

VÁRPALOTAI VIKTOR

## Dezinflációs számítások dezaggregált kibocsátási récekre alapozó makromodellel

---

A tanulmányban restriktív modellfeltevésekkel hasonlítjuk össze a különféle dezinflációs stratégiák, forgatókönyvek költségeit. A számításokhoz kiindulási alapként *Benczúr–Simon–Várpalotai* [2002] „kisméretű makromodelle” szolgál, amelynek aggregált kibocsátási rés elnevezésű változóját a GDP felhasználási tételeinek megfelelően bontottuk fel háztartások és kormányzat fogyasztására, beruházásra, exportra és importra. Az így előállt récek viselkedését leíró egyenleteket az 1991–2002-es adatok felhasználásával becsültük meg. Az új, strukturáltabb modell segítségével kiszámítottuk különféle stratégiák költségeit és a hozzájuk szükséges dezinflációs periódusokat. Számításokat végeztünk a nominális felértékelődés és a fiskális lazítás hatásának a megállapítására, valamint egy olyan dezinfláció költségeinek a mérésére, ahol az erős árfolyam fiskális megszorításhoz kapcsolódik. Bár a kapott költségszámok – áldozati ráták – abszolút értékeit fenntartással kell kezelnünk, az egyes változatok összehasonlítása azonban egyértelmű üzenethez vezet: nemcsak gyorsabb, de olcsóbb is az olyan dezinfláció, amelyben a kereslet visszafogása párhuzamosan történik minden szektorban, vagyis a gazdaságpolitika monetáris és fiskális ága összehangoltan működik. Ha ez az összhang hiányzik, akkor a dezinfláció lassul és költségei növekednek.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C53, E31, E32, E37.

---

Magyarországon a dezinfláció előrehaladtával egyre inkább éleződnek azok a viták, melyek az infláció csökkentésének költségei körül forognak. A magyar gazdasági szereplőket érő nehézségekről szóló hírek megszorodásával párhuzamosan, 2002 nyaratól egyre nagyobb érdeklődés irányult arra a kérdésre, hogy a dezinfláció költségeinek melyek a meghatározó tényezői: mi volt a szerepe az árfolyam változásának, az árfolyam szintjének, a külső keresletnek vagy a fiskális politikának. Tanulmányunkban különféle szimulációk eredményeinek összevetése révén megkíséreltük elkülöníteni e tényezőknek a hatásait a dezinfláció pályájára és annak költségességére.

Számításunk nem költség–haszon elemzés, vagyis nem veti össze a dezinfláció költségeit annak előnyeivel. Csak a költségeket és a dezinflációs periódusok hosszát számítja ki. Nem vállalkozik az optimális dezinflációs sebesség kiválasztására sem, vagyis annak értékelésére, hogy ha a gyorsabb dezinfláció költségesebb, akkor milyen áldozatot érdemes vállalni a

---

\* Ezúton is szeretnék köszönetet mondani *Simon Andrásnak* értékes észrevételeiért, hasznos javaslataiért, a tanulmány megírásához adott ötleteiért. Köszönöm *Benczúr Péternek* azokat a nélkülözhetetlen konzultációkat, amelyek a modellépítést segítették. Továbbá köszönök minden hozzászólást, amit a tanulmány MNB-beli műhelyvitáján kaptam. A fennmaradó hibák a szerzőt terhelik.

gyorsaság érdekében. Csak a hatékony variánsok kiválasztására alkalmas a számítás, vagyis arra, hogy kiderítse, ha egy változat gyorsabb is és olcsóbb is, mint egy másik.

A számításokhoz kiindulási alapként *Benczúr–Simon–Várpalotai* [2002] egyrészes modelljét tekintettük, amelynek kibocsátási rés (aggregált gap) változóját a GDP felhasználási tételei szerint igyekeztünk felbontani. Ezzel a modell egyrészt strukturáltabbá és dezaggregáltabbá vált. A kibocsátási rés felbontásával párhuzamosan a felhasználási tételek ciklusainak (réseinek) viselkedési egyenleteit becsléssel állítottuk elő, szemben a korábbi modell kizárólagosan kalibrált viselkedési egyenletével.

Tanulmányunkban a dezaggregált kibocsátási réses (ötréses) modell leírása után kitérünk a paraméterbecslésekre és a paraméterkalibrációra. Ezután az egyes szimulációk célját és az eredmények értékelésének elveit fogalmazzuk meg, majd az eredmények bemutatása következik. A tanulmányt rövid gazdaságpolitikai értékelés zárja. A *Függelékben* található a modellépítéshez használt adatok és adattranszformációk, illetve a modell dezaggregált kibocsátási rést meghatározó egyenleteinek becsléséhez alkalmazott módszer és az annak révén kapott eredmények.

## A dezaggregált kibocsátási réses modell

### *Az öt felhasználási ciklus struktúrája*

Ebben a részben bemutatjuk *Benczúr–Simon–Várpalotai* [2002] egyrészes kisméretű redukált negyedéves makromodelljének egy újabb változatát, amelyben a kibocsátási rést tovább strukturáltuk. A modellben az aggregált kibocsátási rést ( $y_t$ ) felbontottuk fogyasztás ( $c_t$ ), kormányzati fogyasztás ( $g_t$ ), beruházás ( $inv_t$ ), export ( $x_t$ ) és import ( $m_t$ ) ciklusokra (résekre):<sup>1</sup>

$$y_t = c_t + inv_t + g_t + x_t - m_t \quad (1)$$

ahol a kisbetűk a változók logaritmusát jelölik.<sup>2</sup> A külkereskedelmi egyenleg definíció szerint:  $tr_t = x_t - m_t$ .

Tekintve, hogy a kibocsátási rés definíció szerint az aktuális és a lehetséges kibocsátás közti eltérés, ezért felhasználási célok szerinti felbontása mögöttesen azzal a feltevéssel él, hogy minden egyes felhasználási tételnek – magán- és kormányzati fogyasztási, beruházási és exportjavaknak – megvan a „lehetséges kibocsátási” szintje, amit a termelési tényezők az adott felhasználási célú javak termelésére allokkált rendelkezésre álló mennyiségi határoznak meg. Más megfogalmazásban ez egyben annak a feltevését jelenti, hogy a termelési tényezők más felhasználási célra való átállítása rövid távon korlátozott. Az import esetében a „lehetséges kibocsátás” fogalma helyett inkább a „lehetséges szükségletről” beszélhetünk, amin azt az importmennyiséget értjük, amely a többi felhasználási tétel lehetséges kibocsátási szintű termeléséhez szükséges. (Tehát az import belföldön előállított termékekkel való helyettesíthetősége is korlátozott.)

A kibocsátási rés felhasználási célok szerinti felbontását a negyedéves GDP-adatokon végeztük el: az 1991. első negyedévével rendelkezőre álló logaritmált GDP-felhasználási adatokat szezonálisan igazítottuk, ezt utána Hodrick–Prescott-eljárással filtereztük ( $\lambda = 1600$ ), majd képeztük e kettő különbségét, szorozva az adott felhasználási tétel GDP-n belüli arányával. Így a felhasználási tételek ciklusai mind a GDP százalékában értelmezettek.<sup>3</sup>

<sup>1</sup> A *ciklus* és a *rés* fogalmak dolgozatunkban azonosak, váltakozó használatukkal csak a stiláris egyhangúságot kívánjuk oldani.

<sup>2</sup> A kibocsátási részek adatokból való előállításának módja a *Függelékben* található.

<sup>3</sup> Minderről bővebb ismertetés található a tanulmány *Függelékében*.

A kibocsátási rés felbontásával előálló „felhasználási ciklusok” viselkedésére a következőket tételeztük fel:

- a (magán)fogyasztási ciklus ( $c$ ) az autoregresszív tagon kívül az aggregált kibocsátási réstől függ ( $y$ );
- a kormányzati fogyasztási ciklust ( $g$ ) exogénnek tételeztük fel;
- a beruházási ciklus ( $inv$ ) az autoregresszív tagon kívül a külső kereslettől ( $wd$ ) és a reálárfolyamtól ( $q$ ) függ;
- az importrést ( $m$ ) a többi felhasználási ciklus magyarázza oly módon, hogy a többi felhasználási résben az importból származó hányad rögzített.

A viselkedési egyenletek esetében feltételeztük, hogy az autoregresszív tagtól eltekintve a magyarázóváltozók egyidejű tagjai mellett a késleltetett értékeknek is fontos szerepük van, mivel a változók egymásra hatása csak fokozatosan, késleltetve jelentkezik. Ezért a becsléseknél az adott magyarázóváltozóknak a késleltetettjeit is szerepeltettük. Minden változónak 12 egyidejű és késleltetett értékeit vettük be a becslendő viselkedési egyenletekbe – mivel negyedéves adatokról lévén szó a 12 darab késleltetés 3 évnyi késleltetést jelent –, ami már elegendően hosszú idő, hogy a változók egymásra tett hatásai kibontakozzanak, és ezt a változatos dinamikát az ökonometriai becslések is jól visszaadhassák.

Ez a hosszú késleltetés azonban igen sok paraméter becslését követeli meg, ami az idősorok rövidege miatt kivitelezhetetlen – a negyedéves GDP-adatok 1991. első negyedévtől érhetőek el –, ezért a járható útnak az tűnt, ha a viselkedési egyenletek késleltetési struktúráját simasági prior mellett becsültük meg (lásd *Shiller* [1973], vagy egy alkalmazásban *Várpalotai* [2003]). Ez egy olyan bayesi becslési megközelítés, ahol az *a priori* információk a késleltetési paraméterek változékonyságának alacsony voltára vonatkoznak, azaz a  $t$ -edik késleltetés paramétere nem különbözhet jelentősen az öt megelőző ( $t - 1$ -edik) és az öt követő ( $t + 1$ -edik) késleltetett paramétertől.

A felhasználási tételek ciklusait az alábbi becsült viselkedési egyenletekkel írtuk le (a modellben endogén:  $y_t$ ,  $c_t$ ,  $inv_t$ ,  $x_t$ ,  $m_t$ , exogén  $g_t$ ):

$$c_t = f_1[c_{t-1}, B_1(L)y_t] \quad (2)$$

$$inv_t = f_2[inv_{t-1}, B_2(L)wd_t, B_3(L)q_t] \quad (3)$$

$$x_t = f_3[x_{t-1}, B_4(L)wd_t, B_5(L)q_t] \quad (4)$$

$$m_t = f_4[B_6(L)c_t, B_7(L)inv_t, B_8(L)g_t, B_9(L)x_t, B_{10}(L)q_t], \quad (5)$$

ahol  $B_i(L)$  késleltetési polinomok,  $wd_t$  a külső keresleti rés,  $q_t$  pedig a reálárfolyam.

A  $q_t$  csökkenése (emelkedése) a reálárfolyam erősödését (gyengülését) tükrözi. A becslés menetét és eredményeit, köztük a (2)–(5) egyenletek végső paramétereit a *Függelék* tartalmazza.

### Ár- és árfolyamblokk

A becslések eredményeképpen előálló felhasználás-ciklus-egyenleteket a következő – korábbi leírásunkból (*Benczúr–Simon–Várpalotai* [2002]) már ismerős – ár- és árfolyam-egyenletek egészítik ki teljes modellé. A kisbetűk a változók logaritmusát jelölik.

A hazai fogyasztóiár-index ( $\pi_t^{CPI}$ ) a belföldön előállított és az importból származó termékek inflációjának súlyozott összege ( $\pi_t$ , illetve  $\pi_t^m$ ):

$$\pi_t^{CPI} = (1 - \omega)\pi_t + \omega\pi_t^m. \quad (6)$$

A külföldi árak begyűrzése a belföldön értékesített importcikkek áraiba ( $p_t^m$ ) egy fokozatos alkalmazkodási folyamaton keresztül történik:

$$p_t^m = p_{t-1}^m + \beta_{pt}(s_{t-1} + p_{t-1}^* - p_{t-1}^m). \quad (7)$$

A hazai előállítású termékek inflációja ( $\pi_t$ ), a külföldi infláció ( $\pi_t^*$ ), az importcikkek belföldön érvényesülő inflációja ( $\pi_t^m$ ) és megfelelő árszintjeik közti azonosságok a következők:

$$p_t = p_{t-1} + \pi_t \quad (8)$$

$$p_t^* = p_{t-1}^* + \pi_t^* \quad (9)$$

$$\pi_t^m = p_t^m - p_{t-1}^m. \quad (10)$$

Az inflációs változókat a következőképpen normáltuk. A külföldi infláció a modellben exogén, és mindvégig évi 2 százaléknak tételeztük fel. Ezt az értéket vontuk le a külföldi és hazai inflációból. Ez utóbbit a Balassa–Samuelson-hatástól is megtisztítottuk, így a modellben  $\pi_t$  a külföldi infláció plusz a Balassa–Samuelson-hatás feletti inflációt jelöli. (Természetesen a szimuláció eredményeit már „visszakorrigálva” ismertetjük.)

