A bérek és az infláció kapcsolata Magyarországon*

BALATONI ANDRÁS – BESSENYEI ISTVÁN

A nominálbérek és az infláció közötti kapcsolat a közgazdaságtan régóta vizsgált összefüggései közé tartozik. Arra teszünk kísérletet a tanulmányban, hogy elméletileg megalapozzuk a két változó kapcsolatát, majd a legfontosabb eredményeket egy regressziós egyenletbe integráljuk. Az ehhez felhasznált eszköz a Blanchflower és Oswald (1994) által bevezetett bér-görbe. Arra az eredményre jutunk, hogy mind a béremelkedés növekedési rátájának, mind a bérhányadnak az emelkedése növeli a fogyasztói árindex dinamikáját, azaz a bérinfláció megfigyelhető a magyar gazdaságban 2001 és 2007 harmadik negyedéve közötti időszakban. A kapott összefüggés törvényszerűségét azonban mind a mikro-, mind pedig a makroszintű elemzés csak a termékpiac keresleti oldalán fennálló mennyiségi korlát, illetve negatív output-rés fennállása esetén támasztja alá.

A 60-as, 70-es években az infláció elsődleges okaként a nominálbéremelkedést, illetve a bér-ár spirált jelölték meg olyan neves közgazdászok, mint Paul Samuelson, James Tobin vagy Arthur Okun (Nelson–Schwartz 2008). A hangsúly később Friedman és a monetarizmus előretörésével áttolódott a keresleti tényezőkre, azonban a bérek és az áremelkedés közötti kapcsolat továbbra is elfogadott tétel maradt. Ezzel szemben Hess és Schweitzer (2000) empirikus tanulmányukban megkérdőjelezik a béremelkedés inflációs hatását, és vizsgálataik során arra a megállapításra jutnak, hogy a fogyasztói árindex határozza meg a nominálbér növekedésének a rátáját, és nem fordítva.

Tanulmányunkban először áttekintjük az infláció és a nominálbér kapcsolatát meghatározó legfontosabb mikro- és makroszintű összefüggéseket. Megmutatjuk, hogy sem a nominálbér, sem pedig a nemzeti jövedelem bérként kifizetett hányadának emelkedése nem gyakorol egyértelmű hatást az árszínvonalra. Levezetjük azokat a feltételeket, melyek fennállása esetén a nominálbér, illetve a bérhányad növekedése inflációt eredményez. Az első szakaszban mikroökonómiai alapokon elemezzük a nominálbér emelkedésének árfelhajtó hatását. Ezután áttérünk makroszintre, és bemutatjuk, hogy az újklasszikus, illetve újkeynesi közgazdaságtanban a bérek és az infláció miképpen kapcsolódnak össze. Az ezután következő empirikus elemzés első lépéseként, Hess és Schweitzerhez (2000) tanulmányához hasonlóan, az oksági kapcsolatokat térképezzük fel, majd ennek segítségével specifikálunk egy regressziós egyenletet, melynek az alapja a hagyományos visszatekintő várakozásokkal kiegészí-

*A szerzők köszönetet mondanak az ECOSTAT munkatársainak, személyesen is *Adamecz Annának, Cserháti Ilonának, Gáspár Tamásnak*, *Takács Tibornak és Tóth G. Csabának* tanácsaikért, valamint a korábbi verziókhoz fűzött értékes megjegyzéseikért. A tanulmány a szerzők saját véleménye, és nem feltétlenül tükrözi az ECOSTAT KSKI hivatalos álláspontját. Az itt leírtakért kizárólag a szerzőket terheli felelősség.

tett Phillips-görbe, valamint a bér-görbe. A Blanchflower és Oswald (1994) könyvében részletesen ismertetett utóbbi összefüggés mikroökonómiai megalapozását követi a negyedéves gyakoriságú, magyarországi adatokon alapuló regressziós vizsgálat.

Megmutatjuk, hogy mind a nominálbér, mind pedig a bérhányad növekedése az árszínvonal emelkedését eredményezi. A mikro- és makroszintű összefüggések alapján az is kiderül, hogy ennek oka az, hogy a kibocsátás elmarad annak potenciális nagyságától, illetve a vállalatok a termékpiac keresleti oldalán mennyiségi korlátokba ütköznek.

A bérinfláció mikroökonómiai alapjai

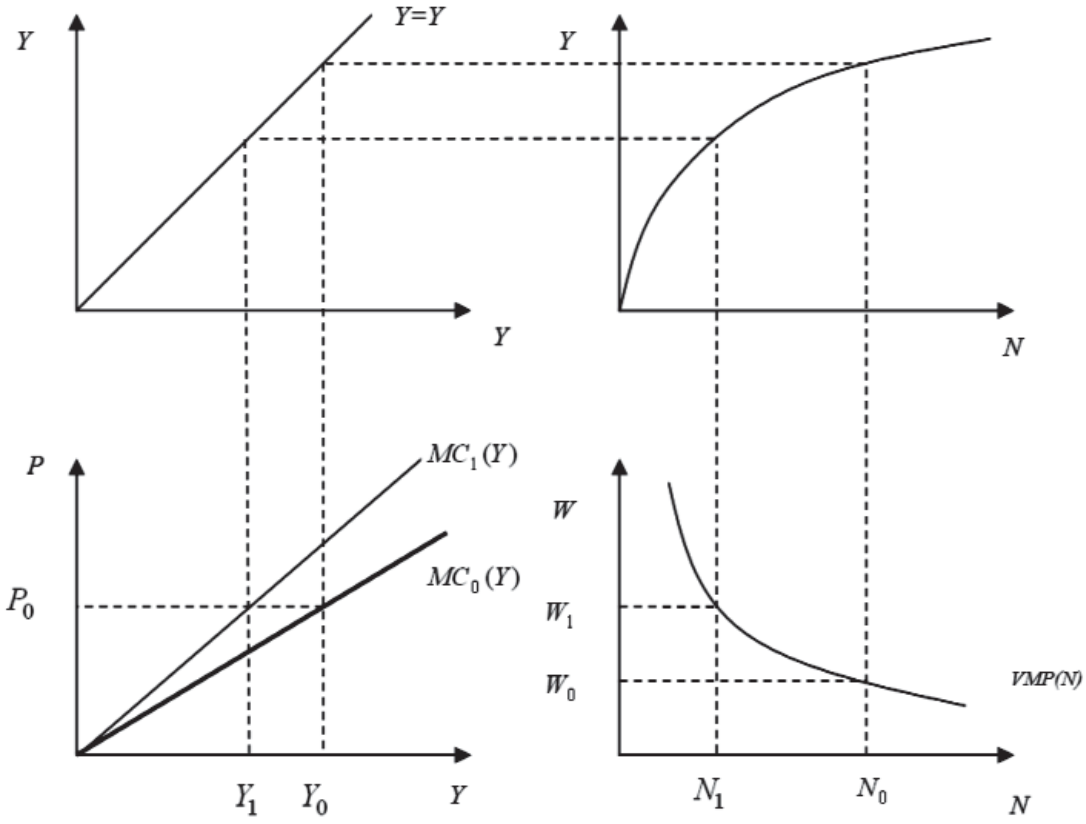
Mivel az empirikus vizsgálathoz rendelkezésre álló idősor meglehetősen rövid, vizsgálódásainkat ebben a szakaszban is rövid távra korlátozva, a technológiát és a tőkeállományt változatlannak tételezzük fel. Célszerű az elemzést a tökéletes verseny feltevésével kezdeni. Ekkor mind az ár, mind pedig a nominálbér színvonala exogén adottság a reprezentatív vállalat számára. Azt vizsgáljuk, hogy a nominálbér emelkedésének milyen hatása van a termelés határköltségére, mivel ennek emelkedése esetén csak magasabb termékár mellett gazdaságos változatlan mértékű output előállítása. A profitmaximumot biztosító foglalkoztatási szint meghatározása során a magasabb nominálbér a munka határtermékértékének növelését teszi szükségessé. Ez a foglalkoztatás csökkentése révén valósítható meg, ami a termelés visszaeséséhez vezet. A termelés visszaesése csökkenti a határköltséget, a nominálbér emelkedése azonban növeli azt. A két hatás eredőjének meghatározásához induljunk ki a reprezentatív vállalat termelési függvényéből! Legyen ez a következő: $Y = AK^{\alpha}N^{\beta}$. Az egyszerűbb írásmód érdekében legyen a technológiai paraméter és a tőkeállomány is egységre normált, ekkor a következő összefüggést kapjuk: $Y = N^{\beta}$. Feltesszük továbbá, hogy $0 < \beta < 1$, azaz a munka hozadéka csökkenő. A profitmaximumot biztosító foglalkoztatási szint a szokásos határtermelékenységi feltétellel határozható meg: $P\beta N^{\beta-1} = W$, ahol az egyenlet bal oldalán a munka határtermékértéke, a jobb oldalon pedig a nominálbér szerepel. Ebből a foglalkoztatás optimális szintje: $N = (\beta P / W)^{1/(1-\beta)}$, és rögtön látszik, hogy a nominálbér növekedése esetén a munkakereslet csökken. Behelyettesítve a termelési függvénybe, azt kapjuk, hogy a reálbér a következők szerint határozza meg a kibocsátást:

