

ÖKONOMETRIAI ELJÁRÁSOK A KISZORÍTÁSI HATÁS ELEMZÉSÉRE¹

DARVAS ZSOLT – ZÖLD ESZTER²

II. Magyarország 1989–92

Tanulmányunk második részében megkíséreljük ökonometriailag elemezni a magyarországi államháztartási hiány kiszorító hatását az 1989–1992-es időszakban.³ Mint az előző rész bevezetőjében említettük, 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 ökonometria vizsgálatok korlátozott elfogadhatóságának. Ezek figyelembe tartásával két kérdésre keresünk választ: az egyik vizsgálandó kérdés a deficit kamatlábakra gyakorolt hatása, a másik a kamatlábak szerepe a beruházások rohamos csökkenésében. További fontos kérdés a pénzkereslet kamatérzékenysége, hiszen a hitelezésre rendelkezésre álló forrásokat részben ez befolyásolja, ezért verbálisan elemezzük a megtakarítások alakulását is. Ugyanakkor mind a kamatláb alakulás, mind a beruházás csökkenés számos más, az állami deficiten illetve a kamatlábon kívüli tényező függvénye is, így közgazdaságilag nem érezzük megalapozottnak az olyan egyszerűsítő kijelentéseket, hogy a költségvetés a magas kamatszint fenntartásával súlyosan hátráltatta a tőkeakkumulációt. Ezért először megvizsgáljuk a beruházások helyzetét, majd rátérünk a kamatszint kérdésére.

a) A beruházások alakulása és kamatérzékenysége

A beruházások kamatérzékenysége és a tőkeállomány összetétele különleges

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 Sztochasztikus modellek szekcióban előadott dolgozatunk módosított változata. A TDK megírásához köszönettel tartozunk Bugnicz Richárdnak, László Géznak és Nadrai Lászlónak.

²A szerzők a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem Közgazdasági szakos hallgatói.

³Tanulmányunk elkészülésének időpontja 1993 április, elemzésünk az 1989–92-es időszakra vonatkozik. Az 1992 őszétől bekövetkezett igen jelentős kül- és belgazdasági változásokat ezért a tanulmány végén, külön utószóban tekintjük át.

figyelemre tarthat számot, ugyanis hazánkban egyszerre kellett és kell olyan makroökonómiai eredményeket elérni, amelyek egymásnak ellentmondó intézkedéseket követelnének. Rendkívül fontos az infláció és az inflációs várakozások mérséklése, az államháztartás egyenlegének javítása és gazdasági súlyának csökkentése, a nagy elosztási rendszerek reformjának elkezdése, a privatizáció véghezvitele, a munkanélküliség kezelése és csökkentése, a külső helyzet stabilizálása, illetve a stabilitás megőrzése, valamint a visszaesés után egy stabil gazdasági növekedési pályára történő ráállás elősegítése. A beruházások kamatérzékenysége és a versenyképes kihasználatlan kapacitások léte kulcskérdés a megfelelő gazdaságpolitikai eszközök kiválasztásánál.

A kamatpolitika (is) eltérően érinti a fenti makroökonómiai célokat. A kamatláb csökkentése javíthatja minden hitelből finanszírozott tevékenység helyzetét: így például a beruházásokat, a termelést, a hitelből történő privatizációt, az exportot, s ezért a kereskedelmi mérleg helyzetét. A hatás attól függ, hogy az egyes tevékenységeknek milyen a kamatérzékenysége. A belföldi kamatok csökkenése javítja az államháztartás helyzetét annak a függvényében, hogy milyen mértékű az adósság belföldi piaci finanszírozásának aránya. A kamatcsökkentés mérsékelheti a belföldi megtakarításokat, így növelheti a belföldi keresletet, amely viszont a termelés, az import, és az infláció növekedéséhez vezethet. A hatás itt is a pénzkereslet kamatérzékenységtől, illetve a termelés, az import és az infláció „kereslet-érzékenységtől” függ. Ugyanakkor a kamatcsökkenésnek lehet inflációt mérséklő hatása is, amennyiben az inflációs várakozásokat csökkenti. Továbbá a kamatcsökkentés a fizetési mérleg romlásához vezethet, amennyiben annak kamatérzékenysége jelentős. Kamatemelés esetén a fentiek fordítottja játszódhat le.

Így a kizorítás elemzésével kapcsolatban a beruházások és a pénzkereslet kamat-érzékenységét, valamint a kamatszint „államháztartás hiány-érzékenységét” kell megvizsgálni. Egy szocialista gazdaságban a beruházásokat elsődlegesen nem a kamatszint befolyásolja, így a kamatérzékenység meglehetősen gyenge. A rendszerváltással, a hatékonysági követelmények egyre erőteljesebb előtérbe kerülésével a helyzet megváltozik, sőt hazánkban az igen szigorú csődtörvény nagymértékben fokozta ezt a hatást. A hitelképes vállalatok, az újonnan alakuló vállalkozások feltehetően érzékenyen reagálnak a kamatláb módosulásaira; olyan tekintetben mindenképpen, hogy nem jól megalapozott hitelkérelem esetén az üzleti bankok nem nyújtanak hitelt. Azonban a gazdaság zömét adó, rossz profitkilátású, nagy részben még állami tulajdonban lévő vállalatok beruházásainak drasztikus csökkenését a kamatláb valószínűleg igen kis mértékben tudja módosítani. A hitelképtelen vagy kényszerűen sorban álló cégekre szintén gyenge hatással lehet a kamatláb csökkenése. Ezek bármilyen kamatláb mellett nehezen juthatnak hitelhez.

A bankok oldaláról vizsgálva a helyzetet, a beruházási célú hitelek álló-

mánya 1993. márc. 31-én még folyó áron is kisebb volt az 1989. dec. 31-i értéknél, arányuk pedig 28.3%-ról 18.9%-ra csökkent a teljes vállalati hitelállományon belül. (A beruházási hitelek arányának csökkenése természetesen nem feltétlenül jelenti a beruházásra fordított hitelek arányának csökkenését.) A beruházások kamatérzékenysége nál a kínálati oldal döntő jelentőségű lehet, hiszen a hitelkamatlábak csökkenése esetén a megélénkülő keresletet a bankok ugyanúgy fogják kezelni, mint a jelenlegi helyzetben, azaz saját biztonságuk, a pénzügyi törvény előírásainak szem előtt tartásával szigorú elbírálásban döntenek a hitelek odaítéléséről. Így a beruházások kamatérzékenysége végzett becsléseink nem biztos, hogy a valós kamatérzékenységet tükrözik, hiszen a megvalósult helyzetet elemzik. Disequilibrium modell felállítására nem vállalkozunk, ezért a kapott eredmények lehetnek kínálati korlátozott-ságúak is.

A rendelkezésre álló negyedéves beruházási KSH időszornak adatszolgáltatási köre nem teljes körű.⁴ Ráadásul csak összeggazdasági beruházási időszorral dolgozhattunk, mivel a privatizáció előrehaladása miatt az állami – nem állami felbontás alapvetően hibás lett volna, az 1992-től kialakított új ágazati besorolás pedig az ágazati idősorok felhasználását teszi lehetetlenné. Így a becslések kényszerűen azon a feltevésen nyugszanak, hogy az egész gazdaságban azonosak a rugalmasságok, vagy pedig az egyes szférák és ágazatok rugalmasságainak (súlyozott) átlaga megegyezik a kapott összeggazdasági rugalmassággal. A kényszerű feltételek még inkább gyengítik a numerikus eredmények értelmezhetőségét. Negyedéves GDP publikálás hiányában kénytelenek voltunk különböző közelítéseket alkalmazni, így az eredmények inkább csak a tendenciák jelzésére alkalmasak. Két típusú függvényt illesztettünk: az egyik a hagyományos lineáris, a másik az OECD modellen alapuló nem lineáris regresszió. A szűkebb modellek:⁵

$$\begin{aligned}
 rb &= -4.088 - 0.119rk + 0.203rGDP \\
 (t) & (-0.232) \quad (-0.402) \quad (3.138) \\
 \text{adj.}R^2 &= 0.740 \quad D - W = 1.811 \quad (OLS) \\
 & \text{(A függő változó átlaga és szórása: } FVA = 50.61, FVSZ = 6.76)
 \end{aligned}
 \tag{15}$$

$$\begin{aligned}
 rb &= 0.200rk^{-0.029}rGDP \\
 (t) & (19.61) \quad (-1.166) \\
 \text{adj.}R^2 &= 0.737 \quad D - W = 1.124 \quad (NLS)
 \end{aligned}
 \tag{16}$$

⁴Az idősorok forrását és az adattranszformációk leírását a *Függelék* tartalmazza.

