk, gyakran fordul elő olyan eset, amikor a különböző struktúrák nem pontosan fedik egymást: a folyamatos megfigyelések vonatkozhatnak különbözőképpen részletezett adatokra. E módszer ilyen esetekben is alkalmazható, de kissé bonyolultabb s több irányú iterációra van szükség.

Az egyik legfontosabb eset az, amikor a folyó megfigyelésekből mind a kapcsolt változókra, mind a vizsgált változókra vannak adatok, de a területi egységekre nincsenek. Ez lényegében a szintetikus becslési módszernek felel meg, de annál jobb hatásfokú.

A továbbiakban két olyan esetet tekintünk át, ahol a kiinduló \mathbf{N} matrix teljes, a folyamatos megfigyelések azonban két különböző kombinációban adják meg a matrix részhalmazait. Ebben az esetben kétirányú iterációs eljárásra van szükség, először az m -ek egyik, majd a másik változata szerint korrigálva \mathbf{N} elemeit. Ez utóbbi esetben azonban általában elrontjuk az első variációt, s ezért az eljárást újra kell kezdeni mindaddig, amíg olyan variációt nem kapunk, amely már mindkét folyó megfigyeléssel konform. A két változat:

$$\{m_{.ig}, m_{h..}\} \quad \text{és} \quad \{m_{.ig}, m_{h.g}\}$$

Olyan esetekben amikor az \mathbf{N} matrix hiányos, nevezetesen a vizsgált változókra vonatkozóan nem tartalmaz adatokat (ezt jelöljük $N_{h.g}$ -vel), először ki kell egészíteni az \mathbf{N} matrixot „dummy” változókkal. A hiányzó i -re vonatkozó adatokat általában úgy a legcélszerűbb becsülni, hogy azok az adott h területi egységben az ország egészének átlagától úgy térnek el, mint ahogyan a kapcsolt változók:

$$x_{hi} = \sum (N_{h.g} / N_{..g}) m_{.ig}$$

(Ez a gondolat megint a szintetikus becsléshez vezet vissza.)

Amennyiben a teljes \mathbf{N} matrix adatai nem állnak rendelkezésre, csak annak bizonyos egyszerűsített formái, de azok több változatban (például a hig matrix helyett a $h \cdot i$, a $h \cdot g$ és az $i \cdot g$), akkor bizonyos közelítő módszerekkel (raking methods) majdnem ahhoz az eredményhez lehet eljutni, amit akkor kaptunk volna, ha a teljes \mathbf{N} matrix rendelkezésünkre áll.

Az előzőekben vázolt becslési módszerek log-lineáris formában is kifejezhetők, s ez a tulajdonságuk megkönnyíti annak bemutatását, hogy megőrzik (néha módosított formában) a kapcsolt változók eredeti struktúráját. Ezt a tulajdonságot jelzi az elnevezés: struktúrát megőrző becslések.

Az \mathbf{N} struktúramatrix adatai általában megbízhatók, mert a többé kevésbé teljes körű censusokból származnak. A becslések pontossága ezért a megfigyelésektől függ, amelyek általában nem jelentenek nagy hibaforrást. Problémát jelent viszont, hogy idővel a struktúramatrix elavul, ami – a korrekciós lehetőségektől függően – jelentős torzítás forrása is lehet.

Az 1960 és 1970 között az Egyesült Államokban megfigyelt egészségügyi adatok alapján ellenőrző számításokat végeztek annak megállapítására, hogy a különböző becslések mennyire megbízhatók. Az eredmények azt mutatták, hogy a teljes \mathbf{N} struktúramatrixsal lehet a legjobb becsléseket végezni.

Mivel e módszerrel végzett becslések megbízhatósága nagymértékben függ attól, hogy a census időpontjától távolodva mennyire lehet állandónak tekinteni a strukturális matrixot, a becslés úgy javítható, ha azokat az összefüggéseket, ame-

lyekről tudjuk, hogy változnak, idővel korrigáljuk (természetesen amennyiben erre lehetőség van).

E módszerek elég általánosan használhatók, de ezek sem tekinthetők minden esetben alkalmazhatónak. Amennyiben az anyagi lehetőségek megengedik, tulajdonképpen olyan kombinált módszerek alkalmazására kell törekedni, amelyeknek egyik komponense a közvetlen egyszerű becslés, a másik pedig valamelyik struktúrát megőrző becslési formula. A legfontosabb követelmény, hogy a censzusok, a mintavételek és a különböző nyilvántartások alapján létrehozzanak egy adatbázist, amelyből egyszerűen számíthatók ki és hasonlíthatók össze a különböző becslések.

A kisebb területek paramétereinek megbízhatóságát növelő, gyakrabban alkalmazott eljárásoknál nem használnak fel külső információkat, adatokat. Abból indulnak ki, hogy a részterületek (állam, megye) nagyon mélyen rétegezett (az eredeti minta alapján kevésbé megbízható módon becsülhető) paramétereinek megbízhatósága javítható, ha a mintának a régiók vagy az egész ország területére vonatkozó információi alapján módosítják azokat, majd a rétegek tényleges súlyait felhasználva végzik el a becslést. Ezáltal csökken a becslés szórása, de nő torzítottsága. Amennyiben e két ellentétes irányú tényező hatása kedvező, tehát a torzítás növekedése kisebb, mint a szórás csökkenése, akkor becslésünket javítottuk. Az ismertetett módszerek az adott példák esetében sokszor (de nem minden esetben) adtak kedvező eredményt. Amennyiben külső információk is rendelkezésre állnak a regressziós technikával vagy a struktúrát megőrző módszerek segítségével természetesen növelhető a becslések javíthatóságának valószínűsége.

•

A dolgozatban említett példák sokrétűsége, amivel a lehetőségeket messze nem merítettük ki, jelzi, hogy az alkalmazási lehetőségek szinte korlátlanok.

A különböző eljárásokat – mint arról már volt szó – nem lehet rangsorolni. Nem lehet általános érvénnyel eldönteni, hogy melyik hatékonyabb a másiknál, mert azt a vizsgált sokaság konkrét sajátosságai döntenek el, s még az sem biztos, hogy adott esetben jó módszer több év múlva is ugyanolyan jól alkalmazható lesz. Természetesen a módszerek speciális adottságai mellett az adatgyűjtés, a különböző nyilvántartások jellegzetességeivel, hibaforrásaival is számolni kell.

Az Egyesült Államokban végrehajtott egészségügyi felvételek során kedvezőtlen tapasztalatokat szereztek a közelítően torzítatlan becslésekről, amelyeknél az államokénti becsléseket az egyes rétegek régiókénti jellemzői alapján határozták meg. Ez az eredmény kissé meglepő, mivel az lenne a logikus, hogy az egyes rétegenkénti paraméterek az államokhoz közelebb levő régiók alapján jobban becsülhetők, mint az országos mintából.

A regressziós technika alkalmazása, különösen akkor, ha nem korlátozódik a minta, a megfigyelt sokaság bizonyos belső összefüggéseinek kivetítésére, hanem külső információk, szimptomatikus változók információtartalmának hasznosítására irányul, sok lehetőséget rejt magában. A regressziós technika nem tipikusan a kisterületi becslések módszere, inkább folyamatok, időbeni változások leírásának, becslésének lehetne eszköze. A kombinált alkalmazás azonban minden területen elképzelhető.

A rétegzés, ami a mintavételi technika hatékonysága növelésének fontos eszköze, jelentős szerepet játszik a kisterületi becslések pontosságának növelésében is. Nyomatékosan fel kell hívni a figyelmet arra, hogy a reprezentatív felvételek feldolgozásánál a magyar gyakorlatban legáltalánosabban használt egyszerű közvetlen becslési formula helyett az utólagos rétegzés alkalmazása is nagyon jelentős előre-

lépés lenne. Nincs másról szó, mint a rétegzés következetes alkalmazásáról, amihez az önsúlyozás helyett a tényleges súlyokat kell használni. Ez mind az adatok, mind a számítástechnika szempontjából valamelyes többletmunkát jelent, viszont határozottan állítható, hogy a becslést javítja. Ez önmagában igen jelentős lépés lenne, ami egyben a szintetikus módszerek alkalmazását is megkönnyítené, mivel az ahhoz szükséges rétegzés és súlyrendszer már készen állna. Csupán a területi egységek javított jellemzőit kellene a megfelelő cellákba „beírni”.

Külön problémát jelent az egyes módszerek hatékonyságának, a megbízhatóság javulása mértékének megállapítása. Amennyiben bizonyos időközönként van teljes körű felvétel, az nagyon megkönnyíti a hibaszámítást, a szükséges paraméterek becslését. Ha nincs, a helyzet bonyolultabbá válik, s matematikailag sem egyszerű formulák alapján állapítható meg, hogy az egyik vagy a másik módszer miként javította az egyszerű közvetlen becslés megbízhatóságát.

A módszerek közötti válogatás meglehetősen számítástechnika-igényes, mert általában több változat kipróbálására van szükség, mielőtt eldönthetnénk, hogy melyiktől várható a legjobb eredmény. A hibaszámítás még további számítástechnikai problémákat okozhat. Amennyiben viszont valamelyik módszer alkalmazása rutinná válna, a munka egyszerűen részét képezhetné a rendszeresen havonta, negyedévenként ismétlődő feldolgozásoknak.

Magyarországon számos olyan nem teljes körű folyamatos statisztikai adatgyűjtés van, amelyik csak az egész országra vagy esetleg Budapest–vidék részletezésben ad megbízható adatot. Az itt vázolt módszerek sok esetben alkalmazhatók lennének a megyei adatok meghatározásánál. Település szintű adatok meghatározása viszont nem vagy csak nagyon speciális esetben látszik lehetségesnek.

Meg kell jegyezni, hogy például a szintetikus módszer alap gondolata a statisztikai munkában sok esetben teljesen természetesen, „öszönösen” érvényesül olyan esetben, amikor valamit „inputálunk”. Hiányzó információt olyannal közelítünk, amely nagyon hasonló tartalmú, s jól jelzi a kérdéses változást (például áralakulást vagy volumenfolyamatokat).

Ahhoz, hogy az itt ismertetett, más országokban több-kevesebb sikerrel alkalmazott módszerekről határozott véleményt alkossunk, csak a magyarországi tapasztalatok segíthetnek hozzá. Szűk körben már elkezdődtek ilyen kísérletek a szintetikus módszer egyszerű változatának használhatóságáról. A különböző szakmai, valamint a módszertani kérdésekben és számítástechnikában járatos szakemberek összefogásával ki kellene szélesíteni e módszertani kísérleteket. Mindenképpen jelentős eredmény volna, s a további kísérleteket is elősegítené, ha első lépésként a rétegzést minden olyan esetben, amikor csak feltételei megvannak, következetesen alkalmazzák.

РЕЗЮМЕ

Автор исследует вопрос о том, каким образом можно осуществлять детализацию наличной информации во времени, пространстве и внутренней структуре и, соответственно, в случае надобности повышать достоверность оценок.

Таковыми проблемами являются например определение перемен в период между двумя переписями, или оценка областных признаков на основании общей выборки, содержащей достоверные результаты относительно страны в целом. Известен ряд методов, которые с помощью дополнительной информации и, соответственно, условий позволяют улучшить достоверность оценок.

Регрессивная техника дает хорошие результаты особенно тогда, когда имеются внешние информации, т. н. симптоматические переменные, движение, структура которых походит на обследуемое явление и взаимосвязь может быть выражена в цифрах.

Наиболее типичным видом т. н. оценок небольших зон является синтетическая оценка. Ее сущность заключается в использовании внутренних взаимосвязей районированного по многим точкам зрения множества. Основа оценки состоит в том, что глубоко районированные параметры парциальных зон (которые оценены менее достоверно на основании первоначальной выборки) могут быть улучшены, если мы на основании информации выборки относительно регионов или всей территории страны модифицируем их, а затем, используя фактические веса районов, произведем оценку. Благодаря этому сократится рассеяние оценки, но возрастет искаженность. Если влияние этих двух противоположных по направлению факторов является благоприятным, то есть рост искажения является меньшим, чем сокращение рассеяния, мы получим улучшение оценки.

Интенсным методом оценки является также и основывающийся на структурной постоянности т. н. метод SPREE.

Автор в своем очерке подробно излагает упомянутые методы.

SUMMARY

The study deals with the methods of specifying the available information in time, space and inner structure, moreover it deals with the question how the reliability of the forecasts can be improved if necessary.

These problems are for instance the follow-up of the inter-census changes or the estimation of criteria by counties using a sample which provides significant results for the country as a whole. There are several well known methods by means of which the reliability of estimates can be improved through additional information or hypotheses.

Regression methods may provide good results especially in cases when exogenous information, so-called symptomatic variables are available, the changes and structure of which is similar to those of the phenomenon investigated, if the correlation can be quantified.

The most typical case of the so-called small area estimation is the synthetic estimation. It is based on the use of the inner connections of a population stratified from several aspects. The in-depth stratified parameters of small areas – which can be estimated less reliably on the basis of the original sample – can be improved through revising them according to new information referring to certain regions or the whole country, and using actual weights of the strata. By this means the variance of the estimation decreases while the bias increases. In the case if the effect of the two contrasting factors is favourable, i. e. the increase of the bias is lesser than the decrease of variance, the estimation has improved.

The so-called SPREE method is also an interesting method of estimation based on structural stability.

The details of the methods mentioned above are largely discussed by the author.

AZ INTENZITÁSI VISZONYSZÁMOKKAL MÉRT ÁTLAGOKRÓL

DR. ERTL ISTVÁN

A statisztika által mért egyes jelenségeket, például a reáljövedelmek alakulását, az áremelkedéseket stb. a közvélemény a statisztikai adatoktól többé-kevésbé eltérő, *szubjektív módon* ítéli meg. Ezzel az ellentmondással tudományos igényű vizsgálatok foglalkoznak.

Az olyan intenzitási viszonyszámoknál, amelyeknél a számlálóban „fő” (lakos, tanuló stb.) vagy „fő” is van, ilyen például a tömegközlekedés zsúfoltságának mutatószáma,¹ szintén elválílik egymástól a szakemberek hivatalos megítélése és a társadalom ítélete. A szakembereken kívül kevesen hinnék el például, hogy a MÁV vonatjainak a zsúfoltsága csekély, az átlag szerint álló utas nincs is, az ülőhelyeknek a fele sem foglalt, a budapesti villamosközlekedésben pedig az állóhelyeket is tartalmazó férőhelyeknek átlagosan kevesebb mint 30 százaléka foglalt csupán. Az utasok tapasztalatai lényegesen nagyobb zsúfoltságra engednek következtetni.

A hivatalos és az érdekeltek által kialakított megítélés között különösen akkor van különbség, ha a kérdéses intenzitást kialakítók ténylegesen együtt megjelenve érzékelik egymást, mint például a zsúfoltságot kialakító utasok, az osztálylétszámot alakító tanulók stb. Kevésbé érzékletes a kétféle megítélés eltérése, ha az érdekeltek nem együtt megjelenve alakítják a kérdéses intenzitást, például az egy körzeti orvosra jutó lakosok átlagos számát, hiszen ezt az intenzitást csak áttételesen, mondjuk a rendeléseken egy időben várakozók számán át érzékelhetik többé-kevésbé, és nem is a lakosok, hanem a betegek. Az intenzitások e két csoportja között a következőkben módszertanilag nem teszünk különbséget, hanem csak az elemzésben.

E tanulmányban azt bizonyítom, hogy az említett publikált intenzitási viszonyszámok igaz volta ellenére a közvéleménynek is igaza van. Ezen viszonyszámok módosított képzésére olyan módszert javaslok, amellyel számszerűsíteni lehet a társadalom érintett csoportja (utasok, lakosok, tanulók stb.) által érzékelt intenzitás átlagos értékét.

Le kell szögezmem, hogy nem a hagyományos viszonyszámok elvetését javaslom. Ezek a mérés pontosságának határain belül igazak, a különféle számításokban jól használhatók. Figyelembe kell azonban vennünk, hogy mellettük létezik egy másik adatsor, amelyik a társadalom megítélését jobban tükrözi. Külön figyelemre méltó, hogy az utóbbi adatok változásának nagysága és iránya nem feltétlenül esik egybe a megfelelő hagyományos viszonyszámokéval, és ebből a bekövetkezett

¹ Az utaskilométer és a férőhely-kilométer hányadosa.

vagy a tervezett változások, beavatkozások helyességéről lényeges következtetéseket vonhatunk le.

A JAVASOLT MUTATÓSZÁM KÉPZÉSÉNEK MÓDJA

Bizonyos problémák felismerésében könnyen eligazíthat bennünket, ha az inkább csak elméletileg lehetséges, szélső esetekből indulunk ki. Tételezzük fel tehát, hogy valamilyen nagyságú férőhely-kilométert az utasok 100 százalékosan igénybe vesznek, ugyanannyi másutt vagy máskor felkínált férőhely-kilométert pedig egyáltalán nem vesznek igénybe. Ha most a megtelt és az üres járművek zsúfoltságát együtt vizsgáljuk, a hagyományos zsúfoltsági mutató 50 százalékos értéket mutat. Ezzel szemben kivétel nélkül minden utas joggal állíthatja, hogy 100 százalékos zsúfoltsági körülmények között utazott. Mindkét értékelés a maga szempontjából igaz.

Ez látszólagos paradoxon, amely könnyen magyarázható. A külső szemlélő, például a közlekedési vállalat valóban a hagyományosan mért zsúfoltságot állapíthatja meg. Az utasok azonban belső szemlélők, az egyes járművek nagy zsúfoltságát viszonylag sokan – dinamikus értelemben sok utaskilométer teljesítése közben –, a járművek kevéssé megtelt állapotát viszonylag kevesen, illetve kevés utaskilométer megtétele alatt tapasztalják, a példa szerinti ürességet pedig éppen senki sem tapasztalja, pedig ez is előfordulhat.

A példa elvezethet ahhoz a felismeréshez, hogy kiszámítható a kérdéses intenzitási viszonzszámnak az érdekeltek (utasok, lakók, tanulók stb.) által érzékelt átlagos nagysága is. E módszer egyenértékű azzal az eljárással, mintha az érdekelteket megkérdeznénk az általuk tapasztalt – és feltételezzük, hogy általuk számszerűen is kifejezhető – intenzitási viszonzszámok nagyságáról, majd ezeket a számokat átlagolnánk.

Ha n megfigyelési egységünk közül az i -edik megfigyelési egységben az érdekeltektől „fők” száma e_i , az általuk tapasztalt intenzitás nagysága pedig z_i , akkor az intenzitásnak az érintettek által tapasztalható átlagos nagysága (z_e) súlyozással számítható:

$$z_e = \frac{\sum_{i=1}^n e_i z_i}{\sum_{i=1}^n e_i} \quad /1/$$

Itt azon z_i hagyományos intenzitási viszonzszámokról van szó, amelyeknek képzése során a számlálóban az érintettek e_i számát szerepeltetjük, a nevezőben pedig a megfigyelési egység valamilyen h_i ismérvének adata (férőhely-kilométer, a terület nagysága stb.) szerepel. Az i -edik megfigyelési egységre vonatkozóan

$$z_i = \frac{e_i}{h_i} \quad /2/$$

Ezt behelyettesítve az /1/ képletbe, és az összegezés állandó határait tovább nem jelölve

$$z_e = \frac{\sum e_i \frac{e_i}{h_i}}{\sum e_i} = \frac{\sum \frac{e_i^2}{h_i}}{E} \quad (E = \sum e_i) \quad /3/$$

A tárgyalt intenzitási viszonyszámok z átlagos értékét ezzel szemben hagyományosan a következőképpen képezzük:

$$z = \frac{\sum e_i}{\sum h_i} = \frac{E}{H} \quad (H = \sum h_i) \quad /4/$$

A hagyományos, z típusú viszonyszámok számításakor gyakran használunk súlyozott formákat, éspedig ha részviszonyszámokból indulunk ki. Az összegezés határait is jelölve:

$$z = \frac{\sum_{i=1}^k f_i z_i}{\sum_{i=1}^k f_i}$$

Ez esetben az f_i súlyok azonosak a z_i részviszonyszámok számítására használt /2/ formulájú tört h_i nevezőjével. Ha például a megyei népsűrűség adataiból kívánjuk az ország népsűrűségét számítani, akkor az egyes megyék népsűrűségét szorozzuk a megyék területével mint súlyokkal, majd e szorzatok összegét osztjuk az összegezett súlyokkal. Viszont a súlyokat jelentő területekkel történt az egyes megyék népsűrűségének a kiszámítása is.

A z típusú mutatószámok képzésekor a részviszonyszámokat nem a nevezővel, hanem a számlálóval súlyozzuk, z_e értéke éppen ezért különbözik z értékétől. Mindemmellett a számítások egyszerűsítése indokolhatja, hogy a számlálóval súlyozott, z_e típusú mutatószámok számításakor tovább súlyozunk, ha jelentős számban vannak olyan megfigyelési egységek, amelyekben nem csupán az intenzitás azonos nagyságú, hanem az érzékelő „fők” száma is azonos. Ilyenkor az f_i súlyok az azonos intenzitású és azonos „fő” számmal bíró megfigyelési egységek darabszámait, illetve gyakoriságait, és az /1/, illetve a /3/ képlet a következő súlyozott formát veszi fel:

$$z_e = \frac{\sum_{i=1}^k f_i e_i z_i}{\sum_{i=1}^k f_i e_i} = \frac{\sum_{i=1}^k f_i \frac{e_i^2}{h_i}}{\sum_{i=1}^k f_i e_i}$$

ahol:

$$\sum_{i=1}^k f_i e_i = \sum_{i=1}^n e_i = E$$

A súlyozott forma alkalmazására példa lehet a tanulócsoporthoz tartozók létszáma tanulók által érzékelt országos átlagának számítása, amikor az azonos létszámú osztályok darabszámait jelentik a súlyokat. Ez egyébként arra a sajátos, de nem ritka esetre is példa, hogy minden megfigyelési egységben $h = 1$, azaz minden tanulócsoporthoz külön megfigyelési egység. Ilyenkor

$$z_i = \frac{e_i}{1} = e_i \quad z_e = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{\sum_{i=1}^n e_i}$$

illetve súlyozott formában

$$z_e = \frac{\sum_{i=1}^k f_i e_i^2}{\sum_{i=1}^k f_i e_i}$$

A javasolt z_e mutatószám előállítható úgy is, mint a reciprokok intenzitás harmonikus átlagának olyan reciproka, melyet az érzékelők e_i számával súlyoztak. Ugyanis

$$\frac{1}{z_e} = \frac{\sum e_i}{\sum e_i \frac{e_i}{h_i}} = \frac{\sum e_i}{\sum e_i \frac{1}{\frac{h_i}{e_i}}} \quad |5/$$

amely összefüggésből z_e már könnyen számítható.

A HAGYOMÁNYOS MÓDSZERREL SZÁMÍTOTT ÉS A JAVASOLT MUTATÓSZÁMOK ÖSSZEHASONLÍTÁSA

Állítjuk, hogy $z \leq z_e$, vagyis

$$\frac{E}{H} \leq \frac{\sum \frac{e_i^2}{h_i}}{E}$$

illetve

$$\frac{E^2}{H} \leq \sum \frac{e_i^2}{h_i} \quad |6/$$

A bizonyítást az egyszerűség kedvéért végezzük el az $n = 2$ esetre. Tetszőleges n -re a bizonyítás hasonlóképpen történhet. A /6/ relációt $n = 2$ esetre írjuk fel a következő formában:

$$\frac{(e_1 + e_2)^2}{h_1 + h_2} \leq \frac{e_1^2}{h_1} + \frac{e_2^2}{h_2} \quad |7/$$

Közös nevezőre hozva, azt elhagyva és a bal oldalon a négyzetreemelést végrehajtva:

$$e_1^2 h_1 h_2 + 2e_1 e_2 h_1 h_2 + e_2^2 h_1 h_2 \leq e_1^2 h_1 h_2 + e_1^2 h_2^2 + e_2^2 h_1^2 + e_2^2 h_1 h_2$$

Ebből:

$$2e_1 e_2 h_1 h_2 \leq e_1^2 h_2^2 + e_2^2 h_1^2$$

Legyen

$$e_1 h_2 = a, \quad e_2 h_1 = b$$

akkor

$$2ab \leq a^2 + b^2$$

Alakítsuk át ezt a formulát egyenlőséggé a következőképpen:

$$2ab = a^2 + b^2 + (a-b)(b-a)$$

Mivel a és b esetünkben csak nem negatív szám lehet, az $(a-b)(b-a)$ szorzat előjele nem lehet pozitív, tehát a bizonyítani kívánt tétel igaz.

Egyébként a $z \leq z_e$ reláció két esetben jelenthet egyenlőséget, ha:

a) $n = 1$, azaz egyetlen megfigyelési egységünk van (ekkor mind z , mind pedig z_e képletében az összegezés elmarad);

b) az egyes megfigyelési egységeken mért intenzitások azonos értékűek, azaz

$$\frac{e_1}{h_1} = \frac{e_2}{h_2} = \dots = \frac{e_n}{h_n} = \frac{E}{H} = z = c$$

akkor ugyanis:

$$z_e = \frac{\sum e_i c}{\sum e_i} = \frac{c \sum e_i}{\sum e_i} = c = z$$

Formulába foglalva, a javasolt és a hagyományos mutatószámok z_k különbsége a következő:

$$z_k = z_e - z$$

Mint hogy z kifejezhető az e_i értékek \bar{e} számtani átlagának és a h_i értékek \bar{h} számtani átlagának hányadosaként is, írható, hogy

$$z_k = \frac{\sum e_i \frac{e_i}{h_i}}{\sum e_i} - \frac{\bar{e}}{\bar{h}}$$

ebből

$$z_k = \frac{\sum e_i \frac{e_i}{h_i} - \frac{\bar{e}}{\bar{h}} \sum e_i}{\sum e_i} = \frac{\sum e_i \left(\frac{e_i}{h_i} - \frac{\bar{e}}{\bar{h}} \right)}{\sum e_i}$$

A számlálóban levő különbséget d_i -vel jelölve

$$z_k = \frac{\sum e_i d_i}{\sum e_i} \quad |8/$$

Ez a képlet szemléletesen is megfogalmazható. Az intenzitást kialakító személyek a hagyományosan mért átlagos intenzitásnál annnyival nagyobb intenzitást érzékelnek átlagosan, amennyi az egyes megfigyelési egységek átlagoshoz mért intenzitáskülönbségeinek az érzékelők számával súlyozott átlaga.

Vizsgáljuk tovább a /8/ képlet számlálóját.
Állítjuk, hogy

$$\sum e_i d_i = \sum d_i^2 h_i$$

azaz

$$\sum e_i \left(\frac{e_i}{h_i} - \frac{\bar{e}}{\bar{h}} \right) = \sum \left(\frac{e_i}{h_i} - \frac{\bar{e}}{\bar{h}} \right)^2 h_i$$

A kijelölt műveleteket elvégezve

$$\sum \frac{e_i^2}{h_i} - \sum \frac{e_i \bar{e}}{\bar{h}} = \sum \frac{e_i^2}{h_i^2} h_i - 2 \sum \frac{e_i \bar{e}}{h_i \bar{h}} h_i + \frac{\bar{e}^2}{\bar{h}^2} \sum h_i$$

E formulát egyszerűsítve, átrendezve, valamint E és H korábbi jelöléseket ismét bevezetve

$$\frac{\bar{e}}{\bar{h}} E = \frac{\bar{e}^2}{\bar{h}^2} H,$$

illetve

$$E = \frac{\bar{e}}{\bar{h}} H$$

és ebből

$$\frac{E}{H} = \frac{\bar{e}}{\bar{h}}$$

Ezen igaz egyenlőségből következik, hogy állításunk igaz. Így tehát felírható, hogy

$$z_k = \frac{\sum d_i^2 h_i}{\sum e_i}$$

Ha minden i -re $h_i = 1$, akkor z_k képlete tovább egyszerűsödik, és felírható az eltérésnégyzetek helyett a szórásnégyzetek (σ^2) ismert fogalmának segítségével is:

$$z_k = \frac{\sum_{i=1}^n d_i^2}{\sum_{i=1}^n e_i} = \frac{n\sigma^2}{\sum_{i=1}^n e_i}$$

A számtani átlagtól való eltérés (d_i), illetve ezen eltérések négyzetének szerepe a képletekben világosan mutatja, hogy z_k , illetőleg z_e konkrét értékeinek kialakításában milyen szerepet játszik a megfigyelési egységeken mérhető intenzitások szóródásának hatása.

A hagyományos z viszonzszám független a szóródástól.

A JAVASOLT MUTATÓSZÁMOKNAK MINT FÜGGVÉNYEKNEK A VISELKEDÉSE

Vessük össze a javasolt z_e mutatószám mint függvény /1/ alatti és a hagyományos z viszonyszám mint függvény /4/ alatti formáját! Vegyük észre, hogy míg a hagyományos z függvénynek két független változója van (E és H), a z_e függvény független változóinak a száma viszont $2n$ (a független változók: e_1, e_2, \dots, e_n és h_1, h_2, \dots, h_n), illetőleg n , ha minden i -re $h_i = 1$. Így a kétféle függvény a független változók eltérő száma miatt lényeges tulajdonságokban különbözik egymástól.

1. A függvény értékének függése a belső struktúrától

A vizsgált intenzitások hagyományos z viszonyszámainak konkrét értéke független attól, hogy milyen megfigyelési egységet választunk. Közömbös például, hogy az egy tanulócsoporthoz jutó tanulók számának országos átlagát úgy határozzuk-e meg, hogy az egyes tanulócsoporthoz jutó tanulók számát csak országos szinten adjuk össze, és osztjuk az ország tanulócsoporthoz jutó tanulók számával, vagy az egyes megyék tanulóinak számát összegezzük, és osztjuk a megyékben levő tanulócsoporthoz jutó tanulók számának összegével.

A z típusú mutatók konkrét értéke viszont függ a megfigyelési egységek megválasztásától is. Különböző z_e értékekhez jutunk, ha ugyanazt a sokaságot eltérő struktúra szerint vizsgáljuk. E jelenség egy különös esetére már rámutattunk, ugyanis ha egyetlen megfigyelési egységünk van, akkor $z_e = z$.

Minél jobban tagoljuk ugyanazt a sokaságot, annál nagyobb z értéket kapunk. E jelenséget bizonyítja a $z \leq z_e$ reláció bizonyítására közölt levezetés továbbgondolása. Az $n = 2$ esetre vonatkozó /7/ bizonyított reláció jobb oldala ugyanis két tagból áll, és ha ezek közül az egyik, például a második tag tényezőit ismét felosztjuk két részre:

$$e_2 = e_{21} + e_{22}, \quad h_2 = h_{21} + h_{22},$$

akkor a felosztott tagra nézve ugyanazt a bizonyítandó relációt írhatjuk fel, amit már bizonyítottunk, azaz

$$\frac{e_2^2}{h_2} \leq \frac{e_{21}^2}{h_{21}} + \frac{e_{22}^2}{h_{22}}$$

Ezzel már $n = 3$ és további esetekre is bizonyítottuk állításunkat.

A struktúrák nemcsak akkor különböznek egymástól, ha ugyanazt a sokaságot különféle darabszámú részre osztjuk, hanem azonos darabszámú, de különböző nagyságú részre bontva is. Nem azonos például a zsúfoltság vizsgálati struktúrája akkor, ha ugyanazon vizsgált hálózat forgalmát 12 vonalra, illetve 12 hónapra bontjuk. Algebrailag ugyanis, ha

$$e_{11} + e_{12} + \dots + e_{1n} = e_{21} + e_{22} + \dots + e_{2n}$$

$$h_{11} + h_{12} + \dots + h_{1n} = h_{21} + h_{22} + \dots + h_{2n},$$

továbbá bármely i -re

$$e_{1i} \neq e_{2i}, \quad h_{1i} \neq h_{2i},$$

akkor

$$\frac{e_{11}^2}{h_{11}} + \frac{e_{12}^2}{h_{12}} + \dots + \frac{e_{1n}^2}{h_{1n}} \neq \frac{e_{21}^2}{h_{21}} + \frac{e_{22}^2}{h_{22}} + \dots + \frac{e_{2n}^2}{h_{2n}}$$

Ha ugyanazon sokaságot eltérő struktúrában vizsgálva különböző eredményekhez jutunk, joggal merül fel a kérdés, van-e létjogosultsága a módszernek? Tudjuk-e egyáltalán az egyes sokaságokat olyan differenciálás szerint vizsgálni, hogy az eredmények valóban az érdekeltek átlagos ítéletét, benyomásait tükrözzék?

Elvileg mindkét kérdésre határozott igennel felelhetünk, csak helyesen kell megválasztanunk a megfigyelési egységeket. Ebben azonban a felvétel technikai lehetőségei korlátozhatnak bennünket. Természetesen, ha az érdekeltek csak nagyon áttételesen, nehezen megfogalmazható módon érzékelnek valamely intenzitást, mint például a lakosság az országos népsűrűséget, akkor nem annyira az a feladat, hogy az érdekeltek átlagos véleményét számszerűsítsük, hanem az a vizsgálandó, hogy a z_e mutatószám mond-e valami egyebet, figyelemmel arra, hogy z_e érzékeny a részintenzitások szóródására.

Közelítsük meg a kérdést gyakorlati példákkal.

Ha a tanulócsoporthoz létszámának a tanulók által érzékelt országos átlagára vagyunk kíváncsiak, a megfigyelési egységek nem lehetnek a megyék, a járások, sőt az iskolák sem, hanem csak a tanulócsoportok. A hagyományosan mért átlagnál nagyobb lesz ugyan a megyei átlagokból számított országos átlag, de ez utóbbinál is nagyobb lesz a tanulócsoportok adataiból közvetlenül kiszámított országos átlag, és ez a helyes, a tanulók átlagos tapasztalatait tükröző érték. Természetesen az iskolák, járások, megyék is számíthatnak átlagot, de az aggregáltabb szinteken nem az alacsonyabb szintek átlagából kell elvégezni a számítást, hanem minden szinten a tanulócsoportok létszámából.

Bonyolultabb a zsúfoltság vizsgálata a tömegközlekedésben. Míg egy-egy tanulócsoport létszáma a vizsgálat időpontjában pontosan megadható, a zsúfoltságot időtartamra (évre, hónapra stb.) vonatkoztatjuk, és ez időtartam alatt a zsúfoltság a hálózat vonalain, vonalszakaszain, tehát helytől függően, de időben is változik. Elvileg a legreálisabb megfigyelési egység az egyes járművek útja az utascserét megengedő két szomszédos megállás között. Ezen megfigyelési egységen belül a zsúfoltság ugyanis éppen úgy nem változik, mint egy tanulócsoport létszáma a vizsgált időpontban. Még így is felmerülhet azonban a kérdés, hogy mit értünk járművön a szerelvények esetében: az egész szerelvényt vagy a szerelvényt alkotó egyes kocsikat? Ezt a felvétel technikai lehetőségei szabják meg; könnyebb az egész szerelvény megfigyelése. A kocsik megfigyelése esetén z_e mutató nagyságára az is hatással van, hogy az utasok hogyan oszlanak meg a szerelvény egyes kocsijai között. Sőt, a mutató figyelembe tudja venni azt is, hogy az utasok hogyan oszlanak meg egy kocsin belül is, azaz a peronok, a kocsi belső része, fülkái között, ha a megfigyelés ebben a bontásban történik. Ilyen igényt azonban legfeljebb különleges vizsgálatok esetén támaszthatunk.

A mondottakat szemléltetik a táblában foglaltak. A tábla felső része egy három kocsiból álló szerelvény négy állomásközben megtett útjára vonatkozó, a zsúfoltságra jellemző adatokat tartalmazza. A kocsinkénti és állomásközönkénti struktúrában végzett számítás vezet a legmagasabb z_e értékhez. A kocsinkénti bontásban végzett vizsgálat a hagyományos z mutatónál alig valamivel nagyobb z_e értékhez vezet, mert a példában az utasok az egyes kocsikban viszonylag egyenletesen oszlanak el. A vonat útja során a zsúfoltság egyre csökken, így az állomásközön-

kénti bontású elemzés az erősen szóródó z_i mutatók miatt viszonylag nagy z_e értékhez vezet.

Egy három kocsiból álló szerelvény négy állomásközben megtett útjára vonatkozó zsúfoltsági számítások

A kocsi jele	Az állomásköz sorszáma	Utaskilométer (e_i)	Férőhelykilométer (h_i)	$z_i = \frac{e_i}{h_i}$	$\frac{e_i^2}{h_i}$	$z_e = \frac{\sum \frac{e_i^2}{h_i}}{\sum e_i}$
Kocsinként és állomásközönként						
a . . .	1.	600	600	1,00	600	0,6796
	2.	490	700	0,70	343	
	3.	240	800	0,30	72	
	4.	140	700	0,20	28	
b . . .	1.	540	600	0,90	486	
	2.	504	700	0,72	363	
	3.	320	800	0,40	128	
	4.	147	700	0,21	31	
c . . .	1.	630	720	0,88	554	
	2.	560	840	0,67	375	
	3.	400	960	0,42	168	
	4.	70	840	0,08	6	
Összesen		4641	8960	0,5180	3154	
Kocsinként						
a . . .	1-4.	1470	2800	0,52	771	0,5184
b . . .	1-4.	1511	2800	0,54	815	
c . . .	1-4.	1660	3360	0,49	820	
Összesen		4641	8960	0,5180	2406	
Állomásközönként						
a-c . .	1.	1770	1920	0,92	1632	0,6738
a-c . .	2.	1554	2240	0,69	1078	
a-c . .	3.	960	2560	0,37	360	
a-c . .	4.	357	2240	0,16	57	
Összesen		4641	8960	0,5180	3127	

A népsűrűség z_e mutatószáma céljaira nem lehet helyes megfigyelési egységet definiálni, hiszen nem fogalmazható meg egyértelműen, hogy az egyes lakosok mely területre vonatkozóan szerzik „népsűrűségi tapasztalataikat”. A megfigyelési egységek mesterséges megválasztása, például a közigazgatási egységek szerinti megfigyelések viszont – mint látni fogjuk – a tendenciák érzékeltetését teszik lehetővé.

