

A Phillips-görbe és a stop-go ciklusok Magyarországon*

Balatoni András

PhD-hallgató, az ECOSTAT
KSKI tudományos
segédmunkatársa.

E-mail: balatoni.andras@gmail.com

A tanulmány fő célja, hogy egy regressziós modellel bemutassa azt, hogy a tradicionális, várakozásokkal kiegészített Phillips-görbe továbbra is hiteles képet nyújt a hazai nominális- és a reálszféra kapcsolatáról. Az empirikus vizsgálat során figyelembe vesszük, hogy Magyarország kis nyitott gazdaság, így beépítjük az egyenletbe a külső inflációs nyomás, illetve az árfolyam hatását. A bérinfláció kiemelt helyet kap az elemzésben, számszerűsítésére a bérhányadot használjuk. Ennek a mutatónak előnye, hogy értéke csak akkor változik, ha a reálbérek növekedési üteme elmarad a termelékenységtől. Az eredmények alapján a GDP-rés és a negyedéves inflációs ráta között szignifikáns pozitív kapcsolat mutatható ki, a bérhányad esetében a becsült koefficiensek előjele megfelelő, az értéke azonban alacsonyabb, mint azt az elméleti levezetés alapján gondoltuk. A várakozásokkal kiegészített Phillips-görbe és a gazdaságpolitikai stop-go ciklusok által indukált Phillips-hurkok jól tetten érhetők a hazai adatokban, különösen a 2005 és 2008 közötti időszakban. A társadalmi jóléti függvény standard specifikációja esetén a politikai üzleti ciklusok jelentős jóléti veszteséget okoznak, valamint számos egyéb, nehezen számszerűsíthető hosszú távú hátránnyal járnak.

TÁRGYSZÓ:
Makroökonómia.
Infláció.
Phillips-görbe.

* A szerző ezúton mond köszönetet *Adamecz Annának, Belyó Pálnak, Bessenyei Istvánnak, Gáspár Tamásnak, Marton Ádámnak, Rappai Gábornak, Takács Tibornak, Zádor Mártának*, valamint az ECOSTAT KSKI többi munkatársának, akik az intézeti vitán értékes hozzászólásaikkal segítették a cikk létrejöttét. A tanulmány tartalmáért kizárólag a szerző felelős, és a leírtak nem feltétlenül tükrözik az ECOSTAT KSKI hivatalos álláspontját.

Az infláció a monetarista forradalom előtt a közgazdaságtan kevésbé hangsúlyos területe volt. Az elméletek elsősorban a keresletélénkítés megfelelő eszközének felkutatásával foglalkoztak. Sok modellben az árszínvonal exogén, konstans tényezőként szerepel, elég csak a *Hicks* és *Hansen* nevével fémjelzett IS–LM rendszerre utalni (*Hansen* [1965]). A *Keynest* követő közgazdászok szerint, amíg a gazdaság kibocsátása nem érte el a teljes foglalkoztatással ekvivalens szintet (ma inkább potenciális outputtal lenne analóg ez a fogalom) addig a nominális változók konstansok. A fiskális és a monetáris hatóság ezen az alapon nyugodtan folytathat expanzív politikát, nem keletkezik az elmélet szerint inflációs nyomás. Ezzel szemben, ha a kibocsátás eléri az egyensúlyi szintjét, akkor a további monetáris vagy fiskális lazítás csak és kizárólag az árak emelkedését okozza. Erre a kettősségre utal *Nelson* és *Schwarz* [2008], és ez az, amit az egyszerű *Phillips-görbe* látszott feloldani a keynesi elméletben.¹ A *Samuelson* és *Solow* [1960] által becsült összefüggés azt mutatta, hogy az árak akkor is emelkednek, ha a kibocsátás nem éri el a teljes foglalkoztatásnál megfigyelhető szintet. A tétel igen hamar sikert aratott a gazdaságpolitikusok között. *Bessenyei* [2007] rámutat, hogy a konzervatív kormányok inkább az infláció ellen küzdöttek, azaz jobbra lefelé mozogtak a hagyományos *Phillips-görbén*, a baloldali kormányok pedig inkább a munkanélküliségi ráta csökkentését tűzték ki maguk elé célként és hagyták, hogy a kormányzati beavatkozás hatására az infláció magasabb szintre emelkedjen.

A monetaristák, elsősorban *Phelps* [1967] és *Friedman* [1968] nem fogadták el az egyszerű *Phillips-görbe* elméletét, azaz tagadták, hogy hosszú távon kapcsolat lenne a nominális- és reálváltozók között. Az ő nevükhöz fűződik a *várakozásokkal kiegészített Phillips-görbe* vagy *tradicionális Phillips-görbe*, ami már feltételezte a gazdasági szereplők tanulási képességét. A munkanélküliségi ráta és a kibocsátási rés² közötti összefüggést *Okun* [1962] tisztázta empirikus tanulmányában. A *Phillips-görbét* ezután általában a kibocsátási rés és az infláció közötti pozitív kapcsolatként értelmezték. További megerősítést nyert az összefüggés azáltal, hogy közvetlenül levezethető volt a *Lucas-féle kínálati függvényből* is (*Mellár* [1997]). *Rudebush* és *Svensson* [1998] tanulmányában arra a megállapításra jutott, hogy az Egyesült Államokban az infláció késleltetett értékei, valamint a kibocsátási rés segítségével a GDP-deflátor alakulása jól magyarázható.

A várakozások kialakítása és természete központi témává nőtte ki magát az infláció elméletében. A monetaristák első nemzedéke az adaptív várakozások feltevésével

¹ A továbbiakban az egyszerű *Phillips-görbe* alatt azt az elméletet értjük, amely hosszú távú kapcsolatot feltételez az infláció és a reálgazdasági teljesítmény között.

² A tényleges és a potenciális kibocsátás közötti különbség.

élt,³ vagyis azzal, hogy a múltbeli várakozásokat és a valós inflációs adatokat a gazdasági szereplők összevetik és amennyiben alábecsülték az inflációt, emelnek, ha pedig túlbecsülték, akkor csökkentenek a fogyasztói árindexre vonatkozó várakozásainkon. *Muth* [1961] tanulmánya után a racionális várakozások kerültek előtérbe.

A tradicionális Phillips-görbével kapcsolatban számos kritika merült fel az elmúlt negyven évben. Az első és egyben legfontosabb az, hogy a modell nem mikroökonomiai alapokon nyugszik, azaz a makrogazdasági empirikus összefüggés nincs levezetve a haszon- vagy profitmaximalizáló gazdasági aktorok viselkedéséből. A Lucas-kritika (lásd részletesen *Bessenyei* [2007]) értelmében a racionális várakozásokkal rendelkező aktorok nem reagálnak a kormányzat keresletlénkítő lépéseire, és az expanzió mindössze többletinflációt okoz.

Az eddigiekben a tradicionális, várakozásokkal kiegészített Phillips-görbére koncentráltunk, de az elméleti összefoglalóban ki kell térnünk az új-keynesi Phillips-görbére (New Keynesian Phillips Curve – NKPC). Az új-keynesi közgazdaságtan a tökéletesen rugalmas nominális változók feltételezését elutasította. *Taylor* [1980], valamint *Calvo* [1983] ragadós áras modelleket konstruáltak, ami igen elterjedt lett a szakirodalomban. Ez utóbbi modell alapját a monopolisztikusan versenyző vállalatok alkotják, amelyek profitjukat maximalizálják, miközben az árazási magatartásuk korlátba ütközik: a gazdasági szereplők periódusonként mindössze $1 - \theta < 1$ valószínűséggel változtathatják meg a nominális áraikat. A valószínűség nem függ az utolsó ármeghatározás idejétől, így az átlagos idő, amíg egy vállalat árai változatlanok $1/(1 - \theta)$. Ezek mellett a peremfeltételek mellett az inflációt a következő egyenlet adja meg:

$$\pi_t = \phi mc_t + \sigma E_t(\pi_{t+1}), \quad /1/$$

ahol $\phi = (1 - \theta)(1 - \sigma\theta)/\theta$. A $\sigma < 1$ a diszkontfaktort, az E a várhatóérték-operátort, az mc pedig a határköltséget jelöli. A monopolisztikusan versenyző cégek a határköltség várható értéke alapján határozzák meg az áraikat, hiszen az /1/ egyenletet előre megoldva⁴ a következő formulához jutunk: $\pi_t = \phi \sum_{k=0}^{\infty} \sigma^k E_t(mc_{k+t})$.

A határköltség azonban nem figyelhető meg közvetlenül, így az empirikus vizsgálatoknál egy proxy változóval kell helyettesíteni. *Rotemberg* és *Woodford* [1997] bebizonyította, hogy amennyiben egyes előfeltevésekkel élünk a munkapiacra vonatkozóan, a kibocsátási rés és a határköltség között egyenes arányosság figyelhető meg. Az új-keynesi modell gyorsan népszerű lett a kutatók körében, hiszen közvetle-

³ Az adaptív várakozásokat *Cagan* [1956] vezette be.

