

DARVAS ZSOLT

Az árfolyamsávok empirikus modelljei és a devizaárfolyam sávon belüli előrejelezhetetlensége

A sávosan rögzített devizaárfolyamok elméleti és gyakorlati vizsgálatai a nemzetközi közgazdaságtan egyik legnépszerűbb témaköre volt a kilencvenes évek elején. A gyakorlati módszerek közül az alkalmazások és hivatkozások száma tekintetében az úgynevezett eltolódással igazítás módszere emelkedett ki. A módszert alkalmazó szerzők szerint amíg a lebegő árfolyamú devizák előrejelzése céltalan feladatnak tűnik, addig sávos árfolyam esetén az árfolyam sávon belüli helyzetének előrejelzése sikeresen végezhető. E tanulmány bemutatja, hogy az Európai Monetáris Rendszer és az észak-európai államok sávos árfolyamrendszereinél e módszer alkalmazásával adódott eredmények például a lebegő árfolyamú amerikai dollárra és az egységgyökfolyamatok többségére is érvényesek. A tanulmány feltárja e látszólagos ellentmondás okait, és bemutat egy olyan, a sávos árfolyamrendszerek főbb megfigyelt jellemzőire épülő modellt, amelynek keretei között a sávon belüli árfolyam előrejelzése nem feltétlenül lehetséges, mert a leértékelés előtti időszakban a sávon belüli árfolyam alakulása kaotikus lehet.*

Rögzített vagy csúszó árfolyamrendszert alkalmazó országokban többnyire az árfolyamot nem kötik konkrét értékhez, hanem bizonyos sávon belül tartására kötelezik magukat a hatóságok. Az Európai Monetáris Rendszerben (EMS) például a tagországok többségében $\pm 2,25$ százalékos sávot alkalmaztak 1979 és 1993 augusztusa között, majd ± 15 százalékosat az euró 1999. januári bevezetéséig. A magyar árfolyamrögzítés 1994 decembere óta $\pm 2,25$ százalékos sávot használt, és a csúszó árfolyamrendszer 1995. márciusi bevezetése után változatlanul ilyen széles maradt a sáv – a naponta kismértékben leértékelődő középárfolyam körül. Számos átalakuló és fejlődő országban jelenleg is használnak különböző, többnyire ± 2 és ± 15 százalék közötti szélességű árfolyamsávokat.

A sávosan rögzített árfolyamrendszerek irodalma gazdag. Paul Krugman 1987-ben írt – és folyóiratban 1991-ben publikált – tanulmánya jelentette e területen a tudományos kutatás kezdetét, amelyet nagyszámú elméleti és empirikus vizsgálat követett. A téma népszerűsége egyrészt újszerűségének köszönhető, hiszen a Krugman-tanulmány előtt nem létezett formális árfolyammodell sávos árfolyamra. Másrészt az EMS és az északi államok árfo-

* Köszönettel tartozom Hunyadi Lászlónak, Neményi Juditnak, Simon Andrásnak, Simonovits Andrásnak, Vincze Jánosnak, valamint a rotterdami Erasmus Egyetem Ökonometria Intézetében, a fiatal közgazdászok harmadik tavaszi konferenciáján (Berlin, 1998), és az Ökonometriai Társaság 1999-es téli szimpóziúmán tartott előadások hozzászólóinak hasznos észrevételeikért. Külön is szeretnék köszönetet mondani Kőrösi Gábornak, Peter C. B. Phillipsnek és Casper G. de Vriesnek. A tanulmányban kifejtett nézetekért és az esetleges hibákért kizárólag engem terhel a felelősség.

lyamrögzítései jelentős adatbázist biztosítottak fontos gazdaságpolitikai kérdések elemzéséhez. Amilyen robbanásszerűen emelkedett a témával foglalkozó szerzők száma a kilencvenes évek elején, szinte ugyanilyen gyorsan csökkent a közös európai pénz bevezetése előtti években. Az irodalom ugyanakkor több kérdésre nem talált megoldást, és számos fejlődő és átalakuló országban a jövőben is várhatóan sávós rögzítést fognak alkalmazni.¹ Így a nemzetközi tudományos érdeklődés lanygulása ellenére a sávós árfolyammodellek továbbra is fontos területét jelenthetik a nemzetközi közgazdaságtannak.

Az irodalom egyik vitatott területe az árfolyamsáv hitelességének vizsgálata. A Krugman-modellt követő kutatásokat is részben az motiválta, hogy az empirikus vizsgálatok jelentős része elvetette a modell alapváltozatának az árfolyamsávok tökéletes hitelességével kapcsolatos feltevését.² A hitelesség vizsgálatára vonatkozó empirikus eljárások alapvetően öt csoportba sorolhatók.

– A *leegyszerűbb tesztnek* elnevezett eljárás – ezt a nevet a szerző, L. E. O. Svensson adta – egyenértékű annak vizsgálatával, hogy sávon belül marad-e, vagy kívül kerül a kamatkülönbség által meghatározott határidős árfolyam (Svensson [1991]). A határidős árfolyam és a sáv egyszerű összevetéséből a hitelességre a fedezetlen kamatparitás segítségével lehet következtetni, azaz ha teljesül a paritás, akkor a sávon kívüli határidős árfolyam leértékelési várakozásokat mutat.

– A második csoportba az úgynevezett *eltolódással igazítás módszerének (drift-adjustment method)* különböző változatai sorolhatók. Itt a lényeg a következőképpen összegezhető. A fedezetlen kamatparitás teljesülése esetén a kamatkülönbség megegyezik az árfolyam változására vonatkozó várakozással. Sávós árfolyamrendszer esetén az árfolyam megváltozása két részre bontható: a sáv megváltozására és az árfolyam sávon belüli helyzetének megváltozására. Az eltolódással igazítás módszere egyszerű regressziók segítségével készíti becslést a sávon belüli árfolyamra vonatkozó várakozások közelítésére, majd ezt az értéket kivonva a kamatkülönbségből származtatja a sáv leértékelésére vonatkozó várakozásokat. A módszert Bertola–Svensson [1990] fejlesztette ki – ez a CEPR-munkafüzet első változata a Bertola–Svensson [1993]-nak –, majd számos cikk alkalmazta az eljárást különböző fejlett és fejlődő országokra.³ Ezek szerzői szerint az empirikus eredmények alátámasztják a Bertola–Svensson-szerzőpáros által kidolgozott elméleti modellt.

– A későbbi módszerek szakítottak a fedezetlen kamatparitás feltevésével. Az empirikus módszerek harmadik csoportjába azok a tanulmányok sorolhatók, amelyek úgynevezett ugrásos (*jump*) modellekkel⁴ – időnként GARCH-hatásokkal⁵ kiegészítve – vizsgál-

¹ Például a közös európai pénzt a későbbiekben bevezetni szándékozó országok elé állított egyik követelmény az, hogy több éven át az előírt sávon belül tartsák az árfolyamot az euróhoz viszonyítva.

² Meg kell jegyezni, hogy Krugman [1991] is megvizsgálta a tökéletes hitelesség esetét.

³ Lásd például Helpman–Leiderman–Bufman [1994], Lindberg–Söderlind–Svensson [1993], Lindberg–Söderlind [1994], Mizrach [1995], Rose–Svensson [1994], Rose–Svensson [1995], Svensson [1993].

⁴ Az „ugrásos” modellek olyan specifikációt jelentenek, amelynél a modellezett változót egyszeri eltolódás ér egy adott időpontban. Például a középárfolyam modellezhető a $c_t = c_{t-1} + J_t \kappa_t$ egyenlettel, ahol $J_t = 1$ vagy $J_t = 0$ attól függően, hogy az ugrás bekövetkezik-e, vagy sem, és κ_t az ugrás mértéke. Mind az ugrás időpontjának (J_t), mind mértékének (κ_t) változója különböző technikákkal modellezhető. Sávós árfolyamoknál nemcsak a sáv eltolódása vezethet az árfolyam-alakulásban ugráshoz, hanem a sávon belül is bekövetkezhethet egyszeri jelentős változás valamely váratlan esemény hatására.

⁵ GARCH = *generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*, azaz általánosított autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás. Ezen modellek a magyarázni szándékozott változó varianciáját modellezik. Az $y_t = \beta^* X_t + u_t$ egyenlet például az $\{y_t\}$ folyamat várható értékét modellezi és az $u_t^2 = \zeta + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_k u_{t-k}^2 + \varepsilon_t$ modell – amely egy ARCH(k) modell – $\{y_t\}$ varianciáját. Utóbbi egyenlet azt fejezi ki, hogy ha például az előző időszakban a szokásosnál nagyobb hibátag (u_{t-1}) alakult ki, azaz y_{t-1} nagyobb mértékben tért el a modell által megmagyarázott résztől (azaz $\beta^* X_{t-1}$ -től), akkor pozitív α_1 esetén a jelen időszakban is nagyobb abszolút értékű hiba várható. A GARCH modellek kifejlesztését az motiválta, hogy számos – elsősorban pénzügyi – időszornál bizonyos időszakonként jelentős, míg más időszakoknál

ták a leértékelési várakozásokat, valamint a variancia változásának hatását az árfolyam alakulására (lásd például *Bekaert–Gray* [1996], *Vlaar–Palm* [1993], *Malliaropoulos* [1995], *Pesaran–Ruge–Murcia* [1995]).

– A devizaopciók prémiumaira vonatkozó adatok újabb lehetőséget kínáltak a hitelesség vizsgálatára. *Campa–Chang* [1996] és [1998] közgazdasági megfontolások alapján számos feltételt fogalmaztak meg egy hiteles árfolyamsáv esetén az opcióárazásra, amelyek segítségével a hitelesség mérésére különböző mutatószámokat származtattak.

– Végül az ötödik csoportba az árfolyam eloszlásának becslésére szolgáló eljárások sorolhatók. *Koedijk–Stork–de Vries* [1998] a Krugman-modell diszkrét időben való megoldása alapján felállított empirikus modell segítségével becsülték az árfolyam feltételes várható értékét, valamint egy GARCH-modell alapján feltételes varianciáját. A hitelesség vizsgálatára készített változójuk azt mérte, hogy az előrevetített eloszlás hány százaléka helyezkedik el a sávon belül. *Malz* [1996] összetett opciók adataiból kiindulva becsülte a jövőbeli árfolyam eloszlásának magasabb momentumait is és a különböző leértékelési mértékekhez tartozó valószínűségeket.

Az empirikus vizsgálatok sokszínűsége ellenére az irodalomban megjelent összegző tanulmányok csak egy-egy szeletét tekintik át a különböző módszereknek. E tanulmányok – *Svensson* [1992b] és *Bertola* [1994] – meg is fogalmazzák, hogy a szerteágazó irodalom és a magas szintű módszerek miatt nem törekszenek teljességre. A *Svensson*-cikk a Krugman-modell közérthető interpretálására és empirikus megcáfolására törekedett, elsősorban az eltolódással igazítás módszerével kapott eredményeket segítségül hívva. *Bertola* [1994] tanulmánya nem is önmagában a sávós árfolyammodellek áttekintését tűzte ki célul, hanem a folytonos időben felírt árfolyammodellek ismertetését. Így e tanulmány első fele kifejezetten a matematikai apparátus didaktikus bemutatása, és a második rész tekinti át a módszerek alkalmazását a sávós árfolyamrendszerre. A *Svensson*-féle irodalomösszegzést gyakorlatilag változtatás nélkül közölte a szerző a *Handbook of International Economics* 1995-ös kötetében a rögzített árfolyamokkal foglalkozó fejezet első részeként (*Garber–Svensson* [1995]), így az 1992-es publikáció óta megjelent újabb módszerekről nem adott összefoglalást, és határozottan az eltolódással igazítás módszerét tartja a leginkább megfelelőnek a sávós árfolyamrendszerek gyakorlati modellezése számára.

