

A magyar gazdasági növekedés és a fiskális politika kapcsolata: modellezésen alapuló vizsgálat*

Gáspár Attila,
a KSH fogalmazója
E-mail: gaspar.attila@ksh.hu

A gazdasági növekedés és a fiskális politika közötti összefüggések vizsgálata kiemelt makrogazdasági jelentőséggel bír napjainkban. A szerző a tanulmányában főként technikai jellegű elemzésekkel, mégpedig e két változó közötti kapcsolatrendszerrel foglalkozik: különböző ökonometriai modelleket ismertet a kapcsolat irányának és erősségének számszerűsítése érdekében.

TÁRGYSZÓ:
Gazdasági növekedés.
Költségvetési politika.

* A szerző köszönetet mond *Cserhádi Ilonának* és *Keresztély Tibornak* javaslataikért. A tanulmányban ismertetett elemzésekért, következtetésekért és az esetleges hibákért kizárólag a szerzőt terheli felelősség.

Napjainkban a legfontosabb makrogazdasági mutatók között a gazdasági növekedés és az államháztartási hiány egyaránt kiemelt figyelmet kapott. Ez részben az EU-csatlakozásunknak (például konvergencia-kritériumok), részben pedig annak tulajdonítható, hogy az éppen aktuális gazdaságpolitikát gyakran elsősorban e két mutató alapján ítélik meg. Azt sem szabad figyelmen kívül hagyni, hogy milyen tényezők húzódnak e változók mögött, és miként alakultak az egyéb makrogazdasági mutatók (például árszínvonal, foglalkoztatás).

Bár számos mutató között a gyakorlati és az elméleti jellegű kutatások alátámasztottak kapcsolatot (például infláció, munkanélküliség, gazdasági növekedés), a gazdasági növekedés és az államháztartási hiány esetében az egyes elméletek nem egységesek. Részben ezért, részben a két mutató kiemelt szerepe miatt érdekes lehet a kapcsolat empirikus vizsgálata, melynek nyomán megválaszolhatjuk, hogy milyen erősen és milyen időtávban fejti ki hatását az államháztartási kiadás a gazdasági növekedésre.

Dolgozatomban elsősorban arra a kérdésre igyekszem válaszolni, hogy milyen jellegű kapcsolat figyelhető meg a két mutató között. Ezért a tanulmány elsősorban módszertani, ökonometriai-statisztikai jellegű. Az elemzések ugyanakkor technikai jellegűek, mivel kifejezetten e két változó közötti kapcsolat mérésével foglalkozom, átfogó makrogazdasági modellek vizsgálata azonban nem képezi a dolgozatom tárgyát.

A továbbiakban elsőként a módszertant ismertetem: az elemzés elméleti háttérét, egyes kutatások eredményeit és a felhasznált adatbázist. Ezt követően a korrelációs- és regressziószámítás eredményeit, majd az egyszerűbb és az összetettebb modelleken alapuló vizsgálatokat mutatom be.

1. Módszertani áttekintés

A kapcsolat vizsgálatokor több módszertani probléma is felmerülhet, melyet jól szemléltet a következő történet:

Az esőtáncos azt a feladatot kapta egyik nap a törzsfőnöktől, hogy engesztelje ki táncával az eső szellemét. A varázsló neki is látott a feladathoz, azonban annyira megtetszett neki a saját tánca, hogy egy idő után már el is felejtette a tánca célját. Így kialakult az esőcsinálás művészete.

Ebből a rövid történetből többféle következtetés levonható. Egyrészt alapvető fontosságú, hogy ne öncélúan hajtsuk végre a kitűzött feladatokat, másrészt összhangot kell találni az elméleti és az alkalmazott kutatások között. A közgazdasági elméletek ugyan sokszor irányt mutatnak, azonban nem szabad elvetni minden olyan ökonometriai modellt, amely ellentmond egy-egy axiómának, hiszen elképzelhető, hogy az elmélet (esetleg a megváltozott gazdasági helyzet miatt) hibás. Ugyanakkor a számokra sem szabad kizárólagosan hagyatkozni. Tegyük fel ugyanis, hogy a véletlenül kiválasztott száz esőcsináló közül 95 sikeresen hajtotta végre a feladatát. Ez vajon egyértelműen azt jelenti, hogy az esőcsináló képes befolyásolni az időjárást?

A probléma jobban szemléltethető azzal a klasszikus példával, miszerint a golyók száma és a születések száma között is kimutattak már szoros kapcsolatot. Ez a példa már erőteljesebben sugallja, hogy egy mindenféle elméletet mellőző modellben olyan változók között is kaphatunk kapcsolatot, amelyek között csak nagyon gyenge a korreláció. Ezért alapos vizsgálatokat kell végezni, nehogy hamis korrelációt kapjunk.

A gyakorlati és az elméleti kutatások ezért egyaránt a vizsgálat részét képezték. Ami a tanulmány elméleti oldalát illeti, ahogy a bevezetőben is utaltam rá, az egyes megközelítések ellentmondásosak. A neoklasszikus növekedésemélet alapján csak rövid távú kapcsolat lehet a két változó között, ugyanis hosszú távon a technológia és a gazdaságilag aktív népesség növekedési üteme befolyásolja a gazdasági növekedést. Így a fiskális politika még abban az esetben sem hat hosszú távon a gazdasági növekedésre, ha a megtakarításokat negatívan befolyásolja.

Ezzel szemben az endogén növekedésemélet hosszú távú kapcsolatot is megenged: alapvetően pozitív hatást generál az államháztartás egyenlege. A nemzeti megtakarítás változásai ugyanis hosszú távon is befolyásolhatják a gazdasági növekedést. Ugyanakkor mind a költségvetési kiadások, mind a költségvetési bevételek felbonthatók növekedést serkentő, lassító, semleges és vegyes hatású tételekre.

A költségvetési kiadások és a GDP közötti kapcsolattal is több elmélet foglalkozik, ezek közül csak a legfontosabbakat ismertetem. *Keynes* tézise alapján megtöbbszörözve fejtik ki hatásukat a kiadások a termelésre. A monetáris-neoklasszikus nézetek szerint ugyanakkor a kormányzati kiadások nem növelik a kibocsátás mértékét, azonban az árszínvonalat igen, ennek következtében a termelést alapvetően csökkentik. A Wagner-törvény ezekkel az elméletekkel szemben azt mondja ki, hogy a nemzeti össztermelés növekedésével a költségvetési kiadások is emelkednek, így nő a jövedelem-újraelosztás terjedelme (*Mellár* [2003]).

Ami a bevételi oldalt illeti, az endogén növekedésemélet alapján a magasabb adóterhek a növekedést lassítják. Fontos azonban, hogy az adókulcs optimális legyen, vagyis sem a zéró, sem a rendkívül magas adókulcs nem tekinthető jó választásnak (*Valentinyi* [1995]).

Az eltérő megközelítések miatt olyan modelleket alkalmaztam, amelyek alapvetően nem elméletorientáltak. Ugyanakkor az endogén, illetve az exogén változók körét természetesen az elméletek alapján jelöltem ki.

Ami a vizsgálat gyakorlati oldalát illeti, abból a hipotézisből indultam ki, hogy a gazdasági növekedés és az államháztartási hiány között feltehetően van kapcsolat. A fiskális stabilitás ugyanis elengedhetetlen az egészséges gazdasági növekedéshez. Bár az állam a gazdasági recessziót képes tompítani beavatkozásokkal, a kapcsolat voltát feltehetően az befolyásolja nagymértékben, hogy inkább rövid vagy hosszú távú növekedés-e a kormányzat célkitűzése. Hiszen export- illetve beruházásösztönző intézkedések feltehetően egészséges és hosszú távú növekedést eredményeznek, míg a keresletorientált beavatkozásokra épp az ellenkező jellemző. Mivel számos, részben endogén, részben exogén tényező befolyásolja ennek a két változónak alakulását, ezért ezeket sem szabad figyelmen kívül hagyni.

A kapcsolat vizsgálatával több kutatóintézetben is foglalkoztak már. A Pénzügyminisztérium tanulmánya (*Bécsi et al.* [2001]) szerint nem létezik egyértelmű kapcsolat, azonban a vizsgálat nem ökonometriai jellegű, az idősorok grafikonjainak vizsgálatán, együttmozgásán alapul. A Kopint-Tárki (*Kopint-Tárki* [2007]) is hasonló eredményre jutott, de a szerzők kiemelték, hogy a gazdasági növekedés és a kiegyensúlyozott költségvetés egymást erősíti, illetve a túlköltekezés fékezi a növekedést. *Mellár Tamás* [2003] tanulmánya már modellezésen alapul, azonban a szerző nem a hiánnyal, hanem a költségvetési kiadásokkal magyarázta a GDP növekedési ütemét: a szerző kimutatótt kapcsolatot a két változó között. Részben más modelleket (eltérő típusok, más struktúra/változók/tesztek) alkalmaztam azonban ebben a tanulmányban különböző okokból kifolyólag, amelyeket a későbbiekben kifejtek.