⁵A lineáris egyenletekben a Chow-féle töréspont teszt szignifikáns volt 1990:2-nél, viszont a Jarque-Bera normalitás teszt, a Remsey-féle RESET-teszt, a White-féle heteroszkedaszticitás teszt, valamint az autokorreláció tesztelésére szolgáló Breusch-Godfrey, Box-Pierce és Ljung-Box próbák a szokásos szignifikanciaszinteken nem voltak szignifikánsak.

$$rb = 0.025rk^{-0.016}rGDP^{1.366}$$

$$\langle t \rangle \langle 0.789 \rangle \langle -0.638 \rangle \langle 6.161 \rangle \quad (17)$$

$$\text{adj.}R^2 = 0.764 \quad D - W = 1.423 \quad \langle NLS \rangle,$$

ahol

rb : szezonálisan kiigazított változatlan áras beruházások,
 rk : éven belüli lejáratú vállalati hitelek reálkamatlába,
 $rGDP$: változatlan áras GDP.

A mintaperiódus negyedéves értékeket tartalmaz 1988:3–1992:4 között. A beruházások vizsgálatára általában célszerűbb hosszabb lejáratú kamatlábat alkalmazni. Azonban Magyarországon 1992 novemberében a kihelyezett hitelek mintegy 82%-a volt éven belüli lejáratú, 10%-ot képviseltek a leszámított váltók, és 8%-ot az éven túl lejáratú hitelek. Az időszak korábbi részében is a rövid távú hitelek domináltak.

A szűkebb modellek megfelelnek az előzetes intuícióknak: a beruházások egyértelműen együtt mozognak a nemzeti termékkel, a reálkamatláb pedig bár negatív, de függvénytypustól függetlenül inszignifikáns hatással volt. Nem feledkezve el a következtetések korlátozott és a paraméterek inszignifikáns voltáról, a beruházási ráta -0.029 és a beruházások -0.016 -os reálkamatláb rugalmassága alapján, a reálkamatláb 1%-pontos csökkenése a beruházásoknak csak 0.172%, illetve az arány 0.312%-os növekedéséhez vezethetett volna (az igen magas, termelői árindex alapján számított 9.302%-os átlagos hitelezői reálkamatláb mellett a reálkamatláb 1%-os változása 0.093%-pont abszolút változást jelent, így 1%-pont változás $0.029/0.093 = 0.312\%$, illetve $0.016/0.093 = 0.172\%$ -os változást okozhatna a beruházásokban), azaz a becslések meglehetősen érzéketlenséget mutatnak a reálkamatlábra.

Több változót tartalmazó, szignifikáns paraméterekkel rendelkező beruházási függvényt nem sikerült illesztenünk. Példaként hozzuk az alábbi egyenletet, amely előjelhibás koefficienseket tartalmaz:

$$rb = 53.675 - 0.414k + 0.094rGDP - 0.033rM2 + 0.147ta - 1.968ib$$

$$\langle t \rangle \langle 1.376 \rangle \langle -1.065 \rangle \langle 1.302 \rangle \quad \langle -0.872 \rangle \quad \langle 1.154 \rangle \langle -2.618 \rangle \quad (18)$$

$$\text{adj.}R^2 = 0.876 \quad D - W = 1.948 \quad \langle OLS \rangle,$$

ahol

k : éven belüli lejáratú vállalati hitelkamatláb,
 $rM2$: reálpénzállomány,
 ta : termelői árindex az előző év azonos negyedévéhez viszonyítva,
 ib : inflációs bizonytalanság.

A bizonytalanság változóját – az egyes értékpapírok kockázatának számításához hasonló módon – a megelőző négy negyedév inflációjának szórásaként definiáltuk.

A pénzállomány paramétere előjelhibás, de nem szignifikáns. A futtatások során szinte minden specifikációnál ez a két tulajdonsága mutatkozott meg. Ez azt a következtetést sugallja, hogy a likviditás bővülése nem volt jelentős hatással a beruházások alakulására. A termelői árindex szintén előjelhibás. A bizonytalansági változó koefficiense azonban szignifikáns és negatív, ami a változó elfogadhatóságára utal. (Amikor a (15)-ös egyenletben a reálkamat helyett a bizonytalanság változója szerepelt, jobb illeszkedés adódott eredményül. Míg (15)-nél a Wald-teszt nem vetette el a reálkamat változójának zérus nullhipotézisét, az inflációs bizonytalanság változójánál minden egyenletnél a szokásos szignifikanciaszinteken ez elvethető volt.) A legjobb illeszkedést akkor kaptuk, amikor (15)-ben az eltérésváltozók dinamikus specifikációját alkalmaztuk:

$$rb_t = 1.847 - 0.240rk_t + 0.188rGDP_t - 0.700u_{t-1} + 0.724u_{t-4} \quad (19)$$

(t) (0.203) (-2.643) (5.979) (36.708) (27.209)

adj.R² = 0.893 D - W = 2.025 (OLS) ,

A reálkamatláb ezen egyenlet szerint szignifikáns negatív hatással volt a beruházások reálértékére, ami a szignifikanciát illetően eltér az eddigi eredménytől. Ezért megvizsgáltuk, hogy kimutatható-e Granger-okság a két változó között.

Megismételve a tanulmány első részében ismertetett fogalom lényegét, egy X és Y változó közötti Granger-okság azt vizsgálja, hogy Y változót saját késleltetett értékei, vagy saját késleltetett értékei és X késleltetett értékei együttesen magyarázzák-e jobban. Ha ez utóbbi áll fenn, akkor X Granger-okozója Y -nak. Ha Granger-okság nem áll fenn, akkor a változó saját késleltetett értékei jobb magyarázatot adnak.

A beruházások és a reálkamatláb között minden késleltetésnél⁶ minden szignifikanciaszinten a vizsgálat elfogadta a nullhipotézist, azaz a Granger-okság hiányát mindkét irányban.

A GDP és a beruházások tekintetében a beruházások semmilyen szignifikancia szinten sem Granger-okozói a GDP-nek. A fordított okság azonban három késleltetésig 5%-os, négy késleltetésnél 10%-os szinten szignifikáns,⁷ öt késleltetésnél azonban már inszignifikáns.

Összefoglalva azt állapíthatjuk meg, hogy a reálberuházásokra elsősorban a reáljövedelem és a bizonytalanság alakulása hatott, míg a vállalati hitelek reálkamatlábának változása csekély jelentőséggel bírt.

Ezt az elvi megfontolásokkal megegyező eredményt célszerű lenne figyelembe venni a gazdaságpolitika tervezésekor. 1993-ban a kamatpolitika lett

⁶Egytől ötig tartó késleltetést használtunk, további késleltetést az általunk használt MicroTSP programcsomag az idősorok hosszára való tekintettel nem tett lehetővé.

