

DARVAS ZSOLT

SÁVOS DEVIZAÁRFOLYAM-RENDSZEREK HITELESSÉGE

BUDAPESTI KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI ÉS ÁLLAMIGAZGATÁSI
EGYETEM
MATEMATIKAI KÖZGAZDASÁGTAN ÉS ÖKONOMETRIA
TANSZÉK

TÉMAVEZETŐ: HALPERN LÁSZLÓ, KANDIDÁTUS

BUDAPESTI KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI ÉS ÁLLAMIGAZGATÁSI
EGYETEM

KÖZGAZDASÁGTANI PH.D. KÉPZÉS

Sávós devizaárfolyam-rendszerek hitelessége

Elméleti modellek, empirikus alkalmazások és ökonometriai problémák

PH.D. ÉRTEKEZÉS

DARVAS ZSOLT

BUDAPEST, 2001

TARTALOMJEGYZÉK

Ábrák jegyzéke.....	4
Táblázatok jegyzéke.....	6
Bevezetés.....	7
A disszertáció témája és fejezetei.....	7
A disszertációban felhasznált módszerek.....	13
Köszönetnyilvánítás.....	15
1. Sávós devizaárfolyam rendszerek elméleti kérdései.....	16
1.1. Gazdaságpolitikai megfontolások.....	16
1.1.1. A reálárfolyam egyensúlyi értéke.....	19
1.1.2. A reálárfolyam változékonysága.....	25
1.1.3. A monetáris politika vitele.....	26
1.1.4. A monetáris politika végső céljai.....	31
1.1.5. Véletlen megrázkódtatások.....	34
1.1.6. Tőkeáramlások ösztönzése.....	36
1.2. Árfolyamsávok modellszerű megközelítései.....	41
1.2.1. A Krugman–modell.....	42
1.2.2. Empirikus vizsgálatok a kilencvenes évek elején.....	48
1.2.3. Továbbfejlesztések.....	51
1.2.3.1. Kiinduló árfolyammodell.....	51
1.2.3.2. Sávon belüli intervenció.....	57
1.2.3.3. Nem hatékony devizapiacok.....	60
1.3. Összegzés.....	66
2. Árfolyamsávok hitelességének modellezése.....	70
2.1. A forint árfolyamának főbb jellemzői.....	71
2.2. A legegyszerűbb teszt.....	73
2.3. A Bertola–Svensson–modell és az eltolódással igazítás módszere.....	77
2.4. Werner–modell: sávhelyzettől függő leértékelési kockázat.....	86
2.5. A pezó probléma és a fedezetlen kamatparitás vizsgálata.....	90
2.5.1. A fedezetlen kamatparitás ökonometriai vizsgálata a kiigazítható árfolyamrendszerben.....	90

2.5.2. A fedezetlen kamatparitás vizsgálata a csúszó árfolyamrendszerben: egy peso probléma?	92
2.6. Opció árazáson alapuló módszerek	97
2.7. Az árfolyam-eloszlás becslésén alapuló eljárások.....	99
2.8. Markov–láncú rezsinváltós modellek.....	108
2.9. Ugrásos modellek	119
2.10. Makrogazdasági változók és a magyar csúszó árfolyam	123
2.10.1. A csúszás mértékének változtatásai.....	123
2.10.2. Kamatprémium és árfolyam-várakozások	128
2.11. A sávós árfolyammodellek relevanciája a magyar árfolyamsávra	131
2.12. Összegzés.....	135
3. Az eltolódással igazítás módszere és a polinomiális autoregresszió....	136
3.1. Az eltolódással igazítás módszere és a dollár.....	138
3.2. Közgazdasági kritika és Monte-Carlo szimuláció	142
3.2.1. Az aggregált fundamentális változó és az ábrák közös forrása	142
3.2.2. Monte-Carlo szimulációk egységgyök-folyamatokra.....	143
3.2.3. Monte-Carlo szimulációk stacionárius folyamatokra	148
3.2.4. Sávon belüli árfolyamtól való függés	149
3.2.5. Egységgyökök	150
3.2.6. Átfedő megfigyelések.....	155
3.2.7. Kamatparitás.....	155
3.2.8. Időponttól függő sávon belüli árfolyam folyamat	156
3.2.9. Három stilizált tény	156
3.3. Összegzés.....	156
3.4. Függelék a 3-ik fejezethez: A polinomiális autoregresszió paraméterbecsléseinek analitikus levezetése	159
3.4.1. Néhány alapvető KLMN összefüggés	159
3.4.2. Sztochasztikus függvények konvergencia tételei	161
3.4.2.1. A Brown–mozgás.....	161
3.4.2.2. Sztochasztikus függvényekre vonatkozó központi határeloszlás és további tételek.....	163
3.4.2.3. Alkalmazás egységgyök-folyamatokra	167
3.4.3. A polinomiális autoregresszió	170
3.4.3.1. A kiinduló lemma	171
3.4.3.2. A paraméterek eloszlásai	173
3.4.3.3. A t -hányadosok eloszlásai	175
3.4.3.4. Két Wald-teszt eloszlásai	176

3.4.3.5. Kiterjesztés	178
3.4.4. Összegzés	180
4. Egy új sávós árfolyammodell	181
4.1. Az előre jelezhetetlenség modellje	181
4.1.1. A „várakozási” részdőszak	182
4.1.2. A stacionárius részdőszak és a váltás	186
4.1.3. Szimuláció	186
4.2. Összegzés	189
5. Záró következtetések	190
Névmutató	200
A disszertációban használt szimbólumok és változó jegyzéke	203
A disszertációban használt rövidítése jegyzéke	207
Hivatkozások jegyzéke	209

Ábrák jegyzéke

Bev.1 ábra: Sávós árfolyammodellek témakörében publikált cikkek időbeli alakulása 9

<i>1.1 ábra: A magyar forint árfolyama</i>	16
<i>1.2 ábra: Nyitott kötésállomány a BÁT és a BÉT határidős devizaszekciójában, valamint a külföldiek tulajdonában lévő forint denominációjú állampapír állomány, 1995. január – 2001. február</i>	38
<i>1.3 ábra: Az S-görbe</i>	46
<i>1.4 ábra: Kamatkülönbség az árfolyam függvényében</i>	47
<i>1.5 ábra: Sávós árfolyamrendszer rugalmatlan árak esetén</i>	53
<i>1.6 ábra: A nominális árfolyam egy reál sávban</i>	55
<i>1.7. ábra: Árfolyam-eloszlás rugalmatlan árak esetén</i>	56
<i>1.8 ábra: Sávon belüli intervenciók hatása</i>	57
<i>1.9 ábra: Trendforduló és informált befektetők</i>	63
<i>1.10/a-b/ ábrák: Trendforduló spekulánsok kilépésének hatása az árfolyamra sávós rögzítés esetén</i>	64
<i>1.11 ábra: Trendforduló és informált befektetők: kritika</i>	66
<i>2.1. ábra: A piaci árfolyam a sávon belül a kiigazítható rögzítés időszakában</i>	72
<i>2.2 ábra: A piaci árfolyam a sávon belül a csúszó árfolyamrendszer idején</i>	73
<i>2.4 ábra: A várható leértékelés 100%-os konfidencia intervalluma a legegyszerűbb teszt alapján</i>	76
<i>2.3 ábra: A magyar forint múltbeli és előrevetített árfolyamsávja 70% márka – 30% dollár kosárhoz viszonyítva, piaci és határidős árfolyamok, valamint a határidős árfolyamok kamattartalma 1995. június 22-én</i>	74
<i>2.5 ábra: A megfigyelt kamatkülönbség eltérése a tökéletesen hiteles modell által implikálttól</i>	79
<i>2.6–2.7–2.8 ábrák: A Bertola–Svensson modell következtetései</i>	79
<i>2.9 ábrák: A sávon belüli árfolyam előrejelzése az eltolódással igazítás módszere alapján</i>	85
<i>2.10. ábra: Kamatkülönbség a sávon belüli árfolyam függvényében a Werner–modellben</i>	87
<i>2.11–2.12 ábrák: Becsült kamatláb a sávon belüli árfolyam függvényében — hiteltelenség-fordulás</i>	90

2.13–2.14 ábrák: Becsült kamatláb a sávon belüli árfolyam függvényében — Werner-hatás és hiteltelenség	90
2.15 ábra: Vételi opció árazása hiteles árfolyamsáv esetén	98
2.16. ábra: A diszkrét sávós árfolyammodell harmadrendű közelítésének becsléséből következő várható árfolyam-változás a sávon belüli helyzet függvényében Hollandia adataira.....	102
2.17 ábra: A módosított diszkrét sávós árfolyammodell illesztéseiből következő várható árfolyam-változási görbék a transzformált sávon belüli helyzet függvényében.....	104
2.18. ábra: A magyar árfolyamsáv egy héten belüli hitelességi valószínűségei a módosított diszkrét sávós árfolyammodell n -IGARCH ML becslése alapján ..	107
2.19 ábra: A három hónapos kincstárjegy hozama és heti változásai a csúszó árfolyamrendszer időszakában	111
2.20 ábra: SWARCH állapotvalószínűségek: három hónapos kamatlábváltozás, t -eloszlás	118
2.21 ábra: SWARCH állapotvalószínűségek: három hónapos kamatlábváltozás, normális eloszlás.....	118
2.22 ábra: A három hónapos kamatláb-változás becsült autoregresszív feltételes szórása n -IGARCH(1,1) és t -SWARCH(3,1) modellekkel	119
2.23 ábra: Aktuális és becsült reálárfolyam.....	126
2.24 ábra: A csúszó leértékelés csökkentésének becsült valószínűségei	129
2.25 ábra: Tényleges és illesztett kamatprémium.....	131
3.1 ábra: „Leértékelődési várakozás” a márka/dollár árfolyamnál	139
3.2 ábra: „Várható sávon belüli” árfolyam a márka/dollár esetén.....	139
3.3 ábra: A márka/dollár árfolyamfüggvény.....	140
3.4 ábra: A polinomiális autoregresszió paraméterbecsléseinek aszimptotikus eloszlásai	144
3.5 ábra: A polinomiális autoregresszió ($k=22$) egyenlet illesztése AR(2) folyamatokra különböző domináns invertált gyökök esetén.....	149
4.1 ábra: A várakozások formálása a modell várakozási részhelyzetében.....	184
4.2 ábra: A modell egy realizációja	188
4.3 ábra: Sávon belüli „árfolyam-várakozások” egy, a modell által generált folyamatnál	189

Táblázatok jegyzéke

<i>Bev.1 táblázat: A sávós devizaárfolyamokkal foglalkozó empirikus tanulmányok vizsgált devizanemenkénti megoszlása.....</i>	<i>10</i>
<i>1.1 táblázat: A vállalati devizahitelek és a közvetlen külföldi tőkebefektetések állománya Magyarországon és Csehországban, 1993-98.....</i>	<i>40</i>
<i>2.1 táblázat: A sávon belüli árfolyamra illesztett egyenletek az eltolódással igazítás módszere alapján</i>	<i>84</i>
<i>2.2 táblázat: A 10, 15, és 20 százalékos pótlólagos leértékelési mértékekhez tartozó valószínűségek különböző befektetői magatartást feltételezve, az 1995. májusi adatok alapján</i>	<i>95</i>
<i>2.3 táblázat: A módosított diszkrét sávós árfolyammodell illesztése</i>	<i>106</i>
<i>2.4 táblázat: A feltételes heteroszkedaszticitás különböző modelljeinek illesztése a kamatláb-változásra.....</i>	<i>116</i>
<i>2.5. táblázat: Valószínűségi modellek a csúszó árfolyam változtatására</i>	<i>128</i>
<i>2.6. táblázat: Kamatprémium regressziók.....</i>	<i>130</i>
<i>2.7. táblázat: A sávon belüli árfolyam változékonysága a sáv harmadaiban</i>	<i>132</i>
<i>3.1 táblázat: A polinomiális autoregresszió néhány tesztstatistikájának kritikus értékei különböző mintaelemszámok mellett véletlen bolyongás esetén.....</i>	<i>145</i>
<i>3.2 táblázat: A mintaelemszám hatása a polinomiális autoregresszió becsléseire... </i>	<i>146</i>
<i>3.3 táblázat: A KLMN t-hányadoson, $(\hat{\phi}-1)/\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}$, alapuló Dickey–Fuller és nem Dickey-Fuller specifikációk kritikus értékei.....</i>	<i>152</i>
<i>3.4. táblázat: A Newey-West t-hányadoson, $(\hat{\phi}-1)/\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}^{(NW)}$, alapuló Dickey–Fuller és nem Dickey-Fuller specifikációk kritikus értékei.....</i>	<i>152</i>
<i>3.5 táblázat: A KLMN autoregresszív paraméteren, $T(\hat{\phi}-1)$, alapuló Dickey–Fuller és nem Dickey-Fuller specifikációk kritikus értékei.....</i>	<i>153</i>
<i>3.6 táblázat. A KLMN t-hányadoson, $(\hat{\phi}-1)/\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}$, alapuló egységgyök tesztek kritikus értékei különböző számú konstans esetén</i>	<i>154</i>
<i>3.7 táblázat: A KLMN autoregresszív paraméteren, $T(\hat{\phi}-1)$, alapuló egységgyök tesztek kritikus értékei különböző számú konstans esetén</i>	<i>154</i>

Bevezetés

A disszertáció témája és fejezetei

Rögzített vagy csúszó árfolyamrendszert alkalmazó országokban az esetek többségében az árfolyam nem egy konkrét értékhez rögzített, hanem bizonyos sávon belül tartására vállalnak kötelezettséget a hatóságok. A rögzített árfolyamrendszert alkalmazó Európai Monetáris Rendszer (EMS) tagországaiban például 1993. augusztusa előtt $\pm 2,25$ százalékos sávot alkalmaztak a résztvevő országok többségében, ezt követően pedig a közös európai pénz, az euró 1999. január elsejei bevezetéséig ± 15 százalékos szélességűek voltak a sávok. A gyakran kiigazított magyar árfolyamrögzítés a bankközi devizapiac megindításakor kezdetben $\pm 0,5$ százalékos, 1994. augusztusától $\pm 1,25$ százalékos, majd 1994. decembere óta $\pm 2,25$ százalékos sávot alkalmaz. A csúszó árfolyamrendszer 1995. márciusi bevezetése után is változatlanul $\pm 2,25$ százalékos maradt az árfolyamsáv a naponta kis mértékben leértékelődő középárfolyam körül. Különböző, többnyire ± 2 és ± 15 százalék közötti szélességű árfolyamsávokat alkalmaznak jelenleg is számos átalakuló és fejlődő országban.

A sávosan rögzített árfolyamrendszerek modellezésének irodalma gazdag. *Paul Krugman* 1987-ben írt és 1991-ben folyóiratban megjelent tanulmánya jelentette a modellszerű vizsgálatok kezdetét, azóta nagyszámú elméleti és empirikus munka készült a területen. A fejlett országok közgazdászai körében a téma népszerűsége részben újszerűségének volt köszönhető, hiszen a *Krugman*-tanulmány előtt nem létezett formális árfolyammodell sávos árfolyamra. Másrészt az EMS és az északi államok árfolyamrögzítései jelentős adatbázist biztosítottak fontos gazdaságpolitikai kérdések elemzéséhez. A nemzetközi irodalomban ma már szinte az alapismeretek közé tartoznak a sávos árfolyammodellek, amelyet az is mutat, hogy az elmúlt években a nemzetközi közgazdaságtan területén megjelent tankönyvek szinte kivétel nélkül tartalmaznak néhány modelt sávos árfolyam-alakulásra. Magyar nyelven ugyanakkor csekély számú publikáció jelent meg a témában.

Az angol nyelvű irodalom alakulásáról mutat néhány statisztikát az alábbi ábra és táblázat. Az adatok összeállításához az *Econlit* adatbázisban végeztünk keresést külön-

bőző kulcsszavakkal, a találatokat megszürtük¹, majd kiegészítettük egyéb forrásokból nyert információkkal (hivatkozások a megtalált cikkekben, „véletlen rábukkanás” más kulcsszavakkal történő kereséskor). Ilyen módokon összesen 222 tanulmányt regisztráltunk a sávós árfolyammodellek témakörében.² Az 1. ábra a cikkek számának és oldalszámának alakulását mutatja 1989 és 2000 első feléve között. A cikkek együttes oldalszámának számításához a könyvfejezetként megjelent munkák terjedelmének háromnegyed részét, míg a munkafüzetek terjedelmének felét vettük figyelembe.³ A munkafüzeteket a kiadásukat követő második évnél vettük számításba, tekintettel arra, hogy a folyóirat cikkek és könyv fejezetek általában a benyújtás után néhány évvel később jelennek csak meg.

A kilencvenes évek elején szinte robbanásszerűen emelkedett a sávós árfolyamokkal foglalkozó tanulmányok száma. A számos cikk a legnevesebb folyóiratokban is helyet talált, például a 164 folyóirat cikk közül 20 a kilenc kiemelt folyóirat (az ún. *core journals*) hasábjain kapott publikációs lehetőséget. A kilencvenes évek második felében csak enyhe csökkenés mutatkozik, például az 1999-es év és a 2000-es év első fele a korábbi évekhez viszonyítva is aktív publikációs tevékenységről ad számot. Az 1. táblázatból azonban egyértelműen látszik, hogy az empirikus vizsgálatok döntő többségében az EMS devizákat elemezték, amelyek – néhány kivétellel – 1999-ben megszűntek.

¹ A kereséshez az alábbi kulcsszavakat használtuk: *target zone(s)*, *exchange rate band(s)*, *currency band(s)*, *devaluation expectation(s)*, *realignment expectation(s)*. Az együttes találatok száma 439 volt. A találatok közül kiszűrtük (a) a későbbiekben folyóiratban vagy könyvfejezetként megjelentet munkafüzeteket, illetve azon könyvfejezeteket, amelyek a korábbiakban folyóiratban már megjelentek, (b) a nem angol nyelvű publikációkat, (c) a doktori értekezéseket, (d) az átfogó („tankönyvszerű”) monográfiákat, (e) az egyes folyóiratokban és könyvekben közzétett hozzászólásokat, kivéve, ha azok a megítélésünk szerint új kutatási eredményeket is tartalmaztak, (f) a nem devizaárfolyamokkal foglalkozó sávós modelleket, (g) a spekulációs támadások irodalmához erősen kötődő cikkeket, (h) a nemzetközi pénzügyi rendszer átfogó reformjával foglalkozó munkákat. A szűkítéssel a releváns tanulmányok száma 182-re csökkent, amelyet egyéb forrásokból származó tanulmányok további 40 tétellel egészítették ki. (Az értekezés irodalomjegyzékében természetesen csak azon tanulmányokat tüntettük fel, amelyekre egyedileg hivatkoztunk.)

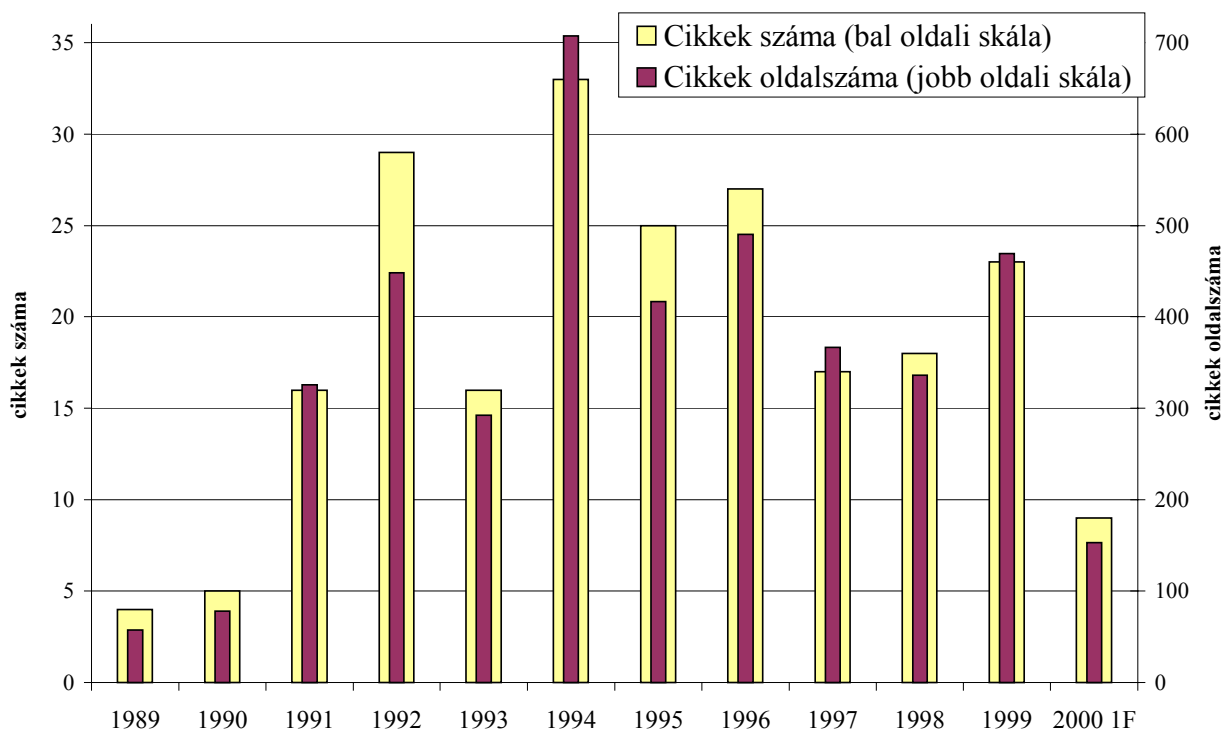
A (h) pontban említett munkákat két okból szűrtük ki. (1) Bár ezen tanulmányok tárgyalják és sok esetben javasolják a sávós árfolyamrendszert, mi elsősorban azon irodalom áttekintésére vállalkoztunk, amelyek modellszerű megközelítést használnak a sávós árfolyamokra. Úgy is fogalmazhatunk, hogy a *Krugman*-modellből (megítélésünk szerint) eredeztethető irodalom összegyűjtésére vállalkoztunk. (2) Megítélésünk szerint a kereséséhez felhasznált kulcsszavakkal csak egy kis szeletét találtuk meg ennek az irodalomnak.

² A 222 tanulmány közül 164 folyóiratban, 22 (máshol nem publikált) könyv fejezetként, és 36 (nem publikált) munkafüzetként jelent meg.

³ Ezzel az egyszerű korrekcióval elsősorban a hosszú munkafüzetek és könyvfejezetek hatását próbáltuk ellensúlyozni, hiszen a folyóiratokban megjelenő cikkek terjedelme általában lényegesen kisebb. Az oldalszámok összegzéséhez a precíz eljárás az ún. *American Economic Review*–egyenértékes használata lett volna (lásd például *Laband–Piette* [1994]), amely részben a különböző folyóiratok oldalain megjelenő karakterek számát, részben az egyes folyóiratok idézettségét is figyelembe veszi a különböző fo-

Mindössze 10 tanulmány foglalkozott fejlődő és átalakuló országokkal, a többi vagy kizárólag elméleti jellegű volt, vagy pedig fejlett országokat, azon belül is döntő részben az Európai Monetáris Rendszert vizsgálta.

Bev.1 ábra: Sávós árfolyammodellek témakörében publikált cikkek időbeli alakulása



A vizsgált devizanemek szerkezete és a az EMS devizák megszűnése azt a következtetést valószínűsíti, hogy a cikkek számának csökkenése várható az elkövetkező években. Az irodalom ugyanakkor több kérdésre nem talált megoldást⁴, továbbá számos fejlődő országban a jövőben is várhatóan sávós rögzítést fognak alkalmazni. 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. Így a nemzetközi tudományos érdeklődés várható lanyhulása ellenére a sávós árfolyammodellek továbbra is fontos területét jelenthetik a nemzetközi közgazdaságtannak.

lyóiratok terjedelmének és „minőségének” összehasonlításához. Ez a mértékegység azonban csak a folyóiratok egy részénél áll rendelkezésre.

⁴ Kempa–Nelles [1999] irodalomösszegző munkájukban három ilyen területet emelnek ki; a disszertációban további hiányosságokra is rá fogunk mutatni.

Bev.1 táblázat: A sávos devizaárfolyamokkal foglalkozó empirikus tanulmányok vizsgált devizanemenkénti megoszlása ⁽¹⁾

Devizanem	Vizsgálatok száma	Devizanem	Vizsgálatok száma
francia frank	50	norvég korona	4
olasz líra	36	spanyol pezeta	4
holland gulden	28	chilei pezó	2
belga frank	25	finn márka	2
dán korona	21	indiai rúpia	2
ír font	17	portugál escudo	3
angol font	11	osztrák schilling	2
svéd korona	7	brazil réal	1
mexikói pezó	5	dél-afrikai rand	1
izraeli sékel	4	hong-kongi dollár	1
amerikai dollár	3	kolumbiai pezó	1
arany standard	4	magyar forint	1

⁽¹⁾: A táblázat 123 tanulmány alapján készült, mert a többi tanulmányt nem sikerült Magyarországon beszerezni és a kivonataikban nem voltak felsorolva a vizsgált devizanemek. A felsorolt devizák az aktuális kosárhoz viszonyított árfolyamot jelentik, például az EMS országoknál a német márkához viszonyított árfolyamokat. Az amerikai dollárnál feltüntetett három tanulmány a bretton woods-i rendszert és az azt követő lebegő árfolyamú időszakot vizsgálták sávos modellekkel.

A disszertáció a sávosan rögzített devizaárfolyam rendszerek hitelességének kérdésköreivel foglalkozik és két fő területre koncentrál. *Egyrészt* a sávosan rögzített devizaárfolyam rendszerek elméleti szempontjai közül megvizsgáljuk, hogy milyen megfontolások vezethetnek sávos árfolyamrendszer választásához, valamint az irodalomban milyen modellszerű megközelítések segítségével elemezték a sávos rögzítés különböző aspektusait. Ezen kérdéskörök adják az első fejezet témáit. *Másrészről* a hitelesség vizsgálatára vonatkozó módszerek, valamint a magyar forint árfolyamsávjának hitelessége, mint empirikus kérdés, állnak az értekezés középpontjában. Ezen kérdéskörökkel foglalkoznak a második, harmadik, és negyedik fejezetek.

A disszertáció **első fejezete** a sávos árfolyamrendszerek gazdaságpolitikai kérdéseit elemzi és modellszerű megközelítéseiről ad irodalmi összefoglalót. Sávos árfolyamrendszer alkalmazása széleskörű lehetőségeket nyújt: árfolyamsávot lehet alkalmazni egy rögzített árfolyam-paritás körül, csúszó árfolyam mellett, lehetséges széles bejelen-

tett árfolyamsávon belül egy szűkebb, be nem jelentett sávot fenntartani, továbbá lehetséges puha szélű árfolyamsávot alkalmazni. Utóbbi kifejezés arra utal, hogy a pénzügyi hatóságok megpróbálják a sávon belül tartani az árfolyamot, de nem minden áron, azaz ha erős devizapiaci nyomás alakulna ki, akkor kiengedik a sávból és csak a nyomás elcsendesedése után igyekeznek oda visszaterelni. A felsorolt lehetőségek alapján is nyilvánvaló, hogy sávós árfolyamrendszer alkalmazása elválaszthatatlan az árfolyamrendszer választás kérdésétől. Természetesen nem vállalkozhatna és nem is vállalkozik a disszertáció arra, hogy mindenre kiterjedő választ adjon az árfolyamrendszer választás kérdésére, azonban a sávós árfolyamok választásának legfontosabb szempontjait fontos áttekinteni mielőtt ezek modellezéséhez fogunk. A kérdések vizsgálatához egy kis, nyitott ország szemszögéből közelítünk.

Az első alfejezet a közbülső és lebegő árfolyamrendszerek közötti választás kérdéseit elemzi. Megvizsgáljuk a reálárfolyam egyensúlyi értékével kapcsolatos kérdéseket, amelyek különösen egy felzárkózási folyamatban lévő ország számára fontosak; a monetáris politika vitelének lehetőségeit; az alacsony infláció, mint végső cél elérésének szempontjait; a véletlen megrázkódtatások kérdését; valamint a tőkeáramlás által okozott problémákat. A fejezet során folyamatosan jelentős hangsúlyt helyezünk az elméleti szempontok tapasztalati ütköztetésére.

A második alfejezet a sávós árfolyammodellek eredetét és fejlődését mutatja be. Az irodalom a kiindulópontját a *Krugman-modell* jelentette, amelyet követő elméleti tanulmányok a modell egy vagy több irreálisnak minősített feltételének feloldásával, illetve helyettük más feltevések megfogalmazásával készültek. Az áttekintés pontosan számba veszi az alapmodell feltevéseit, és az irodalmat a feltevések feloldása szerint csoportosítja, és megvizsgálja, hogy az újabb feltevések mennyiben vezettek olyan modellekhez, amelyek a valóság jobb megértésében segítenek, illetve mennyiben járulnak hozzá empirikusan tesztelhető hipotézisek megfogalmazásához.

A disszertáció **második fejezete** a sávós árfolyamrendszerek hitelességét vizsgáló módszerekkel, valamint a magyar árfolyamsáv hitelességével foglalkozik. A fejezet az elérhető legszélesebb irodalmi bázis alapján áttekint, csoportosítja, és kritikusan elemzi az irodalom hitelességet vizsgáló ágát. Megvizsgáljuk, hogy az egyes módszerek mögött milyen kimondott és háttérben meghúzódó feltételeket rejtőznek, és e feltételek mennyiben teszik a módszert alkalmassá empirikus következtetések megfogalmazására. Az empirikus módszerek bemutatásakor azokat egyidejűleg alkalmazzuk is magyar adatok-

ra, amely több szempontból is célszerű. Egyfelől, empirikus módszerek tárgyalásának fontos eleme alkalmazások bemutatása is. Másfelől, a modellek magyarországi adaptálásai – csekély kivételtől eltekintve – új empirikus kutatást testesítenek meg. Harmadrészt, miután a magyar adatokra való alkalmazások számos kivetnivalót hagynak maguk után, ezért segítenek a modellek háttérben meghúzódó feltételeinek feltárásában és a modellek értékelésében is. A fejezet végén megvizsgáljuk, hogy a *Krugman*–modell – amelynek számos következtetése teljesült a magyar helyzetben – vajon magyarázatot adhat-e a forint sávon belüli alakulására.

A disszertáció **harmadik fejezete** a *Bertola–Svensson* sztochasztikus leértékelési várakozásokat elemző modellből származtatott empirikus eljárást, az eltolódással igazítás módszerét (*drift adjustment method*) vizsgálja. A nemzetközi irodalomban ez a leggyakrabban használt empirikus eljárás. A fejezet a modell létjogosultságát megkérdőjelezi részben közgazdasági kritika, részben lebegő árfolyamú devizákra történő alkalmazás, részben *Monte-Carlo*–szimuláció segítségével. A közgazdasági kritika rámutat arra, hogy egyfelől a modellben definiált aggregált fundamentális változó nem hordoz közgazdasági tartalmat, másfelől arra is, hogy a modell mögött valójában két olyan feltevés is meghúzódik, amelyek ellentétben állnak a sávos árfolyamrendszereknel megfigyelhető, és több tanulmány által is megfogalmazott „stilizált tény-nyel”. A módszer bemutatása során a lebegő árfolyamú amerikai dollár példáját használjuk, és mint látni fogjuk, a módszer alkalmazói által használt kritériumok segítségével a dollárra kitűnő illeszkedést kapunk. Ez önmagában is a modell alkalmassága ellen szól, hiszen az irodalom konszenzusos megállapítása, amelyet a modell kifejlesztői is elismernek, hogy a lebegő árfolyamú devizákat egy bolyongási folyamattal lehet a legjobban közelíteni. A fejezet nagyszámú *Monte-Carlo* kísérletek segítségével is elemzi a módszer alkalmasságát. Az eredmények azt mutatják, hogy véletlen számok segítségével generált egységgyök-folyamatokra alkalmazva a módszert, érvényesnek tűnnek a *Bertola–Svensson*–elmélet (kamatlábtól független) következtetései. A *Monte-Carlo*–szimuláció eredményi egyben túlmutatnak egy sávos árfolyammodell vizsgálatán. A polinomiális autoregresszió paraméterbecsléseinek számos, eddig nem ismert tulajdonságaira mutatunk rá. Ezen kívül a lineáris autoregresszió *Dickey–Fuller* egységgyök-tesztjeinek módosításait is elemezzük, és rámutatunk arra, hogy átfedő megfigyelések alkalmazása, valamint a konstansok számának növelése megváltoztatja az eloszlásokat.

