

## Rövid távú előrejelzésre használt makroökonometriai modell\*

---

**Balatoni András,**  
a Századvég Gazdaságkutató Zrt.  
kutatási igazgatója  
E-mail: balatoni@szazadvég-eco.hu

**Mellár Tamás,**  
az MTA doktora, a Pécsi  
Tudományegyetem  
egyetemi tanára  
E-mail: mellart@ktk.pte.hu

A szerzők bemutatják rövid távú előrejelzési és gazdaságpolitikai elemzési céllal, Magyarországra kifejlesztett makroökonometriai modelljüket. A rövid távú fókusz miatt az összefüggésrendszer középpontjában a keresleti hullámzások, azaz az üzleti ciklusok állnak, ezért a modell endogén változói a trendszűrt adatok, vagyis a valós adatok és az adott változók trendjei közötti rések (gapek). Ezek szétválasztása Hodrick–Prescott-szűrővel történt. A modell kínálati, keresleti, munkapiaci, ár-árfolyam-kamat és államháztartási blokkból áll, és előrejelző képessége – összehasonlítva más (ARIMA, VAR) modellezési technikákkal – jónak mondható, különösen az éven túli időhorizontok esetén.

TÁRGYSZÓ:  
Üzleti ciklus.  
Makroökonometriai modell.  
Előrejelzés.

---

\* A szerzők a Századvég Gazdaságkutató Zrt.-nél végzett munkájuk során fejlesztették ki a modellt, s ez-úton is köszönetet mondanak az intézetnek, illetve a munkatársaknak (*Cseh Andrásnak, Pitz Mónikának, Szolnoki Endrének, Tóth G. Csabának, Virovác Péternek és Viszkievicz Andrásnak*) a segítségért. Köszönet illeti továbbá *Csermely Ágnes*t, *Hunyadi Lászlót*, *Rappai Gábort*, *Varga Attilát* és *Várpalotai Viktort*, az anonim lektort, 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 kizárólag a szerzőket terheli a felelősség.

A negyedéves konjunktúraelemzések fontos része a fő makrogazdasági adatokra (a GDP felhasználási oldala, a munkaerőpiacot leíró legfontosabb paraméterek, az infláció illetve a kamatok) vonatkozó rövid távú előrejelzés. A prognózisok elkészítéséhez szükségünk van egy olyan makroökonometriai modellre, amelyre az előrejelzéseink során támaszkodhatunk, illetve amellyel hatástanulmányokat, scenárióelemzéseket készíthetünk. A rövid távú előrejelző modellünk kialakítása során ez volt az elsődleges 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 átváltás 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 (real business cycles model – reál üzleti ciklus modell) (*Hartley–Hoover–Salyer* [1998]) jelenti, ami szigorúan mikroalapon, kizárólag „mélypraméterekkel” 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 (dynamic stochastic general equilibrium – DSGE) (*Smets–Wouters* [2003], [2007]), amelyek bár alapjaiban mikrostruktúrát követnek, mégis számos ad hoc feltevással élnek. Ezeknek a súrlódásoknak az elméleti megalapozása kérdéses, ezért a 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 bayesi vektor-autoregresszív modellek. A modellkeret hamar népszerű lett hazánkban is (*Jakab–Világi* [2008], *Baksa–Benk–Jakab* [2009]). A másik, hagyományosabbnak tekintett modellezési eljárás a hibakorrektációs modellek (error correction model – ECM) fejlesztése (ilyen modellezési alapelvet követ a *Fagan–Henry–Mestre* [2001] által konstruált area-wide model). A modellek standard ökonometriai technikákkal becsülik a nemstacioner változók közötti hosszú távú (kointegráló) összefüggéseket, illetve az egyensúlyt helyreállító rövid távú dinamikát. Hazánkban nagy hagyománya van a hibakorrektációs modelleknek, elég csak a *Benk et al.* [2006], *Bíró–Elek–Vincze* [2007], *Horváth et al.* [2010], valamint *Cserhádi–Varga* [2000] által készített modellekre utalni.

Modellünk a két fő modelleszalád közül inkább a hibakorrekciósra hasonlít, mivel az egyenleteket nem közvetlenül a haszon/profitmaximalizáló gazdasági aktorok viselkedéséből vezetjük le. Ennek következtében az összefüggésrendszer 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 trendszűrés) határozzuk meg. Ez az eljárás nagyon hasonlít *Várpalotai* [2003] ötréses modelljénél alkalmazott módszerre,<sup>1</sup> melyre leginkább támaszkodtunk, azonban az általunk fejlesztett modell jóval gazdagabb struktúrájú, mint az alapnak tekintett keret.

A tanulmány felépítése a következő: miután az első részben bemutatjuk a modellezési alapelveket, illetve az adatokat, a másodikban részletesen leírjuk a modell struktúráját, és a becsült összefüggéseket. Ezt követően megvizsgáljuk a modell előrejelző képességét, összevetve a hasonló időszakon becsült ARIMA-, valamint VAR-modellek előrejelzési hibáival.

## 1. Modellezési alapelvek

Modellünk nem követi közvetlenül a mikrostruktúrát, ezért az összefüggések specifikációja során jelentős mozgásterünk adódott. Nem az volt ugyanis a célunk, hogy egy konkrét modellspecifikációt teszteljünk a magyar adatokon. Így akár több közgazdasági iskola összefüggéseit is ötvözhettük attól függően, hogy azok mennyire tűnnek konzisztensnek a hazai adatokkal. A konkrét specifikációk egyfajta iteratív eljárással készültek: az elméleti összefüggést sokszor kiegészítettük, illetve átalakítottuk annak érdekében, hogy a modell magyarázóereje megfelelő legyen, ugyanakkor törekedtünk arra is, hogy az egyes paraméterek továbbra is könnyen értelmezhetőek, a korábbi empirikus vizsgálatokkal összevethetőek legyenek. A mozgástér behatárolásához, szűkítéséhez olyan axiómarendszert állítottunk fel, ami az egyes endogén változók viselkedési egyenletének becslése során segít kiválasztani a megfelelő magyarázóváltozókat. Ezek az axiómák a modell elméleti hátterének tekinthetők.

A1) A gazdaság hosszú távú fejlődését a rendelkezésre álló termelési tényezők, illetve a termelési technológia határozza meg, azonban

<sup>1</sup> Az egyenletrendszer alapja *Svensson* ([1998], [2000]) modellje, mely a hazai szakirodalomban igen gyakran alkalmazott összefüggés (*Benczúr–Simon–Várpalotai* [2002], *Várpalotai* [2006], *Balaton* [2010], *Mellár* [2008]).

rövid távon a különböző súrlódások, merevségek miatt keynesi 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. Az endogén változók késleltetettjeinek szerepeltetése az egyenletek magyarázóváltozói között azonban megváltoztatja a koefficiensok értelmezését. Ha a regressziós egyenletünk az  $Y_t = \beta X_t + \delta Y_{t-1}$  alakban specifikált, akkor a  $\beta$  koefficiens vektor csak az azonnali hatást reprezentálja, míg a hosszú távú multiplikátor értéke  $\frac{\beta}{1-\delta}$  lesz. Az egyenletek bemutatásánál ezeket a hosszú távú multiplikátorokat számszerűsítjük, így az endogén változók késleltetettjeit tartalmazó egyenletek a  $Y_t = (1-\delta) * \left( \frac{\beta}{1-\delta} X_t \right) + \delta Y_{t-1}$  alakban írjuk fel. Ez a reprezentáció egyszerre mutatja be a hosszú távú multiplikátorokat, illetve az idősorok simaságát számszerűsítő  $\delta$  autoregresszív paramétereket.

A4) Magyarország kis, nyitott gazdaság, így a külső tényezők, valamint az árversenyképességünket megragadó reálárfolyam rövid távon érdemi hatást fejtenek ki a hazai folyamatokra.

A5) A monetáris politika exogén inflációs célt követ, mely elérésének 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.

## 2. Adatok, módszerek, transzformáció

A modell adatbázisa negyedéves gyakoriságú, szezonálisan kiigazított adatokból áll össze, 1995 első negyedétől 2010 második negyedévéig. Egyes változóknál azonban rövidebb a rendelkezésre álló idősor hossza: a maginfláció, illetve a nyers élelmiszerek adatsora 1996 első negyedétől, míg a mezőgazdasági termelői árindex 1997 első negyedétől áll rendelkezésre. Az adatok forrása a Központi Statisztikai Hivatal (KSH), valamint a Magyar Nemzeti Bank (MNB). Valamennyi nominális változót 2000-es árszintre defláltuk. A modellhez felhasznált nyers adatokat, azok forrását és jelölését a Függelék 1. pontja mutatja be.

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 határozzuk meg. A trendértékeket, melyekkel az ECM-modelleknél alkalmazott hosszú távú összefüggéseket helyettesítjük, legtöbbször a potenciális GDP százalékában rögzítjük, így a kínálati sokkok (például beruházások felfutása) visszahatnak a változók egyensúlyi szintjére, vagyis a trendekre is.

