

SOÓS KÁROLY ATTILA

Választási gazdaságpolitika és a folyó fizetési mérleg alakulása Közép-Kelet-Európában

Demokratikus országok kormányai általában hajlamosak osztoztatással készülni a választásokon való megmérettetésre, és ebből a szempontból a közép-kelet-európai régió új demokráciái sem látszanak kivételeknek. A cikk a választási gazdaságpolitika e régióbeli sajátosságait vizsgálja. Az ilyen osztoztatás itt is főként fiskális természetű, mégsem mindig könnyű megtalálni a költségvetésbeli nyomait, egyrészt a – különösen az 1990-es évek első felében – rendkívül problematikus államszámvitel miatt, másrészt azért, mert ezekben az országokban a gazdasági átmenet első éveiben az állam könnyen oszthatott anyagi kedvezményeket állami, sőt, magánvállalatok tőkéjének terhére is. Ezzel szemben a vizsgált országoknak az a sajátossága, hogy kicsik – az Európai Unió összehasonlításul szerepeltetett kisebb tagállamainál is jóval kisebbek és nyitottabbak –, megkönnyíti a választási osztoztatás hatásának megfigyelését a folyó fizetési mérlegek romlásaiban, ami bár az elemző közgazdász számára megfigyelési hasznot jelent, komoly károkat okoz az érintett országoknak.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: C23, F41, H60.

Bevezetés – „politikai-gazdasági ciklusok”, választási gazdaságpolitika

A gazdaságpolitika, a gazdasági folyamatok és a demokratikus választások közötti különféle összefüggések tanulmányozását az Egyesült Államokban a *politikai-gazdasági ciklusok* (*political business cycles*) irodalmának hívják, és ha ott így hívják, akkor erős a hajlam arra, hogy így hívják másutt is. Az utóbbihoz tegyük hozzá: nem igazán szerencsés módon. Az Egyesült Államok gazdasága persze távolról sem független a külvilágtól, de azért viszonylag zárt; a szövetségi kormányzat gazdaságpolitikája alkalmas lehet arra, hogy a konjunktúraingadozásokat rendszeresen és jelentősen befolyásolja, tekintélyes részben meg is határozza; azaz meglehetősen rendszerességgel visszatérő, többé-kevésbé szabályos politikai-gazdasági ciklusokat generáljon. Vitatott, hogy valóban generál-e ilyeneket, de a következőkben kifejtettek szerint van okunk azt hinni, hogy igen. Az Egyesült Államoknál sokkal kisebb országok esetében viszont ilyesmit általában elképzelni is nehéz: ezekben a gazdasági konjunktúraciklusok alakulását nagyrészt a nemzetközi tényezők nagyrészt meghatározzák, és a kormányzati beavatkozások – akár össze-

* A szerző köszönettel tartozik Bauer Tamásnak, Gács Jánosnak, Halpern Lászlónak, Kőrösi Gábornak és Vincze Jánosnak a cikk egy korábbi változatához tett megjegyzéseikért.

függenek a választásokkal, akár nem – szerepe sokkal korlátozottabb. A kormányzati kiadások növelése kevésbé befolyásolja a GDP növekedését, mert az így teremtett többletkereslet – az importnövekedés csatornáin – nagyrészt „kigyűrűzik” a belföldi gazdaságból. Ilyen körülmények között multiplikátorhatásról alig lehet beszélni (elegánsabban szólva: nyitott gazdaságban a multiplikátor értéke alacsony). Az Egyesült Államok és a kis országok két véglete között valamilyen köztes helyzetet tulajdoníthatnánk Nagy-Britanniának, Franciaországnak és néhány további közepesen nagy gazdaságnak, de valószínűleg tévednénk, ha ezt tennénk. A kormányok választási gazdaságpolitikái ezekben is megfigyelhetők (ugyanúgy, mint az Egyesült Államokban és a kis országokban). A tapasztalatok azonban azt mutatják, hogy általában a konjunktúra alakulását ezekben is (ha nem is annyira dominánsan, mint a kis gazdaságokban) elsősorban a nemzetközi körülmények alakulása határozza meg.

Tehát a „politikai–gazdasági ciklus” sajátos, inkább csak az Egyesült Államokra illő fogalom; a választási gazdaságpolitika általánosabb (természetesen az Egyesült Államokra is használható). A továbbiakban ezt használom. A választási gazdaságpolitika arra irányul, hogy a hatalmon lévők különféle gazdasági kedvezmények nyújtásával minél több választó szavazatát megszerezzék.

A „politikai–gazdasági ciklusok” kifejezéstől azért is tartózkodom, mert ilyen ciklusokról valójában kétféle értelemben szoktak beszélni. A választási periódusokban visszatérő élénkítő gazdaságpolitika ciklusain – az „opportunistá” ciklusokon – kívül, ismeretesek még az ideologikus vagy pártvonalat követő (*partisan*) ciklusok is. Például *Haynes–Stone* [1989] azt találta, hogy az Egyesült Államokban a GNP növekedése általában gyorsabb, az infláció valamivel gyorsabb, a munkanélküliség pedig valamivel alacsonyabb szokott lenni demokrata párti elnökök kormányzása idején, mint köztársasági pártiakén.¹ *Schneider–Frey* [1988] a kétféle „ciklus” egymásba fonódását is bemutatja: „képviselési demokráciákban a kormányok a választópolgárok többsége számára kedvező fiskális politikát valósítanak meg, ha úgy érzik, hogy újjáválasztásuk veszélyben van.” ... „Amikor a politikai túlélést komolyan fenyegetve látják, akkor a kormány arra kényszerül, hogy szavazatmaximalizáló politikát folytasson a választások idején. Máskor azonban a kormány szabadon követheti saját ideológiai céljait.” Az ideológiai vagy pártvonalat követő ciklusokkal nem foglalkozom.

Ugyancsak eltekintek a választási gazdaságpolitika politikai hatékonyságának és – ami az elmondottak értelmében csak részben lehet ugyanaz – a gazdasági folyamatok választói viselkedésre való hatásának tárgyalásától. Az ezt kutató szerzők – többnyire az Egyesült Államokat vizsgálók, például *Alt–Chrystal* [1983], *Kramer* [1971] *Fair* [1978], *Niskanen* [1979], *Kirchgassner* [1981], *Frey–Schneider* [1978] (de például a Dániát, Norvégiát és Svédországot tanulmányozó *Madsen* [1980] is) – túlnyomórészt úgy találták, hogy van ilyen hatás, amely a legáltalánosabban úgy fogalmazható meg, hogy a foglalkoztatottság, a GDP-növekedés és az infláció kedvező alakulása növeli a kormány újjáválasztásának esélyét. (Kivéteklént említhető *Inoguchi* [1980], aki Japánban nem találta gazdasági hatás nyomát a választói viselkedésben.) Hangsúlyozni kell, hogy a választási gazdaságpolitika politikai hatékonyságának elemzése távolról sem egyszerű dolog. Választási gazdaságpolitika irányulhat a választások megnyerésére, de kevésbé szerencsés helyzetből indulva cél lehet csupán a vereség mértékének minimalizálása is. Alapos elemzés nélkül általában nem nyilvánvaló, hogy mikor milyen mértékben melyikről van szó, és csak szélsőséges helyzetekben könnyű megállapítani a választási gazdaságpo-

¹ Meg kell jegyezni, hogy a kormányzati politikák ilyen, ideológiai hátterű változásai soha, sehol sem történnek olyan rendszerességgel, amely a *ciklus* kifejezés használatát igazán indokolná. Ennek tisztázása azonban nem e cikk feladata.

litika egyértelmű sikerét vagy kudarcát (hatástalanságát). Az utóbbi példajaként említhető talán a 2001. évi lengyelországi parlamenti választás (illetve az azt megelőzően folytatott gazdaságpolitika). Ekkor ugyanis a két kormánypárt közül egyik sem jutott be a szejmbe, és céljuk az egyszerű bejutásnál is aligha lehetett kevesebb. Az éremnek ezt az oldalát azonban a továbbiakban nem tárgyalom. Mondanivalóm szempontjából csak az a fontos, hogy a hatalmon lévő kormányok általában úgy gondolják, a választáshoz kapcsolódó osztogatás javítani fogja választási eredményüket. A választói preferenciák alakulásáról a közép-kelet-európai országokban, ezen belül a gazdasági tényezők szerepéről Fidrmuc írt több fontos tanulmányt (lásd például. *Fidrmuc* [2001]). Az elmondottak szerint elemzésem lényegében a választási gazdaságpolitikák gazdasági következményeire korlátozódik.

Ennek első elméletét – cikluselméletként, tehát a fentiek értelmében erősen amerikai vagy zárt gazdaságokra vonatkozóan – *Nordhaus* [1975] dolgozta ki. E szerint a választási periódusok első felében növekszik, második felükben csökken a munkanélküliség. A szerző kilenc ország választási és munkanélküliségi idősorain ellenőrizte ezt, és három – az Egyesült Államok, az NSZK és Új-Zéland – esetében látta megerősítve.

Tufte [1978] a választásokra készülő kormány reakciófüggvényét két fő törekvésben határozta meg: a reáljövedelmek növelésében és a munkanélküliség csökkentésében. Cikluselméleti fejtegetések helyett inkább a választási osztogatás módszereinek részletes leírására törekedett, figyelve olyan részletekre, hogy például az amerikai elnökválasztás előtti hetekben gyakran felemelik a társadalombiztosítási juttatásokat, a háborús veteránok juttatásait stb.

Nordhaus, *Tufte* és mások ökonometriai próbákat mellőző választási gazdaságpolitika-elméletei és politikai–gazdasági cikluselméletei éles bírálatokra találtak – például *McCallum* [1978] empirikusan megalapozatlannak nyilvánította az ilyen elméleteket.

Haynes–Stone [1989] lényegében *Nordhaus* nyomdokaiban haladva, az ökonometriai elemzés módszerében újított. A szerzőpáros úgy találta, hogy a politikai–gazdasági ciklusok (az Egyesült Államokban) – a választási periódusok álváltozókkal (dummykkal) való megkülönböztetése és a foglalkoztatottság stb. ez utóbbiakkal korreláló ugrásainak keresése helyett – jobban kimutathatók a tényleges GDP-növekedési, foglalkoztatottsági stb. adatok és az elnökválasztási periódusnak megfelelő négy év hosszúságú szinuszhullámok közötti korrelációs számításokkal. (Igen jó eredmények születtek: például a GNP hulláma a választás negyedévében tetőzik, a munkanélkülisége az ezt követő negyedévben süllyed a minimális értékre.) Ez a *Haynes–Stone*-féle módszer azonban nem talált követőkre (és a fentiek alapján nyilvánvaló, hogy olyanoknak, akik – mint én – elsősorban nem az amerikai politikai–gazdasági ciklusok, hanem más országok választási gazdaságpolitikáit iránt érdeklődnek, aligha érdemes vele kísérletezniük).

A tanulmány további része először az adatokkal, ökonometriai módszerekkel kapcsolatos rövid megjegyzéseket tartalmazza, majd az amerikai választási gazdaságpolitikákra és részben a politikai–gazdasági ciklusokra vonatkozó elemzési eredményeket mutatja be. Ezt követően tárgyalja a választási gazdaságpolitikák hatásaival kapcsolatban a gazdaság nyitottságának következményeit, valamint a választási monetáris politika lehetőségeinek és a fiskális és kvázifiskális választási gazdaságpolitika megfigyelésének problémáit. Az Európai Unió „rég” tagállamaiban folytatott választási gazdaságpolitikák néhány sajátosságának – főképpen fiskális folyamatokban való észlelhetőségüknek – a bemutatása után Közép-Kelet-Európa tíz országával (az EU nyolc új tagállamára: Csehországra, Észtországra, Lengyelországra, Lettországra, Litvániára, Magyarországra, Szlovákiára és Szlovéniára, valamint a két 2007. évi tagjelöltre, Bulgáriára és Romániára) kiterjedő rövid áttekintés megmutatja, hogy a választási gazdaságpolitikák látható fiskális nyomai ebben a régióban gyengék, de ezek a politikák mégis erősen ingadoztatják a reálbérek és a folyó fizetési mérleg alakulását. Majd részletesebben áttekintjük a választási

tási gazdaságpolitikák – főleg ami a folyó fizetési mérleget illető – gazdasági következményeit a közép-kelet-európai országokban. Elismerjük, hogy Bulgáriában és Lettországból szinte semmit sem találtunk abból, amit kerestünk. Hat közép-kelet-európai ország adatai alapján – a folyó fizetési mérleg nemzetközi irodalomban általában elfogadott intertemporális megközelítésére alapozva – panelszintű becsléssel kimutatjuk, hogy Közép-Kelet-Európában a választási gazdaságpolitikáknak általában számottevő hatásuk van az országok folyó fizetési mérlegére. Tanulmányunkat következtetéseinkkel zárjuk.

Statisztikai módszertani megjegyzések

Az ábrák és az ökonometria becslések részben éves, részben negyedéves adatokon alapulnak; az utóbbi esetben mindig szezonálisan kiigazított adatokon (anélkül, hogy erre bárhol külön utalnánk). Az adatok forrása a Nemzetközi Valutaalap International Financial Statistics adatbázisa (IMF IFS), valamint az érintett országok központi bankjai (az Egyesült Államok esetében a Federal Reserve Bank of St. Louis).

Az ökonometriai becslésekben a gazdasági folyamatokkal való összefüggések kimutatásához a választási időszakokat átváltozók (dummy) jelölik. A leggyakrabban (az Egyesült Államokat leszámítva kizárólagosan) alkalmazott átváltozó a választási és az azt megelőző negyedévet – a kampányidőszakot – jelöli.

Az ökonometriai becslések függő és/vagy független változói gyakran a kiinduló változók saját trendjüktől való eltérései. A trend itt minden esetben Hodrick–Prescott (HP) trendet jelent.