A fejezet függeléke új ökonometria-elméleti eredményeket mutat be. A sztochasztikus függvények központi határeloszlás tételének továbbfejlesztésével levezetjük a polinomiális autoregresszió paraméterbecsléseinek, a t -hányadosoknak, és két *Wald*-tesztnak az aszimptotikus eloszlását egységgyök-folyamat esetén, majd összehasonlítjuk az eddig ismert eloszlásokkal. Az ökonometria-elméleti levezetést egy nagyméretű *Monte-Carlo*-szimuláció teszi teljessé.

A disszertáció **negyedik fejezete** felállít egy rezsinváltós modellt, amely a sávós rögzítést alkalmazó országok árfolyamrendszereink főbb megfigyelt jellemzőire épül. A modell olyan országok számára lehet releváns, amelyeknél nem teljesülnek a rögzített paritás hosszú távú fenntartásának feltételei, ezért bizonyos időnként leértékelések válnak szükségessé. A modell egyik fontos alkotóeleme, hogy egy leértékelés-mentes időszakot két szakaszra bont: egy leértékelést stacionárius sávon belüli árfolyam alakulás követ, de a rögzített árfolyam fenntarthatatlansági problémáinak kiéleződése után megváltoznak az árfolyam sztochasztikus tulajdonságai. A modell megoldása során arra a következtetésre jutunk, hogy a leértékelés előtti időszakban a sávon belüli árfolyam alakulása kaotikus lehet. Ez azzal a következménnyel jár, hogy a sávon belüli árfolyam előrejelzése nem lehetséges. A fejezet közvetett módon, az eltolódással igazítás módszerén keresztül teszteli a modellt, azaz a modell által generált folyamatokra alkalmazza a harmadik fejezetben részletesen elemzett módszert. Rámutatunk arra, hogy a becslési eredmények hasonlóak az EMS alkalmazásoknál kapott eredményekhez, de egyben arra is felhívjuk a figyelmet, hogy a közvetett teszt nem feltétlenül alkalmas a rezsinváltós modell empirikus relevanciájának megítélésére.

Végül a disszertáció **ötödik fejezete** a korábbi fejezetekben megfogalmazott következtetések szintézisét tartalmazza.

A disszertációban felhasznált módszerek

A disszertáció az elemzési eszközök széles tárházát használja fel. A sokszínűség mellett törekedtünk arra, hogy egy-egy fejezet módszertanilag minél egységesebb legyen.

Az első fejezet első alfejezete egyszerű eszközöket használ fel. Az elméleti részek logikai következtetéseken és kézenfekvő algebrai levezetéseken alapulnak, az empirikus részek pedig ábrák, táblázatok, és egyszerű statisztikai mutatószámok elemzésén. Ugyanakkor a fejezet alapjául szolgáló korábbi publikációink különböző ökonometriai

módszereket is felhasználnak, többek között vektor-autoregressziókat, a feltételes-varianciát modellező eljárásokat, és látens változójú modellek becslését. A második alfejezet módszertani egységesítésénél nehézséget okozott, hogy az áttekintett irodalom rendkívül változatos és számos esetben magas szintű módszereket alkalmaz. Ezért azt a megoldást választottuk, hogy a legfontosabb képleteket minden esetben diszkrét időben írtuk fel, a levezetésektől és módszertani ismertetésektől eltekintettünk, és a modellek legfontosabb következtetéseit grafikusan szemléltettük. Az alfejezet során jelentős hangsúlyt helyeztünk arra, hogy a modellek közgazdasági tartalmát és újdonságát helyezzük előtérbe.

A második fejezet irodalom-áttekintésénél az első fejezet eljárást követtük, azaz a modellek legfontosabb építőköveit és következtetéseit emeltük ki. A magyar forint árfolyamára vonatkozó számításoknál pedig különböző becslőeljárásokat használtunk (legkisebb négyzetek és maximum likelihood).

A harmadik fejezet diszkrét idejű algebrai levezetéseken és szimulációs kísérleteken (*Monte-Carlo* szimuláció) alapszik. Utóbbi azt jelenti, hogy a feltételezett adatgeneráló folyamat felhasználásával és pszeudo-véletlenszám generátor segítségével nagyszámú mesterséges mintákat hozunk létre, és ezen mintákra végzünk különböző statisztikai-ökonometria vizsgálatokat. A fejezet függeléké pedig folytonos sztochasztikus függvényeken értelmezett eloszlástételeket alkalmaz. Ezt a matematikai apparátust a nyolcvanas évek közepétől kezdték nem-stacionárius folyamatok ökonometria-elméleti problémáinak elemzésére felhasználni, és azóta jelentős teret hódított magának a levezetésekben. A módszer magyarországi alkalmazásának újszerűsége miatt az alapvető definíciókat és kiinduló tételeket is áttekintjük. A matematikai módszer mellett szimulációs kísérleteket is végzünk.

Az negyedik fejezet algebrai levezetéseken és szimulációs kísérleteken alapul.

Az ötödik, záró fejezet önálló módszert nem alkalmaz, hanem a korábbi fejezetekben megfogalmazott következtetéseket kapcsolja össze.

Köszönetnyilvánítás

Számtalan tanáromnak, munkahelyi vezetőmnek, és munkatársamnak tartozom köszönettel az elmúlt hat év szakmai megbeszéléseiért, kutatásaim többszöri gondos átnézéséért, az ezekhez fűzött kritikáikért és útmutatásaikért, illetve szerzőtársaimnak — akik szintén a fenti körből kerültek ki — a közös kutatások szemléletformáló vitáiért és eredményeiért. Külön is szeretném kiemelni témavezetőmet, *Halpern Lászlót*, aki már egyetemista koromban a Gazdaságelméleti szakirány keretében is a témavezetőm volt; munkahelyemen, a Magyar Nemzeti Bank Közgazdasági és kutatási főosztály Modellezési osztályán közvetlen és felső vezetőim közül *Neményi Juditot*, *Simon András*t, és *Szapáry Györgyöt*; a rotterdami Erasmus Egyetem Tinbergen Intézetében eltöltött öt hónapos Ph.D. részképzés alatti témavezetőmet, *Casper G. de Vries*-t; valamint *Peter C.B. Phillips*-t, akivel egyidejű hollandiai tartózkodásunk alatt döntöttünk egy közös cikk megírásáról. Szeretnék továbbá köszönetet mondani három korábbi opponensemnek, *Kőrösi Gábornak*, *Pete Péternek* és *Vincze Jánosnak*, tanulmányaim (sorrendben *Darvas* [1999a], *Darvas* [1998b], és *Darvas* [1996b]) alapos és magas szintű véleményezése miatt.

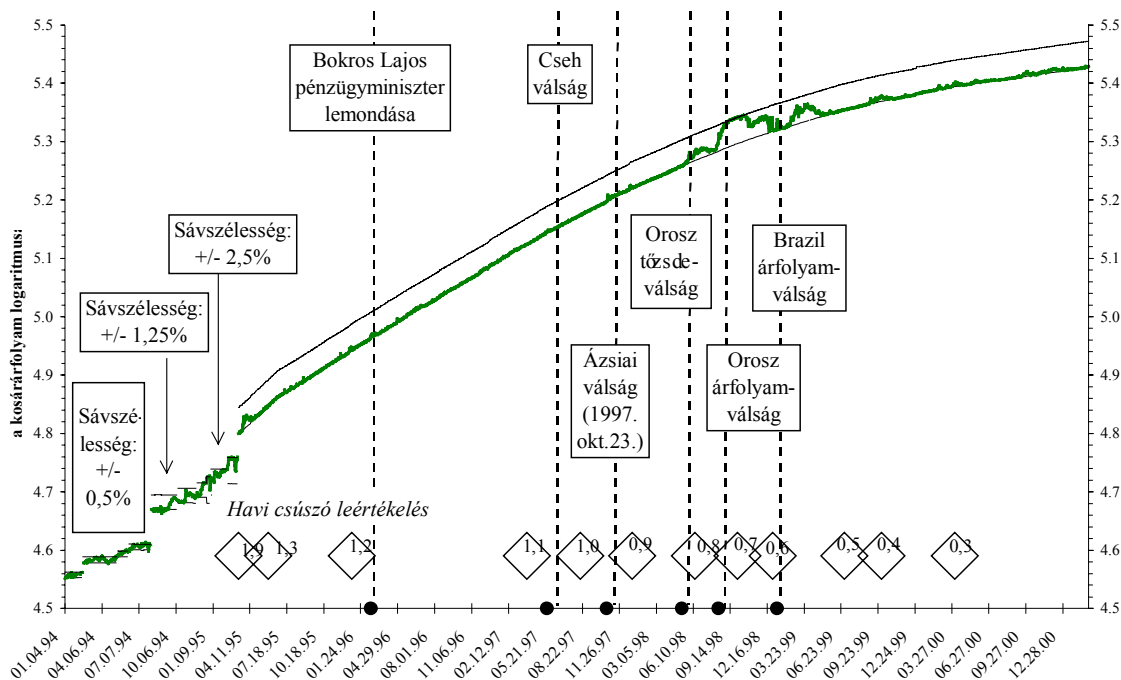
1. FEJEZET

1. Sávós devizaárfolyam rendszerek elméleti kérdései

1.1. Gazdaságpolitikai megfontolások⁵

Az 1.1 ábra a magyar forint árfolyamának alakulását mutatja 1994. január 4. és 2001. március 2. között.⁶ A vastagított vonal a piaci árfolyam alakulását jelzi, a két párhuzamosan futó vékony vonal pedig az árfolyamsáv széleit mutatja.

1.1 ábra: A magyar forint árfolyama, 1994. január 4. – 2001. március 2.



Kosárárszététel: 1993. augusztus - 1994. május: 50% DM+50% USD; 1994. május - 1996. december: 70% ECU+30% USD; 1997. január - 1998. december: 70% DEM+30% USD; 1999. január-december: 70% EUR+30% USD, 100% EUR 2000. január óta.

Az ábráról könnyen leolvasható, hogy milyen árfolyamrendszerek kerültek alkalmazásra ebben az időszakban: 1995. márciusáig kiigazítható árfolyamrögzítés, azt követően pedig csúszó árfolyamrögzítés volt érvényben. Mindkét időszakban a rögzítés nem

⁵ Az fejezet sokat merít Darvas [1998b], Darvas [1999b], Darvas–Szapáry [1999], Darvas–Szapáry [2000], Ábel–Darvas [2000] és Darvas [2001a] elméleti vizsgálataiból és empirikus eredményeiből.

⁶ Egy ország pénzének egy másik ország pénzéhez viszonyított árfolyamát kétféleképpen lehet kifejezni: a külföldi valuta egysége hazai pénzben kifejezve (például 1 euró = 250 forint), és a hazai valuta egysége külföldi pénzben kifejezve (1 forint = 0,004 euró). A hazai gyakorlatot követve az első mértékegységet használjuk, így az árfolyam számszerű értékének növekedése a hazai pénz leértékelődését jelenti. A szóhasználatban mindig pontosan meg fogjuk adni, hogy a hazai valuta külföldihez viszonyított árfolyamának erősödéséről (felértékelődéséről) vagy gyengüléséről (leértékelődéséről) beszélünk.

egy konkrét számértékhez kötést jelentett, hanem egy árfolyamsávon belül tartást, valamint 2000. januárja előtt nem egy meghatározott külföldi pénzhez rögzítették az árfolyamot, hanem egy valutakosárhoz, amelynek időnként változó összetétele az ábra jegyzeteinél olvasható. A kiigazítható rögzítés időszakában a központi bank eseti döntései alapján határozta meg, hogy leértékeli-e a forintot, vagy sem. Az 1995. márciusában bevezetett csúszó árfolyamrendszer pedig úgynevezett előre bejelentett csúszó árfolyamrendszer volt, amelynek keretén belül a leértékelés mértékét több hónapra, többnyire fél év – egy év időtávra előre bejelentették. Az ábra alsó részén mutatja a bejelentett leértékelés havi értékét, amelyet munkanapokra egyenletesen elosztva, apró lépésekben hajtottak végre.

Számos ország alkalmazott és jelenleg is alkalmaz olyan árfolyamrendszert, amelyben az árfolyamot egy sáv meghatározásával rögzítik vagy csúsztatják⁷. Az irodalomban a legismertebb és legnagyobb mértékben elemzett sávós árfolyamrendszer az Európai Monetáris Rendszer (*Európean Monetary System – EMS*) árfolyam-mechanizmusa (*Exchange Rate Mechanism – ERM*) volt.⁸

Az árfolyamsávok alkalmazásának kérdése elválaszthatatlan az árfolyamrendszer választás kérdésétől. A gyakorlatban számos árfolyamrendszer megtalálható a két szélsőséges eset, a legnagyobb elhatározottsággal — azaz valutaunió vagy valutatanács (*currency board*) keretében — rögzített és a szabadon lebegő árfolyamrendszerek között. A két szélső eset közötti árfolyamrendszerek széles spektrumát közbülső rendszereknek nevezik. Ha az árfolyamsáv szélességét tágan, a $[0, \infty)$ halmazon értelmezzük, akkor közbülső és sávós árfolyamrendszerek kifejezést szinonimaként használhatjuk. A sáv szélesség tágabb értelmezése mellett szól, hogy nulla szélességű, azaz sáv nélküli rendszerek valójában nem is léteznek, hiszen ha nem lenne a központi bank vételi és eladási árfolyamai között különbség, akkor minden tranzakciót a központi bank végezne. Mivel mindig van különbség a központi bank vételi és eladási árfolyamai között, így a sáv szélességre vonatkozó kérdésnek tekinthető, hogy mennyire szűken vagy tágan szabja meg a központi bank ezt a különbséget. Másfelől, ha a központi bank irányított lebegtetéses rendszert alkalmaz, azaz nem jelent be hivatalosan árfolyamsávot, akkor ez még nem jelenti azt, hogy nem létezik egy informális, csak a jegybanki vezetők által is-

⁷ A kilencvenes években sávós árfolyamrendszert alkalmazó országok felsorolását lásd Darvas [1998b].

⁸ Az ERM történetét magyar nyelven lásd: Horváth–Szalai [1997]. Az ERM-et követő közös európai pénz, az euró, továbbá az euró-övezethez csatlakozni szándékozó országok részére kialakított ERM II. bemutatását magyar nyelven lásd: Horváth–Szapáry [1999].

mert árfolyamsáv, amelyen belül próbálják tartani az árfolyamot. Utóbbi esetben a bejelentett *versus* be nem jelentett sáv⁹, valamint kemény *versus* puha szélű sáv¹⁰ közötti választás problémájával állunk szembe, tehát sávós problémával. Így megállapíthatjuk, hogy a sávós árfolyamrögzítés gazdaságpolitikai alkalmazása a határozottan rögzített, a közbülső, és a szabadon lebegő kategóriák közötti választás következménye.

Terjedelmes irodalom tárgyalja az árfolyamrendszer választás kérdését, amely éppen azért terjedelmes és azért található meg a gyakorlatban ma is számtalan különböző rendszer, mert nem lehet megkérdőjelezhetetlen recepteket írni a választásról. A disszertáció nem is vállalkozhatna a kérdés nyugvópontra helyezésére, azonban a közbülső árfolyamrendszerek gazdaságpolitikai választásához vezető legfontosabb szempontokat fontos elemezni a sávós árfolyamrendszerek modellezésének vizsgálata előtt.

A választás szempontjai olyan sokrétűek, hogy akár egy egész disszertáció terjedelmét is igénybe venné az összes aspektus alapos elemzése. Ezért ebben az alfejezetben csak néhány, általunk kiemelten fontosnak ítélt szempont kerül górcső alá. Ahogy a korábbi publikációinkban is tettük, itt is igyekszünk az elméleti szempontok empirikus relevanciájáról is állást foglalni.

Az árfolyamrendszer választás kérdéseit elsősorban egy kis, nyitott, a fejlett ipari államokhoz szoros szálakkal integrált gazdaság szempontjából elemezzük.

Egy mereven rögzített árfolyamot hosszú távon csak számos makrogazdasági feltétel teljesülése esetén lehet fenntartani, amelyek ritkán teljesülnek belföldi inflációs nyomással szembenező kis, nyitott, felzárkózó gazdaságokban¹¹. A rögzített árfolyam — akár valutatanács (*currency board*) keretében történő — alkalmazása a világ árfolyamrendszerei közül továbbra is inkább a kivételt képezik még akkor is, ha népszerűségük megnövekedett az utóbbi években, különösen az átmeneti gazdaságokban. *Obstfeld-Rogoff* [1995] tételesen számba veszik a világ összes országát és megállapítják, hogy a hetvenes évektől kezdve alig néhány tucat ország volt képes legalább egy évtizeden át rögzített árfolyamot leértékelés nélkül fenntartani, és ezen országok többsége is törpe állam.

A rögzített árfolyamrendszerek elemzésének elméleti keretei két fő területre nyúlnak vissza, az ún. *optimális valutaövezetek* elméletére és az *árfolyamra alapozott stabilizá-*

⁹ Ezt a problémát vizsgálja például *Miller–Zhang* [1996].

¹⁰ Ezt a problémát vizsgálja például *Bartolini–Prati* [1997].

¹¹ A rögzített árfolyamrendszerek hátrányait hangsúlyozza például *Obstfeld* [1995], *Obstfeld-Rogoff* [1995], és *Mishkin* [1998].

ciók irodalmára. Az optimális valutaövezetek elméleti alapjait *Mundell* [1961] és *McKinnon* [1963] fektették le még a hatvanas években, míg az árfolyamra alapozott stabilizációk irodalmában mérföldkövet jelentettek *Calvo–Végh* [1993], *Végh* [1992], és *Kiguel–Liviathan* [1992] munkái. Tekintettel arra, hogy a sávós árfolyamrendszerek a közbülső rendszerek közé tartoznak, ezért a fenti két irodalmi ággal itt nem foglalkozunk.¹²

1.1.1. A reálárfolyam egyensúlyi értéke

Az egyik legfontosabb kérdés a reálárfolyammal kapcsolatos, nevezetesen, hogy az árfolyamrendszer gyakorol-e hatást a reálárfolyam egyensúlyi értékére, valamint hogy a reálárfolyam esetleges átmeneti ingadozásai okoznak-e kedvezőtlen gazdasági hatásokat.

Régóta ismert elmélet, mely szerint azon kevésbé fejlett országokban, ahol a külfölddel versenyző szektor termelékenysége relatíve gyorsan növekszik, a fogyasztói árak alapján mért reálárfolyam felértékelődik, amelyet az irodalom *Balassa–Samuelson* (BS) hatásnak nevez¹³. Az egyensúlyi reálárfolyam változása a BS elméletben az alábbi értékkel egyezik meg:

$$(1) \quad \Delta q^{EQ-BS} = (1-\alpha) \{(\Delta\pi^T - \Delta\pi^{NT}) - (\Delta\pi^{T*} - \Delta\pi^{NT*})\},$$

ahol Δq^{EQ} az egyensúlyi reálárfolyam-változás mértéke, $\Delta\pi^i$ termelékenység változása az i -dik szektorban, és T jelöli a külfölddel versenyző szektort (amelynek részaránya a termelésből α), NT pedig a külfölddel nem versenyző szektort (amelynek értelemszerűen $1-\alpha$ a részaránya).

Az átalakuló országok egyensúlyi reálárfolyamát elemző *Halpern-Wyplosz* [1998] tanulmány számos, az átalakuló országokra tipikus tényezőt is figyelembe vesz a reálárfolyam-pálya alakulásának vizsgálatára. Az egyszerűség kedvéért tegyük fel, hogy az összehasonlításként használt fejlett ipari országokban megegyezik a két szektor termelékenységváltozása, a bérek a határtermelékenységgel egyeznek meg, és a szektorok között a bérszínvonal kiegyenlítődik. Egy átalakuló országban azonban számos tökélet-

¹² Magyar nyelven az optimális valutaövezetek elméletéről lásd *Horváth–Szalai* [1998], az árfolyamra alapozott stabilizációkról pedig *Darvas* [1999b].

¹³ Béla Balassa és Paul Samuelson egy évben, de egymástól függetlenül mutattak rá a róluk elnevezett hatásra. Három és fél évtized után is az egyik legjobb referencia *Balassa* [1964] írása, amelynek elméleti fejtegetései kitűnően érthetőek, és adatokkal is illusztrálja a *Balassa-Samuelson* hatásnak mind az abszolút, mind a relatív vásárlóerő-paritásra vonatkozó következtetéseit. A magyar reálárfolyam alakulásával kapcsolatban *Kovács-Simon* [1998] vizsgálta a *Balassa-Samuelson* hatás relevanciáját.

lenséggel, pontosabban a piaci tökéletlenségek oldódásával kell számítani. A *Halpern-Wyplosz* elmélet (HW) három ilyen hatást emel ki: (a) minőségi hatás, (b) a reálberek (szektoron belüli) eltérése a határtermelékenységtől, és (c) a két szektor közötti bérek eltérése.

(a) Kezdetben az átalakuló országokban ugyanazon külkereskedelemben kerülő termékeket rosszabb minőséggel és kevésbé hatékony marketing tevékenységgel értékesítik, ezért az árszint közös valutában kifejezve alacsonyabb:

$$(2) \quad p^T = \kappa + s + p^{T*},$$

ahol (logaritmizáltan) p^T a külkereskedelemben kerülő termékek árszintje, κ a szélesen értelmezett minőségi hatás, s az árfolyam (a külföldi deviza egységének hazai devizában mért ára), és p^{T*} a külföldi árszint. A szerzők azt feltételezik az átalakuló gazdaságok esetére, hogy κ értéke kezdetben negatív, és fokozatosan emelkedik. Ennek az lehet az oka, hogy az átalakuló országokban az árindex számításakor kevésbé tudják a minőségi változásokat kezelni, azaz a minőségi javulás miatt bekövetkező áremelkedést áremelkedésként veszik figyelembe (bár a minőség javulásával az új termék már nem ugyanaz, mint a régi).

(b) Egy átalakuló országban a reálberek nem feltétlenül egyeznek meg a termelékenységgel, hanem eltérhetnek attól:

$$(3) \quad \begin{aligned} w^T &= v^T + p^T + \pi^T \\ w^{NT} &= v^{NT} + p^{NT} + \pi^{NT} \end{aligned}$$

ahol (szintén logaritmizáltan) az i szektorban w^i jelenti a bérszintet, v^i az egyensúlyi reálbértől való eltérést, π^i pedig a termelékenységet. A szerzők azt feltételezik az átalakuló gazdaságok esetére, hogy kezdetben a külfölddel versenyző szektorban (például az iparban) a reálberek jelentősen meghaladják a termelékenységet, míg a külfölddel nem versenyző szektorban (például a szolgáltatásoknál) nem, vagy még alatta is maradnak, amely helyzet az átalakulás során fokozatosan rendeződik.

(c) Egy átalakuló gazdaságban a két szektor között a bérek különbözhetnek egymástól, tehát az alábbi különbség nem nulla:

$$(4) \quad \mathfrak{t} = w^{NT} - w^T.$$

A szerzők azt feltételezik az átalakuló gazdaságok esetére, hogy kiinduló helyzetben a külfölddel versenyző szektorban magasabbak a bérek, amely helyzet fokozatosan korrigálódik.

A fenti hatások figyelembe vételével a reálárfolyam egyensúlyi változása:

$$(5) \quad \Delta q^{EQ-HW} = \Delta \kappa + (1-\alpha) \Delta(v^T - v^{NT}) + (1-\alpha) \Delta \iota + (1-\alpha) (\Delta \pi^T - \Delta \pi^{NT}) .$$

A *Halpern-Wyplosz* modell tehát három tényezővel egészíti ki a *Balassa-Samuelson* hatást. Egy tipikus átalakuló gazdaságban — az átalakulás kezdetekor bekövetkezett nagy mértékű leértékelődés után — az egyensúlyi reálfelértékelődés értéke pozitív.

Mivel közbülső árfolyamrendszerek esetén a hatóságok is fontos szerepet játszanak az árfolyam alakulásában, legalábbis bizonyos időtávon, ezért ilyen rendszerek kialakításakor figyelembe kell venni a reálárfolyam gazdasági folyamatokból következő alakulását. Ellenkező esetben kedvezőtlen mellékhatásai lehetnek a rendszer alkalmazásának, amely akár a rendszer kényszerű feladásához is vezethet.¹⁴

Egy előre bejelentett csúszó árfolyamrendszerrel például a csúszás mértékének célzerű megválasztását a várható hazai inflációnak a várható külföldi inflációval és a reálfelértékelődéssel csökkentett értéke adja¹⁵:

$$(6) \quad cp_t = E_t(\Delta p_{t+1}) - E_t(\Delta p_{t+1}^*) - E_t(\Delta q_{t+1}^{EQ})$$

ahol cp_t a t időpontban az előre bejelentet csúszó leértékelés mértéke (amely ugyanolyan időtávra vonatkozik, mint az egyenlet többi változója), és $E_t(\cdot)$ a feltételes várható érték operátora a t -ik időpontban rendelkezésre álló információk alapján, $E_t(\Delta p_{t+1})$ a hazai infláció várható értéke, a $*$ jel a külföldi változó(ka)t jelöli, és $E_t(\Delta q_{t+1}^{EQ})$ a reálárfolyam egyensúlyi felértékelődésének várható értéke.

Ha a reálárfolyam egyensúlyi értéke változik, akkor olyan csúszó árfolyamsáv esetén, ahol szűk sávot alkalmaznak, az alábbi esetek következhetnek be:

¹⁴ Portugáliának az euró-övezethez történő csatlakozása kitűnő példát a reálárfolyam egyensúlyi pályájának fontosságára. Portugáliában a legalacsonyabb az egy főre jutó jövedelem a 11 euró tagország közül, ezért nem meglepő, hogy egy felzárkózási folyamat zajlik, amelyből az adatok tanúsága szerint reálfelértékelődési tendencia következik. A rögzített árfolyam miatt a külfölddel versenyző termékek inflációja lényegében megegyezett az 1 százalék körüli átlagos európai inflációval, a külfölddel nem versenyző termékek inflációja azonban 4-5 százalék körüli, így a súlyozott átlagos portugál fogyasztói árindex 3 százalék körül volt 2000-ben, az egyik legmagasabb az eurót bevezető országok között. Az éveken át közel 10 százalékos gazdasági növekedést és nagymértékű költségvetési többletet felmutató Írországban pedig 2000 végén 6 százalékra emelkedett az infláció.

- (1) reálfelértékelődés vagy (a) a csúszó rendszer mértékének megállapításakor lehetővé tett felértékelődés {(6)-os képlet}, vagy (b) magasabb hazai infláció, vagy (c) a hatóságok által kezdeményezett/lehetővé tett nominális felértékelés mellett valósul meg,
- (2) reálleértékelődés vagy (a) a sáv hatóságok által kezdeményezett leértékelése, vagy (b) egy spekulációs támadás által kikényszerített leértékelés/leértékelődés útján következhet be.

Az átalakuló és fejlődő országokban többnyire reálfelértékelődési folyamat zajlik, így elsősorban ennek lehetőségeit szükséges megvizsgálni. Az (1a) eset a csúszó árfolyam 'ideális' működését jelenti. Szükséges hozzá, hogy a kiinduló helyzetben jó (egyensúlyi) helyzetben legyen a reálárfolyam, és a hatóságok képesek legyenek az egyensúlyi felértékelődés megfelelő becslésére. Az (1b) eset szükségtelenül vezet magasabb inflációhoz és akkor következhet be, ha például a kamatpolitika miatt magasabban tartják a leértékelési ütemet, vagy ha a hatóságok alábecslik az egyensúlyi felértékelődés ütemét. Az (1c) lehetőség pedig azt feltételezi, hogy vagy a hatóságok jól értékelik a reálárfolyam egyensúlyi szintjének változását, vagy nem tudnak ellenállni a piaci nyomásnak. Ugyanakkor ez a lehetőség veszélyforrást is jelenthet, ha a reálfelértékelés nagyobb a szükségesnél.

Reálleértékelődés valószínűsíthetően csak az árfolyamon valósulhat meg, mivel egy változatlan leértékelési politika melletti dezinflációhoz olyan feltételek lennének szükségesek, amelyek a gyakorlatban nem lehetnek adottak. Reálleértékelődés éppen akkor válhat szükségessé, amikor vagy az infláció a korábbi időszakban magasabb volt a várakozásnál, vagy egy váratlan sokk következik be. Ilyen helyzetekben nincs a gazdaságpolitikának olyan eszköze, amellyel a piaci szereplőket a változatlan leértékelési ütemnél kisebb hazai infláció elérésére ösztönözzé. Ahhoz, hogy a nominális-árfolyam változás a hatóságok kezdeményezésére történjen, „időben” kell lépni, amelyre kicsi lehet a politikai akarat. Ha egy spekulációs támadás kényszeríti ki, akkor az a kamatlábak átmeneti megugrásához és jelentős költségekhez vezet, ráadásul az árfolyam-rendszer hitellessége csökken.

Szűk csúszó rendszer esetén egy sajátos aszimmetria is érvényesülhet: egy esetleges reálfelértékelődés az infláción keresztül következhet be, míg egy esetleges reálleértékelődés az árfolyamon keresztül. Ezen helyzet csak akkor kerülhető el, ha (a) a hatósá-

¹⁵ A szemléletesség kedvéért összeadással és kivonással, nem együtthatós szorzással/osztással szere-

gok megfelelő becslést tudnak adni az egyensúlyi reálfelértékelődés mértékéről, (b) ez nem magasabb, mint a kamatprémium, és (c) ezt mértéket a csúszás meghatározásakor figyelembe veszik {(6)-os képlet}. Ha ezek a feltételek nem állnak fenn, akkor az infláción keresztül valósul meg a felértékelődés. Egy esetleges reálleértékelődés szükségessége pedig nyilvánvalóan akkor kerülhető el, ha a csúszás meghatározásakor reális inflációs célt vesznek figyelembe; a váratlan negatív sokkok ellen ebben a rendszerben nem lehet előre védekezni.

Szélesebb sáv, lebegő árfolyam, és irányított lebegtetés mellett a reálárfolyam változásra többféle lehetőség van, például ez megvalósulhat a nominális árfolyam változásán keresztül is.

Lebegő árfolyamrendszerben a fizetési mérleg egyensúlyban van, azaz a folyó fizetési mérleg és a tőkemérleg (vagy az új terminológiában a folyó fizetési, a tőke, és a pénzügyi mérleg) összege nulla. Ez azt jelenti, hogy az árfolyam úgy alakul, hogy a magánszektor tőkebeáramlása finanszírozza (tőkekiáramlása ellensúlyozza) a folyó fizetési mérleg hiányát (többletét). Ha a piaci szereplők fel akarják értékelni a reálárfolyamot, akkor ezt a hatóság közreműködése nélkül tehetik meg.

Ekkor a veszélyforrást az jelenti, ha a pénzpiacok által generált felértékelődés túlzott mértékű. A tőkeáramlás ingadozása a külkereskedelem ingadozását okozhatja, amely ingadozásokat/ciklusokat generálhat a termelésben. Képzeljük el például, hogy a pénzügyi piacok optimizmusa jelentősen megerősíti a hazai fizetőeszközt, amely recessziót idéz elő a külfölddel versenyző szektorban és a külkereskedelmi egyensúly mondjuk egy éves időtávon romlani fog. Egy év múlva a nagyobb külkereskedelmi hiány csak akkor válik lehetségessé, ha a beáramló tőke azt finanszírozza. Amennyiben a magánszektor tőkeimportőrei idővel kockázatosnak fogják tekinteni a hazai devizát és tőkekiáramlás történik, akkor az árfolyam szükségképpen le fog értékelődni — élénkítve a külfölddel versenyző szektort — olyan mértékig, hogy a folyó fizetési mérleg (relatív) javulása ellensúlyozza a (relatív) tőkekiáramlást.