$$(1) \quad Y = \left(\frac{\beta P}{W}\right)^{\frac{\beta}{1-\beta}} \tag{1}$$

Másrészt a változóköltség-függvény: $VC(Y) = WY^{1/\beta}$, amiből a határköltségfüggvény $MC(Y) = WY^{(1-\beta)/\beta} / \beta$ alakban adódik. Behelyettesítve az (1) egyenletet kapjuk, hogy $MC(Y) = P$, amiből $\partial MC / \partial W = 0$. A határköltség kibocsátás-csökkenés következtében fellépő visszaesése tehát éppen megegyezik a magasabb nominálbér határköltséget emelő nagyságával, így a két hatás eredője zérus. A nominálbér emel-

kedése ezek szerint nem eredményezi a határköltség emelkedését, és így magasabb árszínvonalat sem, mivel a vállalat a bérszínvonal emelkedéséhez a termelés csökkentése révén alkalmazkodik. Ezek szerint a nominálbér emelkedésének nincs inflációt gerjesztő hatása.

Az elmondottakat az 1. ábra szemlélteti, melyen a foglalkoztatás az N_0 szintről N_1-re esik vissza, a kibocsátás pedig Y_0-ról Y_1-re. A határköltség függvénye felfelé tolódik, $MC_0(Y)$-ról, $MC_1(Y)$-ra. Mint látható, az árszínvonal mindeközben megmarad P_0 értéken, így a jobb alsó koordináta-rendszerben a munka határtermékérték függvényének görbéje is helyben marad.



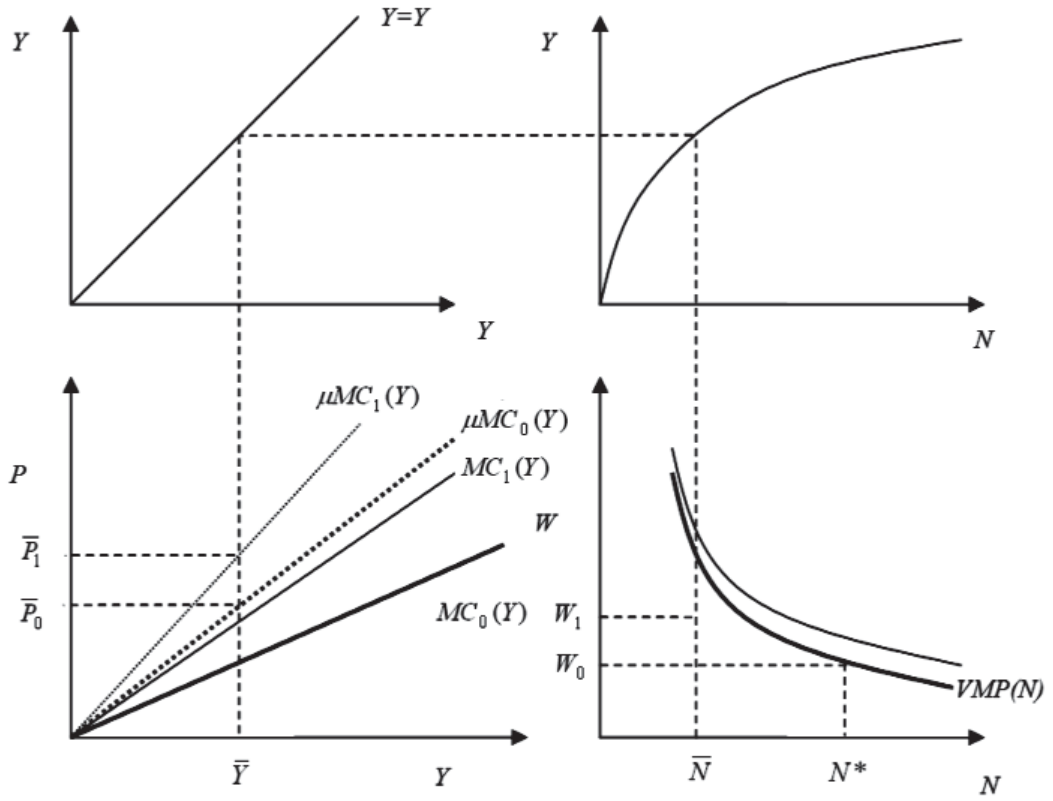
1. ábra. A nominálbér növekedésének árszínvonalra kifejtett hatása egyensúlyi árak esetén

Más a helyzet azonban, ha tökéletes verseny helyett azt tesszük fel, hogy a piaci elégtelenségek következtében a reprezentatív vállalat a termékpiacon egy $\overline{Y} < Y_0 < Y_1$ mennyiségi korláttal találja szembe magát (2. ábra). Ez megakadályozza a profitmaximumot eredményező foglalkoztatási szint (*N**) megvalósítását, így a nominálbér a munka határtermékértéke alatt marad, ezért a nominálbér növekedésének nincs hatása a foglalkoztatásra. A határköltséggörbe azonban most is magasabb helyzetbe tolódik ($MC_0(Y)$-ról $MC_1(Y)$-ra), ezért a határköltség nő. Mivel a reprezentatív válla-

lat ebben az esetben haszonkulcsos árképzést alkalmaz, a határköltség növekedése az árszínvonal emelkedését vonja maga után. Feltesszük, hogy a kereslet árrugalmassága konstans, ekkor a haszonkulcs is állandó. Pontozott vonallal jelölve a haszonkulccsal növelt határköltség függvényét, az árszínvonal $\overline{P}_0$-ról $\overline{P}_1$-re nő. Megjegyzendő, hogy az árszínvonal növelésével a munka határtermékérték-függvénye is fölfelé tolódik, ennek azonban a munkakereslet szempontjából nincs jelentősége, az marad a korábbi $\overline{N}$ szinten. Hasonló eredményt mutat az algebrai elemzés is. A termelés határköltsége most: $MC(Y) = W\overline{Y}^{(1-\beta)/\beta} / \beta$. Legyen a határköltséggel arányos haszonkulcs μ konstans, ekkor a reprezentatív vállalat termékének ára: $MC(Y) = \mu W\overline{Y}^{(1-\beta)/\beta} / \beta$, amit a nominálbér szerint deriválva,

$$\partial MC / \partial W = \mu \overline{Y}^{(1-\beta)/\beta} / \beta > 0 .$$

Az iménti gondolatmenettel szemben természetesen felvethető, hogy a magasabb nominálbér a reprezentatív vállalattal szemben a termékpiacon fennálló mennyiségi korlát emelkedéséhez vezethet, azaz $d\overline{Y} / dW > 0$. Ekkor azonban a határköltségfüggvény deriváltja szintén pozitív:
$\partial MC / \partial W = \overline{Y}^{(1-\beta)/\beta} / \beta + W \cdot d\overline{Y} / dW > 0$. A magasabb nominálbér inflációgerjesztő hatása most még erősebb, mert a mennyiségi korlátozást mellőző esettel szemben a termelés ezúttal nem csökken, hanem növekszik.



2. ábra. A nominálbér növekedésének árszínvonalra kifejtett hatása nem-egyensúlyi árak esetén

A mikroszintű elemzés tehát azt mutatja, hogy a nominálbér növekedése abban az esetben nem eredményez magasabb árszínvonalat, ha a vállalatok a termékpiacon tökéletesen rugalmas keresletet érzékelnek, illetve nem ütköznek mennyiségi korlátba. Ellenkező esetben azonban a nominálbér emelkedésének inflációgerjesztő hatása van. A következő szakaszban a makroökonómia néhány fontosabb eredményére támaszkodva vizsgáljuk a bérek és az infláció közötti kapcsolatot.