Nemzetközi kutatások is készültek ebben a kérdéskörben, közülük kettőt ismertettek. A National Bureau of Economic Research (NBER) tanulmánya (*Early* [1993]) empirikusan, több megközelítésből is megvizsgálta a kapcsolatot. A számításai alapján a szállítással és a kommunikációval kapcsolatos beruházási kiadások növelik a GDP-t. Ugyanakkor a nagyobb lakosságszámú országok kevesebbet költenek ezekre a tételre, a védelmi kiadásaik azonban magasabbak, és ez általában igaz az egészségügyi és szociális kiadásokra is.

Közvetetten a lakosságszám változása (az adófajták átrendeződésén keresztül) is hat a növekedésre, míg számos egyéb fiskális mutató esetében nem egyértelmű a kapcsolat. Ugyanakkor olyan tényezők, mint az állam demokratikus/diktatórikus berendezkedése alapvetően nincs szignifikáns hatással a fiskális politikára.

A Világbank kutatása (*Gray-Lane-Varoudakis* [2007]) is kiterjedt több változóra. A kutatók vizsgálata alapján alapvetően az oktatásra és az infrastruktúrára fordított kiadások növelik a GDP-t. Egyes fejlődő országokban azonban az infrastrukturális kiadások éppen az ellenkező hatást generálják. Összességében el-

mondható, hogy míg a „produktív” kiadások (például beruházások) növelik, a „nem produktív” kiadások (például fogyasztás) alapján véve csökkentik a növekedést. Továbbá a kiadások általános csökkentése is pozitívan hat a növekedésre.

De számos egyéb tényező is befolyásolja még a kapcsolatot. Az állam mérete is ezek közé tartozik: olyan országokban, ahol az állam nagy, de gyenge a kormányzás, negatív kapcsolat figyelhető meg. Az adórendszer is befolyásoló tényező, például olyan adók túlsúlya, amelyek gazdasági torzítást okoznak, szintén negatívan hatnak a GDP növekedési ütemére.

Az egyes kutatások több ponton is megegyeznek, ezért kiindulópontként szolgálnak a magyar kapcsolatrendszer vizsgálatához. A továbbiakban ismertetem az elemzéshez felhasznált adatbázist, a változók legfontosabb jellemzőit.

Az elemzéshez szükséges adatok – a harmonizált fogyasztási árindexet (Harmonised Consumer Price Index – HCPI) leszámítva – az Eurostat adatbázisából származnak. Negyedéves bontásban szerepelnek az értékek, mivel hosszabb idősorok révén megbízhatóbb következtetések vonhatók le.

A gazdasági növekedést az egy főre jutó GDP alakulásával mértem 2000. évi áron, az Eurostat láncolós technikája alapján, így a volumenadatok pontosabban számszerűsíthetők. Az államháztartási hiány esetében is hasonló módon jártam el, mivel nem álltak rendelkezésre volumenadatok, ezért egy speciális árindexet képeztem. Első lépésben olyan indexeket kerestem, amelyek az államháztartási kiadások és a bevételek egyes tételeinek alakulását (feltehetően a legerősebben) befolyásolják. Az indexek súlyait az egyes tételek megoszlása alapján határoztam meg oly módon, hogy az egyes súlyok negyedévente dinamikusan változnak. Bár nem létezik az összes tételhez index, a kiadási és bevételi tételeknek megközelítőleg egyharmadát sikerült lefedni összességében a termelői árindexszel, a beruházási árindexszel és az államháztartás fogyasztásának árindexével. A tételek maradék kétharmadát a GDP deflátorral vettem figyelembe. A súlyozott bevételi és kiadási árindexekkel pedig külön-külön defláltam az összesített bevételt és kiadást, majd ezek különbsége eredményezte a deflált államháztartási hiányt. Bár több árindex is alkalmas lett volna az árváltozások mérésére, ezeket azért nem alkalmaztam, mivel vagy nem álltak rendelkezésre valamennyi szükséges negyedévben, vagy pedig nem fedték le egyértelműen az egyes tételeket megfelelő mértékben, így jelentős torzítást okoztak volna. A deflálás hibaforrás lehet a vizsgálatok során, különösen az államháztartási hiány esetében (mivel egy speciális deflátor képeztem), ugyanakkor egyetlen (például a fogyasztói árindexen alapuló) volumenszámítás bár gyakori, feltehetően nagyobb torzítást okozhat. A dolgozatban azonban arra törekszem, hogy az esetleges hibaforrásokat kiszűrhessem, így folyóáras számítás is szerepel a tanulmányban, amelyre a későbbiekben röviden kitérek.

Az államháztartási hiányt nem a szokásos formában írtam fel, ugyanis az egy főre jutó GDP és az államháztartási hiány a GDP százalékában egyaránt függ a GDP

nagyságától. Ezért a gyakorlattól eltérően ezt a mutatót nem a GDP, hanem a népesség arányában fejeztem ki. Az átalakítás azonban nem csak technikai okokra vezethető vissza, ugyanis a multikollinearitás csökkentése mellett a konjunkturális ingadozások torzító hatása is kiküszöbölhető ezáltal.

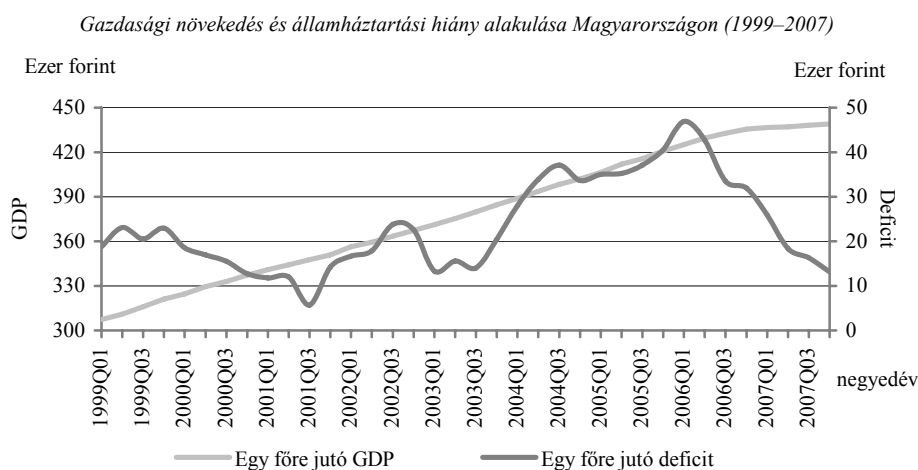
Szezonálisan is szükséges kiigazítani mindkét idősort, mivel ezek az adatok nem állnak rendelkezésre (illetve az egy főre jutó GDP más módszerrel van kiigazítva). Mivel sztochasztikus szezonális feltételezhető, ezért a TRAMO/SEATS-modellt alkalmaztam, amely az ökonometriai tesztek alapján megbízható volt (Box–Pierce, Ljung–Box, reziduumok normális eloszlása). A szezonális, a munkanapok, az ünnepnapok és az outlierok vizsgálata egyaránt az elemzés tárgyát képezték.

2. Kapcsolatvizsgálatok

A továbbiakban részletesen ismertetem a kapcsolat különböző módszerekkel végzett elemzését.

2.1. Korreláció- és regressziószámítás

Első lépésben korreláció- és regressziószámítást alkalmaztam, az ábra negyedéves bontásban szemlélteti a növekedés és az államháztartási hiány közötti kapcsolatot 1999 és 2007 között:



Forrás: Eurostat [2008].

Erőteljes ingadozás figyelhető meg az államháztartási hiány idősorában. Az egy főre jutó GDP ugyanakkor viszonylag egyenletesen növekedett, ami a szezonális ingadozás kiszűrésének tulajdonítható.

Természetesen nem lényegtelen, hogy milyen faktorokra vezethető vissza a növekedési tendencia. Elsősorban a végső fogyasztási kiadás (különösen a fogyasztói és a non-profit) az egy főre jutó GDP növekedésének motorja, de 2002–2003 óta az export és az import mutat különösen dinamikus növekedési tendenciát. Az államháztartási oldalon pedig elsősorban a különböző transzferek és a beruházások növekedtek szignifikánsan.

Jól látható, hogy ha nem is erőteljes, de bizonyos fokú együttmozgás felfedezhető a két idősor között, így nem meglepő, hogy viszonylag szoros, pozitív irányú ($r = 0,554$) közöttük a kapcsolat. Ugyanakkor az is szembetűnő, hogy a hagyományos értelemben nem fedezhető fel kapcsolat a változók között. Ennek ellenére egyéb módszereket is ismertetek a következő alfejezetben, ugyanis új változók bevonásával, különböző transzformációkkal, illetve más jellegű összefüggések vizsgálatával eltérő eredményeket kaphatnak.

