

## DARVAS ZSOLT–SIMON ANDRÁS

### A financiálisan fenntartható kibocsátás becslése a gazdaság nyitottságának felhasználásával

---

Nyitott gazdaságokban az aggregált többletkereslet sokszor nem a munkanélküliség változásában csapódik le a Phillips-görbével leírt módon, hanem a külkereskedelmi deficitben. Az ebből adódó inflációs nyomás ekkor a valutaárfolyam gyengülésében és ennek az árakba begyűrűző hatásában mutatkozik meg. Ez a jelenség készítette a szerzőket arra, hogy a Phillips-görbén alapuló modell potenciális kibocsátásához hasonló „fenntartható” kibocsátás fogalmat definiáljanak: olyan belföldi kibocsátási szintet, amely nem vezet a külkereskedelmi mérleg egyenlegének változásához. Ehhez a „financiálisan fenntartható” kibocsátáshoz képest a tényleges kibocsátás nagyobb lehet akár a belföldi, akár a külföldi kereslet ideiglenes felfutása miatt. A fogalomnak megfelelő változó becslése Kálmán-szűrővel készült.\*

---

A közgazdaságtanban elterjedt hasznos fogalom a *potenciális kibocsátás*: olyan kibocsátást jelent, amely nem vezet az inflációs ráta megváltozásához. Közvetlenül statisztikai adatgyűjtéssel nem mérhető, közvetett mérésére pedig sokféle megközelítés létezik. Ezek közül az egyik azon a feltevésen alapul, hogy a potenciális kibocsátás viszonylag „simán” viselkedő idősor, ingadozásai kisebbek, mint a tényleges kibocsátásé.<sup>1</sup> A termelési függvény alapú megközelítés abból indul ki, hogy a potenciális kibocsátást a klasszikus modell munka- és tőkeerőfordításokat felhasználó termelési függvénye határozza meg (lásd *Giorno és szerzőtársai* [1995]). Mások strukturális modelleket használnak, ahol közvetlenül vagy az infláció változását, vagy a munkanélküliséget használják fel, mint információt arra vonatkozóan, hogy a tényleges kibocsátás eltér a potenciálistól (*Laxton–Tetlow* [1992], *Kuttner* [1994], *Dupasquier és szerzőtársai* [1997], *Rasi–Viikari* [1998], *Gerlach–Smets* [1999]). Modellünk hasonló módszert követ, de mi nem a potenciális kibocsátást becsüljük meg, hanem egy azzal ugyan szoros rokonságban lévő, de mégis csak más fogalomnak megfelelő idősort. Ezt az új fogalmat nevezzük *financiálisan fenntartható kibocsátásnak*.

Általánosan fenntarthatónak nevezzük azt a kibocsátást, amely nem indít el olyan folyamatot, amely a kibocsátás szintjének későbbi csökkenéséhez vezet. A fenntarthatóság szigorúbb követelmény, mint a potenciális kibocsátás mögötti „inflációsemlegességi” követelmény. Az infláció ütemének növekedése is fenntarthatatlan hosszú távon, tehát a kibocsátás eltérése a potenciálistól fenntarthatatlan. Nem csak az infláció tehet azonban egy növekedést fenntarthatatlanná. Egyes országokban – főleg a fejlődőkben, de Magyar-

---

\* A szerzők köszönetet mondanak *Jerome Henrynek*, *Neményi Juditnak*, *Vincze Jánosnak* és a Közgazdasági Szemle lektorának értékes megjegyzéseikért. A fennmaradó hibák a szerzőknek tulajdonítandók.

<sup>1</sup> Az ilyen mérési módszerekre lásd *Canova* [1998] ismertetését.

országon tipikusan – gyakran észlelünk olyan konjunkturális fellendülést, amely ugyan nem okoz inflációt, de nagymértékben megnövekvő importtal jár. Az ilyen fellendülés hosszú távon szintén fenntarthatatlan, hiszen adósságot gerjeszteni csak ideiglenesen lehet, és a hitel visszafizetésekor megszorítás és a termelés visszaesése következik be. A financiálisan fenntartható kibocsátás definíciója az ilyen ingadozásoktól „szűri meg” a tényleges kibocsátást. A visszaesést gyakran valutaleértékelés, azt pedig infláció is kíséri, ilyen értelemben a fogalom rokon a potenciális kibocsátással. A „financiálisan” jelző arra utal, hogy a fenntarthatóságnak a deficittel összefüggő oldalát vesszük figyelembe.

Minden fogalom definíciójának jogosságát az dönti el, hogy mennyire hasznos a fogalom. Úgy ítéltük meg, hogy sok kis, nyitott országban a belső kereslet megugrása rövid távon nem okoz közvetlenül inflációt, de megnöveli a külkereskedelmi deficitet, ami hosszabb távon inflációs kockázattal jár. Így a financiálisan fenntartható kibocsátás mérése és az attól való eltérések elemzése jobb módszer lehet az inflációs veszély előrejelzésére, mintha csak a szűk – közvetlenül inflációt okozó – értelmezésben vezetünk be egy inflációt előrejelző mutatót. Az előbbire a mi fogalmunk, az utóbbira a potenciális kibocsátás hagyományos fogalma szolgál.

Nézzük meg részletesebben, hogy mit jelent a potenciális kibocsátás hagyományos fogalma, és miben tér el ettől a mi definíciónk!

A makrogazdaság elemzésének egyik fontos eszköze a potenciális kibocsátás fogalma. A potenciális jelző nem a termelési lehetőségek egy adott időpontban mért felső határára utal: egyes tényezők a potenciális fölé is emelhetik a kibocsátást, de mindig csak átmenetileg. Az aktuális és a potenciális kibocsátás különbsége a többletkereslet vagy a kibocsátási rés (*output gap*). A kibocsátási rés jellegéből adódóan átmeneti jövedelmet/jövedelemkiesést jelent. Például, ha a kereslet túlzott felfutása miatt a tényleges termelés a potenciális fölé emelkedik, és így a rés pozitívvá válik, akkor ennek jövőbeli kibocsátásnövekedési ütemmérséklődés az ára.

A potenciális kibocsátás mérésének modellszerű megközelítése abból indul ki, hogy a pozitív kibocsátási rés növeli az inflációt, és az infláció csökkentése csak ugyanolyan mértékű negatív kibocsátási rés létrehozásával szüntethető meg. Ezt a jelenséget nevezük Phillips-görbe hatásnak. Így – hacsak nem vállalunk végtelenül gyorsuló inflációt – a kibocsátás tartósan nem haladhatja meg a potenciálit. Ez a megközelítés gyakran a munkanélküliség adatait használja fel, feltételezve, hogy a kibocsátási rés arányos a tényleges munkanélküliségi ráta és az úgynevezett természetes munkanélküliségi ráta különbségével, azaz a munkanélküliségi réssel. A természetes ráta mérése ugyan sok problémát felvet, de a vélemények abban megegyeznek, hogy a munkanélküliségi rés az inflációval szoros kapcsolatban áll.

Az alternatív fogalom bevezetését számunkra az a törekvés indokolta, hogy a magyar inflációs folyamat elemzésére a Phillips-görbénél jobb eszközt találjunk. Nem vonjuk kétségbe, hogy a munkaerőpiac feszültségei hatással vannak az inflációra, de úgy gondoljuk, hogy ebben az időszakban Magyarországon más fontos tényezők is szerepet játszottak az infláció kialakulásában és későbbi ingadozásaiban, és ezek között fontos szerepe volt a külső eladósodásnak.