Ebben a tanulmányban bemutatom, hogy az *eltolódással igazítás* módszerével az EMS és az északi államok devizaárfolyamaira kapott eredmények nem csak sávós árfolyamok esetén érvényesek. Más árfolyamokra és sztochasztikus folyamatokra is hasonló, a *Bertola–Svensson*-modell következtetéseit látszólag kielégítő eredmények születtek, amikor a folyamat autoregresszív közelítésének valamely gyöke közel van az egyhez.⁶ A dollár a márkával, a jennel és fonttal szembeni árfolyamaira – amelyek a vizsgált időszakban lebegő árfolyamok voltak – pusztán a módszert alkalmazó szerzők által használt kritériumok alapján az EMS-hez hasonlóan látszólag „jó” eredmények születtek. Talán még meglepőbbnek látszik az az eredmény, hogy véletlen számok segítségével generált

alacsony változékonyság volt tapasztalható. E modellek azt nem tudják előre jelezni, hogy mikor következnek kevésbé vagy erősen változékonny időszakok, de azt képesek jól megragadni, hogy amennyiben az elmúlt időpontban/időszakban például magas változékonyság volt tapasztalható, akkor ez a jövőben milyen mértékben folytatódik.

⁶ Egy $\{y_t\}$ sztochasztikus folyamat p -ed rendű autoregresszív közelítése: $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \dots + \phi_p y_{t-p} + w_t$. A folyamat időben stabil (stacionárius), ha a paraméterekből képzett $(1 - \phi_1 z - \phi_2 z^2 - \dots - \phi_p z^p) = 0$ polinom gyökei az egységkörön kívül helyezkednek el. Ha a gyökök között van olyan, amely abszolút értékben eggyel egyenlő, akkor egységgyökfolyamatról van szó. Például első rendű autoregressziónál, $y_t = \phi y_{t-1} + w_t$, az $(1 - \phi z) = 0$ egyenlet gyökét kell vizsgálni, azaz $z=1/\phi$ -t. Egységgyök esetén a becslés, hipotézisvizsgálat, adatkezelés, és előrejelzés tulajdonságai jelentősen eltérnek a stacionárius esettől.

egységgyökfolyamatokra alkalmazva a módszert, érvényesnek tűnnek a Bertola–Svensson-elmélet (kamatlábtól független) következtetései. Ezek az eredmények felvetik a lehetőségét a hamis regresszióknak (*spurious regression*), valamint annak, hogy a módszer alkalmazásával kapott gyakorlati eredmények nem támasztják alá a megfelelően hitt elméleti modell érvényességét.

A tanulmány egy modellt vázol fel az időnként leértékelt devizákra, amelyben az árfolyam sávon belüli helyzetét változó adatgeneráló folyamat jellemzi. Egy alacsony leértékelési valószínűségű szakaszban az árfolyam sávon belüli helyzete stacionárius, a leértékelési valószínűség egy bizonyos szintjénél azonban a folyamat úgynevezett várakozási szakaszba vált át. A várakozási szakaszra megfogalmazott modell következtései egybeesnek három, a tapasztalatok alapján felállított megfigyeléssel. A leértékelés visszaváltja a folyamatot az első, stacionárius szakaszba. Elméletileg az eltolódással igazítás módszerét alkalmazva, az első szakaszra félrevezető eredmények adódhatnak, a második szakaszban pedig bizonyos paraméterértékek mellett a folyamat kaotikus – így értelmetlen olyan módszereket alkalmazni, amelyek célja előrejelzés. Mindazonáltal az eltolódással igazítás módszerét olyan generált idősorokra alkalmazva, amely trendstacionárius és kaotikus szakaszok között váltogatnak, pusztán a korábbi szerzők által használt kritériumokat tekintve, az EMS alkalmazásokhoz hasonló eredmények adódnak.

Az eltolódással igazítás módszere és a dollár

Egy sávosan rögzített deviza árfolyamának logaritmusát felírható a középárfolyam logaritmusára és a középárfolyamtól vett eltérés összegeként,

$$s_t = c_t + x_t \quad (1)$$

ahol

s_t az árfolyam logaritmusát,

c_t a középárfolyam logaritmusát és

x_t a középárfolyamtól való (közelítőleg százalékos) eltérést jelöli hazai valuta/külföldi valuta mértékegységben (azaz a változók növekedése jelenti a hazai valuta árfolyamgyengülését).

Az x_t változót a sávon belüli árfolyamnak nevezik. A fedezetlen kamatparitás teljesülése esetén azonos kockázatú eszközök közötti kamatkülönbség megegyezik a devizaárfolyam-változás várható értékével:

$$\frac{E_t(\Delta_k s_{t+k})}{\tau} = r_t - r_t^* \quad (2)$$

ahol

$$\Delta_k s_{t+k} = s_{t+k} - s_t,$$

$\tau = k/(\text{megfigyelések száma egy évben}),$

r_t és r_t^* az éves szintre átszámított belföldi és külföldi τ -éves kamatláb (három hónapos futamidő és évi 260 munkanap esetén például $k = 65$ és $\tau = 0,25$).

Az (1) azonosság mindkét oldalának k periódusra előretekintő várható értékét képezve, és (2)-t felhasználva, a sáv leértékelésére irányuló várakozás a kamatkülönbség és a sávon belüli árfolyamváltozás különbségként becsülhető:

$$E_t(\Delta_k c_{t+k})/\tau = r_t - r_t^* - E_t(\Delta_k x_{t+k})/\tau \quad (3)$$

Néhány oldalas algebrai levezetés után az eltolódással igazítás módszerének kidolgozói arra a következtetésre jutnak, hogy elégséges a sávon belüli árfolyam-várakozásokra becslést adni annak érdekében, hogy a leértékelési várakozások becsülhetők legyenek.

A sávon belüli árfolyamra illesztett egyenlet az alábbi általános formájú

$$x_{t+k} = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t^2 + \beta_3 x_t^3 + \beta_4 Z_t + u_t, \quad (4)$$

ahol a Z_t vektor tartalmazhatja a hazai és külföldi kamatlábakat, más EMS-devizák sávon belüli helyzetét, illetve további változókat,

β_0 vektor a leértékelések után változó konstans, azaz vakváltozók (nem átfedő) sorozata,⁷ amellyel a leértékelések közötti időszakok különbségeit próbálták megragadni.

Bertola–Svensson [1993] a következőképpen összegzi az eljárás gyakorlati eredményeit. „1. A sávon belüli árfolyamok erős várható értékhez tartást mutatnak, és a sávon belüli várható árfolyammozgás gyakran azonos nagyságú a kamatkülönbséggel. (...) 2. A sávon belüli árfolyam jelenlegi helyzete, x_t , a fő meghatározója a sávon belüli várható leértékelődésnek. (...) 3. A megvizsgált futamidőknél (egyőtől tizenkét hónapig) a lineáris specifikáció (...) következetesen elfogadható eredményekre vezetett a sávon belüli árfolyam-várakozásokra vonatkozóan, bár a frank/márka esetében Rose és Svensson alátámasztotta a harmadfokú specifikációt is. 4. A becslült leértékelési várakozások jelentős időbeli változékonyságot mutattak. (...) 5. A becslült leértékelési várakozások bizonyos mértékig előre jelezték a leértékeléseket. 6. A becslült leértékelési várakozások korreláltak néhány makroökonomiai változóval.” (706. o.)

Ehhez Svensson hozzáteszi: „Ennek a becslési eljárásnak megvan az a nagy előnye, hogy nem függ semmilyen specifikus árfolyamelmélettől; és az sem számít, hogy vajon a becslült leértékelési várakozások exogének vagy endogének (például, hogy vajon függenek-e, vagy sem az árfolyam sávon belüli jelenlegi helyzetétől).” (*Svensson* [1992b], 133. o. és *Garber–Svensson* [1995] 1883. o.)

A Bertola–Svensson-modell elméleti következtetéseit dollárra vonatkozó becslésekkel illusztrálom. A mintaperiódus 1988. január 2.–1997. március 13. között tartalmaz napi adatokat, amely a lebegő árfolyamrendszer egy részidőszaka. A lebegő árfolyam miatt nyilvánvalóan nem volt bejelentett árfolyamsáv, bár közvetlenül a mintaperiódus előtt két, részleteit tekintve titokban tartott egyezmény is született (Plaza és Louvre egyezmények) a lebegő árfolyamok stabilitásának elősegítésére. A megállapodások szellemében a nyolcvanas évek második felében többször is megpróbálták az árfolyamok alakulásába devizapiaci intervenciókkal beavatkozni, a sikertelenség miatt azonban az egyezmények végrehajtása háttérbe szorult.

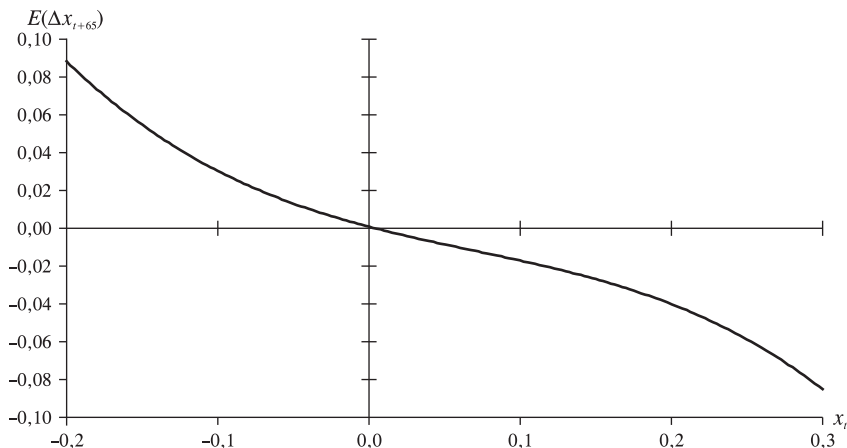
Az eltolódással igazítás módszerének alkalmazásakor a sáv hiánya csak a változókból nemlineáris becsléseknél okoz problémát. Ugyanis azáltal, hogy a sávközéptől való eltérést logaritmizált változók különbségeként számítják [(1) egyenlet], a lineáris becslésnél [azaz amikor a (4) egyenletben $\beta_2 = \beta_3 = 0$] csak a konstans értékét változtatja, ha nem a változó szintjére, hanem bármely kitüntetett értéktől mért eltérésre illesztjük regressziót. Az illusztráció kedvéért az 1–3. *ábra* egy olyan nemlineáris specifikáció eredményeit mutatja be, amelyben x_t az 1,6 márka/dollár árfolyamtól vett logaritmikus differenciát jelenti. Számos más lineáris és nemlineáris specifikációt is vizsgáltam, és a kvalitatív következtetések minden esetben megegyeztek. Hangsúlyozni kell azonban azt is, hogy a dollárra végzett becsléseknek *nem* célja a lebegő árfolyamok megfelelő előrejelezhetőségének bemutatása. Az illusztráció azt szolgálja, hogy a módszernél használt kritériumok alapján egy olyan változóra mutassa be az illeszkedés látszólagos jóságát, amely nincsen összhangban a Bertola–Svensson-elmélet feltevéseivel.

Az 1. *ábra* a sávon belüli leértékelődési várakozásokat mutatja a sávon belüli árfolyam függvényében. A görbe meredeksége negatív, és alakja konvex a sáv gyenge széle felé, és

⁷ Az első vakváltozó eggyel egyenlő az első leértékelésig, és nulla azt követően, a második vakváltozó eggyel egyenlő az első és második leértékelés között, és nulla különben stb.

1. ábra

Leértékelődési várakozás a márka/dollár árfolyamnál



konkáv az erős széle felé. A 2. ábra a 45° egyenest és a sávon belüli árfolyamra vonatkozó várakozást mutatja a sávon belüli árfolyam függvényében. Első ránézésre egyértelmű, hogy az 1. ábra alakjából következik a 2. ábra alakja. Például ha az árfolyam erősebb a sávközépnél (azaz x_t pozitív), akkor várhatóan gyengülni fog (amelyet az 1. ábrán a negatív függvényérték mutat), ezért a 2. ábrán a 45° egyenes alatt lesz a függvényérték.