A korrelációs együtthatót csak óvatosan szabad értelmezni, mivel a hagyományos kapcsolatvizsgálat tévútra vezethet. Ezt nevezik „hamis” korrelációnak. Jól látható ugyanis, hogy különösen a gazdasági növekedés erőteljes trendet mutat. Amennyiben bizonyos változók is hasonló mozgást mutatnak (például egy másik ország gazdasági növekedése), az nem feltétlenül jelenti azt, hogy az egyik ország egy főre jutó GDP-je „hajtja” a másik ország növekedési tendenciáját, hanem nagy valószínűséggel egyéb változókban kell keresni a választ a kérdésre. Mivel a legtöbb gazdasági idősor tartalmaz valamilyen trendet, ezért indokolt kiszűrni az időbeli hatást.

Egységgyök

Valószínűleg hibát követnénk el, ha egyszerűen kiszűrnénk a trendet az idősorokból, és a detrendizált reziduuumokra számolnánk ki az r -t. A legtöbb idősor ugyanis nem stacionárius, tehát a varianciájuk és a várható értékük nem állandó, autokovarianciájuk pedig idővariáns (*Hajdu–Hunyadi–Vita* [2004]). A stacionaritás azonban egy fontos egyszerűsítő kritérium, amelyre azért van szükség, hogy csökkentjük az idősor paramétereinek a számát.¹

A stacionaritást leggyakrabban egységgyök-próbákkal tesztelik le.² Statisztikailag az egységgyök úgy értelmezhető, hogy az idősor várható értéke és varianciája az idő előrehaladtával a végtelen felé konvergál. Ezáltal a véletlen hibák nem évülnek el, hanem hosszú távon beépülnek a folyamatokba. Egy adott időpontban egy sokkhatás például az idősor hátralevő részében is kifejti hatását, amennyiben az idősor egység-

¹ Az idősor ugyanis sztochasztikus folyamat, és így minden egyes időpontbeli értékről csak egyetlen megfigyelés áll rendelkezésre.

² Elsősorban az alkalmazandó valószínűség-eloszlás megállapítása miatt fontos az egységgyökök tesztelése.

gyököt tartalmaz, mivel az idősor „megismétli önmagát”. Ha azonban stacionárius, akkor ez a sokkhatás egy rövidebb vagy hosszabb időszakon belül elévül.

Sokféle próbával letesztelhető az, hogy egy adott idősor tartalmaz-e egységgyököt. Első lépésben a legelterjedtebb eljárásokat alkalmaztam. A kiterjesztett Dickey–Fuller-próba (ADF)³ mindkét idősornál elfogadta az egységgyök létezésére vonatkozó nullhipotézist. Ez nem meglepő, hiszen egyik idősor sem tűnik stacionáriusnak. Így differenciákat képeztem az idősorokból, az államháztartási hiány esetében az első differenciák már stacionáriusak a teszt⁴ és a grafikus ábra alapján.

A GDP differenciált idősoránál már nem ilyen egyértelmű a helyzet. Az ADF-teszt alapján másodrendű differenciákat szükséges képezni, mivel az első differenciák sem stacionáriusak. Azonban több probléma is felmerülhet ezzel kapcsolatban. A PP-teszt (Phillips–Perron-teszt) alapján az első differenciák idősora nem tartalmaz egységgyököt. A differenciált idősor továbbá közelítően stacionáriusnak tűnik, leszámítva az idősor utolsó néhány értékét. Azonban outlier értékek (például strukturális törés) nincsenek az idősorban, mivel sem a grafikus ábra, sem a TRAMO/SEATS alapján nem detektálható egyetlen kiugró érték sem, ezért nem alkalmaztam átfogóbb eljárásokat ezen értékek tesztelésére. Azért fontos azonban az outlier értékek figyelembe vétele, mert befolyásolják az egységgyökteszteket.

Továbbá az ADF-próba során lényegesen magasabb t -értéket kaptam a differenciálást követően (abszolút értékben alacsonyabb), vagyis csak sokkal magasabb szignifikanciaszinten utasíthatom vissza az egységgyökök létezésére vonatkozó nullhipotézist. Másodrendű differenciákat viszont akkor indokolt általában alkalmazni, amikor másodfokú parabolikus függvénnyel írhatók le az értékek, ez a helyzet azonban nem áll fenn.

Ezért alkalmaztam olyan próbát is, amely a nullhipotézisben stacionaritást feltételez, mivel az egységgyökteszteknél a két hipotézis teljesülése nem ugyanolyan „jelentőségű”.⁵ A KPSS-tesztet (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin-teszt) alkalmaztam, amely nem utasította el a stacionaritás létezésére vonatkozó nullhipotézist. Azonban ennek a próbának (is) viszonylag gyenge az ereje, különösen akkor, ha erőteljes a mozgóátlaghibák hatása. Így robusztusabb próbákat alkalmaztam, amelyek képesek kezelni a mozgóátlaghibákat, és erejük is magasabb. Ezek azonban alapvetően eltérő eredményeket mutattak: míg a DF–GLS-próba⁶ és az NG–Perron-teszt elfogadta, addig az ERS-teszt (Elliott–Rothenberg–Stock-teszt) elutasította az egységgyökök létezésére vonatkozó hipotézist.

³ A teszt során a trend és a konstans tag mellett (eltolásos véletlen bolyongást feltételezve) a SIC és az AIC információs kritériumok alapján a függő változó késleltetett értékeit is feltüntettem (mivel az idősorok autokorreláltak). A többi tesztet ezzel az eljárással analóg módon végeztem el.

⁴ Olyan próbákat is alkalmaztam, amelyeknek magasabb az ereje.

⁵ Kivéve a bayes-i megközelítést.

⁶ Dickey–Fuller-féle általánosított legkisebb négyzetek módszere (Dickey–Fuller Generalized Least Squares).

Egyes ökonometerek szerint 10 százalékos szignifikanciaszinten⁷ indokolt lefuttatni a tesztek, lényegesen azonban nem módosulnak az eredmények magasabb szignifikanciaszintek alkalmazásakor. A problémát az is nehezíti, hogy az idősor aluldifferenciálása sokszor sokkal súlyosabb következményekkel jár, mint a túldifferenciálása.

Azonban több tesztnek (például ADF-nek) létezik az a kedvezőtlen tulajdonsága, hogy bizonyos körülmények között gyenge az ereje. Például ha $\phi = 1$ -et teszteljük, vagyis az egységgyökök létezésére vonatkozó hipotézist, azonban valójában $\phi = 0,95$, akkor nagy valószínűséggel egységgyököt fog kimutatni a teszt (*Maddala–Kim, In-Moo* [1999]). Az előbb kifejtett érvek alapján feltehetően erről az esetről van szó.

Másodrendű differenciákat azonban nem képeztem, annak ellenére, hogy több teszt is alátámasztotta a transzformáció szükségességét. Az eddig elhangzott érvek mellett két fontos szempontot vettem még figyelembe. Egyrészt a differenciált idősor korrelogramja és parciális korrelogramja rendkívül gyorsan nullává válik, a második késleltetések már inszignifikáns autokorrelációról, illetve parciális autokorrelációról tanúskodnak. Továbbá a másodrendű differenciák mozgóátlaghibák megjelenését sugallják az első differenciákhoz képest, amely egyértelműen a túldifferenciálás következménye. (A tanulmányban szereplő differenciált idősorok a *Statistikai Szemle* honlapján elérhető internetes mellékletben található.)

Megpróbáltam viszont „javítani” az idősoron oly módon, hogy logaritmizáltam az értékeket. Az eljárást az is alátámasztja, hogy bizonyos modellek esetén heteroszkedaszticitásra utaló jeleket mutattak a reziduumok. Mivel az államháztartási hiány is heteroszkedasztikus, ezért ezt az idősort is logaritmizáltam.

Mivel negyedéves adatokat vizsgálok, ezért elképzelhető, hogy szezonális egységgyökök is léteznek az idősorokban. A HEGY-teszt (Hylleberg–Engle–Granger–Yoo-teszt) (*Hylleberg–Granger* [1992]) azonban mindkét idősornál elutasította a szezonális egységgyökök létezésére vonatkozó nullhipotézist ($F = 2,89$; $F = 16,57$). A spektrálanalízis (periodogram) (*Hamilton* [1999]) alapján sem szignifikáns a szezonálitás, így a TRAMO/SEATS-modell valóban megbízhatónak tekinthető.

2.2. Kointegráció

Bár a differenciált idősorok között a korrelációs együttható értéke már lényegesen alacsonyabb ($r = 0,261$), a kapcsolat többféleképpen is értelmezhető. Láthattuk, hogy az idősorok első fokon integráltak, vagyis egy egységgyököt tartalmaznak. Azonban lehet, hogy a két idősornak létezik olyan lineáris kombinációja, amely már stacionárius. Ebben az esetben a két idősor kointegrált.

