

Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete
Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar

MŰHELYTANULMÁNYOK

**RÖVID TÁVÚ ELŐREJELZŐ MODELL
MAGYARORSZÁGRA**

Balatoni András - Mellár Tamás

2011/3

2011. szeptember

Szerkesztőbizottság:

Barancsuk János
Buday-Sántha Attila
Szabó Zoltán
Varga Attila (elnök)

Rövid távú előrejelző modell Magyarországra¹

Balatoni András

Századvég Gazdaságkutató Zrt.
1037 Budapest, Hidegkúti Nándor utca 8-10.
Tel: +36-1-439-2907
E-mail: balatoni@szazadveg-eco.hu
Web: <http://www.szazadveg-eco.hu>

Mellár Tamás

Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar
Pécs, Rákóczi 80, H-7622;
Tel: +36-72-501-599-23267
E-mail: mellart@ktk.pte.hu
Web: <http://www.krti.ktk.pte.hu/index.php?p=contents&cid=48>

Kulcsszavak: üzleti ciklus, makroökonometriai modell, impulzusválasz függvények, előrejelzés, fiskális és monetáris transzmisszió

JEL: C51, C52, E32, E37

Rövid tartalom:

A tanulmány a szerzők által Magyarországra kifejlesztett makroökonometriai modellt mutatja be, ami rövid távú előrejelzési és gazdaságpolitikai elemzési céllal készült. Mivel a rövid távú fókusz miatt a keresleti hullámzások, vagyis az üzleti ciklusok állnak az összefüggésrendszer középpontjában, a modell endogén változói a trendszűrt adatok, vagyis a gap-ek. A trend és a ciklikus szétválasztása Hodrick- Prescott szűrővel történik. Az modell öt fő blokkból áll: kínálati, keresleti, munkapiaci, ár-árfolyam-kamat és államháztartási blokkból. A teljes modell viselkedését impulzusválasz függvények segítségével tesztelik a szerzők. A külső környezetben megfigyelhető bizonytalansági tényezők mellett a gazdaságpolitikai akciók (monetáris és fiskális sokkok) hatásai is számszerűsítésre kerülnek. Az egyes impulzusokra adott válaszreakciók megfelelnek az elméleten alapuló várakozásoknak, emellett azonban tükröznek bizonyos hazai jellegzetességeket is. A modell előrejelző képessége, összehasonlítva más (ARIMA, VAR) modellezési technikákkal, jónak mondható, különösen az éven túli időhorizontok esetén.

¹ A szerzők a Századvég Gazdaságkutató Zrt.-nél végzett munkájuk során fejlesztették ki a modellt, s ezúton is köszönetet mondanak az intézetnek, illetve a munkatársaknak (Cseh Andrásnak, Tóth G. Csabának és Virovác Péternek) a segítségért. Köszönet illeti továbbá Csermely Ágnes, Rappai Gábort, Varga Attilát és Várpalotai Viktort, valamint a Magyar Nemzeti Bankban, illetve a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karán megrendezett vita résztvevőit, akik értékes megjegyzéseikkel, észrevételeikkel hozzájárultak a tanulmány jobbításához. Minden fennmaradó hibáért a felelősség kizárólag a szerzőket terheli.

Rövid távú előrejelző modell Magyarországra

Bevezetés

A negyedéves konjunktúraelemzések fontos része a fő makrogazdasági adatokra (a GDP felhasználási oldala, a munkaerőpiacot leíró fő paraméterek, az infláció illetve a kamatok alakulására) vonatkozó rövid távú előrejelzés. A prognózisok elkészítéséhez így szükségünk van egy olyan makroökonometriai modellre, melyre támaszkodhatunk az előrejelzéseink során, illetve amellyel hatástanulmányokat, scenárióelemzéseket lehet készíteni. A rövid távú előrejelző modellünk kialakítása során ez volt a fő motivációnk.

Egy ökonometriai előrejelző modell építésénél két fő szempontot kell alapvetően figyelembe venni: a modell jól illeszkedjen az adatokra, azaz megfelelő előrejelző képességgel rendelkezzen, emellett pedig az elméleti (mikroökonómiai) összefüggések is tükröződjenek a szerkezetében. A kettős kihívás jelentős fejtörést okoz az elméleti és a gyakorlati szakembereknek, mivel az egyik tényező javítása rendszerint a másik romlásával jár együtt, fennáll tehát egy trade-off a modell elméleti konzisztenciája és az empirikus illeszkedése között. A skála egyik végén a tisztán időszori technikák alkalmazása áll (ARIMA, VAR modellek), míg a másik szélsőséges megoldást az RBC modellkeret (Hartley és szerzőtársai [1998]) jelenti, ami szigorúan mikro alapokon, csak „mélyparaméterekkel” próbálja meg leírni a gazdaság működését.

A problémát a modellezők két technikával igyekeztek megoldani. Az egyik út a jelenlegi akadémiai diskurzus középpontjában álló dinamikus sztochasztikus általános egyensúlyi modellek (Smets és Wouters [2003], [2007]), amelyek bár alapjaiban mikrostruktúrát követnek, mégis számos ad-hoc feltevással élnek. Ezeknek a súrlódásoknak az elméleti megalapozása kérdéses, ezért DSGE modellek sem mentesek teljes mértékben a Lucas [1976] által felvetett problémáktól (Mellár [2010]). A modellek az előrejelzésben jól teljesítenek, és sok esetben kisebb hibával jelzik előre a gazdasági változókat, mint a legjobb benchmarknak tekintett Bayes-i vektor-autoregresszív modellek. A modellkeret hamar népszerű lett a hazánkban is (Jakab és Világi [2008], Baksa és szerzőtársai [2009]). A másik, hagyományosabbnak tekintett modellezési eljárás hibakorrekciós modellek (ECM) fejlesztése (ilyen modellezési alapelvet követ a Fagan és szerzőtársai [2001] által konstruált Area-Wide Model). A modellek standard ökonometriai technikákkal megbecslik a nem-stacioner változók közötti hosszú távú (kointegráló) összefüggéseket, illetve az egyensúlyt helyreállító rövid távú dinamikát. Hazánkban nagy hagyománya van a

hibakorrekciós modelleknek, elég csak a Benk és szerzőtársai [2006], a Bíró és szerzőtársai [2007], a Horváth és szerzőtársai [2010], valamint a Cserhádi és Varga [2000] által készített modellekre utalni.

A modellünk a fenti két fő modelleszalád közül inkább a hibakorrekciós modellekre hasonlít, mivel az egyenleteket nem közvetlenül a haszon/profitmaximalizáló gazdasági aktorok viselkedéséből vezetjük le. Ennek következtében a modell nem reflektál a Lucas kritikára. Az általános ECM módszertanhoz képest azonban jelentős egyszerűsítés, hogy a hosszú távú összefüggések – a termelési függvényt és a potenciális kibocsátást kivéve – nem kerülnek explicit modellezésre, azokat idősoros technikával (determinisztikus trend-szűrés) határozzuk meg. Ez az eljárás nagyon hasonlít Várpalotai [2003] dezaggregált kibocsátási résekre alapuló 5 gap modelljénél alkalmazott módszerre,² melyre leginkább támaszkodtunk a modellünk készítésénél, azonban az általunk fejlesztett modell jóval gazdagabb struktúrájú, mint a benchmarknak tekintett keret.

A dolgozat felépítése a következő: miután az első részben bemutatjuk a modellezési alapelveket, illetve az adatokat a második fejezetben részletesen leírjuk a modell struktúráját, illetve a becsült összefüggéseket. Ezt követően érzékenység-vizsgálatokat végzünk a különböző exogén változókra adott impulzus-válasz függvények segítségével, majd megvizsgáljuk a modell előrejelzési tulajdonságait, összevetve a hasonló időszakon becsült ARIMA, valamint VAR modellek előrejelzési hibáival.

Modellezési alapelvek

A modellünk nem követi közvetlenül a mikrostruktúrát, ezért az összefüggések specifikációja során jelentős mozgásterünk nyílt. Nem az volt ugyanis a célunk, hogy egy konkrét modellspecifikációt teszteljünk a magyar adatokon, ezért aztán akár több közgazdasági iskola összefüggéseit is ötvözhettük attól függően, hogy mennyire tűnik konzisztensnek a hazai adatokkal. A konkrét specifikációk így egyfajta iteratív eljárással készültek: az elméleti összefüggést sokszor kiegészítettük, illetve átalakítottuk annak érdekében, hogy a modell magyarózereje megfelelő legyen, ugyanakkor törekedtünk arra is, hogy az egyes paraméterek továbbra is könnyen értelmezhetőek, a korábbi empirikus vizsgálatokkal összevethetőek legyenek. A mozgástér behatárolásához,

² Az egyenletrendszer alapja Svensson [2000], [1998] modellje, mely a hazai szakirodalomban igen gyakran alkalmazott összefüggés (Benczúr és szerzőtársai [2002], Várpalotai [2006], Balatoni [2010], Mellár [2008]).

szűkítéséhez egy olyan axiómarendszert állítottunk fel, ami az egyes endogén változók viselkedési egyenletének a becslése során segít kiválasztani a megfelelő magyarázóváltozókat. Ezek az axiómák a modell elméleti háttérének tekinthetők.

- A1) A gazdaság hosszú távú fejlődését a rendelkezésre álló termelési tényezők, illetve a termelési technológia határozza meg, azonban rövidtávon a különböző sűrűlódások, merevségek miatt Keynes-i jellegzetességekkel bír. Az aktuális kibocsátást a kereslet (a GDP felhasználási oldala) határozza meg, amihez a kínálati oldal a kapacitáskihasználás változtatásával reagál.
- A2) Az árak és a bérek dinamikáját egy-egy Phillips-görbe összefüggés határozza meg, melyek hosszú távon függőlegesek, rövid távon azonban (a kibocsátási és a foglalkoztatási rés függvényében) pozitív meredekségűek.
- A3) Az elméleti modellek legtöbbször racionális várakozásokat tételeznek fel. Ezzel szemben Sims [1982] szerint a gazdasági szereplők várakozásai a múlt tényein alapulnak és osztott késleltetésű modellekkel lehet azokat leginkább megragadni. A racionális várakozások szigorú feltevésének az „oldása” jelenleg is a közgazdasági kutatások középpontjában áll (Karádi [2009], Világi [2009]). Mindezen megfontolások alapján visszatekintő várakozásokat alkalmazunk, amiket az autoregresszív tagokkal építünk be a modellbe. Az inflációs várakozások a múltbeli adatokon, illetve a jegybanki inflációs célszinten alapulnak.
- A4) Magyarország kis, nyitott gazdaság, így a külső tényezők, valamint az árversenyképességünket megragadó reálárfolyam rövidtávon érdemi hatást fejtenek ki a hazai folyamatokra.
- A5) A monetáris politika exogén inflációs célt követ, melynek eléréséhez a legfőbb eszköze a jegybanki alapkamat.
- A6) A fiskális politika rekurzív módon kapcsolódik a modell többi blokkjához, a költségvetési bevételeket az effektív adókulcsok és az adóalapok határozzák meg, míg a kiadások nagysága exogén.

Adatok, transzformáció

A modell adatbázisa negyedéves frekvenciájú, szezonálisan kiigazított adatokból áll össze. Ez alól egyedül az árindexek képeznek kivételt (fogyasztói, mezőgazdasági termelői, olajár), melyeknél az év/év indexeket modellezzük. Az

adatok forrása a KSH, valamint a Magyar Nemzeti Bank. Valamennyi nominális változót 2000-es árszintre defláltunk.

Mivel a modell alapvetően rövid távú gazdasági folyamatokat, a ciklikus mozgásokat próbálja megragadni, ezért az egységgyököt tartalmazó változókat trendszűrjük, és a becslések során a ciklikus komponensek közötti összefüggéseket próbáljuk meg meghatározni. A trendértékeket, melyekkel az ECM modelleknél alkalmazott hosszú távú összefüggéseket helyettesítjük, legtöbbször a potenciális GDP százalékában rögzítjük, így kínálati sokkok (pl.: beruházások felfutása) visszahatnak a trendelő változók egyensúlyi szintjére is. A trendszűréshez az irodalomban gyakran alkalmazott Hodrick-Prescott (H-P) [1997] filtert használjuk.³ A technika az idősorokat két alapvető részre bontja: növekedési (g_t) és ciklikus komponensre (c_t). Az idősor egyes elemei (a_t) felírhatók az $a_t = g_t + c_t$ alakban. A trendszűréshez meg kell adnunk egy paramétert, ami meghatározza, hogy mennyire simítsa ki a gazdasági idősorokat a módszer. Általánosságban elfogadott, hogy az éves frekvenciájú adatokat 100-as, a negyedéveseket 1600-as simasági paraméterrel szűrjük, azonban a modellünkben 10000-es λ -t használunk. Hodrick és Prescott [1997] a simasági paraméter meghatározásánál a ciklikus és a növekedési komponens szórásának arányából indulnak ki. A paramétert a következő képlet definiálja $\sqrt{\lambda} = \sigma_c / \sigma_g$, ahol a σ_c a trend százalékában kifejezett ciklikus komponens szórása, míg a σ_g a növekedési ráták szórása. A szerzőpáros a $\sigma_c = 5$, és a $\sigma_g = 0,125$ értékből számította ki a standard 1600-as simasági paramétert. Hazánkban azonban joggal feltételezzük, hogy a ciklikus komponens szórása, elsősorban a gazdaságpolitikai irányítás hibái révén (prociklikus fiskális politika, a válság kitörésekor kényszerűen szigorú monetáris kondíciók, prociklikus hitelezési gyakorlat stb.) nagyobb, mint az Egyesült Államokban, miközben a növekedési komponens varianciája nem tér el jelentős mértékben a fejlett országoktól (lévén, hogy elsősorban a demográfiai trendek, technológiai növekedés befolyásolja).

Az adatsorok rövidege miatt az egyenleteket egyesével becsüljük meg a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével, illetve a szimultán változókat tartalmazó egyenleteket az általánosított momentumok módszerével (GMM)⁴ (részletesen lásd Mátyás [1999]). A GMM technika előnye, hogy nem szükséges a teljes adatgeneráló folyamatot egyszerre megbecsülni, így parciális

³ Megjegyezzük, hogy a H-P filter alkalmazása, kevésbé szigorú feltételezés, mint az általában használt dlog specifikáció. Ez utóbbi esetben ugyanis konstans növekedési rátát feltételezünk, ami a H-P trendek alkalmazása esetén nem szükséges.

⁴ Hasonlóan Benkhez és szerzőtársaihoz [2006].

specifikáció esetén is megfelelő eredményt szolgáltat. Instrumentumként a magyarázó változók késleltetett értékei szerepelnek. Valamennyi becslésnél HAC súlymátrixot alkalmaztunk, ami autokorreláció és heteroszkedaszticitás esetén is robusztus eredményeket biztosít (Newey és West [1987]).

A modell struktúrája

A modell alapvetően öt fő blokkból áll. Az első blokk a gazdaság hosszú távú fejlődését leíró kínálati blokk, ami a potenciális kibocsátást határozza meg. A második blokkban a keresleti komponensek trendtől való eltéréseit kapcsoljuk össze egymással, illetve a keresletet meghatározó egyéb változókkal. A harmadik fő rész a munkapiacot írja le, míg a negyedik az infláció alapvető dinamikáját, a nominális rövid lejáratú kamatlábat, valamint az árfolyam alakulását modellezi. Az ötödik, rekurzív blokk a költségvetési politika főbb jellemzőit számszerűsíti. A modell struktúráját, illetve az egyenleteit az A), míg az alapadatokat, azok forrását és mértékegységét a B) függelék tartalmazza.

Kínálati blokk

Az A1) feltételnek megfelelően a gazdasági kibocsátást a mindenkori kereslet határozza meg, azonban ez nem térhet el tartósan a termelési tényezők normál kapacitáskihasználtsága mellett előállítható potenciális outputtól. A kínálati blokkban az utóbbi változót modellezzük. Nehezíti a dolgunkat, hogy a potenciális kibocsátás nem-megfigyelt változó, vagyis a szintjének meghatározásához valamilyen közelítő eljárást kell alkalmaznunk. Modellünkben D'Auria és szerzőtársaihoz [2010] hasonlóan a termelési függvény megközelítést használjuk. A legbizonytalanabb tényező a becslések során a termelési tényezők normál kihasználtsági szintjének meghatározása. A munkafelhasználás és a TFP idősoraiból ki kell szűrünk a kereslet által indukált prociklikus hullámmozgást, és meg kell határozunk a foglalkoztatottság és a kapacitáskihasználtság egyensúlyi szintjét. Az így kapott egyensúlyi értékek ezt követően már közvetlenül felhasználhatók a termelési függvényben a potenciális GDP szintjének becsléséhez.

A kínálati blokkban termelési függvény Cobb-Douglass (C-D) típusú, vagyis a helyettesítési rugalmasság éppen egységnyi. Bár a feltevés meglehetősen szigorúnak tűnik, az empirikus becslések nem vetik el a C-D specifikáció létjogosultságát, és továbbra is ez tekinthető általánosnak.⁵ A tőke parciális

⁵ Meg kell azonban jegyeznünk, hogy Benk és szerzőtársai [2006] mikroadatokra hivatkozva a CES függvényformát tekinti jobb közelítésnek.

termelési rugalmasságát Bíró és szerzőtársaihoz [2007] hasonlóan 0,4-re kalibráltuk. A paraméterértéket a makro-jövedelmi arányok (bérhányad) is alátámasztják.