⁷Pontosabban a Granger okság hiányát állító nullhipotézist lehet az adott szinten elvetni.

a monetáris irányítás közbeeső célkitűzése, amíg fő céljainak – az infláció mérséklésének és a külső egyensúly megőrzésének – megvalósítása nincs veszélyben, a jegybank nem követ mennyiségi célokat. A kamatszint és a hozamgörbe változása pozitív hatással lehet a beruházásokra is, mindazonáltal a monetáris hatásoknál lényegesebbnek tartjuk a beruházások elősegítésében a fiskális lehetőségek újragondolását.

b) Költségvetési hiány és kamatszint

Ebben az alpontban ökonometriai eljárások segítségével vizsgáljuk meg hazánkra vonatkozóan azt a konvencionális makroökonómiai tételt, mely szerint az államháztartási hiány növekedése emeli a (reál és nominál) kamatszintet.

Az államháztartás egyenlegére két közelítést használtunk, az állami költségvetés hiányát az állam nettó hitelállományának változását. A proxy változókat változatlan áras idősorokként és a GDP-re vetített arányukként is vizsgáltuk. A vizsgált kamatszint pedig a fentiekben használt éven belüli lejáratú vállalkozói hitelkamat nominál és reálértéke.

A legkisebb négyzetek módszerét alkalmazva nem találtunk szignifikáns kapcsolatot a deficit változók és a kamatláb között.

A szimultaneitás lehetősége miatt más becslőeljárásokat is célszerű alkalmazni. A kétlépcsős módszer (2SLS) a relatív értékek tekintetében jelzett, a hagyományos felfogással ellentétes szignifikáns kapcsolatot az említett változók között:

$$k = -11.311 - 35.614def/GDP + 4.84kiad/GDP + 0.719dkj + 0.317fa$$

$$\langle t \rangle \quad \langle -2.969 \rangle \quad \langle -2.735 \rangle \quad \langle 8.744 \rangle \quad \langle 4.425 \rangle \quad \langle 2.379 \rangle$$

$$adj.R^2 = 0.914 \quad D - W = 2.556 \quad \langle 2SLS \rangle,$$

(A függő változó átlaga és szórása: $FVA = 29.33$, $FVSZ = 6.05$)

(20)

ahol

def: költségvetési deficit⁸ (az egyenleg -1 -szerese),

kiad: költségvetési kiadások,

dkj: 90 napos diszkont kincstárjegy hozam,

fa: fogyasztói árindex az előző és azonos negyedévéhez viszonyítva.

A gazdaság méretéhez viszonyított deficit a regresszió alapján ellentétes hatással volt a kamatláb alakulására, míg a költségvetés gazdasági súlya növelőleg hatott. Érdekes módon a becslés eredménye megegyezik számos, az előző részben idézett szerzőknek az USA-ra vonatkozó eredményével. A jelenleg verbális magyarázatát és egyszerű grafikus szemléltetését a *d)* alpontban mutatjuk be.

⁸A hiány adatai nincsenek szezonálisan kiigazítva. A becslést ezért három dummy változó használatával is elvégeztük, melynek eredménye azonos volt a fentivel.

Az iteratív háromlépcsős eljárást (*Iterative Three Stages Least Squares*)⁹ egy két egyenletes szimultán rendszerre a következő módon alkalmaztuk. A két változóra felírtunk egy sok regresszort tartalmazó egyenletrendszert, majd lefutattuk az *iteratív 3SLS* eljárást. A legkisebb t-hányadosú koefficiens változóját elhagytuk, és újra becsültük a rendszert az *iteratív 3SLS* módszerrel. Ezt addig folytattuk, míg minden koefficiens t-hányadosának értéke jelentősen az egyes érték fölé nem került. (Ahol egyáltalán elemezhető eredmény adódott, ott az utolsó lépésben mindegyik t-hányados meghaladta a 2-t is.)

Amikor a deficit változatlan áras idősorát szerepeltettük a kamatláb magyarázó változójaként és a másik egyenlet endogén változójaként, a szimultaneitás az alkalmazott eljárással megszűnt. (A deficit egyenletéből kiesett a kamatláb, a kamatláb egyenletéből kiesett a deficit.) Továbbá a rendszer mindkét egyenletének negatív többszörös determinációs együtthatója lett, ami az adott eljárás rendkívül kedvezőtlen eredményére utal.

A GDP-re vetített értékek tekintetében a két egyenletes rendszerben a *2SLS* eljárással kapott egyenlethez hasonló eredmény adódott:

$$k = -22.127 - 89.020def/GDP + 5.958kiad/GDP + 1.352dkj$$

$$\langle t \rangle \quad \langle -5.600 \rangle \quad \langle -2.940 \rangle \quad \langle 7.152 \rangle \quad \langle 14.275 \rangle$$

$$adj.R^2 = 0.952 \quad D - W = 2.163$$

(21)

$$def/GDP = 0.032 + 0.002k - 0.002ib$$

$$\langle t \rangle \quad \langle 0.938 \rangle \quad \langle 2.184 \rangle \quad \langle -2.562 \rangle$$

$$adj.R^2 = -0.330 \quad D - W = 2.233 \quad \langle I3SLS \rangle,$$

A becslések alapján a deficit változatlan áras idősora a mintaperiódusban nem volt hatással a kamatlábra, a jövedelemhez viszonyított aránya pedig csökkentette. Az egyenletekből az következik, hogy a költségvetés kiadásai és gazdasági súlya azonos irányban változtatta a kamatlábakat, továbbá a kincstárjegy hozama stabil magyarázó változó.

Ami a deficit magyarázatát illeti, csak egy biztos pont van: a korrigált többszörös determinációs együttható negativitása miatt még a bizonytalanság sem biztos. Bár a paraméterek szignifikánsak, ami a kamatláb szimultán hatására utalna, a deficit relatív értékét a fenti egyenlettel nem lehet közelíteni. OLS eljárással sem sikerült megfelelő egyenletet illeszteni a hiány alakulásához. Ez arra utal, hogy az állami költségvetés egyenlegét olyan tényezők befolyásolják, amelyeket nem lehet e figyelembe vett idősorok segítségével ökonometriailag modellezni.

⁹Lineáris esetekben az eljárás aszimptotikusan teljes információjú maximum likelihood (FIML) becslés. Lásd: Dhrymes, P. J. [1973]: *Small Sample and Asymptotic Relations between Maximum Likelihood and Three Stage Least Squares Estimators*, *Econometria*, vol. 41, 357-364.old.

Összegezve: a különböző regressziós becslések alapján a deficit nem magyarázta a kamatláb alakulását a vizsgált mintaperiódusban, sőt a GDP-re vetített arányának emelkedésével egyidejűleg mérsékelődött a kamatszint.

A kamatláb és a hiány mérőszámai közötti Granger-okság vizsgálata alapján egy-három késleltetés esetén minden szignifikancia szinten elfogadható az okság hiányának hipotézise, négy késleltetésnél pedig csak 10%-os szinten utasítható vissza a deficit változatlan áras értékétől a kamatláb felé. Fordított irányban az eredmény szinte ugyanez. A GDP-re vetített érték esetén négy negyedéves késésnél 5%-os szinten visszautasítható az okság hiányának feltételezése, a többi késleltetésnél viszont minden szinten elfogadható az aránytól a kamatláb felé. Fordított irányban viszont meglepő eredmény adódott: mind a négy esetben 10%-os szinten a kamatláb Granger-okozója a deficit arányának.

Összegezve: a Granger-okság vizsgálata alapján sem a deficit, sem a deficit GDP-re vetített értéke nem volt okozója a kamatláb alakulásának.

A harmadik típusú vizsgálat, melyet az idősorokkal elvégeztünk, a két változó kointegrációját teszteli. Megismételve a fogalom lényegét, kointegrált változók útja az időben együtt mozog, és nem térhetnek el egymástól egy bizonyos mértéknél jobban.