A termelés ingadozása mellett a reálárfolyamot tekintve egy másik veszélyforrást is jelenthet a lebegtetés, amely arra vezethető vissza, hogy a reálárfolyam hosszú távú egyensúlyi értéke külső adottság (amely exogén módon változhat), vagy a reálárfolyam aktuális értéke (potenciálisan jelentős és tartós eltérése az egyensúlyi értékétől) gyakorol-e hatást rá.

- (1) Tegyük fel, hogy a reálárfolyam aktuális értéke nem hat az egyensúlyi reálárfolyamra. Ekkor a lebegtetés által lehetővé tett potenciális reálárfolyam ingadozásoknak és tartós reálárfolyam szint eltolódásoknak nincsen reálhatásuk (a termelés esetleges rövidtávú ingadozása mellett), így a lebegtetés pusztán azt teszi lehetővé, hogy a lehető legkisebb infláción keresztül valósuljon meg a feltételezett reálfelértékelődés.
- (2) Ezzel szemben, ha a reálárfolyam esetleges tartós eltolódásának vagy ingadozásának van reálhatása (például termelőkapacitások kiesése, alacsonyabb beruházás), akkor ez a hosszú távú reálárfolyamot is megváltoztatja: hosszú távon magasabb (leértékeltőbb) reálárfolyam szint szükséges ahhoz, hogy a piacról kiszoruló ismét belépjenek és a kiesett beruházásokat pótolják.

Az (1) nézetet mellett szól az az érv, hogy még ha a deviza-spekuláció nem is stabilizáló, de az akár tartós kilengések is az egyensúlyi reálárfolyam körül történnek, és a profit hullámzását jól működő hitelpiacok esetén a vállalatok el tudják viselni, illetve határidős piacokon le tudják az árfolyam-kockázatot fedezni. Az (1) vélekedést erősíti a *friedmanni*–monetarizmus következtetése, amely szerint lebegő árfolyam esetén a racionális befektetők viselkedése stabilizáló árfolyam-spekulációhoz vezet, így nem történnek olyan tartós eltérések az egyensúlyi reálárfolyamtól, amelyek kedvezőtlen hatást gyakorolhatnának a termelésre.

A (2) megfontolást az erősítheti, ha az reálárfolyam szintjében olyan tartós elmozdulások történnek az egyensúlyi szinttől, amelyet a vállalatok nem képesek átvészelni, akár az eltolódás tartóssága (amely a határidős fedezést teszi gyakorlatilag lehetetlenné), akár a hitelpiacok nem megfelelő működése, akár az inputköltségek lassú alkalmazkodása vagy a nagymértékű állandó költségek miatt.

Csehország és Magyarország egyaránt jelentős fizetési mérleg hiányt halmozott fel a kilencvenes évek közepén, amely mindkét országban gazdaság stabilizációs program bevezetéséhez vezetett. Mindkét országban átmenetileg felgyorsult az infláció a különböző intézkedések következményeként. A két ország közötti különbségek közül fontos kiemelni a választott árfolyamrendszert: hazánkban előre bejelentett csúszó árfolyamot, míg Csehországban úgynevezett inflációs célkitűzéses monetáris rendszert vezettek be lebegő árfolyam mellett. A magyar gazdaságpolitika, részben a magas külső adósságalomány miatt, külön hangsúlyt fektetett a versenyképesség fenntartására, és ezért — beismerten is — sterilizált intervenciókkal tartották az árfolyamot szűk sávon belül és szabtak korlátot így a felértékelődés mértékének. Ezzel szemben Csehországban az új

rendszer bevezetése után mintegy másfél évig nem törődtek az árfolyammal, amely a szigorú kamatpolitika következtében jelentősen felértékelődött nominálisan is. Mivel a cseh gazdaság mély recesszióba került, és közben az infláció éves üteme is 2 százalék alá esett, a cseh jegybank kamatcsökkentésekkel és úgynevezett szóbeli intervencióval igyekszik a korona árfolyamát gyengíteni. A magyar gazdaság a stabilizáció következtében az 1994-es 2,8 százalékos növekedésről két évig másfél százalékos növekedésűre lassult. Ezzel szemben a cseh gazdaság a stabilizáció előtti 3-6 százalékos növekedési üteme után 1997-99 között együttesen 3,5 százalékkal csökkent. A felvázolt folyamatok alapján határozott következtetést természetesen nem lehet levonni az árfolyam hatásáról, hiszen számos egyedi tényező is hozzájárulhatott a cseh recesszióhoz. A cseh gazdaság továbbá megszabadult az inflációtól, amely hosszú távon kedvező hatást gyakorolhat a növekedésre. Mindazonáltal a folyamatok nem zárják ki azt, hogy a lebegtetés által lehetővé tett nagyfokú reálfelértékelődés szerepet játszott a gazdasági visszaesésben, arról pedig nagyon nehéz állást foglalni, hogy az infláció elmúlt két évben tapasztalt alacsony értéke mennyivel biztosít a hosszú távú növekedéshez kedvezőbb feltételeket, mint a magyarországi fokozatos defláció.

1.1.2. A reálárfolyam változékonysága

Megoszlanak arról a vélemények, mennyire rossz a reálárfolyam változékonysága. Azok, akik hajlamosak mellőzni ennek potenciálisan negatív kihatásait, általában azzal érvelnek, hogy jól működő pénzpiacok lehetővé teszik az árfolyamkockázat elleni védekezést és ezért a változékonyság miatt a vállalatok nyeresége (és ezzel összefüggésben a termelés és a foglalkoztatottság) nem változik abban az esetben, ha minden tranzakcióra fedezeti ügyletet kötnek. Ennek az érvelésnek van néhány komoly gyenge pontja. Az árfolyam-ingadozások időbeli lefutása körüli bizonytalanságok szükségszerűen tökéletlenné teszik az ellenügyleteket. A fedezeti instrumentumok határideje tipikusan legfeljebb egy év, amely rövidebb lehet, mint az exportőrök és az importőrök tervezési horizontja. Emellett az árfolyam-fedezeti ügyletek csak az exportbevételek és az importköltségek nominális értékét képesek rögzíteni, de nem nyújtanak biztosítékot az árfolyamok változásainak a hazai költségekre gyakorolt következményei ellen. Továbbá minden fedezeti ügylet költségekkel jár, beleértve az árfolyam-elmozdulás időtartamának téves megítéléséből eredő közvetett költségeket is. Ezáltal a változékonyság elbi-

zonytalaníthatja a pénzügyi tervezést, ami hátrányosan hathat a beruházási döntésekre¹⁶. Még inkább így van ez a kevésbé fejlett hitel- és származékos piacokkal rendelkező országok esetében, amilyenek az átmeneti gazdaságok is. Mivel a kis, nyitott feltörekvő gazdaságok jelentős tőkemozgásoknak vannak kitéve, egy szabadon lebegő árfolyam vagy egy széles sávban menedzselt árfolyam azt a veszélyt rejti magában, hogy a reálárfolyam túlzott mértékben ingadozik, aminek negatív hatásai lehetnek a forráselosztásra.

A reálárfolyamok változékonyságával kapcsolatban érdekes empirikus eredményt mutat be *Darvas–Szapáry* [1999], akik Csehország, Görögország, Izrael, Lengyelország és Magyarország pénzügyi folyamatait vizsgálják az elmúlt évek globális pénzügyi válságainak időszakában. Egyfelől lényeges összefüggést tárnak fel a reálárfolyam változékonysága és az árfolyamrendszer között: minél rugalmasabb az árfolyamrendszer, annál hangsúlyosabb reálárfolyam-változások alakultak ki, amely megállapítás a vizsgált időszaktól függetlenül is helytállónak bizonyult. Ugyanakkor egy fontos kivétel mutatkozott: Görögországban a változékonyság nem emelkedett azután, hogy 1998. márciusában ± 15 százalékos sávban beléptek az Európai Monetáris Rendszerbe. Ez arra utal, hogy amikor a gazdaságpolitika olyan lépéseket tesz, amely fokozza az árfolyamrendszer hitelességét, akkor ez fontosabb befolyásoló tényezőjévé válik a változékonyságnak, mint maga a rendszer. Világosan látszik, hogy Görögország számára előnyös volt az ERM-beli tagság, mivel az ezzel járó elkötelezettség miatt meghozott gazdasági intézkedések a külső pozíció javulásához és az infláció csökkenéséhez vezettek, amelyek bizonyosan szerepet játszottak az új árfolyamrendszer hitelességének növekedéséhez és ezáltal a globális válságokat követő pánikreakció alacsonyabb fokához.

1.1.3. A monetáris politika vitele

Szabad tőkeáramlás esetén, ha olyan közbülső árfolyamrendszer kerül alkalmazásra, amely erősen szabályozza az árfolyamot (például előre bejelentett csúszó rendszer), akkor a rögzített árfolyamhoz hasonlóan a monetáris politikai eszközök használatával nem élhet a központi bank, pontosabban a bejelentett csúszás változtatásával szabályozható bizonyos fokig a kamatláb. Nem tökéletes tőkeáramlás esetén a tőkemozgások korláto-

¹⁶ *Campa* [1993] részletes iparági adatok alapján vizsgálja a piacra belépési/kilépési döntést és eredményei azt mutatják, hogy az árfolyam-változékonyság negatív kapcsolatban áll a befektetési döntéssel. *Baldwin–Krugman* [1989] olyan modelleket mutatnak be, amelyek demonstrálják a nagy reálárfolyam-mozgások tartós hatását a külkereskedelemre és a reálárfolyam egyensúlyi értékére. A francia munkahelyeloszlást elemezve *Gourinchas* [1999] megállapította, hogy a reálárfolyam-mozgások jelentős hatás-

zásával teremthet magának némi mozgásteret a monetáris politika¹⁷, illetve az, ha a befektetők elvárnak kockázati prémiumot és a gazdaság reálfolyamataiból következően reálfelértékelődés tapasztalható és ha az egyensúlyi reálárfolyamhoz történő igazodás nem azonnal megy végbe.

A belföldi kincstárjegy hozamot a csúszás mértéke, a külföldi kamatláb és a kamatprémium határozza meg:

$$(7) \quad r_t = r_t^* + cp_t + E_t(\Delta \tilde{s}_{t+1}) + \rho_t = r_t^* + cp_t + \zeta_t,$$

ahol r_t (az egy periódusra vonatkozó) hazai nominális kamatláb, $E_t(\Delta \tilde{s}_{t+1}) = E_t(\Delta s_{t+1} - cp_t)$ a bejelentetten kívüli árfolyamváltozás várható értéke, és ρ_t a kockázati prémium. Az utóbbi két tételt, amelyeknek csak az összege figyelhető meg közvetlenül, nevezzük (kamat)prémiumnak (ζ_t). A hazai kincstárjegy reálkamatláb ekkor a prémium és a figyelembe vett reálárfolyam-hatás különbségének mértékével tér el a külföldi reálkamatlábtól:

$$(8) \quad r_t - E_t(\Delta p_{t+1}) = r_t^* - E_t(\Delta p_{t+1}^*) + \zeta_t - E_t(\Delta q_{t+1}^{EQ}).$$

Ezen két tényező manipulálásával teremthet némi mozgásteret magának a kamatpolitika. A prémium változtatásának azonban korlátjai vannak, és az egyensúlyinál kisebb (illetve nagyobb) reálfelértékelődés tervezése pedig inflációs (illetve közép távon fizetési mérleg válságot előidéző) hatású.

A hitelkamatlábaknál hasonló összefüggés írható fel (ha a kamatrés belföldön és külföldön megegyezik), itt célszerű azonban megkülönböztetni a külfölddel versenyző homogén termékeket előállító szektor és a külfölddel nem versenyző szektor számára kialakuló reálkamatlábát.¹⁸ Az egyszerűség kedvéért tegyük fel, hogy (a) külföldön a két szektor áremelkedése megegyezik, (b) a külfölddel versenyző szektor által gyártott homogén termékekre teljesült az egy ár elve: az árak itt az árfolyam-változás és a külföldi

sal vannak a munkahelyteremtésre és rombolják a külkereskedelmi forgalomba kerülő árukat előállító szektort.

¹⁷ Portugáliában, ahol sáv nélküli csúszó árfolyamot alkalmaztak a nyolcvanas években, a lakossági hitelek, áruvásárlási hitelek korlátozásával a fogyasztás növekedési ütemének csökkenését el tudták érni, mivel a lakosság nemigen fér hozzá a külföldi hitelforrásokhoz. Az üzleti szférára azonban ott sem tudtak hatást gyakorolni. Lásd: *Darvas* [1998b].

¹⁸ Többek között már *Mussa* [1976] is rámutatott arra, hogy a fenti kétszektoros felosztás nem helyénvaló. A külfölddel nem versenyző szektor mellett a külfölddel versenyzőt két csoportra kell osztani: a homogén termékeket előállító vállalatokat és a külföldre differenciált termékeket értékesítő vállalatokat. Az utóbbiak által gyártott termékek áralakulásában nem egy-az-egyben tükröződik az árfolyam alakulása.

árváltozás együttes mértékével módosulnak, és (c) a külfölddel nem versenyző termékek árindexére rövid távon nem hat az árfolyam-változás¹⁹. A várható hazai infláció a két szektor várható inflációjának súlyozott átlaga:

$$(9) \quad E_t(\Delta p_{t+1}) = \alpha [cp_t + E_t(\Delta p_{t+1}^*)] + (1 - \alpha) E_t(\Delta p_{t+1}^{NT}) .$$

Mivel a csúszás mértékének meghatározása hat a várható belföldi inflációra, ezért a csúszás célszerű mértékét meghatározó (6)-os képlet a (9)-es összefüggés felhasználásával tovább írható:

$$(6') \quad cp_t = E_t(\Delta p_{t+1}^{NT}) - E_t(\Delta p_{t+1}^*) - \frac{1}{1 - \alpha} E_t(\Delta q_{t+1}^{EQ}) .$$

A hitelkamatláb a kincstárjegy hozam és a kamatrés összege:

$$(10) \quad o_t = r_t + b_t ,$$

ahol o_t jelöli a hitelkamatlábát és b_t a (hitelkamatláb és a kincstárjegy hozam közötti) kamatrést. Ekkor a hazai hitelkamatlábát a következő összefüggés adja:

$$(11) \quad o_t = o_t^* + cp_t + \zeta_t + (b_t - b_t^*) .$$

A külfölddel versenyző szektor esetén az árak közös valutában mérve azonos mértékben változnak, így az árfolyamkockázat hiánya miatt a (11)-es egyenlet alapján a hazai kamatláb és a hazai valutában számított külföldi hitelkamatláb különbsége alapján döntenek a vállalatok az eladásodás deviza-neméről, azaz:

$$(11') \quad o_t - [o_t^* + cp_t] = \zeta_t + (b_t - b_t^*) ,$$

amely a reálkamat terminusában kifejezve:

$$(11'') \quad o_t - [cp_t + E_t(\Delta p_{t+1}^*)] = o_t^* - E_t(\Delta p_{t+1}^*) + \zeta_t + (b_t - b_t^*) .$$

Kovács-Simon [1998] a magyar adatok vizsgálata alapján mutatott rá, hogy az egy ár elve a jellemzően külfölddel versenyző szektorba sorolt feldolgozóipar esetén nem teljesült.

¹⁹ Ez egy egyszerűsítő feltételezés. Egy lehetséges mechanizmus például a bérnövekedési ütemek kiegyenlítődése és a béreknek a külfölddel nem versenyző szektor áraitól gyakorolt hatása lehetne. Egy árfolyamváltozás, például egy leértékelődés lehetőséget teremt a külfölddel versenyző szektor vállalatai számára a bérek gyorsabb növelésére, amelyet ha követ a külfölddel nem versenyző szektor béreinek felgyorsult növekedése is, akkor az árfolyamváltozás bár közvetett módon, de viszonylag gyorsan hatással lehet a külfölddel nem versenyző szektor inflációjára is. Másfelől, a külfölddel nem versenyző szektor felhasznál importált alapanyagokat és termékeket. Ezekről a hatsóktól a fenti kifejtésben eltekintünk.

A kamatprémium értékével mindenképpen nagyobb a hazai hitelek reálkamatlába, amelyet a kamatrések különbsége módosíthat. Egy csúszó árfolyam-rendszerben tehát a külfölddel versenyző szektor vállalatai ösztönözve vannak a külföldi devizában történő eladósodásra, minél nagyobb a hazai kincstárjegyek kamatprémiuma, és minél magasabb belföldön a kamatrés (azonos kockázatú vállalati adósok esetén).

A külfölddel nem versenyző szektorban némileg más a helyzet, hiszen itt az árbevétel nem függ közvetlenül az árfolyamtól (és a feltételezett reálárfolyam hatás miatt az árak gyorsabban nőnek, mint a külfölddel versenyző szektorban). Ha ez a szektor belföldi pénzben vesz fel hiteleket, akkor a hazai hitelkamatláb reálértékét az alábbi összefüggés mutatja:

$$(12) \quad o_t - E_t(\Delta p_{t+1}^{NT}) = o_t^* - E_t(\Delta p_{t+1}^*) + \left(\zeta_t - \frac{1}{1-\alpha} E_t(\Delta q_{t+1}^{EQ}) \right) + (b_t - b_t^*).$$

A külfölddel nem versenyző szektor számára a belföldi hitelek reálkamatlába tehát a prémium és a kamatrések eltérése mellett a reálárfolyam hatás miatt is eltér a külföldi reál hitelkamatlábtól, azaz ezen hatások eredőjén múlik, hogy a monetáris politika expanzívabb vagy restriktív-e a külföldnél. Ha a külfölddel nem versenyző szektor számára is lehetőség van külföldi devizában történő eladósodásra (a külfölddel versenyző szektorral azonos kamatláb mellett), akkor hiteles csúszó árfolyamrendszer esetén erős lesz erre az ösztönzőtség, amely alacsonyabb reálkamatlábat jelent ezen szektor számára is.

Némi kamatpolitikai mozgástérre van lehet tehát a központi banknak csúszó árfolyamrendszer mellett, ugyanakkor elméletileg és a gyakorlati érvényesülését tekintve is felmerülhetnek problémák.

(a) Ha eltér a hatóságok és a magánszféra inflációs várakozása, például a magánszféráé magasabb, akkor — mivel legalábbis rövid távon a hatóságok állapítják meg a leértékelés ütemét — a magánszféra alacsonyabb reálkamatot érzékel. Ehhez hasonló probléma, ha mondjuk nem térnek el a várakozások, de a hatóságok a (6')-ös összefüggésnél alacsonyabb leértékelést jelentenek be a piaci várakozások befolyásolása reményében.

(b) Ha a lakosság a hátratekintő inflációhoz viszonyítja a reálkamatlábat és hiteles (rövid távon) az árfolyam-rendszer, akkor a monetáris politika nem képes átmenetileg sem befolyásolni a nominális kamatlábat addig, amíg a lakosság érzékelheti, hogy az infláció valóban csökken.

(c) Ha belföldön nagyobb a kincstárjegy és a lakossági megtakarítók számára elérhető kamatláb közötti kamatrés, mint külföldön, és a monetáris politika a lakossági megtakarítók számára akar megfelelő reálkamat-szintet elérni, akkor ehhez relatíve magasabb kincstárjegy hozamok szükségesek, amelyet csak relatíve magasabb csúszási ütem mellett tud a központi bank elérni.

(d) A külföldi reálkamatláb eltérhet a belföldi reálkamatláb egyensúlyi értékétől. Ennek egyik lehetséges oka az lehet, hogy a külföldi országban árstabilitás alakult ki, viszont a csúszó rögzítést alkalmazó országban dezinfláció történik, amelyhez magasabb reálkamatlábra lehet szükség.

A következő probléma, hogy a gazdasági ciklus eltérő fázisban lehet. Például, ha a horgonyként használt külföldi országban akkor van recesszió, amikor a csúszó rögzítést alkalmazó országban fellendülés történik, akkor is a külföldi alacsony reálkamatláb érvényesül belföldön {a (8)-as egyenlet módosító tényezőivel}.

(e) További probléma forrása, ha az inflációs előrejelzés nem teljesül és ez ahhoz vezet, hogy az elkövetkező időszakra is emelkednek az inflációs várakozások, de a hatóságok nem akarják a leértékelés ütemének emelésével visszaállítani a (8)-as egyenlet egyensúlyát. Ekkor egyfelől az egyensúlyinál nagyobb reálfelértékelés a külkereskedelmi mérleg egyensúlyinál nagyobb hiányához vezet, másfelől a pénzpiacok által előidézett kamatsökkenés alacsony reálkamatlábát alakít ki.

(f) Ha a külfölddel nem versenyző szektorban a vállalati irányítás nem megfelelő piaci megfontolások alapján történik és a csúszó rendszer ezen szektor vállalatait is külföldi deviza hitelek felvételére ösztönzi, akkor egyfelől a hitelkamatláb relatíve expanszívabb ebben a szektorban is, másfelől egy váratlan (negatív) árfolyam sokk csődhelyzetekhez vezethet (Finnország 1990-91, Csehország 1997). Hasonló a helyzet, ha a hazai bankszektorban nem megfelelő a hitelebírálás és külföldi deviza hiteleket adnak a külfölddel nem versenyző szektornak is például azért, mert a bankszektor jelentős részben állami irányítás alatt áll vagy egyszerűen csak vészhelyzet esetén bíznak az állami kisegítésben.

Széles árfolyamsáv — akár rögzített, akár csúszó árfolyammal — akkor enyhíti a felsorolt problémákat, ha a sáv annyira széles, hogy nem kerül a szélére az árfolyam. Utóbbi esetben ugyanis elképzelhető, hogy a kamatprémium is változatlan és a felsorolt problémák ugyanúgy felmerülnek.

Irányított lebegtetésnél — akár be nem jelentett implicit árfolyamsávval, vagy bejelentett puha-szélű árfolyamsávval — a problémák jó része megszűnik, de a kamatpoliti-

kai önállóság csak akkor jelentős, ha a központi bank nem akar az árfolyam szintjére „jelentős” hatást gyakorolni.

Lebegő árfolyam mellett a felsorolt problémák nem merülnek fel, és a monetáris politika független a külföldi kamatlábtól. A külfölddel versenyző szektor számára azonban ekkor is érdekesebb lehet külföldi deviza hitelt felvenni, a külfölddel nem versenyző szektor számára viszont nem, és megfontolt óvatossággal hitelező bankok nem is adnak külföldi deviza hitelt ennek a szektornak. Miután a fizetési mérleg definíció szerint egyensúlyban van, a monetáris politika teljes függetlenséggel alakíthatja a kamatpolitikát. A kamatpolitikai függetlenség ugyanakkor csak az árfolyammal összefüggésben értékelhető: az árfolyam-várlakozásoknak a kamatlábbal való kapcsolata nem kerülhető meg.

1.1.4. A monetáris politika végső céljai

Monetáris politikai eszközökre azért lehet szükség, hogy különböző célokat elérjenek vele. Egyre növekvő konszenzus alakul ki az irodalomban arról, hogy — legalábbis a fejlett ipari országokban — az egyetlen végső monetáris politikai cél az infláció leszorítása, illetve alacsony szinten tartása lehet, ugyanis ez vezet közvetett módon a társadalmi jólét legmagasabb értékéhez.

Inflációs környezetben működő, kis, nyitott, fejlődő országok esetében a végső cél úgy finomítható, hogy fenntartható inflációcsökkenésre kell törekedni. Ugyanis bizonyos eszközökkel (például árfolyamrögzítés, felértékelés, importvámok eltörlése) könnyen lehet infláció-csökkenést elérni, azonban — amint az árfolyamra alapozott stabilizáció irodalma megfogalmazza — ha ez a gazdasági egyensúly többi elemének, például a külkereskedelmi és az állami költségvetési egyenleg felborításával jár, akkor az infláció csökkenés sem lesz tartós.

A végső inflációs cél tekintetében egy lebegő vagy rugalmas árfolyamrendszer mellett szól az az érv, hogy amennyiben a gazdasági folyamatokból reálfelértékelődés következik, akkor ez a piaci szereplők árfolyam-alakítása által megvalósulhat nominális felértékelődésen, és így kisebb infláción keresztül is. A reálárfolyam felértékelődésének nominális felértékelődésen keresztül történő megvalósulásának kulcskérdései, hogy a pénzügyi piacok befektetői okozhatnak-e esetleges túllendülést a nominális és reálárfolyamban, a nominális árfolyam változását milyen mértékben követik az árak, és hogy a reálárfolyam esetleges túllendülése vezethet-e átmeneti vagy tartós reálgazdasági hatásokhoz.

Az előző alponthan azonban azt is láttuk, hogy egy csúszó árfolyamrendszerben lehetőség van a reálárfolyam fokozatos felértékelődésére anélkül, hogy a kamatpolitika expanzívra váljon. Ehhez különösképpen arra van szükség, hogy a kamatprémium legalább akkora legyen, mint az egyensúlyi reálfelértékelődés mértéke, illetve hogy a hatóságok megfelelő becslést tudjanak adni az egyensúlyi reálfelértékelődés mértékéről és a kiinduló reálárfolyam is egyensúlyi legyen. Amennyiben a kiinduló árfolyamszint nem egyensúlyi, vagy a rendszer alkalmazása során a reálárfolyam egyensúlyi értéke megváltozik, akkor a rendszer merevsége magasabb inflációhoz (alulértékeltté váló reálárfolyam esetén) vagy árfolyamváltsághoz (felülértékeltté váló reálárfolyam esetén) vezethet.

Rendkívül fontos kérdés, hogy egy közbülső árfolyamrendszer, mint például a csúszó árfolyamrendszer, vezethet-e az infláció fokozásához vagy „befagyasztásához”. Ahhoz azonban, hogy elméleti alapon ilyen eredményre jussunk, be kellene mutatni az ehhez vezető mechanizmust. *Darvas* [1998b]–ben felhozott érvek alapján a gyakorlatban releváns esetben nem okoz a csúszó rendszer pótlólagos inflációs hatást. Természetesen, ha a bejelentett leértékelési ütem meghaladja a piaci szereplők inflációs várakozását, akkor jó eséllyel fokozza a csúszó leértékelés az inflációs várakozásokat és magát az inflációt is. A gyakorlatban azonban éppen az inflációs várakozások letörésére vezetnek be az előre bejelentett csúszó árfolyamrendszereket. Így arra a kérdésre kellene választ adni, hogy amennyiben a leértékelés üteme alatta marad vagy megegyezik a magánszféra leértékelési várakozásaival, akkor milyen módon vezethet magasabb inflációs várakozásokhoz a csúszó árfolyamrendszer. Külön esetként célszerű kezelni azt az esetet, amikor a bejelentett leértékelés olyan alacsony, hogy előrevetíti egy árfolyamváltás bekövetkezésének jelentős valószínűségét, és ez okozza az inflációs várakozások emelkedését. A “befagyasztás” helyett az inflációra valójában két csatornán keresztül gyakorolhat kedvezőtlen hatást a csúszó árfolyam: (a) ha a monetáris politika mozgásterét korlátozza, lehetővé téve a belföldi kereslet túlzott növekedését, (b) ha a reálárfolyam egyensúlyi értékének igazodását a rendszer tervezésekor nem lehet figyelembe venni. Ezen túl a csúszó rendszer negatívuma lehet — a korábban említett — sajátos inflációs aszimmetria: egy szükségessé váló reálleértékelődés csak a nominális árfolyam leértékelődésén keresztül valósulhat meg, míg egy szükségessé váló reálfelértékelődés — ha az meghaladja a csúszás mértékének meghatározásakor a hatóságok által figyelembe vett reálfelértékelődés mértékét — magasabb infláción keresztül.

Az inflációval kapcsolatban érdekes eredményekre jut *Darvas–Szapáry* [1999]. Egyfelől Csehországban a rögzített árfolyam időszakában, amikor a gazdasági növekedés évente 3-6 százalékos volt, az infláció megrekedt a 10 százalék körüli értéken, annak ellenére, hogy jelentős reálfelértékelődés következett be. Az 1997. májusi cseh devizaválság, leértékelődés, és stabilizációs program után az infláció átmenetileg felgyorsult, azonban 1999-re éves szinten 1-2 százalékra csökkent. A gyors inflációcsökkenéshez hozzájárulhatott az új monetáris rendszer, az inflációs célkitűzés sikeressége. Azonban a jelentős gazdasági visszaesés és a világ szinte minden országában zajló dezinflációt fűtő nemzetközi termékár csökkenéseknek is jelentős szerepe lehetett. Ugyankor az új monetáris rendszer jelentős hibát vétett: az infláció 4-5 százalékponttal alacsonyabb lett a célkitűzésben megfogalmazottnál.

Másfelől, a magyarországi infláció csökkenése 1995 nyarától nagyjából ugyanolyan gyors ütemben zajlott le, mint Lengyelországban, ahol sokkal rugalmasabb az árfolyamrendszer és a reálárfolyam lényegesen felértékelődött.

Ezen folyamatok arra utalnak, hogy egy nagymértékű reálfelértékelődés sem nem feltétlenül szükséges, sem nem feltétlenül elégséges feltétele a gyors dezinflációnak.

Harmadrészt, a rugalmas árfolyam veszélyes is lehet az infláció és egyéb makrogazdasági folyamatok alakulására, amint ezt Izrael példája jól illusztrálja. 1995 májusában a jegybank ± 7 százalékra szélesítette ki az árfolyamsávot, amelyet az izraeli shekel sávon belüli felértékelődése követett. Az árfolyamot érő folyamatos felértékelődési nyomás intervencióra ösztönözte a jegybankot, és a nemzetközi tartalékok egy éven belül, azaz 1996 közepe és 1997 közepe között megduplázódtak. A felértékelő nyomás enyhítése érdekében kamatcsökkentéssel egybekötött aszimmetrikus sávszélesítést hajtottak végre 1997 júliusában, azaz a sáv gyenge szélét jelentősen leértékelték a bizonytalanság fokozása érdekében. A jegybank több lépcsőben összesen 350 bázisponttal csökkentette a kamatlábakat. Mindazonáltal az orosz válságot megelőző két hónapig a shekel árfolyama a sáv erős szélén vagy ahhoz közel helyezkedett el. Az orosz válság kirobbanása után mintegy másfél hónappal a shekel 20 százalékkal leértékelődött, melyet követően a jegybank a valutaleértékelődés inflációs hatásának mérséklése érdekében kénytelen volt két lépésben összesen 400 bázisponttal megemelni a kamatokat, bár a gazdaság a recesszió jeleit mutatta (az ipari termelés csökkent az előző évhez viszonyítva, a GDP növekedése a korábbi évek 6 százalék körüli értékéről 2 százalék alá esett). Az a tény, hogy mindössze néhány hónap leforgása alatt az erős felértékelő nyomás erős leértékelő nyomássá alakult át és egyúttal nagyfokú ingadozásokat váltott ki a kamatlábakban, rá-

mutat a spekulatív tőkeáramlások romboló hatására. Bár elvileg egy széles árfolyamsáv kevésbé lehet sebezhető a támadásokkal szemben, mint egy szűk sávós rendszer, a fenti tapasztalat arra mutat rá, hogy a spekulatív tőkeáramlások kedvezőtlen következményei ellen nem feltétlenül nyújt védelmet a széles sáv.

1.1.5. Véletlen megrázkódtatások

Az egyik népszerű álláspont szerint átváltások állnak fenn egyfelől az árfolyamrendszer, másfelől az árfolyam változékonysága és a kamatláb szintje és változékonysága között. Például egy rugalmas árfolyamrendszerben az árfolyam nyeli el a véletlen megrázkódtatásokat (más néven sokkokat), míg egy rögzített árfolyamrendszerben a sokkok a kamatláb, a pénzmennyiség, és a devizatartalékok változásában oldódnak fel. Ezért az árfolyamrendszer választásnál azt kell mérlegelni, hogy mely változó(k) stabilitása fontosabb egy adott gazdaság számára.