Az ökonometriai becslések függő változói nyilvánvalóan függenek számos, itt figyelmen kívül hagyott tényezőtől is. Következésképpen a lineáris regressziók mért korrelációi sohasem igazán szorosak (R^2 -ként mindig a kiigazított R^2 szerepel). A maradéktagok autokorrelációja miatt a t -értékeket és a szignifikanciaszinteket Newey–West-féle standard hibák alapján számítottam ott, ahol ez indokolt volt. Az általában megszokott módon három csillag jelöli az egyszázalékos szignifikanciaszintet, két csillag az ötszázalékosat és egy csillag a tízszázalékosat. Minden becslésben szerepelt konstans tag, de ezt a táblázatokban nem tüntettük fel.

Választási gazdaságpolitika és politikai–gazdasági ciklusok az Egyesült Államokban – számítási eredmények

Az elnökválasztási periódusokhoz kapcsolódó választási gazdaságpolitika (kölségvetési egyensúlyromlás) amerikai adatok alapján elég jól kimutatható, továbbá jól látható ennek hatása a háztartások fogyasztásának alakulására és a GDP és a munkanélküliség ingadozásaira is. (A „félidős” választásoknak semmiféle gazdaságpolitikai nyomát sem mutatta ki egyetlen kutatás sem, és erre én sem teszek kísérletet.)

Az itt következő becslés szerint a szövetségi költségvetés deficitje átlagosan a GDP egy százalékpontjával magasabb az elnökválasztási periódusok második két évében, mint az első kettőben.

$$Y = -0,14 t^{***} - 1,0 \text{ YEARS2}^{**}, \quad R^2 = 0,51, \text{ ahol} \quad (\text{US1})$$

(−4,83)
(−2,26)

Y = függő változó: a szövetségi költségvetés többlete/hiánya a GDP százalékában,
 t = idő,

YEARS2 dummy változó = 1 elnökválasztási és azokat megelőző években, 0 egyébként, a becslési periódus hossza 26 év 1979 és 2004 között, zárójelben a t -értékek szerepelnek.

A szövetségi költségvetés átlagos hiánya a megfigyelt időszakban a GDP 1,85 százaléka; ehhez képest a választások közeledténél itt kiszámított együttthatója elég nagy és szignifikáns. A becslést meglehetősen kis mintára (26 év) alapoztam; érdemes negyedéves adatok és más módszer alapján is utánagondolni. Ehhez abból a – makrokonómiában közhelynek számító – tételből indulok ki, hogy a GDP kedvező alakulása kedvező hatással van a költségvetés egyensúlyára, és megfordítva, a GDP-növekedés akadozása a hiány növekedésének irányában hat (mert ilyenkor lassabban csörgedeznek az adóbevételek, több munkanélküli-segélyt kell fizetni stb.). Ezért ha a negyedéves költségvetési egyenleg és a gazdasági növekedés negyedéves helyzete között regressziót számolunk, pozitív összefüggést kell kapnunk. A gazdasági növekedés negyedéves helyzetét persze többféle mutatóval is jellemezhetjük. Ha késleltetett hatásokat is figyelembe akarunk venni, akkor a mutató lehet az adott negyedév és egy vagy több korábbi negyedév GDP-jének átlagos eltérése a HP-trendértéktől (azaz a trendeltérések mozgóátlaga). Öttagú mozgóátlagot alkalmazva, az 1. táblázat (US3) egyenlet sorában bemutatott statisztikákat kapjuk eredményül az 1980 második negyedévt követő 98 negyedévre. Igazán érdekessé ez a számítás akkor válik, ha a 98 negyedév különböző alperiódusaira is megismételjük. Azt látjuk, hogy az időszak egészében megfigyelhető összefüggés szinte alig érvényesül az elnökválasztási periódusok első 16 negyedévében (a becslésben a korrigált R^2 negatív előjelű), de annál határozottabban (több mint tízszer magasabb koefficienssel, erősebb szignifikanciával, szorosabb korrelációval) működik az elnökválasztási periódusok második felében és utolsó négy negyedévében. Ez a különbség már nem a makroökonómiai tananyag része. Nyilvánvaló magyarázata az, hogy a választás közeledtével a költségvetési politika növekvő érzékenységgel reagál a gazdasági növekedés akadozására (a választás előtti utolsó félévben már nem javulnak, hanem romlanak a mutatók, de itt a megfigyelések száma nagyon kicsi). Ez a magyarázat lényegében megfelel a már idézett *Schneider-Frey* [1988] tanulmány sorainak: „képviselői demokráciákban a kormányok a választópolgárok többsége számára kedvező fiskális politikákat valósítanak meg, ha úgy érzik, hogy újjáavasztásuk veszélyben van”, illetve az utóbbit annyiban gondolom tovább, amennyiben a kormányok újjáavasztásának fenyegetettségét a gazdasági növekedés akadozásában látom (nyilván csak részben helyesen, de más elágazások boncolgatása nem fér bele e tanulmány kereteibe).

Tehát ha a választáshoz közeledve netán lanyhul a gazdasági növekedés, akkor fiskális lazítás gondoskodik az élénkítésről. Ebből annak kell következnie, hogy a választások idején – ha egyébként nem, akkor az élénkítés segítségével – kedvezően alakul a munkanélküliségi helyzet és a GDP növekedése. És valóban ez is bekövetkezik. Az (US7), (US8) (US9) becslések azt mutatják, hogy a már definiált kampányidőszakban és az azt követő két negyedévben (azaz a választást megelőző negyedévtől a választást követő második negyedévig) a munkanélküliség körülbelül fél százalékkal alacsonyabb, a GDP körülbelül egy százalékkal magasabb, mint egyébként. [A GDP szintjének mérésére két különböző mutatót alkalmazunk: a HP-trendtől való eltérést, illetve az amerikai kongresszusi költségvetési hivatal (*Congressional Budget Office, CBO*) által publikált potenciális szinttől való eltérést. Az előbbivel a korreláció igen gyengének mutatkozik, de a becslés egyéb paraméterei azzal is jók.] (Az (US7)–(US11) egyenletek változóit lásd a 2. táblázatban.)

Az (US7) egyenletben a függő változó a *GDP-szint eltérése a CBO által közölt GDP potenciális szinttől*, az utóbbi százalékában:

$$Y = -0,04_{(-9,08)} OIL^{***} + 0,02_{(1,43)} NONFUEL + 0,02_{(5,40)} t^{***} + 1,2_{(3,53)} PRES^{***} + 1,2_{(2,8)} L2.PRES^{**}, R^2 = 0,40 \text{ (US7)}$$

1. táblázat

A szövetségi költségvetési politika (többlet vagy hiány a GDP százalékában) reagálása az adott és az előző négy negyedév GDP-jének átlagos HP-trendeltérésére, + 1980. második negyedév–2004. negyedik negyedév
(Lineáris becslés eredményei az időszak egészére és különböző alperiódusaira; függő változó a hiány, magyarázó változó a trendeltérés)

Egyenlet sorszáma	Megfigyelt periódus	Megfigyelt negyedévek száma	Magyarázó változó		R ²
			koefficiens	t	
(US2)	elnöki periódusok első fele	48	0,30	0,35	-0,02
(US3)	a megfigyelt időszak összes negyedéve	98	2,14	4,46	0,16
(US4)	elnöki periódusok második fele	50	3,15	5,70	0,50
(US5)	elnöki periódusok utolsó éve	26	3,85	3,87	0,36
(US6)	elnöki periódusok utolsó két negyedéve	13	3,45	2,06	0,21

Technikai értelemben a magyarázó változó a GDP HP-trendtől való eltérésének öt negyedéves mozgóátlaga.
+ A trendeltérést a trendérték százalékában mérve.

2. táblázat

Az (US7)–(US11) egyenletek változói

A változó neve	A változó meghatározása
DEV CPI	a fogyasztói árindex eltérése annak HP-trendértékétől az utóbbi százalékában
DEV G D N C	a nominális GDP eltérése annak HP-trendértékétől az utóbbi százalékában
DEV N O M I N C	a háztartások nominális jövedelmének eltérése annak HP-trendértékétől az utóbbi százalékában
N O N F U E L	nem üzemanyag nyersanyagok átlagos nemzetközi piaci árindexe az IMF IFS szerint (2000 átlaga = 100)
O I L	Brent-olajárindex (2000 átlaga = 100), Egyesült Királyság
P R E S	választási álváltozó (dummy) 1 az elnökválasztás negyedévében és az azt megelőző negyedévben, egyébként 0
t	idő
L	késleltetési operátor, L2. két negyedév késleltetést jelent
F	előidejűségi (forward) operátor, F2. két negyedév előidejűséget jelent

Az (US8) egyenletben a függő változó a GDP eltérése annak HP-trendértékétől, az utóbbi százalékában:

$$Y = -0,01 \text{OIL}^* + 0,01 \text{NONFUEL} + 0,01 t^* + 0,78 \text{PRES}^{***} + 0,80 L2.PRES^{***}, \quad R^2 = 0,09 \text{ (US8)}$$

(-1,83)
(1,47)
(2,24)
(4,32)
(2,8)

Az (US9) egyenletben a függő változó a munkanélküliségi ráta:

$$Y = -0,02 \text{OIL}^{***} - 0,02 \text{NONFUEL}^* - 0,04 t^{***} - 0,42 \text{PRES}^* - 0,52 L2.PRES^{***}, \quad R^2 = 0,63 \text{ (US9)}$$

(5,17)
(-1,74)
(-14,30)
(-1,81)
(-2,58)

Végül pedig az eddig mondottak logikus velejárójaként a háztartások reáljövedelme is az átlagosnál kedvezőbben alakul a választási időszakban (a háztartások nominális fogyasztása gyorsul, a fogyasztói árak emelkedése pedig lelassul).

Az (US10) egyenletben a függő változó a *háztartások nominális fogyasztásának* eltérése annak HP-trendértékétől az utóbbi százalékában:

$$Y = 0,51 \text{ DEVGDNC}^{***} - 0,04 \text{ DEVCP1} + 0,11 \text{ PRES}^* + 0,20 \text{ L2.PRES}^{***}, \quad R^2 = 0,62 \quad (\text{US10})$$

(17,20) (-0,85) (1,84) (2,99)

Az (US11) egyenletben a függő változó a *fogyasztói árindex* eltérése annak HP-trendértékétől az utóbbi százalékában

$$Y = 0,26 \text{ DEVNOMINC}^{***} + 0,03 \text{ OIL}^* + 0,02 \text{ NONFUEL}^{***} - 0,64 \text{ F2.PRES}^{***} - 0,53 \text{ PRES}^{**},$$

(7,28) (4,73) (4,12) (-3,91) (-2,33)

$R^2 = 0,61 \quad (\text{US11})$

A becslési időszak 98 negyedév 1980 második negyedévéől 2004 harmadik negyedévéig, kivéve az (US11) egyenletet, amelyben két negyedévvel később kezdődik. A negyedéves adatokon alapuló fenti becslések (US2)-től (US11)-ig elég hosszú időszakot fognak át ahhoz, hogy lehetséges és érdemes legyen megvizsgálni koefficienseik stabilitását. A Chow-töréspontpróba nem jelez problémát a költségvetési egyenletek esetében (US2)-től (US6)-ig, sem pedig a nominális háztartási fogyasztás egyenletében (US10); ezek stabilak úgy, ahogy vannak. A másik négy becslés esetén (US79) és (US11) a számítási időszakot a közepén kettévágva (1980 második negyedévéől 1992 második negyedévéig, illetve 1992 harmadik negyedévéől 2004 harmadik negyedévéig), azt kapjuk, hogy a koefficiensek nem stabilak a két alperiódus között. További számolással azonban felfedezhetünk egy egyszerű és mind a négy becslésre érvényes szabályt: a négy osztott késleltetéses becslés a két alperiódusra külön-külön vizsgálva nem lesz osztott késleltetéses. Az első alperiódusban (lényegében) csak a két negyedévvel késleltetett hatás érvényes az (US7)-től (US9)-ig becslések esetében, a második periódusban viszont csak az egyidejű hatás érvényesül mindhárom becslésnél. Az (US11) becslés is lényegében hasonlóan változik a két alperiódusra alkalmazva: az elsőben (lényegében) csak az egyidejű hatás, a másodikban csak előidejű (*forward*) hatás érvényesül. Tehát 1992-ig a választási kampányok időszakában, azután viszont a kampányokat megelőző két negyedévben (úgy is mondhatjuk, hogy az elnökválasztási évek első felében) marad el az ár-emelkedés leginkább a trendtől. A gazdasági folyamatokban megfigyelhető késleltetések ilyen jellegű változásai természetesen nem teszik egyszerűbbé a folyamatok ökonometriai elemzését. (Az összefüggéseknek már e negyedszázadon belül is megfigyelhető ilyen változásai – nem pedig az adatok esetleges hiánya – magyarázzák azt, hogy nem próbálunk visszamenni még régebbre az amerikai politikai ciklusok tanulmányozásában. Egy további mulasztás: nem ellenőrizzük azt, amit *Schneider–Frey* [1988] talált, hogy a választási gazdaságpolitika erősebb akkor, amikor a hivatalban lévő elnök újrválasztható. Ehhez kicsi lenne a vonatkozó megfigyelések száma.)

Választási gazdaságpolitika és a nyitott gazdaság makroökonómiaja

Nordhaus [1975] már említett írásában kilenc vizsgált ország közül háromban – az Egyesült Államokon kívül Németországban és Új-Zélandon – vélt felfedezni politikai-gazdasági ciklusokat abban az értelemben, hogy a választási gazdaságpolitika ezekben rendszeresen képesnek bizonyult a foglalkoztatottság emelkedő és magas szintjét biztosítani a

választások időszakára. Bizonyítékait azonban a későbbi kutatók nem találták meggyőzőknek, és a cikkének megjelenése óta eltelt három évtizedben az e témában megjelent írások egybehangzóan állapították meg, hogy a választási gazdaságpolitikák – amennyiben ilyenek vannak – az Egyesült Államokon kívül sehol sem válnak a foglalkoztatás és a gazdasági növekedés ciklikus ingadozásainak alapjaivá. A már alkalmazott terminológiával ez úgy is mondható, hogy a választási gazdaságpolitikákból nem nőnek ki politikai–gazdasági ciklusok, a magyarázat pedig egyszerűen az, hogy nyitott gazdaságban a multiplikátorhatás gyenge.