Korábbi modellünkhöz képest változás, hogy kiiktattuk a nominálárfolyam alakulását leíró kamatparitási egyenletet, így a nominálárfolyamot ( $s_t$ ) exogenizáltuk. Ezt a megoldást ösztönözte, hogy az előretekintő kamatparitás korábbi modellbeli egyenlete olyan árfolyampályát indukált (kezdeti erősödés, majd fokozatos gyengülés), amely az árfolyamsáv-szélesítés óta megfigyelt árfolyam-alakulással ellentétben áll. A szimulációknál majd látni fogjuk, hogy a jövőre vonatkozóan mindvégig konstans (fix) exogén árfolyampályát tételezünk fel. Az árfolyam egységnyi külföldi valuta hazai valutában kifejezve.

A modellben a reálárfolyam ( $q_t$ ) a hazai valutában kifejezett külföldi árszint ( $p_t^*$ ) és a hazai árszint ( $p_t$ ) különbsége:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (11)$$

ahol  $q_t$  csökkenése (emelkedése) a reálárfolyam erősödését (gyengülését) jelzi. A modell egyensúlyi reálárfolyam koncepciója valójában a vásárlóerő-paritáson alapul. Vagyis a modellben akkor van egyensúlyban a reálárfolyam, ha a hazai valutában mért külföldi árszint ( $s_t + p_t^*$ ) megegyezik a belső árszinttel ( $p_t$ ). Ezt az erős egyensúlyi fogalmat azonban úgy tompíthatjuk – az árszintek megfelelő átskálázásával –, hogy az egyensúlyi reálárfolyam csak a hazai valutában mért külföldi és belföldi árszint meghatározott (nem feltétlenül 1:1) arányát jelentse.

A modell kínálati oldalát Phillips-görbe írja le:

$$\pi_t = \alpha_{unit} \cdot [\alpha_\pi \pi_{t-1} + (1 - \alpha_\pi) \pi_{t+1}] + \eta(\alpha_y y_t + \alpha_c c_t + \alpha_q q_t). \quad (12)$$

Ez is tartalmaz módosítást a korábbi modellhez képest, ugyanis az aggregált kibocsátási rés ( $y$ ) mellett a fogyasztási rés ( $c$ ) külön is megjelenik, illetve feltűnik az  $\alpha_{unit}$  paraméter, amellyel az infláció tartósságát (perzisztenciáját) lehet kalibrálni.<sup>4</sup>

<sup>4</sup> A dezaggregált kibocsátási résék lehetővé teszik, hogy akár minden ciklus külön-külön, eltérő inflációs hatással jelenjen meg az egyenletben:

$$\pi_t = \alpha_{unit} \cdot [\alpha_\pi \pi_{t-1} + (1 - \alpha_\pi) \pi_{t+1}] + \alpha_c c + \alpha_g g + \alpha_{inv} inv + \alpha_x x + \alpha_m m + \alpha_q q.$$

## A modell kalibrálása

Ellentétben a becült viselkedési egyenletekkel, az ár- és árfolyamblokk paramétereit kalibráltuk. Korábbi leírásunkból átvettük a begyűrűzés paraméterét  $\beta_{pt} = 0,16$  a (7) egyenlethez, ami nagyjából évi 50 százalékos begyűrűzést jelent, illetve a fogyasztói árindex import–házaik összetevőinek arányát  $\omega = 0,3$  a (6) egyenletben.

Tekintve, hogy a Phillips-görbét nem sikerült úgy megbecsülni, hogy az a modellbe beépítve elfogadható pályákat indukált volna, így hátramaradt még ennek az összefüggésnek a kalibrálása. A megoldás dinamikája nagyon érzékenynek bizonyult a Phillips-görbe paramétereire. Ez a tulajdonság valószínűleg összefügg azzal, hogy az inflációs horgony rögzített árfolyamszint formájában van megfogalmazva, viszont a Phillips-görbe az ár változására (infláció) van felírva, ami bár elvezet a rögzített árfolyam által kitűzött árszinthez, de a hozzátartozó megoldás erősen oszcillál.

Az oszcilláció megszüntetésének egyik eszköze az  $\alpha_{unit}$  paraméter csökkentése, amelyet 0,94-nak választottunk. Ez a paraméter elég nagy volt még ahhoz, hogy perzisztenciaként még elfogadható legyen – éves szinten az infláció üteme mintegy a negyedével csökken minden egyéb áldozat nélkül –, viszont már elég kicsi volt ahhoz, hogy a megoldások ne oszcilláljanak.

Korábbi írásunkban  $\alpha_{\pi}$  értékét – az infláció hátra és előre tekintő részét leíró paramétert – az alapváltozatban 0,6-nak választottuk, azzal indokolva, hogy az ár- és béralkalmazkodás vélhetőleg rugalmas lesz az új árfolyamrezsimben. Az elmúlt időszak folyamatai ezt az optimista vélekedést nem támasztották alá, ezért ehelyett a kevésbé rugalmas árazást jelentő  $\alpha_{\pi} = 0,8$  feltevéssel éltünk.<sup>5</sup>

Mínthogy modellünk vázát eredetileg Svensson [2000] írásából kölcsönöztük, aki egy korábbi tanulmányában (Svensson [1998]) mikroökonómiai alapokból vezeti le modelljének paramétereit, ahol az  $\alpha_{\pi}$  paraméter megváltoztatása kihat a többi paraméter ( $\alpha_y$  és  $\alpha_c$ ) értékére is, ezért ennek megfelelően  $\alpha_y^* = (1 - \alpha_{\pi}) \times 0,2 = 0,04$ , illetve  $\alpha_c^* = (1 - \alpha_{\pi}) \times 0,07 \times 0,25 = 0,0035$  értékek adódnának. Svensson eredeti modelljében csak az aggregált kibocsátási rés szerepelt ( $y$ ), ezzel szemben az „ötréses” modellben lehetőség nyílt arra, hogy az egyes rések inflációra gyakorolt hatását megkülönböztessük. Így azt tételeztük fel, hogy a fenti  $\alpha_y^*$ -re kapott érték úgy oszlik meg modellünk  $\alpha_y$  és  $\alpha_c$  paramétereire között, hogy az aggregált kibocsátási réshez képest a fogyasztás ciklusának háromszoros hatása van az inflációra ( $\alpha_c = 3\alpha_y$ ) viszont együttes hatásuk továbbra is  $\alpha_y^* = 0,04$  legyen. Emiatt  $\alpha_c = 0,03$  és  $\alpha_y = 0,01$  értékeket választottuk.

Az eredeti, inflációs célt kitűző modellben alkalmazott  $\alpha_y$ ,  $\alpha_c$  és  $\alpha_q$  együtthatóknak így azonban csak az egymáshoz viszonyított arányait vettük át. Ebben a modellben a kalibrálás további kritériumának azt tekintettük, hogy a modell (oszcillációk nélkül) megfelelő előfeltevések mellett nagyjából reprodukálja az árfolyamsáv-szélesítés óta végbement (dez)inflációs folyamatokat. Ezt az  $\alpha_y$ ,  $\alpha_c$  és  $\alpha_q$  paramétereket egy  $\eta = 0,3$  értékkel szorozva tudtuk teljesíteni.

A modellben  $\alpha_{unit}$  és  $\eta$  paraméterek kalibrálása egyszerre történt, mivel az oszcilláló megoldások kizárásához és a múltbéli tények reprodukálásához mindkét paraméter értékét kellett megfelelően megválasztani. Ugyanakkor látni kell, hogy e két paraméter kölcsönösen befolyásolja a dezinfláció sebességét és költségességét. Ez azt jelenti, hogy minél kisebb  $\alpha_{unit}$  (nagyobb  $\eta$ ), annál gyorsabb lesz a dezinfláció, és kisebb az áldozati ráta. A kalibrálás eredményeképpen mindkét paraméter kisebb lett, mint a korábbi mo-

<sup>5</sup> Az irodalomban az  $\alpha$  paraméter értékére fellelhető 0,6 (Svensson [2000]), 0,8 (Batini–Haldane [1999]), de még 1 is (Mankiw–Reis [2001]).

dellünkben feltételezett ( $\alpha_{unit} = 1$  és  $\eta = 1$  volt implicit módon). Így tehát bár önmagában a kibocsátási rések és a reálárfolyam inflációra gyakorolt hatása kisebb, mégis az  $\alpha_{unit}$  paraméter ezt ellensúlyozza, és összességében a modell a korábbi verzióhoz hasonló áldozati rátákat generál.

## A szimulációk célja és az eredmények értékelésének elvei

### *Cél a domináns pályák meghatározása*

Egy konvergens folyamat konvergenciájának sebességét a rendszert leíró pálya domináns sajátértékével szokták mérni. Ez az érték csak a modell struktúrájától és a paramétereiktől függ, tehát független a kiinduló állapottól, vagyis attól, hogy milyen a kezdeti állapot, vagy mekkora a megcélzott nominális árfolyam modellünk speciális monetáris szabályában. E forgatókönyv értékelésekor a deflációs folyamat sebességét nem a konvergencia sebességeként értelmezzük, hanem speciális mércét alkalmazunk. Azt a folyamatot tekintjük gyorsabbnak, amelyben előbb csökken az átlagos éves infláció 2,5 százalék alá. Ez a feltevés közelebb áll ahhoz a gyakorlati értelmezéshez, amely szerint a defláció már akkor sikeres, ha az éves átlagos infláció alatta van a maastrichti kritérium szerinti nagyjából 2,5 százalékos megengedett határnak.<sup>6</sup> Ilyen kritérium mellett már nemcsak a modell paraméterei döntenek el a defláció sebességét (amelyek egyébként az alkalmazott speciális monetáris szabály esetén minden forgatókönyvben azonosak), hanem az is, hogy a folyamat során milyen sokkok érik a rendszert. Így attól függően kaphatunk különböző sebességű folyamatokat, hogy milyen a megcélzott fix nominális árfolyam, vagy milyen fiskális sokkok érik a gazdaságot.

A kereslet-visszafogásra, azaz a kibocsátási résre alapozó deflációs modelleket nem szokták olyan elemzésre felhasználni, amellyel arra keresnek a választ, hogy mi a defláció optimális sebessége, vagyis hogy milyen sebesség mellett lesz a defláció költsége a legalacsonyabb. E tartózkodásnak az az oka, hogy e modellekben a monetáris politika, így a deflációs cél definíciószerűen hiteles, ezért a modell nem ismeri a „sikertelen defláció” fogalmát. Ennek oka a Phillips-görbe „előrenéz” inflációs tagja. Ha a végeredmény ismert a piac előtt, akkor végtelenül kis költséggel is eljut oda, ha a tehetetlenségi tényezőt hagyjuk „kifutni”.

Akik a gyakorlatban a gyors defláció mellett érvelnek, azok nem arra hivatkoznak, hogy adott paraméterek mellett ez a legolcsóbb stratégia, hanem arra, hogy e stratégia révén olyan paraméterek – kedvező várakozások, kis tehetetlenség – alakulnak ki, amelyek esetén valóban olcsóbb lesz a defláció. E stratégia mögött az a feltételezés van, hogy a lassú defláció esetében a piac nem „látja”, vagyis nem hiszi el a végcél, ezért a defláció akár meg sem valósul.

Ezek a megfontolások nem szerepelnek modellünkben. Így e tanulmányban nem foglalkozhatunk állást abban a kérdésben, hogy milyen az optimális defláció sebessége. Annyit azonban megtehetünk, hogy ha egy politika gyorsabban vezet el az inflációs célhoz, és kisebb áldozattal is jár, akkor azt kedvezőbbnek minősítjük.

Forgatókönyveket számolunk különféle politikák feltevésével. Nem tudjuk rangsorolni az olyan deflációs pályákat, ahol az egyik pálya esetében mind a sebesség, mind a

<sup>6</sup> A maastrichti kritérium szerinti inflációs referenciaérték 2002 szeptembere és decembere között 2,9 százalék, 2003 januárjában 2,8 százalék volt.



költség nagyobb, mint a másik esetében. Ha azonban olyan pályát találunk, ahol a sebesség is gyorsabb, és a költség is kisebb, akkor az mindenképpen dominálja a másikat, és így a számítás határozott értékelő következtetésre vezethet. Ilyen esetek felkutatása és demonstrálása a célunk.

### *Az áldozati ráta nagysága bizonytalan*

E viszonylag szerény cél nem foglalja magában azt sem, hogy az áldozati ráták szintjét értékeljük, vagyis azokat valamiféle mért vagy akár előre jelzett értékeknek fogjuk fel. Ezt már csak azért sem tehetjük, mert – mint látni fogjuk – a számított áldozati ráták nagyságát a reálárfolyam egyensúlyi szintjére tett kezdeti feltevések alapvetően befolyásolják, márpedig e feltevések helyességének igazolására nincsenek biztos fogódzóink.<sup>7</sup> Látni fogjuk, hogy adott modellparaméterek mellett a dezinflációs áldozatok egyes forgatókönyvek szerinti különbségei viszonylag érzéketlenek az áldozati ráták szintjére. Így az egyes forgatókönyvek rangsorolása elvégezhető anélkül, hogy a szintek realitását komolyan mérlegelnénk.