A financiálisan fenntartható növekedés fogalmát ugyanarra a megfigyelésre alapozzuk, mint a Phillips-görbe modellje. Rövid távon a kereslet serkenti a gazdasági növekedést. Ez azonban mindig csak ideiglenes, amit később ellenkező irányú ingadozás követ. A fenntarthatatlansághoz vezető mechanizmus azonban nem közvetlenül az infláción, hanem a kereskedelmi mérlegen keresztül működik. Ha a kibocsátás a *belföldi* kereslet hatására nő, akkor nő az import, változatlan vagy éppen csökkenő export mellett. A létrejövő deficit azonban nem tartható fenn, mert minden hitelt előbb-utóbb vissza kell fizetni, és akkor a belföldi kereslet visszaszorítására van szükség, ami csökkenti a kibo-

csátást. Hasonlóan a külföldi konjunktúra is növelheti a hazai kibocsátást, mert nagyobb lehet az export. Ez azonban – mivel a konjunktúra csak ideiglenes és ellenkező irányba fordul – szintén nem hoz létre fenntartható kibocsátást.

A rokonság az eredeti modell potenciáliskibocsátás-fogalmával kétségtelen. A Phillips-görbe összefüggés a külfölddel nem versenyző (*nontradable*) szektorra jellemző: ott a többletkereslet inflációs hatású. A mi felhasznált összefüggésünk a külfölddel versenyző (*tradable*) szektorra jellemző, ahol a belföldi többletkereslet nem *közvetlenül* az inflációban tükröződik, hanem előbb külkereskedelmi deficitet hoz létre. A kibocsátási rés mindkét esetben fenntarthatatlan. A deficit és az infláció között is van kapcsolat, de nem olyan közvetlen, mint a munkapiaci többletkereslet és az infláció között a külfölddel nem versenyző szektorban. A gazdaság nyitottsága lehetővé teszi, hogy az inflációs hatás elhalasztódjon. A deficit valutaleértékelési várakozásokat ébreszthet, sőt, tényleges leértékeléshez is vezethet. Akár a várakozások, akár a tényleges leértékelés *ceteris paribus* növeli az inflációt. Nehéz volna számszerűen meghatározni, hogy ezek a hatások milyen erősek, illetve milyen késési struktúrában érvényesülnek, mert feltehető, hogy mind a hatás intenzitása, mind annak késése nagy változékonyságot mutat. A változékonyság onnan származik, hogy egy gazdaságban sohasem egyértelmű, hogy egy adott deficit mikor tekinthető elfogadhatatlannak, vagyis olyannak, amelynek a visszafizetése az ország számára elviselhetetlen.<sup>2</sup> Amíg a deficit „elviselhető”, addig nem okoz inflációs várakozást.

A becslés alapjául szolgáló modell nem egyszerűen a tényleges kibocsátást korigálja a külkereskedelmi egyenleggel, hanem annál kifinomultabb, mert mind a belföldi, mind a külföldi keresletet figyelembe veszi. Ha a kibocsátás például azért nagy, mert kedvező a külföldi konjunkturális helyzet, akkor a kibocsátás akkor is fenntarthatatlan lehet, ha egyébként a kereskedelmi mérleg egyensúlyban van, vagy pozitív. A számított idősor alapján kétféle területen vonhatók le következtetések: a növekedés kilátásai és az inflációs kilátások tekintetében.

1. A pozitív rés azt jelzi, hogy a belföldi kibocsátást erős kereslet támogatja: vagy a külföldi konjunktúra erős, vagy a belföldi, vagy mindkettő. Ez a kapacitások átlagosnál jobb kihasználását teszi lehetővé. Hosszú távon ez nem tartható fenn, a kapacitások kihasználtsága csökkenni fog, amikor a konjunktúra romlik.

2. A pozitív rés a kapacitásfeszültségek miatt inflációs hatású is lehet. Ha a kibocsátást nem a külföldi, hanem a belföldi konjunktúra „húzta”, akkor külső deficit is keletkezik. Ha a piac úgy látja, hogy ez a deficit túl kockázatos az ország növekedési kilátásaihoz képest, akkor az válsághoz és inflációhoz vezethet.

Az általunk értelmezett fogalomnak adható egy versenyképességi értelmezése. Ha a financiálisan fenntartható magyar kibocsátás gyorsabban nő, mint a külföldé, akkor exportunk részesedése nő a világpiacon. Ezt nevezzük a versenyképesség növekedésének. Ebben a megközelítésben azt mondhatjuk, hogy hosszú távon gazdasági növekedésünk ütemét versenyképességünk határozza meg. Ideiglenesen növekedhetünk gyorsabban a belföldi kereslet élénkítésével is, de ekkor adósságot halmozunk fel, amit csak úgy tudunk visszafizetni, ha a jövőben növeljük versenyképességünket.

A fenntartható növekedés ilyen értelmezése nem függ a gazdasági rendszerektől. Az a tény, hogy ha a belföldi felhasználás túl nagy, akkor nagyobb lesz az import, vagy ha

<sup>2</sup> A nem éppen pontos „elviselhetetlen” jelzőt csak az egyszerű megfogalmazás kedvéért használjuk. Elméletileg pontos definíció adható arra, hogy mennyi az a deficit, amelynek vállalása az ország növekedési kilátásai alapján optimális. Ez az optimum azonban új és új információk birtokában egyre változik. Ha a tényleges deficit ettől eltér, akkor a belföldi kereslet korrekciójára van szükség. Ezek a korrekciók azok, amelyek inflációs (vagy deflációs) hatásúak.

partnereinknél fordul elő ugyanez, akkor nagyobb lesz az export, független attól, hogy tervgazdaságban vagy piacgazdaságban vagyunk. Az is független a rendszerektől, hogy ha egy országban nagyobb a termékek kínálata, mint a kereslete, akkor ott a kereskedelmi mérleg javulni fog. Az export vagy az import expanziója természetesen más formában valósul meg a két esetben. Piacgazdaságban nagymértékben az árrendszer közvetíti a nagyobb kínálat érvényesülését a piacon, tervgazdaságban ennek kisebb a szerepe. Ez azonban a számítás során számunkra közömbös volt, mert nem volt szükségünk áradatakra, a kereslet-kínálat és a volumenek közötti kapcsolatot közvetlenül értelmeztük. Így lehetővé vált, hogy a kibocsátási rést hosszú időszakra számítsuk ki, olyan időszakra, amelyben volt tervgazdaság, annak többféle változatával, volt átmeneti gazdaság és volt piacgazdaság.

A következőkben ismertetjük a fenntartható kibocsátás becsléséhez használt modellt, majd ennek statisztikai reprezentációját, végül pedig az eredményeket értékeljük.

### A becsléshez használt modell

Tegyük fel, hogy két piac és két termelő van, a hazai és a külföldi, a termékek száma három mindkét piacon, exporttermék, importtermék és belföldi eredetű belföldi fogyasztásra szánt (belföldi) termék. Az exporttermék és a belföldi termék nem helyettesíti egymást a hazai fogyasztásban, az importtermék és a belföldi termék igen. A termelésben az export és a belföldi termék helyettesíti egymást.

Az adott termelő eladási volumene egy piacon a vásárlók jövedelmétől és a termelő versenyképességétől függ. Ez utóbbi az árakban és a kínált termékváltozatok mennyiségében mutatkozik meg. A külföldi jövedelmet a partnerországok exporttal súlyozott GDP-jével mérjük, a hazai jövedelmet az összes belföldi felhasználással.

Az árak és a versenyképesség kapcsolatát nem modellezzük. A versenyképességet, amelyet egyszerűen kínálatnak nevezünk, a kereslet és az értékesítés idősorainak felhasználásával közvetlenül fogjuk megbecsülni, anélkül, hogy az árakat mint információt felhasználnánk. Mint ahogy az ár is egy relatív fogalom, a kínálat mint versenyképesség is csak a partnerekhez viszonyítva értelmezhető. Ezért relatív, vagyis a külföldihez viszonyított kínálatot becslünk.<sup>3</sup>

#### Hosszú távú összefüggések

A fentieket figyelembe véve export és import egyenleteket specifikálunk úgy, hogy a „hagyományos” egyenletek relatív ár-változójának helyébe relatív kínálatot írunk. Az (1) és (2) egyenletek adják a hosszú távú összefüggést:<sup>4</sup>

$$x_t = \alpha + \Psi d_t^W + \Gamma r q_t^* + e_t^{i*} + \varepsilon_t^{(x)} \quad (1)$$

$$m_t = \beta + \Omega d_t^D + \Phi r q_t^* + \frac{X_{t-1}}{M_{t-1}} e_t^{i*} + \varepsilon_t^{(m)}, \quad (2)$$

<sup>3</sup> A kínálat ilyen értelmezésére és a kereskedelmi egyenletekben való közvetlen szerepeltetésére lásd Simon [1992] tanulmányt, amely ezzel Armington [1969] klasszikusnak számító „hagyományos” modelljét általánosította, felhasználva Dixit–Stiglitz [1977], Salop [1979], Lancaster [1979] felismeréseit a termékváltozatokról mint a kínálat részéről.