A rendelkezésre álló tőke mennyiségét igen nagy bizonytalanság övezi, számbavételére számos módszert alkalmaznak a kutatók, illetve a döntéshozók. A modellben a KSH által publikált év végi, nettó, folyó áron számított tőkeállomány a kiinduló adatunk. A nominális értékeket először a bruttó állóeszköz-felhalmozás deflátorával 2000-es árszintre hoztuk, majd beruházási értékek segítségével negyedévesítettük. A két adatsor közötti kiegyenlítést az amortizációs ráta kalibrálása segítségével értük el,⁶ így miközben teljesül a nemzeti számlák felhasználási oldalának konzisztenciája, a KSH által publikált nettó év végi tőkeállomány statisztika is beépül az adatbázisunkba. A tőke növekedését az alábbi differenciaegyenlet írja le:⁷

$$K_{t+1} \equiv K_t + I_t - \delta K_t, \quad (1)$$

ahol K a reál-tőkeállomány t -edik időszak elején számított szintje, az I_t a t -edik időszak beruházási volumene, illetve a δ az amortizációs ráta. Ezt követően a rendelkezésre álló GDP (Y), foglalkoztatottsági (F), illetve tőkeadatok (K) segítségével meg tudjuk határozni a TFP szintjét (2).

$$TFP_t \equiv \frac{Y_t}{K_t^\alpha \times (F_t)^{1-\alpha}}. \quad (2)$$

A potenciális kibocsátás kiszámításához a TFP és a foglalkoztatottsági szint egyensúlyi szintjét kell meghatározni. Ehhez szintén H-P szűrőt használunk 10000-es lambda paraméterrel.⁸ Miután valamennyi termelési tényezőt számszerűsítettünk meg tudjuk határozni a potenciális kibocsátás szintjét minden negyedévben az (3)-es összefüggés segítségével.

$$Y_t^{pot} \equiv TFP_t^{trend} K_t^{0,4} + (F_t^{trend})^{(1-0,4)}. \quad (3)$$

⁶ A KSH által publikált reáltőke-állomány és az általunk becsült adat közötti eltérésnégyzet-összeget minimalizáljuk az amortizációs ráta segítségével. A számítások elvégzéséért köszönettel tartozunk Virovác Péternek.

⁷ Az alsó indexben szereplő t minden esetben a negyedévre utal, a felső indexben szereplő trend, az adott változó H-P trendjét, míg a gap felső index a trendtől vett százalékos (a reálkamatláb esetén százalékpontos) eltérést jelöli.

⁸ A TFP trendszűrésünél felhasználjuk az Európai Unió Business Survey kapacitáskihasználtsági mutatóját is, hogy ezáltal csökkentsük a trendszűrő technika úgynevezett végponti gyengeségét.

Ezt követően számszerűsíthetjük a tőke kapacitás-kihasználtsági szintjét ($util$), ami a TFP trendtől vett százalékos eltérése, míg a foglalkoztatottság trendtől vett százalékos eltérését az F^{gap} változó számszerűsíti.

Keresleti blokk

Az aggregált keresletet hét részre bontjuk: háztartások fogyasztási kiadása (C), természetbeni juttatás (TJ), közösségi fogyasztás (G), beruházás (I), készletek változása, illetve hiba⁹ (ST), valamint export (EX) és import (IM), aminek különbsége a nettó exporttal egyenlő. A negyedéves reálkibocsátás (Y) így A1) axióma szerint előáll a keresleti tényezők összegeként:

$$Y_t \equiv C_t + TJ_t + G_t + I_t + ST_t + (EX_t - IM_t). \quad (4)$$

A beruházásokat tovább bontjuk magán és közösségi beruházásra ($I_t = Ip_t + Ik_t$), ahol a p a magán, míg a k a közösségi beruházásokra utal. A bruttó hazai terméken belül számszerűsítünk egy mag-GDP mutatót (Ym), amely nem tartalmazza a természetbeni juttatásokat, a közösségi fogyasztást, illetve a közösségi beruházást.¹⁰ Az egyes felhasználási tételeket trend és ciklikus komponensekre bontjuk. Mivel az A1) feltétel következtében a felhasználási tételek összege trendszerűen nem térhet el a potenciális kibocsátástól, ezért a készlet (ST) trendjét a potenciális kibocsátás és a többi felhasználási trend különbségeként határozzuk meg. A kormányzati beruházás trendjét szintén reziduummként határozzuk meg, az alábbi képlet segítségével: $Ik_t^{trend} \equiv I_t^{trend} - Ip_t^{trend}$. Az egyes felhasználási tételek trendjének potenciális kibocsátáshoz viszonyított arányát ezt követően rögzítjük. Mivel a modellt maximum két éves időhorizontra használjuk, feltételezhetjük, hogy a trendek potenciális GDP-n belüli aránya viszonylag stabil ezen az időtávon.

A trendszűrt adatokból felhasználási réseket képzünk. A belső felhasználás főbb tételei közül a természetbeni juttatás, a készletváltozás, a közösségi fogyasztás, valamint a kormányzati beruházások gapje exogén a modellben. A többi, endogén felhasználási rés alakulását sztochasztikus egyenletek határozzák meg. Mielőtt rátérnénk az általunk becsült egyenletekre vegyük alaposan szemügyre, hogy egy hasonló modell keretein belül Várpalotai [2003] milyen változókkal

⁹ Mivel a KSH 2000-es éves átlagáros GDP tételeire nem áll fenn az additív konzisztencia (Anwar és Szökéné Boros [2008], Cserháti és szerzőtársai [2008]) ezért a láncindexálás módszere révén felmerülő hibát is a készletekhez adtuk hozzá.

¹⁰ A GDP ilyen felosztása megegyezik az ECOSTAT által alkalmazott piaci, nem-piaci GDP bontással. http://www.ecostat.hu/download/gdp/GDP_piaci_uj_0108.pdf

magyarázta a legfontosabb felhasználási tételeket. A hivatkozott modellben az importon kívül valamennyi felhasználási egyenlet tartalmaz egy autoregresszív tagot. Ezen felül a fogyasztás a kibocsátási réstől, a beruházás az exportpartnereink súlyozott kibocsátási részétől, valamint a reálárfolyam trendtől való eltérésétől függ, csakúgy, mint az export. Az importfüggvényben magyarázóváltozóként valamennyi felhasználási tétel, illetve a reálárfolyam szerepel.

A modellünkben a háztartások fogyasztási kiadása a bruttó reálbér-tömeg ($rbt - (14)$), a reálkamatláb ($rk - (26)$), valamint a forint reáleffektív árfolyamának gap értékétől ($neer - (23)$) függ (5).¹¹ A bruttó bértömeg egyensúlyi pályától való egy százalékpontos elmozdulás hosszútávon a fogyasztási rést 0,75 százalékkal emeli meg, vagyis ennyi a tranziens reáljövedelem fogyasztási átlaghajlandósága, ami mivel az egész egyenlet lineáris megegyezik a határhajlandósággal is. Az árfolyamra vonatkozó várakozások és a valós árfolyam közötti százalékos eltérés (ezt reprezentálja a nominális árfolyam gap) érdemben befolyásolja a fogyasztást. Az összefüggést a háztartások jelentős devizában denominált adóságával magyarázhatjuk: a leértékelődés csökkenti a rendelkezésre álló jövedelmet, ezen kívül vagyonszűkítést is eredményez a szektorban, köszönhetően a nettó pénzügyi pozíció romlásának. Bár a reálkamatláb és a fogyasztást összekötő paraméter nem szignifikáns továbbra is szerepeltetjük a változót a függvényben. Hosszútávon a reálkamatláb egy százalékpontos emelkedése a fogyasztási gapet 0,23 százalékkal csökkenti.

$$C_t^{gap} = (1 - 0,6899) * (0,7549 * rbt_t^{gap} - 0,3328 * neer_t^{gap} - 0,2313 * rk_t^{gap}) + 0,6899 * C_{t-1}^{gap} . \quad (5)$$

(5,3272)
(2,9383)
(-2,9564)
(-0,7078)
(5,3272)

Becslési módszer: GMM

Instrumentumok: $rbt_{t-1}^{gap}, rbt_{t-2}^{gap}, rbt_{t-3}^{gap}, rbt_{t-4}^{gap}, neer_{t-1}^{gap}, neer_{t-2}^{gap}, neer_{t-3}^{gap}, neer_{t-4}^{gap}, rk_{t-1}^{gap}, rk_{t-2}^{gap}, rk_{t-3}^{gap}, rk_{t-4}^{gap}$

Korrigált $R^2 = 0.9486$

P-érték J-statisztika = 0,3357

A magánberuházás ciklikus viselkedését alapvetően két tényező határozza meg (6). Az egyik a TFP ciklikus komponense, ami nem más, mint a kapacitáskihasználtsági mutató ($util$). Amennyiben kapacitások kihasználtsága meghaladja a normál rátát a vállalatok a beruházási aktivitásuk emelése révén bővítik a kapacitásokat (akcelerátor-hatás). A beruházásokat meghatározó másik strukturális paraméter a hosszúlejáratú reálkamat ($rkh - (27)$), trendszűrt értéke. Bár a becsült koefficiens nem szignifikáns Kátay és Wolf [2006] mikroadatok

¹¹ A paraméterek alatt zárójelben a t-statisztikák találhatóak.

segítségével szignifikáns hatást mutatott ki a tőkeköltség és a beruházási aktivitás között, így elvetették az egyszerű akcelerátor modellek relevanciáját a magyar gazdaságban. Az aggregált beruházási volumen ugyanakkor rendkívül volatilis, ráadásul az egyes nagyberuházások érdemben torzítják a statisztikákat. Ezért úgy gondoljuk, hogy bár a t-statisztika alapján a koefficiens nem szignifikáns, mégsem vesszük ki az egyenletből az indikátort. Meglepő ugyanakkor, a viszonylag magas autoregresszív paraméter, ami nem különbözik szignifikánsan a fogyasztás simasági koefficiensétől. A beruházási sokkok ezért meglehetősen perzisztensek a magyar gazdaságban, ami meglepő a nemzetközi stilizált tények ismeretében.

$$Ip_t^{gap} = (1 - 0,6534) * (0,3880 * util_t - 0,6910 * rkh_t^{gap}) + 0,6534 * Ip_{t-1}^{gap} . \quad (6)$$

(3,5252) (2,0104) (-1,1970) (3,5252)

Becslési módszer: GMM

Instrumentumok: $util_{t-1}$, $util_{t-2}$, rkh_{t-1}^{gap} , rkh_{t-2}^{gap}

Korrigált $R^2 = 0,6737$

P-érték J-statisztika 0,7237

Az A4) feltételnek megfelelően a jelentős súlyt képviselő exportot a kereskedelmi exportpartnerek súlyozott importjának és a fogyasztói ár alapú reálárfolyam ($reer$ - (19)) ciklikus komponensének a függvénye (7). A becslés alapján mindkét magyarázóváltozó koefficiense szignifikáns és az előjele az elmélettel összhangban áll.

$$EX_t^{gap} = (1 - 0,5244) * (3,5534 * kk_t^{gap} + 0,4213 * reer_{t-1}^{gap}) + 0,5244 * EX_{t-1}^{gap} . \quad (7)$$

(5,4437) (4,3788) (2,2555) (5,4437)

Becslési módszer: KLM

Korrigált $R^2 = 0,8137$

Az importfüggvény a belső felhasználási rést (Yb^{gap} – (11)), az export gapjét, valamint a reálárfolyam trendszűrt értékét tartalmazza. A becslt egyenlet jól tükrözi, hogy a hazai exportáló vállalatok importigénye jelentős, mivel a kivitel megugrása jelentős behozatal emelkedését vonja maga után, így a külső többletkereslet tovaryűrűző hatása igen gyenge Magyarországon. A reálárfolyam leértékelődése rontja a külföldi termékek magyarországi árversenyképességét, így az import visszaesik.

$$IM_t^{gap} = 0,3916 * Yb_t^{gap} + 0,8890 * EX_t^{gap} - 0,0966 * reer_t^{gap} \quad (8)$$

(8,7573) (23,9778) (-2,1270)

Becslési módszer: GMM

Instrumentumok: Yb_{t-1}^{gap} , Yb_{t-2}^{gap} , Yb_{t-3}^{gap} , EX_{t-1}^{gap} , EX_{t-2}^{gap} , EX_{t-3}^{gap} , $reer_{t-1}^{gap}$, $reer_{t-2}^{gap}$, $reer_{t-3}^{gap}$

Korrigált $R^2 = 0.9396$

P-érték J-statisztika = 0,5121

Miután valamennyi endogén keresleti gap alakulását leíró egyenletet meghatároztuk, az exogén trendek segítségével visszaszámítjuk az egyes felhasználási tételek szintjét és így meg tudjuk határozni a reál GDP alakulását. Az aktuális outputot ezután össze tudjuk vetni a potenciális kibocsátással, ezáltal meghatározható a kibocsátási rés (Y_t^{gap}).

$$Y_t^{\text{gap}} \equiv \frac{Y_t}{Y_t^{\text{pot}}} * 100 - 100. \quad (9)$$

A kibocsátási résen kívül meghatározzuk a mag-, vagy piaci GDP rést ($Ym - (10)$), valamint a belső felhasználási gapet is ($Yb - (11)$)

$$Ym_t^{\text{gap}} \equiv \frac{Ym_t}{Y_t^{\text{pot}} - G_t^{\text{trend}} - TJ_t^{\text{trend}} - I_t^{k-\text{trend}}} * 100 - 100. \quad (10)$$

$$Yb_t^{\text{gap}} \equiv \frac{C_t + G_t + TJ_t + I_t + ST_t}{C_t^{\text{trend}} + G_t^{\text{trend}} + TJ_t^{\text{trend}} + I_t^{\text{trend}} + ST_t^{\text{trend}}} * 100 - 100 \quad (11)$$

Munkapiaci blokk

A munkaerőpiac modellezésénél külön kezeljük a magán és az állami szférát. A privát foglalkoztatottak (Fp), illetve a privát reálbérek (bpr) a modell endogén változói, míg az állami alkalmazottak száma (Fk), és a közösségi szférában foglalkoztatottak reálbérei (bkr) exogének. Erre a megbontásra azért van szükség, mert a hazai költségvetési tényezők jelentősen eltéríthetik a piaci folyamatok által determinált pályától a munkaerőpiacot, ezért a közgazdaságilag értelmezhető eredményeket meglehetősen nehéz kimutatni az aggregált adatokon.

A foglalkoztatottak számának a trendszűrését már a potenciális kibocsátást meghatározó részben elvégeztük. Ezen felül azonban trendszűrjük a magán foglalkoztatottak létszámát (Fp) is. Az A1) feltevés szerint a kínálat rövidtávon a kapacitáskihasználtság növelésével reagál a kereslet felfutására, így a (12) egyenletbe a belső, és az exportkeresletet szerepel. Megjelenik továbbá a privát reálbérek egyensúlyi szintjétől vett százalékos eltérése is. Az egyenlet alapján elmondható, hogy a belső kibocsátási rés sokkal jelentősebb foglalkoztatás-növekedést von maga után, mint az export ciklikus felfutása. Ez utóbbi koefficiense nem is szignifikáns, azonban úgy véljük, hogy ha kismértékben is,

de a kivitel emelkedése hozzájárul a foglalkoztatás bővüléséhez. A bruttó bérek egyensúlyi szintjétől vett eltérése negatív előjellel szerepel, azaz a magas reálbér hatására egyes, alacsony termelékenységű munkavállalók kiárazódnak a munkaerőpiacról, és ez a privát foglalkoztatás csökkenését vonja mag után. A magas autokorrelációs együttható (0,74) a foglalkoztatotti létszám lassú alkalmazkodását igazolja, azaz a kibocsátási ciklust elnyújtva és jelentős késéssel követi csak a foglalkoztatás felfutása.

$$Fp_t^{gap} = (1 - 0,7488) * (0,2512 * Yb_t^{gap} + 0,0818 * EX_t^{gap} - 0,2640 * bpr_t^{gap}) + 0,7488 * Fp_{t-1}^{gap} \quad (12)$$

(9,8345) (2,1640) (1,0994) (-1,3537) (9,8345)

Becslési módszer: GMM

Instrumentumok: Yb_{t-1}^{gap} , Yb_{t-2}^{gap} , Yb_{t-3}^{gap} , EX_{t-1}^{gap} , EX_{t-2}^{gap} , EX_{t-3}^{gap} , bpr_{t-1}^{gap} , bpr_{t-2}^{gap} , bpr_{t-3}^{gap}

Korrigált $R^2 = 0,7836$

P-érték J-statisztika = 0,6931

A privát reálbérek dinamikájának meghatározásához szükség van egy egyensúlyi reálbér-szintre (*ber*). Ezt az egyensúlyi szintet a privát reálbér H-P filterezésével közelítjük. Azzal a feltételezéssel élünk, hogy a közösségi szféra reálbérei tartósan eltérhetnek az reálbérek egyensúlyi szintjétől, így ennek a torzításnak a kiszűrése miatt számítottuk az egyensúlyi szintet a privát reálbérből. Ezt követően definiálunk egy privát, illetve a aggregált reálbér gapet (bpr^{gap} , bar^{gap}), ami az aktuális reálbéreket az egyensúlyi szinttől vett százalékos eltérést méri. A bruttó átlagbér ciklikus viselkedését a fogyasztási függvényben is felhasználjuk, azonban az A2) feltevésben szereplő bér Phillips-görbét nem specifikálhatjuk a gap értékre, mivel az összefüggés a bérek – jelen esetben reálbérek – dinamikáját határozza meg. Ebből a megfontolásból a rés változását, vagyis a bruttó reálbér gap differenciáját modellezzük, azaz azt, hogy távolodik, vagy közeledik-e a privát reálbér az egyensúlyi szintjéhez. Ez azonban a gap nem-stacioner viselkedését vonná maga után, így egy hiba-korrekciós tagot is beépítünk az egyenletbe: a bruttó privát reálbér gap késleltetett értékei csökkentik a bérdinamikát, ezzel garantálva a bruttó privát reálbérek egyensúlyi értékükhöz való konvergenciáját.

$$d(bpr_t^{gap}) = (1 - 0,3404) * (0,3791 * F_t^{gap} - 0,5430 * cpi_t^{gap} - 0,0805 * bpr_{t-1}^{gap}) \quad (13)$$

(2,0559) (4,4845) (-3,6076) (-1,9816)

$$+ 0,3404 * d(bpr_{t-1}^{gap})$$

(2,0559)

Becslési módszer: GMM

Instrumentumok: F_{t-1}^{gap} , F_{t-2}^{gap} , F_{t-3}^{gap} , F_{t-4}^{gap} , bpr_{t-1}^{gap} , bpr_{t-2}^{gap} , cpi_{t-1}^{gap} , cpi_{t-2}^{gap} , cpi_{t-3}^{gap} , cpi_{t-4}^{gap} ,

Korrigált $R^2 = 0,5865$

P-érték J-statisztika = 0,1898

Emellett magyarázóváltozóként a munkapiaci feszességet leíró foglalkoztatott gap, illetve a meglepetés-infláció (cpi_t^{gap}) is megtalálható. Mindkét változó koefficiense szignifikáns és az előjele is megfelelő: a foglalkoztatottság ciklikus emelkedése feszesebb munkaerőpiacot eredményez, vagyis jobb alkupozíciót biztosít a munkavállalóknak a bértárgyalások során. Ez a reálbérek dinamikájának emelkedését vonja maga után. Az inflációs meglepetés ezzel szemben csökkenti a reálbéreket.