⁴ A differenciaegyenletek előre megoldásáról részletesen *Gandolfo* [1997] értekezik.

nül levezethető a profitmaximalizáló gazdasági aktorok alapvető viselkedéséből. Az NKPC igen meglepő makroökonómiai jellegzetességekkel bír, amit azonban az empirikus vizsgálatok nem támasztottak alá: egyrészt megkérdőjelezhető a kapcsolat az infláció és a kibocsátási rés között, másrészt a dezinflációnak nincs reálgazdasági költsége. A két állítás könnyen belátható, ha azt feltételezzük, hogy bár a kibocsátás a potenciális szint fölött van, a kormány vagy a jegybank hiteles politikával a jövőbeni kibocsátási rések diszkontált értékét épp nullára állítja be. Mivel az infláció sem a jelenlegi, sem a múltbeli kibocsátásnak nem függvénye, nem jelentkezik inflációs nyomás. További problémát jelentett a kutatások során, hogy a reálhatárkölség és a kibocsátási rés közötti szoros kapcsolatot nem sikerült bizonyítani. A hibák kiküszöbölésére az NKPC-t és a tradicionális Phillips-görbét kapcsolta össze *Galí* és *Gertler* [1999], valamint *Galí*, *Gertler* és *Lopez-Salido* [2001]. Ők azzal a feltevéssel éltek, hogy nem minden szereplő képez előretékintő várakozásokat; a gazdasági aktorok egyes csoportjainak várakozásai múltbeli adatokon alapulnak. További újdonságot jelentett, hogy a határkölség proxyjaként a kibocsátási rés helyett a bérhányadot alkalmazták. Az új típusú *hibrid Phillips-görbét* (Hybrid Phillips Curve – HPC) *Menyhért* [2008] becsülte meg magyar adatok segítségével.

A továbbiakban célunk egy olyan modellt konstruálni, ami a tradicionális Phillips-görbe elméletére épül, de kiegészül a nyitott gazdaságra jellemző tulajdonságokkal, valamint a kínálati tényezők (költségsokkok) is megjelennek benne.

1. A kiterjesztett Phillips-görbe

Az eddig felsorolt eredmények rendszerint a nagy és zárt nemzetgazdaságokra voltak igazak. Mivel Magyarország kis nyitott gazdaság, ezért szükséges az importált inflációt is a modellbe építeni. A változó fogyasztói árindexre gyakorolt hatásának méréséhez fel kell bontanunk a fogyasztói kosarat. A nemzetközi kereskedelmi forgalomban megjelenő (tradeable) javak ára a belföldi folyamatoktól függetlenül, a világpiacon alakul ki. Érvényes rájuk az egy ár törvénye, vagyis fennáll a vásárlóerőparitás. Ha a termékcsoport árát P_X -szel jelöljük, és ugyanezen termékárak külföldi megfelelőjét P_X^* -gal, akkor a két ár kapcsolatát a következő egyenlőség határozza meg: $P_X = NP_X^*$, ahol az N a hazai fizetőeszköz nominális árfolyama.⁵ Ha a P_X növekedési rátáját szeretnénk meghatározni, akkor a következő összefüggést kapjuk:

⁵ A szállítási költségektől az egyszerűség kedvéért eltekintünk, de ez nem változtat érdemben az eredményeken.

$\pi^x \equiv \hat{P}_X = \hat{N} + \hat{P}_X^*$.⁶ *Whelan-t* [1999] követve feltételezzük, hogy egy termék ára μ valószínűséggel határozódik meg a világpiacon, és $(1-\mu)$ valószínűséggel a belső kereslet, azaz a nagy zárt nemzetgazdaságokra felírt összefüggések valamelyike determinálja. A fogyasztói árszínvonal a következő egyenlettel írható le: $P = P_X^\mu P_B^{(1-\mu)}$, ahol a P_B a belső kereslet által meghatározott termékek ára. Az infláció (π) így felírható a $\pi = \mu \hat{P}_X + (1-\mu) \hat{P}_B$ alakban, azaz $\pi = \mu \pi_X + (1-\mu) \pi_B$, ahol a $\pi_B = \hat{P}_B$, vagyis

$$\pi = \mu(\hat{N} + \hat{P}_X^*) + (1-\mu)\pi_B. \quad /2/$$

Az importált inflációt így a $(\hat{N} + \hat{P}_X^*)$ kifejezéssel közelítjük.

A keresleti tényezők, valamint a külső hatások mellett célszerű valamilyen költséginflációt is beépíteni a modellbe. A legfontosabb ilyen tényező a bérek alakulása, aminek az inflációerjesztő hatását a bérhányaddal számszerűsítjük. *Galí és Gertler* [1999] a reálhatárköltséget közelítette a mutatóval, mi azonban *Asada et al.* [2006] után a reálbér és a termelékenység közötti kapcsolatban megfigyelhető hibák (real-wage error) inflációs hatásának a mérésére használjuk fel. Ez utóbbihoz némi magyarázatot is fűzünk. Induljunk ki a következő Cobb–Douglas típusú termelési függvényből: $Q = AK^\alpha L^{1-\alpha}$, ahol A a termelési függvény technológiai paraméterét, más néven a teljes tényezőtermelékenységet (Total Factor Productivity – TFP), K a felhasznált tőkét, L a felhasznált munkamennyiséget, Q a kibocsátást jelöli, a $0 < \alpha < 1$ pedig konstans. A reálbérek egyensúlyi esetben a munka határtermékével egyenlők, azaz teljesül a $Q_N \equiv (1-\alpha)AK^\alpha L^{-\alpha} = (1-\alpha)A(\tau)^\alpha = \omega$ feltétel, ahol τ a tőkeintenzitást, ω pedig a reálbért jelöli. A termelékenységet a munka átlagtermékeként definiálva (ρ) a következő összefüggéshez jutunk: $\rho \equiv \frac{Q}{L} = \frac{AK^\alpha L^{1-\alpha}}{L} = A\tau^\alpha$. A reálbér és a termelékenység közötti kapcsolat így egyszerűen meghatározható:

$$\frac{\rho}{\omega} = \frac{A\tau^\alpha}{(1-\alpha)A\tau^\alpha} = \frac{1}{1-\alpha},$$

$$\rho(1-\alpha) = \omega.$$

Az összefüggés azt mutatja, hogy a Cobb–Douglas típusú termelési függvények esetén a reálbér és a termelékenység egyenesen aránylik egymáshoz, amennyiben a pi-

⁶ A változók feletti kalap az adott változó növekedési rátáját jelöli, míg a pont az idő szerint vett parciális deriváltját.

ac egyensúlyi helyzetben van. Az elméleti fejtegetés alapján feltételezünk egy hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a két változó között, így a Granger reprezentációs tétel alapján a változók logaritmusára az alábbi hibakorrekciós-modellt írhatjuk fel (*Engle–Granger* [1987]):

$$d \ln \omega = \beta_0 + \beta_1 d \ln \rho - \beta_3 (\ln \omega_{t-1} - \kappa \ln \rho_{t-1}) + \varepsilon_t .$$

A d a differencia operátort, a W pedig a nominális bért jelöli. Ha figyelembe vesszük, hogy $\ln \omega = \ln \frac{W}{P} = \ln W - \ln P$, akkor a következő összefüggést kapjuk:

$$d \ln \omega = \beta_0 + \beta_1 d \ln \rho_t - \beta_2 (\ln W_{t-1} - \ln P_{t-1} - \kappa \ln \rho_{t-1}) + \varepsilon_t ,$$

ahol a rövid távú egyensúlytalanság mérséklését a $\ln W_{t-1} - \ln P_{t-1} - \kappa \ln \rho_{t-1} \equiv \ln \gamma_{t-1}$ hibakorrekciós-tag, vagyis a bérhányad (γ) logaritmusának $1/\kappa$ -szorosa biztosítja. A termelékenység és a reálbérek közötti kointegrációt *Balaton* és *Bessenyei* [2008] igazolta a kétlépcsős Engle–Granger-technika [1987] segítségével. Ha a reálbérek gyorsabban nőnek a termelékenységnél, akkor a bérhányad emelkedik, a vállalatok jövedelmezősége pedig romlik. Erre a szervezetek többféleképpen reagálhatnak: csökkenthetik a nominális béreket és/vagy a foglalkoztatást, emelhetik az áraikat. Az első két esetben komoly szakszervezeti és társadalmi ellenállásba ütközhet a gazdasági aktor, ezért azzal a feltevessel élünk, hogy a bérhányad emelkedése az árak jelentős növekedését okozza.

Ezek alapján a kiterjesztett Philips-görbe esetén az infláció legfontosabb magyarázóváltozói: a GDP-rés, az importált infláció, a bérhányad, valamint az inflációs várakozások.