<sup>4</sup> Tanulmányunkban a látens változókat mindenütt csillaggal jelöljük.

ahol a kisbetűs írás a változó logaritmusát jelenti, a csillag pedig a látens (közvetlenül nem megfigyelt) változót jelöli,

$x_t, m_t$ : termékek és szolgáltatások exportja és importja a belföldi kiadások árindexével deflálva,

$$X_t = \exp(x_t), M_t = \exp(m_t),$$

$d_t^D$ : összes kiadás belföldön,

$d_t^W$ : világkereslet, a 65 kereskedelmi partner GDP-jének változó súlyokkal számított átlaga,<sup>5</sup>

$rq_t^*$ : relatív kínálat, vagyis a belföldi ( $q_t^*$ ) és külföldi ( $q_t^{W*}$ ) kínálat különbsége,

$e_t^*$ : a gazdasági integráció indikátora,

$\varepsilon_t^{(x)}$  és  $\varepsilon_t^{(m)}$ : maradéktagok,

$\alpha, \Psi, \Gamma, \beta, \Omega, \Phi$ : paraméterek.

Mind az exportot és mind a belföldi felhasználást egységesen defláltuk a belföldi kiadások deflátorával. Ezzel a cserearány-változásoknak speciális értelmezést adtunk. Ha a cserearány javul, az azt jelenti, hogy valami olyant kínálunk, ami a világ számára nagyobb értéket nyújt. Ez hazai szempontból nagyobb kibocsátást jelent. Ez az értelmezés amellett, hogy ésszerű, kizárja, hogy a cserearány tartós változása „elrontsa” a kereslet és kínálat kointegrációját.<sup>6</sup>

**A gazdasági integráció látens változója.** Az export és az import általában gyorsabban nő, mint a belföldi kiadások. Ennek oka a kereskedelem liberalizálása, a tranzakciós költségek csökkenése, a volumen- és választékhozadék kihasználása. Ezeket a hatásokat egyetlen változóban fogalmazzuk meg, amit gazdasági integrációnak nevezünk. E változót nem tudjuk közvetlenül mérni, csak a tulajdonságai alapján számszerűsítjük. Fő tulajdonsága az, hogy azonos mértékben növeli az exportot és az importot. Mivel modellünk loglineáris, ezt a tulajdonságot csak megközelíteni tudjuk. A közelítés javítása érdekében vezetjük be az importegyenletben az  $\ln EI_t^{M_t-1}$  tényezőt.

**A kereslet és kínálat néhány tulajdonsága.** A hagyományos becslt külkereskedelmi egyenletekben a forgalom keresleti (kiadási) elaszticitása gyakran nagyobbak adódik, mint 1. A hosszú távú elaszticitás 1 feletti része hosszú távon az integráció elmélyüléséből fakad, és csak specifikációs hiba folytán értelmezhető keresleti elaszticitásként. Nincs okunk feltételezni, hogy a kiadási elaszticitás egy ország termékei iránt külföldön nagyobb, belföldön pedig kisebb, mint 1. Ezért feltételezzük, hogy  $\Psi = \Omega = 1$ . Rövid távon azonban a kereslet együtthatóját nem korlátozzuk.

Az (1)–(2) egyenletekben a megkötések a relatív kínálat következő tulajdonságait kényszerítik ki.

– A relatív kínálat növeli az exportot, és csökkenti az importot *ceteris paribus*. Ezért  $\Gamma > 0$  és  $\Psi < 0$ .

– Ha a relatív kereslet és a relatív kínálat növekedési üteme azonos, akkor az export/import ráta változatlan. Ha a kiadási elaszticitások egyenlők 1-gyel, akkor ezt a tulajdonságot a  $\Gamma - \Psi = 1$  megkötés biztosítja.

E definíciók mellett, ha egy ország gazdasága gyorsabban növekszik, mint a partnereié, akkor (ha az integráció foka változatlan) a kereskedelem súlya a GDP-ben csökkenni fog.

<sup>5</sup> A súlyokat a 65 országnak a magyar exportban betöltött szerepe alapján határoztuk meg, és évről évre változtattuk. Az export országszerkezetére azonban csak 1976-tól állnak rendelkezésünkre adatok, így az ezt megelőző időszakra az 1976-os súlyok változatlanságát feltételeztük.

<sup>6</sup> Intuitíve a kointegráció több változó hosszú távú együttmozgását jelenti. A pontos definíciót magyar nyelven lásd például *Kőrösi és szerzőtársai* [1990] 4. fejezet.

**A kínálat abszolút mérőszámának értelmezése.** A fenti tulajdonságok csak relatív kínálatot értelmeznek. A következő tulajdonság segítségével szinteket is értelmezhetünk.

– Hosszú távon a kínálat belföldön is és külföldön is megegyezik a kereslettel. Ez azt jelenti, hogy a rövid távú eltérések stacionáriusak.

Tekintsük a külföldi kínálatot exogénnek, és számszerűsítsük egy egyváltozós modell segítségével. Ehhez azt feltételezzük, hogy a kereslet megegyezik a kínálat és egy ciklikus (stacionárius) változó összegével:

$$d_t^W = q_t^{W*} + gap_t^{W*}, \quad (3)$$

ahol  $q_t^{W*}$  a kínálat, és  $gap_t^{W*}$  a stacionárius eltérés.

Az egyszerűség kedvéért a külföldi keresletet tekintsük egyenlőnek a külföldi GDP-vel. A belföldi kereslet a GDP és a nettó export különbsége. Ha a kereslet kointegrált a kínálattal, és a GDP kointegrált a kereslettel, akkor a GDP a kínálattal is kointegrált, és felbontható a következőképpen:

$$gdp_t = q_t^* + gap_t^*, \quad (4)$$

ahol  $gdp_t$  a GDP logaritmus, és  $gap_t^*$  a stacionárius kibocsátási rés.

Felhasználva  $rq_t^* \equiv q_t^* - q_t^{W*}$ -t és az (3) és (4) egyenleteket, a GDP felbontható:

$$gdp_t = rq_t^* + q_t^{W*} + gap_t^*. \quad (5)$$

### Rövid távú megfontolások

**Jövedelmi hatás.** Mint említettük, hosszú távon a keresleti elaszticitások nagysága értelemszerűen 1, ha az integrációs változó reprezentálja az ágazaton belüli kereskedelem növekedését. Rövid távon azonban megmagyarázható az 1-nél nagyobb jövedelem-együttható, feltéve, hogy nem ragaszkodunk az együttható mikroökonómiából származtatott jövedelemrugalmasságként való értelmezéséhez. Az import ugyanis olyan szerepet is betölthet, hogy rövid távú többletkeresleti réseket egyenlít ki. Ha a kereslet túl gyorsan növekszik, akkor a hosszú távú üzleti kapcsolaton alapuló belföldi szállítóknál szűk keresztmetszetek keletkezhetnek, és a többletkeresletet importból kell fedezni. Idővel a megszokott hazai szállítók alkalmazkodnak a megnőtt kereslethez, és a szállítók korábbi részaránya helyreáll.

Annak érdekében, hogy az ilyen rövid távú hatásokat is meg tudjuk ragadni, olyan hibakorrekciós modellt állítottunk fel, ahol a rövid távú együttható értéke meghaladhatja az 1-et. Az együtthatónak egyetlen plauzibilitási tesztet kell csak teljesítenie: a többletkereslet által generált import kisebb legyen, mint maga a többletkereslet. A becslült paraméterek ezt a feltételt teljesítik.