A 3. ábra mutatja a 45° egyenest, a sávon belüli árfolyamot a monetarista modell becsült „fundamentális változójának” a középárfolyammal csökkentett értékével szemben [azaz $(\hat{f}_t - c_t, x_t)$ számpárokat], valamint a sávon belüli árfolyamot az „aggregált fundamentális változó” függvényében [$x_t = X(\hat{h}_t)$]. A fundamentális változókat a következőképpen definiálják (lásd például Rose–Svensson [1995] 192–193. o.).

A strukturális összefüggéseken alapuló monetarista árfolyammodell az (5) redukált árfolyamegyenlethez vezet:

$$s_t = f_t + \alpha E_t(\Delta_1 s_{t+1}), \quad \alpha > 0, \quad (5)$$

ahol f_t fundamentális változó a belföldi és külföldi jövedelmek és pénzkínálat lineáris kombinációja, és α a pénzkereslet szemielaszticitása, amely feltételezés szerint azonos a két országban. A fedezetlen kamatparitás feltételezése esetén a fundamentális változóra a (6) becslés adható:

$$\hat{f}_t = s_t - \hat{\alpha} \delta_t, \quad (6)$$

ahol

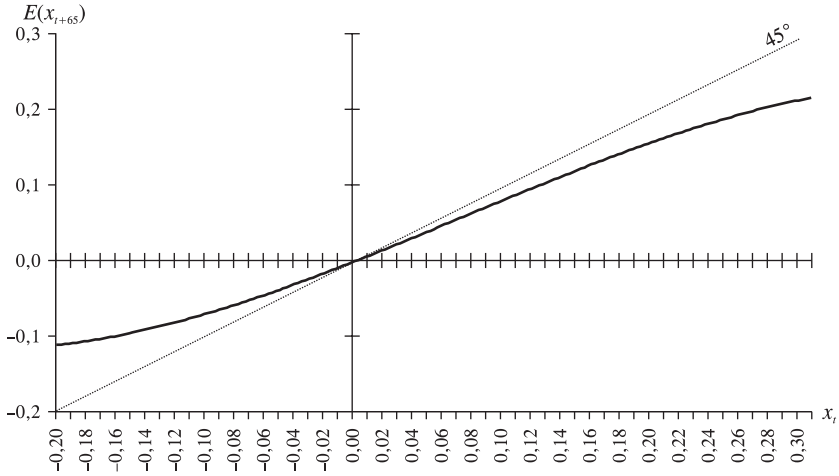
$\delta_t \equiv r_t - r_t^*$, azaz a kamatkülönbség,

$\hat{\alpha}$ pedig egy tipp vagy egy becslés α -ra.

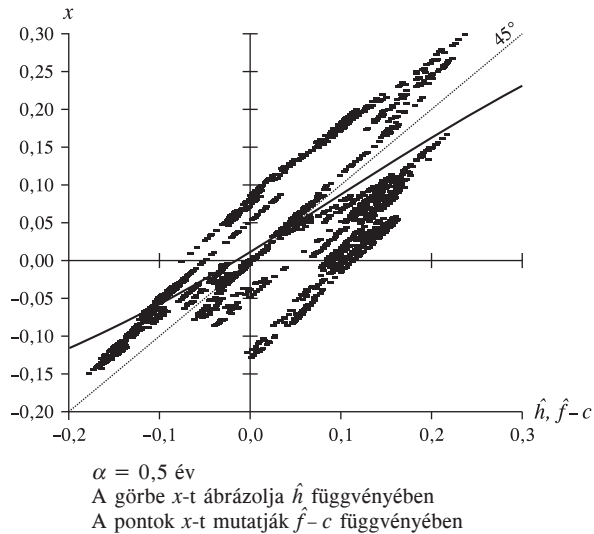
Korábbi empirikus vizsgálatok azt találták, hogy az árfolyamot a (6) összefüggés által becsült fundamentális változó függvényében ábrázolva, nem teljesülnek a Krugman-féle sávós árfolyammodell következtetései.⁸ A Bertola–Svensson-modell erre a problémára azt a megoldást szorgalmazza, hogy valójában két fundamentális változó van: a „régí” (f)

⁸ Ezen következtetést Flood–Rose–Mathienson [1991] vonta le, a későbbi irodalom azonban az eljárás számos negatívumára mutatott rá.

2. ábra
Várható „sávon belüli” márka/dollár árfolyam



3. ábra
Az márka/dollár árfolyamfüggvény



mellett a várt leértékelést (l) is figyelembe kell venni. A modell a (7) árfolyamfüggvényt állítja fel:

$$x_t = h_t + \alpha E_t(\Delta_k x_{t+k}), \quad \alpha > 0, \tag{7}$$

ahol x_t a sávon belüli árfolyam, és h_t az aggregált fundamentális változó. Utóbbit a (8) összefüggéssel definiálják:

$$\hat{h} \equiv \hat{f}_t - \hat{c}_t + \alpha \hat{l}_t, \tag{8}$$

ahol az \hat{f}_t becslés a (6) egyenlet, az \hat{l}_t becslés pedig az eltolódással igazítás módszere,

azaz a (3) összefüggés alapján adódik. A (7) egyenletben a k periódusra előtekintő várakozásokra azért van szükség, mert a szerzők a napi megfigyelési egységnél hosszabb időtávra szándékozzák a leértékelési várakozásokat vizsgálni.

A Bertola–Svensson-féle elméleti modell következtetése szerint az aggregált fundamentális változót érő egységnyi sokk egységnyinél kisebb hatást gyakorol a sávon belüli árfolyamra, azaz „mézesheti hatás” figyelhető meg.⁹ A 3. ábra alapján a dollár határozottan mézesheti hatást mutat h függvényében.

Az EMS-valutákra történő alkalmazások során csak a legegyszerűbb diagnosztikai tesztekkel használták az empirikus modellek értékelésére: a Newey–West standardhiba-bebecsléssel¹⁰ számított t -hányadosokat, a $(\beta_1 - 1)$ paraméterbecslés előjelét, az R^2 -et, a regresszió standard hibáját, és a $\beta_2 = \beta_3 = 0$ együttes hipotézis vizsgálatára vonatkozó Wald-tesztet. A közgazdasági kritériumként pedig kizárólag az illesztett és az elméleti görbékkel való összevetést szolgált. A statisztikai teszteknél a stacionárius és más feltevések mellett levezetett határeloszlásokat használták a szignifikanciaszintek meghatározásához, azaz a t -hányadosoknál a t -eloszlást¹¹ és a Wald-tesztnél a χ^2 eloszlását. A stacionaritási feltevés vizsgálatánál a $(\beta_1 - 1)$ becslés t -hányadosait a Dickey–Fuller-eloszlással vetik egybe. A felsorolt diagnosztikai vizsgálatok eredményei alapján megfelelőnek tartják a becsült egyenleteket, a közgazdasági kritériumnál pedig megállapítják, hogy szembeszökő a hasonlóság a becsült görbék és a Bertola–Svensson [1993] elméleti következtetései között. Az egyik tanulmány ugyanakkor azt is elismeri, hogy „... egyenleteink relatíve gyengén jelzik előre a bekövetkezett sávon belüli árfolyammozgást”. (Rose–Svensson [1994] 1195. o.) Ezen a kedvezőtlen eredményen úgy kerekednek felül, hogy kijelentik: a céljuk a várható és nem a tényleges jövőbeli sávon belüli árfolyam becslése. A gyenge előrejelző képesség ellenére a *Handbook of International Economics* kötetében megjelent tanulmány az alábbi következtetéseket vonja le: „Lebegő árfolyamok esetén a jövőbeli árfolyam előrejelzését általában hiábavaló kísérletnek tartják (...) Azonban itt a jövőbeli sávon belüli árfolyam várakozást kell előre jelezni; azaz a jövőbeli árfolyamnak a jövőbeli középárfolyamtól való eltérését. Ennek előrejelzése sokkal gyümölcsözőbbnek bizonyult, mint a (teljes) jövőbeli árfolyam előrejelzése, mivel – a lebegő árfolyamokkal szemben – a sávon belüli árfolyam mind elméletileg (...), mind empirikusan erős várható értékhez tartást mutat.” (Svensson [1992b] 132. o. és Garber–Svensson [1995] 1883. o.)

A lebegő dollár/márka árfolyamra készített becslések az EMS-alkalmazásoknál felhasznált statisztikai kritériumok alapján jól illeszkednek, és a közgazdasági kritériumok

⁹ A mézesheti hatás kifejezés Paul Krugmantól származik, és arra utalt, hogy egy árfolyamsáv átmenetileg stabilizálja az árfolyam alakulását, azaz a sáv létezése esetén a magyarázó változókban bekövetkező változás kisebb hatást gyakorol az árfolyamra, mintha a sáv nem létezne. Krugman azért nevezte ezt mézesheti hatásnak, mert egy sáv által okozott stabilizáció nyilvánvalóan nem tart örökké, azaz ha a magyarázó változók tartósan kedvezőtlenre fordulnak, akkor a sáv önmagában nem képes az árfolyamot stabilizálni. A Krugman-modellről és az (5) egyenletnél hivatkozott monetarista árfolyammodellről magyar nyelven lásd a Darvas–Halpern (szerk.) [1998] tanulmánykötetet.

¹⁰ A Newey–West-féle kovarianciamátrix-bebecslés konzisztens autokorreláció és heteroszkedaszticitás esetén. Véges mintánál ugyanakkor nincsen konszenzusos módszer a becslés során figyelembe vett késleltetési rend meghatározására. Az EMS-alkalmazások esetén a szerzők vagy automatikusan az előtekintés értékét használták (például havi előtekintésnél $k = 22$), vagy pedig nem említették a késleltetés rendjét, sem pedig azt, hogy végeztek-e valamilyen tesztet a rend meghatározására.

¹¹ A Rose–Svensson [1994] azonban nem említi, hogy autoregresszív paraméterbecslése nem különbözik szignifikánsan 1-től a t -eloszlás alapján sem (csak azt állapítják meg, hogy szignifikánsan eltér nullától). Ugyanakkor, mivel a modell nemlineáris, még ha az autoregresszív paraméter 1-gyel lenne egyenlő, vagy akár bizonyos mértékben meghaladná az 1-et, a folyamat stacionárius lehetne, ha a négyzetre és köbre emelt tagok paraméterei megfelelő tartományban lennének.

kat tekintve megállapítható a szembeszökő hasonlóság a becslések és a Bertola–Svensson-elmélet görbéi között. Ezen eredmények élesen szemben állnak az előző bekezdésben idézett következtetéssel, ezért érdemes megvizsgálni az alkalmazott statisztikai és közgazdasági kritériumokat.

Kritika és lehetséges magyarázatok

Az aggregált fundamentális változó és az ábrák közös forrása

Az aggregált fundamentális változó bemutatásánál felvezetett (5)–(8) egyenletek Rose–Svensson [1995] (192–193. o.) tanulmányából származtak. Meglepő, hogy a szerzők itt megálltak, és egy utolsó lépést nem tettek meg: (6)-t (8)-ba helyettesítve és felhasználva, hogy $\hat{\delta} = \hat{l}_t + E_t(\Delta_k x_{t+k})$, a következő adódik:

$$\hat{h} \equiv \hat{f}_t - c_t + \hat{\alpha} \hat{l}_t = s_t - \hat{\alpha} \hat{\delta}_t - c_t + \hat{\alpha} [\hat{\delta} - E_t(\Delta_k x_{t+k})] = x_t - \hat{\alpha} E_t(\Delta_k x_{t+k}). \quad (9)$$

Tehát az aggregált fundamentális változó empirikus definíciója nem más, mint a sávon belüli árfolyamnak a becsült sávon belüli várható árfolyamváltozás $\hat{\alpha}$ -szorosával csökkentett értéke. Az aggregált fundamentális változó egyáltalán nem tűnik egy közgazdaságilag „alapvető” folyamatnak: valójában a megmagyarázni szándékozott változó és egy *ad hoc* regresszió előrejelzésének kombinációja. Mivel $\hat{\alpha}$ pozitív, és feltételezve, hogy az 1. ábra empirikus becslése megegyezik az elméleti összefüggéssel, az $[x_t - \hat{\alpha} E_t(\Delta_k x_{t+k}), x_t]$ pontok ábrázolása biztosítja a mézesheti hatást. Pozitív x esetén az abszcissa nagyobb az ordinátánál, negatív x esetén pedig fordítva.