Darvas–Szapáry [1999] empirikus eredményei azonban más megvilágításba helyezik az előző bekezdés logikailag helyénvaló gondolatmenetét. Számításaik alapján az 1997–99-es időszak alatt a három hónapos nominális kamatláb ingadozása a vizsgált öt ország közül a legrugalmatlanabb árfolyamrendszert alkalmazó Magyarországon volt átlagosan a legalacsonyabb. A reálkamatlábakra pillantva hasonló képet kaptak. E megfigyelésekből tehát nem lehet azt a következtetés levonni, hogy a magyarországi alacsonyabb árfolyam-ingadozás magasabb kamatláb-ingadozást indukált volna. Ellenkezőleg, számításaikból kibontakozó általános kép szerint a kamatláb-ingadozás magasabb volt azokban az országokban, ahol rugalmasabb árfolyamrendszer működött. E megfigyelés egyébként egybeesik *McKinnon* [1996] eredményeivel, aki azt találta, hogy a fejlett országokban a hosszúlejáratú kamatlábak ingadozóbbak voltak a rugalmas, mint a rögzített árfolyamrendszerekben. Ezt azzal magyarázta, hogy az esetenként kiszámíthatatlan devizapiaci spekuláció megnöveli a kockázati prémiumot és ingadozóbbá teszi a kamatlábakat.

Logikailag az alacsonyabb árfolyam-változékonyság és alacsonyabb kamatláb-változékonyság csak úgy valósulhat meg, ha nem az úgynevezett „véletlen sokkok” az elsődleges okozói ezen változókat alakulásának. *Darvas* [1998b] amellet érvel, hogy bár a rögzített típusú árfolyam-rendszerek érzékenyek lehetnek véletlen sokkokra, a véletlen sokkok azonban nem olyan gyakoriak, mint amilyen gyakran az irodalomban idézik őket, továbbá korrelálhatnak a gazdasági helyzettel. A „nagy sokkok”, mint például rendszerváltás, világháborúk, vagy olajárrobbanások, meglehetősen ritkák. Természeti katasztrófák valamivel nagyobb gyakorisággal fordulhatnak elő, ezek potenciális gyako-

risága és a reálárfolyamra okozott hatása egy adott országban azonban legalábbis részlegesen megbecsülhető, és egy esetleges *vis major* miatt bekövetkező árfolyamrendszer módosítás nem feltétlenül jelent hitelesség veszteséget. Keresleti sokkokért jelentős mértékben a gazdaságpolitika felelős, így ez inkább a monetáris és költségvetési politika az árfolyamrendszerrel vett összhangjára vonatkozó feltétel. A technológiai sokkok reálárfolyamot megváltoztató hatása bizonyos mértékben figyelembe vehető a rendszer paramétereinek meghatározásakor, ez azonban korlátozott, így ha a technológiai sokk nagymértékű, akkor egy adott rendszer rugalmatlansága súlyos hátrány lehet. A tapasztalatok alapján a nemzetközi pénzügyi rendszer globalizálódása által fokozottabban lehetővé tett pénzügyi oldalról érkező megrázkódtatásoknak szelektív hatása lehet az adott ország makroökonómiai helyzetétől függően.

A megállapítás igazolására célszerű az elmúlt években bekövetkezett válságok hatására utalni két ország, Kolumbia és Görögország példája alapján. Kolumbiában a területileg közeli, más latin-amerikai országokat erősen megrázó mexikói válság (amikor még nem volt egyértelmű a kolumbiai külkereskedelmi mérleg romlásának tendenciája) alig okozott hatást, az ázsiai válság azonban maximális sávon belüli leértékelődéshez vezetett — ekkor a folyó fizetési mérleg hiánya már elérte a GDP 5,9 százalékát. Görögországban a területileg távol eső délkelet-ázsiai válság 1997 nyarán rendkívül erős hatást gyakorolt, például a 3 hónapos kamatlábak 12 százalékról 40 százalékra ugrottak, a tőkekiáramlás miatt a devizatartalékok mintegy 3 milliárd dollárral csökkentek. A külső egyensúlytalanság 1997-ig növekvő pályán alakult, így egy külső pénzügyi sokkhatás felerősítette a leértékelési várakozásokat. Azonban 1998 őszén, a területileg közel eső orosz válságot követően sem a kamatláb, sem az árfolyam nem változott számottevően. Feltételezhetően ehhez a javuló külső egyensúly és a mérséklődő infláció is hozzájárult.

A végzetes sokkok ellenpéldájára idézhető Hollandia és Ausztria esete, ahol évtizedekig át tudták vészelni a véletlen sokkokat, bár az is fontos körülmény, hogy ezen két ország egy hasonló fejlettségű országhoz rögzítette az árfolyamot. Mindazonáltal amíg a gazdaságpolitika megfelelő úton jár és a gazdaságban nincsenek csak látszólag elrejtőzött veszélyforrások, addig a véletlen sokkok lehetősége kicsi is lehet.

Ezen szakasznak nem a véletlen sokkok negligálása volt a célja, hiszen akár az osztrák gazdasággal is történhetett volna olyan rendkívüli esemény, amely a rögzített árfolyam megváltozását igényelhetette volna. Ha egy alacsony valószínűségű esemény egy adott területen és időperiódusban nem következik be, az nem jelenti az, hogy máskor és

máshol sem következik be. Ugyanakkor a szakaszban felhozott érveket fontosnak tartjuk és hiányoljuk az irodalom nagyszámú publikációinak többségéből.

Egy átalakuló és felzárkózó gazdaságban, mint amilyen például a magyar gazdaság, a véletlen sokkok jelentősége még nagyobb is lehet, mint egymáshoz hasonló fejlettségű ipari országok esetében. Amennyiben nominális merevségek, például a bérek és árak lefelé való merevsége is jellemezője egy gazdaságnak, akkor nagyobb súllyal esik latba az árfolyam igazodó szerepének szükségessége. Ebből a szempontból érdekesek *Krugman* [1989] megállapításai és következtetései, aki hangsúlyozza a rögzített árfolyam nominális merevségek esetén fellépő negatívumait, de ugyanakkor rámutat arra, hogy lebegő árfolyamok gyakran irracionálisan viselkednek és súlyos gazdasági károkat is okozhatnak. Lebegő árfolyamokkal kapcsolatban ugyanezen következtetésre jut *Williamson* [1996 és 1998] is, ő azonban azt a következtetést is levonja, hogy a nagy nemzetközi devizákat is széles, a fundamentumok függvényében változó árfolyamsávokban kellene menedzselni.

1.1.6. Tőkeáramlások ösztönzése

Kis, nyitott gazdaságokra nagy hatással lehetnek a spekulatív tőkeáramlások.²⁰ A feltörekvő országokra tipikusan az jellemző, hogy a kamatlábak a fejlett országokhoz képest felárat hordoznak és részvényárfolyamaik alulértékeltek, utóbbi részben a korábbi elszigeteltségből, részben a kedvező növekedési kilátásokból ered. A spekulatív tőkebeáramlás komoly problémákat okozhat, hiszen vagy költséges sterilizációs műveleteket kell a pénzügyi vezetésnek végrehajtania, vagy pedig el kell fogadnia a pénzmennyiség bővülését és a kamatszint csökkenését. Ezekben az országokban azért irányulnak a portfólió-befektetések kamatozó eszközökbe (általában állampapírokba) és részvényekbe, hogy elfogadhatóan jó gazdasági helyzet idején kihasználják a magas hozamok kínálta lehetőségeket. Ám a gazdaság egészséges állapota nem előfeltétel, amint azt az orosz állampapírokba történő hatalmas méretű tőkebeáramlás is bizonyította 1998 nyara előtt. A befektetett külföldi tőke ingadozó lehet és hajlamos hirtelen kivonulni, amint pánikreakció lép fel egy valahol bekövetkező pénzügyi válságra válaszul. Még akkor is súlyosan érintheti ezeket az országokat a tőkekivonás, ha helyes gazdaságpolitikát folytatnak és kereskedelmi és pénzügyi kapcsolataik a válságba került országgal gyengék. A

²⁰ Spekulatív tőkeáramlás és portfólió-befektetések alatt a kizárólag egy bizonyos ideig fennálló magas hozamok kiaknázása miatt eszközölt olyan pénzügyi befektetéseket értjük, amelyek a pénzügyi piacokon (tőzsde, állampapír piac) gyorsan mobilizálhatóak. Külföldről érkező spekulatív tőkeáramlás mögött természetesen belföldiek is állhatnak, például külföldi hitelfelvétel vagy más pénzügyi műveletek révén.

hirtelen tőkekivonás jelentős árfolyam-leértékelődéshez vezethet. Ha a vállalati szektor külföldi hitelfelvétele is túlzottan elfutott (*overborrowing*), azaz olyan vállalatok is nagy mértékben eladósodtak külföldi devizában, amelyek árbevétele nem függ az árfolyam változásától, akkor a leértékelődés súlyos károkat okozhat a vállalati és a bankszférának.²¹

Mivel mind a tőkebeáramlás, mind a tőkekiáramlás komoly problémákat vethet fel, ezért különösen fontos kérdés, hogy maga az árfolyamrendszer milyen mértékben ösztönzi vagy tartja vissza ezen tőkeáramlásokat.

Minél nagyobb az árfolyam változékonysága, annál nagyobb kockázattal kell szembenéznie a spekulatív tőkének, így egyebek változatlanlansága esetén rugalmasabb árfolyamrendszerben kisebb lesz az ilyen típusú áramlás.

Darvas–Szapáry [1999] empirikusan vizsgálta a spekulatív tőkeáramlások alakulását különböző árfolyamrendszerekben. A vizsgálatokból három fontos eredményt emelünk ki: (1) a magyar határidős devizapiacokon kialakult spekulációt, (2) a külföldiek forintban denominált magyar állampapír vásárlásait, valamint (3) vállalati devizahitel felvételeket hazánkban és Csehországban.

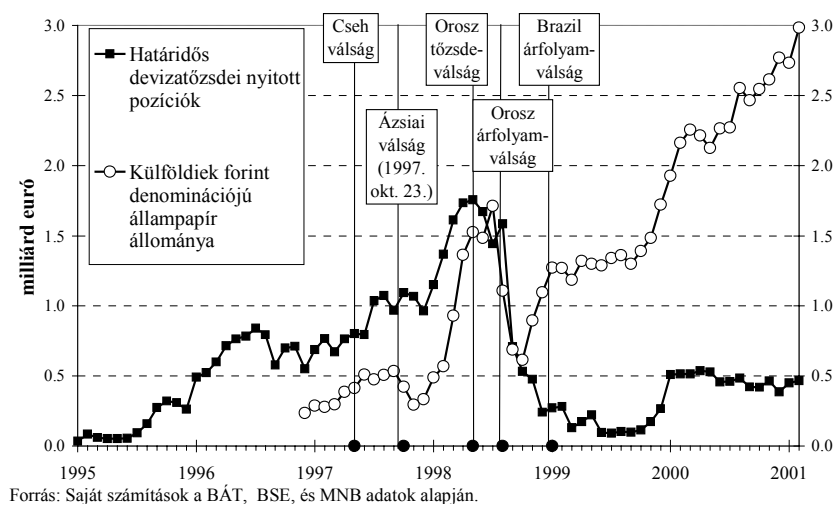
Egyfelől azt találtuk, hogy a határidős devizapiaci spekuláció, amelyet a törvényi előírások alapján csak belföldiek végezhettek, jelentősen emelkedett a magyarországi szűk sávcsúszó árfolyamrendszer időszakában.²² Az 1.2 ábra mutatja a Budapesti Árutőzsde (BÁT) és a Budapesti Értéktőzsde (BÉT) határidős devizaszekcióinak együttes nyitott kötésállományát. Amint az ábrából kitűnik, a budapesti tőzsdék nyitott határidős devizapozíciói 1995 közepétől kezdtek emelkedni, s értékük 1998 júniusára

²¹ A túlzott devizahitel felvétel modellezéséről lásd *McKinnon–Pill* [1999].

²² A hazai és a külföldi valuta közötti konverzió fontos csatornáját a devizák határidős eladásai képezték. Határidős devizaügyleteket a bankközi piacon, valamint a Budapesti Árutőzsdén és a Budapesti Értéktőzsdén egyaránt lehet kötni. Bár nem-rezidensek a határidős BUX piacon bizonyos korlátok között részt vehetnek, a határidős devizapiacokon nem vehetnek részt. Azáltal, hogy az előre bejelentett csúszó árfolyam-leértékelési rendszer hitelessége kialakult és az árfolyam a sáv erős szélénél stabilizálódott, a kamatprémiumból való profitszerzés egyszerű módja a határidős piac volt. A hazai spekulánsok devizát adtak el határidőre hazai bankoknak, amelyek ugyanakkora összegű devizát adtak el az azonnali piacon és a kapott forintot állampapírokba fektették vagy az MNB-nél elhelyezték. Ezen ügyletek révén a bankok nyitott devizapozíciója változatlan maradt, így nyereségük nem függött az árfolyam változásaitól. A bankok az azonnali piacon eladott devizához vagy külföldi hitelek révén jutottak hozzá, vagy a magyar vállalatok és háztartások devizabetéteiből. Mivel egy határidős pozíció megnyitása a budapesti tőzsdéken a kontraktus értékének csupán 3 százalékával egyenlő nagyságú letétet igényelt, a spekulánsok nagy profitra tudtak szert tenni, ha az előre bejelentett csúszó leértékelésnél több leértékelést nem hajtanak végre és az árfolyam a sáv erős szélénél maradt. Ez olyan kockázat volt, amelyet sok spekuláns kész volt vállalni, tekintve az árfolyam múltbeli alakulását a sávon belül lévén. 1996–97 között, amikor a kamatfelár 3–4 százalékpontonra esett, az ilyen típusú spekuláció haszna éves szinten még mindig 100 százalék felett volt. A határidős devizapiaci árfolyamokból levonható következtetéseket, valamint a csúszó árfolyamrendszer első évének hitelességét vizsgálja *Darvas* [1996b].

elérte az 1,8 milliárd eurót.^{23,24} Amikor az orosz válságra adott válaszul a forint leértékelődött a sávon belül, majd a kamatok megemelkedtek, a spekulánsok a határidős eladási pozícióik zárására kényszerültek, azaz határidőre devizát vásároltak a bankoktól. A bankok, hogy megtartsák nyitott pozícióikat és betartsák a nyitott pozícióra kiszabott korlátokat, az azonnali devizapiacra vásároltak devizát az MNB-től. A spekulánsok pozícióinak felszámolása, társulva a bankok külső követelésállományának csökkenésével, hozzájárult a forint sávon belüli leértékelődéséhez és ahhoz, hogy az MNB-nek intervenciálnia kellett. Az ábra azt is érzékelteti, hogy a nyitott határidős pozíciók 1999 elejére jelentéktelen összegre esettek vissza, amely világosan jelzi, hogy a határidős devizapiaci pozíciók felhalmozódása tiszta spekuláció, nem pedig export- és importfedezeti ügyleteknek a következménye volt. Nincs okunk azt feltételezni, hogy más, hasonló fejlettségű országban külkereskedelmi tranzakciók fedezésére használnák elsősorban a határidős devizapiaci lehetőségeket.

1.2 ábra: Nyitott kötésállomány a BÁT és a BÉT határidős devizaszekciójában, valamint a külföldiek tulajdonában lévő forint denominációjú állampapír állomány, 1995. január – 2001. február



Más árfolyamrendszerek alkalmazó országokra sajnos nem állnak rendelkezésre megfelelő adatok a határidős devizapiaci forgalomról, de tudomásunk szerint a többi átmeneti országban fejletlenek ezen derivatívák. Mindazonáltal az árfolyamrendszer választás szempontjából két fontos következtetést vonunk le: (a) egy rugalmatlan árfolyamrendszer jelentősen ösztönözheti a határidős devizapiaci spekulációt, (b) a külkereskedelemben érintett vállalatok nem használnak árfolyam-fedezeti eszkö-

²³ 1999-ig az euró árfolyamát a márka árfolyam és a végső márka/euró árfolyam alapján számítottuk.

zőket kockázatuk fedezésére Magyarországon mindenképpen, de vélelmezhetően más átmeneti gazdaságokban is. Utóbbi állítást erősíteni látszanak a hazai folyamatok, hiszen ha előbb nem is, éppen az orosz válság után, amely megmutatta, hogy a szűk sávós rendszerben is létezik árfolyamkockázat, indokolt lett volna a külkereskedelemhez kapcsolódó tranzakciók fedezése.

Másfelől, a nem-rezidensek tulajdonában lévő forint denominációjú magyar állampapírok állományának alakulása jól tükrözi a spekulatív tőkemozgások szeszélyességét. Az *1.2 ábráról* leolvasható, hogy egyes nemzetközi pénzügyi események, mint például a kelet ázsiai és oroszországi válságok, milyen nagyfokú ingadozásokat váltottak ki, holott reálgazdasági hatásaik ezen válságoknak igen kismértékűek voltak. Sokan úgy érvelnek, hogy a válságok idején azért áramlott ki jelentős mennyiségű tőke a magyar állampapír és részvénytőzsról, mert a külföldi befektetők ezek segítségével fedezték máshol felhalmozott veszteségeiket. A végeredmény szempontjából azonban közömbös, hogy a külföldiek Magyarországra vetett hitének drasztikus esése vagy pedig az előző mondatban említett okból hagyta el az országot jelentős mennyiségű tőke, hiszen a hangsúly azon van, hogy Magyarország makrogazdasági kilátásaira csekély hatást gyakorló események jelentős tőkeáramlást indukáltak. Ezek a mozgások a magyar forint iránti kereslet széles ingadozásait váltották ki, ami párhuzamosan zajlott a forintárfolyam hintázásaival.

Harmadrészt, ha szemügyre vesszük a vállalatok külföldi hitelfelvételeit, a lebegő rendszert alkalmazó Csehország és a szűk sávós rendszert alkalmazó Magyarország tapasztalatai között nem találunk nagy különbségeket. Mindkét országban a belföldi bankoktól és a külföldről felvett devizahiteleknek a vállalatok összes hitelén belüli részaránya jelentősen és trendszerűen növekedett, igaz ugyan, hogy e részarány valamivel magasabb volt Magyarországon, mint a Csehországban 1998 végén (*1.1 táblázat*). Valószínűleg azért nincs számottevő különbség a két ország között, mert az exportszektor, és különösen a multinacionális cégek egyre nagyobb részarányt értek el. Ezen vállalatok jövedelmének nagy része devizában keletkezik és könnyebben jutnak hozzá devizahitelekhez, mint a hazai kis és középvállalatok. Ezen vállalatok kockázata valószínűleg alacsonyabb, ha hiteleik egy részét devizában veszik fel. Más szavakkal, e piaci résztvevők kockázataikat devizában történő hitelfelvételekkel fedezik le, és nem látszanak érzékenyeknek az érvényben levő árfolyamrendszerre. Magyarországon a közvetlen külföldi

²⁴ A bankközi határidős devizapiacról nem állnak rendelkezésre megfelelő szerkezetű adatok, ezért az *1.2 ábra* csak a két tőzsde adatait mutatja.

tőkebefektetések GDP-hez viszonyított aránya magasabb, mint a Csehországban. Ez annak is lehet a jele, hogy a multinacionális vállalatoknak az össztermelésben elfoglalt helye magasabb Magyarországon, ami egyúttal magyarázatot adhat arra is, miért magasabb a deviza hitelek aránya a magyar összhiteleken belül.

1.1 táblázat: A vállalati devizahitelek és a közvetlen külföldi tőkebefektetések állománya Magyarországon és Csehországban, 1993-98 (százalék) ⁽¹⁾

		1993	1994	1995	1996	1997	1998
Devizahitelek aránya a belföldi bankoktól felvett vállalati hitelek-ből	Magyarország	9,7	11,9	23,5	31,5	29,5	32,2
	Csehország	4,5	6,6	13,5	16,4	24,8	27,9
Összes devizahitelek aránya az összes vállalati hitelből	Magyarország	33,6	42,2	54,3	57,6	51,2	55,1
	Csehország	16,7	20,8	28,1	32,4	40,6	43,4
Közvetlen külföldi tőkebefektetések kumulált állománya / GDP	Magyarország	15,9	18,5	29,4	34,4	37,8	33,3
	Csehország	10,2	11,1	14,5	15,3	19,4	22,6

⁽¹⁾ év végi adatok

Források: Magyar Nemzeti Bank és Cseh Nemzeti Bank

Az árfolyam-rendszer választás kérdéséhez ezen empirikus eredmények tehát azt teszik hozzá, hogy a vállalati hitelfelvételi politikát elsősorban az európai integráció, és nem az árfolyamrendszer befolyásolja. Ezen eredményt megerősíti a cseh adatok vizsgálata, hiszen ott az elmúlt években három fajta árfolyamrendszert alkalmaztak: sáv nélkül rögzített (1996. februárig), széles sávban rögzített (1996. február–1997. május), majd lebegő árfolyamrendszert (1997. májusától). A devizahitelek állományának alakulása nem mutat alapvető változást az egyes árfolyamrendszerek közötti váltások idején.

1.2. Árfolyamsávok modellszerű megközelítései

Az alfejezet a sávosan rögzített árfolyamrendszerek modellszerű vizsgálatainak elméleti és empirikus vizsgálatairól irodalmi áttekintést. A bevezetőben ismertetett irodalomfeltárás során öt összegző tanulmányt találtunk: *Svensson* [1992b]²⁵, *Bertola* [1994], *de Arcangelis* [1994], *Neely* [1994], és *Kempa–Nelles* [1999]. Ezen összegző tanulmányok csak néhány részterületre koncentráltak. A két leggyakrabban idézett összegző írás, *Svensson* [1992b] és *Bertola* [1994] a terjedelmes és szerteágazó irodalom miatt kifejezetten csak egy-egy részhalmazára koncentrált a kutatásoknak. *Bertola* tanulmánya nem is önmagában a sávos árfolyammodellek áttekintését tűzte ki célul, hanem a folytonos időben felírt árfolyammodellek ismertetését. Így ezen tanulmány első fele kifejezetten a matematikai apparátus didaktikus felvezetése, és a második rész mutatja be a technikák alkalmazását a sávos árfolyamrendszerre. A legteljesebb irodalom áttekintés a legfrissebb összegző tanulmányban, *Kempa–Nelles* [1999]-ben található.

Mivel az említett irodalomösszegző munkák viszonylag régen jelentek meg (*Kempa–Nelles* [1999] kivételével), a nyomdai átfutás időigényességét is figyelembe véve nem meglepő, hogy a kilencvenes években folytatott kutatások jelentős része nem is szerepelhetett bennük. Például a *Krugman–modell* továbbfejlesztései/módosításai közül nem található meg bennük a hatékony devizapiacok feltevéseinek feloldása, és csak *Kempa–Nelles* [1999]-ben szerepel a rugalmatlan áralakulást feltételező monetarista modell. A hitelesség vizsgálatára vonatkozó empirikus modellek közül — amelyet a következő fejezet a saját munkáink nélkül hét csoportra oszt — a négy leginkább megfelelőnek ítélt nem is szerepel egyik összegző tanulmányban sem.

Ezért a disszertáció kifejezett törekvése egy naprakész irodalomösszegzés elkészítése a sávos árfolyamrendszerek modellezéséről. A modellek egyik fő célja, amely a disszertáció központi témája, az árfolyamsáv hitelességének vizsgálata. Ezért ebben a fejezetben a hitelességen kívüli irodalomról adunk tömör, a következő fejezetben pedig a hiteleséget elemző irodalomról — szándékaink szerint — teljes körű áttekintést és egyidejűleg megvizsgáljuk, hogy a magyar árfolyamsáv stilizált jellemzői hogyan viszonyulnak az EMS országoknál megállapított jellemzőkhöz, valamint hogy az irodalom-

²⁵ Svensson [1992b] lényegében változtatás nélkül újranyomtatásra került a *The Handbook of International Economics* 1995-ös kötetének rögzített árfolyamrendszerekkel foglalkozó fejezetének első részeként (*Garber–Svensson* [1995]) és a *Leiderman–Razin* (szerk) [1994] kötetben.

ban kifejlesztet empirikus módszerek milyen következtetések levonását teszik lehetővé a magyar árfolyamsáv hitelességét illetően.

Jelen alfejezet a sávós árfolyamelméletek alapmodelljének, a *Krugman-modell*nek a rövid felvázolásával kezdődik. Mivel az eredeti tanulmány magyar fordításban is megjelent²⁶, így itt a modell kiinduló feltételeinek pontos áttekintésére helyezzük a hangsúlyt. Ezek ismerete ugyanis fontos szerepet tölt be a modellt ért kritikák értékelésénél. A második szakasz röviden összefoglalja az empirikus tapasztalatokat. Ezek jelentős részben ellentmondanak a *Krugman-modell* következtetéseinek, amely azonban — mint látni fogjuk — a kiinduló modell-feltevések empirikus nem teljesülésének következménye és nem a modell logikai hibáját tükrözik. Léteznek ugyanakkor tanulmányok, amelyek az empirikus vizsgálhatóság alapos áttekintése után találtak olyan EMS országokat, amelyekre teljesültek a modell bizonyos következtetései. A harmadik szakasz pedig a sávós modellek továbbfejlesztéseit tekinti át.

1.2.1. A Krugman-modell

A *Krugman-modell* logikája rendkívül tiszta és a keretfeltételek között koherens. A létező és létezett sávós árfolyam-rendszerek többségére azonban a modell néhány kritikus alapfeltevése nem teljesül(t), így az empirikus irodalom a *Krugman-modell* elvetéséről számol be mind a fejlett, mind a fejlődő országok vonatkozásában. Svensson [1992b] például — aki *Krugman* tanulmányának megjelenése után a terület egyik legtermékenyebb és leggyakrabban idézett szerzője — a sávós rögzítés irodalmi összefoglaló munkájában el is „temeti” a modellt két kritikus feltevés nem teljesülése miatt, és kedvesen megrója azokat, akik lelkesedve követték *Krugmant*.²⁷

A kiinduló feltételek empirikus nem teljesülése természetesen nem a modell hibáját vagy inkonzisztenciáját jelenti. Éppen ezért rendkívül fontos pontosan számba venni a feltételeket a modell értékeléséhez és a modell alapján levonható következtetések empirikus relevanciájának vizsgálatához. Mint látni fogjuk, a magyar árfolyamsáv például azon kevesek egyike, amelyekre teljesül a leggyakrabban kritizált két feltétel és teljesülnek a *Krugman-modell* következtetései is, ugyanakkor néhány egyéb feltétel fennállása elvethető és a gazdasági keretfeltételek különböznek a modell mögött feltételezettéktől.

²⁶ Lásd: *Darvas–Halpern (szerk.)* [1998].

²⁷ *Svensson* [1992b] és *Garber–Svensson* [1995]: „... an excellent example of “the great tragedy of Science — the slaying of a beautiful hypothesis by an ugly fact” (T. H. Huxley). We think it is fair to

A modell kiinduló egyenlete a rugalmas árigazodást feltételező monetarista árfolyammodellek alapegyenlete²⁸ (a változók logaritmusával felírva):

$$(13) \quad s_t = m_t + v_t + \gamma E_t(\Delta s_{t+1}) ,$$

ahol s_t az árfolyam, m_t a belföldi pénzkínálat, v_t az egyéb fundamentális változókat jelöli, és γ a pénzkereslet szemielaszticitása (amely feltételezés szerint azonos belföldön és külföldön). A *Krugman*-modell fundamentális változóját f_t -vel fogjuk jelölni: $f_t = m_t + v_t$. Az egyenlet jobb oldalának harmadik változója az árfolyam-változásra vonatkozó várakozások, amely — mivel a modell feltételezi a várakozások racionalitását — meg egyezik az árfolyam-változás várható értékével, $E_t(\Delta s_{t+1})$ -vel. A monetarista megköze-
lítés az árfolyamot a két pénz relatív áráként definiálja és a vásárlóerő-paritás, valamint a fedezetlen kamatparitás folyamatos teljesülésén alapul. A hazai és a külföldi pénzpiac egyensúlyában a pénzkereslet egyenlő a pénzkínálattal:

$$(14) \quad m_t = p_t + \alpha z_t - \gamma r_t ,$$

$$(15) \quad m_t^* = p_t^* + \alpha z_t^* - \gamma^* r_t^* ,$$

ahol p_t az árszint logaritmusát, z_t a jövedelem-változó logaritmusát, r_t a kamatlábat (a kamatlábak $\ln(1+kamatláb)$ formában szerepelnek), a $*$ pedig a külföldi változókat je-
lőli. A vásárlóerő-paritás definíciószerűen:

$$(16) \quad s_t = p_t - p_t^* ,$$

amely feltételezésével a fenti három egyenletet egymásba helyettesítve:

$$(17) \quad s_t = m_t - m_t^* - \alpha z_t + \alpha^* z_t^* + \gamma r_t - \gamma^* r_t^* .$$

Az egyenlet levezetéséhez szükséges következő feltétel a fedezetlen kamatparitás összefüggése:

$$(18) \quad E_t(\Delta s_{t+1}) = r_t - r_t^* .$$

Itt és a továbbiakban sem jelöljük külön, de természetesen feltesszük, hogy az árfolyam-várakozás és a kamatlábak azonos periódusra vonatkoznak. Azzal a feltevéssel,

state that some of the many researcher who enthusiastically embraced the theory felt some embarrassment and even pessimism because of the glaring mismatch with the data.”

²⁸ A monetarista árfolyammodellről magyar nyelven lásd a *Darvas–Halpern* (szerk.) [1998] tanulmánykötetet.

hogy a belföldi és külföldi pénzkereslet kamatérzékenysége megegyezik ($\gamma=\gamma^*$), megkapjuk az (13) egyenletet:

$$(19) \quad s_t = m_t - m_t^* - \alpha z_t + \alpha^* z_t^* + \gamma E_t(\Delta s_{t+1}) ,$$

azaz az egyéb fundamentális változó a külföldi pénzkínálatnak, valamint a hazai és a külföldi reáljövedelemnek lineáris kombinációja.

Az (13) egyenlet így a legegyszerűbb formájában az alábbi feltevéseken alapul:

F0: keretfeltétel az akadálymentes nemzetközi tőke- és termékáramlás,

F1: az abszolút vásárlóerő-paritás folyamatos teljesülése,

F2: a fedezetlen kamatparitás teljesülése (a különböző országok által kibocsátott értékpapírok egymás tökléses helyettesítői, a befektetők kockázat-semlegesek), továbbá a racionális várakozások elméletével írható le a befektetők magaratása, így a devizapiac hatékony,

F3: az árak és a bérek teljesen rugalmasak, a gazdaságban mindig a teljes foglalkoztatás melletti kibocsátás érvényesül, a két ország pénzpiaci egyensúlya által határozódik meg az árfolyam az árszínvonalak meghatározásán keresztül,

F4: a hazai és külföldi pénzkereslet kamatrugalmassága azonos. (Ez nem lényeges feltétel, mivel v_t -t definiálhatjuk úgy is, hogy tartalmazza $(\gamma - \gamma^*)r^*_{t-t}$.)

Természetesen *Krugman* a nyolcvanas évek második felében nem azért indult ki egy monetarista modellből, mert nem ismerte volna például az abszolút vásárlóerő-paritás és a fedezetlen kamatparitás empirikus irodalmát és egyáltalán a monetarista modell negatívumait. *Krugman* választása valószínűleg azért esett a monetarista modellre, mert annak levezethető alapegyenletében az árfolyam jelenlegi értéke függ a pénzmennyiségtől, egyéb fundamentális változóktól és az árfolyam-várakozásoktól. *Krugman* célja (amint ezt *Krugman-Miller* [1992] is megfogalmazza) egy formális elméleti keret kidolgozása volt, amelyben megvizsgálható a sávós árfolyamrendszereket gyakran ért legfőbb kritika, nevezetesen az, hogy a sáv léte destabilizáló spekulációra ösztönöz. A későbbi szerzők is döntő részben a monetarista modell valamelyik változatából indultak ki.

Értelmezhetjük tágabban is a v_t változót: képzeljük el például, hogy v_t a belföldi pénzmennyiségen és az árfolyam-várakozásokon kívül minden olyan változót magában foglal, amely hat az árfolyamra, és olyan súlyokkal, hogy v_t egységnyi megváltozása szabad lebegés esetén egységnyi változást okoz az árfolyamban. Használjuk ezt a definíciót a továbbiakban!