A számos kifejlesztett tesztelési mód közül a MicroTSP a kiterjesztett Dickey-Fuller (*Augmented Dickey-Fuller, ADF*) eljárást alkalmazza. A kointegrált regressziónál a sztenderd *t*-eloszlás kritikus értékei nem használhatók, helyettük a MacKinnon táblázat mutatja a szignifikanciát. Eredményeink a következők: akár a (reál és nominál) kamatszintet és a változatlan áras deficitet, akár az egyik változót és a másik differenciáját, akár mindkét változó differenciáját szerepeltettük, a Dickey-Fuller *t*-statisztika abszolút értékben alulmúlta a MacKinnon 1%-os szinthez tartozó kritikus értéket is, így az egységgyök létezésének nullhipotézisét nem utasította vissza, azaz a deficit és a kamatláb nem volt kointegrált. Ugyanez az eredmény adódott a GDP-re vetített deficit esetén; továbbá az eredmények függetlenek attól, hogy a kointegráló vektor a konstans mellett tartalmazott-e trend változót, vagy sem. A tesztelés során a kointegráció elutasítása volt a legrobustusabb eredmény.

Összegezve: a kointegráció tesztelése alapján a deficit és a kamatláb időbeli pályájának alakulása független volt egymástól.

c) A megtakarítások alakulása

Az elemzés további részében félretesszük a módszertani eljárásokat, pusztán a számadatokat vizsgáljuk: vajon volt-e az elmúlt években kiszorítási hatás Magyarországon?

A háztartások bruttó pénzügyi megtakarítása 1992-ben (a tőkésített ka-

matokkal együtt) 284.1 milliárd forinttal, hiteltartozása (az év végi kamatterheléssel együtt) 9.1 mrd forinttal, így nettó megtakarítása 275 mrd forinttal, 42.7%-kal nőtt. Ha ebből levonjuk a lakossági készpénzállomány és a kis jelentőségű biztosítási díjtartalék-állomány növekedését, akkor a lakosság takaréketét és értékpapírállománya 206.5 mrd forinttal növekedett.

A (nettó) megtakarítási ráta a pénzforgalmi adatszolgáltatást teljesítő vállalatoktól és szervezetektől kapott 1745 mrd forintos bevétel alapján 15.76%-os. Ezeket a statisztikai értéket azonban több tényezővel is korrigálni kell. Egyrészt a jelentős statisztikai adatszolgáltatáson kívüli jövedelemmel (adatszolgáltatás alapján is áru- és szolgáltatásvásárlásra, valamint egyéb célokra 1771.6 mrd forintot költött a lakosság), melyet részben az adózás alóli illegális jövedelemkivonás, részben az egyre szaporodó egyéni és társas vállalkozások adatszolgáltatásának minősége okoz. A lakossági megtakarítások bizonyos hányada vállalkozói betét. A fogyasztási adatszolgáltatás területén pedig jelentős az adatszolgáltató kereskedelmi egységeken kívüli forgalom. Így a megtakarítási hajlandóság értékét 10%-ra becsüljük. Nemzetközi mértékkel mérve ez az arány magas, bár nem kiemelkedően: Nyugat-Európában 9-15%, Japánban 14%, az USA-ban 5%. Az állomány 42.7%-os nominális emelkedése az, ami kiemelkedően magas. Ugyanakkor a folyóáras növekedést a magas infláció torzítja, reálértékben számítva a növekedés 16%-os. Az azonban kétségtelen tény, hogy 1992-ben a lakossági megtakarítások nominális összege meghaladta az állami költségvetés hiányát, de a folyó fizetési mérleg többletet mutatott.¹⁰ Ugyanakkor az üzleti szféra (reál) hitelállománya csökkent, ezzel a deficit finanszírozásához szintén hozzájárult, bár nem szándékosan; a pénzintézeti törvény előírásai, a megnövekedett kockázati viszonyok, a bankok óvatos hitelpolitikája és a magas hitelkamatlábak következtében. Az infláció mások torzító tényezője a költségvetés bevételi oldalánál jelentkezik: a forrásadóval sújtott nominális kamatnak csak egy része lenne jövedelemnek tekinthető, ahogyan erre Simon András [1993] felhívja a figyelmet. A nominális kamatláb reálkamatlábban felüli része nem jövedelem, hanem az infláció miatti tökeveszteség pótlása. Az infláció csökkenésével mind a megtakarítások állományának növekedési üteme, mind az inflációs adó csökkenni fog.

Az infláció figyelembevétele mellett még mindig magas megtakarítási ráta oka a befektetési lehetőségek gyors bővülése, új költségelemek megjelenése (oktatás, egészségügyi ellátás), a létbizonytalanságtól való félelemből adódó

¹⁰ A folyó fizetési mérleg egyenlegei 1989-92-ben: -1437, 127, 267, 324 M USD voltak. 1992-ben az egyenleg az első 9 hónapban pozitív, az utolsó negyedében negatív volt. Egy szokásos piacgazdaságban az állam és a vállalati szféra nettó hitelfelvévő, melynek forrását a lakossági megtakarítások finanszírozzák. Ha hiány van a fizetési mérlegben, akkor ehhez kapcsolódik még valamennyi külföldi forrás és az eladósodottság nő. A fizetési mérleg többlete pedig azt jelenti, hogy a belföldi megtakarítások részben külföldön hasznosulnak, és csökken a nettó adósságállomány.

biztonsági tartalékolás (pl. munkanélküliség esetére és a későbbi nyugdíj kiegészítésére), céltartalékolás (pl. áruvásárlásra és a vállalkozóvá válás meg-alapozására), valamint a jövedelmi különbségek növekedése: gyorsan gazda-godó rétegeknél a jövedelemnövekedést általában nem követi arányosan a fogyasztás emelkedése. Hazai közgazdászok egy csoportja elfogadja ezeket az okokat, és a rendszerváltás következtében a fogyasztói magatartás megválto-zása mellett érvel. Más szerzők éles kritikával illetik a megváltozott fogyasztói magatartás gondolatát, és más tényezőknek (pl. infláció) tulajdonítják a meg-takarítások állományának növekedését, a jövedelemkülönbségek fokozódására pedig a reáleszközökbe történő befektetések nagyobb szerepét hangsúlyozzák. (Egy harmadik körben pedig gazdaságpolitikai sikerként könyvelik el a meg-takarítások növekedését.) Véleményünk szerint a jövedelemkülönbségek fo-kozódása egy átmeneti időszakban indokolja a megtakarítások növekedését, mivel a vagyonosabb rétegekre nem a viszonylag likvid eszközök, hanem a magasabb hozamú kevésbé likvid aktívák (pl. részvények), illetve hazánkban az ingatlan nagyobb arányú tartása a jellemző. Ezt az átmeneti időszakot jelzi a pénzügyi megtakarítások összetétele is: a készpénz és a viszonylag rövid lekötésű betétek aránya közel 80%-os. (Természetesen a rövid lekötések magas arányának számos más, a bankrendszer, a pénz- és a tőkepiac jelen-legi állapotából származó oka is van.) A permanens jövedelem hipotézis és a megtakarítások életciklus hipotézise is alátámasztja az átmeneti időszak jövedelem-különbség növekedés miatti megtakarítás növekedést, ahogyan erre Erdős Tibor [1992] utal. Nézzük meg, Friedman [1957] és Modigliani [1985] ma már klasszikusnak számító tanulmányaikban hogyan érvelnek, és ez mi-lyen módon érvényes hazánkra!

