

Ziermann Margit (1924 – 1994)

Ziermann Margit egyetemi tanulmányait Bécsben és Budapesten, a József Nádor Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem Gazdasági Szaktanárképző Intézetében végezte. 1948-ban kapta meg a gazdaság-matematikusi szaktanári oklevelet, és ugyanekkor közgazdasági matematikusi doktorátust is szerzett.

Dolgozott Rényi Alfréd mellett a Magyar Tudományos Akadémia Matematikai Kutató Intézetében, majd az Országos Vezetőképző Központban, 1968-tól az Országos Területalban, illetve 1975 óta az OT Terügazdasági Intézetében nyugdíjba vonulásáig az Ökonometriai Csoportot vezette.

A Közgazdaságtudományi Egyetemen 1948 és 1951 között, majd 1960 óta folyamatosan tanított. Előadásai elsősorban a tömegkiszolgálási rendszerek elméletével, ezen belül a sztochasztikus készletmodellekkel valamint a sorbanállás problémáival foglalkoztak, de tartott előadásokat a valószínűségi számítás és a sztochasztikus folyamatok témaköréből is. Tudását szívvel-lélekkel átadni képes, kiemelkedő pedagógiai érzékkel rendelkező tanár volt, sok energiát fordított a tanításra, s bár nehezen viselte, ha mérsékelt hallgatói érdeklődéssel és tudással találkozott, sohasem volt túlságosan szigorú!

Ziermann Margit a matematikai tudomány kandidátusa fokozatot 1989-ban szerezte meg, majd a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem Matematikai és Számítástudományi Intézetébe 1984-ben másodállású egyetemi tanárrá nevezték ki. Tudományos kutatási területét elsősorban a sztochasztikus módszerek közgazdasági alkalmazásai, illetve a gazdasági folyamatok sztochasztikus modellezése képezte. Példaként említsük meg, hogy Bánkóvi Györggyel és Veliczky Józseffel együtt az elmúlt évtizedben kidolgozták az ún. dinamikus faktoranalízist, amely a klasszikus faktoranalitikus eljárások többváltozós idősorokra kiterjesztett dinamikus változata.

Napi munkája, kutató és oktató tevékenysége mellett egy igen jelentős társadalmi aktivitás is végigkísérte egész életében. A különböző szervezetek egész sorának tagsága mellett (Gépipari Tudományos Egyesület, a Neumann Társaság, a Bolyai Társaság, a Magyar Közgazdasági Társaság, Operációkutatási Társaság), gyakran vállalt vezetőségi, sőt elnöki funkciót a társaságok egyes szakosztályaiban. Különböző hazai és külföldi szakmai konferenciák egész sorának volt szervezője és előadója egyaránt. Hasonlóképpen aktívan működött közre a tevékenységéhez közelálló folyóiratok szerkesztőségi munkában is. Ezzel összefüggésben jegyezzük meg, hogy egyénileg és társszerzőkkel írt, egész világon idézett könyveinek és cikkeinek hosszú listáját sorolhatnánk fel, melyek között van olyan is, mely nevével együtt vonult be a szakirodalomba. (l. Prékopa-Ziermann modell).

Befejezésül álljon itt egy, az emlékező talán egyesek által szubjektívnek ítéltetű megállapítása.

Tudjuk jól, az elmúlt évek-évtizedek társadalmi változásai a tudomány szféráit sem hagyták érintetlenül. A tudományos teljesítmények megítélése, ezek adminisztrálása is számos változás és vita témáját képezte és képezi még ma is. A tudomány képviselőinek az ilyen átalakulások során fokozottan résen kell lenniük, hogy az egyébként ismert alapelvek minél ritkábban sérüljenek. E tiszteletre méltó, de nem könnyű, és sokszor nem, vagy nem megfelelően vívott küzdelem egy kiemelkedő harcosát vesztette el Ziermann Margittal.

Budapest, 1994. szeptember 4.

Meszéna György

MEZŐGAZDASÁGI KISTERMELÉSSSEL FOGLALKOZÓ HÁZTARTÁSOK GAZDÁLKODÁSI MODELLEI¹

SZÉP KATALIN

Kertészeti és Élelmiszeripari Egyetem

A mezőgazdaságban az átlagos üzemméretek országonként eltéréseket mutatnak, azonban szinte minden országban jelentős a családi gazdaságok száma, gazdasági szerepe. A gazdaságos üzemméretek állandó növekedése ellenére ezek a gazdaságok fennmaradtak, és fennmaradásuk nem magyarázható vállalatgazdasági elméletekkel. A családi gazdaságok jellemzően saját munkaerőre támaszkodnak, termékeik egy részét saját élelmiszer-szükségletük kielégítésére fordítják, és nagy részük a családi gazdaságon kívüli jövedelemforrásokkal is rendelkezik.

A családi gazdaságokkal foglalkozó nemzetközi irodalom hangsúlyozza a kistermelés sajátosságait a profitorientált vállalkozásokkal szemben, amennyiben a kistermelő háztartásokban a fogyasztói magatartás, a munkaerő-kínálati magatartás és a vállalkozói magatartás sajátos és eltérő mértékű együttes jelenléte a jellemző (Durrenberger-Chayanov 1984, Nakajima 1986, Bogetic 1989, Thijssen 1986, Burgerné 1989). Magyarországon 1991-ben az Általános Mezőgazdasági Összeírás eredményei szerint 2.46 millió háztartásban, a háztartások közel kétharmadában foglalkoztak mezőgazdasági termeléssel. (Ez a gazdálkodói kör adta a mezőgazdaság bruttó termelési értékének közel ötven százalékát.) (Ugyanekkor a mezőgazdaságban foglalkoztatottak aránya nem érte el a 18%-ot.) Ebből 1.65 millió háztartás érte el azt a méretet, amit a KSH gazdaságnak tekint, amelyik a következő feltételek közül legalább az egyiket eléri vagy meghaladja: 1500 m² termőterület vagy 800 m² szőlő, kert, gyümölcsös együttesen, vagy egy szarvasmarha, ló, juh, kecske, szamár, öszvér, bivaly vagy sertés, 50 felnőtt baromfi, 25 méhcsalád, 25 anyanyúl vagy 25 prémes állat. Mindössze 36 ezer háztartásban jelentett ez főfoglalkozást, a többiben a család tagjai más, munkaviszonyból származó rendszeres jövedelemmel is rendelkeztek. Kovách (1988) hét típusba sorolta a családi gazdaságokat, jellemzése szerint ebből kettő tekinthető gazdasági kalkulációkon alapuló vállalkozói gazdaságnak, becslése szerint a gazdaságok kevesebb mint 12%-a.

Ezekből következően a családi gazdaságokat az egész háztartás gazdál-

¹A XXI. Magyar Operációkutatási Konferencián (Szeged, 1993. október 2-4.) elhangzott előadás anyaga alapján készült. Beérkezett 1993. november 10.

ködésével együtt indokolt vizsgálni, hisz valójában azzal szerves egységben működnek.

Háztartásgazdálkodási modellek

A neoklasszikus elmélet szerint a termelés profitorientált vállalkozásokban, a fogyasztás hasznosságmaximalizáló háztartásokban történik. A háztartások gazdálkodási egységet jelentenek, mivel jellemző rájuk (ha nem is problémamentesen) a jövedelmek összevonása és közös kezelése, a javak közös használata valamint a családon belüli munkamegosztás. Így feltételezhető háztartásonként egy közös hasznossági függvény létezése. A hasznossági függvény változói a piacon vásárolható különböző termékek. A fogyasztó a maximális hasznosságot keresi a jövedelemkorlát mellett. A feltételes szélsőérték megoldásaként adódik a marshalli keresleti függvény. (Kotász 1985a,b)

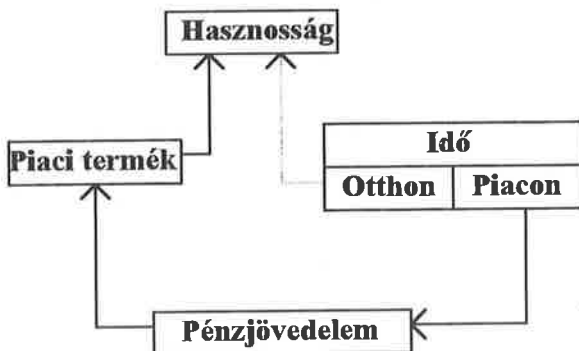
Ez a modell a jövedelmet exogén változóként kezeli. Így hasznoságnövelő minden többlet-időráfordítás, ami többletjövedelmet és így további termék-vásárlásokat eredményez, nem számolván azzal a hasznosságcsökkenéssel, amit a többlet-erőfeszítés igényel. Ennek korrigálására a szabadidő beépíthető a hasznossági függvénybe, s így a jövedelem is a modellen belül határozódik meg (1. ábra). Ez a modell azonban még így sem kezeli a különböző feldolgozottsági fokú termékek vásárlása közötti választást, az otthoni és a fizetett munka közötti választás lehetőségét.

A megoldáshoz az a felismerés vezetett el, hogy a piacon vásárolt termékek még otthoni további feldolgozást igényelnek, s csak ez után jelentenek hasznosságot a családtagok számára. Ebben a szemléletben a hasznossági függvény változói az ún. házi termékek, amit a családtagok maguk termelnek a piacon vásárolt termékek és saját idejük felhasználásával, a háztartás felszereltsége által lehetővé tett technológiával (2. ábra). A háztartás tulajdonképpen úgy működik, mint egy termelőüzem, azzal a különbséggel, hogy a kibocsátás nem méretődik meg a piacon. (Így láthatatlan marad mind a GDP számítás, mind az adóhatóság számára.) Hogy mekkora ez az otthoni termelőüzem, arról képet kaphatunk a KSH legutóbbi, 1986-os időmérleg-felvétel adataiból: az ország felnőtt (15-69 év) lakosságának összes keresőtevékenységre fordított munkaidőalapjához viszonyítva 72% a házimunkára, otthoni karbantartásra fordított idő, és ehhez még 36% a kistermelésre fordított idő (aktív kereső férfiaknál 100-24-26, aktív kereső nőknél 100-73-18 az arány), tehát az ország népessége hozzávetőleg ugyanannyit dolgozik otthon és a kiskertben, mint a munkahelyeken.

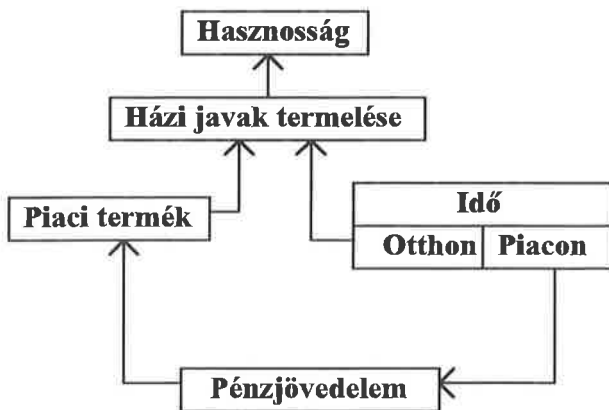
Az ilyen általánosított modell alkalmas az otthoni munka és a fizetett közötti választás modellezésére is. (Becker 1965, Becker 1981, Michael -

Becker 1973, Gronau 1980, Homan 1988.)

Az eddig ismertetett irodalomban elért eredményeket felhasználva a továbbiakban kísérletet teszünk a részmunkaidős mezőgazdasági termeléssel foglalkozó háztartások modellezésére. Ez a háztartási termelési modell kibővítést jelent, hiszen az otthoni és a fizetett munka mellé választási lehetőségként bekerül a kisgazdaságban végzett munka, ami közvetlenül nem fizetett, de a termék piaca kerülésével pénzbevétel elérésére alkalmas.



1. ábra: Hagyományos háztartási modell



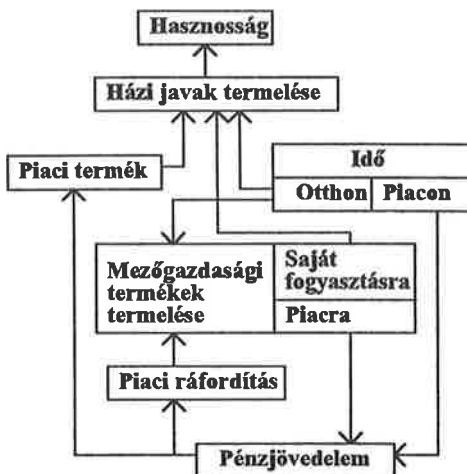
2. ábra: Háztartási termelési modell

Családi gazdaságok modelljei

A háztartási termelési modell (2. ábra) alkalmas kiindulás a mezőgazdasági kistermeléssel foglalkozó háztartások gazdálkodásának modellezésére is. Amennyiben csak saját fogyasztásra termelnek mezőgazdasági terméket, módosítására sincs szükség, hisz pusztán arról van szó, hogy az otthoni termelést vertikálisan egy lépcsővel kibővítjük. Amennyiben az előállított termékekből értékesítenek is, úgy a háztartási termelési modellt egy újabb blokk-kal kell bővíteni, amely az értékesítésből származó bevételt visszacsatolja a pénzjöveldelmekhez (3. ábra). Ez a modell ilyen formában alkalmas minden családi vállalkozásban végzett tevékenység modellezésére is (pl. falusi turizmus).

A cél olyan modell(ek) felállítás, amely(ek) egységesen kezelik a háztartások termelési, fogyasztási és munkaerő-kínálati funkcióját, azaz modellezik a kistermelő háztartások gazdálkodását hazai viszonyok között.

A modellek jelenlegi formájukban olyan háztartásokra vonatkoznak, melyek a kistermelésen kívül egyéb jövedelemforrással is rendelkeznek, pl. háztartáson kívüli munkahely, nyugdíj. A modellek statikusak, nem számolnak felhalmozással, így a gazdaságok mérete, költségzínvonal, a család időalapja külső adottságként szerepel. További sajátosság, hogy az egyes tevékenységek időráfordítása, a kistermelés értéke, a pénzjöveldem nagysága, a saját termelésből való fogyasztás a modellen belül kerül meghatározásra.



3. ábra: Kistermelő háztartási modell

Az 1990-es évek elejére kialakult helyzetnek megfelelően mezőgazdasági kistermelés heterogenitása miatt három eltérő modellt állítottunk fel aszerint, hogy a kistermelő háztartást mennyire befolyásolják a piaci viszonyok, gazdálkodása milyen mértékben kötődik azokhoz. A modellek belső szerkezete ugyanakkor hasonló. Mindhárom esetben feltételeztük, hogy a család célja egy hasznossági függvény maximalizálása, melynek változói az egy főre jutó pénzübeli jövedelem, a saját termelésű fogyasztás, az otthoni munkával kiváltható szolgáltatások értéke valamint a szabadidő. (A hasznossági függvényt Cobb-Douglas típusúnak feltételeztük, ami azt jelenti, hogy pozitív hasznosság eléréséhez minden tényező valamilyen pozitív színvonalon kell teljesüljön.) A változóknak ugyanakkor az alábbi mérlegfeltételeket is ki kell elégíteniük:

Időmérleg: a család összes időalapja egyenlő a kistermelésben töltött munkaidő, a munkahelyen töltött munkaidő, az egyéb házimunkával (kiváltható szolgáltatások) töltött idő és a szabadidő összegével.

Jövedelemmérleg: a család pénzübeli jövedelme egyenlő a munkahelyen szerzett jövedelem valamint a kistermelésből származó pénzbevétel költségekkel csökkentett értékének összegével, növelve a nem munkából származó jövedelemmel. A munkahelyen szerzett jövedelem az ott töltött munkaidő lineáris függvénye.

Termelési függvény²: a kistermelésben előállított termékek értéke a gazdaság mérete, a költségek és a ráfordított munkaerő Cobb-Douglas típusú függvénye.

A házimunkával kiváltható szolgáltatások értéke az erre fordított idő hatványkitevős függvénye.

A hasznossági függvény és a mérlegfeltételek az egyes modellekben azok sajátosságainak megfelelően kissé módosulnak.

I. modell szerint a család csak saját fogyasztásra termel, a piacon nem értékesít, így pénzübeli jövedelme teljes mértékben a munkahelyen szerzett jövedelem. Ez esetben a mezőgazdasági termékek piacával nincs kapcsolat, és a kisgazdaságban végzett munka nem versenyez az egyéb pénzükereseti lehetőségekkel. A modell felépítése a 2. ábrának felel meg.

Maximálandó hasznossági függvény:

$$U = a \left(\frac{T_0}{n} \right)^b \left(\frac{J}{N} \right)^c \left(\frac{X}{N} \right)^d \left(\frac{Sz}{N} \right)^e$$

ahol

²Mind ez a termelési függvény, mind a házimunkát leíró bővíthető lenne a gazdaság ill. a háztartás eszközellátottságát jellemző változóval. A modell statikus jellegéből adódóan azonban csak exogén változóként, így a modell belső összefüggéseit nem érintené, gyakorlatilag a gazdaság mérete és költség-színvonalára mellé egy harmadik, hasonló szerepet betöltő változót jelentene.

U - hasznosság

T_0 - a családtagok szabadideje

J - a háztartás pénzüjvedelme

X - a családi gazdaságban előállított termék, amit a háztartásban el is fogyasztanak

S_z - otthoni munkával kiváltott szolgáltatások értéke

N - háztartás tagjainak a száma

n - a háztartás munkaképes tagjainak száma

a, b, c, d, e - paraméterek, értelemszerűen mindegyikről feltesszük a nemnegativitást.

Időmérleg:

$$T = T_0 + T_M + T_{F+G} + T_{S_z}$$

ahol

T_M - a család tagjainak a családi gazdaságban ledolgozott munkaideje

T_{F+G} - a család tagjainak főfoglalkozású és egyéb munkahelyén ledolgozott munkaideje

T_{S_z} - a család tagjainak házimunkával töltött ideje

T_0 - a család tagjainak szabadideje

T - a család össz-időalapja.

A mezőgazdasági kistermelés termelési függvénye:

$$X = \alpha T_M^\beta G^\gamma K^\delta$$

ahol

X - a mezőgazdasági kistermelésben előállított termékek értéke, ami egyben saját fogyasztásra kerül,

G - gazdaság mérete,

K - termelés költsége,

a, b, g, d paraméterek, valamennyi nemnegatív, $0 < b < 1$ az optimum létezése érdekében.

Jövedelemmérleg:

$$J = v + wT_{F+G} - K$$

ahol

J - a háztartás összes pénzüjvedelme,

v - a nem munkából származó jövedelem (pl nyugdíj, szociális juttatások),

w - időegységre jutó nettó munkabér.

Szolgáltatások termelési függvénye:

$$S_z = \epsilon T_{S_z}^\xi$$

ahol

S_z - otthoni munkával kiváltott szolgáltatások értéke (házimunka értéke)
 ϵ, ξ - paraméterek, feltételezzük a nemnegativitást.

II. modell szerint a kistermelésből származó termékek saját fogyasztáson felüli részét értékesítik. A kistermelő háztartás a mezőgazdasági termékek piacával kapcsolatba kerül. A II. és a III. modell a 3. ábra szerinti felépítésű. A maximalizálandó hasznossági függvény azonos az első modellel:

$$U = a \left(\frac{T_0}{n} \right)^b \left(\frac{J}{N} \right)^c \left(\frac{X}{N} \right)^d \left(\frac{S_z}{N} \right)^e$$

Az időmérés:

$$T = T_0 + T_M + T_{F+G} + T_{S_z}$$

A mezőgazdasági kistermelés termelési függvénye:

$$Q = \alpha T_M^\beta G^\gamma K^\delta$$

ahol

Q - az előállított termékek értéke, amiből X kerül saját fogyasztásra, a többi értékesítésre.

A jövedelemmérés is módosul, hiszen már a mezőgazdasági termékek értékesítéséből is származik bevétel, $Q - X$ értékben:

$$J = v + w T_{F+G} + Q - X - K$$

Szolgáltatások termelési függvénye azonos az első modellel:

$$S_z = \epsilon T_{S_z}^\xi$$

III. modell szerint a kistermelésből származó termékek értékesíthetők, de az otthoni munkával előállított mezőgazdasági termék és szolgáltatás teljes mértékben kiváltható a munkahelyen keresett bérért vásárolható termékekkel. Ez a háztartás aktív szereplő a mezőgazdasági termékek piacán, valamint teljesen szabadon dönt, hogy többletjövedelemre a kistermelésben vagy a munkahelyen végzett munkával tesz-e szert. A maximalizálandó hasznossági függvény tehát:

$$U = a \left(\frac{T_0}{n} \right)^b \left(\frac{J + X + S_z}{N} \right)^c$$

A megfelelő változók összege azt jelenti, hogy a saját termelésből való fogyasztás vagy az otthoni munkával kiváltott szolgáltatás minden áttétel nélkül azonos hasznosságot jelent, mint az azonos értékű vásárolt javak és szolgáltatások, így a munkahelyi és otthoni munka is szabadon helyettesíthető egymással. Ebben a modellben explicit formában nem szerepelnek az értékesítéssel és vásárlással járó transzfer költségek (pl. szállítás, értékesítési költség, időigény,

esetleges adók stb.)³. Mivel a $J + X + Sz$ összegben a teljes kisgazdasági termelési érték benne van, és sehol nem kötődik speciális preferencia X -hez, így az ebből a modellből nem határozható meg, itt exogén változónak kell tekintenünk a gazdaság méretéhez és dologi költségeihez hasonlóan (G, K).

A hasznossági függvény szélsőértékét ugyanazon mérlegfeltételek mellett keressük, mint a II. modellben.

A hasznossági függvény mérlegegyenletekre vonatkozó feltételes szélsőértékét a Lagrange-féle multiplikátor módszerrel határoztuk meg. A szélsőérték létezésének szükséges feltételéből jutottunk az egyes háztartástípusokat jellemző magatartásfüggvényekhez.

A I. modell háztartásainak magatartásegyenletei:

Szabadidő a maximális hasznosság mellett:

$$\bar{T}_0 = \frac{b}{b + c + d\beta + e\xi} \frac{wT + v - K}{w}$$

A mezőgazdasági kistermelésre fordított idő a maximális hasznosság mellett:

$$\bar{T}_M = \frac{d\beta}{b + c + d\beta + e\xi} \frac{wT + v - K}{w}$$

Hasonló módon értelmezhető az otthoni munkára fordított idő is az optimális esetben:

$$\bar{T}_{Sz} = \frac{e\xi}{b + c + d\beta + e\xi} \frac{wT + v - K}{w}$$

A főfoglalkozású és egyéb munkaviszonyban ledolgozott munkaidő a pénzjövedelemmel való közvetlen kapcsolatából következően:

$$\bar{T}_{F+G} = \frac{c}{b + c + d\beta + e\xi} \frac{wT + v - K}{w} - \frac{v - K}{w}$$

A maximális hasznosság melletti mezőgazdasági munkával előállított termelési érték és a házimunkával kiváltott szolgáltatások értéke a megfelelő termelési függvényekből adódik a fenti időráfordítások mellett:

$$\bar{X} = \alpha \left(\frac{d\beta}{b + c + d\beta + e\xi} \frac{wT + v - K}{w} \right)^\beta G^\gamma K^\delta$$

³Ennek ellenére ezek a modell számszerűsítésénél figyelembe vehetők ill. veendők. Pl. ha úgy döntünk, hogy piaci értéken számszerűsítünk, akkor a pénzjövedelem nettó értékével, a vásárolt termék bruttó értékével és értelemszerűen az otthon előállított termék forgalmi adót is tartalmazó felszorozott értékével kell számolnunk. Minden, a piaci forgalomhoz kötődő adóemelés egyben felértékeli a piacot elkerülő tevékenység, termék értékét is. Az adót tartalmazó transzformációs függvény beírásával ez a hatás explicitté tehető és modellezhető.

$$\bar{S}_z = \epsilon \left(\frac{e\xi}{b+c+d\beta+e\xi} \frac{wT+v-K}{w} \right)^\epsilon$$

A maximális hasznosságot biztosító jövedelem:

$$\bar{J} = \frac{c}{b+c+d\beta+e\xi} (wT+v-K)$$

A zárójelben lévő kifejezés az elméletileg elérhető teljes jövedelem, wT a család teljes időalapját munkára fordítva elérhető jövedelem, módosítva a nem munkából származó jövedelem (v) és a kistermelés költségeinek (K) különbségével.

A

$$\frac{wT+v-K}{w}$$

hányados az elméletileg elérhető összjövedelem w bérszínvonnal számolt időalapja, s ennek az adott időráfordítás hasznossági függvénybeli kitevőjével arányos része fordítódik adott célra.

A II. modell feltételes szélsőérték-helyeit jellemző magatartásegyenletek a mezőgazdasági termékértékesítési lehetőség miatt módosulnak:

$$\bar{T}_0 = \frac{b}{b+c+d+\xi e} \frac{wt+v+\bar{Q}-K-w\bar{T}_M}{w}$$

$$\bar{T}_M = \left(\frac{\alpha\beta}{w} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} G^{\frac{\gamma}{1-\beta}} K^{\frac{\epsilon}{1-\beta}}$$

$$\bar{T}_{S_z} = \frac{\xi e}{b+c+d+\xi e} \frac{wt+v+\bar{Q}-K-w\bar{T}_M}{w}$$

$$\bar{T}_{F+G} = T - \bar{T}_0 - \bar{T}_M - T_{S_z}$$

$$= \frac{c+d}{b+c+d+\xi e} \frac{wt+v+\bar{Q}-K-w\bar{T}_M}{w} - \frac{\bar{Q}-K+v}{w}$$

A mezőgazdasági termelés nagysága (értéke) az optimális kistermelési munkaráfordítás mellett az exogén változóként adott gazdaságméretből és dologi költség-színvonalból adódik:

$$\bar{Q} = \alpha^{\frac{1}{1-\beta}} \left(\frac{\beta}{w} \right)^{\frac{\epsilon}{1-\beta}} G^{\frac{\gamma}{1-\beta}} K^{\frac{\epsilon}{1-\beta}}$$

$$\bar{S}_z = \epsilon \bar{T}_{S_z}^\epsilon$$

$$\bar{X} = \frac{d}{b+c+d+\xi e} (wT+v+\bar{Q}-K-w\bar{T}_M)$$

A maximális hasznosságot biztosító pénzjövedelem:

$$\bar{J} = \frac{c}{b+c+d+\xi e} (wT + v + \bar{Q} - K - w\bar{T}_M)$$

A zárójelben lévő kifejezés az elméletileg elérhető teljes jövedelem. wT a család teljes időalapjának bérszorzóval felértékelt értéke, amihez hozzáadódik a nem munkából származó jövedelem, valamint a mezőgazdasági kistermelésből elért többletjövedelem, azaz a termelési érték és a ráfordított költségek (dologi és bérszorzóval értékelt munkaidő) különbsége.

Az időráfordítások az I. modellhez hasonlóan a teljes jövedelem időalapjának arányos részeként adódnak. A mezőgazdasági kistermelésben ledolgozott munkaidő a piaci megmérettetés miatt részben a gazdaság mérete és dologi költsége által meghatározott, másrészt fordítottan arányos a munkahe-lyen elérhető bérrátával (w) és egyenesen arányos a mezőgazdasági munkaidő hozadékával (β).

A III. modell magatartásegyenletei csak kissé módosulnak. A maximális hasznosság mellett

$$\bar{T}_M = \left(\alpha \frac{\beta}{w} G^\gamma K^\delta \right)^{\frac{1}{1-\beta}}$$

Ebből adódik a kistermelés optimális termelési értéke:

$$\bar{Q} = \left(\alpha \frac{\beta^\beta}{w^\beta} G^\gamma K^\delta \right)^{\frac{1}{1-\beta}}$$

amely eredmények azonosak a II. modellével. Mivel a III. modellben már a házimunka is közvetlen jövedelemhelyettesítő, így a házimunkára fordított idő a mezőgazdaságéval hasonló formában adódik:

$$\bar{T}_{S_z} = \left(\epsilon \frac{\xi}{w} \right)^{\frac{1}{1-t}}$$

$$\bar{S}_z = \left(\epsilon \frac{\xi^\xi}{w^\xi} \right)^{\frac{1}{1-t}}$$

$$\bar{T}_0 = \frac{b}{b+c} \frac{wT + v + \bar{Q} - w\bar{T}_M - K + \bar{S}_z - w\bar{T}_{S_z}}{w}$$

$$\bar{T}_{F+G} = \frac{c}{b+c} \frac{wT + v + \bar{Q} - w\bar{T}_M - K + \bar{S}_z - w\bar{T}_{S_z}}{w} - \frac{\bar{Q} + \bar{S}_z - K + v}{w}$$

Az optimális jövedelem:

$$\bar{J} + X + \bar{S}_z = \frac{c}{b+c} (wT + v + \bar{Q} - w\bar{T}_M - K + \bar{S}_z - w\bar{T}_{S_z})$$

ahol a zárójelben lévő kifejezés a család összes elméletileg elérhető jövedelme: a teljes időalap bérátával számolt értéke, meg a kistermelés dologi és bér-költségekkel csökkentett értéke, meg a házimunkával előállított szolgáltatások értéke csökkentve a munkaráfördítés értékével hozzáadva a nem munkából származó jövedelmet. A $\bar{J} + X + \bar{S}_z$ összegből X exogén változó, \bar{S}_z pedig \bar{T}_{S_z} értékén keresztül határozódik meg.

Ezek szerint az optimális esetben a szabadidő valamint a főfoglalkozású és egyéb munkahelyen töltött munkaidő az elméletileg elérhető jövedelem órabérrel visszaszámolt időtartalmának arányos része.