Felvetődhet a kérdés, hogy *Mellár*hoz és *Rappai*hoz [2001] hasonlóan miért nem építünk be valamilyen monetáris aggregátumot az inflációt vizsgáló modellünkbe. Az újabb vizsgálatok (*Komáromi* [2008]) azonban azt mutatják, hogy a monetáris aggregátumokból kinyerhető információk rendkívül zajosak, illetve az addicionális információtartalmuk csekély, ezért ezeket a változókat nem vesszük fel a regresszorok listájába.

2. Az adatbázis

A vizsgálat negyedéves frekvenciájú magyarországi adatokon alapul, melyek 1998. első negyedétől 2008. negyedik negyedévéig állnak rendelkezésre⁷ és a szezonális

⁷ Az adatok forrása a KSH és az MNB weboldala (www.ksh.hu, www.mnb.hu).

hatásoktól tisztítottak.⁸ Meg kell jegyeznünk, hogy sajnos az idősor igen rövid, így a regressziókból levonható következtetések meglehetősen bizonytalanok. Azonban az a véleményünk, hogy az idősor rövidsége nem szabhat gátat az ökonometriai vizsgálatnak, még akkor sem, ha annak a korlátaival a szerző is tisztában van.

Az infláció proxyjaként a negyedéves fogyasztói árindexet használjuk.⁹ A mutató vizsgálatát nehezíti, hogy az adott intervallumban a forgalmi adók többször változtak. Ennek a hatásnak a kiszűrésére a jegybank 2003. óta publikálja a változatlan adótartalmú árindexet. Az elemzés során ezzel az indikátorral helyettesítjük a modell endogén változóját, a negyedéves inflációs rátát, ami az előző negyedév bázisán mutatja az átlagos árszínvonal-változást (π_t).

Az adatok hiányának problémájával találkozunk a potenciális kibocsátás és az inflációs várakozások meghatározásánál is. Az előbbit *Darvas és Vadas* [2003] több módszerrel is megbecsülte éves és negyedéves adatokon. Itt a Hodrick–Prescott-filterrel (*Hodrick–Prescott* [1997]) közelítjük a nem számszerűsített indikátort. A szerzőpáros az idősorokat két alapvető részre bontja: növekedési (g_t) és ciklikus komponensre (c_t).¹⁰ Az idősor egyes elemei (a_t) felírhatók az $a_t = g_t + c_t$ alakban. Az eljárás minimalizálja a növekedési komponens (trend) és az aktuális értékek közötti különbséget, valamint a trendértékek változásainak az összegét:

$$\sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \quad /3/$$

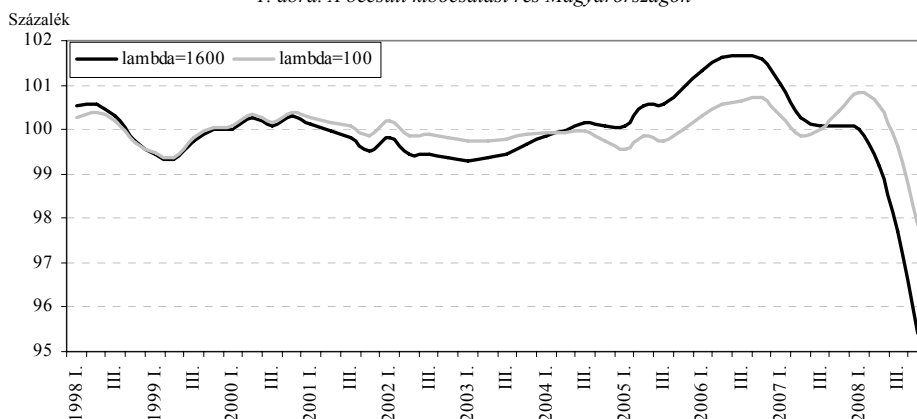
A trendszűréshez meg kell adnunk a λ paramétert, ami meghatározza, hogy a módszer mennyire simítsa ki a gazdasági idősorokat. Ha a $\lambda \rightarrow \infty$, akkor a legkisebb négyzetek módszerével egy lineáris trendet illesztünk, ha pedig $\lambda = 0$, akkor az eredeti adatsor értékeit kapjuk vissza. Minél nagyobb a λ paraméter, az eredményül kapott idősor annál simább lesz. Általában elfogadott, hogy az éves frekvenciájú adatokat 100-as, a negyedéveseket 1600-as λ paraméterrel simítják. Itt is ezt a két paramétert használjuk fel a potenciális kibocsátás közelítéséhez, aminek a segítségével a kibocsátási rést a következőképpen számszerűsítjük: $Y = \frac{GDP}{GDP_POT} \times 100$. (Lásd az 1. ábrát.)

⁸ Amennyiben nem állt rendelkezésre az adott indikátorból szezonálisan kiigazított mutató, a szezonális tisztítást a Census 12 szűrőjével végeztük el. A módszerről további információ érhető el a <http://www.census.gov/oldal>.

⁹ A továbbiakban szinonimaként használjuk a két fogalmat, noha tudjuk, hogy a valóságban nem egyeznek meg.

¹⁰ Ezen kívül megemlítik a szezonális komponens is, de az általuk vizsgált idősorok, csakúgy, mint ebben a tanulmányban szezonális hatásoktól tisztítottak.

1. ábra. A becsült kibocsátási rés Magyarországon



Forrás: KSH, saját számítás.

A továbbiakban az 1600-as λ értékhez tartozó kibocsátási részt $Y(1)$ -gyel (a fekete vonal), a $\lambda = 100$ -hoz tartozót pedig $Y(2)$ -vel (szürke vonal) jelöljük. Látható, hogy a magasabb λ -hoz tartozó kibocsátási rés nagyobb kilengéseket mutat. Ez az eredmény várható volt, mivel minél alacsonyabb a beállított simasági prior értéke, annál kisebb lesz a különbség a kisimított, illetve a tényleges adatok között.

Az inflációs várakozások számszerűsítéséhez Mellár [2003] módszerét alkalmazzuk, amely közvetlenül képes számszerűsíteni a fogyasztói árindexre vonatkozó várakozásokat, és nem élünk semmilyen előzetes feltevéssel azok kialakításának módjáról. Az eljárás arra a feltételezésre épül, hogy a reálkamatláb egyensúlyi értéke hosszabb időszakot figyelembe véve viszonylag állandó, miközben a nominális kamatlábat elsősorban az inflációs várakozások határozzák meg. Ha az \tilde{r}_t jelöli az egyensúlyi reál, i_t a nominális kamatlábat, π_t^e az inflációs várakozásokat, π_t pedig a tényleges fogyasztói árindexet, akkor a nominális kamatszint felírható a $i_t = \tilde{r} + \pi_{t+1}^e$ képlettel. Az előretekinő, ex post reálkamatláb azonban eltérhet a hosszú távú egyensúlyi szintjétől, mivel a gazdasági szereplők nem képesek a tökéletes előrelátásra. Az ex post előretekinő reálkamatláb számszerűsítéséhez a Fisher-formulát alkalmazzuk, vagyis: $r_t \approx i_t - \pi_{t+1}$. A két képletből adódik, hogy a t -edik időpontban a $t+1$ -dik időpontra vonatkozó inflációs várakozásokat fel lehet írni a következő formában:

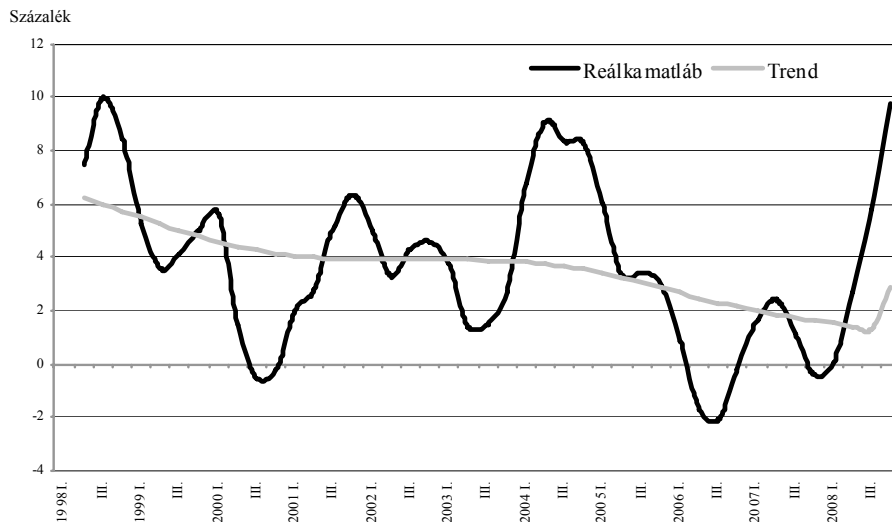
$$\pi_{t+1}^e = (r - \tilde{r}) + \pi_{t+1}. \quad /4/$$

Ha a gazdasági szereplők pontosan prognosztizálják az inflációt, akkor az egyensúlyi és az ex post előretekinő reálkamatláb megegyezik, vagyis a /4/ egyenlet záró-

jelében nulla van. Ha a reálkamatláb magasabb, mint az egyensúlyi értéke, akkor a gazdasági aktorok magasabb inflációt áraztak be a nominális kamatszintbe, mint az áremelkedés valós mértéke, vagyis az inflációs várakozások magasabbak voltak, mint a fogyasztói árak emelkedésének ex post nagysága. Az $\tilde{r} - r$ kifejezés az inflációs meglepetés előjeles értékét mutatja meg.