Például *Alesina–Cohen–Roubini* [1992a], [1992b] vizsgálta a választási gazdaságpolitikákat 18 Egyesült Államokon kívüli OECD-tagországban, az 1960–1987 közötti időszakban. Sem a munkanélküliség, sem a GDP-növekedés területén nem találtak a választási periódusokhoz köthető ingadozásokat. Érdekes, hogy az infláció alakulásában viszont találtak ilyen rendszeresen visszatérő, azaz ciklusoknak mondható ingadozásokat: az infláció általában a választások után volt a leggyorsabb. Kutatásuk tehát arra mutat, hogy a költségvetési deficit és a pénztömeg választások előtti növekedésének makroökonómiai következménye lényegében csak az infláció emelkedése volt.

Az EU Gazdasági és Monetáris Uniójához (EMU) és – újabban ezzel összefüggésben – a *stabilitási és növekedési egyezmény* problémáihoz kapcsolódó kutatások is foglalkoztak a választási gazdaságpolitikák kérdésével, mert itt éppen az egyezmény középpontjában álló fiskális deficit alakulásáról van szó. *Von Hagen* [2003] talált választásokhoz kötődő ingadozásokat a költségvetési deficitekben, megállapítva, hogy a túlzott deficit miatti eljárás (*Excessive Deficit Procedure, EDP*) „és a stabilitási és növekedési egyezmény nem tartja vissza a kormányokat attól, hogy fiskális politikájukat választási céljaik szolgálatába állítsák”. *Buti–van den Noord* [2003] más módszerek használatával hasonló eredményekre jutott.

Az újabb keletű munkákban – így például *von Hagen* [2003] írásában – már fel sem merül az a kérdés, hogy az Európai Unió tagállamaiban (a „rég” 15-ben) a választásokhoz kapcsolódó fiskális lazítások maguk után vonják-e a gazdasági növekedés és a foglalkoztatottság ingadozásait. Ugyanis a közös valuta bevezetéséhez kapcsolódó közgazdasági viták és kutatások jelentős részben arról szólnak, hogy a kérdéses konjunktúraingadozások ezekben az országokban párhuzamosak-e egymással (mert ha nem, akkor nem alkothatnak együtt optimális valutaterületet), és a lényegében általánosan (és ma már úgy kell mondani: elég régen) elfogadott konklúzió az lett, hogy az ingadozások a legtöbb országban párhuzamosak (lásd például *de Grauwe* [1997]). Minthogy ugyanakkor a választási ciklusok különbözők, nyilvánvaló, hogy a konjunktúraingadozások nem kötődhetnek az egyes országok választási ciklusaihoz.

Az Európai Unió 2004. évi bővítésének közeledtével (és természetesen annak tudatában, hogy a tagjelölt országok mindannyian csatlakozni készültek előbb-utóbb az eurózónához is) a konjunktúraingadozások párhuzamosságának tisztázására irányuló kutatások ezekre az országokra is kiterjedtek, és általában azt állapították meg, hogy legalábbis a legfejlettebb jelölt országok konjunktúraciklusai fokozódó mértékben párhuzamosak válnak a „rég” EU-tagállamokéval (lásd például *Frenkel–Nickel* [2002], *Süppel* [2003]). Nézzük meg ebből a szempontból Magyarország és Lengyelország példáját!

Magyarországon az elmúlt évtized GDP-növekedésének ingadozásaiból majdnem 60 százalékot meg lehet magyarázni a német GDP-növekedés kilengéseivel, a beruházások ingadozásaival és egy, az 1998. évi orosz válság hatását kifejező álváltozóval [meg kell itt jegyezni, hogy a két, kifejezetten külföldi összefüggésre utaló magyarázó változó mellett valójában a harmadik változó, a (belföldi) beruházások alakulása is erősen függ a nemzetközi konjunktúrától].

A (HU1) egyenletben a függő változó a (változatlan áras) GDP eltérése a HP-trendértékétől az utóbbi százalékában:

$$Y = 0,255L1.FRG_{DEVDVI}^{***} + 0,11DEVINV^{***} + 0,11L1.DEVINV^{***} - 1,24DMYRUSSIA^{***},$$

(3,57) (8,63) (4,17) (-6,10)

$$R^2 = 0,57 \quad (HU1)$$

ahol

FRG_{DEVDVI} = a német GDP eltérése a HP-trendértékétől az utóbbi százalékában,

$DEVINV$ = a változatlan áras összberuházás eltérése a HP-trendértékétől az utóbbi százalékában,

$DMYRUSSIA$ = az 1998 augusztusi orosz válság hatását jelző álváltozó, =1 1999. I. és II. negyedévében, egyébként 0,

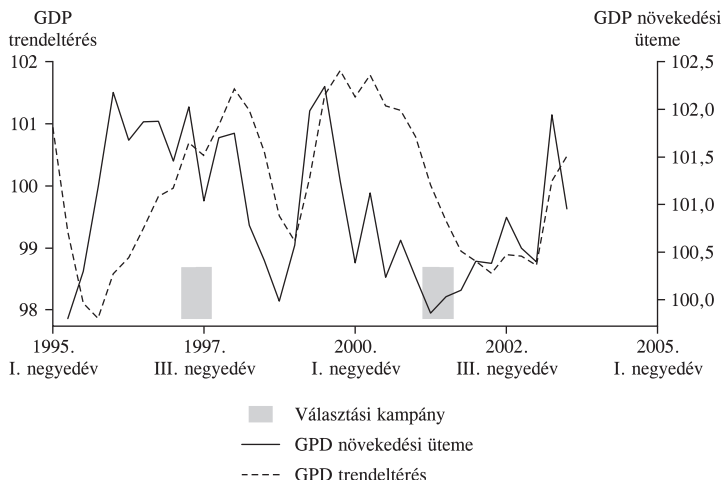
L = késleltetési operátor, $L1$. egy negyedév késleltetést jelent, zárójelben a t -értékek szerepelnek.

A becslési időszak 37 negyedév (1995. második negyedév–2004 második negyedév).

Ami pedig Lengyelországot illeti, az 1. ábrán látható, hogy itt a gazdasági növekedés gyorsult, és a GDP szintje a trendérték felé került az 1997. évi választási kampány idején, viszont a következő, 2001. évi kampány idején lassulás volt a növekedésben, és a GDP szintje a trendérték alatt maradt. Tehát a GDP-alakulást nehéz lenne a választási időszakokhoz kötni. Ehelyett a GDP kedvező 1997. évi alakulását a jó nemzetközi konjunktúrával magyarázhatjuk (a világkereskedelem az 1996. évi 7,1 százalékos növekedés után további 10,5 százalékkal növekedett), a 2001. évi lassulást pedig a világkereskedelem stagnálásával (0,2 százalékos növekedésével). (A világkereskedelmi adatok forrása *IMF* [2005].)

1. ábra

Választási kampányidőszakok és GDP-növekedés Lengyelországban



Összefoglalva: az nyilvánvaló, hogy a választási gazdaságpolitikák (amennyiben ilyenek vannak) kis országokban is befolyásolják a növekedési folyamatok alakulását; hatásukat azonban a nemzetközi konjunktúra hatásai általában „túlharsogják”.

A monetáris politika mint választási gazdaságpolitika – költségvetési és más adatproblémák

A választási gazdaságpolitika kétféle irányban is túlterjedhet a fiskális politikán. Egyfelől kiterjedhet állami vagy éppen magántulajdonban lévő vállalatok vagyonának osztogatására, amennyiben például közlekedési tarifák, energiaárak (költségnövekedés által egyébként indokolt) emelését halasztják a választások utánra. Ezt kvázifiskális eszközök alkalmazásának mondhatjuk.

Másfelől, választási gazdaságpolitika elvileg folytatható a monetáris politika eszközeivel is. A monetáris politika lazítása rövid távon kedvezően hat a GDP-növekedésre, foglalkoztatásra; inflációs hatása később – megfelelő időzítés esetén csak a választás után – jelentkezik (lásd például *Clark és szerzőtársai* [1998]). A multiplikátorhatás nyitott gazdaságbeli gyengesége természetesen a monetáris politika élénkítő hatásának (belgazdasági) tovaggyűrűzését is korlátozza, de másfelől a monetáris élénkítés rendszerint a nemzeti valuta leértékelődését is maga után vonja, így az export növekedésének révén is ösztönzi a gazdaság növekedését; mindez nagyon vonzó a választás előtt álló kormányok számára.

Azonban a kormányok nem mindig folytathatnak választási monetáris politikát. Nincs ilyen lehetőségük, ha 1. a központi bank független tőlük, és/vagy 2. a nemzeti valuta árfolyama nem lebeg, hanem azt valamely más valutához vagy valutakosárhoz rögzítik. A bennünket itt elsősorban érdeklő közép-kelet-európai országok többségében 1992–1993-után a két feltétel közül legalább az egyik mindig fennállt. Észtország 1992-ben, Litvánia 1994-ben vezetett be úgynevezett valutatanácsai (*currency board*) rendszert, amely az árfolyam szigorú, nemigen megváltoztatható rögzítését jelenti. Bulgária valutatanácsa valamivel kevésbé régi (1997). Gyakorlatilag (az elnevezéstől eltekintve) 1994 óta Lettország is ilyen rendszert tart fenn, Szlovénia pedig 1995-től a tolar német márka- illetve euró-reálárfolyamát tartotta szigorúan rögzítve az EU árfolyam-mechanizmusához (ERM-2) történt 2004. évi csatlakozásáig.

Ami Lengyelországot és Magyarországot illeti, a zloty és a forint árfolyama az 1990-es évek első felében még oly módon volt „rögzített”, hogy a kormányzati akarat függvényében könnyen lehetett leértékeléseket végrehajtani. 1995-től azonban a mindenkori politikai célok érvényesítésére alkalmas időnkénti leértékelések rendszerét felváltotta a diszkrecionális döntéseket erősen korlátozó csúszó leértékelés, és az árfolyamrendszer újbóli rugalmasabbá válása (1998-ban, illetve 2001-ben) már akkor következett be, amikor e két ország központi bankjai a kormányoktól függetlenné váltak.

A tíz közép-kelet-európai ország közül így végül is csak három olyan van, amelyek kormányainak az 1990-es évek végéig (amíg az Európai Unióhoz való csatlakozás folyamata nem kényszerítette ki központi bankjaik autonómiájának megteremtését) lehetőségük volt választási monetáris politikát folytatni, nevezetesen Románia, Csehország és Szlovákia (az utóbbi kettő csak 1996 után, mert addig rögzítve tartották valutáik árfolyamát).

Az elmondottakból az következik, hogy a választási monetáris politikának a közép-kelet-európai régióban az 1990-es évek közepe után legfeljebb nagyon csekély szerepe lehetett. Így nem könnyű értelmezni *Hallerberg-de Souza* [2000] megállapítását, amely szerint e tíz ország közül azok, amelyekben az árfolyamrendszer rugalmas, a központi bank pedig a kormánytól függő volt, lazább monetáris politikát folytattak választási években, mint egyébként. A mindkét kritériumnak megfelelő országok/évek száma csekély, tehát kevés a tér az összehasonlító elemzés számára. A továbbiakban a választási monetáris politika lehetőségeivel, szerepével nem foglalkozom. (Meg kell itt jegyezni, hogy az utóbbi években függetlenné vált jegybankok elvileg játszhattak volna az itt leírtakhoz képest fordított szerepet: adhattak volna – kamatemelések formájában – „ellengőzt” a

kormányok osztogató politikájával szemben. Ez elő is fordult Lengyelországban és Magyarországon, de ezekben az esetekben nem igazán választási osztogatásokról volt szó.)

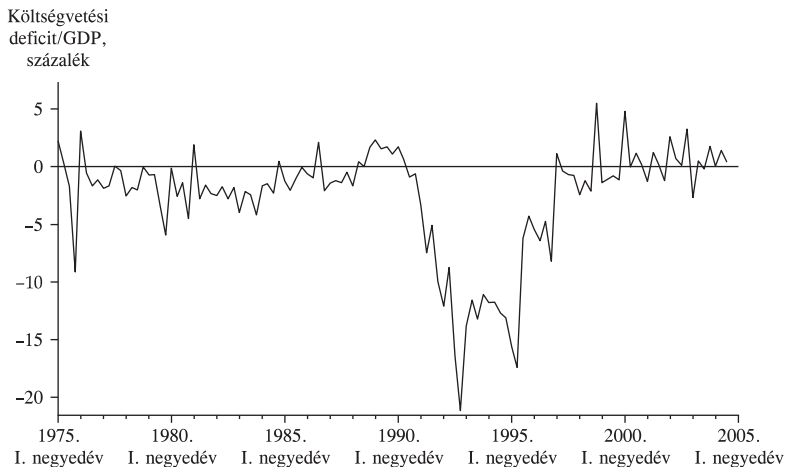
Ami a fiskális és kvázifiskális eszközökkel folytatott választási gazdaságpolitikát illeti, ennek tényeit a rendelkezésre álló adatok alapján nem könnyű feltárni. A kvázifiskális politikáról – olyan lépésekről, mint például az ár- és tarifaemelések elhalasztásáról, amelyek költségeit állami vagy magántulajdonban lévő vállalatok vagyonának terhére fedezik – nincs nyilvántartás. Magukról a fiskális folyamatokról – főképpen a folyó költségvetések alakulásáról – vannak adatok, ezek megbízhatósága azonban erősen kétséges. Természetesen, a „kreatív államszámvitel” mindig és mindenütt jelen van, amikor és ahol állami pénzügyek vannak, de a közép-kelet-európai országokban a gazdasági átmenet kezdetén ez a szokásosnál jóval erősebb volt.