⁷ Sőt, egyesek még magasabb szignifikanciaszinteket javasolnak, például 25 százalék (*Maddala* [1999]).

Első lépésben felírtam a két változó között egy regressziófüggvényt, majd leesteltem a maradéktagokat. A (módosított) Durbin–Watson-próba a reziduumok autokorrelációját, a (módosított) Dickey–Fuller-próba pedig a reziduumok egységgyökeinek létezését teszteli (*Ramanathan* [2003]). Mindkét teszt ($DW = 0,12$, $ADF = -2,0$), valamint a robusztusabb egységgyökpróbák is elutasították a kointegráció létezésére vonatkozó hipotézist.

Ennek ellenére nem jelenthető ki egyértelműen, hogy a két idősor nem kointegrált, mivel a próbáknak a kritikus értékei csak $n = 100$ elemszámú mintára állnak rendelkezésre, és szükséges az egyik változót normalizálni. A tesztelési eljárás kibővítését a későbbiekben ismertetem, mivel egy átfogóbb modell felírása szükséges a próba elvégzése előtt. Ezért a kapott eredmények egyelőre csak jelzésértékűek, csupán azért ismertetem ezeket a tesztek, hogy rendelkezésünkre álljon egy kiindulópont a további számításokhoz.

2.3. Hibakorrekció

A hibakorrekciós modell a kointegrációhoz hasonló eljárás, amely a hosszú és a rövid távú kapcsolat vizsgálatán alapul (*Ramanathan* [2003]). Az alábbi modellt becsültem meg az eljárás során:

$$\text{dlog(GDP)} = 0,01 + 0,0018 \cdot \text{dlog(DEF)} - 0,58 \cdot u(-1),$$

ahol

dlog(GDP) – logaritmizált egy főre jutó GDP differenciált idősora;
 dlog(DEF) – logaritmizált egy főre jutó államháztartási hiány differenciált idősora.

Mivel hosszú távon egyensúlytalanság feltételezhető a változók között, ezért figyelembe kell venni a hibakorrekciót is, amely az alábbi módon írható fel:

$$u_t = \alpha \cdot (y_t - \hat{y}_t),$$

ahol

y – eredeti dlog(GDP) változó idősora;
 \hat{y} – becsült dlog(GDP) változó idősora.

A hibakorrekciós modell a GDP varianciájának nagyon alacsony hányadát magyarázza (korrigált $R^2 = 28$ százalék) és a hiány paramétere sem szignifikáns. Bár az előző időszak (egy negyedév) hiba a két változó között szignifikáns, negyedévente

nem „korrigálódik”, mivel a paraméter előjele pozitív. Így a két változó között nem létezik hosszú távú kapcsolat a modell alapján.

A számításokat elvégeztem oly módon is, hogy a $\text{dlog}(\text{DEF})$ változó alakulását magyaráztam egy konstans taggal, a $\text{dlog}(\text{GDP})$ változóval, valamint a hibakorrekciós koefficienssel. Ennél a modellenél bár negatív hibakorrekciót kaptam, a magyarázott variancia lényegesen alacsonyabb.

Óvatosan szabad csak értelmezni a modellek eredményeit, mivel a korrigált R^2 nagyon alacsony mindkét egyenlet esetében. Éppen ezért a modellek korrigálása, bővítése (a kointegrációnal leírtakkal analóg módon) jelentős mértékben módosíthatja az eredményeket, továbbá ezáltal lehetővé válik a kapcsolat átfogóbb vizsgálata.

2.4. Granger-okság

Míg a kointegráció a hosszú távú, addig a Granger-okság a rövid távú kapcsolat meglétét vizsgálja (*Ramanathan* [2003]). A következő modellt becsültem meg az eljárás során:

1. táblázat

Granger-okság vizsgálata (1999–2007)

Változó	<i>F</i> -statisztika	<i>p</i> -érték
$\text{dlog}(\text{DEF})$	1,94556	0,13846
$\text{dlog}(\text{GDP})$	1,06633	0,39671

Forrás: Eurostat [2008].

Az eljárás két (korlátozott és korlátozás nélküli) regressziófüggvény összehasonlításán alapul. A számítások eredményei arra utalnak, hogy az államháztartási hiány Granger-oka a GDP-nek, míg a fordított kapcsolat csak magas szignifikanciaszinten áll fenn. Tehát az államháztartási hiány egyértelműen elegendő információt hordoz a GDP előrejelzéséhez.⁸

2.5. Vektor-autoregresszív modellezés

Az eddig bemutatott módszerekkel a két makrogazdasági mutató közötti kapcsolatot vizsgáltam meg bizonyos aspektusokból. Ezek viszonylag egyszerűek voltak,

⁸ Négy késleltetést alkalmaztam, lényegesen nem változtat azonban az eredményeken a késleltetések növelése, illetve csökkentése.

hiszen egymástól elkülönülten vizsgálták az összefüggéseket. Ezért a tanulmányban alkalmaztam olyan modelleket is, amelyek lényegesen pontosabban szemléltetik a két változó viselkedését. A modellezés folyamata a következő lépésekből tevődik össze.

Modellek kiválasztása

Mivel a közgazdasági elméletek nem egységesek a vizsgált kérdéskörben, ezért nem alkalmaztam kifejezetten elméletre épülő modelleket (például dinamikus szimultán modellek). A vektorautoregresszív-modellek feltehetően a legalkalmasabbak a kapcsolat modellezésére, hiszen nem tesznek alapvető különbséget az endogén és az exogén változók között. Ezek a modellek úgy épülnek fel, hogy az egyes változókat a saját, illetve a többi változó késleltetett értékeivel magyarázzák. Nem szerepelnek azonban a többi (endogén) változó egyidejű értékei.⁹

Többféle VAR-modellt is felírtam, mivel sokféleképpen értelmezhető a kapcsolat a két változó között. Az *első modell* tulajdonképpen egy kointegrációs és hibakorrekciós modell kombinációja az Engle–Granger reprezentációs tétel alapján. Az eljárás során először a kointegráló regressziót kell megbecsülni, a második lépésben pedig ennek a függvénynek a felhasználásával írható fel a vektor hibakorrekciós modell (Darvas [2004]).

A *második modell* csak annyiban tér el az elsőtől, hogy szezonálisan kiigazítatlan adatokat használtam fel. A szezonális kiigazítás során ugyanis a szezonális „elvész”, pedig előfordulhat, hogy a változók szezonaritása között szignifikáns kapcsolat fedezhető fel.

Jogosan merülhet fel a kérdés, hogy mennyire általánosíthatók a kapott eredmények, hiszen az eddigi modellek csak a magyarországi adatokon alapultak. Ezért a *harmadik modell* egy panelmodell, amelyben több ország¹⁰ idősora (1999Q1–2007Q4) egyaránt összehasonlítható. Állandó és véletlen hatású panelmodelleket egyaránt alkalmaztam különböző típusú idő- és egyedhatások figyelembe vételével. Mivel viszonylag kevés ország szerepel a vizsgálatban, ezért az állandó hatású modelleket tekintettem elsődlegesnek (Kőrösi–Mátyás–Székely [1989]).

A *negyedik modell* egy több egyenletből álló VAR-modell, hiszen nem csak a két változó közötti kapcsolat lényeges, hanem az is, hogy ezeknek a változóknak az egyes tételei milyen kapcsolatban állnak egymással. Így a GDP esetében a felhaszná-

⁹ Ezért nem szimultán egyenletrendszerrel van szó.

¹⁰ A következő országokról álltak rendelkezésre adatok valamennyi negyedévben: Belgium, Csehország, Dánia, Németország, Észtország, Írország, Ciprus, Lettország, Litvánia, Luxemburg, Magyarország, Hollandia, Lengyelország, Szlovénia, Szlovákia, Finnország, Svédország, Egyesült Királyság és Norvégia.

lási szerkezetből, míg az államháztartási hiánynál a kiadásokból, illetve az adóbevételekből indultam ki. Bár ezek a tételek is viszonylag aggregáltak, részletesebb bontást nem alkalmaztam, mivel az idősorok hosszát figyelembe véve viszonylag sok paramétert kell becsülni.

Az *ötödik modellben* teljesen más jellegű kapcsolatot vizsgáltam elsősorban abból a célból, hogy egy részben elméleten alapuló modell is a vizsgálat tárgyát képezze, hiszen viszonylag sok elmélet született ebben a kérdéskörben. Strukturális vektor-autoregresszív modellt írtam fel, amelyet különböző sokkok feltárására használnak (elsősorban monetáris). Első lépésben egy korlátozás nélküli VAR-modellt írtam fel, majd megpróbáltam a VAR reziduumaikat felbontani abból a célból, hogy a fiskális és a kibocsátási sokkok hatását számszerűsíteni tudjam.¹¹

Endogén és exogén változók kiválasztása

A modelleket lefuttattam oly módon is, hogy az előbbieken ismertetett mutatók mellett több változót is bevontam. Nagymértékben korlátozta azonban a vizsgálatot, hogy 1999 és 2007 között viszonylag kevés változóról állnak rendelkezésre adatok negyedéves bontásban. Így a következő változókat tüntettem fel az egyes modellekben.