## Szimulációk

### *1. alapváltozat: fogyasztási boom árfolyam-erősödés nélkül*

A dezinfláció „alapköltségének” – amelyhez a többi forgatókönyv költségét viszonyítjuk – azt az esetet tekintettük (alapváltozat), ahol a csúszó leértékelések megszűntével fennmaradt volna a szűk sávós árfolyamrendszer. Gyakorlatilag tehát azt tételeztük fel, hogy az árfolyam egyszer s mindenkorra a 2001. májusi szintjén maradt volna. Nemcsak a nominálárfolyamra kell azonban kiinduló feltevessel élnünk, hanem a reálárfolyam kezdeti egyensúlyi szintjére is. E feltevésre – mint említettük – a modell igen érzékeny. Mivel igen bizonytalan, hogy 2001 májusában (vagy most) mi az egyensúlyi reálárfolyam szintje, ezért állásfoglalás nélkül kétféle kiinduló feltevessel éltünk, amelyek mindegyikével lefutattuk a modellt: 1. a 2001. májusi (reál)árfolyam 5 százalékkal alulértékelt volt, 2. a 2001. májusi árfolyam (reál)egyensúlyi volt.

A kezdeti reálárfolyam értékére tett feltevés nem azt jelenti, hogy akár 2001 előtt, akár az alapváltozatban végig változatlan reálárfolyamot tételeztünk volna fel. A modell logikája szerint a reálárfolyam csak akkor nem változik, ha – eltekintve a Balassa–Samuelson-hatástól – a hazai és a külföldi infláció különbsége azonos a leértékelés ütemével. 2001 májusában az éves infláció 10 százalék, míg a leértékelés havi üteme 2001 áprilisától kezdve csak 0,2 százalék volt, így ha ezek változatlanok maradtak volna, akkor – ismét eltekintve a Balassa–Samuelson-hatástól – a forint reálárfolyama egy év alatt 10 százalék –  $12 \times 0,2$  százalék = 7,6 százalékkal értékelődött volna fel, illetve – szintén a modell logikája szerint – egy évvel korábban (2000 májusában) nagyjából ugyanilyen mértékben volt gyengébb.

A modell egyéb kezdeti feltételeit (rések) az adatoknak megfelelő értékekre állítottuk.

<sup>7</sup> A Magyar Nemzeti Bankban folyamatban vannak olyan kutatások, amelyek az egyensúlyi reálárfolyam értelmezését és értékének becslését célozzák. Egyelőre azonban igen bizonytalanok vagyunk a tekintetben, hogy milyen reálárfolyamot tekintünk egyensúlyinak, vagyis olyanoknak, amelyhez a gazdaság a dezinfláció után visszatér.

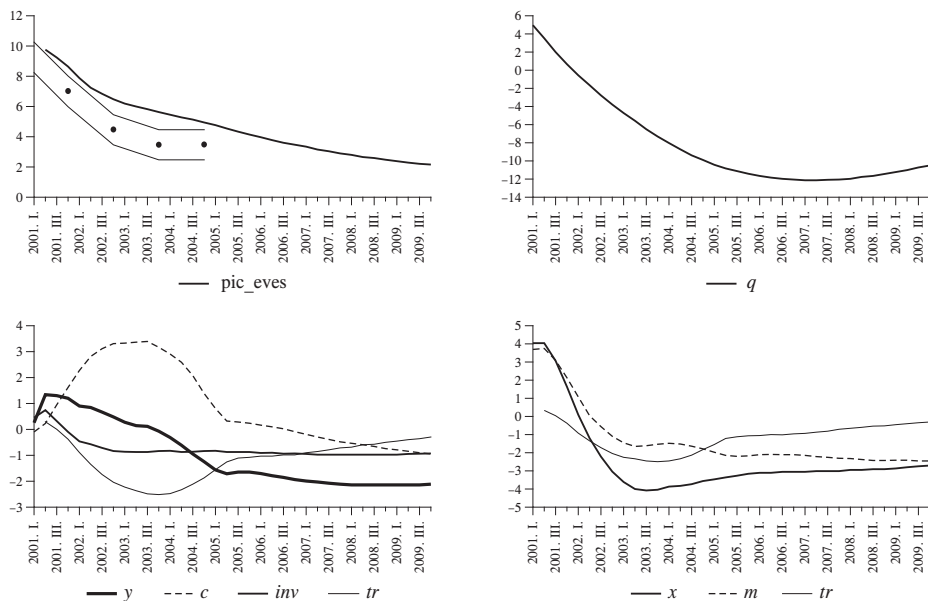
2001 második negyedétől futtattuk a modellt, amely időponttól kezdve a modell generálja a felhasználási réseket és az inflációt.

Ebbe a forgatókönyvbe beépítettük annak a fiskális sokknak a hatását is, amely a gazdaságot 2001 óta érte. A fiskális többletkiadást – mivel explicit fiskális rés nem szerepel a modellben – a fogyasztást ért pozitív sokknak tekintjük. (A sokk egyaránt eredhet a növekvő reálbérekből, kormányzati transferekből, a bővülő lakáshitel-lehetőségekből.) A tények szimulálására azt tételeztük fel, hogy a fogyasztási boom négy évig tart, lassú felfutással és lecsengéssel, ami éppen most tetőzik körülbelül 3 százalékos résen. A feltételezett sokk mind ez ideig jól követi a fogyasztási ciklus tényleges alakját (lásd a *Függelék F1. ábráját*).

Az eredmények részletes ismertetésekor mindig az 1. feltevésnek megfelelő, kezdetben 5 százalékos reálárfolyam-alulértékeltségről indított modell eredményeit mutatjuk be. A 2. indulófeltevéssel számolt eredmények az egyes változatok ismertetését követő részben lelhetők fel.

A modell megoldása, amelyet az 1. ábrán mutatunk be, egy igen elhúzódozó dezinflációs forgatókönyvet vázol fel, aminek költségei a mai árakon számolt GDP 16,4 százalékát teszik ki.<sup>8</sup> Ez a hipotetikus forgatókönyv 2,05-os áldozati rátát implikál  $[16,4/(10 - 2)]$ , ami némileg magasabb a korábbi modellünkbenél, azonban még mindig alacsonyabb, mint amivel az irodalomban máshol találkozhatunk. *Mankiw-Reis* [2001] 7,5-es áldozati rátát tételez fel, hivatkozva *Okun* [1978] és *Gordon* [1997] munkáira, akik szerint 6 és 18 közötti, illetve 6,4 az áldozati ráta.<sup>9</sup> A Magyar Nemzeti Bankban is készült korábban elemzés a várható áldozati rátáról, ebben *Világi* [2001] portugál, ír és spanyol tapasztalatokat is figyelembe véve, egy igen optimista 1–1,3 százalékos áldozati rátát prognosz-

1. ábra  
Az „alapváltozat” szimuláció eredményei



<sup>8</sup> A számszerű eredményeink megbízhatóságára még a későbbiekben visszatérünk.

<sup>9</sup> A tapasztalati áldozati rátára sok mérés és becslés készült (lásd például *Bankim és szerzőtársai* [1992] vagy *Ball* [1994]).



## 1. táblázat

## A dezinfláció költségei

(Feltevés: a 2001. májusi (reál)árfolyam 5 százalékkal alulértékelt volt)

	Alapeset (2001. májusi fix árfolyam fogyasztási boommal)	Erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boommal	Erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boom nélkül	Erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztás- megszorítással	2001. májusi fix árfolyam fogyasztás- megszorítással
2001. évi GDP százalékában					
Fogyasztás	-0,2	-6,4	-12,7	-15,9	-9,7
Beruházás	-9,5	-13,9	-11,0	-9,6	-5,2
Export	-29,9	-43,1	-34,6	-30,4	-17,1
Import	-23,2	-36,1	-34,4	-33,5	-20,7
Külkereskedelmi mérleg	-6,7	-7,0	-0,2	3,2	3,5
Kibocsátási rés	-16,4	-27,3	-24,0	-22,4	-11,4
Áldozati ráta	2,05	3,41	3,00	2,79	1,43
Az árstabilitás elérésének dátuma*	2009. II. né.	2007. III. né.	2007. I. né.	2006. III. né.	2009. II. né.
A dezinfláció hossza negyedévekben 2001 első negyedévéától					
	33	26	24	22	33
Az összköltség megoszlása					
Fogyasztás	-1,3	-23,4	-53,0	-71,1	-85,2
Beruházás	-57,9	-50,8	-46,0	-43,1	-45,8
Export	-182,6	-158,0	-144,2	-135,8	-149,7
Import	-141,9	-132,3	-143,3	-150,0	-180,6
Külkereskedelmi mérleg	-40,8	-25,8	-0,9	14,2	30,9

\* Az árstabilitás elérésének azt az időpontot tekintjük, amikor az átlagos éves infláció 2,5 százalék alá csökken.

tízal, holott maguk a hivatkozott országpéldák esetében a becslések az 1980-as évekre Írországra 0,3–2,9, Portugáliára 0,1–2,0, Spanyolországra 1,8–14,0 százalékos áldozati rátát eredményeznek, míg a 1990-es évekre az ír esetben 1,6–4,6, a portugálra 1,1–1,6, a spanyolra 1,2–7,1 százalékot.

Az 1. ábra bal felső tagjában az előző év azonos időszaka típusú fogyasztóiár-index látható (pic\_eves), illetve pontokkal megjelölve a Magyar Nemzeti Bank év végi inflációs célkitűzései és az azokhoz tartozó célsávok. A jobb felső ábra az egyensúlyi reálárfolyamtól vett eltérést, a bal és jobb alsó pedig a felhasználási réseket tünteti fel.

Mint az 1. táblázatból látható, a 2001. májusi szinten rögzített árfolyam mellett csak 2009. második negyedévére csökkenne 2,5 százalék alá az átlagos éves infláció. A modellben a külföldi infláció mindvégig évi 2 százalék, így a hazai egyensúlyi infláció is szükségképpen ennyi. Mivel az egyensúlyt a modell aszimptotikusan közelíti, ezért akkor tekintettük megvalósultnak a dezinflációt, amikor az átlagos éves infláció 2,5 százalék alá csökken. Ez az érték nagyjából összhangban van a maastrichti kritériummal.

A perzisztens infláció miatt a reálárfolyam fokozatosan mintegy 12 százalékkal túler-

tékeltté válik (ez tekintélyes, 17 százalékos erősödést jelent a kezdeti 5 százalékos alulértékelttséghez képest), ami közvetlenül visszafogja az exportot és a beruházást. Az export és import kezdeti túlfűtöttségét a modellben a külső kereslet 2000. évi magas volta okozza. Mint látható, a defláció a fogyasztási boom idején lassul le. A fogyasztási boom azt eredményezi, hogy az export és a beruházás megtorpanása ellenére az aggregált rész még mindig pozitív lesz, emiatt hiányoznak az inflációt fékező erők.

Érdekes összevetnünk, hogy a defláció költségeiből milyen arányban részesednek az egyes felhasználási tételek. A 1. táblázatból látható, hogy a fogyasztás minimális költséget visel (0,2 százalék), tehát ebben az alapváltozatban a lakosság szinte semmit sem érzékel a reálárfolyam-erősödésből. Nem így a beruházás és az export, amely két szektor viseli a defláció szinte teljes költségét. Az export és az import esetében az áldozatok tartalmazzák a külső kereslet visszaesésének hatását is, amit a 6. változatban próbálunk meg külön számszerűsíteni.

## 2. változat: árfolyam-erősödés fogyasztási boom mellett

Itt az alapváltozathoz képest egyedül az árfolyam szintjén változtattunk: azt permanensen 10 százalékkal felértékeltebbnek tételeztük fel.

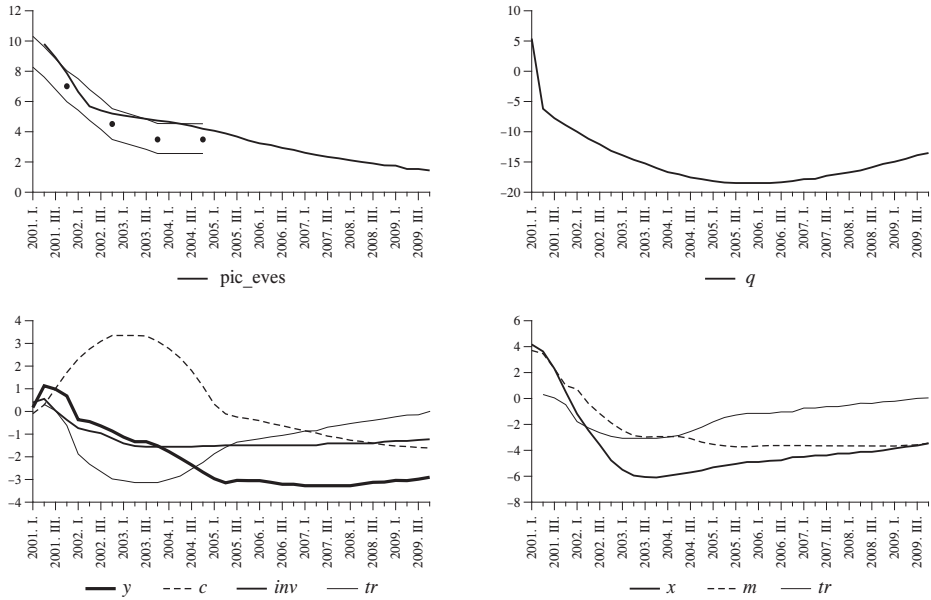
Az erősebb árfolyam gyorsítja a deflációt: 2007 harmadik negyedévére az átlagos éves infláció 2,5 százalék alá csökken, ami majdnem kétéves „nyereséget” jelent az alapváltozathoz képest. A gyorsabb defláció viszont nagyobb áldozattal jár: ebben a változatban a defláció összköltsége a mai árakon számolt GDP negyedét teszi ki. Ez 3,41-es áldozati rátát jelent, ami 1,36 százalékponttal magasabb, mint az alapváltozatban, de még mindig nem túlzott az irodalomban fellelhető számokhoz képest. Összevetve a két esetet, a gyorsabb deflációért összesen mai áron számolva körülbelül a GDP tizedét kell feláldozni.