A megfigyelési egység helyes megválasztása speciális, de gyakori esetekben kritérium is adható. Azon esetekről van szó, amikor e_i -nek lehetnek 0-tól és 1-től különböző értékei is, és megfigyelési egységünk akkor a legjobban kiválasztott, ha minden i -re teljesül, hogy $h_i = 1$.

A tömegközlekedés zsúfoltságának megfigyelési egységéül nem választható az egy férőhely-kilométer, mert ha ezt választanánk, akkor ez vagy foglalt ($e_i = 1$), vagy üres ($e_i = 0$), és az így számított z_e értéke mindig 1 lenne, ami annak a tau-tológiának a kifejezése, hogy a foglalt helyek foglaltak. A zsúfoltság megfigyelésére tehát olyan megfigyelési egységet kell választani, amely férőhely-kilométerei-nek száma, $h_i = 1$.

A tanulócsoporthok átlagos létszámának helyes megfigyelési egységei viszont maguk a tanulócsoporthok, mert lehetnek, sőt biztosan vannak 0-tól és 1-től eltérő létszámú csoportok, és ekkor $h_i = 1$ bármely i -re nézve.

Le kell szögeznünk, hogy térbeli és időbeli összehasonlításra alkalmas z_e típusú mutatószámok csak azonos – standardizált – megfigyelési egységekkel számíthatók.

2. A függvény értékének függése belső és külső változásoktól

A vizsgált struktúra z függvény, illetőleg E és H értékét nem érintő, belső változásai változtatják z_e függvény értékét, és ez is a gyakorlati tapasztalatokkal egyezik. A hagyományos, z típusú zsúfoltsági függvény értéke például változatlan marad, ha néhány utas a zsúfolt vasúti kocsiból átmegy egy üres kocsiba, ezzel szemben z_e függvény reagál arra, hogy mind az átment utasok, mind pedig a zsúfolt kocsikban maradtak kevésbé zsúfoltan utaznak tovább.

Míg a hagyományos népsűrűségi mutatószám változatlan terület esetén csak lassan, a természetes szaporodásra reagál, a közigazgatási egységek adataiból képzett z_e mutatószám érzékeny a belső vándorlásra is. Ha a belső vándorlási folyamatok lényegét – szempontunkból sarkítva – fogalmazzuk meg, akkor a városokban egyre több ember érkezik egyre több embert, a falvakban viszont egyre kevesebb ember érkezik egyre kevesebb embert. Ezt az urbanizációs folyamatot a z_e mutatószám jól követheti. Megemlítem, hogy míg az 1976. év eleji országos népsűrűség négyzetkilométerenként 113,6 fő, a megyék és Budapest struktúrájában vizsgált országos z_e mutatószám értéke ennek hét és félszerese, négyzetkilométerenként 849,1 fő. (Ez távolról sem valami irreálisan nagy szám, hiszen Budapest ekkori népsűrűsége 3944,7 fő.) A helységekre bontott vizsgálat még lényegesen nagyobb sűrűséget adna.

Ha E és (vagy) H változik – ezt külső változásnak nevezhetjük –, akkor változik mind z , mind pedig z_e függvény értéke, de nem feltétlenül azonos mértékben és irányban. Ha például egy vonatba új utasok szállnak be, a hagyományos z mutató növekszik, és pedig attól függetlenül, hogy az új utasok melyik kocsiba szállnak be, z_e mutató értéke viszont attól függően is különböző mértékben fog változni, hogy az új utasok mely kocsikban növelték a zsúfoltságot. Sőt, ha az új utasok üres vagy nagyon kevésbé megtelt kocsiba szállnak, az egész vonatra vagy magasabb aggregációs szintre számított z_e értéke még csökkenhet is.

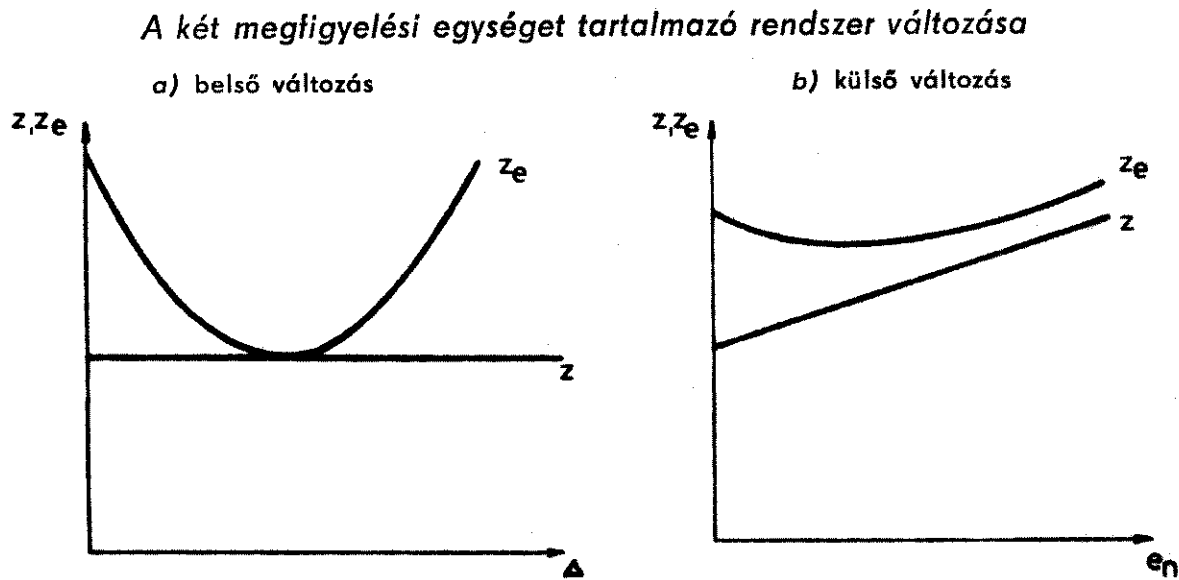
A triviális $z_e = z = 0$ abszolút minimum mellett értelmezhető a z_e függvény értéke belső és külső változásainak z -hez viszonyítva mért relatív szélső értéke, azaz z_k abszolút minimuma is, és pedig

$$\min z_e = z; \quad \min z_k = 0$$

Belső változás esetén a z_e relatív minimuma állandó, minthogy z független a belső változásoktól. Külső változás esetén változik z értéke is, így z_e lehetséges relatív minimuma is. Relatív minimum akkor mutatkozik, ha belső vagy külső változások a megfigyelési egységeken mérhető intenzitásokat kiegyenlítik. Parciális, csak egyetlen vagy néhány megfigyelési egységet érintő változással, minthogy ezek – értelmezhető kivételekkel – nem egyenlítik ki az összes megfigyelési egységen mérhető intenzitást, nem érhető el a relatív minimum, de parciális relatív minimum ekkor is létezik.

Minthogy z_e sokváltozós függvény, értékének változása csak egyszerűbb esetekben ábrázolható a síkban. Az első ábra két megfigyelési egységet tartalmazó

rendszer belső változását mutatja, ahogyan az egyik egységből Δ számú érzékelő kerül át a másik egységbe. A második ábra a parciális külső változásra jellemző; a vizsgált rendszerben csak egyetlen egységben van külső változás.



Abszolút maximum csak akkor van, ha a z_e függvény független változóinak értelmezési tartományában ilyen található. A zsúfoltság természetes abszolút maximuma ($z = z = 1$) például akkor mutatkozik, ha minden férőhely foglalt. Bizonyos intenzitások z értékének z -hez viszonyított relatív maximuma értelmezhető, ti. akkor, ha a h tényező pontosan meghatározott befogadóképességet (például férőhelykilométert) jelent. Nincs, illetve nem számítható relatív maximum, ha a h tényező nem befogadóképességet értelmez (például postahivatalok száma), vagy befogadóképesség-jellegű ugyan, de annak maximális értéke nem pontosan körülírt (például a népsűrűség számításához használt terület befogadóképessége). Jól meghatározható befogadóképesség esetén z_e relatív maximuma akkor állhat elő, ha a megfigyelési egységek befogadóképességének egyik része teljesen kihasznált, másik része teljesen kihasználatlan. Parciális relatív maximum is értelmezhető.

A z_e függvény változásainak a z függvény változásaitól eltérő mértéke módot ad arra, hogy a megvalósult vagy várható, illetve tervezett változásokat értékelni tudjuk: e változások valóban a kívánatos, a kedvezőbb irányba hatottak-e. A tömegközlekedési járművek forgalmának sűrítése például csökkenti a hagyományosan mért zsúfoltságot, éspedig attól függetlenül, hogy a nap melyik szakában történik a sűrítés, viszont a z mutató eltérően reagál, ha a sűrítés a csúcsforgalmi órákban, illetve a gyér utasforgalmú éjszakai órákban történik.

AZ ÁLTALÁNOSÍTÁS ÉS AZ ALKALMAZÁS KÉRDÉSEI

Közismert, hogy a szemléletesség, a vizsgált probléma jobb megközelítése dönti el, hogy két tényező melyikét szerepeltetjük az intenzitási viszonyszámok számlálójában, illetve nevezőjében. A népsűrűség reciprokának van szemléletes értelme, nevezetesen az egy főre eső átlagos terület nagysága. Nem használjuk viszont az átlagbér reciprokát, az egy forint bérre jutó dolgozók számát, bár formailag ez is intenzitási viszonyszámoknak tekinthető. Eddigi vizsgálatainkban olyan – zsúfoltság típusúnak nevezhető – intenzitásokról volt szó, amelyek viszonyszámában az érintett „fők” a számlálóban szerepeltek. Gyakran vizsgálunk azonban olyan intenzitásokat, amelyeknek nevezőjében szerepel a „fő” (átlagbér, egy főre eső reáljövedelem, fogyasztás stb.).

Felmerül a kérdés, hogy mi történik, ha azon intenzitási viszonyszámok reciprokából képezünk z_e típusú mutatókat, amelyeknek eredetileg a nevezőjében szerepel „fő” jellegű adat, tehát a reciprokok viszonyszámában a „fő” már a számlálóba kerül. Nos, az /5/ összefüggés bizonyítja azt is, hogy a reciprokok intenzitásokkal végzett számítások az eredeti intenzitásra vonatkozó z_e érték reciprokát adják eredményül, és ebből z_e könnyen megkapható. A reciprokok viszonyszámok z mutatójára érvényes mindaz, amit az eddigiekben vázoltunk. Például az egy forint bérre jutó dolgozók átlagos száma z_e szerint képezve nagyobb, mint z szerint, és ha most kiszámítjuk az eredmények reciprokát, akkor a z_e szerinti átlagbér kisebb, mint a z szerinti.

Jelenti-e ez azt, hogy az érintettek az átlagbér, reálbér stb. kisebb változását érzékelik, mint amennyit hagyományos módszerekkel kimutatunk? Erre a kérdésre nehéz válaszolni, annál is inkább, hiszen azt is nehéz megfogalmazni, hogy a saját bérüket kitűnően érzékelő dolgozók hogyan érzékelik a kisebb és még inkább az aggregáltabb kollektívák átlagbérét. Míg a zsúfoltság típusú viszonyszámokkal kapcsolatban elmondottak egybeesnek a köznapi tapasztalatokkal, az átlagbér típusú viszonyszámok z_e függvény szerinti viselkedése szemléletesen nehezen érzékelhető. Tendenciát viszont érzékelhetünk a z szerinti átlagbérszámításokkal is. Nevezetesen, ha az így nyert „átlagbér” közeledik a szokásos módon számított átlagbérhez, akkor a béregyenlősdi nyert teret, ellenkező esetben pedig a béreket erősebben differenciálták.

Felmerül az a kérdés is, hogy a z_e típusú, tehát a hagyományos intenzitási viszonyszámok számlálója szerint súlyozottan képzett mutatószámoknak van-e jelentőségük akkor, ha a vizsgált intenzitásokban egyáltalán nem szerepelnek az érzékelő „fők”, mint például a forint/darab, a forint/tonna, a liter/perc típusú intenzitásokban. Mint az előbbieken, most is csak azt állíthatjuk, hogy az így képzett z típusú mutatószámok érzékenyek a részintenzitások szóródására. Valószínűleg érdemes a további kutatásra, hogy a szóródásszámítás ismert módszerei mellett van-e létjogosultsága a z_e típusú mutatószámoknak.

A z_e mutatószámok gyakorlati kiszámítása nem okoz nehézséget, ha a helyesnek minősített megfigyelési egységek megfelelő adatait (például a tanulócsoporthoz létszámát) eredetileg egyébként is felméri. Ekkor csupán az adatokkal más műveleteket kell végezni, mint a hagyományos intenzitási viszonyszámok ugyanazon alapadatokra támaszkodó kiszámításakor.

Nehezebb a helyzet, ha a helyesnek minősíthető megfigyelési egység a hagyományosnál lényegesen kisebb, és a megfigyelés aprólékos, folyamatos felmérést igényel, mint például a zsúfoltság megfigyelése a helyesnek minősített megfigyelési egységek (a járművek útja az utascserét megengedő két szomszédos megállás között) bontásában. Ilyen mélységben legfeljebb szórványosan végezhető megfigyelések. Javíthat a helyzeten, ha kialakulnak azok a már régen kívánatosnak minősített készülékek, amelyek automatikusan rögzítik a járművek utasszámának, illetve utaskilometerének térbeli és időbeli alakulását. Természetesen aligha szerelhető fel minden jármű ilyen készülékkel, de a készülékes járművek a legkülönbözőbb viszonylatokról szerezhetnek be adatokat.

*

Egyes intenzitások viszonyszámának a számlálójában szerepel a kérdéses intenzitást kialakítóknak, egyszersmind érzékelőknek (lakosoknak, tanulóknak stb.) a száma. Ezen intenzitásoknak az érzékelők által átlagosan érzékelt nagysága bizonyíthatóan és az itt ismertetett módon kiszámíthatóan nagyobb, mint amennyit ha-

gyományosan kimutatunk. Ilyen intenzitás például a tömegközlekedési eszközök zsúfoltsága, a különböző olyan csoportok átlagos létszáma, amelyekben az érzékelők a megfigyelési egységekben összességükben egyidejűleg vannak jelen.

Az előbbiekhöz hasonló más intenzitásokat, mint például a népsűrűséget, az egy orvosra, az egy postahivatalra jutó lakosok számát, az érintettek csak nehezen megfogalmazható módon, áttételesen érzékelik. Ezeket illetően jelentősebb a javasolt mutatószámok azon tulajdonsága, hogy érzékenyek a részintenzitások szóródására, illetőleg a vizsgált sokaságon belüli olyan változásokra is, amelyeket a hagyományos viszonyszámok nem mutatnak ki. Sőt, a vizsgált sokaság egészét érintő, külső változásokra is eltérő mértékben és esetleg eltérő előjellel reagálnak a hagyományos és a javasolt mutatószámok. A két reakció összevetéséből megállapítható, hogy a bekövetkezett, várható vagy tervezett változások, beavatkozások valóban a kívánatos irányúak-e. Hasznosak lehetnek azon intenzitások reciprok fogalmával végzett számítások is, amelyeknek eredetileg a nevezőjében szerepel az érzékelők száma.

A javasolt mutatószámok arra is érzékenyek, hogy a sokaságot milyen struktúrában, milyen megfigyelési egységek szerint vizsgáljuk, ezért a megfigyelési egységek helyes megválasztása alapvető kérdés. Erre egyes esetekben pontos követelményrendszer adható. A javasolt mutatószámok a hagyományosokat nem teszik feleslegessé. Nyitva maradt az a kérdés, hogy a szóródásra érzékeny javasolt mutatószámok mi a jelentősége a szóródáásszámítás ismert módszerei mellett.

РЕЗЮМЕ

В числителе некоторых относительных величин интенсивности фигурирует численность образующих и одновременно ощущающих данную интенсивность (жителей, учеников и т. д.) лиц. В случае этих интенсивностей выражаемая данными факторами средняя величина доказательно и приводимым в настоящей статье образом является большей, чем это выражается традиционным способом. Такой интенсивностью является например переполненность средств массового транспорта.

Автор предлагает новый способ для образования относительных величин интенсивности. С помощью этого способа можно получить цифровое выражение средней величины интенсивности, ощущаемой данной группой общества.

Другие аналогичные интенсивности, так например плотность населения, численность населения в расчете на одного врача, на одну почтовую контору и т. д. затронутые лица ощущают только трудно выражаемым, косвенным образом. В их отношении является важным то свойство предложенных автором показателей, что они чувствительны к рассеянию частных интенсивностей и, соответственно, также и к таким изменениям внутри обследуемых совокупностей, которые не отражаются традиционными относительными величинами. Более того традиционные и предлагаемые показатели в различной мере, иногда и с различным знаком (плюс или минус) значениями реагируют на внешние изменения, касающиеся всей совокупности. На основании сопоставления двух реакций можно установить, имеют ли произведенные, ожидаемые или планируемые мероприятия действительно желательное направление.

Предлагаемые показатели чувствительны и к тому, в какой структуре, согласно каким единицам наблюдения производится обследование совокупности, в связи с чем выбор единиц наблюдения является основным вопросом. Для этого в конкретных случаях можно предоставить точные критерии. Предлагаемые показатели не исключают надобности в традиционных относительных величинах.

SUMMARY

The number of persons (inhabitants, students etc.) who simultaneously form and perceive the intensity in question are recorded in the numerator of the intensity ratio. It can be proved that the average measure of the intensity as perceived by the persons concerned is

definitively higher than it was traditionally shown. This assertion was demonstrated in the present study. Such an intensity is, for instance the crowdedness of the vehicles of mass transportation.

The author proposes a new method for calculating intensity ratios which enable the quantification of the average measure of intensity as perceived by the social groups concerned.

Other intensities, i.e. the density of population, the number of persons per physicians, per post offices, etc. are perceived by the persons concerned indirectly and can be expressed but with difficulties. In this connection the indicators proposed by the author are of particular importance as they are sensitive to the dispersion of partial intensities and/or to the differences within the population in question which are not reflected by the traditional ratios. Moreover, the traditional and the proposed indicators respond differently – as regards both the measure and direction – to the exogenous effects exerted on the population. Comparing these responses it can be pointed out that the changes or interventions either taking place or are anticipated or planned, respectively, are of the desirable direction or not.

The proposed indicators are sensitive to the structure and statistical units used of the surveys. Thus the appropriate definition of the units is of fundamental importance. In certain cases exact criteria can be provided for such purposes. The proposed indicators do not render superfluous the traditional ones.

A MATEMATIKAI PRAXEOLÓGIA KEZDETEI ÉS CLAUSEWITZ*

PERJÉS GÉZA

Pascal munkásságának jelentőségét a valószínűségelmélet történetében tulajdonképpen napjaink matematikai praxeológiájának fényében lehet igazán értékelni,¹ amint ezt *Coumet* francia tudós tanulmányában igen meggyőzően bizonyítja (13). Véleményünk szerint *Clausewitz* igazi jelentőségét is csak a mai, a döntés- és játékelméletre, a kibernetikára, az informatikára, a rendszerelméletre és más diszciplínákra támaszkodó katonai vezetéstudomány eredményei alapján lehet megítélni. (Lásd: (1), (5), (6), (12), (37).)

Referátumom első részében röviden áttekintem a valószínűségszámítás XVII–XVIII. századi eredményeit, azt az ismeretanyagot tehát, melyre *Clausewitz* támaszkodhatott.² Ezt követően tárgyalom *Clausewitz*nek azokat a gondolatait, melyekben megtalálhatók a mai matematikai praxeológia és a katonai vezetéstudomány csirái.

A VALÓSZÍNŰSÉGELMÉLET TÖRTÉNETÉNEK NÉHÁNY EPIZÓDJA A XVII–XVIII. SZÁZADBAN

Egy referátum keretei között valójában csak „epizódokat” emelhetek ki a valószínűségelmélet történetéből. Hiszen a kérdésnek csupán matematikai vonatkozásairól könyvtárnyi irodalom van, nem is említve filozófiai, ismeretelméleti, statisztikatörténeti, lélektani, társadalomtudományi és egyéb aspektusait. Ha viszont a kutatási anyag nagy terjedelme miatt egyébként sem lehet az összes szempontot kiegyensúlyozottan tárgyalni, akkor nyilvánvalóan megengedhetőnek tűnik, hogy ebben a körben különös hangsúlyt helyezzek a probléma statisztikatörténeti mozzanataira, melyeket *Pearson*nak nemrégiben megjelent műve kitűnően világít meg (24).

Még napjainkban is gyakran hangoztatott vélemény, hogy a valószínűségelmélet eredetét egy banális véletlennek köszönheti: a szerencsejátékos *de Méré*

* A tanulmány az MKT Statisztikai Szakosztályának Statisztikatörténeti Szakcsoportja 1982. május 18. és 20. között Debrecenben tartott XX. (jubileumi) vándorülésén elhangzott előadás alapján készült.

¹ A matematikai praxeológia kifejezést *Barbut* francia kutatótól kölcsönöztem. Ő a racionális emberi magatartást, a valószínűségek mérlegelésén alapuló döntést vizsgáló és elősegítő tudományokat foglalja össze ezen a gyűjtőnéven (4). Praxeológia (cselekvéstan) azóta létezik, mióta az ember bizonyos, a tapasztalatból merített szabályok, normák, eljárási módok alapján dönt és cselekszik. Matematikai praxeológiáról viszont csak attól kezdve beszélhetünk, mióta az ember döntését matematikai eszközökkel – elsősorban a valószínűségszámítással – alapozza meg. Egyébként a praxeológia kifejezést az egyes szerzők nem teljesen azonos értelemben használják.

² *Clausewitz* 1780-ban született és 1831-ben halt meg, tehát lényegében véve a valószínűségelméletnek *Laplace*-szal (1749–1821) véget érő korszakából származó műveket, illetve azok egy részét ismerhette.

lovag *Pascal*hoz fordult, hogy a kockadobás esélyeinek kiszámításánál legyen segítségére. Pascal – úgymond – a kombinatorika felhasználásával számolgatni kezdett, és ezzel vette kezdetét a valószínűségszámítás. Az igazság azonban az, hogy a kereskedő és jogász környezetben élő *Pascalt* a biztosításüggyel, az életjáradékkal, a közös vállalkozások nyereségének elosztásával kapcsolatos problémák indították el a valószínűségelmélettel való foglalkozásra (13).

Ezek a problémák viszont egy sokkal szélesebb és általánosabb kérdéskörbe torkolltak: miként viselkedjék, hogyan döntsön az ember bizonytalan helyzetben, tehát akkor, amikor információi hiányosak, a kínálkozó alternatíváknak csupán egy kis részét tekintheti át, de ezek következményeit sem ismerheti tökéletesen. A kockajáték esélyeinek kiszámítása pusztán a kombinatorikai bizonyítás eszköze volt *Pascal*nál, ez kitűnik ebből a matematikus meglepedését kifejező kijelentéséből: „... imígyen bizonyítja a matematika, hogy a kockajáték segítségével a bizonytalanság legyőzhető.” (Lásd: (13) 584–585. old.) Ez egyébként bizonyos fokig válasz részéről a korabeli teológusok aggályaira, akik a „bizonytalanság legyőzésében” az isteni gondviselésbe való eretnek beavatkozást láttak, pedig – írja *Pascal* – „Már Szent Ágoston is látta, hogy a tengeren, a háborúban stb. a bizonytalanság ellen kell dolgozni, de ő még nem ismerte a szabályokat, melyek szerint el kell járni.” (Lásd: (13) 585. old.)

Azt, hogy a valószínűségelmélet eredetét nem a szerencsejátékoknak köszönheti, hanem igen reális társadalmi és gazdasági kívánalmaknak, jól bizonyítja *Leibniz* példája is, aki a jog matematikai formalizálására törekedett. Rendkívüli nehézséget jelentett azonban számára az arisztotelészi „két értékű” logika, mely csak „igaz” és „hamis” állítást ismert, és a dolgok viszonylatainak kifejezésére sem volt képes, nem szólva a valószínűségről. Így írt erről: „Több alkalommal sürgettem a logika valamilyen új fajtájának kidolgozását, mely lehetővé tenné a valószínűség fokainak mérését is.” (Lásd: (3) 156. old.) Itt nem erről van szó – hangsúlyozza –, hogy kétségbe vonjuk az isteni akaratot, „mert e következtetési mód révén nem arra lyukadunk ki, hogy mit kell hinnünk, hanem arra, hogy mit kell tennünk”.³ Hozzá is fog a szimbolikus logika kidolgozásához, a munkát azonban nem tudja befejezni, eredményeit pedig a kutatás csak a XIX. század végén hozza felszínre. (Lásd: (32) 326–327. és 343–344. old.)

Nyilvánvalóan nem a véletlen műve, hogy nagyjából egyidőben azzal, hogy Franciaországban *Pascal* a „bizonytalanság” legyőzésének tudományát kezdi megalapozni, Angliában *Graunt* és *Petty* munkássága nyomán egy új tudomány, a politikai aritmetika indul fejlődésnek. A kiváltó ok ugyanis ugyanaz: a nekilendülő kapitalista vállalkozások igényeihez igazodó prognosztikai eljárások és módszerek kidolgozása. Bár a politikai aritmetikusok „szatócs aritmetikája” (shop arithmetics) nehezen vethető össze *Pascal* igen magas színvonalú és elegáns matematikájával, az általuk szolgáltatott bő terjedelmű statisztikai anyag azonban messzemenően alkalmasabb volt a valószínűségszámítás technikájának továbbfejlesztésére, mint a szerencsejátékok. Ez annál is inkább így volt, mert bármilyen kezdetleges volt is *Graunt* és *Petty* számítmódja, a születésekben és a halálozásokban, a nemek arányában, a népesség korösszetételében általuk kimutatott állandó statisztikai arányok és ezen arányok alapján végzett becsléseik felkeltették a matematikusok érdeklődését. Valójában a valószínűségszámítás XVII–XVIII. századi fejlődését előmozdító nagy matematikusok közül alig akad olyan, aki ne használta volna fel a politikai aritmetikusok statisztikai adatait (24).

³ Lásd (13) 585. old. (Szerző kiemelése.)

Érdekesen találkoznak össze Anna angol királynő házi orvosának, *Arbuthnotnak* munkásságában a valószínűségelmélet kombinatorikai, statisztikai és filozófiai elemei. A londoni fiú- és leányszületések 1629 és 1710 közötti arányát vizsgálva, kijelenti, hogy annak állandósága – 51 : 49 – nem lehet a véletlen műve, hanem Istené. Vizsgálataiban már alkalmazza a binomiális tételt, ugyanakkor újra kiadja *Huygens* 1657-ben megjelent „*De ratiociniis in ludo alea*” (Okoskodás a kockajátékban) című kombinatorikai művét. Ehhez írt előszavában olvashatjuk ezeket az igen figyelemreméltó sorokat: „Az ember bármely tevékenységének sikere magatartásától és a szerencsétől függ. Sokak szerint a szerencse olyan véletlentől függő esemény, mely megfelel kívánságainknak. Ennek ellenkezője a szerencsétlenség. Véletlennek olyan eseményeket nevezünk, melyek okát nem ismerjük. Nos, a legtöbb, amit a bölcs ember megtehet, hogy ügyeit a legkedvezőbb távoli (azaz ismeretlen, szerző megjegyzése) kedvező okokra alapozza, és ez egyformán érvényes a világ nagy dolgaira és a szerencsejátékokra.” Azt, hogy a kocka melyik felére esik majd, nem tudhatjuk, mert nem ismerjük az esését meghatározó erőket, azt azonban tudjuk, hogy valamelyik lapjára esnie kell: „épp ezért, a szerencse nem más, mint a művészet (azaz a valószínűségszámítás, szerző megjegyzése) hiánya. Nem marad tehát más hátra, minthogy arra az eseményre fogadjunk, amelynél a szerencse, következésképp a valószínűség, a legnagyobb... Meggyőződésem, hogy a valószínűség fokának kiszámítása nagyon hasznos és sokoldalú elmélkedéssé fejleszthető... a szerencsejátékokon kívül is...”, és mint már utaltam rá, a politika nem más, mint a valószínűségek mérése”. (Lásd: <24> 139–140. old.)

A tömegesen fellépő társadalmi jelenségek valószínűségelméleti vizsgálatának legelső nagy matematikus alakja a svájci *Jacob Bernoulli*, akinek „*Ars conjectandi*” (A találgatás művészete) című műve, halála után, 1713-ban jelent meg. A mű négy részből áll. Az első rész *Huygens* előbb idézett művét tartalmazza. A második rész a permutációt és a kombinációt tárgyalja, a harmadik részben pedig ezek alkalmazását a szerencsejátékokban. Könyvének legfontosabb – sajnos befejezetlen – része „*Usum et applicationem praecedentis doctrinae in civilibus, moralibus et oeconomicis*” címet viseli. Tehát, amint a címből is kitűnik, ebben a részben fette volna ki a kombinatorika alkalmazásának módszereit társadalmi, morális és gazdasági kérdésekben. Az ő nevéhez fűződik a nagy számok törvénye és az „*aequiprobabilitás*” elve, amit azután *Laplace* fejlesztett tovább. Ő használja először a görög „*sztochasztika*” (célzás, találgatás) kifejezést. Ezt írja művében: „Találgatni annyit jelent, mint valaminek a valószínűségét mérni: így a találgatás vagy a sztochasztika művészete nem más, mint a valószínűség legpontosabb mérése, aminek révén ítéleteinkben és cselekvéseinkben mindig a leghelyesebbet, a legbiztosabbat és a legkedvezőbbet választhatjuk. Ebből áll a filozófusok egész bölcsessége és a politikusok előrelátása.” (Lásd: <3> 158. old.)

A valószínűségszámítás következő nagy alakja *Abraham de Moivre*. Felfedezi a normáeloszlást, kiszámítja annak valószínűségi értékeit, és bevezeti a szórás fogalmát. Kiszámítva az $\bar{M} \pm \sigma$ által határolt terület nagyságát, eredményként 0,6827-et kap. Ezt a területet „*modulusnak*” nevezi. (Lásd: <24> 159–160. old.)

Bernoulli tételéből kiindulva megállapítja, hogy az a priori és az a posteriori megfigyelés – tehát az egyedi eset és a gyakoriság – közötti valószínűségi kapcsolat bizonyítja „az általános törvényszerűségek érvényesülését látszólag véletlen eseményeknél is”. (Lásd: <3> 163. old.) Az általa felfedezett normáeloszlás *Bernoulli* tételének inverze – tehát a gyakoriságból való következtetés az egyedi eset valószínűségére –, ennek gyakorlati alkalmazását azonban nem dolgozza ki.

A Bernoulli tétel inverz alkalmazásával *Thomas Bayes* foglalkozik újra. „An Essay Towards Solving a Problem in the Doctrine of Chances” című művét⁴ 1763-ban, halála után adja ki barátja, *Richard Price*. Bayes tételét egy fizikai kísérlet matematikai leírásával vezette le. A kísérlet abból állt, hogy egy négyzet alakú táblán golyókat gurított el, és megfigyelte, hogy azok milyen távolságra helyezkednek el az elsőként elgurított golyótól. Mint írja, az első golyó – tehát egy egyedi esemény – elhelyezkedésének valószínűségét meg lehet becsülni, ha helyét a többi golyó elhelyezkedésének gyakoriságához és a tábla méreteihez viszonyítjuk. (Lásd: (3) 165–166. old. és (24) 263. és köv. old.)

Price úgy foglalja össze Bayes levezetésének jelentőségét, hogy olyan módszert akart találni, mellyel ki lehet számítani valamilyen egyedi eset valószínűségét és azokat a határokat, melyek között elhelyezkedik, tehát a becslés hibáját. Így lehet fokozni az „analógiás vagy induktív következtetés” bizonyító erejét. Ilyen szempontból de Moivre módszere nem kielégítő, jelenti ki, mivel csak igen nagy számú megfigyelés esetén érvényes. (Lásd: (23) 135. old.)

Bayes levezetését később Laplace finomította, ezért is nevezik gyakran „Bayes–Laplace tételnek”. A tételnek kulcsszerepe van napjainkban a valószínűségszámításban és a matematikai praxeológia szinte minden ágában.

A Bayes tételhez hasonló fontossága van napjaink matematikai praxeológiájában a *Daniel Bernoulli* által felfedezett utilitás-elméletnek. Bernoulli rájött, hogy a szerencsejátékokban a nyereség vagy a veszteség pénzben mérhető objektív értékeléséhez bizonyos szubjektív mozzanat is járul, ez pedig a nyereséggel járó jó, illetve a veszteséget kísérő rossz érzés. Így, mikor az emberek játszanak, nem pusztán a pénzbeli veszteségnek, hanem valami másnak is a maximalizálására törekcsenek. Ezt a valami mást „morális reménynek” nevezte, szemben a pénzben kifejezhető és kiszámítható „matematikai reménnyel”. Elméletét a játékelmélet megalapítója, *von Neumann* fedezte újra fel, és Bernoulli „morális reményét” az „utilitás” kifejezéssel helyettesítette. (Lásd: (3) 173. old., (24) 275., 453. és 660. old., valamint (30) 118. és köv. old.)

A valószínűségelmélet XVII–XVIII. századi történetének tárgyalásánál nem lehet említés nélkül hagyni azoknak a gondolkodóknak a nevét, akik döntő fontosságú eredményeket értek el a valószínűség ismeretelméleti magyarázatában. Láthattuk már, Leibniz fogyatékosnak ítélte az arisztotelészi logikát. Mások viszont a megismerés bizonyosságát hirdető karteziánus filozófiát kezdték bírálni. Így például *John Locke* kijelentette, hogy mivel Isten nem engedi meg, hogy a dolgokat és kapcsolataikat „fényes napvilágnál” lássuk, azok nagy részét csak „félhomályban, mondhatnók csak a valószínűség fokán” ismerhetjük meg. Ezt még azelőtt írta le, hogy megismerkedett volna a newtoni fizikával, de meggyőződése azután sem változott meg, mondván, hogy az „csupán enyhíti a félhomályt”, de nem szünteti meg, így biztos megismerésre ezután sincs lehetőség. (Lásd: (3) 132. old.)

A newtoni fizika és filozófia ilyen értelmezésével azután gyakran találjuk szembe magunkat a XVII–XVIII. században. Például a holland *s’Gravesande* szerint a megismerés az analógia elvén alapszik, azon a feltevésen tehát, hogy a jövőben bekövetkező események hasonlítani fognak a múltban végbementekhez. Ennek a megismerésnek „bizonyossága” természetesen egészen más, mint amit a matematika nyújt, mégis ezeken az analógiás következtetéseken alapuló és a mindennapi életben érvényesülő valószínűségi ítéletek végeredményben a fizikára is vonatkoznak, mert megismerésünk itt sem érheti el a bizonyosat, csak a valószínűt.

⁴ Megjelent újra (23)-ban is.

A valószínűségi logika hangsúlyozásában *David Hume* ment el a legmesszebb. Szerinte semmilyen, még az induktív következtetés bizonyosságában sem hihetünk. A valószínűségek mérlegelésére vagyunk utalva tehát, de hogy ez a mérlegelés miként megy végbe agyunkban, nem tudjuk. A bizonyosság utáni vágy és a szkepszis együtt van jelen az emberi lélekben, és a kettő konfliktusát a „valószínű vélekedés” (probable belief) szüntetheti meg, „ami lelkünknek valamilyen csodálatos és megismerhetetlen ösztöne, és ami végig vezet minket az eszmék bizonyos láncolatán” a helyzetnek és a viszonyoknak megfelelően. A tapasztalásból nyert megismerési anyagot az emberi értelem valamilyen számítógéphez hasonlóan rendezi, azaz Hume – éppúgy, mint az enciklopédisták – a helyes okosodást kalkulusként fogta fel. E kalkulusz három követelménye: az események okainak ismeretlen volta; az események okainak egyforma ismeretelméleti súlya; az események determinált rendje. E három követelménynek alapvető jelentősége volt a valószínűségelmélet úttörőinél Bernoullitól Laplace-ig. Így ír erről Baker: „Ténylegesen Hume legnagyobb hozzájárulása a valószínű tudás logikájához az volt, hogy a racionális vélekedést beleillesztette a véletlen események matematikai modelljébe... Hume egyesítette a filozófusok és a matematikusok valószínűségét”. (Lásd: <3> 155. old.)

Jean le Rond D’Alembert is a logika kibővítését sürgeti: „Nagyon fontos, hogy a szigorú igazságot megkülönböztessük attól, ami csak valószínű, de ki is fejezzük ennek mértékét... Ilyeténképp a találgatás művészete (l’art de conjecture) a logika egyik ága, mely azonban nem kapta meg az őt illető helyét a logika szokásos keretei között”. Majd Locke-ra emlékeztető módon ezt írja: „Ha hozzászoktunk ahhoz, hogy állandóan a szigorú és abszolút igazságot keressük, érzékeink eltompulnak olyan dolgok iránt, melyek nem azok; az éles fényhez szokott szem nem észleli a gyenge megvilágítás fokozatait, és merő sötétséget lát ott is, ahol pedig van némi világosság”. (Lásd: <24> 523. old.)