Korábban szerepelt, hogy az 1. ábrából következik a 2. ábra. A fenti levezetés rámutatott, az 1. ábrából következik 3. ábra is, tehát elégséges az 1. ábrát vizsgálni. Az 1. ábra egy harmadfokú polinom ábrázolása, amelyben x tartománya az árfolyamsáv, például az EMS esetén mínusz 2,25 százaléktól plusz 2,25 százalékgig. Minden harmadfokú polinom plusz és mínusz végtelenbe tart az x tengely két vége felé, az előjeleket pedig a harmadfokú tag paramétere határozza meg.

Vonjuk ki x_t -t a (4) egyenlet mindkét oldalából, és jelöljük y_t -vel az $y_t = (x_{t+22} - x_t)$ különbséget, tekintsünk el a Z_t vektortól és a reziduális változótól, továbbá a vakváltozók sorozata helyett csak egy konstans legyen. Így a (10) harmadfokú polinomhoz jutunk:

$$y_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1)x_t + \beta_2 x_t^2 + \beta_3 x_t^3. \quad (10)$$

Az 1. ábra ezt a polinomot ábrázolja az $x_t \in [-B, B]$ tartományban, ahol B a középárfo-lyamtól mért lehető legnagyobb százalékos eltérést mutatja. Ha az első derivált mindenhol negatív, akkor a görbe mindenhol negatív meredekségű lesz, azaz ha a

$$(\beta_1 - 1) + 3\beta_3 x_t^2 < -2\beta_2 x_t \quad (11)$$

feltétel teljesül minden x_t -re. Mivel (10) egy harmadfokú polinom, ezért a görbülete az $x = -\beta_2/(3\beta_3)$ pontban konkávból konvexbe vált, vagy fordítva (természetesen akkor, ha $\beta_3 \neq 0$). Ha β_3 negatív, akkor a (10) polinom plusz végtelenbe tart balra az x tengely mentén, és mínusz végtelenbe jobbra.

A (11) feltétel teljesülése és β_3 negativitása tehát elégséges ahhoz, hogy a (10) polinom ábrázolása az 1. ábrához hasonló legyen. Ezeknél fogva egyszerűsödik a rejtély feltárása, hiszen elég azt vizsgálni, hogy a (4) egyenlet illesztésének létezhet-e olyan statisztikai tulajdonsága, amely e feltételeket nagy valószínűséggel kielégíti.

Monte-Carlo szimulációk egységgyökfolyamatokra

Régóta ismert, hogy az elsőrendű autoregresszióban $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$ - véges minta esetén a legkisebb négyzetek módszerével (KLNМ) végzett paraméterbecslés lefelé torzított mind stacionárius, mind egységgyökfolyamat esetén. A becslőfüggvény határeloszlása, pontosabban a becslőfüggvény és az elméleti paraméter eltérése megfelelő konvergenciasebességgel megszorított értékének határeloszlása szimmetrikus stacionárius esetben (azaz $|\rho| < 1$ esetben $\sqrt{T}(\hat{\rho} - \rho)$), de aszimmetrikus egységgyök esetén (azaz $\rho = 1$ esetben $T(\hat{\rho} - 1)$), utóbbinál a negatív értékek sokkal valószínűbbek.

A harmadfokú polinomiális autoregresszió paraméterbecsléseinek eloszlását azonban eddig még nem vizsgálták.¹² Ezért elsőként a

$$x_{t+k} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_t + \hat{\beta}_2 x_t^2 + \hat{\beta}_3 x_t^3 + \hat{u}_t \quad (12)$$

regresszió paraméterbecsléseinek eloszlását vizsgáltam véletlen bolyongásnál, azaz az $y_t = y_{t-1} + u_t$ folyamatnál, ahol $y_0 \sim N(0,1)$ és $u_t \sim$ független és azonos eloszlású (FAE) $N(0,1)$, valamint $k = 22$. A becslést húszezerszer¹³ végeztem el különböző mintaelemszámok mellett. Belátható, hogy a négy paraméter konvergenciasebessége $T^{1/2}$, T , $T^{3/2}$ és T^2 .¹⁴ Az aszimptotikus eloszlások illusztrálása céljából a 4. ábra mutatja $T=100\ 000$ mintánál a becslött és a populációs paraméterérték különbségének a megfelelő konvergenciasebességgel szorzott értékeit (a 4. ábra adatainál negyvenezres ismétlésszámot alkalmaztam).

Az 1. táblázatot a Newey–West-hibákkal számított t -hányadosok, valamint a $\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_1 - 1 = \hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = 0$ és a $\hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = 0$ együttes hipotézisekre vonatkozó Wald-tesztek kritikus értékeit mutatja. Az statisztikák összehasonlíthatósága céljából az 1. táblázat tartalmazza a standard normális eloszlás, a Dickey–Fuller eloszlás, a $\chi^2(4)$ és $\chi^2(2)$ eloszlások kritikus értékeit. Stacionárius esetben független és azonos eloszlású reziduális változó esetén a négy paraméterbecslés t -hányadosának határeloszlása normális, a Wald-tesztéké pedig χ^2 . Egységgyökfolyamat esetén az elsőrendű autoregressziónál a $(\hat{\beta}_1 - 1)$ hipotézis t -hányadosa Dickey–Fuller-eloszlást követ.

Megállapítható, hogy a paraméterek és t -hányadosaik eloszlásai különböznek egymástól és a Dickey–Fuller-eloszlásoktól is. A következő lényeges vonások emelhetők ki.

1. mindhárom paraméter becslése konzisztens;
2. a $\hat{\beta}_1$ és a $\hat{\beta}_3$ becslések lefelé torzítottak ($\hat{\beta}_3$ gyakrabban), míg $\hat{\beta}_2$ becslése nem;
3. a $\hat{\beta}_1$ és a $\hat{\beta}_3$ határeloszlása aszimmetrikus, míg a $\hat{\beta}_2$ esetén szimmetrikus;
4. minél nagyobb a mintaelemszám, annál valószínűbb, hogy $\hat{\beta}_3$ becslés negatív, amely látszólag szignifikáns 5 százalékos szinten;
5. annak a valószínűsége, hogy $\hat{\beta}_3 < 0$, magasabb 90 százaléknál;
6. a t -hányados kritikus értékei 5 százalékos szinten $T = 3000$ mellett (ilyen nagyság-

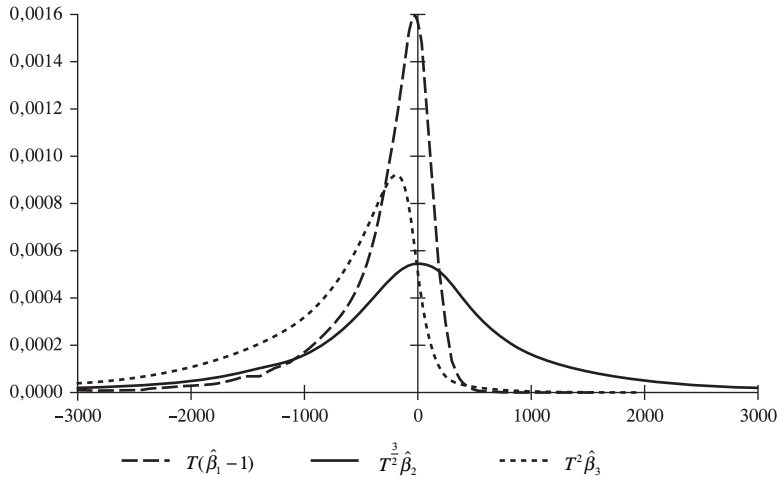
¹² Pontosabban, az irodalomban személyesen nem találtam nyomát ennek, és ennek ellenkezőjére nem hívták fel a figyelmemet azok a professzorok, akikkel konzultáltam, illetve a tanulmányról tartott előadások hallgatói.

¹³ Monte-Carlo szimulációknál ennél nagyobb ismétlésszámot szoktak alkalmazni, például a Dickey–Fuller-táblázatok kilencvenes években történt újraszámolásakor négymillió ismétlésszámot használtak. Ugyanakkor néhány ezres ismétlésszám mellett is már meglehetősen pontos képet lehet alkotni az eloszlásokról, sőt a hetvenes években például Granger–Newbold [1974] mindössze százaz ismétlésszám segítségével közölt fontos, és azóta is elfogadott eredményeket. A húszezres ismétlésszám mellett a Dickey–Fuller-táblázatokat is újraszámoltam, amelyek gyakorlatilag azonosak az ökonometriai könyvekben közölt táblázatokkal, így a közelítési hibát alacsonynak vehetjük.

¹⁴ Az eloszlások analitikus levezetése egy másik tanulmány tárgya. Az is belátható, hogy még a hibata-gokra vonatkozó kevésbé megszorító feltevések mellett, ha a folyamat egységgyököt tartalmaz, akkor a határeloszlások ugyanazok.

4. ábra

A polinomiális autoregresszió paraméterbecsléseinek aszimptotikus eloszlásai



Az ábrán látható sűrűségfüggvények az $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim \text{FAE } N(0, 1)$, $t = -20, -19, \dots, -1, 0, 1, \dots, 100\,000$, $x_{21} \sim N(0, 1)$ adatgeneráló folyamatra illesztett $x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-22} + \beta_2 x_{t-22}^2 + \beta_3 x_{t-22}^3$ egyenlet paraméterbecsléseinek eloszlásait mutatják. Ismétlésszám: 40 000.

rendű mintaelemszámot használtak az EMS-nél) $\hat{\beta}_1 - 1$ és $\hat{\beta}_3$ teszteléséhez egyoldali próba esetén $-10,44$ és $-12,23$ KLNМ-hibák, valamint $-3,10$ és $-3,56$ HAC-hibák (22 késleltetéssel) esetén, míg $\hat{\beta}_2$ teszteléséhez kétoldali próba esetén $-11,2$ (KLNМ-hiba) és $-3,25$ (HAC-hiba);

7. a $\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_1 - 1 = \hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = 0$ és a $\hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = 0$ együttes hipotézisekre vonatkozó (HAC-kovarianciamátrixszal számított) Wald-tesztek kritikus értékei jelentősen meghaladják a $\chi^2(4)$ és $\chi^2(2)$ eloszlás kritikus értékeit, amelyek jellemeznék az eloszlást stacionárius vagy trendstacionárius esetekben;

8. R^2 növekszik a mintaelemszámmal.

A fenti eredmények azt jelentik, hogy (11) feltétel pontosan teljesül a paraméterbecslések várható értékeire, mivel

$$\begin{cases} E(\hat{\beta}_1 - 1) < 0 \\ E(\hat{\beta}_3) < 0 \Rightarrow E(\hat{\beta}_1 - 1) + 3E(\hat{\beta}_3)x_t^2 < -2E(\hat{\beta}_2)x_t \quad \forall x_t. \\ E(\hat{\beta}_2) = 0 \end{cases} \quad (13)$$

Ebből az következik, hogy ha egy sztochasztikus folyamat egységgyököt tartalmaz, akkor a paraméterbecslések várható értékei a Bertola-Svensson-elmélet 1. ábrájához vezetnek, és így a korábbiaknak megfelelően a 2. és a 3. ábrákhoz is. Ezért egységgyök létezése nagy valószínűséggel egyaránt kielégíti az eltolódással igazítás módszerénél vizsgált statisztikai és közgazdasági feltételeket is – függetlenül attól, hogy sávosan rögzített árfolyam- vagy bármilyen más folyamatról van-e szó.