Mivel a foglalkoztatottak számára, illetve a bruttó reálbérek színvonalára rendelkezünk egyensúlyi, vagy trendértékekkel ezért meg tudjuk határozni a bruttó bértömeg (rbt) trendértékét is. Ezt az egyensúlyi szintet a potenciális kibocsátás százalékában rögzítjük (egyensúlyi bérhányad) így exogén foglalkoztatottsági trendek mellett összekapcsoljuk a reálbérek egyensúlyi szintjét a termelékenységgel. A bruttó bértömeg egyensúlyi szintjétől vett százalékos eltérést a (14) képlet definiálja, ami fontos szerepet játszik a fogyasztás ciklikus viselkedésében.

$$rbt_t^{gap} \equiv \frac{Fk_t * bkr_t + Fp_t * bpr_t}{F * ber_t} * 100 - 100. \quad (14)$$

Ár-árfolyam-kamat blokk

A fogyasztói árindex (cpi) kosarát négy fő csoportra osztjuk: a kosár 70 százalékát kitevő maginflációra (mag) az 5,8 százalékos súlyt képviselő feldolgozatlan, vagy nyers élelmiszerekre ($nyers$), a 7,6 százalékos súlyt kitevő üzemanyagokra és szabadpiaci energiára ($uzema$), és a 16,6 százalékos súlyt képviselő szabályozott árakra ($szab$), amelyek exogének a modellünkben.¹²

Első lépésként a maginfláción kívüli tételeket leíró egyenleteket mutatjuk be. A nyers élelmiszerár-index saját késleltetettjén kívül a mezőgazdasági termelői árindextől $mgtr_t^{rat}$, illetve a forint nomináleffektív árfolyamindexének a trendtől való százalékos eltérésétől ($neer - (23)$) függ.

$$nyers_t^{rat} = (1 - 0,6311) * (0,8706 * mgtr_t^{rat} + 1,1748 * neer_t^{gap}) + 0,6311 * nyers_{t-1}^{rat}. \quad (15)$$

(5,5792) (2,7138) (2,4773) (5,5792)

Becslési módszer: GMM

Instrumentumok: $mgtr_{t-1}^{rat}$, $mgtr_{t-2}^{rat}$, $mgtr_{t-3}^{rat}$, $neer_{t-1}^{gap}$, $neer_{t-2}^{gap}$, $neer_{t-3}^{gap}$,

Korrigált $R^2 = 0,7462$

¹² A sztochasztikus egyenletekben az árak év/év növekedési rátái szerepelnek, amiket a rat felső indexszel jelölünk.

P-érték J-statisztika = 0.2526

Az energiaárak ($uzema^{rat}$) egyenletében a világpiaci olajár éves növekedési rátája (O^{rat}),¹³ illetve az árfolyam-rés szerepel.

$$uzema_t^{rat} = (1 - 0,7200) * (0,3833 * O_t^{rat} + 0,7306 * neer_{t-1}^{gap}) + 0,7200 * uzema_{t-1}^{rat} . \quad (16)$$

(8,9953) (4,8512) (1,5370) (8,9953)

Becslési módszer: KLNLM

Korrigált $R^2 = 0,8530$

A maginfláció (mag) modellezésénél rendkívül fontos a várakozások kezelése. A modell jelenlegi verziójában visszatekintő várakozásokat alkalmazunk. Az A3) feltevésnek megfelelően a gazdasági szereplők két csoportját különíthetjük el: az első csoport az inflációs cél alapján, míg a második csoport egyszerű indexálással határozza meg a következő időszakra vonatkozó inflációs várakozásait. A várakozások kialakítását a (17) összefüggés írja le,¹⁴ ahol a $cél$ a jegybanki inflációs cél¹⁵, az E a várakozás operátort jelöli a $0 \leq \mu \leq 1$ konstans pedig a gazdasági szereplők arányát reprezentálja. A μ paraméter a jegybank hitelességét méri, azaz minél magasabb, a jegybanki célok annál jobban orientálják a gazdasági aktorokat, azaz az inflációs cél betölti a nominális horgony funkcióját.

$$E_t mag_{t+1}^{rat} \equiv \mu * cél_t + (1 - \mu) * mag_t^{rat} . \quad (17)$$

Hogy meghatározzuk a μ -t meg kell becsülnünk az A2) feltételben leírt Phillips-görbét (18). Az összefüggésben keresleti (kibocsátási rés), kínálati (nyers élelmiszerek, üzemanyagok árindexe, a magánszféra bruttó nominálbér emelkedés rátája) tényezők mellett az árfolyam várt és tényleges szintjének százalékos eltérése, valamint az exogén áfa változás hatása is megjelenik (18).

$$d(mag_t^{rat}) = 0,1238 * (cél_t - mag_{t-1}^{rat}) + 0,0694 * Y_t^{gap} + 0,6622 * d(áfa_t^{rat}) +$$

(2,9642) (2,8388) (8,0266)

$$+ 0,0381 * d(nyers_{t-2}^{rat}) + 0,0294 * d(uzema_t^{rat}) + 0,3967 * d(bp_t^{rat}) + 0,0364 * neer_t^{gap} \quad (18)$$

(3,6870) (2,0998) (2,7409) (1,6476)

¹³ Az O a brennt olaj USD-ben kifejezett negyedéves átlagárát jelöli.

¹⁴ Hasonló módon formalizálja a várakozásokat Koppány [2007] is.

¹⁵ Mivel az összefüggést egészen 1996-tól szeretnénk megbecsülni, ezért a csúszó leértékelés (1995-2001) időszakára is konstruálunk egy inflációs célt. Ebben az időszakban a nominális horgonyt az árfolyam, illetve annak leértékelődése jelentette, így azzal a feltevéssel éltünk, hogy az időszak inflációs célja egyenlő a külkereskedelmi partnereink átlagos inflációjával (2 százalék) és a leértékelési ráta összegével. Az inflációs célt, importált inflációs célként lehet interpretálni.

Becslési módszer: GMM

Instrumentumok: Y_{t-1}^{gap} , Y_{t-2}^{gap} , Y_{t-3}^{gap} , $d(\acute{a}fa_{t-1}^{rat})$, $d(nyers_{t-2}^{rat})$, $d(nyers_{t-3}^{rat})$,
 $d(uzema_{t-1}^{rat})$, $d(uzema_{t-2}^{rat})$, $d(bp_{t-1}^{rat})$, $d(bp_{t-2}^{rat})$, $neer_{t-1}^{gap}$, $neer_{t-2}^{gap}$

Korrigált $R^2 = 0,6801$

P-érték J-statisztika = 0.6188

A becslés alapján a μ paraméter értéke 0,12, ami igen alacsonynak mondható, ezáltal jól tükrözi a hazai inflációs célkövetés alacsony hitelességét. Az inflációs várakozásokat ezt követően minden időszakra kiszámítjuk a (17) alapján, mivel az egyensúlyi, vagy várt nominális árfolyam meghatározásánál (20) fontos szerepet fog játszani. A várakozások mellett a másik fontos strukturális változó a kibocsátási rés és a maginfláció közötti kapcsolatot leíró paraméter, vagyis a Phillips görbe meredeksége, ami a becslésünk szerint szignifikáns, értéke pedig 0,07. A korábbi empirikus vizsgálatokban a koefficiens 0,06 és 0,2 közötti intervallumban helyezkedett el (Ball [1997], Batini–Haldane [1999], Batini–Nelson [2001], Svensson [2000], Balatoni [2010]). Várpalotai [2006] egy lényegesen hosszabb időhorizonton csak a non-tradeable szektorra, 0,03-os paramétert becsült. Az általunk becsült paraméter a szakirodalomban fellelhető korábbi becslések alsó sávjába esik, azonban a viszonylag alacsony koefficiens a H-P szűrőnél használt magasabb lambda paraméterrel is magyarázható. A kínálati tényezők koefficiensei szintén szignifikánsak, és az előjelük megfelel az előzetes várakozásoknak.

Az A4) feltevésnek megfelelően reáleffektív árfolyam fontos szerepet játszik a hazai folyamatokban: változó érdemben befolyásolja az export, az import volumenét. A modellben a fogyasztói ár alapú reálárfolyam (*reer*) szerepel (19):

$$reer_t \equiv neer_t \frac{cpik_t}{cpi_t}, \quad (19)$$

ahol a *cpik* a külső árszínvonal. A reáleffektív árfolyam Magyarországon jelentősen felértékelődött az elmúlt 15 év folyamán, ami elsősorban a hazai gazdaság felzárkózó jellegéből adódik (Kovács [2001], Égert és szerzőtársai [2006]). Ezt a hosszú távú tendenciát H-P filterrel szűrjük ki, és a modellbe a reálárfolyam trendtől való százalékos eltérése kerül be ($reer^{gap}$). A modell stabilitásának feltétele, hogy a reálárfolyamra ható sokkok ideiglenesek legyenek és a gap idővel bezáródjon. Amennyiben a nominális árfolyam exogén, akkor ez a feltétel nem teljesül, mivel az inflációban megjelenő ideiglenes impulzus az árszintet tartósan más pályára állítja. A reálárfolyam egyensúlyi

pályája tehát adott, azonban az, hogy az inflációs, vagy a nominális árfolyam csatornáján keresztül valósul-e meg, endogén a modellben.¹⁶

Az inflációs folyamatok gravitációs középpontját a várakozások alkotják. Az inflációs várakozások számszerűsítéséből meg tudjuk határozni a nominális árfolyam egyensúlyi szintjét, ami megegyezik az árfolyamra irányuló várakozásokkal (20).

$$E_{t-1}neer_t \equiv neer_t^{trend} \equiv reer_t^{trend} \frac{E_t cpi_k_t}{E_t cpi_t}. \quad (20)$$

A külföldi árszínvonal várt értékét a $E_{t-1}cpi_k_t = cpi_{t-4} * E_{t-1}cpi_k_t^{rat}$ definiálja, ahol az egyszerűség kedvéért a $E_{t-1}cpi_k_t^{rat} = 1,02$, azaz a külső inflációs várakozások két százalékon állnak és exogének a modellben. A hazai egyensúlyi árszintre vonatkozó várakozásokat ezzel szemben a (21) egyenlet írja le, vagyis azt feltételezzük, hogy a fogyasztói árindex év/év változására vonatkozó várakozások hasonló módon képződnek, mint ahogy a maginfláció esetén megbecsültük.

$$E_{t-1}cpi_t \equiv cpi_{t-4} * E_{t-1}cpi_t^{rat} \equiv cpi_{t-4} * (0,1238 * cél_t + (1 - 0,1238) * cpi_{t-1}^{rat}) \quad (21)$$

A nominális árfolyam trendjétől, illetve várt szintjétől való százalékos eltérését, azaz a nominál árfolyam gapet a (22) egyenlet írja le.

$$neer_t^{gap} \equiv \frac{neer_t}{neer_t^{trend}} * 100 - 100 \quad (22)$$

A nominális árfolyam gap endogén változó a modellünkben, alakulását a rövid lejáratú nominális kamatlábbal magyarázzuk. Bár a fedezetlen kamatparitásnak az arbitrázsmentesség fennállása esetén teljesülnie kell, a gyakorlatban azt látjuk, hogy a nominális kamatok emelkedése inkább erősíti az árfolyamot, mintsem gyengíti. Benczúr és szerzőtársai [2000] az inflációs célkövetés bevezetése előtt még feltételezték, hogy a magas kamatkülönbözet csak ideiglenesen erősíti az árfolyamot, majd a kamatparitásnak megfelelően leértékelődés következik be, azonban egy későbbi munkában Várpalotai [2003] felismerte, hogy az árfolyam nem a kamatparitásnak megfelelően alakul így exogenizálta a nominális változót. A nominális árfolyam viselkedésére Benczúr [2002] próbált magyarázatot találni, de a legvalószínűbb, hogy az arbitrázsmentesség feltétel sérül, mivel a kamatlábkülönbözetre épülő carry trade ügyletek a növekvő kamatlábak mellett erősítik a hazai devizát (Kisgergely

¹⁶ A nominális árfolyamra vonatkozó számítások becslések csak az inflációs célkövetés időhorizontjára (2001 Q1-től 2010 Q2-ig tartó időszakra) vonatkoznak.

[2010]). A kamatlábak árfolyamra gyakorolt hatásának számszerűsítéséhez meg kell határoznunk a „semleges” nominális kamatok, ami a rövid lejáratú trendszűrt reálkamat (rk_t^{trend}), illetve az inflációs cél összege. A külső semleges nominális kamatlábat 4 százalékon rögzítettük így a nominális árfolyam-gap alakulását meghatározó sztochasztikus egyenlet a következő alakban írható fel (23), ahol a i a hazai, ik pedig az eurozóna nominális három hónapos kamataát jelöli.

$$neer_t^{gap} = -0,3807 * [(i_t - ik_t) - (cél_t + rk_t^{trend} - 4)] + 0,6265 * neer_{t-1}^{gap} \quad (23)$$

(-1,9658) (4,2955)

Becslési módszer: GMM

Instrumentumok: $(i_{t-1} - ik_{t-1})$, $(i_{t-2} - ik_{t-2})$, $(i_{t-3} - ik_{t-3})$

Korrigált $R^2 = 0,3705$

P-érték J-statisztika = 0.3089

Látható, hogy a nominális kamatkülönbözet megemelkedése az árfolyam erősödését vonja maga után, ráadásul ez a jelentős autokorrelációs együttható miatt időben elnyújtottan megy végbe. A fedezetlen kamatparitás által jósolt azonnali felértékelődés, majd lassú leértékelődés így a számításaink szerint valóban nem áll fenn. Az egyenlet magyarázóereje azonban igen alacsony. A $neer_t^{gap}$ varianciájának mindössze 40 százalékát magyarázza a kamatkülönbözet, a fennmaradó rész a kockázati prémium változásaként értelmezhető. Az egyenlet reziduumaikat így egy új változóként definiáljuk (24).

$$kp_t = neer_t^{gap} - \left\langle -0,2974 * [(i_t - ik_t) - (cél_t + rk_t^{trend} - 4)] + 0,6088 * neer_{t-1}^{gap} \right\rangle \quad (24)$$

Modellünkben a monetáris politika endogén, azaz a többi változó által determinált. Az A5) alapelvnek megfelelően egy Magyarországra adaptált Taylor [1993] szabállyal írjuk le a fő akcióváltozó, vagyis az alapkamat alakulását.¹⁷ A magyarázóváltozók között a változatlan adótartalmú árindex céltől vett százalékpontos eltérése, illetve a kockázati prémium szerepel (25).¹⁸

$$i_t = (1 - 0,6187) * \left[rk_t^{trend} + cél_t + 1,1272 * (cpi_t^{rat} - áfa_t^{rat} - cél) + 0,2586 * kp_t \right] + 0,6187 * i_{t-1} \quad (25)$$

(8,9478) (2,7239) (2,1306)

(8,9478)

Becslési módszer: GMM

¹⁷ Ahogy a legtöbb empirikus munkában itt is a három hónapos benchmark hozamokkal közelítjük az irányadó rátát.

¹⁸ Részletesen Hidi [2006] és Balatoni [2010].