A Lucas-féle kínálati függvény és a Phillips-görbe

Feltesszük, hogy a termelés technológiai lehetőségeit továbbra is az $Y = N^{\beta}$ aggregált termelési függvény határozza meg. A munkakínálat alakulását az $N^s = D \cdot W / P^e$ összefüggés írja le, ahol $D > 0$ a háztartások munkapiaci viselkedését számszerűsítő paraméter, továbbá az újklasszikus elveknek megfelelően a munkavállalók az árszínvonalat anticipálni kénytelenek. Logaritmálva a munkakínálati függvényt és a logaritmált változókat kisbetűvel jelölve kapjuk, hogy: $n^s = d + w - p^e$. A munkakeresleti függvényt az optimális foglalkoztatás előző szakaszban tárgyalt határtermelékenységi összefüggéséből kapjuk: $N^d = (\beta P / W)^{1/(1-\beta)}$. Ezúttal is logaritmáljuk az egyenletet: $n^d = (\ln\beta + p - w)/(1-\beta)$. A munkapiac megtisztulása esetén $d + w - p^e = (\ln\beta + p - w)/(1-\beta)$, amiből a nominálbér egyensúlyi szintjének logaritmusa: $w = [\ln\beta - (1-\beta)d + (1-\beta)p^e + p]/(2-\beta)$. Ezt behelyettesítve a logaritmált munkakínálati függvénybe, az egyensúlyi foglalkoztatás logaritmusa: $n = [\ln\beta + d + p - p^e]/(2-\beta)$. Felhasználva az $y = \beta n$ logaritmált termelési függvényt és átrendezve, kapjuk, hogy: $y = \beta(\ln\beta + d)/(2-\beta) + \beta(p - p^e)/(2-\beta)$. Bevezetve az $y^* = \beta(\ln\beta + d)/(2-\beta)$ és a $c = \beta/(2-\beta)$ jelöléseket, a Lucas-féle kínálati függvény sztochasztikus zavarokat figyelmen kívül hagyó alakját kapjuk: $y = y^* + c(p - p^e)$, ahol a zárójelben a logaritmált árszínvonal anticipációs hibája áll. Figyelembe véve, hogy ez jól közelíti az inflációs várakozások hibáját, $p - p^e \approx \pi - \pi^e$. Egyenletünket ennek felhasználásával átrendezve a Phillips-görbe összefüggéséhez jutunk:

$$\pi = \pi^e + \frac{1}{c}\left(y - y^*\right). \qquad (5)$$

A zárójelben a tényleges és potenciális kibocsátás logaritmusának eltérése, azaz az output-gap szerepel.

A tisztázandó kérdés természetesen most is ugyanaz, mint az előző szakaszban: a nominálbér növekedése az infláció erősödését eredményezi-e? Erre az (5) egyenlet nem ad választ. Nem is adhat, mert az újklasszikus gondolati rendszerben a nominálbér felveszi egyensúlyi értékét, s ezt az egyensúlyi értéket az (5) egyenlet levezetése során meg is határoztuk. Mivel tehát a nominálbér a modell endogén változója, annak exogén növekedése nem értelmezhető. Felidézve azonban a c paraméter definícióját, látható, hogy a zárójel előtti konstans a következő alakban írható fel: $2/\beta - 1$, ahol β a munka parciális termelési rugalmassága, ami a reálbér és a

munka határtermelékenységének egyenlősége esetén[1] egyúttal bérhányadként is értelmezhető. A termelési technológia megváltozása pedig a munka parciális termelési rugalmasságát módosítva a bérhányadra is hatással van. A széntüzelésről földgáztüzelésre történő áttérés például kevésbé munkaigényes technológia lévén, a munka parciális termelési rugalmasságának, és így a bérhányadnak a csökkenését eredményezi. Mindezek alapján az (5) egyenlet alkalmasnak tűnik annak tisztázására, hogy a bérhányad emelkedése miként érinti az inflációt. A válasz az output-rés előjelétől függ. Pozitív kibocsátás-rés esetén a magasabb bérhányad az infláció mérséklődését eredményezi, negatív output-gap esetén pedig fordított a helyzet. Mivel pedig a negatív output-gap realitása éppúgy nagyobb, mint az előző szakaszban említett nem tökéletesen árrugalmas keresleté, az eddigi elemzés a nominálbér, illetve a bérhányad emelkedésének inflációs hatására enged következtetni.

A Phillips-görbében szereplő output-gap együtthatójának iménti elemzése azzal az előnnyel járt, hogy rávilágított a bérhányad és az infláció összefüggésére. Hátránya ugyanakkor, hogy annak változását a munka parciális termelési rugalmasságától, tehát egy technológiai tényezőtől teszi függővé. A jelen szakasz további részében igyekszünk elvonatkoztatni a technológiai adottságoktól. Ennek megfelelően a munka parciális rugalmasságát jelölő β paraméter értékét a bérhányadtól független konstansnak tekintjük.

A 2. ábrán látható, hogy változatlan kibocsátás mellett is bekövetkezhet az árszínvonal emelkedése, ha a termelés határköltségét a magasabb nominálbér növeli. Ennek megfelelően az imént mondottakon túlmenően is problematikusnak tűnik az újklasszikus megközelítésmód. Ez ugyanis figyelmen kívül hagyja, hogy az árszínvonal alkalmazkodását nem a walrasi árverező biztosítja, hanem a monopolisztikusan versenyző vállalatok, melyek Calvo (1983) feltevése szerint egy adott periódusban $\theta > 0$ valószínűséggel képtelenek a korábban meghatározott termékár megváltoztatására. Az árak ebből adódó rugalmatlan alkalmazkodása következtében a Phillips-görbe (5) formulája helyett Gali és Gertler (1999) az alábbi egyenletet vezetik le:

$$\pi = \pi^e + \lambda \cdot \hat{c}\,, \tag{6}$$

ahol $\lambda = (1-\theta)(1-\delta\theta)/\theta$, δ a diszkonttényező, $\hat{c}$ pedig a reprezentatív vállalat határköltségének relatív eltérése a zérus output-gap mellett adódó értéktől. A határköltség és kibocsátás-rés között fennálló összefüggést Rotemberg és Woodford (1997) cikke ismerteti, feladatunk most a határköltség és bérhányad között fennálló kapcsolat tisztázása. Láttuk, hogy az $Y = N^{\beta}$ termelési függvényből az $MC(Y) = WY^{(1-\beta)/\beta}/\beta$ határköltségfüggvény adódik. Figyelembe véve egyszerű termelési függvényünket, megmutatható, hogy $Y^{(1-\beta)/\beta} = N/Y$. Ezt az összefüggést felhasználva, a nominális határköltség $MC = W \cdot N/(\beta \cdot Y)$ alakban írható fel. Mindkét oldalt elosztva az árszínvonallal, a reál-határköltségre az alábbi összefüggést kapjuk:

[1] Sztochasztikus zavarok hiányában ez az egyenlőség a piacok megtisztulásából automatikusan következik.

$$mc = \frac{MC}{P} = \frac{1}{\beta} \cdot \frac{W \cdot N}{P \cdot Y},$$

ahol a jobb oldali második tényező a bérhányad. Azt kaptuk tehát, hogy a reál-határköltség egyenesen arányos a bérhányaddal. Ugyanakkor a bérhányad is felbontható a reálbér és a munka átlagtermelékenységének a hányadosára.

Mivel célunk azon nagyságok azonosítása, melyekről feltehető, hogy az infláció alakulásában szerepet játszanak, a (6) összefüggés, valamint a határköltség és bérhányad kapcsolatáról mondottak alapján azt kapjuk, hogy az alábbi tényezőket kell figyelembe venni inflációs folyamat magyarázata során:

1. az inflációs várakozások,
2. az árváltoztatási lehetőség felmerülésének valószínűsége,
3. a nominálbér alakulása,
4. a munkatermelékenység megváltozása,
5. a bérhányad.

Mivel sem az inflációs várakozásokból, sem pedig az intézményi adottságokból fakadó hatások elemzése nem célunk, a továbbiakban az első két tényezőtől eltekintünk. A többi tényező hatásának mikro- és makroökonómiai alapjait tisztáztuk. A következő feladat az ok-okozati összefüggések irányának meghatározása.

Az adatok és a köztük fennálló oksági kapcsolatok

Ebben a szakaszban azt vizsgáljuk meg, hogy van-e az inflációra vonatkozó előidejű információ a bérhányad, a nominálbér, valamint a munka átlagtermelékenységének idősoraiban. A vizsgálat negyedéves frekvenciájú magyarországi adatokon alapul, melyek 2001 első negyedévétől 2008 első negyedévéig állnak rendelkezésre, és a szezonális hatásoktól tisztítottak.[2] A megfigyelések száma igen kicsi, azonban a minta elemszámának a bővítése komoly problémákat vet fel. A 2001 előtti időszakban a monetáris horgony szerepét az árfolyam töltötte be, az inflációs célkövetés rendszere Magyarországon csak hét éves múltra tekint vissza.[3] 1995 és 2001 között a forintot folyamatosan leértékelték a valutakosárral szemben, és ez a hatás az áremelkedés ütemét jelentősen befolyásolta.

A megfigyelésszám emelésének másik módja a havi frekvenciájú becslés elvégzése, azonban számos mutató esetében (például a GDP-nél) a szükséges adatok csupán negyedéves gyakorisággal állnak rendelkezésre, az interpoláció technikájának alkalmazása pedig módszertani szempontból aggályos.