I. táblázat
 A polinomiális autoregresszió néhány tesztstatisztikájának kritikus értékei különböző mintaelemszámok mellett véletlen bolyongás esetén

| Kritikus érték | $\hat{\beta}_0 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}^{(NW)}$ | | | | | $(\hat{\beta}_1 - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}^{(NW)}$ | | | | | $\hat{\beta}_2 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2}^{(NW)}$ | | | | | SN | DF | | | | | |
|-------------------|---|-------|-------|--------|---------|---|-------|-------|--------|---------|---|-------|-------|--------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|---------|
| | 500 | 1000 | 3000 | 10 000 | 100 000 | 500 | 1000 | 3000 | 10 000 | 100 000 | 500 | 1000 | 3000 | 10 000 | 100 000 | | | 500 | 1000 | 3000 | 10 000 | 100 000 |
| | mintaelemszám esetén | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | -7,40 | -5,53 | -4,23 | -3,68 | -3,45 | -5,05 | -4,38 | -4,04 | -3,77 | -3,66 | -4,20 | -4,05 | -3,78 | -3,63 | -3,44 | -3,43 | -3,37 | -3,22 | -3,18 | -3,05 | -2,33 | -3,45 |
| 2,5 | -5,41 | -4,44 | -3,57 | -3,16 | -3,05 | -4,16 | -3,82 | -3,54 | -3,31 | -3,21 | -3,43 | -3,37 | -3,22 | -3,18 | -3,05 | -2,82 | -2,89 | -2,80 | -2,75 | -2,66 | -2,87 | -3,13 |
| 5 | -4,19 | -3,61 | -3,01 | -2,72 | -2,63 | -3,53 | -3,34 | -3,10 | -2,96 | -2,85 | -2,82 | -2,89 | -2,80 | -2,75 | -2,66 | -2,20 | -2,31 | -2,30 | -2,25 | -2,19 | -2,87 | -2,87 |
| 10 | -3,09 | -2,73 | -2,38 | -2,17 | -2,15 | -2,87 | -2,75 | -2,62 | -2,49 | -2,40 | -2,20 | -2,31 | -2,30 | -2,25 | -2,19 | -1,17 | -1,32 | -1,34 | -1,34 | -1,28 | -2,57 | -2,57 |
| 25 | -1,46 | -1,37 | -1,29 | -1,25 | -1,25 | -1,92 | -1,90 | -1,82 | -1,73 | -1,71 | -1,17 | -1,32 | -1,34 | -1,34 | -1,33 | 0,00 | -0,03 | 0,01 | 0,00 | 0,04 | -2,09 | -2,09 |
| 50 | -0,01 | -0,01 | 0,00 | 0,03 | 0,03 | -0,92 | -0,96 | -0,94 | -0,89 | -0,88 | 0,00 | -0,03 | 0,01 | 0,00 | 0,04 | 1,14 | 1,27 | 1,39 | 1,35 | 1,33 | -1,57 | -1,57 |
| 75 | 1,48 | 1,32 | 1,32 | 1,25 | 1,28 | 0,01 | 0,00 | 0,03 | 0,03 | 0,02 | 1,14 | 1,27 | 1,39 | 1,35 | 1,33 | 2,17 | 2,24 | 2,32 | 2,26 | 2,21 | -1,02 | -1,02 |
| 90 | 3,13 | 2,70 | 2,41 | 2,18 | 2,11 | 0,87 | 0,89 | 0,99 | 1,00 | 1,04 | 2,17 | 2,24 | 2,32 | 2,26 | 2,21 | 2,78 | 2,80 | 2,85 | 2,73 | 2,68 | -0,45 | -0,45 |
| 95 | 4,31 | 3,57 | 3,02 | 2,72 | 2,56 | 1,39 | 1,46 | 1,56 | 1,56 | 1,63 | 2,78 | 2,80 | 2,85 | 2,73 | 2,68 | 3,33 | 3,37 | 3,31 | 3,15 | 3,07 | 0,06 | 0,06 |
| 97,5 | 5,67 | 4,32 | 3,54 | 3,20 | 2,98 | 1,95 | 1,98 | 2,03 | 2,07 | 2,08 | 3,33 | 3,37 | 3,31 | 3,15 | 3,07 | 4,09 | 3,92 | 3,79 | 3,63 | 3,49 | 0,25 | 0,25 |
| 99 | 7,82 | 5,27 | 4,30 | 3,71 | 3,45 | 2,55 | 2,58 | 2,57 | 2,66 | 2,57 | 4,09 | 3,92 | 3,79 | 3,63 | 3,49 | | | | | | 0,62 | 0,62 |

| Kritikus érték (százalék) | $\hat{\beta}_3 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_3}^{(NW)}$ | | | | | | | | | | $W1^{(NW)}$ | | | | | | | | | | $W2^{(NW)}$ | | | | | | | | | |
|---------------------------------|---|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|---------|-------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|---------|-------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|---------|-------|
| | 500 | | 1000 | | 3000 | | 10 000 | | 100 000 | | 500 | | 1000 | | 3000 | | 10 000 | | 100 000 | | 500 | | 1000 | | 3000 | | 10 000 | | 100 000 | |
| | mintaelemszám esetén | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | -5,09 | -4,89 | -4,39 | -4,22 | -4,00 | 4,85 | 3,81 | 3,08 | 2,83 | 1,61 | 0,06 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,06 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,01 | 0,30 | 0,020 |
| 2,5 | -4,36 | -4,26 | -3,95 | -3,79 | -3,61 | 6,34 | 4,97 | 3,94 | 3,58 | 3,04 | 0,15 | 0,19 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,15 | 0,19 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,12 | 0,48 | 0,051 |
| 5 | -3,79 | -3,75 | -3,56 | -3,42 | -3,28 | 7,99 | 6,18 | 4,86 | 4,27 | 3,93 | 0,32 | 0,36 | 0,38 | 0,37 | 0,30 | 0,37 | 0,30 | 0,37 | 0,30 | 0,32 | 0,36 | 0,38 | 0,37 | 0,30 | 0,37 | 0,30 | 0,30 | 0,71 | 0,103 | |
| 10 | -3,10 | -3,19 | -3,11 | -3,01 | -2,92 | 10,42 | 7,86 | 6,08 | 5,22 | 4,94 | 0,63 | 0,74 | 0,76 | 0,72 | 0,66 | 0,72 | 0,66 | 0,72 | 0,66 | 0,63 | 0,74 | 0,76 | 0,72 | 0,66 | 0,72 | 0,66 | 1,06 | 0,211 | | |
| 25 | -2,20 | -2,38 | -2,42 | -2,36 | -2,30 | 15,86 | 11,45 | 8,64 | 7,43 | 6,91 | 1,75 | 1,89 | 1,88 | 1,80 | 1,67 | 1,92 | 1,67 | 1,92 | 1,67 | 1,75 | 1,89 | 1,88 | 1,80 | 1,67 | 1,92 | 1,67 | 1,92 | 0,575 | | |
| 50 | -1,30 | -1,55 | -1,65 | -1,63 | -1,59 | 26,30 | 17,45 | 12,47 | 10,64 | 9,72 | 4,16 | 4,21 | 4,12 | 3,80 | 3,60 | 3,36 | 3,60 | 3,36 | 3,60 | 4,16 | 4,21 | 4,12 | 3,80 | 3,60 | 3,36 | 3,60 | 3,36 | 1,39 | | |
| 75 | -0,49 | -0,74 | -0,89 | -0,93 | -0,92 | 46,43 | 27,32 | 17,88 | 14,80 | 13,29 | 8,47 | 8,02 | 7,49 | 6,99 | 6,43 | 5,39 | 6,43 | 5,39 | 6,43 | 8,47 | 8,02 | 7,49 | 6,99 | 6,43 | 5,39 | 6,43 | 5,39 | 2,77 | | |
| 90 | 0,26 | -0,03 | -0,21 | -0,30 | -0,30 | 84,09 | 41,78 | 24,67 | 19,72 | 17,28 | 15,34 | 13,28 | 11,66 | 10,78 | 9,66 | 7,78 | 9,66 | 7,78 | 9,66 | 15,34 | 13,28 | 11,66 | 10,78 | 9,66 | 7,78 | 9,66 | 7,78 | 4,61 | | |
| 95 | 0,74 | 0,42 | 0,22 | 0,09 | 0,06 | 126,9 | 54,85 | 29,78 | 23,29 | 19,81 | 20,95 | 17,57 | 14,80 | 13,55 | 11,95 | 9,49 | 11,95 | 9,49 | 13,55 | 20,95 | 17,57 | 14,80 | 13,55 | 11,95 | 9,49 | 11,95 | 9,49 | 5,99 | | |
| 97,5 | 1,17 | 0,83 | 0,59 | 0,43 | 0,37 | 184,8 | 70,98 | 35,07 | 27,00 | 22,00 | 27,41 | 21,91 | 17,91 | 16,37 | 13,99 | 11,14 | 13,99 | 11,14 | 16,37 | 27,41 | 21,91 | 17,91 | 16,37 | 13,99 | 11,14 | 13,99 | 11,14 | 7,38 | | |
| 99 | 1,65 | 1,29 | 1,06 | 0,82 | 0,74 | 284,0 | 99,11 | 43,16 | 31,95 | 24,35 | 37,09 | 28,06 | 22,20 | 19,88 | 16,30 | 13,28 | 16,30 | 13,28 | 19,88 | 37,09 | 28,06 | 22,20 | 19,88 | 16,30 | 13,28 | 16,30 | 13,28 | 9,21 | | |

Adatgeneráló folyamat: $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim \text{FAE } N(0, 1)$, $t = -20, -19, \dots, -1, 0, 1, \dots, T$, $x_{-21} \sim N(0, 1)$, illesztett egyenlet: $x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-22} + \beta_2 x_{t-22}^2 + \beta_3 x_{t-22}^3$, a t -hányadosok a Newey-West heteroszkedaszticitás és autokorreláció esetén konzisztens (HAC) standard hibák segítségével készültek (22 késleltetés), SN: standard normális eloszlás, DF: Dickey-Fuller-eloszlás, nagy minta esetén $W1^{(NW)}$: $\beta_0 = \beta_1 - 1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ a együttes hipotézisekre vonatkozó Wald-teszt HAC-variancia-kovariancia mátrix alapján, $W2^{(NW)}$: a $\beta_2 = \beta_3 = 0$ együttes hipotézisekre vonatkozó Wald-teszt HAC-variancia-kovariancia mátrix alapján, ismétlésszám: 20 000 minden T -re. A kritikus értékek azt mutatják, hogy a táblázatban szereplő értékektől balra az eloszlás hány százaléka található.

A szimulált eloszlások már használhatók hipotézisvizsgálásra azon nullhipotézis mellett, hogy a folyamat egységgyököt tartalmaz. A megfelelő kritikus értékeket használva sem az EMS-alkalmazások, sem jelen tanulmány dollárra vonatkozó becslései nem különböznek szignifikánsan a véletlen bolyongástól, akár a lineáris, akár a nemlineáris specifikációról van szó, mind a paraméterek eloszlásait, mind a t -hányadosok eloszlásait, mind a Wald-tesztek eloszlásait tekintve.

Monte-Carlo szimulációk stacionárius folyamatokra

A következő kérdés, hogy vajon stacionárius folyamatok esetén milyen következtetést lehet levonni a becslések tulajdonságaira. Egy lehetséges eljárás a (12) egyenlet alkalmazása másodrendű autoregresszív folyamatokra különböző gyökök mellett. Egy nulla várható értékű $AR(2)$ folyamat például (14) alakba írható

$$(1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L)x_t = \varepsilon_t, \quad (14)$$

ahol

λ_i jelöli az invertált gyököket (amelyeknek az egységkörön belül kell lenniük a stacionaritáshoz),

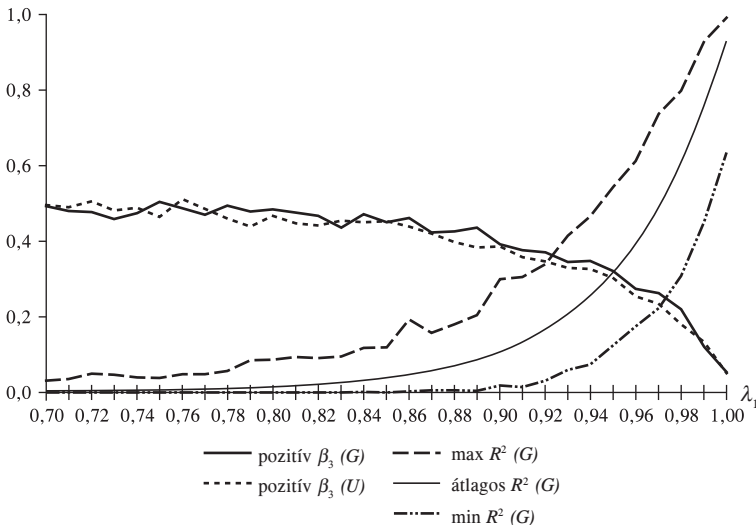
L a késleltetési operátort,

ε_t a fehér zaj folyamatot.