A kiinduló rendszer extrém sajátosságait – például a költségvetési hitelfelvétel részben bevételként történő elszámolását – gyorsan megszüntették ugyan, de sok más furcsaság évekig kevésbé változott. Például a költségvetésen kívüli állami pénzalapok működése nagyon kevésbé volt átlátható; az állam külföldi adósságai többnyire állami tulajdonú bankok adósságaiként voltak elkönyvelve, így az ezek után történt kamatfizetés nem jelent meg a költségvetés kiadásaként stb. Bonyolultabb anomália volt az állami vállalatok veszteségeinek állami bankok általi finanszírozása, amely a tényleges megtörténtéhez és makroökonómiai hatásaihoz képest gyakran csak évekkel későbbi túlköltekezés gyanánt jelent meg az állami költségvetés kiadásai között (vagy egyáltalán nem jelent meg ilyen formában, mert a költségvetési számlák megkerülésével adták hozzá az államadóssághoz). Itt tehát az államháztartási adatok olyan kozmetikázásáról és más, nem nyilvánvalóan szépitési célú hibáiról van szó, amelyek az átmenetnek legalábbis az első fél évtizedében jóval súlyosabb homályt teremtettek, mint a „rég” EU-tagállamokban is többé-kevésbé elfogadott számviteli praktikák, például a privatizációs bevételek folyó költségvetési bevételként való kezelése. E problémák alapján például Antal [2004] úgy véli, hogy a közép-kelet-európai államháztartási adatokat (köztük a deficitadatokat) körülbelül az 1990-es évek közepéig kevésbé szabad komolyan venni.

Ezzel a nézetrel nehéz nem egyetérteni, ám a következőkben mégsem nélkülözhetjük a költségvetési hiány adatait mint a választási gazdaságpolitika folytatásának – vagy nemfolytatásának – jelzőit. A kompromisszumos megoldást abban próbáljuk megtalálni, hogy

2. ábra

A negyedéves költségvetési deficit alakulása a GDP százalékában Finnországban



elvetjük a választási gazdaságpolitika feltételezését, még ha vannak is más nyomai, de költségvetésiek nincsenek. Ugyancsak elvetjük a választási gazdaságpolitika feltételezését, ha annak csak költségvetési nyomai vannak, mások nincsenek.

Azt is meg kell jegyezni, hogy az itt említett okok különösen súlyosan érintik a negyedéves költségvetési adatokat, amelyek így ökonometriai elemzésre majdnem mindig alkalmatlanok. Sovány vigasz, hogy az utóbbi nagyrészt a „régiből” EU-tagállamokra is igaz. Főképpen igaz a Gazdasági és Monetáris Unió bevezetésének időszakán átívelő költségvetési adatsorokra, amelyek szezonális ingadozásai olyan mértékben megváltoztak, hogy az elemzésük illuzórikussá vált. Példa erre a finn negyedéves költségvetési deficit alakulását bemutató 2. ábra. Az adatokat, az amerikai népszámlálási hivatal, az *US Census Bureau* „Census X12” módszerével, szezonálisan kiigazítottam. Ezzel azonban az 1996 utáni szezonális kilengéseket nem lehetett elsimítani.

Választási gazdaságpolitika a kisebb „régiből” EU-tagállamokban – a költségvetési és a folyó fizetési mérleg „ikerdeficitjei”

A negyedévesekkel szemben, a „régiből” EU-tagállamok éves költségvetési adatai használhatók, és *von Hagen* [2003] tanulmányban a szerzőnek sikerült kimutatnia bennük a választási gazdaságpolitika jeleit. A deficit mérési éve (a maastrichti 3 százalék teljesítésének és így az eurózónához az induláskor való csatlakozás lehetőségének elbírálásához) 1997 volt. Az ezt követő „fellelegzési” időszakban mérte *von Hagen* a deficit alakulását, és azt találta, hogy 1998–2001-ben a 15 országban a (súlyozatlan) átlagos fiskális impulzus (egyensúlyromlás) a parlamenti választások előtti években a GDP 0,88 százaléka, a többi évben 0,49 százaléka volt. Az adatok szórása elég csekély lévén, a *t*-próba eredménye ($t = 2,5$) azt mutatja, hogy a különbség 1 százalékos szinten szignifikáns (azaz a két átlag különbözősége több mint 99 százalékos valószínűséggel nem véletlen).

Mármint, a választási gazdaságpolitika ilyen módon feltárt fokozott fiskális impulzusa ezekben az (Egyesült Államokénál) kisebb gazdaságokban azért nem jár jelentős mértékű termelést és foglalkoztatást ösztönző hatással, mert a belföldi termelés iránti kereslet helyett nagyrészt az importkeresletet növeli. Ezért az ilyen választási fiskális impulzusok következtében a folyó fizetési mérleg romlására számíthatunk. Hogy ez valóban bekövetkezik-e, azt ugyanúgy vizsgálhatjuk az átlagok különbözőségének *t*-próbájával, ahogyan ezt *von Hagen* a fiskális impulzus vizsgálatok tette.

Az eredmények, amelyeket kapunk, csak részben, gyengén igazolják várakozásunkat. A megfigyelési időszakot egy évvel (2002-vel) meghosszabbítjuk. A 15 „régiből” EU-tagállam közül a négy nagyot (Egyesült Királyság, Franciaország, Németország, Olaszország) – amelyekben eleve kevésbé számíthatunk a keresletnövekedés fizetési mérleg-rontó hatására – kihagyjuk a számításból. A választási fiskális impulzus folyó fizetési mérlegre való hatását a mérleg előző évhez képest megfigyelhető változásával mérjük, a választásokat megelőző évben (amikor *von Hagen* a fiskális impulzust mérte) és a választás évében (számolva a hatás késleltetett érvényesülésének lehetőségével). A 11 ország folyó fizetési mérlege a sem nem választási, sem nem választások előtti évek (súlyozatlan) átlagában 0,6 százalékkal javult. Ugyanilyen mértékű javulás figyelhető meg a választások előtti években. Ezzel szemben a választási években az átlagos javulás csak 0,1 százalékos. Tehát a folyó fizetési mérlegre gyakorolt negatív hatás késleltetett (a középkelet-európai országok többségénél is ezt fogjuk megfigyelni). Itt azonban a *t*-próba eredménye gyenge. Annak valószínűsége, hogy az előbbi különbség több pusztán véletlennél, csupán 70 százalék ($t = 0,54$), ami semmiféle elfogadott szignifikanciaszintnek sem felel meg.

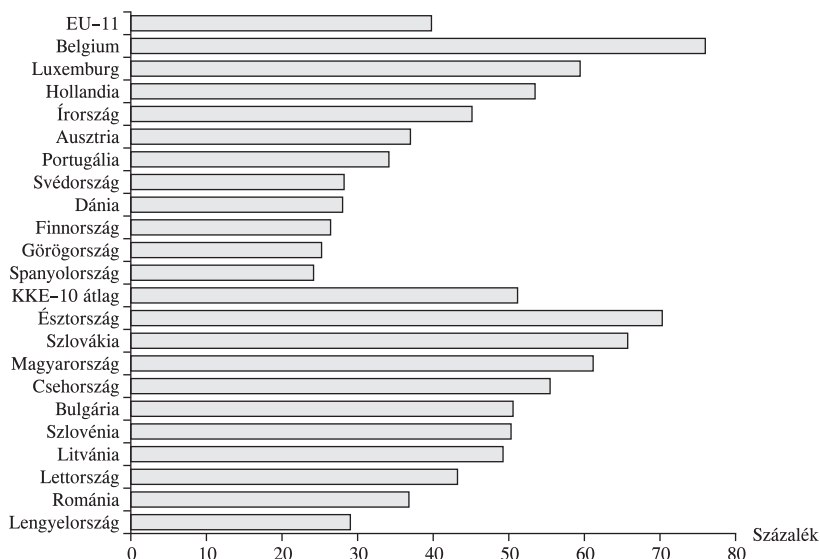
A közép-kelet-európai választási gazdaságpolitikák nyomainak rövid áttekintése az állami költségvetés, a reálbér-alakulás és a folyó fizetési mérleg hiányának alakulása területén

Ha a 11 kis régi EU-tagállamra vonatkozó számításokat megismételjük a tíz közép-kelet-európai ország 11 évet átfogó adataival, az eredmény – úgy mondhatjuk – fordított lesz. A költségvetési hiány ingadozásainak a választási periódusokhoz kapcsolódása igazán meggyőzően nem mutatható ki. Annál inkább a választási ciklusokhoz köthetők a folyó fizetési mérleg egyenlegének ingadozásai, továbbá egy másik érdekes terület, a reálbér-alakulás ingadozásai. (Emlékezzünk vissza: az utóbbihoz hasonlóan az Egyesült Államok esetében is megfigyeltünk!) A költségvetés hiánya (átlagosan) növekszik a választások előtti évben (ezt az 1999 előtti időszakban *Hallerberg-de Souza* [2000] is megfigyelte); más években csökken vagy (majdnem) stagnál, de ez a különbség nem szignifikáns. A fogyasztói árak növekedése (átlagosan) választások előtti és választási években körülbelül négy százalékponttal elmarad a bérek emelkedésétől, más években viszont lényegében egyenlő az utóbbival. Ez a különbség 99 százalékot megközelítő valószínűséggel nem véletlen. Annak pedig ennél is nagyobb a valószínűsége, hogy a választási évek – átlagosan a GDP 2,6 százalékának megfelelő – folyófizetésimérleg-romlása mögött a többi évre jellemzőnél valóban kedvezőtlenebb fizetésimérleg-alakulás áll (3. táblázat).

Itt is, és az előzőekben is a választási gazdaságpolitika leginkább egyértelmű jelét a kisebb „régii” EU-tagországok esetében a költségvetési egyensúly romlásában, a közép-kelet-európai országokban pedig a folyó fizetési mérleg romlásában találtuk. A különbséget részben a közép-kelet-európai országok államszámviteli rendszerének átlagosnál – különösen a vizsgált időszak első éveiben – súlyosabb gyengéi magyarázzák, amelyekről az adatproblémákkal kapcsolatban már szót ejtettünk. Emellett az is valószínű, hogy

3. ábra

11 kis „régii” EU-tagállam és 10 közép-kelet-európai ország gazdasági nyitottsága, 1999–2003 (áruimport a GDP százalékában)



Az átlagok súlyozatlanok.

Forrás: az Eurostat és az IMF IF adatain alapuló saját számítás.

3. táblázat

Tíz közép-kelet-európai ország 1993 és 2004 közötti éves gazdasági mutatóinak súlyozatlan átlagai, valamint a mutatók választás előtti, választási és egyéb évek átlagai közötti különbözőségének statisztikái

Mutató	Az összes évben		Választás előtti és választási években		Választás előtti években		Választási években				
	átlagos értékek		átlagos értékek	<i>t</i>	<i>p</i>	átlagos értékek	<i>t</i>	<i>p</i>	átlagos értékek	<i>t</i>	<i>p</i>
Árnövekedés/ bérnövekedés	98,08	100,00	95,85**	2,28	0,012	95,37**	1,83	0,04	96,33*	1,47	0,07
„Fiskális impulzus”: a költségvetési hiány változása a GDP százalékában	-0,1	-0,1	-0,2	0,04	0,48	-0,8	0,95	0,17	0,6	-0,77	0,78
A folyó fizetésimérleg-egyenleg változása a GDP százalékában	-0,4	0,5	-1,5***	2,60	0,005	-0,4	1,01	0,16	-2,6***	3,21	0,001

Árnövekedés/bérnövekedés = az éves fogyasztói árinдекс osztva az átlagos nominálbér-emelkedéssel.

A *t* és a *p* értékek *t*-próba eredményei, azzal a nullhipotézissel, hogy a választásokhoz különféle módokon kapcsolódó évek, illetve az egyéb évek mutatóinak átlagértékei azonosak, és azzal az alternatív hipotézissel, hogy a választásokhoz kapcsolódó években a költségvetés és a folyó fizetési mérleg egyenlegének átlagos romlása nagyobb, az árak bérekhez képesti növekedése kisebb, mint az egyéb években.

A három csillag egyszázalékos, a két csillag tízszázalékos és az egy csillag ötszázalékos szignifikanciaszintet jelöl.

Az előrehozott választásokat (három esetet: a bolgár választásokat 1997-ben, valamint a cseh és lett választásokat 1998-ban) kizártam a mintából. (Ez az irodalomban elfogadott eljárás. Az előrehozott választás nem exogén a politikai folyamattal szemben. Erről bővebben lásd Clark és szerzőtársai [1998]).

ezekben az országokban – főleg a vizsgált időszak első éveiben – kiterjedtebben alkalmazták a választások idején az osztogatás kvázifiskális eszközeit, amire az állami tulajdon magas aránya és a kormányzati ármegállapítási és hasonló jogkörök alacsony szintű törvényi szabályozottsága adott jókora lehetőségeket. Az érem másik oldala pedig az, hogy a közép-kelet-európai országok átlagosan a 11 kis régi EU-tagországnál is jóval kisebbek, gazdasági nyitottságuk azokénál nagyobb mértékű (3. ábra). Ezért a választási osztogatásból fakadó keresletnövekedés ezekben az országokban még egyértelműbben vonja maga után az import növekedését (egyes területeken nyilván az export csökkenését is) és ezzel a folyó fizetési mérleg romlását.

Jól megfigyelhető választási gazdaságpolitikák nyolc közép-kelet-európai országban

Magyarország

Közép-Kelet-Európában a magyar gazdasági adatok szolgáltatják a választási gazdaságpolitikák folytatásának legmeggyőzőbb és legbőségesebb bizonyítékait. Ez részben az adatok viszonylagos bőségével és a statisztikai fogalmak és módszerek viszonylagos stabilitásával függ össze. Vannak azonban ennek a „hungarikumnak” kevésbé hízelgő okai is.