A trendszűréshez az irodalomban gyakran alkalmazott *Hodrick–Prescott* [1997] (HP) -filtert használjuk.<sup>2</sup> Ez a technika az idősorokat két alapvető részre bontja: növekedési ( $g_t$ ) és ciklikus komponensre ( $c_t$ ). Az idősor egyes elemei ( $y_t$ ) felírhatók az  $y_t = g_t + c_t$  alakban. Az eljárás során az /1/ feltételes szélsőérték-feladatra megoldás az algoritmus. A trendszűréshez meg kell adnunk egy paramétert, ami meghatározza, hogy mennyire simítsa ki a gazdasági idősorokat a módszer. A  $\lambda$  így egyfajta büntető paraméter, ami a növekedési komponens szórását befolyásolja. Amennyiben  $\lambda \rightarrow \infty$ , akkor lineáris trend lesz a szűrés eredménye, amennyiben pedig  $\lambda = 0$ , akkor az eredeti adatokat kapjuk vissza.

$$\min \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2, \quad /1/$$

feltéve, hogy

$$c_t = y_t - g_t,$$

A  $\lambda$  paraméterrel felosztjuk a folyamat varianciáját a növekedési és a ciklikus komponens varianciája között. Ha ismerjük a szórásokat ( $\sigma_c$  a trend százalékában ki-

<sup>2</sup> Megjegyezzük, hogy a HP-filter alkalmazása kevésbé szigorú feltételezés, mint az általában használt dlog specifikáció. Ez utóbbinál ugyanis konstans növekedési rátát feltételezünk, ami a HP-trendek esetén nem szükséges.

fejezett ciklikus komponens szórása, míg a  $\sigma_g$  a növekedési ráták szórása), akkor a  $\sqrt{\lambda} = \sigma_c / \sigma_g$  képlet segítségével határozhatjuk meg a  $\lambda$  paraméter nagyságát. Hodrick és Prescott [1997] a  $\sigma_c = 5$ , valamint a  $\sigma_g = 0,125$  értékből számította ki a negyedéves gyakoriságú adatok esetén standardnak számító 1600-as simasági paramétert. Mi azonban jóval magasabb simasági paraméterrel ( $\lambda = 10\,000$ ) szűrjük az idősorokat. Ennek intuitív és gyakorlati okai egyaránt vannak. Hazánkban 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 országokétól (lévén, hogy azt elsősorban a demográfiai trendek, a technológiai növekedés befolyásolja).

A másik fontos ok, amiért az idősorok varianciájának minél nagyobb hányadát igyekszünk a ciklikus komponensben elszámolni, az a trendértékek exogénként történő kezelése a modellben. Minél kevesebb variancia marad a trendben, annál kisebb hibát vétünk az esetleges extrapolációk esetén, vagy amennyiben a trendértékeket a potenciális kibocsátás százalékában rögzítjük. A  $\lambda$  paraméter emelésének a következménye a gapek szórásának, valamint perzisztenciájának a növekedése, miközben a trendek egyre simábbak lesznek. Mi korlátozza ugyanakkor a  $\lambda$  paramétert felülről? A trend simaságának az emelkedésével a gapek stacionaritása megszűnhet, és ez hamis regressziót eredményez. A vizsgálataink során azt tapasztaltuk, hogy a 10 000-es paraméter az a szint, ami még biztosítja a rések stacionaritását, és a lehető legsimább trendértékeket eredményezi.

Az adatsorok rövidege miatt az egyenleteket egyesével becsüljük meg, a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével, illetve a szimultán változókat tartalmazó egyenleteket az általánosított momentumok módszerével (generalized method of moments – GMM).<sup>3</sup> Ez utóbbi eljárás részletes bemutatására nem vállalkozunk, az megtalálható Hamilton [1994], Mátyás [1999] és Hayashi [2000] könyvében. A GMM-technika fontos tulajdonsága, hogy instrumentális változók segítségével kiküszöböli az endogenitási torzítást, amely miatt az OLS-becslés inkonzisztens volna.

Az eljárás a hibatagok ( $u(\beta) = Y_t - X_t'\beta$ ) és az instrumentumok ( $Z_t$ ) súlyozott négyzetes különbségét minimalizálja, tehát az egyes instrumentumokkal korrelálatlan hibatag becslésre épül /2/. A  $\hat{W}$  súlymátrix bármilyen pozitív szemidefinit súlymátrix lehet, mi azonban kedvező tulajdonságai miatt valamennyi becslésnél HAC-súlymátrixot (heteroskedasticity and autocorrelation consistent) alkalmaztunk, ami autokorreláció és heteroskedaszticitás esetén is robusztus eredményeket biztosít (er-

<sup>3</sup> Hasonlóan Benk és szerzőtársaihoz [2006].

ről részletesen lásd *Newey és West [1987]* írását). A GMM eljárás a /2/-es összefüggést minimalizálja, ahol a számított  $J$ -statisztika  $\chi^2$  eloszlást követ, ahol a szabadságfok  $k - l$  ( $k$  az instrumentumok,  $l$  pedig a becsült koefficiensek száma).

$$\min_{\beta} J(\beta, \hat{W}_T) = \frac{1}{T} (Y_t - X_t' \beta)' Z \hat{W}_T^{-1} (Y_t - X_t' \beta) Z' \quad /2/$$

A  $J$ -statisztika fontos információt hordoz, mivel megmutatja, hogy az általunk választott instrumentumok milyen mértékben ortogonálisak a hibatagokkal, vagyis az instrumentumok validitását tesztelik. A teszt nullhipotézise, hogy a hibatagok és az instrumentális változók nem korellálnak egymással, így amennyiben nem tudjuk elvetni azt, akkor az instrumentumok megfelelőnek tekinthetők. A becslések során instrumentumokként a magyarázóváltozók késleltetett értékei szerepelnek.

### 3. A modell struktúrája

A modell öt fő blokkból áll. Az első, a gazdaság hosszú távú fejlődését leíró kínálati blokk a potenciális kibocsátást határozza meg. A másodikban 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 a Függelék 2. tartalmazza.

#### 3.1. 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 nemmegfigyelt változó, vagyis szintjének meghatározásához valamilyen közelítő eljárást kell alkalmaznunk. Modellünkben *D'Auria és szerzőtársaihoz [2010]* hasonlóan a termelési függvény megközelítést használjuk. A becslések során a legnagyobb bizonytalanságot a termelési tényezők normál kihasználtsági szintjének meghatározása okozza. A munkafelhasználás és a teljes tényező termelékenység (total factor productivity – TFP) idősoraiból ki kell szűrünk a kereslet által indukált prociklikus

hullámmozgást, és meg kell határoznunk 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 a termelési függvény Cobb–Douglass (CD) -típusú, vagyis a helyettesítési rugalmasság éppen egységnyi. Bár a feltevés meglehetősen szigorúnak tűnik, az empirikus becslések nem vetik el a CD-specifikáció létjogosultságát, és továbbra is ez tekinthető általánosnak.<sup>4</sup> A tőke parciális termelési rugalmasságát *Bíró–Elek–Vinczéhez* [2007] hasonlóan 0,4-re kalibráltuk. A paraméterértéket a makrojövedelmi 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 a beruházási értékek segítségével negyedévesítettük. A két adatsor közötti kiegyenlítést az amortizációs ráta kalibrálása segítségével értük el,<sup>5</sup> 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 a következő differenciaegyenlet írja le:<sup>6</sup>

$$K_{t+1} \equiv K_t + I_t - \delta K_t, \quad /3/$$

ahol  $K_t$  a reál-tőkeállomány  $t$ -edik időszak elején számított szintje,  $I_t$  a  $t$ -edik időszak beruházási volumene, illetve  $\delta$  az amortizációs ráta. Ezt követően a rendelkezésre álló GDP ( $Y$ ), foglalkoztatottsági ( $F$ ), illetve tőkeadatok ( $K$ ) segítségével meg tudjuk határozni a  $TFP$  szintjét /4/.

$$TFP_t \equiv \frac{Y_t}{K_t^\alpha * (F_t)^{1-\alpha}}, \quad /4/$$

A potenciális kibocsátás kiszámításához a  $TFP$  és a foglalkoztatottsági szint egyensúlyi szintjét kell meghatároznunk. Ehhez szintén HP-szűrőt használunk

<sup>4</sup> Meg kell azonban jegyeznünk, hogy *Benk és szerzőtársai* [2006] mikroadatokra hivatkozva a CES- (constant elasticity of substitution – konstans helyettesítési rugalmasságú) függvényformát tekintik jobb közelítésnek.

<sup>5</sup> A KSH által publikált reáltőke-állományt és az általunk becsült adat közötti eltérésnégyzet-összeget minimalizáljuk az amortizációs ráta segítségével. A számítások elvégzéséért köszönettel tartozunk *Virovác Péternek*.