Instrumentumok: cpi_{t-1}^{rat} , cpi_{t-2}^{rat} , cpi_{t-3}^{rat} , kp_{t-1} , kp_{t-2} , kp_{t-3}

Korrigált $R^2 = 0,7244$

P-érték J-statisztika = 0.9082

Az eredmények alapján az infláció egy százalékpontos növekedésére a jegybank 1,1 százalékkal emeli meg az irányadó kamatrátát, azaz teljesül a Taylor elv, vagyis, hogy egy százalékpontos inflációs többletre a jegybanknak több mint egy százalékkal kell emelnie a nominális kamatlábat, a gazdaság stabilizálódásának érdekében.

A reálkamatláb a nominális kamat és a következő időszakra várt infláció különbségével egyenlő

$$rk_t \equiv i_t - E_t cpi_{t+1}^{rat}. \quad (26)$$

A beruházások dinamikájának meghatározásához egy hosszú lejáratú reálkamatláb is számszerűsítünk, ami a rövid lejáratú reálkamatláb egy éves visszatekintő mozgóátlaga.¹⁹

$$rkh_t \equiv \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 rk_{t-i} \quad (27)$$

Az egyenletekbe a rövid és a hosszú távú reálkamatláb trendtől vett százalékpontos eltérése szerepel (rk_t^{gap} , rkh_t^{gap}).

Az államháztartási blokk

Az A6) feltevésnek megfelelően államháztartási bevételek rekurzívan kapcsolódnak a modell többi blokkjához, azaz nincs hatásuk a többi makrováltozóra. Az államháztartás bevételei közül megkülönböztetjük egymástól a munkáltató által fizetett tb befizetéseket, a személyi jövedelemadót, az áfa-t, illetve az egyéb bevételeket. A bevételeket a makrogazdasági változókkal az effektív adóráták kötik össze, ezek kiszámítási módja megegyezik a Horváth és szerzőtársai [2010] által épített DELPHI modellnél alkalmazott eljárással.

Az államháztartás kiadásait felosztjuk dologi, beruházási, bér és egyéb kiadásra. A dologi kiadások a közösségi fogyasztással vannak összekapcsolva, míg a beruházási kiadások a közösségi beruházásokat folyó áron vett értékével

¹⁹ Hasonló módon számszerűsíti Horváth és szerzőtársai [2010] DELPHI modellje a hosszú távú reálkamatokat.

egyenlők. A bérjellegű kiadások felírhatóak az állami foglalkoztatottak, a bruttó közösségi szférában megfigyelhető átlagkeresetek, valamint az effektív munkáltatói effektív tb ráta függvényeként.

Érzékenységvizsgálatok

A modell viselkedését érzékenységvizsgálatok segítségével mutatjuk be. Bíró és szerzőtársai [2007] szerint a kockázatoknak két fő forrása van: az egyik a modell paramétereinek, míg a másik az exogén változók bizonytalansága. A jelenlegi cikkben egyedül az utóbbira koncentrálnak, vagyis az egyes exogén tényezők különböző lefutása esetén vizsgáljuk meg a modell reakcióját a sokkokra, melyek minden esetben lecsengő AR(1) impulzusok. Az exogén változók egy szórásnyi impulzusát szimuláljuk, az autoregresszív paramétert pedig megbecsültük az idősorból. Az endogén változók sokkját úgy tudjuk kiszámítani, hogy a változót meghatározó egyenlet reziduumaikat sokként értelmezzük, majd két külön scenárióban más-más lefutást feltételezünk. Az alkalmazkodás során a költségvetési szféra bruttó reálbéréit rögzítettük, így nem számolunk az állami alkalmazotti bérek elinflálásának hatásával.²⁰

Monetáris politikai sokk

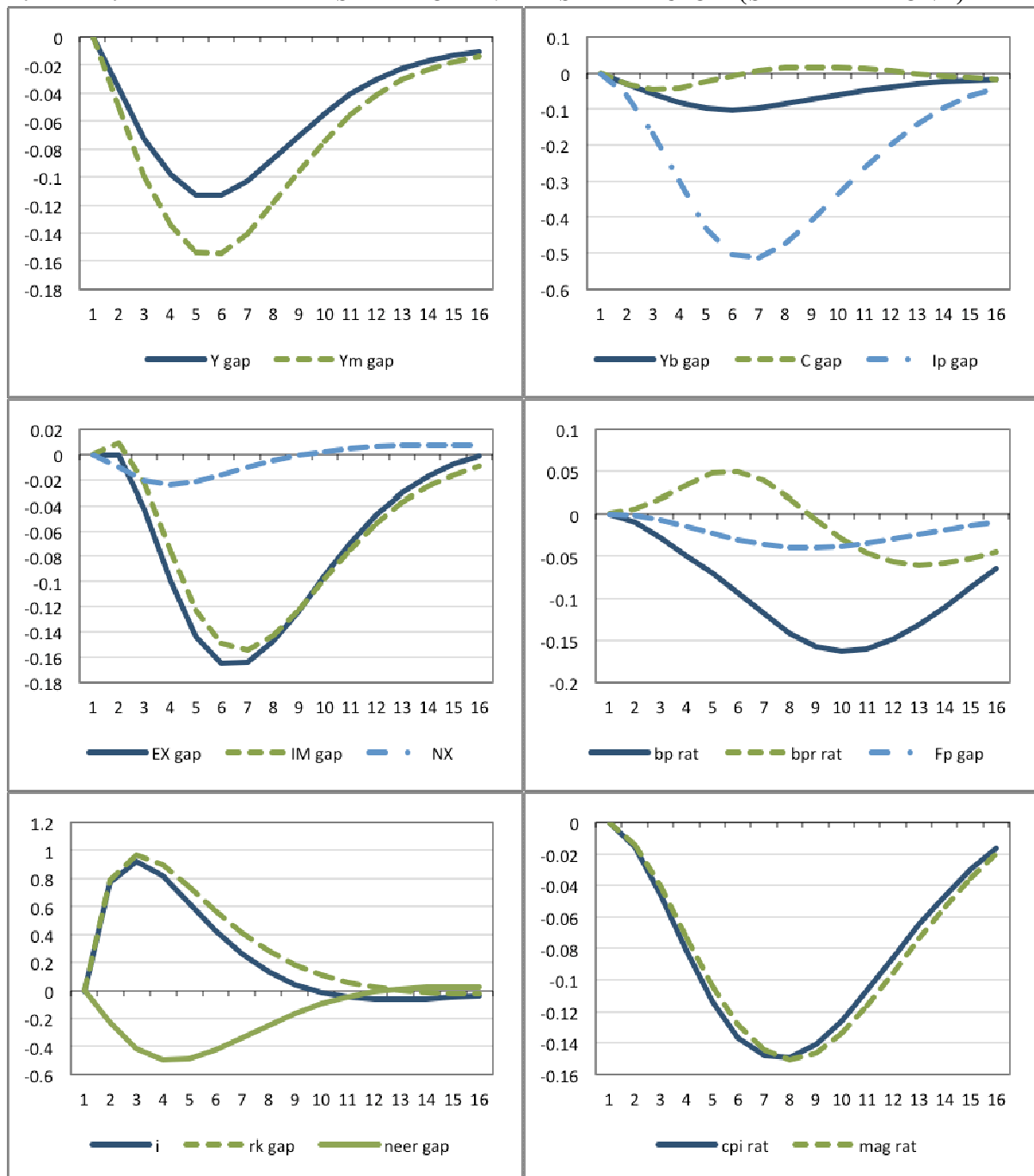
A modell kialakítása során kiemelt fontosságú volt a monetáris transzmisszió pontos feltérképezése,²¹ így az érzékenységvizsgálatok sorát a hazai kamatemelés hatásainak bemutatásával kezdjük. Egy szórásnyi (0,7 százalékos) szigorítást tételezünk fel, aminek az autoregresszív paramétere 0,6. Az alacsonyabb autoregresszív paraméter miatt a monetáris sokk viszonylag gyorsan lecseng azonban a reálgazdasági (és főképp a munkapiaci) változókra gyakorolt hatása igen elnyújtottan jelentkezik. Az impulzus válasz függvényeket az 1. ábra mutatja be. A vízszintes tengelyen a negyedévek vannak feltüntetve, míg a függőlegesen az alappályától vett eltérés. Mivel valamennyi változó százalékos formában van megadva, ezért az eltéréseket egyszerű különbségképzéssel számítottuk, azaz százalékpontos eltérésként értelmezhetők. A szigorú kamatkörnyezet hatására a belső felhasználás visszaesik, ezen belül is elsősorban a beruházási kereslet szűkülése jelentős. A fogyasztást két ellentétes hatás éri: bár a reálkamat növekedése miatt a fogyasztás csökken, de a nominális

²⁰ Amennyiben ezt nem tennék meg, a növekvő infláció tartósan alacsonyabb reálbért eredményezne, így a rés változók stacionaritása, illetve nulla várható értéke nem állna fenn a továbbiakban.

²¹ A témáról részletesen Vonnák [2006] értekezik.

árfolyam felértékelődése ezt a hatást nagyjából kompenzálja, így érdemben nem reagál a változó a monetáris szigorításra.

1. ÁBRA: A KAMATEMELÉSRE ADOTT VÁLASZREAKCIÓK (SZÁZALÉKPONT)



Forrás: Saját számítás

Az exportkereslet szintén szűkül, mivel a nominális árfolyam felértékelődésének hatására a reálárfolyam is rövidtávon felértékelődik, ez pedig rontja az ár-alapú versenyképességünket. A nettó export a második év végéig elmarad az egyensúlyi szintjétől, ezt követően azonban, mivel a belső kereslet lassabban növekszik, mint az export, a GDP hozzájárulása pozitívvá válik.

A munkaerőpiacon is érezteti hatását a szigorú kamatkörnyezet: a foglalkoztatottság ciklusa visszaesik, ezzel ellentétben viszont a reálbér év/év növekedési rátája megemelkedik a vártnál alacsonyabb infláció hatására. A folyamat a kilencedik negyedévben fordul meg, amikor is a bruttó reálbérek dinamikáját már elsősorban a laza munkaerőpiac határozza meg.

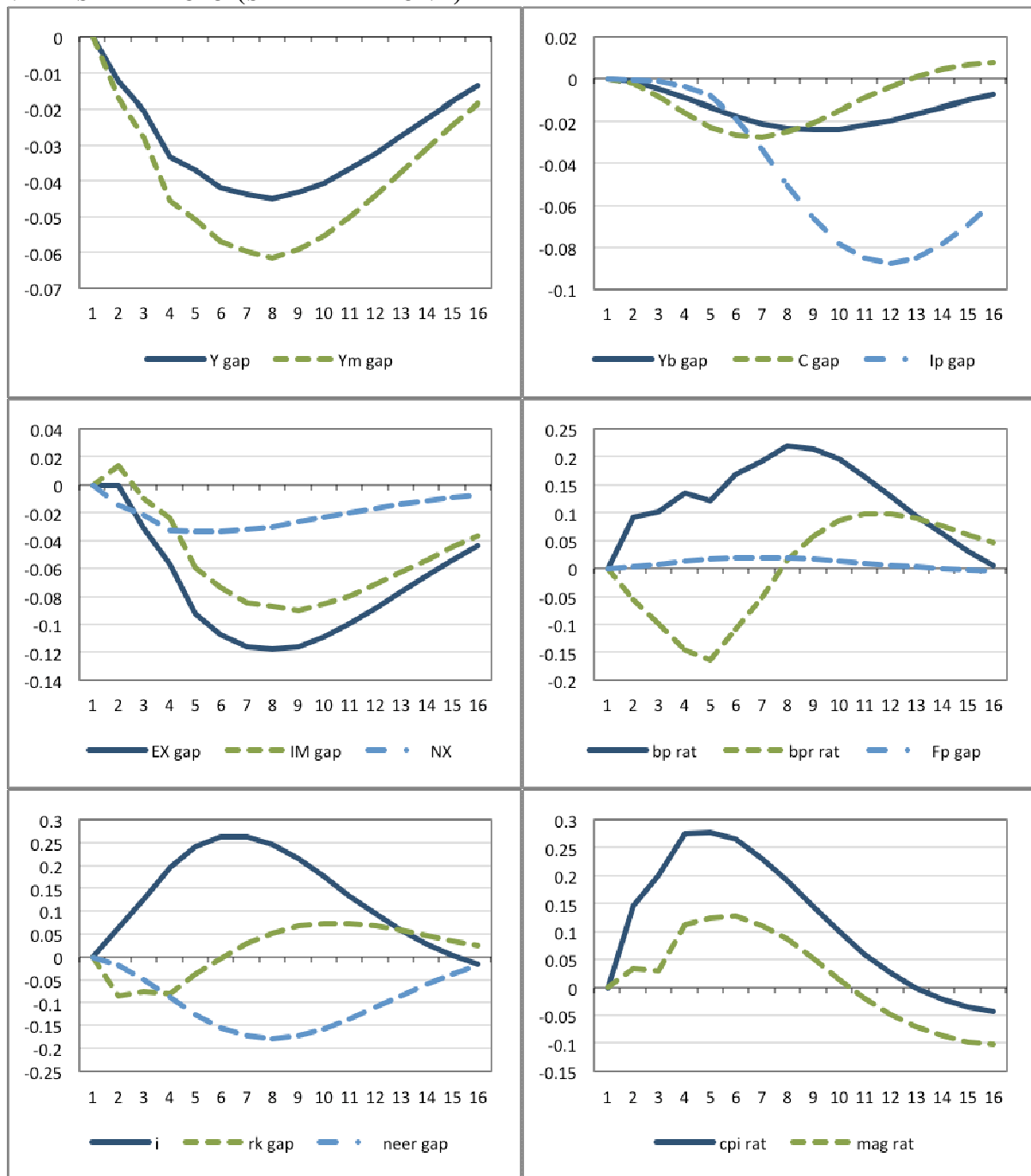
A fogyasztói árindex, illetve a maginfláció a 7. 8. negyedév körül éri el a minimumát, vagyis a jegybank ezen az időhorizonton hat a leginkább az év/év inflációra. Ez gyakorlatilag megegyezik a Várpalotai [2006] által 5-8 negyedévre becsült optimális inflációs célkövetési időhorizonttal.

Mezőgazdasági termelői árindex sokkja

A második általunk vizsgált sokk a mezőgazdasági termelői árindex hirtelen megugrása. Az ilyen év/év indexek esetén különösen problémás az AR(1) sokk feltételezése. Az árindex megemelkedését egy év múlva rendszerint – a jelentős bázishatás miatt – érdemi zuhanás követi. Sokkal hitelesebb képet kapnánk egy mezőgazdasági termelői árindex sokkról, ha magasabb rendű (mivel negyedéves adatokról beszélünk, ezért minimálisan 4 késleltetésű) ARMA modellt illesztünk az idősorra és a sokkok lefutásának a kiszámításához ezt vennénk alapul. A standard AR(1) specifikáció mellett szól ugyanakkor, hogy a sokkolt változó előjelváltása megnehezíti a kapott impulzusválasz függvények értelmezését.

Mivel most a modell viselkedésének a bemutatása a célunk, ezért fontosabb számunkra az, hogy a válaszreakciók minőségi (előjel) jellemzőivel tisztába legyünk, mint az, hogy magának a sokknak a lefutását pontosan modellezzük. Ebből az okból kifolyólag az AR(1) specifikációt használunk. Az év/év árindex szórása 6,2 százalék, a sokk autoregresszív paramétere pedig 0,83. A kapott impulzusválasz függvényeket a 2. ábra szemlélteti. Látható, hogy a belső kereslet visszaesik: először a fogyasztás, majd jelentős késéssel, azonban sokkal nagyobb mértékben a beruházás is zsugorodik.

2. ÁBRA: A MEZŐGAZDASÁGI TERMELŐI ÁRAK SOKKJÁRA ADOTT VÁLASZREAKCIÓ (SZÁZALÉKPONT)



Forrás: Saját számítás

Az exportot a reálfelértékelődés visszafogja,²² ezért a nettó export GDP hozzájárulása visszaesik. A szűkülő külső belső kereslet ellenére a foglalkoztatás nem csökken, sőt enyhe emelkedést tapasztalunk. A jelenség

²² Emögött az a feltevés húzódik meg, hogy a mezőgazdasági ársokk, csak hazánkban érezteti hatását. Mivel a külső infláció exogén, ezért a mezőgazdasági termelői árak csak a belső árszintet befolyásolják, a külsőt nem.