Az inflációs várakozások számszerűsítéséhez számos adatra van szükség: a reálkamatláb kiszámításához a három hónapos diszkont kincstárjegyek benchmark-hozamát és az évesített negyedéves fogyasztói árindexet használjuk fel. A mutató hosszú távú, egyensúlyi értékét *Mellárhoz* [2003] hasonlóan a Hodrick–Prescott-filterrel közelítjük, 1600-as λ értékkel. (Lásd a 2. ábrát.)

2. ábra. Az előretekintő reálkamatláb és a hosszú távú trendérték



Forrás: AKK, MNB, saját számítás.

Az inflációs meglepetés vizsgálatának idősorából következtetni tudunk a fogyasztói árindexre vonatkozó várakozások kialakításának módjára. Ha az inflációs meglepetések várható értéke nulla, eloszlása pedig normális, akkor a hazai inflációs várakozások racionálisak. Az idősor normális eloszlását a Jarque–Bera-tesztel vizsgáljuk. A tesztstatisztika 0,6402 értéket mutat, amihez 0,5479-es p -érték tartozik, azaz a teszt alapján a normalitás nullhipotézise bármilyen szignifikanciaszinten elfogadásra kerül. Az empirikus eloszlás mediánja 0,0134, átlaga $-0,0081$, szórása 2,7910, így nem tudjuk elutasítani azt a hipotézist, hogy az inflációs meglepetés várható értéke nulla. A fent leírtak arra engednek következtetni, hogy a fogyasztói árindexre vonat-

kozó várakozások racionálisak. Ez alapján azt az eredményt várjuk, hogy nincs szignifikáns kapcsolat a fogyasztói árindex és a reálgazdasági változók között.

A bérhányad (γ_t) kiszámításához a nemzetgazdaságban foglalkoztatottak összességét, az átlagos bruttó béreket és a bruttó hazai terméket használtuk fel. A nominális értékeket a 2000. év átlagos árszínvonalára transzformáltuk.¹¹

Az importált infláció mértékét két tényező határozza meg: az árfolyam és a külső inflációs nyomás. Az első méréséhez a forint/euró hivatalos középárfolyamot használjuk fel, a külső inflációt pedig a külkereskedelmi partnerországok árindexeinek súlyozott átlagával közelítjük. Mivel az utóbbi adat 2000-től áll rendelkezésre, ezért az 1998-as és 1999-es évekre visszamenőleg becsléssel határoztuk meg az indikátor értékét. A magyarázó változó a legnagyobb külkereskedelmi partnerünknek, Németországnak a negyedéves fogyasztói árindexe (ezt a CPI_N, jelöli), a függő változó pedig a legfontosabb külkereskedelmi partnerországok negyedéves bázisú árindexeinek súlyozott átlaga (a továbbiakban CPI_K). Mindkét indikátort szezonálisan kiigazítottuk. Az adatok integráltsági fokát a kiegészített Dickey–Fuller-, a Phillips–Perron-, és a KPSS-teszt¹² segítségével vizsgáljuk. Az eredmények megtalálhatók az 1. táblázatban.

1. táblázat

Egységgyök-teszt

Fogyasztói árindex	Kiegészített Dickey–Fuller-teszt		Phillips–Perron-teszt		KPSS-teszt	
	Eredeti érték	Első differencia	Eredeti érték	Első differencia	Eredeti érték	Első differencia
CPI_N	-3,2041**	-5,2112***	-4,6673***	-7,6239***	0,2279	0,2270
CPI_K	-1,8947	-6,4460***	-3,9123***	-3,9179***	0,1625	0,2565

Megjegyzés. * 10, ** 5, *** 1 százalékos szignifikanciaszinten utasítja el a teszt az egységgyök létezését, a KPSS-tesztnél pedig * 10, ** 5, *** 1 százalékos szignifikanciaszinten utasítja el a stacionaritást.

A táblázatból jól látszik, hogy a német fogyasztói árindex stacioner gazdasági folyamat, miközben a külkereskedelmi partnereink súlyozott inflációs rátájának idősorára a kiegészített Dickey–Fuller-teszt szerint elsőrendű integrált, a Phillips–Perron- és a KPSS-teszt szerint viszont $I(0)$ idősor. Összességében a tesztek alapján nem vétünk nagy hibát, ha azt feltételezzük, hogy mind a két idősor stacioner, a közöttük fennálló kapcsolatot meghatározhatjuk a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével. Ezek alapján a becsült egyenlet a következő (zárójelben a t -statisztikák láthatók):

¹¹ A konstans árakat a GDP-deflátor segítségével állítottuk elő.

¹² Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin-teszt.

$$\ln(cpi_k) = 2,9184 + 0,3670 \ln(cpi_n) + [MA(1) = 0,9420] + [AR(1) = 0,6008].$$

(7,5186)
(4,3589)
(23,7042)
(3,4951)

Korrigált $R^2 = 0,9050$,

F -statisztika = 105,8368,

Durbin–Watson-statisztika = 1,4143,

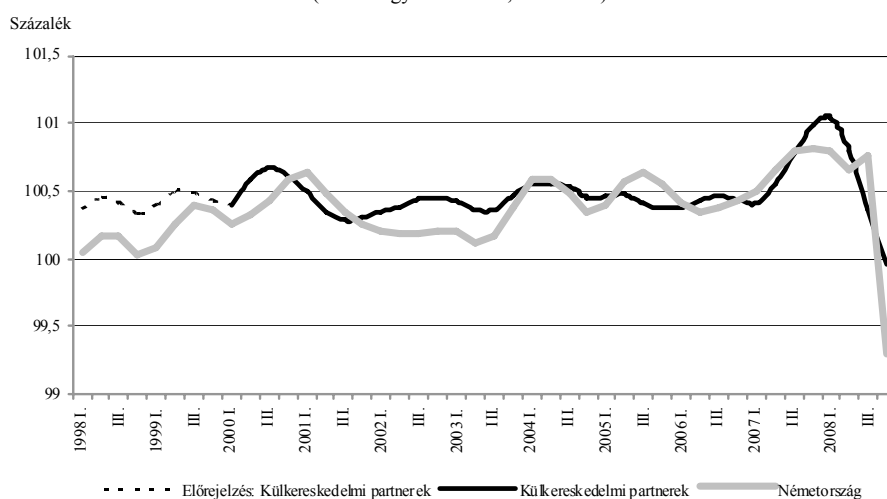
Breusch–Godfrei LM-teszt, 4 késleltetésű F -statisztika = 2,0835,

White-féle heteroszkedaszticitási teszt F -statisztika = 0,1829.

A korrigált R^2 értéke megfelelő, a White-féle F -statisztika alapján a reziduumok időszora homoszkedasztikus, az LM-teszt pedig elutasítja az autokorreláció jelenlétét. Modellünk a diagnosztikai mutatók alapján megfelelő, így elvégezhetjük a visszafelé irányuló becslést az 1998 elsőől és 1999 negyedik negyedévig tartó időszakra, amit a 3. ábrán a szaggatott vonal mutat.

Az ex post becslés megfelelőségét az átlagos abszolút százalékos hibával (Mean Absolute Percentage Error – MAPE) számszerűsítjük, aminek az értéke 0,082 százalékos. A külpiazi partnereinknél megfigyelhető fogyasztói árindexet ki kell egészíteni a forint árfolyamának változásával, hogy hiteles képet kapjunk az importált infláció alakulásáról. A π^x változót a következőképpen számszerűsítettük: $\pi^x = CPI_K + \hat{E}$, ahol az \hat{E} forint/euró árfolyamnak a növekedési rátája, azaz a negyedéves százalékos leértékelődési ráta.

3. ábra. Németország és a legfontosabb külkereskedelmi partnerországok
szézonálisan kiigazított fogyasztói árindexe
(előző negyedév = 100,0 százalék)



Forrás: MNB, Eurostat, saját számítás.

Miután valamennyi fontos változó birtokában vagyunk, meg kell vizsgálnunk az idősorok integráltságát. (Lásd a 2. táblázatot.) A táblázatból látható, hogy az egységgyök, illetve stacionaritási tesztek sok esetben ellentmondanak egymásnak. A π^x változót valamennyi teszt stacionernek mutatja, az inflációs várakozásokat és a γ -t pedig elsőrendű integrálnak. A Phillips–Perron-, valamint a kiegészített Dickey–Fuller-teszt alapján az $Y(1)$ másodrendű integrált, de a hároomból egy teszt szerint $I(2)$ folyamat az $Y(2)$ és a negyedéves szezonálisan kiigazított fogyasztói árindex idősora is.