**Az export importtartalma.** Az integrációs változó tartalmazza mind a választékbővítésből származó, mind az ágazaton belüli vertikális kooperáció révén létrejövő többletforgalmat. Az utóbbinak a magyarországi esetben van egy speciális tulajdonsága, éspe dig az egyoldalúság: általában alkatrészek importjából és késztermék exportjából áll. Ezért volumene nagymértékben a késztermék iránti külső kereslettől függ. Ennek a modell szempontjából az a következménye, hogy az import is exportfüggő lesz. Ezért a rövid távú egyenletben az import magyarázatában szerepel az export is.

**Árfolyamhatások.** A kínálat definíciójánál implicit módon feltételeztük, hogy a kínálat nem függ attól, hogy a kínáló melyik piacra (belföldre vagy külföldre) szállít: ezt a megoszlást a kereslet határozza meg. Ez a közömbösség azonban csak akkor áll fenn, ha a két viszonylat jövedelmezősége azonos. Hosszú távon ez az egységes jövedelmezőség

az arbitrázs révén meg is valósul. Az arbitrázs azonban lassú, és rövid távon – elsősorban a valutaárfolyam ingadozásainak köszönhetően – létezhetnek árkülönbségek az egyes piacokon, s emiatt a kínálók eladásait egyik vagy másik irányba terelhetik. A kínálati viselkedésnek ezt a „diszkriminatív” jellegét úgy ragadhatjuk meg, hogy a hibakorrekciós modellben a reálárfolyamot is szerepeltetjük változóként.

### Statisztikai reprezentáció

Mivel több látens változó is van a modellben, állapotér-reprezentációt alkalmazunk, és Kálmán-szűrővel<sup>7</sup> értékeljük a likelihood függvényt. Először a változók idősor-tulajdonságait elemezzük.

#### Integráltság

Háromféle teszttel ellenőriztük a megfigyelt idősorok integráltságát: 1. kiegészített Dickey–Fuller-féle  $t$ -teszt (ADF), 2. Phillips–Perron-féle  $t$ -teszt (PP) és 3. Kwiatkowsky–Phillips–Schmidt–Shin-féle  $\mu$  és  $\tau$ -teszt (KPSS). Az ADF és PP számára a nullhipotézis az egységgyök, míg a KPSS számára a stacionaritás és trendstacionaritás.

Két idősor minden tesztre stacionárius volt: a kereskedelmi mérleg és az export/import hányados idősora. Minden más változó integrált,<sup>8</sup> de az I(1) és az I(2) közötti választást ellentmondó eredményekre kell alapozni.<sup>9</sup> Egyes tesztek I(1)-t, mások I(2)-t sugallnak. A tesztek megbízhatósága amúgy is kérdéses.<sup>10</sup> Egyszerű meg szemléléssel láthatjuk az *I. ábrán*, hogy például a GDP növekedési ütem vagy I(2),<sup>11</sup> vagy pedig I(1) – időszakonként változó sodródási paraméterrel [ezt „megtört I(1)”-nek nevezzük a későbbiekben], de egy I(1)-es modell a sodródási paraméter változatlansága mellett nem képes a folyamat kellő leírására.

A két reprezentáció előnyeit és hátrányait mérlegelve, az I(2) mellett döntöttünk.

Az I(2) elleni érvek általában arra utalnak, hogy ebben az esetben a növekedési ütemek szórása a végtelenhez tart az időben, márpedig egy változó becslése végtelen varianciával nem nyújt információt. Véleményünk szerint ez az érv gyenge. Bármely nem stacionáris folyamat végtelen varianciával végződik, az I(1) modell a szintekre ad végtelen varianciát. Ha pedig a sodródás eltolódik, akkor az eltolódások időbeli és mértékbeli bizonytalansága ugyanolyan végtelen szórást eredményezhet a növekedési ütemekben is. Ezért a végtelenben való végtelen varianciát nem tekintjük fontos tényezőnek a modell megválasztásában.

Természetes feltevésnek tűnik, hogy a gazdasági növekedést a politikai–szociális–gazdasági rendszerek határozzák meg. A történelemben egyes országok gyorsabban, mások lassabban nőnek, és a növekedési ütemek az időben változnak. Bár ezeket a változásokat a rendszerek diszkrét változásával is magyarázhatjuk, de miért tekintjük ezeket a változásokat diszkrétnek? Valójában az átmenetek mindig fokozatosak. A diszkrét változások

<sup>7</sup> A Kálmán-szűrőről és az állapotér-reprezentációról lásd például *Hamilton* [1994] és *Harvey* [1989].

<sup>8</sup> Első rendű integráltak nevezzük, és I(1)-gyel jelölünk egy változót, ha önmaga nem stacionárius, de differenciája az. Másodrendű integráltak nevezzük, és I(2)-vel jelölünk egy változót, ha sem önmaga, sem differenciája nem stacionárius, de a differenciájának a differenciája, azaz második differenciája az.

<sup>9</sup> Kívánságra a szerzők az érdeklődők rendelkezésére bocsátják a részletes statisztikákat.

<sup>10</sup> Az irodalomban sok tanulmány mutatja be az egységgyök- és stacionaritási tesztek torzításait. Modelünk szempontjából különösen érdekes *Harvey–Jaeger* [1993], amely megmutatja, hogy a szokásos tesztek alkalmazva I(2) folyamatokra, az eredmények I(1) irányában torzulnak.

<sup>11</sup> *Haldrup* [1998] kitűnő áttekintést ad az I(2) változókkal való modellezéshez.

kat megtört I(1)-gyel jellemezhetjük, de ha a változások gyakoriak és fokozatosak, akkor értelmesebb, hogy a folytonosan megvalósuló „eltolódások” valójában a növekedési ütem változásai. Ez az az eset, amikor az I(2) reprezentáció ideális megközelítése a folyamatnak.

Egy rendszerváltó átmeneti országban, mint amilyen például Magyarország, túl sok rezsimváltást kellene – minden empirikus fogódzó nélkül – feltételeznünk, hogy egy megtört I(1) modellel tudjuk jellemezni a folyamatot. Ezért a modellben a stacionárius növekedési ütem hiánya inkább előny, mint hátrány.

Valójában az a tény, hogy az I(2) modellben nincs egy stacionárius növekedési ütem, nem teszi kevésbé alkalmatlanná az előrejelzésre, mint az I(1) reprezentáció. Egy előrejelzés az utolsó évek növekedési ütemével nem szükségszerűen rosszabb, mint egy előrejelzés a megtört I(1) modell utolsó rezsimjének feltevésével.

Meg kell mondanunk, hogy az olyan folyamatok használata, amelyeknek a végtelenben nemkívánatos tulajdonságai vannak, más modellekben is megtalálható az irodalomban. A legtöbb munkanélküliségi modellben a munkanélküliségi ráta I(1) folyamat, pedig tudjuk, hogy ez szigorúan véve nem lehetséges, mert a rátának mindenképpen 0 és 1 között kell lennie.<sup>12</sup> Hasonló megközelítést alkalmazunk a növekedési ütemre: tudjuk, hogy az előrejelzés konfidencia-intervalluma egyre nő az időben, de ez minket az adott időszak elemzésében nem zavar.

Mindezen megfontolások az I(2) reprezentáció mellett szólnak. Ezért feltételezzük, hogy az export, import, a külföldi és belföldi kereslet és kínálat, valamint a gazdasági integráció változója I(2) folyamat.<sup>13</sup>

### *Az állapotér-reprezentáció*

A korábban definiált (1), (2) és (5) egyenletek adják a *megfigyelési* (vagy mérési) egyenleteket az *állapotérben*. Vegyük észre, hogy a paraméter-restrikciók miatt az egyetlen „strukturális” paraméter, amelyet becsülnünk kell, az  $\Gamma$ . (A modell „nem strukturális” vagy „technikai” paraméterei az  $\varepsilon_t^{(x)}$  és az  $\varepsilon_t^{(m)}$  standard hibái.)