Az időráfordítás határhozadéka azokban az esetekben éri el a munkaerő-piaci szintet, amikor ezen időráfordítás eredménye piacra kerül, vagy közvetlenül helyettesíthetővé válik piaci termékekkel.

1. táblázat: A munkaráfördítés határhozadéka:

	I. modell	II. modell	III. modell
$\frac{\partial J}{\partial T_{F+G}}$	w	w	w
$\frac{\partial Q}{\partial T_M}$	$\frac{\frac{\partial U}{\partial Q} \frac{\partial J}{\partial T_{F+G}}}{\frac{\partial U}{\partial Q}} = w \frac{cX}{dJ}$ ($Q = X$)	w	w
$\frac{\partial S_z}{\partial T_{S_z}}$	$\frac{\frac{\partial U}{\partial J} \frac{\partial J}{\partial T_{F+G}}}{\frac{\partial U}{\partial S_z}} = w \frac{cS_z}{eJ}$	$w \frac{cS_z}{eJ}$	w

Az időközben bekövetkezett változások ellenére a fenti modellekben szereplő háztartástípusok vélhetően továbbra is fennmaradnak. A megjelenő új önállóan gazdálkodó családi gazdaságok modellezése azonban csak dinamikus, felhalmozással és gazdálkodási kockázattal is számoló modellekkel lehetséges, hiszen a termelés eredménye itt már nem kiegészítő jellegű, egzisztenciálisan is érinti a családot.

Irodalom

1. BECKER, G. S. 1965: A theory of the allocation of time. The Economic Journal 75. 1965.
2. BECKER, G. S. 1981: A Treatise of the Family. Harvard University Press. 424 o.
3. BOGETIC, Z. 1989: A model of the mixed household in Yugoslavia. Economic Analysis and Workers' Management, 2, XXIII. 1990. 99-128 p.
4. BURGERNÉ GIMES A. 1989: A mezőgazdasági kistermelők háztartása. Gazdálkodás XXXIII. évf. 1989. 10. sz 23-33.p.
5. DURRENBERGER, E. P. 1984: Chayanov, Peasants and Economic Anthropology. Academic Press Inc Orlando San Diego, San Francisco, New York, London

6. GRONAU, R. 1980: Home production – a forgotten industry. *The Review of Economics and Statistics*, 62. 1980.
7. HOMAN, M. E. 1988.: The allocation of time and money in one-earner and two earner families; an economic analysis. Proefschrift. Ter Verkrijging van de Graad van Doctor aan de Erasmus Universiteit Rotterdam, 1988.
8. KOTÁSZ GYNE 1985a: Keresleti függvény meghatározásának módszere. *Statistikai Módszertani Füzetek* 12. Budapest, 1985.
9. KOTÁSZ GYNE 1985b: A lakosság keresleti struktúrájának összehasonlító vizsgálata LES, AIDS és ROTTERDAM modellekkel. *Statistikai Módszertani Füzetek* 18. Budapest, 1985.
10. KOVÁCH I. 1988: Termelők és vállalkozók. Rétegződés-modell vizsgálat IX. MSZMP KB Társadalomtudományi Intézete, 1988.
11. MICHAEL, R. T. – BECKER, G. S. 1973: On the new theory of consumer behavior. *Swedish Journal of Economics*, december 1973.
12. NAKAJIMA, CH. 1986: Subjective equilibrium theory of the farm household. *Developments in agricultural Economics* 3. Elsevier 1986.
13. THIJSSSEN, G. 1986: Labour use and production decisions on family farms. EAAE Congress Balatonszéplak, 1986.

MODELS OF FAMILY FARM OWNER HOUSEHOLDS

In the 80's the majority of Hungarian households having one or more earners ran a family farm. The behaviour of this households is a special mixture of the consumer and work supply behaviour of a usual household and the profit maximising behaviour of an entrepreneur. To involve all of these in one model, we started from the models of household production, which consider the work done at home like the work at the factory and the household like a factory. The main difference consist in the fact, the household tries to maximise its utility function although the entrepreneur tries to maximise his profit. We have built up 3 models according to the way these households are related to markets of agricultural products and labour markets. The models consist of the utility function to be maximised containing the income of the household, the self consumption of their production, the leisure time variables with the following constraints: time constraint, the income constraint, the production function of the family farm. Solving the model with the Lagrangian function we get the behaviour function of the households. These behaviour functions handle simultaneously the time use, income and farm- production of the households.

ÖKONOMETRIAI ELJÁRÁSOK A KISZORÍTÁSI HATÁS ELEMZÉSÉRE¹

DARVAS ZSOLT – ZÖLD ESZTER²

I. Módszerek és eredmények

A konvencionális makroökonómiai felfogás szerint az állami adósság növekedésével finanszírozott államháztartási hiány a hitelpiacon pótlólagos keresletet támasztva, a kamatszint emelkedésén keresztül kiszorítja a magánberuházásokat. A kiszorítási hatás (*crowding out effect*) elmélete tiszta formájában ellentmondásmentes, bármelyik piacon adott kínálat mellett a kereslet növekedése az adott az jószág árának emelkedéséhez vezet. Az elmélet a valóság leegyszerűsítése, a valóság összetett. Számos empirikus vizsgálat készült és számos alternatív hipotézis fogalmazódott a kiszorítási elmélettel kapcsolatban. Az empirikus ellenőrzés területén hiányzik a konszenzus, különböző módszertani eljárással, másként definiált változókkal, ugyanazon ország azonos időszakára egymásnak ellentmondó eredmények születnek. Más szerzők magát a kiszorítási gondolatot igyekeznek a valósághoz közelíteni, figyelembe véve például a monetáris politika hatását, az idődimenziót, a gazdasági ciklusok hatását, a külföldi tőke szerepét, az árfolyamvontakozásokat, a gazdasági integráció következményeit, a pénzügyi instrumentumok lejáratí szerkezetét, a várakozásokat.

Tanulmányunkban ökonometriai szempontból vizsgáljuk a kiszorítási problémát. Az első részben egy nemzetközi összefoglalót adunk az eddigi empirikus tesztelési kísérletekről. Nagyon sok közgazdász vizsgálta és vizsgálja a kérdést más elméleti kiindulóponttal és a priori céllal, más módszertani eljárásokat és másként meghatározott változókat alkalmazva. A bemutatás céljából az 1970 utáni elemzésekből válogattunk. Több tanulmánynak ismertetjük végső következtetését, vagy a logikai vázát, és négy kifinomult

¹Beérkezett 1993. október 3. Tanulmányunk az 1993. évi Tudományos Diákköri Konferencián a Közgazdasági elmélet-Ökonometria szekcióban megosztott első díjban, a Politikai tudományok Intézete Alapítvány 1993. évi "Új generáció" c. pályázatán első díjban részesült, valamint a XXI. Magyar Operációkutatási Konferencián a Szochasztikus modellek szekcióban előadott dolgozatunk módosított változata. A TDK megírásához köszönettel tartozunk Bugnics Richárdnak, László Gézáknak és Nadrai Lászlónak.

²A szerzők a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem Közgazdasági szakos hallgatói.

eljárást részletesen is bemutatunk. A részletes bemutatások akkor lehetnek igazán hasznosak, ha évek múlva a magyar statisztikai rendszer képes lesz megfelelő idősorok publikálására, és a pénzügyi rendszerünk nemzetközi fejlettségűvé válik.

Tanulmányunk második részében a kiszorítás kérdését a magyar helyzetre vizsgáljuk. Tudatában vagyunk a gazdasági és politikai környezet alapvető megváltozásának, a hazai statisztikai rendszer anomáliáinak, a statisztikai fogalmak átdefiniálásának, az elemzésre alkalmas idősorok hiányának, s ezért az ökonometriai vizsgálatok korlátozott elfogadhatóságának. Ezért a minta-periódust lényegében négy évre rövidítettük (1989–1992) és negyedéves adatokkal dolgoztunk. Tudomásunk szerint regressziós, Granger-oksági és kointegrációs vizsgálatokat hazánkban e témakörben tanulmányunkat megelőzően még nem végeztek. Az idősorok rövidegére való tekintettel a következtetéseink csak fenntartásokkal fogadhatóak el, de a múltbeli tendenciák érzékeltetésére feltehetően alkalmasak. Az ökonometriai vizsgálat után a módszertani apparátust félretéve verbálisan is elemezzük a kérdést.

a) A kiszorítási hatás elemzési kerete

A vizsgált fogalomnak bevezetőben adott meghatározása mellett mi egy tágabb értelmezést javasolunk: a *kiszorítási hatás* a teljes magángazdasági tevékenység nagyságrendjében és a gazdaság teljesítményében fellépő mindazon negatív következményeket jelenti, amelyek az adósság növekedésével finanszírozott fiskális politika eredményeként megvalósulnak. A tágabb értelemben vett meghatározás azért indokolt, mert a konkrét gazdasági körülmények erősen befolyásolják a deficit kamatlábemelő hatását, továbbá a kamatlábak visszahatását a beruházások alakulására. Nyilvánvalóan az államháztartási hiány hatása eltérő:

– a két alapvető finanszírozási mód (adósság- és pénzfianaszírozás), vagy másként megfogalmazva a monetáris politika alkalmazkodó, illetve nem alkalmazkodó magatartása;

- adósságfinanszírozás esetén rövid, illetve hosszú lejáratú állampapírok;
- tisztán piaci eszközök, ill. részleges adminisztratív pénzügyi szabályok;
- teljes foglalkoztatottság, illetve munkanélküliség;
- szabad kapacitások és teljes kapacitáskihasználtság;
- statikus, illetve dinamikus vizsgálat;
- zárt, illetve nyitott gazdaság feltételezése;
- a nemzetközi tőkemobilitás foka szerint;
- és nyitott gazdaságban fix, illetve flexibilis árfolyamok esetén.

A konkrét gazdasági körülmények és lehetőségek megvizsgálása után csak igen körültekintően szabad állást foglalni a kiszorítási elvi lehetősége vagy

elvetése mellett.³

Az elmélet tesztelése

A kiszorítási hatás különböző empirikus teszteléseit ellentmondó eredményhez vezettek, amely az eltérő deficit mérőszámoknak, a különböző elemzési eljárásoknak, és a részben eltérő mintaperiódusnak köszönhető. A *Függelékben* összefoglaltuk a tesztelések eredményeit. Az alkalmazott elemzési technikákat időrendi sorrendben tekintjük át (kis módosítással), amely sorrend megfelelő két szempontból is. Egyrészt az ismertetett tanulmányok kidolgozásakor szerzőik az őket megelőzők munkáit, mint irodalomforrást felhasználták, másrészt az alkalmazott eljárások az idő múlásával egyre kifinomultabbá váltak, így logikailag is megfelelő az egyszerűbb modellektől a szofisztikáltabbak felé haladni.

Ahol nem jeleztük másként, ott az elemzés az Egyesült Államok negyedéves gazdasági adataira vonatkozik, a legkisebb négyzetek (*OLS*) módszerével becsülve.

a) Az alapmodell

A *crowding out* hatás létezését és erősségét a nemzetközi folyóiratokban a deficit és a kamatláb kölcsönhatásaként elemzik: amennyiben kimutatható egyirányú oksági összefüggés vagy időbeli együttmozgás a változók között, úgy érvényesül kiszorítási hatás. Az általunk áttekintett folyóiratok (lásd *Függelék*) ezen témában írt tanulmányai a magángazdasági beruházások kamatérzékenységét – feltehetően azt erősnek és adottnak véve – nem vizsgálták, amely piaci körülmények között jogos feltételezés. Mi a magyarországi helyzet elemzésekor azonban kitérünk a beruházások kamatérzékenységének vizsgálatára is.

Az alkalmazott ökonometriai eljárások három csoportra oszthatók: 1) különböző regressziós becslések, 2) a deficit és a kamatláb közötti Granger-okság vizsgálata, és 3) a változók közötti kointegráció tesztelése.

A regressziós becslések endogén változójaként a vállalati kötvények vagy a 90 napos kincstárjegy reál- vagy nominálkamatlábát, illetve ezek változását, exogén változóként az államháztartási hiány valamely mérőszámát, a költségvetés áru- és szolgáltatás vásárlásait, valamely pénzállomány mutatót, illetve ezek GDP-re, ritkábban egy lakosra vetített értékeit, az inflációt vagy az inflációs várakozásokat, más fontos makroökonómiai változókat, valamint az

³Ha a felsorolt tényezőket pusztán kétértékűnek tekintjük, az elvi lehetőségek száma akkor is 216 ($2^6 \times 1.5^3$)

eddig felsoroltak változásait használják. Így az egyszerű egy egyenletes és a két egyenletes szimultán rendszer az alábbi általános alakban írható fel:

$$k_t = f(\mathbf{X}, def) + u_t \quad (1)$$

$$\begin{aligned} k_t &= g(\mathbf{X}, def) + v_t \\ def_t &= h(\mathbf{X}, k) + z_t \end{aligned} \quad (2)$$

ahol k a (reál vagy nominál) kamatláb, def a deficit mérőszáma, és \mathbf{X} a predeterminált változók vektora.

Az ökonometriai becslélműjárások közül a különböző legkisebb négyzetes becsléseket (*OLS*, *2SLS*, *3SLS*, *SULS*), illetve az instrumentális változók módszerét, valamint a *FIML* módszert használják, kiegészítve a regresszió mögötti feltevések különböző statisztikák által történő ellenőrzésével.

A Granger-okság és a kointegráció tesztelését, mely fogalmakat a konkrét modellek vizsgálatokor mutatjuk be röviden, az általunk áttanulmányozott írások szintén csak a kamatláb és a deficit közötti kapcsolatrendszer vizsgálatára használták.

b) Az 1970–1987 közötti eredmények

A kiszorítási hatás létezését alátámasztja Martin Feldstein–Otto Eckstein [1970] elemzése. Elméleti alapvetésük összekapcsolja Keynes likviditás-preferencia elméletét Irvin Fischer elméletével a várható inflációs rátának kamatszintre gyakorolt hatásáról⁴. Keynes modelljéből kiindulva, azt kiegészítve a várható infláció hatásával, bevonva a kormányzati adósságállomány hatását, fokozatosan általánosítva az egyenleteket kimutatják, hogy az egy főre vetített deficit reálértéke szignifikáns pozitív hatást gyakorolt a hosszú távú vállalati kamatlábra az 1954:1–1969:2 periódusban.

Michael Darby [1979] tanulánya azt az eredményt találta, hogy kis, nyitott gazdaságok esetén, ahol magas fokú a nemzetközi tőkemobilitás, a kormányzati adósság növekedése ugyanakkora mértékű tőkebeáramlással párosul, így hatástalan a belföldi kamatlábra. Ez két, ellentétes következtetés levonását teszi lehetővé: nincs kiszorítás a kamatláb változatlansága miatt, viszont az árfolyamérzékeny magánvevőkénysegek kiszorulnak a felértékelődő nemzeti valuta következtében. (Emiatt a *Függelék*ben mindkét eredményt megjelöltük.)

Az OECD 1982-es deficitfinanszírozásról készült kiadványában összegezte a különböző tagországok eredményeit, és egy 10 egyenletes egyszerűsített makromodell becslése alapján a kiszorítási hatásnak csak kismértékű létezését

⁴Sargent [1973] éles kritikával illeti a két elmélet összekapcsolását és ökonometriai tesztelését.

állapítja meg. A kiadvány konklúziója, hogy a fiskális hatás eredménye nagymértékben a finanszírozási modelltől függ: pénkibocsátás nélkül is gyakorolhat pozitív hatást a jövedelemre, alkalmazkodó monetáris politikával az elért hatás azonban kedvezőbb. A központi kiadások változása erős ellentétes hatást válthat ki a folyó fizetési mérlegben. Végül az adósság növekedésével finanszírozott deficit következtében a fekvő pénzkészletek gazdasági vérkeringésbe való visszaáramlása és a külföldi tőke beáramlása elégséges többletforrást biztosíthat, minek következtében a magánszféra kiszorítása csak korlátozottan érvényesülhet.

Gregory P. Hoelscher [1983] elemzésében a központi hitelkereslet rövid távú kamatlábra gyakorolt hatását vizsgálja. A kölcsönözhető alapok modelljének megfogalmazásán keresztül a három hónapos kincstárjegy hozamára írja fel egyenletét. Deficit mérőszámként a hitelpiacon megjelenő állami keresletet, ennek GNP-re vetített arányát, a kormány és a FED nettó hitelkeresletét, és a köztartozások piaci reálértékét használja. A harmadik mérőszám akkor indokolt, ha a jegybank is nyújt jelentős értékű hitelt a kormánynak. A köztartozások reál piaci értékének változása, például infláció esetén csökkenése, vagyontranszfert jelent a kötvénytulajdonosoktól a kormány felé, amelyet állami bevételként kell felfogni.⁵ Mivel ez utóbbira közvetlen adatok nem álltak rendelkezésre, közelítésként az állampapírok névértékének reálértékét használta. Mind a négy mérőszámra a becslés igen kicsi⁶ pozitív, de inszignifikáns paramétert eredményezett az 1952:3–1976:1 időszakra. A szimultaneitás lehetősége miatt, amely egyrészt felmerülhet a kamatláb visszahatásaként, másrészt a magyarázó változók közötti kölcsönhatás miatt, az instrumentális változók módszerével újrabecsülte az egyenleteit. Az eredmény megegyezett a korábbiakkal. A hosszú távú kamatlábak esetére azonban nyitva hagyta a kérdést.

John H. Makin [1983] a reálkamatláb változását vizsgálta négyegyenletes modelljében, melyben beruházási, megtakarítási, pénzügyi egyensúlyi és kibocsátási függvények állnak. A Fischer-hatást kibővíti a kamatlábjövedelem és alternatív befektetési lehetőségek adóvonzatának hatásával. Arra a következtetésre jut, hogy a deficit exogén emelkedése ellentmondásos, de inkább gyenge hatással volt a reálkamatláb alakulására az 1959:2–1981:4 időszakban, így a lehetséges kiszorítási hatás igen alacsony mértékű. A magas reálkamatláb okai a pénzállomány vártnál alacsonyabb növekedése és az inflációs várakozások csökkenése, mely valóban hátráltatja a beruházásokat.

Paul Evans [1985]-ös elemzésében gazdaságtörténeti kitekintésben elemzi a deficit kamatlábra gyakorolt hatását. Az Egyesült Államok történetében a

⁵Az állítás nyilván fix kötvényhozamok esetén igaz.

⁶Például a deficit paraméterei a várható inflációs ráta paraméterének tized-század részei; azonban a változók mértékegységéről nem ír a szerző.

hiány háromszor haladta meg a nemzeti jövedelem 10%-át. A polgárháború idején 1861-1865 között a központi kiadások aránya 1.6%-ról 15.5%-ra, a hiány 0.5%-ról 12.1%-ra emelkedett, miközben a kamatlábak lényegében változatlanok maradtak. A kétfokozatú legkisebb négyzetek módszerét (2SLS) használva a reál deficit GNP-re vetített aránya szignifikáns negatív, a kormányzati kiadások aránya pedig szignifikáns pozitív hatást gyakorolt a kamatszint alakulására. Az első világháború esetén a fent idézett értékek 1.8%-ról 23%-ra, és 0.0%-ról 16.6%-ra emelkedett, miközben a kamatlábak változatlan szinten maradtak. Havi adatokra függvényt illesztve az eredmény azonos volt a polgárháború idejére készített becsléssel. A második világháború idején az idézett emelkedés 12.1% – 41.3%, illetve 2.6% – 22.7%-os volt, miközben a regressziós eredmények ebben az időszakban is megegyeznek a korábbiakkal. Evans a háborút követő, 1979:X–1983:XII időszakra 2SLS eljárással havi adatokra is elvégezte becslését a három hónapos kincstárjegy reál és nominál hozama, és a hosszú lejáratú vállalati kötvények tekintetében. A deficit változójának negatív, de inszignifikáns paramétere volt.

A háborús időszakok azonban véleményünk szerint nem megfelelőek a változók békeidős kapcsolatrendszerének feltárására. Az elemzés eredményei azt mutatják, hogy az Egyesült Államok esetén, melynek gazdaságát a világháborúk nem csatatérként, hanem a haditermelés és hadikiadások megugrásaként érintették, a kamatlábak a deficit hatására nem emelkedtek. Egy ilyen speciális helyzetből általános törvényszerűségeket levonni nem lehet. A kritika természetesen nem érinti a háború utáni elemzést, és értelemszerűen vonatkozik a polgárháborús időszakra.

Evans mellett több olyan szerző is, aki empirikusan a kiszorítás ellen hoz fel bizonyítékokat, alternatívaként a *Ricardo*i ekvivalencia hipotézist⁷ fogalmazza meg⁸. Ricardo⁹ elméletének felevenítése Robert Barro [1974] nevéhez

⁷ A hipotézis hét feltételen nyugszik: i) a közkiadások a kiinduló helyzetben függetlenek az adó és adósságfinanszírozás arányától; ii) a kiinduló helyzetben kibocsátott állampapírok értékét a későbbiek során adó kivetése formájában az állam beszedi; iii) a tőkepiacok tökéletesek, és a magánszemélyeknek lehetőségük van a kormányzattal megegyező kamatlábon hitelt felvenni és megtakarítani; iv) a háztartások biztosan ismerik a jelen és jövő időszaki jövedelmüket; v) a magánszemélyek, mint adófizetők, s mint potenciális jövőbeli adófizetők végtelen időhorizonton terveznek; vi) a magánszemélyek tökéletesen előre tudják becsülni jövőbeli adókötelezettségüket; vii) a gazdaságban csak általányszűk léteznek. Brennan-Buchanan [1987] tanulmánya kimutatja, hogy ezen utolsó feltevés elhagyása esetén a tétel logikailag konzisztens marad.

⁸ Maga Evans egy későbbi tanulmányában arra a következtetésre jut, hogy a gazdaság a Ricardo által meghatározott módon viselkedik, függetlenül attól, hogy a jelen háztartásai milyen erősen kötődnek jövőbeli családtagjaikhoz, és hogy milyen mértékben férnek hozzá a tökéletes tőkepiachoz. Lásd: Evans [1991]: *Is Ricardian Equivalence a Good Approximation?* Economic Inquiry, 1991. október, 626–644. old.

⁹ Ricardo egyébként önmaga is megkérdőjelezte elméletének a valós gazdaságban létező hatását. Lásd: G. O'Driscoll [1977]: *The Ricardian Non-equivalence Theorem*, Journal of

fűződik, akinek tétele azt mondja ki, hogy az adózás és az állampapírfinanszírozás gazdaságra gyakorolt hatása teljesen megegyezik. A hipotézis alapján a deficit közvetlenül a megtakarítások azonos nagyságú növekedését okozza, mivel a fogyasztói döntés egy végtelen időhorizontú optimalizáló stratégián alapul, és a háztartások megtakarításukat és fogyasztásukat a saját maguk és leszármazottaik adózás utáni jövedelmeihez igazítják. A deficit növekedése az államadósság emelkedését jelzi, ami kikényszeríti a jövőbeli adók emelését. A háztartások ezt felismerve teljesen ellensúlyozzák az emelkedő deficitet megtakarításaik növelésével. Így a hitelkereslet emelkedésével egyidejűleg növekszik a hitelkínálat, ezért változatlan monetáris szabályozást feltételezve a reálkamatláb változatlan marad. Ebből következően a gazdálkodó szféra mentesül a kiszorítástól, a lakossági fogyasztás viszont a deficittel megegyező mértékben csökken, azaz kiszorul.

c) A konjunktúraciklusok figyelembevétele

Richard J. Cebula [1988] az üzleti ciklusok hatását a költségvetési hiány felbontásával veszi figyelembe; a strukturális deficit (amely exogén) és a ciklikus deficit (amely endogén) változókat külön kezeli. Amennyiben a GNP csökken, a kormányzat adóbevételei csökkennek, transzfer kifizetései pedig növekednek. Így nő a költségvetési hiány és a központi hitelkereslet. Ezzel párhuzamosan a magánszektor hitelkereslete csökken a gazdasági visszaesés miatt. Így a költségvetési hiány ciklikus emelkedése a magánszektor csökkenő kiadásaival (és csökkenő hitelkeresletével) jár. Ennélfogva a visszaesés időszakában a ciklikus hiány finanszírozásának növekedését ellensúlyozza a magánszektor csökkenő hitelkereslete.¹⁰ Ezért a kamatlábra gyakorolt hatás vizsgálatakor meg kell különböztetni a ciklikus hiányt, amely a teljes deficitnek a gazdasági ciklussal ellentétesen mozgó endogén része, és a strukturális hiányt, amely a deficit exogén összetevője. A hagyományos makroökonómiai felfogás szerint mindkét összetevő a kamatszintre felfelé ható nyomást gyakorol. Mivel a ciklikus deficit a ciklussal ellentétesen változik, míg a kamatláb a ciklussal megegyezően, így a ciklikus deficit abszolút számokban alacsonyabb, relatív értékben pedig magasabb kamatszinttel társul (a hagyományos makroökonómiai felfogással ez nem ellentétes, ugyanis a ciklikus deficittel egyidejűleg kialakuló alacsonyabb kamatlábak relatíve magasabbak, mint amilyenek a deficit hiányában lennének). Cebula egyenlete a következő:

$$nk_t = f\left(\frac{sd_t}{y_t}; \frac{cd_t}{y_t}; \frac{m_t}{y_t}; \frac{g_t}{y_t}; p_t^e; rk_j\right) + u_t, \quad (3)$$

Public Economy, 207–210. old.

¹⁰A szerző azonban nem vizsgálja a monetáris politika hatását, nevezetesen a csökkenő GNP esetén történő pénzállomány szabályozását.

ahol

nk_t : vállalati kötvények nominál hozama a t -dik negyedévben.

y_t : szezonálisan kiigazított reál GNP trend.

sd_t : szezonálisan kiigazított reál strukturális deficit.

cd_t : szezonálisan kiigazított reál ciklikus deficit.

m_t : az aktuális és a megelőző negyedév FED által tartott hitelpiaci eszközök nettó növekményének szezonálisan kiigazított átlaga (megközelítőleg a monetáris bázis változása). A két időszakos mozgóátlag lehetővé teszi a monetáris bázis változásához való alkalmazkodás időigényének figyelembevételét, azaz a bankrendszer likviditásának és a gazdaság kölcsönözhető alapjainak módosulását.

g_t : a kormányzat áru- és szolgáltatásvásárlásai, amely nem tartalmazza a transzferkifizetéseket.

p_t^e : inflációs várakozások.

rk_{jt} : az ex ante három hónapos kincstárjegy reálhozama: a nominál hozamnak a várható inflációs rátával csökkentett értéke. Ezen változó alkalmazása lehetővé teszi a rövid- és hosszútávú kötvénypiacok közötti helyettesíthetőség figyelembevételét. Az adatbázis negyedéves értékeket tartalmaz az 1955:1–1984:4 időszakra.

A ciklikus deficit magyarázó változóként való szerepeltetésével felmerülhet a szimultaneitás problémája. Ezért a szerző az instrumentális becslést alkalmazta, melynél az egy időszakkal késleltetett munkanélküliségi rátát használta instrumentális változónak. Ez a változó szisztematikusan magyarázza a ciklikus költségvetési hiányt, ugyanakkor a rendszer egyidejű reziduális változója korrelálatlan a késleltetett munkanélküliségi rátával. Továbbá az első rendű autokorreláció miatt a *Cochrane-Orcutt* eljárást alkalmazta.

Mindkét költségvetési hiány mérőszám koefficiense pozitív és 1%-os szinten szignifikáns. Mivel felmerül a multikollinearitás veszélye, g -t elhagyva újrabecsülte egyenletét. Az eredmények megerősítették az előző becslés következtetéseit: a költségvetési hiány pozitív és szignifikáns hatást gyakorolt a vállalati kötvények kamatszintjére. Így a szerző eredményei alátámasztják a *crowding out* létezését.

Kahn N. Zahid [1988] a kiszorítás kérdéskörénél a deficit megfelelő mérésére helyezi a hangsúlyt. A hiány felső határa az állami intézmények bruttó hitelfelvétele, alsó becslése maga a kimutatott deficit. A nettó finanszírozási igény mérőszáma a nem állami és nem jegybanki nettó hitelfelvétel. A nominális kamat változására felírt egyenletben a reáldeficit változásának szignifikáns negatív paramétere lett. A negatív koefficiens annak a ténynek a következménye, hogy a kamatláb a gazdasági ciklussal megegyezően, a hiány azzal ellentétesen alakul. Miután a gazdasági hatást a reálkamatláb szintje és változása jobban kifejezi, ezt endogén változóként használva, a ciklikus hatást

explicit módon figyelembe véve egy ciklus és egy trend változóval, mindhárom deficit mérőszámra becslülve egyenletét szignifikáns pozitív paramétereket kapott eredményül az 1971:1–1980:3 időszakra, így elemzése alátámasztja a kiszorítási hatás létezését.

Edward Day [1992]¹¹ szerint Cebula eredménye meglepő és megkérdőjelezhető; kritikájában a koefficiensek robusztusságát vizsgálja (i) másik skálaváltozó használatával, (ii) a költségvetés aru és szolgáltatás vásárlása helyett a teljes költségvetési kiadás (*tg*), és (iii) a nyílt piaci műveletek helyett monetáris bázis (*mb*) és (iv) a nominál helyett a reálkamatláb vizsgálatával. Azt próbálja bemutatni, hogy ezen változók használatára érzékeny Cebula modellje.¹² Összegezve annyit állapít meg a költségvetési hiányról, hogy annak ciklikus komponense hatással van a kamatszintre. Recesszió idején a deficit nő, és ez mint automatikus stabilizátor, csökkenti a hosszú távú kamatláb esésének ütemét.