2. táblázat

Egységgyök-tesztek

Változó	Kiegészített Dickey–Fuller-teszt		Phillips–Perron-teszt		KPSS-teszt	
	Eredeti érték	Első differencia	Eredeti érték	Első differencia	Eredeti érték	Első differencia
π^x	-8,8168***	-4,1164***	-4,2859***	-6,9425***	0,1275	0,3323
π^e	-1,6944	-3,5654**	-1,3486	-3,6969***	0,4025*	0,0896
$Y(1)$	-2,4443	-1,1630	-0,1517	-0,1630	0,0950	0,3322
$Y(2)$	-3,1670**	-3,2292**	-1,4979	-1,8453	0,0674	0,1800
π	-0,7691	-1,8120	-2,7113*	-3,9347***	0,6520**	0,1387
γ	-1,2278	-5,2689***	-1,3204	-2,6318*	0,7714***	0,1624

Megjegyzés. * 10, ** 5, *** 1 százalékos szignifikanciaszinten utasítja el a teszt az egységgyök létezését, a KPSS-tesztnél pedig * 10, ** 5, *** 1 százalékos szignifikanciaszinten utasítja el a stacionaritást.

Meg kell azonban jegyeznünk, hogy a vizsgált időszakban legalább egy strukturális törés volt az inflációs és egyéb gazdasági idősorokban: az inflációs célkövetés rendszerét 2001-ben vezették be hazánkban. Strukturális törés esetén az egységgyök-tesztek ereje jelentősen csökkenhet, a belőlük levonható következtetések kevésbé robusztusak. Összegzésként elmondhatjuk, hogy az adatok többsége első és másodrendűen integrált. Ha az idősor elsőrendű integrált, akkor általában a második differencia is stacioner. Amennyiben tehát az idősor $I(1)$ vagy $I(2)$, akkor az adott változók növekedési rátája stacioner, így a növekedési rátákra specifikált klasszikus legkisebb négyzetek módszere torzítatlan becslést eredményez.

3. A regressziós egyenletek specifikálása és becslése

Az elméleti fejtegetés, valamint az adatok bemutatása után a hazai inflációra, mint endogén változóra szeretnénk felírni egy regressziós modellt, melynek alapja

a tradicionális, várakozásokkal kiegészített Phillips-görbe és ami figyelembe veszi, hogy hazánk kis nyitott gazdaság. A legfontosabb magyarázó változóink a kibocsátási rés, a bérhányad, az inflációs várakozások, illetve az importált infláció. Az idősoros modelleknél a késleltetés mértékének a meghatározása igen fontos probléma, melynek megoldására a stepwise regressziót használjuk¹³. A választható változók listájában a magyarázó változók, valamint a késleltetett értékeik is megjelennek, ahonnan az eljárás beemeli a szükséges, illetve eltávolítja a felesleges regresszorokat.

Mivel az előző pontban elfogadtuk, hogy az adatok második differenciája stacioner,¹⁴ ezért a változók növekedési rátája közötti kapcsolatot fogjuk megbecsülni. A növekedési ráta alkalmazása azért szerencsésebb, mint az egyszerű differenciák felhasználása, mert így a loglineáris Phillips-görbe összefüggésre vissza lehet majd következtetni.¹⁵ Ennek a belátására tételezzük fel, hogy az alábbi modell írható fel az infláció, a kibocsátási rés és az inflációs várakozások növekedési rátája között: $\hat{\pi} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{Y} + \alpha_2 \hat{\pi}^e$, ahol a t indexet az egyszerűség kedvéért elhagytuk. Bebizonyítjuk, hogy a $\pi = \delta_0 Y^{\delta_1} (\pi^e)^{\delta_2}$ egyenlet, és a növekedési rátákra felírt összefüggés paraméterei megegyeznek, azaz $\alpha_i = \delta_i$, $i \in \{1, 2\}$. Logaritmáljuk a multiplikatív egyenletet, így a következőt kapjuk: $\ln \pi = \ln \delta_0 + \delta_1 \ln Y + \delta_2 \ln \pi^e$. Ezután vesszük mindkét oldal idő szerint vett deriváltját. Ekkor a következő összefüggéshez jutunk: $\frac{\dot{\pi}}{\pi} = \frac{\dot{\delta}_0}{\delta_0} + \delta_1 \ln Y + \delta_1 \frac{\dot{Y}}{Y} + \delta_2 \ln \pi^e + \delta_2 \frac{\dot{\pi}^e}{\pi^e}$. Ha feltételezzük, hogy a koefficiensek a vizsgált időhorizonton állandók, azaz a kibocsátási rés és az inflációs várakozások inflációra vonatkozó rugalmassága állandó, akkor a $\dot{\delta}_1 = \dot{\delta}_2 = 0$, azaz a következő egyenlethez jutunk: $\hat{\pi} = \hat{\delta}_0 + \delta_1 \hat{Y} + \delta_2 \hat{\pi}^e$. Ezáltal bebizonyítottuk, hogy $\alpha_1 = \delta_1$, valamint $\alpha_2 = \delta_2$. Az egységgyök-tesztek eredményéből tudjuk, hogy az infláció növekedési rátája stacioner, vagyis nem tartalmaz sztochasztikus trendet, ez pedig azt jelenti, hogy a $\hat{\delta}_0 \rightarrow 0$. A növekedési rátákra specifikált összefüggésből ezek alapján vissza lehet következtetni a loglineáris Phillips-görbe fontosabb paramétereire. Az egyetlen koefficiens, amit ezzel a módszerrel nem tudunk megbecsülni a regressziós egyenlet konstansa, erre még a későbbiekben visszatérünk. A legáltalánosabban a következőképpen írhatjuk fel a modellt:

¹³ Részletesen *Mundruczó* [1981].

¹⁴ Ez nem zárja ki azt, hogy az első differencia vagy maga az idősor is stacioner legyen.

¹⁵ A loglineáris függvényforma azért tűnik jó választásnak, mert kezelése egyszerű, a becült paraméterek pedig épp a parciális rugalmasságokkal egyeznek meg.

$$\hat{\pi}_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^I \beta_{i+1} \hat{Y}_{t-i} + \sum_{j=0}^J \beta_{(I+1)+(j+1)} \hat{\pi}_{t-j}^x + \sum_{l=0}^L \beta_{(I+1)+(J+1)+(l+1)} \hat{Y}_{t-l} + \beta_{(I+1)+(J+1)+(L+1)+1} \hat{\pi}_t^e + \varepsilon_t \quad /5/$$

A becslésnél a legnagyobb késleltetésszámot 4-re állítottuk be, azaz $I = J = L = 4$. Az induló regresszióban mindössze egy konstans szerepelt. A stepwise regressziók által kiválasztott regresszorok koefficienseit és a t -statisztikákat a Függelék tartalmazza. Az A -val jelölt becslt összefüggésben az $Y(1)$ -gyel, a B esetén az $Y(2)$ -vel közelítettük a kibocsátási rést, az egyenletbe beemelés határát a 0,5-ös p -értéknél határoztuk meg. A C és a D becslt egyenlet esetében a t -statisztika minimális értékének az 1-et állítottuk be; a két regresszió közötti különbség itt is a GDP-rés meghatározásában van: a C esetben az $Y(1)$, a D esetben pedig az $Y(2)$ változóval közelítettük a valós és a potenciális kibocsátás közötti differenciát.

A modellek magyarázóereje megfelelő, a korrigált R^2 minden esetben meghaladja a 0,87-et, az F -statisztika pedig rendre 27 felett van. A Durbin–Watson-statisztikákat a késleltetett értékek miatt általános specifikációs tesztként értelmezhetjük, a tesztstatisztika minden esetben az elfogadási intervallumon belülré esik. A Breusch–Godfrey-féle LM-teszt elveti az autokorreláció jelenlétét,¹⁶ a White-féle heteroszkedaszticitási teszt pedig nem utal a szórások változására. A Jarque–Bera-teszt nem tudja elutasítani a reziduumok normalitásának hipotézisét. Látható, hogy a B és a D esetben ugyan ahhoz a regressziós egyenlethez jutunk, így a továbbiakban ezeket nem különítjük el egymástól.

A diagnosztikai eljárások azt mutatják, hogy a becslt regresszió megfelelő, de nézzük meg a koefficiensek értékeit, és vessük össze az elméleti részben tárgyalt fejtegetéssel. Mivel az egyes változók különböző rendben késleltetett értékeihez tartozó koefficiensek előjele sok esetben nem ugyanaz, ezért számszerűsíteniük kell az egyes regresszorokhoz tartozó hosszú távú multiplikátor-értékeket. Ezeket a koefficiensek összegeként értelmezzük, vagyis a kibocsátási rés esetén $\sum_{i=0}^I \beta_{i+1}$, az importált infláció esetén $\sum_{j=0}^J \beta_{(I+1)+(j+1)}$, a bérhányad esetén pedig $\sum_{l=0}^L \beta_{(I+1)+(J+1)+(l+1)}$ képletel számítjuk ki.