A fogyasztói árindex vizsgálatát nehezíti, hogy a 2001–2008-ig terjedő időszakban a forgalmi adók többször változtak. Ennek a hatásnak a kiszűrésére a jegybank 2003 óta publikálja a változatlan adótartalmú árindexet. Az elemzés során ezzel a muta-

[2] Az adatok alakulását az A. Függelék mutatja be. A szezonális tisztítást a Census 12 Final Trend szűrőjével végeztük el.

[3] Csermely (2006) részletesen elemzi az inflációs célkövetés magyarországi rendszerét.

tóval helyettesítjük a negyedéves inflációs rátát, ami az előző negyedév bázisán mutatja az átlagos árszínvonal-változást.

A bérhányad kiszámításához az alkalmazottak számát, a bruttó nominális átlagbéreket és a GDP-t használjuk fel. A nominális nagyságok 2001. első negyedévi árakra vannak transzformálva, hogy ezáltal elkerülhető legyen az álkorreláció.[4] Az adatok forrása a Központi Statisztikai Hivatal on-line adatbázisa, valamint a Magyar Nemzeti Bank weboldala.

A Granger-próbák eredményei a B. Függelékben találhatók. Látható, hogy egy késleltetés esetén mind a bruttó bérek, mind a bérhányad, mind a termelékenység előidejű információt hordoz a negyedéves fogyasztói árindexre vonatkozólag, azaz ezek a változók Granger értelemben okozzák a negyedéves fogyasztói árindexet.

A következő szakaszban a legfontosabb változókat igyekszünk egy empirikus vizsgálatra is alkalmas modellbe integrálni. Az ehhez felhasznált eszközök a bér-görbe és a Phillips-görbe.

A bér-görbe és a Phillips-görbe közötti kapcsolat

A bér-görbe a munkanélküliségi ráta és a reálbér szintje között fennálló kapcsolatot leíró függvény. Blanchflower és Oswald (1994) paneladatokon végzett becslései azt mutatták, hogy a meredeksége negatív, azaz a munkanélküliség emelkedésével a reálbér csökken. A 90-es évek közepétől egyre több empirikus tanulmány született a témában, ezeket Blanchflower és Oswald (2005) vette számba.

A nominális viszonyok leírására használt másik eszköz a Phillips-görbe, ami a nominálbér növekedési rátája és a munkanélküliségi ráta közötti kapcsolatot számszerűsíti. Bebizonyítjuk, hogy a két modell közötti különbség a paraméterek megfelelő megválasztása esetén eltűnik, és a bér-, valamint a Phillips-görbék egymással megegyeznek. Campbell (2008) a hatékony bérek elméletének segítségével hasonló eredményre jut empirikus tanulmányában.

A bruttó reálkeresetek és a munkanélküliségi ráta közötti negatív kapcsolat igazolására számos elméleti modell született, ezek közül mi az alkumechanizmuson alapuló magyarázatot mutatjuk be. A grafikus levezetésnél nem a munkanélküliség, hanem a foglalkoztatottság és a reálbérek közötti kapcsolatra koncentrálunk. Ebben az esetben egy pozitív meredekségű görbe ekvivalens a hagyományos bér-görbével.

Az első szakaszban bemutatott mikroökonómiai modellel kapcsolatban eddig nem említett, további problémaként jelenik meg, hogy figyelmen kívül hagyja a munkapiacon megjelenő tökéletlenségeket. A keresleti oldalon jelentkező tökéletlenségek legfontosabb oka a termékpiaci adagolás, ami a 2. ábra tanulsága szerint azt eredményezi, hogy a nominálbér elmarad a munka határtermelékenységétől. A kínálati oldalt a szakszervezetek igyekeznek monopolizálni. A foglalkoztatás és a bérek egy alkufolyamat eredményeként határozódnak meg, melynek során a vállalatok a

[4] Deflátorként a fogyasztói árindexet használtuk.

profitot, illetve a termelői többletet igyekeznek maximalizálni, a szakszervezetek pedig a munkavállalók reálbér és foglalkoztatás által meghatározott jólétét.

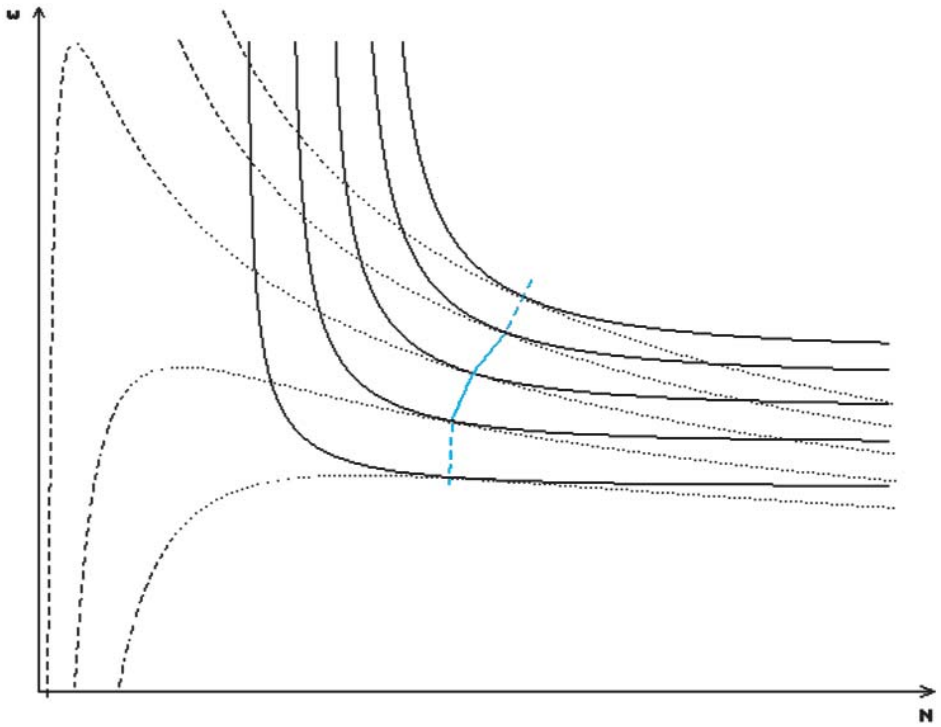
Tekintsük a fent tárgyalt reprezentatív vállalatot, az itt képződő termelői többlet reálnagysága: $PS = N^{\beta} - N \cdot W / P$. Ezek szerint a termelői többlet nagyságát a foglalkoztatás és a reálbér határozza meg, azaz $PS = PS(N, W/P)$. E függvény szinthalmazait szokás izoprofit vagy egyenlőprofit görbéknek is nevezni. A Köllő (1999) tanulmányában részletesebben tárgyalt egyenlőprofit görbéket a 3. ábrán szaggatott görbékkel tüntettük fel.[5] Könnyen ellenőrizhető, hogy minél távolabb esik egy-egy ilyen görbe a vízszintes tengelytől, annál kisebb profitot, és ezzel együtt alacsonyabb termelői többletet reprezentál. A $PS = 0$ függvényérték mellett értelmezett izoprofit nem más, mint a munka átlagtermelékenységi görbéje. Az imént alkalmazott $Y = N^{\beta}$ termelési függvény esetén, a $0 < \beta < 1$ feltevés következtében, a 3. ábrán ez az origóhoz közelebb eső, de az ábrán mindvégig negatív meredekségű görbe. Az e fölött elhelyezkedő reálbér–foglalkoztatás kombinációkban az árbevétel még a bérköltséget sem fedezi, ezek tehát a vállalat számára elfogadhatatlanok. Azon görbék mentén pedig, melyeknek az ábra a pozitív meredekségű darabját is megjeleníti, a termelői többlet pozitív.

A szakszervezetek célja az $U(N, W/P)$ jólét vagy hasznosság maximalizálása. Feltehető, hogy az U függvény jól viselkedő, a 3. ábrán folytonos vonallal feltüntetett közömbösségi görbék hátterében azonban az a feltevés áll, hogy a helyettesítés reálbér–foglalkoztatás vonatkozásában értelmezett rugalmassága egynél kisebb, azaz

$$U(N,w) = \left(aN^{\rho} + b\left(\frac{W}{P}\right)^{\rho} \right)^{\frac{1}{\rho}}$$

CES típusú hasznossági függvényt tételezünk fel, a helyettesítési paraméter $\rho < 0$ értéke mellett. A vállalatok és szakszervezetek szempontjából Pareto-hatékony foglalkoztatás–reálbér kombinációk egy részhalmaza alkotja a szerződési görbét. Ez a 3. ábrán a közömbösségi görbék és egyenlőprofit görbék érintkezési pontjaiban adódik. E pontokat az ábrán szaggatott, illetve folytonos vonallal jelöltük. Nem vehetők azonban figyelembe a negatív termelői többletet reprezentáló pontok, ezeket a szerződési görbe origótól távolabb eső végén szaggatottal jelöltük. Létezik továbbá a jólétnek egy olyan minimális szintje, melynél alacsonyabb értéket a munkavállalók nem hajlandók elfogadni. Az ehhez tartozó közömbösségi görbe a 3. ábrán alulról a második. A szerződési görbe ennél alacsonyabb jóléthez tartozó pontjait a szerződési görbe origóhoz közelebb eső részén szintén szaggatottal jelöltük.