A deflációnak – összhangban korábbi írásunkkal – két szakasza van. A kezdeti gyors defláció szinte teljes egészében a jelentős felértékelődés miatt bekövetkező árfolyam-begyűrűzésnek tudható be. Az árfolyam-erősödés reálgazdasági hatásai 1-1,5 év alatt bontakoznának ki, elindítva a defláció második, immár reáláldozatokkal járó szakaszát. A deflációnak itt is elkülöníthető az imént említett két szakasza, azonban két dologra érdemes felfigyelni. A kezdeti, árfolyam-erősödés által indukált deflációs szakaszt a kialakuló fogyasztási boom csak minimális mértékben befolyásolja. Jelentős hatása akkor lesz, amikor a defláció a második szakaszba lép: a fogyasztási boom miatt a szükséges kereslet-visszafogás hiányzik, így az infláció stagnál, illetve csak igen lassan mérséklődik. Az újabb jelentősebb deflációs szakasz csak akkor kezdődik el, amikor a fogyasztási boom véget ér. A fogyasztási boom a defláció lassítása miatt mellékhatásként még nagyobb reálfelértékelődést okoz, ezzel további megszorítást okoz a beruházásokban és az exportban. E folyamatok eredőjeként a külkereskedelmi mérleg csak mérsékelten romlik, hiszen bár az export az alapváltozathoz képest további 13,2 százalékot esik vissza, az import is jelentősen mérséklődik a többi felhasználási tétel által támasztott importkereslet csökkenése révén.

Az alapváltozattól vett eltéréseket szemlélve válnak szembetűnővé az árfolyam-erősödés többletterhei. Az alapváltozathoz hasonló mechanizmussal az erősebb reálárfolyam visszafogja az exportot és a beruházásokat, amelyek a csökkenő aggregált jövedelmeken keresztül a fogyasztást is visszafogják (2–3. ábra).

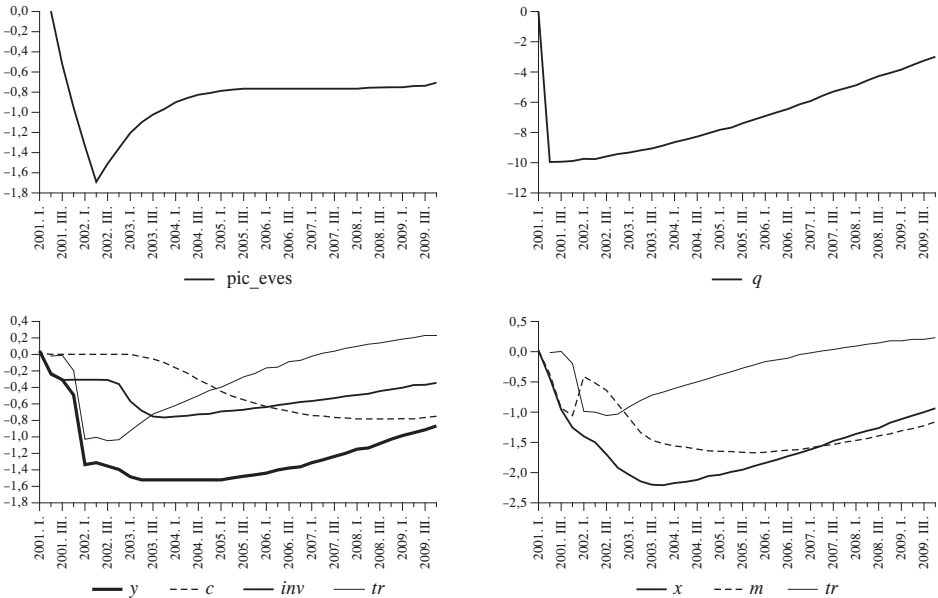
2. ábra

Az „erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boommal” szimuláció eredményei



3. ábra

Az „erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boommal” szimuláció eredményei, eltérés az alapváltozattól



## 3. változat: árfolyam-erősödés fogyasztási boom nélkül

Ez a változat a 2. változattól abban tér el, hogy nem alakul ki fogyasztási boom. Itt egy kisebb áldozattal járó dezinflációt láthatunk viszont, hiszen az áldozati ráta 3,00-os. Ez a változat az előzőhöz képesti olcsósága mellett ráadásul még gyorsabb dezinflációhoz vezet, hiszen már 2007 első negyedévére 2,5 százalék alá csökken az átlagos éves infláció, ami további fél éves „nyereség”.

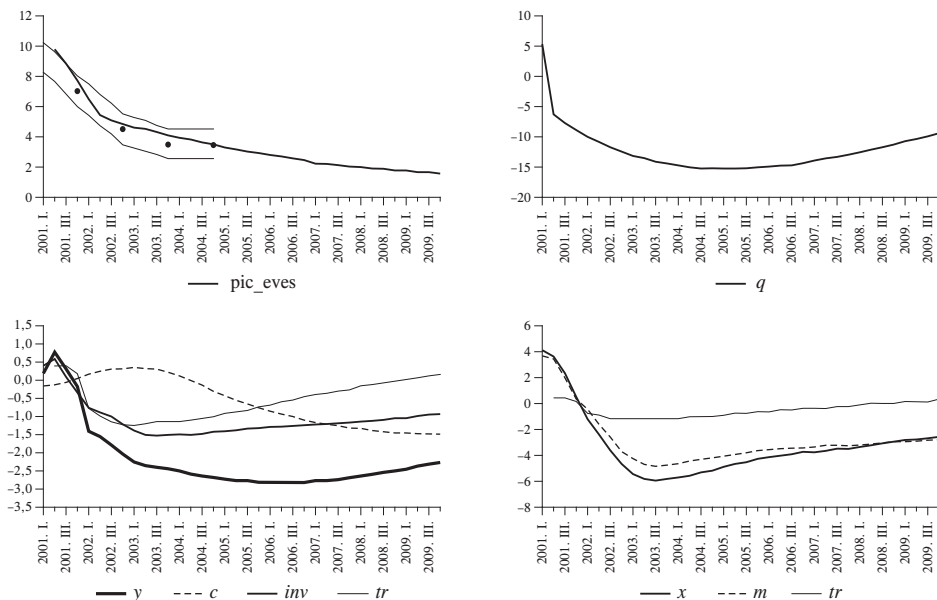
Az 4-5. ábrán azt is láthatjuk, hogy a gyorsabb dezinfláció kevésbé értékeli fel a reálárfolyamot, aminek köszönhetően a beruházás és az export kevésbé esik vissza, mint a fogyasztási boom mellett. Természetesen ez utóbbi azt is jelenti, hogy a fogyasztás jelentősen elmarad az előző változathoz képest, ami azonnal érzékelhető megszorítást okoz aggregált szinten is. A visszafogott kereslet a kereskedelmi mérleg hiányát is jelentősen mérsékli.

Az 1. táblázat érzékelteti, hogy a fogyasztási boom nélkül összességében csökkennek a dezinfláció költségei (mai árakon számolva a GDP 27,3 százalékaról a GDP 24,0 százalékarra, ami 3,3 százalékpontos „megtakarítás”), az áldozati ráta – mint említettük – 3,00-ra csökken. A viselt költségek megoszlása is igen jelentősen változik: a fogyasztás terhe nagyjából megkétszereződik (6,4 százalékról 12,7 százalékra ugrik), a beruházás és az export összesített terhe pedig csökken (11,0 illetve 34,6 százalékra), amit a kereskedelmi egyenleg szolid hiánya kísér (0,2 százalék).

A 4. ábrán az is látható, hogy ebben a változatban az infláció végig a Magyar Nemzeti Bank által kitűzött céloknak megfelelően alakul. Összevetve a 2. változat inflációs pályájával, ami 2003-ban az inflációs célkitűzés felső toleranciasávja felett halad, megállapítható, hogy a 2003-as inflációs cél várható nem teljesülésért vélhetőleg főként a kialakuló fogyasztási boom okolható (5. ábra).

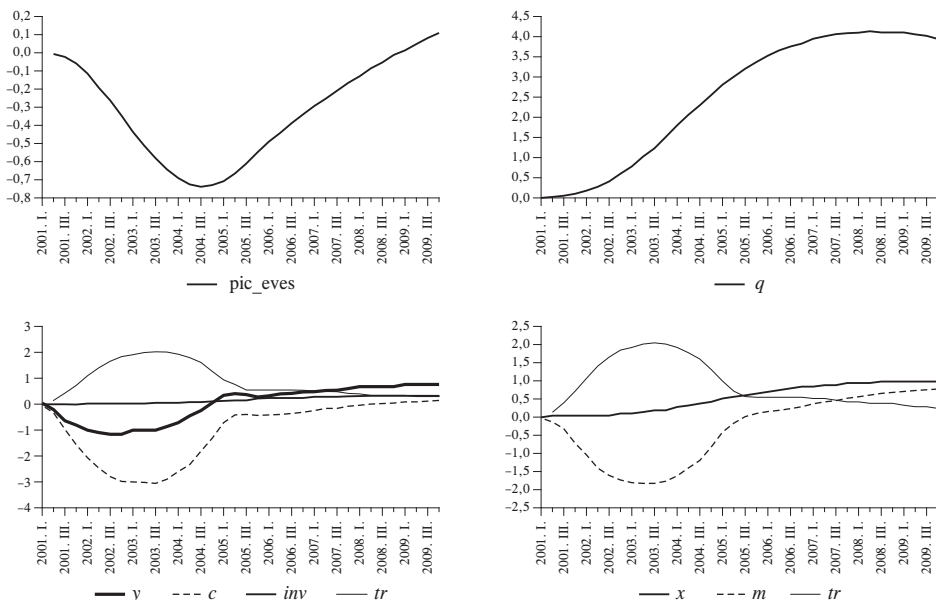
## 4. ábra

Az „erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boom nélkül” szimuláció eredményei



5. ábra

A „erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boom nélkül” szimuláció eredményei, eltérés a 2. változattól



4. változat: árfolyam-erősödés fogyasztásmegszorítással

Megvizsgáltuk, hogy mit jelentett volna, ha az árfolyam-erősödés a fogyasztás megszorításával párosul. Magát a fogyasztásmegszorítást sokkját az 1. változattól vettük ellenkező előjellel és fele akkora nagysággal. (Tehát a megszorításhipotézisünk szerint most érné el mélypontját, körülbelül 1,5 százalékon. Lásd a 6. ábra bal alsó részét!)

Az eredmények szinte „ráerősítenek” a fogyasztási boom nélküli 3. változat eredményeire. A fogyasztás megszorítása „rásegített volna” az árfolyam-erősödés dezinfláló hatására, amivel csökkentette volna a reálfelértékelődést, ami az „árfolyam-erősödés” esetéhez képest még kisebb áldozati rátát indukált volna.

Az 1. táblázatból látható, hogy a dezinfláció költségeinek mintegy háromnegyedét a fogyasztás viseli, viszont ezzel párhuzamosan a beruházás és az export mentesül a terhek egy része alól.