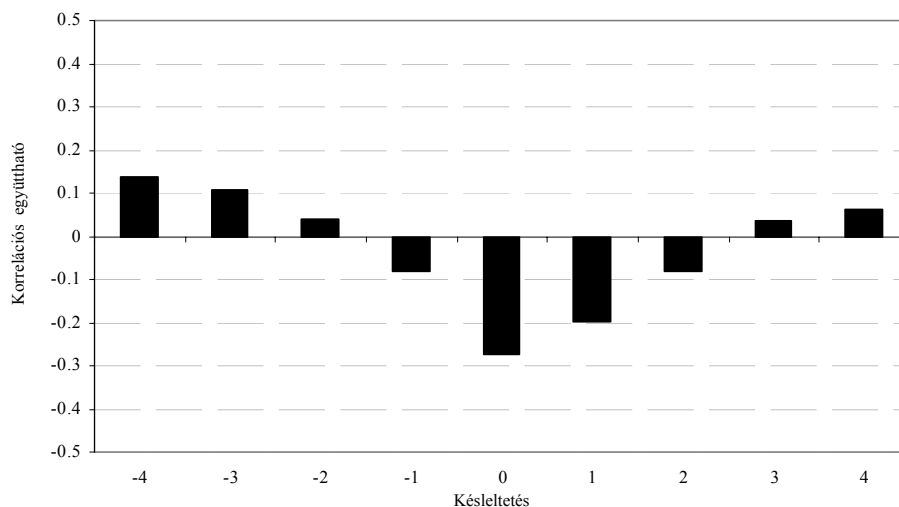
Látható, hogy a kibocsátási rés és az infláció közötti kapcsolat a tradicionális Phillips-görbe elméletnek megfelelően pozitív, szignifikáns. A korábbiakban azonban bebizonyítottuk, hogy az inflációs várakozások racionálisak, így rövid távon sem lehet átváltás az infláció és a kibocsátás között. Az ellentmondást feloldhatjuk, ha azt feltételezzük, hogy a pénzpiac, egészen pontosan az állampapírpiacon szereplői jobban

¹⁶ A maximális késleltetésszám 4.

informáltak, mint az ármeghatározó aktorok, így az általuk képzett inflációs várakozások nem adnak valós képet a gazdaság szélesebb rétegeinek anticipációiról. A problémát kétféleképpen lehet megoldani: az elemzői várakozások átlagának (Reuterspoll) vagy közvélemény-kutatások segítségével szélesebb rétegek inflációs várakozásának a modellbe építésével. Valószínű azonban, hogy egyik megoldás sem hozna lényegesen jobb eredményt, mint az említett eljárás. Az elemzői várakozások esetén ugyanúgy fennáll az információs aszimmetria, mint az állampapír-piaci szereplők és az egyéb gazdasági aktorok között, ugyanakkor a lakossági és vállalati megkérdezések által számszerűsített inflációs várakozások igen zajos adatok (erre az ECOSTAT kérdőíves megkeresései is jó példát mutatnak¹⁷).

A bérhányad és a negyedéves fogyasztói árindex közötti kapcsolat egy specifikációtól eltekintve pozitív, azonban az értéke minimális. A reál munkaerőköltség és a fogyasztói árak alakulása közötti kapcsolat problémájára *Banerji* [2005] is felhívta a figyelmet empirikus tanulmányában; a két változó ciklikus viselkedése további vizsgálatok tárgyát képezi. A 4. ábra a bérhányad és a kibocsátási rés közötti keresztkorrelogramot ábrázolja.

4. ábra. A bérhányad és a kibocsátási rés közötti korrelációs együttható különböző késleltetések esetén



Megjegyzés. A bérhányad t -edik és a GDP gap $t+k$ -adik elemei közötti Pearson-féle korrelációt mutatja be az ábra, ahol a k különböző értékei a vízszintes tengelyen helyezkednek el.

Látható, hogy a bérhányad anticiklikusan mozog, a GDP-rés és a reál munkaerőköltség közötti kapcsolat a hármas késleltetés után válik csak pozitívvá. Az infláció

¹⁷ Az adatok elérhetőek <http://www.ecostat.hu/kiadvanyok/konjunktura/kisvallalati/index.html>, valamint <http://www.ecostat.hu/kiadvanyok/konjunktura/top100/index.html> címen.

ezzel szemben jellemzően prociklikus, így azzal a feltételezéssel élünk, hogy a bérhányad és a fogyasztói árak közötti késleltetés (lag) jellemzően hosszabb, mint négy negyedév. Mivel az idősorunk meglehetősen rövid, a négy-nél nagyobb késleltetések beépítése miatti adatvesztés komoly aggályokat vet fel, emiatt eltekintünk tőle. A bérinfláció vizsgálata mindemellett nem lehet teljes anélkül, hogy mind az ár mind a bér endogén változóként szerepeljen a modellben, ez azonban túlmutat a jelen cikk keretein.

Az importált infláció egy százalékos emelkedése átlagosan 0,1332 és 0,1198 százalékos inflációs többletet jelent. Meg kell azonban jegyeznünk, hogy a külkereskedelmi partnerországok súlyozott inflációs rátája szintén tartalmaz non-tradeable jószágokat, azaz akkor járnánk el pontosan, ha a CPI_K árindexből kiszűrjük a fogyasztói kosár ezen elemeit.

A Phillips-görbe valamennyi fontosabb paraméterét megbecsültük, a konstans kivételével. Ennek a meghatározásához azt vesszük alapul, hogy Magyarországon 2001-ben az inflációs célkövetés rendszere lépett életbe. A jegybank nem határoz meg közbülső célt, hanem a fogyasztói árindexet, illetve az inflációs várakozásokat igyekszik a célszint közelében tartani.¹⁸ Amennyiben a monetáris és a fiskális politika hiteles, a gazdasági aktorok várakozásai, illetve az infláció a cél közelében horgonyoztak. Ezek alapján a Phillips-görbe konstans tagja a 3 százalékos inflációs cél negyedévre vetített értéke, azaz jelen esetben $\sqrt[4]{1,03} \times 100 \approx 100,7417$. A becsült Phillips-görbe ezek alapján a következő¹⁹:

$$\ln \pi = 100,7417 + 0,3573 \ln \pi^e + 0,3659 \ln Y + 0,0219 \ln \gamma + 0,1239 \ln \pi^x + \varepsilon_t, \quad /6/$$

ahol az ε_t nulla várható értékű és véges szórású fehér zaj. Miután számszerűsítettük a legfőbb magyarázó változók inflációra vonatkozó rugalmasságát, megvizsgáljuk a hazai adatokon az infláció és a GDP-rés ciklikus mozgását.

4. A stop-go gazdaságpolitika és a Phillips-hurkok

A várakozásokkal kiegészített Phillips-görbe elmélete alapján nincs hosszú távú átváltás az infláció és a kibocsátási rés között. Amennyiben a gazdasági szereplők várakozásai jellemzően a múltbeli adatokon alapulnak, a kormányzat megglepetéssze-

¹⁸ A témáról részletesen Csermely [2006].

¹⁹ Az egyenlet hosszú távú hatásának az átlaga.

rű expanzív monetáris és/vagy fiskális politikája átmenetileg a potenciális szint fölé emelheti az outputot. Az infláció ezzel párhuzamosan megemelkedik. Később, amikor a magasabb fogyasztói árindex beépül a várakozásokba, a kibocsátás visszatér a potenciális szintre, az infláció azonban tartósan a kezdeti értéke fölött marad. A magasabb infláció valamint az egyensúlyi problémák miatt (államadósság, költségvetési hiány) a kormányzat megszorításokra (monetáris és/vagy fiskális) kényszerül. Ezt a jelenséget nevezik Phillips-huroknak. *Nordhaus* [1975] elméleti modelljében a Phillips-hurkokat és a politikai ciklusokat kapcsolta össze, innentől kezdve beszél a közgazdasági irodalom politikai üzleti ciklusokról, ezekről részletesen *Benczes* és *Ürögdi* értekeznek.²⁰

Vizsgáljuk meg a hazai adatokon a kibocsátási rés és a negyedéves fogyasztói árindex közötti kapcsolatot. (Lásd az 5. ábrát.). A belső gazdasági-politikai folyamatokra szeretnénk koncentrálni, így az importált infláció változásának hatását kiszűrjük a negyedéves fogyasztói árindexből. Az ábrán jól látható két, az elméletnek megfelelően az óramutató járásával ellentétesen mozgó ciklus. Az első kezdőpontja 2000. első negyedév. Ekkor a kibocsátás és az infláció is emelkedni kezd, majd 2001 második negyedévére a hazai kibocsátás majdnem pontosan visszatér a kezdőpontba. A 2000 közepén meginduló dezinfláció (a ciklus leszálló ágának kezdete), egészen 2002 harmadik negyedévéig tart, ennek azonban jelentős reálgazdasági ára van. Erre az időszakra esik az inflációs célkövetés rendszerének a bevezetése és látható, hogy a jegybank ez idő tájt jelentős sikereket könyvelhetett el a fogyasztói árindex csökkentésének területén. Érdekes, hogy a 2002-es választási évben nem indul újabb ciklus, miközben a költségvetési deficit jelentősen megugrik. A jelenség mögött az áll, hogy az élénkítés egy konjunkturális szempontból kedvezőtlen időszakra esik, így a gazdaságpolitikai impulzus anticiklikus, a két hatás pedig nagyjából kompenzálja egymást.