Mint láttuk, a valószínűségelmélet úttörőit Pascaltól fogva az a hit töltötte el, hogy meg lehet teremteni a racionális emberi magatartás tudományát. Azt is láttuk azonban, hogy nem egy közülük élesen megkülönböztette egymástól a matematikában és a fizikában elérhető biztos tudást, az egyén és a társadalom életében elérhető valószínű tudástól. *Antoine Condorcet* ilyen szempontból semmi különbséget nem lát az egyes tudományok között, mert szerinte az erkölcsi és a politikai tudományokban épp olyan biztos tudásra lehet szert tenni, mint a fizikában. (Lásd: <24> 470. old.) Ettől a meggyőződéstől vezetve kezdi kidolgozni „társadalmi matematikáját” (mathématique sociale). Több művet írt a témáról, legjelentősebb ezek közül a halála után, 1805-ben megjelent „Éléments du calcul des probabilités, et son application aux jeux de hazard, à la loterie, et aux jugements des hommes” (A valószínűségszámítás elemei és alkalmazásuk a hazardjátékokban, a lottóban és az emberi ítéletben) című műve. Érdekesen – bár eléggé problematikus módon – alkalmazza a valószínűségszámítást a politikában. A nagy számok törvényét a következőképpen használja fel: ha 0,5 vagy annál nagyobb annak valószínűsége, hogy az egyes szavazó polgárok helyesen szavaznak, akkor a szavazók számának növekedésével nő a végső döntés helyességének valószínűsége is; természetesen éppen fordított a helyzet, ha egyes szavazóknál a szavazat helyességének valószínűsége kisebb 0,5-nél. Mindebből az következik, hogy a demokrácia csak akkor funkcionálhat jól, ha az állampolgárok műveltek, egyébként összevisszaságra vezet. (Lásd: <24> 472. old.)

Ezután a miniszteriális döntések helyességének valószínűséget számítja ki. Példaként egy 11 miniszterből álló kabinetet vesz, mely elé három kérdést bocsátanak szavazásra. Ha feltesszük, hogy minden miniszter kétszer dönt helyesen és

egyszer hibásan – tehát a három kérdésben 0,67-es valószínűséggel találja el az igazságot –, akkor az egész kabinet döntésének helyessége a $p = 0,87$ értéket közelíti meg. Ha viszont minden miniszter kétszer hibázik, akkor a kabinet végső döntése hibás voltának értéke lesz $p = 0,87$. A politikához tehát szakértelem és valószínűségszámítás kell: ez Condorcet végső következtetése. (Lásd: (24) 474–475. old.)

Már utaltam e számítások problematikus voltára. Ne felejtsük el, hogy a XVIII. század utolsó évtizedeiben a valószínűségszámítás és a társadalmi tudományok egyaránt igen messze voltak attól, hogy Condorcet vízióját a „társadalmi matematikáról” meg lehessen valósítani a gyakorlatban.

A XVII–XVIII. századi valószínűségelmélet utolsó nagy alakja *Pierre Simon Laplace*. Ő a nagy összegező, aki elődjei eredményeit felhasználva és azokat finomítva, a csillagásztól a demográfiáig számos tudományban alkalmazza a valószínűségszámítást. Amint Pearson írja róla, tulajdonképpen nem voltak eredeti eszméi, mint de Moivre-nak vagy Bayesnek, de hozzájuk képest a „matematika óriása” volt, aki briliáns technikájával „hozta felszínre a valószínűségszámításban rejlő kincseket”. (Lásd: (24) 650. old.)

Rendkívüliek Laplace érdemei a hibaelmélet szempontjából. Ebben sem eredeti ugyan, és mint említettem, a Bayes által felvetett problémát fejleszti tovább, illetve oldja meg. A kérdés, amit a kor természettudománya és filozófiája felvet az, hogy a világ jelenségeiben mutatkozó rendellenességek valójában azok-e, vagy csupán a megfigyelés hibáira vezethetők vissza? A problémával a nagy matematikusok egész sora foglalkozott, de Laplace megoldása messze felülmúlja azokét. (Lásd: (3) 170. old.)

Mindent összevéve a valószínűségelmélet XVII–XVIII. századi története megszakítatlan diadalút, melynek egyes állomásait csodálatos felfedezések jelzik, és amelynek végén már kirajzolódnak egy új szellemi építmény, a racionális emberi magatartás tudományának lenyűgöző körvonalai. Mi, a XX. század utolsó ötödében élők, éppen a matematikai praxeológia rafinált eszközei és a számítógép birtokában már sokkal szkeptikusabbak lehetünk, egyhez azonban nincs jogunk: megmosolyogni elődeinknek a valószínűségelmélethez fűzött reményeit. Nem tehetjük ezt a nagy enciklopédia „Valószínűség” címszavának szerzőjével sem, aki a politikai aritmetikusok születési és halálozási tábláinak mintájára olyan táblázatok elkészítését javasolja, amelyek egy adott időszakban bekövetkezett tüzesetek, hajóelsüllyedések, járványok és más rendkívüli események számát tartalmazzák, amelyek alapján azután prognózisok készülhetnének. (Lásd: (3) 161. old.)

Témánk szempontjából igen nagy jelentősége van a *Nagy Frigyes* és *D’Alembert* között lefolyt következő beszélgetésnek: „Igaz-e – kérdezte a király –, hogy a matematikusoknak olyan módszer áll rendelkezésükre, mellyel meghatározhatják a politika valószínűségeit?” *D’Alembert* – meg kell hagyni – egyáltalán nem hitette a királyt, bár igaz, hogy válasza inkább egy udvaronchoz illett, mint egy tudóshoz: „Nem ismerek ilyen módszert, de ha lenne is, teljességgel közömbösítenék hatását egy olyan hős tettei, mint aki a kérdést feltette”. (Lásd: (24) 511. old.) Ezt a kis epizódot azért találom fontosnak, mert abban a Poroszországban hangzott el, melynek filozófusa ekkor *Kant*, az a *Kant*, akinek filozófiájából teljességgel kimaradt az emberi praxis, a racionális emberi magatartás vizsgálata (16). *Clauzewitz*, aki oly rendkívül nagy jelentőséget tulajdonított a háború elméletében és gyakorlatában a valószínűségelméletnek, ugyanabban a Poroszországban született, sőt mi több: tanulta is *Kant* filozófiáját. Mekkora szellemi önállóság és bátorság kellett ahhoz, hogy szembeforduljon egész szellemi környezetével!

A VALÓSZÍNŰSÉG SZEREPE CLAUSEWITZ GONDOLATRENDSZERÉBEN

Clausewitz szembefordulása a kanti filozófiával természetesen nem volt – nem lehetett – egyértelmű és következetes. Végül is katona volt és nem szakfilozófus, aki a német idealista filozófiáról legfeljebb csak azt állapíthatta meg – s ennek művében gyakran hangot is ad –, hogy annak szemléletével és módszereivel nem lehet túlságosan messzire jutni a háború rendkívül bonyolult jelenségeinek vizsgálatában. Viszont a háború dolgainak mély ismerete, harctéri tapasztalatai, kitűnő lélektani érzéke és az introspekcióra való hajlama – ami lehetővé tette számára, hogy a békegyakorlatokon, hadijátékokon, főleg azonban a háborúban hozott döntéseit utólag újra lejátszva, „szimulálva” agyában, kielemezze a katonai döntés természetét –, végül pedig a valószínűségelmélettel való foglalkozása révén a háború praxeológiájában máig egyedülálló felismerésekre jutott.⁵

Azt, hogy a valószínűségelmélet milyen központi szerepet tölt be Clausewitz gondolatrendszerében, a kutatók hosszú időn át észre sem vették. Ennek oka bizonyára az, hogy a kutatók döntő többségét kitevő német tudósok a kanti filozófia szellemében nevelkedtek fel, és egyszerűen nem vették észre a valószínűségelmélet térhódítását a filozófiában, a lélektanban és a társadalommal foglalkozó tudományokban.⁶

Igy nem csodálható, hogy amikor 1970-ben a Moszkvai Nemzetközi Történeztudományi Kongresszus Hadtörténelmi Szekciójában tartott referátumomban⁷ Clausewitznek a valószínűségelméletet érintő gondolataival foglalkoztam, egy jelen levő neves német Clausewitz-kutató élesen szembeszállt felfogásommal, mondván, hogy még nyomát sem találták annak, hogy Clausewitz foglalkozott volna a valószínűségelmélettel. (Lásd: (11) 60. old.)

Az azóta végzett kutatásaim még inkább megerősítettek meggyőződésemben, s időközben *Raymond Aron* francia szociológus és politológus is erre a véleményre jutott. (Lásd: (2) I. köt. 297. old.) Meggyőződésemben Clausewitz többszöri újraolvasása és a valószínűségelmélet történetével való foglalkozásom erősített meg. Ezenkívül azonban Clausewitznek egy már régen kiadott, menyasszonyához írt levelében rátaláltam egy mondatra, mely bizonyítani látszik, hogy igenis foglalkozott a valószínűségelmélettel. A levélben foglaltak kellő megértéséhez bizonyos körülmények ismerete szükséges. Egyik az, hogy Clausewitznek határozott érzéke volt a matematikához; ezt vezérkari iskolai minősítéséből tudjuk. A másik körülmény: mint fiatal vezérkari századost Ágost porosz királyi herceg adjutánsává nevezik ki, akit Napóleon 1806-ban, Poroszország leverése után biztonsági okokból Franciaországba internál. A főherceg magával vitte Clausewitzot, aki szabad idejét a tudományokkal, köztük a matematikával való foglalkozásra használta fel. Több levelében írja, hogy gyötrő honvágyát és szerelmi bánatát „a matematika ópiumával” csillapítja. Visszatérve az említett leveléhez, abban ezt olvashatjuk: „Nap mint nap alkalmam van meggyőződni, hogy milyen nehéz feladatok oldhatók meg a matematika segítségével. Ezernyi körülménytől és feltételtől függő, az emberi értelem számára felfoghatatlannak tűnő tényezőket... ragad ki labirintusukból, és tár világosan és érthetően szemünk elé. Ah, mily jó lenne, ha e művészet egyik mestere életünk bonyolult sokrétűségéből kibogozhatná és megjósolhatná az órát, melyben kezeink egy életre összefonódnak”. (Lásd: (33) I. köt. 250–251. old.)

⁵ Hangsúlyoznunk kell, hogy művében sehol nem alkalmazza a valószínűségi számításokat. Ennek két oka lehet: vagy nem uralta annak technikáját, vagy pedig felismerte, hogy az akkori állapotában még igen messze van attól, hogy a háborúra lehessen alkalmazni.

⁶ A valószínűségelméletnek a filozófiára gyakorolt hatását tárgyalja (32).

⁷ A referátum anyagát lásd: (26).

Vajon a matematika melyik ágával való foglalkozása készítette ilyen kijelentésre? A vezérkari iskolán tanult trigonometria, kúpmértan, differenciál- és integrálszámítás stb. bizonyára nem. Az egyébként is rajongó és szentimentális fiatal kapitány érthető módon a menyasszonyával való találkozás időpontját szeretné prognosztizálni. De hát miért képtelenebb gondolat ez, mint mondjuk Condorcet-é, aki az egész emberiség boldogulását várta a valószínűségelmélettől?

Rátérve most már mondanivalóm lényegére, legelőször is azt szeretném bemutatni, hogy Clausewitz, hasonlóan a hadtudomány mai képviselőihez, a háborút valószínűségi eseményrendszernek tartotta. Ha arra gondolunk, hogy még Laplace felfogása is végső soron determinisztikus volt, ez valójában nem kis eredmény. Clausewitz esetében természetesen inkább valamilyen intuitív ráérzésről van szó, hiszen a XIX. és XX. század fordulója évtizedeinek nagy fizikai és biológiai felfedezései előtt a valószínűség törvényeinek érvényesülését a világban bizonyítani nem lehetett.⁸

Kijelentései mindenesetre elgondolkoztatók. Egy helyen például ezt írja: a háborúban „nem érvényesül valamilyen szigorú következetesség, valamilyen zavartalan oksági kapcsolat.”⁹

Ha visszaemlékezünk, hogy a valószínűség úttörőinél milyen sok utalás van a szerencsejátékokra, akkor ez a kijelentése külön figyelmet érdemel: „Mindebből látható, hogy a háborút objektív természete teszi valószínűségyszámítássá, csupán egy hiányzik még, hogy (szerencse-) játék legyen, s ez azután tényleg nem hiányzik belőle, ti. a véletlen. Nincs még egy olyan emberi tevékenység, mely annyira szüntelenül érintkezne a véletlennel, mint a háború... Láthatjuk tehát, hogy a hadművészet kalkulációiban... az abszolútnak, az úgynevezett matematikainak nincs szilárd talaja, és hogy a háborúhoz eleve a lehetőségek, a valószínűségek, a szerencse és a balszerencse játéka társul... és emiatt... leginkább a kártyajátékhoz hasonlít”. (Lásd: <8> 207–208. old. és <9> I. köt. 53. old.)

A háború fogalmát definiálva, annak három jegyét jelöli meg: a gyűlölet és ellenséges érzület; a „valószínűségek és véletlenek játéka”; alárendeltsége a politikának, aminek következtében pusztán „eszközzé” válik. (Lásd: <8> 213. old. és <9> I. köt. 58. old.)

A mai matematikai statisztika szintjéről nézve is jelentős ez a megállapítása: „... a háborúban minden meghatározatlan és számvetéseinket csupa változó tényezővel kell végeznünk”. (Lásd: <8> 283. old. és <9> 125. old.)

Láttuk, hogy a valószínűségelmélet kifejlődése milyen sürgetően vetette fel az arisztotelészi formális, két értékű logika helyettesítését valamilyen más logikával. Clausewitz több helyen is kijelenti, hogy a háború dolgain való elmélkedéshez és a háborúban hozandó döntésekhez a formális logika semmilyen segítséget sem nyújthat. A problémát az igazi katonát jellemző kockázatvállalással¹⁰ kapcsolva össze, ezt írja: „Bár értelmünk állandóan úgy érzi, hogy világosságra és bizonyosságra kell törekednie, mégis gyakran vonzza szellemünket a bizonytalanság. Az ember, ahelyett, hogy értelmével a filozófiai vizsgálódás és a logikai következtetés keskeny ösvényein vánszorogna, melyek olyan világba vezetnek, ahol idegen-

⁸ Azt, hogy itt inkább sejtésről, nem pedig biztos tudásról van szó, az a bizonytalankodás is mutatja, ami művében fellelhető. Többször beszél ugyanis az „abszolút háborúról”, melyben a szükségszerűség érvényesül, és csak élete vége felé veti el a fogalmat és vele együtt a kauzalitást, és foglal állást határozottan a háború valószínűségi értelmezése mellett. (Lásd: <2> I. köt. 297. old.)

⁹ Idézeteink a német eredetiből származnak, mivel a magyar fordítás nem egyszer megbízhatatlan. A magyar fordítás hiányosságaira külön tanulmányban mutattam rá. (Lásd: <25>.)

¹⁰ A katonai nevelés és kiképzés érdekes kettőssége, hogy egyik oldalról a feltétlen engedelmisséget oltja bele a katonákba, másik oldalról kezdeményezésre és a vele természetesen együttjáró kockázatvállalásra nevel. Lélektani kísérletek bizonyították, hogy a katonák kockázatvállalása mindig nagyobb, mint a civileké. (Lásd: <17> és <18>.)

nek érzi magát, és ahol a valóságos világ ismert tárgyai eltávolodnak tőle, ehelyett képzelőerejével szívesebben keresi fel a véletlen és a szerencse birodalmát. Így a szegényes szükségszerűség helyett a lehetőségek bőségében dúskálhat, és fellelkesülve ettől bátorsága szárnyakat kap, így válván a kockázat és a veszély azzá az elemmé, melybe úgy veti bele magát, mint bátor úszó a hullámokba". (Lásd: (8) 208. old. és (9) 54. old.)

Más helyen azon elmélkedik, hogy miért nem úgy folynak le az egyes háborúk, ahogyan az a háború „abszolút” fogalmából következne. Mint olyan gyakran, válaszában most is a fizikából vett hasonlatból indul ki: a szemben álló felek „nem egymásba ütköző és nem egymást megsemmisítő elemek, hanem csupán különálló elemekben felhalmozódott feszültségek, melyek kis egyedi szikrákban sülnek ki”. Mi az a szigetelő réteg, mely a teljes kisülést megszabályozza? Miért nem mennek végbe a dolgok a filozófiai képzeteknek megfelelően? Nos, ez a szigetelőréteg azokból a dolgokból, erőkből, viszonyokból áll össze, melyekkel a háború az állami életben érintkezik, és amelyeknek szövevényeit a logikai levezetés nem követheti néhány következtetési lépés egyszerű fonálán; ezekben a szövevényekben (a logika) elakad és az emberben, aki megszokta, hogy „... bizonyos uralkodó képzetek és érzelmek alapján cselekedjen, nem pedig a szigorú logikai következtetés egyes lépéseit követve, nem is válnak tudatossá (a háború) zavarosságai, felemásságai és következtelenségei”. (Lásd: (8) 953. old. és (9) II. köt. 411. old.)

El kell fogadnunk tehát – folytatja meditációját –, hogy a háború „a lehetőségek, valószínűségek, a szerencse és a balszerencse játékára épül, melyben a szigorú logikai következtetés – mely egyébként is eléggé gyámoltalan és alkalmatlan eszköze az értelemnek – gyakran teljesen eltéved”. (Lásd: (8) 954–955. old. és (9) II. köt. 412. old.)

Mindebből – s a példákat még lehetne sorolni – kétségtelenül kiviláglik, hogy ha Clausewitz – óvatosan fogalmazva – a valószínűségelmélet ontológiai jelentőségére csupán csak ráérezett, de annak ismeretelméleti vonatkozásait nagyon is pontosan látta. Ez pedig előfeltétele mindenfajta praxeológiának, különösen pedig a matematikai praxeológiának.

Clausewitz azonban ennél sokkal messzebbre jut el, mert szemben a valószínűségelmélet minden addigi képviselőjével az emberi tevékenységnek azt a területét vizsgálja – ti. a háborút –, melyben az emberi kölcsönhatások rendkívül élesen jelentkeznek, ahol tehát a „játékosok” magatartásukkal döntően befolyásolják egymást. Így közelíti meg a mai játékelméletben alkalmazott játékok közül az egyik legfontosabbat, a zéró összegű kétszemélyes játékot, melynél az egyik fél nyeresége egyenlő a másik fél veszteségével. Ő az érdekeknek ezt az ellentétét polaritásnak nevezi,¹¹ és így fogalmazza meg: „Amennyiben elfogadjuk, hogy az egyik hadvezér érdeke a másik hadvezér ellentétes előjelű érdekével egyenlő, akkor valódi polaritással állunk szemben. A csatában mindkét fél győzni akar, nos, ez valódi polaritás, mert az egyik győzelme megsemmisíti a másikat”. (Lásd: (8) 204. old. és (9) I. köt. 50. old.)

Ha arra gondolunk, hogy a játékelmélet különböző játékaiban – így a zéró összegű kétszemélyes játékban is – a felek nyereségét és veszteségét *kifizetési matrixban* írják fel, akkor ez a kijelentése külön figyelmet érdemel: „A gyengének érzi magát ahhoz, hogy megtámadja B-t, amiből azonban még nem következik, hogy B elég erős ahhoz, hogy A-t megtámadhassa. Az a többlet ugyanis, amit a védelem ereje kölcsönöz, a támadás által nemcsak hogy elvész, hanem az ellen-

¹¹ Rapoport és Aron is úgy véli, hogy Clausewitz a polaritással a zéró összegű kétszemélyes játék lényegét fejezi ki. (Lásd: (31), illetve (2).)

félé lesz; képletesen kifejezve: $a + b$, valamint $a - b$ különbsége $2b$ ". (Lásd: <8> 409. old. és <9> I. köt. 242. old.)

A játékelmélet egy másik nagyon fontos fogalmát, az *utilitást* is alkalmazza Clausewitz. Mint láttuk, a fogalmat Daniel Bernoulli vezette be, csak ő „morális reménynek” nevezte. Clausewitz sem az egyik, sem a másik kifejezést nem használja, viszont az általa oly sokat használt *érték*, ár ezeknek felel meg. Mint láttuk, az utilitásban nem a döntés eredményeként bekövetkező alternatíva abszolút értéke fejeződik ki, hanem annak szubjektív fontossága, ami szorosán összefügg az egyén értékrendjével, igény szintjével, motívumaival, pillanatnyi szükségleteivel stb. Clausewitz szerint a háborúban nincsenek abszolút értékű célok, és az egyes katonai célok értékét, hasznát a politika határozza meg. Ezt ma úgy mondanánk, hogy a katonai alternatívák *utilitásskálájának* kezdőpontját a politikai célból kiindulva kell meghatározni.

Mindezt érdekesen vezeti le műve első fejezetében, melyben elvetve a háborúnak a szükségszerűségeen alapuló abszolút fogalmát, eljut a valószínűségeen alapuló *valóságos háború* fogalmához. Mint írja, amennyiben a háború nem követi a filozófiai fogalomból következő abszolútát és végletet – azaz nem érvényesül benne az ellenség teljes megsemmisítésének szándéka, az erőszak korlátlan alkalmazására való törekvés –, akkor természetes, hogy a „valóságos világ” körülményeiből adódó politikai cél fogja irányítani a háborút. Így aztán minél kisebb politikai áldozatot követelünk ellenfelünktől, annál kisebbek lesznek katonai erőfeszítéseink, aminek következtében természetesen a mi erőfeszítéseink is sokkal szerényebbek lesznek. A nehézséget csupán az okozza – bár természetesen nem csekély nehézségről van itt szó –, hogy a politikai cél sem valami állandó értékű dolog, és ugyanannak a politikai célnak az értéke más és más körülmények között igen változó lehet. Így tehát a háború politikai céljai között nincs egyirányú és határozott összefüggés. Vannak esetek, amikor a politikai és a katonai cél értéke egyforma, például amikor valamely tartományt akarunk véglegesen birtokba venni. Előfordulhat azonban, hogy a politikai cél értéke oly csekély, hogy valamilyen katonai „ekvivalenst” kell keresni helyette, amit azután a béketárgyalásokon, mint „cseretárgyat” felkínálhatunk politikai feltételeink teljesítéséért; erről van szó például akkor, amikor egy tartományt csak azért foglalunk el időlegesen, hogy majd politikai követeléseink fejében lemondjunk róla. Végül pedig előfordulhat az is, hogy a katonai célnak jóval nagyobbak kell lennie a politikai célnál.¹² (Lásd: <8> 201. old. és <9> 46–47. old.)

Mint említettük, Clausewitznek határozottan érzéke volt a matematikához. Ugyanakkor nem tudjuk, hogy mennyire uralta kora matematikai technikáját, és hiányos matematikatörténeti ismereteink mellett azt sem tudjuk eldönteni, hogy az emberi döntés folyamatának formalizálására a kor matematikája mennyiben adott lehetőséget. Az viszont bizonyos, hogy igen gyakran elemez hadvezéri döntéseket verbálisan ilyen formában: A a kínáló a , b , c alternatívák közül a valószínűségek mérlegelése alapján b -t választja, mire B a_1 , b_2 vagy c_2 alternatívával reagálhat; új helyzet adódik tehát, melyben A megint döntésre kényszerül, B -nek tehát újabb alternatívát kell választania, s ez így folytatódik egészen addig, míg az egyik fél győz. Napjainkban az ilyen fajta döntési folyamatokat *játékfával* (game tree) vagy más néven *labirintussal* ábrázoljuk, és ennek alapján szerkesztjük meg a kifizetési matrixot. (Lásd: <30> 141. old., <18> 21. old. és <29> 27. és köv. old.)

¹² Erre példa az 1526-os török hadjárat, amikor Szulejmán az egész török birodalom katonai erejét bevetette a gyenge Magyarországgal szemben csupán azért, hogy viszonylag enyhe békefeltételei teljesítésére bírja a magyar kormányt <37>.

Clausewitz művében lépten-nyomon szembetaláljuk magunkat a háború „bizonytalanságaival”, s ezeket pontosan úgy látja, mint a XVII–XVIII. század probabilisztikus gondolkodói, sőt hozzájuk hasonlóan a bizonytalanság, egészen pontosan a „bizonytalanság” több fokozatáról szól.¹³ A modern játékelmélet is különböző bizonytalansági helyzetekben való döntéseket különböztet meg:

a) döntés kockázatos helyzetben, amikor a választott alternatíva bekövetkezésének valószínűsége ismert ($p = \text{konstans}$);

b) döntés bizonytalan helyzetben, amikor a valószínűségek egy része vagy mindegyike ismeretlen ($0 < p < 1$);

c) döntés kockázatos és bizonytalan helyzetben, amikor a bekövetkezés valószínűsége csak bizonyos határok között ismert ($p_{\min} < p < p_{\max}$) (lásd: (15) 628–629. old. és (37) I. köt. 101. old.).

Clausewitz *metodizmus* fogalmát leginkább a c) esetre lehet alkalmazni, amit így definiál: „Van végül a *metódus, eljárási mód*, amit több lehetséges és mindig megisméltendő eljárás közül választunk ki; és *metodizmusról* beszélünk, ha általános alapelvek és előírások helyett a cselekvést metódusok határozzák meg. Ilyenkor természetesen fel kell tennünk, hogy a metódushoz tartozó esetek lényeges vonásaikat tekintve szükségképpen egyformák; mivel azonban nem lehet mindegyikük teljesen egyforma, arról van szó, hogy legalább a *lehető legtöbb* az legyen. Más szavakkal: a metódusok a legvalószínűbb esetekre vonatkoznak. A metodizmus tehát nem egyes meghatározott premisszákra épül, hanem az egymáshoz hasonló esetek *átlagos valószínűségére*, és értelme az, hogy valamilyen átlagos valószínűséget tételezzen fel, melynek állandó egyforma alkalmazása hamarosan mechanikus készséggé válik, mely az igazságot szinte tudattalanul találja el”. (Lásd: (8) 306. old. és (9) I. köt. 147. old.)

Mit kell érteni a hasonló esetek „átlagos valószínűségén”? A kifejezés nem a legszerencsésebb, bár Condorcet is használta (*probabilité moyenne*) (3). Feltehető azonban, hogy Condorcet – s esetleg őt követve, Clausewitz – a de Moivre-féle „modulust” akarta kifejezni, ami, mint láttuk, nem más, mint a normáeloszlás görbéjének $M \pm \sigma$ által határolt része, mert az esetek „lehető legnagyobb” része – 68,3 százaléka – valójában ide esik.

Hogyan kell azonban mindezt érteni? A választ megkapjuk a háború azon aktsaiból, melyekre a metódusok alkalmazhatók. Ezek: a hadsereg általános felállása – középre, szárnyakra, előre, oldalt és hátratólt részekre való tagozódása –, az állandó csatarend, a menet és a nyugvás biztosításának állandó formái. Ezek ugyanis úgy vannak megállapítva, hogy az ellenség várható támadásaival szemben a legnagyobb biztonságot nyújtsák.

A dolog lényegét leginkább a hadsereg nyugvását biztosító előőrs-biztosítás metódusából érthetjük meg. Clausewitz korában, Nyugat- és Közép-Európa országainak népsűrűségét véve alapul, egy 100 000 főt számláló hadsereg mintegy 2100 négyzetkilométer területen talált annyi települést, hogy minden katonáját fedél alá juttathassa. Ilyenkor a hadsereg elhelyezésének legcélszerűbb alakja téglalap vagy kör volt. Ha a területet körnek vesszük, akkor annak rádiusza 26, kerülete pedig 165 kilométer. A kérdés az, hogy melyik irányból van veszélyeztetve leginkább a hadsereg, következésképpen: hova kell helyezni a biztosító erőket? Kezdjük a hátbatámadásnál. Ahhoz, hogy az ellenség a szálláskörlet hátsó részét támadhassa meg, a hadsereg hátába kell kerülnie, ami, tekintve, hogy legfeljebb a szálláskörlet kerületével párhuzamosan menetelhet, legalább 83 kilométeres utat – a félkör

¹³ Condorcet szerint például a bizonytalanság fokai: *valószínű* (probable); *majdnem bizonyos* (vraisemblable); *teljesen bizonyos* (moralement certain). (Lásd: (24).)

hossza – jelent. Nyilvánvaló, hogy ekkora távolságot a nap hátralevő részében és az éjszaka folyamán megtenni nem tud. Annak a valószínűsége tehát, hogy az ellenség hátulról rohanja meg a pihenő csapatokat, a nullával egyenlő. Nem sokkal nagyobb az oldaltámadás valószínűsége sem, mert ebben az esetben ugyan csak negyedkörnyi távolságot kell az ellenségnek megtennie, de ez még mindig 43 kilométer körül van, amit a rendelkezésre álló időben szintén lehetetlen teljesíteni. Marad tehát az elülső irány, de ott is a körcikkelynek csak egy csekély pontnyi része, azaz az a pont, ahol az ellenséget és a hadsereget összekötő főút áthalad. Nem valószínű ugyanis, hogy ezen az úton kívül más utak is legyenek a közelben, a terepen viszont – különösen éjszaka – az ellenség nem menetelhet. Az „átlagos valószínűsége nyugvó igazság” tehát az, hogy az ellenség fő támadása elülről várható, amiből következik, hogy a biztosításra kirendelhető erő túlnyomó többségét, esetleg 70–80 százalékát erre a pontra helyezzük. Mivel pedig a hadsereg parancsnoka az előrs-felállítás metódusát a békekiképzés során számtalanszor gyakorolta, „szimulálta”, sőt esetleg már a háborúban is alkalmazta, már nem is igen töri a fejét a megoldáson, mert azt „szinte tudattalanul találja el”.

Mindezeknek igen nagy jelentősége van a döntés lélektana vagy, ahogyan Pascal kifejezte, a „bizonytalanság legyőzése” szempontjából. Mint ismeretes, a lélektan, általában a racionális emberi magatartást vizsgáló tudományok kétfajta döntési folyamatot vagy magatartást különböztetnek meg: a *rutinszerű* és a *kreatív* döntést, illetve döntési magatartást. (Lásd: <21>, <37>, <5>.) A rutinszerű döntés (a magyar lélektani terminológiában: „szokáscselekvés” <20>) funkciója kettős: egyrészt lehetővé teszi, hogy nagyjából hasonló helyzetek megoldására állandóan visszatérő, sztereotíp magatartási formákkal reagáljunk, másrészt – és ez az előbbiből következik – hogy a mindennapi élet számos problémájának megoldására ne kelljen szellemi energiát fordítanunk. A kreatív döntésre, tehát valamilyen szokatlan, új probléma megoldására nem is lennénk képesek a rutinmegoldások bőséges repertoárja nélkül <21>.

Clausewitz ezt írja: „A metódusok... a legjobb cselekvés általános formái, melyek rövidebb útként az egyéni döntést helyettesítik, és válogathatunk közöttük”. (Lásd: <8>) 308. old. és <9> I. köt. 149. old.)

A rutinviselkedésnek rendkívül nagy szerepe van a társadalmi szervezetek működésében is (<21>, <34>). A szervezetekben betöltött szerephez ugyanis bizonyos rutinok tartoznak, melyek meghatározzák az egyén viselkedését a szervezetben, amennyiben a *hatalom birtokosa* megfelelő stimulusokkal kiválthatja alárendeltjeiből a helyzetnek megfelelő és szerepükből következő magatartást és cselekvést. Ez biztosítja a szervezetek célszerű működését. Így ír erről Clausewitz: „Ha megfontoljuk, hogy a lefelé egyre növekvő számú alparancsnoktól nem várhatunk el igazi belátást és fejlett ítélőképességet, akkor a metodizmussal kell segítségére lenni azoknak, akiknél semmilyen más felismerést nem szabad feltételezni, mint amit a szolgálati előírásokból és a tapasztalatokból merítenek. Ez szolgál támpontként döntésükhöz, egyben ez lesz az akadálya mindenféle önkényes és nyakatekert nézet érvényesülésének...”. (Lásd: <8> 308–309. old. és <9> I. köt. 149–150. old.)

A hadsereg formai elrendezése a metódusokkal egyben alapjául szolgál a hadvezér *belső modelljének* (image) (<5>, <21>, <37>), mellyel leképezi magában az adott helyzetet, ami azután nagymértékben befolyásolja későbbi, most már kreatív döntését. Clausewitz szerint: „Az állandó csatarend vagy az elővédek és az előörsök állandó rendje olyan metódusok, melyekkel a hadvezér bizonyos esetekben nemcsak alárendeltjei kezét köti meg, de saját magáét is”. (Lásd: <8> 309–310. old. és <9> I. köt. 150. old.)

A kreatív döntést Clausewitz idején a géniusznak tulajdonították. Kant és a német idealista filozófia a géniusz működését a művészetekre korlátozta, míg Angliában és Franciaországban kiterjesztették a politikára, a hadtudományra és minden más, merőben újat létrehozó emberi tevékenységre is.

Clausewitz teljes mértékben elveti a német idealista filozófiai felfogást a géniusz működéséről, ugyanakkor nem teszi magáévá teljesen a francia és az angol filozófusokét sem, akik a géniuszt csupán az intellektusra vonatkoztatták. Ő a katonai géniuszban valamilyen összetett, az intellektust és a karaktert egyaránt magában foglaló jelenséget lát, a lelki tényezők mindegyikének a háború iránti valamilyen „közös irányultságát”. Magának a géniusznak a működését is alapvetően másként látja, mint Kant, és sok tekintetben inkább arra a képességre gondol, amiben a probabilista filozófusok a valószínűségek mérlegelésének lényegét látták. Épp ezért nem alkalmazza a kanti ítélőerő (Urtheilskraft) kifejezést, ez ugyanis legfeljebb az arisztotelészi logika ismérveinek felel meg,¹⁴ hanem kreál – vagy valahonnan kölcsönöz – egy új kifejezést, az *ítélet tapintása* (Takt des Urtheils), ami igen közel áll Locke és Hume „ösztönéhez”, illetve „valószínűségi vélekedéséhez”. Ez az a képesség, mely mentesíti a szellemet attól, hogy a formális logika „szűk ösvényein” kényszerüljön az igazságot megközelíteni.

Számos példát lehetne felhozni arra, hogy Clausewitz miként használja az *ítélet tapintása* kifejezést, itt most csak azt említjük, ahol „A háború célja és a katonai erőfeszítés nagysága” közötti összefüggésről ír. „Itt azután elhagyja az értelem tevékenysége a szigorú tudományosság, a logika és a matematika területét, és a szó tágabb értelmében művészetté válik, azaz olyan készséggé, mely a tárgyak és viszonylatok áttekinthetetlen tömegéből az *ítélet tapintásával* eltalálja a legfontosabbat és a legdöntőbbet. Kétségtelen, hogy az *ítéletnek* ez a tapintása többé-kevésbé az összes tényező és viszonylatok homályos összehasonlításából áll, ami által a távoliakat és a jelentékteleneket gyorsabban küszöböli ki, a legközelebbieket és fontosabbakat pedig gyorsabban találja el, mint ha az a szigorú logikai következtetés útján menne végbe.” (Lásd erről: (8) 961. old. és (9) II. köt. 418. old.)

Lehetne ennél pontosabban – és szebben – megfogalmazni a diszkurzív és az intuitív gondolkodás lényegét?

Egyébként Clausewitznek a metódusokról és a géniusz működéséről leírt sorait napjainkban „az automatizált csapatvezetési rendszerek” korszakában lehet igazán értékelni. A helyzet ugyanis úgy áll, hogy a katonai vezetés a döntés algoritmizálható rutinjait – metódusait – a számítógépre bízta, míg a *helyzetmegítélés* és az *elhatározás*, mely minden esetben kreativitást kíván, továbbra is a parancsnok katonai géniuszára marad (5).

IRODALOM

- (1) Abcsuk, V. – Bazanov, N. – Vanyajev, V. – Gorjainov, M. és szerzőtársai: Matematika a harcban. (Tanulmánygyűjtemény.) Zrínyi Katonai Kiadó. Budapest. 1966. 146 old.
 (2) Aron, R.: Penser la guerre, Clausewitz. I–II. Gallimard. Paris. 1976. 427, 365 old.
 (3) Baker, K. N.: Condorcet. From natural philosophy to social mathematics. The University of Chicago Press. Chicago – London. 1975. 538 old.
 (4) Barbut, M.: En marge d'une lecture de Machiavelli: „L'Art de la Guerre” et la praxeologie mathématique. *Annales: économiques, sociétés, civilisations*. 1970. május–június. 567–573. old.
 (5) Bondarenko, V. M. – Volkov, A. F.: A csapatvezetés automatizálása. Zrínyi Katonai Kiadó. Budapest. 1980. 304 old.

¹⁴ „Az ítélőerő az a képesség, mellyel a különlegest az általánosban foglaltnak gondoljuk”. Az ítélőerő „meghatározó”, ha a különlegest az általános alá rendeljük, és „reflektáló”, ha a különleges az adott, és meg kell találni hozzá az általánost. (Lásd: (19) 179. old.)

