

P. KISS GÁBOR–VADAS GÁBOR

Légy résen!

Az államháztartási egyenleg ciklikus igazítása

A ciklikusan igazított államháztartási deficit a költségvetési helyzet értékelésére széles körben alkalmazott fogalom. Alapgondolata az, hogy az államháztartási hiányon belül el kell választani az átmeneti és/vagy nem diszkrecionális hatásokat a deficit tartós részétől, illetve a költségvetési politika diszkrecionális intézkedéseinek hatásaitól. A mutató kiszámítása a közgazdasági változók potenciális szintjének megállapításán alapszik. A tanulmány bemutatja, hogy az összetétel mind a nominális, mind a reálmutatók esetében számít. Az Európai Bizottságnak és az Európai Központi Banknak is saját módszere van a ciklikusan igazított államháztartási deficit mérésére, ám egyik sem képes teljes mértékben eleget tenni valamennyi követelménynek. A tanulmány olyan alternatív eljárást mutat be, amely ötvözi e két módszer előnyeit. Az eljárás egy termelési függvény alapú kibocsátási rés és egy korlátozott többváltozós HP-szűrő kombinációja, amely a termelési függvény paraméterezésének és más elméleti összefüggések felhasználásával bontja szét az aggregált kibocsátási részt komponenseire. A nominális tényezőknél – például az adójogszabályok nominális eleménél és egyes, kormány által befolyásolt deflátoroknál – a „diszkrecionális intézkedés” fogalmának pontosabb meghatározása is szükséges.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: H62, E32.

A ciklikusan igazított államháztartási egyenleg számítási módszerei a konjunktúraciklusnak a költségvetési bevételekre és kiadásokra gyakorolt jelentősebb hatásait próbálják számszerűsíteni. Erre *egyrészt* azért lehet szükség, mert a konjunktúra hiányára gyakorolt átmeneti hatásait nem szabad a fiskális helyzetben végbemenő tartós javulásnak tekinteni, hiszen ezek a hatások dekonjunktúra esetén automatikusan az ellentétes irányba fordulnak. Vannak elemzők, akik a ciklikusan igazított államháztartási deficit (*cyclically adjusted budget deficit, CAB*) típusú mutatóval az átmeneti hatások kiszűrése miatt a költségvetés fenntarthatóságát mérik. Azzal a feltevéssel élnek, hogy a cikluson kívül nincs más átmeneti exogén hatás, és a fiskális politika diszkrecionális intézkedései is kizárólag tartós jellegűek.

Másrészt a ciklus hatásának kiszűrése után jobban látható az is, hogy a deficitet mennyiben alakították a fiskális politika diszkrecionális intézkedései. Természetesen ez is akkor igaz, ha feltesszük, hogy a cikluson kívül a hiányt nem érik olyan exogén hatások, mint

* A szerzők ezúton mondanak köszönetet *Sandro Momigliano*nak (Olasz Nemzeti Bank) értékes hozzászólásaiért, valamint a Magyar Nemzeti Bankban és a Magyar Pénzügyminisztériumban tartott vitafórumok valamennyi résztvevőjének. A tanulmányban maradt esetleges hibákért kizárólag a szerzők vállalják a felelősséget.

amilyen az árfolyam, az infláció és a kamatlábak hatása. Mivel ez a feltevés nem túl reális, ezért az OECD egyik munkaanyaga (*Buti–van den Noord* [2002]) – hogy a deficit változásának diszkrecionális alkotóeleme pontosabban megragadható legyen – további korrekciókat javasol az úgynevezett inflációs rés bevezetésével.

Végül egyes elemzések a fiskális politika keresleti hatásának egyszerű mérőeszközeként alkalmazzák (*EB* [2000], *Van den Noord* [2002]) a ciklikusan igazított államháztartási deficitnek (CAB) – illetve a ciklikusan igazított elsődleges egyenlegnek (CAPB) – az éves elmozdulását. Ez a leegyszerűsítő megoldás azért félrevezető, mert a hiány ciklikus komponensét nem szabad eltávolítani a keresletre gyakorolt hatásból, hiszen ezzel azt is feltételeznénk, hogy a költségvetés automatikus stabilizáló funkciója nem működik.

Egyes tanulmányok (például *Blanchard* [1990]) felhívják a figyelmet arra, hogy a CAB-mutatóktól nem várható, hogy minden kérdésre választ adjanak, legalábbis eredményesen alkalmatlanok arra, hogy a keresleti hatásnak akár csak a pusztá létét is kimutassák, nem beszélve a mértékéről (*Chalk* [2002]). Mindez összevethető az empirikus elemzések eredményeivel (*Chalk* [2002], *Krogstrup* [2002]), amelyek arra engednek következtetni, hogy a hagyományos fiskális mutatók, például az IMF, az OECD és az EU strukturális hiányai sem a keresleti hatás mértékének, sem a diszkrecionális politika hatásának kimutatására nem alkalmazhatóak.¹

E problémák összefüggnek azzal, hogy az elemzések korábban említett alapfeltevései (például a cikluson kívüli exogén és átmeneti hatások kizárása) nem reálisak. Egyes elemzések azt a részleges megoldást választják, hogy a CAB-mutatóból kiszűrik a kamatkiadást (CAPB). Jóllehet tanulmányunk szintén az elsődleges egyenlegre összpontosít, további megoldásként egy újabb korrekciós lehetőséget, az egyszerű árrés kategóriáját is definiáljuk.

Egy másik lehetséges ok abban rejlik, hogy a CAB-számítás kiindulópontját jelentő deficitkategóriák információtartalma *ab ovo* részleges: nincsenek benne például a statisztikailag definiált kormányzati szektor hatálya alá nem tartozó bizonyos tevékenységek, ezért a „valóságos” helyzet rejtve marad (*P. Kiss* [2002]).

A CAB-mutatók hiányosságaira további magyarázattal szolgál a ciklikus igazítás sajátos módszere. Elemzésünk a ciklikus igazítás módszertani kérdéseire összpontosítva igyekszik Magyarország számára megfelelő alternatív megközelítést találni. Először a gazdaság konjunkturális helyzetét vizsgáljuk, majd a költségvetés erre vonatkozó érzékenységeivel foglalkozunk, végül pedig e két tényező szorzásával számítjuk ki az államháztartás konjunkturális alkotóelemét. Mind az első, mind a második részben azt a sorrendet követjük, hogy először bemutatjuk az Európai Bizottság (EB) megközelítését, majd az Európai Központi Bank (EKB) módszere szerinti számítást, végül pedig a javasolt új megközelítést, amit termelési függvény alapú, korlátozott többváltozós Hodrick–Prescott-szűrős módszernek nevezünk.

Az EB a gazdaság konjunkturális állapotának felmérésére saját módszert alkalmaz, a költségvetési rugalmasságok becsült értékeit azonban az OECD-től veszi át. Magyarországra ilyen becslés nem készült, és az OECD szisztematikus számítási módszere sem reprodukálható, így annak elveit átvéve, saját becslést készítettünk a költségvetés ciklikus rugalmasságára.

Az EKB megközelítése a konjunkturális hatásokat nem az aggregált kibocsátáshoz

¹ Krogstrup panelregressziót alkalmazásával azt vizsgálta, hogy a kereslet változását mennyiben magyarázzák az egyes fiskális mutatók, nevezetesen a teljes államháztartási hiány, az IMF, az OECD és az EU strukturális hiányai (CAB-értékeiben), valamint a „fiskális impulzus” mutatójának változásai. Chalk elméletben és gyakorlatban egyaránt áttekintette a hiány keresletösztönő hatását, strukturális és diszkrecionális alkotóelemeit. Tanulmányában az OECD strukturális hiányát (CAB) és a keresleti hatásnak egy multiplikátorokkal súlyozott változatát vizsgálta.

viszonyítva, hanem dezaggregáltan, főbb adóalaponként méri. Ezen túlmenően megkülönbözteti a ciklus hatásától a fiskális politikának, így az állami kiadások reálváltozókra (bérekre és a fogyasztásra) gyakorolt közvetlen hatásait. A költségvetési rugalmasságok szabványosított módszerével ellentétben az EKB megközelítése, amely egyben a Központi Bankok Európai Rendszerének (KBER) közös módszere is, nagyobb teret enged az egyes országok sajátosságainak figyelembevételére.

Magyarországon esetében a ciklikus igazítás dezaggregált megközelítése helytállóbb módszernek tekinthető, mivel az elmúlt néhány évben az aggregált kibocsátási rés és egyes összetevői között nemcsak eltérés mutatkozott, de a két hatás ellenkező előjelű volt. Egyes elemzések (EB [2000]) figyelembe is vették az ilyen „atipikus” körülmények jelentős mértékben eltérő költségvetési következményeit, sőt néhány új módszert is kidolgoztak (*Bouthevillain és szerzőtársai* [2001], *P. Kiss* [2002]).

A gazdaság konjunkturális helyzetének mérése

A „gazdaság konjunkturális helyzete” a fennálló viszonyok értékelésére mind a gazdaságpolitikai döntéshozók, mind az elemzők között széles körben elterjedt és használt fogalom. Bár a konjunkturális helyzet intuitív értelmezése közgazdasági körökben meglehetősen közkeletű, a mérésére alkalmazott módszerek szakmai viták forrásai. Az eltérés a konjunkturális elem jellegéből adódik: mivel a ciklikus pozíció elméleti fogalom, így a valóságban nem figyelhető meg, statisztikai módszerekkel nem mérhető.

Számos ökonometriai módszer létezik a nem megfigyelhető változók becslésére, és gyakorlatilag ezek mindegyikét ki is próbálták a konjunkturális helyzet alakulásának mérőeszközeként. A számos lehetséges megközelítés közül ebben az elemzésben azokkal a módszerekkel foglalkozunk, amelyeket az Európai Bizottság (EB) és az Európai Központi Bank (EKB) javasoltak, illetve az EB és az EKB módszereiből levonható tanulságok alapján kidolgozzuk saját megközelítésünket.