<sup>6</sup> Az itt következő egyenleteknél az alsó indexben szereplő  $t$  minden esetben a negyedévre utal, a felső indexben szereplő *trend* az adott változó HP-trendjét, míg a *gap* felső index a trendtől vett százalékos (a reálkamatláb esetén százalékpontos) eltérést jelöli.



10 000-es  $\lambda$  paraméterrel.<sup>7</sup> Miután valamennyi termelési tényezőt számszerűsítettük, meg tudjuk határozni a potenciális kibocsátás ( $Y_t^{pot}$ ) szintjét minden negyedévre vonatkozóan az /5/-ös összefüggés segítségével.

$$Y_t^{pot} \equiv TFP_t^{trend} K_t^{0,4} (F_t^{trend})^{(1-0,4)} \quad /5/$$

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

### 3.2. Keresleti blokk

Az aggregált keresletet hét részre bontjuk: háztartások fogyasztási kiadására (*C*), természetbeni juttatásra (*TJ*), közösségi fogyasztásra (*G*), beruházásra (*I*), készletek változására, illetve hibára (*ST*),<sup>8</sup> valamint exportra (*EX*) és importra (*IM*), aminek különbsége a nettó exporttal egyenlő. Így a negyedéves reálkibocsátás (*Y*) az A1) axióma szerint a keresleti tényezők összegeként áll elő:

$$Y_t \equiv C_t + TJ_t + G_t + I_t + ST_t + (EX_t - IM_t). \quad /6/$$

A beruházásokat tovább bontjuk magán és közösségi beruházásra ( $I_t = Ip_t + Ik_t$ ), ahol *p* a magán, míg *k* a közösségi beruházásokra utal. A bruttó hazai termékben belül számszerűsítünk egy mag-GDP mutatót (*Ym*), amely nem tartalmazza a természetbeni juttatásokat, a közösségi fogyasztást, illetve a közösségi beruházást. 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 számítjuk. A kormányzati beruházás trendjét szintén reziduumként határozzuk meg, a következő 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.

<sup>7</sup> A *TFP* trendszűrésénél felhasználjuk az Európai Unió Business Survey kapacitáskihasználtsági mutatóját is, hogy ezáltal csökkentjük a technika ún. végponti gyengeségét.

<sup>8</sup> Mivel a KSH 2000. évi átlagáros éves GDP-tételeire nem áll fenn az additív konzisztencia (*Anwar-Szőkéné Boros* [2008], *Cserhádi-Keresztély-Takács* [2008]), ezért a láncindexálás módszere révén felmerülő hibát is a készletekhez adtuk hozzá.

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 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.

Modellünkben a háztartások fogyasztási kiadása a bruttó reálbértömeg /16/, a reálkamatláb /28/, valamint a forint reáleffektív árfolyamának gapértékétől /24/ függ /7/.<sup>9</sup> A bruttó bértömeg egyensúlyi pályától való egy százalékos elmozdulása hosszú távon 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 árfolyamrész) 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. Hosszú távon a reálkamatláb egy százalékpontos emelkedése a fogyasztási gapet 0,23 százalékkal csökkenti.

$$C_t^{gap} = \begin{pmatrix} 1 - 0,6899 \\ (5,3272) \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} 0,7549 * rbt_t^{gap} - 0,3328 * neer_t^{gap} - 0,2313 * rk_t^{gap} \\ (2,9383) \quad (-2,9564) \quad (-0,7078) \end{pmatrix} + \\ + 0,6899 * C_{t-1}^{gap} \quad (5,3272) \quad /7/$$

$N = 53$

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  $R^2 = 0,9486$ .

$J$ -statisztika  $p = 0,3357$ .

<sup>9</sup> A paraméterek alatt zárójelben a  $t$ -statisztikák találhatók.

A magánberuházás ciklikus viselkedését alapvetően két tényező határozza meg /8/. Az egyik a TFP-ciklikus komponense, ami nem más, mint a kapacitás-kihasználtsági mutató (*util*). Amennyiben a kapacitások kihasználtsága meghaladja a normál rátát a vállalatok a beruházási aktivitásuk emelése révén bővítik a kapacitásokat (akceleratorhatás). A beruházásokat meghatározó másik strukturális paraméter a hosszú lejáratú reálkamat /29/ trendszűrt értéke. Bár a becslést koefficiens nem szignifikáns, *Kátay* és *Wolf* [2006] mikroadat segítségével szignifikáns hatást mutatott ki a tőkeköltség és a beruházási aktivitás között, így elvetették az egyszerű akcelerator modellek relevanciáját a magyar gazdaságban. Az aggregált beruházási volumen ugyanakkor rendkívül nagy szóródást mutat, 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 érdemben a fogyasztás simasági koefficiensétől. A beruházási sokkok ezért meglehetősen perzisztensek a magyar gazdaságban, ami meglepő a nemzetközi eredmények ismeretében.

$$Ip_t^{gap} = \left( 1 - 0,6534 \right) * \left( \begin{matrix} 0,3880 * util_t & -0,6910 * rkh_t^{gap} \\ (3,5252) & (-1,1970) \end{matrix} \right) + 0,6534 * Ip_{t-1}^{gap}. \quad /8/$$

$N = 53$

Becslési módszer: GMM.

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

Korrigált  $R^2 = 0,6737$ .

*J*-statisztika  $p = 0,7237$ .

Az A4) feltételnek megfelelően a jelentős súlyt képviselő export a külkereskedelmi partnerek súlyozott importjának és a fogyasztói ár alapú reálárfolyam /21/ ciklikus komponensének a függvénye /9/. A becslés alapján mindkét magyarázóváltozó koefficiense szignifikáns, és az előjele az elmélettel összhangban áll.

$$EX_t^{gap} = \left( 1 - 0,5244 \right) * \left( \begin{matrix} 3,5534 * kk_t^{gap} & + 0,4213 * reer_{t-1}^{gap} \\ (4,3788) & (2,2555) \end{matrix} \right) + 0,5244 * EX_{t-1}^{gap}. \quad /9/$$

$N = 61$

Becslési módszer: KLMN.

Korrigált  $R^2 = 0,8137$ .

Az importfüggvény a belső felhasználási rést /13/, az export gapját, valamint a reálárfolyam trendszűrt értékét tartalmazza. A becslést egyenlet jól tükrözi, hogy a hazai exportáló vállalatok importigénye jelentős, mivel a kivitel megugrása számottevő

behozatalemelkedést von maga után, így a külső többletkereslet tovagyrúzó hatása igen gyenge Magyarországon. A reálárfolyam leértékelődése rontja a külföldi termékek magyarországi árversenyképességét, ennek következtében az import visszaesik.

$$IM_t^{gap} = 0,3916 * Yb_t^{gap} + 0,8890 * EX_t^{gap} - 0,0966 * reer_t^{gap}. \quad /10/$$

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

$N = 55$

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  $R^2 = 0,9396$ .

$J$ -statisztika  $p = 0,5121$ .

Miután valamennyi endogén keresleti gap alakulását leíró egyenletet meghatároztuk, az exogén trendek segítségével visszszámítjuk az egyes felhasználási tételek szintjét, és így ki tudjuk számítani a reál-GDP-t. Az aktuális outputot ezután össze lehet vetni a potenciális kibocsátással, ezáltal megkapható a kibocsátási rés ( $Y_t^{gap}$ ).

$$Y_t^{gap} \equiv \frac{Y_t}{Y_t^{pot}} * 100 - 100 \quad /11/$$

A kibocsátási résen kívül meghatározzuk a mag- vagy piaci GDP-rést /12/, valamint a belső felhasználási gapet is /13/

$$Ym_t^{gap} \equiv \frac{Ym_t}{Y_t^{pot} - G_t^{trend} - TJ_t^{trend} - I_t^{k-trend}} * 100 - 100, \quad /12/$$

$$Yb_t^{gap} \equiv \frac{C_t + G_t + TJ_t + I_t + ST_t}{C_t^{trend} + G_t^{trend} + TJ_t^{trend} + I_t^{trend} + ST_t^{trend}} * 100 - 100. \quad /13/$$

### 3.3. Munkapiaci blokk

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

A foglalkoztatottak számának trendszűrését már a potenciális kibocsátást meghatározó részben elvégeztük. Ezen felül azonban trendszűrjük a magánfoglalkoztatottak létszámát ( $Fp$ ) is. Az A1) feltevés szerint a kínálat rövid távon a kapacitáskihasználtság növelésével reagál a kereslet felfutására, így a /14/ egyenletben a belső- és az exportkereslet is szerepel. Megjelenik továbbá a privát reálberek egyensúlyi szintjétől vett százalékos eltérése is. Az egyenlet alapján elmondható, hogy a belső kibocsátási rés sokkal jelentősebb foglalkoztatásnövekedést von maga után, mint az export ciklikus felfutása. Ez utóbbi változó 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 maga után. A magas autokorrelációs együttható (0,74) a foglalkoztatottak létszámának lassú alkalmazkodását igazolja, azaz a kibocsátási ciklust elnyújtva és jelentős késéssel követi csak a foglalkoztatás felfutása.

$$Fp_t^{gap} = \left( \begin{array}{c} 1 - 0,7488 \\ (9,8345) \end{array} \right) * \left( \begin{array}{ccc} 0,2512 * Yb_t^{gap} & + 0,0818 * EX_t^{gap} & - 0,2640 * bpr_t^{gap} \\ (2,1640) & (1,0994) & (-1,3537) \end{array} \right) + /14/ \\ + 0,7488 * Fp_{t-1}^{gap} \\ (9,8345)$$

$N = 55$

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  $R^2 = 0,7836$ .