Cebula [1992] válaszában rámutat a kritika megalapozatlanságára. Day nominálváltozókat osztott a reál GNP trendjével, ami nem megfelelő módszertanilag. *Tg* és *mb* bevezetése felveti a szimultaneitás lehetőségét, amelyet nem vizsgált. *Tg* tartalmazza a transzferki fizetéseket, ami endogén módon határozódik meg, és nem adott racionális magyarázatot, hogy miért ezt a változót vizsgálja elemzésében. A monetáris bázis szintén részben endogén. Mindkét változó bevonása megkívánta volna a becsléshez egy megfelelő instrumentális változó használatát.

Cebula ismételt instrumentális becslést alkalmazva, skálaváltozóként a GNP deflátort, endogén változóként mind a nominál, mind a reál kamatlábat tekintve, a költségvetési hiány mindkét komponensére szignifikáns pozitív paramétert kapott eredményül.

d) Várakozásokon alapuló modellek

A Plosser-Evans modell, Laumas tanulmánya és a következő alpontban Darrat módszertana lényegesen eltér a korábbi elemzési eljárásoktól. Arra tesznek kísérletet, hogy megtartsák a regressziós becslés alapfeltevéseit, melyekre az eddig ismertetett szerzők kevesebb figyelmet fordítottak: az alkalmazott eszközök a 2SLS, illetve az instrumentális eljárás, valamint a változók különböző meghatározása volt. Amennyiben a regresszió mögötti feltevések nem teljesülnek, a becslés torzított és/vagy inkonzisztens lesz. Az itt soron

¹¹A tanulmányból nem derül ki, hogy Day olvasta-e Ali F. Darrat kritikáját Cebula elemzéséről, melyet mi ezen rész e) alpontjában ismertetünk.

¹²Day azonban sok variációt kihagyott. Következéseit elsősorban azokból az egyenletekből vonta le, amelyekben *tg* szerepel helyett. Sőt táblázatában, melyben eredményeit foglalta össze, nem jelezte a különbséget a két változó (*g* és *tg*) között, hanem a mindkettőre becslült paramétereket egységesen a *g/y*, illetve a *g/yr* sorokba írta.

következő első modell a magyarázó változók és a reziduuumok korrelálatlan-ságának megtartására javasol egy eljárást, amely a várakozások bevezetésén keresztül a hatékony tőkepiacok feltételezésén nyugszik. A modell további eltérése a korábbi elemzésektől, hogy a gazdasági integráció esetét is modellezi és teszteli. Az eredeti változatot Charles Plosser [1982] dolgozta ki, melyet önmaga [1987], és Paul Evans [1987] fejlesztett tovább. A modellt mi ezen utóbbi tanulmány alapján ismertetjük.

A konvencionális felfogás szerint egy ország nominál kamatlábara vonatkozó egyenlete:

$$k_{jt} = f[g_{jt}; d_{jt}; m_{jt}; p_{jt}^e; z_{jt}] + e_{jt} \quad (4)$$

ahol

k_{jt} : a j -dik ország nominális kamatlába a t -ik periódusban,

g, d, m, p^e a kormányzati fogyasztás, a deficit, a pénzállomány és az inflációs várakozás mérőszáma,

z_{jt} vektor pedig tartalmazza a többi exogén változót, beleértve g, d, m, p^e késleltetett értékeit is;

e_{jt} a reziduális változó.

Ha feltesszük, hogy a nem megfigyelhető inflációs várakozások a másik három változó és a vektorváltozó függvénye, akkor p^e változót az egyenletből behelyettesítéssel kiküszöbölve, a vektorváltozót elhagyva, és az egyenletet növekményre átírva:

$$\Delta k_{jt} = f[\Delta g_{jt}; \Delta d_{jt}; \Delta m_{jt}; \Delta z_{jt}] + v_{jt} \quad (5)$$

Az egyenlet *OLS* becslése - többek között - akkor eredményez konzisztens eredményt, ha a különbségváltozók korrelálatlanok a reziduális változóval, amely szigorú feltétel. A modell ennél a pontnál válik el a szokásos elemzési technikáktól. A (4)-es egyenletet visszaírva szintekre és kivonva az előző időszaki várakozásokat:

$$UK_{jt} = f[UG_{jt}; UD_{jt}; UM_{jt}] + u_{jt}, \quad (6)$$

ahol pl.

$$UK_{jt} = k_{jt} - E[k_{jt}|I_{t-1}].$$

Itt $E[\cdot]$ az adott változó várható értéke a j -dik országban a t -ik időszakra, az előző időszakban rendelkezésre álló információk (I_{t-1}) alapján. Hasonlóan adódik UG_{jt} , UD_{jt} és UM_{jt} , a reziduális változó pedig felfogja a vektor hatását. Ekkor nem szükséges feltétel u_{jt} korrelálatlansága g, d és m változókkal (UG, UD és UM változókkal azonban nyilván igen).

A forward¹³ piaci kamatlábat f_{jt-1} jelöli a j -dik országban, a $t-1$ periódusban az egy időszaki kötvényre, amelyet a t -dik periódusban fognak kibocsátani, és $x_{jt} = k_{jt} - f_{jt-1}$ jelöli ennek eltérését a realizált értéktől. Ekkor az egyenlet az

$$x_{jt} = f[UG_{jt}; UD_{jt}; UM_{jt}] + et_{jt-1} + u_{jt} \quad \text{ahol} \quad et_{jt-1} = E[k_{jt}|I_{t-1}] - f_{jt-1} \quad (7)$$

alakúra módosul, ahol et_{jt-1} a várakozások és a forward kamatláb eltérése. Hatékony piacok esetén ez az eltérés kicsi. (Evans idéz olyan tanulmányokat, amelyek nem tudták visszautasítani ezen eltérés értékének zéro nullhipotézisét.)

A másik három változó mérésére a

$$F_j(L)\Delta \begin{vmatrix} g_{jt} \\ d_{jt} \\ m_{jt} \\ w_{jt} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} UG_{jt} \\ UD_{jt} \\ UM_{jt} \\ UW_{jt} \end{vmatrix} \quad (8)$$

rendszer első három vektor autoregressziójának reziduumai használatosak, ahol $F_j(L)$ a lag operátor véges polinomja, w_{jt} a többi változó vektora, a jobb oldalon pedig a hibatéyezők állnak. Amennyiben az értékpapír kereskedők a (8)-as egyenletnél nem tudják jobban megjósolni UG_{jt} , UD_{jt} , UM_{jt} értékeit, akkor jó közelítést jelentenek a reziduumok.

$EC3_{jt}$ és $EC6_{jt}$ jelöli a három és hat hónapos eurodollár¹⁴ kamatlábakat a j -dik országban, a t -dik periódus végén. Mivel közelítőleg $EC6_{jt} = (EC3_{jt} + f_{jt})/2$, így

$$x_{jt} = EC3_{jt} - f_{jt-1} = EC3_{jt} + EC3_{jt-1} - 2EC6_{jt-1}.$$

Az eurodollár hozamok *off-shore* kamatlábak, melyeknek a piaci erőkhöz való alkalmazkodása akadálytalan. A szerző g_{jt} , d_{jt} és m_{jt} mérőszámaként a nominális értékek GNP deflátorral és GNP reál trenddel elosztott értékeit használta. A w_{jt} vektor tartalmazza az adott ország reál effektív árfolyam-indexének logaritmusát, a GNP deflátor és a reál GNP-t.

¹³A forward ügyletek tőzsdén kívüli (bankközi) határidős műveletek, amelyek áruk árváltozási kockázatának, devizák árfolyam-kockázatának és értékpapírok kamatkockázatának kezelésére szolgálnak, ahol az ár, a mennyiségre és a minőségre vonatkozó megállapodás a jelenben történik, míg az ügylet lebonyolítása egy meghatározott jövőbeli időpontban esedékes.

¹⁴Az eurokötvények olyan kötvények, amelyek nem az adós vagy a hitelező nemzeti valutájára szólnak, hanem egy harmadik országéra. A kötvényeket általában jegyzi a tőzsdéken, de a másodlagos piac nagy része a tőzsdén kívüli forgalomban bonyolódik le. Az eurokötvények kamatjöveldelme általában adómentes.

Az ökonometriai becslés kétlépcsős. Az első lépés minden egyes országra (8)-as vektor autoregresszió becslése, feltételezve, hogy $F_j(L)$ mátrix polinomjai negyedfokúak, a második lépés (7) illesztése, mindkét lépés a legkisebb négyzetek módszerével. Ez az eljárás aszimptotikusan teljes információjú maximum likelihood (FIML) becslés.¹⁵

Az eredmény nem veti el, hogy a kormányzati kiadások növekedése emeli a kamatszintet. A deficit tekintetében azonban a hat fejlett ország közül csak kettőben pozitív a paraméter, de egyik sem szignifikáns, míg a másik négy országban a koefficiensek negatívak, és 5%-os szinten szignifikánsak.

A fenti eredmény akkor inkonzisztens, ha UG_{jt} , UD_{jt} és UM_{jt} korrelált u_{jt} -vel. A modell ennek három lehetőségét vizsgálja. A központi bankok általában igyekeznek stabilizálni a belföldi kamatlábat. Tegyük fel, hogy a jegybank képes a várakozásokon túli változásokat előldézni a reálpénzmenyi-ségben az

$$UM_{jt} = \alpha UK_{jt} + e_{jt}$$

szabály alapján. Ha ez fennáll, akkor UM_{jt} behelyettesítéssel elhagyható az egyenletből. A módosított becslés eredménye megegyezett a korábbiakkal. Másodsor, az Egyesült Államokon kívüli országok jegybankjai stabilizálhatják árfolyamaikat a dollárral szemben. Ekkor ezen országok UM_{jt} értékei korreláltak lehetnek az $UG_{USA,t}$, $UD_{USA,t}$ és $UM_{USA,t}$ reziduumokkal. Ha az USA gazdasága viszonylag független, és nem reagál erős egyidejű hatással a világ többi részének gazdasági eseményeire, akkor $UG_{USA,t}$, $UD_{USA,t}$ és $UM_{USA,t}$ megfelelő instrumentek UM_{jt} becslésére. Mind az öt országra elvégezve a becslést elvethető a deficit pozitív hatásának hipotézise. Harmadszor, mint már utaltunk rá, a deficit függ a gazdasági ciklusoktól. Ekkor UD_{jt} korrelált lehet u_{jt} -vel, mivel ez utóbbi tartalmazza a z_{jt} vektor hatását. A ciklikusan kiigazított deficitre a becslés a korábbiakkal megegyező eredményt adott, tehát elvethető a kiszorítási hatás létezésnek hipotézise a vizsgált mintaperiódusban.

Az eddigiekben feltettük, hogy egy állam kiadásai döntően a belföldi piacokra, s így a belföldi kamatszintre hat. Magas fokú integráltság esetén ez a feltevés nem tartható. A piacok teljes integráltságakor közös reálkamatláb (r_t) alakul ki:

$$r_t = f[g_{wt}; d_{wt}; m_{wt}; p_{wt}^e; z_{wt}] + s_t, \quad (9)$$

ahol a w index a közösség egészére utal ("world"). Az egyes országok nominál kamatszintjére átírva:

$$k_{jt} = f[g_{wt}; d_{wt}; m_{wt}; p_{wt}^e; z_{wt}] + p_{jt}^e + e_{jt} \quad (10)$$

¹⁵ A szerző által használt MicroTSP programcsomag, melyet a II. rész becsléseihez mi is használtunk, nem tartalmazza a FIML eljárást.

egyenletek adódnak. Az országon belüli várható inflációs ráta függ az integráció egészére várhatótól, ezért behelyettesítéssel a korábbi gondolatmenettel megegyezően:

$$x_{jt} = f[UG_{wt}; UD_{wt}; UM_{wt}] + p_{jt}, \quad (11)$$

ahol pl.

$$UG_{wt} = \sum_j \xi_j UG_{jt}, \quad \sum_j \xi_j = 1$$

egyenletek következnek. A közösségre vonatkozó nem várt eltérések az egyes országok értékeinek lineáris kombinációja, ahol a súlyok az adott ország relatív gazdasági súlyát fejezik ki. A rendszer becslését *SULS*¹⁶ (*Seemingly Unrelated Least Squares*) módszerrel végezve, a kormányzati kiadásokra pozitív és szignifikáns, a deficitre negatív és 10%-os szinten szignifikáns paraméter adódott. Mivel itt is felmerülhet a fentebb tárgyalt probléma, a szerző ellenőrizte a monetáris politika kamatszintre gyakorolt hatását és a gazdasági aktivitás egyidejű kölcsönhatását. Az eredmények ebben az esetben sem támasztották alá a hagyományos felfogás kiszorításról való nézetét.

Gurcharan S. Laumas [1989] modelljében abból a feltételezésből indul ki, hogy a kamatláb meghatározói az anticipált és nem várt deficit és pénzállománynövekedés. Először meghatározza a deficit és a monetáris politika anticipált egyenletét, ebből kiszámítja a várt és nem várt fiskális és monetáris változók értékeit. (A módszer megegyezik a többváltozós Granger-oksággal, melynek tömör definícióját az eljárás bemutatása után adjuk meg.)

A deficit mérőszámaként a reál, ciklikusan kiigazított deficitnek a reál GNP trendjére vetített arányát használja. Az első lépés a deficit saját késleltetésének meghatározása, melyet a

$$d_t = a_0 + a_1(L)d_t + e_t, \quad \text{ahol } a_1(L) = \sum_{k=1}^m a_{1k}L^k, \quad L^k d_t = d_{t-k}$$

autoregresszív séma különböző késleltetései közül a maximális korrigált többszörös determinációs együtthatójú illeszkedés adja, ahol L a lag-operátor.

A második lépés annak a meghatározása, hogy melyik makroökonómiai változó a legerősebb okozója a deficitnek. A vizsgálatba bevont változók: munkanélküliségi ráta, inflációs ráta, a magánszféra költségvetéssel szembeni követelésállományának növekedése, a deficit késleltetett értékei, az importárak változási üteme, a jó minőségű értékpapírok hozama, $M1$ növekedési üteme, és a reál nettó export GNP-re vetített aránya. Ezek a változók könnyű

¹⁶Az eljárás másik elterjedt elnevezése: *SUR* - *Seemingly Unrelated Regression*.

hozzáférhetőségük miatt befolyásolják a magánszféra várakozásait, így az anticipált deficit meghatározói. Az eljárás minden egyes változóra a

$$d_t = b_0 + a_1(L)d_t + b_2(L)X_t + u_t$$

kétváltozós egyenlet becslése, ahol $a_1(L)d_t$ az első lépésben meghatározott, X_t a vizsgált változó, $b_2(L)$ pedig értelemszerűen következik az első lépés eljárásából. A maximális korrigált R^2 kijelöli mindegyik változó optimális késleltetésének hosszát, az F-próba a paraméterek együttes szignifikanciáját. Ha a paraméterek különböznek nullától, akkor az adott változó Granger-okozója a deficitnek. Ellenkező esetben kizáródik a további vizsgálatból. A deficit Granger-okozói közül a legmagasabb korrigált többszörös determinációs együtthatójú bekerül az egyenletbe.

A harmadik lépés a vizsgálatból ki nem zárt változók közül az egyenletbe harmadikként bekerülő kiválasztása, a második lépés értelemszerű kiterjesztésével megegyező módon. Az eljárás addig folytatódik, míg minden változó bevonttá vagy kizárttá válik, így végső egyenlet megadja az anticipált deficit egyenletét. Ugyanezzel a módszerrel meghatározható az anticipált monetáris politika egyenlete is, monetáris változóként $M1$ növekedési ütemét használva. A deficit egyenletébe saját késleltetett értékei mellett a munkanélküliségi ráta és az importárak változási üteme, a monetáris egyenletbe pedig késleltetett értékei mellett az értékpapírok hozama és a nettó export-GNP trend hányados került.

A mintaperiódus 1955:3–1986:2-ig tartalmaz negyedéves értékeket. Az első 10 negyedévet a változók maximális késleltetésének fenntartva, az egyenletenként 25 becslendő paraméter miatt 1958:1–1964:2 között illesztette egyenletét. A becslült érték megadja az 1964:2-re vonatkozó anticipált értéket, a reziduum a deficit nem várt komponensét. Egy negyedévet hozzáadva az idősorhoz az ismételt becslés megadja az anticipált deficit következő értékét, a reziduum a nem várt komponensét. Az eljárást folytatva, és a monetáris változóra is elvégezve adódott az anticipált fiskális cselekvés (AF_t), az anticipált pénzállománynövekedés (AM_t), valamint a nem várt értékek (UF_t és UM_t) idősorai. A kamatláb egyenlete:

$$rk_t = \alpha_0 + \sum \alpha_{1i} AF_{t-i} + \sum \alpha_{2i} AM_{t-i} + \sum \alpha_{3i} UF_{t-i} + \sum \alpha_{4i} UM_{t-i}, \quad (14)$$

ahol rk_t a három hónapos kincstárjegy hozama. Különböző késleltetést vizsgálva, a legmagasabb korrigált R^2 jelöli ki az optimálisat. A *Chow-teszt* strukturális változást jelzett 1975:2-nél, ezért a szerző a mintaperiódust két részre bontotta.

A mintaperiódus első felében a nem várt deficit, az anticipált és nem várt pénzállományváltozás késleltetett értékei összességükben emelték a kamatlábat. Az anticipált deficit csökkentette a kamatszintet, azonban csak az

egyidejű értéke volt szignifikáns. A mintaperiódus második felében, amelyre a szerző újra meghatározta az optimális késleltetést, mind a négy változó szignifikánsan emelte a kamatlábat. Az eredmény – Laumas szerint – alátámasztja a kiszorítási hatás elméletét.

A szerző logikailag jó módszert ad az anticipált hatások számszerűsítésére. Azt azonban kritikával illetjük, hogy a kamatláb egyenletébe az anticipált változókból kizárt, lényeges változók szerepe csak közvetetten, a nem várt fiskális és monetáris politika reziduális változójaként vannak figyelembe véve. Hasznosabb lett volna a többváltozós Granger-oksági vizsgálatot a kamatlábra elvégezni a felsorolt makroökonómiai változókkal, kiegészítve a meghatározott anticipált és nem várt változókkal. A másik, indokoltabbnak tűnő eljárás egy hagyományos kamatláb egyenlet becslése, ahol a deficit és monetáris változókat ezek anticipált és/vagy nem várt értékei helyettesítik.

e) Granger-okság és kointegráció szimultán rendszerben

A Granger-okság alap gondolata könnyen kiemelhető az imént bemutatott elemzésből. Konkretizálva: egy X változóról akkor mondjuk, hogy Granger-okozója egy másik Y változónak, ha Y -ra adott egyperiódusú előrejelzés szórásnégyzete csökkenthető azáltal, hogy az Y alakulását leíró, valamennyi X -en kívüli fontos magyarázó változót magában foglaló modellbe bevonjuk az X megfelelő késleltetett értékeit. Az okság tesztelésére használatos próbák „az X -en kívüli valamennyi fontos változó” problémáját úgy oldják meg, hogy csak a két figyelembe vett változót tekintik, s így a Granger-okság akkor áll fenn, ha X egyidejű és/vagy késleltetett értékeinek bevonásával javítható az a modell, amely csak Y késleltetett értékeivel magyarázza Y -t.

A kointegráció a változók időbeli alakulásának egyensúlyi pályájával kapcsolatos fogalom. Egy idősort n -ed fokon integrálnak nevezünk, ha n -dik differenciái stacionárius idősort alkotnak. Például egy első fokon integrált idősor első különbségei stacionáriusak, a stacionárius idősor pedig 0-ad fokon integrált. Ha két azonos rendű idősor lineáris kombinációját tekintjük, és az stacionárius, akkor a két idősort kointegrálnak nevezük. Pl. ha $u = Y - a - bX$ stacionárius, akkor a két változó útja az időben együtt mozog és nem térhet el egymástól egy bizonyos mértéknél jobban. Értelemszerűen a fogalom kiterjeszhető kettőnél több változó esetére is; ezek kointegráltak, ha mindegyik nem stacionárius, de létezik a változóknak egy olyan lineáris kombinációja, amely stacionárius. Mind a Granger-okság, mind a kointegráció tesztelésénél a nullhipotézis ezek hiánya.

Ali F. Darrat [1990] az ökonometriai kutatás e két viszonylag új elemzési eljárásával vizsgálja a kamatszint és a deficit kapcsolatrendszerét. Tanulmányát Cebula ismertett elemzésnek kritikájának szánja. Véleménye szerint

Cebula módszertanilag hibás következtetést vont le. A korreláción alapuló regresszió számítás ugyanis nem alkalmas a deficit és a kamatszint kapcsolatrendszerének megállapítására. A szoros kapcsolat nem teszi lehetővé az alábbi négy, egyformán valószínűsíthető alternatíva közötti különbségtételt:

- (1) a deficit emeli a kamatszintet (hagyományos felfogás),
- (2) a kamatszint az állami költségvetési hiány egyik okozója,
- (3) mindkét feltételezés igaz, kétoldalú az okság,
- (4) egyik feltételezés sem igaz, a két változó okságilag független.

A (2) hipotézis elméleti háttere a következő: a magas kamatlábak (különösen a hosszútávú vállalati kötvények kamatszintjei) gátolják a tőkeképződést és lassítják a gazdasági növekedést. A kamatláb növekedésekor a kormányzati programok tudatosan a gazdasági növekedés elősegítésére, és a kamatláberzékeny belföldi szektorok segítésére törekednek, ami növeli a deficitet. Továbbá a csökkenő gazdasági aktivitás következtében a kormányzati bevételek csökkennek. Tehát a kamatláb fontos tényezője a fiskális politika reakció függvényének. A következő nyilvánvaló ok az, hogy az államadósság kamatfizetési kötelezettsége a kiadások viszonylag nagy hányadát teszi ki (az USA esetén évi 12% volt a '80-as években, Magyarországon 1992-ben 17.2% volt¹⁷), amely emelkedő kamatszint esetén nyilván fokozódó kiadást jelent. Így a magas költségvetési hiány, legalább is részben, a magas kamatszint következménye.

Ezért a kamatláb egyenletében a strukturális költségvetési hiány szignifikáns pozitív koefficiense nem megfelelő bizonyíték a hagyományos elmélet alátámasztására a (3)-as hipotézissel szemben. A becslés a strukturális költségvetési hiány exogén változóként történő kezelése folytán a szimultaneitási hiba miatt torzított és inkonzisztens. Végül a (4) alternatíva szintén valószínűsíthető, mely szerint a strukturális hiány és a kamatszint elsődlegesen más tényezőktől függ.

Az empirikus vizsgálat felépítése, változóinak definiálása, adatbázisa lényegében megegyezik a Cebula modelljében használttal.¹⁸ A módszer a többváltozós Granger-okszágon alapul, kiegészítve Akaike *FPE* kritériumával (*Finite Prediction Error*), amely a változók késleltetésének megfelelő hosszúságát adja meg. Ezután Caines, Keng és Sethi által alkalmazott *SG* (*Specific Gravity*) kritérium dönti el az egyes egyenletekbe a változók bevonásának sorrendjét.

A kamatláb és a strukturális deficit egyenleteinek külön-külön történő

¹⁷Külön kérdés természetesen, hogy hazánkban a kamatszint változása milyen módon hat a kamatfizetési kötelezettség változására.

¹⁸Jelen esetben a mintaperiódus 1987:2-ig terjed. Az adatok elérhetetlensége miatt az inflációs várakozásokat az aktuális inflációs értékek helyettesítik az 1985:1-1987:2 időszakra. A szerző a Cebulával való teljes összehasonlíthatóság végett az 1955:1-1984:4 időszakra is végrehajtotta elemzését, melynek eredménye megegyezik a hosszabb időszak becslésével.

specifikálása után a szerző rendszerként újrabecsüli a két egyenletet a *FIML* módszerrel. Mindkét egyenletben megvizsgálta a strukturális instabilitást és az autokorrelációt, majd a Granger-okság létét a *log-likelihood-arány* teszttel ellenőrizte. A monetáris bázis változó kivételével az idősorok stacionáriusá alakításához megfelelőnek bizonyult az első különbségek használata. A *Geary-statisztika* nem mutatott szignifikáns autokorrelációt. A reziduális autoregressziót egészen a nyolcadrendű késleltetésig megvizsgálta. Ezenkívül különböző időpontokban megtörte az idősorokat és megvizsgálta az egyenletek időleges stabilitását a *Chow-teszt* használatával: egyrészt a mintaperiódus középpontjánál, másrészt 1966:4-nél, ahol más elemzések szerint strukturális változás történt a költségvetési hiány tekintetében, harmadrészt 1974:4-nél, az olaj embargó után. Egyik részidőszaki elemzés sem mutatott szignifikáns változást az egyenletekben. A tesztek alapján a strukturális deficit nem volt Granger-okságban a vállalati kamatszinttel.

Ugyanakkor az a hipotézis, hogy p^e és rk nincs Granger-okságban a vállalati kamatszinttel, vissza lett utasítva. Ekkor előfordulhatna, hogy a deficit e két változón keresztül indirekt hatást fejt ki a kamatszintre¹⁹. Azonban az a hagyományos elmélet, hogy a strukturális deficit közvetlenül hat a kamatszintre, határozottan visszautasítható. Továbbá az a hipotézis, hogy a kamatszint nincs Granger-okságban a strukturális deficittel, szintén nem lett visszautasítva.

Az eredmények így a strukturális deficit és a kamatszint oksági függetlenségét támasztják alá a vizsgált mintaperiódusban az Egyesült Államok gazdaságára vonatkozóan.

Azonban a két változó oksági függetlensége akkor fogadható el, ha nem áll fenn közöttük hosszútávú egyensúlyi kapcsolat. Ezért Darat három különböző módszerrel tesztelte a kointegrációt (*Dickey-Fuller, módosított Durbin-Watson, Engle-Granger*). Egyik teszt sem utasította vissza a kamatszint és a strukturális deficit közötti kointegráció hiányának nullhipotézisét.

f) Az empirikus eredmények összesített értékelése

A logikailag konzisztens kiszorítási hatás létezését vagy tagadását természetesen nem lehet empirikusan eldönteni: a bemutatott ökonometriai eljárások arra keresték a választ, hogy valóságos piacgazdasági körülmények között az állami hitelkereslet növekedése együtt járt-e a kamatláb változásával, és ha igen, akkor ok-okozati viszony fennállt-e a két változó között, vagy pedig más tényezők ellensúlyozó ereje volt-e erősebb. Az ismertett tanulmányok

¹⁹Azonban furcsának találjuk azt az eredményt, hogy a monetáris bázisnak nincs közvetlen oksági hatása a kamatszintre, hanem az inflációs várkozásokon keresztül indirekt módon hat.

felhívják a figyelmet arra, hogy a deficit növekedése nem feltétlenül jár a kamatszint emelkedésével konszolidált piacgazdasági körülmények között. Az empirikus eredmények alapján a vizsgált gazdaságokban inkább a deficit kamatszintre való hatástalanságának hipotézise látszik indokoltnak a konvencionális makroökonómiai felfogással szemben, amennyiben összevetjük a hipotézist alátámasztó és elvető eljárásokat.

Függelék: Az elmélet tesztelése

A kiszorítási hatás alátámasztása (+) illetve elvetése (-)

FELDSTEIN-ECKSTEIN 1970 The Fundamental Determinants of the Interest Rates	+	
DARBY 1979 The Effect of Social Security on Income and Capital Stock	+	-
PLOSSER 1982 Government Financing Decisions and Asset Returns		-
DWYER 1982 Inflation and Government Deficits		-
HOELSCHER 1983 Federal Borrowing and Short Term Interest Rates		-
MAKIN 1983 Real Interest Rates, Money Surprises, Anticipated Inflation and...		-
FELDSTEIN 1983 Signs of Recovery	+	
BARTH-IDEN-RUSSEK 1984 Do Deficit Really Matter?	+	
HOELSCHER 1985 New Evidence on Deficits and Interest Rates		-
EVANS 1985 Do Large Deficits Produce High Interest Rates?		-
BARTH-IDEN-RUSSEK 1985 Federal Borrowing and Short Term Interest Rates: Comment	+	
McMILLIN 1986 Federal Deficits and Short-Term Interest Rates		-
PLOSSER 1987 Fiscal Policy and the Term Structure		-
EVANS 1987 Do Budget Deficits Raise Nominal Interest Rates?		-
EVANS 1987 Interest Rates and Expected Future Budget Deficits in the US		-
AUERBACH-KOTLIKOFF 1987 Evaluating Fiscal Policy with a Dinamic Simulation Model		-
BOWLES-ULBRICH-WALLACE 1988 Default Risk and the Effects of Fiscal Policy on Interest Rates		-

DUGUAY-RABEAU 1988 A Simulation Model of Macroeconomic Effects of Deficit	+	
CEBULA 1988 Federal Government Budget Deficits and Interest Rates	+	
ZAHID 1988 Government Budget Deficits and Interest Rates...	+	
DARRAT 1989 Fiscal Deficits and Long-Term Interest Rates: Further Evidence...		-
LAUMAS 1989 Anticipated Federal Budget Deficits Monetary Policy...	+	
DARRAT 1990 Structural Federal Deficits and Interest Rates...		-
DAY 1992 Federal Government Budget Deficits and Interest Rates: Comment		-
CEBULA 1992 Federal Government Budget Deficits and Interest Rates: Reply	+	

A tanulmányok az alábbi folyóiratokban jelentek meg: *American Economic Review*; *Journal of Monetary Economics*; *Economic Inquiry*; *Economist*; *Contemporary Policy Issues*; *Southern Economic Journal*; *Journal of Public Economics*; *Review of Economics and Statistics*; *Journal of Money, Credit and Banking*; *Journal of Macroeconomics*; *Public Finance Quarterly*.