Az Európai Bizottság megközelítése

Bármely ciklikus pozíció becslését célzó megközelítés kulcseleme a lényeges gazdasági változók lehetséges szintjének meghatározása. Az EB megközelítése az aggregált kibocsátási rés államháztartásra kifejtett hatását vezeti le. *Denis–Röger* [2002] standard Cobb–Douglas-féle termelési függvényt használnak semleges technológiai haladást feltételezve. A munka (α) és a tőke (β) arányok becslése helyett a nemzeti számlákból történő kiszámításukat javasolják, a teljesítényező-termelékenységet (*total factor productivity*, *TFP*) pedig a Solow-féle maradéktag Hodrick–Prescott-féle (HP) szűrővel kapott értékeként határozzák meg.

$$YP_t = TFP_t^{HP} [(1 - UT_t)LF_t]^\alpha K_t^{1-\alpha}, \quad (1)$$

ahol az YP , UT , LF és K változók a potenciális kibocsátást, a munkanélküliség trendjét, a munka- és tőkeállományt jelölik. A kibocsátási rés a $OG_t = Y_t/YP_t$ összefüggéssel számítható ki.

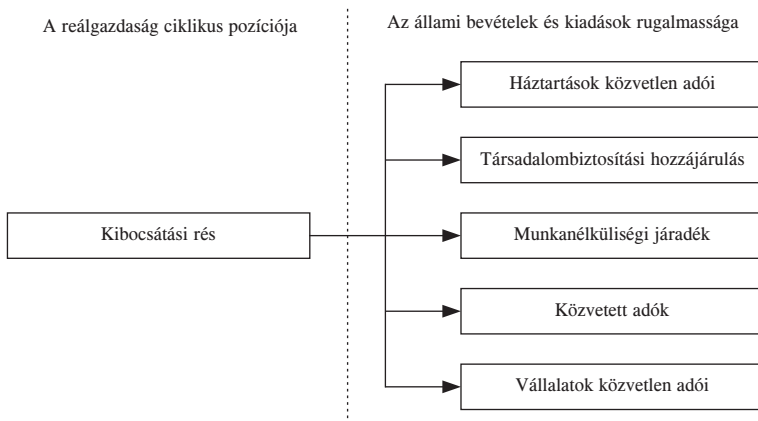
Sajnos e módszernek Magyarországon esetében több hátránya is van. Először is, a munkajövedelmek aránya a kibocsátáshoz viszonyítva a gazdasági átmenet kezdete óta folyamatosan változik. Az 1990-es évek végéig ez az arány fokozatosan csökken, míg a tőkejövedelmek aránya emelkedett. Ez a folyamat természetesnek tekinthető egy átalakuló gazdaságban, ahol a korábbi alacsony tőke-kibocsátás aránya a felzárkózás következtében

tartósan emelkedik. A 2000-es évek elejétől a belső keresletélénkítő fiskális politika következtében a munkajövedelmek aránya emelkedni kezdett. Noha a gazdasági ciklusok is hatnak a munkajövedelem–kibocsátás arányára, azonban ekkor a munka tőkéhez viszonyított gyorsabb alkalmazkodása miatt a munka–kibocsátás arány prociklikusan változik. Mivel Magyarországon a fentiek következtében a munka–kibocsátás arány kontraciklikusan változott, így ezt a változást nem tekinthetjük a ciklus hatásának. A fentiek miatt olyan alternatív megközelítést javasolunk, amely a termelésfüggvény-forma megváltoztatása nélkül tudja kezelni az időben változó bérarányt. Továbbá, a munkanélküliségi ráta az 1990-es években szélsőséges változást mutatott, ezért a munkanélküliség trendértékét egyszerű HP-szűrővel határozzuk meg, azonban az így kapott munkanélküliségi résnek nem szabad különösebb közgazdasági jelentőséget tulajdonítani.

A kibocsátási rés meghatározása után az EB modellje (1. ábra) rugalmasságokat alkalmaz a többi meghatározó GDP-tényező (például a magánszféra bérei, a fogyasztás, a vállalati nyereség stb.) ciklikus pozíciójának kiszámítására, így határozza meg a nemzetgazdaság egészének konjunkturális helyzetét. Ezeket a rugalmasságokat a kibocsátás és a megfelelő változók közötti ökonometriai becsléssel határozzák meg.

1. ábra

Az EB modelljének felépítése



A kibocsátás és a reálgazdasági változók közötti rugalmasság meghatározásából adódik az EB-módszer gyengesége. Amint korábban már említettük, az EB megközelítése a reálgazdasági változók és a kibocsátás között a becsült egyenletek paramétereit használja mint rugalmassági tényezőket. Egyértelműnek tűnik azonban, hogy ezzel kapcsolatban három fő probléma merül fel.

1. Bizonyos rugalmasságok becslése nem veszi figyelembe, valamint nem aknázza ki a termelésfüggvény-forma megválasztásának következményeit, vagyis azt, hogy a munka- és tőkejövedelmi rés – munka- és tőkearányokkal súlyozott – összegének meg kell egyeznie az aggregált kibocsátási réssel.

2. A reálgazdasági változók rövid és hosszú távú igazodása még olyan esetekben is összetéveszthető, amikor a rugalmasságok becslésének egyébként van értelme, például a fogyasztás és a bérek közötti rugalmasság esetén. A modellformák akkor helyesek, ha lehetővé teszik, hogy a hosszú távú egyensúly rövid távú dinamikával párosuljon. Erre alkalmazható az úgynevezett hibakorrekciós modell, de az egyenletben nem található

olyan „egyedülálló” paraméter, amely a rugalmasságot méri. Ha a hosszú távú paramétert vesszük, akkor végtelen sebességű igazodást tételezünk fel. Másképpen azt állítjuk, hogy az előző rés egyáltalán nincs hatással a többi változó jelenlegi állapotára. Ezek szerint tehát egy hosszan tartó negatív kibocsátási rés ugyanolyan hatást fejtené ki a bérekre és a fogyasztásra, mint egy többéves pozitív részt követő egyéves negatív rés. Intuíción alapján azonban kizárható, hogy egy változó aktuális állapota független lenne a megelőző állapotoktól.

3. Az éves adatokon becsült paraméterek némileg mérsékelhetik ezt az időbeli hatást. Az újonnan csatlakozott EU-tagállamok esetében azonban ez nem megvalósítható, mivel az éves idősorok túl rövidek, ezért csak negyedéves adatokból kaphatunk ökonometriai szempontból elfogadható eredményeket. Ebben az esetben viszont sokkal nagyobb gondot okoz a fent említett probléma, mivel az igazodás sebessége, pontosabban a becsült igazodási paraméter nagysága negyedéves frekvencián kisebb, mint az éves adatok esetében.

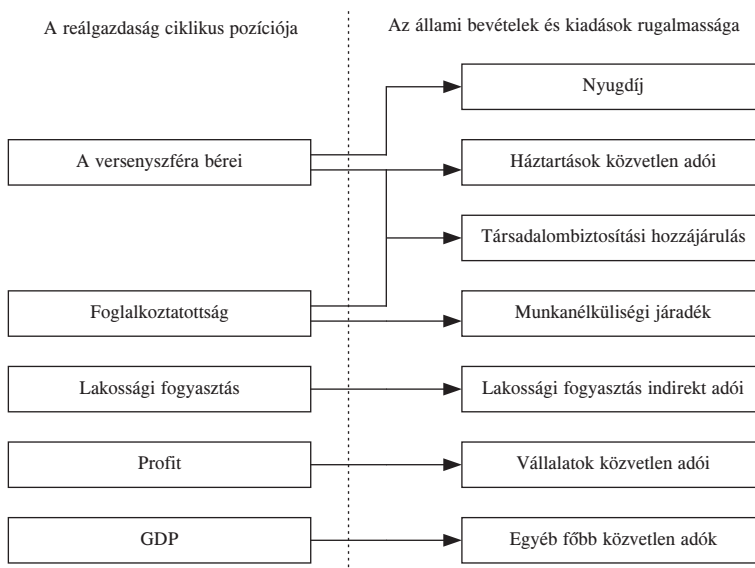
A konzisztencia biztosítása, valamint a végtelen sebességet feltételező „statikus” megközelítés elkerülése érdekében tehát alternatív modellt kell kidolgozunk.

Az Európai Központi Bank megközelítése

Az Európai Bizottság módszere mellett az Európai Központi Bank is kialakította a konjunktúraciklus mérésére alkalmas módszerét (2. ábra). *Boije* [2004] érvelése szerint az aggregált kibocsátási rés elfedi az alapfolyamatokat. Ugyanazon aggregált kibocsátási rés az alkotóelemek többféle kombinációjából is összetevődhet, noha ezek a kombinációk különféle hatásokat fejthetnek ki a gazdaságra és az államháztartásra. Az EB megközelítésében viszont azonos aggregált kibocsátási rés esetén mindig pontosan ugyanazt a hatást kapjuk. Ez a jelenség magyarázata lehet *Cronin-McCoy* [1999] eredményeinek is, miszerint az államháztartási bevételek és kiadások konstans rugalmassága a kibocsátásra vonatkozóan nem

2. ábra

Az EKB modelljének felépítése



valószerű. Ez azonban valószínűleg az említett tényezőnek köszönhető. Az aggregált elaszticitás még állandónak vett dezaggregált rugalmasságok mellett is eltérő, ha a dezaggregált részek arányai nem állandók, ami feltehetően valamennyi ország esetében igaz.

Mindezek alapján az EKB dezaggregált módszert ajánl. *Bouthevillain és szerzőtársai* [2001] számos rés becslését végezték el HP-szűrővel, többek között a fogyasztás, a versenyszférában fizetett bérek, a vállalati nyereség és a munkanélküliség réseit becsülték meg. Bár ezzel a módszerrel megállapíthatók a meghatározó gazdasági tényezők különféle ciklikus pozíciói, és a módszer alkalmazása rendkívül egyszerű is, bizonyos problémák gyengítik az elfogadhatósága mellett szóló érveket. A legnyilvánvalóbb gond az, hogy egy egyváltozós módszer szélsőséges eredményekhez vezethet, s mivel nincs ellenőrzésére alkalmas módszer, a szélsőséges eredmények nem ismerhetők fel. *Darvas–Vadas* [2003] bizonyították, hogy jobb eredmények érhetők el több módszer egyidejű használatával. Gazdaságpolitikai szempontból a kibocsátási rés stabil becslésének döntő jelentősége van. A becsült kibocsátási rés nagymértékű revízióját megengedő módszerek nem alkalmazhatók a politikai döntéshozatal során, mivel a korábbi döntéseket gyakran nem megfelelővé teszik. *Darvas–Vadas* [2003] revízió alapuló súlyozás során arra a következtetésre jutott, hogy több módszer egyidejű alkalmazása stabilabb becsléshez vezetett a kibocsátási rés tekintetében, mint egyetlen módszer használata.