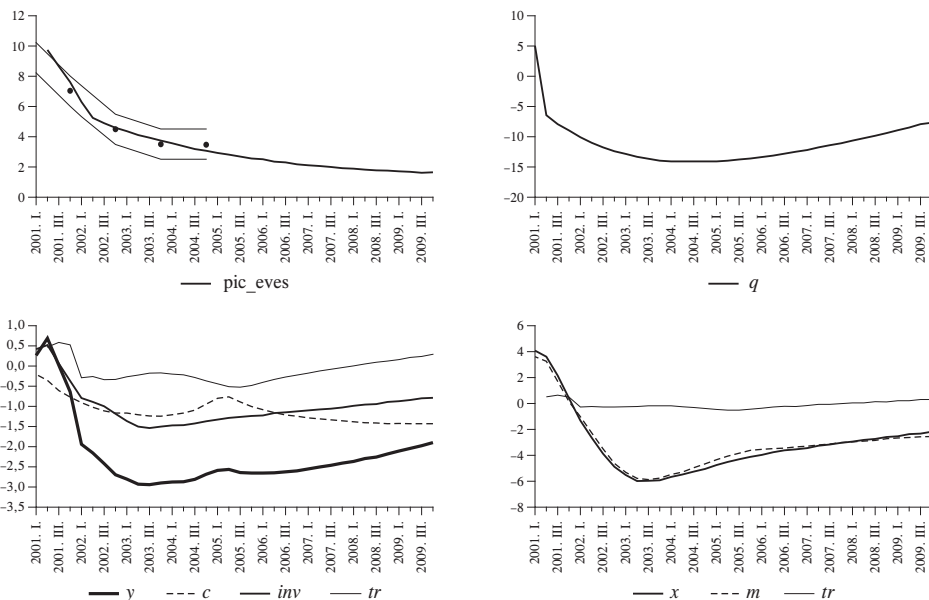
5. változat: fogyasztásmegszorítás árfolyam-erősödés nélkül

Az előző változat esetében láttuk, hogy amennyiben árfolyam-erősödést fogyasztásmegszorítás is kíséri, akkor ez utóbbi rásegít a dezinflációra, ráadásul az összesített áldozatot is csökkenti. Ezért megvizsgáltuk azt az esetet is, amikor ugyan van fogyasztásmegszorítás, de nincs árfolyam-erősödés.

Ez a változat példája annak, hogy a feltevések szélsőséges variálásával a modell furcsa, „perverz” predikciókhoz is vezethet. Ha például az árfolyam-erősödés nagyon kis-mértékű – a nominális árfolyamot viszonylag magas szinten stabilizáljuk –, akkor egy

6. ábra

Az „erősödő árfolyam fogyasztásmegszorítással” szimuláció eredményei



inflációt növelő keresleti sokk nem növeli párhuzamosan a költséget is és a dezinfláció hosszát is, hanem csak a költséget növeli, a dezinfláció sebességét azonban változatlanul hagyja. Ennek a modellben a tökéletes hitelesség és a feltételezett speciális monetáris szabály az oka, amely a fix árfolyam révén nemcsak az egyensúlyi inflációt, de az egyensúlyi árszintet is meghatározza. Ebben az esetben, ha a gazdaságot inflációt növelő sokk éri, akkor a sokk kifutása után az inflációnak szükségszerűen ellenkező irányba kell kilendülnie, hogy a megadott *árszintcél* megvalósuljon, és az inflációs cél már az átlenedüléskor teljesül. Ez a forgatókönyv valójában a modellben alkalmazott tökéletes hitelességgel való „visszaélésen” alapul, mert felteszi, hogy a kezdeti inflációs sokk az emberekben nem növeli az inflációs várakozásokat, hanem éppen csökkenti, abból adódóan, hogy a piac bízva a monetáris politikában, várja az árszintcélhoz vezető inflációs visszafordulást.

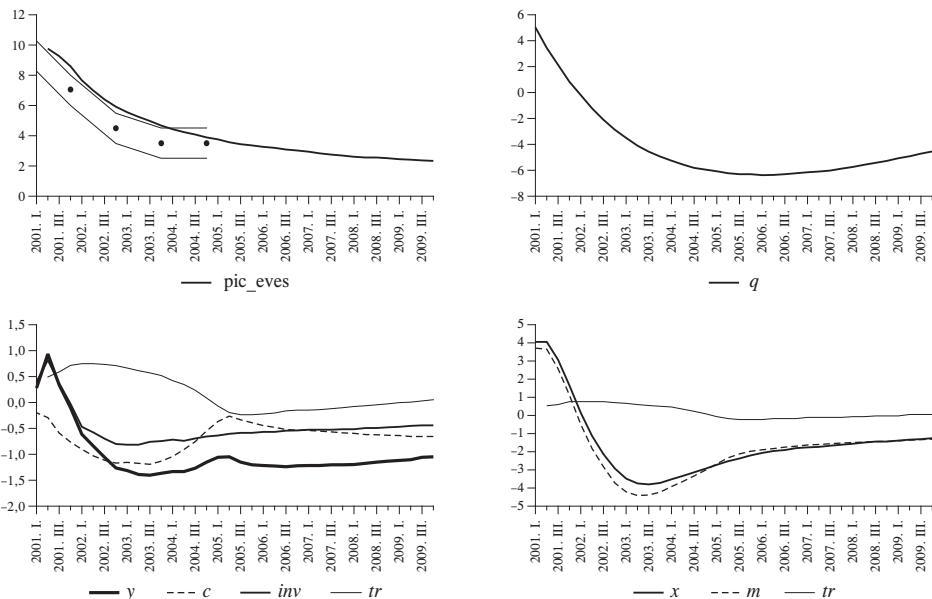
Az eredmények tanulságosak: az áldozati ráta igen alacsony (1,43), azonban a dezinfláció nem gyorsul (7. ábra). (Az átlagos éves infláció az alapváltozattal megegyezően 2009 második negyedévében csökken 2,5 százalék alá.) A dezinflációs modellek e problémáját részben már jeleztük A szimulációk célja és az eredmények értékelésének elvei című alfejezetben. Ezekben a modellekben annál olcsóbb a dezinfláció, minél hosszabban tart. Ez a modell felépítéséből és a paraméterek változatlanok való feltételezéséből adódik. A valóságban persze joggal vethető fel, hogy majdnem egy évtizedig tartó dezinflációs folyamatot más – akár változó – paraméterek jellemeznék, illetve egy ilyen lassú dezinfláció hitelessége megkérdőjelezhető.

Ezt a változatot az alapváltozattal összevetve (8. ábra), feltárhatjuk a nem gyorsuló dezinfláció okait. Paradox módon ugyanis a kezdeti fogyasztásmegszorítás által megtört infláció miatt a későbbiekben a reálárfolyam sokkal kisebb mértékben erősödik (2008



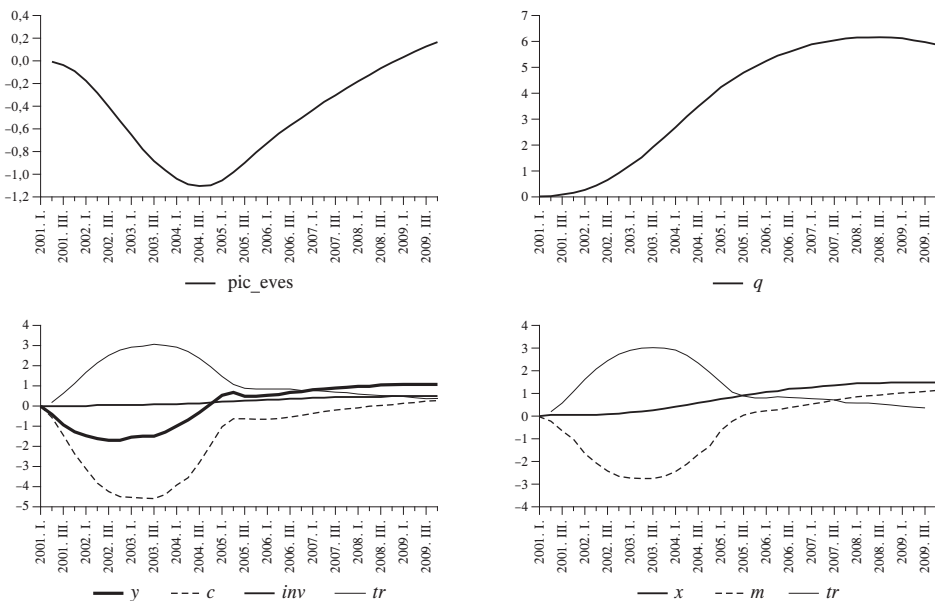
7. ábra

A „fogyasztásmegszorítás árfolyam-erősítés nélkül” szimuláció eredményei



8. ábra

A „fogyasztásmegszorítás árfolyam-erősítés nélkül” szimuláció eredményei, eltérés az 1. változattól



körül a reálárfolyam mintegy 6 százalékkal *gyengébb*, mint az alapváltozatban), ami a megszorítás megszűnte után csak nagyon mérsékelten képes az inflációt tovább fékezni. Ezzel szemben az alapváltozat esetében pontosan a fogyasztási boom az, ami a reálárfolyamot annyira felértékeli, hogy az a későbbiekben a dezinfláció hajtóereje lehessen.

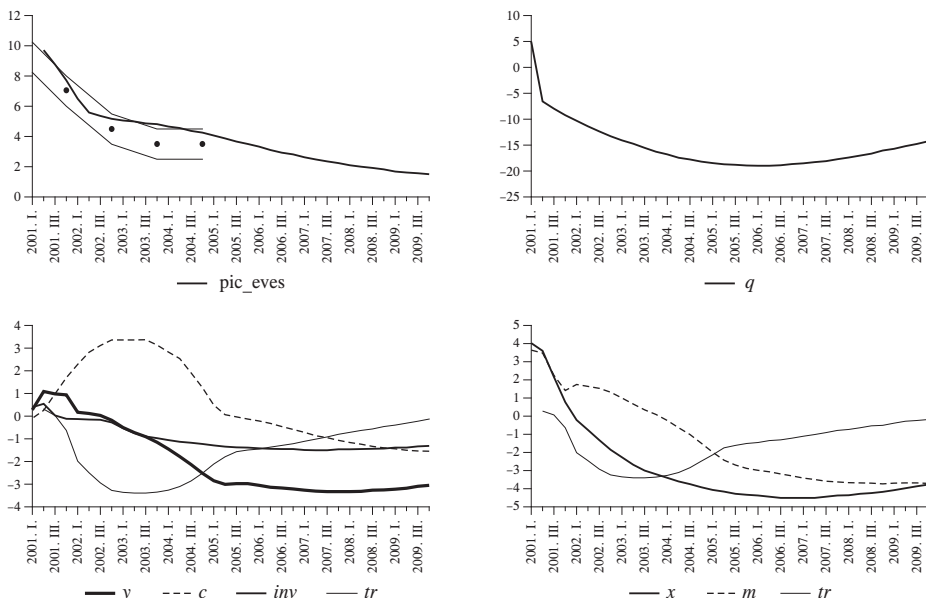
### 6. változat: a külső kereslet visszaesésének hatása

Az előző változatok ciklusváltozóinak mindegyikét kivéve, a hipotetikus reálárfolyam-feltevésünket a tényeknek megfelelő kezdeti értékekről indítottuk, ami miatt mindegyik változat implicit tartalmazza a külső kereslet visszaesésének hatásait is. Ebben a változatban kiiktattuk ezt a tényezőt, hogy bemutassuk a külső kereslet visszaesésének modellbeli hatásait. Ez a szimuláció ezért a 2. változat feltevéseit használja azzal a különbséggel, hogy a külső kereslet visszaesésének hatását semlegesítettük a múltira vonatkozóan. (Az így módosított külső keresleti pálya látható a *11. ábrán.*) Így közvetlenül a 2. változattal lennének összevethető az eredmények, de a két változat közti eltérés a modell nagyjából additív tulajdonsága miatt a többi változat esetében is irányadó marad.