Az előbbi szerint a permanens fogyasztás a permanens jövedelemhez és nem a kimutatott (mért) jövedelemhez igazodik. Gyors gazdagodás esetén a jövedelemnövekmény nem biztos, hogy állandó lesz, ezért a megtakarítás emelkedik.¹¹ A kérdés ez esetben csupán az, hogy a ennek mekkora hányada válik pénzügyi megtakarítássá. Az elmélet jól magyarázza a munkanélkülivé válástól való félelem miatti megtakarítás emelkedést: a bizonytalanság csök-kenti a jövőben várt jövedelmet, ezért már a jelenben sem a mért jövede-lemhez igazodik a fogyasztás (feltéve, hogy a jövedelemcsökkenés a jövőben

¹¹ „...a háztartások jövedelmének időleges összetevői nincsenek hatással a fogyasztásra, hacsak át nem alakulnak a háztartások időhorizontján túlnyúló hatássá. A fogyasztást a jövedelemmel kapcsolatos hosszabb távú megfontolások, valamint a fogyasztást közvetlenül befolyásoló átmeneti tényezők határozzák meg. A jövedelem időleges összetevői elsődlegesen a háztartások tartozásainak és követeléseinek változásában nyilvánulnak meg, azaz a mért megtakarításokban.” M. Friedman [1957]: *A fogyasztási függvény*. in: M. Friedman: *Infláció, munkanélküliség, monetarizmus*. KJK, 1986. 200. old. Friedman körülbelül három évre teszi azt az időszávot, amely időn keresztül áramló jövedelem már permanensnek tekinthető.

tartós lesz).¹²

Modigliani elmélete szerint egy adott pillanatban a fogyasztásra fordított összeg kizárólag a fogyasztó életvagyonától függ (*lifetime resources*, ami a munkajövedelem jelenértéke és az örökség összege), nem pedig az aktuális jövedelemtől. Ha a fogyasztó viszonylag stabil növekedési ütemű fogyasztási pályát választ, akkor a "...rövid idő alatt – például egy év – történő megtakarítás amiatt ingadozik, hogy a folyó jövedelem eltér az átlagos életvagyontól".¹³ Így a hirtelen jövedelem-emelkedés növelni fogja a megtakarítási hányadot, mert az életvagyon még nem biztos, hogy növekszik a jövedelememelkedés következtében; később természetesen igazodik a fogyasztás. A munkanélküliségtől való félelem egy megváltozott gazdasági feltételrendszer keretei között csökkenti az életvagyon, s így a fogyasztást is. Mindkét csoportnál növekszik a megtakarítás; a gazdagok esetén itt is a kérdés csupán az, hogy ennek mekkora hányada válik pénzügyi megtakarítássá. Továbbá amennyiben figyelembe vesszük az állami nyugdíjak reálértékének erőteljes csökkenését, akkor még inkább növekedni kell a megtakarításoknak, amíg ki nem alakul egy olyan egyensúly, amelyben a most fokozottan megtakarítók nyugdíjasok lesznek, és elkezdik felélni korábbi megtakarításaikat.

Nem szabad megfeledkezni arról, hogy a megtakarítások továbbra is negatív reálhozamot biztosítanak. Az infláció és a kamatlábak csökkenésével, akár változatlan negatív reálhozamot, akár arányosan csökkenő negatív reálhozamot feltételezve, pusztán a nominál kamatok csökkenése a megtakarítási trend csökkenéséhez vezethet. Ezt a jelenséget nevezhetjük például a *kamatillúzió* megszűnésének.

d) Állampapírhozamok és vállalkozói hitelkamatlábak

A deficit és a kamatszint kapcsolatánál nézzük meg az államháztartási hiány, az állampapírok és a vállalkozói hitelkamatlábak alakulását 1989-92-ben!

1989-ben az államháztartás 32.6 mrd Ft-os hiánnyal, az állami költségvetés 54 mrd Ft-os hiánnyal zárt, amely összeg a GDP-re vetítve 3.2%-ot jelent. A vállalati hitelkamatok előbb kismértékben, majd erőteljesebben emelkedni kezdtek.

1990-ben az állami költségvetés egyensúlyban volt, hiánya csak 1.4 mrd forintot tett ki, amely összeg a GDP-re vetítve 0.0%, a konszolidált államház-

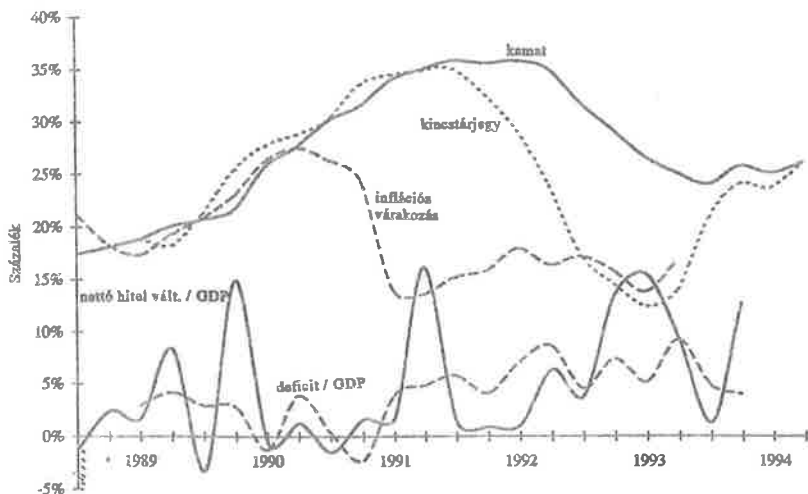
¹²Ugyanakkor Friedman határozottan kijelenti, hogy a permanens fogyasztás és a permanens jövedelem hányadosa független a permanens jövedelem nagyságától, és a kamatlábtól, a nem humán vagyon és a jövedelem arányától, továbbá azon változóktól függ, amelyek a háztartások folyó fogyasztási és tőkefelhalmozási hajlandóságát meghatározzák. M.F.: i.m. 200-201. old.

¹³Modigliani, F. [1985]: *Életciklus, takarékoság, nemzeti vagyon*. in: F. Modigliani [1988]: *Pénz, megtakarítás, stabilizáció*. Válogatott tanulmányok. KJK. 23-24. old.

tartás pedig 16.7 milliárdos többlettel zárt. Mint az 1. ábráról jól kivehető, a kamatlábak 1989 közepén megindult erőteljes emelkedése folytatódott.

1991-ben az állami költségvetés hiánya 114.4 mrd forint volt, amely a GDP-re vetítve 5.0%, és az év közepétől elkezdődött az állampapírhozamok csökkenése a diszkont kincstárjegyek tekintetében, és egyre jobban alulmúlta a vállalati hitelkamatokat. A megkezdődött és 1992-ben folytatódott államkötvény-kibocsátás hozamai szintén jelentősen alacsonyabbak a vállalati hitelkamatoknál.

1992-ben az állami költségvetés hiánya 197.1 mrd forint volt, az eredeti előirányzat 2.8-szerese, a GDP 7%-a. Ennek ellenére az egyre kisebb hozamú és egyre nagyobb tömegű állampapírokat a piac felvette. Ebben az évben az igen magas vállalati hitelkamatlábak csökkenni kezdtek, bár csak mérsékeltten, a betéti kamatlábak viszont igen erőteljesen. Mind a lakossági, mind a vállalati betétek továbbra is negatív reálhozamot biztosítanak. A vállalati hitelkamatlábak, lejáratától függetlenül magasan felülmúlják az állampapír hozamokat.



1. ábra

Az 1. ábra a 90 napos diszkont kincstárjegy, az éven belüli lejáratú vállalati hitelkamatláb, a költségvetési hiány és az állami nettó hitelállomány változásának GDP-re vetített értékeit mutatja.

A deficit eltűnésével párhuzamosan emelkedett a kamatláb, míg a hiány megugrásakor a kamatláb stagnált, majd csökkent. Ez megmagyarázza a

regressziós becslések negatív deficit paramétereit. Továbbá arra hívja fel a figyelmet, hogy más tényezők játszották a döntő szerepet a hitelkamatok alakulásában. Az viszont igaz lehet a magyar gazdaságra, hogy a deficit növekedése nem abszolút szintjében növelte a kamatlábat, hanem annak csökkenési gyorsaságát lassította. Ezt a hatást el lehet nevezni például *burkolt kiszorításnak*, amelyre a következő alponban visszatérünk.