Irodalom

1. BRENNAN, H. G. – BUCHANAN J. M. [1987]: *The Logic of Ricardian Equivalence Theorem*. in: Buchanan J. M. – Rowley C. K. – Tollison R. D. (szerk): *Deficits*. 79–92. old., Basil Blackwell.
2. BARRO, J. R. [1974]: *Are Government Bonds Net Wealth?* *Journal of Political Economy*, 1974. november, 1095–1117. old.
3. BARTH, J. R. – IDEN, G. R. – RUSSEK, F. S. [1984]: *Do Deficits Really Matter?* *Contemporary Policy Issues*, 1984. ősz, 79–95. old.
4. BARTH, J. R. – IDEN, G. R. – RUSSEK, F. S. [1985]: *Federal Borrowing and Short Term Interest Rates: Comment*. *Southern Economic Journal*, 1985. október, 554–59. o.
5. CEBULA, R. J. [1988]: *Federal Government Budget Deficits and Interest Rates: A Brief Note*. *Southern Economic Journal*, 1988. július, 206–210. old.
6. CEBULA, R. J. [1991]: *A Note on Federal Budget Deficits and Term Structure of Real Interest Rates in the US*. *Southern Economic Journal*, 1991. április, 1170–73. old.
7. CEBULA, R. J. [1992]: *Federal Government Budget Deficits and Interest Rates: Reply*. *Southern Economic Journal*, 1988. július, 821–823. old.

8. DARRAT, A. F. [1990]: *Structural Federal Deficits and Interest Rates: Some Causality and Co-integration*. Southern Economic Journal, 1990. január, 752–759. old.
9. DAY, A. E. [1992]: *Federal Government Budget Deficits and Interest Rates: Comment*. Southern Economic Journal, 1992. január, 816–820. old.
10. DORNBUSCH R. – FISCHER S. – SPARKS [1987]: *Macroeconomics*. Második kanadai kiadás.
11. DUGUAY, P. – RABEAU, Y. [1988]: *A Simulation Model of Macroeconomic Effects of Deficit*. Journal of Macroeconomics, 1988. ősz, 539–564. old.
12. EVANS, P. [1985]: *Do Large Deficits Produce High Interest Rates?* American Economic Review, 1985. március, 68–87. old.
13. EVANS, P. [1987b]: *Do Budget Deficits Raise Nominal Interest Rates? Evidence From Six Countries*. Journal of Monetary Economics, 1987. szept., 281–300. old.
14. FELDSTEIN, M. – ECKSTEIN, O. [1970]: *The Fundamental Determinants of the Interest Rate*. Review of Economics and Statistics, 1970. november, 363–375. old.
15. FRIEDMAN, Benjamin [1978]: *Crowding in or Crowding out? Economic Consequences of Financing Government Debt*. Brooking Papers on Economic Activity No. 3. 1978/3. 593–641. old.
16. HOELSCHER, G. P. [1983]: *Federal Borrowing and Short Term Interest Rates*. Southern Economic Journal, 1983. október, 319–333. old.
17. HOELSCHER, G. P. [1986]: *New Evidence on Deficits and Interest Rates*. Journal of Money, Credit, and Banking, 1986. február, 1–17. old.
18. KOVÁCS Erzsébet [1988]: *Idősorok kointegrációja*. MKKE, NTI, műhelytanulmányok, 1988/4.
19. KÖRÖSI Gábor–MÁTYÁS László–SZÉKELY István [1990]: *Gyakorlati ökonometria*. KJK.
20. LAUMAS, G. S. [1989]: *Anticipated Federal Budget Deficits, Monetary Policy and The Rate of Interest*. Southern Economic Journal, 1989. október, 375–382. old.
21. MAKIN, J. H. [1983]: *Real Interest, Money Surprises, Anticipated Inflation and Fiscal Deficits*. Review of Economics and Statistics, 1983. május, 374–384. old.
22. McMILLIN, W. D. [1986]: *Federal Deficits and Short Term Interest Rates*. Journal of Macroeconomics, 1986. nyár, 403–422. old.
23. OECD [1982]: *Monetary Studies Series – Budget Financing and Monetary Control*. Párizs, 1982.
24. The New PALGRAVE [1987]: BIGG R. J.: *Crowding out*. 728–730. old. ABEL A. B.: *Ricardian equivalence theorem*. 174–178. old.
25. PLOSSER, C. I. [1982]: *Government Financing Decisions and Asset Return*. Journal of Monetary Economics, 1982. szeptember, 343–367. old.

26. PLOSSER, C. I. [1987]: *Fiscal Policy and the Term Structure*. Journal of Monetary Economics, 1987. szeptember, 325–353. old.
27. SARGENT, T. J. [1973]: *The Fundamental Determinants of the Interest Rate: A Comment*. Review of Economics and Statistics, 1973. augusztus, 391–393. old.
28. ZAHID, K. N. [1988]: *Government Budget Deficits and Interest Rates: The Evidence Since 1971, Using Alternative Deficit Measures*. Southern Economic Journal, 1988. április, 725–731. old.

ECONOMIC METHODS FOR MODELLING CROWDING OUT EFFECT

I. METHODS AND RESULTS

This study examines some empirical methods for testing crowding out effect and investigates the last four years of the Hungarian economy. The first part surveys econometric technics published in international reviews at the last two decades, which can divide into three main parts: regression analysis, Granger-causality tests and cointegration tests. The survey concludes that the possibility of crowding out depends mainly on the internal and external economic circumstances, and it is not obvious that higher state budget deficits produce higher real or nominal interest rates in market economies. The second part of the study (in the next issue of *Sigma*) deals with the Hungarian case with econometric and verbal analysis, divided into two main parts: the relationship between government budget deficits and interest rates, and the relationship between interest rates and private activities.

A VÁRAKOZÁSOK SZEREPÉRŐL AZ ÁRFOLYAM IDŐBENI ALAKULÁSÁBAN¹

KRAJNYÁK KORNÉLIA

Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem

A gazdasági alanyok várakozásai befolyásolják a valutaárfolyam alakulását (mi itt konvertibilis, lebegő árfolyamú valutákkal foglalkozunk). A várakozások képzésének mikéntje hat az árfolyam külső sokkhoz való alkalmazkodási folyamatára. A cikk azt vizsgálja, miként alakul az árfolyam a külső körülmények előrejelzett megváltozása után egy egyszerű monetáris modellben. A sokkhatást egy gazdaságpolitikai intézkedéssel: a gazdaságban levő nominális pénzmennyiség előre bejelentett megváltoztatásával (növelésével) szemléltetjük. Megmutatjuk, hogy ez a hazai valuta leértékelődéséhez vezet, s az árfolyam időbeli pályája függ attól: milyen várakozási hipotézist alkalmazunk. Illusztráljuk a racionális várakozások azon tulajdonságát, hogy – még mielőtt az exogén adottságok megváltoznának – a gazdasági szereplők, s így a makrogazdasági folyamatok is azonnal reagálnak a releváns információkra. Kiemelünk továbbá néhány különbséget a racionális és bizonyos nem racionális várakozások között.

Bevezetés

A dolgozat első részében általánosságban szólnak a várakozások árfolyammodellekben betöltött (az árfolyamalakulás dinamikáját befolyásoló) szerepéről. Ezután azt vesszük sorra: tanulmányunkban miféle feltételezésekkel élünk a várakozások képzésére vonatkozólag.

A második rész néhány árfolyammodell vázlatos áttekintését adja. Elsőként a vásárlóerőparitás elméletével foglalkozunk. Bár a vásárlóerőparitás valójában nem tekinthető önálló árfolyamelméletnek, mégis kitérünk rá, mégpedig a későbbiekben vizsgált monetáris modellben betöltött kulcsfontosságú szerepe miatt. A továbbiakban ismertetünk három igen egyszerű monetáris típusú modellt, melyek a monetáris, portfolio egyensúlyi és valuták közötti helyettesíthetőséget feltételező – currency substitution – megközelítést szemléltetik.

¹Beérkezett: 1993. június 20.

A harmadik részben egy egyszerű monetáris modellt vizsgálunk alternatív várakozási hipotéziseink (statikus, mozgóátlagként képzett, adaptív és racionális várakozások) mellett. Ez a modell feltételezi az (abszolút) vásárlóerőparitás teljesülését mind rövid-, mind pedig hosszútávon. Jellemezzük az árfolyam időbeli alakulását, megvizsgáljuk pályáját stacionér külső adottságok mellett, majd szemügyre vesszük: hogyan módosul ez a pálya, ha a stacionér körülmények közepette működő gazdaságot olyan külső sokkhatás éri, mely a gazdasági szereplők számára előre ismeretes. A külső körülmények ilyen típusú megváltozását a hazai gazdaságban lévő nominális pénzmennyiség előre bejelentett megváltoztatása szemlélteti. Figyelmünket arra összpontosítjuk: hogyan befolyásolja várakozási hipotézisünk az árfolyam alkalmazkodási folyamatát. Ezután röviden kitérünk arra, hogyan módosulnak megállapításaink, ha az árfolyamalkalmazkodás részleges.

A negyedik rész a dolgozat összegzését tartalmazza.

1. A várakozások és szerepük az árfolyamok pénzügyi jellegű modellezésében

Az árfolyamok pénzügyi jellegű megközelítésének² alap gondolata az, hogy az árfolyam – két nemzeti pénz cserearánya – nem más, mint két vagyonösszetevő relatív ára. Ezért az árfolyamot (mely alatt, amennyiben külön nem említjük, a prompt árfolyamot értjük) meghatározó tényezők és összefüggések analóg módon kezelhetők a pénzügyi vagyon egyes összetevőinek relatív árát kialakító tényezőkkel és folyamatokkal.

Ezt a relatív árat tanulmányozhatjuk a komparatív statika eszközeivel, de koncentrálnunk annak időbeli alakulására is. Mi e cikkben az utóbbi megközelítést választjuk.

A dolgozat első részében vázoljuk: a pénzügyi megközelítésben mely tényezők képezhetik az árfolyamalakulás dinamikájának potenciális forrásait. Az egyik olyan faktort, mely az árfolyamalakulás pénzügyi jellegű modelljének belső dinamikát kölcsönözhet, a gazdasági szereplők várakozásai alkotják. Vizsgálódásainkat a továbbiakban erre a tényezőre összpontosítjuk. Kitérünk arra: miféle feltevésekkel élhetünk arra vonatkozóan, hogyan formálják a gazdasági alanyok jövővel kapcsolatos elképzeléseiket. Végül röviden ismertetjük a továbbiakban alkalmazott négy várakozási hipotézisünket.

²A „pénzügyi jellegű megközelítés” az angol „asset market approach” kifejezés magyartása.

1.1 Az árfolyamalakulás dinamikájának lehetséges forrásai a pénzügyi megközelítésben

Pénzügyi típusú árfolyammodellekbe alapvetően három olyan tényezőt építhetünk be, amelyek modellünknek – s így végső soron az árfolyam hosszútávú alakulásának – ún. belső dinamikát kölcsönöznek.

Elsőként a folyó fizetési mérleg szerepét kell hangsúlyoznunk. Amennyiben ugyanis a folyó fizetési mérleg nem kiegyensúlyozott (deficités illetve többletet mutat), megváltozik a hazai ország polgárai számára rendelkezésre álló pénzügyi vagyonszettek mennyisége.³ A gazdasági szereplők portfóliójukat megfelelően módosítják, s ez végső soron az árfolyam megváltozásához vezet.

Modellünk dinamikussá válik akkor is, ha azt feltételezzük, hogy a gazdaság bizonyos területein az alkalmazkodás nem tökéletes: súrlódásos jelenségeket, késedelmes igazodást tapasztalunk például az árak, illetőleg a kibocsátás területén. Ekkor természetesen specifikálnunk kell az alkalmazkodási folyamatot.

Végül, de nem utolsósorban – minthogy a tőkepiaci szemléletben az árfolyamot mint a pénzügyi vagyon egyik elemét vizsgáljuk – kézenfekvő azt feltételezni, hogy az árfolyam alakulását (valamilyen összefüggésen keresztül) befolyásolják a gazdasági szereplők jövővel kapcsolatos várakozásai. A modellező feladata ez esetben hasonló ahhoz, mint amit akkor kellene megoldania, ha árfolyammodelljét a nem tökéletes alkalmazkodás révén kívánná dinamizálni: feltevésekkel kell élnie arra vonatkozóan, hogyan alakítják ki az emberek jövőre vonatkozó elképzeléseiket. Azaz meg kell fogalmazni valamely várakozási hipotézist.

1.2 Alkalmazott várakozási hipotézisek

A várakozási hipotéziseket szokás két csoportra: racionális és nem racionális típusú várakozásokra bontani. A kétfajta várakozási hipotézis között az az alapvető különbség, hogy nem racionális várakozások esetén a gazdasági szereplők a modell struktúrájának felhasználása nélkül alakítják ki „jóslataikat” a jövőre nézve.

Ezzel ellentétben a racionális várakozások hipotézise azt tételezi fel, hogy az emberek várakozásaikat a rendelkezésükre álló összes releváns információ felhasználásával – s így többek között a modell feltételezeten helyes struktúrájának ismeretében – alakítják ki.

³Deficit esetén eszközök kiáramlásáról, szufficit fennállásakor azok beáramlásáról beszélhetünk.

A nem racionális várakozások körében kétfajta képzési szabályt szokás megkülönböztetni. Az egyik típusba azok sorolhatók, melyek azt feltételezik: az emberek valamely változóra vonatkozó várakozásaik kialakításakor csak az illető változó múltbeli értékeit veszik figyelembe. (Elfajuló esetként ide tartoznak az úgynevezett regresszív várakozások. E várakozásképzési szabály szerint az emberek azt gondolják: függetlenül attól, hogy mindezidáig mi történt a gazdaságban, az adott változó a jövőben valamilyen konstans szinten fog alakulni.)

A másik kategóriába azok a nem racionális várakozási hipotézisek tartoznak, melyek megengedik azt, hogy a gazdasági szereplők más változókkal kapcsolatos információikat se negligálják várakozásaik képzése során.

Mi itt négyféle várakozásképzési hipotézissel foglalkozunk: a naiv (statikus vagy közömbös), az „extrapoláló” vagy mozgóátlagként képzett, az adaptív és a racionális várakozásokkal. A vizsgált nem racionális várakozási hipotézisek mindegyike azzal a megszorítással él, hogy az árfolyam jövőbeli alakulásával kapcsolatos elképzelések megformálásakor csakis és kizárólag az árfolyam eddigi alakulásáról rendelkezésre álló információ játszik szerepet.

A naiv várakozások feltételezése szerint a gazdasági szereplők azt hiszik: az árfolyam értéke nem fog megváltozni – idén ugyanúgy alakul, mint tavaly. Képletszerűen megfogalmazva:

$$E_t(s_{t+1}) = s_t \quad (1.1)$$

E -vel a várakozásképzési operátort, s -sel a prompt árfolyam logaritmusának értékét jelöltük.⁴ Az alsó indexek az időperiódusra utalnak.

Ennél a szabályszerűségnél némileg általánosabb azt feltételezni: a gazdasági szereplők arra számítanak, hogy az árfolyam logaritmusának ideai értéke a múltbeli árfolyamok logaritmusainak valamiféle súlyozott átlagaként határozható meg. Mi – speciális esetként – csak két periódusnyi késleltetést (vagy „memóriát”) veszünk figyelembe. (E várakozási hipotézis külön tárgyalását didaktikai szempontból tartjuk fontosnak.) Formálisan a következőképpen fogalmazhatjuk meg hipotézisünket:

$$E_t(s_{t+1}) = \delta s_t + (1 - \delta)s_{t-1} \quad (1.2)$$

ahol δ -ról feltesszük, hogy 0 és 1 közé esik.

Harmadik esetként az adaptív várakozások hipotézisét vizsgáljuk. Ez a várakozásképzési séma azért különösen népszerű az irodalomban, mert – a fenti „osztott késleltetési” szabályszerűségekkel ellentétben – egy egyszerű tanulási folyamatot ír le. A gazdasági szereplők ugyanis várakozásaikat annak

⁴Minthogy a cikkben használt modellek determinisztikusak, a logaritmusokra való áttérés nem jelent különösebb problémát.

függvényében módosítják, hogy az előző időszakban mekkora hibát vétettek az árfolyam előrebecslésekor – mégpedig úgy, hogy ez a korrekció az előző időszakban elkövetett tévedés mértékével arányos. Szimbolikusan ezt az alábbi összefüggéssel írhatjuk le:

$$E_t(s_{t+1}) - E_{t-1}(s_t) = \delta(s_t - E_{t-1}(s_t)) \quad (1.3)$$

Ezt átrendezve a következő (a mozgóátlagként képzett várakozásokat leíró (1.2)-re emlékeztető) kifejezést kapjuk:

$$E_t(s_{t+1}) = \delta s_t + (1 - \delta)E_{t-1}(s_t) \quad (1.4)$$

Bár – mint említettük – az adaptív várakozások hipotézisének legfőbb erénye abban áll, hogy feltételezi: a gazdasági szereplők tanulnak múltbeli hibáikból, észre kell azonban vennünk azt, hogy a tévedés mértékével egyenesen arányos korrekcióra vonatkozó feltételezés ad hoc jellegű. További problémát jelent, hogy amennyiben ezzel a várakozási hipotézissel élünk, nem zárjuk ki az árfolyam szisztematikus alá-, illetve fölébecslésének lehetőségét.

Negyedikként végül a racionális várakozásokkal foglalkozunk. E séma⁵ azt tételezi fel, hogy „...expectations ... are essentially the same as the predictions of the relevant economic theory”,⁶ ami esetünkben azt jelenti: a gazdasági szereplők az árfolyam kialakulásának folyamatát tökéletesen ismerik, s várakozásaikat a rendelkezésükre álló információk alapján éppen úgy képzik, mint ahogyan azt a modell megfogalmazója tenné. Formálisan:

$$E_t(s_{t+1}) = E(s_{t+1}|\Omega_t) \quad (1.5)$$

Most az (1.5) kifejezés jobboldalán álló E szimbólum a matematikai feltételes várható értékre utal. Ω_t a t . időperiódusban rendelkezésre álló információk halmazát jelöli, melybe – a racionális várakozások alapvető feltételezéséből következően – a gazdaság struktúrája is beletartozik.

2. Néhány árfolyammodell vázlatos áttekintése

Ebben a részben először a vásárlóerőparitás elméletével foglalkozunk, majd röviden ismertetjük a pénzüpiaci szemléletű modellek néhány alap gondolatát,

⁵A racionális várakozások hipotézisét kétféleképpen értelmezhetjük. Egyik lehetséges interpretációja szerint a hipotézis a várakozások képzésére vonatkozik, míg a másik szemléletben nem magáról a folyamatról, hanem csak az annak végeredményeképpen kialakuló várakozásokról állít valamit. Mi itt értelemszerűen az első felfogást követjük: a „racionális várakozások hipotézise” alatt olyan feltevések halmazát értjük, amelyek együttesen meghatározzák mind a gazdasági szereplők rendelkezésére álló információk halmazát, mind pedig azt: hogyan hasznosítják az emberek a rendelkezésükre álló információt.

⁶Muth [1961], 316. oldal.

s felvázolunk egy monetáris, egy portfólio egyensúlyi és egy valuták közötti helyettesíthetőséget feltételező modellt.

2.1. A vásárlóerőparitás elmélete

A valutaárfolyam vásárlóerőparitáson alapuló elmélete (purchasing power parity, PPP) két ország valutájának nominális átváltási arányát alapvetően az illető országok árszínvonalainak viszonyával magyarázza – mégpedig azt feltételezve, hogy az egyensúlyi árfolyam úgy alakul, hogy a valuták reális vásárlóerejének $S_t^R = StP_t^*/P_t$ aránya időben konstans marad, vagyis

$$S_t^R = St + n^R$$

bármely t és n esetén.

Abszolút formájában az elmélet azt mondja ki, hogy az árfolyamot az árszínvonalak aránya határozza meg, azaz

$$S_t = P_t/P_t^* \quad (2.1)$$

ahol S_t az árfolyam t időpontbeli értéke,⁷ P_t és P_t^* pedig a két ország általános árszínvonalai, szintén a t időpontban. (Jelölés terén a továbbiakban is azt a gyakorlatot alkalmazzuk, hogy az egyik – a „külföldinek” tekintett – országra vonatkozó változókat felső indexben *-gal jelöljük.)

Megjegyezzük, hogy (2.1) nyilvánvalóan ekvivalens az $S^R = 1$ állítással, azaz tulajdonképpen azt jelenti, hogy a két valuta reális vásárlóereje megegyezik.

A relatív vásárlóerőparitás elmélete szerint ez az összefüggés nem a változó abszolút mennyiségei, hanem azok változása között áll fenn, vagyis

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{\frac{P_{t+1}}{P_t}}{\frac{P_{t+1}^*}{P_t^*}} \quad (2.2)$$

A reális vásárlóerő vonatkozásában (2.2) annyit jelent, hogy $S^R = \alpha$, tehát – az abszolút verzióval ellentétben – a vásárlóerőparitás relatív formájában nem azt követeli meg, hogy a két valuta reális vásárlóereje megegyezzen, hanem azt, hogy reális vásárlóerejük (egyébként tetszőleges) aránya időben ne változzon.

Meg kell jegyeznünk azt, hogy amennyiben az egységes ár elve⁸ (law of one price) az áruk teljes körére rövidtávon is érvényesül, az abszolút

⁷ Amennyiben a „hazai” valuta a forint, a „külföldi” pedig a dollár, S_t mértékegysége forint/dollár. S_t növekedése tehát leértékelődést, csökkenése felértékelődést jelent.

⁸ Az egységes ár elve szerint a tökéletes árupiaci arbitrázs miatt a kereskedelemben résztvevő termékeknek (traded goods) csak egyetlen ára lehet.

vásárlóerőparitási összefüggés automatikusan teljesülni fog. Ám az egységes ár elve korántsem valamiféle természeti törvény, hanem egy hipotézis, s így nyilvánvalóan empirikus igazolásra szorul. A vonatkozó munkák (ld. Protopadakis – Stoll [1986]) tanúsága szerint azonban az egységes ár elve rövid távon nem teljesül.

Empirikus vizsgálatok általában azt a nézete támasztják alá, hogy a vásárlóerőparitás elmélete valamiféle hosszútávon érvényesülő egyensúlyi összefüggést ad a valutaárfolyamok alakulására vonatkozóan, s mint ilyen nem is lehet közvetlenül alkalmas annak rövidtávú magyarázatára: a valóságban érvényesülő árfolyamok a vásárlóerőparitás által meghatározott érték mint egyensúlyi „centrum” felé tartanak – valamilyen alkalmazkodási folyamatnak megfelelően –, de azzal pontosan nem esnek egybe.

A vásárlóerőparitás mint a valutaárfolyamok meghatározásának önálló elmélete a két alábbi szempontból is megkérdőjelezhető.

Az egyik vitatott pont az árfolyamot meghatározó árszínvonalak pontos definíciója. Amennyiben eltekintünk az árszínvonal meghatározásával kapcsolatos – részben indexelméleti, részben közgazdasági jellegű – problémáktól, még mindig nyitott marad az a kérdés: az áruk milyen körét kell figyelembe vennünk az árszínvonal meghatározásánál, vagyis micsoda tulajdonképpen P_t ill. P_t^* a (2.1) képletben? Amennyiben ugyanis úgy tekintjük a vásárlóerőparitás elméletét, mint az egységes ár elvének egyszerű folyamányát, nyilván csak a kereskedelemben részt vevő árukat kell számításba vennünk. Ekkor a vásárlóerőparitási összefüggés

$$S_t = \frac{P_{T,t}}{P_{T,t}^*} \quad (2.1a)$$

alakot ölt. A formula T indexe a kereskedelemben résztvevő árukra utal.

Más szemléletben – amikor is a vásárlóerőparitás valamiféle gazdaságok közötti egyensúly kifejezője – viszont joggal érvelhetünk amellet: az áruk teljes körét figyelembe kell vennünk. Ekkor (2.1)-et változatlanul érvényesnek tekintjük. Fejtsük ki az általános árszínvonalak definícióját a következőképpen! Jelöljük a kereskedelemben részt nem vevő áruk (nontraded goods) áraiból aggregált árszintmutató logaritmusát $p_{NT,t}$, $p_{NT,t}^*$ szimbólumokkal, s tegyük fel,⁹ hogy a két ország általános árszínvonalainak logaritmusai a következőképpen képezhetők:

$$p_t = ap_{T,t} + (1-a)p_{NT,t} + c,$$

⁹Ez az összefüggés egyszerűen levezethető például Cobb-Douglas típusú fogyasztói preferenciákat, valamint azt feltételezve, hogy az árszínvonal egységnyi hasznosság pénzben kifejezett ára. Ekkor a , a^* , c és c^* a hasznossági függvények paraméterei által meghatározott konstansok.

$$p_t^* = a^* p_{T,t}^* + (1 - a^*) p_{NT,t}^* + c^* .$$

A modellnek illetően módosítása (azaz a kereskedelemben résztvevő és részt nem vevő áruk explicit megkülönböztetése) nemcsak gazdagítja az elemzési keretet, hanem más problémák vizsgálatában is segítségünkre lehet. A (2.1a) formula például implicit módon feltételezi az akadálytalan nemzetközi kereskedelmet. Amennyiben a hazai ország kicsiny, s így nem képes befolyásolni a külföld árait, a kereskedelmi korlátozások néhány típusa (pl. behozatali vagy kiviteli vámok, exporttámogatások, vagyis azok, amelyek az áralakulást befolyásolják) egyszerűen modellezhető a (2.1a) képlet csekély módosításával¹⁰

A másik problematikus pontot az jelenti, hogy csak igen erős megszorító feltevések mellett tekinthetjük az árszínvonalat „külső adottságnak”, s az árfolyam-árszínvonal(ak) közötti kapcsolatot egyirányú (és egyértelmű) okozati összefüggésnek. Emiatt a vásárlóerőparitást általában nem is tekintik önálló, komplett modellnek, hanem csak egy bővebb, mind az árszínvonalat, mind pedig az árfolyamot endogén változóként kezelő modell egyik kulcsfontosságú egyenleteként szerepeltetik.

2.2. Az árfolyamalakulás pénzügyi megközelítése

Az árfolyamok pénzügyi elméletének kiindulópontja az, hogy két valuta cserearánya: az árfolyam voltaképpen a szóban forgó két (nemzeti) pénz relatív árát adja meg. Rövidtávon a valutapiacra – mely egy speciális pénzügyi piacnak tekinthető – határozódik meg mint a keresletet és a kínálatot kiegyenlítő (a piacot megtisztító) cserearány. Amennyiben tehát az árfolyamot kívánjuk vizsgálni, a pénzpiac (azaz az egyik vagyontárgy piacának) egyensúlyával – így a pénzkeresletet és a pénzkínálatot determináló tényezőkkel kell foglalkoznunk.

Mindebből úgy tűnhet, hogy ez a megközelítésmód parciális egyensúlyi, hiszen nem a gazdaság összes piacának szimultán egyensúlyával foglalkozik, hanem néhány – sőt esetleg csak egy – részpiacra (a pénzügyi eszközök piacain) kialakuló egyensúlyi helyzetet tanulmányoz. Interpretálhatjuk azonban

¹⁰ A kereskedelmi korlátozások néhány speciális esetét igen egyszerűen beépíthetjük az árfolyamalakulás modelljébe. τ százalékos árarányos importadót feltételezve a külföld árajánlata nem $P_{T,t}^*$, hanem $P_{T,t}^*(1 + \tau)$. Ekkor az árfolyam logaritmus: $s_t = p_{T,t} - p_{T,t}^* - \ln(1 + \tau)$. Ugyancsak τ százalékos exportadó mellett a hazai árukat a nemzetközi kereskedelemben $P_{T,t}$ ár helyett $P_{T,t}(1 + \tau)$ áron kínálják. Ekkor $s_t = p_{T,t} - p_{T,t}^* + \ln(1 + \tau)$. Az árarányos exportadók tehát a valuta leértékelődéséhez vezetnek, míg importadó hatására a hazai valuta felértékelődik. Minthogy az árarányos exporttámogatás ugyanilyen típusú negatív exportadó, bevezetése szintén felértékeli a hazai valutát. Amennyiben az árfolyamot a kereskedelemben részt vevő, illetve abban részt nem vevő áruk árszínvonalainak valamiféle súlyozott átlaga határozza meg, a fenti következtetések érvényessége nem változik meg.

úgy is ezt az elméletet, mint egy általános egyensúlyi szemléletű modell „redukált formáját” – azaz a pénzkeresleti és pénzkínálati függvényeket úgy is felfoghatjuk, mint olyan egyenleteket, melyek – úgyszólván „kondenzált” formában – leírják a gazdasági folyamatok összességét.

Az, hogy az árfolyamalakulás ilyen típusú elméletei a pénzügyi eszközök (financial assets) jelentőségét hangsúlyozzák, nem jelenti egyben azt is, hogy ez a megközelítésmód a külkereskedelmi mérlegnek az árfolyam magyarázatában betöltött szerepét negligálja. Mindössze arról van szó, hogy – a pénzügyi megközelítés szerint – a külkereskedelmi mérleg jelentősége rövidtávon elhanyagolható, s csak a közép- illetve hosszútávú alkalmazkodási folyamatokban válik igazán fontossá.

A pénzügyi elmélethez tartozó modelleket három csoportba sorolhatjuk: a kategórián belül megkülönböztethetünk monetáris, portfolio egyensúlyi és a valuták helyettesíthetőségét feltételező modelleket.