[5] Érdemes ugyanakkor megjegyezni, hogy a 3. ábra e görbék pontosabb, a termelési többlet meghatározása során alkalmazott összefüggésnek teljes mértékben megfelelő alakját tünteti fel.



3. ábra. A szerződési görbe

Folytonos vonal jelöli a 3. ábrán a szerződési görbe releváns tartományát. Amint látható, a Pareto-hatékonyság magasabb foglalkoztatás esetén a reálbér magasabb értékét teszi szükségessé.[6] Megjegyzendő, hogy másképp specifikált szakszervezeti preferenciák esetén a bérgörbe releváns szegmensében negatív meredekség is adódhat. Blanchflower és Oswald (1994) eredményei azonban arra engednek következtetni, hogy a negatív meredekségű bér-görbének csekély a realitása.

Mivel a bér-görbe jelentős szerepet fog játszani további vizsgálódásaink során, célszerű szemügyre venni a helyzetét meghatározó tényezőket. Ezek közül az egyik a termelési technológia termelékenysége. Ez határozza meg az izoprofit görbék helyzetét és a szerződési görbe releváns szegmensének origótól távolabb eső végpontját. Felidézve eredeti $Y = AK^{\alpha}N^{\beta}$ termelési függvényünket, látható, hogy akár az A technológiai paraméter, akár a tőkeállomány magasabb értéke növeli a munka átlag- és határtermelékenységét. A bér-görbe helyzetét meghatározó másik fontos tényező a munkavállalók foglalkoztatás és reálbér vonatkozásában értelmezett preferenciarendszere. Ez határozza meg ugyanis a szerződési görbe releváns szegmensének alsó végpontját. A reálbér ezen végponthoz tartozó értéke a rezervációs bér.

Mindezek alapján a nominálbér emelkedésének és az inflációnak a kapcsolatáról a következőket mondhatjuk: Legyen a reálbér a munkaadók és munkavállalók szem-

[6] Ezt az eredményt úgy is megfogalmazhatjuk, hogy a munkanélküliség növekedésével a reálbér csökken, azaz igazoltuk a bér-görbe munkanélküliség-reálbér koordinátanegyedben értelmezett negatív meredekségét.

pontjából Pareto-hatékony. A reálbér növekedése esetén a nominálbér gyorsabban nő, mint az árszínvonal. Ez azonban csakis abban az esetben mehet végbe Pareto-hatékony módon, ha ezzel együtt a foglalkoztatás is növekszik. Ennek oka a szerződési görbe releváns szegmensének pozitív meredeksége. Ez a következtetés ellentétes azzal az eredménnyel, melyet a tökéletes munkapiac föltevése esetén kaptunk. Ott a nominálbér növekedésének abban az esetben sem volt hatása az árszínvonalra, ha azt a foglalkoztatása, és így a kibocsátás csökkenése kísérte.

Mindezek alapján a bér-görbét, Blanchardot és Katz (1999), valamint Montuenga–Gómezt és Ramos–Parreño (2005) tanulmányaihoz hasonlóan, a következőképpen lehet formalizálni.

$$w_t - p_t^e = \mu b_t + (1-\mu) y_t - \varphi u_t + \varepsilon_t \tag{7}$$

w a nominálbérnek, p az árszínvonalnak, b a rezervációs reálbérnek, y a munka átlagtermelékenységnek és *u* a munkanélküliségi rátának természetes logaritmusa. Az ε a statisztikai hibatagot jelöli, a μ[7] és a φ pedig konstansok. Az e index a várakozások jelölését szolgálja. Feltételezzük, hogy μ nulla és egy közé esik.

A bér-görbe egyik fontos része a rezervációs bér, ami közvetlenül nem figyelhető meg, ezért valamilyen más változóval kell közelítenünk az értékét. Feltételezzük, hogy a rezervációs bér függ a munkanélküliség ideje alatt juttatott szociális támogatások mértékétől. Blanchard és Katz (1999) álláspontja szerint minél magasabb segélyt vagy támogatást kap az a személy, aki nem jelenik meg a munkaerő-kínálatával, annál magasabb lesz a rezervációs bére. Blanchardot és Katzot (1999) követve azzal a feltételezéssel élünk, hogy az ilyen transzferek annál magasabbak egy társadalomban, minél magasabb volt az előző időszak reálbére.

A rezervációs bér másik meghatározó tényezője az otthoni vagy fél- és illegális tevékenységnek a termelékenysége. Ha ez a termelékenysége magas, úgy a rezervációs bér ismét emelkedik. Blanchard és Katz (1999) nyomán azzal a feltételezéssel élünk, hogy az otthoni, a szürke és a feketegazdaság termelékenysége erős korrelációt mutat a nemzetgazdaságban megfigyelhető termelékenység szintjével. Ezek alapján elfogadható a rezervációs bér Montuenga–Gómezt és Ramos–Parreñot (2005) tanulmányában alkalmazott alábbi meghatározása:

$$b_t = \alpha + \lambda(w_{t-1} - p_{t-1}) + (1-\lambda) y_t$$
$$0 \le \lambda \le 1.$$

Ha a rezervációs bér kifejezést behelyettesítjük a bér-görbe egyenletébe, akkor a következő összefüggést kapjuk:

$$w_t - p_t^e = \mu\alpha + \mu\lambda(w_{t-1} - p_{t-1}) + (\mu - \mu\lambda) y_t - \varphi u_t + \varepsilon_t \,. \tag{8}$$

Összehasonlításképpen a monetaristák által használt, várakozásokkal kiegészített bér Phillips-görbét Nelson és Schwartz (2008) alapján az

[7] A korábban végzett mikroökonómiai elemzés során alkalmazott jelöléssel szemben μ itt már természetesen nem értelmezhető haszonkulcsként.

$w_t - w_{t-1} = a + (p_t^e - p_{t-1}) - \varphi u_t + \varepsilon_t$ egyenlettel lehet formalizálni. Ha az összefüggést átalakítjuk, akkor a $w_t - p_t^e = a_t + (w_{t-1} - p_{t-1}) - \varphi u_t + \varepsilon_t$ egyenlethez jutunk. Amennyiben a (8) összefüggésben $\mu = 1$ és $\lambda = 1$, azaz ha a *termelékenység nincs hatással* sem *a reálbérek, sem a rezervációs bérek alakulására*, akkor a két görbe megegyezik.

A (8) egyenletet ezután némiképp átalakítjuk. Az egyenlet mindkét oldalából kivonunk $w_{t-1} - p_{t-1}$-t, majd bevezetjük az $y_t = y_{t-1} + dy_t$ jelölést, így a következő formulát kapjuk:

$$w_t - w_{t-1} = \mu\alpha + (p_t^e - p_{t-1}) - (1 - \mu\lambda)(w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) + (1 - \mu\lambda)dy_t + (\mu - 1)y_t - \varphi u_t + \varepsilon_t. \quad 9)$$

Blanchard és Katz (1999) empirikus vizsgálatai azt mutatták, hogy az USA-ban az $(1 - \mu\lambda)$ tag értéke közelíti a nullát, az európai országokban azonban körülbelül 0,25. A $(w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1})$ tényező megegyezik a bérhányad logaritmusával, azaz az előzőekben tárgyalt egyszerű termelési függvényekben $\ln\beta$-val, ha a reálbér a munka határtermelékenységével egyenlő.

A hibakorrekciós modell

Az empirikus vizsgálatok fontos alapját képezi a (9) összefüggés, így célszerű azt alaposabban megvizsgálni. Vonatkoztassunk el a bér-görbe fent ismertetett gondolatmenetétől és tételezzük fel, hogy a reálbérek és a termelékenység logaritmusa között hosszú távú (egyensúlyi) kapcsolat figyelhető meg! Ekkor Ramanathan (2003) alapján az alábbi hibakorrekciós modellt írhatjuk fel:

$$d\omega = \beta_0 + \beta_1 dy + \beta_3(\omega_{t-1} - y_{t-1}) + \varepsilon_t .$$

Ha figyelembe vesszük, hogy $\omega = w - p$, akkor a következő összefüggést kapjuk:

$$w_t - w_{t-1} = \beta_0 + (p_t^e - p_{t-1}) + \beta_1 dy_t + \beta_2(w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) + \varepsilon_t ,$$

ahol a rövid távú egyensúlytalanság mérséklését a $w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}$ hibakorrekciós tag, vagyis a bérhányad biztosítja. A (9) egyenlet annyival több csupán az előbbi statisztikai összefüggésnél, hogy figyelembe veszi a munkavállalók alkuerejét, valamint a munkapiac feszességét leíró munkanélküliségi rátát. Hogy a fenti összefüggés helyességéről meggyőződjünk, ki kell mutatni a reálbér és a termelékenység közötti hosszú távú kapcsolatot, azaz a két idősor közötti kointegrációt. Ezt Engel és Granger (1987) módszerével végezzük el, az eredmények megtalálhatók a C. függelékben. Látható, hogy a termelékenység és a reálbérek idősorai tartalmaznak egységgyököt, a lineáris kombinációjuk viszont stacioner, így sikerült igazolni a két változó közötti hosszú távú egyensúlyi összefüggést, ezért a (9) összefüggés megbecsülhető a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével.