A második oszlop azt szemlélteti, hogy az egyes változókat melyik VAR-modellbe vontam be első lépésben. A GDP-összetevőket csak a negyedik modellben vizsgáltam külön, mivel el akartam kerülni a túlparametrizálás veszélyét.¹² Ugyanakkor természetesen nem tüntettem fel ebben a modellben a kormányzati hiányt és a GDP-t. A harmonizált fogyasztói árindex és a kamatláb egyedül a SVAR-modellben endogén.

Az exogén változók nem a modellekben határozódnak meg, azonban segítségükkel az endogén változók varianciájának magasabb hányada magyarázható, továbbá fontos változók kihagyásával sok információt veszíthetünk. A szezonális dummy változókat csak a második modellben tüntettem fel, hiszen ez a modell kiigazítatlan változókat tartalmaz. A determinisztikus (lineáris és kvadratikus) trendet a kointegrációs modellekbe (VAR, illetve kointegráló regresszió) vontam be.

¹¹ A paraméterek identifikálásához rövid távú korlátozó feltételeket írtam fel: mivel negyedéves adatok rendelkezésre állnak, ezért *Perotti* tanulmánya alapján abból indultam ki, hogy a kiadásokra nem tud azonnal hatni a kibocsátás (*Perotti* [2004]), míg a bevételek esetében regressziófüggvény alapján egy rugalmassági együtthatót becsültem (1,42). Azonban ha a koefficiens értéke nulla, nem módosulnak lényegesen az eredmények.

¹² Ugyanis az idősorok viszonylag rövidek és több paraméter becslése szükséges. Továbbá késleltetéseket is indokolt alkalmazni, így egyrészt még jobban megrövidülnek az idősorok, másrészt pedig többszöröződik a becsülendő paraméterek száma.

2. táblázat

Változók transzformációja

Változó	Típus*	VAR-modell	Integráltság foka	Differenciálás	Logaritmizálás
GDP	ED	1–3, 5	1	✓	✓
Deficit	ED	1–3	1	✓	✓
Bruttó állóeszköz felhalmozás	ED	4	1	✓	✓
Végső fogyasztás (háztartás és non-profit)	ED	4	1	✓	✓
Végső fogyasztása (kormányzat)	ED	4	1	✓	✓
Export-import (árak és szolgáltatások)	ED	4	1	✓	✓
Adóbevétel (direkt és indirekt adók)	ED	4–5	1	✓	✓
Államháztartási kiadás	ED	4–5	1	✓	✓
Harmonizált fogyasztói árindex (HCPI)	ED / EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Pénzpiaci kamatláb	ED / EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Reál effektív valutaárfolyam	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Munkanélküliségi ráta	EX	1–2, 4–5	1	✓	✗
Kormányzati ciklus (dummy)	EX	1–2, 4–5	–	✗	✗
Szezonális ingadozás (dummy)	EX	2	–	✗	✗
Folyó fizetési mérleg egyenlege	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Tökemérleg egyenlege	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Portfólió-befektetések egyenlege	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Közvetlen tőkebefektetések egyenlege	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Determinisztikus trend és konstans	EX	1–4	–	✗	✗

* ED – endogén; EX – exogén.

Forrás: Eurostat [2008], OECD [2008].

Változók transzformációja

A 2. táblázat ismerteti azokat a transzformációkat, amelyeket indokolt elvégezni (az eljárások menete alapvetően megegyezik a korábban leírtakkal) a modellek lefuttatása előtt. A panelmodellben mindkét változó egyértelműen $I(1)$, azonban szezonálisan nem kiigazítottak, valamint folyóárasak. Ami a többi modellt illeti, a kormányzati szektor végső fogyasztási kiadását, a HCPI-t, az árfolyamot, a kamatlábat és a közvetlen tőkebefektetések egyenlegét sem szükséges szezonálisan kiigazítani.

Modellszelekció

A késleltetések számának meghatározása kiemelten fontos a VAR-modell felírásakor, hiszen sok probléma fakadhat abból, ha alacsony a késleltetések száma (pél-

dául téves következtetések). Részben információs kritériumok (például SIC, AIC), részben a t - és p -értékek, valamint a korrigált R^2 alapján határoztam meg a késleltetések számát. Alapvetően azonban egy túlparametrizált modelltől indultam ki, majd csökkentettem a késleltetések számát, hogy szignifikáns paramétereket kapjak. Általában 2–4, de a panelmodell esetében nyolc késleltetést alkalmaztam. A legtöbb exogén változó bevonása indokolt,¹³ az SVAR-modell esetében pedig külön kitérek a változók szelektálására a diagnosztikai vizsgálatok ismertetésénél.

Az egyes modell típusokon belül több modell is megbízható, ezek közül a következők tekinthetők elsődlegesnek (a legtöbb változó 5 százalékos szignifikanciaszinten már szignifikáns):

1. Modell: ($R^2 = 63$ százalék)

$$\begin{aligned} \text{dlog(DEF)} = & -2,0 - 5,8 \cdot \text{CointEQ1} + 50,9 \cdot \text{dlog(GDP(-1))} + \\ & + 55,1 \cdot \text{dlog(GDP(-2))} + 37,2 \cdot \text{dlog(GDP(-3))} + \\ & + 0,4 \cdot \text{dlog(DEF(-1))} + 0,3 \cdot \text{dlog(DEF(-2))} + \\ & + 0,3 \cdot \text{dlog(DEF(-3))} + 0,1 \cdot t + 3,1 \cdot \text{CAP} - \\ & - 0,1 \cdot \text{HCPI} - 7,3 \cdot \text{EXIM}, \end{aligned}$$

ahol

CointEQ1 – kointegráló reláció;
EXIM – export-import;
CAP – tőkemérleg egyenlege.

2. Modell: ($R^2 = 93$ százalék)

$$\begin{aligned} \text{dlog(GDP)} = & -0,03 + 0,01 \cdot \text{CointEQ1} + 1,6 \cdot \text{dlog(GDP(-1))} + \\ & + 0,8 \cdot \text{dlog(GDP(-2))} - 0,01 \cdot \text{dlog(DEF(-1))} - \\ & - 0,01 \cdot \text{dlog(DEF(-2))} + 0,001 \cdot t, \end{aligned}$$

3. Modell

Mivel a panelmodell nem volt megbízható, ezért az egyenletét nem tüntettem fel. A következtetésekben a panelmodellel kapcsolatos problémákat ismertetni fogom.

¹³ Nem szignifikáns a második modellben a kamatláb és a tőkemérleg egyenlege, a negyedik modellben a tőke, a folyó fizetési mérleg és a tőkebefektetések egyenlege. A determinisztikus trend alkalmazása csak az első modellben indokolt.

4. Modell: ($R^2 = 88$ százalék)

$$\begin{aligned} \text{dlog}(\text{CON1}) = & -0,01 - 0,1 \cdot \text{CointEq1} + 0,3 \cdot \text{dlog}(\text{TAX}(-1)) - \\ & - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{TAX}(-2)) + 0,04 \cdot \text{dlog}(\text{EXP}(-1)) + \\ & + 0,03 \cdot \text{dlog}(\text{EXP}(-2)) - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{INV}(-1)) + \\ & + 0,4 \cdot \text{dlog}(\text{INV}(-2)) + 1,5 \cdot (\text{EXIM}(-1)) + \\ & + 2,4 \cdot (\text{EXIM}(-2)) + 0,3 \cdot \text{dlog}(\text{CON1}(-1)) + \\ & + 0,6 \cdot \text{dlog}(\text{CON1}(-2)) - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{CON2}(-1)) - \\ & - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{CON2}(-2)), \end{aligned}$$

ahol

CON1 – háztartási és nonprofit szektor végső fogyasztása;
CON2 – kormányzati szektor végső fogyasztása;
INV – bruttó állóeszköz felhalmozás.

5. Modell: ($R^2 = 96$ százalék)

$$\begin{aligned} \text{dlog}(\text{EXP}) = & -0,01 - 0,6 \cdot \text{dlog}(\text{TAX}(-1)) + 1,3 \cdot \text{dlog}(\text{TAX}(-2)) + \\ & + 0,02 \cdot \text{dlog}(\text{EXP}(-1)) + 0,7 \cdot \text{dlog}(\text{EXP}(-2)) + \\ & + 0,03 \cdot \text{dlog}(\text{GDP}(-1)) - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{GDP}(-2)), \end{aligned}$$

ahol

EXP – kormányzati kiadások;
TAX – adóbevételek.