Következtetés: az államháztartási hiány kiszorító hatása a klasszikus értelemben, a kamatlábak emelésén keresztül nem valósult meg az 1989-92-es időszakban.

Paradox helyzet alakult ki. Miközben egyre növekedett a deficit, egyre lejjebb szálltak az állampapírhozamok, melyet magasan meghaladtak a vállalati hitelkamatok, a vállalatoknak reálértékben kevesebb hitel nyújtottak 1992-ben, mint 1991-ben, továbbá a bankok által lejegyzett¹⁴ értékpapírok hozama sokszor még a banki forrásköltséget sem érte el.

e) Kiszorítási hatás

A fentebb nevezett *burkolt kiszorítást* azért sem lehet kiszorítási hatásnak tartani, mert ez egy igen sajátos helyzetben következett be. Ugyanis nem csupán arról volt szó, hogy az állampapírok kisebb reálhozamot biztosítottak a bankoknak, hanem a kamatok csökkenésének időszakában már negatív reálhozamot volt csak elérhető a kincstárjegyeknél, továbbá az a forrásköltséget sem érte el. Ha a bankok találtak volna pozitív reálhozammal kecsgethető, fizetőképes beruházási hitelkeresletet, akkor nem a negatív hozamú állampapírokba fektették volna pénzüket. Így ez a negatív reálhozam a gazdasági rendszerváltás egyik eltorzulásának tekinthető.

Szűkebb értelemben vett kiszorítási hatás tehát nem volt Magyarországon. Amennyiben a fogalmat tágabb értelemben, a deficit következtében fellépő negatív gazdasági következményekként értelmezzük, akkor ennek számos elemét fellelhetjük gazdaságunkban. Két tényezőt már említettünk.

Az egyik a banki forrásköltség alatti értékpapírjegyzés. A banki brókercégek nem sok önálló funkcióval rendelkeznek, üzletpolitikájuk nagy részben alárendelődik az anyabank pillanatnyi helyzetének. Az egyre növekvő lakossági megtakarítás-állományból származó források kihelyezésére nagyszerűen alkalmas az állampapír: (i) egyrészt biztonságos, (ii) másodsor a vállalati szektor kockázatosága fokozódott, a hitelkérelmek alacsony színvonalúak, a hitelképesség kivételes jelenség. (iii) Harmadszor az állampapír azért is megfelelő, mert a Pénzügyi törvény kockázattal súlyozott eszközérték 8%-os követelményének teljesítésére kiválóan alkalmas. (iv) A negyedik tényező a likviditási kincstárjegyek tartalékba való beszámíthatósága volt (likviditási

¹⁴Itt természetesen elsősorban a banki értékpapír-leányvállalatokra utalunk.

kincstárjegyek tanulmányunk írásakor már nincsenek). Az utóbb említett két tényező a magyarországi *crowding out* speciális elemei.

A másik, fentebb már említett tényező a negatív betéti reálkamat. Egyszerűen nem tudnak a bankok nagyobb betéti (reál) kamatot fizetni, részben a viszonylag alacsony hozamú állampapírok miatt. Azonban a betéti kamatokra (a bankok jövedelmezőségére) számos egyéb tényező is hat. A kötelező tartalékráta bár 1993. január 1-től 16%-ról 14%-ra csökkent, értéke nemzetközi összehasonlításban még mindig nagyon magas. Ez rontja a bankok jövedelmezőségét, így fokozza a kamatrést (2–3%-pont). Jelentősen növeli a kamatrést az MNB-nek, mint a bankrendszer klíringközpontjának átutalási jutaléka, továbbá a betétbiztosítási díj, a bankfelülegeleti díj és az iparüzési adó. 1992 második félévének átlagos kamatrése 12.58%-os volt az éven belüli vállalati hitelek tekintetében. A kamatrés magas szintjére a céltartalékképzési kötelezettség fokozódása is jelentős hatást gyakorolt. A tartalékráta csökkentés természetesen kedvező hatású, azonban egyidejűleg a kamata 3%-ról 2%-ra ereszkedett. 1991 elején a forintforrások utáni tartalék kamata még 15% volt. A kialakult magas hitelkamatok pedig visszahatnak a céltartalékképzés fokozódásán keresztül: ugyanis kevés vállalkozó tud akár nominál, akár reálértékben ekkora megtérülést megalapozottan tervezni, ami miatt a kétes kintlévőségek állománya növekedhet, amely viszont így céltartalékképzés következtében a banki kamatrés fennmaradásához vagy növekedéséhez vezet. Azt sem szabad figyelmen kívül hagyni, hogy kamatfizetésre vagy törlesztésre képtelen, de a jövőben esetleg fizetőképes vállalatoknak a bankok továbbra is folyósítanak hitelt.

A deficit finanszírozási módjának következő negatív hatása, hogy az államkötvény értékesítése a torz piaci szerkezet fennmaradásához vezet. Az állampapír-forgalmazás ugyanazon bankok kezében van, amelyek a hitelpiacok 70 – 80%-a felett is rendelkeznek. Ez monopolizálja a tőkepiacot a PM, mint legnagyobb kibocsátó és a bankok, mint (a megtakarításokat gyűjtő és) befektető intézmények egyezkedésével. Tovább rontja a helyzetet a bankok állami tulajdoni hányada – állami tulajdonban lévő bankok finanszírozzák az államháztartási hiányt. Ez a helyzet a várakozások nem piaci alakulását segíti.

A likviditás kérdésével kapcsolatban tény, hogy a pénzállomány növekedése másfélszerese volt a GDP folyóáras növekedésének. A jegybank monetáris politikáját azonban nehéz értékelni a restrikció szempontjából. A likviditásbővülés oka nagy részben a folyó fizetési mérleg aktívuma és a közvetlen külföldi tőkebefektetések, melyek kívül esnek a monetáris szabályozás kompetenciáján. A likviditásbőség ellensúlyozásának eszközei nagy mértékben nehezítenék a kamatszint mérséklődését, ami pedig 1993-ban a jegybank közbeeső célkitűzése. Tehát viszonylagos likviditásbőség alakult ki, amelyre a

reálszféra nem tudott hitelképes keresletet támasztani. Ez a szűk értelemben vett kiszorítási hatás ellen szól. Ha figyelembe vesszük a jegybank kamatszintre vonatkozó közbeeső célkitűzését, mely alapján mennyiségi célokat nem követ a monetáris irányítás 1993-ban, akkor a jegybank alkalmazkodó monetáris politikát folytat.¹⁵ Az alkalmazkodó monetáris politika viszont kiegyenlíti a deficit kamatszint emelő hatását, legalább is elméletileg. Tehát ebből a szempontból akkor képzelhető el kiszorítás, ha a deficit permanensen növekszik, vagy ha a várakozások módosításával a bankok és a vállalatok a jelenben megvalósítják a későbbiekben kialakulható hatást. A várakozások pedig, a sajtó és a népszerűségegre törekedő politikusok hozzájárulásával a kiszorítás létét hangsúlyozva, feltehetően nehezítik a kamatlábak csökkenését.

Összegzés, következtetések

A kiszorítási hatás fogalma sokrétű, empirikus tesztelése ellentmondó. Az elemzési kísérletek és az elméleti lehetőségek összekapcsolása azt jelzi, hogy a konkrét gazdasági körülményektől függ, hogy az adósságfinanszírozás kiszorítja-e, és ha igen, milyen mértékben a magángazdasági tevékenységet. Ezért a szematikus leegyszerűsítéssel szemben a megfelelő kérdés nem a kiszorítási hatás létezése vagy nem léte, hanem a gazdasági feltételrendszer vizsgálata.