A HP-szűrő használata ellen szóló legjelentősebb érv szerint nincs elméleti összefüggés a változók között. *Bouthevillain és szerzőtársai* [2001], valamint *Mohr* [2003] véleménye szerint a HP-szűrő lineáris jellege elméleti konzisztenciát biztosít, mivel a dezaggregált, HP-vel szűrt részek súlyozott összege egyenlő az aggregált réssel. Igaz, hogy a HP-szűrő lineáris, ez a tulajdonság azonban a közgazdasági idősorokban nem aknázható ki, mivel a közgazdasági idősorok logaritmustranszformáltját célszerű HP-szűrni, következésképpen az aggregációra vonatkozó korlátozás nem teljesül.²

A HP-szűrővel kapcsolatos problémákkal szemben egyetértünk azonban azzal, hogy az aggregált kibocsátási rés lényeges alapfolyamatokat takarhat el. Magyarország esetében például az aggregált kibocsátási résnek ugyan negatív konjunkturális hatása volt az államháztartás egyenlegére az elmúlt néhány évben, azonban a lakossági fogyasztási kiadások pozitívan hatottak rá.

A fentiek összegzésekképpen a dezaggregált megközelítés mellett tesszük le a voksunkat, de kitartunk amellett, hogy elméleti összefüggést kell felállítani a konjunkturális alkotóelemek között, valamint az aggregációs korlátnak teljesülnie kell.

A termelési függvény és a korlátozott többváltozós HP-szűrő (PF–CMHP)

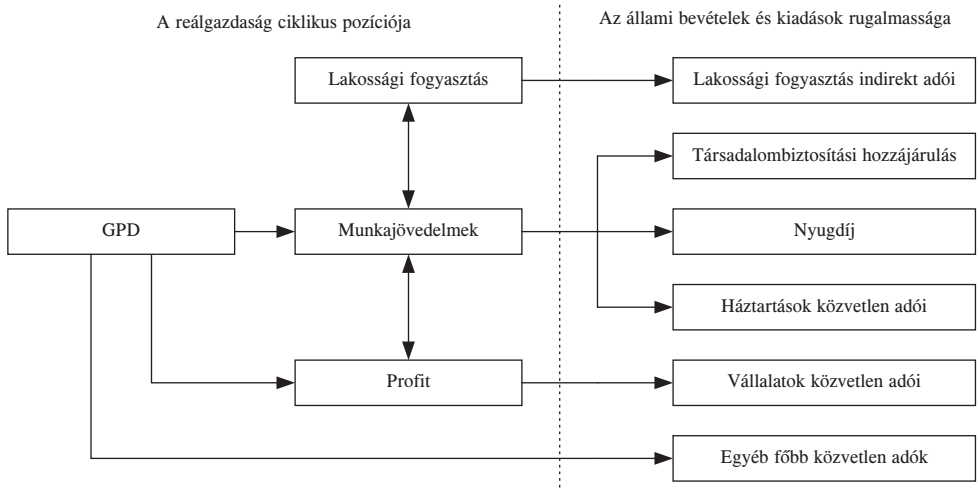
Tanulmányunkban olyan könnyen reprodukálható módszert mutatunk be, amellyel az említett problémák kezelhetők (3. ábra). Megtartjuk a termelési függvény³ alapján számított aggregált kibocsátási részt, mivel ez elméletileg megalapozottabb, és információ-tartalma bővebb az aggregált részt meghatározó tényezőkre vonatkozóan. Mivel a munka- és tőkearányok Magyarországon nem állandók, időben változó munka-, illetve tőkearányokat használunk.⁴ Lényeges pont, hogy ezeket az arányokat is felhasználjuk az aggregált

² Az állítás nyilvánvalóvá válik, ha meggondoljuk $x + y = z$ és $HP(x) + HP(y) = HP(z)$, akkor $\ln(x) + \ln(y) > \ln(z)$, amikor $x, y > 1$, így $HP(\ln x) + HP(\ln y) > HP(\ln z)$. Részletesebben lásd *P. Kiss–Vadas* [2004].

³ *Pula* [2003] tőkeállomány-becslését használtuk fel.

⁴ Ahogy azt korábban említettük, ez a változás nem tekinthető a ciklus következményének, ezért nem tartjuk konstansnak a munka–kibocsátás arányt.

3. ábra
Az alternatív modell alapstruktúrája



kibocsátási rés összetevőire bontásakor. Módszerünk előnye tehát, hogy az aggregációs korlát nem csupán teljesül (azaz az aggregált kibocsátási rés egyenlő a dezaggregált résék súlyozott összegével), hanem a munka- és tőkearányok alkalmazásának eredményeképpen adódik.

Bár az említett arányok alapján megállapíthatók a munka- és tőkejövedelem ciklikus pozíciói, más reálváltozó konjunkturális helyzetét is meg kell határozni. Ennek érdekében a termelési függvény paramétereit által meg nem határozott reálgazdasági változók meghatározására viselkedési egyenletet építünk be. Így módszerünk lehetővé teszi, hogy az irreális „merev” rugalmasságok helyett a változók valós dinamikus alkalmazkodását írjuk le.

Az EB modelljéhez hasonlóan tehát mi is a Cobb–Douglas-féle termelési függvényt használjuk, a semleges technológiai haladás helyett azonban a munkakibővítő technológiai haladást vesszük alapul, mivel ez utóbbi Magyarországon elfogadhatóbb feltevés. További eltérést jelent az EB modelljétől, hogy a teljesítenyző-termelékenységet (TFP) a Solow-maradéktag helyett egyszerű azonossággal „becsüljük”. Ennek következtében a TFP növekedése a következőképpen fejezhető ki:

$$\Delta tfp_t = (\Delta y_t - ((1 - \alpha_t)\Delta k_t - \alpha_t \Delta l_t)) / \alpha_t, \quad (2)$$

ahol a kisbetűk a változók logaritmusait jelölik. Miután megkaptuk a *TFP* növekedését, kiszámítjuk a *TFP* szintjét, így a potenciális kibocsátás és a kibocsátási rés az EB-módszernél leírt módon már kiszámítható.

A jövedelemszintekhez hasonlóan a termelési függvény paramétereit a kibocsátási rés ($y - y^*$), a bérjövedelmek ($ws - ws^*$) és a tőkejövedelmek ($\pi - \pi^*$) részei közötti összefüggéseket is megadják. Az aggregált kibocsátási rés egyenlő a munkából és tőkéből származó jövedelemrészek súlyozott összegével, ahol a súlyok a munka (α) és tőke arány ($1 - \alpha$). Ebből eredően a kibocsátási rés a következőképpen bontható elemeire:

$$y_t - y_t^* = \alpha_t(ws_t - ws_t^*) + (1 - \alpha_t)(\pi_t - \pi_t^*), \quad (3)$$

ahol a csillaggal jelöljük a változók potenciális értékeiket. Vegyük észre, hogy ezzel a módszerrel bármilyen kibocsátási rés ($y - y^*$) használható, függetlenül attól, hogy az termelési függvényből származik-e, vagy más módszerrel számították ki. A Cobb–Douglas termelési függvényt azért tartottuk meg, hogy módszerünk minél közelebb álljon a hivatalosan elfogadotthoz.

A fenti három változó melletti további rések meghatározása is szükséges lehet. Mivel 1. a munkajövedelem-rés meghatározza a háztartásokra kivetett közvetlen adót, társadalombiztosítási hozzájárulást és a nyugdíjakat, 2. a profitrés pedig a vállalkozásokra kivetett adót, két lényeges költségvetési alkotóelem marad. Az egyik a munkanélküli-segély, a másik a lakossági fogyasztásra kivetett közvetlen adók.

A munkanélküli-segély szerencsére minden következmény nélkül kizárható, mert Magyarországon a munkanélkülieknek fizetett juttatások nagysága a többi tételhez képest alacsony.⁵ Továbbá, amint már korábban kifejtettük, Magyarországon a munkanélküliséget a gazdasági átmenetet kísérő több sokk is befolyásolja, ezért nincs a munkanélküliség trendértékének⁶ mérésére megfelelő eszközünk.

Minthogy a lakosságra kivetett közvetett adók mértéke jelentős, modellünkbe egy olyan fogyasztási függvényt építünk be, amellyel a bérek és a fogyasztás lehetséges értékei elméleti alapon kapcsolódnak:⁷

$$\Delta ce_t^* = \theta_1 + \theta_2 (ce_{t-1}^* + \rho_1 + \rho_2 ws_{t-1}^*) + \theta_3 \Delta ce_{t-1}^* + \theta_4 \Delta ws_t^* + \varepsilon_t, \quad (4)$$

ahol a ce a lakosság fogyasztási kiadásait, a csillagok pedig továbbra is a változók lehetséges értékeit jelentik.

A fenti egyenletek összekapcsolása érdekében egy alternatív módszert alkalmazunk, nevezetesen *Laxton–Tetlow* [1992], *Butler* [1996], illetve *St-Amant–van den Norden* [1997] által javasolt többváltozós HP-szűrőt. Az alapmodellt azonban a (3) egyenlettel mint aggregációs korláttal egészítjük ki, amely a (4) egyenletet elméleti megfontolásain túl a munkajövedelmek potenciális értékét szintén korlátozza, azaz a teljes rendszer elméleti alapokon nyugszik:

$$\min_{\theta_2, \theta_3, \theta_4} \left[\begin{array}{l} \sum (\pi - \pi^*)^2 + \lambda \sum (\Delta \pi^* - \Delta \pi_{-1}^*)^2 + \\ \sum (ws - ws^*)^2 + \lambda \sum (\Delta ws^* - \Delta ws_{-1}^*)^2 + \\ \sum (ce - ce^*)^2 + \lambda \sum (\Delta ce^* - \Delta ce_{-1}^*)^2 + \\ \sum [\Delta ce_t^* - (\theta_2 (ce_{t-1}^* + \rho - ws_{t-1}^*) + \theta_3 \Delta ce_{t-1}^* + \theta_4 \Delta ws_t^*)]^2 \end{array} \right] \quad (5)$$

feltéve, hogy

$$y_t - y_t^* = \alpha_t (ws_t - ws_t^*) + (1 - \alpha_t)(\pi_t - \pi_t^*).$$

Az (5) probléma megoldása adja a változók potenciális értékeit és a réseket.⁸ A becslések eredményeiből az következik, hogy nincs jelentős különbség a (4) egyenlet

⁵ A közvetett fogyasztási adók, a társadalombiztosítási hozzájárulás, közvetlen lakossági adók, közvetlen vállalati adók és a munkanélküli-segély GDP-hez viszonyított aránya 14 százalék, 10 százalék, 6 százalék, 2 százalék, illetve 0,3 százalék.