Az *állapot* (vagy átalakulási) egyenletek a látens változók dinamikáját írják le. Mivel a modell nem stacionárius, az állapotváltozók (látens változók) kezdeti értékeit, átlagát és szórását meg kell adnunk. A következő értékeket választottuk.

Átlagos érték:

- kibocsátási rés: 0,
- a relatív kínálat szintje: a relatív kereslet első megfigyelése mínusz az első három év (logaritmikus) növekményének átlaga,
- integráció:  $\ln(1) = 0$ ,
- a relatív kínálat növekedési üteme: a relatív kereslet átlagos növekedési üteme az első három évben,
- integráció növekedési üteme: 1 százalék.

Variancia-kovariancia mátrix:

egységmátrix szorozva 0,0001-gyel, vagyis az állapotváltozók kezdeti értékeihez viszonyítva 1 százalékos standard hibát tételeztünk fel.

Az állapotegyenletek a következők.

<sup>12</sup> Egy másik példa a változó paraméteres becslés. Itt gyakran tételeznek fel véletlen bolyongást a paraméterekre, hogy a tartós változásokat megragadják, bár a közgazdasági szempontból értelmezhető paraméterértékek adott sávon belül vannak, tehát nem lehetnek I(1) változók.

<sup>13</sup> Összehasonlítás céljából I(1) modellt is becsültünk. Kívánságra a szerzők az érdeklődők rendelkezésére bocsátják.



A kibocsátási rés specifikációja:<sup>14</sup>

$$\begin{bmatrix} gap_t^* \\ \overline{gap}_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos\theta & \sin\theta \\ -\sin\theta & \cos\theta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} gap_{t-1}^* \\ \overline{gap}_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{(g1)} \\ \varepsilon_t^{(g2)} \end{bmatrix}, \quad gap_0^* = \overline{gap}_0^* = 0, \quad (6)$$

ahol  $\overline{gap}_t^*$  „árnyékváltozót” a  $gap_t^*$  változó generálására használjuk,  $\rho$  egy csillapító tényező,  $\tau$  a kibocsátási rés frekvenciája radiánban mérve,  $\varepsilon_t^{(i)}$  fehérzaj-folyamat.

A relatív kínálat és a gazdasági integráció leírása a következő:

$$\Delta\Delta r_t^* = \varepsilon_t^{(rq)}, \quad (7)$$

$$\Delta\Delta e_t^* = \varepsilon_t^{(ei)}. \quad (8)$$

Megjegyezzük, hogy a (7)–(8) egyenletekben az egyetlen paraméter, amit becsülnünk kell, az  $\{\varepsilon_t^{(i)}\}$  innováció standard hibája ( $\sigma^{(i)}$ ). Vegyük észre, hogy a modell csak két további „strukturális” paramétert tartalmaz:  $\rho$  és  $\theta$ .

A paramétereket korlátozó feltételek az országok és gazdaság rendszerek széles skálájára érvényesek.

#### A hibakorrekciós modell

A hibakorrekciós modellt úgy fogalmaztuk meg, hogy konzisztens legyen az I(2) feltevés. I(2) változók között sokféle kointegrációs összefüggés létezik, modellünk feltevései azonban meghatározzák a számunkra releváns összefüggést. Mivel az (1) és a (2) egyenletet hosszú távon érvényesülőnek tekintjük, feltételezzük, hogy hibatajjaik stacionáriusak, vagyis az  $(x_t - e_t^* - d_t^w - \Gamma r q_t^*)$  és  $(m_t - \frac{X_{t-1}}{M_{t-1}} e_t^* - d_t^D - (\Gamma - 1) r q_t^*)$  tagok lineáris kombinációi stacionáriusak. Ezt a hipotézist teszteltük, és nem tudtuk elvetni (lásd később). Ez azt jelenti, hogy a hibakorrekciós modellben csak második differenciál szerepelnek. Az integráció látens változójának együttthatója a fogalom definíciójából következően 1 (importra az együttthatót az  $X/M$  tényező valamelyest módosítja). A kínálat koefficiensének korlátozása rövid távra is indokolt. A kínálat összes hatása az exportra és az importra megegyezik a hosszú távú együttthatóval, vagyis  $\Gamma$  és  $\Gamma - 1$ . Mivel rövid távon az import  $\xi$  paraméterrel függ az exporttól, a parciális hatás  $(\Gamma - 1) - \xi\Gamma$  lesz.<sup>15</sup> Hasonlóan az importegyenletben az integráció másodfokú növekményének együttthatója  $(1 - \xi)$  a reálárfolyamé  $(\phi_2 - \xi\phi_1)$ , ahol  $\phi_1$  a reálárfolyam együttthatója az exportegyenlet-

<sup>14</sup> Az irodalomban kétféle ciklusspecifikáció terjedt el: 1. ARMA reprezentáció (például Kuttner [1994], Gerlach-Smets [1999]) és 2. trigonometriai függvények mint a (6) egyenletben (például Harvey [1989], Harvey-Jaeger [1993], Harvey-Koopman-Penzer [1999]). Az utóbbi a következő egyenletből következik:  $gap_t^* = a \cos(\theta t) + b \sin(\theta t)$ , ahol  $\theta$  a ciklus frekvenciája radiánban és  $(a^2 + b^2)^{1/2}$  az amplitúdó. A (6) egyenlet az utóbbi általánosítása olyan értelemben, hogy 1.  $a$  és  $b$  időben változik, 2. hozzáadtunk egy sztochasztikus maradéktagot és 3. egy csillapító tényezőt ( $\rho$ ). A  $\overline{gap}_t^*$  „árnyékváltozót” csak a  $gap_t^*$  változó generálására szolgál. Az identifikáció érdekében fel kell tételeznünk, hogy  $\varepsilon_t^{(g1)}$ -nek és  $\varepsilon_t^{(g2)}$ -nek ugyanaz a varianciája és korrelálatlanok. Az AR(1) ciklus e modellnek speciális esete, amikor  $\theta = k\pi$  ( $k \in Z$ ). Ekkor  $\sin(\theta) = 0$ , így a  $\overline{gap}_t^*$ -t generáló egyenlet felesleges és a ciklus reprezentációja vagy  $gap_t^* = \rho \cdot gap_{t-1}^* + \varepsilon_t^{(g1)}$  (ha  $\theta = \dots, -2\pi, 0, 2\pi, \dots$ ), vagy  $gap_t^* = -\rho \cdot gap_{t-1}^* + \varepsilon_t^{(g1)}$  (ha  $\theta = \dots, -\pi, \pi, 3\pi, \dots$ ). (Lásd például Harvey [1989] 38–40. o.)

<sup>15</sup> Ha  $\Delta\Delta x_t = \Gamma\Delta\Delta r q_t^*$  és  $\Delta\Delta m_t = K\Delta\Delta r q_t^* + \xi\Delta\Delta x_t$ , akkor differenciálással  $\frac{d\Delta\Delta x_t}{d\Delta\Delta r q_t^*} = \Gamma$  és  $\frac{d\Delta\Delta m_t}{d\Delta\Delta r q_t^*} = K + \frac{\partial\Delta\Delta m_t}{\partial\Delta\Delta x_t} \frac{\partial\Delta\Delta x_t}{\partial\Delta\Delta r q_t^*} = K + \xi\Gamma$ . Mivel feltevés szerint  $\frac{d\Delta\Delta m_t}{d\Delta\Delta r q_t^*} = \Gamma - 1$ , így  $K = \Gamma - 1 - \xi\Gamma$ .

ben és  $\phi_2$  a teljes reálárfolyam-hatás az importra. Mivel éves adatokat használunk, az egyidejű és az egy évvel késleltetett reálárfolyamot szerepeltetjük.