- (6) Brewer, G. D. — Shubik, M.: The war game. A critic of military problem solving. Harvard University Press. London. 1979. 385 old.
- (7) Brooks, F.: The stochastic properties of large battle models. *Operations Research*. 1966. szeptember-október. 1–17. old.
- (8) Clausewitz, C.: Vom Kriege. 18. kiad. Dümmler. Bonn. 1972. 1312 old.
- (9) Clausewitz, C.: A háborúról. I–II. Zrínyi Katonai Kiadó. Budapest. 1961. 346, 517 old.
- (10) Clausewitz, C.: On war. Princeton University Press. Princeton. 1976. 717 old.
- (11) Clausewitz, C.: Historische Briefe über die grossen Kriegereignisse im Oktober 1806. Kiadta és jegyzetekkel ellátta: J. Niemeyer. Dümmler Verlag. Bonn. 1977. 93 old.
- (12) Csujev, J. V. — Mihajlov, J. B.: Előrejelzés a hadügyben. Zrínyi Katonai Kiadó. Budapest. 1977. 251 old.
- (13) Coumet, E.: La théorie de hasard est-elle née par hasard? *Annales: économiques, sociétés, civilisations*. 1970. május-június. 574–598. old.
- (14) Gäfgen, G.: Theorie der wirtschaftlichen Entscheidung Untersuchung und Bedeutung des rationalen Handels. 3. kiad. Mohr Verlag. Tübingen. 1974. 535 old.
- (15) Harsányi, C. J.: Morality and the theory of rational behavior. *Social Research*. 1977. évi 4. sz. 623–655. old.
- (16) Hermann István: Kant teleológiája. 2. kiad. Akadémiai Kiadó. Budapest. 1979. 337 old.
- (17) Janowitz, M.: The professional soldier. A social and political portrait. The Free Press of Glencoe. London. 1964. 464 old.
- (18) Junne, G.: Spieltheorie in der internationalen Politik. Die beschränkte Rationalität strategischen Denkens. Bertelsmann Universitätsverlag. Düsseldorf. 1972. 201 old.
- (19) Kant, I.: Kritik der Urtheilskraft. Kant's Werke. V. köt. Reimer Verlag. Berlin. 1913. 544 old.
- (20) Kardos László: Általános pszichológia. Tankönyvkiadó. Budapest. 1964. 282 old.
- (21) Kirsch, W.: Einführung in die Theorie der Entscheidungsprozesse. I–III. köt. 2. kiad. Betriebswirtschaftliches Verlag. Wiesbaden. 1977. 150, 244, 311 old.
- (22) Lange, O.: Politikai gazdaságtan. II. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest. 1967. 218 old.
- (23) Pearson, E. S. — Kendall, M.: Studies in the history of statistics and probability. I. köt. Griffin. London. 1978. 491 old.
- (24) Pearson, K.: The history of statistics in the 17th and 18th centuries. Lectures given by K. Pearson at the University College London. Szerk.: E. S. Pearson. Griffin. London. 1978. 744 old.
- (25) Perjés Géza: Clausewitz magyar fordítása. *Hadtörténeti Közlemények*. 1966. évi 1. sz. 104–132. old.
- (26) Perjés Géza: Szerencse, valószínűség és hadvezéri szemlélet. A katonai döntés és a valószínűség Montecuccolitól és Zrínyitől Clausewitzig. A Magyar Tudományos Akadémia II. Osztályának Közleményei. 1971. évi 20. sz. 121–143. old.
- (27) Perjés Géza: Mohács. Magvető Kiadó. Budapest. 1979. 465 old.
- (28) Prohorov, A.: Prinzipien der Truppenführung und Forderungen der Kybernetik. *Militärwesen*. 1968. évi 10. sz. 1440–1449. old.
- (29) Raiffa, H.: Einführung in die Entscheidungstheorie. Oldenbourg Verlag. München — Wien. 1973. 360 old.
- (30) Rapoport, A.: Fights, games and debates. The University of Michigan Press. Michigan. 1974. 400 old.
- (31) Rapoport, A.: Introduction to C. V. Clausewitz: On war. Penguin Books. London. 1979. 461 old.
- (32) Reichenbach, H.: Gesammelte Werke in 9 Bänden. 1. köt. Der Aufstieg der wissenschaftlichen Philosophie. Wieweg. Braunschweig. 1977. 490 old.
- (33) Schwartz, K.: Leben des Generals von Carl von Clausewitz und der Frau von Clausewitz. I–II. Dümmler. Berlin. 1878. 543, 541 old.
- (34) Simon, H. A.: Administrative behavior. A study of decision-making processes in administrative organization. 3. kiad. Collier Macmillan Publishers. London. The Free Press. New York. 1976. 364 old.
- (35) Szyperski, N. — Winand, U.: Entscheidungstheorie. Eine Einführung unter besonderer Berücksichtigung spieltheoretischen Konzepte. Poeschl Verlag. Stuttgart. 1974. 168 old.
- (36) Thimm, W.: Betrachtungen zum militärischen Chance-Risiko-Problem. *Militärwesen*. 1969. évi 6. sz. 778–786. old.
- (37) Thomas, M. J.: Militärisches Führen und Entscheiden. I–II. köt. Decker Verlag. Heidelberg–Hamburg. 1978. 530 old.
- (38) Weiss, H. K.: Combat models and historical data: The U.S. civil war. *Operations Research*. 1966. szeptember-október. 759–790. old.
- (39) Wilson, A.: War gaming. Pelican Books. London. 1970. 202 old.

РЕЗЮМЕ

Настоящая статья содержит материал доклада, представленного автором на состоявшейся с 18 по 20 мая 1982 года в Дебрецене XX (юбилейной) выездной сессии Секции по истории статистики Статистического отделения Венгерского экономического общества.

В своей работе автор исследует мотивы имевшего в XVII–XVIII веках зарождения теории вероятностей. Отмечает, что пионеры теории вероятностей считали происходящие в мире события вероятностным процессом и таким образом сущность принимаемых человеком рациональных решений усматривали во взвешивании вероятностей.

Автор производит обзор творчества, результатов ученых и математиков, игравших решающую роль с точки зрения развития расчетов вероятностей. Отмечает, что Клаузевицу были известны эти результаты, более того он обогатил их значительным праксеологическим вкладом. Путем введенной им т. н. полярности он приблизился к применяемому в современной теории игр понятию «игры двух партнеров с нулевым исходом», согласно которому — конкретно в случае войны — выигрыш одной стороны равен потерям другой стороны.

SUMMARY

The study was given as a lecture at the 20th (Jubilee) Itinerary Session of the Group of History of Statistics, Statistical Section of the Hungarian Economic Society held at Debrecen from 18 to 20 May 1982.

The author discusses in his study the motives of the development of probability theory in the 17th and 18th centuries. It is indicated that pioneers of probability theory took the world events for probabilistic processes, thus the core of peoples' rational decision making in their view was the weighing of probabilities.

The study reviews the activity and results of scholars and mathematicians who took the most for the development of calculus of probabilities.

The author emphasises that Clausewitz was familiar with these results, moreover he enriched them significantly in the field of praxeology (theory of action). Introducing the so-called concept of polarity he went a long way towards the „two person zero sum game” concept of up-to-date theory of games, according to which – for instance in war – the benefits of one party is equal to the losses of the other.

A KGST STATISZTIKAI EGYÜTTMŰKÖDÉSI ÁLLANDÓ BIZOTTSÁGÁNAK 40. ÜLÉSE MOSZKVÁBAN

KOVÁCS TAMÁSNE DR.

A KGST Statisztikai Együttműködési Állandó Bizottsága 1982. november 23 és 26 között Moszkvában tartotta 40. ülését. Az ülés munkájában a KGST-országok statisztikus delegációin kívül a KGST Titkárság munkatársai vettek részt. Kormánymegállapodás alapján jugoszláv statisztikai küldöttség is jelen volt az ülésen. A részt vevő bolgár küldöttséget *D. Balevszki*, az Egységes Társadalmi Információs Rendszer Bizottságának elnöke, a magyar küldöttséget *Nyitrai Ferencné dr.* államtitkár, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke, a vietnami küldöttséget *Hoang Trinh*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke, a Német Demokratikus Köztársaság küldöttségét *A. Donda*, az Állami Központi Statisztikai Hivatal elnöke, a kubai küldöttséget *F. Vascos*, az Állami Statisztikai Hivatal elnöke, a mongol küldöttséget *D. Zagaszbalan*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke, a lengyel küldöttséget *W. Sadowski*, a Statisztikai Főhivatal elnöke, a román küldöttséget *I. Nicola*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese, a szovjet küldöttséget *L. Volodarszkij*, a Szovjetunió Központi Statisztikai Hivatalának vezetője, a csehszlovák küldöttséget *V. Mička*, a Szövetségi Statisztikai Hivatal elnöke vezette. A jugoszláv delegáció élén *F. Komel*, a Szövetségi Statisztikai Hivatal vezetője állt. Az ülésen az elnöki tisztelet a Bizottság elnöke, a szovjet küldöttség vezetője, *L. Volodarszkij* látta el.

A plenáris ülés kezdetekor a résztvevők néma felállással adóztak az elhunyt *L. I. Brezsnyev* emlékének.

A Bizottság 40. ülésének napirendjén összesen tizenhét téma, valamint a kiadandó sajtóközlemény tervezete szerepelt. Az egyes témák részletkérdéseinek megvitatására és a határozati javaslatok szövegének végleges megfogalmazására a plenáris ülés két szerkesztő bizottságot hozott létre. A szerkesztő bizottságok munkáját *P. Bezrukij*, a Szovjetunió Pénzügyminisztériumának főosztályvezetője, illetve *Kovács Tamásné dr.*, a magyar

Központi Statisztikai Hivatal tanácsosa irányította.

A plenáris ülés első napirendi pontjaként bensőséges hangulatban emlékeztek meg a résztvevők a KGST Statisztikai Együttműködési Állandó Bizottság fennállásának húsz esztendő jubileumáról. *L. Volodarszkij* méltatta azt a tényt, hogy a KGST-országok statisztikai együttműködésével a Bizottság a létrejöttétől számított két évtized alatt eredményes munkát végzett a statisztikai számbavétel fontosabb területeit átfogó mutatószámok, osztályozók és nómenklatúrák módszertani egységének megvalósítása terén. Ezen az alapon új típusú nemzetközi statisztikai információs rendszer alakult ki a KGST-országokban, amely a baráti országok népgazdaságának fejlődését, gazdasági együttműködését jellemző összehasonlítható statisztikai adatokat szolgáltat mind a Tanács szervei, mind a tagországok részére.

A Bizottság következetesen munkálkodik a KGST-országok szocialista gazdasági integrációjának továbbfejlesztésére, együttműködésük elmélyítésére és tökéletesítésére irányuló komplex program, a hosszú távú célprogramok megvalósításának segítése érdekében a sokoldalú integrációs intézkedések egyeztetett tervében rögzített feladatok teljesítésének, valamint egy sor fontos iparág nemzetközi termelési szakosodási és kooperációs folyamata fejlődésének statisztikai megfigyelése terén.

A Bizottság rendszeresen foglalkozik az egyes országok népgazdaságának fejlődését jellemző értékmutatók nemzetközi összehasonlításával és a gazdasági fejlettség fokozatos közelítésének és kiegyenlítődési folyamatának elemzésével.

Egységes statisztikai mutatószám-rendszerek kidolgozása és tökéletesítése van napirenden, például a fajlagos anyagfelhasználás vizsgálata területén, a környezetstatisztikában, a társadalomstatisztikában, illetve az agráripari integráció statisztikájában.

Gyakorlati eredményeket értek el a KGST-országok a Számítástechnikai Állandó Munkacsoport keretében a mind szélesebb körben alkalmazott informatikai módszerek alkalmazása terén.

A Bizottságban részt vevő küldöttségek segítségét nyújtanak a nemzetközi statisztikai munka fejlesztéséhez a Vietnami Szocialista Köztársaságnak és a Kubai Köztársaságnak.

A kölcsönösség elvére alapozva sikeresen fejlődik a Bizottság keretében a KGST-országok és Jugoszlávia együttműködése.

Mindezzel egyidőben a Bizottság, illetve a Titkárság figyelmet fordít az ENSZ nemzetközi szervezeteivel, elsősorban az Európai Gazdasági Bizottsággal, valamint a Finn Köztársasággal kialakult statisztikai együttműködés fejlesztésére. E munkát együttműködési programok szabályozzák, s az eredményeket az időről időre elvégzett áttekintések pozitívan értékelik.

Az elnöki beszámolót követően a küldöttségek vezetői méltatták a jubileum jelentőségét, a közösen végzett tevékenység eredményeit. A csehszlovák delegáció vezetője felolvasta *L. Strougalnak*, a Csehszlovák Szocialista Köztársaság miniszterelnökének a Statisztikai Együttműködési Állandó Bizottsághoz intézett üdvözlő levelét. *A. Csausev*, a KGST titkárhelyettese pedig *N. Fagyjevnek*, a KGST titkárnak nevében köszöntötte a Bizottságot.

Az évforduló emlékére a Bizottság „Emléklap”-ot bocsátott ki a közös munkában hosszú időn át eredményesen tevékenykedő személyek részére. A delegációvezetőknek az „Emléklap”-ot az ülésen *L. Volodarszkij* nyújtotta át. A delegációvezetők nevében a Bizottság elnökét *Nyitrai Ferencné* köszöntötte fel, és a delegációvezetők által aláírt „Emléklap”-ot nyújtott át részére.

A második napirendi pont témájául a Tanács XXXVI. ülészakán és a Végrehajtó Bizottság 104. ülésén hozott határozatokból következő feladatok meghatározása szolgált.

A Bizottság elnökének tájékoztatóját meghallgatva és megvitatta, a Bizottság határozatot hozott a sokoldalú integrációs intézkedések 1981–1985. évi egyeztetett tervében szereplő feladatok teljesítése statisztikai megfigyelésének továbbfejlesztéséről, valamint a mikroprocesszoros technikára, az ipari robotok gyártására és népgazdasági hasznosítására vonatkozó kölcsönös statisztikai információ ésszerű megszervezése lehetőségeinek tanulmányozásáról.

Foglalkozott a Bizottság azzal az 1983. évi adatokon nyugvó ún. értékmutató-összehasonlítással is, amelyet a Végrehajtó Bizottság határozata értelmében végeznek, és amelynek előkészületei már megkezdődtek. Az előkészületek szerves részét képezte az a moszkvai tudományos tanácskozás is, ame-

lyen az eddig végzett értékmutató-összehasonlítások módszertani és elméleti problémáit és tapasztalatait összegezték 1982 júniusában¹. E tanácskozás résztvevői hangsúlyozták a kísérleti számítások fontosságát a sokoldalú összehasonlítási módszerek kipróbálása szempontjából és az e téren folyó elméleti és kísérleti vizsgálódások továbbvitelének célszerűségét. Hangot adtak annak az óhajnak, hogy a páros összehasonlítási módszerek mellett – kísérleti jelleggel – a sokoldalú számítások módszerén alapuló összehasonlítást is végezzenek.

A moszkvai tanácskozáson kívül az értékmutató-összehasonlítás kérdéseiről, az alkalmazandó módszertani alapelvekről 1982 szeptemberében Bukarestben is tárgyaltak a tagországok statisztikusai.

A Statisztikai Együttműködési Állandó Bizottság 40. ülése megvitatta az említett szakértői tanácskozások eredményeit, és határozatot hozott az 1983. évi értékmutató-összehasonlítás részletkérdéseiről, s a Bizottság 1983–1984. évi munkatervében előírta a megfelelő munkafázisok elvégzését.

Az értekezlet során nagy érdeklődést kiváltó konzultáció folyt a nemzetközi statisztikai adatösszehasonlítások eredményeinek a tagországok statisztikai szolgálatában történő felhasználásáról. A bevezető előadást a csehszlovák küldöttség tartotta „A nemzetközi összehasonlítások és a statisztikai publikációs adatok felhasználása a KGST-tagországok központi statisztikai szerveinek összegző statisztikai elemzéseiben, a társadalmi–gazdasági fejlesztés népgazdasági tervei eredményeinek, a népgazdaság színvonalának és hatékonysága fokozásának értékelésében” címmel. Az előadás főként a csehszlovák állami statisztikai szerveknél felhalmozódott tapasztalatokra épült. Csehszlovákiában a nemzetközi statisztikai adatok elemzését elsősorban a Szövetségi Statisztikai Hivatal végzi, de más központi állami és tudományos szervek is kapcsolódnak e tevékenységhez. A nemzetközi kormányközi szervezetek statisztikai közleményei képezik azt az elsődleges adatforrást, amelynek alapján Csehszlovákiában a nemzetközi összehasonlításokat és elemzéseket végzik. Ezenkívül közvetlen kapcsolatban állnak különféle kormányközi szervezetekkel, különösen a KGST szervezeteivel.

Évente készül olyan elemző anyag, amely Csehszlovákiának a KGST-országokkal folytatott gazdasági és műszaki–tudományos együttműködését és a szocialista gazdasági integrációban elfoglalt helyét jellemzi. Ugyancsak évente készül néhány rövid elemzés, amelyek a csehszlovák népgazdasági és külkereskedelmi fejlődési tendenciáinak más

¹ Lásd: *Statisztikai Szemle*. 1982. évi 8–9. sz. 923. old.

KGST-országokkal való összehasonlítását tartalmazza. Negyedévenként közölnek a KGST-országok rövid távú gazdasági fejlődését és külkereskedelmének dinamikáját szemléltető anyagot (táblázatos formában). A külkereskedelemre vonatkozó rész e tevékenység földrajzi irányaira (területi struktúrájára) is kitér. A statisztikai évkönyvekben, valamint a „Számok mindenkinek” című kézikönyvben közölnek nemzetközi áttekintést nyújtó adatokat.

Számos részletes adatösszehasonlítást végeznek a KGST-országok központi statisztikai szerveivel való együttműködés keretében. Így került sor például Bulgária és Csehszlovákia 1970-es évekbeli gazdasági fejlődésének kétoldalú összehasonlítására, a lengyel statisztikusokkal a nők termékenységének és a családtervezésnek kétoldalú elemző összehasonlítására, a magyar Központi Statisztikai Hivatallal a mezőgazdasági munka termelékenységének kétoldalú összehasonlítására. Elvégezték továbbá az 1950–1979. évi csehszlovák és magyar nagyberuházások dinamikájának és struktúrájának összehasonlítását. Kísérletek folynak – ugyancsak a magyar statisztikusokkal együttműködésben – egyes társadalomstatisztikai mutatók kétoldalú összehasonlítására.

Mindezek ellenére a nemzetközi áttekintő, összehasonlító és elemző anyagok iránti igényeket nem sikerült Csehszlovákiában teljes mértékben kielégíteni. Ennek egyik oka az, hogy a nemzetközi szinten összehasonlítható adatok nem állnak időben rendelkezésre. Ezért a csehszlovák delegáció javasolta a Bizottságnak, hogy a Tanács Titkársága statisztikai publikációs programja tökéletesítésével összefüggésben vitassa meg a negyedéves és az éves statisztikai adatok gyűjtése és kölcsönös cseréje meggyorsításának lehetőségét. Kívánatos volna, ha az információk gyorsabb gyűjtése és kölcsönös cseréje a KGST Titkárság közreműködésével valósulna meg.

A csehszlovák delegáció javasolta, hogy az összehasonlításokhoz és elemzésekhez használják fel az ágazati kapcsolatok mérlegéből vett adatokat is. Az ágazati kapcsolatok mérlege egy sor nemzetközileg összehasonlítható fontos mutató forrásává válhatna, s nem lenne szükség az összehasonlítható valutáris és árbázisokra való bonyolult átszámításokra és átváltásokra.

Az előadás élénk vitát váltott ki, amelynek során kitűnt, hogy a megbízható és gyors információellátottság napjaink világ gazdaságában kiemelkedő fontosságú, s hogy a KGST-országok statisztikai szolgálatai érdekeltek az adatok áramlásának és közzétételének javítására irányuló új módszerek alkalmazásában. A Titkárság ezért feladatul kapta a Statisztikai Együttműködési Állandó Bizottságtól a vitában felvetett elgondolások

összefoglalását és a 41. ülésre javaslat készítését.

Szintén konzultáció tárgyaként tűzte a Bizottság napirendre „A nemzeti jövedelem statisztikája területi metszetben” című informatív jellegű témát, amelynek előadója a román küldöttség volt.

A kutatók figyelme – mint ezt a román küldöttség előadása ismertette – a nemzeti jövedelemre mint összegző értékmutatóra irányult, mely tükrözi az ország által adott időpontban elért társadalmi–gazdasági fejlettségi szintet. A társadalmi termék és a nemzeti jövedelem területenkénti kiszámítása két követelménynek, egyrészt a területi fejlődés elemzéséhez szükséges átfogó keretek kialakításának, másrészt a megyei szintű összegző mutató kidolgozásának kíván eleget tenni.

Az 1981. évre vonatkozó számítások a megyei statisztikai hivatalokban és a Központi Statisztikai Hivatalban a rendelkezésre álló adatok alapján készültek; az érdekeltek az eredményt a központi számítógépről közvetlenül kapták meg. Ez nemcsak a munka volumenének jelentős csökkentését, hanem az információ minőségének javítását, az operatívabb munkát segítette. Az 1981-re vonatkozó számításokat 1982. szeptember 15-én fejezték be.

A Bizottság 40. ülése áttekintette a Vietnami Szocialista Köztársaság számára az elmúlt két évben a statisztika fejlesztéséhez a kétoldalú megállapodások keretében nyújtott segítséget.

A Bizottság a felsorolt témák mellett foglalkozott néhány további statisztikai módszertani kérdéssel is, áttekintve kidolgozásuk előrehaladását. Így például szó esett az ún. cél-nómenklatúrák további kidolgozásáról, a tagországok közötti gazdasági és tudományos–műszaki együttműködést jellemző statisztikai mutatószám-rendszer továbbfejlesztéséről, a beruházások gazdasági hatékonyságának statisztikai vizsgálatáról.

A statisztikai információk táv-adatfeldolgozási rendszereinek alapjaira vonatkozó tervezetet, valamint az osztott adatbankok szervezésére kidolgozott javaslatokat a Bizottság – a Számítástechnikai Állandó Munkacsoport 21. ülése által egyeztetett szöveg alapján – elfogadta.

A 40. ülés foglalkozott a Bizottság 1983–1984. évi munkaprogramjának összeállításával is. 1983-tól kezdve a Bizottság évente csupán egy ülést szándékozik tartani, így fontosabbakká válnak a rendezvénynapokban szereplő szakértői értekezletek. A Bizottság 41. ülésének napirendjére huszonegy témát vettek fel, melyek közül többet szakértői szinten kívánunk egyeztetni.

A Bizottság 41. ülését 1983 októberében Moszkvában tartják meg.

A NÉMET STATISZTIKAI TÁRSASÁG DORTMUNDI INPUT-OUTPUT KONFERENCIÁJA

DR. CSEPINSZKY ANDOR

A Deutsche Gesellschaft für Statistik (Német Statisztikai Társaság – Német Szövetségi Köztársaság) Empirikus Gazdaságtudományi és Alkalmazott Ökonometriai Bizottsága 1982. május 27-én és 28-án Dortmundban rendezte meg „Az input-output elemzés nemzetközi felhasználása” című ülészakát. Az ülészak mintegy 40 résztvevője 1:1 előadást hallgatott, illetve vitatott meg. Az elnöki teendőket *Reiner Stäglin* professzor, a Német Gazdaságtudományi Intézet tudományos munkatársa látta el.

Az ülészak megnyitó előadásában *W. Leontief* professzor, Nobel-díjas közgazdász a tapasztalat és az elmélet harmóniájának fontosságáról beszélt a gazdaságelemzésben. Hangsúlyozta, hogy a modellezés mindig is nagy kísértést jelentett a valóságtól való radikális elszakadásra, a tapasztalatok figyelmen kívül hagyására. Számos szerző gyakran néhány bizonytalan tényre támaszkodva hajlamos olyan logikai mutatóvonalokra, bonyolult absztrakciók elvégzésére, melyeknek kevés közül van a társadalmi-gazdasági életben megfigyelt jelenségekhez, folyamatokhoz. Ezek az eredmények voltaképpen gondolati kísérletek eredményei, és a szerző gondolatvilágát tükröző, a gazdasági életről elszakadt logikai konstrukciók.

A bonyolult szellemi teljesítményekkel szemben célszerű előnyben részesíteni az egyszerűbb, de tapasztalathű megoldásokat. Ezek talán nem olyan csillogók, mint az előbbieket, de a gyakorlati gazdaságtudományban és döntéshozókészítéskor feltétlenül hasznosabbak. Az egyszerű logikai konstrukciók ugyanakkor nem jelenthetik azt, hogy a tapasztalatban rejlő információt ne aknázzuk ki maradéktalanul. Csupán arról van szó, hogy a tapasztalat megszabja az analitikus rendszer kiépítésének korlátait. Az előadó fejtegetéseit gazdagon illusztrálta a mindennapi gazdaságelemzési gyakorlatból származó példákkal.

Az ülészak második – *A. Chantaine, M. Pecci* és *A. Persenaire* által összeállított – előadása „The application of input-output analysis for structural comparison in the EEC countries” (Az input-output elemzés alkalmazása szerkezeti összehasonlításokra az Európai Gazdasági Közösség országaiban) címmel hangzott el. Bevezetőjében utalt a tagországok statisztikai hivatalainak egybehangolt módszertani munkáira. Ezek azonos elszámolási szabályok figyelembevételével kidolgozott, egyforma csoportosítású input-output táblákat bocsátanak a Hivatal rendelkezésére.

A rendszer kiépítése és tökéletesítése terén meghatározók voltak az 1959., 1965., 1970. és 1975. évek. Az input-output táblák lényegében 1975-ben váltak az ESA (European System of Economic Accounts – Európai Gazdasági Elszámolási Rendszer) integráns részévé.

A továbbiakban az előadás ismertette az 1975. évi számításokat, amelyeket nemzetközileg összehasonlítható, egymással konzisztens táblák alapján végeztek. E számítások a következők voltak:

1. az energia input-output táblák összehasonlítása a Német Szövetségi Köztársaságra, Franciaországra, Olaszországra és Dániára 10 energifajta szerint;
2. összehasonlító külkereskedelmi vizsgálatok a Német Szövetségi Köztársaságra, Franciaországra, Olaszországra, Hollandiára, Belgiumra, Dániára és az Egyesült Királyságra.

Az első vizsgálat néhány kiválasztott termékre terjedt ki. Ez mérhetővé tette az EGK-tagállamaiban az integráció fokának mérését és az egyes ágazatok szerepének becslését. A második elemzés a végső felhasználás összetevőinek közvetlen és közvetett importkeltő hatását regisztrálta; a harmadik a külkereskedelmi vizsgálat felbontása EGK- és nem EGK-országok szerint; a negyedik az előző vizsgálat megismétlése, de ennél a vizsgálatnál mértékegységként az ECU (European Unit of Account – Európai Egységelszámolás) szolgált. A vizsgálat szembeállította egymással az egyes országok importját és bruttó nemzeti termékét. Az alkalmazott mutatószám: az egyes tagországoknak más tagországokra gyakorolt termelés-generáló hatása.

Dr. Csepinszky Andor „The use of input-output techniques in Hungary” (Az input-output módszer alkalmazása Magyarországon) című előadása rövid történeti áttekintés után, négy nagy terület szerint csoportosította az alkalmazásokat, és adott példákat:

1. gazdasági termelékenység elemzések: a tőke és az élő munka szembeállítása a hozadékokkal, aminek lényege a szervezeti szemlélettel szemben a termékcsoporthoz viszonyított érvényesítése;
2. a gazdasági tényezők szerkezete és időbeli alakulása: a halmozott mutatók betekintést engednek a végső felhasználás szerkezetébe;
3. árrendszer-kutatások, árszorozók bevezetése elsődleges ráfordítások hozadéki arányai alapján;
4. az említett alkalmazások hasznosítása nemzetközi összehasonlításokra.

Az előadást a további fejlődés körvonalazása zárta le, amelyet az előadó az alábbiakban foglalt össze: dinamizálás; a termelési függvény általánosítása; az exogén változók „endogenesítése”; a jövedelemeloszlás

figyelembevétele az értékképzésre alapozott vizsgálatok esetében.

A negyedik előadás *M. Demotes-Mainard* és *H. Passeron* „Input-Output tables in econometric models for French planning (Input-output táblák az ökonometriai modellekben a francia tervezésben) címmel hangzott el. A szerzők rámutattak arra, hogy már a háború utáni újjáépítési program kidolgozásakor is egyszerű input-output modellt használtak Franciaországban. Azután következett a FIFI-modell (6. és 7. tervidőszak), jelenleg pedig hosszú lejáratra a DMS-, rövid lejáratra a METRIC-, részletes előrejelzésre a PROPAGE-modelleket alkalmazzák a tervezésben. A francia népgazdasági elszámolásokból évenként input-output táblákat készítenek folyó és változatlan áron. A PROPAGE-t 1959-től 1980-ig terjedő idősorok alapján becslik, 36 ágazat és 35 jószág részletezésben. A végső felhasználást ágazati magatartási relációkra alapozzák, és az import, valamint a termelési tényezők összefüggéseit foglalja magában. Az input-output tábla invertálása elvezet az egyes ágazatok bruttó termeléséhez, hozzáadott értékeihez és a folyó termelő felhasználás bontásához. Az 1296 technológiai együttható nem endogén jellegű, de trendekre alapozódik, és időről időre szakértői tanácsok szerint módosul. Az árszint meghatározását a termelési kapacitásokra gyakorolt nyomással szemben álló vállalati profit erősen befolyásolja. Ezt a nyomást a tőke termelékenysége képviseli, amely ily módon a modellben központi szerephez jut. A tőkefelhalmozás figyelembevétele működőképessé teszi a modellt az egymást követő években. A foglalkoztatottság fokozatosan alkalmazkodik a kereslet kielégítéséhez, tekintetbe véve a tőkeállományt.

A METRIC negyedéves modell, melyben az input-output tábla 11 ágazatból és 10 termékcsoporthoz áll (a teldoigozó ipar egy szektort alkot). Specifikációja a „putty-clay” (a múltban képlékeny, a jövőben kötött) típusú termelési függvényre támaszkodik, melyben a beruházás főként a gyorsító tényezőtől és a tényezők költségarányaitól függ. A pénzügyi szektor befolyása szintén jelentős.

A DMS éves, a tőkét évjáratok szerint elszámoló gazdasági modell középlejratú előrejelzésekre, amelyben a feldolgozó ipar három alszektorra bomlik. A rendszer „clay-clay” (a múltban és a jövőben egyaránt kötött) típusú termelési függvényen alapul, ahol a beruházás főként a gyorsító tényező, a profitráta alkalmazásától függ.

K. R. Polenske „Designing, constructing and implementing multiregional models” (Sok régióból álló modellek tervezése, szerkesztése és készítése) című előadásában kettős célt tűzött maga elé. Az előadás első részében

általános megfontolásait fejtette ki a modelltervezésről, -szerkesztésről és -készítésről. Az előadás második részét az osztályozás és az adatfelhasználás egyes meghatározott problémáinak szentelte. Ennek során a következő megfontolásokat hangsúlyozta:

1. a kölcsönös összefüggések explicit specifikálása;
2. az empirikusan ellenőrzött gazdasági modellekből származó ráfordítási adatok fontossága; az elszámolások rendszerezése a munka fontos része: a multiregionális és a nemzeti elszámolások rendszerezése eltérő lehet;
3. jóllehet az elszámolási keret és a modell egy-egyének tűnik, igen sok kölcsönös összefüggést tartalmazhatnak, melyeket szimultán kell tárgyalni;
4. a multiregionális modellek közül az input-output rendszer áll a legközelebb a gazdasági elszámolási kereslethez;
5. az elemzők egyre mesterkétebbé válnak, amint megkísérik a multiregionális modelleket összekapcsolni;
6. a sok régióból álló modell kifejlesztése megköveteli a gazdaságelméletben, az adatokban, a számítástechnikában rejlő lehetőségek és korlátok, valamint a gazdaságpolitika és az elmélet közötti összefüggések ismertetését;
7. mindig figyelembe kell venni a történelmi összefüggéseket és az intézményi szerkezetet.

B. Meyer „Structural policy with econometric input-output models?” (Szerkezeti politika ökonometriai input-output modellekkel) című előadásában rámutatott arra, hogy az ágazati politika rendszerint csupán eléggé gyenge elméleti alapokra épül. Megkockáztatta azt az állítást, hogy ökonometriai modell alkalmazásakor az elmélet hiánya kompenzálható. Olyan makrogazdasági modellekre van szükség, amelyek az ágazatközi összefüggéseket mutatják. Lényeges vonása e modelleknek: az állandó ráfordítási együtthatók, valamint a fogyasztási és beruházási hányadok feltételezésének elvetése. Néhány megfontolás az ökonometriai input-output modell esetében az óvatos fejlesztést sugallja. Az input-output táblák idősorai kizárólag mechanikus számítási eljárásokkal (RAS, MODOP) állíthatók elő, és az ökonometriai input-output modellek nem tekinthetők úgy, mint a termelési szerkezetre vonatkozó határozott elméletek. A dezaggregálásnak nincsenek kritériumai. Az ágazati politika eszközeként csupán a teljesen integrált modell jön számításba, ártól függő ráfordítási együtthatókkal és endogén jellegű árakkal. A ráfordítási együtthatók függvényeinek specifikációjáról folytatott vita nem tekinthető lezártnak. A teljesen integrált input-output modell szükségképpen nagymértékben interdependens, nem lineáris és igen terjedelmes modell. Ennek használata előrejelzésre sokkal nagyobb hibát rejt magában, mint az aggregált modellé.

O. Bjerkholdt „Experiences in using input-output techniques for price calculations” (Tapasztalatok az input-output technika alkalmazásáról árszámításoknál) című előadása bevezetőjében hangsúlyozta, hogy az in-

put-output modellek használata a gazdaságpolitikában Norvégiában már hosszú múltra tekint vissza.

Az input-output modellek kísérleti felhasználása gazdaságpolitikai célokra 1950-ben kezdődött, annak az átfogó input-output elszámolási rendszernek keretében, amelyet a Központi Statisztikai Hivatal fejlesztett ki Ragnar Frisch irányításával. 1960-ban készült el a MODIS-modell, amelyet főként a Pénzügyminisztérium hasznosított. Ez a modell 20 éven át volt a rövid és középlejratú gazdaságpolitika fő eszköze. Norvégiában a részletes input-output modell ugyanazt a szerepet töltötte be, mint más országokban az aggregált ökonometriai modellek. Az eredeti MODIS-modell árösszefüggéseket nem tartalmazott. Input-output ármodellel 1965-ben bővítették azt. Az ezt követő években tökéletesítették, és jelenlegi formájában 1973 óta MODIS IV. modellként létezik. Az ármodell fő jellemvonásai: a gazdasági ügyletek részletes leírása, a „védett” és „exponált” ágazatok megkülönböztetése (az infláció skandináv sémája), a kormányzati eszköztár (a közvetett adók, támogatások, hatósági árak stb.) részletes reprezentálása.

1965-ben szakértői bizottságot létesítettek, hogy a jövedelemelszámolásokhoz 1966-ban háttéranyagot készítsen. A bizottság egy kis méretű input-output modellt szerkesztett mint a MODIS-ármodell didaktikai célokra egyszerűsített változatát. A modell segítségével végzett számítások mutatták az alternatív jövedelemelszámolások következményeit, az árakra és a reáljövedelmekre gyakorolt hatásokon keresztül. (Később a szakértőbizottságot egy a szakszervezetek, a munkáltatók és a mezőgazdasági szervezetek képviselőiből álló bizottság helyettesítette.)

Az 1973–1974. évi olajárrobbanást követően a norvég kormány más gazdaságpolitikát követett, mint az OECD-országok többsége. A foglalkoztatottságot és a növekedési ütemet magas szinten tartotta, az inflációs nyomást pedig aktív ár- és jövedelempolitikával ellensúlyozta. A kormány garantálta a reáljövedelem növekedését, ugyanakkor ellenőrzés alatt tartotta az infláció mértékét. Ez az árpolitikai eszközök finom hangolását követelte meg, melyekre a MODIS IV modell igen alkalmas eszköznek bizonyult.

W. Hafkamp és P. Nijkamp „Input-output analysis in an integrated spatial economic-environmental system” (Input-output elemzés egy integrált területi gazdasági környezeti rendszerben) című előadása azzal foglalkozott, hogy integrált rendszerek szerkesztésénél az almodellek gyakran nem alkalmasak átfogó keretbe foglalásra. Ennek okai:

1. tényezőkben: a gazdasági elemzéseket rendszerint nemzeti szinten hajtják végre, a környezeti elemzés rendszerint részben dezaggregált vagy kife-

jezetten lokalizált, a társadalompolitikai elemzés pedig közbenső helyzetet foglal el;

2. a változók természetében: a gazdaságelemzésben a változók mennyiségi, a társadalompolitikai elemzésben minőségi jellegűek; a gazdasági és az ökológiai ciklusok periódusai teljesen különbözők.

Az előadás rámutatott, hogy mindezek ellenére szerkeszthető integrált környezeti modell, mégpedig három lépésben. Az első szint egy egyszerű modell, a cél és a kör definiálásával és a probléma szerkezetére vonatkozó előfeltevésekkel. Ezen a szinten a Triple-Layer-Projection (Háromrétegű előrejelzés) bevezetése lényeges. Ezután a második szinten koncepciósi modellt kell szerkeszteni. Ez elméleti jellegű, itt a változók és az összefüggések számszerűsítése nem lényeges. A harmadik szint a mérési problémákat öleli fel, és a koncepcionális modell operatívá tételét jelenti. Az előadás behatóan tárgyalja az operatívá tétel módjait.

Az alkalmazott Triple-Layer-Modell lényegében egy nemzeti regionális gazdasági; egy regionális ágazati foglalkoztatottsági és egy környezetszennyezési modellből áll (az utóbbi az energiaáramlást is ábrázolja), és a modell szempontjából kulcsfontosságú az input-output elemzés szerepe.

A nemzetgazdasági modell – az ún. SECMON-modell linearizált változata a holland gazdaságra – egy interregionális modellhez kapcsolódik 5 régióval és 23 szektorral.

A munkapiac modell a foglalkoztatottságot írja le régiók és szektorok szerint. A munkaerőkeresletet az input-output rész ábrázolja. Itt fontos elemek a bruttó termelés, a kapacitás és a tőkeintenzív szektorok kapacitásfelhasználása, valamint az importhelyettesítés. A munkaerő-kínálatot a munkabérek, az árakon és a jövedelemnövekedésen keresztül tárgyalja a modell.

A szennyezési modell a levegőszennyező anyagok kibocsátását írja le. A szennyezés elleni technológiák bevezetése szintén szerepel a modellben.

V. Bulmer-Thomas „Application of input-output analysis for developing countries” (Input-output elemzés alkalmazása a fejlődő országokra) című előadásának bevezetőjében utalás történik arra, hogy néhány fejlődő ország igyekszik a piaci erők szabad és korlátlan működését elkerülni. Ezeknél a Pareto-féle optimális feltételek még közelítően sem teljesülnek, és a jövedelemelosztás következményei rendszerint nem láthatók előre. Csupán néhány fejlődő ország képes arra, hogy forrásait központi tervezéssel ossza fel, a többi fejlődő országban hiányoznak az ehhez szükséges adminisztratív és intézményi keretek.