$J$ -statisztika  $p = 0,6931$ .

A privát reálberek dinamikájának meghatározásához szükség van egy egyensúlyi reálbérszintre ( $bpr^{trend}$ ), amelyet HP-filterezéssel közelítünk. Azzal a feltételezéssel élünk, hogy a közösségi szféra reálbérei tartósan eltérhetnek az egyensúlyi szinttől, amit – ennek a torzításnak a kiszűrése miatt – a privát reálbérből számítottunk. Ezt követően definiáljuk a privát, illetve az aggregált reálbérrést ( $bpr^{gap}$ ,  $bar^{gap}$ ), ami az aktuális reálberek egyensúlyi szintjétől 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 gapértékre, mivel az összefüggés a bérek – jelen esetben reálberek – dinamikáját és nem a szintjét határozza meg. Ebből a megfontolásból a bruttó reálbérrés differenciáját modellezzük, vagyis azt, hogy távolodik, illetve közeledik-e a privát reálbér az egyensúlyi szintjéhez. Ez azonban a rés nemstacioner viselkedését vonná maga után, így egy hibakor-

rekiós tagot is beépítünk az egyenletbe: a bruttó privát reálbérés szintjének késleltetett értéke csökkenti a bérdinamikát, ezzel garantálva a bruttó privát reálbérek egyensúlyi értékükhöz való konvergenciáját.

Emellett magyarázóváltozóként a munkapiaci feszességet leíró foglalkoztatottsági gap, illetve a meglepetésinfláció ( $cpi_t^{gap}$ ) 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.

$$d(bpr_t^{gap}) = \left( 1 - 0,3404 \right)_{(2,0559)} * \left( 0,3791 * F_t^{gap} - 0,5430 * cpi_t^{gap} - 0,0805 * bpr_{t-1}^{gap} \right)_{\substack{(4,4845) \\ (-3,6076) \\ (-1,9816)}} + \quad /15/ \\ + 0,3404 * d(bpr_{t-1}^{gap})_{(2,0559)}$$

$$N = 54$$

Becslési módszer: GMM.

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

Korrigált  $R^2 = 0,5865$ .

$J$ -statisztika  $p = 0,1898$ .

Mivel a foglalkoztatottak számára, illetve a bruttó reálbérek színvonalára rendelkezünk egyensúlyi vagy trendértékkel, 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 /16/ képlet definiálja, ami fontos szerepet játszik a fogyasztás ciklikus viselkedésében.

$$rbt_t^{gap} = \frac{Fk_t * bkr_t + Fp_t * bpr_t}{F_t^{trend} * bpr_t^{trend}} \quad /16/$$

### 3.4. 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 üzemanyagokra és szabadpiaci

energiára (*uzema*), valamint a 16,6 százalékos szabályozott árakra (*szab*), amelyek exogének modellünkben.<sup>10</sup>

Első lépésként a maginfláción kívüli tételeket leíró egyenleteket mutatjuk be. A nyers élelmiszer-árindex saját készletetettjén kívül a mezőgazdasági termelői árindexről  $mg_t^{rat}$ , illetve a forint nomináleffektív árfolyamindexének a trendtől való százalékos eltérésétől /25/ függ.

$$nyers_t^{rat} = \left(1 - 0,6311\right) * \left(0,8706 * mg_t^{rat} + 1,1748 * neer_t^{gap}\right) + 0,6311 * nyers_{t-1}^{rat} \quad /17/$$

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

$$N = 51$$

Becslési módszer: GMM.

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

Korrigált  $R^2 = 0,7462$ .

$J$ -statisztika  $p = 0,2526$ .

Az energiaárak ( $uzema^{rat}$ ) egyenletében a világgiazi olajár éves növekedési rátája ( $O^{rat}$ ),<sup>11</sup> illetve az árfolyamrész szerepel.

$$uzema_t^{rat} = \left(1 - 0,7200\right) * \left(0,3833 * O_t^{rat} + 0,7306 * neer_{t-1}^{gap}\right) + 0,7200 * uzema_{t-1}^{rat} \quad /18/$$

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

$$N = 57$$

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 egyszerű indexálással határozza meg a következő időszakra vonatkozó inflációs várakozásait.

A várakozások kialakítását a /19/ összefüggés írja le,<sup>12</sup> ahol a *cél* a jegybanki inflációs célt,<sup>13</sup>  $E$  a várakozásoperátort jelöli, a  $0 \leq \mu \leq 1$  konstans pedig a gazdasági

<sup>10</sup> A sztochasztikus egyenletekben az árak év/év növekedési rátái szerepelnek, amiket a rat felső indexszel jelölünk.

<sup>11</sup> Az  $O$  a Brent-olaj dollárban kifejezett negyedéves átlagárát jelöli.

<sup>12</sup> Hasonló módon formalizálja a várakozásokat Koppány [2007] is.

<sup>13</sup> Mivel az összefüggést 1996-tól szeretnénk megbecsülni, ezért a csúszo 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 élünk, hogy az időszak inflációs célja egyenlő a külkereskedelmi partnereink átlagos inflációjával (2%) és a leértékelési ráta összegével. Az inflációs célt importált inflációs célként lehet értelmezni.

szereplők arányát reprezentálja. A  $\mu$  paraméter a jegybank hitelességét méri, azaz minél magasabb, annál jobban orientálják a jegybanki célok a gazdasági aktorokat, vagyis az inflációs cél betölti a nominális horgony funkcióját.

$$E_t mag_{t+1}^{rat} \equiv \mu * cél_t + (1 - \mu) * mag_t^{rat} \quad /19/$$

Azért, hogy meghatározzuk a  $\mu$ -t, meg kell becsülnünk az A2) feltételben leírt Phillips-görbét. Az összefüggésben a 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 áfaváltozás hatása is megjelenik /20/.

$$\begin{aligned} d(mag_t^{rat}) = & 0,1238 * (cél_t - mag_{t-1}^{rat}) + 0,0694 * Y_t^{gap} + 0,6622 * d(áfa_t^{rat}) + \\ & + 0,0381 * d(nyers_{t-2}^{rat}) + 0,0294 * d(uzema_t^{rat}) + 0,3967 * d(bp_t^{rat}) + \\ & + 0,0364 * neer_t^{gap} \quad /20/ \\ & (2,9642) \quad (2,8388) \quad (8,0266) \\ & (3,6870) \quad (2,0998) \quad (2,7409) \\ & (1,6476) \end{aligned}$$

$N = 54$

Becslési módszer: GMM.

Instrumentumok:  $Y_{t-1}^{gap}$ ,  $Y_{t-2}^{gap}$ ,  $Y_{t-3}^{gap}$ ,  $d(áfa_{t-1}^{rat})$ ,  $d(áfa_{t-2}^{rat})$ ,  $d(áfa_{t-3}^{rat})$ ,  $d(nyers_{t-2}^{rat})$ ,  $d(nyers_{t-3}^{rat})$ ,  $d(uzema_{t-1}^{rat})$ ,  $d(uzema_{t-2}^{rat})$ ,  $d(bp_{t-1}^{rat})$ ,  $d(bp_{t-2}^{rat})$ ,  $d(bp_{t-3}^{rat})$ ,  $neer_{t-1}^{gap}$ ,  $neer_{t-2}^{gap}$ ,  $neer_{t-3}^{gap}$ .

Korrigált  $R^2 = 0,6801$ .

$J$ -statisztika  $p = 0,6188$ .

A becslés alapján a  $\mu$  paraméter értéke 0,12, ami alacsonynak mondható, ezáltal jól tükrözi a hazai inflációs célkövetés alacsony hitelességét. Az inflációs várakozásokat ezt követően minden időszakra kiszámítjuk a /19/ egyenlőség segítségével, mivel az egyensúlyi vagy várt nominális árfolyam meghatározásánál, a /22/ összefüggésben, 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 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] lényegesen hosszabb időhorizonton, csak a non-tradeable szektorra (elsősorban a szolgáltatások sorolhatók ide)



0,03-os paramétert becsült. Az általunk meghatározott paraméter a szakirodalomban fellelhető korábbi becslések alsó sávjába esik, azonban a viszonylag alacsony koefficiens a HP-szűrőnél használt magasabb  $\lambda$ -val is magyarázható. A kínálati tényezők koefficiensei szintén szignifikánsak, és az előjelük megfelel az előzetes várakozásoknak.