A külső kereslet visszaesésének hatásai a 2. változattól való eltéréseket mutató ábrákon követhető nyomon. Látható, hogy a külső kereslet visszaesése nélkül a beruházás, de főleg az export 2002–2003-ban csak kisebb mértékben esett volna vissza. A 2. változattal összevetve a költségeket a *2. táblázat* alapján több tanulságot vonhatunk le. A modell teljes horizontján (ez 2099. negyedik negyedévig tart), a külső kereslet visszaesése csak mérsékelten befolyásolja az áldozati rátát (3,41 helyett 3,30), azonban összetételére jelentősebben hat, hiszen a beruházás terheit 15,1 százalékkal, míg az exportét 23,0 növeli. Még jelentősebb a külső kereslet visszaesésének hatása, ha azt csak rövidebb időhorizonton, 2003. negyedik negyedévig számszerűsítjük. Ekkor a hatás relatíve még erősebb: a beruházás terhei kétszeresére, míg az export terhei két és félszeresére növe-

### 9. ábra

A „külső kereslet visszaesése nélküli árfolyam-erősödés” szimuláció eredményei



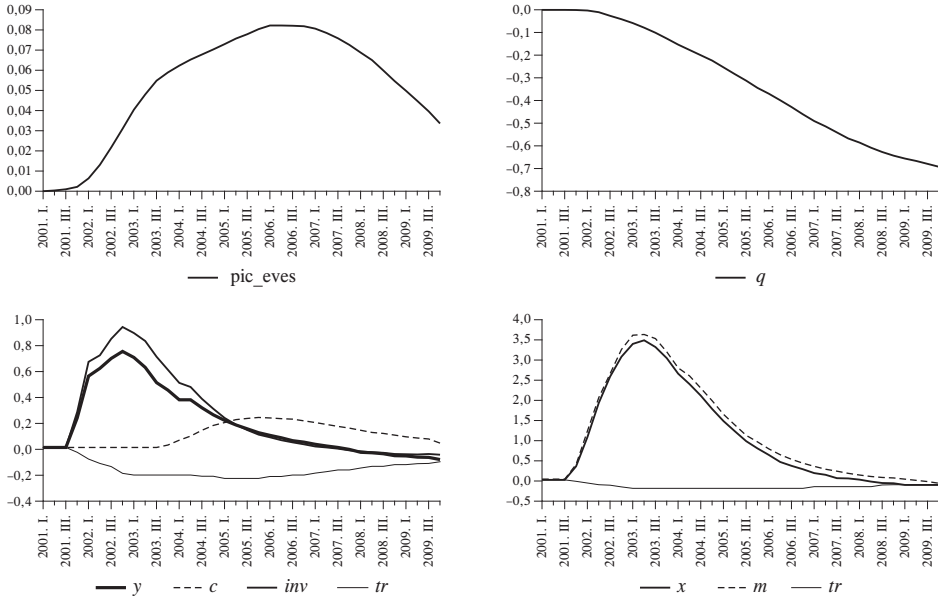
2. táblázat  
 A külső kereslet visszaesésének költségei

	Teljes horizonton				2003. negyedik negyedévig			
	erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boommal, külső kereslet visszaesésével	erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boommal, külső kereslet visszaesése nélkül	külső kereslet visszaesése miatti tehernövekedés (százalékban)	erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boommal, külső kereslet visszaesésével	erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boommal, külső kereslet visszaesése nélkül	külső kereslet visszaesése miatti tehernövekedés (százalékban)	erősödő árfolyam (+10 százalék) fogyasztási boommal, külső kereslet visszaesése nélkül	külső kereslet visszaesése miatti tehernövekedés (százalékban)
Fogyasztás	-6,4	-5,9	8,3	6,9	6,9	-0,2	6,9	-0,2
Beruházás	-13,9	-12,0	15,1	-2,4	-0,8	199,4	-0,8	199,4
Export	-43,1	-35,1	23,0	-7,8	-2,2	247,2	-2,2	247,2
Import	-36,1	-26,6	35,8	-2,0	3,9	-151,9	3,9	-151,9
Külkereskedelmi mértleg	-7,0	-8,5	-17,1	-5,8	-6,1	-5,5	-6,1	-5,5
Kibocsátási rés	-27,3	-26,4	3,3	-1,4	-0,1	2323,1	-0,1	2323,1
Áldozati ráta	3,41	3,30	3,3					
Árstabilitás eléré- sének dátuma*	2007. harmadik negyedév	2007. negyedik negyedév						

\* Az árstabilitás elérésének azt az időpontot tekintjük, amikor az átlagos éves infláció 2,5 százalék alá csökken.

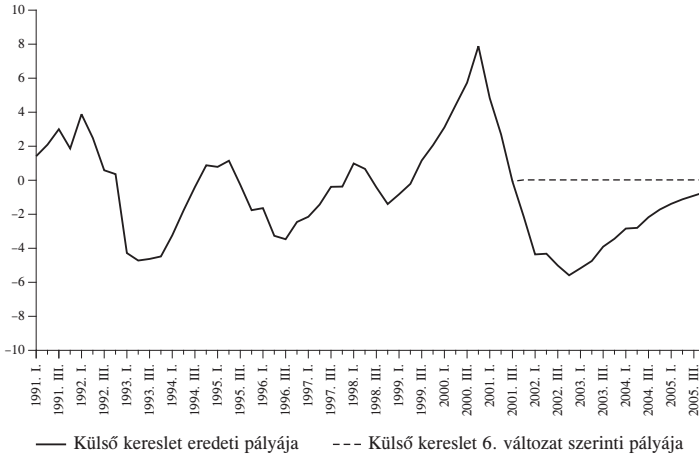
10. ábra

A „külső kereslet visszaesése nélküli árfolyam-erősödés” szimuláció eredményei, eltérés a 2. változattól



11. ábra

A külső kereslet eredeti és 6. változat szerinti pályája



kednek. Másképpen fogalmazva: a beruházások visszaesésének mintegy 67 százalékát, míg az export mérséklődésének több mint 71 százalékát a külső kereslet mérséklődése okozza. Tehát különösen rövid távon nem lehet kizárólag az árfolyam-erősödést okolni e kedvezőtlen folyamatok magyarázataként, éppen ellenkezőleg, a felértékelődés csak kisebb részben okozója a terheknek.

A fogyasztásra – várakozásainknak megfelelően – a külső kereslet visszaesése csak áttételesen és igen mérsékelt hat.

3. táblázat  
A dezinfláció költségei  
(Feltéves: a 2001. májusi (real)árfolyam egyensúlyi volt)

	Alapeset (2001. májusi fix árfolyam fogyasztási boommal)	Erősödő árfolyam (+10%) fogyasztási boommal	Erősödő árfolyam (+10%) fogyasztási boom nélkül	Erősödő árfolyam (+10%) fogyasztás- megtörítással	2001. májusi fix árfolyam fogyasztás- megtörítással	Eltérések az 5 száza- lékos alulértékkeltséggel számolt változatokhoz képest
Fogyasztás	-3,5	-9,6	-16,0	-19,1	-13,0	-3,2
Beruházás	-11,9	-16,3	-13,5	-12,1	-7,7	-2,4
Export	-36,6	-49,9	-41,4	-37,1	-23,9	-6,7
Import	-29,9	-42,7	-41,0	-40,2	-27,3	-6,7
Külkereskedelmi mértleg	-6,7	-7,1	-0,3	3,1	3,5	-0,1
Kibocsátási rés	-22,1	-33,0	-29,7	-28,1	-17,2	-5,7
Áldozati ráta	2,76	4,13	3,72	3,51	2,15	0,72
Árstabilitás eléré- sének dátuma*	2008. második negyedév	2007. első negyedév	2006. második negyedév	2005. negyedik negyedév	2007. harmadik negyedév	
Árstabilitás eléré- sének előbbre kerülése	4 negyedév	2 negyedév	3 negyedév	3 negyedév	7 negyedév	
Fogyasztás	-15,6	-29,1	-53,7	-68,1	-75,6	
Beruházás	-53,8	-49,4	-45,3	-42,9	-44,6	
Export	-165,7	-151,0	-139,0	-132,0	-138,9	
Import	-135,2	-129,5	-138,0	-143,1	-159,1	
Külkereskedelmi mértleg	-30,5	-21,5	-1,0	11,0	20,1	

\* Az árstabilitás elérésének azt az időpontot tekintjük, amikor az átlagos éves infláció 2,5 százalék alá csökken.

### *A kezdeti reálárfolyam-feltevés hatása az eredményekre*

Az alapváltozat feltevéseinek tárgyalásakor már felhívtuk a figyelmet arra, hogy az eredmények azzal a kiinduló feltevéssel születtek, hogy a 2001. májusi (reál)árfolyam 5 százalékkal alulértékelt volt. Ezzel szemben megvizsgáltuk, hogy mit eredményezne a másik feltevésünk, miszerint a 2001. májusi árfolyam (reál)egyensúlyi volt.

Az ábrákat mellőzve, a 3. táblázat a dezinfláció költségeit tartalmazza, az utolsó oszlopban pedig azok az eltérések szerepelnek, amelyeket a kezdeti 5 százalékos alulértékelttség helyett egyensúlyi árfolyam feltételezése okoz minden egyes változatban. Ebből kitűnik, hogy minél erősebb az egyensúlyi reálárfolyam a kiinduló reálárfolyamhoz képest, annál nagyobb lesz a kibocsátási veszteség, de a dezinfláció gyorsasága is megnő. Ennek az az oka, hogy – mivel a reálárfolyam nem tér vissza a kiinduló helyzethez – a folyamat egészét tekintve, erősebb lesz az árfolyamhatás, és ez nagyobb kibocsátási veszteséget okoz. Ez a többletkibocsátási veszteség gyorsítja a dezinflációt.

A dezinfláció összköltsége minden változatnál a GDP 5,7 százalékaival emelkedik, az egyes felhasználási tételeket azonosan érintve. (Emiatt persze megváltoznak az egyes költségárányok.) Az első négy esetben a dezinflációs szakasz is nagyjából egyformán rövidül, fél-egy évnnyit. (Az eltérések részben a modell diszkrét időkezeléséből adódnak.) Egyedül az utolsó esetben jelentősebb az árstabilitás elérésének előbbre kerülése, ami a 4. változatnál már írottak miatt annak tudható be, hogy a gyenge kezdeti reálárfolyam fogyasztásmegszorítással olyan kombinációt eredményezett, ahol e két erő nagyjából kioltotta egymást. Ezért most erősebb kezdeti reálárfolyamot feltételezve gyorsabb lesz a dezinfláció, mint az alapváltozatban. Azaz: erősebb kezdeti reálárfolyam feltételezése mellett a nominálárfolyam-erősödés nélküli esetekre is igaz lesz, hogy a fogyasztásmegszorítás gyorsabb és olcsóbb dezinflációt eredményez.

A dezinfláció költségeinek összevetése arra is rávilágít, hogy miért nem tűztük ki célul az áldozati ráták szintjének értékelését, csak a relatív összevetésüket. Mint látjuk, az áldozati ráták szintje a kezdeti reálárfolyam-feltevéstől is függ, aminek valóságos szintje bizonytalan. Viszont az is látható, hogy a reálárfolyam-feltevésnek a megváltozása minden változatot egyformán érint, így a különféle forgatókönyvek összevetéséből levont következtetéseket nem befolyásolja.

### **Gazdaságpolitikai értékelés**

Bár a modell által szolgáltatott számszerű eredmények önmagukban is érdekesek, a fő következtetéseket az egyes változatok összevetése szolgáltatja.

A kibocsátási áldozat és a dezinfláció hosszúságának együttes mérlegelése alapján az 1. alapváltozat és a 2. változat között a rangsor ebben a modellben nem meghatározható, mert egyik sem dominálja a másikat.

A 3. változat dominálja a 2. változatot, mert költsége is kisebb és a dezinfláció hossza is rövidebb, a 4. változat pedig ugyanígy a 2. változatot és a 3. változatot. Mint az 1. táblázatból látható, a 4. változatban az összes áldozat a 2. változat 27,3 százalékaival szemben a GDP 22,4 százaléka, a dezinflációs periódus pedig öt negyedévvel rövidebb. A tanulság egyértelmű: *nemcsak gyorsabb, de olcsóbb is az olyan dezinfláció, amelyben a kereslet visszafogása párhuzamosan történik minden szektorban, vagyis a gazdaságpolitika monetáris és fiskális ága összehangoltan működik*, azonos cél érdekében.

Az egyes változatok nemcsak az áldozatban és a dezinfláció hosszában, hanem az áldozat szerkezetében is különböznek. A fogyasztási boom a tisztán árfolyam-erősödéssel operáló gazdaságpolitikához képest csökkenti a *fogyasztási* áldozatot (12,7 százalé-



ról 6,4 százalékra). Ez a 6,3 százalékpontos csökkentés a háztartások vagyonában 8,2 százalékpontos GDP-arányos csökkenést okoz,<sup>10</sup> illetve 2,9 százalékpontos beruházás-kieséssel és 6,8 százalékpontos külsőmérleg-romlással jár, ez tehát összesen 17,9 százalékpontos csökkenést jelent az ország vagyonában. Ez a vagyonkiesés a későbbi – dezinfláció utáni – potenciális jövedelmünket fogja csökkenteni. Érvelhetnénk úgy, hogy ez az ára annak, hogy a fogyasztókat megkíméljük a hirtelen fogyasztáscsökkenés terhétől. Ez az érv azonban gyenge. Vajon megengedhető-e, hogy a nemzeti vagyonból úgy fogyasztunk el 6,3 százalékpontot, hogy emiatt még további 11,3 százalékot elveszítünk, vagyis összesen 17,9 százalékot áldozunk 6,3 százalékért?

Szétválasztva egyes tényezők szerepét a beruházások és az export alakulására, arra a következtetésre jutottunk, hogy *2001–2003. között a külső kereslet mérséklődése legalább kétharmad, míg az árfolyam-erősödés legfeljebb egyharmad részben magyarázza a beruházások és az export visszaesését.*

Az is tanulságos, hogy a kialakuló fogyasztási boom melletti *dezinfláció a 2001. májusi árfolyamszint fennmaradása esetén is jelentős áldozattal járt volna.* Ennek oka a többletkereslet miatt stagnáló infláció, ami jelentősen felértékeli a reálárfolyamot.