Az elkülönítés két szempont alapján történik, nevezetesen aszerint, hogy milyen pénzügyi eszközök szerepelnek az állampolgárok portfóliójában, illetve az alapján, hogy a pénzügy vagyon ezen összetevői között milyen fokú helyettesíthetőséget tételezünk fel.

2.2.1 A monetáris modell

Modellszerűen a legegyszerűbben a következőképpen fogalmazhatjuk meg az eddig ismerteket:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (2.3)$$

$$m_t - p_t = l(\Theta) \quad (2.4)$$

$$m_t^* - p_t^* = l^*(\Theta) \quad (2.5)$$

A kisbetűk általában a megfelelő nagybetűkkel jelzett változók természetes alapú logaritmusát jelölik a továbbiakban, értelemszerűen tehát s_t az árfolyam, p_t és p_t^* pedig az árszínvonalak logaritmusai. m_t -vel a pénzkínálat logaritmusát, Θ -val pedig az $l(\cdot)$ pénzkeresletre ható különböző egyéb tényezők vektorát jelöltük.

A (2.3)–(2.5) modell felírásakor implicit módon feltételeztük, hogy: 1. A hazai pénz iránt csak a hazai, a külföldi pénz iránt csak a külföldi állampolgárok támasztanak keresletet; 2. A pénzkínálat exogén; 3. Érvényesül az abszolút vásárlóerőparitás feltételezése.

Hogyan alakul ki tehát a két valuta árfolyama ebben a modellben? Tegyük fel, hogy a pénzkeresletet meghatározó változók modellünk szempontjából exogénnek tekinthetők. (Ezzel egyben azt is feltételezzük, hogy a pénzügyi egyensúlyát nem a kamatláb, hanem az árszínvonal változása hozza létre. Ez kicsiny, nyitott gazdaság esetén meglehetősen szokványos feltevés.) Ekkor

ezen változók adott Θ és Θ^* értékei meghatározzák a két (nemzeti) pénzre irányuló l és l^* keresletet. Amennyiben a nominális pénzkínálatot is adottnak vesszük, a nemzeti pénzpiacok egyensúlyát a $p_t = m_t - l$ és a $p_t^* = m_t^* - l^*$ piacmegtisztító árak hozzák létre. (Feltételezve azt, hogy a fenti egyenleteknek van megoldása, s csak egy megoldása van, és ez a megoldás pozitív.)

Ezek után az árszínvonalak a - (2.3) szerint érvényes - vásárlóerőparitás elve alapján meghatározzák az s_t árfolyamot:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - (l_t - l_t^*) \quad (2.6)$$

Modellünk ilyen formájában, azaz anélkül, hogy a pénzkeresleti függvényeket specifikálnánk, meglehetősen semmitmondó. Az egyszerűség kedvéért tegyük fel, hogy ezek a függvények

$$\begin{aligned} & l(y_t, i_t) \\ & (+, -) \\ & l^*(y_t^*, i_t^*) \\ & (+, -) \end{aligned} \quad (2.7)$$

alakúak,¹¹ ahol y_t a kibocsátás (nemzeti jövedelem) logaritmusát, i_t pedig a nominális kamatlábat jelöli. Az egyes változók alatt a megfelelő parciális deriváltak előjelei szerepelnek.

Az, hogy a pénzkeresleti függvényt ezektől és csak ezektől a változóktól tesszük függővé, két, számunkra lényeges további feltevést is jelent.

Értelmezzük a (2.7) alatt adott egyenleteket! Első észrevételünk az, hogy minthogy a hazai pénzkeresletet külföldi „illetőségű” változók nem befolyásolják, s az egyetlen „hozam”-típusú argumentum a nominálkamat, a hazai gazdasági szereplők számára a pénztartás egyetlen alternatíváját a belföldi kötvények tartása kellene jelentse. Ugyanez természetesen a külföldiekre is áll: az eddigiek szerint ők is csak azt mérlegelik, hogy saját országuk pénzét vagy kötvényét válasszák-e. Úgy tűnik tehát: leszűkítettük a pénzen kívül számításba jövő vagyontárgyak körét a belföldiekre - s ez szöges ellentétben áll a monetáris modellek egyik fő jellemzőjeként megfogalmazott „tökéletes helyettesíthetőség” feltételezésünkkel.

A probléma azonban mindössze annyi, hogy modellünk nem teljes: a hazai és a külföldi nominális kamatláb között semmiféle összefüggés fennállását nem tételeztük fel. Ez a kapcsolat egy paritási összefüggés:¹²

$$i_t - i_t^* = E(s_{t+1} | \Omega_t) - s_t \quad (2.8)$$

¹¹ Pyen típusú például a Cagan-féle, $l(y_t, i_t) = k + \alpha y_t - \beta i_t$ alakú pénzkeresleti függvény, mely eredeti, nem logaritmikusan alakjában $L(Y_t, i_t) = kY_t \alpha e^{-\beta i_t}$

¹² A (2.9) összefüggés az ún. fedezetlen kamatparitás. A formulában $E(\alpha | \Omega_t)$ az α valószínűségi változó értékére vonatkozó, Ω_t információs halmaz melletti várakozásokat jelöli. (Az "E" betű tehát itt nem a várható érték képzésre utal, hanem a várakozási operátort szimbolizálja.) Fedezett kamatparitásánál $i_t - i_t^* = f_t - s_t$, ahol f_t a határidős árfolyam jelölésére alkalmazott szimbólum. Vegyük észre azt, hogy az f_t határidős

Amennyiben (2.8)-cal kiegészítjük modellünket, két dolgot tapasztalunk. Először is, észre kell vennünk azt, hogy a modellben a fedezetlen kamatparitás bekapcsolásával megjelentek a várakozások, s így vonatkozásukban pótlólagos feltételezésekkel kell élnünk. Másodsor, a pénzkeresleti függvény argumentumaival kapcsolatos fenti megjegyzésünk interpretációja gyökeresen megváltozik: a külföldi és belföldi kötvények egymást tökéletesen helyettesítik, nominális hozamaik egyenlőek. Így egy olyan kompozit vagyontárggyá aggregálhatjuk a kétfajta kötvényt, melynek hazai valutában számított hozama ((2.8) fennállása miatt) ugyanolyan jól kifejezhető a belföldi vagy külföldi kamatláb segítségével. A pénztartás használdozat-költségét tehát nyugodtan tekinthetjük i_t -vel egyenlőnek. Mivel a gazdasági szereplők adott nagyságú vagyonuk allokálásáról döntenek, a Walras-törvény alapján a pénzpiac egyensúlya egyben a kompozit vagyontárgy piacának egyensúlyi feltétele is, ezért egyensúlyban a pénzügyi eszközök piacait egyetlen egyenlettel jellemezhetjük.

Az előző szakasz érvelése során már kihasználtuk a (2.7)-ből leolvasható második implicit feltételezésünket: a hazai pénz tartásának egyetlen alternatíváját a kötvények tartása jelenti.

E megszorítás magától értetődően sugallja a modell kibővítésének egyik útját: engedjük meg azt, hogy a gazdasági szereplők különböző hozamú hazai és külföldi vagyontárgyak egész sorából állíthassák össze portfóliójukat. Továbbra is fenntartjuk azonban azt a feltevésünket, mely szerint mindkét ország pénzét csak saját állampolgárai keresik. (E megszorítást a valuták közötti helyettesíthetőséget feltételező modellek oldják fel.) Ekkor a pénzkeresleti függvények alakja a következőképpen módosul:

$$\begin{aligned} l(y_t, i_t, r_{1,t}, \dots, r_{n,t}, y_t, i_t, r_{1,t}, \dots, r_{n,t}) \\ l^*(y_t, i_t, r_{1,t}, \dots, r_{n,t}, y_t, i_t, r_{1,t}, \dots, r_{n,t}) \end{aligned} \quad (2.9)$$

ahol $r_{1,t} \dots r_{n,t}$ rendre a kötvényen – s a pénzen – kívüli egyéb vagyontárgyak nominális hozamait jelölik.

A pénz kereslete most a gazdasági szereplők portfólió döntései alapján határozódik meg. Modellünk ennek ellenére még mindig monetáris marad akkor, ha a tökéletes helyettesíthetőség feltételezésével élünk a belföldi és külföldi vagyontárgyak között. (Ellenkező esetben már nem monetáris, hanem portfólió egyensúlyi megközelítést alkalmaznánk, ezt pedig a következő, 2.2.2 alfejezetben tárgyaljuk.) Világos, hogy a tökéletes helyettesíthetőség feltevése mellett az azonos hozamú hazai és külföldi vagyontárgyak kereslete meghatározatlanná válik: mindössze arról tudunk valamit állítani, összesen

árfolyamnak valószínűsíthetően kapcsolatban kell állnia a piaci szereplők jövőre vonatkozó várakozásaival, s így ezek a várakozások végső soron befolyásolják a valutaárfolyamok jelenbeli alakulását is. Amennyiben hatékony valutapiacot és tökéletes helyettesíthetőséget tételezünk fel, teljesül $f_t = E(s_{t+1} | \Omega_t)$, azaz a két paritási összefüggés egyszerre lesz igaz.

mekkora kereslet irányul feléjük, hiszen a gazdasági szereplők – azonos hozam esetén – közömbösek a közöttük való választásban.

Eddigi megfontolásaink részben a (2.3)-(2.5) modell felírásakor alkalmazott 1. feltevésünk fokozatos feloldásából, részben pedig a pénzkeresleti függvények specifikálásából adódtak. Utóbbival kapcsolatosan meg kell azt jegeznünk, hogy a fenti gondolatmenet szempontjából kulcsfontosságú az az implicit feltételezés, hogy létezik pénzkeresleti függvény, s ez a függvény stabil.

Tovább lépve a modell bővítésében és finomításában, módosíthatjuk a 2. illetve 3. feltételezést is. Harmadik feltevésünk, azaz az abszolút vásárlóerőparitás tekintetében feladatunk egyszerű, hiszen voltaképpen csak a 2.1 alfejezetben már megfogalmazottakat kell az adott kereteknek megfelelően végiggondolnunk. Először is, el kell döntenünk azt: miféle árszintek azok, melyek a valutaárfolyamot (2.3) szerint meghatározzák. Másodsor, interpretálhatjuk a (2.3) abszolút vásárlóerőparitási feltevést úgy is, mint egy hosszútávon érvényesülő egyensúlyi összefüggést. Az árszínvonalak aránya meghatározza az egyensúlyi \bar{S}_t árfolyamot, azonban a valóságos S_t prompt árfolyam ezzel nem feltétlenül esik egybe.

A pénzkínálat exogenitására vonatkozó 2. feltételezésünk feloldása megkívánja modellünk kibővítését egy olyan szabályszerűséggel, mely a pénzkínálat alakulását írja le.

2.2.2 A portfólio egyensúlyi modell

A portfólio egyensúlyi modell abban tér el a monetáristól, hogy bár a szabad tőkeáramlás feltevését fenntartja, azzal ellentétben a vagyontárgyak tökéletlen helyettesíthetőségét tételezi.

Az elmélet rövidtávú változatában olyan gazdasági szereplőket feltételez, akiknek döntési problémája a következő: adott nagyságú vagyonuk allokálása a számukra elérhető különböző hazai és külföldi vagyontárgyak között. Döntésüket az egyes vagyontárgyak várható hozama és a várható valutaárfolyam befolyásolja, így a vagyontárgyak aggregált keresletét is ezek a változók határozzák meg. Rövidtávon ezek kínálatait változatlanak tekinthetjük. Ekkor az egyes vagyonösszetevők piacain az egyensúlyt a – feltételezésünk szerint azonnal alkalmazkodó – hozamok, illetve az árfolyam megfelelő alakulása biztosítja.

Fogalmazzuk meg az eddigieket egy egyszerű modell formájában! Tételizzük fel a következőket:

1. A vizsgált ország kicsiny, így számára a külföld változói exogén adottságokat jelentenek.

2. A választható vagyontárgyak listája a következő:
 - hazai valuta
 - hazai, i_t kamatozású¹³ kötvények
 - külföldi, i_t^* kamatozású kötvények
3. A hazai kötvények nemzetközi forgalomba nem kerülnek. (Valóban kicsiny ország esetén ez a feltételezés egyáltalán nem irreális.)
4. Külföldi kötvényekhez nem lehet sem hazai pénzért, sem hazai kötvényért cserével hozzájutni. A hazai illetőségű polgárok tehát csak akkor szerezhetnek külföldi kötvényt, ha a folyó fizetési mérlegnek többlete van.
5. A kétfajta kötvény lejárat, kockázat és egyéb feltételek szempontjából nem különbözik egymástól. Közöttük az egyetlen eltérés az, hogy a hazai kötvény hazai, a külföldi pedig külföldi valutában van nyilván tartva.
6. Érvényesül az abszolút vásárlóerőparitás.

Modellünk ekkor a következő formába írható:

$$W_t = M_t + B_t^d + S_t B_t^f \quad (2.10)$$

$$M_t = M(i_t, i_t^* + E(s_{t+1} - s_t), Y_t) W_t \quad (2.11)$$

(–, –, +)

$$B_t^d = B^d(i_t, i_t^* + E(s_{t+1} - s_t), Y_t) W_t \quad (2.12)$$

(+, –, +)

$$S_t B_t^f = B^f(i_t, i_t^* + E(s_{t+1} - s_t), Y_t) W_t \quad (2.13)$$

(–, +, +)

$$M_t^* = M^*(i_t^*, y_t^*) W_t \quad (2.14)$$

(–, +)

Ismeretlen szimbólumaink közül W_t a nominális vagyont, B_t^d a belföldi, B_t^f pedig a külföldi kötvények nominális kínálatát jelölik a t -ik időpillanatban (periódusban). A megfelelő kisbetűk ezen változók logaritmusait jelképezik.

A (2.10) egyenlet a nominális vagyon összetételét leíró elszámolási azonosság. A (2.11) – (2.13) egyenletek a hazai gazdasági szereplők által tartott vagyontárgyak piacainak egyensúlyi feltételeit írják le oly módon, hogy

¹³ i -vel nominálkamatokat jelölünk.

a baloldalon a kínált, míg a jobboldalon a keresett nominálmennyiségek láthatóak. A keresleti függvények alatt szereplő előjelsorozat a parciális deriváltak feltételezett előjeleit mutatja. Minthogy a tökéletes tőkemobilitás feltételezésével élünk, az egyes vagyonszettek kereslete mindig megegyezik kínálatával, így ezek a piacok mindig egyensúlyban vannak. A (2.14) egyenlet a külföldi pénz piacának egyensúlyi feltétele.

Mivel egyenleteinkben szerepelnek az árfolyam változására vonatkozó várakozások, modellünk nyilván csak akkor válik kompletté, ha kiegészítjük a várakozások képzésére vonatkozó valamely hipotézissel.¹⁴

A (2.10) – (2.14) felírásból kitűnik, hogy a külföldi pénzügyi piacainak kezelése nem analóg a belföldiekével. Ennek magyarázatát modellfeltevésünkben kell keresnünk: harmadik feltételezésünk alapján külföldi gazdasági szereplők nem támasztanak keresletet belföldi kötvények iránt – ezért hiányzik a modellből a (2.13) egyenlet „csillagos” változata. Első megszorításunkból adódóan viszont közelítőleg úgy tekinthetünk a külföldi kötvények piacára, mint amelyen a hazai állampolgárok kereslete nem gyakorol számottevő hatást. Szigorú logikai értelemben még ez sem implikálja a (2.13) egyenlet felírásakor burkoltan alkalmazott – és elég erős – megszorítást, mely szerint a külföldi kötvényeknek a hazai állampolgárok felé irányuló kínálatát konstansnak vesszük.

Vegyük észre, hogy feltevéseinkből következően a vagyontárgyak külföldi piacainak vonatkozásában is érvényesülnie kell a Walras-törvénynek, így a (2.14) egyenlet egyedül jellemezheti a két piac (a külföldiek által keresett külföldi kötvények s a kizárólag külföldi állampolgárok által keresett külföldi valuta piacának) szimultán egyensúlyát.

Az árfolyam a portfolio egyensúlyi modellben a gazdasági szereplők vagyonszettekkel kapcsolatos döntéseinek eredményeként alakul ki, a hozamok szimultán. Egyensúly akkor jön létre, ha az emberek – az adott hozamok mellett – minden egyes vagyontárgyból éppen annyit akarnak tartani, mint amekkora e pénzügyi eszközök feléjük irányuló kínálata. Megmutatható, hogy a kamatlábak között fenn kell állnia a fedezett kamatparitás összefüggésének:

$$i_t - i_t^* = f_t - s_t \quad (2.15)$$

Az árfolyamnak ki kell elégítenie továbbá a következő egyenletet is:

$$S_t = (1 - B_t^d(\cdot) - M_t(\cdot)) \frac{W_t}{B_t^f} \quad (2.16)$$

A modell az alkalmazott feltevések mentén módosítható, illetve bővíthető.¹⁵

¹⁴Eltérő specifikációk a portfolio egyensúlyi megközelítésben is különböző következtetéseket eredményezhetnek, adott esetben például a modell stabilitásának vonatkozásában.

¹⁵Néhány lehetséges irány a teljesség igénye nélkül:

2.2.3 A valuták helyettesíthetőségét feltételező (currency substitution) modell

A pénzügyi szemléletű modellek ezen családjában feloldjuk azt az eddigiekben fenntartott feltételezést, hogy a gazdasági szereplők külföldi valutát nem tartanak: immár a külföldi fizetőeszközök is a választható vagyontárgyak listáján szerepelnek. Fenntartjuk viszont a portfolio egyensúlyi modell tökéletlen helyettesíthetőségre vonatkozó feltevését.

Mint az előzőekben, most is azzal a feltételezéssel élünk, hogy a pénztartás egyetlen alternatívája a kötvények vásárlása. Modellünkben kétféle kötvény van: hazai és külföldi, s ezek mindössze abban különböznek egymástól, hogy az egyik hazai, a másik pedig külföldi valutában van nyilvántartva. (Ezek a megszorítások természetesen feloldhatók.)

Amennyiben teljes mértékben eltekintünk a külföld folyamatainak formális leírásáról (azaz például azt tételezzük fel, hogy külföldiek sem a hazai valuta, sem pedig a hazai kötvények iránt nem támasztanak keresletet, s a belföldiek számára rendelkezésre álló külföldi valuta és kötvény mennyisége adottnak tekinthető), modellünk az alábbi formába önthető:

$$W_t = M_t + B_t^d + S_t B_t + S_t N_t \quad (2.17)$$

$$M_t = M(i_t, i_t^* + E(s_{t+1} - s_t), E(s_{t+1} - s_t), Y_t) W_t \quad (2.18)$$

$$(-, -, -, +)$$

$$B_t^d = B_d(i_t, i_t^* + E(s_{t+1} - s_t), E(s_{t+1} - s_t), Y_t) W_t \quad (2.19)$$

$$S_t B_t^f = B^f(i_t, i_t^* + E(s_{t+1} - s_t), E(s_{t+1} - s_t), Y_t) W_t \quad (2.20)$$

$$(-, +, -, +)$$

$$S_t N_t = N(i_t, i_t^* + E(s_{t+1} - s_t), E(s_{t+1} - s_t), Y_t) W_t \quad (2.21)$$

$$(-, -, +, +)$$

Az egyetlen még ismeretlen szimbólum N_t , mely a hazai állampolgárok által tartott külföldi valuta kínálatát jelüli. Egyenleteink közül (2.17) a nominálvagyon összetételét leíró elszámolási azonosság, míg a (2.18)-(2.21) egyenletek a vagyonösszetevők piacainak (a tökéletes tőkemobilitás miatt mindig teljesülő) egyensúlyi feltételei.

- tekinthetjük a külföldi országot kicsinynek.

- bővíthetjük a választható vagyontárgyak listáját

- az árfolyamkockázton felül bevezethetünk egyéb kockázati elemeket is.

Amennyiben a fenti (2.17)-(2.21) felírást összehasonlítjuk a (2.10)-(2.14) alatt adott portfolio egyensúlyi modellünkkel, azt tapasztaljuk, hogy a különböző vagyontárgyakra irányuló keresletek megformulálásakor a várható árfolyamváltozás ($E(s_{t+1} - s_t)$) a külföldi kamatlábtól függetlenül is szerepel a magyarázó változók között. Éppen ez a tény fejezi ki azt, hogy ez a modell igyekszik szétválasztani a valutára, illetőleg külföldi kötvényre irányuló keresletet.

Meg kell jegyeznünk azt, hogy bár ez a modell elméletileg jól elkülöníthető a portfolio egyensúlyi megközelítéstől, a hozamváltozásoknak az árfolyamra gyakorolt hatását illetően következtetései minőségileg nem különböznek az utóbbiétól.

A portfolio egyensúlyi modellhez hasonlóan a valuták közötti helyettesíthetőséget feltételező modell is igen egyszerűen kibővíthető.

3. Árfolyamalkulás a monetáris modellben, különböző várakozási hipotézisek mellett

3.1 A várakozások beépítése a fedezetlen kamatparitás feltevése révén

A továbbiakban a 2. részben már ismertetett, igen egyszerű szerkezetű monetáris „alapmodell” bővítjük ki a fedezetlen kamatparitás feltételezésével. A könnyebb olvashatóság érdekében az alábbiakban megismételjük a megfelelő egyenleteket.

$$m_t - p_t = k + \gamma y_t - \beta i_t \quad (3.1)$$

$$m_t^* - p_t^* = k^* + \gamma^* y_t^* - \beta^* i_t^* \quad (3.2)$$

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3.3)$$

$$i_t - i_t^* = E_t(s_{t+1}) - s_t \quad (3.4)$$

(3.1) és (3.2) a nemzeti pénzpiacok egyensúlyi feltételei, (3.3) az abszolút vásárlóerőparitás, (3.4) pedig a fedezetlen kamatparitás egyenlete.

3.1.1 Statikus várakozások

Statikus (naiv) várakozások - azaz $E_{t-1}(s_t) = s_{t-1}$ esetén az árfolyamra:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - (\gamma y_t - \gamma^* y_t^*) + (\beta - \beta^*) i_t^* - (k - k^*) \quad (3.5)$$

Az árfolyam változásában csak exogénnek tekintett tényezők játszanak szerepet, azoknak is csak egyidejű értékei, így az árfolyam alakulása csak a gazdasági körülmények pillanatnyi alakulását tükrözi.

3.1.2 Mozgóátlagként képzett várakozások

Vizsgáljuk most az

$$E_{t-1}(s_t) = \delta s_{t-1} + (1 - \delta)s_{t-2}$$

várakozási hipotézis következményeit. Ezúttal az árfolyamra

$$s_t = z_t + \beta(1 - \delta)(s_{t-1} - s_t) \quad (3.6)$$

$$z_t = (m_t - m_t^*) - (\gamma y_t - \gamma^* y_t) + (\beta - \beta^*)i_t - (k - k^*) \quad (3.7)$$

adódik, végső formában pedig

$$s_t = \left[\frac{\beta(1 - \delta)}{1 + \beta(1 - \delta)} \right]^t s_0 + \frac{1}{1 + \beta(1 - \delta)} \sum_{i=0}^{t-1} \left[\frac{\beta(1 - \delta)}{1 + \beta(1 - \delta)} \right]^i z_{t-i} \quad (3.8)$$

(3.8)-ból kitűnik, hogy az árfolyam alakulása két tényezőre vezethető vissza: egyrészt saját s_0 kezdeti értékére (az „idők kezdetekor” uralkodó árfolyamra), másrészt pedig az exogén tényezők múlt- és jelenbeli hatásaira. Megjegyezzük, hogy amennyiben az exogén hatások időtől függetlenül valamely konstans szinten alakulnak ($z_t = z$ minden t értékre), az árfolyam a kezdeti állapottól függetlenül ugyanehhez az értékhez tart. Képletben:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} s_t = z \quad (3.9)$$

3.1.3 Adaptív várakozások

Adaptív várakozások esetén – vagyis ha

$$E_{t-1}(s_t) = \delta s_{t-1} + (1 - \delta)E_{t-2}(s_{t-1})$$

a (3.1)-(3.4) egyenletek felhasználásával a következőket kapjuk:

$$s_t = \frac{z_t}{1 + \beta(1 - \delta)} + \frac{\beta\delta}{1 + \beta(1 - \delta)} \sum_{i=0}^{t-1} (1 - \delta)^i s_{t-1-i} + \frac{\beta(1 - \delta)^t}{1 + \beta(1 - \delta)} E_0(s_1) \quad (3.10)$$

Láthatjuk, hogy a prompt árfolyamot végső soron a jelenlegi körülmények (melyeket a (3.7) alatt definiált z_t változóban összegeztünk), saját múltbeli értékei – s ezeken keresztül természetesen az egész „történelem” – és a kezdeti várakozások függvényében írhatjuk fel. A $0 < \beta < 1$ és a $0 < \delta < 1$ kikötések figyelembevételével észrevehetjük, hogy t növekedésével a kezdeti

várakozások együtthatója egyre csökken, vagyis az idő előrehaladtával az árfolyam alakulását a kiinduló állapot egyre kevésbé befolyásolja.

3.1.4 Racionális várakozások

Amennyiben a racionális várakozások hipotézisét alkalmazzuk, a prompt árfolyam alakulását a következőképpen írhatjuk le:

$$s_t = \frac{1}{1+\beta} \sum_0^{\infty} \left[\frac{\beta}{1+\beta} \right]^i E_t(z_{t+i}) \quad (3.11)$$

Az eredmény levezetését az 1. Függelékben közöljük.

Vegyük észre, hogy (3.8)-cal ellentétben a (3.11) formulában az exogén adottságok jelenbeli alakulása mellett nem azok múltbeli értékei szerepelnek. A racionálisan gondolkodó gazdasági szereplők – ahelyett, hogy mindenáron a múltat akarnák extrapolálni – megpróbálják „előre látni” a jövőt, s ez tükröződik abban, hogy az árfolyamot az exogén adottságok jövőbeli értékeire vonatkozó várakozások is formálják.

3.2 Külső sokk hatása az árfolyam időbeli alakulására

Most megfelelő egyszerűsítő feltételezések mellett megvizsgáljuk egy külső sokkhatásként értelmezhető gazdaságpolitikai beavatkozás hatását az árfolyamok időbeli pályájára a (3.1)–(3.4) alatt adott modellben, különböző várakozási hipotéziseink mellett. Ez a beavatkozás a nominális pénzkínálat megnövelését jelenti a kormányzat részéről.

Feltevéseink a következők:

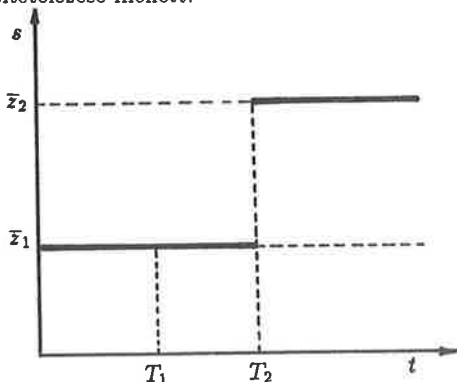
1. Modellünk determinisztikus.
2. Az exogén tényezők közül y_t , y_t^* , m_t^* , i_t^* konstans \bar{y} , \bar{y}^* , \bar{m}^* , \bar{i}^* szinten alakulnak.
3. A hazai nominális pénzkínálat $t < T_2$ esetén konstans \bar{m}_1 szinten alakul. A kormányzat a T_1 periódusban bejelenti, hogy a nominális pénzkínálatot T_2 -ben valamely $m_2 > m_1$ szintre fogja emelni, s a ezt a szintet mindörökké változatlanul fogja tartani. (Értelemszerűen feltételezzük, hogy $T_2 > T_1 > 0$.)
4. A gazdasági szereplők elhiszik a kormányzat bejelentését, s az be is váltja ígérését.

Az itt felsorolt négy feltevéshez még egyet hozzá kell csatolnunk – ez pedig a várakozások képzési szabályára vonatkozó hipotézisünk lesz.

3.2.1 Statikus várakozások

Statikus várakozási hipotézisünk mellett modellünkben az árfolyam a (3.5) egyenlet alatt adott. E képlet alapján arra a következtetésre juthatunk, hogy $s_t = \bar{z}_1$, amennyiben $t < T_2$, és $s_t = \bar{z}_2$, ha $t \geq t_2$.

Tekintsük a 3.1 ábrát, mely az árfolyam alakulását illusztrálja a naiv várakozások feltételezése mellett.



3.1 ábra: Az árfolyam időbeni alakulása naiv várakozásokat és fedezetlen kamatparitást feltételező monetáris típusú modellben, a pénzkínálat előre bejelentett növelését feltételezve

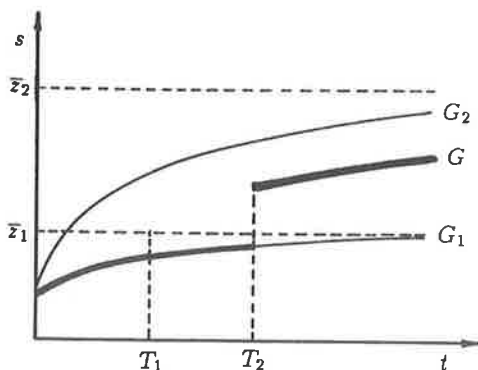
A szemléletesség kedvéért ezen az ábrán (s továbbiakon is) az árfolyam értékeit ábrázoló diszkrét pontokat folytonos vonallal összekötöttük. \bar{z}_1 illetve \bar{z}_2 z_t megfelelő értékét jelöli \bar{y} , \bar{y}^* , \bar{i} , \bar{m}^* és \bar{m}_1 illetve \bar{m}_2 mellett.