⁶ Például az inflációt nem gerjesztő munkanélküliségi aránynak (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment, NAIRU*).

⁷ A fogyasztási függvény becslésének hazai tapasztalatairól bővebben lásd *Jakab–Vadas* [2001].

⁸ Minthogy a numerikus optimalizáció érzékeny a kezdő értékekre, ésszerű határokon belül választottunk értékeket: $\theta_2 = -0,1$, $\theta_3 = 0,6$ és $\theta_4 = 0,4$. A potenciális szintnek a megfelelő változók eredeti szintjei voltak.

ökonometriai becsléssel és az (5) probléma optimalizálásával nyert paramétereit között, ezért javasolt módszerünk elfogadható eredményeket ad a viselkedési egyenletre.

Ebben a pontban már összehasonlíthatjuk a három módszer előnyeit és hátrányait. Kétségtelen, hogy az EB által javasolt, a termelési függvény felhasználásával nyert kibocsátási rés elméletileg megalapozott. Valójában ezért ragaszkodunk a termelési függvény alapú kibocsátási rés beépítéséhez. Az EB megközelítése azonban nem aknázza ki a termelésifüggvény-becsléséhez használt bér- és tőkearányok információtartalmát. Ezenkívül nem tudja kezelni az egy és ugyanahhoz a kibocsátási réshez tartozó különféle konjunkturális háttereket. Az EKB modellje kezeli az utóbbit, nem képes azonban elméleti alapra helyezni a számítást, és nem teljesíti az aggregációs követelményt. A dezaggregáció jelentősége nyilvánvaló, ezért módszerünk dezaggregált résekkel dolgozik, de elméleti alapokon nyugvó felbontással, és megfelel az aggregációs követelménynek is.

Az árak bevezetése

Eddig reálváltozókat használtunk, pedig a valóságban az adóalapok is, az adóbevételek is nominális nagyságok. Elképzelhető, hogy a konjunktúra nominális és reálállapotai egymástól eltérő előjelűek, ezért szükségesnek tűnik az árak, azaz nominális változók bevezetése.

Noha több javasolt módszer is létezik⁹ a potenciális árszínvonal mozgásának megragadására, maga a potenciális árszínvonal fogalma bizonytalan. Ebben a tanulmányban az összetételhatást a fogyasztói árindex (CPI) és a GDP-deflátor közötti különbségként fogjuk fel. Módszerünk alap gondolatának megvilágítására vegyük észre, hogy a reálváltozókat először defláljuk, mégpedig olyan deflátorokkal, amelyek változónként mások és mások. A vállalati nyereséget például általában GDP-deflátorral, míg a versenyszférában fizetett béreket és a fogyasztást a fogyasztói árindexszel defláljuk.

Tegyük fel, hogy a reálfogyasztási rés meghatározta a közvetett adók „reál” konjunkturális állapotát! Míg a nominális fogyasztást a reálfogyasztás és a fogyasztói árindex szorzataként kapjuk meg, addig a közvetett adókat a GDP-deflátorral szorozzuk. Ha a fogyasztói árindex magasabb a GDP-deflátornál, akkor a nominális közvetett adók is magasabbak lesznek annál, amit reálmegfelelőik generálnának.

Tekintsük például a magyar gazdaságot az 1990-es évek közepén! A magas infláció és a fiskális megszorítások következtében a fogyasztási rés reálértéken negatív volt, miközben a fogyasztói árindex értéke meghaladta a GDP-deflátorét. Ennek eredményeképpen a negatív fogyasztási rés ellenére a költségvetési bevételek nominális ciklikus helyzete kedvezőbbben alakult.

A fenti példát explicit módon írja le a következő összefüggés: $BUD_i^R = (BASE_i^R)^\alpha$, ahol a BUD , $BASE$, illetve R és α jelek az i -edik költségvetési bevételt/kiadást, annak alapját (például BUD : személyi jövedelemadó és $BASE$: bérek), reálváltozókat és a költségvetési bevételek/kiadások alaphoz viszonyított rugalmasságát jelölik. Azt az esetet vegyük alapul, amikor a bázist fogyasztói árindexszel defláljuk. Nyilvánvaló, hogy

$$BUD_i^R P^{GDP} = (BASE_i^R)^\alpha P^{CPI} \frac{P^{GDP}}{P^{CPI}}. \quad (6)$$

⁹ Például *Buti-van der Noord* [2003], *P. Kiss* [2002] és *Bouthevillain és szerzőtársai* [2001] melléklet. Az 1999–2000 közötti dán árrésre kapott eredményeik alapján a konjunkturális összetevő a GDP 0,3 százaléka-ra emelkedett.

Mivel $BUD_i^R P^{GDP} = BUD_i^N$, ahol az N a nominális változókat jelöli, valamint $P^{CPI} = (P^{CPI})^\alpha (P^{CPI})^{1-\alpha}$, a (6) egyenlet $BUD_i^N = (BASE_i^N)^\alpha P^{GDP} (P^{CPI})^{-\alpha}$ lesz. Erre logaritmust alkalmazva, a következő kapjuk:

$$bud_i^N = \alpha \times base_i^N + p^{GAP}, \quad (7)$$

ahol a $p^{GAP} = p^Y - \alpha \times p^{CPI}$. A (7) egyenletből látható, hogy akkor kapjuk meg a különféle deflátorok hatásait, ha a GDP-deflátorból kivonjuk a fogyasztói árindex és a költségvetési rugalmasság szorzatát.

Végül pedig azonosítani kell, mely költségvetési összetevőkre van hatással ez a rés. Világos, hogy azokra, amelyeket a versenyszférában fizetett bérek és a fogyasztás határoz meg, vagyis a háztartásokra kivetett közvetlen adókra, a nyugdíjakra, a társadalombiztosítási hozzájárulásokra és a lakossági fogyasztásra kivetett közvetett adókra. A realgazdaság és az államháztartási hiány konjunkturális helyzetéhez hasonlóan a teljes árérzékenység a fogyasztói árindexszel deflált egyes alkotóelemeinek súlyozott átlaga.

Az árhatás fenti definíciója alkalmas arra, hogy két hatást, legalább is részben, tükrözzön. Az egyik elem a fogyasztói árindex ciklikus ingadozása. A másik a diszkrecionális intézkedések okozta ingadozás, amely szintén kimutatható, például a közvetett adók, a hatósági árak és a rögzített árfolyamok változásaiban. Bizonyos esetekben ezen intézkedéseknek rövid távú hatása van a reálváltozókra. Jó példa erre az 1995-ös magyarországi költségvetési konszolidáció, amikor a leértékelés és a fogyasztói árakra kivetett behozatali vámok emelése meglepetésszerű inflációt okozott. Ez pedig közvetlenül befolyásolta a reálváltozókat, mivel sem a versenyszféra, sem az állami szektor nem korrigálta azonnal a nominálbéreket.

Az államháztartás bevételeire és kiadásaira gyakorolt ciklikus hatás

A különféle adóalapok és a munkanélküliség konjunkturális összetevőjének mérése után a következő lépés az egyes költségvetési rugalmasságok becslése. A jövedelmek és kiadások rugalmasságainak becslésére alkalmazott módszer éles határvonalat húz a „ciklikus” és a többi, nem ciklikus összetevő között, amelyeket időnként strukturális vagy mögöttes (*underlying*) összetevőknek is neveznek.

Régebben az egyes rugalmasságértékeket úgy határozták meg, hogy egyszerűen regressziót számítottak az adók és a GDP között. Ez az egyszerű megközelítés több problémát is felvet, ezért az OECD két lépésben változtatásokat vezetett be. Először is külön becslést végeznek az adóalapok GDP-re vonatkozó érzékenységre vonatkozóan (*van den Noord* [2000]).

Ezt követően az adók és adóalapok közötti rugalmasságra van szükség, amelyeknek becslését pontosították. Az OECD egyre inkább az adótörvényekbe foglalt információkra hagyatkozik (*Giorno és szerzőtársai* [1995]). A korábbi regressziók eredményei a tényleges – változó – rugalmasság helyett hosszabb időszakok átlagrugalmasságát jelezték, ebből eredően az eredményül kapott elaszticitások nem csupán a ciklikus hatásokat tükrözték, hanem a diszkrecionális intézkedések átlagos hatásait is.

A ciklikus igazítás köre

Fontos azt is meghatározni, hogy a költségvetési tételek közül melyeket kell ciklikusan kiigazítani. Az OECD-módszer az összes bevételt, míg a kiadási oldalon csak a munkanélküliség érinti.

Néhány országban a különböző indexálási eljárásokon keresztül a ciklikus ingadozások más kiadásokra is közvetlen hatást gyakorolnak. Az EKB-módszer rugalmasabb: ezeket a kiadásokat minden EU-tagállam esetében egyenként elemzi. Nézetünk szerint az indexálási eljárások nem feltétlenül adnak automatikusan választ a ciklusra, mivel néhány esetben felfüggeszthetik őket, vagy a „bónuszokkal”¹⁰ kibővíthetők. Az ilyen kötelező jellegű indexálás értékelésekor figyelembe kell venni eddigi alkalmazásának tapasztalatait. A ciklus bizonyos mértékig, de nem automatikusan, a kamatfizetéseket is befolyásolja.