Mivel a vizsgálatunk célja az árszínvonal és a bér, illetve bérhányad közötti kapcsolat számszerűsítése, átalakítjuk a (9) egyenlet. Amennyiben tökéletes előrelátást feltételezünk, azaz $p_t^e = p_t$,

$$p_t - p_{t-1} = -\mu\alpha + (w_t - w_{t-1}) + (1-\mu\lambda)(w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) - (1-\mu\lambda)dy + (\mu - 1)y + \varphi u + \varepsilon_t. \quad (10)$$

Egybevetve összefüggésünket az inflációt befolyásoló tényezők (6) egyenlet nyomán adott felsorolásával, látható, hogy a jobb oldalon az utolsó három megjelenik. Az inflációs várakozás meglehetősen nehezen számszerűsíthető, endogenizálása pedig, mint már említettük, nem célunk. Az árváltoztatás korábban említett valószínűsége rövid távon jó közelítéssel konstansnak tekinthető. Így egyenletünk a legfontosabb magyarázó változókat tartalmazza.

A bal oldalon az infláció található, míg a jobbon a nominálbérek növekedési rátája a késleltetett bérhányad, a termelékenység, annak változása, valamint a munkanélküliségi ráta áll. Azt kaptuk, hogy a munkanélküliség emelkedésével nő az infláció is. Ez látszólag ellentmond a klasszikus Phillips-görbének. A különbség a várakozások kialakításának módjával oldható fel. A modellben a várakozások racionálisak, ezáltal a rövid távú trade off a munkanélküliség és az infláció között nem létezik. Russel és Banerjee (2007) empirikus tanulmánya pedig egyenesen azt igazolja, hogy a hosszú távú Phillips-görbe meredeksége pozitív.

A fogyasztói árindexben számos olyan jószág szerepel, aminek az ára a belföldi folyamatoktól függetlenül alakul, a világpiacon határozódnak meg, vagyis a modellünk szempontjából exogének. Whelant (1999) követve feltételezzük, hogy egy termék ára ϕ valószínűséggel határozódik meg a világpiacon, és $(1-\phi)$ valószínűséggel a (10) összefüggés determinálja. A fogyasztói árszínvonal a következő egyenlettel írható le:

$$P = P_X^{\phi} P_B^{(1-\phi)},$$

ahol P_X azoknak a termékeknek az ára, amelyek a világpiacon határozódnak meg, P_B pedig az az árszínvonal, amit a belföldi vállalatok a haszonkulcsos árképzéssel állítanak be. A fogyasztói árak a két mutató súlyozott mértani átlagaként határozhatók meg. Az árszínvonal növekedési rátája így:[8]

$$\pi = \phi\pi_X + (1-\phi)\pi_B \ . \quad (11)$$

A π_B változó alakulását modellünkben a (10) egyenlet írja le (1 modell), a π_X pedig olyan exogén tételeket jelöl, mint az olaj-, a mezőgazdasági termékek, az importjavak vagy az egyéb nyersanyagok ára.

Egy olyan kicsi és nyitott gazdaságban, mint Magyarország, az árfolyam jelentős hatást gyakorol az árakra. Az árfolyam erősödése az importjavak forintban kifejezett árát csökkenti, ezáltal redukálja a fogyasztói árindexet. A π_X-et, azaz a világpiacról származó termékek áremelkedését az árfolyamváltozással endogenizáljuk, ezáltal az összefüggés sokkal realisztikusabb képet fest az inflációs folyamatokról (2. modell). Az árfolyam modellbe építéséhez a forint-euró hivatalos árfolyamot használjuk, mivel a külkereskedelmi tranzakciók legnagyobb része a közös devizában bonyolódik le (ECOSTAT 2007).

[8] Az egyszerűbb írásmód érdekében itt most áttérünk a perióduselemzésről a rátaelemzés technikájára.

A magyarországi fogyasztói árakat az elmúlt két évben két sokk érte: egyrészről a kiigazító intézkedések részeként az ártámogatásokat átalakították, a szabályozott árak így jelentősen megemelkedtek 2006 harmadik és negyedik negyedévében, másrészről a mezőgazdasági termékek kínálati szűkössége miatt a világpiaci terményárak megugrottak 2007 negyedik negyedévében. Ezek olyan egyszeri hatások, amelyek nincsenek a modellünkben, azonban a fogyasztói árakat jelentősen befolyásolták. Ennek a problémának a kezelésére bevezetünk egy dummy változót, aminek az értéke az említett időszakokban egy, a vizsgálati periódus többi negyedévében pedig nulla (3. modell). A fogyasztói árindex korrelogrammjának vizsgálata során (D. Függelék) az egyes késleltetésnél jelentős parciális autókorreláció figyelhető meg, ezért valamennyi modellbe beépítünk egy ar(1) tagot. Az eredményeket az 1. táblázat foglalja össze. A koefficiensek alatt zárójelben a t-statisztikák találhatók. Mivel a munkanélküliségi rátához tartozó t-statisztika értéke egyik modell esetén sem éri el az egyet, ezért nem rontunk azzal az egyenletünkön, ha ezt a változót kihagyjuk (4. modell).

1. táblázat. A fogyasztói árindexre felírt regressziós egyenletek

	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
konstans	2,225768	2,590132	2,251905	2,302653
	(2,644163)	(3,536984)	(3,597520)	(3,587701)
$w_t - w_{t-1}$	0,032791	0,049162	0,070131	0,066802
	(0,664106)	(1,137919)	(1,932703)	(1,859692)
$w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}$	0,124178	0,110981	0,117689	0,116383
	(2,523262)	(2,624012)	(3,338162)	(3,284582)
dy	-0,076234	-0,058663	-0,076142	-0,079315
	(-0,958313)	(-0,857727)	(-1,321220)	(-1,369967)
y	0,178226	0,136042	0,163927	0,158519
	(2,897817)	(2,492544)	(3,499411)	(3,322395)
u	-0,006502	-0,002155	-0,008183	
	(-0,504257)	(-0,190962)	(-0,860806)	
ar(1)	0,800255	0,801205	0,803675	(0,817172
	(17,06417)	(16,56870)	(22,05692)	(27,13027)
log(árfolyam)		0,038816	0,031361	0,032943
		(2,746927)	(2,641072)	(2,850808)
dummy			0,002163	0,002036
			(3,142327)	(3,056675)
N	27	27	27	27
$\overline{R}^2$	0,819846	0,864445	0,907598	0,908955
Durbin Watson	1,135826	1,416372	1,302507	1,301894
F-statisztika	20,72013	24,68624	32,92240	38,08180
Jarque-Bera	0,378448	0,892345	0,186447	0,236398
Autokorelláció LM tesztje F statisztika	11,20120	1,358099	1,415748	1,413990
White-teszt F statisztika	2,010783	2,579083	1,652535	0,606087

A modellekről elmondható, hogy a magyarázóerő megfelel, azonban az 1. és a 2. egyenlet esetén a White-féle heteroszkedaszticitás teszt a szórások különbözőségét mutatja,[9] ráadásul az 1. modellben a Breusch–Godfrei-féle LM teszt az autókorreláció jelenlétére utal.

Következtetések

A bruttó bérek és az infláció közötti kapcsolatot számszerűsítő paraméter 90 százalékon szignifikáns a 3. és a 4. modellben, az előjele pedig minden specifikáció esetén pozitív. Eszerint ha a bruttó bérek negyedéves dinamikája egy százalékkal emelkedik, akkor a fogyasztói árindex 0,070–0,066 százalékkal lesz magasabb. A bérhányad együtthatója valamennyi regressziós egyenletben szignifikáns és pozitív, ráadásul a paraméterérték igen robosztus, azaz nem reagál a specifikáció változására. Elmondhatjuk, hogy a bérhányad egy százalékos emelkedése esetén a következő negyedévben a fogyasztói árindex 0,11–0,12 százalékkal lesz magasabb, vagyis ha a termelékenység növekedési rátáját 1 százalékkal meghaladja a bruttó nominálbér növekedése, akkor a következő negyedévben a fogyasztói árindex legalább 0,11 százalékkal emelkedik. Ez az érték majdnem a fele a Blanchard és Katz (1999) által az európai államokra becsült 0,25%-án. A bruttó átlagkeresetek növekedési rátájának emelkedése azonban akkor is inflatorikus hatású, ha a bérhányad konstans, azaz a bruttó átlagkeresetek és a termelékenység növekedési rátája megegyezik. Ekkor a bruttó átlagkeresetek dinamikájának egy százalékos emelkedése 0,070–0,066 százalékkal növeli az inflációt.