E korlátozásokkal a hibakorrekciós modell a következő:

$$\Delta\Delta x_t = \beta\Delta\Delta d_t^W + \Gamma\Delta\Delta r q_t^* + \Delta\Delta e_i^* + \phi_{11}\Delta\Delta r e r_t + \phi_{12}\Delta\Delta r e r_{t-1},$$

$$+ \lambda(x_{t-1} - e_i^*_{t-1} - d_{t-1}^W - \Gamma r q_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{(\Delta\Delta x)} \quad (9)$$

$$\Delta\Delta m_t = \xi\Delta\Delta x_t + \omega\Delta\Delta d_t^D + [(\Gamma - 1) - \xi\Gamma]\Delta\Delta r q_t^*,$$

$$+ (1 - \xi)\left(\frac{X_{t-1}}{M_{t-1}} e_i^*_{t-1} - 2 \cdot \frac{X_{t-2}}{M_{t-2}} e_i^*_{t-1} + \frac{X_{t-3}}{M_{t-3}} e_i^*_{t-2}\right)$$

$$+ (\phi_{21} - \xi\phi_{11})\Delta\Delta r e r_t + (\phi_{22} - \xi\phi_{12})\Delta\Delta r e r_{t-1}$$

$$+ \pi\left(m_{t-1} - \frac{X_{t-2}}{M_{t-2}} e_i^*_{t-1} - d_{t-1}^D - (\Gamma - 1)r q_{t-1}^*\right) + \varepsilon_t^{(\Delta\Delta m)}, \quad (10)$$

ahol az egyetlen új változó  $r e r_t$ , a reálárfolyam indexe, 65 partnerország fogyasztói árához viszonyítva, változó súlyokkal számolva.

### Empirikus eredmények

Két lépcsőben becsültük a modellt, először a hosszú távú, majd a rövid távú egyenletet. A belföldi kibocsátási rés számításához a relatív kínálatot szét kellett bontanunk belföldi és külföldi kínálatra. Mint ahogy azt A kínálat abszolút mérőszáma című pontban említettük, a világ kínálatát exogénnek tekintettük, amit egyváltozós módszerrel a (3)-ból származtattunk. A világkeresletre ( $d_t^W$ ) az úgynevezett lokális lineáris trend plusz ciklus (LLTC)<sup>16</sup> modellt illesztettük, amely egyváltozós I(2) folyamaton alapul. Ez a blokk független a modell többi egyenletétől.

#### *A hosszú távú becslés eredményei*

A modellt három országra becsültük, itt csak a magyar gazdaságra vonatkozó számításokra térünk ki. A megfigyelési időszak az 1960–1999 közötti évek. A becslések viselkedése megfelelő volt, kivéve  $\Gamma$ -t, amely nagyon érzékenynek bizonyult az induló értékekre, és gyakran kívül került a 0–1 intervallumon.<sup>17</sup> Ezért értékét 0,5-re korlátoztuk.<sup>18</sup> Ezzel a likelihood függvény egyetlen globális maximumot mutatott. Az eredményeket az *I. táblázat* illusztrálja.

A becsült paraméterek szignifikánsan különböznek nullától. Figyelemre méltó, hogy az egyenletek hibatajainak becsült szórásai viszonylag nagyok, 5-6 százalékosak. Ez

<sup>16</sup> Lásd például Harvey [1989].

<sup>17</sup> Mivel maximum likelihood becslési eljárást alkalmazunk, ezért a maximalizációhoz a paramétereknek egy induló értéket kell adni.

<sup>18</sup> 0,3–0,7 között más értékeket is próbáltunk, de ezen az intervallumon belül a becslések érzékenysége elhanyagolhatóan csekély volt.

1. táblázat

Az állapotter modell paraméterbecslései és diagnosztikái

Paraméter	Paraméter- becslés	Standard hiba	Diagnosztika	
$\sigma_{\varepsilon(x)}$	0,052	0,009	LL	170,3
$\sigma_{\varepsilon(m)}$	0,064	0,010	T	40
$\sigma_{\varepsilon(rq)}$	0,014	0,005	JB <sub>x</sub>	0,64
$\sigma_{\varepsilon(ei)}$	0,033	0,008	JB <sub>m</sub>	6,58
$a$	0,604	0,035	JB <sub>gdp</sub>	22,37
$d$	0,598	0,036	KPSS $cv_x$	0,090
$\rho$	0,665	0,132	KPSS $cv_m$	0,120
$f_c$	1,129	0,445	PP $cv_x$	-4,517
$\sigma_{\varepsilon(gap)}$	0,015	0,005	PP $cv_m$	-3,478

LL: a log-likelihood függvény maximalizált értéke; T: megfigyelések száma egyenletenként; JB<sub>x</sub>: Jarque–Bera-teszt az adott egyenlet innovációinak normális eloszlására; KPSS  $cv_x$ : KPSS teszt az adott egyenlet hibatagjainak stacionaritására; PP  $cv_x$ : PP teszt az adott egyenlet hibatagjainak egységgyökére.

arra utal, hogy a külkereskedelmi termékáramlások jelentős volatilitását a modellünk csak részben képes megragadni.<sup>19</sup>

A likelihood függvényt az innovációk<sup>20</sup> alapján írjuk fel, és feltételezzük, hogy azok normális eloszlásúak. Az 1. táblázatban látható, hogy a normalitás vizsgálatára szolgáló Jarque–Bera-teszt nem utasítja vissza a nullhipotézist az exportegyenlet esetén, az importegyenletnél a kritikus érték környékén van a becsült statisztika, viszont a GDP esetében határozottan visszautasítja a normalitás nullhipotézisét. A vegyes eredmény ugyanakkor nem feltétlenül kedvezőtlen a becslésre nézve, ugyanis még ha az innovációk nem lennének is normális eloszlásúak, kvázi maximum likelihood becslés végezhető (lásd például Hamilton [1994] 13. fejezet).

Az 1. táblázatban szereplő KPSS és PP statisztikák a kointegráló vektorok stacionaritását, valamint egységgyökét tesztelik. A mi becslésünkhöz nem állnak rendelkezésre kritikus értékek, így csak megemlítjük, hogy ha a szokásos kritikus értékek érvényesek lennének, akkor milyen következtetés levonására jutnánk. A PP teszt esetén az egységgyök nullhipotézisét az export esetében vissza tudjuk utasítani, az import esetén a tesztstatisztika közel áll az 5 százalékos kritikus értékhez. A KPSS tesztek egyik esetben sem utasítják vissza a stacionaritás nullhipotézisét. Az egységgyök- és stacionaritási tesztek kedvezőtlen tulajdonságait is figyelembe tartva, arra a következtetésre jutunk, hogy modellünk nagy valószínűséggel az I(2) idősorokat valóban stacionárius idősorokká képezi le.

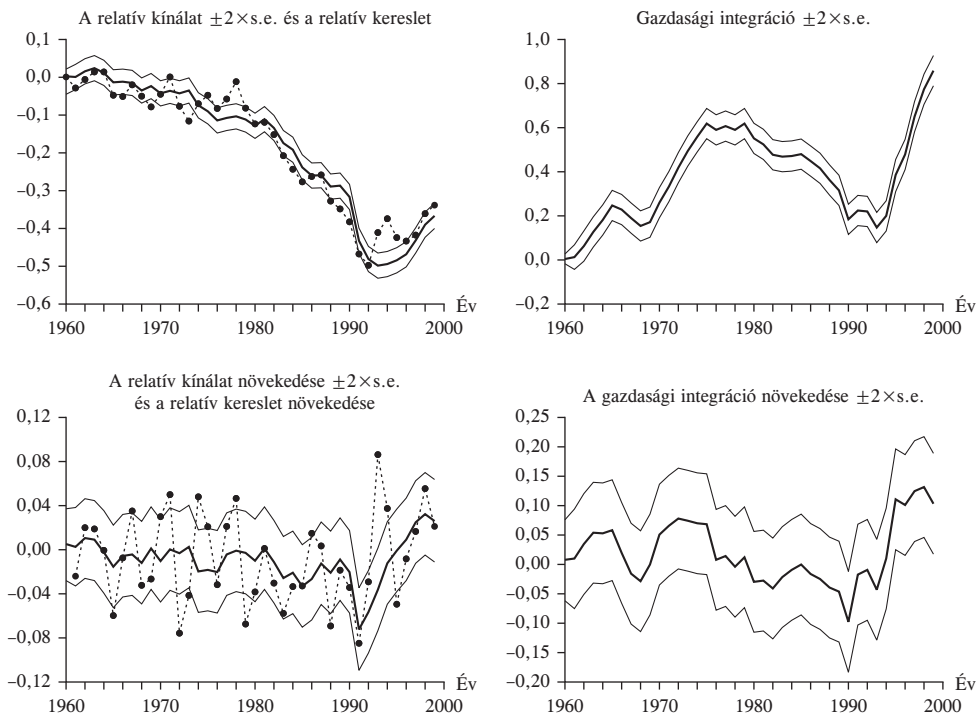
Az 1. ábra mutatja a látens változók szűrt értékeit egy  $\pm 2$ -szer standardhiba-sávban, valamint a relatív kereslet és annak növekedési üteme is látható. Bár a konfidencia-intervallumok szélesek, a pontbecslések érdekes következtetések levonását teszik lehetővé. Például az integráció Magyarországon az 1968–1974 közötti időszakban gyorsan mélyült, majd lezuhant a szocialista világrendszer összeomlásakor, és gyors növekedést mutat az átalakulás óta.