Nevezetesen, Magyarországon minden negyedik év második negyedévében tartanak parlamenti és körülbelül félévvel később önkormányzati választásokat. Sehol másutt nincs ilyen szoros egymásutániség. A többi országban a helyi önkormányzati választásokhoz nem tudunk semmilyen makroökonómiai következményekkel járó osztogatást kötni, azaz csak a parlamenti választásokhoz kapcsolódóan találunk választási gazdaságpolitikát, és ezt már említett két negyedéves választási kampánnyal tudjuk formálisan modellezni. Ezzel szemben Magyarországon a sajátos időzítés folytán a választási kampány és osztogatás duplázását figyelhetjük meg. A parlamenti választások győztesei a sikertől megrészesülve a „mindent bele” jelszó jegyében tovább fokozzák a választási osztogatást azért, hogy az önkormányzati választásokat is megnyerjék. Ezt a folyamatot kétszer két, azaz

4. táblázat

Magyarországra, Litvániára, Csehországra, Szlovákiára, Szlovéniára és Észtországra vonatkozó egyenletek változói

A változó neve	A változó meghatározása
ACCUM_GDP	a bruttó beruházás és a készletfelhalmozás aránya a GDP-hez, folyó áron.
DEVCPPI	a fogyasztói árindex eltérése a HP-trendértékétől, az utóbbi százalékában.
DEVGDPVI	a reális GDP eltérése a HP-trendértékétől, az utóbbi százalékában.
DEVNEER	a hazai valuta (forint, szlovák korona stb.) nominál effektív árfolyamának (ahol a növekedés felértékelődést jelent) eltérése a HP-trendértékétől, az utóbbi százalékában.
DEWAGE	az átlagos nominálbér eltérése a HP-trendértékétől, az utóbbi százalékában.
DMYRUSSIA	az 1998-as orosz válság hatását megtestesítő átváltozó (dummy), 1 1999 első két (Magyarország), harmadik és negyedik (Litvánia) negyedévében, egyébként 0.
ELECT	választási átváltozó (dummy), 1 a parlamenti és önkormányzati választások negyedéveiben és az ezeket megelőző negyedévekben, egyébként 0.
F	előidejűségi (<i>forward</i>) operátor, F2. két negyedév előidejűségeket jelent.
L	késleltetési operátor, L2. két negyedév késleltetést jelent.
t	idő

négy negyedéves választási kampánnyal, teljes kampányévekkel tudjuk modellezni. Természetesen, e hosszan tartó választási kampányok kiugró mértékű makroökonómiai következményei adóttak, függetlenül attól, hogy milyen módon modellezzük őket. [A (HU2)–(HU4), az (LT1)–(LT2), a (CZ1) (SK1)–(SK2), az (SN1), az (EE1)–(EE2) egyenletek változóit lásd a 4. táblázatban.]

A (HU2) egyenletben a függő változó a *költségvetés egyenlege* a GDP százalékában:

$$Y = -0,30 \text{ DEVNEER}^{***} - 1,90 \text{ L1.ELECT}^{***} - 2,73 \text{ L2.ELECT}^{***}, \quad R^2 = 0,40 \quad (\text{HU2})$$

(-5,06) (-5,62) (-7,11)

A (HU3) egyenletben a függő változó a *fogyasztói árindex eltérése a HP-trend értékétől*, az utóbbi százalékában:

$$Y = -0,32 \text{ DEVNEER}^{***} + 1,03 \text{ DEVWAGE}^{***} + 1,75 \text{ DMYRUSSIA}^{***} - 2,97 \text{ L1.ELECT}^{***},$$

(-6,90) (-4,69) (-2,41) (-2,13)

$$R^2 = 0,54 \quad (\text{HU3})$$

A (HU4) egyenletben a függő változó a *folyó fizetési mérleg egyenlege* a GDP százalékában:

$$Y = -0,11 t^{***} - 1,08 \text{ F2.DEVGDVI}^{***} - 2,01 \text{ L2.ELECT}^{***}, \quad R^2 = 0,57 \quad (\text{HU3})$$

(-3,77) (-3,40) (-4,01)

A becslési időszak (HU2) esetében 28 negyedév 1997 első és 2003 negyedik negyedéve között, (HU3) esetében 54 negyedév 1991 második és 2004. harmadik negyedéve között, a (HU4) esetében pedig 39 negyedév 1994 harmadik és 2004 negyedik negyedéve között.

A becslések negyedéves adatokon alapulnak, és Magyarországon a választási kampányok egy-egy teljes éven át tartanak. Így a becslésekből az adódik, hogy egy-egy választási év választási gazdaságpolitikája az éves GDP körülbelül 4,5 százalékának megfelelő költségvetésihiány-növekedésbe kerül (ami most közel ezermilliárd forintot jelentene); a fogyasztói árak egy évig körülbelül három százalékkal alacsonyabbak, mint az egyébként azonos körülmények között, választási kampányidőszakon kívül lennének; és a folyó fizetési mérleg hiánya a GDP két százalékával nagyobb (ami most körülbelül 400 milliárd forintot jelentene).

A folyó fizetési mérleg becslésekor megfigyelhetjük, hogy annak ugyancsak „rontó” tényezője a GDP trendeltérése. Több más ország esetében is hasonló eredményt fogunk találni, és ennek magyarázatára visszatérünk.

Litvánia

Az olyan választási kampányok, amelyekhez választási gazdaságpolitikák kapcsolódnak, Magyarország kivételével mindenütt két negyedévre korlátozódnak. Gazdasági következményeik így másutt nemigen lehetnek olyan súlyosak, mint Magyarországon, de azért érdemes foglalkozni velük. Különösen áll ez Litvánia esetére, amely a magyarhoz eléggé hasonló.

Az (LT1) egyenletben a függő változó a *háztartások nominális fogyasztásának* eltérése a HP-trendértékétől az utóbbi százalékában:

$$Y = 0,83 \text{ DEVGDVI}^{***} + 0,53 \text{ DEVCPPI}^{***} + 4,34 \text{ DMYRUSSIA}^{***} + 3,11 \text{ L2.ELECT}^{***},$$

(11,47) (12,32) (10,65) (5,62)

$$R^2 = 0,59 \quad (\text{LT1})$$

Az (LT2) egyenletben a függő változó a *folyó fizetési mérleg egyenlege* a GDP százalékában:

$$Y = 0,01t^{***} - 0,81 \text{DEVGDVI}^{***} - 6,64 \text{DMYRUSSIA}^{***} - 1,98 \text{L1.ELECT}^{**}, \quad R^2 = 0,53 \quad (\text{LT2})$$

(3,34) (-5,58) (-4,02) (-2,15)

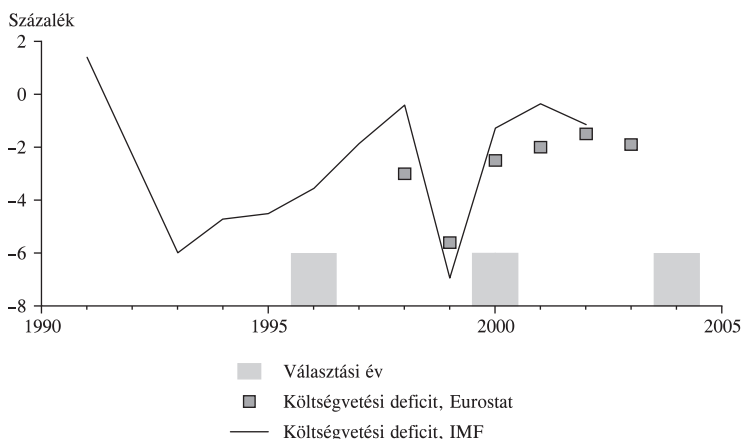
A becslési időszak 39 negyedév 1995 első negyedévéől 2004 harmadik negyedévéig (a változók neveit lásd a 4. táblázatban).

A választási kampány időszakának nominális többletfogyasztási koefficiense Litvániában körülbelül ugyanakkora, mint Magyarországon a kampányidőszak fogyasztói ár-emelkedést csökkentő hatása. A fizetésimérleg-rontó hatás is szinte pontosan ugyanakkora a két országban. De ne feledkezzünk meg a különbségről: ezek a hatások nálunk négy, Litvániában csak két negyedévig tartanak!

Ami az állami költségvetés hiányát illeti, erről a megfigyelési időszak túlnyomó részére nincsenek negyedéves adatok. Éves adatokat az időszak különböző részeire közöl az IMF IPS és az Eurostat. A 4. ábrán látható, hogy a kétféle adatsor eltérése minimális. A hiány mindig növekedett a választási év előtt – valamelyest még 2003-ban is, pedig Litvánia akkor már arra készült, hogy a következő év júniusában csatlakozik az EU árfolyam-mechanizmusához (ERM-2-höz).

4. ábra

Költségvetési deficit a GDP százalékában és parlamenti választási évek Litvániában



(Az olvasó meglepőnek találhatja azt, hogy az orosz válság hatására, ráadásul majdnem egy évvel annak kitörése után, fogyasztási boom indult Litvániában [(LT1) becslés], amelynek hatása a fizetési mérlegben is erősen megmutatkozott [(LT2) becslés]. A különös jelenség magyarázata az, hogy a két ország bankrendszere közötti pénzügyi kapcsolatok ténye és az orosz bankrendszer egyre nyíltabbá váló válsága 1999 nyarára idézett elő egy bizonyos fokú (nem végzetesen súlyos) bizalmi válságot a litvániai bankokkal szemben. A bankokból kivont betéteket csak korlátozottan volt lehetséges, illetve célszerű készpénzként őrizni, illetve külföldi bankokba vinni (más pénzügyi befektetési lehetőségek pedig lényegében nem voltak, a fogyasztási boom nagyrészt nyilván előrehozott fogyasztói beruházások boomja volt).

Csehország

A csehországi folyamatok elemzésekor bonyodalmat jelent az 1998. évi előrehozott választás. Ezt olyan gazdasági és politikai zavarok körülményei között tartották, amelyeket legalább részben az 1996-os „normál” választás előtti választási gazdaságpolitika okozott. Az irodalom már említett normáit követve, a következőkben 1998-at nem kezeljük választási évként.

A fizetési mérleg egyenlege a magyar és litván esetben megfigyelthez hasonló késleltetéssel és közel hasonló mértékben reagál a választási kampányidőszakokra.

A (CZ1) egyenletben a függő változó a *folyó fizetési mérleg egyenlege* a GDP százalékában:

$$Y = -0,12 t^{***} - 0,18 \text{DEVGDVI} - 0,42 \text{ACCUM_GDP}^{***} - 1,54 \text{L2.ELECT}^{***}, R^2 = 0,45 \text{ (CZ1)}$$

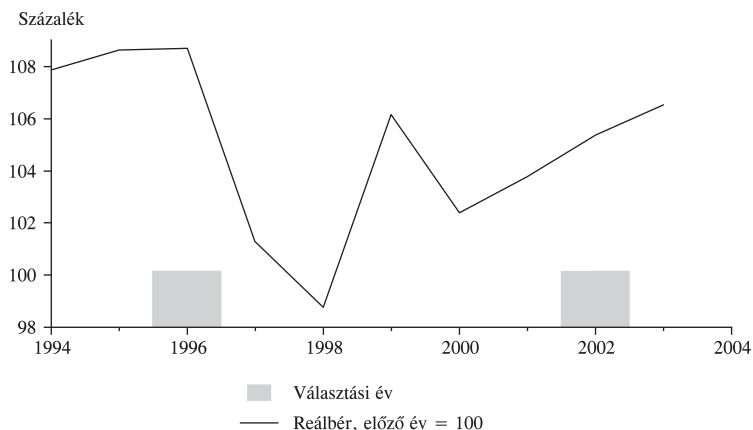
(-4,37) (-0,79) (-3,23) (-3,45)

A becslési időszak 43 negyedév 1994 első negyedéve és 2004 harmadik negyedéve között (a változók neveit lásd a 4. táblázatban).

Az 1990-es évekre nincsenek igazán használható cseh költségvetési adatok (évesek sem). A rendelkezésre álló adatok szerint a választások előtti években romlott a költségvetés egyensúlya, ez a romlás azonban 1994 és 2003 között (egyetlen év kivételével) folyamatos volt. Hogy ténylegesen milyen folyamatok játszódtak le, annak megítélésében az 5. ábrából indulhatunk ki. Azt látjuk, hogy az 1996-os választási évben és előtte a reálbérek igen gyorsan nőttek. A nemzetközi pénzügyi intézmények akkor még nem igazán, de később megértették, hogy ezt a bonanzát az állami tulajdonú bankok finanszírozták olyan vállalatok százai számára, amelyek ténylegesen veszteségesek voltak, és a bankok mérlegeinek rendbetétele néhány év múlva horribilis összegekkel növelte az államadósságot (vö. *EBRD* [2000]). 2001–2002-ben, ismét a választások előtt, újra felgyorsult a reálbér-növekedés (az üzleti szektorban ez már nem kvázifiskális feszültségek felhalmozásával történt, de a költségvetési szféra béremelkedése és a szociális kiadások növelése rontotta a költségvetés helyzetét, vö. *EBRD* [2002]). Tehát a választáshoz kapcsolódó folyó fizetésimérleg-romlásnak 1996-ban és 2002-ben is megvoltak a fiskális-kvázifiskális politikabeli (osztogatási) alapjai.

5. ábra

A reálbérek alakulása és választási évek Csehországban
(előző év = 100)



Szlovákia

Szlovák költségvetési adatok csak 1996-tól állnak rendelkezésre, és azt mutatják, hogy a deficit az 1998-as és a 2002-es választási év előtt is növekedett. A reálbérek választásokhoz kapcsolódó emelkedését mutatja a következő becslés.

Az (SK1) egyenletben a függő változó a *bér-és árszínvonal hányadosának* (2000 = 100) eltérése a HP-trendértékétől:

$$Y = 1,49 \text{DEVGDVI}^{***} + 0,04 \text{DEVNEER} + 1,82 \text{ELECT}^{***}, \quad R^2 = 0,44 \quad (\text{SK1})$$

(6,24) (0,50) (3,46)

A becslési időszak 47 negyedév 1993 első negyedévéől és 2004 harmadik negyedévé között (a változók neveit lásd a 4. táblázatban).

A folyó fizetési mérleg alakulásának becslése arra mutat, hogy Szlovákiában – Magyarországtól és Csehországtól eltérően, Litvániához hasonlóan – nem a választás után, hanem előtte nő meg a hiány.

Az (SK2) egyenletben a függő változó a *folyó fizetési mérleg egyenlege* a GDP százalékában:

$$Y = -0,04 t + 1,21 F2.DEVG DVI^{***} - 1,09 \text{ACCUM_GDP}^{***} - 1,28 F2.ELECT^*, \quad R^2 = 0,85 \quad (\text{SK2})$$

(-1,08) (5,54) (-14,43) (-1,66)

A becslési időszak 45 negyedév 1993 első negyedévéől 2004 első negyedévéig (a változók neveit lásd a 4. táblázatban).