#### Hivatkozások

- BALL, L. [1994]: What Determines the Sacrifice Ratio. Megjelent: *Mankiw, N. G.* (szerk): Monetary Policy. The University of Chicago Press, 155–193. o.
- BANKIM, C.–MASSON, P. R.–MEREDITH, G. [1992]: Models of Inflation and the Costs of Disinflation. International Monetary Fund Staff Papers, No. 39. 395–431. o.
- BATINI, N.–HALDANE, A. [1999]: Forward-Looking Rules for Monetary Policy. Megjelent: *Taylor, J. B.* (szerk.): Monetary Policy Rules. The University of Chicago Press, 157–201. o.
- BENCZÚR PÉTER–SIMON ANDRÁS–VÁRPALOTAI VIKTOR [2002]: Dezinflációs számítások kisméretű makromodellel. MNB Füzetek, 4. sz.
- GORDON, R. J. [1997]: The Time-Varying Nairu and Its Implications for Economy Policy. Journal of Economic Perspectives, téli szám, 11–32. o.
- MANKIW, N. G.–REIS, R. [2001]: Sticky Information Versus Sticky Prices: a Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. NBER Working Paper, No. 8290.
- OKUN, A. [1978]: Efficient Disinflationary Policies. American Economic Review, Vol. 68. No. 2. 348–352. o.
- SCHILLER, R. [1973]: A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Priors. Econometrica, Vol. 41. 775–778. o.
- SVENSSON, L. E. O. [1998]: Open Economy Inflation Targeting. CEPR Working Paper, No. 1989.
- SVENSSON, L. E. O. [2000]: Open Economy Inflation Targeting. Journal of International Economics, Vol. 50. No.1. 155–184. o.
- VÁRPALOTAI VIKTOR [2002]: Numerikus módszer gazdasági adatok visszabeccsülésére. Statisztikai Szemle, 9. sz. 813–832. o.
- VÁRPALOTAI VIKTOR [2003]: Dezaggregált költségbegyűrés-alapú ökonometriai infláció-előrejelző modell. MNB Füzetek, 3. sz.
- VILÁGI BALÁZS [2001]: A dezinfláció reálköltségei. Kézirat, MNB, Budapest.

<sup>10</sup> Az elhúzó 3 százalékos fogyasztási boom összesen 8,2 százalékos többletkiadással jár, ami szintén vagyoncsökkenés.

## Függelék

## Felhasznált adatok és adattranszformációk

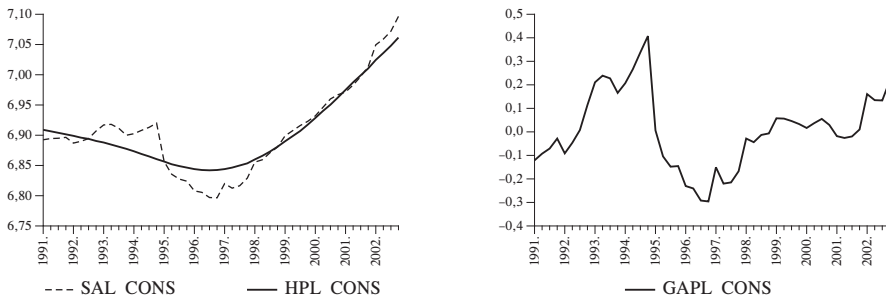
Kiindulási adataink: a negyedéves GDP-statisztika 1991. első negyedévtől (Várpalotai [2002]), a külső kereslet indexe, amely külkereskedelmi partnereink forgalommal súlyozott GDP-je, illetve a fogyasztóiár-index alapú reálárfolyam. A modellben minden változó logaritmizálva van.

A ciklusváltozókat következőképpen állítottuk elő. A logaritmált GDP felhasználási tételeket ( $c$ ,  $inv$ ,  $g$ ,  $x$ , illetve  $m$ ) és a külső keresletet ( $wd$ ) szezonálisan igazítottuk, ezt utána Hodrick–Prescott-módszerrel filtereztük ( $\lambda = 1600$ ), majd képeztük e kettő különbségét. Ezzel előálltak a nyers ciklusadatok, amely az adott változók Hodrick–Prescott-trendjétől való (logaritmikus) százalékos eltérésként értelmezhetők. Annak érdekében, hogy a GDP-felhasználási tételek ciklusai a GDP százaléklában legyenek kifejezve és ezáltal a ciklus változókra is teljesüljön az  $y = c + inv + g + x - m$  azonosság, a kapott felhasználási tételek ciklusait megszoroztuk GDP-n belüli arányukkal, amit az adott felhasználási tétel és a GDP exponenciált Hodrick–Prescott-trendjeinek hányadosával közelítettünk.

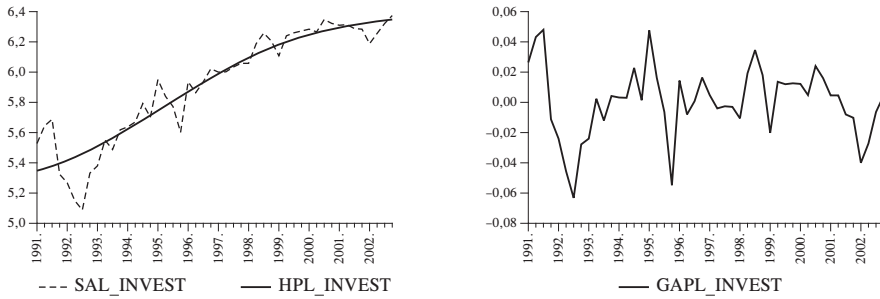
A reálárfolyamnál a trendtől való szűrés technikája annyiban módosult, hogy *lineáris trendet* illesztettünk az 1997. első negyedév és 2001. első negyedév közötti adatokra, amely az árfolyam és a külső egyensúly szempontjából is viszonylag stabil időszaknak tekinthető, majd ezt a kivetített trendet használtuk az egyensúlyi reálárfolyamtól való eltérés meghatározásához, amely így szintén százalékban értelmezett. A lineáris trend feltételezésével tulajdonképpen a Balassa–Samuelson-hatás egyszerű módon való kiszűrése volt a célunk.

Az *F1–F8. ábra* az így definiált modellváltozókat mutatja. Minden sorban a bal oldali ábrán a logaritmizált, szezonálisan igazított idősor (SAL\_ prefixesek) és annak (Hodrick–Prescott-) trendje (HPL\_ prefixesek) látható, míg jobb oldalon a modellhez használt, az e kettő különbségeként előálló – illetve a GDP tételeknél a fenti módon ismertetett transzformációt is tartalmazó – ciklusok (GAPL\_ prefixszel).

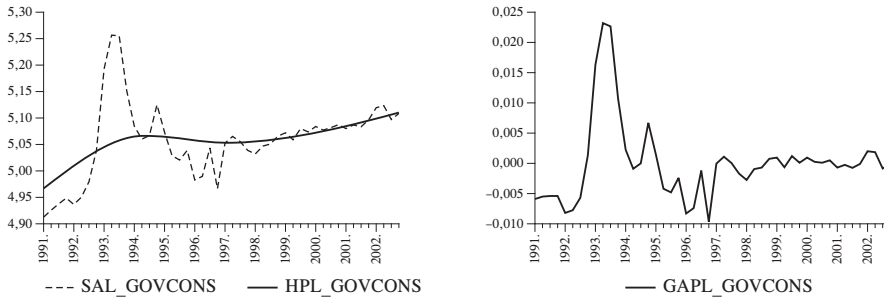
F1. ábra  
A háztartások fogyasztása



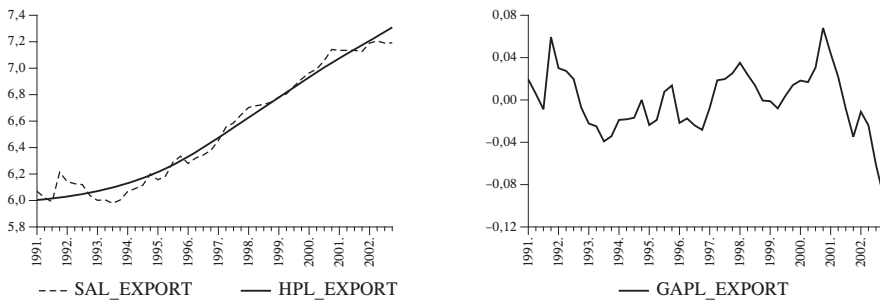
F2. ábra  
Beruházások



F3. ábra  
A kormányzati fogyasztás

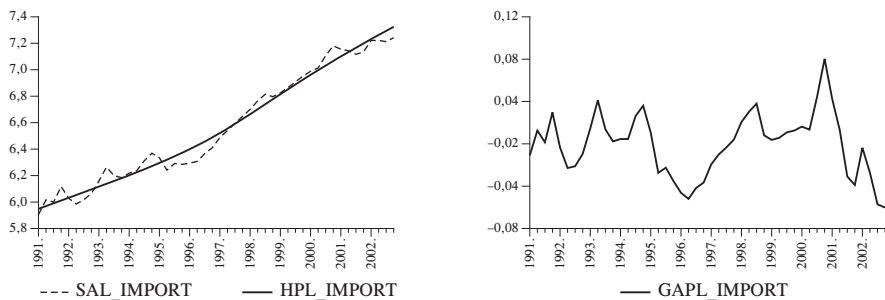


F4. ábra  
Export



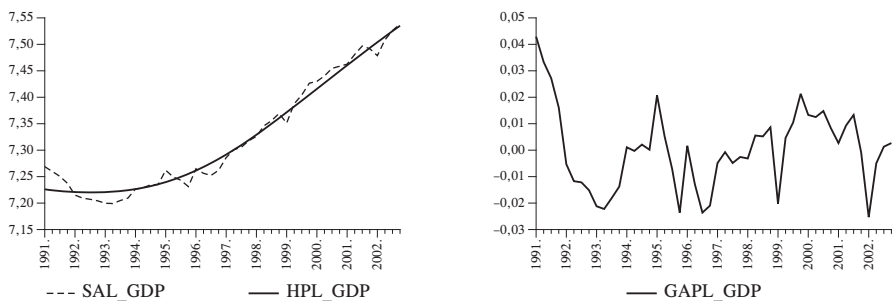
F5. ábra

Import



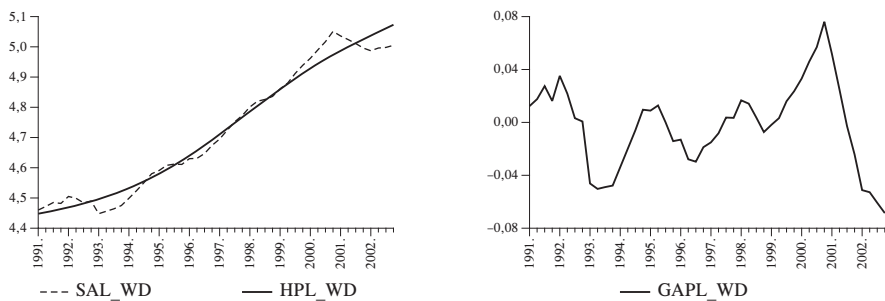
F6. ábra

GDP

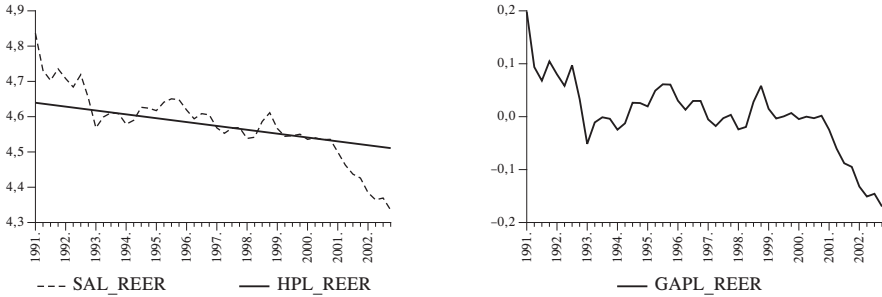


F7. ábra

Külső kereslet



F8. ábra  
Fogyasztóiár-index alapú reálárfolyam



A felhasználási ciklusok viselkedési egyenleteinek becslése

A viselkedési egyenleteknél az alábbi általános osztott késleltetési formulából indultunk ki (itt most  $v$  a függő változót,  $z_j$  a magyarázóváltozókat jelöli):

$$v_t = \beta + \beta_{AR} \cdot v_{t-1} + \sum_{i=0}^{T_1} \beta_{1,i} \cdot z_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{T_2} \beta_{2,i} \cdot z_{2,t-i} + \dots + \sum_{i=0}^{T_n} \beta_{n,i} \cdot z_{n,t-i} + \varepsilon_t. \quad (F1)$$

Ehhez simasági priorokat definiáltunk, és előjelmegkötéseket tettünk. A simasági priorok azt az előzetes információt formalizálják, hogy az osztott késleltetés paraméterei egyik késleltetési periódusról a másikra csak fokozatosan változhatnak. Ezt a változékonyságot az (F2) formulával mértük:

$$\sum_{j=1}^n w_j \sum_{i=1}^{T_{j-1}} [(\beta_{j,i} - \beta_{j,i-1}) - (\beta_{j,i} - \beta_{j,i+1})]^2, \quad (F2)$$

ahol  $w_j$  a  $j$ -edik magyarázóváltozó osztott késleltetett paramétereinek változékonyságához tartozó (kalibrálható) súly. Technikailag a becslés simasági priorral a szokásos legkisebb négyzetek elvével analóg, attól csak a  $\beta'S\beta$  tagban tér el, ami a simaságot „méri”:

$$\min_{\beta} (v - Z\hat{\mathbf{a}})'(v - Z\hat{\mathbf{a}}) + \hat{\mathbf{a}}'S\hat{\mathbf{a}} \quad (F3)$$