Az A4) feltevés szerint a reáleffektív árfolyam fontos szerepet játszik a hazai folyamatokban: változó érdemben befolyásolja az export és az import volumenét. A modellben a fogyasztói ár alapú reálárfolyam (*reer*) szerepel /21/:

$$reer_t \equiv neer_t \frac{cpik_t}{cpi_t}, \quad /21/$$

ahol a *cpik* a külső árszínvonal. A reáleffektív árfolyam Magyarországon jelentősen felértékelődött az elmúlt tizenöt év folyamán, ami elsősorban a hazai gazdaság felzárkózó jellegéből következik (Kovács [2001], Egert–Halpern–Mestre [2006]). Ezt a hosszú távú tendenciát HP-filterrel szűrjük, és a reálárfolyam trendtől való százalékos eltérése (*reer<sup>gap</sup>*) bekerül a modellbe, amely 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.

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 /22/.

$$E_{t-1} neer_t \equiv neer_t^{trend} \equiv reer_t^{trend} \frac{E_t cpik_t}{E_t cpi_t} \quad /22/$$

A külföldi árszínvonal várt értékét az  $E_{t-1} cpik_t = cpik_{t-4} * E_{t-1} cpik_t^{rat}$  definiálja, ahol az egyszerűség kedvéért az  $E_{t-1} cpik_t^{rat} = 1,02$ , azaz a külső inflációs várakozások két százalékon állnak és exogének a modellben. A hazai egyensúlyi árszintre vonatkozó várakozásokat ezzel szemben a /23/ egyenlet írja le, vagyis azt feltételezzük, hogy a fogyasztói árindex év/év változására vonatkozó várakozások hasonló módon képződnek, mint ahogy a maginfláció esetén megbecsültük.

$$E_{t-1} cpi_t \equiv cpi_{t-4} * E_{t-1} cpi_t^{rat} \equiv cpi_{t-4} * (0,1238 * \text{cél}_t + (1 - 0,1238) * cpi_{t-1}^{rat}) \quad /23/$$

A nominális árfolyam trendjétől, illetve várt szintjétől való százalékos eltérését, azaz a nominális árfolyamrést a /24/ egyenlet írja le.

$$neer_t^{gap} \equiv \frac{neer_t}{neer_t^{trend}} * 100 - 100 \quad /24/$$

A nominális árfolyamrés 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 [2002] az inflációs célkövetés bevezetése előtt még feltételezték, hogy a magas kamatkülönbség csak ideiglenesen erősíti az árfolyamot, majd a kamatparitásnak megfelelően leértékelődés következik be. Ezzel szemben 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 sérül az arbitrázsmentesség feltétele, mivel a kamatláb-különbségre épülő carry trade (kamatkülönbséti) ügyletek a növekvő kamatlábak mellett erősítik a hazai devizát (Kisgergely [2010]). A kamatlábak árfolyamra gyakorolt hatásának számszerűsítéséhez meg kell határoznunk a „semleges” nominális kamatokot, 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 árfolyamrés alakulását meghatározó sztochasztikus egyenlet a következő alakban írható fel /25/, ahol a  $i$  a hazai,  $ik$  pedig az eurózóna nominális, három hónapos kamatát jelöli.

$$neer_t^{gap} = -0,3807 * \left[ (i_t - ik_t) - (cél_t + rk_t^{trend} - 4) \right] + 0,6265 * neer_{t-1}^{gap} \quad /25/$$

(-1,9658) (4,2955)

$N = 37$

Becslési módszer: GMM.

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

Korrigált  $R^2 = 0,3705$ .

$J$ -statisztika  $p = 0,3089$ .

Látható, hogy a nominális kamatkülönbség emelkedése az árfolyam erősödését vonja maga után, ráadásul ez a jelentős autokorrelációs együttható miatt időben elnyújtottan megy végbe. Így a fedezetlen kamatparitás által jósolt azonnali felértékelődés, majd lassú leértékelődés – a számításaink szerint – valóban nem áll fenn. Az egyenlet magyarázóereje azonban igen alacsony. A  $neer_t^{gap}$  varianciájának mindössz-

sze 40 százalékát magyarázza a kamatkülönbözet, a fennmaradó rész a kockázati prémium ( $kp$ ) változásaként értelmezhető. Tehát az egyenlet reziduumait egy új változóként definiáljuk /26/.

$$kp_t = neer_t^{gap} - \left\langle -0,2974 * \left[ (i_t - ik_t) - (cél_t + rk_t^{trend} - 4) \right] + 0,6088 * neer_{t-1}^{gap} \right\rangle /26/$$

Modellünkben a monetáris politika endogén, azaz a többi változó által determinált. Az A5) alapelvnek megfelelően egy Magyarországra adaptált *Taylor-féle* [1993] szabállyal írjuk le a fő akcióváltozó, vagyis az alapkamat alakulását.<sup>14</sup> A magyarázó-változók között a változatlan adótartalmú árindex céltől vett százalékpontos eltérése, illetve a kockázati prémium szerepel /27/.<sup>15</sup>

$$i_t = \left( 1 - \frac{0,6187}{(8,9478)} \right) * \left[ rk_t^{trend} + cél_t + \frac{1,1272}{(2,7239)} * (cpi_t^{rat} - áfa_t^{rat} - cél) + \frac{0,2586}{(2,1306)} * kp_t \right] + \frac{0,6187}{(8,9478)} * i_{t-1} /27/$$

$$N = 34$$

Becslési módszer: GMM.

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

Korrigált  $R^2 = 0,7244$ .

$J$ -statisztika  $p = 0,9082$ .

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

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

$$rk_t \equiv i_t - E_t cpi_{t+1}^{rat} /28/$$

A beruházások dinamikájának meghatározásához a hosszú lejáratú reálkamatlábát is számszerűsítjük, ami a rövid lejáratú reálkamatláb egyéves visszatekintő mozgóátlaga.<sup>16</sup>

<sup>14</sup> Ahogy a legtöbb empirikus munkában, itt is a három hónapos benchmarkhozamokkal közelítjük az irányadó rátát.

<sup>15</sup> Részletesen lásd *Hidi* [2006] és *Balaton* [2010] írását.

<sup>16</sup> Hasonló módon számszerűsíti *Horváth és szerzőtársai* [2010] DELPHI- (dynamic econometric large-scale prognosticator of Hungarian inflation – a hazai inflációt előrejelző nagyméretű, dinamikus ökonometriai) modellje a hosszú távú reálkamatokat.

$$rkh_t \equiv \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 rk_{t-i} \quad /29/$$

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

### 3.5. Az államháztartási blokk

Az A6) feltevésnek megfelelően az államháztartási bevételek rekurzívan kapcsolódnak a modell többi blokkjához, azaz nincs hatásuk a többi makrováltozóra. Az államháztartás bevételei közül megkülönböztetjük egymástól a munkáltató által fizetett társadalombiztosítási befizetéseket, a személyi jövedelemadót, az áfát, 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.

## 4. Előrejelzés

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

### 4.1. Az előrejelzés menete

Az előrejelzés első lépéseként a kínálati oldalt meghatározó tényezőket (TFP-trend, foglalkoztatottsági ráta trend) várható értékét kell megadnunk az előrejelzési időhorizonton. A kivetítés lehet egyszerű trend extrapoláció vagy szakértői becslés.<sup>17</sup> Ezt követően az exogén tényezők alakulását kell meghatároznunk. Ezek közül szá-

<sup>17</sup> Az idősorok szokásosnál magasabb  $\lambda$  paraméterrel való szűrése stabilabb, simább trendeket eredményez. Ezáltal a „mechanikus” trend extrapoláció kisebb potenciális hibalehetőséget hordoz magában, mintha a szokásos 1600-as értékkel határoztuk volna meg a trend vagy az egyensúlyi értékeket, különösen kétéves időhorizonton.

mos esetben támaszkodunk a nemzetközi intézetek<sup>18</sup> 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 (például 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 sokkokat az előrejelzési horizonton szabadon meghatározhatjuk, tehát olyan információkat is be tudunk építeni a modellbe, amelyeket az exogén tényezők nem tartalmaznak. Az ilyen szakértői információk, becslések jelentősen javítják a modellek előrejelző képességét (*Fildes–Sterker* [2002]), ugyanakkor az eljárás biztosítja a konzisztenciát és a szimultaneitást is.