Szlovénia

Szlovéniában a költségvetési hiány az 1996-os választást követő évben, a 2000-es választás évében és a 2004-es választást megelőző évben is megemelkedett (6. ábra).

6. ábra

Választási évek és az állami költségvetés egyenlegének alakulása Szlovéniában



A fizetési mérleg egyenlegét így a választási álváltozó késleltetésével is, egyidejűségével is, előidejűségével is lehet becsülni. A legjobb eredmény az (SN1) szerint adódik.

Az (SN1) egyenletben a függő változó a *folyó fizetési mérleg egyenlege* a GDP százalékában:

$$Y = 0,11t^{***} + 0,21F1.DEVGDVI - 0,79ACCUM_GDP^{***} - 1,63L1.ELECT^{**}, R^2 = 0,85 \text{ (SN1)}$$

(2,91) (1,69) (-8,14) (-2,09)

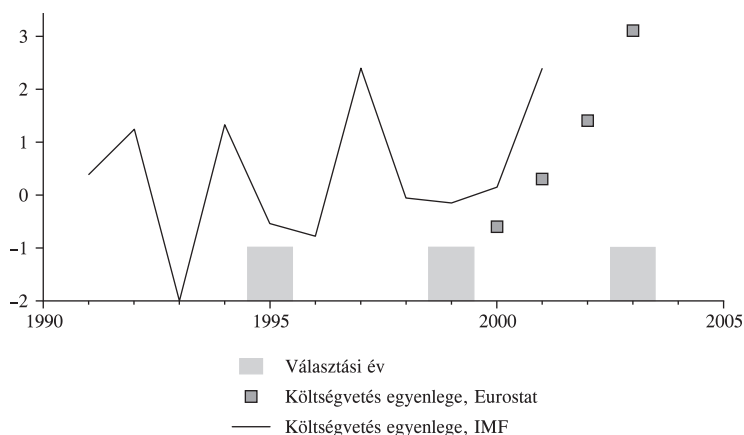
A becslési időszak 22 negyedév 1999 első negyedévéől 2004 második negyedévéig (a változók neveit lásd a 4. táblázatban).

Észtország

Észtországban a költségvetés egyenlege romlott az 1995-ös és 1999-es választási években, és mindkét esetben a következő évben is megsínylette a választási költekezést (7. ábra).

7. ábra

Választási évek és a költségvetés egyenlege a GDP százalékában Észtországban



Ez a költekezési szokás a 7. ábra szerint változni látszik 2003-ban, amikor a költségvetési pozíció a választás évében nem romlott, hanem javult. Az utóbbi kép azonban félrevezető. A Nemzetközi Valutaalap és az Európai Újjáépítési és Fejlesztési Bank szakértői, akiket ebben az időszakban aggasztott Észtország folyó fizetési mérlegének nagy és növekvő deficitje, rámutattak arra, hogy a kormány által hozott és a központi költségvetés egyenlegében tükröződő korlátozásokat jelentős mértékben túlkompenzálta a helyi hatóságok túlköltekezése (EBRD [2003]). Elemzésünk szempontjából természetesen ez is választási gazdaságpolitikának tekintendő (tudniillik: választási gazdaságpolitika az a kormányzati viselkedés, amely választási időszakban tartózkodik a helyi hatóságok túlköltekezésének megnyirbálásától).

A választási gazdaságpolitika ciklusai természetesen tükröződnek a háztartások fogyasztásának és a folyó fizetési mérleg egyenlegének alakulásában.

Az (EE1) egyenletben a függő változó a *háztartások nominális fogyasztása és a fogyasztói árszínvonal hányadosának* (2000 = 100) eltérése a HP-trendértékétől:

$$Y = 0,97 \text{ DEVGDI} + 1,89 \text{ F1.ELECT}^{**}, \quad R^2 = 0,54 \quad (\text{EE1})$$

(20,18) (4,55)

Az (EE2) egyenletben a függő változó a *folyó fizetési mérleg egyenlege* a GDP százaléklában:

$$Y = -0,12 t^* + 0,06 \text{ F1.DEVGDI} - 0,60 \text{ F1.ACCUM_GDP}^{***} - 1,47 \text{ L1.ELECT},$$

(-1,97) (0,12) (-2,69) (-1,26)

$R^2 = 0,38 \quad (\text{EE1})$

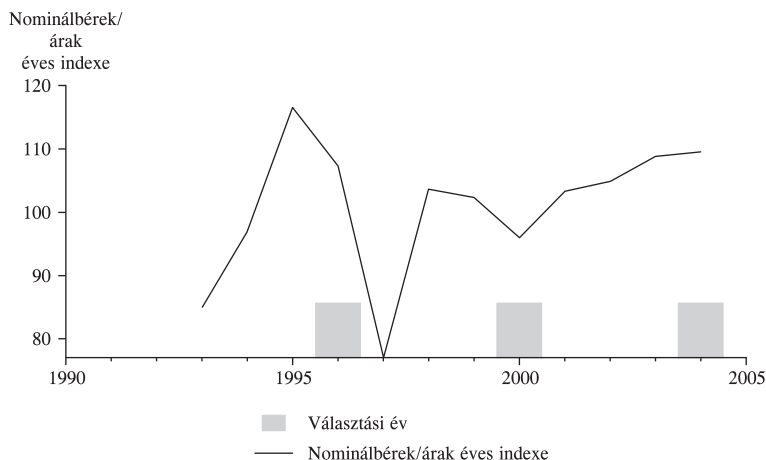
A becslési időszak 46 negyedév 1993 első negyedévéől 2004 második negyedévéig (a változók neveit lásd a 4. táblázatban).

Románia

Románia nem publikálja költségvetési egyenlegének negyedéves adatait, és megfigyelési időszakunk nagyobb részére negyedéves GDP-adatokat sem; folyó fizetési mérleg adatainak szezonális változó, ami az ökonometriai elemzés szempontjából komoly gondot jelent. Elemzésünk éves adatokra korlátozódik, amelyekből az ökonometriai elemzéshez túl kevés van. A 8. ábra mutatja, hogy a reálbérek növekedése (a 2000. év kivételével) minden választás előtti és választási évben felgyorsult.

8. ábra

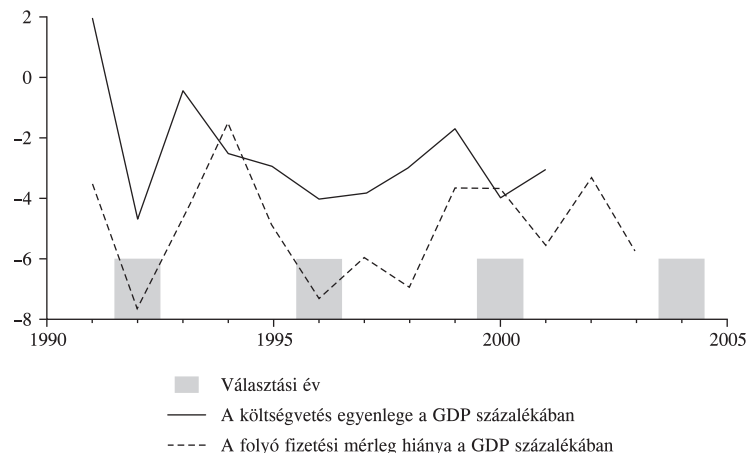
Választási évek és a reálbérek éves növekedési ütemei Romániában



A 9. ábrán pedig azt figyelhetjük meg, hogy mind a három választási év (lokális mélypont a költségvetési deficit görbéjén (és a görbének nincs is más mélypontja). Emellett a folyó fizetési mérleg hiánya minden választási és választás előtti évben növekszik.

9. ábra

Választási évek és a költségvetési és folyó fizetési mérleg hiánya Romániában

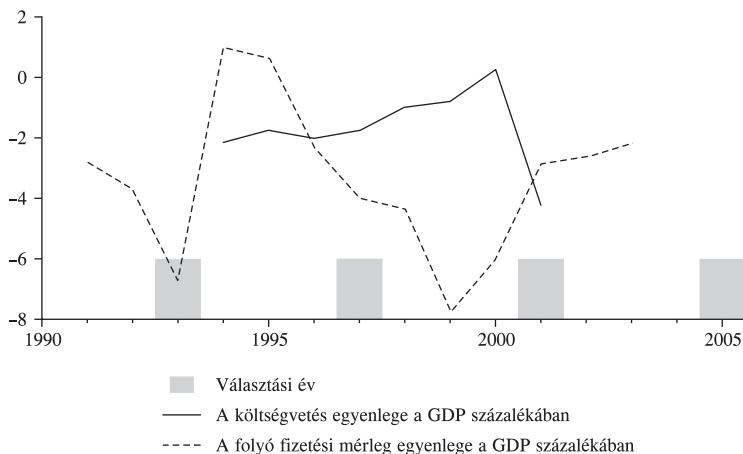


Lengyelország

Lengyelország negyedéves adatsorai (főleg a fizetésimérleg-adatok) olyan hiányosak, hogy ökonometriai elemzést témánkban nem tesznek lehetővé. Éves adatok alapján jól látható, hogy az 1997. és 2001. évi választásokra a kormányok jelentős költségvetési költségekkel készültek (10. ábra). (Meg kell jegyeznünk, hogy a költségvetés hiányát Lengyelországban korlátozza az alkotmány.) A 10. ábrán az is megfigyelhető, hogy az 1993-as és 1997-es választási években (de már 1992-ben, illetve 1996-ban is) nőtt a folyó fizetési mérleg hiánya. A 2001-es választási évben viszont (és előtte, 2000-ben is) ennek az ellenkezőjét: a fizetési mérleg javulását tapasztaljuk.

10. ábra

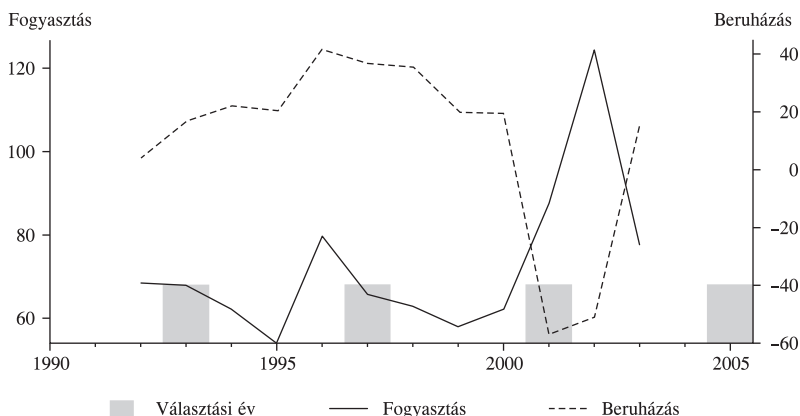
Választási évek és a költségvetés, valamint a folyó fizetési mérleg egyenlegének alakulása Lengyelországban



A különös jelenséget annak figyelembevételével értheti meg az Olvasó, hogy a folyó fizetési mérleg 1995 utáni rohamos romlása nagyrészt az intenzív beruházási tevékenységnek – ezen belül a növekvő közvetlen külföldi beruházásoknak – volt tulajdonítható. Ez két olyan epizód egyike a közép-kelet-európai gazdaság általunk áttekintett időszakában, amelyek esetében a beruházások alakulásának kiemelkedő szerepe volt a folyó fizetési mérleg alakulásában (a másik hasonló epizóddal alább Bulgáriában találkozunk). 2001–2002-ben a nemzetközi konjunktúra romlásával ez az intenzív lengyelországi beruházási tevékenység erősen visszaesett, ami a 11. ábrán látható. A korábbi választások időszakaiban a GDP fogyasztási hányadának növekedését nem kísérte a beruházási hányad csökkenése (mint már láttuk, azokban az esetekben a fogyasztás megnövekedéséhez a folyó fizetési mérleg romlása teremtett forrást). Ezzel szemben 2001-ben és 2002-ben a beruházások erőteljes visszaesése szolgált fedezetül a választási gazdaságpolitika fogyasztásnövelő hatásához. Ez magyarázza azt, hogy ekkor a folyó fizetési mérleg, a megszokottól eltérő módon, nem romlott, sőt még javulhatott is.

11. ábra

A fogyasztás és a beruházások növekményének súlya a GDP növekedésében Lengyelországban



Fogyasztás = a háztartási fogyasztás éves növekménye $\%$ otyban/a GDP növekménye $\%$ otyban, százalék.
 Beruházás = a beruházások éves növekménye $\%$ otyban/a GDP növekménye $\%$ otyban, százalék.

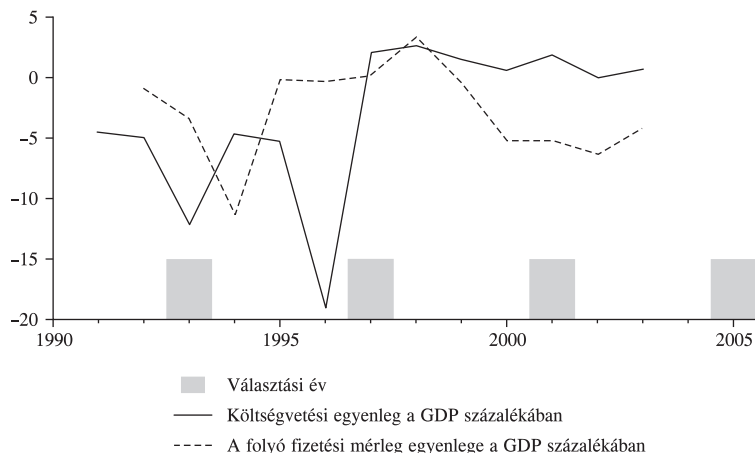
Bulgária és Lettország – két ország a választási gazdaságpolitikák különösebb jelei nélkül

Az eddig tárgyalt nyolc ország tapasztalatain edződött olvasó a 12. ábrára pillantva kezdetben olyat lát, amit megszokott: Bulgáriában 1993-ban jelentősen romlott a költségvetés egyensúlya, és ezt az 1994-es választási évben a folyó fizetési mérleg súlyos romlása követte. A folytatás azonban merőben szokatlan.