A λ_2 értékét 0,5-nek vettem, majd λ_1 -et 0,70-tól 1,00-ig léptettem 0,01 lépésközzel különböző gyökpárok létrehozásához. Minden egyes gyökpárhoz generáltam ezer $AR(2)$ folyamatot normális eloszlású (G) fehér zaj és másik ezret egyenletes eloszlású (U) fehér zaj segítségével $t = 1, \dots, 3023$ mellett, majd a (12) egyenletet illesztettem. A 5. ábra mutatja, hogy a becslések hány százalékában volt β_3 pozitív mindkét eloszlás esetén, valamint az R^2 legkisebb, legnagyobb, és átlagos értékét normális eloszlás esetén.

5. ábra

A (12) egyenlet illesztése $AR(2)$ folyamatokra különböző domináns invertált gyökök esetén



Az 5. ábra alapján minél közelebb van a domináns invertált gyök 1-hez, annál nagyobb arányban adódik negatív becslés β_3 -ra, például 0,98-as domináns gyök esetén is közel 80 százalékban negatív érték adódott átlagosan 0,6-os R^2 mellett. Mindhárom jobb oldali változó becslött p értéke (helytelenül a t -eloszlást használva) nulla közeli értékre csökken a domináns invertált gyök 1-hez közeledésével, bár tudjuk, hogy a tényleges adatgeneráló folyamatban [azaz a (14) egyenletben] nincsenek nemlineáris hatások. Amikor a domináns invertált gyök távol van 1-től, „az illeszkedés jósága” drasztikusan esik, és β_3 negativitásának esélye ötven százalékra csökken. Szimulációkat végezve „szabályozott” véletlen bolyongásokra és stacionárius autoregresszív folyamatokra (azaz olyan idősorokra, amelyek ha kimozdulnának egy előre meghatározott sávból, akkor a sáv szélére korlátozóttak), az eredmények változatlanok. Ezek az eredmények megerősítik azt a következtetést, hogy az 1-hez közeli autoregresszív gyök fontos szerepet játszhat nemlineáris hatások látszólagos kimutatásában.

A sávon belüli árfolyamtól való függés

A paraméterek torzítottságának kedvezőtlen következménye egy közgazdaságilag racionálisnak tűnő eredmény lehet, amelynél nem zárható ki, hogy a valós adatgeneráló folyamatban nem létezik és csak a torzítás eredményeként alakul ki hamisan.

Jelöljük $g(x_t)$ -vel a jelenbeli sávon belüli árfolyam és a sávon belüli árfolyam megváltozása közötti kapcsolatot leíró függvényt, azaz a (4) egyenlet jobb oldalának x_t -vel csökkentett értékét, és tegyük fel, hogy $\partial g(x_t) / \partial x_t = 0$, de $\partial \hat{g}(x_t) / \partial x_t < 0$, azaz a becslés miatt látszólagosan sávközéphez tartás alakult ki, bár valójában nincsen ilyen hatás. Az általánosság megsértése nélkül legyen $\Delta_k x_{t+k} \equiv g(x_t) = \beta_0 + (\beta_1 - 1)x_t$, ahol $\beta_1 = 1$. Ekkor tudjuk, hogy $\tilde{\beta}_1 \equiv E(\beta_1) < 1$, továbbá jelölje $\tilde{\beta}_0 \equiv E(\beta_0)$. Ezeket a (3) egyenletbe helyettesítve, adódik a sávközép leértékelésének várható értéke

$$E_t(\Delta_k c_{t+k}) = -\tilde{\beta}_0 + \tau(r_t - r_t^*) - (\tilde{\beta}_1 - 1)x_t. \quad (15)$$

A (15) egyenlet alapján egyértelmű, hogy Svenssonnak azon megállapítása nem igaz, amely szerint a sáv becslött leértékelése független az árfolyam jelenlegi sávon belüli helyzetétől.¹⁵ Minél leértékeltőbb a sávon belül az árfolyam, annál nagyobb a becslött leértékelési várakozás. Közgazdaságilag ez elfogadható hipotézis, de a probléma éppen az, hogy a becslés alapján – a szokásos hipotézistesztelési eloszlásokat használva – nem lehet eldönteni, hogy e tulajdonság valóban az adatgeneráló folyamat része, vagy csak az ökonometriai becslés torzításának következménye.

A (15) egyenletben a kamatkülönbség paramétere – helyesen – pozitív, azaz minél magasabb a kamatkülönbség, annál nagyobb a leértékelés becslött várható értéke. Leértékelések előtt általában jelentősen emelkedni szokott a kamatláb, így nem lehet csodálkozni azon, hogy a modell képes bizonyos mértékben előre jelezni a leértékeléseket. Kérdéses azonban, hogy a kamatkülönbség egyszerű kiszámolása mellett van-e további haszna a sávon belüli árfolyamra felírt, kedvezőtlen statisztikai tulajdonságokkal rendelkező *ad hoc* modellből származó előrejelzés használatának.

¹⁵ Ez a megállapítás természetesen érvényes minden olyan specifikációra (így a korábban vizsgált nemlineárisra), amely a várható értékhez tartást feltételezi vagy következteti.

Egységgyök

Hangsúlyozni kell, nem az a valódi kérdés, hogy sávon belüli árfolyam tartalmaz-e egységgyököt. Az egységgyök ugyanis örökké növekvő varianciát és – szemléletesen fogalmazva – a bárhova kerülés lehetőségét jelenti a mintaelemszám növekedésével. Ezek semmiképpen sem egy sávon belüli árfolyam jellemzői, hiszen a sávon belüli árfolyam mindig a sávon belül van, devizapiaci nyomás hatására a sávot leértékeli (vagy kiszélesítik, eltörlik). A valódi kérdések, hogy vajon a sávon belüli árfolyam mindentől függetlenül modellezhető-e, hogyan modellezendő, és vajon a teljes mintában azonos adatgeneráló folyamat feltételezése helytálló-e.

Mindazonáltal *Bertola–Svensson* [1993] kijelentik, hogy a sávon belüli árfolyamok esetén az egységgyök nullhipotézisét elvetették. *Rose–Svensson* [1995] nem említ semmilyen egységgyöktesztet sem, *Svensson* [1993] pedig a (4) egyenlet lineáris változatát tekinti megfelelő tesztnek, amelynél Z_t a hazai és külföldi kamatlábakat tartalmazza, és a Dickey–Fuller-féle kritikus értékeket használja. Ezzel az eljárással szemben azonban komoly módszertani problémák merülnek fel. A Dickey–Fuller-táblázatok ugyanis olyan esetekre vonatkoznak, amikor *a*) a konstans állandó, *b*) $k=1^{16}$ és *c*) nincsenek más magyarázó változók az egyenletben. *Svensson* semmit sem említ a kamatlábak statisztikai tulajdonságairól. Elméletileg mind a három tényező érvényteleníti a Dickey–Fuller-táblázatokat. Egy meggyőző empirikus bemutatása ennek éppen a lebegő árfolyamokra vonatkozó eredmények. A *t*-hányadosok KLMN-hibákkal számolva –9,8 és –26,9 között alakultak három hónapos időtávon; –26,7 és –64,1 között egy évet tekintve, míg HAC-hibák esetén a két időtávra rendre –2,65 és –7,92 közötti, valamint a –11,85 és –23,36 közötti tartományban mozogtak. Ezeket összevetve a –2,87 Dickey–Fuller-féle kritikus értékkel, egy kivétellel minden esetben „elvethető” lenne az egységgyök nullhipotézise, bár az elmúlt húsz évben nem található olyan tanulmány, amely a dollár árfolyamaira korrekt módon alkalmazott Dickey–Fuller-tesztel el tudta volna vetni a nullhipotézist.

Monte-Carlo szimuláció segítségével meghatározhatók a kritikus értékek a teszt egyenlet *a*) és *b*) egyenlet módosításaihoz. A megfelelő kritikus értékeket¹⁷ használva, az eredmények összhangban állnak a korábbiakkal, azaz – a holland forint kivételével – nem lehet elvetni az egységgyök nullhipotézisét sem az EMS-tagországok valutái, sem az amerikai dollár esetében.

Megfelelően alkalmazott Dickey–Fuller-tesztet közöl *Lindberg–Söderlind* [1994] a svéd koronára. Érdekes módon az általuk vizsgált kilencéves időszak egészére (1982. január–1990. november) vissza tudták utasítani az egységgyök nullhipotézisét, azonban két, egyenként három és fél éves részidőszakra már nem (1982. január–1985. június és 1986. február–1989. október).

Utalni lehet az irodalom azon megállapításaira, hogy milyen nehezen különböztethető meg véges mintában egymástól egy egységgyök és egy stacionárius folyamat.¹⁸ Mindazonáltal egy számítógépnek kiadott autoregresszív közelítési feladat fog egy becslést adni a domináns invertált autoregresszív gyökre. Szintén idézzük fel, hogy *Rose–Svensson* [1995] csak a frank/márka árfolyamnál talál nemlineáris hatásokat. Lehetséges, hogy a frank/márka sávon belüli árfolyam autoregresszív reprezentációjának van a legnagyobb invertált gyöke az EMS-országok között, és pusztán ez vezetett a szignifikánsnak látszó nem-

¹⁶ A $k > 1$ esetet az „átfedő megfigyelések” (*overlapping observations*) problémájának nevezik. Lásd például *Hansen–Hodrick* [1980].

¹⁷ Részletes táblázatokat lásd *Darvas* [1998].

¹⁸ Lásd például *Hamilton* [1994], 444–447.o.

lineáris eredményekhez.¹⁹ Egy másik lehetséges magyarázat az lehet (amely az előbbit nem zárja ki), hogy a sávon belüli árfolyam lokálisan folytat véletlen bolyongást bizonyos időszakokban, azaz például egy-egy leértékelés, sávon belüli intervenció, vagy más esemény után újra kezdődik a folyamat, így a variancia nem korlátlanul növekszik.

Kamatparitás

Az eltolódással igazítás módszerének kulcsfeltétele a fedezetlen kamatparitás hipotézise. Lebegő árfolyamú devizák esetén számtalan tanulmány elvetette ezt a hipotézist.²⁰ A sávós árfolyamokra *Svensson* [1992a] elméleti keretben vizsgálta a kockázati prémiumot, és azt találta, hogy a sávon belüli mozgásból eredő prémium nagyon alacsony, a sáv leértékeléséből származó prémium pedig bár némileg magasabb, de a kamatkülönbséghez képest kicsi, így a fedezetlen kamatparitás jó közelítés lehet. Más szerzők ugyanakkor a kockázati prémium magas értékeiről számolnak be sávós árfolyamok gyakorlati vizsgálatai alapján.²¹

Az időponttól függő sávon belüli árfolyamfolyamat

Az egyik legfontosabb ellenvetés az eltolódással igazítás módszerével szemben, hogy kimondatlanul is feltételezi a sávon belüli árfolyamot generáló folyamat változatlanságát két leértékelés között. Bár *Rose–Svensson* [1995] kijelentik, hogy „nincsen elméleti ok a sávon belüli árfolyam azonos sztochasztikus folyamatának feltételezésére az összes rezsimben” (184. o.),²² de kimondatlanul is feltételezik, hogy a folyamat azonos egy rezsimen belül. Elméletileg azonban semmilyen okunk sincsen e feltételezésre. Ésszerűbbnek tűnik például azt feltételezni, hogy a folyamatnak más jellemzői vannak „nagy” és „kicsi” leértékelési kockázatú időszakokban.