Diagnosztikai vizsgálat

A modellezés egyik kritikus pontja a modell hibátényezőinek tesztelése, hiszen a modell újraspecifikálása szükséges, ha fennáll valamelyik közülük. Ezért a következő hibátényezőket vizsgáltam meg:

- autokorreláció: az idősor reziduumaik között sztochasztikus kapcsolat áll fenn,
- heteroszkedaszticitás: a reziduális variancia nem állandó,
- normalitás hiánya: a reziduumok nem normális eloszlást követnek.

Egyik hibatényező sem áll fenn, tehát a modellek alapján megbízható következtetések vonhatók le. Bár a változók között multikollinearitás feltételezhető, megpróbáltam a hibatényező hatását minimalizálni (például a változókat egy főre vetítve vontam be). A SVAR-modell esetében pedig több modell típust¹⁴ is felírtam, mivel ezek nem tértek el lényegesen egymástól, ezért az eredmények robusztusnak tekinthetők.

A modellek értelmezése és következtetések

Az első két modell között nem fedezhető fel lényeges különbség. A Johansen-eljárással becsültem meg a kointegrációt, majd a trace és a maximum sajátérték tesztet alkalmaztam, és bizonyíthatóan kimutatható a kointegráció. A két változó tehát hosszú távon nem távolodott el egymástól, így felírhatók a vektor-hibakorrekciós modellek.

A harmadik modell elemzése során is kointegrációt kaptam, így állítható, hogy a hosszú távú kapcsolat általánosan is fennáll. Egy hagyományos regressziós modellt is felírtam (mesterséges változókkal kiegészítve) a két változó között, amely kimutatta, hogy az időbeli különbségek sokkal erőteljesebbek, mint az egyes országok közötti eltérések. Ugyanakkor nem teljesen megbízható a panelmodell, mivel a vizsgált országcsoport nem homogén, így az egyes országok eltérő gazdasági helyzete torzítást okoz.

A negyedik modellben valamennyi változó között kointegráció áll fenn, tehát nem csak a két változó, hanem az egyes tételeik között is felfedezhető hosszú távú kapcsolat. Noha egyes modellspecifikációk (például determinisztikus komponensek) során kevés kointegráló vektort kaptam, de legalább 3–4, legfeljebb 5 vektor kimutatható volt.

Az SVAR-modell impulzus-válaszfüggvényei alapján feltárhatók a fiskális sokkok hatásai. Az államháztartási bevételi sokkok, vagyis a bevételek hirtelen megnövekedése, rövid távon a bevételek csökkenéséhez vezet. Bár még ekkor is megfigyelhető pozitív tendencia a sokkhatás kezdeti értékeihez képest, fokozatos visszaesés figyelhető meg az adóbevételekben, és csak a sokkot követő harmadik negyedévben szűnik meg ez a sokkhatás. A kiadásokra is csak késleltetve (3–4 ne-

¹⁴ Első lépésben Cholesky-felbontást alkalmaztam, majd egy három, illetve öt endogén változót tartalmazó SVAR-modellt írtam fel. Az elsőben a kormányzati adóbevételek, kiadások és a GDP, míg a másodikban a változók mellett még a HCPI és a kamatláb endogén. Mivel bizonyos fokú kointegráció kimutatható a változók között (a tesztek eltérő eredményeket mutattak ki), ezért egy differenciált, illetve differenciálatlan változókat tartalmazó modellt is külön felírtam. Több exogén változót is bevontam, eltérő késleltetéseket is alkalmaztam, a Hodrick–Prescott-szűrőt is felhasználtam a változók trendjének kiszűrésére, valamint eltérő korlátozásokat is alkalmaztam (például „A” mátrix alsó háromszögmátrix, adóbevételek nem hatnak rövid távon a kormányzati kiadásokra, illetve fordítva). (A tanulmányban szereplő impulzusválasz-függvények egyik típusa a *Statisztikai Szemle* honlapján elérhető internetes mellékletben található.)

gyedév) hat pozitívan a bevételi sokk, hosszú távon nem figyelhető meg alapvető változás. A GDP-re azonban viszonylag gyengén, de negatív mértékben hat.

A kiadási sokk bár alapvetően szabálytalanul, összességében negatívan hat a változókra, különösen az adóbevételekre. Ugyanakkor a kiadásokat dinamikusan befolyásolja: bár a sokkot követően viszonylag magasak a kiadások, ezek jelentős (féléves) ingadozása figyelhető meg. A GDP is gyorsan kezd csökkenni a sokkot követően (bár rövid távon pozitív hatás figyelhető meg), ugyanakkor viszonylag gyorsan (három negyedév) meg is szűnik a sokkhatás.

A kibocsátási sokk az egyes változókra többnyire negatívan hat, ugyanakkor hosszú távon megfigyelhető a sokkhatás. Az adóbevételek a sokkot követő harmadik negyedévben indulnak ismét növekedésnek, és megközelítőleg a sokkot követő nyolcadik negyedévben érik el ismét az egyensúlyi helyzetet. Bár a kiadásokra rövid távon kis mértékben pozitívan hat a sokkhatás (két negyedév), a visszaesést követően viszonylag hamar megszűnik. A GDP-t az erőteljes visszaesést követően először pozitív, majd hosszú távon ismét negatív irányban befolyásolja a kibocsátási sokk. Az ingadozások ellenére összességében azonban mégis pozitív tendencia figyelhető meg, mivel a konjunkturális ingadozások pozitív hatása még a sokkot követő tizedik negyedévben is kimutatható, ugyanis a gazdaság még ekkor sem tért vissza az egyensúlyi helyzetbe.

A dinamikus kapcsolat valamennyi modellnél kimutatható, bár az egyes paraméterek előjelei nem azonosak valamennyi modellnél. Az eltérések elsősorban az eltérő struktúrákban keresendők (például eltérő transzformációk/szezonális ingadozás). Az államháztartási hiány nem váltott ki korlátozó hatást, mivel a változó késleltetett értékei (1–4. negyedév) a legtöbb esetben pozitív előjellel szerepelnek. Ez azonban nem tekinthető általános tendenciának, hiszen a panelmodell éppen az ellenkezőjét mutatta ki rövid távon (három negyedév). Az adóbevételeknél ugyanakkor csökkenő tendencia figyelhető meg. A GDP esetében viszont nem ilyen egyértelmű a kapcsolat, amely elsősorban a konjunkturális ingadozásokra vezethető vissza. Általában rövid távon negatív, hosszú távon pozitív dinamikus struktúrát kaptam. A legtöbb exogén változó is pozitív előjellel szerepel, kivéve az export-import és a HCPI változók.

Az eredmények összességében azt sugallják, hogy a két változó közötti kapcsolat pozitív irányú, de nem tekinthető a hagyományos értelemben erősnek, ha több változó nem szerepel a vizsgálatban. Az első modell egyenletében látható a már korábban ismertetett jelenség: erőteljes az ingadozás a kormányzati hiány idősorában, míg a GDP nagyjából lineáris tendenciát mutat. Ezért sokkal inkább egy általános együttmozgásra következtethetünk a modellek alapján. Mivel elsősorban dinamikus modelleket alkalmaztam, ezért a két mutató közötti kapcsolat árnyaltabban számszerűsíthető: a 3–4 negyedévvél késleltetett értékek is még szignifikánsan befolyásolják a változók alakulását. Ugyanakkor az eredmények nem általánosíthatók,

mivel a panelmodell kimutatott ugyan szignifikáns kapcsolatot, mégis negatív irányú összefüggést kaptam. Ezért bár Magyarországon pozitív, a vizsgált országokban együttesen negatív irányú dinamikus és statikus kapcsolat figyelhető meg a két változó között. A panelmodell eredményeit azonban csak óvatosan szabad figyelembe venni a korábban említett torzítások miatt. Természetesen az is elképzelhető, hogy a szezonális ingadozásra vezethető vissza a negatív irányú kapcsolat: a második modell egyenlete alapján ugyanis ellentétes tendencia figyelhető meg. Sokkal valószínűbb tehát, hogy éppen a szezonális ingadozások torzítják a kapcsolatot „valódi” jellegét.

Az egyes modelleknek több korlátja is van (például torzítás: szezonális kiigazítás, változók kihagyása vagy deflálás révén, esetleg hamis kointegráció¹⁵), éppen ezért tartottam szükségesnek a viszonylag részletes előzetes vizsgálatokat (például egyseggyökvizsgálat), valamint azt, hogy ne egy, hanem több egyszerűbb és összetettebb modell alapján ismertessem a kapcsolatot. Ugyanis a modellek felírásakor az elsődleges célom az volt, hogy az esetleges hibaforrások ne jelenhessenek meg valamennyi modellnél. Mivel valamennyi VAR-modell kimutatott kapcsolatot, ezért az eltérő modellstruktúra nem okozhat számottevő torzítást. Ugyanakkor mivel viszonylag rövid a vizsgált időintervallum, továbbá az összetettebb modellek egyes változók esetében viszonylag alacsony korrigált R^2 -et eredményeztek (elsősorban az adóbevételeknél) a paraméterek (szükséges) magas száma miatt, ezért óvatosan szabad csak értelmezni az eredményeket.