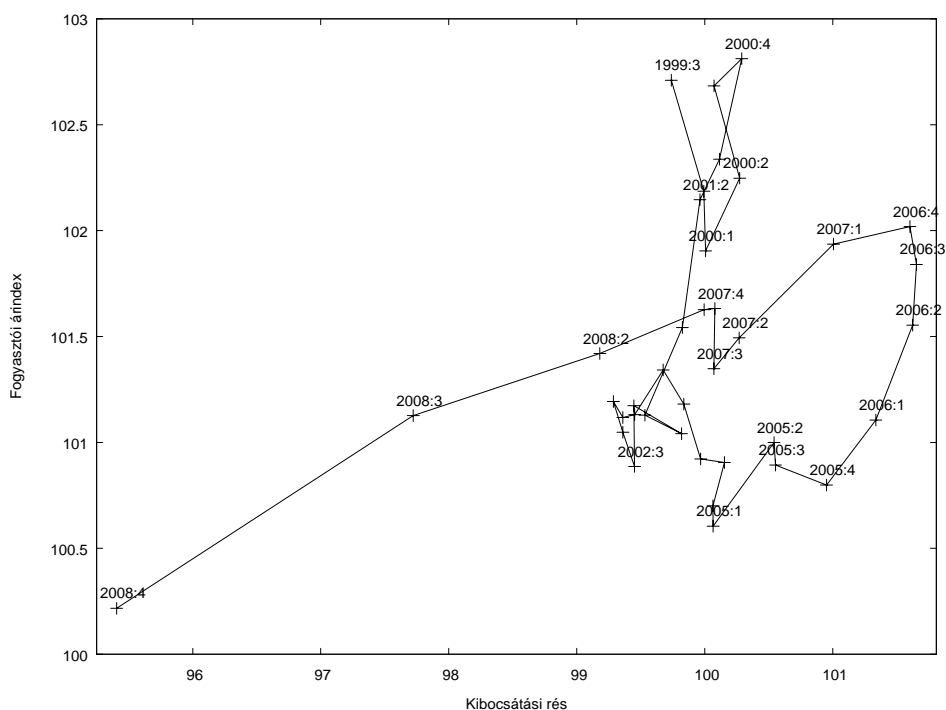
A második gazdasági természetű, de jellemzően politikai oldalról indukált ciklus 2005 elején kezdődik. A fiskális irányítás rendkívül expanzív politikát folytat,²¹ miközben a kibocsátás megközelítőleg a potenciális szinten van. Ennek hatására a GDP-rés és az infláció megugrik, azaz a rövid távú Phillips-görbén jobbra felfelé haladunk. A *Nordhaus*-modellnek [1975] megfelelően az élénkítés intervallumába esnek az országgyűlési választások. 2006 végére a magasabb fogyasztói árindex beépül a várakozásokba, majd a költségvetés egyensúlyi problémái miatt a kormányzat megszorító intézkedéseket kénytelen hozni. A visszaeső kereslet hatására az infláció 2007-től csökkenni kezd. Az óramutató járásával ellentétesen mozgó Phillips-hurok ismételt példa a várakozások visszatekintő jellegére.

²⁰ Megjegyzendő, hogy a szocialista rendszerekben is kimutathatóak a stop-go ciklusok, ezek mögött azonban nem a választási ciklusok, hanem a puha költségvetési korlát húzódik meg (részletesen *Bessenyei* [2006]).

²¹ A hazai költségvetési politika ciklikusságáról *Tóth* [2008] összefoglaló munkája ad részletesebb képet.

2008 második felében a pénzügyi krízis gazdasági válsággá alakul, és a kibocsátási rés a fejlett országokban negatívvá válik. A szűkülő kereslet miatt hazánkban visszaesik a kibocsátás, az árak dinamikája mérséklődik, azaz balra lefelé haladunk egy rövid távú Phillips-görbén. A korábbi tapasztalatok, valamint a visszafelé tekintő várakozások arra engednek következtetni, hogy egy esetleges fiskális expanzió növelhetné a belső keresletet és mérsékelhetné a gazdasági kibocsátás visszaesését. Erre azonban épp a korábbi időszak felelőtlen élénkítése miatt nincs lehetőség, mivel a költségvetési hiány lefaragása továbbra is tart.

5. ábra. Phillips-hurkok Magyarországon



Megjegyzés. A negyedéves fogyasztói árnindexből kiszűrtük az importált infláció változásának hatását.

A folyamat megítéléséhez konstruálnunk kell valamilyen társadalmi jóléti függvényt, ami alapján meghatározhatjuk, milyen hatást fejtenek ki a ciklusok a társadalmi jólétre vagy veszteségére. Amennyiben a társadalmi jólét nem függ az inflációtól, csupán a bruttó hazai terméknek valamilyen diszkontált értéke, akkor a stop-go ciklus akár növelheti is a társadalmi jólétet, mivel időben előrehozza a kibocsátást. Ekkor a ciklus által indukált társadalmi jóléti hatás a diszkontrátának és a Phillips-görbe alakjának és meredekségének a függvénye. A nemzetközi irodalom alapján

azonban az inflációnak komoly jóléti vesztesége van, így nem hagyhatjuk ki a társadalmi jólét magyarázó változói közül. Tegyük fel, hogy a társadalmi jóléti függvény a következőképpen specifikált (hasonlót használ többek között *Clark–Goodhart–Huang* [1999] is):

$$W_t = -\xi(\pi_t - \pi^{cél})^2 - (Y_t)^2. \quad /7/$$

A $\pi^{cél}$ az inflációs célt, az Y továbbra is a kibocsátási részt jelöli, a ξ pedig konstans. Jól látható, hogy ilyen jóléti függvény esetében a stop-go ciklusok jelentős társadalmi jóléti veszteséget okoznak²². Amennyiben a lazább fiskális időszakokat nem követi drasztikus kiigazítás, az államadósság felhalmozódása elkerülhetetlenül bekövetkezik. A növekvő kamatszolgálat ezután jelentősen csökkenti a következő gazdaságpolitikai irányítás mozgásterét, függetlenül attól, hogy indokolt anticiklikus élénkítést vagy indokolatlan, és újabb jóléti veszteséget generáló politikai célú expanziót kíván végrehajtani. A közvetlen károkon kívül számos olyan nehezen számszerűsíthető negatív hatást okoz a költségvetési „húzd-meg–ereszd-meg-ciklus”, mint a gazdaságpolitikai hitelesség csökkenése, hazánk külföldi megítélésének a romlása, vagy a gazdaságpolitikába vetett bizalom megrendülése. Ezek a tényezők mind a költségvetési stop-go ciklusok negatív hatásait erősítik.

*

A várakozásokkal kiegészített tradicionális Phillips-görbe nyitott gazdaságra átalakított változata jól illeszkedik a magyar adatokra. A kibocsátási rés és az infláció közötti rövid távú pozitív kapcsolat a hátrafelé irányuló várakozások létét igazolja. A béremelkedés inflációs hatását sikerült a modellünkben kimutatni, azonban a két változó közötti kapcsolat gyenge. A hazai adatokból készült ábrán jól kivehetők a politikai üzleti ciklusok, különösen a 2005-től 2008-ig tartó időszakban. Egy hagyományos társadalmi jóléti függvény feltételezése esetén megállapítható, hogy ezek a ciklusok igen károsak, ráadásul egyéb, nehezen számszerűsíthető, hosszú távú problémákat is okoznak.

²² Fontos megjegyezni, hogy a pozitív kibocsátási rés, illetve a célszint alatti infláció is növeli a társadalmi jóléti veszteséget.