A fejlődő országok többsége előnyben részesíti a decentralizált tervezés valamilyen formáját, melyben az állam lefekteti a gazdasági tevékenység átfogó céljait, a részle-

teket a piac szabad működése határozza meg. A keret, természeténél fogva, az egész gazdasággal foglalkozik, ugyanakkor izoláltan adódhatnak szűk kínálati keresztmetszetek. Ilyenkor az erősen aggregált makromodellek használata nem megfelelő. A fejlődés általában a kínálati oldalról korlátozott, ezért csupán sokszektoros keret tudja visszaadni a szükséges részleteket. Az input-output elemzés tehát elengedhetetlen, az input-output modell alkalmas módosításával a valósággal nem egyező feltételezések elkerülhetők.

A hasznosítás tekintetében megfelelőnek bizonyultak a jövedelemelosztás, a foglalkoztatottság, a technológia megválasztása és az inflációra vonatkozó input-output elemzések. A közép- és hosszú lejáratú tervezés használati kicsi. Az input-output elemzés szerepéhez jut az új makrogazdaságtanban. Az „új ortodox” felfogás *L. Taylor* és más brazil közgazdászok munkásságára támaszkodva, a rövid lejáratú stabilizációs politikát tárgyalja.

A jövő fő problémája az input-output modellben a reálfolyamatok és a pénzügyi oldal integrálása. A legnagyobb gyengeség a rögzített árak feltételezése a mennyiségi körforgásban, miközben a rendszer nem vesz tudomást a keresleti oldal valuta és pénzügyi vonatkozásairól. Az előadás befejező részében a szerző az előrehaladás lehetőségeit latolgatta ezeken a területeken.

G. Fink „International comparisons with input-output methods” (Nemzetközi összehasonlítások input-output eljárással) című előadása összefoglalta a csaknem minden input-output összehasonlításnál jelentkező leg-

fontosabb problémákat. Ezek az input-output táblák esetén a szerkesztésből és a definíciókból adódó eltérések, az arányokból adódó különbségek és végül az indexek problémája.

A konferencia utolsó előadása *R. E. Kutscher* „Employment projections in the US economy using input-output techniques” (Foglalkoztatottsági előrejelzés az Egyesült Államok gazdaságára input-output eljárás alkalmazásával) című dolgozata volt. Az előadó azokról a vizsgálatokról adott rövid, elsősorban módszertani áttekintést, amelyek az Egyesült Államok Munkaügyi Hivatalában folynak, és a foglalkoztatottság terén fennálló problémák megoldásához, illetve a megoldásként adódó stratégiák kidolgozásához adnak segítséget. Az előadás kifejezetten a gyakorlati megfontolásokat állította előtérbe. Módszeresen tárgyalta az input-output táblák szerkesztésekor és hasznosításakor felmerülő nehézségeket. Érintette a témakör gazdasági és társadalompolitikai tartalmi vonatkozásait. Mondanivalóját gazdagon illusztrálta a gyakorlatból merített adatokkal.

*

R. Stäglin professzor és a Társaság munkatársainak érdeme az ülészak nagyvonalú, zökkenőmentes lebonyolítása. Ez lehetővé tette, hogy az egyes témákat érdemeiknek megfelelően, igen tartalmas eszmecserék keretében tárgyalják meg a résztvevők, és a levont következtetések az input-output eljárás további tökéletesítését, amint az az egyik előadásban elhangzott, „finom hangolását” előmozdítsák.

SZEMÉLYI HÍREK

Kitüntetések. A Központi Statisztikai Hivatal elnöke *Kovács Tamásné dr.-nak* a Nemzetközi Kapcsolatok önálló osztálya osztályvezető-helyettesének eredményes munkája elismeréséül a Magyar Népköztársaság Minisztertanácsa 1006/1977. (II. 17.) Mt. h. sz. határozatával alapított

KIVÁLÓ MUNKAÉRT

kitüntetést adományozta.

A Központi Statisztikai Hivatal elnöke a Szervezési és Vezetési Tudományos Társaság főtitkárának javaslatára, a Társaságban kifejtett munkája elismeréséül a Magyar Népköztársaság Minisztertanácsa 1006/1977. (II. 17.) Mt. h. sz. határozatával alapított

KIVÁLÓ MUNKAÉRT

kitüntetést adományozta *Péterffy Tibornak*, az Iparstatisztikai főosztály munkatársának.

A Kommunista Ifjúsági Szövetség Központi Bizottsága a Nagy Októberi Szocialista Forradalom 65. évfordulója alkalmából *dr. Ury Lászlót*, a Központi Statisztikai Hivatal KISZ Bizottságának titkárát

ARANYKOSZORÚS KISZ JELVÉNNYEL

tüntette ki, az ifjúsági mozgalomban végzett eredményes tevékenységéért.

Az Országos Testnevelési és Sporthivatal elnöke a Nagy Októberi Szocialista Forradalom 65. évfordulója alkalmából

KIVÁLÓ TÁRSADALMI MUNKAÉRT

kitüntetésben részesítette *Szappan Ferencet*, a KSH Nógrád megyei Igazgatóság főelőadóját a testnevelési és sportmozgalom fejlesztése érdekében végzett kiemelkedő munkája elismeréséül.

SZERVEZETI HÍREK – KOZLEMÉNYEK

Aktívaértekezlet. A Központi Statisztikai Hivatal MSZMP-szervezete 1983. január 24-én aktívaértekezletet tartott.

Az ülésen *Nyitrai Ferencné dr.* államtitkár, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke ismertette a Hivatal 1982. évi munkájának eredményeit, és vázolta az 1983. év főbb feladatait.

Az értekezlet elnökségének tagjai voltak: *Perczel György*, az MSZMP Központi Bizottsága Gazdaságpolitikai Osztályának osztályvezetője, *Barta Barnabás*, a KSH elnökhelyettese, *dr. Kiss Albert*, a KSH elnökhelyettese, *Pesti Lajos*, a KSH elnökhelyettese, *Záhorzik Teréz*, az MSZMP II. kerületi Bizottságának titkára, *Dénes Antal*, az MSZMP Központi Statisztikai Hivatali Bizottságának titkára (az ülés elnöke), *Juhász János*, a Számítástechnika Alkalmazási Vállalat vezérigazgatója, *Kőrösi Jenő*, a Közalkalmazottak

Szakszervezete Központi Vezetőségének titkára, *Turzó Lászlóné*, a KSH Szakszervezeti Bizottságának titkára, *dr. Ury László*, a KSH KISZ Bizottságának titkára. (Az aktívaértekezleten elhangzott beszámolót a *Statisztikai Szemle* 1983. évi 4. száma közli.)

Vitaülés. A Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai Bizottsága 1982. december 8-án vitaülést tartott, melyen *dr. Kádás Kálmán* Állami Díjas ny. egyetemi tanár, a Statisztikai Bizottság alelnöke elnökölt. Az ülésen a magyar árstatisztikai rendszer továbbfejlesztésének kérdéseit vitatták meg, melyről *dr. Kiss Albert*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese tartott előadást. A vitaülés korreferensei *dr. Drechsler László*, az Országos Tervhivatal Tervgazdasági Intézetének igazgatóhelyettese, *dr. Kupcsik József*, a Marx Károly Közgazdaságtudományi Egye-

tem docense, *dr. Radnóti Éva*, az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének főmunkatársa, *dr. Spilák Ferenc*, az Országos Anyag- és Árhivatal elnökhelyettese voltak. Az előadást és a korreferátumokat több hozzászólás követte.

A Nemzetközi Népeségtudományi Unió (International Union for the Scientific Study of Population – IUSSP) új bizottságot alakított, amely a demográfiai ismereteknek a népesedéspolitikai kialakításában és a tervezésben való felhasználásával foglalkozik. A bizottság – melynek elnöke *Raul Urzua* (Chile) – 1982. december 8. és 10. között tartotta első ülését Liege-ben.

1983–1984-ben a bizottság elsősorban Dél- és Délkelet-Ázsia, valamint Latin-Amerika országainak problémáival, az 1985–1986-os időszakban az afrikai, a nyugat-ázsiai országok és a fejlett országok problémáival foglalkozik.

Az ülésen részt vett *dr. Andorka Rudolf* kandidátus, statisztikai főtanácsos, a Központi Statisztikai Hivatal osztályvezetője, akit az Unió a bizottság tagjává választott.

Energiastatisztikai szakértői értekezéslet. Az ENSZ Európai Gazdasági Bizottsága 1982. december 13–14-én energiastatisztikai szakértői értekezésletet rendezett Genfben. Az értekezésleten 11 ország küldöttein kívül több nemzetközi szervezet (EGK, OECD, GATT), valamint az EGB Titkárságának képviselői vettek részt. A szakértők az energetikai érdekek képzésének és az energetikai osztályozások finomításának, továbbfejlesztésének kérdéseit vitatták meg. A Titkárság az értekezéslet eredményeiről az Európai Statisztikusok Értekezlete előtt be fog számolni.

Az értekezésleten a Központi Statisztikai Hivatal részéről *dr. Herczeg András* osztályvezető vett részt.

Tudományos értekezés nyilvános vitája. A Magyar Tudományos Akadémia Tudományos Minősítő Bizottsága 1982. október 15-én tartotta meg *Szilágyi György* statisztikai főtanácsos, a KSH osztályvezetője „Makrogazdasági kategóriák nemzetközi összehasonlításának statisztikai módszerei” című doktori értekezésének nyilvános vitáját. Az értekezés opponensei *Drechsler László*, a közgazdaságtudományok doktora, *Párniczky Gábor*, a közgazdaságtudományok doktora és *Román Zoltán*, a közgazdaságtudományok doktora voltak. (A vita ismertetésére visszatérünk.)

Iparstatisztikai évkönyv, 1981. A kiadvány összefoglaló adatai és az ipar szerkezetének változását bemutató táblák az 1975–1976-tól 1981-ig terjedő időszak adatait mutatják be,

az évkönyv többi táblája az ipar 1981. évi általános és szakmai részletezésű adatait közli. A kiadvány a táblák fej- és oldalrova- tait orosz és angol nyelven tartalmazó változatban is megjelent.

(Iparstatisztikai évkönyv, 1981. Készült a KSH Iparstatisztikai főosztályán. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 407 old.)

A Társadalomstatisztikai Közlemények sorozatban megjelent az *Életkörülmények, lakásvizonyok* c. kötet. A kiadvány az 1978. évi életmód–életkörülmények felvétel alapján elemzi a háztartások társadalmi és demográfiai ismérvek szerinti megoszlását, a háztartások lakásainak minőségi jellemzőit, a lakásszerzés formáit, a háztartások háztartási gépekkel és kulturális eszközökkel való ellátottságát, valamint a lakások felszereltségét, a háztartások gépkocsi-, üdülő- és üdülőtelek tulajdonát. A kötet módszertani útmutatót is közöl. Az elemzést bő táblaanyag egészíti ki.

(Életkörülmények, lakásvizonyok. Társadalomstatisztikai Közlemények. Készült a KSH Társadalmi Statisztikai főosztályán. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 361 old.)

Lakásépítés és megszűnés 1981. Az összefoglaló, visszatekintő adatokat tartalmazó bevezető után a kiadvány részletes adatokat közöl az 1981. évi lakásépítésről és -megszűnésről. Külön fejezetben szerepelnek a megyék és a városok adatai, a településcsoportok adatai; a tervezési–gazdasági körzetek adatai, valamint az épített üdülőegységek adatai. Az 1981. évi területi adatokat az 1979. január 1-i államigazgatási területbeosztás szerint tartalmazza a kiadvány.

(Lakásépítés és megszűnés 1981. Készült a KSH Beruházási és Építőipari Statisztikai főosztályán. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 258 old.)

A statisztikai hivatalok és nemzetközi szervezetek statisztikai tevékenységéből c. sorozat 55. száma „Az ESZR-környezetben működő ASZGSZ adatbank létrehozásának és alkalmazásának típus-rendszerterve” címmel jelent meg. Az anyagot a KGST Statisztikai Együttműködési Állandó Bizottsága munkatervének megfelelően „Az ESZR-környezetben működő adatbank létrehozásának és alkalmazásának feladatterve” alapján az Ideiglenes Nemzetközi Tudományos Kutató Kollektíva dolgozta ki.

(Az ESZR-környezetben működő ASZGSZ adatbank létrehozásának és alkalmazásának típus-rendszerterve. Statisztikai hivatalok és nemzetközi szervezetek statisztikai tevékenységéből. (Ismertetések és fordítások.) 55. sz. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 73 old.)

A „Szeminárium az új feltételek mellett működő statisztikai adatgyűjtési és feldolgozási rendszerekről” című 56. kötet a Mőszk-vában 1981. szeptember 21. és 25. között e

tárgyban tartott nemzetközi szemináriumról készült jelentés anyagát tartalmazza.

(Szeminárium az új feltételek mellett működő statisztikai adatgyűjtési és feldolgozási rendszerekről. Statisztikai hivatalok és nemzetközi szervezetek statisztikai tevékenységéből. (Ismeretések és fordítások.) 56. sz. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 122 old.)

A statisztikai hivatalok és nemzetközi szervezetek statisztikai tevékenységéből című sorozat újabban megjelent kötete: Az Európai Gazdasági Bizottság Európai Statisztikusok Értekezlete 30. plenáris ülésén előterjesztett két elvi-módszertani téma alapszövegei, a kiegészítő hozzászólások és az elhangzott vita összegzése.

A kötetben ismertetett két elvi-módszertani téma: a statisztika felhasználói igényekhez való adaptálásának módjai és módszerei, illetve a teljes körű felvételek – különösen a népszámlálások és lakásösszeírások – teljes vagy részleges helyettesítése adminisztratív nyilvántartások felhasználásával. (A magyar Központi Statisztikai Hivatal a második téma vitájához nyújtott be beszámolót.)

(Az Európai Gazdasági Bizottság Európai Statisztikusok Értekezlete 30. plenáris ülésén előterjesztett két elvi-módszertani vita alapszövegei, a kiegészít

tő hozzászólások és az elhangzott vita összegzése. Statisztikai hivatalok és nemzetközi szervezetek statisztikai tevékenységéből. (Ismeretések és fordítások.) 57. sz. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 124 old.)

Kiadványok. A közelmúltban a következő kiadványokat jelentette meg a Központi Statisztikai Hivatal:

Háztartásstatisztika, 1981. (Készült a KSH Közgazdasági főosztályán.) Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 143 old.

A fogyasztói árak változása a lakosság főbb rétegeinél 1981-ben és 1982. I–V. hónapban. (Készült a KSH Közgazdasági főosztályán.) Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 81 old.

Lakásépítés és -megszűnés. (Készült a KSH Beruházási és Építőipari Statisztikai főosztályán.) Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 258 old.

A Statisztikai Időszaki Közlemények sorozat a következő újabb kötettel gazdagodott:

Vadgazdálkodás, vadászat. (Statisztikai Időszaki Közlemények 496. (1982/2.). Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1982. 56 old.)

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM*

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

HADLEY, L.:

A MUNKAERŐ-KÍNÁLAT MIKROÖKONÓMIAI ELEMZÉSE

(A microeconomic analysis of labor supply incorporating the price level as an independent variable.)
— *Nebraska Journal of Economics and Business*. 1982.
3. sz. 1–14. p.

A munkaerő-kínálati modellek legtöbbjének közös vonása, hogy feltételezik az árszínvonal állandóságát. A modellek egy részében ez a feltevés explicit módon is megjelenik, de implicit módon rendszerint azokban a modellekben is jelen van, amelyek ár-változót nem tartalmaznak. A változatlan árszínvonalra vonatkozó feltevés felveti azt a kérdést, hogy a munkások munkaerő-kínálatuk kialakítása során a nominálbérek vagy a reálbérek változásához igazodnak-e. (A változatlan árszínvonal feltételezése csak az első esetben indokolt.) A szerző mikroökonomiai elemzési módszerrel, keresztmetszeti adatok alapján kísérli meg, hogy választ adjon a fenti kérdésre.

Kiindulási pontul a neoklasszikus gazdaságelméletet választja, amely a reálbért tekintve a munkaerő-kínálat legfontosabb meghatározójának, s az elemzés során elválasztja egymástól a reálbér jövedelemre gyakorolt hatását és a helyettesítési hatásokat. Az általános neoklasszikus modellt Hadley tovább bővíti azzal, hogy a reálbér növekedési ütemét két komponensre bontja: a nominálbér növekedési ütemére és az áremelkedés változójára. Az így kialakított modell alkalmas az alaphipotézis ellenőrzésére, hiszen ha a számítások azt mutatják, hogy az árszínvonal változása szignifikáns negatív hatást gyakorol a munkavállalás valószínűségére, akkor bizonyítottnak tekinthető, hogy a munkaerő-kínálat a reálbérektől függ, ha viszont ez a hatás nem szignifikáns nagyságú, akkor az

alternatív hipotézist kell elfogadni, miszerint a munkaerő-kínálat a nominálbérek függvényében alakul.

A hipotézisellenőrzés regressziós modell segítségével történik, amelynek függő változója normális eloszlású indexváltozó (Z), amely az alant felsorolt független változók lineáris kombinációjaként adódik. Lényegében a munkavállalás valószínűségét jelzi, mert a munkavállalási döntés során összehasonlításra kerül azzal az U küszöbértékkel, amelyet minden háztartásfő saját hasznfüggvénye alapján határoz meg. Ha $Z > U$, az adott egyén a munkavállalás mellett dönt, ha $Z < U$, akkor nem vállal munkát.

A modell független változói:

1. az idő lehetőségköltsége (a neoklasszikus gazdaságelmélet kategóriája: azt az összeget jelenti, amelyért az egyén munkaerejét a munkaerőpiacon értékesítheti), a mintában szereplő munkavállalók esetében egyszerűen a nominálbér; a bér munkát nem végző háztartásfők esetén ezt az értéket a szerző becsléssel állapítja meg, az idő lehetőségköltségét az iskolázottság és a munkában szerzett tapasztalatok függvényeként számítja ki (a felhasznált paraméterek a munkavállalók adatai alapján végzett regresszió-számítás eredményel);
2. az árszínvonal változója;
3. a nem munkabérből származó jövedelem változója;
4. a háztartásfő életkora;
5. a háztartásfő családi állapota;
6. a család nagysága;
7. a faji hovatartozás;
8. a háztartásfő neme.

A fenti modell paramétereinek becslésére szolgáló alapadatok nagy része a michigani egyetem jövedelemdinamikára vonatkozó mintavételes vizsgálatából származik. Egyetlen olyan változó van, amelynek értékei ebből a felvételből nem állapíthatók meg, s ez éppen az árszínvonal változója. Szerencsére a Munkaügyi Statisztikai Hivatal (Bureau of Labor Statistics) azonos időpontra, 1969–

* A *Statisztikai Szemle* 1962. júliusi számától kezdődően a „*Statisztikai Irodalmi Figyelő*”-ben a külföldi statisztikai könyvek és folyóiratcikkek ismertetését havonta közli.

A *Külföldi statisztikai irodalom* egyes fejezetein belül az anyag általában könyv- és folyóiratcikkek ismertetésekre tagolódik. (Ezeket * választja el egymástól.) Az ismertetések szerzők, illetve ahol szerző nincs, a címek betűrendjében következnek egymás után.

1970-re vonatkozóan közli negyven város családjainak jövedelemcsoportonkénti megélhetési költség indexeit, s ebből kiválasztható 1440 olyan háztartás, amely mindkét vizsgálatban szerepel. Az ő adataik alapján végzi el a szerző a modell paramétereinek becslését.

A paraméterbecslés maximum-likelihood módszerrel történik. A paraméterek összességükben szignifikánsan különböznek nullától, amint azt a likelihood arányteszt igazolja. Az egyenletbe felvett változók együttesen 85,8 százalékban magyarázzák meg a háztartásfők munkaerő-kínálattal kapcsolatos viselkedését, ami szintén azt mutatja, hogy a modell specifikációja jónak tekinthető.

A demográfiai státus jellemzésére használt változók paraméterei az előzetes várakozásokkal összhangban alakulnak. A háztartásfő életkorának paramétere szignifikánsan negatív, jelezve ezzel, hogy az életkor emelkedésével csökken a gazdasági aktivitás. A családi állapot paramétere szintén szignifikánsan mutatja, hogy a házasságban élők nagyobb valószínűséggel vállalnak munkát, mint az egyedül élők. Ez feltehetőleg a család iránt érzett felelősségérzettel magyarázható. A családnagyság paramétere nem szignifikáns nagyságú. Ez valószínűleg nem abból következik, hogy a család nagysága nem befolyásolja a háztartásfő munkavállalási döntését, hanem abból, hogy hatása némileg ellentmondásos. A sok eltartott egyrészt munkavállalásra ösztönöz, másrészt viszont a háztartási munkák megnövekedése folytán akadályozza is a házon kívül végzett rendszeres munkát. Férfiak esetében feltehetőleg az ösztönzés, nőknél viszont az akadályozó hatás erősebb. Mivel ez a minta nem volt nemként szétválasztva, elképzelhető, hogy a két ellentétes irányú hatás semlegesítette egymást. A faj és a nem paramétere egyaránt szignifikánsan negatív, ami azt mutatja, hogy a munkavállalás valószínűsége – a velük szemben érvényesülő diszkrimináció miatt – a nem fehér bőrűek és a nők esetében egyaránt alacsonyabb, mint a fehéreké, illetve a férfiaké.

A munkabér paramétere szignifikánsan pozitív, a nem munkabérből származó jövedelem paramétere szignifikánsan negatív, összhangban a neoklasszikus elmélettel, amely bizonyítja a nominálbérek pozitív és a nem munkabérből származó jövedelmek negatív hatását a munkavállalási döntésekben. Új tudományos eredménynek számít viszont a munkaerő-kínálat paraméterének szignifikánsan negatív értéke, ami azt jelzi, hogy a munkaerő-kínálatot nemcsak a nominálbér befolyásolja, hanem a reálbér alakulásának mindkét komponense, tehát az árszínvonal alakulása is. Azokon a területeken, ahol a nominálbérek növekedési üteme viszonylag

magas és (vagy) a megélhetési költségek növekedése viszonylag alacsony, nagyobb valószínűséggel jelentkeznek új munkavállalók, mint ott, ahol viszonylag lassan nőnek a nominálbérek és (vagy) viszonylag gyorsan emelkedik az árszínvonal.

A szerző abban látja ennek az összefüggésnek a jelentőségét, hogy így remény van a munkaerőpiaci egyensúly létrejöttére. Számos közgazdásznak az a véleménye, hogy a nominálbérek folyamatos növekedése előidézi a munkaerő túlkínálatát, s ezzel tartós egyensúlyhiányt hoz létre a munkaerőpiacon. Becslési eredményeit Hadley bizonyítéknak tekinti arra, hogy az infláció semlegesítheti a nominálbérek emelkedésének munkaerő-kínálatot növelő hatását, megvan tehát az esélye az önszabályozó mechanizmusok munkaerőpiaci működésének.

(Ism.: Kuti Éva)

HUJER, R. – KNEPEL, H.:

TÁRSADALMI-GAZDASÁGI JELZŐSZÁMMODELLEK SPECIFIKÁCIÓJA ÉS BECSLÉSE

(Spezifikation und Schätzung sozioökonomischer Indikatormodelle.) – *Allgemeines Statistisches Archiv*, 1982. 2. sz. 174–194. p.

Makroökonómiai modellek specifikációjakor gyakran igen összetett fogalmak, egyetlen változó segítségével pontosan meg sem határozható jelenségek leírására is szükség van. Ilyen fogalmak például a jólét, az iskolázottság, az egészségi állapot vagy az élet minősége. Vannak tehát olyan közvetlenül meg nem figyelhető (látens) változók, amelyek csak több, egymástól különböző mutatószámmal közelíthetők meg. Azokat a modelleket, amelyek ilyen mutatószámokat alkalmaznak változóul, társadalmi-gazdasági indikátor-modelleknek nevezzük.

A tanulmány az indikátor-modell fogalmát messzebbre indulva fejti ki. A makroökonómiai modellek általában nem ilyen összetett, hanem „egydimenziós” mutatószámokat alkalmaznak változóul, és abból a feltevésből indulnak ki, hogy az adatok nem tartalmazzanak mérési hibát. A társadalmi indikátor-modellek esetében ezek a feltevések nem állják meg a helyüket, mert itt egyrészt az elméleti konstrukció pontosabb visszatükrözésében („leképezésében”), másrészt a jelenségek mérésekor hibák fordulnak elő („errors in variables”). A fogalom komplexitásától függően, valamint az adatminőség folyamánaképpen alakul a közvetlenül megfigyelhető és mérhető változóknak a közvetlenül meg nem figyelhető (látens) változóktól való eltérése. A mérési hibák vagy szisztematikusak vagy sztochasztikusak; ez utóbbiak általában inkonzisztens és torzított paraméter-

1970-re vonatkozóan közli negyven város családjainak jövedelemcsoportonkénti megélhetési költség indexeit, s ebből kiválasztható 1440 olyan háztartás, amely mindkét vizsgálatban szerepel. Az ő adataik alapján végzi el a szerző a modell paramétereinek becslését.

A paraméterbecslés maximum-likelihood módszerrel történik. A paraméterek összességükben szignifikánsan különböznek nullától, amint azt a likelihood arányteszt igazolja. Az egyenletbe felvett változók együttesen 85,8 százalékban magyarázzák meg a háztartásfők munkaerő-kínálattal kapcsolatos viselkedését, ami szintén azt mutatja, hogy a modell specifikációja jónak tekinthető.

A demográfiai státus jellemzésére használt változók paraméterei az előzetes várakozásokkal összhangban alakulnak. A háztartásfő életkorának paramétere szignifikánsan negatív, jelezve ezzel, hogy az életkor emelkedésével csökken a gazdasági aktivitás. A családi állapot paramétere szintén szignifikánsan mutatja, hogy a házasságban élők nagyobb valószínűséggel vállalnak munkát, mint az egyedül élők. Ez feltehetőleg a család iránt érzett felelősségérzettel magyarázható. A családnagyság paramétere nem szignifikáns nagyságú. Ez valószínűleg nem abból következik, hogy a család nagysága nem befolyásolja a háztartásfő munkavállalási döntését, hanem abból, hogy hatása némileg ellentmondásos. A sok eltartott egyrészt munkavállalásra ösztönöz, másrészt viszont a háztartási munkák megnövekedése folytán akadályozza is a házon kívül végzett rendszeres munkát. Férfiak esetében feltehetőleg az ösztönzés, nőknél viszont az akadályozó hatás erősebb. Mivel ez a minta nem volt nemenként szétválasztva, elképzelhető, hogy a két ellentétes irányú hatás semlegesítette egymást. A faj és a nem paramétere egyaránt szignifikánsan negatív, ami azt mutatja, hogy a munkavállalás valószínűsége – a velük szemben érvényesülő diszkrimináció miatt – a nem fehér bőrűek és a nők esetében egyaránt alacsonyabb, mint a fehéreké, illetve a férfiaké.

A munkabér paramétere szignifikánsan pozitív, a nem munkabérből származó jövedelem paramétere szignifikánsan negatív, összhangban a neoklasszikus elmélettel, amely bizonyítja a nominálbérek pozitív és a nem munkabérből származó jövedelmek negatív hatását a munkavállalási döntésekben. Új tudományos eredménynek számít viszont a munkaerő-kínálat paraméterének szignifikánsan negatív értéke, ami azt jelzi, hogy a munkaerő-kínálatot nemcsak a nominálbér befolyásolja, hanem a reálbér alakulásának mindkét komponense, tehát az árszínvonal alakulása is. Azokon a területeken, ahol a nominálbérek növekedési üteme viszonylag

magas és (vagy) a megélhetési költségek növekedése viszonylag alacsony, nagyobb valószínűséggel jelentkeznek új munkavállalók, mint ott, ahol viszonylag lassan nőnek a nominálbérek és (vagy) viszonylag gyorsan emelkedik az árszínvonal.

A szerző abban látja ennek az összefüggésnek a jelentőségét, hogy így remény van a munkaerőpiaci egyensúly létrejöttére. Számos közgazdásznak az a véleménye, hogy a nominálbérek folyamatos növekedése előidézi a munkaerő túlkínálatát, s ezzel tartós egyensúlyhiányt hoz létre a munkaerőpiacon. Becslési eredményeit Hadley bizonyítéknak tekinti arra, hogy az infláció semlegesítheti a nominálbérek emelkedésének munkaerő-kínálatot növelő hatását, megvan tehát az esélye az önszabályozó mechanizmusok munkaerőpiaci működésének.

(Ism.: Kuti Éva)

HUJER, R. – KNEPEL, H.:

TÁRSADALMI-GAZDASÁGI JELZŐSZÁMMODELLEK SPECIFIKÁCIÓJA ÉS BECSLÉSE

(Spezifikation und Schätzung sozioökonomischer Indikatormodelle.) – *Allgemeines Statistisches Archiv*, 1982. 2. sz. 174–194. p.

Makroökonómiai modellek specifikációjakor gyakran igen összetett fogalmak, egyetlen változó segítségével pontosan meg sem határozható jelenségek leírására is szükség van. Ilyen fogalmak például a jólét, az iskolázottság, az egészségi állapot vagy az élet minősége. Vannak tehát olyan közvetlenül meg nem figyelhető (látens) változók, amelyek csak több, egymástól különböző mutatószámmal közelíthetők meg. Azokat a modelleket, amelyek ilyen mutatószámokat alkalmaznak változóul, társadalmi-gazdasági indikátor-modelleknek nevezzük.

A tanulmány az indikátor-modell fogalmát messzebből indulva fejti ki. A makroökonómiai modellek általában nem ilyen összetett, hanem „egydimenziós” mutatószámokat alkalmaznak változóul, és abból a feltevésből indulnak ki, hogy az adatok nem tartalmazzanak mérési hibát. A társadalmi indikátor-modellek esetében ezek a feltevések nem állják meg a helyüket, mert itt egyrészt az elméleti konstrukció pontosabb visszatükrözésében („leképezésében”), másrészt a jelenségek mérésekor hibák fordulnak elő („errors in variables”). A fogalom komplexitásától függően, valamint az adatminőség folyamánaképpen alakul a közvetlenül megfigyelhető és mérhető változóknak a közvetlenül meg nem figyelhető (látens) változóktól való eltérése. A mérési hibák vagy szisztematikusak vagy sztochasztikusak; ez utóbbiak általában inkonzisztens és torzított paraméter-

becslések okozói. Egyes szakértők véleménye szerint a problémák úgy oldhatók meg, hogy a „mérési hibát” tartalmazó változót kihagyják az egyenletből, vagy egy másik, ún. proxy-változóval helyettesítik. Összetett fogalmak esetében azonban ez nem mindig célra vezető: egydimenziós változók a jelenséget a maga komplexitásában nem tudják megragadni, ha egyszer a fogalom csak több mutatószámmal közelíthető meg. Az ilyenfajta megközelítés – amely a pszichológiában és a szociológiában már korábban is gyakorlatban volt – a gazdasági modellezésben viszonylag új jelenség, és a Wold-féle ún. „soft modelling” (vagyis a „puha”, nem szigorúan megfogalmazott előírásokat követő) modellezés témakörébe tartozik.

A következőkben a szerzők egy standard példával (a Friedman-féle „állandó jövedelem” példájával) illusztrálják a meg nem figyelhető változók segítségével történő ökonometriai modellezés problémáit. A modell a legkisebb négyzetek módszerével történő becsléskor torzításokat eredményez, ha a lényegében közvetlenül meg nem figyelhető „állandó jövedelem” (permanent income) helyett a megfigyelhető tényleges jövedelmet használják magyarázó változóul. Ilyen esetben a szerzők szerint normalizálási szabály bevezetésére, valamint az általános egyváltozós modellnek többváltozós esetre való általánosítására van szükség. A becslést azután a likelihood-függvény minimalizálásából levezetett ún. kritériumfüggvény segítségével végzik. Lényegében ennek egyik változatát alkalmazta Jöreskog és Goldberger 1972-ben. A realitás érdekében mindenesetre fel kell tételezni, hogy a közvetlenül meg nem figyelhető többszörös indikátorok nem egyedüli okai a jelenségek változásának, hanem ezek mellett további tényezőváltozók is szerepelnek. Azokat a modelleket, amelyek ezt a tényt is figyelembe veszik, MIMIC-modelleknek (multiple-indicator-multiple-cause models) nevezik. Ezzel a modelltypussal az elmúlt években több sikeres empirikus vizsgálatot hajtottak végre.

A tanulmány következő része az indikátormodell általános megfogalmazásával foglalkozik. Abból következően, hogy a meg nem figyelhető változók csak indikátorok segítség-

gével közelíthetők, a modellnek lényegében két részből kell állnia: a szerkezeti modellből (Strukturmodell) és a mérési modellből (Messmodell). Az előbbi a meg nem figyelhető változók közötti kapcsolatokat fogalmazza meg, míg az utóbbi a meg nem figyelhető változókat az indikátorokkal (a közvetlenül megfigyelhető változókkal) hozza összefüggésbe. A rendszernek éppen ez a kettősége jelenti az indikátor-modellek lényegét. Ebből az általános alapelvekből kiindulva sokféle modelltypus vezethető le, amelyek a faktoranalitikus modell vagy a fentebb említett MIMIC-modell, illetve a hagyományos, interdependens ökonometriai egyenletrendszer speciális eseteiként tekinthetők.

A továbbiakban a tanulmány az indikátormodellek becslésére szolgáló kétféle módszert mutatja be. Az egyik az ún. LISREL-féle megközelítés (linear structural relation models): ezt K. G. Jöreskog dolgozta ki. Lényegében az eljárás a maximum-likelihood elven alapul és a faktoranalitikus modell általánosításának is felfogható, amely a változók kovariancia-szerkezetét elemzi. Kellő nagyságú minta és normáloszlást feltüntető indikátorok esetén a paraméterbecslés hatásos. A másik bemutatott becslési módszer, a PLS-módszer (partial least squares) lényegében nem más, mint a szerkezeti és mérési modellben megfogalmazott egyenleteknek a legkisebb négyzetek klasszikus módszerével végzett iterációs becslése. H. Wold fejlesztette ki mint a főkomponens-módszer és a kanonikus korreláció-számítás általánosított módszerét, s az ún. „soft modelling” esetében alkalmazta becslési eljárásaként. A szerzők részletesen bemutatják és jellemzik a PLS-módszer többlépcsős algoritmusát.

A becslési eljárások ismertetését konkrét példa bemutatása zárja le, amelyben a munkaerőpiac alakulásának egyes összefüggéseit vizsgálják a szerzők a Német Szövetségi Köztársaságban. Végleges konklúziójuk az, hogy a becslési módszerek egymáshoz viszonyított „jósága” tekintetében még nem lehet a végső szót kimondani; ehhez további empirikus vizsgálatokra van szükség. A tanulmányt igen gazdag irodalomjegyzék zárja.

(Ism.: Nyáry Zsigmond)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

HÜBL, L. – MÖLLER, K. P.:

DEMOGRÁFIAI HATÁSOK A LAKASELLÁTÁSRA

(Demografische Einflüsse auf die Wohnungsversorgung.) – *Wirtschaftsdienst*, 1982. 4. sz. 173–176. p.

A Német Szövetségi Köztársaságban végzett felvételek szerint – a korábbi prognózi-

sokkal ellentétben – lakástulkinálat mutatkozott az 1974–1977 közötti években. E meglepő eredmény nemcsak a visszamenőleges helyzet alakulás alaposabb elemzését tette indokolttá, hanem a fejlődés átfogó értékelését és a kilátások körültekintő mérlegelését is.

becslések okozói. Egyes szakértők véleménye szerint a problémák úgy oldhatók meg, hogy a „mérési hibát” tartalmazó változót kihagyják az egyenletből, vagy egy másik, ún. proxy-változóval helyettesítik. Összetett fogalmak esetében azonban ez nem mindig célra vezető: egydimenziós változók a jelenséget a maga komplexitásában nem tudják megragadni, ha egyszer a fogalom csak több mutatószámmal közelíthető meg. Az ilyenfajta megközelítés – amely a pszichológiában és a szociológiában már korábban is gyakorlatban volt – a gazdasági modellezésben viszonylag új jelenség, és a Wold-féle ún. „soft modelling” (vagyis a „puha”, nem szigorúan megfogalmazott előírásokat követő) modellezés témakörébe tartozik.

A következőkben a szerzők egy standard példával (a Friedman-féle „állandó jövedelem” példájával) illusztrálják a meg nem figyelhető változók segítségével történő ökonometriai modellezés problémáit. A modell a legkisebb négyzetek módszerével történő becsléskor torzításokat eredményez, ha a lényegében közvetlenül meg nem figyelhető „állandó jövedelem” (permanent income) helyett a megfigyelhető tényleges jövedelmet használják magyarázó változóul. Ilyen esetben a szerzők szerint normalizálási szabály bevezetésére, valamint az általános egyváltozós modellnek többváltozós esetre való általánosítására van szükség. A becslést azután a likelihood-függvény minimalizálásából levezetett ún. kritériumfüggvény segítségével végzik. Lényegében ennek egyik változatát alkalmazta Jöreskog és Goldberger 1972-ben. A realitás érdekében mindenesetre fel kell tételezni, hogy a közvetlenül meg nem figyelhető többszörös indikátorok nem egyedüli okai a jelenségek változásának, hanem ezek mellett további tényezőváltozók is szerepelnek. Azokat a modelleket, amelyek ezt a tényt is figyelembe veszik, MIMIC-modelleknek (multiple-indicator-multiple-cause models) nevezik. Ezzel a modelltypussal az elmúlt években több sikeres empirikus vizsgálatot hajtottak végre.

A tanulmány következő része az indikátormodell általános megfogalmazásával foglalkozik. Abból következően, hogy a meg nem figyelhető változók csak indikátorok segítség-

gével közelíthetők, a modellnek lényegében két részből kell állnia: a szerkezeti modellből (Strukturmodell) és a mérési modellből (Messmodell). Az előbbi a meg nem figyelhető változók közötti kapcsolatokat fogalmazza meg, míg az utóbbi a meg nem figyelhető változókat az indikátorokkal (a közvetlenül megfigyelhető változókkal) hozza összefüggésbe. A rendszernek éppen ez a kettősége jelenti az indikátor-modellek lényegét. Ebből az általános alapelvekből kiindulva sokféle modelltypus vezethető le, amelyek a faktoranalitikus modell vagy a fentebb említett MIMIC-modell, illetve a hagyományos, interdependens ökonometriai egyenletrendszer speciális eseteiként tekinthetők.