A magyarországi helyzet esetén a feltételrendszert alapvetően meghatározza a gazdasági rendszerváltás, a konszolidált piacgazdaságokban működő törvényszerűségek csak korlátozottan érvényesülnek. A konvencionális értelemben vett kiszorítási hatás nálunk nem volt eddig megfigyelhető, azonban az államháztartási hiány fokozódása számos negatív hatást gyakorolt a gazdaságra. A vállalati kamatszint emelkedéséhez és magas szinten maradásának magyarázatához a deficit csak kis mértékben járulhatott hozzá. Továbbá nem a kamatszint volt a döntő tényező a vállalati beruházások alakulásában, hanem a gazdaság visszaesése, a keleti piacok összeomlása, a gazdasági bizonytalanság fokozódása.

Utószó

Tanulmányunk elkészülésének időpontja 1993 április, elemzésünk az 1989–92-es időszakra vonatkozott. 1992 nyarától-őszétől azonban igen jelentős kül- és belgazdasági változásokat következtek be témánkkal összefüggésben, melyeket röviden áttekintünk.¹⁶

1992 nyarán megtört az export növekedése, a kereskedelmi mérleg és a folyó fizetési mérleg passzívumba váltott. A visszaesés fő oka az volt, hogy

¹⁵ Alkalmazkodó monetáris politikán általában a reálpénzkínálat növelésén keresztül történő reálkamatszint stabilizálást értik.

¹⁶ Az Utószó 1993. decemberében készült.

a dinamikus konvertibilis exportnövekedés nem szerves fejlődés eredménye, nem gazdaságossági megfontolások húzódtak meg mögötte. Alapvetően azért növekedett az export, mert a korábbi piacok leépültek, és ez kénytelenül hozott létre. Egyrészt a keleti értékesítési lehetőségek drasztikusan estek, másrészt belföldi kereslet a GDP visszaesésénél (ami az időszak alatt 25%-os volt) nagyobb mértékben szűkült. Ehhez még hozzájárult az is, hogy az importliberalizáció révén a szűkülő belföldi piacon külföldről beáramló termékekkel kellett a hazai termelőknek osztoznia, tehát a belföldi kereslet csökkenésénél még jobban visszaesettek a belföldi értékesítési lehetőségek. Márpedig ha döntően ez volt az exportnövekedés oka, és számos esetben a vállalatok veszteségből, vagyonuk feléléséből exportáltak, akkor ez előbb-utóbb kifulladásra vezet.

Az árfolyampolitika kifejezetten hátrányosan érintette az exportálókat és segítette az importot: Csehszlovákiával és Lengyelországgal ellentétben hazánkban nem történt nagymértékű leértékelés a rendszerváltáskor, hanem a forint évről-évre jelentős mértékben felértékelődött. Ezt jelzik a különböző reálárfolyamindexek, valamint a *tradable* – *non tradable* szektorok árindexeinek folyamatos eltérése a *non tradable* szektor javára (például tartós fogyasztási cikkek – szolgáltatások).

A hitelpolitika sem kedvezett a kivitelnak. A folyamatos export fennmaradásának egyik feltételévé az vált, hogy a vállalat külföldi finanszírozót találjon. Az igen szigorú csődtörvény, amely a piacgazdasági normák kiépítése szempontjából mindenképpen jelentős lépés volt, nagymértékben hozzájárult az export visszaeséséhez. A folyamatban lévő csődök és felszámolási eljárások egyes számítások szerint az ipari export negyedét, az élelmiszerexport felét érintik. Az említett eljárások pedig legtöbbször az export kiesését eredményezik. Az export visszaesés további oka a kedvezőtlen időjárás, az árualapok hiánya, a fontosabb külkereskedelmi partnerországoknál tapasztalható recesszió, a volt szocialista országok fizetési nehézségei.

1993-ban a folyó fizetési mérleg hiánya várhatóan 3 milliárd dollár körül fog alakulni, amely döntő mértékben az export visszaesésének köszönhető. Ez a kedvezőtlen körülmény rendkívüli mértékben korlátozza a gazdaságpolitika mozgásterét.

Ugyanis mint említettük, a monetáris politika fő céljává a kamatszint leszorítása lett a beruházások, a gazdasági növekedés elősegítése érdekében. Ugyanakkor a kamatszint csökkenése a megtakarítások mérséklődéséhez vezetett és vezetett is.¹⁷ Azonban egy olyan külső helyzetben, amely 1993-

¹⁷Ezt neveztük a *kamatillúzió* megszűnésének. A TDK dolgozatunk egyik bírálója azt a kifogást hozta fel, hogy csak akkor lenne szabad erről a jelenségről beszélnünk, ha a hatást ki is tudjuk mutatni. Úgy gondoltuk, hogy a rendszerváltással bekövetkező magatartásbeli változások az idő múltával mérséklődnek (bár jó ideje teljesen nem tűnnek el), és egyre jobban eltérbe fog kerülni az elérhető hozam szempontja. Valószínűleg ez is következett

ban bekövetkezett, a belföldi megtakarításoknak mindenképpen növekedniük kell. A folyó fizetési mérleg tartós hiányát és a nettó eladósodás növekedését meg kell akadályozni, különösen ha ezt nem a gazdaság dinamikus bővülése kíséri, amely a későbbiekben a visszafizetés alapjait teremti meg. A belföldi hiteligényt minél nagyobb mértékben a belföldi megtakarításoknak kell fedezniük. (Ugyanakkor jelenleg még nem lehet cél a működő tőke beáramlással korrigált folyó mérleg többlet elérése, mivel ez azt jelentené, hogy a belföldi megtakarítások egy része külföldön hasznosul. Azonban a hiány mértékét mindenképpen korlátozni kell.)

Tehát egyfelől a megtakarítások a jelentősen mérséklődött betéti kamatlábak miatt mérséklődtek, a másik oldalról pedig a költségvetés hiteligénye változatlanul rendkívül magas, és a drasztikusan megváltozott külső helyzet a megtakarítások növekedését igényli. Továbbá az MNB szakértői szerint a fizetési mérleg rendkívül kamaterzékeny, ami szintén kamatemelés irányába hat. Mindezek következtében az 1992-es likviditás bőséggel szemben likviditás hiány alakult ki a belföldi pénz és tőkepiacon. Így ebben a helyzetben a költségvetés deficit magas szintje is a kamatszint emelkedéséhez fog vezetni. (Bár reálértékben vagy a GDP-hez viszonyított arányában az előző évhez képest nem növekszik a deficit.)

A kedvezőtlen folyamatok között található egy másik tényező is, amely kiszorításhoz vezethet. Az infláció csökkenésének folyamata 1992 nyarán megállt, azóta a fogyasztói árindex 22–23% körül ingadozik. Ennek oka részben az államháztartás magas hiánya, az emiatt szükségessé vált és való lépések megtétele (természetesen nem ez az egyetlen ok, például a rossz termés miatt emelkedő élelmiszeráraknak is jelentős hatása volt). A fogyasztói árak több mint egy éve változatlan szinten állnak, amely nem teszi lehetővé a betéti kamatok csökkenését. Tehát a deficit miatt szinten maradó fogyasztói árindex a kedvezőtlen külső körülmények közepette szintén a klasszikus értelemben vett kiszorításhoz vezethet, ha a beruházások érzékennyé válnak a kamatszintre.

Függelék: Az adatbázis felépítése

Az adatok forrása a MNB havi kiadványai, az MNB statisztikai rendszere, a KSH havi kiadványai, az IFS havi kiadványok, valamint a deficit tekintetében a Heti Világgazdaság. A mintaperiódus 1987:1-1992:4-ig tartalmaz negyedéves értékeket, a vállalati piaci kamatlábak azonban 1988:3-tól, a 90 napos diszkont kincstárjegy hozamai 1988:4-től állnak rendelkezésre, ami 17-18 megfigyelésre rövidíti az idősorokat.

be, a betéti kamatok hirtelen és túlzott leesése után bizonyos késéssel jelentősen csökkent a megtakarítások növekedési üteme.