Összességében két megállapítást tehetünk. Egyrészt észre kell vennünk azt, hogy T_1 -nek semmiféle kitüntetett szerepe nincsen – azaz a kormányzati bejelentés semmilyen hatást nem gyakorol. Várakozási hipotézisünk fényében ez nem is meglepő, hiszen a bejelentés egyedül a gazdasági szereplők várakozásait befolyásolhatná. Ezekre pedig nyilván nem hat, mert az embereket „nem érdekli a jövő”, kizárólag a múltból indulnak ki várakozásaik megformálásakor. Ezért aztán természetesen nem veszik figyelembe az előre meghirdetett gazdaságpolitikai lépést sem.

Másik megfigyelésünk, hogy – bár az új információra nem reagál – az árfolyam ugrásszerűen és tökéletesen alkalmazkodik az új körülményekhez: $t \geq T_2$ esetén már nyomát sem leljük annak, hogy a múltban a jelenleginél kisebb volt a nominális pénzkínálat.

3.2.2 Mozgóátlagként képzett várakozások

Második várakozásképzési hipotézisünk mellett az árfolyam időbeli pályáját az alábbi 3.2 ábrán láthatjuk. Amennyiben azt tételezzük fel, hogy az árfolyamra vonatkozó várakozásaikat a gazdasági szereplők a legutóbbi két év tényértékeinek súlyozott átlagaként határozzák meg, az árfolyam értéke – bizonyos kezdeti feltételek mellett – a 3.2 ábrán vastag vonallal kihúzott G pálya mentén alakul. (A kezdeti feltételek hatását a 2. Függelékben diszkutáljuk.)



3.2 ábra: Az árfolyam időbeli alakulása $\alpha s_{-1} + (1 - \alpha)s_{-2}$ alakú várakozásokot és fedezetlen kamatparitást feltételező monetáris típusú modellben, a pénzkínálat előre bejelentett növelését feltételezve

Az ábrán a (3.9) összefüggés figyelembevételével (3.8) alapján megrajzoltuk, s_{G_1} -gyel illetve s_{G_2} -vel jelöltük az árfolyam pályáját abban az esetben, ha azt feltételezzük, hogy a nominálpénz kínálata az idők kezdetétől azok végezetéig \bar{m}_1 illetve \bar{m}_2 szinten alakul.

(3.8) és feltételezéseink alapján tudjuk azt, hogy az árfolyam mozgása $t < T_2$ esetén a G_1 görbét követi. $t = T_2$ esetén az árfolyam „ugrik” egyet: az ugrásszerű leértékelődés mértéke

$$(\bar{z}_2 - \bar{z}_1) \frac{1 - \beta(1 - \delta)}{1 + \beta(1 - \delta)}.$$

$T_2 < t$ esetében viszont az árfolyam változása már a G_2 pálya által leírt változással esik egybe. Ez azt jelenti, hogy a $[T_2, \infty)$ intervallumon az s_t prompt árfolyam egy olyan görbe mentén alakul, amely $t = T_2$ esetén éppen

$$(\bar{z}_2 - \bar{z}_1) \frac{1 - \beta(1 - \delta)}{1 + \beta(1 - \delta)}$$

mértékben fekszik magasabban G_1 -nél, s meredeksége megegyezik G_2 meredekségével.

A gazdaságpolitikai beavatkozás hatására módosul az árfolyam határértéke is:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} s_t = \bar{z}_2 - \frac{1}{(1 + \beta(1 - \delta))} \sum_{i=0}^{T_2-1} \left[\frac{\beta(1 - \delta)}{1 + \beta(1 - \delta)} \right]^i (\bar{z}_2 - \bar{z}_1) \quad (3.9a)$$

Minthogy az $E_{t-1}(s_t) = \delta s_{t-1} + (1 - \delta)s_{t-2}$ típusú várakozások is csak a múlt tényeire támaszkodnak, nem meglepő, hogy a gazdaságpolitika kihirdetése most sem befolyásolja az árfolyam alakulását: $T_1 \leq t < T_2$ esetén a gazdasági szereplők s a gazdasági folyamatok úgy viselkednek, mintha mi sem történt volna: az új információnak semmiféle hatása nincsen.

Azonban az árfolyam „viselkedése” (értve ez alatt időbeli változását) – a naiv várakozások esetéhez hasonlóan – a külső adottságok megváltozásával most is azonnal módosul. Ami nem azonos viszont a naiv várakozásokkal, azt éppen (3.9a) ragadja meg. Jelen esetben ugyanis az alkalmazkodás nem tökéletes: nem „törlődik el” a múlt, hiszen a T_2 időperiódus után az árfolyam pályájának aszimptotája az előzőekhez képest megváltozik. Azt a tényt tükrözi, hogy T_2 -ig a nominális pénzkínálat az aktuálisnál alacsonyabb szinten alakult.

3.2.3 Adaptív várakozások

Adaptív várakozások feltételezése mellett (3.10) az az egyenlet, melyből kiindulva elemezhetjük a gazdaságpolitikai beavatkozás – s annak előzetes meghirdetése – következményeit.

Belátható, hogy $t \geq 2$ esetén a (3.10) formula a következő alakra hozható:

$$s_t = \frac{z_t}{1 + \beta(1 - \delta)} - \frac{(1 - \delta)z_{t-1}}{1 + \beta(1 - \delta)} + s_{t-1} \frac{(1 + \beta)(1 - \delta)}{1 + \beta(1 - \delta)} \quad (3.12)$$

Amennyiben feltételezzük, hogy a gazdaság stacionér külső körülmények közepette működik, (3.8)-hoz hasonlóan – ez a kifejezés is \bar{z} -re egyszerűsödik.

Könnyen beláthatjuk, hogy a külső sokk hatása az árfolyam időbeli alakulására egy olyan ábrával szemléltethető, amely gyakorlatilag ugyanúgy fest, mint a 3.2 ábra. Különbösg mindössze a G_1 és G_2 görbék meredekségében, s a $t \leq 1$ időpontokban mutatkozik.

3.2.4 Racionális várakozások

Látni fogjuk, hogy a racionális várakozások feltételezése az eddigiekhez képest lényeges változásokat eredményez az előre bejelentett külső sokknak az

árfolyam alakulására gyakorolt hatását illetően. Ez annak tudható be, hogy a racionálisan várakozó gazdasági szereplők „előretékintenek”, a többi vizsgált várakozási hipotézis esetén pedig „a múltra koncentrálnak”.

Kiindulópontként vizsgáljuk azt az esetet, amikor a gazdaságot nem „háborgatja” a kormányzat. Ekkor az 1. és 2. modellfeltevésünk, valamint (3.11) alapján igaz lesz a következő összefüggés:

$$s_{t+k} = E_t(s_{t+k}) = \bar{z}_1 \quad (3.13)$$

minden t és k értékre.

Mi történik akkor, ha a kormányzat megteszi bejelentését, majd annak megfelelően valóban növeli a nominális pénzkínálatot?

A dolgok menetét, s az árfolyam alakulását T_1 előtt biztosan (3.13) segítségével írhatjuk le. A gazdaságpolitikai lépés bejelentésének időpontja után azonban a szereplők már figyelembe veszik azt, hogy T_2 -től a pénzkínálat már nem \bar{m}_1 , hanem \bar{m}_2 szinten fog alakulni. Biztosra veszik azt is, hogy az „átmeneti” periódusban – azaz a bejelentés után, de a meghirdetett gazdaságpolitikai lépést megelőzően – nem történik változás. Várakozásaikat az eddigiekhez képest ennek az új információnak a birtokában módosítják. Fennállnak tehát a következők:

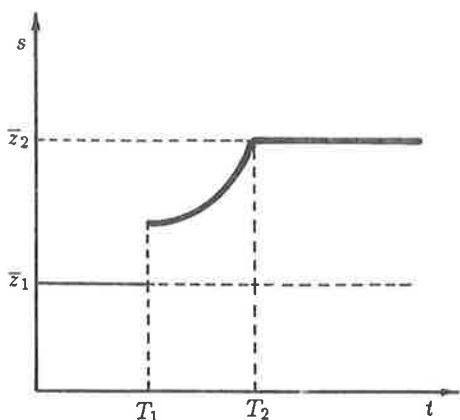
$$E_t(z_i) = \bar{z}_1, \quad (T_1 \leq i \leq T_2)$$

$$E_t(z_i) = \bar{z}_2, \quad (i \geq T_2)$$

amennyiben teljesül $t \geq T_1$. Eddigi megfontolásainkat összegezve, az árfolyam értékéről a következőket állíthatjuk:

$$s_t = \begin{cases} \bar{z}_1 & \text{ha } t < T_1; \\ \frac{1}{1+\beta} \left(\sum_{i=0}^{T_2-t-1} \left[\frac{\beta}{1+\beta} \right]^i \bar{z}_1 + \sum_{i=T_2-t}^{\infty} \left[\frac{\beta}{1+\beta} \right]^i \bar{z}_2 \right) & \text{ha } T_1 \leq t < T_2; \\ \bar{z}_2 & \text{ha } t \geq T_2 \end{cases} \quad (3.14)$$

Ezt az összefüggést a 3.9 ábrán szemléltetjük.



3.3 ábra: Az árfolyam időbeni alakulása racionális várakozásokat és fedezetlen kamatparitást feltételező monetáris típusú modellben, a pénzkínálat előre bejelentett növelését feltételezve

Bár modellünk diszkrét, – az előzőekhez hasonlóan – a 3.3 ábra megrajzolásakor is folytonosnak tekintettük az időt. Ez adott esetben egy szempontból különösen „szerencsésnek” tekinthető: ugyanis felhívja arra a figyelmet, hogy racionális várakozásokat – pontosabban determinisztikus modellben tökéletes előrelátást – feltételezve a gazdaságpolitikai döntést bejelentésének hatására az árfolyam ugrásszerűen megváltozik. Ennek oka az, hogy a kormányzati hirdetemény a gazdasági szereplők számára új és releváns információt képvisel, amelyet várakozásaikba késedelem nélkül „beépítenek”. Ez viszont azonnal tükröződik az árfolyam alakulásában is. Az eredményül adódó ugrásszerű változás viszont egyáltalán nem volna szembeötlő, ha – egyébként korrekt módon – diszkrét pontokat rajzoltunk volna. Az eljárás további mentségéül szolgálhat az is, hogy jelen diszkrét modellünk folytonos megfelelője éppen ezt az ábrát eredményezné.

A 3.3 ábrából világosan kitűnik, hogy a racionális várakozások hipotézise már egy „valódi” átmeneti periódus megjelenését eredményezi. Ez annyit tesz, hogy a kormányzati bejelentést követően azonnal megindul az árfolyam alkalmazkodása a jövőben várhatóan megváltozó külső körülményekhez, még azelőtt, hogy a valóságos változás bekövetkezett volna.¹⁶

¹⁶Mindennapi tapasztalataink azt mutatják, hogy a várakozások sok folyamatban valóban ilyen szerepet játszanak. Természetesen ez korántsem azt jelenti, hogy a racionális várakozások hipotézise a gyakorlatban teljesül. Mindössze arra utal, hogy a gazdasági szereplők igyekeznek felhasználni a tudomásukra jutott információkat.

3.3 Árfolyamalakulás a monetáris modellben, részleges árfolyamalkalmazkodást feltételezve

A részleges árfolyamalkalmazkodásnak ehelyütt alkalmazott modellje azt tételezi fel, hogy az abszolút vásárlóerőparitás nem teljesül minden időpillanatban: az árszínvonalak aránya nem az S_t prompt árfolyamot határozza meg közvetlenül, hanem csak annak valamiféle S_t egyensúlyi értékét. A (2.5) összefüggést ekkor az alábbi két egyenlet váltja fel:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3.15)$$

$$s_t = s(\bar{s}_t, \Theta) \quad (3.16)$$

ahol Θ az árfolyam alakulására ható egyéb tényezőket jelenti. Amennyiben Θ -t az árfolyam eggyel késleltetett értékével vesszük azonosnak, s a függvényszerű kapcsolatot lineárisnak tekintjük, a következő összefüggéshez jutunk:

$$s_t = \alpha \bar{s}_t + (1 - \alpha)s_{t-1} \quad (3.17)$$

Ez az egyenlet a részleges alkalmazkodást feltételező vásárlóerőparitás modellje. Kihasználva, hogy ez az összefüggés rekurzív, az alábbi formulához juthatunk:

$$s_t = (1 - \alpha)^t s_0 + \alpha \sum_{i=0}^{t-1} (1 - \alpha)^i \bar{s}_{t-i} \quad (3.18)$$

Alternatív várakozási hipotéziseink mellett (3.5), (3.8), (3.10) és (3.11) most nem a prompt árfolyam, hanem az egyensúlyi \bar{s}_t árfolyam alakulását adják meg. A prompt és az egyensúlyi árfolyam közti összefüggést (3.17) adja meg. Ez a kapcsolat biztosítani fogja azt, hogy s_t értékét – várakozási hipotézisüinktől függetlenül – befolyásolni fogja a gazdaság egész „történelme”.

Ebből adódik, hogy amennyiben a gazdaságot az előzőekben ismertetett sokkhatás éri, a múltban történt események befolyásolni fogják a jelent, függetlenül attól, hogy a gazdasági szereplők miként képzik várakozásaikat. Ez a 3.2. rész eredményeihez képest a naiv és a racionális várakozások esetén jelent változást. Emlékeztetőül, az előzőekben $t \geq T_2$ esetén a prompt árfolyam már tökéletesen alkalmazkodott a megváltozott külső körülményekhez. Most viszont az árfolyamalkalmazkodás e várakozási hipotézisek esetén sem teljes semmilyen véges időpontban.

Továbbra is érvényes viszont az a megállapításunk, hogy amennyiben a gazdasági szereplők várakozásai racionálisak, az alkalmazkodási folyamat azon nyomban megkezdődik, mihelyst a szereplők új információhoz jutnak. Többi várakozásképzési szabályunkat alkalmazva nem juthatunk erre az eredményre.

4. Következtetések

Tanulmányunkban egy egyszerű monetáris modellben vizsgáltuk az árfolyam időbeli alakulását különböző várakozási hipotézisek (statikus, mozgóátlagként képzett, adaptív és racionális várakozások) mellett. Arra kerestünk választ: hogyan módosítja az árfolyam reakcióját valamely külső sokkra az a tény, hogy a várakozások figyelembevételekor más és más képzési szabályt tételeztünk fel.

Vásárlóerőparitáson alapuló első modellünkben statikus várakozások feltevése mellett eredményeink jelentősen eltértek a mozgóátlagként képzett, illetve az adaptív várakozási hipotézisekből levonható következtetésektől. (E két utóbbi várakozási hipotézis mellett az árfolyam igen hasonlóan viselkedett.) Ez a különbség lényegében megszűnt, amikor a vásárlóerőparitás állandó érvényesülése helyett részleges árfolyamalkalmazkodást tételeztünk fel. Ez a tény azzal magyarázható, hogy a részleges árfolyamalkalmazkodás mechanizmusa késleltetést visz a statikus várakozások mellett addig ilyen elemet nem tartalmazó modellbe is.

Az első három várakozásképzési hipotézistől lényegesen eltérő eredményeket kaptunk, amikor azt a feltevést alkalmaztuk, hogy a gazdaság szereplői várakozásaikat a racionális várakozások hipotézisének megfelelően alakítják ki. A legfőbb különbség abban áll, hogy előretételezett jellege miatt a jövőre vonatkozó elképzelések racionális volta azt eredményezi: amint ismertté válik, hogy az exogén adottságokban valamely változás fog bekövetkezni, az árfolyam azonnal alkalmazkodni kezd ehhez a megváltozott helyzethez.

Megfigyelhettük azt is, hogy az árfolyam alkalmazkodási folyamata (függetlenül attól, melyik várakozási hipotézissel éltünk) minden esetben egy diszkrét „ugrással” kezdődött. Ez annak tudható be, hogy modellünkben az árfolyam megváltozása nem jár költségekkel.

Bár közös vonások megfigyelhetők, az árfolyam időbeli alakulása nem közömbös arra nézve: hogyan modellezzük a várakozások képzésének folyamatát. Sejtésünk az, hogy árfolyammodellünknek az adott keretekben nem vizsgált egyéb dinamikus tulajdonságai is igen érzékenyen reagálnak arra, hogy modellgazdaságunk szereplői hogyan alakítják ki a jövőre vonatkozó elgondolásaikat.

1. Függelék: A monetáris alapmodell racionális várakozások mellett

Modellünk a következő alakba írható:

$$m_t - p_t = k + \gamma y_t + \beta i_t \quad (1)$$

$$m_t^* - p_t^* = k^* + \gamma^* y_t + \beta^* i_t \quad (2)$$

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3)$$

$$i_t - i_t^* = E_t(s_{t+1}) - s_t \quad (4)$$

$$E_t(s_{t+1}) = E(s_{t+1} | \Omega_t) \quad (5)$$

Az (5) egyenlet mutatja, hogy modellünkben racionális várakozásokat tételeztünk, hiszen kiolvasható belőle, hogy a t -ik időszakban az s_{t+1} -re vonatkozó várakozások racionálisak abban az értelemben, hogy azonosak s_{t+1} -nek az Ω_t információs halmazon értelmezett feltételes matematikai várható értékével – s ez a megfeleltetés megegyezik a racionális várakozások ismert definíciójával. Vegyük észre, hogy az "E" betű a baloldalon a várakozás-operátort (E_t) jelenti, míg a jobboldalon a várható érték képzést szimbolizálja ($E(\cdot)$).

(1), (2) és (4) egyenleteket felhasználva és átalakítások után behelyettesítve (3)-ba kaphatjuk:

$$s_t = \frac{1}{1 + \beta} z_t + \frac{\beta}{1 + \beta} E_t(s_{t+1}), \quad (6)$$

ahol z_t azonos a (3.13) alatt definiálttal. Az s változó $t + 1$ -ik periódusbeli értékére a fentihez hasonlóképpen kaphatjuk:

$$s_{t+1} = \frac{1}{1 + \beta} z_{t+1} + \frac{\beta}{1 + \beta} E_{t+1}(s_{t+2}). \quad (6')$$

Ezt felhasználhatjuk $E_t(s_{t+1})$ kifejezéséhez. A (6) egyenlet mindkét oldalának a várható értékét véve:

$$E_t(s_{t+1}) = \frac{1}{1 + \beta} E_t(z_{t+1}) + \frac{\beta}{1 + \beta} E_t(s_{t+2}), \quad (7)$$

mely a várakozásokra tett racionalitási feltevésünkből fakad, hiszen az (5)-ös egyenletet kihasználva adódik, hogy

$$E_t(E_{t+1}(s_{t+2})) = E_t(s_{t+2}). \quad (8)$$

A (6) és a (6') alapján szembeötlő rekurzív összefüggést felismerve, valamint a (7)-tel analóg módon kifejezhető $E_t(s_{t+2})$, $E_t(s_{t+3})$, ... értékeket (6)-ba behelyettesítve kapjuk végül a következő kifejezést:

$$s_t = \frac{1}{1+\beta} z_t + \frac{1}{1+\beta} \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{\beta}{1+\beta} \right)^i E_t(z_{t+i}) = \frac{1}{1+\beta} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\beta}{1+\beta} \right)^i E_t(z_{t+i}).$$

2. Függelék: A kezdeti állapot hatása az árfolyam alakulására a monetáris modellben, $E_{-1} = \delta s_{-1} + (1-\delta)s_{-2}$ alakú várakozások mellett

(3.13) alapján, amennyiben $z_t = z$ bármely t -re, az árfolyam

$$\begin{aligned} s_t &= s_0 \frac{\beta(1-\delta)}{1+\beta(1-\delta)} + \bar{z} \left[1 - \left(\frac{\beta(1-\delta)}{1+\beta(1-\delta)} \right)^t \right] \\ &= \bar{z} + (s_0 - \bar{z}) \left(\frac{\beta(1-\delta)}{1+\beta(1-\delta)} \right)^t \end{aligned} \quad (1)$$

Tekintsük most az árfolyamot az idő folytonos függvényének. (1) alapján azonnal adódik:

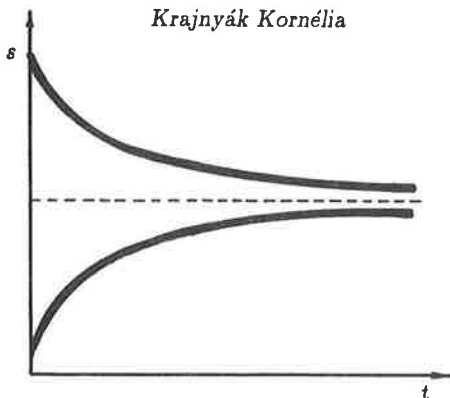
$$\frac{\delta s_t}{\delta t} = (s_0 - \bar{z}) \ln \left(\frac{\beta(1-\delta)}{1+\beta(1-\delta)} \right) \left(\frac{\beta(1-\delta)}{1+\beta(1-\delta)} \right)^t \quad (2)$$

Mivel a logaritmuson belüli kifejezés 0 és 1 közé esik, (2) pozitív (negatív) akkor s csak akkor, ha s_0 kisebb (nagyobb) mint \bar{z} .

Tekintsük az idő szerinti második deriváltat.

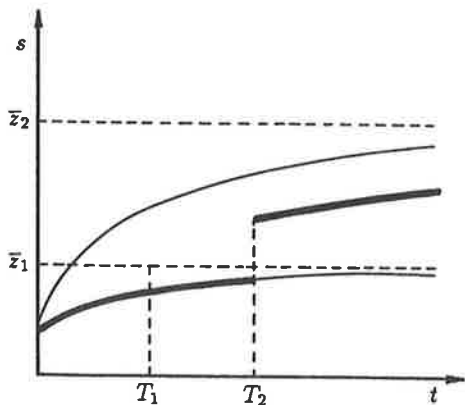
$$\frac{\delta^2 s_t}{\delta t^2} = (s_0 - \bar{z}) \left(\ln \frac{\beta(1-\delta)}{1+\beta(1-\delta)} \right)^2 \left(\frac{\beta(1-\delta)}{1+\beta(1-\delta)} \right)^t \quad (3)$$

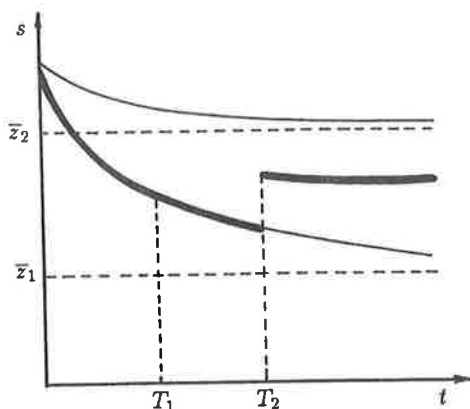
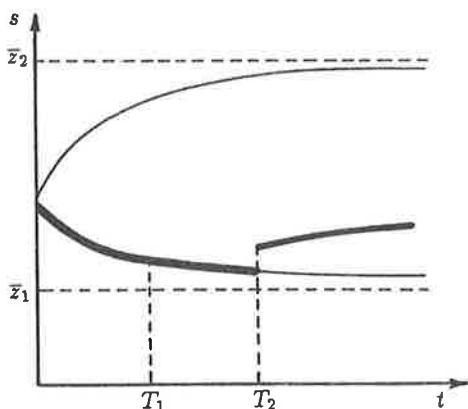
(3)-ból következően amennyiben s_t csökken, konvex kell legyen, ha azonban növekszik, ez egyben azt is jelenti, hogy konkáv. Az árfolyam tehát - stationér feltételek mellett - az alábbi ábrán látható két görbétípus mentén alakulhat.



1. ábra: Az árfolyam alakulása stacionér feltételek mellett

Vizsgáljuk meg ezek után, hogyan módosul az árfolyam pályája a külső sokkhatást követően. Minthogy feltételezésünk szerint $\bar{z}_2 > \bar{z}_1$, s (2)-ből leolvasható, hogy a \bar{z}_2 -höz tartozó pálya minden pontban meredekebb lesz, mint a \bar{z}_1 -hez tartozó, ha teljesül $|s_0 - \bar{z}_2| > |s_0 - \bar{z}_1|$, az árfolyam alakulása a következő három típusú „mintát” követheti:





Irodalom

1. BAILLIE, R. T. – MCMAHON, P. C. (szerk.) [1989]: *The Foreign Exchange Market. Theory and Econometric Evidence*. Cambridge University Press, Cambridge – New York – New Rochelle – Melbourne – Sydney
2. DORNBUSCH, R. [1976]: *The Theory of Flexible Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Policy*. *Scandinavian Journal of Economics* 78:255–276.
3. FRANKEL, J. A. [1979]: *On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials*. *American Economic Review* 69:610–622.
4. FRANKEL, J. A. [1982]: *The Mystery of the Multiplying Marks: A Modification of the Monetary Model*. *Review of Economics and Statistics* 64:515–519.
5. FRANKEL, J. A. [1982]: *In Search of the Exchange Risk Premium: A Six-*

- Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization. *Journal of International Money and Finance* 1:255-274.
6. FRENKEL, J. A. [1976] A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *Scandinavian Journal of Economics* 78:146-164.
 7. FRENKEL, J. A. [1981]: The collapse of Purchasing Power Parity in the 1970s. *European Economic Review* 16:145-165.
 8. KOURI, P. J. K. [1976]: The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short Run and in the Long Run. *Scandinavian Journal of Economics* 78:280-305.
 9. LINDBECK, A. [1976]: Approaches to Exchange Rate Analysis - An Introduction. *Scandinavian Journal of Economics* 78:133-146.
 10. MEESE, R. - ROGOFF, K. [1983]: Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample? *Journal of International Economics* 14:3-24.
 11. MUSSA, M. [1976]: The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating. *Scandinavian Journal of Economics* 78:229-149.
 12. MUTH, J. F. [1961]: Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica* 129:315-335.
 13. OBSTFELD, M. - STOCKMAN, A. C. [1985]: Exchange Rate Dynamics. in: Jones, R. W. - Kenen, P. B. (szerk.) : *Handbook of International Economics, North-Holland, Amsterdam.*
 14. PROTOPAPADAKIS, A. A. - STOLL, H. R. [1986]: The Law of One Price in International Commodity Markets: A Reformulation and Some Formal Tests. *Journal of International Money and Finance* 5:335-360.

ABOUT THE ROLE OF EXPECTATIONS CONCERNING THE CHANGES OF PRICES OVER TIME

The expectations of economic actors impacts the changes in currency prices (we are only concerned with convertible currencies with floating prices). The way that expectations change will affect the adaptation process of the price to outer shocks. This article analyses by using a simple monetary model, how prices change when a predicted change occurs in outside factors. We introduce the shock effect through economic measures: with the forecasted changes (increase) in nominal amounts of money in the economy. We show that this will lead to the devaluation of domestic currency and its trajectory in time depends on what kind of expectation hypothesis is being applied. We will illustrate that rational expectations have the following property: the economic actors and thus the macroeconomic processes will react directly to relevant information even before the exogenous conditions would have changed. Furthermore we will emphasise some differences between certain rational and non-rational expectations.

A BIZTOSÍTÁSI MATEMATIKA ILLESZKEDÉSI PROBLÉMÁJA ÉS A MATEMATIKAI PROGRAMOZÁS¹

STAHL JÁNOS

OTP-Garancia Biztosító Rt.

1. Ez a cikk új matematikai eredményt nem tartalmaz, „mindössze” a matematikai programozás alkalmazásának egy lehetőségével szeretnénk foglalkozni. Hogy ezen alkalmazásnak a most következő vázolása a lehetőségből valósággá váljon, ahhoz persze a cikkben foglaltaknál sokkal többre, mélyebb elemzésekre, a körülmények pontosabb ismeretére és ismertetésére van szükség. A cikk megírásával elsősorban a tárgyalat megközelítéshez szeretnénk minél előbb és minél több aktuáriust megnyerni, egyáltalán a t. Olvasót valami jobbra serkenteni. Itt szeretnék köszönetet mondani a cikk két bírálójának észrevételeikért, valamint néhány kollégámnak, akik a cikk korábbi változataihoz fűztek megjegyzéseket. A cikk megfogalmazásakor többes szám első személyt használtam. Nem véletlen, hogy néhány mondatban egyes szám első személyt használok.

2. Egy biztosítónak mindig eleget kell tudnia tenni minden fizetési kötelezettségének. Ennek érdekében egyrészt megfelelő díjakat határoz meg, másrészt tartalékokat képez és megfelelő mértékű(nek tartott) szavatoló tőkével rendelkezik. Ezeket kell alkalmasan befektetnie. A biztosításban az illeszkedési probléma megoldása olyan befektetések meghatározását jelenti, amelynek hozamai jól illeszkednek a biztosító várható fizetési kötelezettségeihez.

A dolog természetéből adódóan egy fix időpontban a biztosítók azon időponthoz képest jövőbeli fizetési kötelezettségei bizonytalanok. Ugyancsak bizonytalanok (lehetnek) az akkor rendelkezésre álló (egyres) befektetések hozamai is. A bizonytalanság okai ismertek, illetve sokszor és sokhelyütt tárgyaltak. A bizonytalanság matematikai apparátussal történő kezelésénél mondhatni klasszikus eszköz a valószínűségelmélet. Ez így van a biztosítás esetében is. Ugyanakkor mintegy 40 éve a matematika különféle alkalmazásainál egy mindenképpen újnak mondható megközelítés, az operációkutatás, és részben ennek köszönhetően egy mindenképpen új eszköztár alakult ki. Ebben méltán legfontosabb elem a matematikai programozás. Úgy tűnik, hogy mindez valahogy elkerülte az aktuáriusok, vagy egy részük figyelmét.