Az előrejelezhetetlenség modellje

Tételezzük fel, hogy egy tartósan gyenge devizájú országról van szó, azaz például az infláció bizonyos okoknál fogva magasabb a partnerországokénál, és a külkereskedelmi mérleg romlik a leértékelés elhalasztásának időszakában. Tegyük fel, hogy egy leértékelés nélküli időszak két részidőszakra bontható: 1. az előző leértékelést stacionárius sávon belüli árfolyamfolyamat követ elsőként, majd 2. egy bizonyos pontnál a folyamat egy úgynevezett várakozási szakaszba vált át. Ezen azt értem, hogy a leértékelési kockázat egy bizonyos szintjénél a piaci szereplők árfolyamdöntéseiket kizárólag a leértékelési kockázat értékelése alapján hozzák meg. Az előbb-utóbb bekövetkező leértékelés visszaváltja a folyamatot a stacionárius szakaszba. A első szakaszt a várható értékhez tartás jellemezheti, míg a másodikat nem feltétlenül.

Az eltolódással igazítás módszerét az első szakaszra alkalmazva félrevezető eredmé-

¹⁹ Létezik ugyanakkor egy olyan, elméleti alapú nemlineáris specifikáció, amelynek empirikus eredményei nem az egységgyökproblémának tulajdonítható. A jelen tanulmányban használt eszköztár a *Koedijk–Stork–de Vries* [1998] specifikációjára alkalmazva nem vetette el a nemlineáris hatásokat. Az általuk levezetett modellben a hiteles árfolyamsávoknál feltételezhető nemlinearitás, empirikus vizsgálatuk alapján pedig az EMS-tagországok közül a holland forint esetében tudtak szignifikáns becsléseket bemutatni.

²⁰ A fedezetlen kamatparitásról lásd például *Taylor* [1995], a magyar esetet vizsgálja *Darvas* [1996].

²¹ *Pesaran–Ruge-Murcia* [1995], *Malliapoulos* [1995], *Bekaert–Gray* [1996].

²² Egy rezsimet két leértékelés közötti időszakként definiálnak.

nyek adódhatnak, hiszen a központi bank sávon belüli intervenciós politikájának változása vagy bármely rövid távú hatás a becsült várható leértékelés mértékének változékony-ságában csapódik le. A második időszakra a következőkben bemutatandó egyszerű modelről tanúskodik, hogy bizonyos paraméterértékek mellett a sávon belüli árfolyam előrejelezhetetlen, így értelmetlen olyan módszereket alkalmazni, amelyek előrejelzéssel próbálkoznak. Célszerű először a második részidőszakot bemutatni.

A „várakozási” részidőszak

A várakozási részidőszakra vonatkozó modell a következő *stilizált tényekre* épül:

1. az árfolyam sávon belüli helyzete összefüggésben áll a leértékelési várakozásokkal, azaz minél gyengébb az árfolyam a sávon belül, annál nagyobb a piaci szereplők leértékelési várakozása;

2. a leértékelés elhalasztása esetén a piaci szereplők az árfolyam sávon belüli további gyengülését várják;

3. egy leértékelés esetén az árfolyam az új sáv erős szélének közelébe kerül.

Az eltolódással igazítás módszere folyamatosan a várható értékhez tartást, azaz a 2. megfigyelés ellentettjét feltételezi. Az 1. megfigyelést kimondatlanul is feltételezi az eltolódással igazítás módszere, míg a 3.-kal nem foglalkozik ez a módszer.

Legyen az árfolyam valahol a sávon belül! A piaci szereplők P_t valószínűséget tulajdonítanak $t+1$ diszkrét időpontban a leértékelésnek. Az egyszerűség kedvéért egy leértékelés esetén kerüljön az árfolyam a leértékelés sáv erős szélére. Ha azonban nem történik leértékelés, akkor az árfolyam várhatóan tovább gyengül a sávon belül, és a leértékelés valószínűsége emelkedik.

A várható sávon belüli árfolyam a $t+1$ időpontra:

$$E_t(x_{t+1}) = P_t E_t(x_{t+1} | L) + (1 - P_t) E_t(x_{t+1} | NL), \quad (16)$$

ahol L és NL a leértékelést, illetve a leértékelés elmaradását jelenti. Az egyszerűsítő feltételek és a stilizált tények alapján

$$E_t(x_{t+1} | L) = -B, \quad (17)$$

$$E_t(x_{t+1} | NL) = x_t + \delta_t(B - x_t) = x_t(1 - \delta_t) + \delta_t B, \quad 0 < \delta_t \leq 1, \quad (18)$$

ahol B a sávközéptől mért legnagyobb eltérést mutatja, δ_t pedig a további sávon belüli leértékelődés aránya. Utóbbiról tegyük fel, hogy állandó, $\delta_t = \delta$.

Tételezzük fel, hogy ebben a részidőszakban a leértékelés várt valószínűsége lineárisan függ az árfolyam sávon belüli helyzetétől:

$$P(x_t) = \theta_0 + \theta_1 x_t, \quad (19)$$

ahol θ_0 és θ_1 olyan paraméterek, hogy $\theta_1 > 0$, $0 \leq \theta_0 + \theta_1 x \leq 1$ minden $-B \leq x \leq B$. Ekkor a $t+1$ időpontra várt sávon belüli árfolyam:

$$\begin{aligned} E_t(x_{t+1}) &= (\theta_0 + \theta_1 x_t) (-B) + (1 - \theta_0 - \theta_1 x_t)[x_t(1 - \delta) + \delta B] = \\ &= \Phi_0 + \Phi_1 x_t + \Phi_2 (1 - \Phi_3 x_t) x_t. \end{aligned} \quad (20)$$

A (20) egyenlet az egyszerű logisztikus függvény kiterjesztése, s mint ismeretes, az ilyen típusú nemlineáris differenciaegyenletek bizonyos paraméterértékek mellett kaotikus idősorhoz vezetnek. A káosz a (19) egyszerűsítő egyenlet feloldásával, például magasabb rendű polinom alkalmazásával is megmaradhat:

$$P_t = \sum_{i=0}^k \theta_i x_t^i. \quad (21)$$

A magasabb rendű polinomok esetén logikusnak tűnnek az alábbi követelmények:

a) nem minden $\theta_i = 0$,

b) $P(B) = 1$,

c) $\frac{\partial P}{\partial x} < 0$, ha $-B < x < B$ és $\frac{\partial P}{\partial x} \rightarrow 0$, amint $x \rightarrow 0$,

és a következő alpontig halasszuk el az alsó korlátra vonatkozó követelmények megfogalmazását. A b) követelmény azt feltételezi, hogy a központi bank sosem engedi az árfolyamot a sáv gyenge szélére, illetve ha ezt teszi, akkor a következő napon biztos a leértékelés. Utóbbi esetben nincsen kockázatmentes profit, hiszen diszkrét időben létezik olyan véges nagyságú kamatkülönbség, amely pontosan ellensúlyozza a biztos leértékelést.

A stacionárius részidőszak és a váltás

Egy leértékelés visszaváltja a folyamatot a stacionárius részidőszakba, amely addig jellemzi a folyamatot, amíg a leértékelés valószínűsége el nem éri ismét a kritikus értéket. Ennél fogva szükséges mind a stacionárius időszakot, mind az átváltást modellezni. Egy lehetséges megoldás a trendstacionaritás feltételezése, például az inflációs különbség mértékében gyengülő árfolyam a sávon belül bizonyos zajjal. Amikor a sávon belüli árfolyam egy meghatározott szintre gyengül, akkor a piaci szereplők már nem az inflációs különbség mértékében várják a további árfolyamgyengülést, hanem a fentebb bemutatott várakozási szakasz jellemzői alapján.

Ezek után világos, hogy önmagában a b) és c) követelmények megfelelőinek, azaz a

$P(-B)=0$ és $\frac{\partial P}{\partial x} \rightarrow 0$ amint $x \rightarrow -B$ követelményeknek kedvezőtlen következményei

lennének. Egyéb korlát nélkül ezek ahhoz vezethetnének, hogy a várakozási időszakban x_t és P_t tetszőlegesen alacsony érték alá eshetnének. Így egy lehetséges megoldás olyan követelmény felállítása, hogy a várakozási szakaszban a sávon belüli árfolyam nem csökken egy bizonyos érték alá.

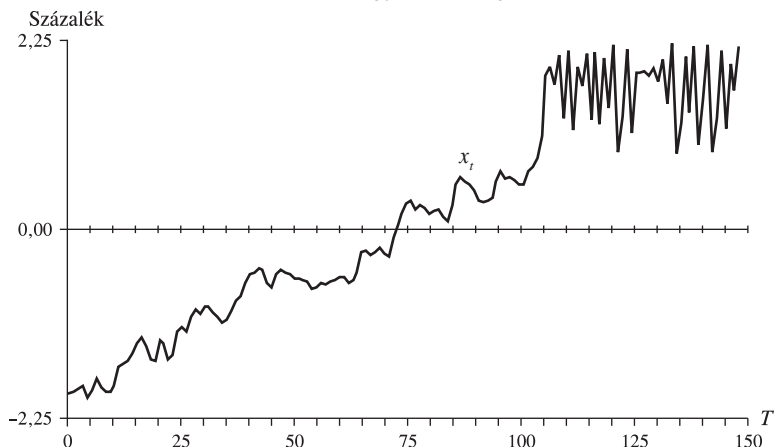
Az eddigiekben felsorolt feltételek nem elégségesek káosz generálására, de nem is zárják ki annak lehetőségét. *Darvas* [1998] bemutatja, hogy kialakulhat káosz ebben a modellben.

Szimuláció

A bemutatott modellnek természetesen akkor lehet jelentősége, ha az általa generált idősorokra a (4) egyenletet alkalmazva, az EMS-adatokhoz hasonló eredmények adódnak. Elsőként több száz kaotikus folyamatot generáltam a logisztikus függvény alapján 5023 elemszámú mintákra, amelyekhez a kezdeti értéket (0,1) közötti egyenletes eloszlásból vettem, majd az első 2000 megfigyelést elhagyva futattam a (12) egyenletet. Az eredmények abban a tekintetben voltak érdekesek, hogy a szó hétköznapi értelmében tűntek „kaotikusnak”, és időnként olyan diagnosztikai értékekhez vezettek, amelyek a valós élet adataiban talán sohasem merülnek fel. Az R^2 gyakorlatilag egyik esetben sem tért el nullától. Ezek az eredmények kedvezőtlenek lehetnének a felállított modellre, azonban figyelembe kell tartani, hogy ez két részidőszakból áll. Legyen a teljes modell a következő:

$$\begin{cases} x_t = -B^* + \mu \cdot t + u_t, & \text{ha } \forall i, i = 1, \dots, t, x_i < x_{TH} \\ x_t = A + \left(\omega \left[1 - \frac{1}{B-A} (x_t - A) \right] (x_t - a) \right) & \text{egyébként,} \end{cases} \quad (22)$$

6. ábra
A modell egy realizációja



ahol B^* jelenti azt a helyzetet, ahová az árfolyam a leértékelés után kerül, μ az átlagos leértékelődés mértéke (például az inflációs különbség), $\{u_t\}$ stacionárius $ARMA(p,q)$ folyamatot követ, az (A, B) intervallumon folytat kaotikus mozgást az idősor a várakozási részhidőszakban $(-B < A \leq x_{TH})$, és ω egy paraméter.²³ A várakozási részhidőszagnál szereplő összefüggés egyszerűen az $x_t = \omega(1 - x_{t-1})x_{t-1}$ folyamat – amely a $(0, 1)$ intervallumon vesz fel értékeket – leképezése (A, B) intervallumra. A nemlineáris folyamat kezdőértéke a specifikáció alapján véletlenszerű.

A szimulációhoz legyen $\omega = 3,9$ és $\{u_t\}$ ötödrendű mozgóátlagolású folyamat. Különböző μ értékeket vizsgáltam, amelyeknél a trendstacionárius időszak nagyjából a minta kétharmadát, felét, illetve egyharmadát teszi ki. A 6. ábra egy realizációt mutat $T=150$ -re.