Az állami kiadások többsége szintén a jogi adóalap része, és mint ilyen automatikusan növeli a bevételt. A diszkrecionális költsékezés tényleges (nettó) hatásait az adó levonása után lehet mérni. Ennek megfelelően mind az adóalapokat, mind a bevételeket az állami kiadásokkal kellene korrigálni. Az EKB-módszer is ezt a megközelítést követi. Azt feltételezi, hogy az állam által fizetett közvetett adók és hozzájárulások, illetve a közalkalmazottak által fizetett közvetlen adók és hozzájárulások rugalmassága – ugyanúgy, ahogy konzisztens módon ugyanezeknek az állami kiadásoknak a rugalmassága is – nulla, más szóval a ciklustól nem függenek. Ehhez hasonlóan az EKB-módszer is kiigazítja a közvetett adóbevételeket annak EU részére átutalt részével, mivel feltételezése szerint ennek a kiadásként megjelenő tételnek is nulla a rugalmassága.

Ugyanakkor a fiskális politika közvetett hatásai – mint például a keresletbővítést követő magasabb lakossági fogyasztás után fizetett közvetett adók – még mindig jelentkeznek a bevételi oldalon. A probléma azonban ennél is általánosabb. A ciklikus ingadozás – például adóbevételi többletek révén – hatással lehet a fiskális politika diszkrecionális döntéseire, ami azután visszahat a ciklusra az elindított kiadási programok vagy az adószabályok változásain keresztül.¹¹ Bár az adók és az állami kiadások adóalapjai korrigálhatók, ez a fajta „szimultán” hatás nem szűrhető ki.

Általános megjegyzések a fiskális rugalmasság mérésével kapcsolatban

Az adóbevételeket az adójogszabályok változásain és a reálértelemben vett adóalapok ingadozásán kívül számos más, átmeneti vagy állandó tényező is befolyásolhatja. Ha az államháztartási hiányból levonjuk a költségvetés becsült ciklikus komponensét, akkor egy maradékértéket kapunk, ami nem feltétlenül egyezik meg a tartósabb fiskális pozícióval. E fejezet további részében az adót meghatározó tényezők következő sémáját vizsgáljuk meg. A reálértelemben vett adóalapok és az adóbevételek közötti kapcsolat felbontandó a következő módon: *reálértelemben vett effektív adóalap* → *nominális effektív adóalap* → *jogilag meghatározott adóalap* → *az eltérő kulcsokból adódó, adóalapon belüli összetételhatás* → *adójogszabályok* → *adóbevételek*.

A nemzeti számlában található meghatározás szerinti effektív adóalap nominális és reáldinamikája nagyban eltérhet egymástól. Ha figyelembe vesszük az árréseket, az átmeneti hatások könnyen kiszűrhetők, de az adószabályok nominális elemeinek hatásai esetében (például az adósávok, a határértékek és tételes adómértékek) szükség lehet összetettebb becslésekre (lásd később). Általánosságban véve, ha az adóalapot reálértelemben vesszük számításba, miközben a rugalmasságokat a nominális adójogszabályokból számítjuk, akkor ez következetlenséget okozhat. Például rövid távon (egy pénzügyi éven

¹⁰ Például Magyarországon 2001–2002-ben egy 3 százalékos különemelés volt és egy egyszeri, egyösszegű kifizetés 2002-ben.

¹¹ A tapasztalatok szerint jelentős állami intézkedés az adó és adóalap közötti rugalmasságot is megváltoztatja, például az adóelkerülés mértéke tartósan nő vagy csökken.

belül) a nominális folyamatok stabilabbak lehetnek, és az árrésben is tükröződő inflációs meglepetés anélkül lehet hatással a reáladóalpra, hogy ez a nominális folyamatokat jelentősen megváltoztatná.

A jogi és az effektív adóalap dinamikája szintén több okból eltérhet egymástól. 1. Az adóelkerülés mértéke idővel változhat, például az állami intézkedésekre adott válasz formájában. 2. Az állami intézkedések közvetlenül is befolyásolhatják a jogi adóalapot: például a minimálbér emelése automatikusan kihat a jogi adóalpra, az effektív jövedelemre azonban ennél kisebb hatása van. A minimálbér emelése a bevallott jövedelem minimális mértékét növeli meg, vagyis az adóelkerülés lehetősége csökken. 3. Az adózás és a munkanélküli-ellátás rendszere néhány esetben az automatikusan működő stabilizátorokat aszimmetrikussá teszi. Például a társasági adó esetében a rugalmasság a recesszió mértékétől függ, azaz nemlineáris jellegű. Egy bizonyos ponton (ahol például már nincs adózható nyereség) a rugalmasság értéke nulla. A veszteségnek negatív hatása van a költségvetésre, de csak késleltetett módon. A nyereség közgazdasági és jogi meghatározása ugyanis eltér egymástól, és ez utóbbi magában foglalja az évek között elhatárolt veszteséget is. A munkanélküli-ellátásra jogosultság jogszabályi státusa szintén eltér a munkanélküliség közgazdasági meghatározásától (ILO). Amennyiben a munkanélküli-ellátásra való jogosultság időtartama rövidebb, mint az átlagos ciklusé, akkor a lassulás ugyan azonnal növeli a költségvetési kiadásokat, a fellendülés azonban nem csökkentheti a kiadásokat, hiszen az ellátottak már korábban elvesztik jogosultságukat.

Az aggregált adóalap dinamikája szintén eltérhet a dezaggregált változásoktól. A személyi jövedelemadó és a közvetett adók esetében befolyásolhatja a bevételeket, hogy a különböző jövedelemszintekre és bizonyos áruk és szolgáltatások vásárlásaira kivetett adókulcsok különbözők. A jövedelmek megoszlásában vagy a lakossági fogyasztás összetételében végbemenő átmeneti változások összefügghetnek a ciklus alakulásával. Például egyes termékcsoportok (például üzemanyagok, dohányárúk stb.) változékonyabbak (vagy kevésbé változékonyak) lehetnek, mint az aggregált lakossági fogyasztás, ezért azok átlagtól eltérő adóterhelésének szerepe lehet abban, hogy a ciklus költségvetési hatása erősebb vagy gyengébb lesz.

Az adóbevételeket az adószabályok változásai határozzák meg. E változások közül a lakossági közvetlen adók és társadalombiztosítási járulékok esetében mindez megjelenhet a progresszivitás és degresszivitás becsült mértékeinek elmozdulásában. Ezáltal megváltozik az adók rugalmassága és ezen keresztül a ciklikus komponens mértéke is, miközben az adójogszabályokat érintő intézkedések értelemszerűen nem ciklikus, hanem diszkrecionális jellegűek. A progresszivitás és degresszivitás változtatásainak kérdése felveti, hogy miként lehet meghatározni a változatlan politika definícióját mint a tényleges fiskális politikai intézkedések kiszámításának kiindulópontját.

Az adórendszer nominális elemeit illetően a „változatlan politika” elve nem jelenti azt, hogy az egyes nominális értékeknek rögzítettnek kellene lenniük. Ebben az esetben ugyanis az a különös helyzet állna elő, hogy még a változatlan adósávok miatti belenövés hatása¹² is semleges politikának minősülne. Valójában a nominális elemek semlegessége kétféle megközelítés alapján érhető el.

Az első megközelítés abból indul ki, hogy az államnak semleges esetben az a szándéka, hogy az adóterheket változatlanul hagyja, ezért az összes nominális értéket (sávot, plafont stb.) az egy főre jutó jövedelem éves változásának megfelelően valorizálná. A semleges viszonyítási alap ezen esetében a fajlagos rugalmasság még a progresszív sze-

¹² Amennyiben nő az adó alapjául szolgáló jövedelem, akkor a nominálisan rögzített (vagy csak részlegesen indexált) adósávok magasabb marginális adókulcs miatt a jövedelemmel egyenesen arányos bevételnél nagyobb adóbevételt generálnak. Ezt nevezzük belenövési hatásnak (*bracket-creeping*).

mélyi jövedelemadó esetében is feltételezhető. Ebben a megközelítésben az éves adóalap változásának megfelelő valorizálás a viszonyítási alap, tehát ennek – adóbevételi többletet eredményező – elmulasztása nem passzív, semleges fiskális politikára utal, hanem aktív „mulasztást” jelent. Például, ha a választott adórendszer progresszív, a személyi jövedelemadó valorizálás nélkül gyorsabban növekszik, mint a jövedelmek. A sávok, plafonok stb. rögzítése nemcsak az első évben jelent diszkrecionális lépést, hanem a valorizálás elmulasztása a rákövetkező években is. Ha érzékelteni akarjuk ennek a diszkrecionális lépésnek a többéves hatását, akkor az adók és az adóalapok között egységnyi rugalmasságot kell alkalmaznunk. Ezzel szemben amennyiben a rugalmasságot az éves adójogszabályokból számoljuk ki mint a marginális és átlagos adóterhek hányadosát, akkor a belenövést „természetes” jelenségnek minősítve, az előbb említett többéves hatás rejtve marad.

Egy másik megközelítés szerint az állam semleges esetben nem évente, hanem a ciklus egészét tekintve tartja változatlanul az adóterheket, más szóval: a nominális értékeket az adóalapoknak *a ciklus átlagában megvalósuló növekedésével* összhangban valorizálja. Ebben az esetben ez a valorizálási elv lenne a változatlan politika viszonyítási alapja. Az egységnyit meghaladó rugalmasság ekkor az adójogszabályok beépített progresszivitását tükrözné. Ez a beépített progresszivitás az átmenetileg gyorsabban növekvő jövedelem esetében ideiglenesen az arányosnál magasabb adóbevételhez vezet, de ez később, a lassulás idején automatikusan visszafordul. Elképzelhető, hogy a fiskális politika tudatosan olyan adórendszert működtet, amely a ciklus hatását a progresszivitás révén felerősíti, és a nagyobb államháztartási hiány révén nagyobb mértékben stabilizálja a gazdaságot. Ez lehet az OECD és az EKB módszerének alapvető feltételezése. Mindez azonban nem változtat azon, hogy tartósabb (*underlying*) bevételi szint és deficit kiszámítása céljából célravezetőbb a korábban említett – egységnyi rugalmassággal számoló – megközelítés.