A HVG-ban 1991-től megtalálhatóak az állami költségvetés havi előzetes mérlegei az aktuális hónapra és a megelőző év azonos hónapjára vonatkozóan, így az 1990-92-es időszakra 12 negyedéves megfigyelés áll rendelkezésünkre. Tekintve, hogy 1990-ben minimális volt a deficit, s évközi eloszlása nagyon változékony volt, ezért az 1991-92-es szezonális átlaga alapján bontottuk fel 1989-re az éves értéket, így lett 16 elemű a hiány egyik időszora. A hiány másik mérőszáma, a költségvetés nettó hitelállományának változása, az IFS és MNB alapján pontos értéket tartalmaz. Az államháztartási hiány e két proxy változóját a fogyasztói árindex segítségével számítottuk át változatlan áras idősorokká.

Kamatláb változóként az éven belüli lejárató vállalati hitelek kamatát használtuk. Ennek negyedéves értékét az MNB által publikált havi súlyozott átlagok súlyozásával számítottuk, súlyként a havi forgalmakat használva. A vállalati reálkamatlábát a termelői árindex, illetve az inflációs várakozási idősor segítségével számítottuk az

$$(1 + rk) = (1 + k)/(1 + ta)$$

képlet alapján.

Az ultra-racionális termelői inflációs várakozások számításához először az ipari hozzáadott érték deflátor és a publikált termelői árindex éves eltéréseivel korrigáltuk a negyedéves ipari árnövekedéseket. Az így kapott korrigált ipari árnövekedést súlyoztuk össze az építőipar és a mezőgazdaság árindexeivel, súlyként minden egyes évben ezen ágak hozzáadott érték termelését használva. Ezen termelői árindex alapján képeztünk (előrenéző) inflációs várakozásokat.

Az adott negyedévre vonatkozó inflációs bizonytalanság változóját a megelőző négy negyedév éves szintre vetített inflációjának szórásként definiáltuk.

A 90 napos diszkont kincstárjegy negyedéves hozamát a havi aukciók átlagainak az éves szintre vetített kötvény-egyenértékes hozamai számtani átlagaként számítottuk.

A GDP esetén három közelítést alkalmaztunk. Az első változatlan áras GDP közelítés az ipar változatlan áras ékeinek adott évi negyedéves szezonális átlaga alapján az adott évi változatlan áras GDP négy részre történő felosztása. Két éven belüli egyenletes változást feltételező közelítést is alkalmaztunk:

1. additív egyenletes felbontás:

$$\sum_{i=1}^4 rGDP_{t,i} = rGDP_t,$$

$$rGDP_{t,1} = \alpha_t + rGDP_{t-1,4} \quad \text{és} \quad rGDP_{t,i} = \alpha_t + rGDP_{t,i-1} \quad (i = 2, 3, 4)$$

2. multiplikatív egyenletes felbontás:

$$\frac{rGDP_{t,1}}{rGDP_{t-1,4}} = \zeta_t \quad \text{és} \quad \frac{rGDP_{t,i}}{rGDP_{t,i-1}} = \zeta_t \quad (i = 2, 3, 4),$$

ahol t az év, i a hónap indexe. 1985-ben a reál GDP lényegében változatlan maradt (99.74%), így a közelítésekhez ennek negyedrésze adta az $rGDP_{1985,4}$ kezdőértéket. A multiplikatív esetben minden évre megoldva egy negyedfokú egyenletet, annak nemnegatív valós gyöke adta ζ_t -t.

A beruházási adatszolgáltatók köre: a 20 főnél többet foglalkoztató jogi személyiségű gazdasági szervezetek; valamennyi költségvetési, társadalombiztosítási és egyéb szervezet és a kettős könyvvitelt vezető jogi személyiség nélküli gazdasági szervezetek. Negyedéves beruházási árindexeket az éves árindexek „kisimított felosztásával” számítottuk, s ezen árindex segítségével számítottuk a negyedéves beruházások változatlan áras idősorát. Az idősor szezonális kiigazítását a MicroTSP program segítségével végeztük el.

Irodalom

1. BODA György - ZENTAI Kornélia [1991]: Az infláció számszerűsíthető összefüggéseiről. *Közgazdasági Szemle*, 1991. április, 383–405.old.
2. ERDŐS Tibor [1992]: Ki lehet-e jutni a válságból? *Külgazdaság* 7. sz.
3. IMF: International Financial Statistics. Havi kiadványok.
4. JAKSITY György [1992]: Kiszorítási hatás. *Bankszemle*, 1992. március, 22–34. old.
5. JAKSITY György [1993]: Egy nem hatékony piac alkímiája. *Lupis Brókerház*, 1993. január.
6. KOVÁCS Erzsébet [1988]: Idősorok kointegrációja. *MKKE, NTI, műhelytanulmányok*, 1988/4.
7. Központi Statisztikai Hivatal: Statisztikai havi jelentések, különböző számok.
8. Magyar Nemzeti Bank Éves jelentés 1991, 1990.
9. Magyar Nemzeti Bank [1992]: Havi jelentés, különböző számok.
10. Magyar Nemzeti Bank [1993]: Forgalomban lévő állampapírok. 1993. február.
11. MODIGLIANI, Franco [1989]: Pénz, megtakarítás, stabilizáció. Válogatott tanulmányok. KJK
12. PETSCHNIG Mária Zita [1990]: Forintgalopp. A kétszámjegyű infláció okai. *Közgazdasági Szemle*, 1990. július, 834–847. old.
13. SIMON András [1993]: A megtakarítási csoda. *Figyelő*, 1993/25. sz. 16–17. old.
14. SZALKAI István [1990]: A monetáris irányítás. KJK.

15. SZEPESI György [1992]: A kereskedelmi bankok helyzete az átalakuló gazdaságban. *Bankvilág*, 1992/5. sz. 9–13. old.
16. VIGVÁRI András [1992]: Állami költségvetés és a kereskedelmi bankok. *Bankvilág*, 1992/5. sz. 5–8. old.

ECONOMETRIC METHODS FOR MODELLING CROWDING OUT EFFECT II. HUNGARY 1989-92

The second part of this study applies some methods surveyed in the first part to the case of Hungary from the third quarter of 1988 to the end of 1992. The discussion is divided into two main parts: the relationship between interest rates and investment, and the relationship between state budget deficits and (real and nominal) interest rates. The first issue, which is tested with regression analysis and Granger causality tests, concludes that 1) interest rates played a little and insignificant role in the explanation of investment, 2) the decline of the Hungarian economy was the most important factor of the decline of investment with an elasticity more than one, and 3) uncertainty also played a significant role in the explanation of investment (uncertainty is defined for the econometric tests as the standard deviation of the past four quarters' inflation rates). The second issue – relationship between state budget deficits (measured as the central government deficit and the net increase of state debt) and interest rates –, which is tested with regression analysis, Granger causality tests and cointegration analysis, concludes that neither the deficit nor the deficit relative to GDP played a role in the determination of corporate interest rates. We have laid special emphasis on the problem that the usual Hungarian method to measure real interest rates is highly incorrect. There are three main reasons: they are calculated on the basis of the industrial price index, which is 1) backward looking (not an expectation), 2) a grossly weighted average of price indices of different vertical levels, and 3) represents less than one third of GDP. We used the framework of ultra-rational expectation to eliminate the first problem, so we create a forward looking expectational producer price index (weighted average of the price indices of construction and agriculture and the value added deflator of industry) to illustrate the approximate movement of corporate real interest rates. An epilogue was added to the study to give an overview of 1993.