A gazdasági káosz – amely nagyrészt az 1993–1994-es választási gazdaságpolitika eredménye volt – 1997-ben kikényszerített egy előrehozott választást (amely az ábrán nincs jelölve), és kikényszerített egy radikális gazdasági-pénzügyi reformot is: a valutatamács (currency board) bevezetését, azaz a nemzeti valuta árfolyamának szigorú rögzítését. Ezt követően ez utóbbinak a fegyelmező hatása látszik érvényesülni: az állami költségvetés minden évben (minimális) többlettel zárt. 1998 után – jórészt éppen a 2001-es és 2005-ös

12. ábra

Választási évek és a költségvetési és folyó fizetésimérleg-egyenleg alakulása Bulgáriában

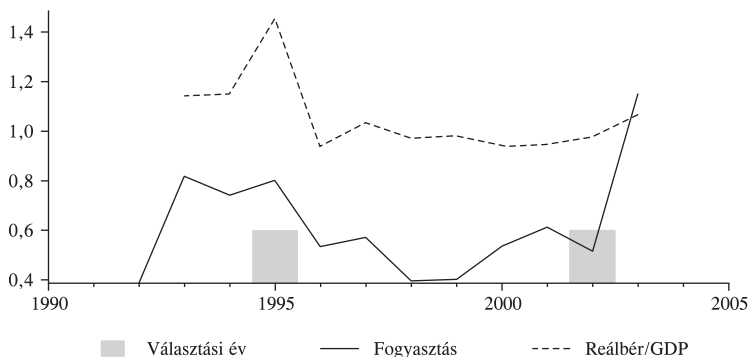


választási évek előtt – jelentősen romlott a folyó fizetési mérleg. Ezt a romlást azonban tévedés lenne választási osztogatás hatásának tulajdonítani. Ebben az időben Bulgáriában gyorsan növekedtek a beruházások (a bruttó beruházás/GDP arány 1997 és 2003 között 11-ről közel 20 százalékra emelkedett), és a korábban elhanyagolható mértékű közvetlen külföldi beruházás évi 0,5–1 milliárd euró közötti szintre nőtt. A külföldi beruházások viszonylag jelentős része volt új beruházás (nem akvizíció), növelve a folyó fizetési mérleg deficitjét.

Végül, ami Lettországot illeti, a 13. ábrán megfigyelhetjük, hogy a reálbérnek a reál GDP-hez mért és a nominális fogyasztás nominális GDP-hez mért növekedése felgyorsult az 1995. évi választás idején és bizonyos fokig a 2002. évi választás idején is (de még inkább a következő, 2003. évben). Ezeknek a – választási gazdaságpolitika jeleinek

13. ábra

Az éves fogyasztás növekedésének aránya az éves GDP-növekedéshez és az éves reálbér-növekedés aránya a reál GDP növekedéséhez Lettországon



Fogyasztás = a fogyasztás éves növekedése/a GDP éves növekedése, folyó árakon
 Reálbér/GDP = a reálbér éves indexe/a GDP növekedésének indexe

látszó – folyamatoknak azonban semmiféle nyomát sem találtuk sem a költségvetés, sem a folyó fizetési mérleg egyenlegének ingadozásaiban. Ökonometriai elemzésre, amely feloldhatná ezt az ellentmondást, sem a rendelkezésre álló adatok mennyisége, sem azok minősége nem ad megfelelő alapot.

A választási gazdaságpolitika fizetésimérleg-rontó hatásának panelbecslése, a fizetési mérleg intertemporális megközelítésére építve

Az eddigiekben egyes országok szintjén sikerült tetten érniük a választási gazdaságpolitika folyó fizetési mérlegre gyakorolt negatív hatását. Ilyen hatást Lettország kivételével minden közép-kelet-európai országban találtunk (és Bulgária majdnem kivételével, mert abban az országban az 1990-es évek közepe óta nem figyelhetünk meg választási gazdaságpolitikát). A tíz közép-kelet-európai ország közül hatban negyedéves adatokon alapuló ökonometriai becsléssel is kimutattuk a választási gazdaságpolitika fizetésimérleg-rontó hatását. Ezt a hat ország esetében egyetlen becsléssel is megtehetjük. A közös becslőfüggvény (lásd később az 5. táblázatban) használata egyrészt megmutatja, hogy széles körben érvényes szabályról van szó, másrészt a becslőfüggvény több pontra való illesztése a függvény formáját is szigorúbban teszteli.

A folyó fizetési mérleg egyenlegének a választási gazdaságpolitika hatásától való függése mellett vannak más fontos meghatározói is. A mérleg alakulásának ma általánosan elfogadott elmélete az úgynevezett intertemporális megközelítés. Ennek az elméletnek a tulajdonképpeni alapja a fogyasztás időbeli „simításának” (*consumption smoothing*) elmélete (Milton Friedman permanensjövedelem-hipotézise). Az utóbbi szerint a jövedelem ideiglenes növekedése a megtakarítások növekedését, ideiglenes csökkenése a megtakarítások csökkenését vonja maga után. Márpedig (egyébként azonos körülmények között) a megtakarítások növekedése javítja, csökkenésük rontja a folyó fizetési mérleget. A fogyasztás „simítására” alapozott intertemporális fizetésimérleg-elmélet első úttörő munkáját Sachs írta (*Sachs* [1981]), továbbfejlesztésében fontos szerepet játszott például *Obstfeld–Rogoff* [1995], *Glick–Rogoff* [1995].

Az intertemporális megközelítés élesen megkülönbözteti egymástól azoknak a tényezőknek a tartós és ideiglenes változásait, amelyek a fizetési mérlegre hatnak; a kétféle változás fizetésimérleg-hatásai különbözhetnek – és bennünket itt csak az ideiglenes változások (ingadozások) hatásai érdekelnek. Az intertemporális megközelítés elemeit alkalmazzák olyan munkákban is, amelyek az ingadozások mellett a folyó fizetési mérleg egyenlegének hosszabb időszakbeli átlagát, az utóbbit meghatározó tényezőket is vizsgálják (lásd például *Bussière és szerzőtársai* [2004]). Bennünket itt a hosszabb időszak átlagértékei nem érdekelnek.

Az intertemporális megközelítés egy egyszerű modelljét alkalmazzuk itt az 1991. első negyedével kezdődő időszakra, a „rég” EU kilenc tagállamára (a 15-ből adathiányok folytán kizárva Belgiumot, Finnországot, Görögországot, Írországot és Luxemburgot, Portugáliát pedig azért, mert folyó fizetés mérlegének magas átlagos hiánya alapján „kilóg” a nyugat-európai sorból, és inkább Közép-Kelet-Európába illeszkedik). Ugyanezt a modellt alkalmazzuk arra a hat közép-kelet-európai országra is (Magyarországra, Litvániára, Csehországra, Szlovákiára, Szlovéniára és Észtországra), amelyek esetében a folyó fizetési mérleg negyedéves alakulását a fentiekben (egyenként) meg tudtuk becsülni. A „rég” EU és a közép-kelet-európai országok csoportját külön kezeljük, mert a folyó fizetési mérleg egyenlegének átlagos szintje a két csoportban jelentősen különbözik. (A nyugati országok átlagos egyenlege a megfigyelt időszakban a GDP –0,6 százaléka, a

közép-kelet-európai országoké a GDP $-5,6$ százaléka. Ez a különbség megfelel annak az általános tendenciának, amit az országok gazdagsága és folyó fizetési mérlegük egyenlege közötti pozitív összefüggés mutat (*Bussière és szerzőtársai* [2004]). A folyó fizetési mérleget a GDP növekedésével, a GDP felhalmozási hányadával és a reál effektív valutaárfolyammal becsljük.² Az egyszerű korrelációs elemzés eredményeit az 5. táblázat tartalmazza.

5. táblázat

A folyó fizetési mérleget befolyásoló fő tényezők hatása, negyedéves adatok alapján páronkénti korrelációval vizsgálva
(korreláció a GDP százalékában mért folyó fizetésimérleg-egyenleggel)

Megnevezés	Mutató	GDP	Felhalmozás	Reálárfolyam
Kilenc „régí” EU-tagállam ⁺	R^2	0,21***	-0,35***	-0,02
	N	485	489	489
Hat közép-kelet-európai ország ⁺⁺	R^2	-0,23	-0,41***	-0,03
	N	237	249	249

⁺ Ausztria, Dánia, Franciaország, Hollandia, Nagy-Britannia, NSZK, Olaszország, Spanyolország, Svédország.

⁺⁺ Csehország, Észtország, Litvánia, Magyarország, Szlovákia, Szlovénia.

GDP = a GDP volumene változatlan áron, a 2000. évi átlagérték százalékában.

Felhalmozás = bruttó beruházás + készletnövekedés a GDP százalékában, folyó áron.

Reálárfolyam = a nemzeti valuta reál effektív árfolyama (a növekedés felérkelődést jelent).

N = a számításban használt adatok (adatpárok) száma.

Három csillag 1 százalékos szinten szignifikáns; két csillag 10 százalékos szinten szignifikáns.

A páronkénti korrelációs számítás mindkét országcsoporthoz esetében megfelelően tükrözi azt, hogy a valuta felértékelődése és a felhalmozási kiadások növekedése rontja a folyó fizetési mérleget. Azonban a közép-kelet-európai országok csoportjában a GDP és folyó fizetési mérleg alakulása között mutatkozó negatív összefüggés félrevezető, a páronkénti korrelációs számítás bonyolult összefüggések tanulmányozása esetén gyakran előforduló hibás jelzése. A fogyasztás simításából kiinduló elmélet alapvető (lásd például *Glick–Rogoff* [1995]), számos empirikus munkával (lásd például *Calderón és szerzőtársai* [1999]) igazolt tétele ugyanis az, hogy a GDP ideiglenesen magas színvonalával növekszenek a megtakarítások, és így a folyó fizetési mérleg egyenlege javul.

Az összefüggések megfelelő megvilágítására a többváltozós függvénnyel való becslés ad módot.

Azonban ezeknek a paneladatoknak többváltozós függvénnyel való elemzése több okból is bonyolultabb feladat, mint a fenti, egy-egy országot érintő becslések elkészítése. Egyrészt, a maradéktagok autokorrelációjának kezelésére itt nem áll rendelkezésre egyszerű módszer (Newey–West-féle standard hibák számítása), ezért olyan becslési eljárást kell találnunk, amely ezt a problémát kiküszöböli. Másrészt, azzal, hogy a magyarázó változók körét az említett becslésekhez képest bővítettük egy továbbitval (a reál effektív

² A reál effektív árfolyamra vonatkozó adatokat az IMF IFS termékegységre jutó reálbérköltség (*real unit labour costs RULC*) alapon közli, és az itt használt adatok túlnyomórészt onnan származnak. Észtországra, Litvániára és Szlovéniára azonban az IFS nem közöl ilyen adatokat. Ezekre az országokra a rendelkezésre álló árfolyam- és inflációs adatok alapján becsltem reálárfolyam-adatokat. Észtország és Litvánia esetében a (nominális) árfolyam (valutatánács által) rögzített, így a reálárfolyam becslése egyszerűen a GDP-deflátoron alapul. Szlovénia esetében a becslés a GDP-deflátor mellett a (nominális) árfolyam-alakulást (tolar/márka, illetve tolar/euró) is figyelembe veszi.

6. táblázat

A (GDP százaléklában mért) folyó fizetésimérleg-egyenleg (negyedéves) változásának becslése a GMM-módszer Arellano–Bond-féle változata szerint kilenc „rég” EU-tagállamban és (a választási kampányok hatásával is számolva) hat közép-kelet-európai országban

Magyarozó változók	Késletletés ⁺	Megnevezés	Kilenc „rég” EU-tagállam ⁺⁺	Hat közép-kelet-európai ország ⁺⁺⁺		
				A)	B)	C)
A függő változó késlettetett értéke	LD	koefficiens z-érték	0,70*** 10,11	0,28*** 6,18	0,28*** 6,22	0,27*** 6,2
A GDP volumene	D	koefficiens z-érték	0,06 1,09	0,16*** 3,76	0,16*** 3,57	0,18*** 3,67
A GDP felhalmozási hányada endogén ⁺⁺⁺⁺	D	koefficiens z-érték	-0,27*** -4,17			
A GDP felhalmozási hányada exogén ⁺⁺⁺⁺	D	koefficiens z-érték		-0,69*** -7,49	-0,69*** -7,47	-0,70*** -7,66
A valuta reál effektív árfolyama	LD	koefficiens z-érték	-0,02** -2,13	-0,03** -1,95	-0,03** -2,03	-0,03** -2,13
Választási kampány	LD	koefficiens z-érték			-0,62** -2,08	
Választási kampány „csúsztatva” ⁺⁺⁺⁺	D					-1,04*** -12,39

⁺ A D a változó t -edik és $(t-1)$ -edik időszakbeli értékének különbségét jelenti, az LD a $(t-1)$ -edik és a $(t-2)$ -edik időszakbeli értékek különbségét.

⁺⁺ Ausztria, Dánia, Franciaország, Hollandia, Nagy-Britannia, NSZK, Olaszország, Spanyolország, Svédország.

⁺⁺⁺ Csehország, Észtország, Litvánia, Magyarország, Szlovákia, Szlovénia. Az egyes változatok jelentését lásd a szövegben.

⁺⁺⁺⁺ A GDP felhalmozási hányadát a kilenc „rég” EU-tagállamra vonatkozó becslésben endogén változóként, a hat közép-kelet-európai országra vonatkozó becslésben exogén változóként kell kezelni; csak így teljesülnek mindkét becslés esetében a maradéktagok autokorreláció-mentességére és a túlidentifikációs korlátok érvényességére vonatkozó követelmények.

⁺⁺⁺⁺⁺ A választási kampány „csúsztatásának” leírását lásd a szövegben.

A három csillag 1 százalékos, a két csillag 5 százalékos szignifikanciaszintet jelöl.

valutaárfolyammal), indokoltá válik a szimultaneitás feltételezése a változók között – a magyarázó változók exogenitását szükséges ellenőrizni.