Általában véve az adószabályok változásának létezhet egy széles és egy szűk értelemben vett meghatározása. A széles értelemben vett meghatározás magában foglalhatja az effektív adóterhelés minden változását, ami *ex post* könnyen kiszámítható. A szűkebb értelemben vett meghatározás az adójogszabályok kötelező elemeinek változásaira összpontosít, például az adókulcsokra és a bizonyos csoportoknak automatikusan nyújtott adókedvezményekre (például az alkalmazottak, a családok és a nyugdíjasok részére). Nem szerepelnek benne azonban az adójogszabályok „választható” elemei, amelyek az adókedvezményekre való jogosultság lehetőségeit foglalják magukban, és az adófizetők döntésein alapulnak. Szintén nem szerepelnek ebben a meghatározásban az effektív adókulcsok azon változásai, melyek 1. adóelkerülésből vagy adótartozásból vagy 2. az adóalapon belüli összetételhatásokból erednek, mint például a jövedelemeloszlásban vagy a fogasztás összetételében végbemenő változások.

Az Európai Bizottság és az OECD megközelítése

A Bizottság módszere, ami lényegében megegyezik az OECD módszerével, azt feltételezi, hogy az aggregált kibocsátási rés nem tér el jelentősen az adóalapok réseitől. Ez a megközelítés azt is feltételezi, hogy az adójogszabályok nem nagyon változnak, mivel az OECD számításai meghatározott időhöz kötött adójogszabályokon alapulnak (1996). Egy másik feltételezés a költségvetés állandó összetételére vonatkozik, mivel a Bizottság, az OECD-től eltérően, a költségvetés aggregált érzékenységi paramétereit úgy számolja ki, hogy az OECD rugalmasságokat a költségvetés összetevőinek rögzített (tehát nem évente változó) súlyaival súlyozza.

Ez a módszer a rugalmasság kiszámításakor a bevételi oldal minden adóbevételét, a kiadási oldalon pedig a munkanélküli-támogatásokat veszi alapul. A bevételeket négy

csoportra osztja: közvetett adók, közvetlen társasági adók, közvetlen lakossági adók és társadalombiztosítási hozzájárulások.

A közvetlen lakossági adók és társadalombiztosítási hozzájárulások esetében az OECD megközelítése figyelembe vette az adójogszabályokat. Minden jövedelmi szintre szisztematikusan kiszámították a kedvezmények bizonyos körének figyelembevételével igazított átlag- és marginális kulcsokat. Az igazított marginális és átlagkulcsok súlyozott átlagának hányadosa adja meg a bevételeknek a bruttó jövedelmekhez viszonyított rugalmasságát. A különböző jövedelemkategóriák súlyait a becslt jövedelemmegoszlás alapján számították ki.

Az új OECD-módszer a közvetlen és közvetett társasági adók esetében az egyszerű regressziók használata helyett az adók és adóalapok között egységnyi rugalmasságot feltételezi, és az adóalap és a kibocsátás közötti rugalmasság számítására összpontosít. A munkanélküli-támogatás esetében az OECD a kiadások és a munkanélküliség között is egységnyi rugalmasságot feltételez.

Magyarországon nem könnyű az OECD-módszert alkalmazni, mivel az OECD-nek az adójogszabályok hatásának kiszámítására vonatkozó szisztematikus megközelítése nem reprodukálható. Szerencsére rendelkezésünkre áll 2000 és 2002 között a személyi jövedelemadóra vonatkozó teljes adatsor, amely magában foglalja a jövedelmi kategóriák felbontását, az adóalap elemeit és a különböző adókedvezményeket. Más szóval: az adóköteles jövedelem megoszlásáról és az átlagos adóterhekről tényleges adatok állnak rendelkezésünkre és így csak az „effektív” marginális kulcsokat kellett megbecsülnünk. A marginális kulcsok esetében az adóköteles jövedelmek közül a bérekre összpontosítottunk, a többi jövedelemem kevésbé rugalmas, alakulása feltehetően a bevallott jövedelem „minimális kötelezettségét” is tükrözi. Ezeket a marginális kulcsokat minden jövedelemszintre kiszámítottuk a törvény által előírt marginális adókulcs alapján, amelyből kivonjuk 1. a nyugdíjalapba tartozó befizetés személyi jövedelemadó kedvezményét, amely egy bizonyos felső határig a jövedelemmel arányos, 2. az alkalmazottak azon adókedvezményeit, amelyek fokozatosan megszűnnek a magasabb jövedelmi szinteken, 3. a nyugdíj kedvezményét 2001-ig, amely jövedelem a bérekhez és az inflációhoz indexált és 4. a családi adókedvezményeket. Ez utóbbi a gyermekek száma alapján a törvény által meghatározott fix összeg, de a tényleges összeget az adott egyéni adófizető adófizetési kötelezettségei korlátozhatják. Más szóval, ennek a kedvezménynek a közepes és magas jövedelmi szinteken nulla a rugalmassága a jövedelemmel szemben, míg alacsony jövedelem estében a jövedelem további egysége a felső határig növelné meg a tényleges kedvezményt. Vannak „választható” adókedvezmények is, mint például bizonyos megtakarításokra vagy lakásvásárlási kölcsönökre vonatkozó adójóváírások, amelyek felső határa hasonló. Ebben az esetben azt feltételezzük, hogy a jövedelem további egysége nem változtathatja meg az adott kedvezmény mértékét. Néhány esetben az is torzíthatja eredményeinket, ha az adófizetők alacsony jövedelmi szintjük miatt nem tudják teljes egészében kihasználni ezeket az adókedvezményeket. Azt vettük alapul, hogy ezeknek az eseteknek a hatása elhanyagolható.

A személyi jövedelemadó rugalmassága az időszakon belül ingadozott (1. táblázat), a minimálbér 2001-ben és 2002-ben megvalósított igen jelentős emelésével az adószabályokon kívül az adóköteles jövedelem megoszlása is változott. 2002 óta a nyugdíj nem számít jövedelemnek, míg a nyugdíjak adókedvezményeit megvonták. Ennek az intézkedésnek nem volt hatása a személyi jövedelemadóból származó bevételekre, de a progresszivitás nőtt, mivel a marginális adóterhek kevésbé csökkentek, mint az átlagos adóterhek. 2002 utolsó negyedévében az állam bevezette az „adómentes minimálbér” elvet azzal, hogy ebben a jövedelmi körben az alkalmazotti kedvezményt a maximumra emelte, olyan módon, hogy ez a kedvezmény egy bizonyos magasabb jövedelmi szint felett fokozatosan megszűnik.

1. táblázat
Fiskális rugalmassága az EB megközelítésében

Megnevezés	2000	2001	2002	2003
Lakosságra kivetett közvetlen adó (szja)	1,39	1,24	1,55	1,55*
Társadalombiztosítási hozzájárulás	0,891	0,895	0,898	0,920
Munkanélküli-segély	1,0	1,0	1,0	1,0
Közvetett adók	1,0	1,0	1,0	1,0
Közvetlen társasági adó	1,0	1,0	1,0	1,0

* Nem áll rendelkezésünkre, feltételeztük, hogy a progresszivitás nem változik 2002-ben.

A társadalombiztosítási hozzájárulások rugalmasságát az adójogszabályok nominális elemeinek figyelembevételével, a marginális és átlagos terhelés hányadosaként számítottuk ki.¹³ Az átlagos adóterhelés itt is egyszerűen adódott. A marginális terhelés számításánál azonban kétféle korrekciót kellett végrehajtani. Egyrészt, az alkalmazottak nyugdíjalapba fizetett hozzájárulásainak nominálisan meghatározott felső határértéke van. Az e határértéket körülvevő 1 százalékos sávot és a meghatározó jövedelmek súlyát az szja-számításoknál használt jövedelemmegoszlás alapján számítottuk ki. Másrészt, az egy főre jutó bérdinamiktól független a tételes egészségügyi hozzájárulás, amit a vállalatok az alkalmazottak létszáma alapján fizetnek. Ennek nagyságával szintén korrigáltuk a marginális terhelést.

Az EKB megközelítése

Az EKB megközelítése szerint a rugalmasságot vagy az OECD módszeréhez hasonlóan az adójogszabályokból számítják ki, vagy a gazdasági regresszió alapján becsülik meg az adott ország sajátos körülményeitől függően. Az szja és a tb-járulék esetében ugyanazokat a rugalmasságokat választottuk, mint amelyeket az előzőekben ismertettünk (2. táblázat).

Ugyanakkor a ciklikusan igazított költségvetési bevételi–kiadási kör meghatározása teljesen eltér egymástól az EKB-kompatibilis és az OECD (Bizottság) típusú módszerekben. Az EKB módszer alkalmazásánál több lehetőség közül választhattunk a kérdés legmegfelelőbb kezelése érdekében. Ennek alapján figyelembe vettük azt, hogy Magyarországon a ciklus a kiadási oldalon nemcsak a munkanélküli-támogatást érinti, hanem a nyugdíjkiadást is. A nyugdíjmelés az egy főre jutó nettó reálbéremelésétől függ, és így módon ez a kiadás nem független a ciklustól sem. Abban az esetben azonban, ha a nyugdíjkiadást a ciklushoz kötjük, az emelés alapjául szolgáló bérdinamika vizsgálatát a magánszektor béreire kell korlátozni.

A ciklus és a fiskális politika hatásainak elkülönítését szolgálja az a konszolidált megoldás, amely a bevételek esetében az állam által önmagának fizetett résszel korrigál,

¹³ A fenti rugalmasságok ellenőrzéséhez az értékeket standard idősoros módszerrel is megbecsültük. A becslés eredményei alapján a személyi jövedelemadónak a versenyszektor béreihez viszonyított rugalmassága 1,28, ami jelentősen eltér az egységnyi rugalmasságtól. Másrészt azt találtuk, hogy a társadalombiztosítási hozzájárulásoknak a jövedelmekhez viszonyított rugalmassága 0,90. Ez utóbbi eredmény a táblázatban szereplő becslést megerősíti. Ezenkívül mind az általános forgalmi adó, mind a társasági nyereségadó a fogyasztási kiadásokkal és a nyereséggel együtt mozog egységnyi rugalmassággal. Végül a gyakorta változtatott munkanélküli-segély és néhány közvetett adó (helyi iparüzési adó és vámilleték) rugalmasságának becslés eredményei jelentősen eltértek a feltételezett egységnyi rugalmasságtól. Az összes becslést összevetve, az államháztartási hiánynak a kibocsátáshoz viszonyított rugalmassága 0,39, ami megközelíti *Coricelli-Erconali* [2002] 0,4 értékű becslését.