Az empirikus vizsgálat alapján mindenképpen levonható két általános megállapítás. Egyrészt, bár a Wagner-törvényt támasztotta alá több modell is (a tételek között is), hosszabb távon a tézis mégsem teljesül, tehát a gazdasági növekedés korlátlanul nem fokozható a kiadások jelentős növelésével. (Ez különösen akkor igaz, ha a sokkhatásokat is figyelembe vesszük.) Másrészt, szem előtt kell tartani, hogy mivel a vizsgált mutatók között egyértelmű kapcsolat áll fenn, az államháztartási hiány mindenképpen kifejti a hatását a gazdasági növekedésre rövid és hosszú távon egyaránt.

Irodalom

- BARRO, R. J. [2005]: *A gazdasági növekedést meghatározó tényezők*. Nemzeti tankönyvkiadó. Budapest.
- BAUER P. – FÖLDESI E. [2004]: A szezonális kiigazítás harmonizációja a Központi Statisztikai Hivatalban. *Statisztikai Szemle*. 82. évf. 8. sz. 691–704. oldal.
- BAUER P. – FÖLDESI E. [2005]: *Szezonális kiigazítás*. Statisztikai módszertani füzetek. 43. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.

¹⁵ Vagyis nehéz eldönteni a változók integráltsági fokát, és tévesen $I(1)$ -nek tekintjük őket.

- BÉCSI J. ET AL. [2001]: *Államháztartási hiány versus gazdasági növekedés*. Pénzügyminisztérium, Gazdaságpolitikai főosztály. Budapest.
- BÓTA L. ET AL. [2001]: Ökonometriai modell a fiskális politika szolgálatában. *Statisztikai Szemle*. 79. évf. 6. sz. 469–489. old.
- DALSGAARD, TH. – DE SERRES, A. [1999]: *Estimating Prudent Budgetary Margins for 11 EU Countries: A Simulated SVAR Model Approach*. Economic Development Working Papers. No. 216. Organisations for Economic Co-operation and Development. Paris.
- DARVAS ZS. [2004]: *Bevezetés az idősorlemezés fogalmaiba*. Munkaanyag.
- DAVIDSON, R. – MACKINNON, J. G. [2004]: *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press. New York.
- EARLY, W. – REBELO, S. [1993]: *Fiscal Policy and Economic Growth: an Empirical Investigation*. Working Paper. No. 4499. National Bureau of Economic Research. Cambridge.
- EUROSTAT [2008]: Economy and Finance: Government Statistics; National Accounts. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=0,1136173,0_45570701&_dad=portal&_schema=PORTAL Letöltés dátuma: 2008. július 8. – 2008. szeptember 24.
- FERKELT B. [2006]: *A monetáris integráció hatása a területi egyenlőtlenségekre*. Pécsi Tudományegyetem. Pécs. Munkaanyag.
- FERNÁNDEZ DE CASTRO, F. – HERNÁNDEZ DE COS, P. [2006]: *The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain*. A SVAR approach. Working Paper Series. No. 647. European Central Bank. Frankfurt am Main.
- GRAY, CH. – LANE, T. – VAROUDAKIS, A. [2007]: *Fiscal Policy and Economic Growth*. The World Bank. Washington DC.
- GREENE, W. H. [2003]: *Econometric Analysis*. Prentice Hall. New Jersey.
- GOTTSCHALK, J. [2001]: *An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR Models*. Kieler Working Papers. No. 1072. Institute of World Economics. Kiel.
- GOTTSCHALK, J. – ZANDWEGHE VAN, W. [2001]: *Do Bivariate SVAR Models with Long-Run Identifying Restrictions Yield Reliable Results? The Case of Germany*. Kieler Working Papers. No. 1068. Institute of World Economics. Kiel.
- HAJDU O. [2003]: *Többváltozós statisztikai számítások*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HAJDU O. [2004]: Rotáció az egyszerű faktorstruktúráért. *Statisztikai Szemle*. 82. évf. 10–11. sz. 978–990. old. Akadémiai Nyomda. Budapest.
- HAJDU O. – HUNYADI L. – VITA L. [2000]: *Statisztikai elemzések*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HAJDU O. – HUNYADI L. – VITA L. [2004]: *Statisztika III*. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem. Budapest.
- HAMILTON, J. D. [1999]: *Time Series Analysis*. Princeton University Press. New Jersey.
- HJALMARSSON, E. – ÖSTERHOLM, P. [2007]: *Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated*. IFDPs. No. 915. Board of Governors of the Federal Reserve System. Washington.
- HÖPPNER, F. [2001]: *A VAR Analysis of the Effects of Fiscal Policy in Germany*. Institute for International Economics. University of Bonn. Bonn.
- HÖPPNER, F. [2002]: *Fiscal Policy and Automatic Stabilisers: A SVAR Perspective*. Institute for International Economics. University of Bonn. Bonn.

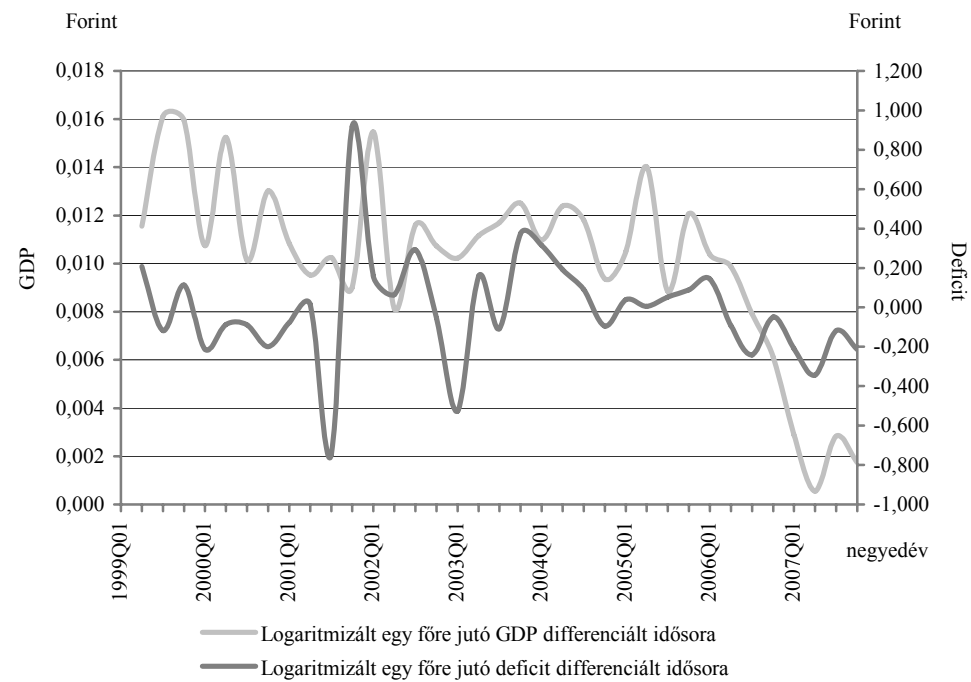
- HUNYADI L. [2005]: *Statisztikai következtetéselemélet közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HUNYADI L. [2006]: A heteroszkedaszticitásról egyszerűbben. *Statisztikai Szemle*. 84. évf. 1. sz. 75–82. old.
- HYLLEBERG, E. – GRANGER, Y. [1992]: *HEGY-test*. Munkaanyag.
- ILYÉSNÉ MOLNÁR E. – LOVASNÉ AVATÓ J. [2006]: *Statisztika feladatgyűjtemény I–II*. Perfekt. Budapest.
- KANG, H. [2006]: *Inappropriate Detrending and Spurious Cointegration*. Kelley School of Business, Indiana University. Bloomington.
- KOPINT–TÁRKI [2007]: *Az Új Magyarország Fejlesztési Terv horizontális ex-ante értékelése: a GDP-re, a foglalkoztatásra és az államháztartásra gyakorolt hatások*. Budapest.
- KÖRÖSI G. – MÁTYÁS L. – SZÉKELY I. [1989]: *Gyakorlati ökonometria*. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem. Budapest.
- MADDALA, G. S. – KIM, IN-MOO [1999]: *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press. Cambridge.
- MADDALA, G. S. [2004]: *Bevezetés az ökonometriába*. Nemzeti Tankönyvkiadó Rt. Budapest.
- MELLÁR T. [2003]: *Dinamikus makromodellek a magyar gazdaságra*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- MUNDRUCZÓ GY. [1981]: *Alkalmazott regressziószámítás*. Akadémia kiadó. Budapest.
- OECD [2008]: <http://stats.oecd.org/wbos/Index.aspx?querytype=view&queryname=221> Letöltés dátuma: 2008. augusztus 20.
- PALÓCZ É. [2006]: *Az államháztartási hiány csökkentésének lehetőségei*. ICEG-AmChamkonferencia. Kopint-Datorg Rt. Budapest.
- PEROTTI, R. [2004]: *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*. Federal Reserve Bank of San Francisco. San Francisco.
- POPOVICS P. A. [2007]: *Piaci árszimmetria a hazai tejtermékpályán*. Doktorandusz Konferencia. Debreceni Egyetem. Debrecen.
- RAMANATHAN, R. [2003]: *Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal*. Panem Könyvkiadó. Budapest.
- VALENTINYI Á. [1995]: Endogén növekedésemélet. *Közgazdasági Szemle*. XLII. évf. 6. sz. 582–594. old.
- VONNÁK B. [2005]: *Estimating the Effect of Hungarian Monetary Policy within a Structural VAR Framework*. MNB Working Papers. Monetary Assessment and Strategy Division, Economics Department. Magyar Nemzeti Bank. Budapest.