úgy, hogy  $\langle \hat{\mathbf{o}} \rangle \hat{\mathbf{a}} \geq 0$ ,

ahol  $v$  a függő változó vektora,  $Z$  a magyarázóváltozók adatmátrixa,  $\hat{\mathbf{a}}$  a becslendő paraméterek,  $S$  az (F2) simaságot mérő formula mátrixformában,  $\hat{\mathbf{o}}$  az előjelmegkötésekhez szükséges vektor (elemei 1 vagy -1),  $\langle \hat{\mathbf{o}} \rangle$   $\hat{\mathbf{o}}$  vektorból képzett diagonális mátrix. Az  $S = WQ$ , ahol  $W = w \otimes I$  és  $Q = P \otimes I$ , ahol  $I$  a megfelelő egységmátrix,  $w$  a  $w_i$  súlyokból képzett vektor és:

$$P = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ -2 & 5 & -4 & 1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 1 & -4 & 6 & -4 & 1 & & & \vdots \\ 0 & 1 & -4 & 6 & \ddots & \ddots & & \vdots \\ 0 & 0 & 1 & \ddots & \ddots & \ddots & 1 & 0 \\ \vdots & & & \ddots & \ddots & 6 & -4 & 1 \\ 0 & \dots & \dots & 0 & 1 & -4 & 5 & -2 \\ 0 & \dots & \dots & \dots & 0 & 1 & -2 & 1 \end{bmatrix}. \quad (F4)$$

A becslésekhez a (F3) kvadratikus feladatot használtuk. A következőkben bemutatjuk a becslült osztott késleltetési profilokat. Az ábrákon balról jobbra növekszik a késleltetés. A begyűrés paramétereinek összegét, amely másképpen az osztott késleltetés paramétereinek összege, akként lehet értelmezni, hogy egy egyszeri 1 százalékos sokk az adott magyarázóváltozóban – időben persze elnyújtva – összesen hány százalékos sokkot generál a függő változóban (eltekintve a multiplikátor hatástól).

A kapott együtthatók mindegyike becslült, az osztott késleltetés paramétereire korlátozást – az előjelmegkötésen kívül – sehol sem tettünk. A becslült paramétereket a F1. táblázat tartalmazza. A becslések illeszkedését az F9. ábra mutatja. Az osztott késleltetés profiljai az F10. ábrán láthatók. Az egy egyenletes impulzusválasz-függvényeket az F11. ábra tartalmazza, ahol az adott függő változóban bekövetkező permanens 1 százalékos változás hatása követhető nyomon.

F1. táblázat  
A viselkedési egyenletek illeszkedése és becslült együtthatói

	$\beta_{AR}$	$\Sigma\beta_y$	$\Sigma\beta_{wd}$	$\Sigma\beta_q$	$\Sigma\beta_c$	$\Sigma\beta_{inv}$	$\Sigma\beta_g$	$\Sigma\beta_x$	$R^2$
<i>c</i>	0,86	0,08	–	–	–	–	–	–	0,86
<i>inv</i>	0,07	–	0,16	0,07	–	–	–	–	0,41
<i>x</i>	0,50	–	0,35	0,12	–	–	–	–	0,86
<i>m</i>	–	–	–	-0,11	0,64	0,65	0,38	0,90	0,94

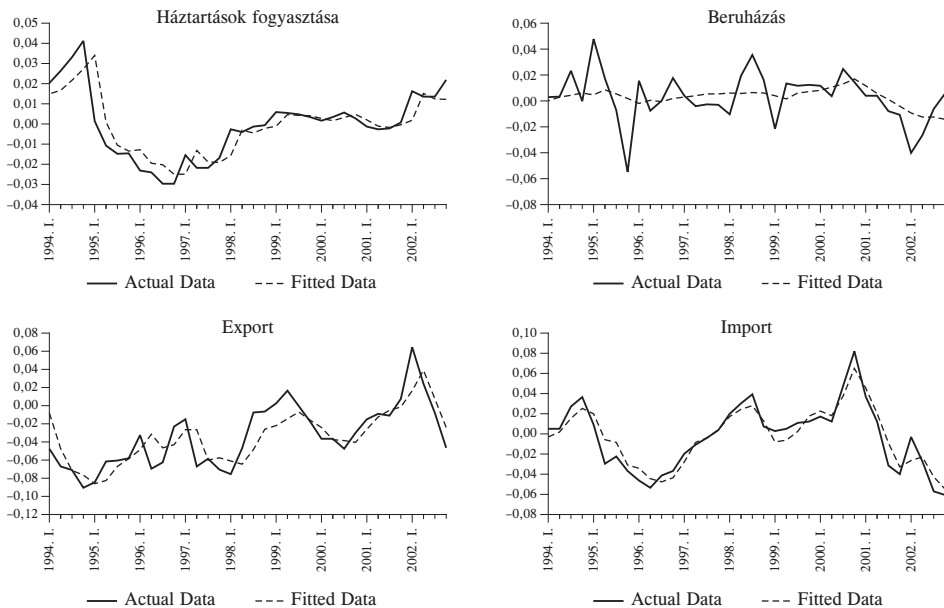
A fogyasztási ciklus viselkedési egyenletének becslült alakja:  $c_t = \beta^c + \beta_{AR}^c \cdot c_{t-1} + \sum_{i=0}^{11} \beta_{y,i}^c \cdot y_{t-i}$ . A fogyasztás ciklusának autoregresszív paramétere igen magas, ami a fogyasztási ciklusok tartósságára utal. Bár a begyűrés paramétereinek az összege kicsi, ezért első ránézésre úgy tűnhet, hogy a kibocsátási rés csak kismértékben hat a fogyasztási ciklusra, de ezt a csekélynek látszó hatást az autoregresszív paraméter felerősíti, mivel egyperiódusnyi 1 százalékos sokk – időben elnyújtva – összesen 0,56 százalékos fogyasztás többletet generál.

A beruházási ciklus viselkedési egyenletének alakja:  $inv_t = \beta^{inv} + \beta_{AR}^{inv} \cdot inv_{t-1} + \sum_{i=0}^{11} \beta_{wd,i}^{inv} \cdot wd_{t-i} + \sum_{i=0}^{11} \beta_{q,i}^{inv} \cdot q_{t-i}$ . A becslült paraméterek bár mutatják a beruházások külső kereslet- és reálárfolyam-érzékenységét, mégis meglehetősen alacsonyak. Ennek két oka is van: 1. amiatt, hogy a felhasználási ciklusok maradék nélkül kiadják a kibocsátási részt, ezért a beruházások közé vettük a készletváltozást is, 2. másrészt a beruházások önmagukban két részből tevődnek össze (lakossági és vállalati), ahol az utóbbi időszakban ellentétes folyamatok bontakoztak ki, hiszen míg a lakossági beruházások nagymértékben felfutottak, addig a vállalati beruházások jelentősen csökkentek. Mindkét ok olyan zajosságot visz az adatokba, amelyek a paramétereket lefelé torzítják.

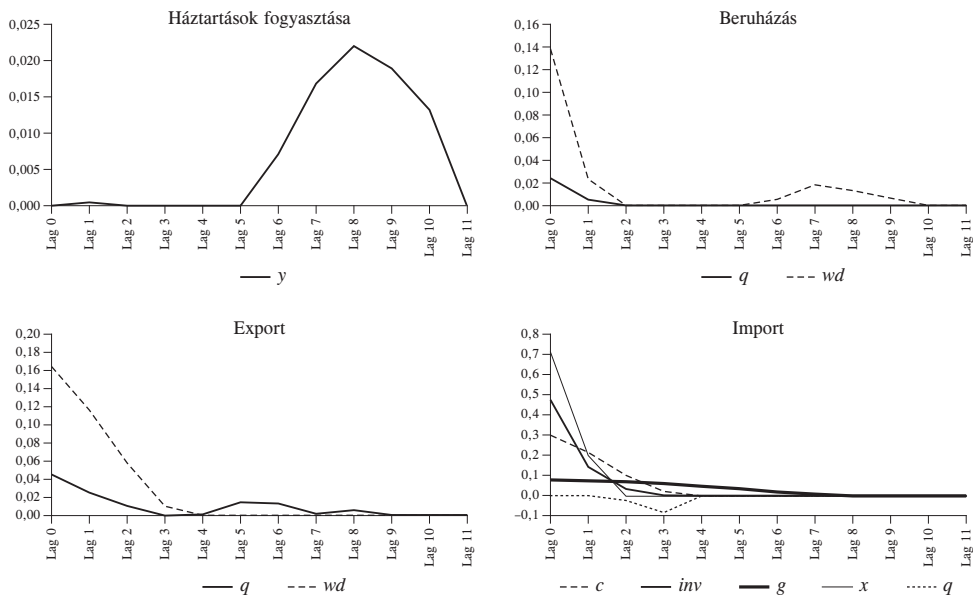
Az exportciklus viselkedési egyenletének alakja:  $x_t = \beta^x + \beta_{AR}^x \cdot x_{t-1} + \sum_{i=0}^{11} \beta_{wd,i}^x \cdot wd_{t-i} + \sum_{i=0}^{11} \beta_{q,i}^x \cdot q_{t-i}$ . Az exportegyenlet autoregresszív paramétere relatíve nagy, és érzékenyen reagál a külső keresletre és a reálárfolyam változására is. Hosszú távon a külső kereslet 1 százalékos megnövekedése 0,70 százalékkal bővíti, míg a reálárfolyam gyengülése 1 százalékpontonként 0,24 százalékkal növeli az exportot (export reálárfolyamrugalmassága). Az impulzus válaszfüggvény alakja azt tükrözi, hogy a külső kereslet



F9. ábra  
Becsült egyenletek illeszkedése

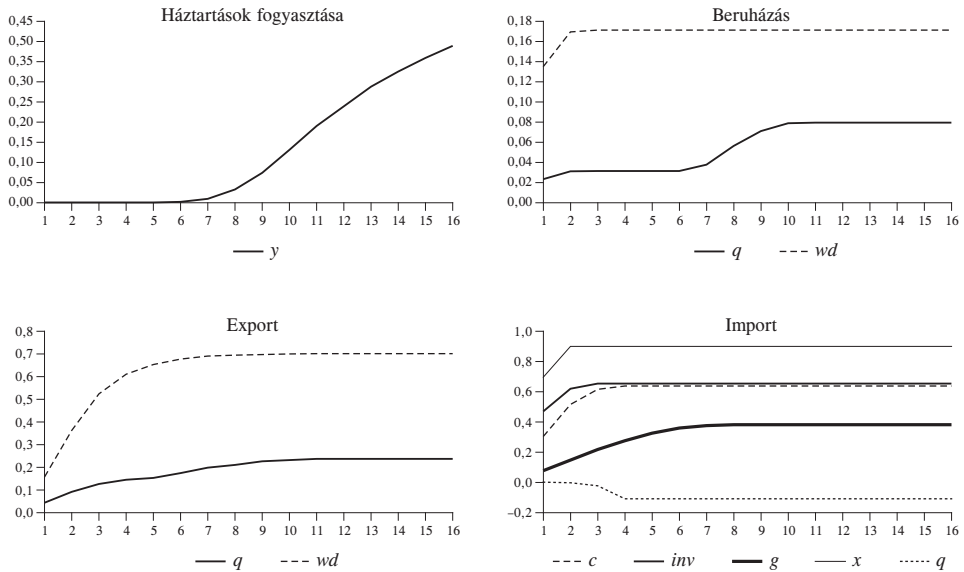


F10. ábra  
Becsült osztott késleltetés paramétere



F11. ábra

Egy egyenletes impulzusválasz-függvények



változására szinte azonnal reagál az export, viszont a reálárfolyam exportra gyakorolt hatása csak késéssel bontakozik ki.

Az importciklus viselkedési egyenletben autoregresszív tag nem szerepel, összhangban azzal a megközelítéssel, hogy az importot a többi felhasználási tételből fakadó behozatali igényként tekintjük. Ennek megfelelően a begyűrzési paraméterek összege az adott felhasználási tétel (határ)importtartalmaként értelmezhető. Továbbá az egyenletben szerepel az importreálárfolyam-rugalmasság is:  $m_t = \beta^m + \sum_{i=0}^{11} \beta_{c,i}^m \cdot c_{t-i} + \sum_{i=0}^{11} \beta_{inv,i}^m \cdot inv_{t-i} + \sum_{i=0}^{11} \beta_{g,i}^m \cdot g_{t-i} + \sum_{i=0}^{11} \beta_{x,i}^m \cdot x_{t-i} + \sum_{i=0}^{11} \beta_{q,i}^m \cdot q_{t-i}$ . A megnövekvő felhasználási tételek importra gyakorolt hatása igen gyors, amint az az impulzusválasz-függvényekből is látszik.