A továbbiakban a tanulmány az indikátormodellek becslésére szolgáló kétféle módszert mutatja be. Az egyik az ún. LISREL-féle megközelítés (linear structural relation models): ezt K. G. Jöreskog dolgozta ki. Lényegében az eljárás a maximum-likelihood elven alapul és a faktoranalitikus modell általánosításának is felfogható, amely a változók kovariancia-szerkezetét elemzi. Kellő nagyságú minta és normáloszlást feltüntető indikátorok esetén a paraméterbecslés hatásos. A másik bemutatott becslési módszer, a PLS-módszer (partial least squares) lényegében nem más, mint a szerkezeti és mérési modellben megfogalmazott egyenleteknek a legkisebb négyzetek klasszikus módszerével végzett iterációs becslése. H. Wold fejlesztette ki mint a főkomponens-módszer és a kanonikus korreláció-számítás általánosított módszerét, s az ún. „soft modelling” esetében alkalmazta becslési eljárásaként. A szerzők részletesen bemutatják és jellemzik a PLS-módszer többlépcsős algoritmusát.

A becslési eljárások ismertetését konkrét példa bemutatása zárja le, amelyben a munkaerőpiac alakulásának egyes összefüggéseit vizsgálják a szerzők a Német Szövetségi Köztársaságban. Végleges konklúziójuk az, hogy a becslési módszerek egymáshoz viszonyított „jósága” tekintetében még nem lehet a végső szót kimondani; ehhez további empirikus vizsgálatokra van szükség. A tanulmányt igen gazdag irodalomjegyzék zárja.

(Ism.: Nyáry Zsigmond)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

HÜBL, L. – MÖLLER, K. P.:

DEMOGRÁFIAI HATÁSOK A LAKASELLÁTÁSRA

(Demografische Einflüsse auf die Wohnungsversorgung.) – *Wirtschaftsdienst*, 1982. 4. sz. 173–176. p.

A Német Szövetségi Köztársaságban végzett felvételek szerint – a korábbi prognózi-

sokkal ellentétben – lakástulkinálat mutatkozott az 1974–1977 közötti években. E meglepő eredmény nemcsak a visszamenőleges helyzet alakulás alaposabb elemzését tette indokoltá, hanem a fejlődés átfogó értékelését és a kilátások körültekintő mérlegelését is.

A lakásfölség keletkezésének okait vizsgálva, számos kutató olyan véleményt formált, hogy a szükséglet e téren kielégítettnek tekinthető s így a jövőben már csak bizonyos pótlási és tartalékképzési igényre lehet számítani. E nézet jellemezte – mások mellett – K. H. Biedenkopf és M. Miegel 1979-ben kiadott könyvét is („Wohnungsmarkt am Wendepunkt”. Bonn. 1979.).

Hübl és Möller tanulmánya szembeszáll ezzel az állásponttal. Kimutatják, hogy csupán látszólagos lakástúlkínálat jelentkezett, amelynek oka az időközben kialakult gazdasági recesszió, valamint a magas kamatszint volt. Következtetések alátámasztására az alábbi – hivatalos – adatok szolgáltak: az 1978-ban készült nyugat-németországi mikrocenzus és az ezzel párhuzamosan végrehajtott lakásügyi szűrőpróbák szerint – az átlagosan 2,52 főt magukban foglaló – magánháztartások száma 24,52 millió volt. A lakott lakások száma viszont ennél kevesebbet, 22,99 milliót tett ki. (A másodlakások és nyaralók beszámításával.) E két adat szembeállítására egyértelműen arra utal, hogy a kormányzati lakáspolitikai célkitűzése: „minden háztartásnak külön lakást” még nem teljesült. Az ilyen értelemben kívánatos arányok érvényesülése esetén az önálló lakással rendelkező háztartások és a lakott lakások számának ugyanis meg kellett volna egyeznie. Mindez azt bizonyítja, hogy nem kizárólag pótlási és mobilitási tartalékigény felmerülésével kell a jövőben számolni. E megállapítás helyességét kiemeli, hogy a felvételből kitűnt: a magánháztartások közül 0,75 millió albérletben élt. A mobilitási tartalék sem kielégítő mérvű egyébként, mert az üresnek talált 0,69 millió lakás kevés ehhez, különösen ha figyelembe vesszük, hogy nagy részük kevéssel korábban ürült meg, elköltözés miatt.

A Német Szövetségi Köztársaságban a hetvenes évek első harmadában a lakásépítés jelentősen fellendült: 1970-ben 555 000, a következő két évben 667 000, majd 741 000 új lakást adtak át. Az olajárrobbanást követően az átadott új lakások száma 1974-ben 600 000-re, 1975-ben pedig 437 000-re csökkent. A következő öt esztendőben ennél is kevesebb új lakás épült, számuk 409 000 és 333 000 között mozgott.

Biztató jelenségnek ítélték a szakértők, hogy 1980-ban a Német Szövetségi Köztársaságban az előző évinél 30 000-rel több, azaz 363 000 új lakás készült el és 220 000 fővel gyarapodott a saját lakásban élő népesség száma. Ennek értékelésénél figyelembe kell venni a nagyarányú bevándorlást is, amelynek nyomán 1981-re már 61,9 millióra növekedett az ország lakossága (bár a népességszám nem meghatározó jelentőségű tényező a lakáspiacon).

A lakásellátottság valóságos helyzetét nehéz a lakások és a háztartások számának szembeállításával megállapítani. (Egyelőre elég pontatlan a háztartások definíciója is.) A tanulmány szerzői főleg a következő három mutató alapján kíséreltek meg képet kapni az ellátottságról:

- az albérletben élő háztartások és az üres lakások számának összehasonlításából;
- a felnövekvő gyermekeknek a szülői lakásból való korábbi, vagy későbbi kiválására vonatkozó adatokból;
- a fiatalok önálló háztartásalapításának időbeli alakulása alapján.

Az utóbbi mutatók módosulásainak figyelemmel kísérése bonyolult feladatnak bizonyult. A hetvenes évekre vonatkozó adatok alapján mégis megállapítható volt, hogy bizonyos előrehaladás történt az ellátottság javulása irányába, bár a változás igen mérsékelt arányúnak minősült. Ezt igazolta, hogy 1972–1978 között valamivel csökkent az üres lakások száma: 758 000-ről 741 000-re módosult; az albérletben élő háztartások száma 1972–1978 között 870 000-ről 734 000-re korlátozódott, ami némi pozitív irányú fejlődést mutat. A gyermekek kiválása a szülői lakásból csak lényegtelen mértékben gyorsult, minden ellentétes feltételezéssel szemben. (Ez utóbbiról megbízható statisztikai adatok csak 1975-ig álltak a kutatók rendelkezésére.)

Bár az 1978 és 1982 közötti időszakban az újonnan alakult háztartások számát 42 000-rel túlszárnyalta az ezekben az években felépült 1 384 000 lakás, mégsem alakult ki optimális helyzet. Az adatok értékelésekor ugyanis szem előtt kell tartani, hogy országosan évente hozzávetőleg 100 000 lakást alakítanak át a Német Szövetségi Köztársaságban irodai vagy más célokra. Hasonló nagyságrendű továbbá az elöregedés miatt lakhatatlanná váló lakások kiesése. Mindezt figyelembe véve az elmúlt négy évben a lakásállomány csökkenése miatt – főleg a sűrűn lakott területeken – az ellátottság némi romlása következett be.

A kilátásokat illetően alapvető változásra nem számítanak a szakértők a lakásellátottság terén, 1978-hoz képest. (Az előrejelzések – az egyszerűség kedvéért – figyelmen kívül hagyják a bérelt, valamint az egyéni tulajdonban levő lakásokkal kapcsolatos, eltérő jellegű piaci problémákat és regionális sajátosságokat.) Az 1990-ig terjedő időszakban a lakosság szám folyamatos csökkenésével párhuzamosan, a háztartások számának némi növekedését tartják valószínűnek. Az egyéni háztartások gyarapodása várható 1990-re – 1980-hoz képest – bár e folyamat nem lesz egyenletes a különböző korcsoportúak esetében. Az előrejelzések szerint az összes felnőttnek számító korcsoportúak kö-

zül az 1980. évi 7 710 000-ról 1990-re 8 430 000-re nő a Német Szövetségi Köztársaságban az egyszemélyes háztartások száma. (Ezzel kapcsolatban felvetik a kutatók, hogy a helyes felvételek és értékelés érdekében szükséges lenne a házastársakon kívül az élettársak számbavétele is, mivel róluk nem állnak megfelelő adatok rendelkezésre. Az 1978. évi census kapcsán ugyan regisztráltak a kétszemélyes háztartásoknál egy olyan kategóriát is, amely jelezte, hogy a „háztartás feje” mellett van-e nem rokon személy is. Ez azonban nem fedti pontosan az élettársi adatokat. A felvételben a kétszemélyes háztartásoknál globálisan mintegy 8 százalék volt ezek aránya, ami csak hozzávetőlegesen tájékoztató.)

Külön modellt dolgoztak ki a magánháztartások 2000-ig terjedő számbeli emelkedésének előrebecsléséhez, amelynél abból indultak ki, hogy:

- mindkét nembeli lakosok átlagos élettartama két évvel növekszik az adott periódusban;
- a születésszám némileg mérséklődik;
- a házasságkötések az eddiginél – átlagosan hozzávetőleg – egy évvel későbbre tolnak ki;
- a felnövő nemzedék az 1975. évvel megegyező életkorban költözik el a szülőkkel közös lakásból és lényegében azonos időben alapozza meg önálló háztartását;
- a bevándorlás lassul (1990-ig már „csak” 55 000 fővel gyarapszik); a német lakossági többlet 1990-ig 40 000 főnyi lesz megközelítően.

A demográfiai tényezők és pótlási szükségletek figyelembevételével 1987-ig évi 400 000 új lakás építése lenne indokolt. A háztartások száma 1987 után előreláthatólag némileg csökkenni fog, így 2000-re mintegy 25 milliónyira mérséklődik, tehát nagyjából azonos lesz az 1982. évvel. A lakásigény azonban nem csökken azonos arányban ezzel, mert egyfelől szükség van a nyolcvanas évek elején bekövetkezett lakásépítési visszaesés pótlására, másfelől, ha az 1990-es évekre javul az ellátottság, akkor a fiatalok ismét hamarabb kívánnak önálló lakáshoz jutni.

(Ism.: *Biró Klára*)

RJABUSKIN, B.:

A TÁRSADALMI TERMELES
GAZDASÁGI HATEKONYSÁGÁNAK
STATISZTIKAI VIZSGÁLATA

(O nekotorüh metodologicseszkij voproszah sztatisticeszkogo izucsenija ékonomiecseszkij éffektivnoszti obscsesztvennogo proizvodszta.) – *Vesztnik Sztatisztiki*, 1981. 12. sz. 7–15. p.

A hatékonyság kérdése központi helyet foglal el napjaink szovjet közgazdasági gondolkodásában. A hatékonyság statisztikai számbavételének még nem alakultak ki általánosan elfogadott módszerei, eldöntésre vár például, hogy milyen mutatószám-rendszert cél-

szerű kidolgozni a népgazdaság és az alacsonyabb – ágazati, vállalati – szintek hatékonyságának megfigyelésére, szükség van-e összefoglaló (komplex) hatékonysági mutatóra, s mi legyen annak felépítése stb.

A szerző álláspontja szerint – az egységes társadalmi tulajdon következtében – a hatékonyság egyöntetű kritériumait kell felállítani a szocialista gazdaság minden szintjére és területére vonatkozóan. A gazdasági hatékonyság rendszerszemléletű vizsgálata egyfelől azt jelenti, hogy a hatékonyság statisztikai mutatószám-rendszerét a gazdaságstatisztikai mutatószám-rendszer egyik összetevőjének kell tekinteni, másfelől maga is egymással összefüggő alrendszerekből és részmutatókból épül fel. Ezek a mutatók a gazdasági hatékonyság más-más oldalát jellemzik, amelyek között ezért szükség van összefoglaló mutatóra is. Az összefoglaló mutató formulája nem írható fel az egyes részmutatók átlagaként, de létjogosultsága indokolt, mivel az egyes hatékonysági mutatók, mint például a munkatermelékenység és az eszközhatékonyság dinamikája igen eltérő lehet. Az összefoglaló mutató legfőbb hiányossága az, hogy ez sem ad választ arra a kérdésre, vannak-e tartalékok a munkaerő- és az anyagi erőforrások kihasználásában.

A hatékonyság fogalma szerint a termelés eredményét (hozamát) vetjük egybe a ráfordításokkal. Hozamként a nettó termelés (nemzeti jövedelem) szerepel a mutatóban. A ráfordítás-szemléletű megközelítés mellett alkalmazható a hatékonyság erőforrás-szemléletű változata is (az erőforrások népgazdasági szinten a gazdasági potenciált jelentik). Így arra a kérdésre kapunk választ, hogy a rendelkezésre álló erőforrásokat hogyan használják fel gazdasági-társadalmi feladatok megoldására. Ezért a hatékonyság népgazdasági szinten történő kiszámításakor az erőforrás típusú mutató előnyt élvez a másik változattal szemben, jóllehet a gazdasági potenciál nagyságának meghatározása még további erőfeszítéseket igényel.

(Ism.: *Csizmadia Magdolna*)

RYTINA, N. F.:

A SZOLGÁLATI IDŐ
ÉS A FÉRFI-NŐI KERESETEK

(Tenure as a factor in the male-female earnings gap.) – *Monthly Labor Review*, 1982. 4. sz. 32–34. p.

A férfi-női keresetek közötti különbségekkel már több tanulmány foglalkozott, a fennálló egyenlőtlenségek jelentős része azonban általában megokolatlan maradt annak ellenére, hogy szerzők figyelembe vették az iskolázottságban, a szakmai tapasztalatokban és a termelékenységben érintő más tényezők-

zül az 1980. évi 7 710 000-ról 1990-re 8 430 000-re nő a Német Szövetségi Köztársaságban az egyszemélyes háztartások száma. (Ezzel kapcsolatban felvetik a kutatók, hogy a helyes felvételek és értékelés érdekében szükséges lenne a házastársakon kívül az élettársak számbavétele is, mivel róluk nem állnak megfelelő adatok rendelkezésre. Az 1978. évi census kapcsán ugyan regisztráltak a kétszemélyes háztartásoknál egy olyan kategóriát is, amely jelezte, hogy a „háztartás feje” mellett van-e nem rokon személy is. Ez azonban nem fedti pontosan az élettársi adatokat. A felvételben a kétszemélyes háztartásoknál globálisan mintegy 8 százalék volt ezek aránya, ami csak hozzávetőlegesen tájékoztató.)

Külön modellt dolgoztak ki a magánháztartások 2000-ig terjedő számbeli emelkedésének előrebecsléséhez, amelynél abból indultak ki, hogy:

- mindkét nembeli lakosok átlagos élettartama két évvel növekszik az adott periódusban;
- a születésszám némileg mérséklődik;
- a házasságkötések az eddiginél – átlagosan hozzávetőleg – egy évvel későbbre tolnak ki;
- a felnövő nemzedék az 1975. évvel megegyező életkorban költözik el a szülőkkel közös lakásból és lényegében azonos időben alapozza meg önálló háztartását;
- a bevándorlás lassul (1990-ig már „csak” 55 000 fővel gyarapszik); a német lakossági többlet 1990-ig 40 000 főnyi lesz megközelítően.

A demográfiai tényezők és pótlási szükségletek figyelembevételével 1987-ig évi 400 000 új lakás építése lenne indokolt. A háztartások száma 1987 után előreláthatólag némileg csökkenni fog, így 2000-re mintegy 25 milliónyira mérséklődik, tehát nagyjából azonos lesz az 1982. évvel. A lakásigény azonban nem csökken azonos arányban ezzel, mert egyfelől szükség van a nyolcvanas évek elején bekövetkezett lakásépítési visszaesés pótlására, másfelől, ha az 1990-es évekre javul az ellátottság, akkor a fiatalok ismét hamarabb kívánnak önálló lakáshoz jutni.

(Ism.: *Biró Klára*)

RJABUSKIN, B.:

A TÁRSADALMI TERMELES
GAZDASÁGI HATEKONYSÁGÁNAK
STATISZTIKAI VIZSGÁLATA

(O nekotorüh metodologicseszkij voproszah sztatisticeszkogo izucszenija ékonomiecseszkij éffektivnoszti obscsesztvennogo proizvodsziva.) – *Vesztnik Sztatisztiki*, 1981. 12. sz. 7–15. p.

A hatékonyság kérdése központi helyet foglal el napjaink szovjet közgazdasági gondolkodásában. A hatékonyság statisztikai számbavételének még nem alakultak ki általánosan elfogadott módszerei, eldöntésre vár például, hogy milyen mutatószám-rendszert cél-

szerű kidolgozni a népgazdaság és az alacsonyabb – ágazati, vállalati – szintek hatékonyságának megfigyelésére, szükség van-e összefoglaló (komplex) hatékonysági mutatóra, s mi legyen annak felépítése stb.

A szerző álláspontja szerint – az egységes társadalmi tulajdon következtében – a hatékonyság egyöntetű kritériumait kell felállítani a szocialista gazdaság minden szintjére és területére vonatkozóan. A gazdasági hatékonyság rendszerszemléletű vizsgálata egyfelől azt jelenti, hogy a hatékonyság statisztikai mutatószám-rendszerét a gazdaságstatisztikai mutatószám-rendszer egyik összetevőjének kell tekinteni, másfelől maga is egymással összefüggő alrendszerekből és részmutatókból épül fel. Ezek a mutatók a gazdasági hatékonyság más-más oldalát jellemzik, amelyek között ezért szükség van összefoglaló mutatóra is. Az összefoglaló mutató formulája nem írható fel az egyes részmutatók átlagaként, de létjogosultsága indokolt, mivel az egyes hatékonysági mutatók, mint például a munkatermelékenység és az eszközhatékonyság dinamikája igen eltérő lehet. Az összefoglaló mutató legfőbb hiányossága az, hogy ez sem ad választ arra a kérdésre, vannak-e tartalékok a munkaerő- és az anyagi erőforrások kihasználásában.

A hatékonyság fogalma szerint a termelés eredményét (hozamát) vetjük egybe a ráfordításokkal. Hozamként a nettó termelés (nemzeti jövedelem) szerepel a mutatóban. A ráfordítás-szemléletű megközelítés mellett alkalmazható a hatékonyság erőforrás-szemléletű változata is (az erőforrások népgazdasági szinten a gazdasági potenciált jelentik). Így arra a kérdésre kapunk választ, hogy a rendelkezésre álló erőforrásokat hogyan használják fel gazdasági-társadalmi feladatok megoldására. Ezért a hatékonyság népgazdasági szinten történő kiszámításakor az erőforrás típusú mutató előnyt élvez a másik változattal szemben, jóllehet a gazdasági potenciál nagyságának meghatározása még további erőfeszítéseket igényel.

(Ism.: *Csizmadia Magdolna*)

RYTINA, N. F.:

A SZOLGÁLATI IDŐ
ÉS A FÉRFI-NŐI KERESETEK

(Tenure as a factor in the male-female earnings gap.) – *Monthly Labor Review*, 1982. 4. sz. 32–34. p.

A férfi-női keresetek közötti különbségekkel már több tanulmány foglalkozott, a fennálló egyenlőtlenségek jelentős része azonban általában megokolatlan maradt annak ellenére, hogy szerzők figyelembe vették az iskolázottságban, a szakmai tapasztalatokban és a termelékenységben érintő más tényezők-

zül az 1980. évi 7 710 000-ról 1990-re 8 430 000-re nő a Német Szövetségi Köztársaságban az egyszemélyes háztartások száma. (Ezzel kapcsolatban felvetik a kutatók, hogy a helyes felvételek és értékelés érdekében szükséges lenne a házastársakon kívül az élettársak számbavétele is, mivel róluk nem állnak megfelelő adatok rendelkezésre. Az 1978. évi census kapcsán ugyan regisztráltak a kétszemélyes háztartásoknál egy olyan kategóriát is, amely jelezte, hogy a „háztartás feje” mellett van-e nem rokon személy is. Ez azonban nem fedti pontosan az élettársi adatokat. A felvételben a kétszemélyes háztartásoknál globálisan mintegy 8 százalék volt ezek aránya, ami csak hozzávetőlegesen tájékoztató.)

Külön modellt dolgoztak ki a magánháztartások 2000-ig terjedő számbeli emelkedésének előrebecsléséhez, amelynél abból indultak ki, hogy:

- mindkét nembeli lakosok átlagos élettartama két évvel növekszik az adott periódusban;
- a születésszám némileg mérséklődik;
- a házasságkötések az eddiginél – átlagosan hozzávetőleg – egy évvel későbbre tolnak ki;
- a felnövő nemzedék az 1975. évvel megegyező életkorban költözik el a szülőkkel közös lakásból és lényegében azonos időben alapozza meg önálló háztartását;
- a bevándorlás lassul (1990-ig már „csak” 55 000 fővel gyarapszik); a német lakossági többlet 1990-ig 40 000 főnyi lesz megközelítően.

A demográfiai tényezők és pótlási szükségletek figyelembevételével 1987-ig évi 400 000 új lakás építése lenne indokolt. A háztartások száma 1987 után előreláthatólag némileg csökkenni fog, így 2000-re mintegy 25 milliónyira mérséklődik, tehát nagyjából azonos lesz az 1982. évvel. A lakásigény azonban nem csökken azonos arányban ezzel, mert egyfelől szükség van a nyolcvanas évek elején bekövetkezett lakásépítési visszaesés pótlására, másfelől, ha az 1990-es évekre javul az ellátottság, akkor a fiatalok ismét hamarabb kívánnak önálló lakáshoz jutni.

(Ism.: *Biró Klára*)

RJABUSKIN, B.:

A TÁRSADALMI TERMELES
GAZDASÁGI HATEKONYSÁGÁNAK
STATISZTIKAI VIZSGÁLATA

(O nekotorüh metodologicseszkij voproszah sztatisticeszkogo izucsenija ékonomiecseszkij éffektivnoszti obscsesztvennogo proizvodstva.) – *Vesztnik Sztatisztiki*, 1981. 12. sz. 7–15. p.

A hatékonyság kérdése központi helyet foglal el napjaink szovjet közgazdasági gondolkodásában. A hatékonyság statisztikai számbavételének még nem alakultak ki általánosan elfogadott módszerei, eldöntésre vár például, hogy milyen mutatószám-rendszert cél-

szerű kidolgozni a népgazdaság és az alacsonyabb – ágazati, vállalati – szintek hatékonyságának megfigyelésére, szükség van-e összefoglaló (komplex) hatékonysági mutatóra, s mi legyen annak felépítése stb.

A szerző álláspontja szerint – az egységes társadalmi tulajdon következtében – a hatékonyság egyöntetű kritériumait kell felállítani a szocialista gazdaság minden szintjére és területére vonatkozóan. A gazdasági hatékonyság rendszerszemléletű vizsgálata egyfelől azt jelenti, hogy a hatékonyság statisztikai mutatószám-rendszerét a gazdaságstatisztikai mutatószám-rendszer egyik összetevőjének kell tekinteni, másfelől maga is egymással összefüggő alrendszerekből és részmutatókból épül fel. Ezek a mutatók a gazdasági hatékonyság más-más oldalát jellemzik, amelyek között ezért szükség van összefoglaló mutatóra is. Az összefoglaló mutató formulája nem írható fel az egyes részmutatók átlagaként, de létjogosultsága indokolt, mivel az egyes hatékonysági mutatók, mint például a munkatermelékenység és az eszközhatékonyság dinamikája igen eltérő lehet. Az összefoglaló mutató legfőbb hiányossága az, hogy ez sem ad választ arra a kérdésre, vannak-e tartalékok a munkaerő- és az anyagi erőforrások kihasználásában.

A hatékonyság fogalma szerint a termelés eredményét (hozamát) vetjük egybe a ráfordításokkal. Hozamként a nettó termelés (nemzeti jövedelem) szerepel a mutatóban. A ráfordítás-szemléletű megközelítés mellett alkalmazható a hatékonyság erőforrás-szemléletű változata is (az erőforrások népgazdasági szinten a gazdasági potenciált jelentik). Így arra a kérdésre kapunk választ, hogy a rendelkezésre álló erőforrásokat hogyan használják fel gazdasági-társadalmi feladatok megoldására. Ezért a hatékonyság népgazdasági szinten történő kiszámításakor az erőforrás típusú mutató előnyt élvez a másik változattal szemben, jóllehet a gazdasági potenciál nagyságának meghatározása még további erőfeszítéseket igényel.

(Ism.: *Csizmadia Magdolna*)

RYTINA, N. F.:

A SZOLGÁLATI IDŐ
ÉS A FÉRFI-NŐI KERESETEK

(Tenure as a factor in the male-female earnings gap.) – *Monthly Labor Review*, 1982. 4. sz. 32–34. p.

A férfi-női keresetek közötti különbségekkel már több tanulmány foglalkozott, a fennálló egyenlőtlenségek jelentős része azonban általában megokolatlan maradt annak ellenére, hogy szerzők figyelembe vették az iskolázottságban, a szakmai tapasztalatokban és a termelékenységben érintő más tényezők-

ben fennálló nemenkénti eltéréseket. A jelenleg alaposabb magyarázatát véleményük szerint az adatok elégtelensége és más mérési gondok akadályozzák.

A számítási módszerek helyességét, célszerűségét gyakran vitatják a szakemberek. Vitás kérdés például a munkában szerzett tapasztalatnak a keresetnagyságra gyakorolt hatása, pontosabban: e hatás mérési módja. Az a tény, hogy a nők átlagosan rövidebb ideig szerepelnek a munkaerőforrásban, mint a férfiak, sok kutató szerint lényeges oka a nemenkénti kereseteltéréseknek. A „szakmai tapasztalat” megbízható méréséhez azonban ritkán szerezhetők be megfelelő adatok. A népszámlálások ebből a szempontból fő forrást jelenthetnének a kutatók számára, ezekből sem kapnak azonban olyan személyi információkat mint a munkában töltött évek száma, az életpálya során elfoglalt állások és az ezekhez kapcsolódó szolgálati idő. Különleges összeírásokban – legalább ötévenként feltesznek ugyan kiegészítő kérdéseket, de ilyenkor is legfeljebb arról tájékozódunk, hogy mióta dolgozik az érdekelt jelenlegi állásában. A munkaerőforrásban szereplés összes ideje vagy az éppen gyakorolt foglalkozásban eltöltött évek száma ismeretlen marad.

Mindezek következtében gyakorlattá vált, hogy közvetett becslés készül a „szakmai tapasztalatszerzés teljes hossza”-ról. Számítási módja: életkor mínusz a befejezett iskolai évek száma mínusz 6. Így mérhető a dolgozó lehetséges szolgálati ideje években, és egyúttal a tényleges szolgálati idő is akkor, ha valaki – iskoláinak elhagyása óta – megszakítás nélkül dolgozik. A férfiakkal lényegében ez is a helyzet. A nők viszont életük során hosszabb-rövidebb időre általában kikerülnek a munkaerőforrásból, lehetséges szolgálati idejük tehát hosszabb, mint a valóságos. Ha a „lehetségesből” vonnánk le következtetést a szakmai tapasztalatszerzés hosszának a keresetnagyságra gyakorolt hatásáról, akkor alábecsülnénk a szolgálati idő tartamának szerepét. A potenciális szolgálati időt ezért általában nem használják a férfi–női keresetek közötti eltérés magyarázatára.

A mikrocenzusok időnként lehetővé teszik a szolgálati idő hosszának jobb megállapítását, különösen a nők esetében. 1981 januárjában első ízben gyűjtöttek adatokat az éppen gyakorolt foglalkozásban eltöltött teljes szolgálati időről. Azokat kérdezték meg, akik – a háromszámjegyes foglalkozási jegyzék szerint – egy évvel korábban is az adott foglalkozásban dolgoztak. A válaszok a más foglalkozásban eltöltött időn kívül ily módon azokat az éveket sem tartalmazhatták, amikor a megkérdezett személyek nem dolgoztak. A januári mintában szereplők egynegye-

de arról szintén beszámolt, hogy hány munkaórát teljesített hetenként, és mennyi volt a szokásos heti keresete. Így meg tudták vizsgálni az aktuális foglalkozásban elért szolgálati időnek az órakeresetek nagyságára gyakorolt befolyását.

A jelenlegi foglalkozásban vagy munkakörben eltöltött egy-egy évnek nyilván jobban kell hatnia a fennálló keresetnagyságra, mint az egyéb foglalkozásokban (munkakörökben) eltöltött éveknél. Az olyan dolgozók keresetere, akik teljesen új foglalkozásra váltottak át, a korábbi munkaterületeken szerzett tapasztalatok gyakran semmiféle befolyást nem gyakorolnak. Ezért az aktuális foglalkozás gyakorlati ideje szorosabban kapcsolódik az elért keresetnagysághoz, mint a teljes szolgálati idő, és hívebben fejezi ki az egész életpálya során nyert, de pillanatnyilag is hasznosítható szaktudást. Ez különösen igaz a nőkre, akik általában rövidebb ideig dolgoznak változatlan foglalkozásban, mint a férfiak.

A legfrissebb adatokból regresszióanalízis készült, és a foglalkozásonként vizsgált eredményeket összevetették a korábbi – a lehetséges szolgálati időre alapozott – értékekkel. Elfogadhatóbb magyarázatot kívántak ugyanis kapni a férfi–női keresetek különbözőségének okaira a 25 éves és idősebb foglalkoztatottak esetében.

A regressziós becslés komplett modelljének mint egyenletnek az egyik oldalán az órakeresetek természetes logaritmusai állt, a másik oldalra pedig a következő magyarázó változók kerültek: a befejezett iskolai osztályok száma; a fehér vagy a színes bőrűekhez tartozás; a szakmai tapasztalatszerzés teljes hossza mint számított érték; az előbbinek a négyzete, amellyel a nem lineáris hatásokat kívánták tekintetbe venni; a jelen foglalkozásban eltöltött évek száma (esetenként becslült értékekkel), végül az ún. egyéb személyi jellemzők (a családi állapot, a részmunkaidős foglalkoztatás, a fővárosi lakóhely, a földrajzi körzet, a foglalkozás és a nemzetgazdasági ágazat, alágazat stb.) Mindkét nemre kétfajta kereseti egyenletet becsültek. Az egyikben csak a lehetséges szolgálati idő és ennek négyzete szerepelt, a másikban már az aktuális foglalkozásban eltöltött idő is. A kétfajta becslés eredményét összevetve vizsgálták az adott foglalkozás „szolgálati idejének” a férfi–női keresetnagyságra gyakorolt hatását.

A számítások szerint a lehetséges (teljes) szolgálati idő egy-egy éve a férfiak keresetét átlagosan 2, a nőkéét 1 százalékkal növeli. Ebből azonban nem következik, hogy a férfiak lehetséges szolgálati idejét (szakmai tapasztalatszerzésének egységnyi hosszát) jobban honorálnák, mint a nőkéét. Az utóbbiak esetében ugyanis nagy a becslési hiba

valószínűsége amiatt, hogy a tényleges szolgálati időt a lehetőséggel közelítik. Mindkét nem adatai azt mutatják, hogy a (lehetséges) szolgálati idő kevésbé befolyásolja a keresetnagyságot, mint az iskolai végzettség. A „bőr színe” a nők keresetére nem hat érzékelhetően, a fekete férfiak keresete viszont – egyébként azonos feltételek között – 8,9 százalékkal elmarad a fehér férfiakétól.

Amikor az adott foglalkozásban eltöltött éveket is bevonták a számításba, további fontos következtetésekre jutottak. Mindenekelőtt megállapítható volt, hogy ez a tényező a férfiak és a nők körében egyaránt erőteljesebben érintette a keresetnagyságot, mint akár a lehetséges (teljes) szolgálati idő, akár a személyi jellemzők. A többszörös determinációs együttható (R^2) emelkedése ezzel összefüggésben statisztikailag mindkét nemre vonatkozóan lényeges.

Ezenkívül az is kitűnt, hogy az éppen gyakorolt foglalkozásban eltöltött szolgálati idő növekedésével mind a férfiak, mind a nők keresete gyarapszik. Ahhoz az óránkénti dólárértékhez viszonyítva, amelyet egy évnél rövidebb idő alatt értek el a férfi dolgozók valamely foglalkozásban, 1–2 éves szolgálat esetén 4,9 százalékkal, 25 vagy több éves szolgálati idő alatt 21,7 százalékkal nőtt az órakereset. A nőknél az induló keresetnagyság 1–2 év után 6,9, 25 vagy több év alatt 24,4 százalékkal lett nagyobb, feltéve, hogy megőrizték foglalkozásukat.

Arra a következtetésre jutottak továbbá, hogy ha az aktuális foglalkozást mint magyarázó változót bevonták a regressziós egyenletbe, akkor kitűnt, hogy a szakmai tapasztalatszerzés teljes idejének befolyása gyengült, a fehér vagy fekete bőrűekhez tartozás és az iskolai végzettség hatása pedig alapjában véve változatlan maradt. Amikor az összes szolgálati időn belül elkülönítették az éppen gyakorolt foglalkozás „szolgálati idejének” befolyását, akkor megállapították, hogy bár az aktuális szakmai gyakorlat növekvő hossza előnyösebb a keresetnagyság növekedése szempontjából, mint a szolgálati idő meghosszabbodása általában, egy többletév bármely foglalkozásban újabb 0,4 százalékkal növeli a férfiak órakeresetét, a nőket viszont változatlanul hagyja. A férfiak számára tehát a hosszabb szolgálati idő mindenképpen előnyös, a szakmai „húség” viszont a nőknek biztosít nagyobb órakeresetjavulást.

Azt is megállapították, hogy a nemek közötti kereseti egyenlőtlenségnek részben a nők átlagosan rövidebb foglalkozási szolgálati ideje az oka. Ha a nők ugyanolyan hosszú ideje dolgoznának aktuális foglalkozásukban, mint a férfiak, akkor a mostani, 5,29 dollárt kitevő átlagos órakeresetük 5,39-re nőne (a férfiakétól – 2,61 dollárral – ez esetben is

alaposan elmaradna). Ily módon a foglalkozási szolgálati idő eltérő hossza 4 százalékot magyaráz meg a nemenkénti keresetnagyság-különbségből. Megjegyzendő, hogy még ha minden magyarázó változót azonos színvonalra módosítanának is a nők kibővített – második típusú – regressziós egyenletében, órakeresetük akkor sem bizonyulna nagyobb-nak 5,98 dollárnál, ami a férfiakénak 75 százaléka.

Mindezeket figyelembe véve megállapítható, hogy az éppen gyakorolt foglalkozásban eltöltött rövidebb szolgálati idő tovább rontja a nők kereseti helyzetét ahhoz viszonyítva, amelyet teljes szolgálati idejük átlagosan kevesebb éve amúgy is okoz. Az szintén egyértelmű, hogy a nagy számú magyarázó változó ellenére a kétféle bérnagyság közti „szakadék” lényeges része oksági oldalról felderítetlen marad. További kutatást igényel annak megállapítása, hogy vajon a dolgozóra és a munkára vonatkozó újabb változókat kell-e beiktatni a számításba, vagy a különbséget egyszerűen a nőket terhelő hátrányos megkülönböztetésnek kell-e betudni.

(Ism.: Somogyi Miklós)

SZVOBODIN, V. – SEMETOV, A.:

AZ INTENZIFIKÁLÁS HATÉKONYSÁGA
A MEZŐGAZDASÁGI TERMELESBEN

(Analiz éffektivnoszti intenzifikacii szel'szkohozhaj-sztvennogo proizvodstva.) – *Vesztnik Sztatisztiki*. 1982. 2. sz. 25–31. p.

A hatékonyságot sokféle közelítéssel lehet vizsgálni. A szerzők a vizsgálatokat 3 nagy csoportba sorolják: a technológiai, a gazdasági és a társadalmi–gazdasági mérőszámok csoportjába.

A *technológiai hatékonyságot* komplex mutatószámok fejezik ki, amelyek az erőforrások kihasználására adnak választ. Ebbe a körbe sorolhatók a növénytermelés átlaghozamai és az állattenyésztés ugyancsak fizikai mértékegységű mutatói. Ezeket a mutatókat leginkább a bruttó termelés mutatószámával (változatlan áron) hozzák közös nevezőre, amelyeket a területhez, a dolgozó létszámhoz és a lekötött eszközökhöz viszonyítanak. A fizikai mértékegységű adatok változását (növekedését) ez a számítási mód hűen ábrázolja és egyben kifejezi a termelés intenzitását, illetve intenzifikációs folyamatát.

A *gazdasági hatékonyság* mutatószámai figyelembe veszik a gazdálkodó egység és a közzgazdasági környezet kapcsolatát (a vállalatok és az állam gazdasági viszonyát). Erre a célra főként értékmutatók szolgálnak, amelyeket általában a realizált folyó árakon számítanak. Ide sorolható az önköltség, a brut-

valószínűsége amiatt, hogy a tényleges szolgálati időt a lehetőséggel közelítik. Mindkét nem adatai azt mutatják, hogy a (lehetséges) szolgálati idő kevésbé befolyásolja a keresetnagyságot, mint az iskolai végzettség. A „bőr színe” a nők keresetére nem hat érzékelhetően, a fekete férfiak keresete viszont – egyébként azonos feltételek között – 8,9 százalékkal elmarad a fehér férfiakétól.

Amikor az adott foglalkozásban eltöltött éveket is bevonták a számításba, további fontos következtetésekre jutottak. Mindenekelőtt megállapítható volt, hogy ez a tényező a férfiak és a nők körében egyaránt erőteljesebben érintette a keresetnagyságot, mint akár a lehetséges (teljes) szolgálati idő, akár a személyi jellemzők. A többszörös determinációs együttható (R^2) emelkedése ezzel összefüggésben statisztikailag mindkét nemre vonatkozóan lényeges.