Summary

The economic growth and government deficit are in certain aspect the most important calculated indicators. On the basis of controversial macroeconomic theories, their connection can be quite different in certain economies. Therefore, I applied several types of econometric analyses to measure the nature and magnitude of the linkage. As the connection can be defined in multiple ways (for example short-term, long-term), not only the classical methods of regression analysis

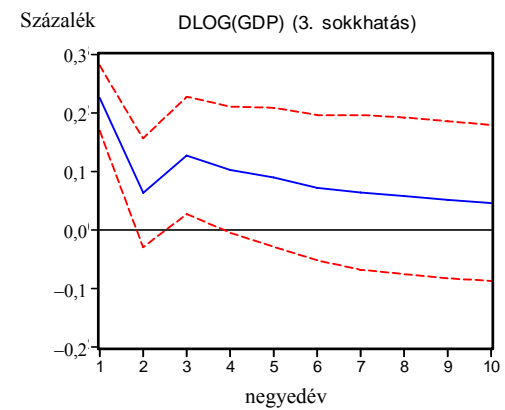
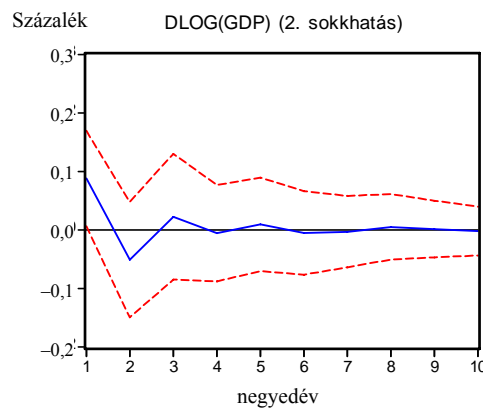
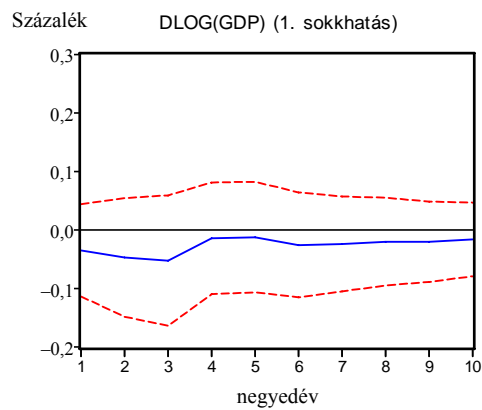
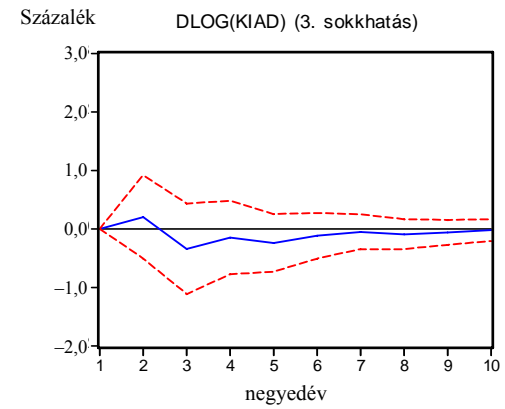
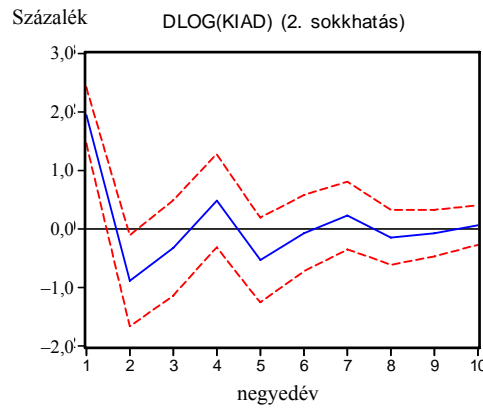
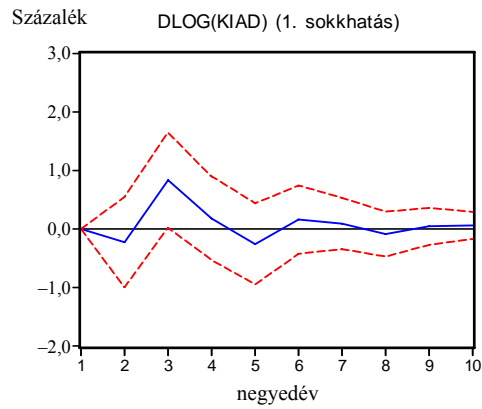
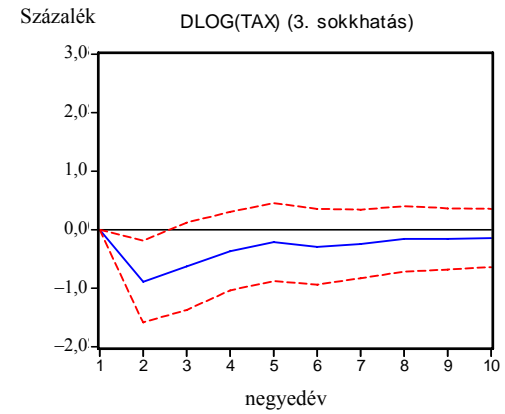
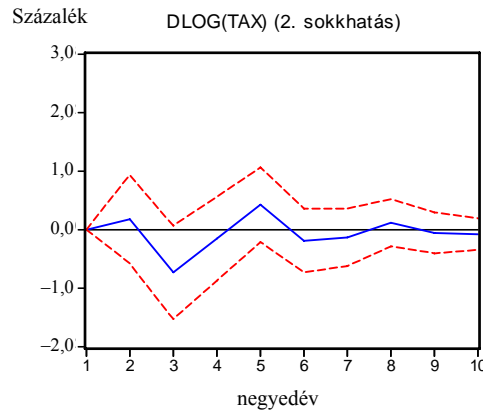
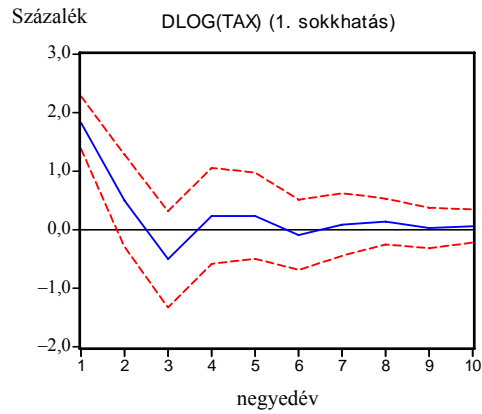
(that are also biased) but also econometric models (like cointegration, ECM, Granger causality) were applied, by which the linkage can be analyzed in a more comprehensive way. VAR-models were also employed in order to link certain models, to implement other variables, to minimize the probability of distortion of specific models, and also to determine specific effects, like fiscal shocks. These models mostly confirm that there is indeed linkage between these variables but the calculations should be treated carefully as long time series are not available. Therefore, economic growth is affected by the effects of fiscal policy in multiple ways.

Gazdasági növekedés és államháztartási hiány differenciált időszora (1999–2007)



Forrás: Eurostat [2008].

Impulzusválasz-függvények (± 2 S.E.) (1999–2007)



Forrás: Eurostat [2008], OECD [2008].

Megjegyzés: Az 1. sokkhatás a bevételi, a 2. a kiadási, a 3. pedig a kibocsátási sokk. Az egyes ábrák a változókat ért sokkhatások becslült értékeit (folyamatos vonal) és a hozzájuk tartozó konfidencia-intervallumot (felső és alsó határ, szaggatott vonalak) szemléltetik.