3. A brit irodalomból az [1], [2] és [3] publikációkat ajánlották figyelmünkbe

¹Beérkezett: 1993. június 20.

olyanokként, amelyek illeszkedési problémák kezelésére operációkutatási módszert, nevezetesen portfólió analízist alkalmaznak. A publikációk részletes és kritikus ismertetése egy külön cikket igényelne. Itt röviden csak annyit, hogy ezekben a cikkekben adottak a lényegében véletlen kötelezettségek, melyek rögzített időpontokban, mondjuk évenként egyszer jelennek meg. Adottak továbbá befektetési lehetőségek, melyek ugyancsak véletlen hozamai is ugyanezen időpontokban adódnak. A befektetések egy kombinációjának a hozamait a kötelezettségekkel szembeállítva tekintik a különbségekből adódó cash flow- t. Ennek várható értéke, szórásnégyzete, valamint a befektetési kombináció ára az a három szempont, amely alapján egy kombináció értékelhető. (Mondjuk, vizsgálhatók az efficiens kombinációk stb.) Kritikaként is csak annyit, hogy elsősorban a bevezetett cash flow nem tetszik. Ez ugyanis azt jelenti, hogy negatív érték esetén az aktuális, véletlenként kezelt kamatlábon felvett hitelből elégítik ki a kötelezettségeket, pozitív érték esetén pedig ezt a felesleget ugyanezen kamatlábbal letétbe helyezik. Ez mindenképpen csak egyetlen lehetőség, ami vagy realizálható, vagy nem. (A hitel felvételét akár törvény is tilthatja.) A hitel felvétellel, illetve egy más piac nyújtotta lehetőségekkel hozható kapcsolatba az a technikai viszonylag könnyen elkerülhető probléma is, hogy ezekben a cikkekben megengedik a befektetések negatív súlyokkal történő kombinálását is. Az sem eléggé tisztázott, hogy mit akarnak egy ilyen modell megoldásával elérni. Legalább két lehetőség van ugyanis. Lehet ilymódon a biztosító befektetéseinek meghatározását, vagy a biztosító befektetéseit értékelő aktuáriust támogatni. Hasonló modell természetesen használható mindkét esetben, de ugyanazt a modellt legalábbis másképpen kell használni az egyes esetekben. [3] éppen csak megemlíti ezt az alkalmazás szempontjából igen fontos megkülönböztetést. Az sem tetszik, ahogy a cikkekbeli modell a jövőt kezeli. Ennek következménye, hogy megkérdőjelezhető az eredmények optimalitása, de a valamilyen értelemben optimális választásra történő törekvés is. Mindezt részletesen már a most javasolt matematikai programozási modellek alkalmazásával kapcsolatban fejtjük ki, ugyanis ezek a problémák ott is léteznek.

Ugyanakkor ismertek kísérletek a matematikai programozás ilyen alkalmazására. A közelmúltban hallgattam egy előadást Mulvey és tanítványainak egy, befektetési döntések meghatározására szolgáló sztochasztikus programozási modelljéről, ami bankterületen alkalmazásra is került. (Mulvey ugyan nem aktuárius, „csak” matematikai programozó.) Úgy látom azonban, hogy ennek a modellnek az alkalmazása nálunk egyelőre szóba sem jöhet, és ezt is részletezni fogom később.

Természetesen érzem, hogy ezek a hivatkozások nem tekinthetők az irodalom alapos feldolgozásának. Ennek túlságosan súlyos megítélésén talán valamit javít a cikk megírásának már említett szándéka, valamint az, hogy

a hivatkozott cikkeket C. D. Daykin, a brit kormány főaktuáriusa ajánlotta figyelmünkbe és az említett áttekintő előadást Prékopa András tartotta.

4. Az illeszkedési probléma matematikai megfogalmazásánál kiindulópontunk a probléma diszkretizálása. Úgy képzeljük, hogy vizsgálatainkat a $t = 0$ időpontban végezzük, és az illeszkedést (a jövőben) akkor tekintjük jónak, ha alkalmasan (mondjuk, jó sűrűn) megválasztott $(0 <) t_1 < t_2 < \dots < t_n \dots$ időpontokban jónak tekinthető az illeszkedés. Ezek az időpontok például úgy adódnak, hogy a jövőt reprezentáló $t > 0$ félegyenest egymáshoz illeszkedő és egymást követő kis részekre (időszakokra) bontjuk és mindegyikből választunk egy (idő)pontot. Ez az egész diszkretizálás így nem csak önkényes egy kicsit, hanem némiképpen pontatlan is, de ezt majd a modellből kapott eredmények felhasználásánál lehet és kell figyelembe venni.

Egy t_j időpontban a várható kötelezettségek nagysága legyen $L(t_j)$. A $t = 0$ időpontban rendelkezésre álló i -edik befektetési lehetőséget ($i = 1, 2, \dots$) egy $f_i(t_j)$ ($j = 1, 2, \dots$) sorozattal írhatjuk le, ahol az $f_i(t_j)$ érték a befektetésből a $t_j > 0$ időpontban származó hozam nagysága. $f_i(t) < 0$ a biztosító szempontjából kiadást, $f_i(t) > 0$ pedig hozamot jelent. Az $L(t_j)$ és az $f_i(t_j)$ értékeket úgy képzeljük, hogy azok valójában egy (rövid) időszakra vonatkoznak, nevezetesen arra az időszakra, melyből t_j -t kiválasztottuk. Az $f_i(t_j)$ sorozat tulajdonképpen az i -edik befektetési lehetőség várható cash-flow-jával egyenértékű.

Szokásosabb lett volna, ha a kötelezettségeket és a befektetések hozamait sztochasztikus folyamattal modellezzük. Őszintén szólva a sztochasztikus modelleket kevésbé kedvelem, mert/ezért nem is értek eléggé az alkalmazásukhoz szükséges apparátusokhoz sem. Persze az alapvető kérdés mindig az, hogy van-e létjogosultsága, teljesülnek-e a feltételei egy valamilyen matematikai modell alkalmazásának. Úgy gondolom, hogy erre a kérdésre itt negatív a válasz. Ugyanis annyira azért értek ehhez az apparátushoz és ismerem a körülményeinket, hogy ezt az utat, legalábbis most, ne tekintsem járhatónak. A kötelezettségek leírására még csak használhatnánk ezt a fogalmat, a folyamat várható értékét, szórását stb., de a befektetési oldalon ezt még más körülmények között sem a legjobb megtenni. Számolható, közvetlenül használható modell pedig végképpen nem adódna. Erre még visszatérünk, de, mint már említettük, legfőbb törekvésünk, hogy egy, a mi körülményeink között már most is alkalmazható(nak tűnő) lehetőséget vázoljunk.

A befektetési portfólió kialakítása az egyes $f_i(t_j)$ sorozatokhoz rendelő nemnegatív súlyok meghatározását jelenti. Ezek a súlyok azt fejezik ki, hogy milyen mértékben él a biztosító a megfelelő befektetési lehetőséggel. Többféleképpen is megfogalmazható azonban, hogy mit jelent az illeszkedés, és mit jelent a jól illeszkedés. Az alábbiakban ezek közül foglalkozunk néhányval, és ez mondanivalónk egyik lényeges része.

Egy t_j időpontban a befektetések hozama $\sum_i x_i f_i(t_j)$, ahol x_i az i -edik befektetéshez rendelt (meghatározandó) súly. Mihez illeszkedjen, mihez legyen közel ez az összeg? Eléggé kézenfekvőnek tűnik azt megkövetelni, hogy $L(t_j)$ -hez, hiszen a probléma megfogalmazásakor eleve a biztosító várható kötelezettségeiről beszéltünk.

Mit jelentsen tehát az illeszkedés? Legalább a

$$\sum_i x_i f_i(t_j) > L(t_j) \quad (j = 1, 2, \dots) \quad (1)$$

feltételek teljesülését. Azért használtuk a legalább kifejezést, mert valakinek jobban tetszhet egy „nagyobb biztonságot ígérő”

$$\sum_i x_i f_i(t_j) > kL(t_j) \quad (j = 1, 2, \dots) \quad (2')$$

vagy egy

$$\sum_i x_i f_i(t_j) > L(t_j) + kD(t_j) \quad (j = 1, 2, \dots) \quad (2'')$$

alakú feltétel megfogalmazása. Itt $D(t_j)$ $L(t_j)$ bizonytalanságának, ingadozásának (szórásának) valamilyen kifejezése, a $k > 0$ pedig a valakinek tetsző adott biztonsági tényező, ami (2')-nél 1-nél is nagyobb (legalábbis, ha $L(t_j) > 0$, ami viszont itt elég természetes).

Kezdjük el vizsgálni, hogy az (1) feltételeket kielégítő illeszkedések közül melyik tetszhet a legjobban. Ez majd együtt jár(hat) az illeszkedési feltételek megfogalmazásának módosításával is.

A biztosító befektetési tevékenységét úgy képzeljük, hogy egy adott időpontban a management befektetésekért felelős része az akkor rendelkezésre álló eszközök és várható kötelezettségek felmérése alapján hoz a befektetésekről valamilyen döntést. Egy későbbi időpontban, a közben befolyt, esetleg újabb megkötött szerződésekből is származó díjbevételek, a közben megtörtént kárkifizetések, esetleges szerződés visszavásárlások miatti kifizetések stb., az akkora rendelkezésre álló befektetési lehetőségek, valamint a várható kötelezettségekre vonatkozó aktuális információk alapján újabb hasonló döntés születik. Ezen döntés részeként a korábbi befektetési döntések közül egyesek módosulhatnak is. Hogy miért és melyek, ez $t = 0$ -ban még nem (lehet) ismert, de $t = 0$ -ban az sem szükségképpen ismert pontosan, hogy ez a későbbi időpont mikor következik be. Ez természetesen egy nagyon elnagyolt elképzelés és megfogalmazás, de a lényeg benne van és sok minden befér. Csak a példa kedvéért említjük azt a lehetőséget, hogy a biztosító tervezhet úgy is, hogy kötelezettségeit részben, vagy valamilyen növekedési szakaszban egészen a díjbevételekből fedezi, mikor is (és nem csak ekkor) pontosabb az $L(t_j)$ -kkel kapcsolatban tiszta (most a díjbevételekből nem fedezett vagy nem

fedezhető) kötelezettségekről beszélni. Ugyanilyen részletezettséggel említjük azt is, hogy egyes befektetések hozamából visszatérítési kötelezettsége van, vagy lehet a biztosítónak. Ennek figyelembevételére egy lehetőség, hogy ezt a visszatérítést az ilyen befektetésekhez tartozó $f_i(t_j)$ hozamok csökkentésével fejezzük ki. Nyilván teljesen más valós problémákról van szó a különböző ilyen esetekben, ugyanakkor a mi mondanivalónk szempontjából nincsenek nagy különbségek.

Legyen tehát $T > 0$ egy valamiképpen rögzített időpont, és legyenek $0 = t_0 < t_1 < t_2 < \dots < t_n = T$. A $(0, T)$ az az időtartam, amelyre a management úgy képzeli, hogy jó előrelátása van és/vagy amelyen belül nem (nagyon) akarja, nem tudja (nem szeretné(?)) a biztosító befektetéseit megváltoztatni, illetve legkésőbbben a T időpontban hoz valamilyen újabb döntést a befektetésekkel kapcsolatban. Ha T' -vel jelöljük azt az időpontot, amikor újabb befektetési döntések születnek, akkor úgy képzeljük, hogy csak a T' -nél korábbi t_j időpontokra vonatkozó feltételek teljesülése az igazán érdekes, a T' -nél későbbi időpontokra vonatkozó döntések részben vagy teljesen, olcsón vagy drágán a T' időpontban még módosíthatók. Azaz megvan a lehetőség a befektetések igazítására, amit a következő időszak befektetéseire vonatkozó programozási modell megfogalmazásánál lehet illetve kell megtenni. Másképpen fogalmazva, az (1) feltételekben mindig csak a korábbi és változatlan befektetésekkel nem fedezett várható kötelezettségek szerepelnek, de úgy éreztük, hogy ezzel csak a jelöléseket bonyolítottuk volna. Ez egy nem kifejezetten matematikai eredményeket prezentáló cikkben biztosan felesleges, de egyébként is kerülendő.

Mindenesetre úgy gondoljuk, hogy eredményeiben használhatóbb modellhez jutnak akkor, ha a közeljövőre több illeszkedési feltételt fogalmaznak meg, mint az időszak végére. Sőt, a T -nél nagyobb, vagy valamiképpen távolinak tekintett időpontokra esetleg nem is fogalmaznak meg ilyen feltételeket, hanem egy távolinak tekintett időponttól „hátralévő” időtartamot mondjuk, oly módon kezelnek, hogy a befektetések akkor jelentkező hozamait valamiképpen T -re, vagy a szóbanforgó időpontra (vissza)diszkontálva a kapott érték meghaladja az ugyanakkor jelentkező, hasonlóan kezelt várható kötelezettségekből számított értéket. Ezeket a feltételeket kiegészíti(k), ha tetszik akkor a $t = 0$ időpontra vonatkozó azon feltétel(ek), amely(ek) a befektethető összeg felosztását írja (írják) le. (A rendelkezésre álló összeg nagysága, figyelembe veendő befektetési előírások stb.)

Mikor jó a biztosítónak egy olyan befektetési portfólió, amely a megválasztott t_j időpontokban kielégíti az (1) feltételeket? Másképpen fogalmazva: próbálkozunk meg racionálisnak tűnő célfüggvények megfogalmazásával.

Valójában az (1) feltételeknél, legalábbis a túl közeli időpontokra vonatkozó feltételekben „zavaró” az egyenlőtlenség megengedése. Mint már említ-

tettük, $t = 0$ -ban esetleg nem (pontosan) ismeretes még az a $T' < T$ időpont, amikor újra döntenek befektetésekről. Ha a biztosító az (1) feltételeknek olyan megoldására alapozná befektetési döntését, amelyben túl sok feltétel teljesül egyenlőtlenségként és túl nagy mértékűek az eltérések, akkor ebből a megoldásból csak igen kevés valósulhatna meg, illetve ezt a megoldást igen hamar kellene módosítani. Ugyanis célszerű lehet a megmaradó feleslegek befektetéséről valamilyen hosszabb távú döntést hozni, amikor a teljes előrelátható jövőt helyes figyelembe venni. Úgy is fogalmazhatunk, hogy ekkor T' túl kicsi lesz, vagy lehet T -hez képest, illetve T' túl közel lesz, vagy lehet $t = 0$ -hoz.

Az eddigi (keret)modellnek ez a gyengesége a célfüggvény alkalmas megválasztásával kompenzálható. Ismét csak vázoljuk a lehetőségeket, pontosabban csak néhány lehetőséget.

Nyilván előírható célfüggvényként az (1) feltételekbeli eltérések valamilyen súlyozott összegének (a kiegészítő változók alkotta vektor valamilyen normájának) a minimalizálása. Az egyes időpontokra vonatkozó kiegészítő változók azt fejezik ki, hogy abban az időpontban a befektetések várható hozama mennyivel nagyobb a várható kötelezettségeknél. Lévéen, hogy adott a biztosító által befektethető összeg és semmilyen befektetési lehetőség nem nyújt korlátlan hozamokat, azért, ha a későbbi, a T időpont utáni időpontoknak megfelelő (1)-beli kiegészítő változók valamilyen összegének maximalizálására törekszünk, akkor ez a T -nél korábbi időpontoknak megfelelő kiegészítő változók csökkenésével jár. Racionálisnak tűnik például olyan befektetési döntés meghozatala, melynek a T időpontnál későbbi hozamait T -re visszaszámolva maximális (T -beli jelen)érték adódik, hiszen egy ilyen döntés kedvező helyzetet teremthet a következő beruházási döntéshez. Más esetben, ha t_1 elég távoli időpont, akkor elképzelhető a megfelelő eltérés változó maximalizálása is, ami valójában egy speciális esete a fentebb említettnek, de előírható a befektetési portfólió (most $t = 0$ -beli) jelenértékének maximalizálása is. Mindez nyilván attól függ, hogy miképpen lesz a matematikai programozás nyújtotta keret kitöltve. Mielőtt erről mondanánk valamit, engedjessék meg két megjegyzés.

Az (1) feltételekbeliekénél még több „felesleget” tartalmazhat egy (2') vagy (2'') feltételnek megfelelő eltérésváltozó. Egyrészt egy ilyen feltételt inkább „távoli” időpontra látszik helyesnek előírni, hiszen „közeli” időpontra úgy is „pontosabb” az előrelátás. Másrészt ezen kiegészítő változók nagyságát (külön feltételekkel) eleve korlátozni lehet, illetve ha a jövőbeli valóságos kötelezettségek miatt egy ilyen (2') vagy (2'') feltétellel kezelt t_j időpontban túl sok felesleg adódik, akkor ennek befektetéséről úgy is döntést kell hozni. Ez vagy akkor, az abban az időpontban felírt programozási modell segítségével történik, vagy pedig a $t = 0$ időpontbeli modellben is lehet már szerepeltetni

a várható feleslegre, vagy annak egy részére vonatkozó feltételeket. Valójában ilyen megjegyzés az (1) feltételek kiegészítő változóira is érvényes.

Mindig megfogalmazhatók olyan feltételek is, melyek azt írják elő, hogy olyan változók (is) kerüljenek a feladat megoldásába, melyeknek megfelelő befektetések a biztosító számára (a modell vizsgálatokor a jövőre vonatkozóan) kívánatos likviditást biztosítanak. A biztosítókra vonatkozó ilyen, és egyéb befektetési előírásoknak megfelelő korlátozó feltételek megfogalmazása könnyen megoldható feladatnak tűnik. Hasonló mondható a duration szerepelteséről is, hiszen a t_j -k rögzítettek.

5. A matematikai programozási modellek mondhatni szokásos használata alapján nyilvánvaló, hogy az előbbi lehetőségeknek az alkalmazás szempontjából értelmes megfogalmazása, vagy az alkalmazás szempontjából érdekes egyéb lehetőségek megfogalmazása technikai nehézséget nem okoz, és éppen az alkalmazás szempontjából is értelmesen megoldható. Másképpen fogalmazva, egy konkrét helyzet analízise alapján dönthető el, hogy például az említettek közül mit és hogyan választanak célfüggvénynek, mit és hogyan építenek a feltételek közé, mindezt hányféleképpen teszik meg és mit kezdenek a modell(ek)ből kapott eredményekkel. Ez az, amit értelmesen kell megoldani és magának a számítássorozatnak a bonyolítása tekinthető nem túl nehéznek. Addig biztosan nem, amíg a programozási modell(ek) csak folytonos változókat tartalmaz(nak).

Mint említettük, egy befektetést kifejező $f(t_j)$ sorozat a befektetés várható cash flow-jával egyenértékű. Hogy egy kötvény megvásárlása, vagy egy kölcsön nyújtása milyen cash flow-t eredményez, az viszonylag pontosan meghatározható. Egy részvény, vagy egy ingatlan megvásárlásából adódó cash flow-nál már sok bizonytalanság lehetséges. Egy részvény jövőbeni osztalékairól, árfolyamairól a managementnek már eleve különféle elképzelései lehetnek. Egy ingatlannál a különféle hasznosítási lehetőségek különböző cash flow-khoz vezetnek, de ugyanolyan jellegű hasznosítások is eredményezhetnek különböző cash flow-kat. Például, egy ingatlan megvásárlása bérbeadás céljából attól függően, hogy ez mennyi ideig tart. Röviden: egyes befektetési lehetőségek valójában csak több $f(t_j)$ sorozattal írhatók le, melyek mindegyike a befektetéssel kapcsolatos valamilyen tervet, elvárást stb. takar, és amelyek közül legfeljebb csak egy valósulhat meg. Ennek leírására szolgál(hat) az egészértékű programozás, és egészértékű programozási feladatok kezelésének nem a leghatékonyabb módja az, ha sorra vesszük az egyes lehetőségek kiválasztásával adódó folytonos feladatokat. Még akkor sem, ha ezek száma nem túl nagy, bár akkor esetleg egy ilyen út járható. Mindez viszont már attól (is) függ, hogy milyen méretű programozási feladatokról van szó. Az eddigiekhez hasonlóan és annak megfelelően ezt a kérdést itt csak nagyon pontatlanul tudjuk megválaszolni.

Először próbáljunk valamit mondani egy ilyen programozási modell feltételeinek a számáról. Életbiztosítási tartalékok befektetése esetén többéves időtartamot is lefedhet a modell, és az első egy-két évben akár havonta lehet egy-egy t_j időpontot szerepeltetni benne. Más, ismétlődő befektetési döntések esetén jogos (?) elképzelés az, hogy egy alkalommal megpróbál(ja)nak egy évre előrelátni, és az évet hónapokra, negyedévekre bontani. Ezzel mondtunk valamit az (1) feltételek számáról. Hogy a 4.-ben vázolt egyéb feltételek közül mennyit és melyeket érdemes bevezetni, arról itt még ennyit sem lehet mondani. Ugyanakkor az első esetben mindenképpen korlátozottabbak a befektetési lehetőségek, illetve a második esetben van lehetőség olyan befektetések figyelembevételére, amelyek a programozási modellben csak több $f(t_j)$ sorozattal írhatók le. Másképpen fogalmazva, a két extrémnek szánt esetből megfogalmazható konklúziókat: mindaddig, amíg folytonos programozási modellek alkalmazására gondolhatunk, addig ezek mérete a mai PC-ken rendelkezésre álló programtermékek számára nem jelent komoly kihívást. Ahol pedig az egészértékű programozás alkalmazására van szükség, ott a feladat mérete elég kicsi ahhoz, hogy ez ne okozzon (technikai) problémát. Bár ma már az EXCELL-lel is rövid idő alatt megoldható ilyenénél nagyobb egészértékű programozási feladat (sőt, más is), és ez a helyzet csak javulni fog. Amikor a matematikai programozás ezen alkalmazásáról kezdtem gondolkodni, akkor még eszembe sem jutott egy EXCELL típusú programtermék használata.

Itt szeretnénk visszautalni egy 4.-beli megjegyzésre. Ugyanis az elmondottak már magyarázatot adnak arra, hogy miért érezzük problematikusabbnak a szokásos sztochasztikus eszközökkel történő leírást a befektetések hozamainál, mint a kötelezettségek kifejezésekor. A körvonalazott modell(ek) szintjén a befektetések hozamaival kapcsolatos bizonytalanságnál a kötelezettségekkel kapcsolatos bizonytalanság sokkal közelebb van ahhoz, ami egy valószínűségi változóval írható le. Ugyancsak sokszor tűnhet reálisnak különböző t -khez tartozó $L(t)$ kötelezettségek kapcsolatáról feltételezni valamit. Az más kérdés, hogy most, vagy máskor van-e a kötelezettségeknek lényegében a várható értékkel történő becslésüknél jobb módszere. A kötelezettségek leírására esetleg használt sztochasztikus folyamatra vonatkozó valamilyen feltételezés mindenképpen lehetőséget nyújt azonban a tárgyalt programozási feladatokba is újabb feltételek bevezetésére.

6. Az eddig elmondottakat úgy is össze lehetne foglalni, hogy egy befektetési döntés meghozatalakor vizsgáljanak alkalmasan megfogalmazott matematikai programozási feladatokat, a következő ilyen alkalommal tegyék ugyanezt stb. A matematikai programozásban egy célfüggvény legnagyobb, vagy legkisebb értékét keressük a korlátozó feltételek mellett. Joggal vetődik fel a kérdés, hogy miért is kell egyáltalán optimalizálni. A történet nem ér véget a feladat

megoldásával, előbb vagy utóbb egy újabb matematikai programozási modellt kell megoldani. Ennek a modellnek a feltételrendszere nagymértékben függ az előző modelltől, mondjuk, optimális megoldásától és elképzelhető, hogy az új modell megoldásakor éppen ezért kapnak egy „rossz” optimális megoldást. (Rosszabbat, mint amihez akkor jutottak volna, ha az előző modellnek nem az optimális megoldását fogadják el az akkori befektetési döntés alapján.)

Az optimalizálással kapcsolatban feltett kérdés megválaszolását azzal kezdjük, hogy valójában nem arról van szó, hogy azért kell optimalizálni, mert valamilyen programozási feladat optimális megoldása képezi majd a befektetési döntés alapját. Elképzelésünk szerint több programozási feladatot kell ehhez megoldani, és nem feltétlenül arról van szó, hogy valamelyik megoldása alapján születik meg a befektetési döntés. Optimalizálni azért kell, vagy azért jó, mert ilymódon sokkal pontosabb képet kapunk a különböző, egyébként egymáshoz nagyon is közeli modellek megoldásainak kapcsolatáról. Ehhez jönnek még az egyes modellekkel kapcsolatban elvégezhető érzékenységi vizsgálatok, melyek eredményeinek figyelembevétele tovább növelheti a modell nyújtotta támogatás erejét. Ugyanakkor kétségtelenül nagyon sajnálatos, hogy (egyelőre?) nincs olyan eredmény, amely jól használható matematikai választ adna az egymást követő programozási feladatok optimumértékeinek és azon programozási feladat optimumértékének a kapcsolatára, amelyet akkor írhatnánk fel, ha pontosan tudnánk előre, hogy mi történik majd a jövőben.

A matematikai programozás használatának ereje és előnye éppen abban van, hogy ez egy (legalábbis technikai szempontból) könnyen és sokféleképpen használható eszköz. Az aktuárius (legalább néhány paraméter számértékében) biztosan más feladatot vagy feladatsorozatot vizsgál, mint a management. Az aktuárius szempontjából például nem sok zavaró van abban, ha egy (2') vagy (2'') alakú feltételben túl sok a felesleg, sőt. A biztosító management-jéhez képest más szempontjai, esetleg előírásai is lehetnek a befektetések értékelésében, és/vagy abban, hogy az $f(t_j)$ sorozatok konstruálásakor miképpen veszi figyelembe az (esetleges) inflációt. Ugyanakkor talán kevésbé érzékeny arra, hogy a modellek megfogalmazásakor miképpen kezelik a likviditás problémáját. Minthogy mindezeknek megfelelő megoldása valójában a befektető managementnek és a biztosító aktuáriusának közös érdeke, azért nem is tudunk annál jobbat elképzelni, mint hogy az aktuárius már vegyen részt a befektetést megelőző programozási feladatok vizsgálatában.

Ezen nagyon fontos megállapításon túl szeretnénk még két további, ugyancsak nagyon fontosnak tekintett megjegyzést tenni. Jól látszik, hogy ilyen (matematikai programozási) modellek vizsgálata nem szűkül(het) le a befektetési tevékenység támogatására, illetve a cikkben tárgyalt modellek is kiterjeszthetők egyéb elemzések segítésére. Például arra, hogy mire elegendőek-e az (1) feltételekbeli kiegészítő változók, mondjuk, milyen mértékben fedezik

a költségeket, de ilyen szinten számos más lehetőség is felvethető.

A tárgyalt modell egyebek mellett lényegében a befektetések tényleges vagy becsült cash-flow-jára támaszkodik. Ha ez (a szemlélet) elterjed, akkor annak nagyon messzenyúló következményei lehetnek és talán lesznek is. Itt csak egy ilyet szeretnénk említeni, amit csak részben indokol, hogy momentán az Állami Biztosításfelügyeleten dolgozom. Ha ezek a cash-flow-k (megfelelő formában) megjelennek a biztosítóknak a Felügyelet felé rendszeresen szolgáltatandó adatok között, akkor ez a felügyeleti tevékenység körét és minőségét alapvetően megváltoztathatja.

Irodalom

1. A. J. WISE: The matching of assets to liabilities, Journal of the Institute of Actuaries, Vol. 111 (1984), 451-501.
2. A. D. WILKIE: Portfolio selection in the presence of fixed liabilities: a comment on „The matching of assets to liabilities”, Journal of the Institute of Actuaries, Vol. 112 (1985), 229-277.
3. A. J. WISE: Matching and portfolio selection, Journal of the Institute of Actuaries, Vol. 114 (1987) Part 1: 113-132, Part 2: 551-568.

MATCHING IN INSURANCE AND MATHEMATICAL PROGRAMMING

Choosing an investment portfolio on such a way that its incomes are close to the expected liabilities of an insurer is a field where mathematical programming can be applied. The paper deals with some of the possible pros and cons of this application. The real aim of this paper is to draw attention to this possibility.

JÁTÉKELMÉLETI MEGKÖZELÍTÉS A HATALMI ERŐK ELOSZLÁSÁNAK ÉRTÉKELÉSÉRE A MAGYAR PARLAMENTBEN¹

GYETVÁN FERENC
JPTE Közgazdaságtudományi Kar

A játékelmélet politikai problémákra történő alkalmazásának egyik érdekes köre a választási eljárások, valamint a választott testületek hatalmi struktúrájának modellezése és elemzése. A következőkben bemutatunk egy speciális választási struktúrát, és a kooperatív játékelmélet bizonyos fogalmainak és eszközeinek (kooperatív játékok, választási játékok, Shapley érték, Shapley-Shubik erőindex) alkalmazását a magyar parlamentben lévő politikai pártok közötti erőeloszlás a priori vizsgálatára.

1. Választási játékok

Legyen $I = \{1, 2, \dots, n\}$ játékosok egy halmaza és $S \in 2^I$ a játékosok egy bizonyos koalíciója, ahol 2^I az I halmaz részhalmazainak halmaza. Defináljuk a koalíciók értékelésére szolgáló $v(S)$ valós értékű karakterisztikus függvényt minden $S \in 2^I$ koalícióra a következőképpen:

$$(i) \quad v(\emptyset) = 0,$$

$$(ii) \quad v(S_1 \cup S_2) \geq v(S_1) + v(S_2), \quad (S_1 \cap S_2 = \emptyset, \quad S_1, S_2 \in 2^I).$$

Az (I, v) párt az I halmazzal és a $v(S)$ karakterisztikus függvénnyel adott n -személyes kooperatív játéknak nevezzük.