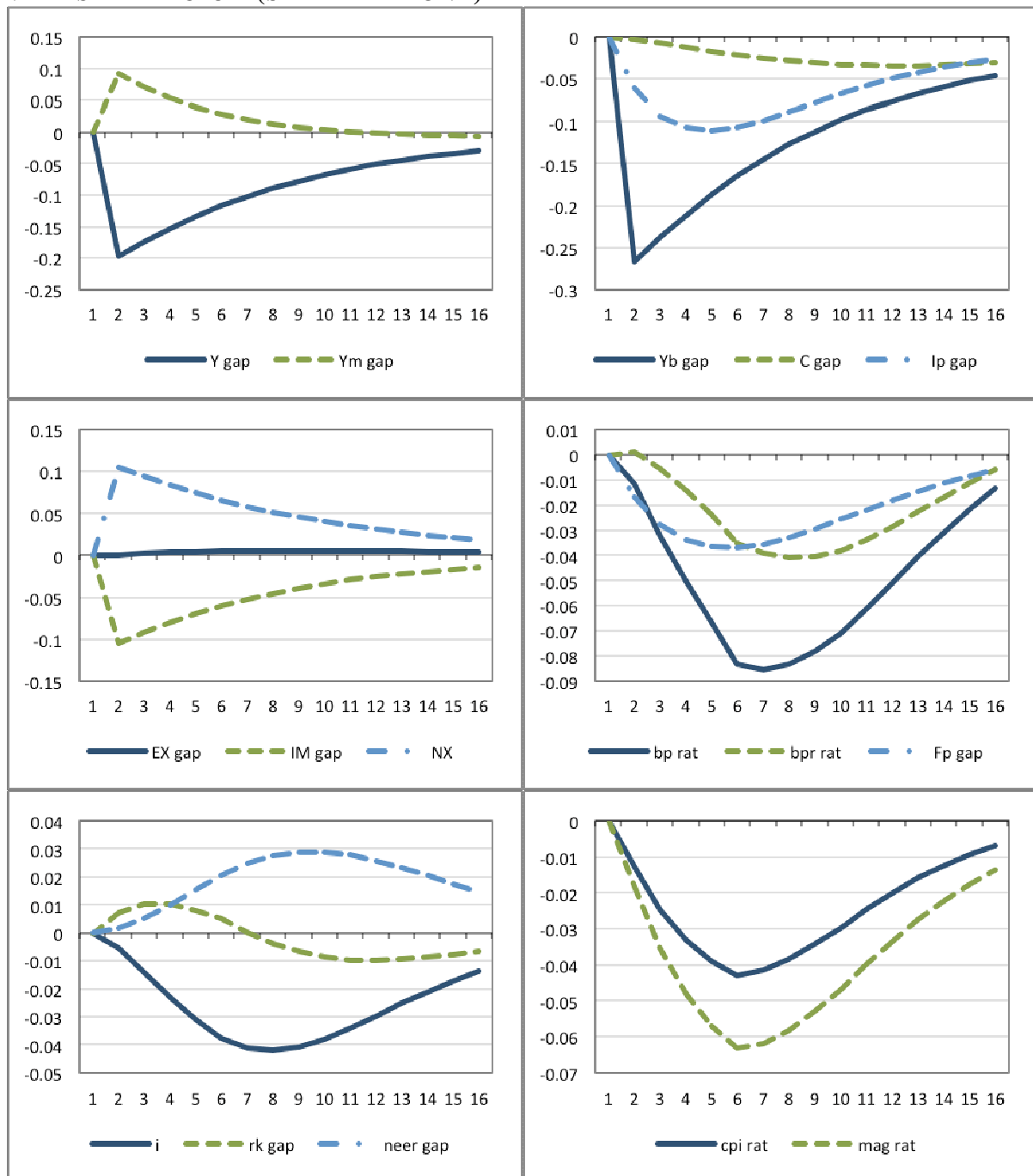
mögött a meglepetés-infláció privát reálbéreket erodáló hatása áll. A fogyasztói árindexbe viszonylag gyorsan begyűrűzik a sokk a feldolgozatlan élelmiszereken keresztül, amit az alapkamat a magas simasági paraméter miatt csak lassan, elnyújtva követ. A reálkamatláb emiatt csak a hetedik negyedévben válik pozitívvá.

Kormányzati beruházások sokkja

A monetáris politika mellett a hazai gazdasági ciklusokban a fiskális politika is kulcsszerepet játszik. A politikai üzleti ciklusok jellemzőek hazánkra az elmúlt 20 évben, azaz a költségvetési egyenleg a választások éveiben jelentősen romlik, ezt követően pedig restriktívba kezd a kormányzat. A modellben a kormányzat több csatornán keresztül képes az aggregált keresletet befolyásolni: a közösségi foglalkoztatottak bérével, illetve létszámával, a kormányzati fogyasztással, illetve beruházásokkal. A korábbi évek tapasztalatai azt mutatják, hogy a választási ciklusokkal leginkább ez utóbbi tétel mozog együtt, ezért a kormányzati beruházások ideiglenes visszaesésére adott válaszreakciókat vizsgáljuk meg alaposabban. A 3. ábra egy negatív állami beruházási sokk impulzusválasz-függvényeit mutatja be. A sokk autoregresszív paramétere 0,83, azaz a monetáris szűkítéshez képest lassabban cseng le a fiskális impulzus.

A belső keresleti gapben azonnal megjelenik a keresletszűkítés hatása. A beruházások az akcelerátor mechanizmus következtében viszonylag gyorsan reagálnak a sokkra, míg a fogyasztás visszaesése rendkívül elnyújtott és mértéke sem jelentős. A belső kereslet visszaesése miatt az import visszaesése a nettó exportot érdemben megemeli, így a külső egyensúlyi pozíció mérsékli a kibocsátás visszaesését. A foglalkoztatás a belső kereslet gyors visszaesése miatt érdemben zsugorodik és a mélypontját az ötödik negyedévben éri el. A szűkülő keresletre a monetáris politika az alapkamat csökkentésével reagál, de az akció a lassú alkalmazkodás miatt csak a 7. 8. negyedévtől tompítja a visszaesést a reálkamatláb csökkenése révén. Az infláció a gyenge kereslet hatására visszaesik.

3. ÁBRA: A KORMÁNYZATI BERUHÁZÁS (NEGATÍV) SOKKJÁRA ADOTT VÁLASZREAKCIÓK (SZÁZALÉKPONT)



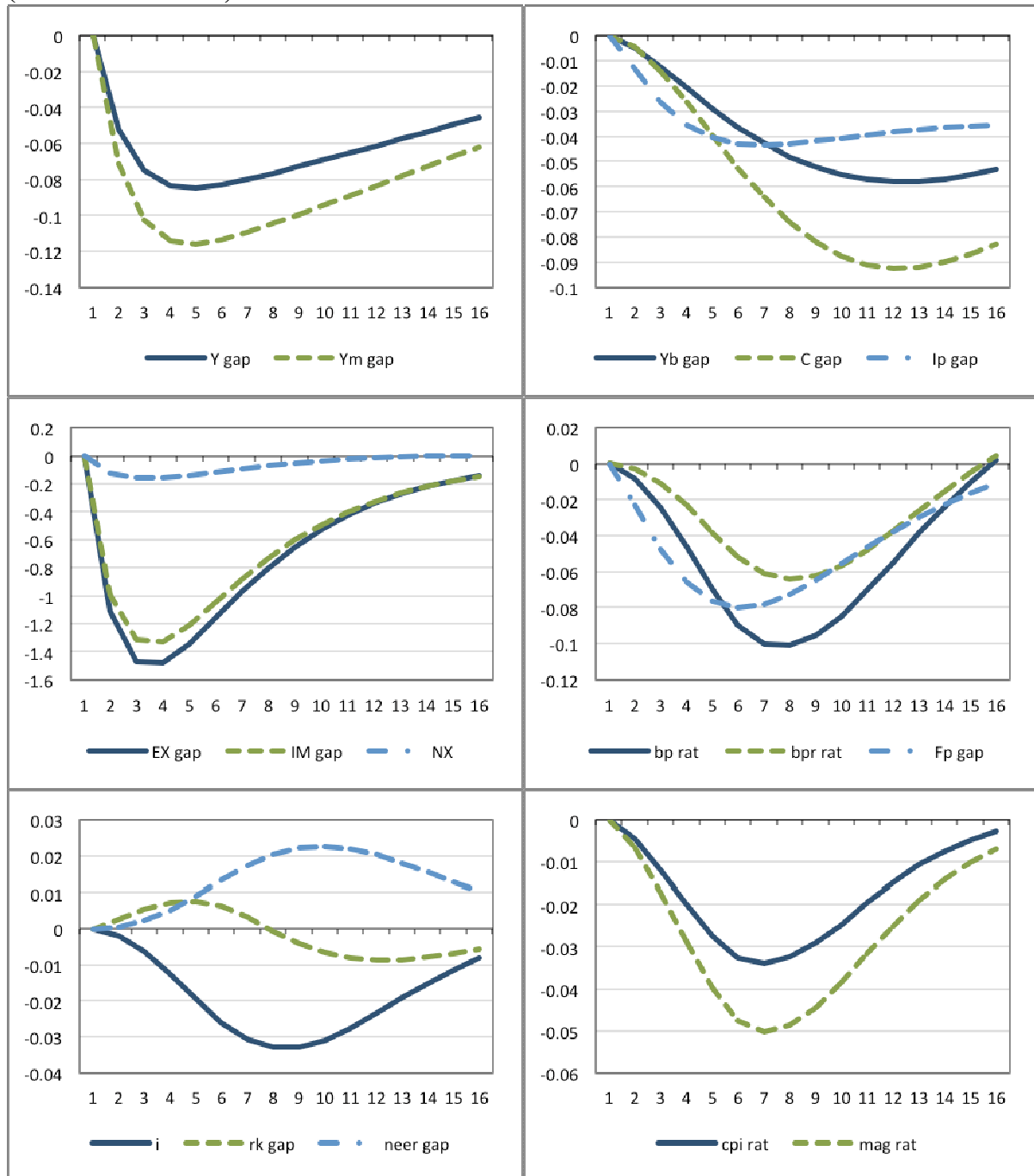
Forrás: Saját számítás

Külső keresleti sokk

Az A4) feltételnek megfelelően hazai gazdaság nyitottsága révén a külső keresleti sokkok jelentős hatást gyakorolnak a főbb makromutatókra. A 4. ábra az exportpartnereink importjának negatív sokkjára adott válaszreakciókat mutatja bel. Fontos kihangsúlyozni, hogy a külső feltételek közül kizárólag a keresletet változtatjuk. Ez meglehetősen szigorú feltételezés, különösen annak

fényében, hogy a modellünkben a külső kereslet mellett az eurozóna rövid lejáratú kamata, illetve a külső infláció is szerepel. A változók kapcsolatát azonban nem modelleztük, mivel az jelentősen megnehezítené a sokk értelmezését. Bár a becslés alapján a külső keresleti gap autokorrelációja igen magas (0,92), itt egy 0,8-ös perzisztenciájú sokkra adott válaszreakciót ábrázoltunk, hogy ezáltal már 16 negyedév alatt is kivehető legyenek az egyensúly helyreállítására irányuló automatizmusok.

4. ÁBRA: NEGATÍV KÜLSŐ KERESLETI SOKKRA ADOTT VÁLASZREAKCIÓK (SZÁZALÉKPONT)



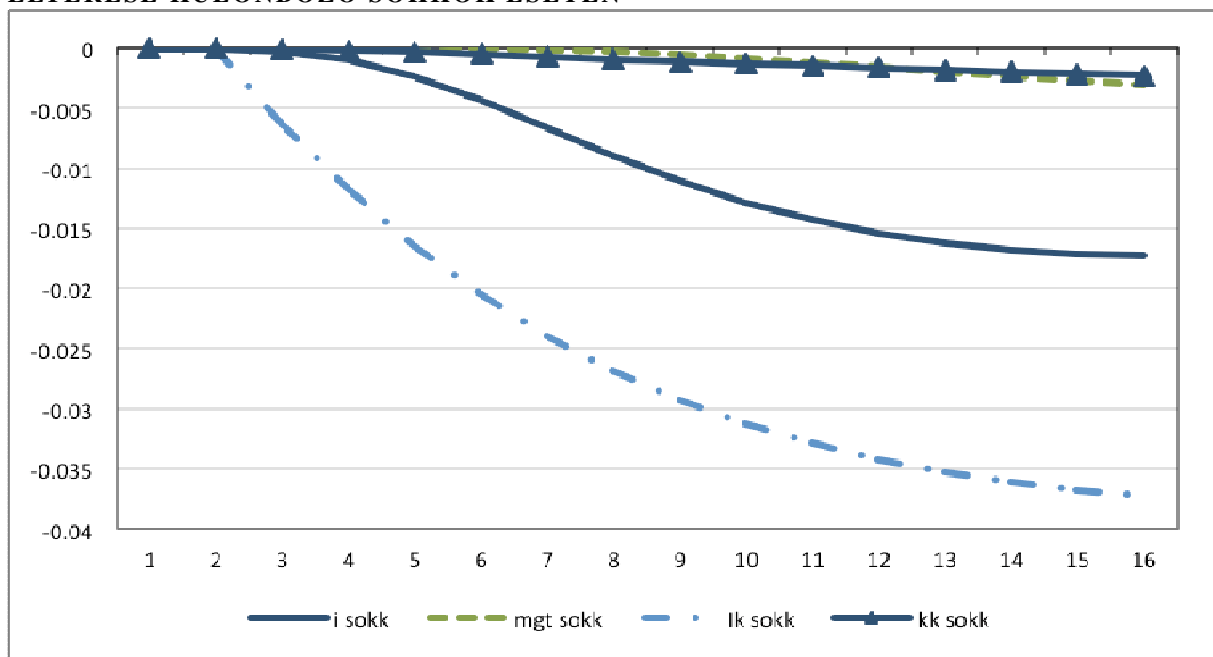
Forrás: Saját számítás

A külső kereslet visszaesése az exportban nagyon rövid idő alatt megjelenik, mivel a felhasználási tételeket leíró egyenletek közül a kivitel ciklikus változását leíró (7) összefüggésben a legalacsonyabb az autokorrelációs paraméter. A kapacitáskihasználtság visszaesése a beruházási gapet viszonylag gyorsan visszafogja. Ezzel szemben a munkaerőpiacon megfigyelhető lassú alkalmazkodás, illetve a jelentős fogyasztássimítás miatt a fogyasztási gap csak a sokkot követő harmadik év végére éri el a minimumát. A belső felhasználási rés csak ezután kezd szűkülni. A monetáris politika eközben csökkenti az irányadó rátát, ami a nominális árfolyam leértékelődését okozza. A lazítás elsősorban az exportnak, valamint az beruházásoknak kedvez, míg a fogyasztás helyreállítását lassítja. A negatív GDP rés visszafogott árazásra kényszeríti a vállalatokat, így az infláció mérséklődik és minimumát a hetedik negyedévben éri el.

Néhány szó a hosszútávról

A korábban bemutatott válaszreakciók hangsúlyosan csak az egyes tételek trendtől való eltérést ábrázolják. De mi történik ugyanakkor a potenciális kibocsátással, illetve a felhasználási tételek, valamint a reálbér trendértékével? Összességében valamennyi válaszreakcióban a nemzetgazdasági bruttó állóeszköz-felhalmozás visszaesését regisztrálhattuk. Ennek következtében az összes szimulált sokkhatás a potenciális GDP csökkenését vonta maga után (5. ábra).

5. ÁBRA: A POTENCIÁLIS GDP SZINTJÉNEK ALAPPÁLYÁTÓL VETT SZÁZALÉKOS ELTÉRÉSE KÜLÖNBÖZŐ SOKKOK ESETÉN



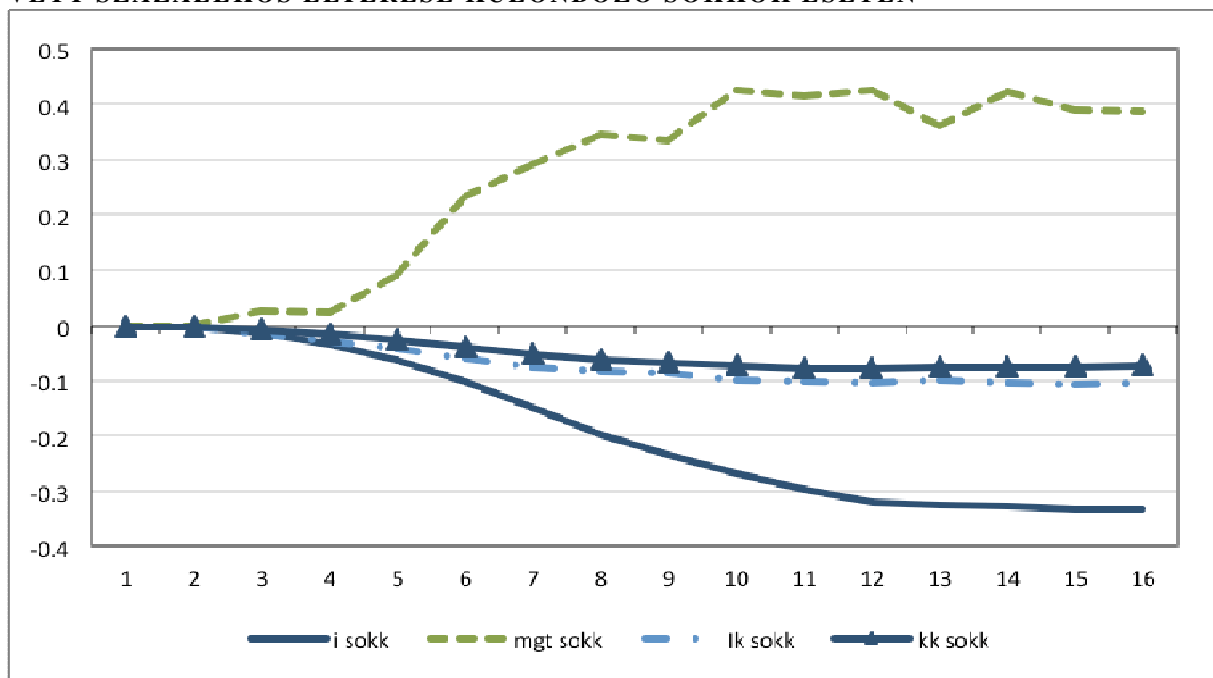
Forrás: Saját számítás

Az alapvető GDP dinamika ezzel szemben nem változott meg és csupán ideiglenes növekedési ütemvesztést realizált a gazdaság az impulzusok időhorizontján.