Függelék

	<i>A</i>	<i>B</i>	<i>C</i>	<i>D</i>
Konstans	-0,0005	-0,0003	-0,0004	-0,0003
<i>t</i> -statisztika	-2,2510	1,4354	-2,0443	1,4354
Y_t				
<i>t</i> -statisztika				
Y_{t-1}				
<i>t</i> -statisztika				
Y_{t-2}	-0,0995	-0,1211	-0,0883	-0,1211
<i>t</i> -statisztika	-1,3610	-1,4454	-1,1045	-1,4454
Y_{t-3}	0,1286	0,1405	0,1036	0,1405
<i>t</i> -statisztika	1,6811	1,5344	1,3373	1,5344
Y_{t-4}	0,3371	0,3516	0,3404	0,3516
<i>t</i> -statisztika	4,1681	3,5918	4,0774	3,5918
π_t^x	0,0220	0,0208	0,0188	0,0208
<i>t</i> -statisztika	2,8439	2,4916	2,3941	2,4916
π_{t-1}^x	0,0530	0,0485	0,0502	0,0485
<i>t</i> -statisztika	5,6415	5,0236	5,4708	5,0236
π_{t-2}^x	0,0459	0,0408	0,0434	0,0408
<i>t</i> -statisztika	5,4213	4,7831	5,2183	4,7831
π_{t-3}^x	0,0123	0,0097	0,0105	0,0097
<i>t</i> -statisztika	1,7146	1,30634	1,4697	1,30634
π_{t-4}^x				
<i>t</i> -statisztika				
γ_t				
<i>t</i> -statisztika				
γ_{t-1}	0,0259			
<i>t</i> -statisztika	1,6108			
γ_{t-2}			0,0351	
<i>t</i> -statisztika			1,2503	
γ_{t-3}	-0,0952	-0,0796	-0,1232	-0,0796
<i>t</i> -statisztika	-4,4054	-3,4921	-3,3602	-3,4921
γ_{t-4}	0,0961	0,0768	0,1050	0,0768
<i>t</i> -statisztika	4,0904	3,2438	3,5449	3,2438
π_t^e	0,3353	0,3748	0,3443	0,3748
<i>t</i> -statisztika	6,3462	7,1702	6,4901	7,1702
<i>Y</i> hosszú távú hatása	0,3662	0,3709	0,3557	0,3709
π^x hosszú távú hatása	0,1332	0,1198	0,1229	0,1198
γ hosszú távú hatása	0,0268	-0,0029	0,0169	-0,0029
<i>N</i>	38	38	38	38
Korrigált R^2	0,8904	0,8765	0,8900	0,8765
F-statisztika	28,3303	27,2480	28,2242	27,2480
Durbin–Watson	1,5342	1,3622	1,4917	1,3622
Autokorreláció LM-tesztje				
<i>F</i> -statisztika 4 késleltetés	1,2942	1,4011	1,4969	1,4011
White-féle <i>F</i> -statisztika	0,8111	0,5931	0,6253	0,5931
Jarque–Bera teszt	0,1999	0,4374	0,4860	0,4374

Irodalom

- ASADA, T. ET AL. [2006]: Keynesian Dynamics and the Wage-Price Spiral: A Baseline Disequilibrium Model. *Journal of Macroeconomics*. 28. évf. 1. sz. 90–130. old.
- BALATONI A. – BESSENYEI I. [2008]: *A bérek és az infláció kapcsolata Magyarországon*. Közgazdász Fórum. 11. évf. 10. sz. 13–32. old.
- BANERJI, A. [2005]: *The Relationship between Labor Costs and Inflation: A Cyclical Viewpoint*. Bureau of Labour Statistics. <http://www.bls.gov/opub/cwc/cm20050517ar01p1.htm> Elérés dátuma: 2009. április 6.
- BENCZES I. – ÜRÖGDI A. [2008]: A politikai üzleti ciklusok új elmélete és empiriája. *Pénzügyi Szemle*. LIII. évf. 2. sz. 265–279. old.
- BESSENYEI I. [2006]: *Puha költségvetési korlát és stop-go ciklusok egy kétszektoros AK modellben*. Szigma. XXXVII. évf. 1–2. sz. 47–58. old.
- BESSENYEI I. [2007]: *A makroökómia és a makrogazdasági politika újabb elméletei*. PTE-KTK. Pécs.
- CALVO, G. [1983]: Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*. 12. évf. 3. sz. 383–398. old.
- CAGAN, P. [1956]: The Monetary Dynamics of Hyperinflation. In: *Friedman, M. (szerk.): Studies in the Quantity Theory of Money*. 25–117. old. University of Chicago Press. Chicago.
- CLARK, P. B. – GOODHART, C. A. E – HUANG, H. [1999]: Optimal Monetary Policy Rules in a Rational Expectations Model of the Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*. 43. évf. 2. sz. 497–520. old.
- CSERMELY Á. [2006]: Az inflációs cél követésének rendszere Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*. LIII. évf. 11. sz. 1058–1079. old.
- DARVAS, ZS. – VADAS, G. [2003]: *Univariate Potential Output Estimations for Hungary*. MNB Working Paper. 8. MNB. Budapest.
- ENGLER, R. F. – GRANGER, C. W. J. [1987]: Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*. 55. évf. 2. sz. 251–276. old.
- FRIEDMAN, M. [1968]: The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*. 68. köt. 1. sz. 1–17. old.
- GALÍ, J. – GERTLER, M. [1999]: Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*. 43. évf. 2. sz. 195–222. old.
- GALÍ, J. – GERTLER, M. – LÓPEZ-SALIDO, J. D. [2001]: European Inflation Dynamics. *European Economic Review*. 45. évf. 7. sz. 1237–1270. old.
- GANDOLFO, G. [1997]: *Economic Dynamics*. Springer Verlag. Berlin
- HANSEN, A. H [1965]: *Útmutató Keyneshez*. KJK. Budapest.
- HODRICK, R. J. – PRESCOTT, E. C. [1997]: Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. 29. évf. 1. sz. 1–16. old.
- KOMÁROMI A. [2008]: *A monetáris aggregátumok szerepe a monetáris politikában*. MNB Tanulmányok 71. MNB. Budapest.
- MELLÁR T. [1997]: *Alkalmazott makroökómia*. JPTE. Pécs
- MELLÁR T. [2003]: *Dinamikus makromodellek a magyar gazdaságra*. Statisztikai módszerek a társadalmi és gazdasági elemzésben. KSH. Budapest.

- MELLÁR, T. – RAPPAL, G. [2001]: Money Supply, GDP and Inflation: The Dynamic Econometric Analysis of Macro-Equilibrium. *Hungarian Statistical Review*. 79. évf. Special No. 6. 3–23. old.
- MELIHOVS, A. – ZASOVA, A. [2007]: *Estimating of the Phillips Curve for Latvia*. Lavija Banka Working Paper. No. 3.
- MENYHÉRT, B. [2008]: Estimating the Hungarian New Keynesian Phillips Curve. *Acta Oeconomica*. 58. sz. 295–318. old.
- MUNDRUCZÓ GY. [1981]: *Alkalmazott regressziószámítás*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- MUTH, J. F. [1961]: Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*. 29. évf. 3. sz. 315–335. old.
- NELSON, E. – SCHWARZ, A. J. [2008]: The Impact of Milton Friedman on Modern Monetary Economics: Setting the Record Straight on Paul Krugman’s “Who Was Milton Friedman?” *Journal of Monetary Economics*. 55. évf. 4. sz. 835–856. old.
- NORDHAUS, W. D. [1975]: The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies*. 42. évf. 2. sz. 169–190. old.
- OKUN, A. M. [1962]: The Gap between Actual and Potential Output. In: *The Battle Against Unemployment*. W. W. Norton. New York.
- PHELPS, E. S. [1967]: Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Employment over Time. *Economica*. 34. évf. 3. sz. 254–281. old.
- RUDEBUSH, G. D. – SVENSSON, L. E. O. [1998]: *Policy Rules for Inflation Targeting*. NBER Working Paper. 6512. sz.
- ROTEMBERG, J. J. – WOODFORD, M. [1997]: *An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy*. NBER Macroeconomics Annual. MIT Press, Cambridge 297–346. old.
- SAMUELSON, P. – SOLOW, R. [1960]: The Problem of Achieving and Maintaining a Stable Price Level: Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *American Economic Review*. 50. évf. 2. sz. 177–194. old.
- TAYLOR, J. B. [1980]: Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *The Journal of Political Economy*. 88. évf. 1. sz. 1–24. old.
- TÓTH G. CS. [2008]: *A magyar államháztartás tizenhat éve*. ECOSTAT Munkaanyag. http://www.ecostat.hu/download/muhely/ECOSTAT_muhely_080515.pdf
- WHELAN, K. [1999]: *Real Wage Dynamics and the Phillips Curve*. Finance and Economic Discussion Series 1997-51. Board of Governors of the Federal Reserve System. www.federalreserve.gov/pubs/feds/2000/200002/200002pap.pdf. Elérés dátuma: 2008. február 11.

Summary

The aim of this paper is to show with a regression model that the traditional expectation augmented Phillips curve still shows an adequate picture about the connection between the domestic nominal and real sphere. In the course of the empirical search, we consider that Hungary is a small, open economy, so we integrate the outer inflation pressure and the effect of the nominal exchange rate into the equation. The wage inflation has a prior importance in the study; in order to define it

numerically, we use the wage share. The advantage of this index is that its value changes only if the growth of real wage fails the growth rate of productivity. According to the results, a significant positive connection can be shown between the GDP gap and the inflation rate. The sign of the estimated coefficient of the wage share agree the expected, but it is lower than we have assumed based on the theoretical deduction. The Phillips loops induced by the economic policy's stop-go cycles can be caught in the domestic data, especially from 2005 to 2008. The political business cycles cause significant welfare deficit in case of standard specification of the economic welfare function.