A termelékenység előjele nem megfelelő, mivel az egy alkalmazottra eső bruttó hazai termék emelkedése esetén az infláció csökkenése lenne várható, így erre vonatkozólag nem vonhatunk le messzemenő következtetéseket.

A hibakorrekciós tényező ($w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}$) vagy más szóval bérhányad, akárcsak a többi európai országban, főszerepet játszik a fogyasztói árak alakulásában. Az indokolatlanul magas bérnövekedés megemeli a következő negyedév fogyasztói árindexét. A bérdinamika emelkedésének inflatorikus hatása szintén kimutatható, függetlenül az egy alkalmazottra eső GDP alakulásától.

Miután sikerült empirikusan igazolni a bérinfláció létét, visszakanyarodunk az elméleti szakaszhoz, és megvizsgáljuk, milyen feltételek esetén volt igazolható deduktív módon a béremelkedés vagy a bérhányad-emelkedés inflációs hatása. Mivel a nominálbér növekedésével az infláció növekszik, a vállalatok tökéletes piaci verseny feltételezése esetén mennyiségi korlátozással találják szembe magukat a termékpiacon, azaz a vállalatok a végtermékek piacán adagoltak. Mivel a bérhányad emelkedése az infláció erősödését hozta, a vizsgált időszakban az output-rés negatív volt az (5) összefüggés következtében, azaz a kibocsátás elmaradt a potenciálistól. Erre utal egyébként a munkanélküliség egyidejűleg végbement növekedése is. A

[9] A White F-statisztika és a Jarque–Bera-teszt eredményei azonban csak tájékoztató jellegűek, mert nagymintás tesztek, az elvégzésükhöz szükséges minimális mintaelemszám 30.

bérhányad és az infláció közötti kapcsolatot az is igazolhatja, hogy az árak ragadóssága esetén a határköltséget jól közelíti a bérhányad, azaz az átlag változó költség alakulása.

A statisztikai vizsgálat előző szakaszban bemutatott eredményei egyértelműen azt jelzik, hogy a nominálbér, illetve a bérhányad növekedése a vizsgált időszak során inflációs tényezőként jelent meg a magyar gazdaságban. Ugyanakkor sem a mikro-, sem pedig a makroszintű elemzés nem támasztja egyértelműen alá a kapott összefüggés törvényszerűségét. Láttuk, hogy amennyiben a vállalatok a termékpiacon nem ütköznek mennyiségi korlátba, illetve az output-rés nemnegatív, a nominálbér, illetve a bérhányad magasabb értéke nem eredményezi az árszínvonal növekedését. Szintén nincs a reálbér emelkedésének inflációt gerjesztő hatása, amennyiben az egy foglalkoztatottra eső kibocsátás hasonló arányú növekedése megy végbe, mert ebben az esetben mind a bérhányad, mind pedig a határköltség változatlan.

A vizsgált időszakban a magyarországi inflációs folyamatok meghatározó tényezői között a nominálbérek emelkedése is megjelent. Ezt egyrészt kereslethiány, illetve az ezzel szorosan összefüggő negatív output-gap okozta, másrészt a termelékenység elégtelen mértékű javulása. Figyelembe véve, hogy az infláció alacsonyan tartása elsőrendű gazdaságpolitikai célkitűzés, ezeken a területeken van szükség érdemi előrelépésre.

Irodalomjegyzék

Blanchard, O. – Katz, L. 1999. Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence. *American Economic Review,* Vol. 89, 69–74.

Blanchflower, D. G. – Oswald, A. J. 1994. *The Wage Curve*. MIT Press

Blanchflower, D. G. – Oswald, A. J. 2005. The Wage Curve Reloaded. *NBER Working Paper No. 11338,* , letöltve 2008.02.27.

Calvo, G. 1983. Staggered Prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, 383–398.

Campbell, C. M. 2008. An Efficiency wage approach to reconcilling the wage and the Phillips curve*. Labour Economics,* doi: 10.1016/j.labeco.2008.01.002

Csermely Ágnes 2006. Az inflációs cél követésének rendszere Magyarországon, *Közgazdasági Szemle,* LIII. évf., 1058–1079.

ECOSTAT 2007. Konszolidációs eredmények – növekedési kilátások. *Monitor,* IV. Negyedév, Budapest

Engle, R. – Granger, C. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica, 55,* 251–276.

Galí, J. – Gertler, M. 1999. Inflation Dynamics: a structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics* Vol. 44. 195–222.

Hess, G. D. – Schweitzer, M. E. 2000. Does Wage Inflation Cause Price Inflation? *Federal Reserve Bank of Cleveland, Policy Discussion Papers,* No. 10*.* letöltve 2008.01.22.

Köllő János 1999. Átalakulás az „átalakulás" előtt. Megjelent: Gács János – Köllő János (szerk.): *A túlzott központosítástól az átmenet stratégiájáig* – Tanulmányok Kornai Jánosnak. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest

Nelson E. – Schwarz A. 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*, doi:10.1016/j.jmoneco.2008.01.001

Montuenga-Gómez V. – Ramos-Parreño J. M. 2005. Reconciling The Wage Curve And The Phillips Curve. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19, No. 5, 735–765.

Ramanathan, R. 2003. *Bevezetés az ökonometriába*. Panem, Budapest

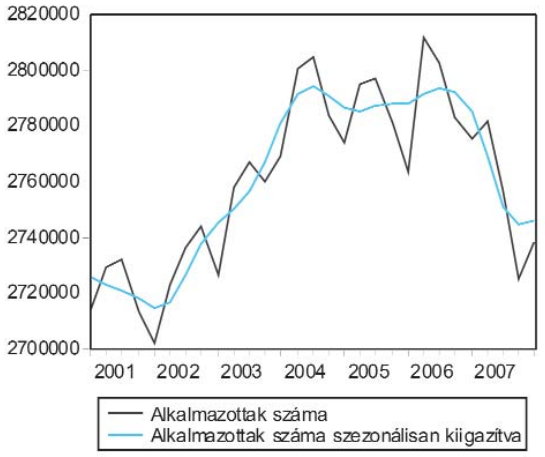
Rotemberg J. J. – Woodford M. 1997. *An Optimization-Based Econometric ramework for The Evaluation of Monetary Policy*. NBER Macroeconomics Annual 1997

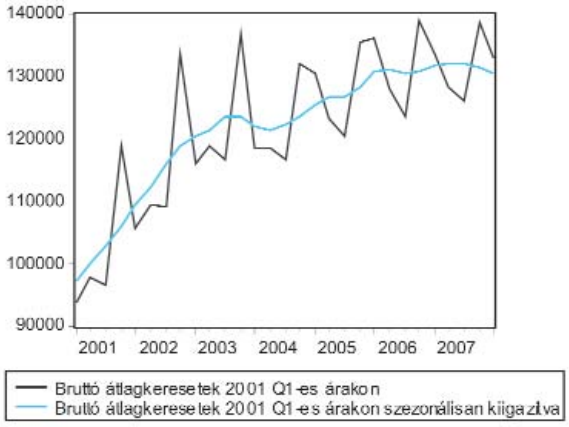
Russel B. – Banerjee A. 2007. The Long-run Phillips Curve and Non-stationary Inflation. *Journal of Macroeconomics, doi: 10.1016/j.jmaco*

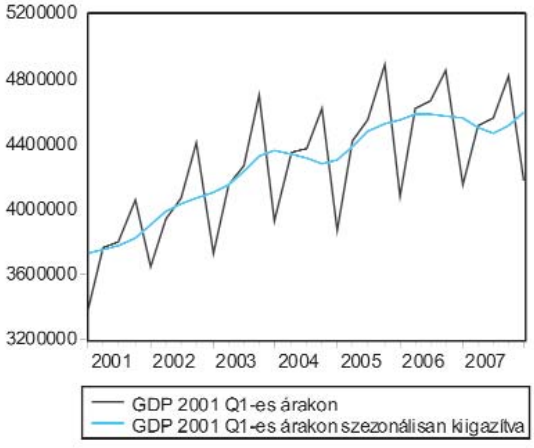
Whelan K. 1999. Real Wage Dynamics and the Phillips Curve. 1997-51, Board of Governors of the Federal Reserve System