A másik két fontos változó, aminek trendértékét az ideiglenes impulzusok befolyásolják az általános árszínvonal, valamint az egyensúlyi, vagy várt nominális árfolyam. Az exogén reálfelértékelődési trend mellett a felértékelődés csatornája a modellben endogén. A nominális kamat, a közösségi beruházások, illetve a külső keresleti sokk az infláció mértékét ideiglenesen visszavetette, ami az árszintet tartósan alacsonyabb pályájára állította. Emiatt a nominális árfolyam csatornáján keresztül megfigyelt felértékelődés jelentősebb volt, mint az alappályán (6. ábra).

Más a helyzet azonban a mezőgazdasági árindex sokkja esetén. Bár a kibocsátási rés ennél a sokknál is visszaesett, a fogyasztói árindex megemelkedett. Ilyenkor negatív kapcsolat figyelhető meg az infláció és a kibocsátási rés között, szemben a keresleti impulzusok hatásmechanizmusát tükröző Phillips-görbével (Jakab és szerzőtársai [2006]). A magasabb árszint az egyensúlyi reálárfolyam adott szintje mellett leértékeltebb árfolyamot von maga után.

6. ÁBRA: A NOMINÁLIS ÁRFOLYAM EGYENSÚLYI ÉRTÉKÉNEK ALAPPÁLYÁTÓL VETT SZÁZALÉKOS ELTÉRÉSE KÜLÖNBÖZŐ SOKKOK ESETÉN



Forrás: Saját számítás

Előrejelzés

Ahogy azt a bevezető szakaszban leszögeztük: a modell fejlesztését elsősorban az előrejelzések támogatása motiválta. A fejezetben bemutatjuk, az előrejelzés menetét, valamint azt, hogy milyen módon tudjuk beépíteni a modellkeretbe „szakértői” becsléseket, illetve egyéb, puhább információkat. Ezt követően megvizsgáljuk az előrejelzési hibákat és összevetjük őket az ARIMA, illetve VAR modellek hasonló mutatóival.

Az előrejelzés menete

Az előrejelzés első lépéseként a kínálati oldalt meghatározó tényezőket (trend TFP, trend foglalkoztatottsági ráta) várható értékét kell megadnunk az előrejelzési időhorizonton. A kivetítés lehet egyszerű trend extrapoláció, vagy szakértői becslés.²³ Ezt követően az exogén tényezők alakulását kell meghatároznunk. Ezek közül számos esetben támaszkodunk a nemzetközi intézetek²⁴ előrejelzéseire (külső kereslet, külső inflációs nyomás, világpiaci olajár), a költségvetési, illetve az adótörvényekre (költségvetési kiadási tételek, effektív adóráták), de némely változó előrejelzését szakértői becsléssel végezzük el (pl.: mezőgazdasági termelői árindex).

Az előrejelzés során különös figyelmet fordítunk az egyes egyenletek reziduumaira, amelyeket sokként értelmezhetünk. A nulla várható értékű tagokat a modellben hozzáadjuk a becsült egyenlethez és így a tényleges idősort kapjuk vissza. Az additív sokkat az előrejelzési horizonton szabadon meghatározhatjuk, így olyan információkat is be tudunk építeni a modellbe, ami az exogén tényezők nem tartalmaznak. Az ilyen szakértői információk, becslések jelentősen javítják a modellek előrejelző képességét (Fildes és Sterker [2002]), ugyanakkor az eljárás biztosítja a konzisztenciát és a szimultaneitást is.

Előrejelző képesség

A modell előrejelző képességéről csak jópár év elteltével lehet pontos képünk. Az exogén tényezők pályájában lévő jelentős bizonytalanság, érdemben növeli a valós és az előrejelzett értékek közötti differenciát. Ezzel a tényezővel az érzékenységvizsgálatok részben foglalkoztunk részletesen. Emellett azonban fontos az is, hogy valamilyen vizsgálati módszerrel egy korábbi

²³ Az idősorok szokásosnál magasabb λ paraméterrel való szűrése stabilabb, simább trendeket eredményez. Ezáltal a „mechanikus” trend extrapoláció kisebb potenciális hibalehetőséget hordoz magában, mint ha a szokásos 1600-as értékkel határoztuk volna meg a trend, vagy az egyensúlyi értékeket, különösen két éves időhorizonton.

²⁴ Európai Bizottság, IMF, EIA stb.

időintervallumra meg tudjuk becsülni, hogy mekkora a modellből eredő hiba az előrejelzési időhorizonton. Ehhez Benk és szerzőtársaihoz [2006] hasonlóan különböző időpontokból indítjuk a modellt (2001 első negyedévétől 2010 első negyedévéig) és előrejelzéseket készítünk nyolc negyedévre.²⁵ Ezt követően összegyűjtjük a különböző időpontból indított futtatások azonos időhorizontra vonatkozó előrejelzéseit és összevetjük azokat a valós adatokkal. Hogy minél kisebb legyen az exogén trendek ismeretéből eredő előny, ezért nem a felhasználási tételek a növekedési rátáját, vagy szintjét vetjük össze az előrejelzéssel, hanem a rés értékeket. Ezt követően kiszámítjuk az átlagos százalékpontos hibát az egyes előrejelzési időhorizontokra.

Az átlagos előrejelzési hibát azonban célszerű valamilyen más modell hasonló mutatójához mérni. Erre a célra két modell típust alkalmaztunk. Az első esetben egy egyszerű ARIMA modell alkalmaztunk, melynek specifikálásánál az Akaike és a Schwartz információs kritériumokat vettük figyelembe. A maximális késleltetés számot négyre állítottuk be, illetve ahol a két információs kritérium más specifikációt eredményezett, akkor a kisebb átlagos MAPE-vel rendelkező idősoros modellt illesztettük az adatokra. A becslés időhorizontja 1995Q1 és 2010 Q1 között volt, és figyelembe vettük az egyes változók (infláció és nominális kamat) integráltságát is, így ezen változók esetén a differenciákra írunk fel az ARIMA modellt. Az egyenletek részletes leírása az C) függelékben található.

A másik specifikáció, amelynek előrejelző tulajdonságait összevetettük a modellünk hasonló paramétereivel egy egyes késleltetésű VAR modell. Az ARIMA modellekkal ellentétben a VAR(1) modellt a 2001 első és 2010 első negyedéve közötti időszakra becsüljük meg, hogy ezáltal bár rövidebb, azonban lényegesen homogénebb időszakot vizsgálhassunk. Hogy az időszakban megfigyelhető dezinfláció által indukált szinteltolódást kezelni tudjuk, a nominális kamatláb egyensúlyi értékétől, illetve a fogyasztói árindex célszinttől való eltérését modelleztük. Mivel így valamennyi változó várható értéke nulla, konstans nélkül becsüljük meg az VAR(1) modellünket (28), ahol az A egy 9×9 -es koefficiens mátrix, míg az ε a nulla várható értékű véges szúrású reziduumok vektora. A becslési eredmények a D) függelékben találhatók.

²⁵ A program megírásáért Cseh Andrászt illeti köszönet.

$$\begin{bmatrix} C_t^{gap} \\ Ip_t^{gap} \\ EX_t^{gap} \\ IM_t^{gap} \\ Fp_t^{gap} \\ bpr_t^{gap} \\ i_t - rk_t^{trend} - cél_t \\ cpi_t^{rat} - cél_t \\ neer_t^{gap} \end{bmatrix} = A * \begin{bmatrix} C_{t-1}^{gap} \\ Ip_{t-1}^{gap} \\ EX_{t-1}^{gap} \\ IM_{t-1}^{gap} \\ Fp_{t-1}^{gap} \\ bpr_{t-1}^{gap} \\ i_{t-1} - rk_{t-1}^{trend} - cél_{t-1} \\ cpi_{t-1}^{rat} - cél_{t-1} \\ neer_{t-1}^{gap} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (28)$$

Ezt követően mindkét modellel előrejelzéseket készítünk, és kiszámoljuk az átlagos abszolút százalékpontos hibákat (MAPE) a különböző negyedévekre. Az eredményeket az E) függelék tartalmazza.

A legmagasabb MAPE mutatót a privát beruházások esetén figyelhetünk meg, ráadásul az ötödik negyedévig a VAR modell jobban teljesít a felhasználási tétel előrejelzése során, mint a mi makromodellünk. A beruházások előrejelzésében így jelentős hibával kell számolnunk. A fogyasztási részt ezzel szemben viszonylag alacsony átlagos hibával jelezte előre a modellünk, a negyedik negyedévtől pedig a másik két előrejelző módszernél alacsonyabb a MAPE mutató értéke. Magas azonban az előrejelzési hiba az export és az import rés esetén, azonban ezen tételek szórása is kiemelkedően magas (az időszak alatt nagyjából 7,5 százalékpont). Az export esetén az ARIMA modell teljesítménye folyamatosan elmarad a modellünkéhez képest, míg a VAR modell egy és két negyedéves horizonton nagyjából ugyan olyan hibákat produkál, mint modellünk, ezt követően azonban a strukturális modell bizonyul jobb választásnak. Az import esetén a három negyedévig a három modell közel azonos teljesítményt nyújt, azonban ezt követően a strukturális modell előrejelzési hibái alacsonyabb szinten stabilizálódnak.

A munkapiacra a bruttó privát reálbér gap előrejelzésénél a modellünk a harmadik negyedévtől alacsonyabb előrejelzési hibákkal rendelkezik, azonban a privát foglalkoztatottsági gap esetén csak az ötödik negyedévtől alacsonyabb a strukturális modell MAPE mutatója, mint az ARIMA és a VAR modelleknél megfigyelt érték. A kamatláb előrejelzésénél a VAR alacsonyabb előrejelzési hibával rendelkezik, mint a modellünk, a különbség azonban nem számottevő, míg az infláció esetén a strukturális modell bizonyult a legjobbnak. Összességében elmondható, hogy a beruházások kivételével a modellünk relatíve jó teljesítményt nyújt, különösen az éven túli időhorizontok esetén.

Összegzés és továbbfejlesztés

Az előzőekben bemutatottuk a modell struktúráját, a reakcióját egyes kiemelt exogén változók sokkjaira, valamint az előrejelző képességét. Megállapíthatjuk, hogy a modell komoly segítséget nyújthat a gazdasági folyamatok elemzésében, a hatásmechanizmusok feltárásában, illetve az előrejelzések készítésében. A modell azonban továbbra sem tekinthető késznek. A legfőbb fejlesztési terület az előretekintő várakozások, vagy explicit tanulási algoritmus modellezése. Bár az első fejezetben kitértünk arra, hogy a szigorúan előretekintő, kizárólag racionális várakozásokat tartalmazó modellek sem elméletileg sem empirikusan nem megalapozottabbak a visszatekintőknél, mégis feltételezhetjük, hogy van a gazdasági aktoroknak egy olyan csoportja, mely előretekintve határozza meg a várakozásait. A megoldás olyan hibrid várakozású modellek kifejlesztése lehet, melyben mind a visszatekintő, mind az előretekintő aktorok megjelennek. Fontos fejlesztési terület ezen kívül a trendek, vagyis az egyensúlyi értékek meghatározásának módszertana is.

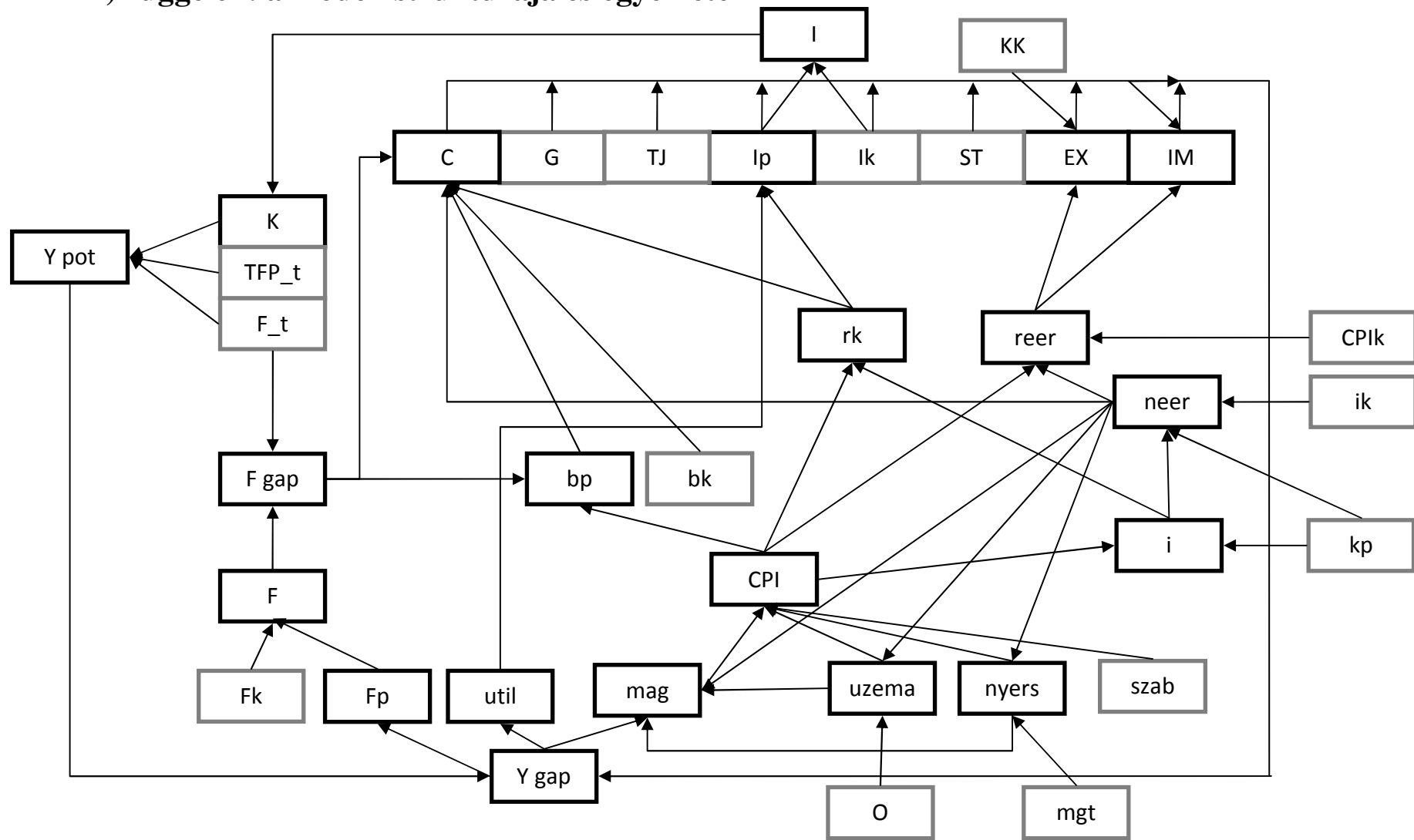
Irodalomjegyzék

- Anwar Klára – Szókéne Boros Zsuzsanna [2008]: *A láncindexek alkalmazása a nemzeti számlákban*. Statisztikai Szemle, 86. évf, 7-8. szám 713-731.
- Baksa Dániel – Benk Szilárd – Jakab M. Zoltán [2009]: *Does „The” Fiscal Multiplier Exist?* Kézirat
- Balaton András [2010]: *A fiskális impulzusok hatása a főbb makrováltozókra*. Statisztikai Szemle. 88. évf. 4. szám 396-416.
- Ball, L. [1997]: *Efficient Rules for Monetary Policy*. NBER Working Paper. 5952. sz.
- Batini, N. – Haldane, A. G. [1999]: *Forward-Looking Rules for Monetary Policy*. In: Taylor, J. B. (szerk.): *Monetary Policy Rules*. 157–201. old.
- Batini, N. – Nelson, E. [2001]: *Optimal Horizons for Inflation Targeting*. Journal of Economic Dynamics and Control. 25. évf. 6–7. sz. 891–910. old.
- Benczúr Péter – Simon András – Várpalotai Viktor [2002]: *Dezinflációs számítások kisméretű makromodellel*. MNB Füzetek 2002./4.
- Benczúr Péter [2002]: *A nominálárfolyam viselkedése monetáris rezsimváltás után*. Közgazdasági Szemle, 49. évf. 10. szám, 816-837.
- Benk Sz. – Jakab M. Z. – Kovács M. A. – Párkányi B. – Repa Z. – Vadas G. [2006]: *The Hungarian Quarterly Projection Model*. MNB Occasional Papers 60.
- Bíró Anikó – Elek Péter – Vincze János [2007]: *Szimulációk és érzékenységvizsgálatok a magyar gazdaság egy közép méretű makromodelljével*. Közgazdasági Szemle, 54. évf 9. szám 774-799.
- Cserháti Ilona – Varga Attila [2000]: *ECO-LINE a macroeconomic model of the Hungarian economy*. Hungarian Statistical Review, 78. évf. különszám
- D’Auria F. – Denis C. – Havik K. McMorrow K. – Planas C. – Raciborski R. – Röger W. – Rossi A. [2010]: *The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps*. European Economy Economic Papers 420
- Égert Balázs – Halpern László – Roland MacDonald [2006]: *Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues*. Journal of Economic Surveys, 20. évf. 2. szám, 257-324.