<sup>19</sup> Ugyanakkor bármilyen  $R^2$  típusú mutató jó illeszkedést jelezne, hiszen a termékforgalom szófása többszöröse az egyenletek becsült szórásainak. Még az export-import növekedési ütemek, valamint második differenciák szófása is kétszer akkora, mint a fent bemutatott szórásbecslések az egyenletek hibatagjaira.

<sup>20</sup> Az innovációk definíciója a következő:  $v_t = y_t - E_{t-1}[y_t]$ , ahol  $y_t$  jelöli a bal oldalon álló megfigyelt változókat, jelen esetünkben  $y_t = [x_t, m_t, gdp_t]$ .

1. ábra

A látens változók becsült értékei, 1960–1999



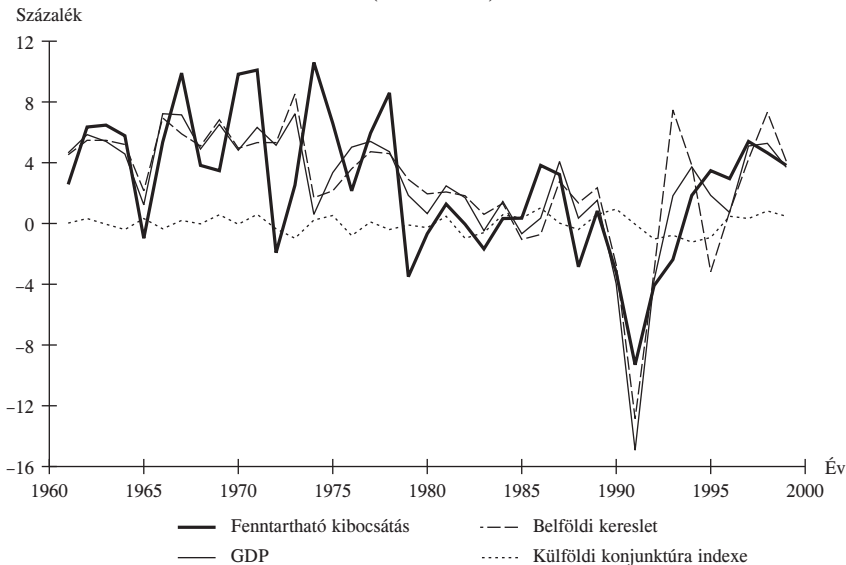
2. ábra

A kibocsátási rés, valamint a tényleges és fenntartható GDP növekedési üteme közötti különbség (1960–1999)



3. ábra

A fenntartható kibocsátás, a GDP, a belföldi kereslet és a külföldi konjunktúra indexének a növekedési üteme (1960–1999)



A 2. ábra a kibocsátási rést, valamint a financiálisan fenntartható és a tényleges növekedési ütemek különbségeit mutatja. A 3. ábra együtt mutatja a financiálisan fenntartható kibocsátás és a GDP növekedési ütemeit, a belföldi kereslet növekedését, valamint a külföldi konjunktúra indexét. Utóbbi változó nem egyszerűen a külföldi kereslet növekedési üteme, hanem azt mutatja, hogy a külföldi kereslet mennyivel növekszik gyorsabban vagy lassabban a külföldi kínálatnál.

Az ábrákból látszik, hogy a tervgazdaságban is voltak konjunktúraciklusok Magyarországon. A kibocsátási rés jól mutatja azokat a tervgazdasági stop-go periódusokat, amelyekre az idősebbek még jól emlékeznek, az 1965-ös megszorítást, az olajválság előtti keresleti felfutást, majd a válság utáni visszaesést, az 1978-as nagy (beruházási) túlköltekezési hullámot, a nyolcvanas évek közepi megszorításokat, majd a kiengedést a „Gorenje-konjunktúra” idején.

Érdekes az átmeneti időszak képe a modell tükrében. A legnagyobb gazdasági visszaesés idején 1990–1992 között a tényleges és a financiálisan fenntartható növekedés nagyon szorosan együtt mozgott. Ha feltételezzük, hogy ebben az időszakban a gazdaságpolitika képes volt a kereslet alakítására, akkor az együttmozgásból arra a következtetésre juthatunk, hogy a politika semleges volt. Ez gyakorlatilag azt jelenti, hogy a monetáris és fiskális hatóságok egyformán féltek, vagy legalábbis összességében úgy viselkedtek, mintha egyformán félnének az inflációtól és a kibocsátás visszaesésétől. Ez az összegező megállapítás talán annak ellenére igaz, hogy a finomabb elemzés valamelyest az inflációellenesség felé való hajlást igazol. A kibocsátási rés 1990 és 1992 között ugyanis negatív volt 1-3 százalékos mértékben. Ha ezt összehasonlítjuk<sup>21</sup> a GDP 15 százalékos kilengésé-

<sup>21</sup> Az ábrán látható GDP növekedési adatok két okból eltérnek a GDP volumenindexétől: 1. a számításoknál a folyó áras adatokat a belföldi felhasználás árindexével defláltuk, 2. az ábrán látható növekedési ütemek a logaritmizált értékek növekményei.

vel ebben az időszakban, akkor állíthatjuk, hogy a számításokban kimutatott megszorító hatás eltörpül a folyamatok akkori erejéhez képest.

1993–1994-ben a *lazítás* erőteljesebben mutatkozik. 1993-ban a financiálisan fenntartható növekedés üteme még a negatív tartományban mozgott, amikor a GDP már 3 százalékkal nőtt. 1994-ben a két növekedési ütem ugyan közelít (2. ábra) egymáshoz, de a kibocsátási rés erősen pozitív, vagyis a kibocsátás *szintje* magasabb a financiálisan fenntarthatónál.

Tudjuk, és a 3. ábrából is látszik, hogy 1993–1994 nem volt kedvező a külföldi kereslet szempontjából. Ez rontotta a kereskedelmi mérlegünket, de a financiálisan fenntartható kibocsátás számított ütemét nem befolyásolta, mert – mint már korábban említettük – a számítás módszere olyan, hogy ezt kiszűri, mint ideiglenes hatást.

1995–1996-ban a kereslet visszafogása helyreállítja a kereslet és a kínálat egyensúlyát. Ezekben az években a financiálisan fenntartható kibocsátás gyorsabban nő, mint a tényleges. 1998–1999-ben a financiálisan fenntartható és a tényleges kibocsátás növekedési üteme lényegében azonos, a hosszú távon fenntartható *szint* azonban valamelyest, mintegy fél százalékkal a tényleges alatt van.