2. táblázat
Fiskális rugalmasság az EKB megközelítésében

Megnevezés	2000	2001	2002	2003
Lakosságra kivetett közvetlen adó (szja)	1,39	1,24	1,55	1,55*
Társadalombiztosítási hozzájárulás	0,891	0,895	0,898	0,920
Munkanélküli-segély	1,0	1,0	1,0	1,0
Nyugdíj	0,5	0,5	0,5	0,5
Lakossági fogyasztásra kivetett közvetett adó	1,0	1,0	1,0	1,0
Közvetlen társasági adó	1,0	1,0	1,0	1,0
Egyéb főbb közvetett adók	1,0	1,0	1,0	1,0

* Nem áll rendelkezésünkre, feltételeztük, hogy a progresszivitás nem változik.

hiszen a kiadási oldalon lévő ellenpárjaikat sem tekintettük ciklikusnak. A diszkracionális kiadások tényleges mértékét szintén nettó értéken, az adó nélkül lehet meghatározni. Ez az EKB-módszer azzal a résszel is kiigazítja a közvetett adóbevételeket, amit az EU részére utalnak át, mivel azt feltételezi, hogy ez a kiadási tétel is független a ciklustól (nulla a rugalmassága).

Az adóalapok vizsgálata alapján a közvetett adók kategóriáját a következő részekre osztjuk: 1. lakossági fogyasztástól függő adók (áfa és jövedéki, fogyasztási adó), 2. a hozzáadott érték alapján fizetett helyi iparüzési adó és a gazdaság növekedésétől függő vámbevétel, 3. a szerencsejátékkal, bányászattal és bizonyos termékek fogyasztásával kapcsolatban kivetett egyéb adók. A harmadik kategória valószínűleg nincs közvetlen kapcsolatban a makrogazdasági változók alakulásával, és ezért e tételek esetében nulla rugalmasságot feltételeztünk.

A termelési függvény és a korlátozott többváltozós HP-szűrő módszer mellett alkalmazott megoldás

Mivel az EKB-megközelítés alkalmazása során a ciklikus igazításba bevont költségvetési kör meghatározásához a legalkalmasabb megoldást választottuk, ettől csak annyiban térünk el, hogy a legkisebb súlyú tételt, a munkanélküliségi támogatásokat kihagyjuk, mivel a termelési függvény és a korlátozott többváltozós HP-szűrő (PF–CMHP) módszer esetében ennek ciklikus komponense nem számítható ki.

3. táblázat
Fiskális rugalmasság a PF–CMHP megközelítésben

Megnevezés	2000	2001	2002	2003
Lakosságra kivetett közvetlen adó (szja)	1,0	1,0	1,0	1,0
Társadalombiztosítási hozzájárulás	1,0	1,0	1,0	1,0
Nyugdíjak	0,5	0,5	0,5	0,5
Lakossági fogyasztásra kivetett közvetett adó	1,0	1,0	1,0	1,0
Közvetlen társasági adó	1,0	1,0	1,0	1,0
Egyéb főbb közvetett adók	1,0	1,0	1,0	1,0

Az alkalmazott rugalmasságok is részben megegyeznek az előzőekben bemutatott másik két megközelítés rugalmasságaival, kivéve a személyi jövedelemadót és a társadalombiztosítási járulékot. Ez az eltérés abból ered, hogy változatlan politika viszonyításialap esetének inkább a tartós (*underlying*) deficit számításához szükséges definíciót választottuk – azt, hogy semleges esetben az adóteher minden évben változatlan. Ennek az elvnek megfelelően a személyi jövedelemadó és a társadalombiztosítási járulékok esetében egy-egynyi rugalmasságot feltételeztünk. Ezzel a módszerrel részben kiszűrhetjük a reálváltozók és az adójogszabályok nominális elemeinek esetleges ellentmondásait, bár ennek teljes korrekciójához indokolt az árrés bevezetése.¹⁴

Az árrések esetében ugyanazokat a rugalmasságokat alkalmazzuk, de a költségvetési tételeket a tételesen rögzített és mennyiségre (például benzin literére) tételesen kivett adókkal korrigáljuk. Felvetődhet azonban az a gondolat, hogy vajon szükséges-e számításainknak magukban foglalniuk a költségvetés olyan elsődleges kiadásait, amelyeket a fiskális politika diszkrecionális intézkedésekkel valorizálhat az árrés várható alakulása alapján. Megközelítésünkben ezeknek a kiadási tételeknek a fogyasztóiár-index és a GDP-inflátor különbségeként meghatározott árréshez viszonyított rugalmasságát nullának vesszük, mivel valószínűleg eltérő módon reagálnak a fogyasztóiár-index, illetve a GDP-deflátor alakulására. Ennek oka, hogy az államháztartási kiadás szerkezete (azaz a bérek, az áruk és szolgáltatások vásárlása, a beruházások, a tőke és folyószámla-átutalások) jobban hasonlít a GDP összetételére, mint a lakossági fogyasztásra. Egyetlen kivételleként az elsődleges kiadásoknak a fogyasztói árakhoz indexált részét (a nyugdíjakat) vetjük figyelembe, mivel feltételeztük, hogy a többi kiadás valorizációja csak a GDP-deflátor ingadozásaihoz képest valósulna meg. A fogyasztóiár-index teljes kompenzálásához azonnali diszkrecionális intézkedésekre lenne szükség, de ezt a feltételezést nem erősítette meg múltbeli tapasztalatunk. A kamatkiadásokat szintén kizártuk, mivel bár reagálhatnak a várt árrésre, rugalmasságukat nehéz lenne megbecsülni.

Eredmények – a fiskális hiány ciklikus komponense

Az EB-módszer és az EKB-megközelítés alapján az egyes becült ciklikus komponensek közötti különbség legfőbb oka az aggregált és dezaggregált megközelítés közötti különbségből adódik. Az igazítás többi paramétere nem tér el egymástól ilyen nagy mértékben. Az igazításba bevont költségvetési bevételi–kiadási kör különbözik, de ettől eltekintve a fiskális rugalmasságokban nincsen eltérés. A bevételi–kiadási kör eltérése kihat a költségvetés érzékenységének mértékére, és az EKB megközelítése esetében az érzékenységet csökkenti. Ennek oka, hogy az érzékenységet mérsékli az, hogy a bevételekben nem szerepel a költségvetési kiadások adótartalma, valamint néhány indexált kiadás (nyugdíjak) szintén automatikusan és egy irányban reagál a makrogazdasági változásokra.

Az általunk javasolt ciklikus igazítás elvi síkon közelebb áll az EKB megközelítéséhez. A költségvetési bevételi–kiadási kör ugyanaz, és a fiskális rugalmasság összevonva nem áll távol az EKB megközelítésben alkalmazott rugalmasságtól. Így a ciklikus pozíciók eltérése két tényező hatásával magyarázható: 1. a termelési függvény és a korlátozott többváltozós HP-szűrő (PF-CMHP) módszer dinamikus természetéből fakadó hosszú és rövid távú alkalmazkodás megjelenésének hatásával, 2. az EKB egyváltozós HP-szűrője

¹⁴ Például a reálbérek átmenetileg egy rövid távú „meglepetésinfláció” miatt is csökkenhetnek. Ebben az esetben a személyi jövedelemadó nominális elemeiből adódó progresszivitása alapján – tévesen – az egyenesen arányosnál negatívabb költségvetési hatást kapnánk. Ha az árrést figyelembe vesszük, akkor a nominális béremelkedésnek valójában még az arányosnál pozitívabb hatása is lehet a költségvetésre.

és az általunk használt viselkedési egyenlet által becsült fogyasztási rések közötti különbségének hatásával.

Az eredmények világosan rámutatnak az aggregált (EB) és a dezaggregált (EKB, PF–CMPH) megközelítés közötti legfontosabb különbségre (4. táblázat). A EB módszerben a tavalyi évben megjelenő negatív kibocsátási rés azt sugallja, hogy a ciklikusan igazított fiskális hiány kisebb volt, mint a publikált tény, míg az EKB és a PF–CMPH ennek ellenkezőjét mutatja. Annak tudatában, hogy a kereslet elmúlt években jelentkező erőteljes élénkülése következtében a hazai kereslet nagy valószínűséggel meghaladta potenciális értékét, a dezaggregált megközelítés nyújt elfogadható eredményt. Összességében az EKB és a mi megközelítésünk eredményei közötti eltérések nem voltak számottevők, kivéve az első időszakot. A viszonylag kis különbség ellenére a ciklikus összetevők trendjei eltérő pályákat mutatnak az elmúlt években. Ezen ciklikus komponensek és az árrés segítségével a ciklikusan igazított fiskális hiány kiszámítható.

4. táblázat

Az államháztartási hiány ciklikus összetevői*

Év	Ciklikus összetevők			Ciklikus összetevők árhatással		
	EB	EKB	PF–CMHP	EB	EKB	PF–CMHP
1995	0,0	-0,4	0,1	0,6	0,2	0,7
1996	-0,4	-1,0	-0,6	0,3	-0,3	0,1
1997	0,1	-0,9	-0,3	0,1	-0,9	-0,3
1998	0,3	-0,4	0,0	0,7	0	0,4
1999	-0,2	0,1	-0,1	0,2	0,5	0,3
2000	0,1	0,2	0,0	0,3	0,4	0,2
2001	0,1	0,0	-0,1	0,2	0,1	0
2002	0,1	0,5	0,4	-0,1	0,3	0,2
2003	-0,2	0,8	0,4	-0,4	0,6	0,2

* A GDP százalékában.