F5: A központi bank csak az árfolyamsáv szélein avatkozik be az árfolyam alakulásába (*marginal intervention*). A pénzkínálat így rögzített amíg az árfolyam el nem éri a sáv szélét, ekkor a hatóságok a sáv fenntartása érdekében devizapiaci intervencióval változtatják.

F6: $v_t = v_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim \text{FAE}(0, \sigma^2)$.²⁹ Az árfolyam alakulásának exogén tényezője a fundamentumok alakulása. *Krugman* ezek alakulásáról feltette, hogy véletlen bolyongást követnek. Ehhez két magyarázatot fűzött. (1) A véletlen bolyongás feltételezése lehetővé teszi a kifejezetten a sáv léte által okozott árfolyam-dinamika vizsgálatát. Ha a fundamentumok bizonyos mértékig előre jelezhetőek lennének, akkor a modellben szét kellene választani a sáv által okozott árfolyammozgásokat a fundamentumok várható alakulása által okozott árfolyammozgástól, amely jelentősen bonyolítaná a modellt. (2) A véletlen bolyongás feltevésével analitikusan megoldható a modell, míg valamilyen autoregresszivitás feltevésével már numerikus eljárások lennének szükségesek.

Svensson [1992b] ehhez hozzáteszi, hogy a fundamentumok véletlen bolyongását azért is célszerű feltételezni, mert ekkor a modell alapján szabad lebegés esetére az árfolyamok véletlen bolyongása következik. A lebegő árfolyamú devizák empirikus vizsgálatai jelentősnek találták a véletlen bolyongás szerepét az árfolyamok alakulásában.

F7: Az árfolyamsáv hiteles.

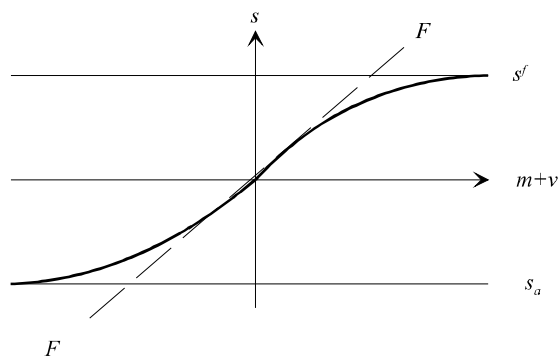
A felsorolt feltevésekből intuitíve levezethető a modell megoldása. A megoldás kulcseleme a várakozások alakulása. A sáv léte ugyanis befolyásolja az árfolyam lehetséges jövőbeli helyzetét, amelynek a várakozásokon keresztül hatása van az árfolyam jelenlegi helyzetére is.

A *Krugman-modell* nyolc fontos következtetését emeljük ki.

K1: *S*-görbe. Az 1.3 ábra az árfolyamot a pénzmennyiség és a fundamentális változók függvényében mutatja (s_a és s^f az árfolyamsáv alsó és felső szélét jelöli). Ha nincs árfolyamsáv, akkor v_t véletlen bolyongásából következően (mivel a pénzkínálatot a központi bank nem változtatja) az árfolyam-várakozások nullával egyenlők. Az árfolyam ezért a fundamentumok függvényében egy 45°-os egyenes mentén alakul, amelyet az ábrán az *FF* egyenes jelöl. Sávós rögzítés esetén azonban a várakozások miatt az árfolyam a fundamentumok függvényében egy *S*-alakú görbén helyezkedik el. A görbe felső szakaszán konkáv, alsó szakaszán konvex.

²⁹ FAE: független és azonos eloszlású.

1.3 ábra: Az S-görbe



Forrás: Krugman [1991] 2. ábra, 673. old.

K2: Mézeshét hatás. Azonos nagyságú sokkal kisebb árfolyamváltozást okoz sáv rögzítésnél, mint szabad lebegtetésnél. Ez egyszerűen abból következik, hogy konstans pénzmennyiség mellett egységnyi változás v -ben szabad lebegtetés esetén az FF görbén mozdítja el az árfolyamot egységnyivel, míg sáv esetén az S -görbe konkavítása és konvexitása miatt egységnyinél kisebbel. Ez a sávon belül minden pontra érvényes, tehát a sáv bejelentése önmagában stabilizálóan hat az árfolyamra beavatkozás nélkül is.

Az árfolyam sáv létéből fakadó stabilizálódását a Krugman 1987-es kifejezése alapján az irodalom mézeshét hatásnak (*honeymoon effect*) nevezte el. Ennek oka, hogy hosszú távon a sáv léte önmagában nem védi meg az árfolyamot, árfolyam-stabilizálás csak a fundamentumok stabilizálásával érhető el. A sáv léte, az intervenció ígérete rövid távon hat.

K3: Elsimulás. A sáv szélein az S -görbe rásimul a sávszélekre (a sávszélét jelző egyenes az S -görbe érintője). Ezt nevezik az irodalomban „*smooth-pasting*” feltételnek. Ebből (az S -görbe „laposságából”) az is következik, hogy a sávszélekhez közel az árfolyam érzéketlen a fundamentumok megváltozására.

K4: Feltételes volatilitás. Ha az árfolyam a sáv széleihez közel érzéketlenebb a fundamentumok alakulására, mint a sáv belsejében, akkor az árfolyam változásának volatilitása is kisebb a sáv szélein, mint középen. Az árfolyamváltozás volatilitása tehát a sávon belüli helyzet függvénye.

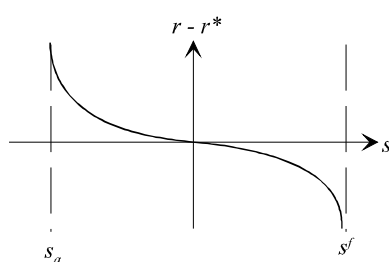
K5: U-eloszlás. Az árfolyam eloszlása a sávon belül U-alakú lesz, azaz többet tartózkodik a sáv szélein, mint a sáv közepén. Ez abból vezethető le, hogy a fundamentumok eloszlása egyenletes³⁰ a sáv szélei között és az árfolyam nem-lineáris kapcsolatban áll a fundamentumokkal. Mivel a sáv széleihez közel válik az árfolyam érzéketlenné a

³⁰ Ezt Svensson [1991c] vezette le.

fundamentumok alakulására, így itt a fundamentumok változása csak lassú reakciót vált ki az árfolyamból, ezért a fundamentumok egyenletes eloszlásából következően az árfolyam többet lesz a sáv szélein, mint belül.

K6: Kamatkülönbség. A fedezetlen kamatparitásból és a sávon belüli árfolyamvárakozásokból következően a sávközépnél magasabb (azaz leértékelődöttebb) árfolyam esetén a belföldi kamatláb alacsonyabb a külföldinél, alacsonyabb (felértékelődöttebb) árfolyam esetén pedig a belföldi kamatlábak magasabbak. A kamatkülönbség és az árfolyam sávon belüli helyzete ezért negatív (és nemlineáris) kapcsolatban áll egymással, amint ezt a 1.4 ábra mutatja.

1.4 ábra: Kamatkülönbség az árfolyam függvényében



Svensson [1992b] és *Sutherland* [1994] alapján

K7: A pénzkínálat alakulása. Amíg a sáv belsejében van az árfolyam, addig a pénzkínálat változatlan. Ha a fundamentumokat ért sorozatos sokkok az S -görbe mentén a sáv szélére hajtják az árfolyamot és továbbra is azonos irányú sokkok érik v -t, akkor a központi bank a sáv fenntartása érdekében interveniál, azaz megváltoztatja a pénzkínálatot. Ennek az lesz a következménye, hogy ha ellenkező irányú sokkok jelentkeznek, akkor nem az eredeti S -görbén mozdul az árfolyam a sáv közepe felé, hiszen a központi bank ellentétes intervenciót csak a sáv másik szélén hajtana végre, hanem egy eltolódott S -görbe mentén, amelynek érintési pontja a sávszéllel az a pont lesz, amelynél az első ellentétes irányú sokk érte a fundamentumokat.

K8: Tökéletlen hitelesség. Egy nem teljesen hiteles árfolyamsáv destabilizáló lehet az árfolyam alakulására, ha a piaci szereplők a sáv széleire viszik az árfolyamot a hatóságok elkötelezettségének tesztelésére. A *Krugman-modell* azonban nem erre a következtetésre vezet tökéletlen hitelesség esetén. Ennek oka, hogy a következő két feltételezéssel él³¹:

³¹ A feltétel nem feltétlenül szükséges, későbbi tanulmányok más feltevések mellett is eljutottak erre a következtetésre.

F8: Ha a sáv szélének elérésekor a hatóságok úgy döntenek, hogy nem védik meg az árfolyamsávot, akkor az árfolyam szabadon lebegtetése következik, ellenkező esetben a sáv ismét hitelessé válik.

F9: A sáv szélét elérve az árfolyamváltozás várható értéke nulla (nincsen arbitrázs).³²

Belátható, hogy amennyiben a piaci szereplők P valószínűséget tulajdonítanak annak, hogy a sávot megvédik, akkor az árfolyam sávszélén vett helyzete a hiteles és a szabadon lebegő helyzet P , $(1-P)$ súlyokkal vett konvex kombinációja, és a tökéletlen hitelesség esetén kialakuló görbe meredekebb a hitelesség feltételezésével számított görbénél, de laposabb a szabad lebegés esetén kialakulónál. A *Krugman–modell*ben az árfolyam-sáv tehát akkor is stabilizálja az árfolyam alakulását, ha nem teljesen hiteles. A stabilizálás foka természetesen a hitelesség (P) függvényében alakul.

1.2.2. Empirikus vizsgálatok a kilencvenes évek elején

A *Krugman–modell* empirikus következményei a kutatók számára kiváló célpontokat jelentenek. Az EMS és a skandináv országok tapasztalatai alapján a kilencvenes évek első harmadában megjelent tanulmányok által kialakult konszenzus szerint a modellnek szinte egyik következtetése sem teljesült.

1. Az árfolyam sávon belüli helyzetét nem $\cup$ -eloszlás, hanem $\cap$ -eloszlás jellemezte, tehát az árfolyamok inkább a sáv közepén, mint a sáv szélén tartózkodtak többet (*Lindbeg–Söderlind* [1991], *Bertola–Caballero* [1992]).

2. A kamatláb és a sávon belüli árfolyam közötti kapcsolat többnyire pozitív vagy zérus volt, negatív kapcsolat ritkán volt kimutatható az adatokban (*Lindbeg–Söderlind* [1991], *Svensson* [1991]).

3. A fundamentumok függvényében ábrázolva az árfolyam sávon belüli helyzetét különböző alakzatok mutatkoztak, de egyik sem hasonlított az S -görbére.

A gyakorlati eljárásokban az alábbi egyszerű módszerrel becsülték a fundamentális változót az (13) egyenlet transzformálásával:

$$(20) \quad f_t = (m_t + v_t) s_t - \gamma E_t (\Delta s_{t+1}) = s_t - \gamma(r_t - r^*_t) \quad ,$$

³² Meg kell jegyeznünk, hogy ez a feltevés azt az implicit feltételezést hordozza, hogy a kamatláb megegyezik a külföldi kamatlábbal. Értelemszerűen átfogalmazható a feltétel úgy, hogy a várható árfolyamváltozás egyezzen meg a kamatkülönbséggel. *Krugman* a „no-arbitrage” kifejezést használja, amelyet a jelen helyzetben a kihasználatlan *fedezetlen* kamatarbitrázs lehetőségek hiányaként kell érteni.

azaz az árfolyamból kivonták a kamatkülönbség γ -szorosát, ahol a γ -t szakértői becslések alapján tippelték (*Flood-Rose-Mathieson* [1991]).

Ezzel kapcsolatban azonban fel kell tenni a kérdést, hogy ha explicit módon levezethető a fundamentális változó összetétele a monetarista modellben, akkor miért nem azt az összefüggést használták fel, amelynek adatai havi vagy negyedéves bázison rendelkezésre állnak.

4. A modell által implikált további nem-lineáris összefüggéseket (például az árfolyam sávon belüli helyzete és a kamatkülönbség, valamint a várható árfolyamváltozás között) nem tudták kimutatni a korai tanulmányok (*Lindberg-Söderlind* [1991], *Messe-Rose* [1990]).

Az említett eredmények tehát a modell következtetéseinek empirikus elutasítását jelentik. A modell logikai hibájára az utalna, ha a modell kiinduló feltételei is teljesültek volna. Ezek azonban nem álltak fenn:

5. Az árfolyamsávok nem voltak tökéletesen hitelesek. Egyrészt az ERM és az északi államok szűk sávjait számos alkalommal leértékelték, amelyek közül többet viszonylag jól előre láttak a piaci szereplők. A leértékelések előtt általában megemelkedtek a belföldi kamatlábak, míg a leértékelések után lecsökkentek. Leértékelések nemcsak akkor következtek be, amikor az árfolyam a sáv szélén volt.

6. A központi bankok sávon belüli beavatkozása volt a szabály – különösen az 1987-es *Basle-Nyborg Egyezmény*³³ – és a sáv szélén történő intervenció a kivétel. Ha a központi bankok sávon belüli beavatkozást végeznek és a piac szereplői a középárfolyam leértékelését várják, akkor ennek logikus következménye lesz legalább az első három empirikus kritika. Lásd például *Dominguez-Kenen* [1992], *Klein-Lewis* [1993], *Lindberg-Söderlind* [1994], *Beetsma-van der Ploeg* [1994], *Koedijk et al.* [1995].

7. A vásárlóerő-paritás folyamatos teljesülését nem lehetett kimutatni (*Pentecost* [1993], *Taylor* [1995], *Goldberg-Knetter* [1997]), azaz az árak nagyfokú rugalmassága elvethető, legalábbis lebegő árfolyamú devizáknál.

8. A fedezetlen kamatparitás hipotézisét többnyire elvetették az empirikus tanulmányok (*Taylor* [1995]), szintén legalábbis lebegő árfolyamú devizáknál.

³³ A *Basle-Nyborg Egyezmény*ben (1987. szeptember 12.) az EMS tagországok megállapodtak a sávon belüli intervenciók mérséklésében, az intervenciók fedezetére rendelkezésre álló hitellehetőségek csökkentésében, és a kamatlábak aktívabb használatában az árfolyam stabilitás elérése érdekében. Lásd például *Dominguez-Kenen* [1992].

Itt azonban célszerű pontosítani. A fedezetlen kamatparitás szerint a kamatkülönbség az árfolyam-várákozásokat mutatja. Ez önmagában empirikusan nem tesztelhető, hiszen a várákozás fogalma önmagában nem definiált és nem mérhető. A fedezetlen kamatparitást elvető tanulmányok azt a hipotézist vetették el, hogy a kamatkülönbség torzítatlan előrejelzője volt az árfolyamváltozásnak. Ez pedig azt jelenti, hogy a racionális várákozások és a fedezetlen kamatparitás együttesét utasították el a tanulmányok, azaz egy összetett hipotézist. Ez alapján viszont nem lehet meghatározni, (a) a kamatparitás nem teljesült-e, (b) a várákozások nem voltak racionálisak, (c) egyik feltevés sem teljesült.

Ez a pontosítás azonban nem érinti magát a kritikát, mivel a monetarista modell a fedezetlen kamatparitással együtt a racionális várákozásokat is feltételezi. Ez egyben azt is jelenti, hogy a devizapiac hatékonyságát is elvetették a gyakorlati vizsgálatok. Alapvetően ez vezetett a későbbiekben ahhoz, hogy *Krugman-Miller* [1993] kiterjesztette a sávós árfolyammodellt a nem hatékony devizapiacok egy speciális esetére.

9. És végül a rugalmas áralakuláson alapuló monetarista árfolyammodell sem nyert empirikus megerősítést (*Meese-Rogoff* [1983]³⁴, *MacDonald-Taylor* [1993]³⁵, *Pentecost* [1993], *Taylor* [1995]).

Ezen utolsó észrevétel különösen fontos. Tegyük fel például, hogy a *Krugman-modell* feltételei (a monetarista modellből származó feltételek kivételével) teljesülnek, de a kiinduló árfolyam-modell rosszul közelíti az árfolyam alakulását. Ennek triviális következménye az lehet, hogy a *Krugman-modell* implikációinak gyakorlati vizsgálata során a modell helyessége ellenére az implikációk nem teljesülnek. *Sutherland* [1994] is felhívja erre a figyelmet: "...az eddig alkalmazott empirikus vizsgálatok a rugalmas áralakulást feltételező monetarista modell és a sávosan rögzítés esetére vonatkozó megoldás együttesét tesztelték, és lehetséges, hogy a sávós megoldás nyilvánvaló visszautasítása

³⁴ *Meese-Rogoff* [1983] ma már szinte klasszikusnak tekinthető cikkében kimutatta, hogy a véletlen bolyongás modelljével készített árfolyam-előrejelzések felülmúlták a fundamentumokon alapuló strukturális modellek (köztük a monetarista modell) előrejelzéseit még abban az esetben is, ha a strukturális modelleknek megadták azt az előnyt, hogy a fundamentumok jövőbeli értékeit használták az előrejelzéshez.

³⁵ *MacDonald-Taylor* [1993] kifejezetten a monetarista árfolyam-modellt vizsgálták különböző kointegrációs eljárásokkal. Bár a modell által implikált paraméter-megszorításokat egyértelműen elvetették, hosszú távú egyensúlyi feltételként a számítások elfogadták a monetarista modellt. A rövid távú dinamikáról csak annyit tudtak kimutatni, hogy a hosszú távú egyensúly feltevésével készített hibakorrekciós modell az előrejelzés tekintetében felülmulta a véletlen bolyongás modelljét. A modell rövid távú sikertelenségét azzal magyarázták, hogy a spekulánsok jelenléte, különösen a technikai elemzők, eltérítik az árfolyamokat fundamentális egyensúlyi értékeiktől. Mindazonáltal ha az árfolyamok eltérnek az egyensúlyi értéktől, a modell levezetéséhez szükséges egyik alapfeltevés, a vásárlóerő-paritás folyamatos fennállása nem teljesül.

valójában a monetarista modell visszautasítása.” *Sutherland* egyetért azzal, hogy a sávon belüli intervenciók és a leértékelési kockázat is fontos eleme a *Krugman-modell* empirikus bukásának, de szerinte a kiinduló modell olyan „egyszerű”, hogy nem lehet csodálkozni az empirikus sikertelenségen. *de Vries* [1994] is ugyanerre hívja fel a figyelmet.

1.2.3. Továbbfejlesztések

A *Krugman-modell* fent említett empirikus és elméleti problémái különböző irányú továbbfejlesztésekhez vezettek, mind elméleti, mind empirikus síkon. Amint már *Krugman–Miller* [1993] is megfogalmazta, alapvetően négy fő területen került sor az árfolyamsávok modellezésének továbbfejlesztésére. Ezek (1) a kiinduló rugalmas áralakulást feltételező monetarista modell, (2) a sáv szélén történő kizárólagos intervenció, (3) a hatékony devizapiacok feltételezései, és (4) a tökéletes hitelesség.

A disszertáció a hitelesség vizsgálatára koncentrál, ezért az első három helyen említett kutatási ágakat csak röviden tekintjük át.

1.2.3.1. Kiinduló árfolyammodell

Klein [1990] az elsők között vizsgált egy olyan modellt, amelyben az alapmodell valamelyik valóságidegen feltevését próbálta feloldani. Modelljében öt endogén változó (aggregált kereslet, aggregált kínálat, árszint, nominális árfolyam, kamatláb) szerepel a négy exogén változó (külföldi kamatláb és árszint, pénzkínálat, előre meghatározott bérszint) és az aggregált keresletet és pénzkínálatot érő sokk mellett. A béreket tehát rugalmatlannak, az árszintet rugalmasnak tételezte fel, és az aggregált kínálat a reálbér függvénye. A modell fő hátránya ez az aszimmetrikus rugalmasság, bár a monetarista modellel ellentétben a reálárfolyam nem konstans. Szimulációkkal vizsgálta a sokkok hatását a nominális és reálárfolyamra, valamint a kibocsátásra. Ezek alapján a mézesheti hatás a reálárfolyam és a kibocsátás esetén is kialakul a fent jelzett makro-modellben (azaz ezen változók megváltozása egy adott sokkot követően kisebb, mint ami lebegő árfolyam esetén kialakulna), és minél szűkebb a sáv, annál erősebb a stabilizálási hatás.

Miller–Weller [1991] *Dornbusch*-féle ragadós árak feltételezésével kiegészített árfolyam-modell (folytonos) sztochasztikus változatát vizsgálták. A modell a (14) és (18) egyenletek mellett az alábbiak diszkrét időben:

$$(21) \quad z_t = -\beta (r_t - E_t(\Delta p_{t+1})) + \eta(s_t - p_t)$$

$$(22) \quad \Delta p_t = \psi (z_t - \bar{z}_t) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{fehér zaj}$$

ahol a korábban bevezetett változók mellett $\bar{z}_t$ a potenciális kibocsátást, η a jövedelem reálárfolyam-rugalmasságát, és a ψ az áraknak az üzleti ciklusra való rugalmasságát jelöli. A pénzpiaci egyensúly és a racionális várakozásokkal kiegészített fedezetlen kamatparitás megegyezik a rugalmas áralakulást feltételező monetarista modell egyenleteivel {(14) és (18) egyenletek}. A jövedelem azonban itt nem állandó a teljes foglalkoztatottság szerinti értékén, hanem negatívan függ a reálkamatlábtól és pozitívan a reálárfolyamtól {(21) egyenlet}. A (22) egyenlet alapján az árszint nem egy-az-egyben igazodik a kibocsátás és a potenciális kibocsátás eltéréséhez és véletlen sokkok is érhetik.

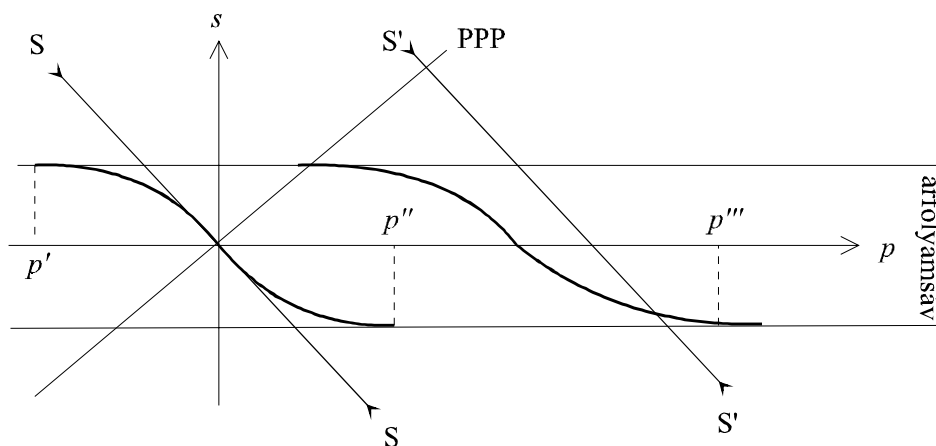
A modell így több változó időbeli alakulásának elemzésére alkalmas: a nominális árfolyam mellett a kibocsátás és a reálárfolyam dinamikája is vizsgálható, mind nominális-, mind reál-árfolyamsáv esetén.

A fenti öt egyenlet átírható egy két egyenletes dinamikus rendszerré, amelyben az endogén változók az árszínvonal- és az árfolyam-változás. A redukált modell egyik változója így egy szabadon alakuló, akár diszkrét ugrásokat is megvalósító változó (árfolyam), a másik pedig egy lassan alkalmazkodó, részben a modell múltbeli folyamatai által determinált változó (árszínvonal). Ezért ezen dinamikus rendszer (folytonos időben differenciálegyenlet-rendszerrel felírva) a racionális várakozások feltételezésével megoldható, amely nyeregpont megoldáshoz vezet.³⁶

Egy árfolyamsáv bevezetése (a *Krugman-modell*hez hasonlóan) azonban megváltoztatja a megoldást, az intervenció hiteles ígérete és az arbitrázs lehetőség kizárása hat az egyensúlyi pályára. *Miller–Weller* nem tudták modelljüknek algebrailag zárt megoldását levezetni, a megoldás természetét és kvalitatív jellemzőit azonban megfelelő módszerekkel megvizsgálták. A megoldás grafikus szemléltetését és egy ársokk hatását mutatja a 1.5. ábra.

³⁶ A megoldás matematikai hátterének tömör áttekintését lásd például *Stevenson–Muscatelli–Gregory* [1988] 97-100.o. és *Pentecost* [1993] 127-128.o.

1.5 ábra: Sávós árfolyamrendszer rugalmatlan árak esetén



Forrás: Miller-Weller [1991] 5. ábra 1391. old.

Az SS egyenes mutatná a megoldást, ha nem lenne árfolyamsáv. Ezzel szemben a sávós megoldást a p' és p'' pontok vetületeit összekötő görbe jelzi, ahol p' és p'' értékek azon árszinteket jelölik, amelyeknél az árfolyam eléri a sáv széleit. Látható, hogy a mézesheti hatás megmaradt rugalmatlan áralakulást feltételezve is. A modellből levezethető, hogy amennyiben a (22) egyenletet ársokk éri, akkor nemcsak a görbe tolódik el, hanem formája is megváltozik.³⁷

Vizsgáljuk meg egy pozitív ársokk hatását! Legyen az ársokk akkora, hogy p'' -nél nagyobb értékre növeli az árszintet. Ha nem lenne árfolyamsáv, akkor az $S'S'$ egyenes jelentené a megoldást. A hatóságok beavatkozása azonban nem engedi az árfolyamot a sávon kívülre, így az a p''' -nél jelzett új görbére kerül. Ha a hatóságok beavatkozása az árnövekedéssel azonos mértékben növelné a pénzmennyiséget, akkor ennek nem lenne hatása sem a kamatlábra, sem a kibocsátásra. A görbe alakjának megváltozása miatt azonban nem egy-az-egyben lesz szükség a pénzmennyiség növelésére a sáv fenntartása érdekében, hanem annál kisebb mértékben. Ennek az lesz az eredménye, hogy a reálpénzmennyiség csökken, a nominális kamatláb növekszik, az árcsökkenési várakozások miatt a reálkamatláb még inkább növekszik, továbbá mivel a reálárfolyam felértékelődése miatt romlik a versenyképesség, a kibocsátás egyértelműen csökkenni fog. Az árcsökkenés mértéke ekkor gyorsabb lesz, mint a p'' helyzet esetén.

Az eredeti egyensúly úgy áll helyre, hogy az árszínvonal fokozatosan csökken és az árfolyam leértékelődik. A folyamat azonban most nem áll meg a sáv közepén, hiszen a vásárlóerő-paritást jelző egyensúlyi helyzet ekkor nem alakul ki. Ehelyett az árfolyam

³⁷ Az ábra megrajzolása nem sikerült tökéletesre; a fenti hatást a jobboldali görbe elnyújtása szándékozza mutatni, továbbá nem lesz szimmetrikus az eltolódott görbe.

leértékelődése és az árszint csökkenése tovább folyik amíg az árfolyam el nem éri a sáv felső (gyenge) szélét. A sáv felső szélét elérve a hatóságok az árfolyamot nem engedik tovább gyengülni, ehelyett a pénzmennyiséget fokozatosan csökkentik az árszint csökkenésével párhuzamosan. A *PPP* görbe eléréséig mind a reálkamatláb, mind a reálárfolyam hatás csökkenti a kibocsátást {(21) egyenlet}, azon túlhaladva azonban a reálárfolyam hatás előjele megváltozik. A megoldás létezése esetén azonban a negatív reálkamat-hatás dominálja fogja a reálárfolyam-hatást egészen addig, amíg az árfolyam és az árszínvonal fokozatosan vissza nem kerül az eredeti (szimmetrikus) egyensúlyi pályára.

Az eltolódott árfolyam-görbe meredeksége is kisebb, mint a lebegő árfolyam esetén adódó megoldás. A hiteles árfolyamsáv tehát ragadós árak esetén is mézeshét hatást okoz.

A modell néhány további érdekes következtetés levonását teszi lehetővé. Belátható, hogy a kereslet árrugalmasságának (η) növekedése csökkenti az árfolyam sávon belül tartásához szükséges intervenció értékét.

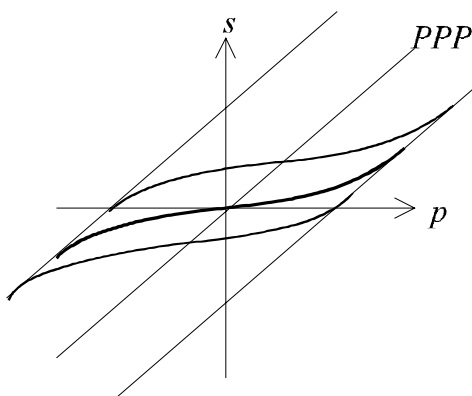
Szintén belátható, hogy az árfolyam stabilizálása az árak és az árfolyam stacionárius eloszlásához fog vezetni. Ugyanakkor az egyensúlyhoz való visszatérés folyamata lassú lehet, amely a reálárfolyam tartós egyensúlytalansági helyzetével jár. Ezért a szerzők megvizsgálják a nem hiteles árfolyamsáv esetét is, amelyben leértékelések lehetségesek. Egy egyszerű leértékelési szabályt vizsgálnak: amikor az árfolyam eléri a sáv szélét, akkor a hatóságok leértékelik a hazai devizát. A leértékelés lehetősége megváltoztatja a változók dinamikáját; ennek bemutatásától eltekintünk a szabály túlzott egyszerűsége miatt.

Sokkal érdekesebb azonban a reál-árfolyamsáv esete. A reál-árfolyamsáv azt jelenti, hogy a hatóságok a reálárfolyam értékét akarják bizonyos korlátok között tartani. A sáv-os árfolyam-modellek ismertetései gyakran *John Williamson* nyolcvanas évek eleji javaslatához nyúlnak vissza gyökérként, aki ± 10 százalékos reál-árfolyamsávot javasolt az ipari országok számára.³⁸ Ebben a rendszerben jelentős árfolyam-mozgásokat tesznek lehetővé a hatóságok, így a monetáris politikát használhatják belföldi stabilizációs célokra, de a reálárfolyam bizonyos értékeinél beavatkoznak az árfolyam alakulásába.

³⁸ A disszertáció első fejezetében utaltunk rá, hogy *Williamson* [1996] továbbra is fenntartja javaslatát.

A *Miller–Weller* modell átírható reálsávós modellé is, amelyben a reálárfolyam és a reál-pénzmennyiség összefüggései vizsgálhatóak. A modell (és a *Krugman–modell*) azon következtetése ekkor is érvényes, hogy a reálárfolyamot a reál-pénzmennyiség függvényében ábrázolva a mézeshetek megmaradnak, azonban mind a nominális pénzmennyiség, mind az árszínvonal nem stacionárius folyamatot követnek globálisan, azaz minden kiinduló értéknél. A modell megoldásának egyik reprezentációját mutatja a 1.6.ábra.

1.6 ábra: A nominális árfolyam egy reál sávban



Forrás: *Miller–Weller* [1991] 3. ábra 1387. old.

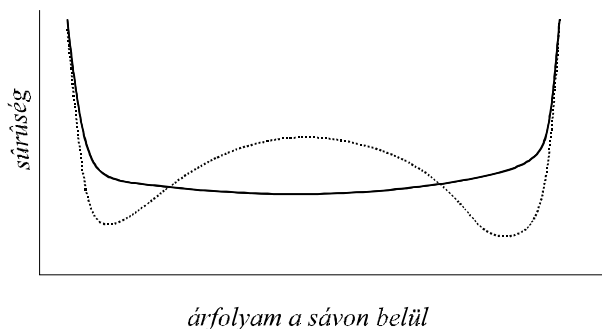
A nominális árfolyam és az árszint a vastagon húzott görbéken véletlenszerűen fog alakulni. Ez azt jelenti, hogy a nominális árfolyam az árszint függvényében egy adott görbe mentén fog alakulni mindaddig, amíg egy az árszintet érő sokk nem vezeti az árszintet a reálsáv valamelyik szélére. Ekkor a hatósági beavatkozás miatt a reálsáv szélén alakul az árszint-árfolyam változópáros amíg azonos irányú ársokkok érkeznek, míg egy ellentétes irányú ársokk el nem mozditja a két változót a sáv széléről. Ekkor viszont éppen az utolsó sávszéli ponthoz illeszkedő (vastaggal jelzett) görbére kerül a két változó és ezen a görbén maradnak amíg az ársokkok ismét nem vezetnek el valamelyik sáv-szélhez. A sáv indexálása miatt tehát nincsen stabil megoldás, amelyhez tartana a rendszer. Az infláció természetesen stacionárius.