- Fagan G. – Henry J. – Mestre R. [2001]: *An Area-Wide model (AWM) for the Euro Area*. ECB Working Paper No. 42
- Fildes R. – Stekler H. [2002]: *The state of macroeconomic forecasting*. Journal of Macroeconomics, 24. évf. 435-468.
- Hartley J. E. – Hoover K. D. – Salyer K. D. (szerk.) [1998]: *Real Business Cycles – A Reader*. Routledge, London
- Hidi János [2006]: *A magyar monetáris politikai reakciófüggvényének becslése*. Közgazdasági Szemle. 53. évf. 12. sz. 1178–1199. old.
- Hodrick, R. J. – Prescott, E. C. [1997]: *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. Journal of Money, Credit and Banking, 29. szám, 1-16.
- Horváth Ágnes — Horváth Áron — Krusper Balázs — Várnai Tímea — Várpalotai Viktor [2010]: *A DELPHI modell*. Kézirat
- Jakab M. Zoltán – Kiss Gergely – Kovács Mihály András [2006]: *Mit tanultunk?* Közgazdasági Szemle, 53. évf., 12. szám 1101–1134.
- Jakab M. Zoltán – Világi Balázs [2008]: *An Estimated DSGE Model for the Hungarian Economy*. MNB Working Papers 2008/9.
- Karádi Péter (szerk) [2009]: *Gazdaságciklus-modellek újragondolása – konferencia az MNB-ben*. MNB Szemle, október, 26-38.
- Kátay Gábor – Wolf Zoltán [2006]: *Investment behaviour, user cost and monetary policy transmission – the case of Hungary*. in: Vonnák B. szerk. [2006]: *Monetary transmission in Hungary*. 207-238. MNB, Budapest
- Kisgergely Kornél [2010]: *Carry trade*. MNB Szemle, június, 31-43.
- Koppány Krisztián [2007]: *Likviditási csapda és deflációs spirál egy inflációs célt követő modellben – a hitelesség szerepe*. Közgazdasági Szemle, 54. évf. 11. szám, 974-1003.
- Kovács Mihály András [2001]: *Az egyensúlyi reálárfolyam Magyarországon*. MNB Háttér tanulmányok, 2001/3
- Lucas, R. E. Jr. [1976]: *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. Journal of Monetary Economics, 1. évf. 1. szám Supplementary Series, 19-46.
- Mátyás László szerk. [1999]: *Generalized Method of Moments Estimation*. Cambridge University Press, Cambridge UK
- Mellár Tamás [2008]: *Gazdaságpolitika makroszemléletben*. PTE KTK, Pécs

- Mellár Tamás [2010]: *Válaszút előtt a makroökönómia?* Közgazdasági Szemle, 57. évf. 7-8. szám, 591-611.
- Newey, W. K. – West, K. D. [1987]: *A simple, positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix.* Econometrica 55. évf., 3. szám 703-708.
- Sims Ch. [1982]: *Policy Analysis with Econometric Models.* Brookings Papers on Economic Activity, 1. 107-164.
- Smets, F. – R. Wouters [2003]: *An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area.* Journal of the European Economic Association, 1, 1123–1175.
- Smets, F. – R. Wouters [2007]: *Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach.* American Economic Review. 97(3): 586–606.
- Svensson, L. E. O. [2000]: *Open-economy inflation targeting.* Journal of International Economics, 50. évf. 1. szám, 155-183.
- Taylor, J. B. [1993]: *Discretion Versus Policy Rules in Practice.* Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 39. évf. 3. sz. 195–214. old.
- Taylor, J. B. (szerk.) [1999]: *Monetary Policy Rules.* The University of Chicago Press. Chicago.
- Várpalotai Viktor [2003]: *Dezinflációs számítások dezaggregált kibocsátási résekre alapozó makromodellel.* Közgazdasági Szemle, 50. évf. 4, szám 287-314.
- Várpalotai Viktor [2006]: *Az inflációs cél követésének optimális horizontja Magyarországon.* Közgazdasági Szemle. 53. évf. 12. sz. 1135–1154. old.
- Világi Balázs [2009]: *A makroökönómia állapotáról a pénzügyi válságok ürügyén.* Eltecon blogbejegyzés, letölthető: http://m.blog.hu/el/eltecon/file/Vilagi_BalazsValsag.pdf.
- Vonnák B. [2006]: *A magyarországi monetáris transzmissziós mechanizmus fő jellemzői.* Közgazdasági Szemle. 53. évf. 12. sz. 1155–1177. old.

A) Függelék: a modell struktúrája és egyenletei



A modell egyenletei

Kínálat

$$K_t \equiv K_{t-1} + I_t - \delta K_{t-1}$$

$$TFP_t \equiv \frac{Y_t}{K_t^\alpha \times (F_t)^{1-\alpha}}$$

$$util_t \equiv \frac{TFP_t}{TFP_t^{trend}} * 100 - 100$$

$$Y_t^{pot} \equiv TFP_t^{trend} K_t^{0,4} + (F_t^{trend})^{(1-0,4)}$$

Kereslet

$$Y_t \equiv C_t + TJ_t + G_t + I_t + ST_t + (EX_t - IM_t)$$

$$C_t^{gap} = (1 - 0,6899) * (0,7549 * rbt_t^{gap} - 0,3328 * neer_t^{gap} - 0,2313 * rk_t^{gap}) + 0,6899 * C_{t-1}^{gap}$$

$$Ip_t^{gap} = (1 - 0,6534) * (0,3880 * util_t - 0,6910 * rkh_t^{gap}) + 0,6534 * Ip_{t-1}^{gap}$$

$$Ip_t^{gap} = (1 - 0,6534) * (0,3880 * util_t - 0,6910 * rkh_t^{gap}) + 0,6534 * Ip_{t-1}^{gap}$$

$$EX_t^{gap} = (1 - 0,5244) * (3,5534 * kk_t^{gap} + 0,4213 * reer_{t-1}^{gap}) + 0,5244 * EX_{t-1}^{gap}$$

$$IM_t^{gap} = 0,3916 * Yb_t^{gap} + 0,8890 * EX_t^{gap} - 0,0966 * reer_t^{gap}$$

$$C_t = \left(1 + \frac{C_t^{gap}}{100}\right) * C_t^{trend}$$

$$Ip_t = \left(1 + \frac{Ip_t^{gap}}{100}\right) * Ip_t^{trend}$$

$$EX_t = \left(1 + \frac{EX_t^{gap}}{100}\right) * EX_t^{trend}$$

$$IM_t = \left(1 + \frac{IM_t^{gap}}{100}\right) * IM_t^{trend}$$

$$I_t = Ip_t + Ik_t$$

$$Ym_t^{gap} \equiv \frac{C_t + Ip_t + ST_t + EX_t - IM_t}{C_t^{trend} + Ip_t^{trend} + ST_t^{trend} + EX_t^{trend} - IM_t^{trend}} * 100 - 100$$

$$Ym_t^{gap} \equiv \frac{C_t + TJ_t + G_t + I_t + ST_t}{C_t^{trend} + TJ_t^{trend} + G_t^{trend} + I_t^{trend} + ST_t^{trend}} * 100 - 100$$

$$Y_t^{gap} \equiv \frac{Y_t}{Y_t^{pot}} * 100 - 100$$

Munkapiac

$$Fp_t^{gap} = (1 - 0,7488) * (0,2512 * Yb_t^{gap} + 0,0818 * EX_t^{gap} - 0,2640 * bpr_t^{gap}) + 0,7488 * Fp_{t-1}^{gap}$$

$$Fp_t = \left(1 + \frac{Fp_t^{gap}}{100} \right) Fp_t^{trend}$$

$$F_t \equiv Fp_t + Fk_t$$

$$F_t^{gap} \equiv \frac{F_t}{F_t^{trend}} * 100 - 100$$

$$d(bpr_t^{gap}) = (1 - 0,3404) * (0,3791 * F_t^{gap} - 0,5430 * cpi_t^{gap} - 0,0805 * bpr_{t-1}^{gap}) + 0,3404 * d(bpr_{t-1}^{gap})$$

$$bpr_t = \left(1 + \frac{bpr_t^{gap}}{100} \right) * bpr_t^{trend}$$

$$bar_t = \frac{bpr_t * Fp_t + bkr_t * Fk_t}{F_t}$$

$$bar_t^{rat} = \frac{bar_t}{bar_{t-4}} * 100 - 100$$

$$bar_t^{gap} \equiv \frac{bar_t}{bpr_t^{trend}} * 100 - 100$$

$$bp_t \equiv bpr_t * \frac{cpi_t}{100}$$

$$bp_t^{rat} \equiv \frac{bp_t}{bp_{t-4}} * 100 - 100$$

$$ba \equiv \frac{Fk_t * bk_t + Fp_t * bp_t}{F_t}$$

$$bk_t = bkr_t * \frac{cpi}{100}$$

$$bpr_t^{trend} = \frac{bh_t}{F_t^{trend} * Y_t^{pot}} * \frac{1000}{3}$$

$$rbt_t^{gap} \equiv \frac{Fk_t * bkr_t + Fp_t * bpr_t}{F * ber_t} * 100 - 100$$

Ár-kamat-árfolyam blokk

$$i_t = (1 - 0,6187) * [rk_t^{trend} + cél_t + 1,1272 * (cpi_t^{rat} - áfa_t^{rat} - cél) + 0,2586 * kp_t] + 0,6187 * i_{t-1}$$

$$E_{t-1} mag_t^{rat} = 0,1238 * cél + (1 - 0,1238) * mag_t^{rat}$$

$$mag_t^{gap} = 0,0694 * Y_t^{gap} + 0,6622 * d(áfa_t^{rat}) + 0,0381 * d(nyers_{t-2}^{rat}) + 0,0294 * d(uzema_t^{rat}) + 0,3967 * d(bp_t^{rat}) + 0,0364 * neer_t^{gap}$$

$$mag_t^{rat} = E_{t-1} mag_t^{rat} + mag_t^{gap}$$

$$nyers_t^{rat} = (1 - 0,6311) * (0,8706 * mgt_t^{rat} + 1,1748 * neer_t^{gap}) + 0,6311 * nyers_{t-1}^{rat}$$

$$uzema_t^{rat} = (1 - 0,7200) * (0,3833 * O_t^{rat} + 0,7306 * neer_{t-1}^{gap}) + 0,7200 * uzema_{t-1}^{rat}$$

$$cpi_t^{rat} = 0,7 * mag_t^{rat} + 0,058 * nyers_t^{rat} + 0,076 * uzema_t^{rat} + 0,166 * szab_t^{rat}$$

$$E_{t-1} cpi_t^{rat} = 0,1238 * cél_t + (1 - 0,1238) cpi_t^{rat}$$

$$E_{t-1} cpi_t = cpi_{t-4} * \left(1 + \frac{0,1238 * cél_t + (1 - 0,1238) * cpi_{t-1}^{rat}}{100} \right)$$

$$E_{t-1} cpik_t = cpik_{t-4} * (1,02)$$

$$neer_t^{trend} \equiv reer_t^{trend} \frac{E_t cpi k_t}{E_t cpi_t}$$

$$neer_t \equiv \left(1 + \frac{neer_t^{gap}}{100}\right) * neer_t^{trend}$$

$$reer_t \equiv neer_t \frac{cpik_t}{cpi_t}$$

$$reer_t^{gap} \equiv \frac{reer_t}{reer_t^{trend}} * 100 - 100$$

$$neer_t^{gap} = -0,3807 * [(i_t - ik_t) - (cél_t + rk_t^{trend} - 4)] + 0,6265 * neer_{t-1}^{gap} + kp_t$$

$$cpi_t = cpi_{t-4} * \left(1 + \frac{cpi_t^{rat}}{100}\right)$$

$$cpik_t = cpik_{t-4} * \left(1 + \frac{cpik_t^{rat}}{100}\right)$$

$$cpi_t^{gap} = cpi_t^{rat} - E_{t-1} cpi_t^{rat}$$

$$rk_t = i_t - E_t cpi_{t+1}^{rat}$$

$$rk_t^{gap} = rk_t - rk_t^{trend}$$

$$rkh_t = \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 rk_{t-i}$$

$$rkh_t^{gap} = rkh_t - rk_t^{trend}$$

B) Függelék: a felhasznált adatok

| JELÖLÉS | DEFINÍCIÓ | MÉRTÉKEGYSÉG | FORRÁS |
|--------------|--|--------------------------------|-------------------------|
| K | Reál tőkeállomány | millió forint (2000-es árakon) | KSH |
| F | Foglalkoztatottak száma | ezer fő | KSH |
| Y | Bruttó hazai termék | millió forint (2000-es árakon) | KSH |
| C | Háztartások fogyasztási kiadása | millió forint (2000-es árakon) | KSH |
| I | Bruttó állóeszköz felhalmozás | millió forint (2000-es árakon) | KSH |
| ST | Készletváltozás és hiba | millió forint (2000-es árakon) | KSH |
| EX | Export | millió forint (2000-es árakon) | KSH |
| IM | Import | millió forint (2000-es árakon) | KSH |
| Ip | Privát beruházás | millió forint (2000-es árakon) | Delphi modell adatbázis |
| Ik | Közösségi beruházás | millió forint (2000-es árakon) | Delphi modell adatbázis |
| kk | A külkereskedelmi partnerek súlyozott importja | 2000. = 100 | saját számítás |
| Fp | Privát foglalkoztatottak száma | ezer fő | Delphi modell adatbázis |
| Fk | Közösségi foglalkoztatottak száma | ezer fő | Delphi modell adatbázis |
| bp | A privát szféra bruttó átlagkeresete (folyó áron) | forint | Delphi modell adatbázis |
| bk | A közösségi szféra bruttó átlagkeresete (folyó áron) | forint | Delphi modell adatbázis |
| ba | Bruttó átlagkereset a nemzetgazdaságban | forint | Delphi modell adatbázis |
| mag | Maginfláció | év/év index | MNB |
| nyers | A feldolgozatlan élelmiszerek árindexe | év/év index | MNB |
| uzema | Az üzemanyagok és a szabadpiaci energia árindexe | év/év index | MNB |
| szab | A szabályozott árak indexe | év/év index | MNB |
| cpi | fogyasztói árindex | év/év index | MNB |
| cél | Inflációs cél | év/év index | MNB |
| neer | Nomináleffektív árfolyamindex | 2000 = 100 | MNB |
| reer | Reáleffektív árfolyamindex | 2000 = 100 | MNB |
| i | A három hónapos benchmark hozam | százalék | MNB |
| ik | A három hónapos benchmark hozam az eurozónában | százalék | Eurostat |

C) Függelék: az ARIMA modellek

| VÁLTOZÓ | C GAP | | | |
|--------------------------|-------------|--------------------|---------------|--------------|
| | Koefficiens | Szórás | t-statisztika | valószínűség |
| AR(1) | 1.4846 | 0.1236 | 12.0104 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.0793 | 0.2351 | -0.3372 | 0.7374 |
| AR(3) | -0.4401 | 0.1243 | -3.5396 | 0.0009 |
| MA(1) | 0.0093 | 0.0629 | 0.1474 | 0.8834 |
| MA(2) | 0.0203 | 0.0409 | 0.4978 | 0.6207 |
| MA(3) | 0.0249 | 0.0620 | 0.4017 | 0.6896 |
| MA(4) | -0.9483 | 0.0428 | -22.1469 | 0.0000 |
| | | | | |
| R ² | 0.9830 | Akaike info. krit. | 1.9170 | |
| Korrigált R ² | 0.9810 | Schwarz krit. | 2.1635 | |
| Durbin-Watson | 2.1351 | Hannan-Quinn krit. | 2.0133 | |

| VÁLTOZÓ | IP GAP | | | |
|--------------------------|-------------|--------------------|---------------|--------------|
| | Koefficiens | Szórás | t-statisztika | valószínűség |
| AR(1) | 0.7402 | 0.1254 | 5.9030 | 0.0000 |
| AR(2) | 0.3061 | 0.1538 | 1.9907 | 0.0520 |
| AR(3) | 0.3942 | 0.1503 | 2.6225 | 0.0115 |
| AR(4) | -0.6350 | 0.1065 | -5.9639 | 0.0000 |
| MA(1) | 0.6334 | 0.2091 | 3.0292 | 0.0039 |
| MA(2) | 0.1052 | 0.2125 | 0.4952 | 0.6227 |
| MA(3) | -1.1967 | 0.2185 | -5.4767 | 0.0000 |
| MA(4) | 0.1268 | 0.2405 | 0.5273 | 0.6003 |
| | | | | |
| R ² | 0.8617 | Akaike info. krit. | 4.1067 | |
| Korrigált R ² | 0.8423 | Schwarz krit. | 4.3909 | |
| Durbin-Watson | 2.0014 | Hannan-Quinn krit. | 4.2174 | |

| VÁLTOZÓ | EX GAP | | | |
|--------------------------|-------------|--------------------|---------------|--------------|
| | Koefficiens | Szórás | t-statisztika | valószínűség |
| AR(1) | 0.5032 | 0.1259 | 3.9963 | 0.0002 |
| MA(1) | 0.7557 | 0.0707 | 10.6934 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.6240 | 0.0884 | 7.0632 | 0.0000 |
| MA(3) | 0.8120 | 0.0641 | 12.6717 | 0.0000 |
| | | | | |
| R ² | 0.8579 | Akaike info. krit. | 4.8062 | |
| Korrigált R ² | 0.8504 | Schwarz krit. | 4.9447 | |
| Durbin-Watson stat | 1.9738 | Hannan-Quinn krit. | 4.8605 | |
| | | | | |