## 4.2. Előrejelző képesség

A modell előrejelző képességéről csak néhány év elteltével lehet pontos képünk. Az exogén tényezők pályájában levő jelentős bizonytalanság érdemben növeli a valós és az előrejelzett értékek közötti differenciát. Emellett azonban fontos az is, hogy valamilyen vizsgálati módszerrel egy korábbi időintervallumra meg tudjuk becsülni, mekkora a modellből eredő hiba az előrejelzési időhorizonton. Ehhez *Benk és szerzőtársaihoz* [2006] hasonlóan dinamikus szimulációkat végzünk különböző időpontoktól (2001 első negyedévtől 2010 első negyedévéig), és előrejelzéseket készítünk nyolc negyedévre.<sup>19</sup> Ennek értelmében a teljes információs bázison (1995q1–2010q2-ig) becsült paraméterek, illetve az exogén tényezők valós pályájának az ismeretében megoldjuk az egyenletrendszer különböző kezdőpontból indítva a modellt. Ezt követően összegyűjtjük a különböző időpontokból indított futtatások azonos időhorizontra ( $t+n$  negyedév) vonatkozó előrejelzéseit és összevetjük azokat a valós adatokkal. Azért, hogy minél kisebb legyen az exogén trendek ismeretéből eredő előny, nem a felhasználási tételek növekedési rátáját vagy szintjét vetjük össze az előrejelzéssel, hanem a résértékeket. Ezután 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 alkalmazunk: az első esetben egy egyszerű ARIMA-modellt, melynek specifikálásánál az Akaike- és a Schwartz-féle információs kritériumokat vesszük figyelembe. A maximális késleltetésszámot négyre állítjuk, illetve ahol a két információs kritérium más specifikációt eredmé-

<sup>18</sup> Európai Bizottság, Nemzetközi Valutaalap stb.

<sup>19</sup> A program megírásáért *Cseh Andrást* illeti köszönet.

nyez, ott a kisebb átlagos abszolút százalékpontos hibákkal (mean absolut percentage point error – MAPE) rendelkező idősoros modellt illesztjük az adatokra. A becslés időhorizontja az 1995 első és 2010 első negyedéve közötti időszak, és figyelembe vesszük az egyes változók (infláció és nominális kamat) integráltságát is, így ezen változók esetén a differenciákra írjuk fel az ARIMA-modellt. Az egyenletek részletes bemutatása írásunk műhelytanulmány változatában található (Balatoni–Mellár [2011]).

A másik specifikáció, amelynek előrejelző tulajdonságait összevetjük modellünk hasonló paramétereivel, egy egyes késleltetést tartalmazó VAR-modell. Az ARIMA-modellel ellentétben a VAR(1)-modellt a 2001 első és 2010 első negyedéve közötti időszakra becsljük, hogy ezáltal bár rövidebb, azonban lényegesen homogénebb időszakot vizsgálhassunk. Annak érdekében, hogy az időszakban megfigyelhető dezinfláció okozta szinteltolódást kezelni tudjuk, a nominális kamatláb egyensúlyi értékétől, illetve a fogyasztói árindex célszintjétől való eltérését modellezzük. Mivel így valamennyi változó várható értéke nulla, konstans nélkül becsljük meg VAR(1)-modellünket /28/, ahol az  $A$  egy 9\*9-es koefficiens mátrix, míg az  $\varepsilon$  a nulla várható értékű véges szórású hibatagok vektora. (A becslési eredmények Balatoni–Mellár [2011]-ben találhatóak).

$$\begin{bmatrix} C_t^{gap} \\ Ip_t^{gap} \\ EX_t^{gap} \\ IM_t^{gap} \\ Fp_t^{gap} \\ bpr_t^{gap} \\ i_t - rk_t^{trend} - cél_t \\ cpi_t^{rat} - cél_t \\ neer_t^{gap} \end{bmatrix} = A * \begin{bmatrix} C_{t-1}^{gap} \\ Ip_{t-1}^{gap} \\ EX_{t-1}^{gap} \\ IM_{t-1}^{gap} \\ Fp_{t-1}^{gap} \\ bpr_{t-1}^{gap} \\ i_{t-1} - rk_{t-1}^{trend} - cél_{t-1} \\ cpi_{t-1}^{rat} - cél_{t-1} \\ neer_{t-1}^{gap} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad /30/$$

Ezt követően mindkét modellel előrejelzéseket készítünk, és kiszámoljuk a MAPE-t a különböző negyedévekre. Az eredményeket a Függelék 3. pontja tartalmazza.

A legmagasabb MAPE a privát beruházások esetén figyelhető 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 rést ezzel szemben viszonylag alacsony átlagos hibá-

val jelezte előre modellünk, a negyedik negyedévtől pedig a másik két előrejelző módszernél alacsonyabb a MAPE-mutató értéke. Magas azonban az előrejelzési hiba az export- és az importrés esetén, azonban a gapek szórása is jelentősnek mondható (az időszak alatt nagyjából 7,5 százalékpont). Az exportot tekintve az ARIMA teljesítménye rosszabb, mint modellünk hasonló mutatója, míg a VAR-modell egy és két negyedéves horizonton nagyjából ugyanolyan hibákat produkál mint a strukturális modell, ezt követően azonban az utóbbi bizonyul jobb választásnak. Az import esetén a harmadik negyedévig a három modell közel azonos teljesítményt nyújt, azonban ezt követően a strukturális modell előrejelzési hibái alacsonyabb szinten stabilizálódnak.

A munkapiacon a bruttó privát reálbérrés előrejelzésénél 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 modellünk, a különbség azonban nem számottevő, míg az infláció esetén a strukturális modell bizonyult a legjobbnak. Összességében elmondható, hogy a beruházások kivételével modellünk relatíve jó teljesítményt nyújt, különösen az éven túli időhorizontokat tekintve.

## 5. Összegzés és továbbfejlesztés

Az előző részekben bemutatott modell felépítése, az adatokhoz való illeszkedése és előrejelző képessége remélhetőleg meggyőzte az Olvasókat is arról, hogy a kifejlesztett összefüggérendszer hasznos segédeszköz lehet a makroelemző munkában. Segítségével elemezhetők a makrofolyamatok, a különféle hatásmechanizmusok, kiszámíthatók egyes gazdaságpolitikai akciók következményei, valamint lehetőség nyílik a fő tendenciák rövid távú előrejelzésére.

Mindazonáltal a modell nem tekinthető befejezettnek. További fejlesztésekre lehet szükség például a várakozások modellezése területén, ahol az adaptív, illetve az előretekintő várakozások beépítésével komoly lépés tehető a hibrid várakozású modellek irányába. Ezen túl pedig ugyancsak fontos terület lehet a trendek, az egyensúlyi értékek meghatározásának módszertani revíziója is.