A nominális és a reálsáv kapcsolatának érdekessége, hogy az előző pontban megfogalmazott egyszerű leértékelési szabály esetén a nominális árfolyam sáv azonosan működik a reálsávval, az árszint és az árfolyam elveszti globális stacionaritását.

Sutherland [1994] a *Miller–Weller* modell további implikációit vizsgálta. *Sutherland* sem tudta a modell megoldását zárt analitikus formában előállítani, azonban hatványsorba fejtés után a hatványsor hosszának növelésével a numerikus szimulációkhoz tet-szőleges pontosságú közelítést tudott előállítani. A numerikus szimulációkkal az volt a

célja, hogy előállítsa a fundamentumok, a kamatláb, és az árfolyam valószínűség-eloszlásait. Az árszint és pénzmennyiség együttes eloszlását vizsgálva itt annyit érdemes megemlíteni, hogy a *Miller-Weller*-modell által implikált stacionaritást a szimulált eloszlások megerősítették.

1.7. ábra: Árfolyam-eloszlás rugalmatlan árák esetén



Forrás: *Sutherland* [1994] 6. és 8. ábrák alapján, 107. old.

Megjegyzés: a görbék szimmetrikusak

Az árfolyam sávon belüli eloszlásával kapcsolatban a *Krugman-modell* az $\cup$ -alakú eloszlás következtetésére vezetett, azonban ragadós árák feltételezése esetén a következtetés már nem feltétlenül igaz. Az továbbra is igaz marad, hogy az eloszlás besűrűsödik a sáv széleinél, de bizonyos paraméter-értékeknél a sáv közepénél lesz egy púp, amint ezt a 1.7 ábra szaggatott görbéje mutatja.

Belátható, hogy minél nagyobb a kereslet árrugalmassága és minél kisebb az árszintet érő zaj varianciája, annál nagyobb lesz az árfolyam sáv közepén tartózkodásának valószínűsége. Hasonlóan, minél nagyobb a kereslet árrugalmassága és minél kisebb az árszintet érő zaj varianciája, annál csúcsosabb lesz az árszint eloszlása. Azaz ragadós árák feltételezésével vannak olyan paraméterkombinációk, amelyek mellett az árfolyam eloszlása a sáv közepén is sűrűsödik.

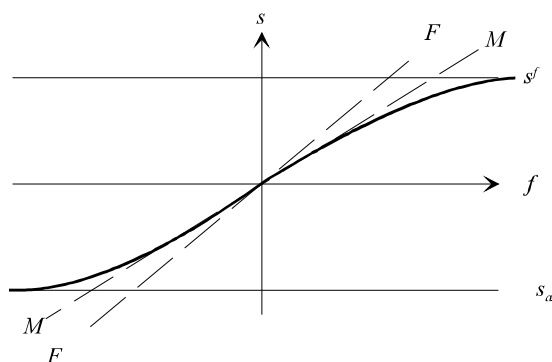
A kamatkülönbségre a *Krugman-modell* megoldása az volt, hogy egy negatív meredekségű nemlineáris determinisztikus összefüggés áll fenn: a sáv alsó (erős) szélén pozitív a kamatkülönbség, az felső szélén negatív. Ez a rugalmatlan áralakulást feltételező modellben is teljesül, ha az árfolyam túllendül, azaz negatív az *SS*-görbe meredeksége (ahogyan ezt az 1.5 ábra mutatja), hiszen ekkor az árszintemelkedést az árfolyam egyszeri erősödése követi, majd folyamatosan leértékelődik a hazai deviza. A fedezetlen kamatparitás a rugalmatlan áralakulást feltételező modellben is teljesül, így itt is negatív a kapcsolat a sávon beüli árfolyam és a kamatkülönbség között. Ugyanakkor a ragadós modellben a kamatkülönbség a pénzmennyiségnek is függvénye: mint korábban emlí-

tettük, a sávós megoldás ársokk miatti elcsúszása esetén a megoldás formája is megváltozik, többek között nem lesz szimmetrikus és elnyúlik (1.5 ábra). Ez azt jelenti, hogy az árfolyam változásának várható értéke is megváltozik így az árfolyam függvényében ábrázolt kamatkülönbség is módosul. A kapcsolat továbbra is negatív nemlineáris, de már nem determinisztikus, azaz nem egy “görbe” van, hanem végtelen számú “görbe”, amelyek kvalitatíve hasonlítanak egymásra.

1.2.3.2. Sávon belüli intervenció

A központi bankok sávon belüli intervenciók politikája általában titkos, nem feltétlenül szabályok által meghatározott, és időben változó lehet. A modellezők ezért egyszerűsítő feltevésekkel élnek. Gyakori feltevés például, hogy a sávon belüli beavatkozás arányos a sávközéptől vett távolsággal. Ha nincsen sáv, csak beavatkozás, akkor menedzselt lebegtetést jelent az intervenció. A 1.8 ábrán az MM -egyenes mutatja menedzselt lebegtetés esetén az árfolyam alakulását a fundamentumok függvényében. Ilyenkor mézesheti hatás alakul ki, az árfolyam változékonysága kisebb a fundamentumok változékonyságánál. Egy árfolyamsáv bevezetése további stabilizálást okoz: a sáv szélén történő korlátlan intervenció ígérete az S -típusú összefüggéshez vezet a fundamentumok és az árfolyam között.

1.8 ábra: Sávon belüli intervenciók hatása



Forrás: Svensson [1992b] 4. ábra, 135. old.

Svensson [1992b] megpróbálja igazolni (a modell paramétereire tett feltevések nélkül), hogy a sáv léte által okozott stabilizálás a menedzselt lebegtetéshez képest *sokkal* kisebb, mint a menedzselt lebegtetés stabilizáló hatása a szabad lebegtetéshez képest. Érvelése a következő.

Két hatás tereli az árfolyamot a sávközép felé. 1) A sávközéptől távolodással növekvő várható értékű intervenció a menedzselt lebegtetésnél és a sávnál is hat, míg 2) a sáv szélén korlátlan intervenció csak a sávós rögzítésnél. A sávon belüli intervenció miatt a

sávszél elérésének valószínűsége kisebb, mint *Krugman-modell*ben. *Svensson* ebből azt a következtetést vonja le, hogy a menedzselt lebegtetés a szabad lebegéshez képest jobban stabilizálja az árfolyamot, mint a sáv a menedzselt lebegtetéshez képest. Ez a következtetés feltehetően azért szükséges *Svensson*nak, hogy amellet érvelhessen, hogy a sáv nem több egy menedzselt lebegtetésre vonatkozó ígéretnél, valamint hogy lineáris a kapcsolat a fundamentumok és az árfolyam között.

Elméletileg azonban nem dönthető el, különösen nem a modell paramétereinek ismerete nélkül, hogy melyik hatás erősebb. Ha a sávközéptől való „kicsi” eltérésre „nagy” intervencióval válaszol a központi bank — azaz a *1.8 ábrán* kicsi *MM* meredeksége —, akkor igaz *Svensson* következtetése, fordított esetben — ha *MM* meredeksége közel van *FF* meredekségéhez — nem. Az természetesen igaz, hogy sávon belüli intervenció esetén a sáv stabilizáló hatása kisebb a *Krugman-modell*ből következő stabilizálásnál, hiszen a *Krugman-modell*nél *FF*, míg sávon belüli intervenciónál *MM* a kiinduló helyzet.

Lindberg–Söderlind [1994] sávon belüli intervenciók szabállyal egészítik ki *Bertola–Svensson* [1993] modellt³⁹ és napi rendszerességgű svéd adatokra empirikus becsléseket végeznek. Kiindulópontjuk annak empirikus bemutatása, hogy a svéd központi bank napi rendszerességgel végez devizapiaci intervenciókat, és proposíciójuk, hogy az intervenció arányos a preferált sávon belüli helyzettől való eltéréssel (azaz lineáris a kapcsolat). Ennek igazolására napi adatok alapján korrelációt számítanak az intervenció és a sávon belüli helyzet között, amelynek értéke -0,01 (!) és nem szignifikáns, havi adatok esetén pedig -0,16 (!) és szignifikáns. A napi árfolyamváltozások intervencióval vett korrelációja -0,10 és szignifikáns. Az idézett evidenciákat elégségesnek találva (a szerzők szerint a napi adatokban nagy a zaj és ezért nem szignifikáns a korreláció értéke) felvázolnak egy modellt, amelyben a *Bertola–Svensson-modell* sztochasztikus leértékelési várakozásokkal kiegészített aggregált fundamentális változója szerepel egy intervenciók szabállyal. A szabály szerint a sávon belüli árfolyam-helyzetre válaszul egy negatív paraméterrel, a sáv szélének elérésekor pedig korlátlan mennyiségben interveniál a központi bank. A feltevésekből levezethető, hogy az aggregált fundamentum eloszlása csonkított normális eloszlású, szemben az alapmodellből következő egyenletes eloszlással.

³⁹ A *Bertola–Svensson* modellt a 2.3 szakaszban mutatjuk be részletesen.

Az empirikus becslések és szimulációk során feltették, hogy a hatóságok által preferált sávon belüli árfolyam megegyezik a mintabeli átlaggal (amely -0,63%), így implicit módon azt is feltették, hogy ez az érték a vizsgált évtized alatt változatlan volt. Az empirikus becslés elveti a modellt, a szimulációk szerint pedig gyenge a nemlinearitás és az árfolyamfüggvény közel lineáris. Különböző szimulációs eredmények ismertetése után — amelyek a szerzők szerint egybeesnek számos empirikusan megfigyelt jelenséggel — egy egész mintára vonatkozó (azaz időben állandó!) sávon belüli árfolyamváltozás várakozást becsülnek a sávon belüli helyzet függvényében, majd a fedezetlen kamatparitás feltevésével ezt levonva a kamatlábból a maradékot leértékelési várakozásnak nevezve, grafikusán bemutatják becslésük eredményét. A szerzők szerint modelljük bár nem tökéletes és empirikusan is elvethető, sokkal jobban magyarázza az árfolyam alakulását, mint a *Krugman-modell*.

Beetsma–Van der Ploeg [1994] modellje, amely összekapcsolja a nem tökéletesen rugalmas ár- és beralakulásból kiinduló modellt a sávon belüli intervenciókkal, megítélésünk szerint elméletileg és az empirikus kivitelezés, szimuláció tekintetében is helyesebb eljárás a *Lindberg–Söderlind* megközelítésnél. Az EMS történetében voltak olyan időszakok, amikor a rendszer hitelessége jelentősen növekedett (a Németországhoz viszonyított kamatkülönbség jelentősen csökkent), és az árfolyam eloszlását $\cap$ -eloszlás jellemezte⁴⁰. Magyarázatuk három pillérre épül: 1) a hazai és külföldi termékek nem tökéletes helyettesítői egymásnak, így a vásárlóerő-paritás nem teljesül folyamatosan, 2) az árak és bérek ragadósak, 3) a sáv szélén történő korlátlan intervenciók mellett sávon belüli intervenciókat is végeznek a központi bankok. Elméleti modelljük a korábban bemutatott *Miller–Weller-modell*, tehát végső soron a sztochasztikus *Dornbusch-modell* továbbfejlesztése. A 1.2.3.1 alszakaszban felsorolt egyenleteket⁴¹ egy monetáris politikai szabállyal egészítik ki, amely lebegő árfolyam esetén az alábbi (diszkrét időben felírva):

$$(23) \quad m_t = \bar{p} + \theta(p_t - \bar{p}) \quad , 0 < \theta < 1,$$

⁴⁰ Az empirikus szemléltetéshez Hollandiánál az 1983. április – 1991. november időszakot, a többi országnál pedig az 1987. február – 1991. november időszakot vetették össze a megelőző időszakok folyamataival. Az időszakok végpontját az indokolta, hogy 1991 decemberében vetették papírra a *maastrichti-kritériumokat*, amely után még nem változott meg számos EMS deviza árfolyam-alakulása, de kétségek merültek fel több ország potenciális csatlakozásával kapcsolatban.

⁴¹ Az eltérés csak annyi az említett egyenletekhez képest, hogy a reálkamatlábát nem a tényleges ár-emelkedés várható értékéhez, hanem az inflációs maghoz viszonyítják, és az árszintigazodás egyenletében az inflációs mag változása is egy tényező.

ahol $\bar{p}$ a hosszú távú egyensúlyi árszint és θ a monetáris alkalmazkodás mértéke. Ha $\theta=0$, akkor nincsen intervenció, és az árfolyam lebeg, és egy ársokk esetén az árfolyam túllendül. Ha $\theta=1$, azaz teljes monetáris alkalmazkodás történik, akkor a reálárfolyam-szabályt követ a monetáris politika, a belföldi kamatláb a nemzetközi szinten rögzített, a kibocsátás mindig potenciális értékén van és nincs munkanélküliség, viszont az árszint nemstacionárius. Ha $\theta=1-\eta$ (lásd a 1.2.3.1 alszakasz jelölését), akkor a (nominális) árfolyam rögzített és egyenlő az árszint hosszú távú egyensúlyi értékével ($s_p = \bar{p}$). További esetekben, $0 < \theta < 1-\eta$ valamint $1-\eta < \theta < 1$ az árfolyam menedzselt lebegtetése történik. Ekkor hosszú távon teljesül a vásárlóerő-paritás és a pénz semleges, de rövidtávon árfolyam-túllendülés, illetve alullendülés következik be, amelynek kamatláb-következményei a kibocsátást is befolyásolják. (Túllendülés esetén magasabb a kamatláb, alullendüléskor alacsonyabb a nemzetközi szintnél).

Sáv létezésekor $\theta = 0$ esetén a *Miller–Weller–modell* eredménye adódik, menedzselt lebegtetés esetére pedig elméletileg megvizsgálták a modell megoldását és szimulációkat végeztek. Teljes ármerevség esetén ($\psi = 0$) az árfolyam $\cup$ -eloszlású lesz, így bizonyos árrugalmasságra van szükség a $\cap$ -eloszláshoz. Ha van bizonyos árrugalmasság, akkor a monetáris alkalmazkodás függvényében alakul az árfolyam sávon belüli eloszlása: nagyfokú és nagyon alacsony akkomodációnál $\cup$ -eloszlás, közepesnél $\cap$ -eloszlás adódik.

1.2.3.3. Nem hatékony devizapiacok

A gyakorlati tapasztalatok alapján a devizapiaci résztvevők spekulációs vásárlásai jelentős mértékű, fundamentális okokkal nem magyarázható változékonyságot vittek a devizaárfolyamok alakulásába. Technikai elemzők és buborékok által vezérelt árfolyammozgások sávós rögzítés esetén is elképzelhetők, és vannak olyan modellek is, amelyek szerint egy sáv bejelentése destabilizáló spekulációhoz vezethet egy olyan deviza esetén is, amely szabad lebegés esetén nem mutatna jelentős ingadozást.

Az eredeti *Krugman–modell* devizapiacok hatékonyságát feltételezte, *Krugman–Miller* [1993] ezen feltételezés feloldásával az elméleti modellt fejleszti tovább. A szerzők szerint ez azért fontos, mert a valós életben éppen a destabilizáló spekulatív rohamok elkerülése a sávok bevezetésének egyik fő célja, és megítélésük szerint a sávós árfolyamok korábbi vizsgálatait ezen kérdést figyelmen kívül hagyták.

A devizapiaci üzletkötők egy jelentős csoportja követ olyan stratégiát, hogy az ár esésekor további eladás, az ár elemelkedésekor további vétel a szabály. Az úgynevezett

filter-szabály is ebbe a kategóriába tartozik: ha az ár bizonyos százalékkal (például 2%) alacsonyabb a legutóbbi csúcsnál, akkor eladás, ha magasabb a legutóbbi mélypontnál, akkor vétel az utasítás⁴², így a trend vélt megfordulásakor váltanak pozíciót a befektetők. Számos tanulmány kimutatta, hogy ezen stratégiákat alkalmazó befektetők jelentős változékonysághoz vezetnek az áralakulásban mind a deviza, mind az értékpapírpiacra, és például az 1987-es tőzsdekrachban döntő szerepet játszottak. Számos befektetőnek nincs megfelelő információja arról, hogy mekkora az árfolyam egyensúlyi értéke, és az aktuális árakból és a tendenciákból próbálnak következtetni. Az árak csökkenésekor jelentős valószínűséget tulajdonítanak annak, hogy az informált befektetők jutottak valamilyen negatív információhoz, ezért nem vétellel válaszolnak az árak csökkenésére, hanem további eladással. A továbbiakban nevezzük az ilyen stratégiát folytató piaci résztvevőket *trendforduló spekulánsoknak*.⁴³

A trendforduló spekulánsok átváltása hazaiából külföldi devizában denominált eszközre azonos egy sterilizált intervencióval⁴⁴. Ennek akkor lehet hatása az árfolyamra, ha a belföldi és külföldi kötvények nem tökéletes helyettesítői egymásnak, például ha a befektetők kockázatkerülők és kockázati prémiumot várnak el. Ebben az esetben az árfolyam alakulását a (24) egyenlet mutatja:

$$(24) \quad s_t = f_t + \gamma E_t(\Delta s_{t+1} - \rho_t s_t') \quad ,$$

ahol f_t a fundamentális változó, amely ebben a modellben is véletlen bolyongást követ, ρ_t a kockázati prémium és s_t' az árfolyamnak a fundamentumokra vonatkozó rugalmassága. A kockázati prémiummal kapcsolatban elégséges feltenni, hogy a trendforduló spekulánsok kilépése után a kockázati prémium megváltozik, nevezetesen a külföldi eszközök kockázati prémiuma csökken, azaz $\rho_x < \rho_n$ (ahol x jelöli a kilépést, n a bent tartózkodást).

⁴² Taylor [1995] áttekinti a befektetők stratégiáit tanulmányozó irodalmat is.

⁴³ Devizaárfolyamoknál a makrogazdasági tényezők stabilizáló hatással lehetnek a spekulánsok által okozott kilengésekre. Például egy leértékelődés a hazai árszínvonal emelkedésén keresztül növeli a pénzkeresletet, valamint a leértékelődés az export növekedése által indukált termelésbővülésen keresztül szintén pénzkeresletet növelő hatású. A növekvő pénzkereslet pedig mérsékelheti az árfolyam leértékelődését. A makrogazdasági tényezők azonban az árak ragadósága és a külkereskedelmi alkalmazkodás időigénye miatt csak késéssel éreztetik hatásukat.

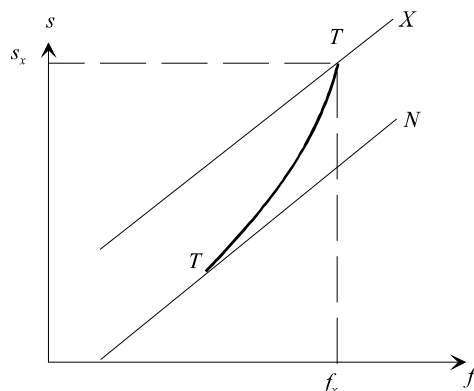
⁴⁴ Ha a trendforduló befektetők eladják hazai devizában dominált kötvényeiket és a kapott hazai pénzért külföldi devizát vásárolnak, akkor a hazai pénz mennyisége nem változik. Ez azonos azzal, mintha a központi bank devizát adna el a magánszférának hazai pénzért és kötvényeket vásárolna a magánszférától hazai pénzért.

A külföldiek adott hazai eszköz állománya esetén fundamentum és az árfolyam között lineáris kapcsolat van. Ha a külföldiek egy része kilép a hazai piacról, akkor a kapcsolat továbbra is lineáris marad, csak adott fundamentumhoz magasabb (leértékeltebb) árfolyam tartozik. Ha a trendforduló befektetőknek eltérőek a kioldó áraik, akkor akár egy kicsi elmozdulás a fundamentumokban is nagy árfolyameséshez vezethet: egy adott árfolyamszint kilépésre ösztönzi a befektetők egy részét, ezért (változatlan fundamentum esetén is) leértékelődöttebb árfolyam alakul ki, amely kilépésre ösztönözheti a következő befektetői csoportot, és így tovább. Ezt nevezzük *zuhatag-hatásnak* (*cascade effect*). A folyamat kulcsát az adja, hogy az első csoport kilépése az árfolyamot a második csoport kioldó ára fölé ugrasztja. Zuhatag így nyilvánvalóan nem szükségszerűen következik be, két feltétel szükséges hozzá: viszonylag nagy részarányt képviseljenek a trendforduló spekulánsok, hogy kilépésük esetén a kockázati prémium érzékelhető csökkenése felfelé tolja az új egyensúlyi egyenest, továbbá kioldó áraik ne legyenek túl messze egymástól.

Ha léteznének olyan informált befektetők is, akik tökéletesen ismerik a trendforduló üzletkötők stratégiáit, akkor nem lesz az árfolyamban ugrás. Amint f_t közeledik a kritikus értékhez az árfolyam leértékelődésének várható értéke egyre nagyobb lesz, hiszen negatív sokk esetén az NN egyenes mentén csökken az árfolyam, pozitív sokk esetén pedig csak a kritikus értékig az NN egyenes mentén, attól kezdve pedig az XX egyenesen. Ha pozitív lenne az árfolyamváltozás várható értéke, akkor ez kihasználatlan profit lehetőséget jelentene, így a tökéletesen informált egy olyan görbére terelik az árfolyamot, amely folytonosan éri el a trendforduló spekulánsok kioldó árának értékét, és ezáltal a fundamentum és az árfolyam közötti kapcsolat nemlineárisává válik, amint a az 1.9 ábrán látható TT görbe mutatja. Az ábrán az NN egyenesen tartózkodik az árfolyam, ha ezek a trendforduló befektetők mindig tartanak belföldi kötvényeiket, az XX egyenes pedig azt a helyzetet mutatja, ha folyamatosan nem tartanának semmit hazai denomináciájú értékpapírban, s_{sell} a kioldó árfolyam értékét s_x pedig azt az árfolyamot jelzi, ahová az árfolyam felugrana a trendfordulók kilépése után.⁴⁵

⁴⁵ Az ábra azzal a feltételezéssel készült, hogy csak egy kioldó ár van, de értelemszerűen módosítható arra az esetre, ha különböző befektetői csoportoknak különböző kioldó áraik vannak, azaz tökéletes informáltság esetén az informált befektetők a zuhatag hatást is ki tudják küszöbölni.

1.9 ábra: Trendforduló és informált befektetők



Forrás: Krugman–Miller [1993], 3. ábra

A valóságban természetesen az informált befektetők nem tudják tökéletesen megbecsülni a trendfordulók paramétereit, így lesznek diszkrét ugrások az árfolyamban, és a TT görbe valamely eltoltja csak mérsékelheti az ugrás mértékét. Mindazonáltal az informált befektetők létezése esetén is levonható a következtetés, hogy növekszik az árfolyam volatilitása a *hatékony szabad lebegéshez* képest, amely alatt a trendforduló spekulánsok hiányát, azaz az NN egyenest értjük. Trendforduló spekulánsok jelenléte esetén f_t egységnyi változása egységnyinél nagyobb árfolyamváltozáshoz vezet.

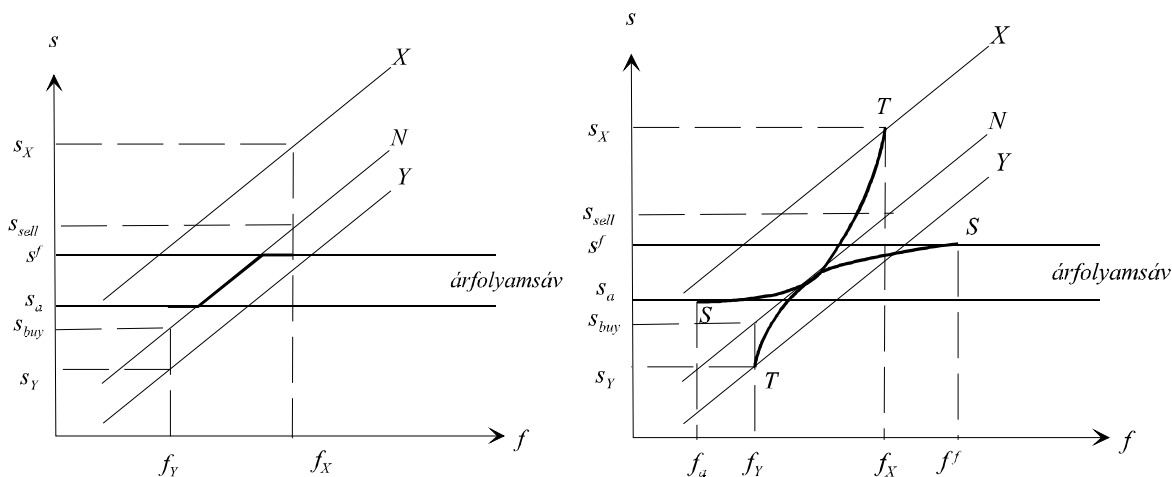
A modell árfolyamsávra való alkalmazásához fel kell tételezni, hogy létezik egy olyan hazai befektetői csoport, amely a hazai deviza árfolyam-erősödésnek egy bizonyos pontján eladja külföldi devizában denominált eszközeit és hazai értékpapírokat vásárol.⁴⁶ Az árponthoz jelölje s_{buy} , és a kockázati prémium emiatt bekövetkező változása által okozott új egyensúlyi egyenest YY .

Statikus várakozások esetén — azaz ha nincsenek olyan informált befektetők, akik figyelembe vennék az árfolyam várható ugrását az árfolyam megváltozásakor — egy megfelelően szűk sáv kiküszöböli a trendfordulók által előidézett volatilitást. Ha a hatóságok a fundamentumok értékét f_Y és f_X között tartják, akkor el tudják kerülni a trendfordulók által okozott ugrásokat az árfolyamban. Ha emellett még egy olyan sávot is bejelentenek, amely a kiváltó árak, s_{buy} és s_{sell} között van, akkor az árfolyam-stabilizálása még nagyobb, a *1.10/a ábrának* megfelelően.

Informált befektetők esetén nem lehet ugrás az árfolyamban, így a szabad lebegés esetén a *1.10/b ábrán* a TT görbe mutatja az árfolyam helyzetét a fundamentumok függvényében. Ha nem lenne árfolyamsáv, akkor a trendforduló befektetők jelenléte destabilizáló spekulációhoz vezet, hiszen az árfolyam változékonyabb a fundamentumoknál.

A többlet változékonyság forrása a várható árfolyamváltozás, amely annál nagyobb, minél gyengébb (vagy erősebb) a hazai deviza. Hiteles árfolyamsáv bevezetése esetén az árfolyam az SS -görbére kerül, a fundamentumok f_a és f_f értékeinél devizapiaci intervencióra kerül sor. A 45° -os egyeneshez képesti változás a standard modell következménye is, itt azonban a TT görbe a kiindulópont. A modell feltételei között tehát a sáv bevezetése a destabilizáló spekulációt stabilizáló spekulációra változtatja.

1.10/a-b/ ábrák: Trendforduló spekulánsok kilépésének hatása az árfolyamra sávos rögzítés esetén



Forrás: Krugman–Miller [1993], 4. és 5. ábrák

A modellel kapcsolatban négy ellenvetést teszünk.

(1) Hogyan tudja eltalálni a központi bank a kiváltó árak értékeit? Nem irreális-e az a feltevés, hogy a sávot a kioldó árak közé helyezik a hatóságok? A modell természetesen egy elemzési keretet szolgáltat, és végiggondolva a logikáját, ez az ellenvetés elvethető. A kioldó árak és az árfolyamsáv meghatározását természetesen nem úgy kell elképzelni, hogy a piaci döntés után döntenek a hatóságok. A modell sokkal inkább azt következtetheti, hogy megfelelően szűk (és hiteles) árfolyamsáv esetén a sávon belüli mozgáslehetőség nem biztosít elegendő teret trendforduló spekulációs magatartás kialakulására.

(2) Miért állandóak a kioldó árfolyam-értékek? Például a sávhatárhoz közeledés is kiválthat eladási hullámot, amely abban az esetben, ha fenti stratégiát követő befektetők pozíciói meghaladják a központi bank devizatartalékait, elsöpörheti a sávot. Ezen második ellenvetés empirikusan fontos lehet, például az 1994-es mexikói vagy az 1997-es kelet-ázsiai válságok estén feltehetően szerepet játszott. Hozzá kell azonban tenni,

⁴⁶ Ez szintén sterilizált intervencióval azonos hatású.

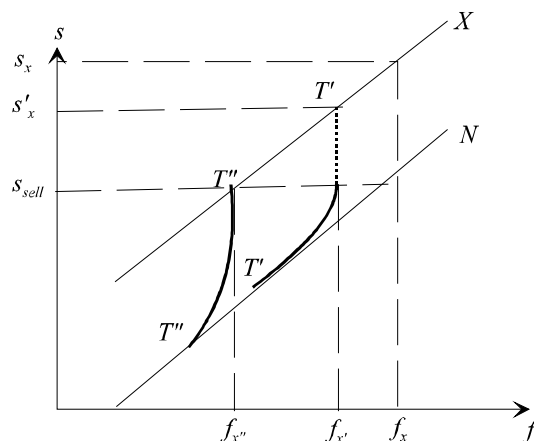
amelyet az alapmodell mézeshét hatásához is hozzátettek, hogy a sávnak eleve csak akkor van esélye az árfolyam stabilizálására, ha az a fundamentumokkal összhangban áll. Így ezen kritikával kapcsolatban arra kellene választ adni, hogy egy fundamentálisan jó árfolyamsáv esetén is előfordulhat-e végzetes roham az árfolyam ellen.⁴⁷

(3) Külföldi befektetők tőkemozgásait tekintve elfogadható lehet a tőke kivitel az árfolyam leértékelődése esetén, azonban a sávon végzett elemzés szimmetrikussá tételéhez feltételezett belföldi csoportoknak nem biztos, hogy létezik olyan mennyiségű külföldi befektetése, amelynek hazai pénzben denominált eszközökre váltása megváltoztatja a kockázati prémiumot. Ugyanakkor a „modell védelmében” azt hozhatjuk fel, hogy ezen feltétel csak a felértékelődési oldalt befolyásolja, a leértékelődési oldalt nem, valamint azt, hogy nem kell szükségszerűen belföldieknek lenniük azoknak, akik árfolyam-erősödés esetén hazai valutára csoportosítják át portfóliójukat.

(4) Egy negyedik ellenvetés azonban a modell levezetésével kapcsolatban merül fel, a figyelmes olvasó talán észre is vett a *1.9 ábra* bemutatásakor egy komoly problémát. A trendforduló befektetőkről ugyanis azt feltételezték, hogy bizonyos árfolyamérték esetén adják el belföldi eszközeiket. A *1.9 ábra* ezzel szemben ki nem mondottan azon a feltevésen alapul, hogy a fundamentumok bizonyos értékénél indul be az eladási hullám. A devizapiaci hatékonyatlanság azonban nem a fundamentumok figyeléséből fakad. A modell szerint a hatékonyatlanság forrása éppen az árra való figyelés és tendenciákból a jövőre való következtetés. Ekkor azonban szabad lebegés esetén az informált befektetők még tökéletes informáltság esetén sem feltétlenül tudják az árfolyam ugrását megakadályozni, bár annak mértékét mindenképpen csökkentik. A *1.9 ábra* szerint a tökéletesen informált befektetők odaterelik az árfolyamot, ahová az ugrana, még mielőtt az ugrás megtörténne. Ezt azonban nem tudják megtenni: ha a trendforduló befektetők az árfolyamra, és nem a fundamentumok kritikus értékére figyelnek, akkor az odaterelés egy pontjában az árfolyam szükségszerűen eléri a kiváltó ár szintjét. Ez pedig a modell keretei között ugráshoz vezet, amint ezt a *1.11 ábra* $T'T'$ -görbéje illusztrálja.