| VÁLTOZÓ | IM GAP | | | |
|--------------------------------|--------------------|---------------------------|----------------------|---------------------|
| | Koefficiens | Szórás | t-statisztika | valószínűség |
| AR(1) | 1.2633 | 0.3450 | 3.6614 | 0.0006 |
| AR(2) | -0.0135 | 0.6534 | -0.0206 | 0.9836 |
| AR(3) | -0.4069 | 0.3547 | -1.1470 | 0.2565 |
| MA(1) | -0.5574 | 0.3324 | -1.6770 | 0.0993 |
| MA(2) | -0.8205 | 0.3838 | -2.1381 | 0.0370 |
| | | | | |
| R² | 0.8355 | Akaike info. krit. | 4.9505 | |
| Korrigált R² | 0.8233 | Schwarz krit. | 5.1266 | |
| Durbin-Watson | 2.0513 | Hannan-Quinn krit. | 5.0192 | |

| VÁLTOZÓ | FP GAP | | | |
|--------------------------------|--------------------|---------------------------|----------------------|---------------------|
| | Koefficiens | Szórás | t-statisztika | valószínűség |
| AR(1) | 1.8344 | 0.0727 | 25.2313 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.8901 | 0.0668 | -13.3299 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.9182 | 0.0765 | -11.9955 | 0.0000 |
| | | | | |
| R² | 0.7836 | Akaike info. krit. | 1.9904 | |
| Korrigált R² | 0.7760 | Schwarz krit. | 2.0951 | |
| Durbin-Watson | 1.9651 | Hannan-Quinn krit. | 2.0314 | |

| VÁLTOZÓ | BPR GAP | | | |
|--------------------------------|--------------------|---------------------------|----------------------|---------------------|
| | Koefficiens | Szórás | t-statisztika | valószínűség |
| AR(1) | 1.8589 | 0.0594 | 31.2864 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.8865 | 0.0589 | -15.0527 | 0.0000 |
| MA(1) | 1.6209 | 0.0528 | 30.6862 | 0.0000 |
| MA(2) | -0.0082 | 0.0951 | -0.0858 | 0.9319 |
| MA(3) | -1.5288 | 0.0938 | -16.2903 | 0.0000 |
| MA(4) | -0.8800 | 0.0494 | -17.8174 | 0.0000 |
| | | | | |
| R² | 0.9953 | Akaike info. krit. | -0.9466 | |
| Korrigált R² | 0.9949 | Schwarz krit. | -0.7371 | |
| Durbin-Watson | 1.9896 | Hannan-Quinn krit. | -0.8646 | |

| VÁLTOZÓ | D(CPI RAT) | | | |
|--------------------------------|--------------------|---------------------------|----------------------|---------------------|
| | Koefficiens | Szórás | t-statisztika | valószínűség |
| C | -0.4036 | 0.2610 | -1.5461 | 0.1278 |
| AR(1) | 0.5016 | 0.2816 | 1.7811 | 0.0804 |
| AR(2) | -0.0566 | 0.1345 | -0.4205 | 0.6758 |
| MA(1) | 0.1662 | 0.3012 | 0.5519 | 0.5832 |
| | | | | |
| R² | 0.3513 | Akaike info. krit. | 2.7966 | |
| Korrigált R² | 0.3159 | Schwarz krit. | 2.9375 | |
| Durbin-Watson | 1.9707 | Hannan-Quinn krit. | 2.8516 | |

| VÁLTOZÓ | D(I) | | | |
|--------------------------------|--------------------|---------------------------|----------------------|---------------------|
| | Koefficiens | Szórás | t-statisztika | valószínűség |
| C | -0.3959 | 0.1939 | -2.0421 | 0.0457 |
| AR(1) | -0.4690 | 0.1396 | -3.3597 | 0.0014 |
| AR(2) | 0.4547 | 0.1404 | 3.2381 | 0.0021 |
| AR(3) | -0.0527 | 0.1384 | -0.3805 | 0.7051 |
| MA(1) | 0.9812 | 0.0380 | 25.8361 | 0.0000 |
| | | | | |
| R² | 0.1323 | Akaike info. krit. | 2.8695 | |
| Korrigált R² | 0.0841 | Schwarz krit. | 3.0116 | |
| Durbin-Watson | 2.0016 | Hannan-Quinn krit. | 2.9249 | |

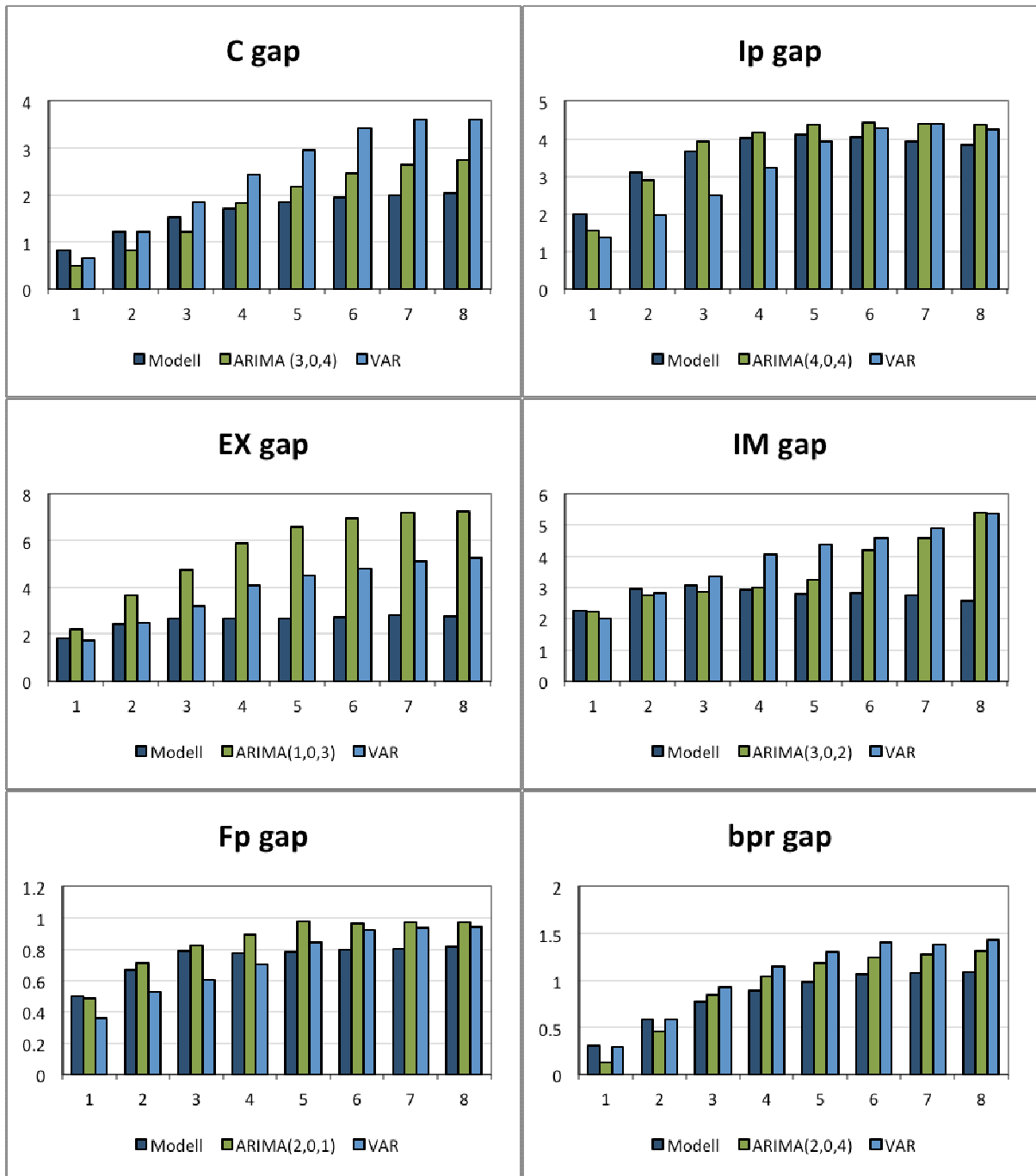
D) Függelék: a VAR(1) modell

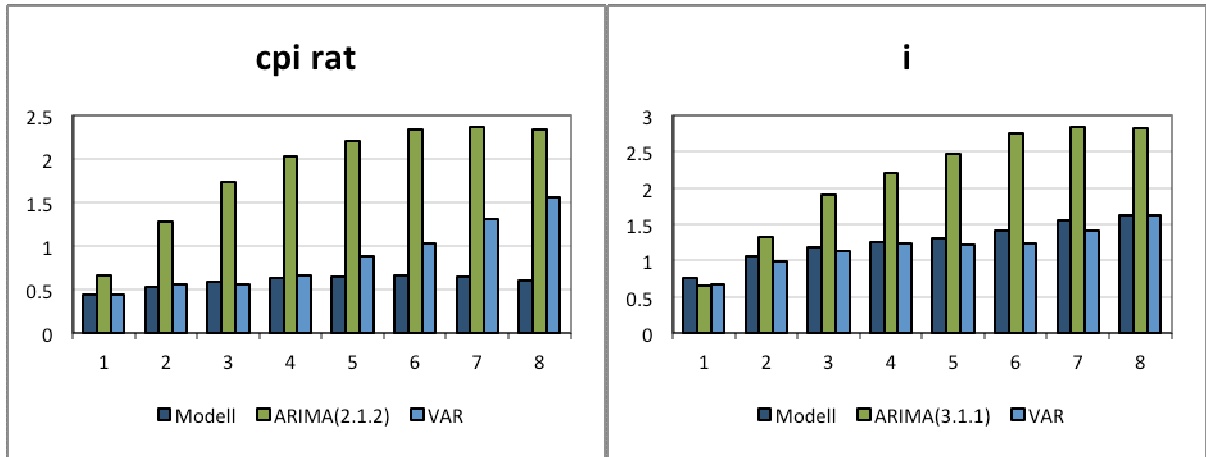
| | C GAP | IP GAP | EX GAP | IM GAP | FP GAP | BPR GAP | CPIT* | IT** | NEER GAP |
|----------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| C gap(-1) | 0.7594 | 2.1193 | 0.4346 | 1.3911 | -0.0665 | -0.1676 | 0.2003 | 0.2413 | -0.3882 |
| <i>t-stat.</i> | 3.8982 | 4.9585 | 0.9711 | 2.6025 | -0.6719 | -2.0952 | 1.7035 | 1.3025 | -0.5452 |
| Ip gap(-1) | 0.0733 | 0.1478 | 0.1120 | -0.0930 | -0.0004 | 0.0808 | -0.0643 | -0.1166 | 0.1868 |
| <i>t-stat.</i> | 1.0067 | 0.9250 | 0.6692 | -0.4650 | -0.0115 | 2.7020 | -1.4625 | -1.6838 | 0.7015 |
| EX gap(-1) | -0.0278 | 0.2476 | 1.2332 | 1.1262 | -0.0907 | -0.0692 | 0.0046 | -0.0353 | -0.2582 |
| <i>t-stat.</i> | -0.2783 | 1.1287 | 5.3692 | 4.1047 | -1.7859 | -1.6842 | 0.0770 | -0.3710 | -0.7065 |
| IM gap(-1) | -0.0161 | -0.3534 | -0.4674 | -0.3806 | 0.1044 | 0.0229 | 0.0458 | 0.0720 | 0.3412 |
| <i>t-stat.</i> | -0.1514 | -1.5184 | -1.9182 | -1.3076 | 1.9364 | 0.5253 | 0.7147 | 0.7136 | 0.8801 |
| Fp gap(-1) | -0.1956 | 2.2046 | -1.9449 | -1.9208 | 0.4340 | -0.0355 | 0.1433 | 0.6857 | 1.2490 |
| <i>t-stat.</i> | -0.5787 | 2.9728 | -2.5051 | -2.0712 | 2.5272 | -0.2560 | 0.7024 | 2.1333 | 1.0111 |
| bpr gap(-1) | 0.5248 | -3.8259 | 0.1183 | -1.0021 | 0.1789 | 1.1631 | -0.1086 | -0.2526 | 0.7408 |
| <i>t-stat.</i> | 1.3496 | -4.4848 | 0.1324 | -0.9393 | 0.9056 | 7.2845 | -0.4629 | -0.6831 | 0.5213 |
| cpit(-1) | 0.4489 | -1.7180 | 1.5722 | 1.0484 | 0.4118 | 0.3969 | 0.5672 | -0.5247 | -1.3295 |
| <i>t-stat.</i> | 1.3567 | -2.3668 | 2.0689 | 1.1548 | 2.4501 | 2.9216 | 2.8406 | -1.6677 | -1.0996 |
| it(-1) | -0.4310 | 1.1636 | -1.2754 | -0.7879 | -0.3191 | -0.3079 | 0.0603 | 1.1580 | 0.3376 |
| <i>t-stat.</i> | -2.1746 | 2.6759 | -2.8016 | -1.4489 | -3.1688 | -3.7833 | 0.5041 | 6.1443 | 0.4662 |
| neer gap(-1) | -0.0486 | -0.0828 | 0.2378 | 0.0905 | 0.0049 | -0.0443 | 0.0846 | 0.0246 | 0.8200 |
| <i>t-stat.</i> | -1.2133 | -0.9420 | 2.5837 | 0.8235 | 0.2424 | -2.6905 | 3.4987 | 0.6461 | 5.6001 |
| R ² | 0.9499 | 0.8361 | 0.9214 | 0.8919 | 0.8857 | 0.9448 | 0.8989 | 0.7944 | 0.5889 |
| Korr. R ² | 0.9356 | 0.7893 | 0.8990 | 0.8611 | 0.8530 | 0.9290 | 0.8700 | 0.7356 | 0.4714 |
| AIC | 3.1316 | 4.7031 | 4.7948 | 5.1504 | 1.7773 | 1.3515 | 2.1216 | 3.0310 | 5.7236 |
| SC | 3.5235 | 5.0950 | 5.1867 | 5.5422 | 2.1691 | 1.7434 | 2.5134 | 3.4228 | 6.1154 |

* $cpit_t = cpi_t^{rat} - afa_hat - cél$

** $it_t = i_t - rk_t^{trend} - cél$

E) Függelék: a modell előrejelzéseinek átlagos abszolút százalékpontos hibái (MAPE) a 2001 q1 és 2010q1 közötti időszakban, különböző időhorizonton





A KRTI eddig megjelent műhelytanulmányai

Varga Attila: From the geography of innovation to development policy analysis: The GMR-approach (2007/1)

Bessenyei István: Növekedési pólusok a térben és a társadalomban (2007/2)

Darvas Zsolt - Schepp Zoltán: Kelet-közép-európai devizaárfolyamok előrejelzése határidős árfolyamok segítségével (2007/3)

Varga Attila: GMR-Hungary: A Complex Macro-Regional Model for the Analysis of Development Policy Impacts on the Hungarian Economy (2007/4)

Reiff Ádám - Zsibók Zsuzsanna: Az infláció és az árazási magatartás regionális jellemzői Magyarországon, mikroszintű adatok alapján (2008/1)

Varga Attila - Parag Andrea: Egyetemi tudástransfer és a nemzetközi kutatási hálózatok szerkezete (2008/2)

Schepp Zoltán - Szabó Zoltán: Felsőoktatás-politika és állami finanszírozás: a 2007. évi felvételi tanulságai a gazdaságtudományi alapképzésben (2008/3)

Kaposi Zoltán: Város és agrárrendszer a polgárosodás korában (1850-1914) (a mezőgazdaság változásai Nagykanizsán) (2008/4)

Barancsik János: Néhány gondolat az „árelfogadó” és „ármeghatározó” fogalmak jelentéséről (2009/1)

Kiss Gy. Kálmán: A szövetkezeti bank megteremtésének kísérlete Magyarországon (2009/2)

Zeller Gyula: Létezik-e a Smith probléma, avagy mennyire egységesek Adam Smith nézetei? (2009/3)

Járosi Péter - Atsushi Koike - Mark Thissen - Varga Attila: Regionális fejlesztéspolitikai hatáselemzés térbeli számítható általános egyensúlyi modellel: a GMR-Magyarország SCGE modellje (2009/4)

Mellár Tamás: Felemás magyar modernizáció (2009/5)

Szabó Zoltán: Az új paternalizmus: a nem-rationális hitelfelvevői magatartás és a túlzott eladósodás néhány gazdasági viselkedéstani összefüggése (2009/6)

Erdős Katalin-Varga Attila: Az egyetemi vállalkozó: legenda vagy valóság az európai regionális fejlődés elősegítésére? (2009/7)

Sebestyén Tamás: Innovation and Diversity in a Dynamic Knowledge Network. (2010/1)

Mellár Tamás: Válaszút előtt a makroökonómia? (2010/2)

Attila Varga- Dimitrios Pontikakis- George Chorafakis: Agglomeration and interregional network effects on European R&D productivity (2010/3)

Attila Varga - Péter Járosi - Tamás Sebestyén: Geographic Macro and Regional Model for EU Policy Impact Analysis of Intangible Assets and Growth (2010/4)

Rappai Gábor – Szerb László: Összetett indexek készítése új módon: a szűk keresztmetszetekért történő büntetés módszere. (2011/1)

Mellár Tamás: Néhány gondolat a makroegyensúly értelmezéséhez (2011/2)

Balatoni András - Mellár Tamás: Rövid távú előrejelző modell Magyarországra (2011/3)