Az általunk vizsgált problémában legyen $I = \{1, 2, \dots, n\}$ politikai tömörülések (pártok, frakciók) egy halmaza valamely választott testületben, például a parlamentben. Jelölje a_i az i -edik párt adott testületbeli képviselőinek a számát.

$$a_0 = \sum_{i=1}^n a_i$$

az összes képviselő száma az adott testületben. Továbbá legyen definiálva egy α többségi szabály a következőképpen: egy választási szituációban a

¹Beérkezett 1993. december 7. A dolgozat az OTKA 1295/90 pályázat keretében készült.

szavazás megnyeréséhez szükséges szavazatok minimális száma

$$\text{int}(\alpha a_0) + 1,$$

ahol $0 < \alpha < 1$ és $\text{int}(\alpha a_0)$ az αa_0 egészrészét jelenti.

Az adott szituáció játékelméleti megközelítése a következő: a pártok egy adott kérdésben történő szavazás előtt választási koalíciókat hoznak létre annak érdekében, hogy a győzelemhez szükséges számú szavazatot megszerezzék.

A probléma egyszerűsítése érdekében szükséges rögzíteni az alábbi feltételezéseket:

- Egy párt minden tagja mindig egyformán szavaz.
- Ha valamely kérdésben pártok koalíciót alkotnak, akkor a koalíció tagjai egyformán szavaznak.
- Pártok bármilyen koalíciója lehetséges, és minden koalíció létrejötté egyformán valószínű.

Azt mondjuk, hogy egy $S \in 2^I$ győztes koalíció, ha

$$\sum_{i \in S} a_i \geq \text{int}(\alpha a_0) + 1, \quad (1)$$

és vesztes ellenkező esetben. Könnyű megmutatni, hogy a következő függvény karakterisztikus függvény:

$$v(S) = \begin{cases} 1, & \text{ha } S \text{ győztes koalíció,} \\ 0, & \text{ha } S \text{ vesztes koalíció.} \end{cases} \quad (2)$$

Az (1)-ben definiált nyerési szabállyal és a (2)-ben definiált $v(S)$ karakterisztikus függvénnyel adott egyszerű kooperatív játékot az (I, v, α) választási játéknak nevezzük.

Legyen (I, v, α) választási játék, $S \in 2^I$, és $i \in S$. Ha $v(S) = 1$ és $v(S - \{i\}) = 0$, akkor azt mondjuk, hogy az i -edik játékos *lényeges tagja* az S koalíciónak. Az elnevezést az indokolja, hogy az i -edik játékos nélkül a koalíció vesztesé válna.

2. A Shapley-Shubik erőindex

Egy adott testületben a mandátumok megoszlása a pártok között nem teljesen hű jellemzője az erő és a befolyás megoszlásának. Ezt mutatja a következő illusztratív példa. Tekintsünk egy 100 fős, három pártból álló parlamentet. A pártok között a mandátumok megoszlását az 1. táblázat mutatja.

pártok	képviselők
1.	49
2.	2
3.	49
Σ	100

1. táblázat: A mandátumok eloszlása három párt között

Legyen $\alpha = 0.5$. Figyelembe véve az 50%-os többségi szabályt, mindhárom pártnak hasonló a helyzete a választási játékban. Semelyik párt sem tud nyerni egyedül, és bármely kéttagú koalíció győztes koalíció. Sőt, bármely kéttagú győztes koalíció minden tagja lényeges. Vagyis nélküle az adott koalíció vesztesé válna. Ez azt jelenti, hogy a győzelem elérése szempontjából a koalíció minden tagja egyformán fontos. Meg kell jegyezni, hogy bizonyos körülmények között a mindössze két képviselőből álló 2. párt szerepe meghatározó lehet. (Ha például a két nagy párt, az 1. és 3. ellenlábasai egymásnak.) Egészen más szituáció figyelhető meg, ha $\alpha = 0.66$, azaz ha a többségi szabály 2/3-os. Ebben az esetben a 2. pártnak nincs befolyása a szavazás kimenetelére. Az 1. és 3. párt koalíciója szükséges valamely javaslat vagy törvény elfogadásához.

Shapley(1953) kidolgozott egy koncepciót kooperatív játékokban a különböző játékosok erejének apriori értékelésére. A vizsgálat arra irányul, hogy mennyire fontos az egyes pártok jelenléte az egyes koalíciókban. Minél több koalíció válna vesztes koalícióvá egy adott párt jelenléte nélkül, vagy ami ugyanazt jelenti, hogy minél több vesztes koalíciót tenne győztesse a koalícióbeli jelenlétével, azt lehet mondani, annál nagyobb az ő potenciális ereje. Ez az erő, mely egy választási játékban minden egyes pártot jellemez egy n -komponensű $h = (h_1, \dots, h_n)$ ún. Shapley-vektorral írható le. Az i -edik párt erejét reprezentáló h_i érték kiszámítása érdekében tekintsük azokat az S nyertő koalíciókat, melyekben i lényeges tag. Legyen

$$h_i = \sum_S \frac{(|S| - 1)!(n - |S|)!}{n!} \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (3)$$

ahol $|S|$ az S koalíció tagjainak száma. Az összegzés tehát az összes olyan S nyertő koalícióra történik, melyre $i \in S$, és $S - i$ vesztes koalíció. Továbbá legyen $h_i = 0$, ha az i -edik párt semelyik nyertő koalícióban sem lényeges tag. Megmutatható, hogy

$$\sum_{i=1}^n h_i = 1, \quad h_i \geq 0,$$

így h valószínűségi vektor.

Shapley és Shubik(1954) alkalmazta a választási játékokat az erő eloszlásának értékelésére bizottsági rendszerekben. A politikai irodalomban a h_i értéket a bizottság i -edik tagja Shapley-Shubik erőindexének hívják. Ezt a terminológiát használjuk mi is. Valójában h_i egy valószínűség, mely azt mutatja, hogy az i -edik párt mennyire lényeges, vagyis az összes elméletileg lehetséges koalíciót figyelembe véve milyen valószínűséggel kerülhet olyan nyerő koalícióba, melynek ő lényeges tagja.

Korábbi példánkban, ahol a parlament három pártból állt, és amelynek adatait az 1. táblázat tartalmazza, definiáljuk a választási játékot. Legyen $I = \{1, 2, 3\}$, azaz $n = 3$. A lehetséges koalíciók: $\{1\}$, $\{2\}$, $\{3\}$, $\{1, 2\}$, $\{1, 3\}$, $\{2, 3\}$ és $\{1, 2, 3\}$. Tegyük fel, hogy $\alpha = 0.5$. Ekkor a $v(S)$ vektor értékei az (1), (2) összefüggések és az 1. táblázat adatai alapján :

$$v(\{1\}) = v(\{2\}) = v(\{3\}) = 0 ,$$

$$v(\{1, 2\}) = v(\{1, 3\}) = v(\{2, 3\}) = 1 ,$$

$$v(\{1, 2, 3\}) = 1 .$$

Azt láthatjuk, hogy például az 1. párt három győztes koalíciónak is tagja, de csak kettőben, az $\{1, 2\}$ és az $\{1, 3\}$ koalícióban lényeges tag. Ezért h_1 a (3) összefüggés alkalmazásával e két koalícióra történő összegzéssel nyerhető a következőképpen:

$$h_1 = \frac{1! \cdot 1!}{3!} + \frac{1! \cdot 1!}{3!} = \frac{1}{3} .$$

Teljesen hasonlóan számolható ki h_2 és h_3 is. Így

$$\mathbf{h} = (1/3, 1/3, 1/3) .$$

Tehát az erőindex mindhárom párt esetében ugyanaz, ami megfelel korábbi intuitív megállapításunknak. Ha $\alpha = 0.66$, akkor

$$v(\{1\}) = v(\{2\}) = v(\{3\}) = 0,$$

$$v(\{1, 2\}) = v(\{2, 3\}) = 0,$$

$$v(\{1, 3\}) = v(\{1, 2, 3\}) = 1 .$$

Ennek alapján a (3) összefüggés segítségével:

$$\mathbf{h} = (1/2, 0, 1/2) ,$$

ami azt jelenti, hogy a hatalom az 1. és 3. párt, tehát a nagy pártok kezében van.

3. Választási játék és a többkamarás törvényhozás

A következőkben egy speciális parlamenti struktúrát, a többkamarás parlamentet vizsgáljuk. Feltételezésünk szerint a törvényhozás több házból áll, melyek önállóan szavaznak. Egy javaslatot csak akkor tekintünk elfogadottnak, ha mindegyik ház elfogadta a kellő többséggel.

Legyen m a házak száma a többkamarás törvényhozásban. Jelölje $J = \{1, 2, \dots, m\}$ a kamarák halmazát, és a_{ik} az i -edik párt képviselőinek a számát a k -adik házban. Ekkor

$$a_{0k} = \sum_{i \in I} a_{ik} \quad (4)$$

a k -adik ház képviselőinek száma. (A különböző házakban nem szükséges a képviselők számának megegyeznie.)

Egy S koalíció nyerő koalíció egy többkamarás parlamentben az α többségi szabály mellett, ha

$$\min_{k \in J} \left[\sum_{i \in S} a_{ik} - \text{int}(\alpha a_{0k}) \right] > 0. \quad (5)$$

Az (5) egyenlőtlenség azt jelenti, hogy az S koalíció α többségben van mindegyik házban. Ellenkező esetben, azaz, ha legalább egy házban nem kapja meg az a többséget, S vesztes koalíció.

Kiindulva a győztes és vesztes koalíció fogalmából, az előző egykamarás parlamenthez hasonló módon megalkothatunk egy választási játékot a többkamarás parlamentre, és kiszámíthatjuk a megfelelő Shapley-Shubik potenciálokat.

Illusztrációképpen tekintsük a következő háromkamarás, három pártból álló parlamentet, melynek adatait a 2. táblázat tartalmazza. Az I. ház 100, a II. ház 50, a III. ház szintén 50 képviselőből áll. A pártok három parlamentbeli százalékos megoszlása látható az utolsó oszlopban.

pártok	I. ház	II. ház	III. ház	Σ	%
1.	50	25	10	85	42.5
2.	45	10	15	70	35.0
3.	5	15	25	45	22.5
Σ	100	50	50	200	100.0

2. táblázat: A képviselők száma és aránya

A lehetséges koalíciókat, a szavazási kimeneteleket és karakterisztikus függvény értékeit láthatjuk a 3. táblázatban.

koalíciók	I. ház	II. ház	III. ház	$\alpha = 0.5$	$\alpha = 0.66$
{1}	50	25	10	0	0
{2}	45	10	15	0	0
{3}	5	15	25	0	0
{1, 2}	95	35	25	0	0
{1, 3}	55	40	35	1	0
{2, 3}	50	25	40	0	0
{1, 2, 3}	100	50	50	1	1
50%	50	25	25		
66.6%	67	34	34		

3. táblázat: A lehetséges koalíciók értékelése

A táblázatból látható, hogy $\alpha = 0.5$ -re két győztes koalíció van, az {1, 3} és az {1, 2, 3} nagykoalíció.

Az 1. párt Shapley-Shubik indexe kiszámításához tekintsük azokat a koalíciókat, amelyekben ő lényeges tag. Mindkét győztes koalícióban az 1. párt lényeges. Ha az {1, 2, 3} koalícióból elhagyjuk az 1. pártot, akkor a {2, 3} vesztes koalícióhoz jutunk, melynek nincs többsége sem az I. házban, sem a II. házban. Ha az {1, 3} győztes koalícióból kilépne az 1. párt, akkor a {3} vesztes koalíció jönne létre, melynek semelyik házban sincs többsége. Könnyű látni, hogy a 3. párt is lényeges tagja mindkét győztes koalíciónak, de a 2. párt nem lényeges tagja az egyetlen, őt tartalmazó {1, 2, 3} győztes koalíciónak. Minden rendelkezésre áll a Shapley-Shubik erőindexek kiszámításához.

koalíciók	1. párt	2. párt	3. párt
{1, 3}	1/6	0	1/6
{1, 2, 3}	1/3	0	1/3
h	1/2	0	1/2

4. táblázat: $(|S| - 1)!(n - |S|)!/n!$ értékei a győztes koalíciókra

Az 50%-os többségi szabályhoz tartozó erőeloszlást mutatja a 4. táblázat utolsó sora. Ennek alapján:

$$\mathbf{h} = (1/2, 0, 1/2).$$

Igen érdekes eredményt kaptunk: 50%-os többségi szabály esetén a 3. pártnak, mely 22.5%-os képviselői aránnyal bír a háromkamarás parlamentben (lásd a 2. táblázat utolsó oszlopát), ugyanúgy 1/2 a potenciális ereje, mint az 1. pártnak, melynek 42,5%-os képviselete van. A 2. párt nem rendelkezik potenciális erővel a szavazásoknál, pedig jelenléte 35%-os, a három parlament összlétszámára vonatkoztatva.

Ha $\alpha = 0.66$, akkor a pártok szavazást befolyásoló képessége egyforma:

$$h = (1/3, 1/3, 1/3).$$

Hasonlítsuk most össze a háromkamarás parlamentünket az egykamarással, feltételezve, hogy a képviselők száma és aránya ugyanaz. Ekkor $\alpha = 0.5$ -re

$$h = (1/3, 1/3, 1/3),$$

$\alpha = 0.66$ esetén pedig

$$h = (2/3, 1/6, 1/6).$$

4. Erőviszonyok a magyar parlamentben

Az érvényben lévő jogszabályok alapján a magyar parlament egykamarás. Az 1990-es választások utáni ún. szabad parlamentbe a szavazatok legalább 4 százalékát elért pártok kerültek be. Ezt a szintet hat párt teljesítette. A parlamentben azonban jelen van egy hetedik politikai erő is, az egyéni választókerületekben függetlenként megválasztott, vagy időközben függetlenné vált képviselők csoportja. Ennek alapján a magyar parlamentben a következő pártok alkotnak pártfrakciót:

1. Magyar Demokrata Fórum; 2. Szabad Demokraták Szövetsége; 3. Független Kisgazda Párt; 4. Magyar Szocialista Párt; 5. Fiatal Demokraták Szövetsége; 6. Kereszténydemokrata Néppárt; 7. Független Képviselők.

A választási eredmények alapján a parlament a következő képet mutatta 1990. május 2-án:

	A parlamenti képviselők		Shapley-Shubik indexek	
	száma	aránya (%)	$\alpha = 0.5$ (%)	$\alpha = 0.66$ (%)
MDF	165	42.7	56.19	59.19
SZDSZ	94	24.4	11.19	9.69
FKGP	44	11.4	11.19	9.69
MSZP	33	8.5	11.19	9.69
FIDESZ	22	5.7	4.52	5.40
KDNP	21	5.5	2.86	3.23
FK	7	1.8	2.86	3.23
Σ	386	100.0	100.00	100.00

5. táblázat: A magyar parlament erőviszonyai

Az 5. táblázat alapján megfigyelhetjük, hogy a játékelméleti erőeloszlás különbözik a mandátumok százalékos eloszlásától. A pártok befolyása függ a pártok képviselőinek struktúrájától és a választási szabálytól. Az egykamarás magyar parlamentben semelyik pártnak sincs elég ereje, hogy egyedül, koalíciós együttműködés nélkül eldöntse a szavazások végeredményét. Ugyanakkor megfigyelhető, hogy bizonyos pártok a szavazásoknál parlamentbeli jelenléti arányuknál nagyobb erőt képviselnek. Nagyobb a szavazások végeredményét befolyásoló képességük! Más pártok éppen fordítva. Mint az 5. táblázatból kitűnik, 50%-os többségi szabály, $\alpha = 0.5$ esetén legszembetűnőbb az MDF potenciális ereje. Bár jelentősen kisebb mértékben, de jelenléti arányánál jobb a pozíciója az MSZP-nek, és a Független Képviselők parlamenti csoportjának. Ugyanakkor jelenléti arányához képest jelentősen kisebb a potenciális ereje az SZDSZ-nek, és hasonló a helyzete a FIDESZ-nek és a KDNP-nek is. Az FKGP-nek az ereje hasonló a jelenléti arányához. Kétharmados többségi szabály estén az 50%-oshoz képest az MDF jelentősége tovább nő, és csökken a közepes pártok ereje. (Lásd az 5. táblázat $\alpha = 0.66$ -ra vonatkozó oszlopát.)

5. Befejezés

Mint a példákban és az elvégzett vizsgálatokból kitűnik, a hatalmi erők a priori eloszlásának játékelméleti vizsgálata betekintést nyújt választási testületek (parlament bizottságok stb.) valóságos erőviszonyaiba. Ez tehát használható eszköz lehet választások után lehetséges kormánykoalíciók egy értékelésére. Továbbá annak értékelésére, hogy az állandó bizottságok összetétele megfelel-e a választásokon elért eredmények alapján szükséges aránynak, valamint egyéb szempontoknak. Egy érzékenységvizsgálati elemzés képet adhat a választási testületek vagy a (lehetséges) kormánykoalíció(k) stabilitásáról.

A Shapley-Shubik erőindexnek, mint a valós erőeloszlás mértékének a magyar parlamentre történő alkalmazásának gyenge pontja abból a feltételezésből fakad, hogy minden elméletileg lehetséges koalíció egyformán valószínű. A valóságban sokszor vannak elvi alapokon kizárható koalíciók (pl. a jelenlegi kormánykoalíció kialakításánál MDF-SZDSZ, vagy MDF-MSZP), és egy sor további koalíció sorolható fel, melyek hasonló megkötések miatt nem jöhetnek létre.

Ennek kiküszöbölésére egy alternatív mértéket javasolt Banzhaf (1965) a hatalmi erők mérésére. A Banzhaf-féle erőindex az i -edik párt számára a

következő hányadossal definiálható:

$$b_i = \frac{c_i}{\sum_{i \in I} c_i} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

ahol c_i azon megengedett nyerő koalíciók száma, melyekben az i -edik párt lényeges tag. Tehát ha meg lehet adni a megengedett koalíciók halmazát, kizárva a lehetetlen koalíciókat, akkor kiszámítható a Banzhaf indexek $\mathbf{b} = (b_1, \dots, b_n)$ vektora. Ez általában különbözik a Shapley-Shubik erőindexek $\mathbf{h} = (h_1, \dots, h_n)$ vektorától.

Irodalom

1. Banzhaf, J. F.: Weighted Voting doesn't Work: a Mathematical Analysis. *Rutgers Law Review*, Vol. 19, 1965, pp. 317-343.
2. Shapley, L. S.: A Value for n -Person Games. In: *Annals of Math. Studies No. 28. (Contributions to the Theory of Games II)*, Princeton 1953, pp. 307-317.
3. Shapley, L. S. - Shubik, M.: A Method for Evaluating the Distribution of Power in a Committee System. In: *American Political Science Review*, 48, 1954, pp. 787-792.
4. Schwodiauer, G.: Calculation of a Priori Power Distributions for the United Nations. *Research Memorandum No. 24*, Institute für höhere Studien und Wissenschaftliche Forschung, Wien, 1968.
5. Turnovec, F.: A Game Theoretical Approach to Evaluation of Power Distribution in Czecho-Slovak Parliamentary Bodies. *Research Memorandum*, No. 90/I, Bratislava, 1990.

AN ESTIMATION TO EVALUATION OF POWER DISTRIBUTION IN THE HUNGARIAN PARLIAMENT

One of the most interesting applications of the theory of games to political problems is an analysis of voting procedures and power structures in representative bodies. In this paper it will be introduced a special voting structure called multi-cameral legislation and used some concepts of cooperative game theory to estimate an a priori power distribution among different political formations in the Hungarian parliament.

TÁRSASÁGI HÍREK

Beszámoló a Bródy András 70. születésnapja alkalmából rendezett ünnepi konferenciáról

Ezeket a sorokat Ziermann Margit emlékének ajánlom, aki Chikán Attila szavait használva egész biztosan így akarta volna, hogy a konferencia lefolyjon, hisz egész élete a tudomány fejlődését szolgálta.

*

1994. június 6-án a Gazdaságmodellezési Társaság, a Gazdaságpszichológiai Társaság és a Rajk László Szakkollégium együttes szervezésében, a Rajk László Szakkollégium tanácstermében ünnepi konferenciára került sor Bródy András 70. születésnapja alkalmából.

Születésnapot ünnepelni munkával, ennél jobban nem lehetett volna Bródy András eddigi életművét szimbolizálni. A konferencia két félidejében, a végén elhangzott köszöntő szavaktól eltekintve, valamennyien a szakmára koncentráltunk. Az előadók mindnyájan vagy Bródy András tanítványai, vagy munkatársai voltak, sőt sokan mind a kétfajta kapcsolattal büszkélkedhettek. Az egykori és a mai tanítványok a közgazdaságtan igen széles területén tevékenykednek, így előadást hallhattunk a pénzügyi közgazdaságtantól kezdve a menedzserpiac értékelésén és az együttélő nemzedékek modelljén keresztül egészen a pszichológia és a közgazdaságtan határterületéig terjedő témákból.

Az első félide a jelenlegi és a mostani Rajk László szakkollégistáké volt. Először három fiatal szakkollégista ismertette összesen két dolgozatát, melyekkel egyébként a BKE nemrégiben lezajlott TDK-konferenciáján díjat is nyertek, majd Ábel István, a vezető pénzügyi szakember és kutató, egyben egyetemi oktató, az egykori kollégista beszélt a piacgazdaságra való áttérés makroökonómiájáról.

Ábrahám Árpád és Kónya István közös dolgozata a menedzserpiac modelljeiről szólt. A vállalati felső vezetők díjazását empirikus adatokra épülő elméleti modellekkel értékelték, majd a megbízó-ügynök probléma alapján elemezték a hazai menedzserek fizetését. Radnai Márton előadásában a kárpótlási jegyről, a magyar tőkepiac Jolly Joker-éről beszélt. A kárpótlási jegy egységisége miatt nemzetközi irodalma nincs, és a magyar irodalom sem

elméleti feldolgozásból, hanem inkább tényközlő újságcikkekből áll. Az előadó három fő kérdésre összpontosított:

- meghatározható-e a jegy egyensúlyi árfolyama rövid és hosszú távon;
- tölthet-e be pénzhelyettesítő funkciót, és milyen feltételek mellett;
- hogyan nyilvánulnak meg kibocsátásának makrogazdasági hatásai.

Ábel István a piacgazdaságra való áttérés néhány kiemelt makroökonómiai problémájára hívta fel a figyelmet. Az egyetemistákat óva intette attól, hogy abban bízzanak, hogy villámgyors tudományos eredményeket fognak elérni. Saját példáját idézte, miszerint egyszer, amikor még ő volt Rajk kollégista, félig kész dolgozattal ment Bródy Andrásához, aki az ő megszokott türelmével és emberségével a következőket válaszolta: "Jó lesz, ezzel még el lehet tölteni 10 évet." Ábel István arról számolt be, hogy 10 év nem volt elég a befejezésre, még hosszabbítást kér.

A második féldió alapvetően a pályatársaké volt, de közülük is mindnyájan kisebb-nagyobb mértékben Bródy-tanítványoknak vallották magukat. *Simonovits András*, címzetes egyetemi tanár és neves kutató pl. külön hangsúlyozta, hogy a 60-as évek közepétől folyamatosan mély hatással volt rá Bródy András munkássága, elsősorban a gazdaság egyensúlyi állapotára és ciklusára vonatkozó nézetei. Az együttlévő korosztályok modellje – ami Simonovits András jelenlegi előadócíme volt – ugyanis a nyugdíjrendszerre levonható következtetéseken keresztül alapvető kapcsolatban van a makrogazdasági egyensúly-egyensúlytalanság problémakörével. *Garai László*, a Gazdaságpszichológiai Társaság társelnöke, a nizzai egyetem professzora, a gazdaságpszichológia kimagasló szaktekintélye tíz évvel ezelőtt találkozott először Bródy Andrásal, és akkor nagyon elcsodálkozott, hogy egy közgazdászt hogyan érdekelhetik ennyire a pszichológiai kérdések. Mostani előadócíme is egykori véleményét idézte fel: „Minek egy matematikai közgazdásznak pszichológia?” Azóta a két tudós kapcsolata számos kölcsönös eredményt hozott az emberi viselkedésnek a közgazdaságtan és a pszichológia határterületén mozgó problémaköreiben. *Zsolnai László* közgazdász, a Gazdaságpszichológiai Társaság titkára, egyetemi oktató és neves kutató a "Harmonia Oeconomiae" kérdéskörét boncolgatta. Elmondta, hogy gyakran bizonyos félreértések válnak egy-egy újabb tudományos eredmény inspirálóivá, ezért megpróbálta Bródy András „Lassuló idő”-ben kifejtett fejlődélméletét kreatívan „félreérteni”. Bródy eszméje teljes összhangban van a John Rawls-féle igazságosság alapelveivel, miszerint mindenkor a leginkább elmaradott szektorok fejlesztésén kell munkálkodnunk.

Az előadások elhangzása után a három rendező társaság, illetve intézmény nevében Tarján Tamás, a Gazdaságmodellezési Társaság vezetőségi tagja a következő szavakkal adta át Bródy Andrásnak a hallgatóság jelképes ajándé-

kát: „Ötvenéves korodban találkoztam Veled először, amikor hazajöttél Afrikából, ahol végre megengedték, hogy taníthassál. Nem hittem el, hogy ötvenéves vagy. Azóta eltelt húsz év, és továbbra is jó néhányat letagadhatsz éveid számából, csak arra kérek, hogy ezt a húsz évet ne tagadd le!” Mi pedig arra kérjük Bródy Andrást, hogy a többi se tagadja le, mert mi büszkék vagyunk rá.

Berde Éva

KÖNYVEKRŐL

LARRY E. SHIRLAND: *Statistical Quality Control with Microcomputer Applications*. John Wiley & Sons Inc. New York – Chichester – Brisbane – Toronto – Singapore, pp 395.

A minőség elsőrendű fontosságú a ma társadalmá számára, mivel a vállalatok egy zsugorodó globális gazdaságban kénytelenek pozíciókat szerezni egymás rovására. Azok a vállalatok, amelyek nem képesek termékeik, szolgáltatásaik minőségét folyamatosan javítani, ugyanakkor költségeiket csökkenteni, nem reménykedhetnek a túlélésben.

A vezetésnek úgy kell változtatásokat véghezvinnie, hogy törekedjék a minőség javítására az üzlet minden területén. Körültekintően kell felmérnie termékei, szolgáltatásai vevőkörét, s mindent meg kell tennie, hogy kielégítse vásárlóit. A teljes minőség menedzsmentre (TQM) alapozó filozófia lehetővé teszi, hogy a vállalatok növeljék versenyképességüket. Ebben a gondolkodásmódban a legfontosabb, hogy a vezetés és a dolgozók megismerkedjenek a minőséggel kapcsolatos fogalmakkal, teendőkkel. A termékek és szolgáltatások minőségének javítása érdekében meg kell ismerni a minőség biztosításának eszközeit, módszereit, különös tekintettel a statisztikai folyamatellenőrzés (SPC) módszereire.

Ennek a könyvnek az a célja, hogy egy ilyen jellegű képzéshez biztosítson tananyagot. Felhasználható statisztikai folyamatellenőrzéssel foglalkozó kurzusokon kiegészítő anyagként egyéb olvasmányok és esettanulmányok felhasználásával. Alkalmazható teljes minőség menedzsment (TQM) kurzusok anyagaként, a mellékelt számítógépes programok felhasználásával a hallgatók gyakorlatot szerezhetnek a megismert fogalmak, módszerek alkalmazásában. A számítógépes programok lehetővé teszik a mélyebb elemzést és a "mi lenne, ha" típusú elemzéseket.

A szerző évek óta használja a könyvet üzleti és mérnöki menedzsment szakos hallgatók számára oktató minőségellenőrzés kurzus tananyagaként. A kurzus a minőség technikai és vezetői aspektusaira egyaránt figyelmet fordít.

Az anyag önmagában elsősorban a statisztikai folyamatellenőrzés technikai vonatkozásainak bemutatására alkalmas, míg kiegészítő olvasmányokkal, esettanulmányokkal lehetővé válik a sokféle alkalmazási lehetőség megismertetése is.

A könyv két részre oszlik. Az első rész (1-8. fejezet) az alapvető statisztikai fogalmakkal, továbbá az ellenőrző kártyák szerkesztésével és alkalmazásával foglalkozik. A második rész (9-11. fejezet) az elfogadási mintavételi tervek megszerkesztését és alkalmazását vizsgálja. Több fejezetvégi problémát

vizsgál a szerző a mellékelt számítógép lemezeken található adatbázisok felhasználásával.

A könyv tanulmányozásához nem szükségesek túlságosan magas szintű matematikai előismeretek. Bármelyik hazai főiskolán, vagy egyetemen külön előkészítés nélkül oktatható. Bizonyos statisztikai előtanulmányok ugyanakkor hasznosak lehetnek, bár nem feltétlenül szükségesek. A 3. és 4. fejezet a statisztikai folyamatellenőrzés fogalmainak, módszereinek megértését segítő valószínűségelméleti ismereteket is tartalmazza.

A könyvet táblázatokot tartalmazó függelék, továbbá két PC lemez egészíti ki, mely utóbbiak adatbázisokat, valamint a tárgyalat témakörök jobb megértését támogató programokat tartalmaznak.

A könyvet haszonnal forgathatják gazdasági és műszaki vezetők, valamint statisztikai minőségellenőrzéssel foglalkozó kurzusok oktatói és hallgatói.

Varga József