⁴⁷ Ezen kérdésekkel a spekulatív támadások irodalma foglalkozik, amely túlmutat jelen disszertáció területén. Azt azonban megjegyezzük, hogy *Darvas* [1998b] és *Darvas* [1999b] több tucat fejlődő országot elemezve, rögzített árfolyamok esetén csak olyan támadásokra talált példát, amelyeknek fundamentális okai is voltak. *Darvas–Szapáry* [1999, 2000] a közelmúltban lezajlott orosz és brazil válságok nemzetközi következményeinek elemzésekor arra a következtetésre jutott, hogy bár a külföldi befektetők befektetéseinek reallokációja jelentős tőkekiáramláshoz vezethet olyan országokban is, amelyek makrogazdasági helyzete stabil, ilyen esetekben a támadások kivédhetőek.

1.11 ábra: Trendforduló és informált befektetők: kritika



Forrás: saját elgondolás

Akkor nem következne be ugrás, ha a TT görbe annyira eltolódik, hogy $T''T'$ helyzetbe kerül. Ekkor az informált befektetők oda terelik az árfolyamot, ahonnan az ugrana, de mivel ekkor már az XX egyenesre került, nem ugrik. Ahhoz, hogy a $T''T'$ görbe lehetségessé váljon ismerni kell természetesen az NN és az XX egyenesek helyzetét, azaz a kockázati prémium csökkenésének mértékét. Nem feltétlenül alakulhat ki a $T''T'$ -vel jellemzett görbe. Ha a $T'T'$ a megoldás, akkor az informált befektetők létezése csökkenti az árfolyam ugrásának mértékét, de nem tudja megszüntetni. A $T'T'$ görbének az ugrás előtt egyre meredekebbnek kell lennie, valószínűleg egy a függőlegessel vett érintési feltétel is levezethető. Közeledve az ugrás pontjához ugyanis az árfolyamváltozás várható értéke egyre nagyobb, hiszen a fundamentum véletlenül bolyong, s azonos valószínűséggel bekövetkező pozitív sokk esetén egy jelentős árfolyamgyengülés, negatív sokknál pedig „csak” a görbén történő árfolyam-erősödés következik be.

Ezen kritikának a modell kvalitatív következtetéseit nem változtatja meg, de gyengíti érvényüket. 1. Szabad lebegésnél az informált befektetők mérséklék az árfolyam változékonyságát, de az árfolyam változékonyság, mint hatékony devizapiaci lebegés esetén. 2. Árfolyamsávnál a modell feltette, hogy a hatóságok a sávot a kiváltó árak közé helyezik, azaz a $T'T'$ (vagy $T''T'$) görbe „görbe” részérét és nem az ugró részét metszi a sáv. A 1.10/b ábra TT görbéje értelemszerűen megváltoztatható a 1.11 ábrán látható módosítással mindkét irányban, a következtetés kvalitatív megváltoztatása nélkül.

1.3. Összegzés

A fejezet a sávós árfolyamrendszerek választásának gazdaságpolitikai vetületét és irodalmának fejlődését vizsgálta. A gazdaságpolitikai kérdésekhez áttekintettük az árfolyamrendszer választás legfontosabb szempontjait, és egy kis, nyitott gazdaság néző-

pontjából összevetettük a szabadon lebegő rendszereket a közbülső árfolyamrendszerekkel. Amellett érveltünk, hogy a sávós árfolyamrendszerek nem csupán egy részhalmozát adják a közbülső rendszereknek, hanem a két kifejezést szinonimaként is használhatjuk.

Minél merevebb egy árfolyamrendszer, annál szigorúbb feltételek teljesülése szükséges a hosszú távú fenntartásukhoz, ezért az egyoldalúan rögzített árfolyamok meglehetősen ritkák. Miután Magyarország sem alkalmaz rögzített árfolyamot, ezért az első alfejezetben a közbülső árfolyamrendszerek gazdaságpolitikai kérdéseire helyeztük a hangsúlyt. Megvizsgáltunk hat lényeges területet: a reálárfolyam egyensúlyi értékének, majd változékonyságának kérdését, a monetáris politika vitelének, valamint végső céljainak szempontjait, a véletlen megrázkódtatások témáját, és végül az árfolyamrendszereknek a spekulatív tőkeáramlásokra gyakorolt esetleges hatását. Az alfejezet levontuk azt a következtetést, hogy van létjogosultsága a közbülső árfolyamrendszereknek, így a sávós árfolyamrendszernek is. Nem volt fejezet célja ugyanakkor egy konkrét árfolyamrendszer elsőbbsége mellett érvelni. Meggyőződésünk szerint nem létezik minden kis, nyitott ország számára egységesen alkalmazandó árfolyamrendszer, sőt, egy adott ország esetén is időben változhatnak az árfolyamrendszer választásának szempontjai.

Magyarországon például a stabilizációs program részeként bevezetett csúszó árfolyamrendszertől elsősorban azt várták, hogy hozzásegít a monetáris politika hitelességének növeléséhez, nominális horgonyt teremt az infláció csillapításához, és a versenyképesség fenntartásával, illetve tervezhetőségével segíti a fizetési mérleg hiányának csökkentését, a külső finanszírozási problémák elkerülését. Mivel az optimális leértékelési ütem (amely nem vezet sem túlzott reálfelértékelődéshez és ezért árfolyamválsághoz, sem alulértékelt reálárfolyamhoz és ezért lassabb dezinflációhoz) meghatározása csak jelentős bizonytalansággal tervezhető és a tapasztalatok alapján az ambiciózus antiinflációs kísérletek gyakran kudarcba fulladtak, a rendszer bevezetésekor célszerűbb lehet a közép-távú fenntarthatóságnak nagyobb súlyt adni. Ebből azonban az is következik, hogy az árfolyamrendszer többéves működése után a különböző szempontok súlyozása megváltozhat. Egy olyan makrogazdasági helyzetben, amikor a monetáris politika hitelessége jelentősen növekedett, a reálgazdaság strukturális átalakulása kevesebb bizonytalansági tényezőt hordoz, a bankrendszer, a hitel- és származékos-piacok, illetve a pénzügyi rendszer szabályozása megfelelően működik, és a külső/belső egyensúlytalansági helyzetek mérséklődtek, akkor a monetáris politika vitelében az inflációs cél súlya

nővekedhet, ezért felmerülhet a korábban sikerrel alkalmazott árfolyamrendszer bizonyos megváltoztatása.

A fejezet második alfejezetében a sávós árfolyammodellek irodalmának fejlődését vizsgáltuk. A fejezet során kiemelt hangsúlyt helyeztünk arra, hogy a modellek kiinduló feltételeit pontosan számba vegyük, valamint arra, hogy a közgazdasági mondanivaló ne vesszen el a magas szintű technikák részleteiben.

A *Krugman-féle* alapmodellnél például rámutattunk arra, hogy a kezdeti negatív empirikus eredmények a kiinduló modell-feltevések empirikus nem teljesülésének, és nem a modell közgazdasági vagy logikai hibájának következménye. A kezdeti negatív eredmények után például születtek olyan tanulmányok, amelyekre teljesültek a modell bizonyos következtetései. A disszertáció következő fejezetében pedig be fogjuk mutatni, hogy a magyar árfolyamsávra is teljesült a modell több előrejelzése.

A kiinduló modell-feltevések empirikus nem teljesülése miatt négy fő csoportra osztva tárgyaltuk a továbbfejlesztéseket. A kiinduló monetarista árfolyam-modell módosításainál áttekintettük, hogy a ragadós árak feltételezése az alapmodell számos következtetését megtartja, ugyanakkor olyan perdikciókhoz is vezet, amelyek jobban összhangban állnak a megfigyelt folyamatokkal. Utóbbi következtetés természetesen minden további modellre is érvényes, hiszen ezeket éppen azért fejlesztették ki, hogy a valóságot jobban magyarázzák.

Sávós árfolyamoknál gyakoriak voltak a sávon belüli intervenciók az EMS-nél és a skandináv államoknál. A sávon belüli intervenciók modelljeit röviden ismertettük, mert az intervenciós politikák titkossága miatt az erre vonatkozó feltevéseket *ad hoc* feltevéseknek találtuk, ugyanakkor ezen feltevéseknek döntő szerepe van a modell megoldásánál. Másrészt ezen modellek elsősorban arra alkalmasak, hogy elméletileg magyarázatot adjanak a megfigyelt jelenségekre, de empirikusan tesztelhető hipotézist alig fogalmaznak meg.

A sávós modellek kiterjesztésének egy harmadik fontos irányaként áttekintettük a hatékony devizapiacok feltételének feloldásának egy modelljét. Egyet értettünk a szerzőkkel abban, hogy ezen módosítása az alapmodellnek fontos, mert a devizapiacok gyakran irracionális mozgásokra képesek és az árfolyamsávok bevezetésének egyik fő motívuma éppen ezen mozgások elkerülése volt. Erre a problémára a gazdaságpolitikai alfejezetben is felhívtuk a figyelmet és Izrael közelmúltbeli tapasztalatai alapján példát is mutattunk, valamint idéztünk hasonló következtetést levonó tanulmányokat. Bár a modell levezetésében felfedeztünk egy hibát, megmutattuk, hogy ez a hiba a kvalitatív

következtetéseket bár gyengíti, de nem változtatja meg, és hangsúlyoztuk, hogy a sávós rögzítés előnyös tulajdonsága lehet az, ha az egyébként destabilizáló spekulációt kiküszöböli.

A negyedik fő továbbfejlesztési irányhoz a tökéletlen hitelesség modelljeit soroltuk. Az EMS árfolyamsávjainak többsége például nem volt hiteles és számos leértékelés történt alkalmazásának két évtizede alatt. A tökéletlen hitelességgel kapcsolatos elméletek és módszerek adják a legterjedelmesebb részét az irodalomnak, és ez a terület a disszertáció fő témaköre. Ezért a következő fejezetben az elérhető legszélesebb irodalmi bázis alapján elemezzük a hitelesség mérésével foglalkozó modelleket, és egyidejűleg alkalmazzuk őket a magyar forint árfolyamsávjának vizsgálatára.

2. FEJEZET

2. Árfolyamsávok hitelességének modellezése

A fejezet a sávosan rögzített árfolyamrendszerek hitelességét elemző irodalomról ad részletes összefoglalót és megvizsgálja, hogy az irodalomban kifejlesztet módszerek milyen következtetések levonását teszik lehetővé a magyar árfolyamsáv hitelességét illetően. A fejezetben mutatjuk be saját modelljeinket is a magyarországi csúszó árfolyamrendszer hitelességének vizsgálatára.

Tökéletlen hitelesség esetén pozitív a valószínűsége, hogy az árfolyamsáv elmozdul eredeti helyzetéből. A leértékelésre vonatkozó várakozások időben változóak lehetnek.

Alapvetően öt típusú feltevés található a leértékelési kockázatról.

1. a leértékelési kockázat konstans;
2. a leértékelési kockázat a sáv belsejében nulla és a szélén pozitív;
3. a leértékelési kockázat a sávközéptől vett távolság függvénye;
4. a leértékelési kockázat sztochasztikus és exogén;
5. a leértékelési kockázat sztochasztikus és endogén.

Ezek közül elsősorban a sztochasztikus leértékelési kockázatot tartalmazó modellekre koncentrálunk, hiszen ezek teszik leginkább lehetővé tesztelhető hipotézisek megfogalmazását.⁴⁸

A leértékelési várakozások empirikus elemzésére is szolgáló módszereket az alábbi csoportokba osztjuk. Az évszám előtti „J” jelzés arra utal, hogy a publikáció folyóiratban jelent meg, míg a „WP” jelölés az előzetes publikációnak számító munkafüzetet (*working paper, discussion paper, stb.*) jelzi.

- (1) A legegyszerűbb teszt (Svensson, J: 1990)

⁴⁸ Ugyanakkor konstans várakozások mellett is készültek inspiráló eredmények. Bertola–Caballero [1992] egy sokat hivatkozott cikkben például kimutatták, hogy ha erősek az árfolyam-változtatási várakozások, akkor a Krugman–modell *S*-görbéje elfordul, azaz egyre meredekebb lesz a sávszélekhez közel. Mivel a fundamentumokat egyenletes eloszlás jellemzi a sávon belül, az invertált *S*-görbe ahhoz fog vezetni, hogy a sáv közepén koncentrálódik az árfolyam.

- (2) Az eltolódással igazítás módszere (*Bertola–Svensson*, WP: 1991, J: 1993)
- (3) *Krugman–modell* változó leértékelési kockázattal (Werner J: 1995)
- (4) Opcióárazáson alapuló eljárás (*Campa—Chang*, WP: 1994, J: 1996)
- (5) Az árfolyam-eloszlás becslésén alapuló eljárás (*Koedijk–Stork–de Vries*, WP: 1993, J: 1999, *Malz*, J: 1996)
- (6) Rezsimváltós modell (*Gómez-Puig–Montalvo*, J: 1997)
- (7) Ugrásos modellek (*Vlaar–Palm* J: 1993, *Pesaran–Ruge-Murcia*, WP: 1995, *Bekaert–Gray*, WP: 1996)

Az első három eljárás feltételezi a fedezetlen kamatparitás teljesülését, míg az utolsó négy nem.

A forint árfolyam főbb jellemzőinek áttekintése után a modelleket a fenti sorrendben vizsgáljuk, és egyben adaptáljuk őket magyar adatokra (2.2-2.9 alfejezetek). A hazai adaptáláshoz több esetben is jelentősen módosítani kellett a modelleket. A forint csúszó árfolyamára kifejlesztett eljárásainkat is ebben a fejezetben mutatjuk be. A *Darvas* [1996a, 1996b] tanulmányokban kidolgozott módszert a fenti (3) modell után tárgyaljuk (2.5 alfejezet), mivel ez egyben alkalmas a fedezetlen kamatparitás tesztelésére is. A csúszó árfolyam csökkentésének valószínűségi modelljeit, valamint a kamatprémium fundamentális változókkal való elemzését a 2.10 alfejezetben ismertetjük. A 2.11 alfejezetben végezetül elemezzük, hogy a *Krugman*–modell és egyes kiterjesztései milyen mértékben alkalmazhatóak a magyar árfolyamsávra.

2.1. A forint árfolyamának főbb jellemzői

A modellek tárgyalása és az empirikus vizsgálatok előtt érdemes röviden kiemelni a forint árfolyamának főbb jellemzőit. A csúszó árfolyamrendszer bevezetése előtt és után alapvetően más folyamatok jellemezték a hazai devizapiacot. 1995. márciusa előtt a következő leértékelés időpontjának kitalálása és a kamatkülönbségből eredő veszteség minimalizálása volt a jellemző.

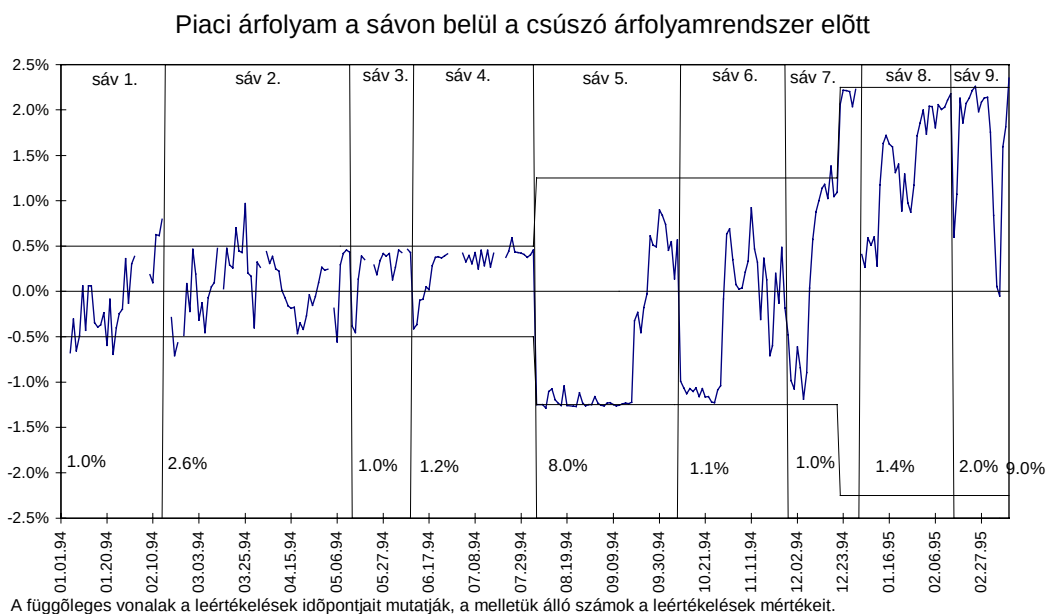
Az új árfolyamrendszer bevezetésekor a piaci várakozásokat többé-kevésbé kielégítő leértékelések utáni szokásos események történtek: a sáv erős szélére kerülő árfolyam és devizaeladás az MNB-nek. Egy átmeneti bizonytalanság után, amelyet a lakossági valuta-kivételi láz is fokozott, 1995 második felétől a forint melletti spekuláció vált jellemzővé, amelyet a javuló makrogazdasági mutatók miatt fokozódó belföldi és külföldi hitelességnövekedés, a kamatkülönbség, és a működőtőke folyamatos beáramlása segí-

tett elő. A nemzetközi pénzügyi válságok közül az 1998. augusztusi oroszországi árfolyamválság vezetett számottevő árfolyammozgásokhoz, az 1997-es ázsiai válságnak és az 1999. januári brazil leértékelésnek kisebb hatása volt csak. Ezen eseményeken kívül azonban nagyon közel alakult az árfolyam a sáv erős széléhez.

A forint árfolyam és a három hónapos kamatláb mintabeli eloszlásai hasonlóak az EMS országok árfolyamainak kvalitatív jellemzőihez: ferde és csúcsos az eloszlás, valamint a variancia időbeli változása figyelhető meg. Ugyanakkor a magyar esetben a ferdeség mérőszáma jóval magasabb értéket mutat az európai országokhoz viszonyítva, továbbá jelentős a különbség a magyar esetben a kiigazítható és a csúszó rögzítés időszakai között. A normális eloszlás nulhipotézisét tesztelő *Jarque–Bera* statisztika például 65892 volt a kiigazítható és 907 a csúszó árfolyam időszakában.

A piaci árfolyam sávon belüli helyzetét a 2.1-2.2 ábrák mutatják 1994-től 2001. március 2-ig napi adatok alapján.⁴⁹ Az ábrák alapján egyértelmű, hogy az árfolyam a mintaperiódus túlnyomó részében az erős sávszél közelében tartózkodott.⁵⁰

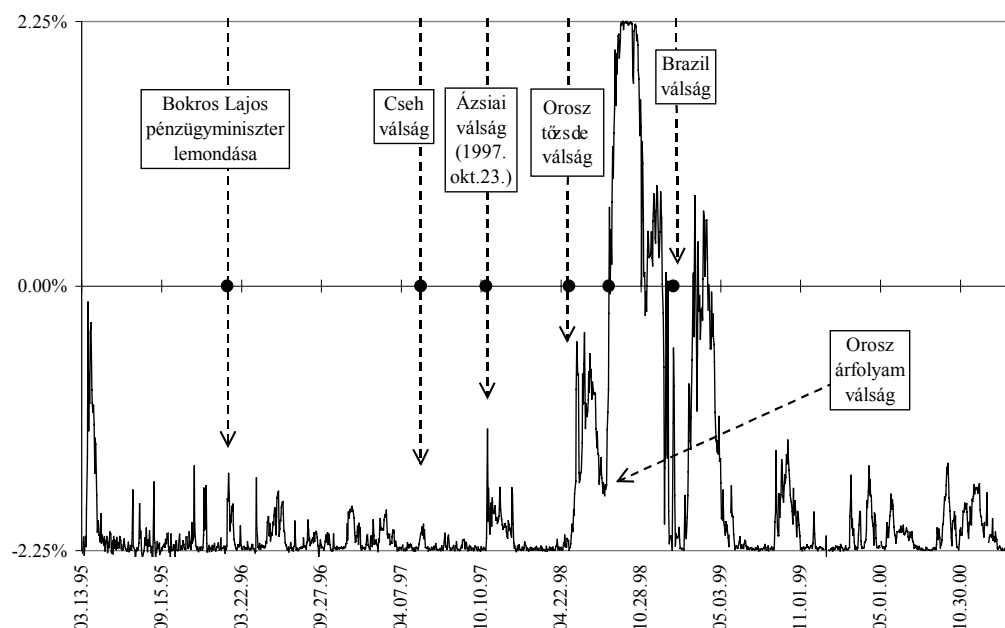
2.1. ábra: A piaci árfolyam a sávon belül a kiigazítható rögzítés időszakában, 1994. január – 1995. március



⁴⁹ Az MNB piaci árfolyamadatokat 1997. januárja óta publikál. Az ábrán látható piaci adatok forrása: 1994. január–augusztus: MNB belső adatbázis, 1994. augusztus – 1996 december: Budapesti Árutőzsde (BÁT) fixing, 1997. januártól: MNB fixing. A BÁT fixinget az MNB fixinggel megegyező módon készítették. Az adatok mérési hiba folytán időnként az árfolyamsávon kívül helyezkednek el.

⁵⁰ 1994. júniusáig az árfolyamsáv hivatalos szélessége csak $\pm 0,3$ százalék volt. Azonban a fenti ábrán látható, hogy a rendelkezésünkre álló adatok szerint a piaci árfolyam nagyon gyakran kívül volt ezen a

2.2 ábra: A piaci árfolyam a sávon belül a csúszó árfolyamrendszer idején, 1995. március 13. – 2001. március 2.



2.2. A legegyszerűbb teszt

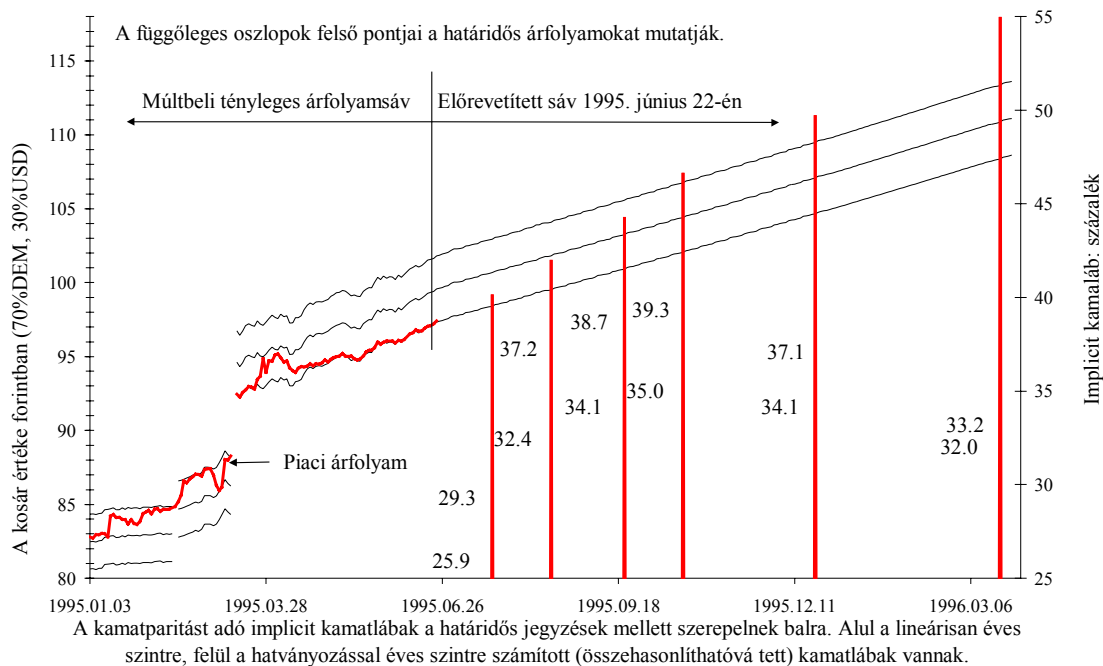
Az úgynevezett legegyszerűbb teszt (*the simplest test*) valóban néhány egyszerű azonosságot használ fel a hitelesség vizsgálatára. A módszernek több, egymással egyenértékű változata is van. Svensson [1991] eredetileg egy kamatfolyosót határozott meg, amelyen belül kell elhelyezkednie a kamatlábnak, ha a sáv teljesen hiteles és a „nincsen kihasználatlan arbitrázs lehetőség” feltétele teljesül. Ez egyszerűen abból következik, hogy amennyiben például a belföldi kamatláb magasabb lenne, mint a külföldi kamatláb és az árfolyam sávon belüli maximális lehetséges leértékelődésének összege, akkor tökéletesen hiteles árfolyamsáv esetén nem lenne érdemes lenne külföldi valutában megtakarítást tartani, a deviza-beáramlás viszont a belföldi kamatláb csökkenését idézné elő.

A módszer átfogalmazható a határidős árfolyamok vizsgálatára: ha a határidős árfolyam magasabb (leértékelődöttebb) a jövőbeli sáv felső részénél, akkor nem tökéletesen hiteles az árfolyamsáv. A 2.3 ábra például az 1995. június 22-i napon mutatja a forint múltbeli árfolyamsávját egy 70% márká – 30% dollár kosárhoz viszonyítva, az ezen a napon előrevetített árfolyamsáv értékét, valamint az ezen a napon kialakult jövőbeli határidős árfolyamokat és azok forint kamat tartalmát. A közelebbi határidők árfolyamai az előrevetített sávon belül, a távolabbiak azon kívül voltak, így a módszer alapján az

sávon. Az egyszerűség kedvéért az 1994. augusztusi tartó időszakot úgy kezeljük, mintha $\pm 0,5$ százalékos lett volna a szélesség (bár az év elején így találunk sávon kívüli megfigyeléseket).

következne, hogy a bejelentett árfolyamsáv csak három hónapra előretekintve volt hiteles.

2.3 ábra: A magyar forint múltbeli és előrevetített árfolyamsávja 70% márka – 30% dollár kosárhoz viszonyítva⁵¹, piaci és határidős árfolyamok, valamint a határidős árfolyamok kamattartalma 1995. június 22-én



Az eljárással egy 100 százalékos konfidencia intervallum is készíthető a leértékelési várakozásokra, amennyiben feltételezzük a fedezetlen kamatparitás hipotézisét is⁵², amint ezt *Lindberg–Söderlind–Svensson* [1993] bemutatta. Ez könnyen belátható az alábbiak alapján.

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

$$(25) \quad s_t = c_t + x_t ,$$

⁵¹ Az ábrán látható időszakban a hivatalos valutakosár a dollár mellett az ECU-ből, és nem a német márkából állt, ugyanakkor a Budapesti Árutőzsdén ekkor még nem volt ECU kontraktus. A márka/ECU keresztárfolyam változása indokolja azt, hogy a múltbeli sáv nem egyenes.

⁵² Mivel a fedezetlen kamatparitás lebegő árfolyamra vonatkozó tesztelése (a korábban említetteknek megfelelően) negatív eredményre vezettek, de ezen módszer, illetve a következő alfejezetben tárgyalandó, ún. eltolódással igazítás módszere is feltételezi a fedezetlen kamatparitást, ezért *Svensson* [1992a] egy külön cikket szentelt a kérdésnek. Elméleti vizsgálat alapján az adódott eredményül, hogy a paritás sávós árfolyam esetén jó közelítést jelent és az esetleges kockázati prémium nagyon alacsony.

ahol s_t az árfolyam logaritmusát, c_t a középárfolyam logaritmusát és x_t a középárfolyamtól való (közelítőleg százalékos) eltérést jelöli, amelyet a sávon belüli árfolyamnak nevezünk.

A fedezetlen kamatparitás teljesülése esetén azonos kockázatú eszközök közötti kamatkülönbség megegyezik a devizaárfolyam-változás várható értékével:

$$(26) \quad \frac{E_t[\Delta_k s_{t+k}]}{\tau} = r_t - r_t^* ,$$

ahol Δ_k a k periódusú differenciaképzés operátora, azaz $\Delta_k s_{t+k} = s_{t+k} - s_t$, $\tau = k/(\text{megfigyelések száma egy évben})$, r_t és r_t^* pedig az éves szintre átszámított belföldi és külföldi τ -éves kamatláb (napi adatok, három hónapos futamidő és évi 260 munkanap esetén például $k = 65$ és $\tau = 0,25$).

Az (25) azonosság mindkét oldalának k periódusra előretekintő feltételes várható értékét képezve, és (26)-et felhasználva, a sáv leértékelésére irányuló várakozás a kamatkülönbség és a sávon belüli árfolyamváltozás különbségeként becsülhető:

$$(27) \quad E_t[\Delta_k c_{t+k}]/\tau = r_t - r_t^* - E_t[\Delta_k x_{t+k}]/\tau .$$

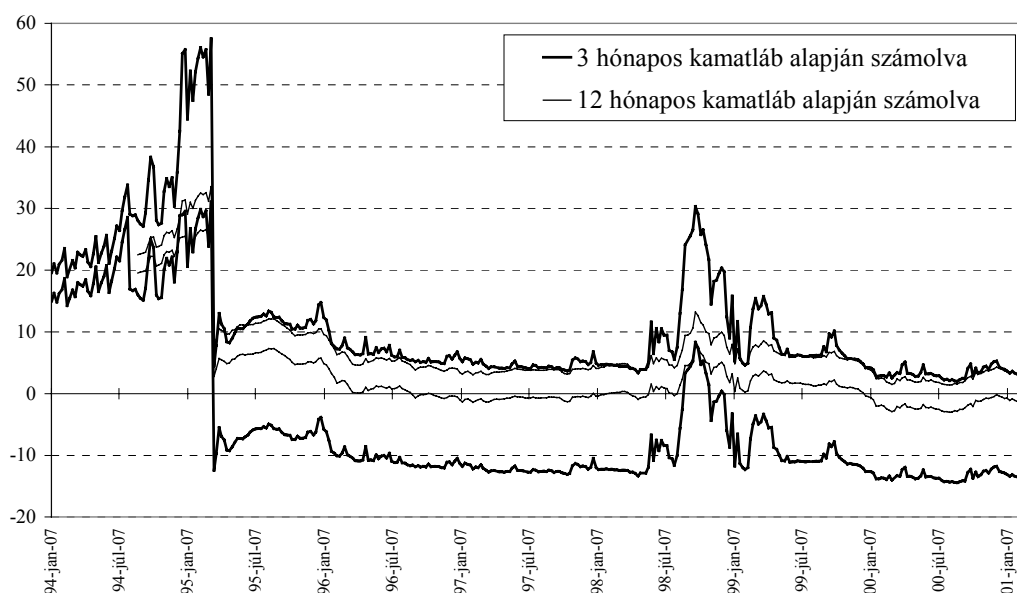
Az árfolyamsáv korlátozza a sávon belüli lehetséges elmozdulást, hiszen $\max\{E_t[\Delta_k x_{t+k}]\} = \bar{x}_{t+k} - x_t$ és $\min\{E_t[\Delta_k x_{t+k}]\} = \underline{x}_{t+k} - x_t$, ahol $\bar{x}_{t+k}$ és $\underline{x}_{t+k}$ a sáv felső és alsó széleit jelölik a $t+k$ időpontban. Ha még azt is feltételezzük, hogy a várakozások szerint a sáv szélessége nem fog változni, akkor

$$(28) \quad r_t - r_t^* - (\bar{x}_t - x_t)/\tau \leq E_t[\Delta_k c_{t+k}]/\tau \leq r_t - r_t^* - (\underline{x}_t - x_t)/\tau .$$

Például, legyen az egy éves kamatszint 20 százalékos és a sáv közepén a hazai valuta egy $\pm 2,25$ százalékos sávban. Ekkor a maximális sávon belüli fel- és leértékelődés egyaránt 2,25%, így — a fenti feltételek teljesülése esetén — a várt leértékelés maximum 22,25%, minimum 17,75% egy év alatt. Ugyanakkor éven belüli időtávokon igen szélesek lehetnek a leértékelésre felállított intervallumok, mivel a sávon belüli lehetséges elmozdulás értékei éves szintre számítva magasak lehetnek. Tekintsük például az egy hónapos időtávot. Az egy hónap alatt 2,25 százalékos maximális sávon belüli leértékelődési lehetőség éves szinten 27 százalék ($2,25/(1/12) = 27$), így ezt levonva és hozzáadva a havi kamatláb éves szinten mért értékéhez rendkívül széles intervallumok adódnak.