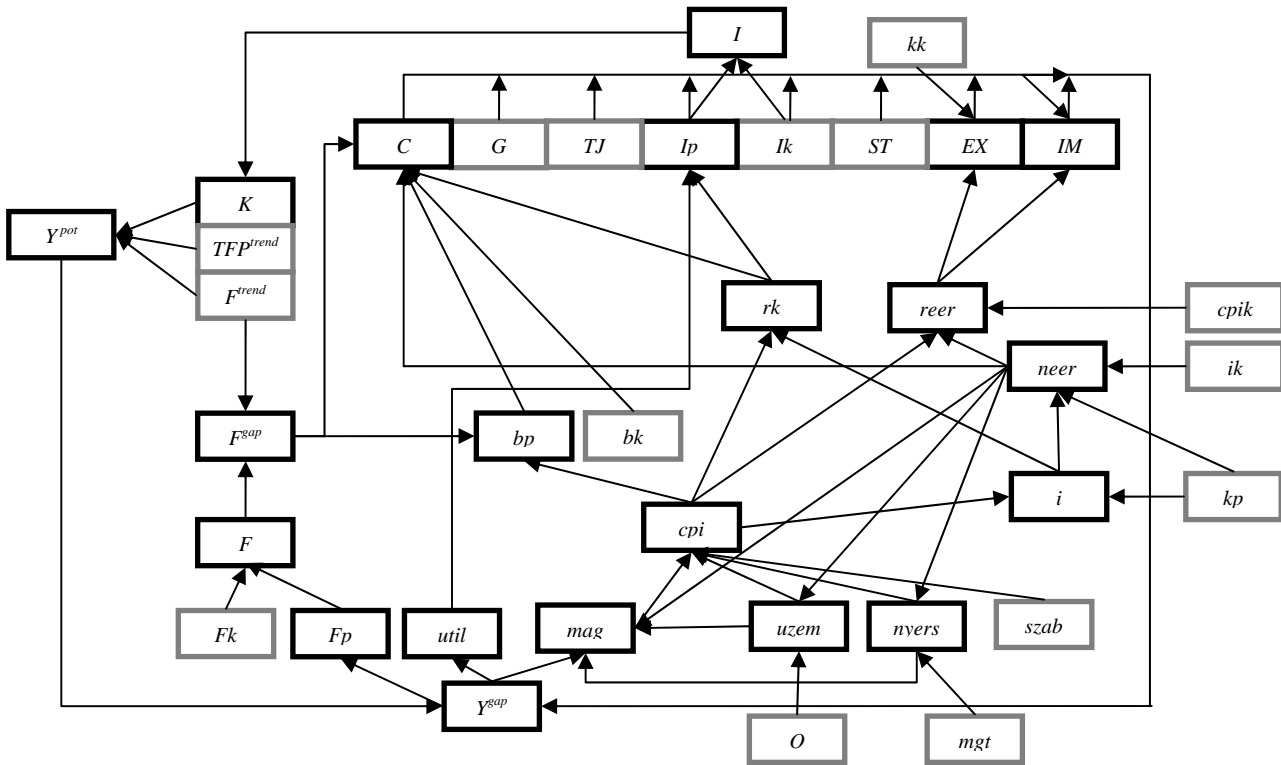
**Függelék 1. A modell alapadatai**

Jelölés	Definíció	Mértékegység	Adatforrás
<i>K</i>	Reál-tőkeállomány	millió forint, 2000. évi áron	KSH
<i>F</i>	Foglalkoztatottak száma	ezer fő	KSH
<i>Y</i>	Bruttó hazai termék	millió forint, 2000. évi áron	KSH
<i>C</i>	Háztartások fogyasztási kiadása	millió forint, 2000. évi áron	KSH
<i>TJ</i>	Természetbeni juttatás (állami és privát)	millió forint, 2000. évi áron	KSH
<i>G</i>	Kormányzati fogyasztási kiadás	millió forint, 2000. évi áron	KSH
<i>I</i>	Bruttó állóeszköz-felhalmozás	millió forint, 2000. évi áron	KSH
<i>ST</i>	Készletváltozás és hiba	millió forint, 2000. évi áron	KSH
<i>EX</i>	Export	millió forint, 2000. évi áron	KSH
<i>IM</i>	Import	millió forint, 2000. évi áron	KSH
<i>Ip</i>	Privát beruházás	millió forint, 2000. évi áron	DELPHI-adatbázis
<i>Ik</i>	Közösségi beruházás	millió forint	DELPHI-adatbázis
<i>kk</i>	A külkereskedelmi partnerek súlyozott importja	százalék, 2000. év = 100	saját számítás
<i>Fp</i>	Privát foglalkoztatottak száma	ezer fő	DELPHI-adatbázis
<i>Fk</i>	Közösségi foglalkoztatottak száma	ezer fő	DELPHI-adatbázis
<i>bp</i>	A privát szféra bruttó átlagkeresete (folyó áron)	forint	DELPHI-adatbázis
<i>bk</i>	A közösségi szféra bruttó átlagkeresete (folyó áron)	forint	DELPHI-adatbázis
<i>ba</i>	Bruttó átlagkereset a nemzetgazdaságban	forint	DELPHI-adatbázis
<i>mag</i>	Maginfláció	százalék, 2000. év = 100	MNB
<i>nyers</i>	A feldolgozatlan élelmiszerek árindexe	százalék, 2000. év = 100	MNB
<i>uzema</i>	Az üzemanyagok és a szabadpiaci energia árindexe	százalék, 2000. év = 100	MNB
<i>O</i>	Brent-olaj hordónkénti átlagára	dollár	Thomson Reuters
<i>szab</i>	A szabályozott árak indexe	százalék, 2000. év = 100	MNB
<i>cpi</i>	Fogyasztói árindex	százalék, 2000. év = 100	MNB
<i>cpik</i>	A külkereskedelmi partnerek fogyasztói árindexe	százalék, 2000. év = 100	MNB
<i>mgt</i>	Mezőgazdasági termelői árindex	előző év azonos időszakának bázisán	KSH
<i>cél</i>	Inflációs cél	év/év index	MNB
<i>neer</i>	Nomináleffektív árfolyamindex	százalék, 2000. év = 100	MNB
<i>reer</i>	Reáleffektív árfolyamindex	százalék, 2000. év = 100	MNB
<i>i</i>	A három hónapos benchmarkhozam	százalék	MNB
<i>ik</i>	A három hónapos benchmarkhozam az eurózónában	százalék	Eurostat

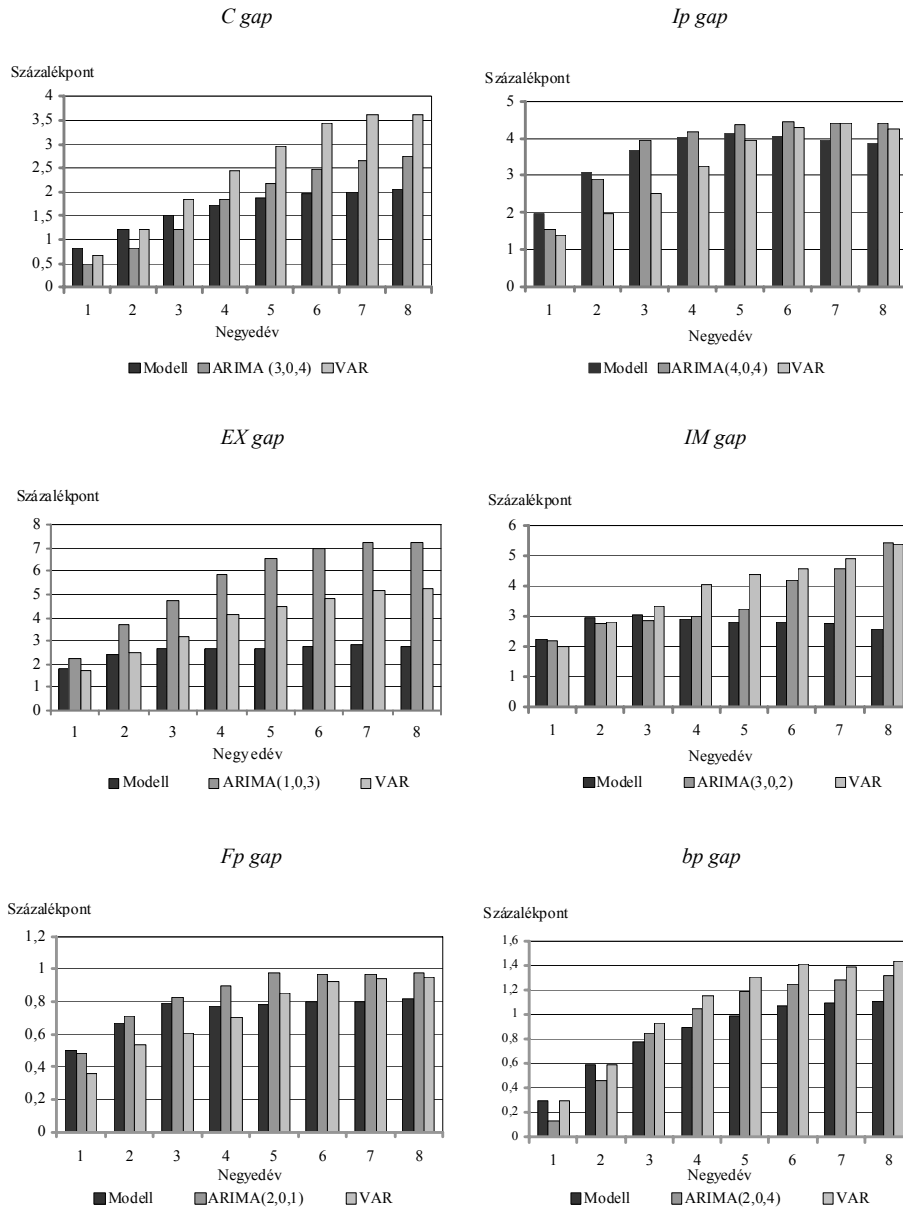


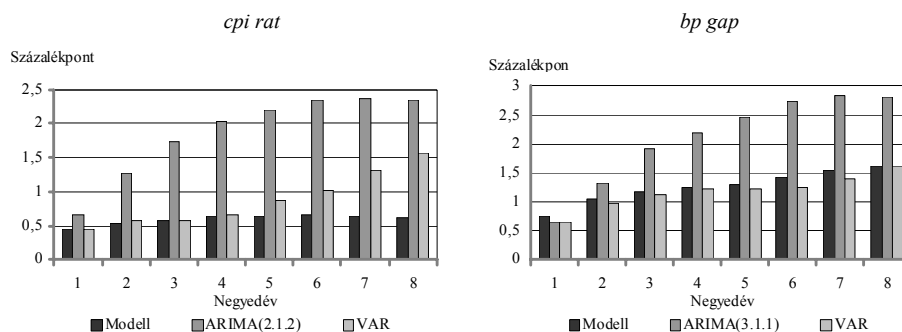
**Figyelék 2.**

A modell vázlatos struktúrája



**Függelék 3. A modell előrejelzéseinek átlagos abszolút százalékpontos hibái (MAPE) a 2001 első és 2010 első negyedéve közötti időszakban különböző időhorizonton**