Ezenkívül az is kitűnt, hogy az éppen gyakorolt foglalkozásban eltöltött szolgálati idő növekedésével mind a férfiak, mind a nők keresete gyarapszik. Ahhoz az óránkénti dólárértékhez viszonyítva, amelyet egy évnél rövidebb idő alatt értek el a férfi dolgozók valamely foglalkozásban, 1–2 éves szolgálat esetén 4,9 százalékkal, 25 vagy több éves szolgálati idő alatt 21,7 százalékkal nőtt az órakereset. A nőknél az induló keresetnagyság 1–2 év után 6,9, 25 vagy több év alatt 24,4 százalékkal lett nagyobb, feltéve, hogy megőrizték foglalkozásukat.

Arra a következtetésre jutottak továbbá, hogy ha az aktuális foglalkozást mint magyarázó változót bevonták a regressziós egyenletbe, akkor kitűnt, hogy a szakmai tapasztalatszerzés teljes idejének befolyása gyengült, a fehér vagy fekete bőrűekhez tartozás és az iskolai végzettség hatása pedig alapjában véve változatlan maradt. Amikor az összes szolgálati időn belül elkülönítették az éppen gyakorolt foglalkozás „szolgálati idejének” befolyását, akkor megállapították, hogy bár az aktuális szakmai gyakorlat növekvő hossza előnyösebb a keresetnagyság növekedése szempontjából, mint a szolgálati idő meghosszabbodása általában, egy többletév bármely foglalkozásban újabb 0,4 százalékkal növeli a férfiak órakeresetét, a nőket viszont változatlanul hagyja. A férfiak számára tehát a hosszabb szolgálati idő mindenképpen előnyös, a szakmai „hűség” viszont a nőknek biztosít nagyobb órakeresetjavulást.

Azt is megállapították, hogy a nemek közötti kereseti egyenlőtlenségnek részben a nők átlagosan rövidebb foglalkozási szolgálati ideje az oka. Ha a nők ugyanolyan hosszú ideje dolgoznának aktuális foglalkozásukban, mint a férfiak, akkor a mostani, 5,29 dollárt kitevő átlagos órakeresetük 5,39-re nőne (a férfiakétól – 2,61 dollárral – ez esetben is

alaposan elmaradna). Ily módon a foglalkozási szolgálati idő eltérő hossza 4 százalékot magyaráz meg a nemenkénti keresetnagyság-különbségből. Megjegyzendő, hogy még ha minden magyarázó változót azonos színvonalra módosítanának is a nők kibővített – második típusú – regressziós egyenletében, órakeresetük akkor sem bizonyulna nagyobb-nak 5,98 dollárnál, ami a férfiakénak 75 százaléka.

Mindezeket figyelembe véve megállapítható, hogy az éppen gyakorolt foglalkozásban eltöltött rövidebb szolgálati idő tovább rontja a nők kereseti helyzetét ahhoz viszonyítva, amelyet teljes szolgálati idejük átlagosan kevesebb éve amúgy is okoz. Az szintén egyértelmű, hogy a nagy számú magyarázó változó ellenére a kétféle bérnagyság közti „szakadék” lényeges része oksági oldalról felderítetlen marad. További kutatást igényel annak megállapítása, hogy vajon a dolgozóra és a munkára vonatkozó újabb változókat kell-e beiktatni a számításba, vagy a különbséget egyszerűen a nőket terhelő hátrányos megkülönböztetésnek kell-e betudni.

(Ism.: Somogyi Miklós)

SZVOBODIN, V. – SEMETOV, A.:

AZ INTENZIFIKÁLÁS HATÉKONYSÁGA
A MEZŐGAZDASÁGI TERMELESBEN

(Analiz éffektivnoszti intenzifikacii szel'szkohozhaj-sztvennogo proizvodstva.) – *Vesztnik Sztatisztiki*. 1982. 2. sz. 25–31. p.

A hatékonyságot sokféle közelítéssel lehet vizsgálni. A szerzők a vizsgálatokat 3 nagy csoportba sorolják: a technológiai, a gazdasági és a társadalmi–gazdasági mérőszámok csoportjába.

A *technológiai hatékonyságot* komplex mutatószámok fejezik ki, amelyek az erőforrások kihasználására adnak választ. Ebbe a körbe sorolhatók a növénytermelés átlaghozamai és az állattenyésztés ugyancsak fizikai mértékegységű mutatói. Ezeket a mutatókat leginkább a bruttó termelés mutatószámával (változatlan áron) hozzák közös nevezőre, amelyeket a területhez, a dolgozó létszámhoz és a lekötött eszközökhöz viszonyítanak. A fizikai mértékegységű adatok változását (növekedését) ez a számítási mód hűen ábrázolja és egyben kifejezi a termelés intenzitását, illetve intenzifikációs folyamatát.

A *gazdasági hatékonyság* mutatószámai figyelembe veszik a gazdálkodó egység és a közgazdasági környezet kapcsolatát (a vállalatok és az állam gazdasági viszonyát). Erre a célra főként értékmutatók szolgálnak, amelyeket általában a realizált folyó árakon számítanak. Ide sorolható az önköltség, a brut-

tó termelés, a bruttó jövedelem és a nyereség.

A társadalmi-gazdasági hatékonyság mutatószámaiban a társadalom, a vállalat és a vállalati kollektíva érdekei együttesen tükröződnek. A társadalom szempontjából akkor ítélték kedvezőnek ezek a mutatószámok, ha a meghatározott mezőgazdasági termékeket az anyagi és a munkaerőforrások leg-gazdaságosabb felhasználásával állítják elő. Ennek mértéke normatívákkal határozható meg, amelyek túllépése nem válik a köz-ség hasznára, hiszen ez a túllépés a bővített újratermelést is fékezi. Így kedvezőtlenül érinti a termelésben részt vevők személyes érdekeltségét is. Ebbe a csoportba a következő mutatók tartoznak: a szántóegységre számított végtermék, a fejlesztési alap és az állóeszközök aránya és a fogyasztási alap egy dolgozóra számított összege.

A háromféle mutatószámcsoporthoz alapján végzett elemzést a szerzők akkor ítélik helyesnek, ha azonos feltételek között működő gazdaságok eredményét hasonlítják össze. Erre a célra a kalinyini terület 69 gazdaságát választották ki, amelyeket a termelés intenzifikálásának fokától függően 3 csoportba soroltak. Mindhárom mutatószám típus az elsőtől a harmadik csoport felé haladva a hatékonyság javulását mutatja.

A vizsgált években a hatékonyság technológiai mutatószámai a kolhozok első csoportjában változatlanok maradtak, az eszközhatékonyság kismértékben romlott, a második és harmadik csoportban általában javult.

A gazdasági hatékonyság már minden csoportban kedvezőtlenül alakult, különösen szembetűnő volt a nyereség csökkenése, illetve a veszteség növekedése. Ennek okai az elemzés szerint abban rejlenek, hogy a termelés intenzifikálódása (ami a harmadik csoportban a legmagasabb színvonalú) az ipari anyagok fokozott felhasználásával történt. A vizsgált időszakban az összes költség 60 százalékkal, az ipari anyagok felhasználása pedig 100 százalékkal növekedett. Mindez magával hozta az önköltség növekedését is és a mutatószámok harmadik csoportjában (társadalmi-gazdasági hatékonyság) romlottak leginkább az eredmények. Legnagyobb mértékben az önerőből történő újratermelés lehetőségei csökkentek: a kolhozok első csoportjában nyolcadrészre, a második csoportban harmadára, a harmadikban pedig felére. Eközben a dolgozók személyi érdekeltségi alapja is kismértékben csökkent.

A különböző tényezők kölcsönös hatását matematikai statisztikai módszerekkel is elemezték. A mutatószámokat száz hektár szántóegységre számították. Az eredmény változók:

- y_1 – az 1973. évi bruttó termelés változatlan áron,
- y_2 – a bruttó termelés folyó áron,
- y_3 – a végtermék.

A magyarázó változók a következők voltak:

- x_1 – állóalapok értéke,
- x_2 – forgóalapok értéke,
- x_3 – a felhasznált műtrágya (hatóanyagban),
- x_4 – a felhasznált villamos energia (kWó),
- x_5 – energetikai kapacitás (lóerő).

Elsőként az eredményváltozók szóródását vizsgálták, amely az y_1 -nél volt a legnagyobb, az y_2 -nél már csökkent és az y_3 -nál a legalacsonyabb értéket mutatta. Ez arra utal, hogy a termelési feltételek kiegyenlítő-dési folyamata játszódik le. Mindhárom y értéke az időjárási tényezőktől függően változott (így szóródásuk is nőtt) a gazdaságok első és második csoportjában. Ez a hatás a harmadik csoportban nem volt megfigyelhető, ami arra utal, hogy a termelés magas fokú intenzifikálása a termésingadozásokat megszünteti, illetve mérsékli. A magyarázó változók közül a műtrágya-felhasználás (x_3) és az energiaellátottság (x_5) szóródása nőtt a legnagyobb mértékben.

A továbbiakban regresszióanalízissel vizsgálták a magyarázó változók hatását. A termelési értékre mindhárom gazdaságcsoporthoz a műtrágya-felhasználás gyakorolt a legnagyobb hatást. Ezt megközelítette a rendelkezésre álló energetikai kapacitás befolyása. A természetes és a standardizált változók esetében ugyanez a jelenség érvényesül. Egyes években (a második csoportban 1979, a harmadikban 1977) a villamosenergia-felhasználás hatása is igen jelentős volt.

A regressziós együtthatók vizsgálata azt tanúsítja, hogy a gazdaságok mindhárom csoportjában növekednek a hatékonysági különbségek. A gazdasági mechanizmus valamennyire lassítja ezt a folyamatot, de nem eléggé. A kedvezőtlen időjárású években csökken a termelés hatékonysága, különösen a gazdaságilag fejletlen kolhozokban. Ezen csak a termelés intenzitásának növelésével és a termelési tényezők ésszerű összetételének biztosításával lehet változtatni.

(Ism. Molnár István)

VERGER, D.:

A KONYHÁTÓL A FEHÉRNEMŰ-KÉSZÍTÉSIG

(De la cuisine à la lingerie: équipement ménager et tâches domestiques.) – *Economie et Statistique*. 1982. 140. sz. 49–61. p.

A francia Állami Statisztikai és Gazdaságkutató Intézet (INSEE) 1979. május és június folyamán mintegy 15 000 háztartástól gyűjtött be adatokat a lakás felszereltségére és a lakásfelújításra vonatkozóan.

A felvétel keretében számba vették a háztartások tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottságát: a kifejezetten háztartási gépekkel (hűtőgép, mosógép, mosogatógép stb.), a

tó termelés, a bruttó jövedelem és a nyereség.

A társadalmi-gazdasági hatékonyság mutatószámaiban a társadalom, a vállalat és a vállalati kollektíva érdekei együttesen tükröződnek. A társadalom szempontjából akkor ítélték kedvezőnek ezek a mutatószámok, ha a meghatározott mezőgazdasági termékeket az anyagi és a munkaerőforrások leg-gazdaságosabb felhasználásával állítják elő. Ennek mértéke normatívákkal határozható meg, amelyek túllépése nem válik a köz-ség hasznára, hiszen ez a túllépés a bővített újratermelést is fékezi. Így kedvezőtlenül érinti a termelésben részt vevők személyes érdekeltségét is. Ebbe a csoportba a következő mutatók tartoznak: a szántóegységre számított végtermék, a fejlesztési alap és az állóeszközök aránya és a fogyasztási alap egy dolgozóra számított összege.

A háromféle mutatószámcsoporthoz alapszintű elemzést a szerzők akkor ítélik helyesnek, ha azonos feltételek között működő gazdaságok eredményét hasonlítják össze. Erre a célra a kalinyini terület 69 gazdaságát választották ki, amelyeket a termelés intenzifikálásának fokától függően 3 csoportba soroltak. Mindhárom mutatószám-típus az elsőtől a harmadik csoport felé haladva a hatékonyság javulását mutatja.

A vizsgált években a hatékonyság technológiai mutatószámai a kolhozok első csoportjában változatlanok maradtak, az eszközhatékonyság kismértékben romlott, a második és harmadik csoportban általában javult.

A gazdasági hatékonyság már minden csoportban kedvezőtlenül alakult, különösen szembetűnő volt a nyereség csökkenése, illetve a veszteség növekedése. Ennek okai az elemzés szerint abban rejlenek, hogy a termelés intenzifikálódása (ami a harmadik csoportban a legmagasabb színvonalú) az ipari anyagok fokozott felhasználásával történt. A vizsgált időszakban az összes költség 60 százalékkal, az ipari anyagok felhasználása pedig 100 százalékkal növekedett. Mindez magával hozta az önköltség növekedését is és a mutatószámok harmadik csoportjában (társadalmi-gazdasági hatékonyság) romlottak leginkább az eredmények. Legnagyobb mértékben az önerőből történő újratermelés lehetőségei csökkentek: a kolhozok első csoportjában nyolcadrészre, a második csoportban harmadára, a harmadikban pedig felére. Eközben a dolgozók személyi érdekeltségi alapja is kismértékben csökkent.

A különböző tényezők kölcsönös hatását matematikai statisztikai módszerekkel is elemezték. A mutatószámokat száz hektár szántóegységre számították. Az eredmény változók:

- y_1 – az 1973. évi bruttó termelés változatlan áron,
- y_2 – a bruttó termelés folyó áron,
- y_3 – a végtermék.

A magyarázó változók a következők voltak:

- x_1 – állóalapok értéke,
- x_2 – forgóalapok értéke,
- x_3 – a felhasznált műtrágya (hatóanyagban),
- x_4 – a felhasznált villamos energia (kWó),
- x_5 – energetikai kapacitás (lóerő).

Elsőként az eredményváltozók szóródását vizsgálták, amely az y_1 -nél volt a legnagyobb, az y_2 -nél már csökkent és az y_3 -nál a legalacsonyabb értéket mutatta. Ez arra utal, hogy a termelési feltételek kiegyenlítő-dési folyamata játszódik le. Mindhárom y értéke az időjárási tényezőktől függően változott (így szóródásuk is nőtt) a gazdaságok első és második csoportjában. Ez a hatás a harmadik csoportban nem volt megfigyelhető, ami arra utal, hogy a termelés magas fokú intenzifikálása a termésszaporodásokat megszünteti, illetve mérsékli. A magyarázó változók közül a műtrágya-felhasználás (x_3) és az energiaellátottság (x_5) szóródása nőtt a legnagyobb mértékben.

A továbbiakban regresszióanalízissel vizsgálták a magyarázó változók hatását. A termelési értékre mindhárom gazdaságcsoporthoz a műtrágya-felhasználás gyakorolt a legnagyobb hatást. Ezt megközelítette a rendelkezésre álló energetikai kapacitás befolyása. A természetes és a standardizált változók esetében ugyanez a jelenség érvényesül. Egyes években (a második csoportban 1979, a harmadikban 1977) a villamosenergia-felhasználás hatása is igen jelentős volt.

A regressziós együtthatók vizsgálata azt tanúsítja, hogy a gazdaságok mindhárom csoportjában növekednek a hatékonysági különbségek. A gazdasági mechanizmus valamennyire lassítja ezt a folyamatot, de nem eléggé. A kedvezőtlen időjárású években csökken a termelés hatékonysága, különösen a gazdaságilag fejletlen kolhozokban. Ezen csak a termelés intenzitásának növelésével és a termelési tényezők ésszerű összetételének biztosításával lehet változtatni.

(Ism. Molnár István)

VERGER, D.:

A KONYHÁTÓL A FEHÉRNEMŰ-KÉSZÍTÉSIG

(De la cuisine à la lingerie: équipement ménager et tâches domestiques.) – *Economie et Statistique*. 1982. 140. sz. 49–61. p.

A francia Állami Statisztikai és Gazdaságkutató Intézet (INSEE) 1979. május és június folyamán mintegy 15 000 háztartástól gyűjtött be adatokat a lakás felszereltségére és a lakásfelújításra vonatkozóan.

A felvétel keretében számba vették a háztartások tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottságát: a kifejezetten háztartási gépekkel (hűtőgép, mosógép, mosogatógép stb.), a

szórakozással kapcsolatos készülékekkel (tv, rádió, hifi-torony, magnetofon, fényképezőgép stb.), barkácsszerszámokkal és személyi közlekedési eszközökkel való felszereltségét. Az ellátottság mellett vizsgálták a tartós fogyasztási cikkek állományának korát, használhatóságát, a beszerzés és a használat körülményeit, továbbá a használaton kívül helyezett gépek sorsát.

Jelen cikk csak a háztartási gépekkel való ellátottságot és a lakások komfortosságát elemzi. Vizsgálja azokat a tényezőket, amelyek az egyes lakossági rétegek háztartási felszereltségének fokát magyarázzák.

Porszívóval a háztartásoknak 71 százaléka rendelkezik. Jóllehet ez a termék viszonylag olcsó, elterjedése mégis szoros kapcsolatot mutat a jövedelemmel. Viszonylag kevés egyszemélyes háztartás rendelkezik porszívóval, a mezőgazdasági háztartások közül pedig csak minden második. A városi háztartásokban több porszívó van, különösen a párizsi agglomerációban, ahol az elterjedtség 81 százalékos. Ezt a jelenséget az a tény magyarázza, hogy a városi lakásokban több szőnyeg található, különösen a szőnyegpadlós lakások gyakoribbak, és ezért itt nagyobb szükség van porszívóra. A jövedelem és a porszívó-ellátottság kapcsolatát feltehetően tehát nem az ár magyarázza, hanem inkább az, hogy a módosabbak rendelkeznek olyan lakással, ahol a porszívó nélkülözhetetlen.

A *mosógép* elterjedtsége ugyancsak meglehetősen eltérő a vizsgált változók függvényében. Leggyakoribb a vidéki gyermekes családoknál, legkevesebb a fiatalok háztartásában található, település szerint pedig Párizsban. Ez utóbbit a mosodák igénybevételének lehetősége magyarázza, továbbá az a körülmény, hogy Párizsban nagyon sok a kisméretű lakás, ahol nemcsak a ruha szárítása, hanem esetleg még a mosógép elhelyezése is problémát jelent. A fiatalok közül ugyancsak sokan laknak kisméretű lakásban; emellett – főként a nőtleneknél – sok esetben a közelben lakó szülő vállalja magára a mosás elvégzését.

A legelterjedtebb háztartási felszerelés a *villanyvasaló* (94 százalék), a *vasalógép* viszont csak a magas jövedelműek elenyészően kis rétegénél használatos (az összes háztartás 1,2 százalékánál).

Villanyvarrógéppel a háztartások egyharmada rendelkezik. Elterjedését nagyban gátolja, hogy az idősebb nemzedék ragaszkodik az igen tartós mechanikus varrógéphez. A 30 éven aluliak háztartásának mindössze 3 százalékában van mechanikus varrógép, a 70 éven felülieknél ez az arány 32 százalék (átlagosan 16 százalékos ellátottság mellett). Villanyvarrógéppel leginkább a középkorú nagycsaládok rendelkeznek. A jövedelem

növekedésével egy bizonyos szinten belül a termék tekintetében telítettség mutatkozik. Ez adódhat a feleség kereső tevékenységéből vagy abból a körülményből, hogy az otthoni varrás a szerényebb jövedelműek igénye.

A háziasszonyi tennivalók közül a legtöbb időt a konyhai tennivalók jelentik. Lényeges, hogy e tekintetben milyen segítséget nyújtanak a háztartási gépek és felszerelések.

A konyhában az egyik legfontosabb segítség a *hűtőgép*. Míg 1954-ben a háztartások 7 százaléka rendelkezett e felszereléssel, 1979-ben már szinte minden háztartásban volt ilyen termék (96%). Csak a legalacsonyabb jövedelműek nem rendelkeztek hűtőgéppel és azok a fiatal háztartások, amelyek még nem rendezkedtek be teljesen. Ez utóbbiak ellátatlansága azonban csak átmeneti.

A háztartások ellátottságában inkább csak a tekintetben mutatkozik különbség, hogy csak egyszerű hűtőgéppel rendelkeznek-e vagy esetleg fagyasztógéppel is, vagy esetleg a kettőt kombináltan magába foglaló berendezéssel. 1979-ben a háztartások 21 százalékának volt hűtőgépe és fagyasztógépe is; ezek elsősorban falusi háztartások, amelyek fagyasztógéppel tartósítják termésük egy részét is. A városokban viszont kisebb mélyhűtőtér is elegendő. Itt a nagyobb terjedelmű fagyasztógépre vagy nincs szükség, vagy nincs elég hely.

A *fagyasztógéppel* kombinált hűtőszekrény elterjedését magas ára is gátolja. A fiatalok az első beszerzésnél – anyagi lehetőségtől függően – még könnyebben szánják rá magukat a drágább kombinált hűtőgép vásárlására, de általában csak az igen magas jövedelműek döntenek úgy, hogy a kifogástalanul működő egyszerű hűtőgépüket jóval drágább kombinált hűtőgépre cserélik.

A háztartási munkák végzését nagyban befolyásolja a *vizellátás és a fűtés módja*. A felvétel adatai szerint a lakásoknak mindössze 1 százalékában nincs folyóvíz, 15 százalékában nincs meleg folyóvíz ellátása, 37 százalékában nincs központi fűtés. Az említett felszereltség tekintetében jelentős különbséget főként a településtípus és a lakás építésének időpontja okoz. Központi fűtéssel például az 1949 előtt épített lakásoknak csak 37 százaléka, az 1973 után épített lakásoknak viszont 95 százaléka rendelkezik; a falusi lakások 23 százalékában van központi fűtés, a városiaknak pedig 72 százalékában. A településtípus eltérést okoz a központi fűtéssel nem rendelkező lakások fűtési módjában is: falun inkább fa-, szén- vagy olajtűzelésű kályhát vagy tűzhelyet használnak, főként a többlakásos házakban általános a villanyradiátor alkalmazása. Ez a fűtési mód ugyan drágább, de praktikusabb, különösen az olyan lakásokban, ahol nincs megfelelő hely a tüzelő tárolására.

A nagyobb háztartási gépeket és a főzési berendezést figyelembe véve a szerző a háztartások négy típusát különbözteti meg. Az egyik csoportot azok a háztartások alkotják, amelyek az „alapellátottságnak” tekintett sütős tűzhely, hűtőgép és mosógép valamelyikével nem rendelkeznek. A második csoportba azok tartoznak, akiknél az említett berendezések megtalálhatók, de más nem. A harmadik csoport az előbbieken felül még a következő berendezések közül legalább valamelyikkel is rendelkeznek: fagyasztógép, mosogatógép, villanyvarrógép, porszívó. Végül a negyedik csoportba tartozó háztartások a harmadik csoportnál jobban felszereltek.

Az első csoportba tartozott 1979-ben a háztartások egynegyede (leginkább a mosógép hiánya miatt), az „alapellátottságú” háztartások aránya 8 százalék volt, a két jobb felszereltségű csoport aránya pedig 42 illetve 25 százalékos volt.

Az „alapellátottság” nagymértékben a jövedelem és a családnagyság függvénye; hiánya főként az alacsony jövedelműeknél, méginkább az egyedülállóknál szembetűnő. Településtípusok szerint csak a párizsi háztartások felszereltsége kiemelkedően hiányos.

A kisebb háztartási gépekkel (kenyérpirító, fagylaltgép, turmixgép, elektromos kávéfőző, villamos kávédaráló, szeletelőgép stb.) való ellátottság az egyes cikkek szerint a háztartások különböző csoportjaiban eléggé eltérő. A háztartási kisgéppel való nagyobb mértékű ellátottság érhető módon erősen kapcsolódik a magasabb jövedelemhez. A legalacsonyabb jövedelmi csoportban a háztartások 1 százalékának volt 10 vagy ennél több kisgépe, 12 százalékuk viszont egygyel sem rendelkezett.

Az ellátottság mértéke a jövedelem mellett még a családnagysággal párhuzamosan is nő. E két alapvető ismérven felül szemléleti tényezők is szerepet játszanak a kisgépek vásárlásánál: egyes családtípusok felesleges luxusnak tekintik ezeket a termékeket. Feltehetőleg ez a magyarázata annak, hogy a parasztcsaládok, akiknek háztartási nagygépekkel való ellátottsága gyakran igen jó, kevés kisgéppel rendelkeznek.

Mindent egybevetve a háztartások felszereltségének legfontosabb magyarázó tényezőjéül a jövedelmet és a családnagyságot lehet tekinteni.

(Ism.: *Nádas Magdolna*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA

EASTERLIN, R. A.:
SZÜLETÉS ÉS SZERENCSE

(Birt and fortune. The impact of numbers on personal welfare.) London. 1980. Grant McIntyre. 205 p.

Easterlin korábbi munkáiban az amerikai születési hullámhegy és hullámvölgy egyik legátfogóbb magyarázatát tette közzé. Ennek lényege, hogy a kisebb létszámú nemzedékek a családalapítás időszakában viszonylag jobb anyagi helyzetben vannak, ezért korábban házasodnak és nagyobb gyermekszámra vállalkoznak. Ezzel szemben a nagyobb létszámúak megfordítva, rosszabb anyagi helyzetben vannak, ezért később házasodnak és kevesebb gyermekük születik. Így egy sajátos demográfiai hullámmozgás alakul ki, amelyben a születések hullámhegye és hullámvölgye között mintegy 20 év távolság van. Ebben a könyvben kiterjeszti elgondolásait a nemzedékek létszámának hatásairól életük más jellemzőire is.

Az 1930-as években, a nagy gazdasági válság idején és az azt követő depressziós években, az Egyesült Államok elveszületési arányszáma 18,3 ezrelékes átlagos értéket ért el. Ezért az ebben az évtizedben született kohorszok lényegesen kisebb létszámúak voltak, mint az előttük és az utánuk következők. Amikor az 1950-es években a munka-

erőpiacon megjelentek, kivételesen kedvező helyzetben voltak, mert a munkaadók erőfeszítéseket tettek, hogy fiatal dolgozókat alkalmazhassanak. Ezzel szemben az 1950-es években az elveszületési arányszám 25 ezrelék körül volt. Amikor ezek a nagy létszámú kohorszok az 1970-es években a munkaerőpiacra léptek, igen kedvezőtlen helyzetbe kerültek, nehezen találtak munkahelyet. *Easterlin* két adattal bizonyítja a fiatal nemzedékek munkaerőpiaci helyzetének változását: 1. a különböző életkorú teljes munkaidőben dolgozó férfiak átlagbérével és 2. a különböző életkorú férfiak munkanélküliségi arányszámaival. Az 1950-es években a fiatalabbak bére sokkal kevésbé maradt el az idősebbekétől, mint az 1970-es években. A munkanélküliség viszont a fiatalok között sokkal kevésbé szárnyalta túl az idősebbek között megfigyelt munkanélküliséget az 1950-es években, mint az 1970-es években. A kisebb létszámú nemzedékek előnye már az oktatási rendszerben megmutatkozik: könnyebben kerülnek be a felsőfokú tanintézetekbe (alacsonyabbak a felvételi követelmények), és nagyobb lehetőségük van a választásuk szerinti keresettebb (például orvosi, jogi) szakokra bejutni. Ezt követően könnyebben találnak munkahelyet, magasabb kezdőfizetést érnek el, gyorsabban emelkednek a foglalkozási

A nagyobb háztartási gépeket és a főzési berendezést figyelembe véve a szerző a háztartások négy típusát különbözteti meg. Az egyik csoportot azok a háztartások alkotják, amelyek az „alapellátottságnak” tekintett sütős tűzhely, hűtőgép és mosógép valamelyikével nem rendelkeznek. A második csoportba azok tartoznak, akiknél az említett berendezések megtalálhatók, de más nem. A harmadik csoport az előbbieken felül még a következő berendezések közül legalább valamelyikkel is rendelkeznek: fagyasztógép, mosogatógép, villanyvarrógép, porszívó. Végül a negyedik csoportba tartozó háztartások a harmadik csoportnál jobban felszereltek.

Az első csoportba tartozott 1979-ben a háztartások egynegyede (leginkább a mosógép hiánya miatt), az „alapellátottságú” háztartások aránya 8 százalék volt, a két jobb felszereltségű csoport aránya pedig 42 illetve 25 százalékos volt.

Az „alapellátottság” nagymértékben a jövedelem és a családnagyság függvénye; hiánya főként az alacsony jövedelműeknél, méginkább az egyedülállóknál szembetűnő. Településtípusok szerint csak a párizsi háztartások felszereltsége kiemelkedően hiányos.

A kisebb háztartási gépekkel (kenyérpirító, fagylaltgép, turmixgép, elektromos kávéfőző, villamos kávédaráló, szeletelőgép stb.) való ellátottság az egyes cikkek szerint a háztartások különböző csoportjaiban eléggé eltérő. A háztartási kisgéppel való nagyobb mértékű ellátottság érhető módon erősen kapcsolódik a magasabb jövedelemhez. A legalacsonyabb jövedelmi csoportban a háztartások 1 százalékának volt 10 vagy ennél több kisgépe, 12 százalékuk viszont egygyel sem rendelkezett.

Az ellátottság mértéke a jövedelem mellett még a családnagysággal párhuzamosan is nő. E két alapvető ismérven felül szemléleti tényezők is szerepet játszanak a kisgépek vásárlásánál: egyes családtípusok felesleges luxusnak tekintik ezeket a termékeket. Feltehetőleg ez a magyarázata annak, hogy a parasztcsaládok, akiknek háztartási nagygépekkel való ellátottsága gyakran igen jó, kevés kisgéppel rendelkeznek.

Mindent egybevetve a háztartások felszereltségének legfontosabb magyarázó tényezőjéül a jövedelmet és a családnagyságot lehet tekinteni.

(Ism.: *Nádas Magdolna*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA

EASTERLIN, R. A.:
SZÜLETÉS ÉS SZERENCSE

(Birt and fortune. The impact of numbers on personal welfare.) London. 1980. Grant McIntyre. 205 p.

Easterlin korábbi munkáiban az amerikai születési hullámhegy és hullámvölgy egyik legátfogóbb magyarázatát tette közzé. Ennek lényege, hogy a kisebb létszámú nemzedékek a családalapítás időszakában viszonylag jobb anyagi helyzetben vannak, ezért korábban házasodnak és nagyobb gyermekszámra vállalkoznak. Ezzel szemben a nagyobb létszámúak megfordítva, rosszabb anyagi helyzetben vannak, ezért később házasodnak és kevesebb gyermekük születik. Így egy sajátos demográfiai hullámmozgás alakul ki, amelyben a születések hullámhegye és hullámvölgye között mintegy 20 év távolság van. Ebben a könyvben kiterjeszti elgondolásait a nemzedékek létszámának hatásairól életük más jellemzőire is.

Az 1930-as években, a nagy gazdasági válság idején és az azt követő depressziós években, az Egyesült Államok elveszületési arányszáma 18,3 ezrelékes átlagos értéket ért el. Ezért az ebben az évtizedben született kohorszok lényegesen kisebb létszámúak voltak, mint az előttük és az utánuk következők. Amikor az 1950-es években a munka-

erőpiacon megjelentek, kivételesen kedvező helyzetben voltak, mert a munkaadók erőfeszítéseket tettek, hogy fiatal dolgozókat alkalmazhassanak. Ezzel szemben az 1950-es években az elveszületési arányszám 25 ezrelék körül volt. Amikor ezek a nagy létszámú kohorszok az 1970-es években a munkaerőpiacra léptek, igen kedvezőtlen helyzetbe kerültek, nehezen találtak munkahelyet. *Easterlin* két adattal bizonyítja a fiatal nemzedékek munkaerőpiaci helyzetének változását: 1. a különböző életkorú teljes munkaidőben dolgozó férfiak átlagbérével és 2. a különböző életkorú férfiak munkanélküliségi arányszámaival. Az 1950-es években a fiatalabbak bére sokkal kevésbé maradt el az idősebbekétől, mint az 1970-es években. A munkanélküliség viszont a fiatalok között sokkal kevésbé szárnyalta túl az idősebbek között megfigyelt munkanélküliséget az 1950-es években, mint az 1970-es években. A kisebb létszámú nemzedékek előnye már az oktatási rendszerben megmutatkozik: könnyebben kerülnek be a felsőfokú tanintézetekbe (alacsonyabbak a felvételi követelmények), és nagyobb lehetőségük van a választásuk szerinti keresettebb (például orvosi, jogi) szakokra bejutni. Ezt követően könnyebben találnak munkahelyet, magasabb kezdőfizetést érnek el, gyorsabban emelkednek a foglalkozási

életpályán és gyorsabban emelkedik a keresetük. A nők esetében a kohorsz létszámának hatása még erősebb. Szemlélteti ezt az a tény, hogy míg 1955-ben a 20–24 éves, teljes munkaidőben foglalkoztatott nők átlagkeresete az ilyen korú férfiakénak 84 százaléka volt, ez az arány 1977-ben 77 százalékra esett vissza. Easterlin ezeket a változásokat a munkaerőpiaci keresleti és kínálati viszonyokkal magyarázza. A kis létszámú nemzedékek kisebb kínálatot állítanak szembe a munkaerő-kereslettel, a nagyobb létszámúak nagyobbat, ezért a közismert ármodell értelmében az előbbiek magasabb, az utóbbiak alacsonyabb bért tudnak elérni. Az Egyesült Államokban a korábbi évtizedekben a létszámhatás nem volt ennyire egyedülálló és erős, mert egyrészt a munkaerő-kereslet jobban ingadozott a konjunktúris változásokkal párhuzamosan, másrészt a bevándorlás ingadozása is lényeges szerepet játszott a munkaerő-kínálat alakulásában. A második világháború óta a konjunktúra-hullámzások kisebbek az állam gazdasági beavatkozása következtében, a bevándorlást, pedig már az első világháború után erősen korlátozták. Így a munkába lépő nemzedékek létszáma a kereslet és kínálat viszonyát leginkább meghatározó tényező.

A jelenlegi születési hullámvölgyet különféleképpen magyarázzák. Vannak, akik a modern fogamzásgátló módszerek elterjedésében látják a legfontosabb okot, mások a nők magatartásában, életcéljaiban bekövetkező változásokat emelik ki. Ezek az érvelések azonban egyáltalán nem tudnak magyarázatot adni a megelőző születési hullámhegyre. Easterlin szerint mindkettőnek magyarázatát a fiatalok munkaerőpiaci helyzetében kell keresni, ami pedig a fiatal kohorszok létszámának függvénye volt.

A fiataloknak a házasságkötésre és a gyermekszámra vonatkozó döntéseiben ugyanis az egyik leglényegesebb tényező, hogy milyenek ítélik meg gazdasági kilátásaikat. Ez utóbbiak két elemből tevődnek össze: egyrészt potenciális kereseteikből, amelyekről a házasságkötés előtti foglalkozási karrierjük alapján alkotnak képet, másrészt anyagi aspirációiktól, amelyek gyermekkorukban a szülői családban alakulnak ki. Az aspirációk állandóan emelkednek, de néha gyorsabban, néha lassabban, mint a potenciális keresetek. A kettőnek egymáshoz való viszonyát Easterlin a relatív jövedelem fogalmával jellemzi. Ezt a következőképpen definiálja: a relatív jövedelem a házaspár potenciális keresetének és a házaspár anyagi aspirációinak hányadosa; és a következő, leegyszerűsített megközelítéssel méri: a relatív jövedelem a fiatal férfi közelmúltbeli jövedelmének és a fiatal férfi szülei korábbi jövedelmének hányadosa. Az utóbbi mutató 1957-ben még

73 százalék volt, 1978-ban 54 százalékra csökkent, tehát a fiatalok relatív jövedelmi helyzete lényegesen romlott, annak ellenére, hogy abszolút jövedelmük az 1970-es évek közepéig nőtt. Az 1957 előtti időszakban a fiatalok és apáik között megállapított munkanélküliségi arányszám hányadosával közelíti meg a relatív jövedelmi helyzetet. Az így kapott relatív helyzet görbéje és a teljes termékenységi arányszám görbéje 1940 és 1977 között valóban majdnem teljesen párhuzamosan halad.

A relatív jövedelmi helyzet alakulását a fiatalok és idősebbek létszámának aránya (a 30–64 éves férfiak száma a 15–29 éves férfiak számához viszonyítva) határozza meg. Ez utóbbi mutató görbéje szintén meglehetősen pontosan egybeesik mind a relatív jövedelmi görbével, mind a teljes termékenységi arányszám görbéjével.

Szerző ezzel bizonyítva látja, hogy a kohorszok létszáma, illetve az annak hatására kialakuló relatív jövedelmi helyzet határozza meg a fiatalok házasodási készségét és termékenységét. Fennmarad az a kérdés, hogy a 30 éven felüli nők termékenysége miért mozgott a fiatalabbakéval párhuzamosan. Easterlin szerint azért, mert az amerikai családoknak a gyermekszámokra vonatkozó elképzelései nem ingadoznak nagyon erősen (1936-tól 1972-ig minden vizsgálat alkalmával a megkérdezetteknek 85 százaléka a 2, 3 vagy 4 gyermekes családot mondta ideálisnak).