### Rövid távú becslési eredmények

Nem sikerült szignifikáns relatív árhatást kimutatni az export-import folyamatokban. Ha az egyenletekben a reálárfolyam hatásának számításához csak az 1992 utáni időszakot vesszük figyelembe (vagyis a korábbi évekre a reálárfolyamot változatlanoknak tekintjük), akkor a hatás szignifikánsnak mutatkozik, de csak az importra. Ezt a meglehetősen szerény eredményt végül is nem használtuk ki a végleges specifikációban. Az a gyanúnk ugyanis, hogy a kimutatott hatás még ebben az időszakban is csak látszólagos volt, a reálárfolyam ebben az időszakban nem a vállalatok versenyhelyzetének változását mutatta, hanem az árrendszer strukturális átalakulását a szubvenciók rendszerről való letérés időszakában. A Lengyelországra való (itt nem közölt) becsléseink is ezt a hipotézist erősítették.

A reálárfolyam változóját elhagyva a modellből, a becslött paraméterek szignifikánsak

#### 2. táblázat

A hibakorrekciós modell becslése

Exportegyenlet			Importegyenlet		
	becslés	hiba		becslés	hiba
ECM <sub><i>t-1</i></sub>	-0,9		ECM <sub><i>t-1</i></sub>	-0,830	0,175
$\Delta\Delta d_t^w$	1,327	0,624	$\Delta\Delta d_t$	1,511	0,206
			$\Delta\Delta x_t$	0,361	0,126
T	38		T	38	
$\bar{R}^2$	0,840		$\bar{R}^2$	0,848	
S.E.	0,042		S.E.	0,054	
s.e. $\Delta\Delta x_t$	0,105		s.e. $\Delta\Delta m_t$	0,139	
DW	2,447		DW	2,348	

T: megfigyelések száma  $\bar{R}^2$ : korrigált  $R^2$ ; S.E.: a regresszió standard hibája; s.e.  $\Delta\Delta x_t$  és s.e.  $\Delta\Delta m_t$  az export és import második differenciájának szórása; DW: Durbin-Watson statisztika. Az export egyenletben a hibakorrekciós tag paraméterét -0,9-re korlátoztuk. Az import egyenletet a (10) egyenletnél jelzett korlátozások figyelembevételével becsültük.

és a várt előjelűek. Ugyanakkor az export esetén a hibakorrekciós paraméter pontbecslése  $-1$ -nél kisebb lett, amely nem áll összhangban a modellel. Ezen paraméter becslési hibája azonban akkora volt, hogy nem tudtuk visszautasítani azt a nullhipotézist, hogy értéke megegyezik mínusz  $0,9$ -cel, ezért ezen korlátozás mellett is megbecsültük a modellt. A 2. táblázat mutatja az eredményeket.

Az export változásának az importegyenletbe való bevonása szignifikánsnak bizonyult, alátámasztva korábbi vélekedésünket az export jelentős importtartalmáról. Az eredmények azt is alátámasztják, hogy rövid távon a keresletnek egységnyinél nagyobb hatása is lehet, hiszen a pontbecslések  $1,3-1,5$ -ös értékeket vesznek fel. Azt is hozzá kell tennünk ugyanakkor, hogy a rövid távú keresleti paraméter az export esetén nem különbözik szignifikánsan  $1$ -től.

### **Összefoglaló következtetések**

Célunk az volt, hogy olyan jelzőszámot találjunk az inflációs veszély előrejelzésére, amely olyan feltételek mellett is használható, amikor a „hagyományos” potenciális kibocsátás jelzőszáma erre nem alkalmas. Ezek a feltételek a következők: 1. kis, nyitott gazdaságban a többletkereslet az import növekedésében csapódhat le anélkül, hogy az inflációra érzékelhető hatása volna, 2. a kibocsátás munkanélküliség–infláció alapú felbontása tartós és átmeneti hatásokra általában megoldhatatlan átmeneti vagy fejlődő országokban. Ezért olyan modellt állítottunk fel, amely a külkereskedelmet használja fel információként.

A modell lényege két külkereskedelmi egyenlet, amelyekben két látens változó szerepel, a relatív kínálat és a gazdasági integráció. Érvelésünk szerint a kereskedelmi egyenletekben közvetlen módon szerepelnie kell a kínálatnak, és szükség van egy olyan változóra, amely az iparágon belüli kereskedelmet és az egyéb integrációs hatásokat ragadja meg. Ezeket a változókat nem megfigyeltként kezeltük, és tulajdonságaik alapján definiáltuk őket. A Kálmán-szűrőt felhasználva maximum likelihood eljárás alapján következtettünk értékükre.

A kereskedelmi egyenletekkel megfogalmazott összefüggések elég általánosak ahhoz, hogy mind terv-, mind piacgazdaságokra, mind pedig azok átmenetére érvényesek legyenek.

A modell becsléséhez az  $I(2)$  reprezentáció mellett érveltünk, amely rugalmas közelítést ad az olyan növekedésre, amelynek a meghatározó feltételei fokozatosan, de hatásokban tartósan változnak. A kínálat  $I(2)$  tulajdonsága jól megragadja azokat a strukturális változásokat, amelyek a magyar gazdaságban 1960 és 1999 között történtek. A becslési eredmények lehetővé tették, hogy az átmenet változásait a keresletben és kínálatban bekövetkezett változásokra visszavezessük, és e fogalmakkal értelmezzük.

### *Hivatkozások*

- ARMINGTON, P. S. [1969]: A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. IMF Staff Papers, 16, 159–178. o.
- CANOVA, F. [1998]: Detrending and Business Cycle Facts. Journal of Monetary Economics, 41., 475–512. o.
- DARVAS ZSOLT–SIMON ANDRÁS [2000]: Capital Stock and Economic Development in Hungary. Economics of Transition, 8., 197–224. o.

- DIXIT, A. K.–STIGLITZ, J. E. [1977]: Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, 67., 297–308. o.
- DUPASQUIER, C.–GUAY, A.–ST-AMANT, P. [1997]: A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap. Bank of Canada Working Paper, No. 97–5.
- GERLACH, S.–SMETS, F. [1999]: Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area, *European Economic Review*, 43., 801–812. o.
- GIORNO, C.–RICHARDSON, P.–ROSEVEARE, D.–VAN DEN NOORD, P. [1995]: Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances. OECD Economics Department Working Papers, No. 152.
- HALDRUP, N. [1998]: An Econometric Analysis of I(2) variables. *Journal of Economic Surveys*, 12., 595–650. o.
- HAMILTON, J. D. [1994]: *Time series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- HARVEY, A. C. [1989]: *Forecasting, Structural Time Series Models, and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Cambridge (Egyesült Királyság).
- HARVEY, A. C.–JAEGER, A. [1993]: Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8., 231–247. o.
- HARVEY, A. C.–KOOPMAN, S.–PENZER, J. [1998]: Messy Time Series: A Unified Approach. *Advances in Econometrics*, Vol. 13.
- KŐRÖSI GÁBOR–MÁTYÁS LÁSZLÓ–SZÉKELY ISTVÁN [1990]: *Gyakorlati ökonometria. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest*.
- KUTTNER, K. N. [1994]: Estimating Potential Output as a Latent Variable, *Journal of Business Economic Statistics*, 12., 361–368. o.
- LANCASTER, K. [1979]: *Variety, Equity, and Efficiency*. Columbia Press, New York.
- LAXTON, D.–TETLOW, R. [1992]: A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output. Bank of Canada Technical Report, No. 59.
- RASI, C.–M.–VIIKARI, J. M. [1998]: The Time-Varying NAIRU and Potential Output in Finland. Bank of Finland Discussion Papers, 6/98.
- SALOP, S. C. [1979]: Monopolistic Competition with Outside Goods. *Bell Journal of Economics*, 10., 141–156. o.
- SIMON ANDRÁS [1992]: An East Asian Model of Price and Variety Competition. Megjelent: *Dutta, M. (szerk.): Economics, Econometrics, and the LINK. Essays in Honor of Lawrence R. Klein*. North Holland, Amszterdam.
- STIGLITZ, J. E. [1992]: Capital Markets and Economic Fluctuations in Capitalist Economies. *European Economic Review*, 36., 269–306. o.