## Irodalom

- ANWAR K. – SZÓKÉNÉ BOROS ZS. [2008]: A láncindexek alkalmazása a nemzeti számlákban. *Statistikai Szemle*. 86. évf. 7–8. sz. 713–731. old.
- BAKSA, D. – BENK, SZ. – JAKAB, M. Z. [2009]: *Does “The” Fiscal Multiplier Exist?* Working Paper.  
[http://media.coauthors.net/konferencia/conferences/1/Baksa\\_Benk\\_Jakab\\_MKE\\_revised\\_10\\_12.pdf](http://media.coauthors.net/konferencia/conferences/1/Baksa_Benk_Jakab_MKE_revised_10_12.pdf)
- BALATONI A. [2010]: A fiskális impulzusok hatása a főbb makrováltozókra. *Statistikai Szemle*. 88. évf. 4. sz. 396–416. old.
- BALATONI A. – MELLÁR T. [2011]: *Rövid távú előrejelző modell Magyarországra*. Műhelytanulmányok. 3. sz. Pécsi Tudományegyetem Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete. Pécs.  
[http://www.krti.ktk.pte.hu/files/tiny\\_mce/File/MT/mt\\_2011\\_3.pdf](http://www.krti.ktk.pte.hu/files/tiny_mce/File/MT/mt_2011_3.pdf)
- BALL, L. [1997]: *Efficient Rules for Monetary Policy*. National Bureau of Economic Research Working Paper Series. No. 5952. Cambridge.
- BANERJEE A. – DOLADO J. – GALBRAITH J. W. – HENDRY D. F. [1993]: *Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press. Oxford.
- BATINI, N. – HALDANE, A. G. [1999]: Forward-Looking Rules for Monetary Policy. In: Taylor, J. B. (ed.): *Monetary Policy Rules*. University of Chicago Press. Chicago. pp. 157–201.
- BATINI, N. – NELSON, E. [2001]: Optimal Horizons for Inflation Targeting. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 25. No. 6–7. pp. 891–910.
- BENCZÚR P. – SIMON A. – VÁRPALOTAI V. [2002]: *Dezinflációs számítások kisméretű makromodellel*. MNB Füzetek. 4. sz. Magyar Nemzeti Bank. Budapest.
- BENCZÚR P. [2002]: A nominálárfolyam viselkedése monetáris rezsimváltás után. *Közgazdasági Szemle*. XLIX. évf. 10. sz. 816–837. old.
- BENK, SZ. – JAKAB, M. Z. – KOVÁCS, M. A. – PÁRKÁNYI, B. – REPA, Z. – VADAS, G. [2006]: *The Hungarian Quarterly Projection Model*. Occasional Papers 60. Magyar Nemzeti Bank. Budapest.
- BIRÓ A. – ELEK P. – VINCZE J. [2007]: Szimulációk és érzékenységvizsgálatok a magyar gazdaság egy középmeretű makromodelljével. *Közgazdasági Szemle*. LIV. évf. 9. sz. 774–799. old.

- CSERHÁTI I. – KERESZTÉLY T. – TAKÁCS T. [2008]: A láncolás kezelése az idősor modellekben. *Statistikai Szemle*. 86. évf. 12. sz. 1126–1142. old.
- CSERHÁTI, I. – VARGA, A. [2000]: ECO-LINE: A Macroeconometric Model of the Hungarian Economy. *Hungarian Statistical Review*. Vol. 78. Special No. 4. pp. 35–51.
- 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*. Economic Papers. No. 420. European Commission. Brussels.
- EGERT, B. – HALPERN, L. – MACDONALD, R. [2006]: Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 20. No. 2. pp. 257–324.
- FAGAN, G. – HENRY, J. – MESTRE, R. [2001]: *An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area*. Working Paper. No. 42. European Central Bank. Frankfurt am Main.
- FILDES, R. – STEKLER, H. [2002]: The State of Macroeconomic Forecasting. *Journal of Macroeconomics*. Vol. 24. No. 4. pp. 435–468.
- HAMILTON, J. D. [1994]: *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton.
- HARTLEY, J. E. – HOOVER, K. D. – SALYER, K. D. (eds.) [1998]: *Real Business Cycles: A Reader*. Routledge. London.
- HAYASHI, F. [2000]: *Econometrics*. Princeton University Press. Princeton.
- HIDI J. [2006]: A magyar monetáris politikai reakciófüggvényének becslése. *Közgazdasági Szemle*. LIII. 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*. Vol. 29. No. 1. pp. 1–16.
- HORVÁTH Á. – HORVÁTH Á. – KRUSPER B. – VÁRNAI T. – VÁRPALOTAI V. [2010]: *A DELPHI-modell*. Munkaanyag. <http://www.mktudegy.hu/files/DELPHImodellVarpalotaiViktor.pdf>
- JAKAB M. Z. – KISS G. – KOVÁCS M. A. [2006]: Mit tanultunk? *Közgazdasági Szemle*. LIII. évf. 12. sz. 1101–1134. old.
- JAKAB, M. Z. – VILÁGI, B. [2008]: *An Estimated DSGE Model for the Hungarian Economy*. MNB Working Papers. No. 9. Magyar Nemzeti Bank. Budapest.
- KARÁDI P. (szerk.) [2009]: Gazdaságciklus-modellek újragondolása – konferencia az MNB-ben. *MNB-szemle*. Október. 26–38. old.
- KÁTAY, G. – WOLF, Z. [2006]: Investment Behaviour, User Cost and Monetary Policy Transmission – The Case of Hungary. In: *Vonnák, B. (ed.): Monetary Transmission in Hungary*. Magyar Nemzeti Bank. Budapest. 207–238. old.
- KISGERGELY, K. [2010]: Carry Trade. *MNB-szemle*. Június. 31–43. old.
- KOPPÁNY K. [2007]: Likviditási csapda és deflációs spirál egy inflációs célt követő modellben – a hitelesség szerepe. *Közgazdasági Szemle*. LIV. évf. 11. sz. 974–1003. old.
- KOVÁCS M. A. [2001]: *Az egyensúlyi reálárfolyam Magyarországon*. MNB Háttér tanulmányok, 3. Magyar Nemzeti Bank. Budapest.
- LUCAS, R. E. JR. [1976]: Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 1. No. 1. Supplementary Series. pp. 19–46.
- MÁTYÁS, L. (szerk.) [1999]: *Generalized Method of Moments Estimation*. Cambridge University Press. Cambridge.
- MELLÁR T. [2008]: *Gazdaságpolitika makroszemléletben*. Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar. Pécs.

- MELLÁR T. [2010]: Válaszút előtt a makroökonómia? *Közgazdasági Szemle*. LVII. évf. 7–8. sz. 591–611. old.
- NEWBY, W. K. – WEST, K. D. [1987]: A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*. Vol. 55. No. 3. pp. 703–708.
- SIMS, CH. A. [1982]: Policy Analysis with Econometric Models. *Brookings Papers on Economic Activity*. No. 1. pp. 107–164.
- SMETS, F. – WOUTERS, R. [2003]: An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*. Vol. 1. No. 5. pp. 1123–1175.
- SMETS, F. – WOUTERS, R. [2007]: Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*. Vol. 97. No. 3. pp. 586–606.
- SVENSSON, L. E. O. [1998]: *Open-Economy Inflation Targeting*. National Bureau of Economic Research Working Paper Series. No. 6545. Cambridge.
- SVENSSON, L. E. O. [2000]: Open-Economy Inflation Targeting. *Journal of International Economics*. Vol. 50. No. 1. pp. 155–183.
- TAYLOR, J. B. [1993]: Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 39. No. 3. pp. 195–214.
- TAYLOR, J. B. (szerk.) [1999]: *Monetary Policy Rules*. The University of Chicago Press. Chicago.
- VÁRPALOTAI V. [2003]: Dezinflációs számítások dezaggregált kibocsátási résekre alapozó makromodellel. *Közgazdasági Szemle*. 50. évf. 4. sz. 287–314. old.
- VÁRPALOTAI V. [2006]: Az inflációs cél követésének optimális horizontja Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*. 53. évf. 12. sz. 1135–1154. old.
- VILÁGI B. [2009]: *A makroökonómia állapotáról a pénzügyi válságok ürügyén*. <http://m.blog.hu/el/eltecon/file/VilagiBalazsValsag.pdf>
- VONNÁK B. [2006]: A magyarországi monetáris transzmissziós mechanizmus fő jellemzői. *Közgazdasági Szemle*. LIII. évf. 12. sz. 1155–1177. old.

## Summary

The study introduces a macroeconometric model for Hungarian economy prepared for short-term forecast and policy analysis. Owing to its short-run focus, demand fluctuations, namely, business cycles are in the focal point. Therefore the endogenous variables are detrended macroeconomic time series. We use Hodrick–Prescott filter to divide the trend and cyclical components of the data. The model consists of five blocks: supply, demand, labour market, price – exchange rate – interest rates, and fiscal blocks. The forecasting ability of the model, compared to other time series methodologies (ARIMA, VAR models), is good, especially on the 5–8 quarter horizon.