Szerző a továbbiakban azt vizsgálja, hogy valóban megjelent-e az 1970-es években egy „új, modern nő” ideálja, amit más szerzők a termékenységcsökkenés egyik okának tartanak. Kétségtelen, hogy 1940 és 1960 között a 35 évesnél fiatalabb nők gazdasági aktivitása arányszámainak korábbi emelkedő tendenciája megállt, 1960 után viszont új és igen erős emelkedés indult meg. Lehet-e ezt azzal megokolni, hogy megnőtt a nők érdeklődése a foglalkozási karrier iránt, szemben a családaneyi életpályával? Easterlin szerint nem, mert az ok valójában a fiatalok relatív jövedelmi helyzetének romlása. Amikor ugyanis a fiatal házaspárok jövedelmi helyzete jobb volt, akkor könnyebben lemondtak a feleség potenciális keresetéről a gyermekszülés és -nevelés kedvéért. Amikor viszont a férj keresete viszonylag egyre kedvezőtlenebbé vált, a fiatal feleségek keresetével próbálták azt kipótolni. Easterlin ezt a magyarázatot több ténnyel támasztja alá: 1. a nők nagy többsége változatlanul 20 jellegzetesen „női” foglalkozási kategóriába tartozik a munkaügyi nyilvántartások 480 kategóriája közül; a magas státusú értelmiségi foglalkozásokba (orvos, jogász, mérnök) változatlanul nagyon kevés nő jut be; a fiatal felnőtt (25–29 éves) nők iskolai végzettsége az azo-

nos korú férfiakéhoz viszonyítva 1940 óta nem javult, hanem némileg visszaesett; végül a 45–64 éves nők gazdasági aktivitása a fiatalabbakéval ellentétesen éppen 1940, és 1960 között nőtt erősen, azóta lelassult a növekedés. Ezt az utóbbi folyamatot azzal is magyarázza, hogy amikor nagy a fiatal nők munkavállalási kedve, akkor kiszorítják az idősebbeket, amikor azonban kevesebben vállalnak közülük munkát, akkor a munkaadók kénytelenek idősebbeket is alkalmazni. Easterlin szerint tehát nem a női emancipációs mozgalom vagy a zéró növekedési ideológia okozta a termékenység csökkenését, hanem – ellenkezőleg – a fiatal házaspárok relatív jövedelmi helyzetének romlása, a nők ezzel összefüggő nagyobb munkába állása és kisebb termékenysége idézte elő a női emancipáció és a zéró növekedési elmélet fokozott népszerűségét, ezek ugyanis tényleges és szükségszerű viselkedésnek adnak ideológiai alátámasztást.

Az Egyesült Államokban a közelmúltban erősen emelkedett a válási arányszám és a házasságon kívül született gyermekek aránya. Ezt többen a házasság válságtüneteként értelmezik. Easterlin szerint nem erről van szó. Kétségtelen, hogy a század eleje óta a válások gyakoriságának hosszú távú növekedési tendenciája mutatkozik, e tendenciában azonban a nemzedékek létszámától függően gyorsabb és lassúbb növekedési szakaszok érvényesülnek. A két világháború közötti időszakban gyorsabban nőtt a válások aránya, a második világháború után visszaesett, majd lassabban nőtt, az 1970-es években pedig újra emelkedett a növekedés üteme. A nagyobb létszámú nemzedékek tagjai ugyanis Easterlin szerint gyakrabban válnak el. Ennek oka relatív jövedelmi helyzetük kedvezőtlenebbre fordulása, ebben az esetben ugyanis a házastársak kevésbé tudnak megfelelni a házastársuk és maguk által is támasztott elvárásoknak. A férj kevésbé tud megfelelni kenyérkereső funkciójának, a feleség kénytelen munkát vállalni a családi jövedelem kiegészítésére, ezért kevesebb elismerést kaphat mint anya. Emellett a kevesebb gyermek azt is jelenti, hogy kisebb a házasságokat összetartó erő. A házasságon kívüli születések aránya is a nemzedékek nagyságának és relatív jövedelmi helyzetének hatása alatt áll. A jobb relatív jövedelmi helyzetű nemzedékek tagjai a házasságkötés előtti terhességeknek nagyobb részét legitimálják házasságkötéssel, a rosszabb helyzetű nemzedékekben az anyagi nehézségek több ilyen párt visszatartanak a házasságkötéstől. Tehát az 1970-es években a nagyobb nemzedékek rosszabb relatív jövedelmi helyzete következtében erősödött meg a válások és házasságon kívüli szülések növekedési tendenciája, így a változás drá-

maibbnak tűnik, mint amekkora valójában volt.

Easterlin szerint az 1970-es években munkaerőpiacra lépő nemzedék igen nagy létszáma szerepet játszott abban is, hogy a fiatalok körében megnőtt az öngyilkossági arányszám, és (az 1947 és 1960 közötti csökkenés után) újra megemelkedett az alkoholfogyasztás, elterjedt a kábítószer-fogyasztás, nagyobb a közlekedési baleset okozta halandóság. Mindezen jelenségek hátterében – egyebek mellett – a pályakezdéssel és családalapítással kapcsolatos megnövekedett nehézségek és feszültségek állnak. Egy 1957. és egy 1976. évi azonos felvétel eredményeinek összehasonlítása valóban azt mutatja, hogy a mentális stressz fokozódott. Hasonlóképpen az is kitűnik más vizsgálatokból, hogy a politikai elidegenedés nőtt. Easterlin szerint várható, hogy ezek a kedvezőtlen jelenségek és a rosszabb halandóság az 1950-es születési hullámhegy idején született nemzedéket egész későbbi élete folyamán végig fogják kísérni.

Az Egyesült Államokban az 1970-es években kialakult új jelenségnek, a „stagflációnak” létrejöttében is szerepet játszik e nemzedék nagy létszáma. A stagfláció azt jelenti, hogy ellentétben a korábbi évtizedekkel, amikor vagy erősebb infláció, vagy nagyobb munkanélküliség jellemezte a fejlett tőkés gazdaságokat, most egyszerre igen magas a munkanélküliség és az áremelkedés üteme. Erre a helyzetre a keynes-i gazdaságpolitika alapján nem tudnak ellenszert ajánlani, mert ha állami beavatkozással élenkíteni akarják a konjunktúrát, hogy a munkanélküliség csökkenjen, akkor a nagyobb pénzkibocsátás hatására erősen emelkedik az infláció üteme, ha viszont az inflációt akarják mérsékelni az állami költségvetés deficitjének csökkentésével és a hitelkibocsátás korlátozásával, akkor a gazdasági depresszió erősödik és a munkanélküliség nő. Easterlin szerint a jelenlegi fiatal nemzedékek nagyobb létszáma ebben úgy játszik szerepet, hogy ezek a fiatalok – és a rossz gazdasági helyzet miatt a munkaerőpiacon nagyobb számban jelentkező nők – nem rendelkeznek kellő tapasztalatokkal, illetve nem olyan szakképzettségük van, amelyet a gazdaság tömegesen igényel. Így ha állami beavatkozással élenkíteni próbálják a konjunktúrát, a magánvállalatok nagyon hamar beleütköznek a rendelkezésre álló tapasztalt és szakképzett munkaerő-kínálat (idősebb férfiak) kimerülésének korlátjába, miközben még nagy tömegű fiatal munkanélküli maradt.

Végül szerző a leírt hipotézis alapján a jövőre próbál következtetni. Ha a negyvenéves ciklus folytatódik, akkor az 1980-as évektől kezdve javul a fiatal, munkába lépő kor-

osztályok helyzete és az 1990-es években annyira kis létszámúak lesznek a fiatal munkaképes korúak a középkorúakhoz és ennél idősebbekhez viszonyítva, hogy megismétlődhet az 1950-es években tapasztalt helyzet, ez pedig újabb születési hullámhegyhez vezethet. Az újabb hullámhegyet azonban húsz év múlva a jelenlegihez hasonló kedvezőtlen állapot és hullámvölgy követheti. Easterlin megvizsgált különböző folyamatokat, amelyek ezt a hullámmozgást megszüntethetik vagy enyhíthetik mint a női szerepek töme-

ges és alapvető megváltozását, amelynek következtében a családonkénti gyermekszám nem nőne. Nem gondolja azonban, hogy ezeknek lényeges hatásuk lesz. Viszont rámutat arra, hogy a tendencia változásának előjelei már az 1970-es évek közepe óta mutatkoznak: az élveszületési arányszám alacsony szinten stabilizálódott, a válási arányszám növekedése lelassult stb., tehát szerinte az új hullámhegy előjelei mutatkoznak.

(Ism.: *Andorka Rudolf*)

BIBLIOGRÁFIA

A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálathoz az alábbi fontosabb könyvek érkeztek be:

STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

ANNUAIRE statistique du Maroc 1980. Éd. par le Ministère du Plan de la Formation des Cadres et de la Formation Professionnelle. Rabat. 1981. Direction de la Statist. 206 p.
Marokkó statisztikai évkönyve, 1980.

I 64 B 12/1980

ANUARIO estadístico de España 1981. Madrid. 1980. Inst. Nac. de Estadist. XXXI, 912 p., 13 t.
Spanyolország statisztikai évkönyve, 1981.

I 34 B 1/1981

ALTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK

BARRA, J.-R.: Mathematical basis of statistics. (Notions fondamentales de statistique mathématique). Trans. by L. Herbach. New York, etc. 1981. Acad. Press. XVI, 249 p.

A statisztika matematikai alapjai.

604 378

BAUER, H.: Probability theory and elements of measure theory. (Wahrscheinlichkeitstheorie und Grundzüge der Messtheorie.) Transl. by R. B. Burckel. London, etc. 1981. Acad. Press. XIII, 460 p.

Valószínűségelmélet és a méréselmélet alapjai.

604 474

BILLINGSLEY, P.: Probability and measure. New York, etc. 1979. Wiley. XIV, 515 p.

Valószínűség és mérés.

604 343

COMPUTER science and statistics. Proceedings of the 13th Symposium on the Interface. (March 12–13, 1981. Pittsburgh.) Ed. by W. F. Eddy. New York – Heidelberg – Berlin. 1981. Springer. XIII, 378 p.

Számítógép-tudomány és statisztika.

804 679

CONTINUITIES in structural inquiry. Ed. by P. M. Blau, R. K. Merton. London – Beverly Hills, Calif. 1981. Sage Publ. VIII, 396 p.

Kontinuitás a strukturális vizsgálatban.

604 383

The *CORRESPONDENCE* between A. A. Markov and A. A. Chuprov on the theory of probability and mathematical statistics. (O teoriji verovatnosztej i matematičeszkoi sztatistiki). Ed. by K. O. Ondar. Transl. by Ch. Stein, M. Stein. New York – Heidelberg – Berlin. 1981. Springer. XV, 181 p.

Markov és Csurov levelezése a valószínűségszámítás elméletéről, valamint a matematikai statisztikáról.

705 572

DAVID, H. A.: Order statistics. New York, etc. 1981. Wiley. XIII, 360 p.

Rendstatisztika.

604 810

DHRYMES, P. J.: Distributed lags. Problem of estimation and formulation. Amsterdam – New York – Oxford. 1981. North-Holland Publ. Co. X, 470 p.

Osztott késleltetés.

604 379

FUKUSHIMA, M.: Dirichlet forms and Markov processes. Amsterdam etc. 1980. North-Holland Publ. Co. – Kodansha. X, 196 p.

Dirichlet formulák és Markov folyamatok.

604 394

GOTTMAN, J. M.: Time-series analysis. A comprehensive introduction for social scientists. Cambridge, etc. 1981. Univ. Press. XVI, 400 p.

Idősorelemzés.

604 499

HABERMAN, S. J.: Analysis of qualitative data. Vol. 1. Introductory topics. Vol. 2. New developments. New York, etc. 1978–1979. Acad. Press. 2 db.

Minőségi adatok elemzése.

604 385–386

INTERRUPTED time series analysis. By D. McDowell, R. McCleary, etc. Beverly Hills, California London. 1980. Sage Publ. 96 p.

Megszakított idősorok elemzése.

604 373

JØRGENSEN, B.: Statistical properties of the generalized inverse Gaussian distribution. New York – Heidelberg – Berlin. 1982. Springer 188 p.

Az általánosított inverz Gauss-féle eloszlás statisztikai tulajdonságai.

604 497

KESSLER, R. C. – GREENBERG, D. F.: Linear panel analysis. Models of quantitative changes. New York, etc. 1981. Acad. Press. X, 203 p.

Lineáris panelelemzés.

604 487

LAHA, R. G. – ROHARGI, V. K.: Probability theory. New York, etc. 1979. Wiley. XIII, 557 p.

Valószínűségszámítás.

804 349

LEWIS-BECK, M. S.: Applied regression. Beverly Hills, Calif. – London. 1980. Sage Publ. 79 p.

Alkalmazott regresszió.

604 374

RJABUSKIN, T. V. – SZIMCSERA, V. M.: Ocserki mezdunarodnoj sztatistiki. Metodologija i organizacija. Moszkva. 1981. Izdat. Nauka. 415 p.

A nemzetközi statisztika vázlatja.

503 748

osztályok helyzete és az 1990-es években annyira kis létszámúak lesznek a fiatal munkaképes korúak a középkorúakhoz és ennél idősebbekhez viszonyítva, hogy megismétlődhet az 1950-es években tapasztalt helyzet, ez pedig újabb születési hullámhegyhez vezethet. Az újabb hullámhegyet azonban húsz év múlva a jelenlegihez hasonló kedvezőtlen állapot és hullámvölgy követheti. Easterlin megvizsgált különböző folyamatokat, amelyek ezt a hullámmozgást megszüntethetik vagy enyhíthetik mint a női szerepek töme-

ges és alapvető megváltozását, amelynek következtében a családonkénti gyermekszám nem nőne. Nem gondolja azonban, hogy ezeknek lényeges hatásuk lesz. Viszont rámutat arra, hogy a tendencia változásának előjelei már az 1970-es évek közepe óta mutatkoznak: az élveszületési arányszám alacsony szinten stabilizálódott, a válási arányszám növekedése lelassult stb., tehát szerinte az új hullámhegy előjelei mutatkoznak.

(Ism.: *Andorka Rudolf*)

BIBLIOGRÁFIA

A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálathoz az alábbi fontosabb könyvek érkeztek be:

STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

ANNUAIRE statistique du Maroc 1980. Éd. par le Ministère du Plan de la Formation des Cadres et de la Formation Professionnelle. Rabat. 1981. Direction de la Statist. 206 p.
Marokkó statisztikai évkönyve, 1980.

I 64 B 12/1980

ANUARIO estadístico de España 1981. Madrid. 1980. Inst. Nac. de Estadist. XXXI, 912 p., 13 t.
Spanyolország statisztikai évkönyve, 1981.

I 34 B 1/1981

ALTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK

BARRA, J.-R.: Mathematical basis of statistics. (Notions fondamentales de statistique mathématique). Trans. by L. Herbach. New York, etc. 1981. Acad. Press. XVI, 249 p.

A statisztika matematikai alapjai.

604 378

BAUER, H.: Probability theory and elements of measure theory. (Wahrscheinlichkeitstheorie und Grundzüge der Messtheorie.) Transl. by R. B. Burkel. London, etc. 1981. Acad. Press. XIII, 460 p.

Valószínűségelmélet és a méréselmélet alapjai.

604 474

BILLINGSLEY, P.: Probability and measure. New York, etc. 1979. Wiley. XIV, 515 p.

Valószínűség és mérés.

604 343

COMPUTER science and statistics. Proceedings of the 13th Symposium on the Interface. (March 12–13, 1981. Pittsburgh.) Ed. by W. F. Eddy. New York – Heidelberg – Berlin. 1981. Springer. XIII, 378 p.

Számítógép-tudomány és statisztika.

804 679

CONTINUITIES in structural inquiry. Ed. by P. M. Blau, R. K. Merton. London – Beverly Hills, Calif. 1981. Sage Publ. VIII, 396 p.

Kontinuitás a strukturális vizsgálatban.

604 383

The *CORRESPONDENCE* between A. A. Markov and A. A. Chuprov on the theory of probability and mathematical statistics. (O teoriji verovatnosztej i matematičeszkoi sztatistike). Ed. by K. O. Ondar. Transl. by Ch. Stein, M. Stein. New York – Heidelberg – Berlin. 1981. Springer. XV, 181 p.

Markov és Csurov levelezése a valószínűség-számítás elméletéről, valamint a matematikai statisztikáról.

705 572

DAVID, H. A.: Order statistics. New York, etc. 1981. Wiley. XIII, 360 p.

Rendstatisztika.

604 810

DHRYMES, P. J.: Distributed lags. Problem of estimation and formulation. Amsterdam – New York – Oxford. 1981. North-Holland Publ. Co. X, 470 p.

Osztott késleltetés.

604 379

FUKUSHIMA, M.: Dirichlet forms and Markov processes. Amsterdam etc. 1980. North-Holland Publ. Co. – Kodansha. X, 196 p.

Dirichlet formulák és Markov folyamatok.

604 394

GOTTMAN, J. M.: Time-series analysis. A comprehensive introduction for social scientists. Cambridge, etc. 1981. Univ. Press. XVI, 400 p.

Idősorelemzés.

604 499

HABERMAN, S. J.: Analysis of qualitative data. Vol. 1. Introductory topics. Vol. 2. New developments. New York, etc. 1978–1979. Acad. Press. 2 db.

Minőségi adatok elemzése.

604 385–386

INTERRUPTED time series analysis. By D. McDowell, R. McCleary, etc. Beverly Hills, California London. 1980. Sage Publ. 96 p.

Megszakított idősorok elemzése.

604 373

JØRGENSEN, B.: Statistical properties of the generalized inverse Gaussian distribution. New York – Heidelberg – Berlin. 1982. Springer 188 p.

Az általánosított inverz Gauss-féle eloszlás statisztikai tulajdonságai.

604 497

KESSLER, R. C. – GREENBERG, D. F.: Linear panel analysis. Models of quantitative changes. New York, etc. 1981. Acad. Press. X, 203 p.

Lineáris panelelemzés.

604 487

LAHA, R. G. – ROHARGI, V. K.: Probability theory. New York, etc. 1979. Wiley. XIII, 557 p.

Valószínűség-számítás.

804 349

LEWIS-BECK, M. S.: Applied regression. Beverly Hills, Calif. – London. 1980. Sage Publ. 79 p.

Alkalmazott regresszió.

604 374

RJABUSKIN, T. V. – SZIMCSERA, V. M.: Ocserki mezdunarodnoj sztatistiki. Metodologija i organizacija. Moszkva. 1981. Izdat. Nauka. 415 p.

A nemzetközi statisztika vázlatja.

503 748

STATISTICAL methods for comparative studies. Techniques for bias reduction. By S. Anderson, A. Auquier etc. New York, etc. 1980. Wiley. XIII, 289 p.

Osszehasonlító vizsgálatok statisztikai módszerei.
604 450

STIER, W.: Verfahren zur analyse saisonaler Schwankungen in Ökonomische Zeitreihen. Berlin – Heidelberg – New York. 1980. Springer. IX, 134 p.

A gazdasági idősorok szezonális ingadozásainak elemzése.

705 553

SULLIVAN, J. L. – FELDMAN, S.: Multiple indicators. An introduction. Beverly Hills, Calif. – London. 1979. Sage Publ. 87 p.

Többszörös jelzőszámok.

604 367

THEIL, H. – SUHM, F. E.: International consumption comparisons. A system-wide approach. Amsterdam – New York – Oxford. 1981. North-Holland. Publ. Co. XV, 200 p.

A fogyasztás nemzetközi összehasonlítása.

604 476

WEISBERG, S.: Applied linear regression. New York, etc. 1980. Wiley. XII, 283 p.

Alkalmazott lineáris regresszió.

604 445

WILLEMMAIN, T. R.: Statistical methods for planners. Cambridge, Mass. – London. 1980. MIT Press. XV, 304 p.

Statisztikai módszerek a tervezők számára.

604 484

GAZDASÁGSTATISZTIKA

ANNUARIO di statistiche del lavoro 1981. Roma 1981. Ist. Centr. di Statist. XXII, 219 p., 2 t.

Olaszország munkaügyi statisztikai évkönyve, 1981.
I 32 C 209/1981

FALUVÉGI L. – HAVASI F. – BOGNÁR J.: A népgazdaság hatodik öt éves tervéről. – A magyar népgazdaság hatodik öt éves terve 1981–1985. Bp. 1981. Kossuth K. 112 p.

115 302

GANDOLFO, G.: Economic dynamics. Methods and models. Amsterdam – New York – Oxford. 1980. North-Holland Publ. Co. XII, 571 p.

Gazdasági dinamika. Módszerek és modellek.

604 481

KORMNOV, J. F.: Mezsduarodnaja szocialiszticeszkaja szpecializacija i kooperacija. Moszkva. 1981. Izdat. Ekon. 196 p.

Nemzetközi szocialista szakosodás és együttműködés.

503 752

The LABOUR yearbook of Japan 1981. Compil. by Ohara Institute for Social Research. Tokyo. 1981. Hosei Univ. XVII, 596 p.

Japán munkaügyi évkönyve, 1981.

604 823

LARGE-SCALE macro-econometric models. Theory and practice. Ed. by J. Kmenta, J. B. Ramsey. Amsterdam – New York – Oxford. 1981. North-Holland Publ. Co. XIII, 462 p.

Nagyméretű makroökonometriai modellek.

604 376

MEZSDUNARODNOE geograficeszkoe razdelenie truda v kapitaliszticeszkom mire. Red. V. V. Vol'szkii, Ju. A. Koloszova. Moszkva. 1981. Izdat. Moszkovszkogo Univ. 263 p.

A munkaerő nemzetközi földrajzi megoszlása a tőkés világban.

604 381

OKUN, A.: Prices and quantities. A macroeconomic analysis. Washington. 1981. Brookings Inst. XIII, 367 p.

Árak és mennyiségek. Makroökonómiai elemzés.

604 391

PHELPS, E. S.: Studies in macroeconomic theory. Vol. 1. Employment and inflation. New York – San Francisco – London. 1979. Acad. Press. XII, 418 p.

Tanulmányok a makroökonómiai elmélet köréből.
604 835

TERVGAZDALKODÁS. Szerk. Stark A. Bp. 1981. Közgazd. és Jogi K. 615 p.

705 814–815

The THEORY and practice of econometrics. By G. Judge, W. E. Griffiths, etc. New York. 1980. Wiley. XXVII, 793 p.

Az ökonometria elmélete és gyakorlata.

604 348

Die WEITERENTWICKLUNG der Input-Output Rechnung in der Bundesrepublik Deutschland. Hrsg. v. R. Krengel. Göttingen. 1982. Vandenhoeck-Reprecht. 142 p.

Az input-output számítás továbbfejlesztése a Német Szövetségi Köztársaságban.

705 800

DEMOGRÁFIA – EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA

BONGAARTS, J. – CAIN, M.: Demographic responses to famine. New York. 1981. P. C. 26 p.

Demográfiai válaszok az éhínségre.

604 465

DEMOGRAFISK–historisk forskning i Uppsala. Red. H. Norman. Uppsala. 1980. Univ. 68 p.

Demográfiai–történeti kutatások Uppsalában.

503 714

FOLKEMENGDENS bevegelse 1980. – Vital statistics and migration statistics. Oslo. 1981. Statist. Sentralbyra. 79 p.

Népmozgalmi statisztika 1980, Norvégia.

I 40 B 44/224

FREJKA, T.: Population dynamics and prospects. A 1981 assesment for Jamaica. New York. 1981. P. C. 52 p.

Népesedésdinamika és kilátások.

604 417

GREENWOD, M. J.: Migration and economic growth in the United States. National regional and metropolitan perspectives. New York, etc. 1981. Acad. Press. XIII, 233 p.

Vándorlás és gazdasági növekedés az Egyesült Államokban.

604 387

LIAN, J. I.: Trends in demographic structure in Norway 1960–2000. – Endringer i befolkningsstrukturen i Norge 1960–2000. Oslo. 1981. Statist. Sentralbyra. 56 p.

A demográfiai struktúra trendjei, 1960–2000.

604 442

POLLARD, A. H. – YUSUF, F. – POLLARD, G. N.: Demographic techniques. Sydney, etc. 1981. Pergamon. Press. IX, 182 p.

Demográfiai módszerek.

705 584

POPULATIE si societate 3. Izvoare de demografie istorica. Lucrarile colocviului international de demografie istorica. Cluj-Napoca septembrie 1977. – Population and society 3. Sources of historical demography. The papers of the International Colloquium of Historical Demography. Colloquium of Historical Demography. Red. S. Pascu. Cluj-Napoca. 1980. Dacia. 203 p.

Népesedés és társadalom 3. A történeti statisztika forrásai.

604 469

RAZVITIE vüszsego obrazovanija v uszlovijah NTR v szocialiszticeszkoh sztranah. Red. E. N. Zsil'cov. Moszkva. 1981. Izdat. Moszkovszkogo Univ. 215 p.

A felsőoktatás fejlődése a tudományos–műszaki fejlődés feltételei között a szocialista országokban.

503 739

SZÜSZENKO, V. A.: Usztocsivoszt' braka. Problemmü, faktorü, uszlovija. Moszkva. 1981. Izdat. Finanszü i Sztatiszt. 197 p.

A házasságok szilárdsága.

503 740

TÁRSADALOMSTATISZTIKA

CUBA, V. T.: Matematiko-sztatiszticeszkie osnovü sociologicseszkij iszszledovanij, Moszkva. 1981. Finanszü i Sztatiszt. 253 p.

A szociológiai kutatás matematikai statisztikai alapjai.

503 751

DREWNOWSKI, J.: On measuring and planning the quality of life. The Hague - Paris. 1974. Mouton. XIII, 148 p., 1 t.

Az élet minőségének mérése és tervezése.

604 441

FACTOR analysis and measurement in sociological research. A multi-dimensional perspective. Ed. by D. J. Jackson, E. F. Borgotta. London - Beverly-Hills, Calif. 1981. Sage Publ. 313 p.

Faktor-elemzés és mérés a szociológiai kutatásban.

604 438

A FALU a mai magyar társadalomban. Szerk. Vágvölgyi A. Bp. 1982. Akad. 362 p., 1 térk.

705 816

GARSDALE, W. R.: The measurement of unemployment. Methods and sources in Great-Britain 1850-1979. Oxford. 1980. Blackwell. XIII, 274 p.

A munkanélküliség mérése. Módszerek és források Nagy-Britanniában 1850-1979.

604 489

GAZDASÁG, település, társadalomszerkezet. Szerk. Biró E. Bp. 1981. Kossuth K. 287 p.

503 721

HINDELANG, M. J. - HIRSCHI, T. - WEIS, J. G.: Measuring delinquency. Beverly Hills, Calif. - London. 1981. Sage Publ. 248 p.

A bűnözés mérése.

604 381

INTRODUCTION to Canadian society. Sociological analysis. Ed. by G. N. Ramu, S. D. Johnson. Toronto. 1978. Macmillan of Canada. 530 p.

A kanadai társadalom szociológiai elemzése.

604 826

KPELEKPO, G. M. K. - ARYA, P. L.: Social and economic statistics for Africa. Their sources, collection, uses and reliability. London. - Boston - Sydney. 1981. Allen-Unwin. X, 259 p.

Afrika társadalmi és gazdasági statisztikája.

604 483

MEDIDA del bienestar social. Progress realizados en la elaboración de los indicadores sociales. Programa de la OCDE de elaboración de los indicadores sociales. Madrid. 1981. Inst. Nac. de Estadist. 318 p.

A társadalmi jólét méretei. A társadalmi jelzőszámok kidolgozása terén elért fejlődés.

705 551

MICHALOS, A. C.: North American social report. A comparative study of the quality of life in Canada and the USA from 1964 to 1974. Vol. 5. Economics, religion and morality. Dordrecht - Boston - London. 1982. Reidel. XV, 215 p.

Észak-amerikai társadalmi jelentés. Összehasonlító tanulmány az élet minőségéről Kanadában és az Egyesült Államokban 1964-1974.

471 584/5

NOVICKIJ, A. G. - MIL'G. V.: Zanjatoszt' penszionerov. Szocial'no-demograficeszkij aszpekt. Moszkva. 1981. Izdat. Finanszü i Sztatiszt. 245 p.

A nyugdíjasok foglalkoztatottsága a Szovjetunióban. Társadalmi-demográfiai vetület.

503 785

PETTMAN, B. O.: Current research in social economics. Bredford - Birmingham. Al. 1981. MCB Publ. 39 p.

Legújabb kutatások a társadalom-gazdaságtanban.

705 805

SOBEL, M.: Lifestyle and social structure. Concepts, definitions, analyses. New York, etc. 1981. Acad. Press. XII, 226 p.

Életstílus és társadalmi szerkezet.

604 500

STIMMER, F.: Jugendalkoholismus. Eine familiensoziologische Untersuchung zur Genese der Alkoholabhängigkeit männlicher Jugendlicher. Berlin. 1973. Duncker-Humboldt. 192 p.

Alkoholizmus az ifjúság körében. Családszociológiai vizsgálat.

604 452

TÁRSADALMUNK szerkezetének fejlődési tendenciái. Szerk. Várnai Gy. Bp. 1981. Kossuth K. 349 p.

503 723

YOUTH without work. Three countries approach the problem. Report by S. Williams. Paris. 1981. OECD. 255 p.

Munkanélküli ifjúság.

705 808

A STATISZTIKA EGYÉB TERÜLETEI

ALLEN, E. L.: Energy and economic growth in the United States. Cambridge. Mass. - London. 1979. MIT Press. XXXII, 205 p.

Energia és gazdasági növekedés az Egyesült Államokban.

604 177

ANNUARIO di statistica agraria 1980. Roma. 1981. Ist. Centrale di Statist. XIII, 330 p.

Olaszország mezőgazdasági statisztikai évkönyve, 1980.

I 32 C 195/1980

ANNUARIO statistico del commercio interno e del turismo 1979. Roma. 1981. Ist. Centrale di Statist. VIII, 255, 38 p.

Olaszország belkereskedelmi és idegenforgalmi évkönyve, 1979.

I 32 B 208/1979

BREITENACHER, M.: Textilindustrie. Strukturwandlungen und Entwicklungsperspektiven für die achtziger Jahre. Berlin. 1981. Duncker-Humboldt. 226 p.

A Német Szövetségi Köztársaság textiliparának kilátásai a nyolcvanas években.

604 834

BULLETIN of statistics on world trade in engineering products 1979. Ed. by the Economic Commission for Europe. New York. 1981. U.N. 403 p.

Gépipari termékek világkereskedelme, 1979.

I 72 B 248/1979

ENERGISTATISTIKK 1980. - Energy statistics. Oslo. 1981. Statist. Sentralbyra. 88 p.

Norvégia energiastatisztikája, 1980.

I 40 B 44 226

ENERGY policies and programmes of IEA countries. 1980. review. Ed. by the International Energy Agency. Paris. 1981. OECD. 334 p.

A Nemzetközi Energia Ügynökség országainak energiapolitikája és programja.

705 810

EXTERNAL indebtedness of developing countries. By a staff team, headed by B. Nowzed, R. C. Williams. Washington. 1981. IMF. VII, 51 p.

A fejlődő országok külföldi eladósodása.

804 671

FAMINSZKIJ, I. P.: Szovremennaja mezsdunarodnarnodnaia torgovlja. Moszkva. 1981. Izdat. Moszkovszkoqo Univ. 447 p.

A jelenkori nemzetközi kereskedelem.

503 738

FAO fertilizer yearbook 1980. Annuaire FAO des engrais. - Anuario FAO de fertilizantes. Ed. by the Food and Agriculture Organization of the United Nations. Rome. 1981. FAO. 146 p.

A FAO műtrágya évkönyve, 1980.

I 32 B 198/1980

GRAIN trade of Canada 1979-1980. - Le commerce des grains au Canada. Statistics Canada - Canadian Grain Commission. Ottawa. 1981. Statist. Canada. 99 p.

Kanada gabonakereskedelme, 1979-1980.

I 71 B 63/1979-1980

INDUSTRIA manufacturera 1979. Ed.: Departamento Administrativo Nacional de Estadística. Bogotá. 1981. DANE. 284 p.

Kolumbia gyáripara, 1979.

I 76 B 21/1979

IRON and steel industry. Annual statistics for the United Kingdom. 1980. Publ. by the Iron and Steel Statistics Bureau. Croydon. 1981. The Stanhope Press. 72 p.

Az Egyesült Királyság vas- és acélipara, 1980.

I 36 C 92/1980

MATHEMATICAL modelling of energy systems. Ed. by I. Kavrakoglu. Rockvill Md. 1981. Sijthoff-Noordhoff. XIII, 476 p.

Az energiarendszerek matematikai modelljei.

705 474

MEZGER, D.: Copper in the world economy. Transl. by P. Burgess. London. 1980. Heinemann. 282 p.

Réz a világgazdaságban.

503 763

PISEK, M. – VODOBORIL, J.: Vybrané metody dlouhodobého prognózování a jejich využití. Praha. 1981. Ekon. ustav CSAV. 77 p.

A távlati előrejelzés néhány módszere.

503 491

PRODUCTIVITY analysis. A range of perspectives. Ed. by A. Dogramaci. Boston – The Hague – London. 1981. Nijhoff. XIII, 177 p.

Termelékenységelemzés.

604 392

PRODUCTIVITY measurement. An international review of concepts, techniques, programmes and current issues. Ed. by D. Bailey, T. Hubert. Farnborough. 1980. Gower. XXXVI, 247 p.

Termelékenységmérés.

604 447

RECOMMENDATIONS for the 1983 world programme of industrial statistics. P. 1. General statistical objectives. P. 2. Organization and conduct of industrial censuses. New York. 1981. U. N. 2.

ENSZ-ajánlások az iparstatisztika 1983. évi világprogramjához.

804 680–81

SAMFERDSELSSTATISTIKK 1980. – Transport and communication statistics. Oslo. 1981. Statist. Sentralbyra. 250 p.

Közlekedési és hírközlési statisztika, 1980.

I 40 B 44/221

STRATEGIES for price and quantity measurement in external trade. A technical report. New York. 1981. U. N. VI, 67 p.

Az ár és a mennyiség mérésének stratégiája a külkereskedelemben.

804 815

A STUDY of United Kingdom nationalised industries. Their role in the economy and control in the future. Report by National Economic Development Office. Appendix. London. 1976–1979. H.M.S.O. 2 db.

Tanulmány az Egyesült Királyság államosított iparágairól.

804 878–879

SZTATISZTIKA okruzsajuscsej szredü. Red. L. V. Szergeeva. Moszkva. 1981. Izdat. Finanszü i Sztatizst. 221 p.

Környezeti statisztika.

503 784

UMWELTPROBLEME in der Weltwirtschaft und den internationalen Beziehungen. (Problema okruzsajuscsej szredü v mirovoj ékonomika i mezsduarodnüh otnosenijah. Übers.: A. Reissner). Berlin. 1981. Staat-sverl. 361 p.

Környezeti problémák a világgazdaságban és a nemzetközi kapcsolatokban.

503 773

VÄGTRAFIKOLYCKOR med personskada 1980. – Road traffic accidents with personal injury. Stockholm. 1981. Statist. Centralbyran. 85 p.

Személyi sérüléssel járó közúti balesetek Svédországban, 1981.

I 41 C 161/1980

VONSNA törgovija na Narodna Republika Bólgarija. Sztatizticseszki danni 1960–1979. Izd.: Komitet po edinna szisztema za szocialna informacija pri Miniszterszkija Szóvet. Szofija. 1981. 312 p.

Bulgária külkereskedelmi statisztikája, 1960–1979.

I 45 B 56/1960–1979

WORLD tourism statistics 1979/1980. Yearbook. Ed. by the World Tourism Organization. Madrid. 1982. WTO. III, 578 p.

Idegenforgalmi világstatisztikai évkönyv, 1979–1980.

I 31 B 148/1979–1980

ZIVILLUFTFAHRT in Österreich 1981. Bearb. im Österreichischen Statistischen Zentralamt. Wien. 1982. Österr. Staatsdruck. 143 p.

Ausztria polgári légitorgalma, 1981.

I 2 B 125/630

TÁJÉKOZTATÓ ÉS BIBLIOGRÁFIAI KIADVÁNYOK

CANADA handbook. The 49th annual handbook of present conditions and recent progress. Prep. in the Publishing Section Information Division Statistics Canada. Ottawa. 1981. Statist. Canada. 344 p., 1 ték.

Kanada kézikönyve. Jelen viszonyok és a legújabb fejlődés.

470 851/1980/1981

FILDES, R. – DEWS, D. – HOWELL, S.: A bibliography of business and economic forecasting. Farnborough. 1981. Gower. VI, 424 p.

Az üzleti és gazdasági előrejelzés bibliográfiája.

503 729

Der FISCHER Weltatmanach 1982. Zahlen, Daten, Fakten, Hintergründe. Hrsg. v. G. Foschler-Hauke. Frankfurt a/M. 1981. Fischer Taschenbuch Verl. 1023 p.

Fischer-féle világatmanach, 1982.

460 259/1982

HARVEY, J. M.: Statistics America. Sources for social, economic and market research. Nort, Central and South America. Beckenham – Detroit. 1980. CBD–Gale. XIII, 385 p.

Amerika statisztikai bibliográfiája. Források a társadalom-, a gazdaság- és a piacutatózás számára.

804 823

HUSTOPECKY, J. – HEBÁK, P.: Sestijazycny slovník terminü ze statistických zjstovány. Praha. 1981. VÜSEI. 140 p.

Hatnyelvű statisztikai értelmező szótár.

503 786

LENGSFELD, W. – CLAUSEN, G.: Bibliographie deutschsprachiger bevölkerungswissenschaftlicher Literatur 1976–1980. Mitarb. v. P. Opp. Wiesbaden. 1981. BiB. 545 p.

A német nyelvű demográfiai irodalom bibliográfiája 1976–1980.

804 814

PUBLISHED official sources of financial statistics. Paris. 1980. OECD. 123 p.

A pénzügyi statisztika hivatalos forrásai. OECD.

804 623

SZOCIAL'NO–ékonomiczeszkaja sztatisztika. Szlovár'. Red. M. G. Nazarov. Moszkva. 1981. Izdat. Finanszü i Sztatizst. 461 p.

Társadalom–gazdasági statisztika. Szótár.

604 832

SZOCIOLOGICESZKIE iszszledovanija. Vüp. 7. Ukazatel' literaturü, Izdannoj v SzSzSzR v 1979. g. Szoszt.: R. Sz. Skundin. Moszkva. 1981. Akad. Nauk. 267 p.

Szociológiai vizsgálatok. A Szovjetunióban 1979-ben kiadott irodalom.

503 754

The WORLD of learning 1981–1982. Vol. 1–2. London. 1981. Europa Publ. XV, 2136 p., 2 db.

A világ tudományos intézményeinek címtára, 1981–1982.

470 854/1982