Mivel az 1990-es években a fogyasztóiár-index meghaladta a GDP-deflátort, a ciklikusan igazított államháztartási hiány még rosszabb szerkezetű fiskális helyzetet mutat (5. táblázat). Más részről 2002-ben és 2003-ban a fogyasztóiár-index alacsonyabb volt, mint a GDP-deflátor, és így a reálváltozók által sugallt ciklikus összetevők szintén alacsonyabbak voltak. Meg kell jegyeznünk, hogy az árrésből származó eredmények értelmezését óvatosan kell kezelni, hiszen a fiskális politikának a GDP-deflátorra gyakorolt diszkracionális hatása csak nehezen, önkényes módszerrel szűrhető ki.

A különböző mutatók lényegesen eltérő képet mutatnak a Magyarországon 1995–1996-ban lezajlott fiskális konszolidáció esetében. Az intézkedések első lépésben leértékeléssel és a fogyasztói termékek importjára kivetett vámpótlék bevezetésével meglepetésinflációhoz vezettek. Ennek azonnali számottevő hatása volt a reálváltozókra, mivel a nominálbéreket sem a verseny, sem az állami szektorban nem igazították ki. Más szóval, nagymértékű átcsoportosítás ment végbe a lakossági jövedelmek (és fogyasztás) és a nyereség (és beruházások) között – az utóbbi javára. Úgy tűnik, hogy amíg az aggregált EB-módszer nem képes tükrözni ezt a változást, addig az EKB-módszer azonnali és erőteljes hatással van a költségvetésre, miközben a mi megközelítésünk jelentős, de kisebb hatást mutat ki – egyéves eltolódással. Amennyiben azonban figyelembe vesszük az árhatást, az EB módszere pozitív költségvetési komponenst tükrözne, az EKB-módszer eredménye kevésbé lenne negatív, míg a mi módszerünk arra

5. táblázat
Ciklikusan igazított elsődleges SNA-hiány*

Év	Állam- háztartási hiány**	Ciklikusan igazított államháztartási deficit			Ciklikusan igazított államháztartási deficit árhatással		
		EB	EKB	PF-CMHP	EB	EKB	PF-CMHP
1995	0,3	0,3	0,7	0,2	-0,3	0,1	-0,4
1996	2,7	3,1	3,7	3,3	2,4	3,0	2,6
1997	0,9	0,8	1,8	1,2	0,8	1,8	1,2
1998	0,4	0,1	0,8	0,4	-0,3	0,4	0,0
1999	0,7	0,9	0,6	0,8	0,5	0,2	0,4
2000	1,2	1,1	1,0	1,2	0,9	0,8	1,0
2001	-0,6	-0,7	-0,6	-0,5	-0,8	-0,7	-0,6
2002	-4,9	-5,0	-5,4	-5,3	-4,8	-5,2	-5,1
2003	-4,7	-4,5	-5,5	-5,1	-4,3	-5,3	-4,9

* A kamatbevétellel, kiadásokkal, a jegybank nettó kifizetéseivel korrigált hiány a GDP százalékában.

** *Forrás:* http://www.mnb.hu/dokumentumok/hu1001_fiskalis.xls.

enged következtetni, hogy ez a költségvetési összetevő majdnem nulla lehet, ha az egyéves eltolódást vesszük alapul.

2002–2003-ban az aggregált EB-módszer kis, negatív ciklikus összetevőt mutat, míg a dezaggregált módszerek számottevő pozitív ciklikus komponenszt jeleznek. Az EKB-módszer nagyobb költségvetésre gyakorolt hatással számol, míg a mi megközelítésünk szerint ez a hatás mérsékeltebb. Ha figyelembe vesszük az árhatást is, a korrigált EB-módszer eredményei negatívabbak lesznek, míg a dezaggregált módszerek által megbecsült pozitív ciklikus komponens jelentősége csökkenne. Ez azzal magyarázható, hogy a reálváltozók ciklikus ingadozásainak átmeneti pozitív hatása a ciklus során megszűnik, míg az árrés átmeneti negatív hatása középtávon szintén önmagába fordul vissza.

*

Tanulmányunkban bemutattunk két, a nemzetközi gyakorlatban az államháztartás ciklikus pozíciójának meghatározásra alkalmazott megközelítést: az EB aggregált és az EKB dezaggregált módszerét. Amennyiben figyelembe vesszük, hogy Magyarországon a ciklikus környezet „nem tipikus”, nem meglepő, hogy az aggregált kibocsátási résen alapuló módszer nem ad pontos képet, sőt néha előjelében is ellenkező becslést ad a költségvetés ciklikus összetevőjéről. Figyelembe kell vennünk azonban, hogy az aggregált megközelítés közgazdasági összefüggésekre alapoz az EKB egyszerű statisztikai módszerével szemben. Felismerve ezt, olyan dezaggregált módszert dolgoztunk ki, amely mindkét megközelítés előnyeit igyekszik egyesíteni.

Modellünk felhasználja az EB termelési függvényét, illetve az abból származó kibocsátási részt. Az így kapott aggregált kibocsátási rés felbontásához felhasználjuk a termelési függvény paraméterezését, valamint egy viselkedési egyenletet. Az EKB dezaggregált megközelítésével ellentétben, modellünk biztosítja az aggregációs korlát teljesülését, azaz a dezaggregált rés „kiadják” az aggregált kibocsátási részt.

A három módszer természetesen eltérő eredményeket ad a magyar államháztartás ciklikus pozíciójára. Különösen látványos a különbség az 1995–1996-ban lezajlott fiskális konszolidáció, illetve 2002–2003-es élénk belső kereslet esetében. Tanulmányunk másik fontos megállapítása a nominális változók fontossága, ugyanis a fiskális politika

diszkrét intézkedései következtében a reálváltozók ciklikus pozíciójától a nominális pozíciók jelentősen eltérhetnek. Ez történt 1995–1996-ban, amikor a munkajövedelmek és a fogyasztás negatív reálpozícióját a meglepetésinfláció a költségvetés szempontjából „elensúlyozta”.

Nyilvánvaló, hogy a különböző módszerek eredményei eltérő fiskális politikai lépéseket vonnának maguk után, például a fenntartható adócsökkentések tervezése esetében. Lényeges tehát, hogy a ciklikusan igazított fiskális egyenleg meghatározásához olyan módszert használjunk, amely a lehető legkisebb torzítással rendelkezik, és megfelel az ország sajátosságainak. Véleményünk szerint az általunk javasolt módszer dezaggregált jellege miatt képes a különböző összetételhatásokat kezelni, ugyanakkor az aggregált kibocsátási rés felbontása nem technikai jellegű, hanem elméleti összefüggések által meghatározott.

Hivatkozások

- BLANCHARD, O. J. [1990]: Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators. OECD Working Papers, No. 79. Párizs.
- BOJJE, R. [2004]: The General Government Structural Budget Balance. Sveriges Riksbank Economic Review, 1. Sveriges Riksbank.
- BOUTHEVILLAIN, C.–COUR-THIMANN, P.–VAN DEN DOOL, G.–DE COS, P. H.–LANGENUS, G.–MOHR, M.–MOMIGLIANO, S.–TUJULA, M. [2001]: Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach. European Central Bank, Working Paper, No. 77. szeptember.
- BUTI, M.–VAN DEN NOORD, P. [2003]: Discretionary Fiscal and Policy and Elections: The Experience of the Early Years of EMU. Economics Department Working Paper, No. 351. OECD, Párizs.
- BUTLER, L. [1996]: A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter. The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model. Part 4. Technical Report, No. 77. Bank of Canada.
- CHALK, N. A. [2002]: Structural Balances and All That: Which Indicators to Use in Assessing Fiscal Policy. IMF Working Paper.
- CORICELLI, F.–ERCOLANI V. [2002]: Cyclical and Structural Deficits on the road to Accession: Fiscal Rules for an Enlarged European Union. Discussion Paper, december, No. 3672. Centre for Economic Policy Research.
- CRONIN, D.–MCCOY, D. [1999]: Measuring Structural Budget Balances in a Fast Growing Economy: The Case of Ireland. Technical Paper, No. 4/RT/99, Central Bank of Ireland.
- DARVAS ZSOLT–VADAS GÁBOR [2003]: Potenciális kibocsátás becslése Magyarországon egyváltozós módszerekkel. MNB Műhelytanulmányok, 8. sz. szeptember, Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- DENIS, C., M. K.–RÖGER, W. [2002]: Production Function Approach to Calculating Potential Growth and Output Gaps – estimates for the EU Member States and the US. European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Economic Papers, No. 176. szeptember.
- EB [2000]: Public finances in EMU – 2000. Report of the Directorate for Economic and Financial Affairs. European Commission, május.
- GIORNO, C.–RICHARDSON, P.–ROSEVEARE, D.–VAN DEN NOORD, P. [1995]: Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances. OECD Working Paper.
- JAKAB M. ZOLTÁN–VADAS GÁBOR [2001]: A háztartások fogyasztásának előrejelzése ökonometriai módszerekkel. MNB Háttér tanulmányok, 1. sz. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- KROGSTRUP, S. [2002]: Should We Pay Attention To Indicators of Fiscal Impact on Demand?. HEI (Hautes Etudes Internationales) Working Paper, február.
- LAXTON, D.–TETLOW, R. [1992]: A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output. Technical Report, No. 59, Bank of Canada.
- MNB [2004]: Negyedéves jelentés az infláció alakulásáról. 2004. február. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.

- MOHR, M. [2003]: Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach. Presentation at Frankfurt University, június 3.
- P. KISS GÁBOR [2002]: A fiskális jelzőszámok új megközelítésben. Közgazdasági Szemle, 4. sz.
- P. KISS GÁBOR–VADAS GÁBOR [2004]: Mind the Gap – Watch the Ways of Cyclical Adjustment of the Budget Balance. MNB Füzetek, 7. sz. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- PULA GÁBOR [2003]: A tőkeállomány becslése Magyarországon a PIM módszerrel. Módszertani leírás és eredmények. MNB Műhelytanulmányok, 7. sz. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- ST-AMANT, P.–VAN NORDEN, S. [1997]: Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada. Technical Report, No. 79, Bank of Canada.
- VAN DEN NOORD. P. [2000]: The Size and the role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and beyond. OECD, Working Paper.
- VÁRPALOTAI VIKTOR [2003]: Numerikus módszer gazdasági adatok visszabecslésére. MNB Műhelytanulmányok, 2. sz. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.