

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 lejárat 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 Gézának 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 kizorítás 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 kizorítási hatás elemzési kerete

A vizsgált fogalomnak bevezetőben adott meghatározása mellett mi egy tágabb értelmezést javasolunk: a *kizorítási 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 pénzfianzírozás), 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 kizorítási elvi lehetősége vagy

elvetése mellett.³

Az elmélet tesztelése

A kiszorítási hatás különböző empirikus tesztelései 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 adotttnak 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 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 becslőeljárások 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 vizsgálatakor 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 magántevékenységek kiszorulnak a felértékelődő nemzeti valuta következtében. (Emiatt a *Függelékben* 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 kamattjévedelem 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

⁵ Az állítás nyilván fix kötvényhozamok esetén igaz.

⁶ Például 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 csatátérként, 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 *Ricardoi ekvivalencia hipotézist*⁷ 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 kivételése formájában az állam beszedi; iii) a tőkepiacok tökéletesek, és a magánszemélyeknek lehetőségük van a kormányzati kiadások kamatlábon hitelt felvenni és megtakarítani; iv) a háztartások biztosan ismerik a jelen és jövő időszakai 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 átalányadók 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 nő 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 vizsgálatokor 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.

¹⁰ A 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 újrabecslülte 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 kizorítás 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 koefficiensok 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 transzferkifizetéseket, 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 ismételten 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 Darat 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. Darat kritikáját Cebula elemzéséről, melyet mi ezen rész e) alpontjában ismertetünk.

¹²Day azonban sok variációt kihagyott. Következtetéseit elsősorban azokból az egyenletekből vonta le, amelyekben *tg* szerepel *g* 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 reziduumok 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 kamatlábára 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 zero 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 reziduumaik használatosak, ahol $F_j(L)$ a lag operátor véges polinomja, w_{jt} a többi változó vektora, a jobb oldalon pedig a hibatényezők 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 deflátorát 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 árak, 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 jegyzik a tőzsdéken, de a másodlagos piac nagy része a tőzsdén kívüli forgalomban bonyolódik le. Az eurokötvények kamatjévédelme 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 előidézni 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. Másodszor, 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 $UM_{USA,t}$ reziduummokkal. 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-okssággal, 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

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

autoregresszív séma különböző késleltetési 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 becsülendő paraméter miatt 1958:1–1964:2 között illesztette egyenletét. A becsült 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 nevezzük. 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 kiterjeszthető 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 tőkekepződést és lassítják a gazdasági növekedést. A kamatláb növekedésekor a kormányzati programok tudatosan a gazdasági növekedés elősegítésére, és a kamatlábérzékeny 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 hipotéssal 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-okságon 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 újrabeccsüli 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 stacionáriussá 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 teszteli 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.