E problémák kezelésére az általánosított momentumok módszerének (GMM) egy, *Arellano–Bond* [1991] által kialakított változatát alkalmazzuk, amely a szimultaneitási problémát egyrészt instrumentális változók alkalmazásával, másrészt azzal kezeli, hogy lehetővé teszi a magyarázó változók közül egynek vagy többnek endogén változóként való kezelését. A becslés dinamikus, a függő változó – a mi esetünkben a folyó fizetési mérleg – változásának becslésére irányul, és a magyarázó változók változásának (differenciáinak) értékein alapul. Instrumentális változókként a függő változó és az endogén magyarázó változó késleltetett értékeit használjuk. Az eredményeket a 6. táblázat tartalmazza.

A 6. táblázatban a közép-kelet-európai országok esetében a választási kampányok folyó fizetési mérlegre gyakorolt hatásának becslését is tartalmazza, éspedig két változatban. Az első, ezt is tartalmazó változat (*B*) egy negyedév késleltetéssel méri a választási kampány hatását. A második, „csúsztatott” változat (*C*) viszont a kampány hatásának időhorizontját (technikai értelemben magának a kampánynak az időbeli elmozdításával) hozzáigazítja ahhoz, amit az egyes országok esetében külön-külön már megfigyeltünk. (Szlovákia esetében két negyedéves előidejű, Magyarország és Csehország esetében két negyedévvel késleltetett, a másik három országnál egy negyedévvel késleltetett hatás).

A választási kampányok fizetési mérlegre gyakorolt negatív hatása az első változat szerint is jelentős (a negyedéves GDP 0,6 százaléka), a második, „csúsztatott” változat szerint pedig 1 százalék (és ez utóbbi esetben különösen erős szignifikancia adódik). Persze a kampányok hatásának országonkénti becsléseiben ennél is magasabb értékek adódtak: Magyarországra és Litvániára 2, a többi országra 1,3–1,6 százalék. Az utóbbi értékek alapján a választási kampányok éves szintű fizetési mérlegre való hatását a 7. táblázatban számszerűsítettük. A táblázat szerint a választási kampányok folyó fizetési mérlegre gyakorolt rontó hatása Magyarországon a legnagyobb mértékű (túlnyomórészt a kampányok hosszú időtartama miatt), de mindegyik országban jelentős.

7. táblázat

A választási kampányok folyó fizetési mérlegre gyakorolt hatásának éves szintű becslése, a negyedéves becslések alapján

Országok	A negyedéves folyó fizetési mérleg szórása	A negyedéves választási kampány hatása	Választási kampányok időtartama	Egy választási kampány teljes hatása	Államadósság 2003 végén
	a negyedéves GDP százalékában			az éves GDP százalékában	
Magyarország	2,5	-2,0	4 negyedév	-2,0	59,1
Litvánia	2,9	-2,0	2 negyedév	-1,0	21,4
Csehország	2,3	-1,5	2 negyedév	-0,7	37,8
Szlovákia	5,3	-1,3	2 negyedév	-0,6	42,6
Szlovénia	2,4	-1,6	2 negyedév	-0,8	29,4
Észtország	4,9	-1,5	2 negyedév	-0,7	5,3

Következtetések

Választási gazdaságpolitika folytatható monetáris eszközökkel, valamint fiskális és kvázifiskális eszközökkel; a közép-kelet-európai országok mai körülményei között csak a fiskális és kvázifiskális eszközök használatára van lehetőség.

Az államszámviteli rendszer ezekben az országokban még a közelmúltban is nagyon tökéletlen volt; a költségvetési hiány vagy az államadósság kimutatott alakulása kevésbé tükrözte a valóságos folyamatokat, ezeken belül a választási gazdaságpolitika osztogató hatását is. A „rég” EU-tagországokban jól kimutathatók a választási kampányok fiskális következményei; a közép-kelet-európai országokban ez általában az eddigi adatok alapján csak korlátozottan lehetséges.

Ugyanakkor ezen országok gazdaságai kicsik és nyitottak; a fiskális és kvázifiskális választási osztogatások ilyen gazdaságokban óhatatlanul importnövekedéshez, bizonyos területeken exportnövekedéshez, összességében a kereskedelmi és így a folyó fizetési mérleg romlásához vezetnek. És az utóbbi folyamatok megfigyelését nem akadályozza az államszámviteli rendszer „kreativitása” (vagy más módon rossz minősége). Elemzésünk így az országok többségét illetően ki tudta mutatni, hogy a választási kampányok valóban rendszeresen előidézik a folyó fizetési mérleg romlását. Ha azonban a fiskális teher nem látható a fizetésimérleg-romlások mögött, attól még ott rejtőzködik valahol; arról nincs szó, hogy sikerült volna feltalálni valamifajta ingyenebédet.

Az EU-csatlakozással az államszámvitel közép-kelet-európai kreativitása fokozatosan kevésbé szélsőségesé vált, mert a kormányok kénytelenek voltak elfogadni az EU számviteli normáit. Ezzel a folyó fizetési mérleg egyenlegeinek a választásokhoz kapcsolódó ingadozásokat jelző szerepe veszít jelentőségéből. Ezt a szerepet is átveszik a fiskális deficit nyílt ingadozásai, amelyek egyébként természetesen a választási gazdaságpolitikák által okozott fő kárt is megtestesítik.

Mégis, a folyó fizetési mérleg egyenlegeinek ingadozásai egy másik okból fontosak maradnak. Nevezetesen, a folyó mérleg hiányát mindig a tökemérleg többlete ellentételezi, és ha a folyó mérleg hiánya mögött fiskális lazítás áll, akkor az ellentétel a nettó külföldi adósságállomány növekedését vagy csökkenésének elmaradását jelzi. Mindez azt jelenti, hogy a kormányok választási gazdaságpolitikái növelik az országok állami és külföldi adósságát.

A kormányok ilyen külföldi hitelfelvételi lehetőségeit növelte minden olyan lépés, amely az elmúlt másfél évtizedben közelebb vitte a közép-kelet-európai országokat az európai integrációhoz. Közelgő csatlakozásuk az eurózónához tovább fogja javítani – és pedig bizonyára minden korábbi hasonló lépésnél erősebben – e kormányok külföldi hitelfelvételi lehetőségeit. Ilyen lehetőségek nyújtása e kormányok számára felveti az Európai Unió felelősségét. Ezeknek az országoknak a felvétele az eurózónába egy kemény és szigorúan betartott stabilitási egyezmény nélkül súlyos hiba lehet.

A kérdéses hiba elkerülését illetően túlzott optimizmusra nincs ok. Több-kevesebb fiskális mozgástérre minden országnak szüksége van, mert a fiskális deficitnek növekednie kell, ha jön a dekonjunktúra. E tekintetben a kisebb országoknak kisebb mozgástérre van szükségük, mint a nagyobbaknak. A dekonjunktúra nagyjából ugyanannyi többletkiadást igényel munkanélküli-segélyre stb.-re a nagyobb és kisebb országokban is. Fontos különbség azonban, hogy a kisebb országokban túl nyilvánvalóan haszontalan dolog a konjunktúra költségvetési kiadások növelésével való élénkítése. Az utóbbira mozgástérret hagyni tehát csak a nagyobb országoknak áll érdekében; ilyenekből pedig az EU-ban kevés van. E nagyobb országok kormányainak mégsem kell attól tartaniuk, hogy a

kisebbségi kormányai ebben az ügyben leszavazzák őket. A kisebbségeknek ugyanis kevesebb gazdasági indokuk van, de – mint e cikkből is kiténik – kormányaiknak nincs kevesebb politikai okuk arra, hogy minél nagyobb fiskális mozgásteret biztosítsanak maguknak

Hivatkozások

- ALESINA, A. [1989]: Politics and Business Cycles in Industrial Democracies, *Economic Policy*, 8. 57–99. o.
- ALESINA, A.–COHEN, G. D.–ROUBINI, N. [1992a]: Macroeconomic Policy and Elections in OECD Democracies. Megjelent: *Cukierman, A.–Hercowitz, Z.–Leiderman, L.* (szerk.): Political Economy, Growth and Business Cycles. Cambridge University Press. Cambridge, 227–262. o.
- ALESINA, A.–COHEN, G. D.–ROUBINI, N. [1992b]: Macroeconomic Policy and Elections in OECD Democracies. *Economics and Politics*, Vol. 4. 1–30. o.
- ALT, J. E.–CHRYSAL, K. A. [1983]: Political Economics. University of California Press, Berkeley.
- ANTAL LÁSZLÓ [2004]: Fenntartható-e a fenntartható gazdasági növekedés? *Közgazdasági Szemle Alapítvány*, Budapest.
- ARELLANO, M.–BOND, S. [1991]: Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, Vol. 58. 277–297. o.
- BUSSIÈRE, M.–FRATZSCHER, M.–MÜLLER, G. J. [2004]: Current Account Dynamics in OECD and EU Acceding Countries—an Intertemporal Approach. ECB Working Papers, No. 311. European Central Bank, Frankfurt.
- BUTI, M.–VAN DEN NOORD, P. [2003]: Discretionary Fiscal Policy and Elections: The Experience of the Early Years of EMU, OECD Economics Department Working Papers, No. 2003/5. OECD, Párizs.
- CALDERÓN, C.–CHONG, A.–LOAYZA, N. [1999]: Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries, Central Bank of Chile. Working Papers, No. 51, Central Bank of Chile, Santiago.
- CLARK, W. R.–REICHERT, U. N.–LOMAS, S. L.–PARKER, K. L. [1998]: International and Domestic Constraints on Political Business Cycles in OECD Economies. *International Organization* Vol. 52, No. 1. téli szám, 87–120. o.
- DE GRAUWE, P. [1997]: The Economics of Monetary Integration, Oxford University Press, Oxford.
- EBRD [2000]: Transition report 2000. Employment, skills and transition. European Bank for Reconstruction and Development, London.
- EBRD [2002]: Transition report 2002. Agriculture and rural transition. European Bank for Reconstruction and Development, London.
- EBRD [2003]: Transition report 2002, Integration and regional cooperation. European Bank for Reconstruction and Development, London.
- FAIR, R. C. [1978]: The Effect of Economic Events on the Votes for President, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60. No. 2. 159–172. o.
- FAIR, R. C. [2002]: Predicting Presidential Elections and Other Things. Stanford University Press, Palo Alto.
- FIDRMUC, J. [2001]: Economic Reform, Democracy and growth During Post-Communist Transition. Centre for Economic Policy Research Discussion Papers, London, No. 2759.
- FRENKEL, M.–NICKEL, G. [2002]: How Symmetric Are the Shocks and Shock Adjustment Dynamics between the Euro Area and Central and Eastern European Countries? IMF Working Papers, 02/222.
- FREY, B. S.–SCHNEIDER, F. [1978]: An Empirical Study of Politico-Economic Interaction in the U.S. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60. 174–183. o.
- GLICK, R.–ROGOFF, K. [1995]: Global versus Country-Specific Shocks and the Current Account, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35. 159–193. o.

- HAGEN, J. VON [2003]: Fiscal Discipline and Growth in Euroland. Experiences with the Stability and Growth Pact. Zentrum für Europäische Integrationsforschung, Working Papers.
- HALLERBERG, M.–DE SOUZA, L. V. [2000]: The Political Business Cycles of EU Accession Countries. Tinbergen Institute Discussion Papers, No. TI 2000-085/2. Tinbergen Institute, Amszterdam.
- HAYNES, S. E.–STONE, J. A. [1989]: Political Models of the Business Cycle Should Be Revived. *Economic Inquiry*, Vol. 28. 442–465. o.
- HIBBS, D. A. [2000]: Bread and Peace Voting in U.S. Presidential Elections. Göteborg University Department of Economics, Working Papers in Economics, No. 20.
- IMF [2005] World Economic Outlook 2005, International Monetary Fund, Washington.
- INOUCHI, T. [1980]: Economic Conditions and Mass Support in Japan, Megjelent: *Whiteley, P.* (szerk.): *Models of Political Economy*. Sage, London, 121–154. o.
- KIRCHGASSNER, G. [1981]: The Effect of Economic Events on Votes for President—Some Alternative Estimates, Swiss Federal Institute of Technology, Zürich (kézirat, idézi: *Schneider–Frey* [1988]).
- KRAMER, G. [1971]: Short-term Fluctuations in U. S. Voting Behavior 1956–1964. *American Political Science Review*, Vol. 65. No. 1. 131–143. o.
- MADSEN, H. J. [1980]: Electoral Outcomes and Macroeconomic Policies. Megjelent: *Whiteley, P.* (szerk.): *Models of Political Economy*. Sage, London, 15–46.o.
- MCCALLUM, B. [1978]: The Political Business Cycle: An Empirical Test. *Southern Economic Journal*, Vol. 45. 504–515. o.
- NISKANEN, W. A. [1979]: Economic and Fiscal Effects on the Popular Vote for the President, Megjelent: *Rae, D. W.–Esimeier, T. J.* (szerk.): *Public Policy and Public Choice*. Sage, London, 93–120. o.
- NORDHAUS, W. [1975]: The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies*, 42. 169–190. o.
- OBSTFELD, M.–ROGOFF, K. [1995]: The Intertemporal Approach to the Current Account. Megjelent: *Grossmann, G.–Rogoff, K.* (szerk.): *Handbook of International Economics*. Vol. III. Elsevier. New York.
- SACHS, J. [1981]: The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1. 201–282. o.
- SCHNEIDER, F.–FREY, B. S. [1988]: Politico-Economic Models of Macroeconomic Policy: A Review of the Empirical Evidence. Megjelent: *Willett, T. D.* (szerk.): *Political Business Cycles: The Political Economy of Money, Inflation and Unemployment*, Duke University Press, Durham, 239–275. o.
- SÜPPEL, R. [2003]: Comparing Economic Dynamics in the EU and CEE Accession Countries. ECB Working Papers, No. 267. European Central Bank, Frankfurt.
- TUFTE, E. [1978]: *The Political Control of the Economy*. Princeton University Press, Princeton.