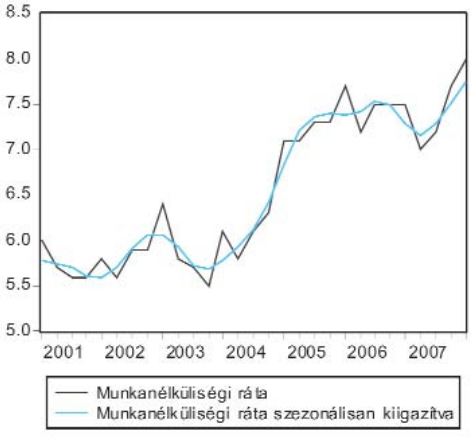
Függelék

A. Az adatok tényleges és a szezonálisan kiigazított alakulása[10]

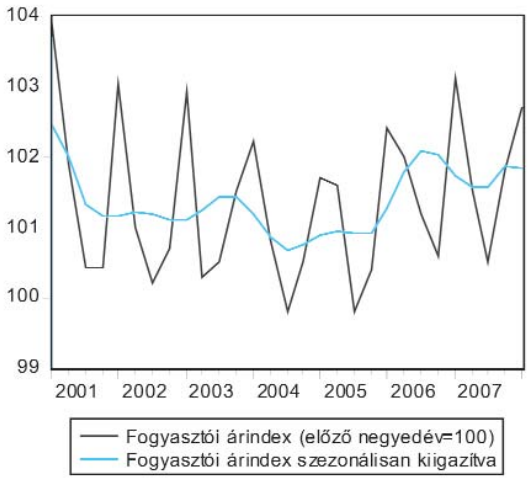


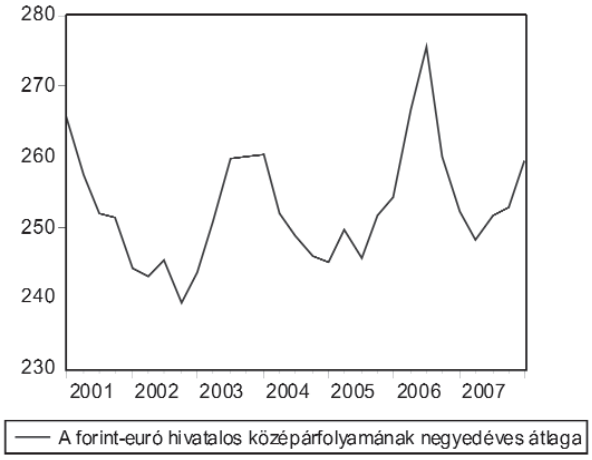






[10] Az alkalmazottak száma főben, a bruttó átlagkeresetek forintban, a GDP millió forintban, a munkanélküliségi ráta százalékban van megadva.





B. A Granger oksági tesztek

1. táblázat. A bruttó átlagbérek és a fogyasztói árindex közötti oksági kapcsolat

Késleltetés	H0:	F-statisztika	Valószínűség
1	Fogyasztói árindex nem Granger okozza a bruttó béreket	3,97775	0,0571
	A bruttó bérek nem Granger okozzák a fogyasztói árindexet	10,6269	0,0032
2	Fogyasztói árindex nem Granger okozza a bruttó béreket	1,01026	0,3804
	A bruttó bérek nem Granger okozzák a fogyasztói árindexet	3,19907	0,0603
3	Fogyasztói árindex nem Granger okozza a bruttó béreket	0,19995	0,8951
	A bruttó bérek nem Granger okozzák a fogyasztói árindexet	2,56777	0,0847

2. táblázat. A fogyasztói árak és a bérhányad közötti oksági kapcsolat

Késleltetés	H0:	F-statisztika	Valószínűség
1	Fogyasztói árindex nem Granger okozza a bérhányadot	2,17662	0,1526
	A bérhányad nem Granger okozza a fogyasztói árindexet	9,81103	0,0044
2	Fogyasztói árindex nem Granger okozza a bérhányadot	0,20466	0,8165
	A bérhányad nem Granger okozza a fogyasztói árindexet	1,28926	0,2955
3	Fogyasztói árindex nem Granger okozza a bérhányadot	0,94039	0,4407
	A bérhányad nem Granger okozza a fogyasztói árindexet	1,00436	0,4124

3. táblázat. A munkatermelékenység és az infláció közötti oksági kapcsolat

Késleltetés	H0:	F-statisztika	Valószínűség
1	Fogyasztói árindex nem Granger okozza a termelékenységet	0,51632	0,4791
	A termelékenység nem Granger okozza a fogyasztói árindexet	8,71068	0,0068
2	Fogyasztói árindex nem Granger okozza a termelékenységet	1,20000	0,3202
	A termelékenység nem Granger okozza a fogyasztói árindexet	0,96457	0,3967
3	Fogyasztói árindex nem Granger okozza a termelékenységet	1,00151	0,4137
	A termelékenység nem Granger okozza a fogyasztói árindexet	1,28954	0,3067

C. A termelékenység és a reálbérek közötti kointegráció tesztelése

Első lépés: a reálbér idősorának egységgyök tesztje
Kiterjesztett Dickey–Fuller-teszt, késleltetés 4
Megfigyelésszám 24
Nullhipotézis: létezik az egységgyök

Konstans nélkül
Az (a - 1) becsült értéke: 0,000691115
teszt statistika: 0,332086
P étrék: 0,7813

Második lépés: a termelékenység idősorának egységgyök tesztje
Kiterjesztett Dickey–Fuller-teszt, késleltetés 4
Megfigyelésszám 24
Nullhipotézis: létezik az egységgyök

Konstans nélkül
Az (a - 1) becsült értéke: 0,00403947
teszt statisztika: 2,63452
P érték: 0,9982

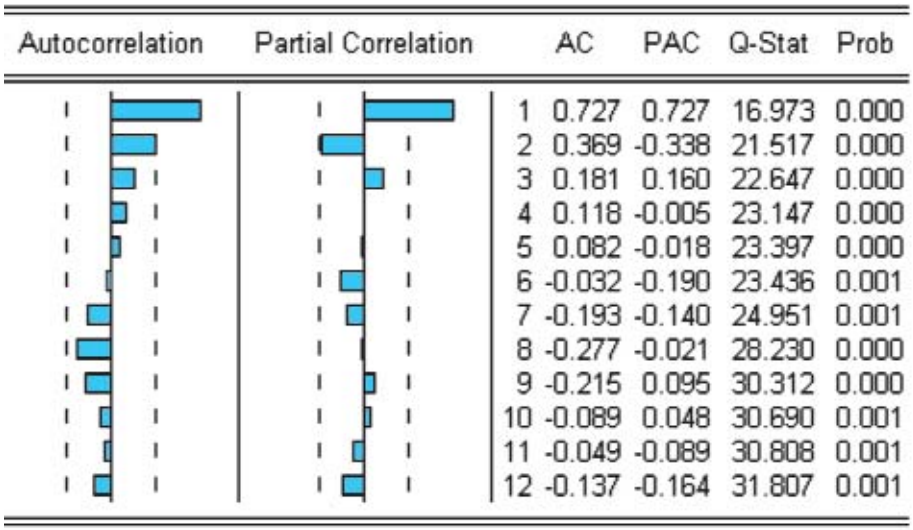
Harmadik lépés: kointegráló regresszió
KLNM becslés 29 megfigyelés 2001:1-2008:1
Függő változó: reálbér

Változó	Koefficiens	Sztenderdhiba	t-statisztika	P-érték
Termelékenység	*78814,6*	*442,090*	*178,277*	*0,00000*

$R^2 = 0,99912$
$\overline{R}^2 = 0,99912$
Durbin-Watson = 0,196591
Elsőrendű autokorelláció koefficiense = 0,759845

Negyedik lépés: Dickey–Fuller-teszt a reziduumokra
Késleltetés 4
Megfigyelésszám 24
Nullhipotézis: létezik az egységgyök
Az (a - 1) becsült értéke: -0,266347
teszt statistika: 2,87724
P érték: 0,03751

D. A negyedéves változatlan adótartalmú fogyasztói árindex korrelogramja



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.727	0.727	16.973	0.000
		2	0.369	-0.338	21.517	0.000
		3	0.181	0.160	22.647	0.000
		4	0.118	-0.005	23.147	0.000
		5	0.082	-0.018	23.397	0.000
		6	-0.032	-0.190	23.436	0.001
		7	-0.193	-0.140	24.951	0.001
		8	-0.277	-0.021	28.230	0.000
		9	-0.215	0.095	30.312	0.000
		10	-0.089	0.048	30.690	0.001
		11	-0.049	-0.089	30.808	0.001
		12	-0.137	-0.164	31.807	0.001