A három különböző μ értékhez harmincezerszer generáltam a folyamatot $T=623$ mellett, és illesztettem a (12) egyenletet. Mind a tízezer alkalommal negatív becslés adódott β_2 és β_3 paraméterekre. Az R^2 átlagos értéke 0,900 volt a kétharmadában trendstacionárius, de még 0,843 volt a csak egyharmadában trendstacionárius esetekben is. A t -hányadosok 5 százalékos kritikus értékei HAC-hibák esetén egyoldalú próbát alkalmazva $-3,60$ és $-7,54$ voltak a két paraméter esetén, tehát „látszólag” – azaz nem a megfelelő kritikus értékeket használva – a generált folyamat jól jelezhető előre az eltolódással igazítás módszerével.

E modell nem bizonyít semmit, mindössze annyit mutat, hogy lehetséges a megfigyelt tényekkel összhangban álló olyan modellt készíteni, amely a kezdeti értékre való nagyfokú érzékenységhöz és előrejelezhetetlen sávon belüli árfolyamhoz vezet.

Összegzés

Az eltolódással igazítás módszerének gyakorlati alkalmazói általános következtetésként vonták le, hogy a módszer képes sikeresen előrejelezni az árfolyamsáv leértékelésére irányuló várakozásokat, és egybeesik a Bertola–Svensson-elmélet következtetéseivel, bár a módszer kifejlesztői is elismerték, hogy a sávon belüli árfolyamot csak gyengén sikerült előrejelezniük.

²³ A fenti specifikáció nem zárja ki, hogy elsősorban kis t esetén az árfolyam értéke $-B$ alá kerüljön. Az egyszerűség kedvéért tekintsünk el ettől a problémától.

Jelen tanulmány bemutatta, hogy számos más idősorra alkalmazva a módszert, hasonló eredmények adódnak, amennyiben az EMS esetében használt kritériumok (illetve gorbék, a paraméterek szignifikanciája a szokásos statisztikai táblázatok alapján, R^2 , a regresszió hibája alapján) értékeljük őket. Ezen idősorok közé tartozott a dollárnak a márkával, jennel és fonttal szembeni árfolyama, valamint egységgyökfolyamatok jelentős hányada.

Az eltolódással igazítás módszerének lineáris változatát vizsgálva, a tanulmány rámutatott, hogy átfedő megfigyelések és változó konstans esetén az aszimptotikus eloszlás kritikus értékei jelentősen eltérnek a Dickey–Fuller kritikus értékektől, még a Newey–West által javasolt heteroszkedaszticitás és autokorreláció esetén konzisztens standardhiba-bebecslés használata esetén is. Ez az oka annak, hogy az EMS-nél használt kritikus értékek alapján a dollár árfolyamok is stacionárius folyamatoknak tűntek, azonban a tanulmányban szimulált kritikus értékek felhasználásával már sem az EMS-devizák (a holland forint kivételével), sem a dollár árfolyamai nem bizonyulnak stacionáriusnak.

Hasonló eredmény adódott a nemlineáris specifikáció esetén is: látszólag a frank márkával szembeni árfolyama és a dollár árfolyamai szignifikáns nemlineáris hatásokat mutatnak, a megfelelő kritikus értékek alapján azonban egyik idősor sem különbözik szignifikánsan a véletlen bolyongástól. A tanulmány szimulációk segítségével meghatározta a harmadrendű polinomiális regresszió paraméterbecsléseinek eloszlását, amelyek a különböznek a korábban ismert eloszlásoktól.

Bemutattam, hogy a kismintás torzítások éppen olyanok, hogy a paraméterbecslések várható értékei kielégítik a Bertola–Svensson-elmélet első grafikus következtetését. A tanulmány feltárta, hogy a Bertola–Svensson-elmélet aggregált fundamentális változójának gyakorlati definíciója nem más, mint a megmagyarázni szándékozott változó és az eltolódással igazítás módszerének kedvezőtlen kismintás tulajdonságokkal rendelkező *ad hoc* egyenletéből származtatott előrejelzés lineáris kombinációja. Ráműtöttem arra, hogy a Bertola–Svensson-elmélet első grafikus következtetéséből következik a második és a harmadik, így – a nem megfelelő aszimptotikus eloszlásokat használva – a véletlen bolyongásra is érvényesnek tűnnek az elmélet következtetései pusztán a becslés statisztikai tulajdonságai miatt.

Bár számos következtetés levonására egységgyökfolyamatokon végzett szimulációk alapján került sor, a tanulmány egyik központi üzenete, hogy a valódi kérdés nem az egységgyök létezése a sávon belüli árfolyam idősorában. Az árfolyamsávot a hatóságok leértékelik abban az esetben, ha nem tudják tovább tartani, így a sávon belüli árfolyam *mindig* a sávon belül van. Ennélfogva a sávon belüli árfolyam nem lehet egy tetszőleges egységgyökfolyamat. Ugyanakkor sem a lebegő árfolyamok, sem a sávon belüli árfolyam esetén nem zárható ki, hogy a véletlen bolyongás modellje „rövid távon” illeszkedik a legjobban az adatokhoz, míg hosszabb időtávokon más modellel célszerű közelíteni azt. Lebegő árfolyamnál például elképzelhető, hogy csak rövid és középtávú ingadozások alakulnak ki a stabil egyensúlyi árfolyam körül, ezért a rövid és hosszú távú előrejelzésekhez más modellt lehet célszerű használni.²⁴ Sávos árfolyamnál is a legfontosabb kérdés, hogy vajon változatlan adatgeneráló folyamat feltételezhető-e a teljes mintaperiódusban. Megítélésem szerint az időnként leértékelt devizáknál a sávon belüli árfolyamnak eltérő tulajdonságai lehetnek egy leértékelést megelőzően, és követően.

A tanulmány olyan modellt állított fel, amelyben a sávon belüli árfolyamot generáló folyamat leértékelés után stacionárius, viszont a leértékelési kockázat bizonyos szintjénél átvált egy nemstacionárius szakaszba. Az utóbbi időszakot leíró modell három, a gyakorlatban megfigyelt tényre alapozott összefüggésre épül, és a modell alapján bizonyos paraméterérté-

²⁴ Az úgynevezett autoregresszívküszöb-modellek (*threshold autoregression*) alkalmasak olyan folyamatok leírására, amelyek egy bizonyos tartományban véletlen bolyongást folytatnak, de ha eltávolodnának ettől a tartománytól, akkor várható értékben visszatérnek oda.

kek mellett kaotikus dinamika alakul ki. A modell által generált idősorokra alkalmazva az eltolódással igazítás módszerét az EMS-eredményekhez hasonló becslések születnek. A felvázolt modell alapos elméleti és gyakorlati vizsgálata egy következő tanulmány témája lehet.

Hivatkozások

- BEKAERT, G.–GRAY, S. F. [1996]: Target zones and exchange rates: an empirical investigation. Kézirat, szeptember.
- BERTOLA, G [1994]: Continuous-time models of exchange rates and intervention. Megjelent: *F. van der Ploeg* (szerk.): *The Handbook of International Macroeconomics*, Basil Blackwell, 251–300. o.
- BERTOLA, G.–SVENSSON, L. E. O. [1993]: Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target zone models. *Review of Economic Studies*, 60, 689–712. o.
- CAMPA, J. M.–CHANG, P. H. K. [1996]: Arbitrage-based tests of target-zone credibility: evidence from ERM cross-rate options. *The American Economic Review*, Vol. 96, No. 4, szeptember, 726–740. o.
- CAMPA, J. M.–CHANG, P. H. K. [1998]: ERM realignment risk and its economic determinants as reflected in cross-rate options. *The Economic Journal*, Vol. 108, július, 1046–1066. o.
- DARVAS ZSOLT [1996]: Kamatkülönbség és árfolyam-várakozások az előre bejelentett csúszó árfolyamrendszerben. *Közgazdasági Szemle*, 10. sz.
- DARVAS ZSOLT [1998]: Spurious correlation in exchange rate target zone modeling: testing the drift adjustment method on the US dollar, random walk, and chaos. CEPR Discussion Paper No. 1890, május.
- DARVAS ZSOLT–HALPERN LÁSZLÓ (szerk.) [1998]: *Árfolyamelmélet*. Osiris, Budapest.
- FLOOD, R. P.–ROSE, A. K.–MATHIENSON, D. J. [1991]: An empirical exploration of exchange rate target-zones. IMF Working Paper, 15. sz.
- GARBER, P. M.–SVENSSON, L. E. O. [1995]: The operation and collapse of fixed exchange rate regimes. *Handbook of International Economics*. Vol. III. (Szerk.: *Grossman, G.–Rogoff, K.*) Elsevier Science B. V., 1865–1911. o.
- GRANGER, C. W. J.–NEWBOLD, P. [1974]: Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111–120. o.
- HAMILTON, J. D. [1994]: *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- HANSEN, L. P.–HODRICK, R. J. [1980]: Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: an econometric analysis. *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 5, 829–853. o.
- HELPMAN, E.–LEIDERMAN, L.–BUFMAN, G. [1994]: A new breed of exchange rate bands: Chile, Israel and Mexico. *Economic Policy*, október, 260–306. o.
- KOEDIJK, K. G.–STORK, P. A.–DE VRIES, C. G. [1998]: The EMS target zone model in discrete time. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 13, No. 1.
- KRUGMAN, P. R. [1991]: Target zones and exchange rate dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVI, 3, augusztus, 669–682. o. Magyarul megjelent a *Darvas Zsolt–Halpern László* (szerk.) [1998] kötetben *Sávós árfolyamrögzítés és árfolyam-dinamika* címmel. 160–171. o.
- LINDBERG, H.–SÖDERLIND, P. [1994]: Testing the basic target zone model on Swedish data 1982–1990. *European Economic Review* 38, 1441–1469. o.
- LINDBERG, H.–SÖDERLIND, P.–SVENSSON, L. E. O. [1993]: Devaluation expectations: the Swedish case 1985–92. *The Economic Journal*, 103, szeptember, 1170–1179. o.
- MALLIAPOPULOS, A. [1995]: Conditional volatility of exchange rates and risk premia in the EMS. *Applied Economics*, 27, 117–123. o.
- MALZ, A. M. [1996]: Using option prices to estimate realignment probabilities in the EMS: the case of sterling–mark. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 5, 717–748. o.
- MIZRACH, B. [1995]: Target zone models with stochastic realignments: an econometric evaluation. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No. 5, 641–657. o.
- NEWBY, W. K.–WEST, K. D. [1987]: A simple positive definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, Vol. 55, 703–708. o.
- PESARAN, H. M.–RUGE-MURCIA, J. [1995]: A discrete-time version of target zone models with jumps. Working Paper No. 9530, Département de sciences économiques, Université de Montréal.

- ROSE, A. K.–SVENSSON, L. E. O. [1994]: European exchange rate credibility before the fall. *European Economic Review*, 38, 1185–1216. o.
- ROSE, A. K.–SVENSSON, L. E. O. [1995]: Expected and predicted realignments: the FF/DM exchange rate during the EMS. *Scandinavian Journal Economics*, 173–200. o.
- SVENSSON, L. E. O. [1991]: The simplest test of target zone credibility. *IMF Staff Papers*, Vol. 38, No. 3, szeptember, 655–665. o.
- SVENSSON, L. E. O. [1992a]: The foreign exchange risk premium in a target zone with devaluation risk. *Journal of International Economics*, Vol. 33, 21–40. o.
- SVENSSON, L. E. O. [1992b]: An interpretation of recent research on exchange rate target zones. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, No. 4, ősz, 119–144. o.
- SVENSSON, L. E. O. [1993]: Assessing target zone credibility: mean reversion and devaluation expectations in the ERM, 1979–1992. *European Economic Review*. 37, 763–802. o.
- TAYLOR, M. P. [1995]: The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature* Vol. XXXIII, március, 13–47. o.
- VLAAR, P. J. G.–PALM, F. C. [1993]: The message in weekly exchange rates in the European Monetary System: mean reversion, conditional heteroskedasticity, and jumps. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, No. 3. 351–360. o.