A módszernek a magyar árfolyamsávra való alkalmazását mutatja a 2.4 ábra három hónapos és egy éves kamatlábakat használva. A csúszó árfolyamrendszer időszakában a kamatkülönbségnek az előre bejelentett leértékeléssel csökkentett értékéből indultunk ki.⁵³

2.4 ábra: A várható leértékelés 100%-os konfidencia intervalluma a legegyszerűbb teszt alapján, 1994. január 7. – 2001. március 2.



Megjegyzés: a görbék a bejelentetten kívüli "várokozások" alsó és felső határait mutatja

A két várokozási sáv felső pontjai akkor vannak közel egymáshoz, ha az árfolyam az árfolyamsáv alsó szélén van, hiszen ekkor nincsen lehetőség sávon belüli felértékelődésre. Ekkor ezen felső határ a kamatkülönbség bejelentett leértékeléssel csökkentett értékével, azaz a kamatprémiumnak nevezett változóval egyezik meg. Minkét várokozási sáv nagyfokú hiteltelenségre utal a csúszó leértékelés előtti időszakban és az orosz válság idején. A csúszó árfolyam időszakában az egy éves kamatlábból számított várokozási sáv szinte végig a hitelesség hiányára utal, míg a három hónapos kamatláb alapján számolt várokozási sáv olyan széles, hogy nem lehet segítségével határozott következtetést levonni az időszak nagy részében.

A módszernek tehát két fontos feltevése van: a sáv szélesség változatlanságára vonatkozó várokozások és a fedezetlen kamatparitás teljesülése. Az első feltevés statisztikai

⁵³ A számításokhoz a ténylegesen megvalósult csúszó leértékelést használtuk. Többnyire 2-4 hónappal előzte meg a hivatalos bejelentés a leértékelési ütemcsökkentéseket, így a három hónapos kamatláb alapján számolt várokozási sáv jó közelítéssel a csúszó leértékelésen túli várokozásokat mutathatja (amennyiben természetesen a módszer feltételei fennállnak). Az egy éves kamatlábból számolt hitelességi sáv viszont azt a pótlólagos feltevést is hordozza, hogy a piaci szereplők torzítatlanul jelezték előre ezen az időtávon a leértékelési ütem megváltoztatásait.

kai adatok alapján nem tesztelhető. Az EMS-nél utólagosan tekintve az adatokra talán elfogadható feltevésnek tűnik azon hat valutánál, amelyek a kezdetektől $\pm 2,25$ százalékos sáv szélességet alkalmaztak. A többi EMS valutánál, amelyek ± 6 százalékos sávval csatlakoztak a rendszerhez, azonban akár jelentősek is lehettek a sáv szélességre megváltoztatására vonatkozó várakozások, hiszen a $\pm 2,25$ százalékos sáv jelentette az EMS „normális” működését, amelyet az is mutat, hogy az olasz lira esetén is erre a szélességre szűkítették a sávot. A skandináv államokban többször is előfordultak sáv szélességváltoztatások, Finnországban például mind sáv szélesítés, mind sáv szűkítés következett. Hazánkban két sáv szélesítés volt 1994-ben, a csúszó rendszer időszakában pedig gyakori téma volt a sáv szélesség kérdése. Számos külföldi pénzügyi befektető és elemző cég kiadványaikban gyakran jósolták az árfolyamsáv kiszélesítését (például *Goldman Sachs*), amely hatást gyakorolhatott a jelentős befektetési állománnyal rendelkező külföldiek várakozásaira. A belföldi sajtóban is időről időre vitatémává vált a sáv kiszélesítésre, részben a pénzügyminiszterek időnkénti bejelentéseire alapozva, bár az utóbbiak nyomán kialakuló spekulációkat a jegybankelnöki tagadó nyilatkozatok általában lehűtötték. Statisztikai adatok híján azonban csak szubjektíven lehet állást foglalni ezen feltevés megalapozottságáról.

A kamatparitás–kamatprémium kérdése azonban tesztelhető, sőt megítélésünk szerint ez kiemelten fontos területe a sávos árfolyamok vizsgálatának, így erre a későbbiekben visszatérünk mind az EMS országok, mind pedig a magyar eset elemzéseinél.

2.3. A Bertola–Svensson–modell és az eltolódással igazítás módszere

A hivatkozások és alkalmazások tekintetében az eltolódással igazítás módszere (*drift-adjustment method*) kiemelkedik az empirikus eljárások közül. A módszert Bertola–Svensson [1991] fejlesztette ki – ez a CEPR-munkafüzetként megjelent első változata Bertola–Svensson [1993]-nak –, majd számos cikk alkalmazta az eljárást különböző fejlett és fejlődő országokra.⁵⁴ Ezek szerzői szerint az empirikus eredmények alátámasztják a Bertola–Svensson-szerzőpáros által kidolgozott elméleti modellt.

⁵⁴ Lásd például Avesani–Gallo–Salmon [1995], Caramazza [1993], Chen–Giovannini [1997], Frankel–Phillips [1992], Helpman–Leiderman–Bufman [1994], Jeane–Masson [2000], Knot–de Haan [1995], Lindberg–Söderlind [1994], Lindberg–Söderlind–Svensson [1993], Mizrach [1995], O'Donnell [1995], Soderstrom–Stenfors [1995], Rose–Svensson [1994], Rose–Svensson [1995], Svensson [1993], Thomas [1994]. A magyar nyelvű irodalomban Mikolasek [1998] szintén ezt a módszert alkalmazta a forint árfolyamára.

Az elméleti modellben *Bertola–Svensson* feltételezték az árfolyam-változtatásokról, hogy az exogén, sztochasztikus, és véletlen bolyongást folytat. A modell új ötlete abban áll, hogy a monetarista modell fundamentális (makrogazdasági) változói mellett a leértékelési kockázatot is figyelembe kell venni a fundamentális változók között. Így állításuk szerint a fundamentális változó újradefiniálásával továbbra is megőrizhető a modell eredeti formája, csak nem az árfolyamot, hanem a sávon belüli árfolyamot kell ábrázolni az új (összetett) fundamentum függvényében.

Az összetett fundamentális változót a következőképpen definiálják (lásd például *Rose–Svensson* [1995] 192–193. o.):

A fedezetlen kamatparitás feltételezése esetén az (eredeti) fundamentális változóra a (13) monetarista alapegyenletből következően a (29) becslés adható:

$$(29) \quad \hat{f}_t = s_t - \hat{\gamma} \delta_t,$$

ahol $\hat{f}_t$ a monetarista modell fundamentálisainak $(m_t + v_t)$ becslése, $\delta_t \equiv r_t - r_t^*$ jelöli a kamatkülönbséget, $\hat{\gamma}$ pedig egy tipp vagy egy becslés γ -ra.

Korábbi empirikus vizsgálatok azt találták, hogy az árfolyamot a (29) összefüggés által becsült fundamentális változó függvényében ábrázolva nem teljesülnek a *Krugman*–féle sávós árfolyammodell következtetései.⁵⁵ A *Bertola–Svensson*-modell erre a problémára azt a megoldást szorgalmazza, hogy valójában két fundamentális változó van: a „rég” (f) mellett a várt leértékelést (l) is figyelembe kell venni. A modell a (30) árfolyamfüggvényt állítja fel:

$$(30) \quad x_t = \varphi_t + \gamma E_t(\Delta_k x_{t+k}), \quad \gamma > 0,$$

ahol x_t a sávon belüli árfolyam, és φ_t az aggregált fundamentális változó. Utóbbit a (31) összefüggéssel definiálják:

$$(31) \quad \hat{\varphi}_t \equiv \hat{f}_t - c_t + \hat{\gamma} \hat{l}_t$$

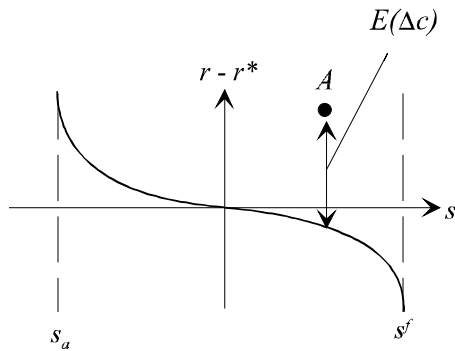
ahol az $\hat{f}_t$ becslés a (29) egyenlet, az $\hat{l}_t$ becslés pedig az eltolódással igazítás módszere alapján adódik (lásd később). A (30) egyenletben az a periódusra előretekintő várakozá-

⁵⁵ Ezen következtetést *Flood–Rose–Mathienson* [1991] vonta le, a későbbi irodalom azonban az eljárás számos negatívumára mutatott rá.

sokra azért van szükség, mert a szerzők a napi megfigyelési egységnél hosszabb időtávra szándékozzák a leértékelési várakozásokat vizsgálni.

A fundamentumok fenti definiálásával kimutatták, hogy a sávon belüli árfolyam és az összetett — a leértékelési várakozásokat is magában foglaló — fundamentum között az S -görbe alakzatú összefüggés adódik. Ezért az árfolyamot az eredeti fundamentumok függvényében ábrázolva nem (feltétlenül) adódik S -görbe. Bár az árfolyam sávon belüli leértékelődésének várható értéke továbbra is negatív kapcsolatban áll az árfolyam sávon belüli helyzetével, a kamatkülönbséget és az árfolyam sávon belüli helyzetek függvényében ábrázolva sem (feltétlenül) adódik negatív meredekségű görbe. Ezt szemlélteti a 2.5 ábra.

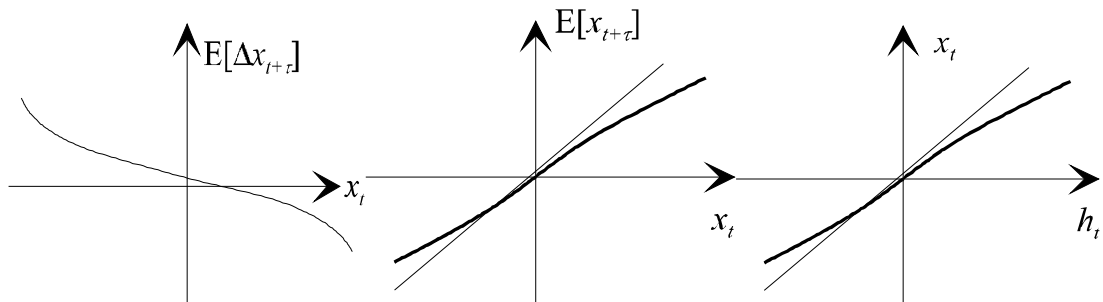
2.5 ábra: A megfigyelt kamatkülönbség eltérése a tökéletesen hiteles modell által implikálttól



Forrás: Svensson [1992b] 3. ábra, 127. old.

A Bertola–Svensson modell következtetései három ábrán foglalhatóak össze.

2.6–2.7–2.8 ábrák: A Bertola–Svensson modell következtetései



Forrás: Bertola–Svensson [1993], 693-7. és 708-9.o., Rose–Svensson [1995], 179, 181, 194.o.

A 2.6 ábra az úgynevezett várható értékhez tartás (*mean reversion*) hatását mutatja: ha a sávon belüli árfolyam erősebb a középárfolyamnál, akkor a várakozások szerint az árfolyam le fog értékelődni, és fordítva a sávközépnél gyengébb árfolyam esetén. A 2.7 ábra a sávon belüli árfolyam függvényében mutatja a jövőbeli sávon belüli árfolyam

várt értékét. A 2.8 ábra a fentiekben definiált összetett fundamentum függvényében mutatja a sávon belüli árfolyamot. A 2.7 és 2.8 ábrákon a vékony vonal a 45°-os egyenest jelöli. A 2.8 ábra tehát azt tükrözi, hogy az összetett fundamentum függvényében alakul ki mézesheti hatás.

A modell empirikus vizsgálatára fejlesztették ki az eltolódással igazítás módszerét (*drift-adjustment method*), amelynek segítségével azt vizsgálták, hogy az empirikus adatok alátámasztják-e a 2.6-7-8 ábrákon látható összefüggéseket, továbbá előrejelzéseket készítettek a leértékelési várakozásokra. Néhány oldalas algebrai levezetés után az eltolódással igazítás módszerének kidolgozói arra a következtetésre jutnak, hogy elég-séges a sávon belüli árfolyam-várakozásokra becslést adni annak érdekében, hogy a le-értékelési várakozások becsülhetők legyenek.

A kiindulópont megegyezik a legegyszerűbb teszttel, azaz a fedezetlen kamatparitás esetén érvényes (27) egyenlettel. Jelen módszer egyszerű regressziókat illeszt a sávon belüli árfolyamra, a becsült egyenletet felhasználva előrejelzéseket készít, majd az elő-rejelzést kivonva a kamatkülönbségből származtatja a sáv leértékelésére vonatkozó vá-rakozásokat. *Bertola–Svensson* azért nevezték a módszert „eltolódással igazításnak”, mivel a kamatlábat igazítják, azaz csökkentik (növelik) a sávon belüli várható árfolyam-leértékelődéssel (felértékelődéssel), és így kapják a leértékelési várakozásokat. Számos alkalmazásnál nem a pontbecslést, hanem a sávon belüli árfolyam előrejelzésének 95 százalékos konfidencia intervallumát vonják le a kamatkülönbségből, és így a várt leér-tékelésre származtatnak egy 95 százalékos konfidencia intervallumot.

A sávon belüli árfolyamra illesztett egyenlet az alábbi általános formájú:

$$(32) \quad x_{t+k} = \beta'_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t^2 + \beta_3 x_t^3 + \beta'_4 \mathbf{Z}_t + u_{t+k}$$

ahol a $\mathbf{Z}_t$ vektor tartalmazhatja a hazai és külföldi kamatlábakat, más EMS-devizák sá-von belüli helyzetét, illetve további változókat, a β_0 vektor a leértékelések után változó konstans, azaz vakváltozók átfedés nélküli sorozata,⁵⁶ amellyel a leértékelések közötti időszakok különbségeit próbálták megragadni. Mivel egy leértékeléskor a sávon belüli árfolyam rendszerint jelentősen változik, nevezetesen a sáv gyenge feléről az erős szélre kerül⁵⁷, ezért a legtöbb, három hónapnál nem hosszabbra előretekintő alkalmazásnál a leértékelések előtt k számú megfigyeléseket kihagytak a mintából, és így a származtatott

⁵⁶ Az első vak változó eggyel egyenlő az első leértékelésig, és nulla azt követően, a második vak változó eggyel egyenlő az első és második leértékelés között, és nulla különben, stb.

⁵⁷ A magyar árfolyamsávot mutató 2.1 számú ábrán is megfigyelhető ez a jelenség.

mutató nem önmagában a középárfolyam leértékelését, hanem a leértékelés és a sávon belüli ugrás együttesét mutatja.⁵⁸ A módszer kidolgozói azért a -periódusra előretekintő modellt becsültek, mert k -periódusra kívántak előrejelzéseket készíteni, napi adatoknál például $k=65$ és $k=260$ jelenti a három hónapos és az egy éves időtávot (a munkanapok számát). Ezzel viszont az úgynevezett átfedő megfigyelések (*overlapping observations*) problémájával szembesültek a szerzők, amely a hibatag autokorreláltsághoz vezet. A standard hibák számításakor ezért a Newey–West [1987] által javasolt kovariancia mátrix becslőeljárást alkalmazták. A módszer segítségével az EMS országokra levont következtetéseket az értekezés következő fejezetében diszkutáljuk, annyit azonban megjegyzünk, hogy specifikációs analízis nélkül, pusztán a becsült paraméterek Newey–West hibákkal számolt t -hányadosai és az R^2 alapján ítélték a becsült egyenleteket statisztikailag megfelelőnek.

A magyar árfolyamsávra vonatkozó alkalmazást bonyolítja, hogy 1994 januárjától 1995 márciusáig 8 leértékelés történt, így 9 *dummy* változót kellene ezen viszonylag rövid időszakra alkalmazni. A *dummy*-k alkalmazásának fő motivációja az egyes időszakok eltérő jellemzőinek megragadása, a magyar esetről azonban joggal feltételezhetjük, hogy a viszonylag sűrűn bekövetkezett kismértékű leértékelések nem változtatták meg jelentősen az árfolyam eloszlását. A csúszó leértékelést megelőzően egy nagyobb mértékű leértékelés történt 1994 augusztusában (8%), amellyel egyidejűleg a sáv kiszélesítése is bekövetkezett. Ezen kívül még egy sávszélesítés történt 1994 decemberben. Mivel a sávszélesítések alapvetően megváltoztatták a sávon belüli árfolyam eloszlását, ezért az 1994 január 1995 március időszakra három *dummy* változót alkalmazunk, amelyek a három különböző sáv szélesség időszakában vesznek fel 1-es értéket.⁵⁹

Heti adataink mellett a három hónapra vonatkozó előretekintés 13 időegységet jelent, így x_{t+13} volt a bal oldali változó. Magyarázó változóként a sávon belüli helyzetet, annak négyzetét és köbét, valamint a belföldi és a német három hónapos kamatlábat használtuk.

⁵⁸ Ugyanakkor azon alkalmazásoknál, ahol egy évre előretekintő várakozásokat becsültek, ezt a megkülönböztetést nem tették meg, hiszen ekkor egy-egy év elhagyása minden leértékelés előtt a mintaelemszám nagy részének elhagyásához vezetett volna.

⁵⁹ Természetesen nem gondoljuk azt, hogy egy *dummy* változó képes megfelelően megragadni az eloszlás megváltozását a sáv kiszélesítése után, hiszem ez alapvetően a cenzorálási értékek kitolódását jelentette, és feltehetően a magasabb momentumok megváltozását is maga után vonta. Azt azonban feltételezzük, hogy a két sávszélesítés jelentősebb hatást gyakorolt az árfolyamok eloszlására, mint a sok kismértékű leértékelés, különösen, hogy az első sávszélesítés egybeesett az 1994. augusztusi 8 százalékos leértékeléssel.

Mivel a sávon belüli árfolyam a sávon belül van, eloszlása cenzorált, ezért a klasszikus legkisebb négyzetek módszere (*KLNM*) torzított becslést ad. Összehasonlításként az egyenletekre az úgynevezett *Tobit*-modellt is illesztettük, bár ez sem jelent a mi esetünkben megfelelő megoldást. A *Tobit*-modell ugyanis abban az esetben ad konzisztens becslést a vizsgálandó paraméterekre cenzorált eloszlású endogén változó esetén, ha a magyarázó változók nem cenzoráltak.⁶⁰ Nevezetesen, ha a változók közötti kapcsolatot az alábbi lineáris egyenlet jellemzi,

$$(33) \quad y_t^* = \beta' Z_t + \sigma \varepsilon_t,$$

ahol y_t^* egy endogén változó, ε_t adott eloszlású (például standard normális) fehér zaj és σ a varianciát skálázó paraméter, de az endogén változó csak bizonyos értékek esetén figyelhető meg, azaz

$$(34) \quad y_t = \begin{cases} \underline{y}_t & \text{ha } y_t^* \leq \underline{y}_t \\ y_t^* & \text{ha } \underline{y}_t < y_t^* < \bar{y}_t \\ \bar{y}_t & \text{ha } \bar{y}_t \leq y_t^* \end{cases},$$

ahol $\underline{y}_t$ és $\bar{y}_t$ a cenzorálási pontokat jelző értékek, akkor y_t^* -t cenzorált változónak nevezzük. Ekkor a likelihood függvény logaritmusa:

(35)

$$\ln(L) = \sum_{I(y_t^* \leq \underline{y}_t)} \ln F\left(\frac{\underline{y}_t - \beta' Z_t}{\sigma}\right) + \sum_{I(\underline{y}_t < y_t^* < \bar{y}_t)} \ln f\left(\frac{y_t - \beta' Z_t}{\sigma}\right) + \sum_{I(y_t^* \geq \bar{y}_t)} \ln \left(1 - F\left(\frac{\bar{y}_t - \beta' Z_t}{\sigma}\right)\right)$$

ahol az összegzés t -szerint történik és $I(\cdot)$ a jelzőfüggvényt jelenti, amely 1-es értéket vesz fel, ha a feltétel igaz, és nulla különben, F és f pedig ε_t sűrűség és eloszlásfüggvénye.

Bár a forint árfolyama számos alkalommal az árfolyamsáv alsó szélén volt, amely MNB intervencióhoz is vezetett, a hét utolsó napjának MNB fixingje (amelyet mi a számításainkhoz felhasználtunk) viszonylag ritkán jelzett -2,25 százalékos értéket. A fixinget a 11 órás árfolyamok alapján állapítják meg. Közgazdaságilag azonban sáv szélinek kell tekinteni az árfolyamot, ha az adott héten volt devizapiaci intervenció, még

⁶⁰ Tudomásunk szerint cenzorált változók autoregresszív becslésének elmélete nincsen kidolgozva. A számításokat úgy is elvégeztük, hogy kihagytuk azon megfigyeléseket, ahol a magyarázó változó a sáv szélén volt, így a megfigyelések száma közel a felére csökkent. A paraméterbecslések abszolút értékei magasabbak, de közelítőleg arányosan magasabbak és azonos előjelűek voltak, viszont nem lettek szignifikánsak.

akkor is, ha pénteki fixing mondjuk $-2,22$ százalékot mutatott. Ezért a cenzorált becslést úgy is elvégeztük, hogy a mintát $\pm 2,20$ százaléknál cenzoráltuk, azaz minden $2,20$ és $2,25$ százalék közötti megfigyelés helyére $2,20$ -at írtunk.

Az illesztett modellek főbb statisztikáit a *2.1 táblázat* mutatja. A sávon belüli helyzet (első hatványa) egyik végső specifikációkba sem került be, a harmadik hatvány azonban mindegyik esetben megfelelő változónak bizonyult. A különböző hatványra emelt sávon belüli helyzet változók között nagyfokú multikollinearitás lehet, különösen az első és a harmadik hatvány között. Ezért gyakran előfordult, hogy a három közül egyik sem bizonyult szignifikánsnak, ugyanakkor a *Wald*-teszt elvetette azt az együttes hipotézist, hogy mindhárom paraméter nulla. A korlátozatlan becslések során a harmadik hatvány a másodikhoz képest mindig közelebb állt ahhoz, hogy szignifikáns legyen, és némileg jobb illeszkedést mutatott az egyenlet, ha az első hatványt hagytuk el ahhoz képest, mint amikor a harmadikat.

A külföldi kamatláb paraméterének kivételével a becsült paraméterek szignifikánsnak tűnnek, és a kamatláb előjele helyes: a belföldi kamatláb emelkedése erősíti a forintot. A KLNMBecsléseknél az R^2 is megfelelőnek látszik (mivel x_t stacionárius, ezért a differenciára, azaz az $x_{t+13}-x_t$ magyarázó változóra felírva az egyenletet is hasonló – enyhén magasabb – R^2 adódott).

A specifikációs analízist elvégezve azonban határozottan elvethető a modell. Nincsen olyan specifikációs teszt, amelynek nem kedvezőtlen lett volna az eredménye a modellre nézve. A táblázatban is látható *Durbin–Watson* statisztika mellett megvizsgáltuk az autokorreláció LM tesztjét, a függvényforma helyességére vonatkozó *Ramsey*-féle ún. *reset* tesztet, a hibatagok normalitását, a heteroszkedaszticitást, és a strukturális törésekre vonatkozó különböző teszteket: mindegyik rendkívül szignifikánsnak bizonyult. Ennek egyik oka a modellben levő erős autokorreláció lehet, mivel számos teszt érzékeny az autokorreláció jelenlétére. Az autokorreláció egyik előidézője – mint korábban említettük – az átfedő megfigyelések alkalmazása, ezért az EMS országoknál is valószínűsíthetően a specifikációs tesztek a modell elvetéséhez vezettek volna.

2.1 táblázat: A sávon belüli árfolyamra illesztett egyenletek az eltolódással igazítás mód-szere alapján ⁽¹⁾

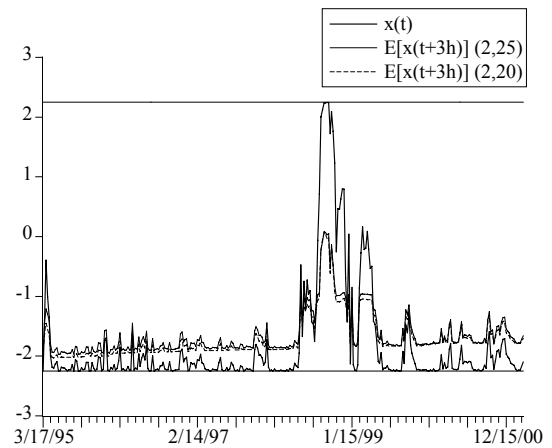
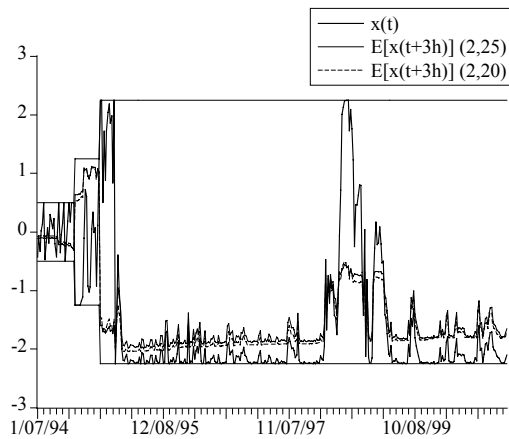
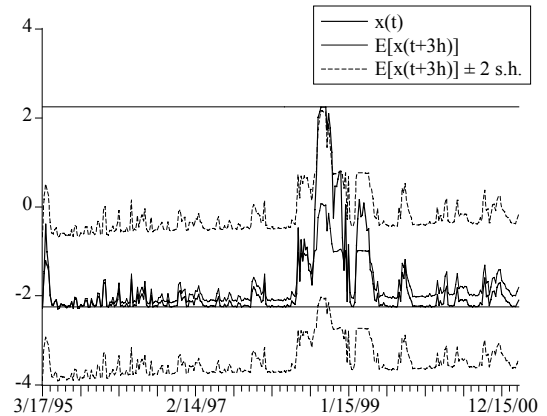
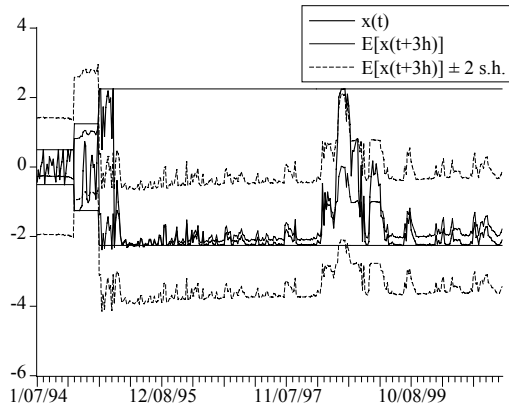
	1994. január – 2001. március			1995. március – 2001. március		
	<i>KLNM</i>	<i>Tobit (1)</i>	<i>Tobit (2)</i>	<i>KLNM</i>	<i>Tobit (1)</i>	<i>Tobit (2)</i>
x_t^2		-0,127 (-2,91)	-0,135 (-2,10)			
x_t^3	0,092 (3,19)	0,069 (5,15)	0,094 (4,77)	0,095 (3,18)	0,096 (9,39)	0,121 (7,37)
r_t	-0,014 (-2,01)	-0,015 (-2,02)	-0,030 (-2,60)	-0,012 (-1,78)	-0,015 (-2,03)	-0,031 (-2,53)
$D(0,5)$	0,073 (0,28)	0,132 (0,54)	0,524 (1,43)			
$D(1,25)$	1,444 (3,72)	1,596 (5,38)	2,135 (4,79)			
$D(2,25)$	-1,942 (-5,26)	-1,388 (-3,46)	-1,109 (-1,87)			
D_CS	-0,783 (-1,95)	-0,454 (-2,34)	-0,380 (-1,30)	-2,796 (-1,96)	-0,760 (-4,70)	-0,714 (-2,73)
<i>SKÁLA</i>		0,845 (25,62)	1,175 (18,82)		0,818 (23,95)	1,215 (16,58)
N	361	361	361	299	299	299
$\bar{R}^2$	0,514			0,244		
DW	0,423			0,208		
SE	0,819	0,827	0,805	0,804	0,828	0,809
$SD(x_t)$	1,175	1,175	1,164	0,925	0,925	0,915
AIC	2,455	2,506	2,428	2,411	2,431	2,347
BIC	2,519	2,692	2,515	2,448	2,180	2,396
$N(b)$		18	146		11	138
$N(nc)$		335	202		288	157
$N(j)$		8	13		0	4

Megjegyzések. A mintaperiódus 374 heti megfigyelést tartalmaz 1994. január 7. és 2001. március 2. között; a felhasznált minta 13-mal csökken az előretekinítés miatt. Függő változó: x_{t+13} , ahol x_t a sávközéptől mért százalékos eltérés 100 szorosa. *Tobit (1)*: *Tobit*-modell a tényleges adatokra; *Tobit (2)*: *Tobit*-modell $\pm 2,20\%$ -nál csonkítva a mintát; $D(0,5) - (1,25) - (2,25)$: nem átfedő *dummy* változók, amelyek a konstans változását reprezentálják a különböző sáv szélességeknél a kiigazítható rögzítés időszakában; D_CS : konstans a csúszó árfolyam időszakában; *SKÁLA*: a *Tobit*-modell skálatényezője; N : a ténylegesen használt minta hossza; $\bar{R}^2$: korrigált determinációs együttható; DW : *Durbin–Watson* statisztika; SE : a becslés standard hibája; $SD(x_t)$: a függő változó szórása; AIC : *Akaike* információs kritérium; BIC : *Schwarz* információs kritérium; $N(b) - N(nc) - N(j)$: balról cenzorált — nem cenzorált — jobbról cenzorált megfigyelések száma. A becsült paraméterek alatt a t -hányadosok szerepelnek (a *KLNM*-nél *Newey–West* konzisztens standard hiba becsléssel számítva).

2.9 ábrák: A sávon belüli árfolyam előrejelzése az eltolódással igazítás módszere alapján

1994. január 7. – 2001. március 2.

1995. március 17. – 2001. március 2.



Megjegyzések. A két felső ábra a *KLNM*, a két alsó a *Tobit*-modell alapján készült az 1994-2000-es időszakra (bal oldal), valamint a csúszó leértékelés időszakára (jobb oldal), a 2.1 táblázatban bemutatott becslések alapján. *s.h.*: az előrejelzés standard hibája; (2,25): eredeti adatok alapján; (2,20): $\pm 2,20$ százaléknál csökkentett adatok alapján.

A *KLNM* és *Tobit* paraméter-becsléseket összevetve elsősorban a kamatlábnál látunk különbségeket, különösen a $\pm 2,20$ százaléknál csökkentett mintánál — itt a paraméterek abszolút értékben közel 50 százalékkal magasabbak. A skála paraméter erősen szignifikáns. Ezek a cenzorálás fontosságára hívják fel a figyelmet.

Érdeemes ugyanakkor azt is megvizsgálni, hogy a fentiekben megkritizált modell milyen előrejelző képességgel rendelkezik. A 2.9 ábra felső két részábrája a *KLNM*, az alsó kettő a *Tobit* modellek előrejelzéseit mutatja, mind a teljes mintaperiódusra (bal oldali ábrák), mind a csúszó leértékelési részidőszakára illesztett egyenletek alapján (jobb oldali ábrák). Egy adott t időpontnál a $t+13$ -ra vonatkozó előrejelzések láthatóak, így ha az előrejelzések pontosságát akarjuk nézni, akkor a t időpontban látható előrejelzést kell összevetni a $t+13$ -nál látható jövőbeli értékkel.

A *Tobit* modell előrejelzéseit vizsgálva egyértelműen látszik a cenzorálás fontossága: azáltal, hogy a hibatag eloszlásából levágtuk a sávon kívül eső területet, értelemszerűen nem a sáv széle a várható érték (nulla variancia mellett lehetne csak az).

A leértékelésre vonatkozó várakozások várható értéke úgy származtatható a modellből, ha a kamatlábból kivonjuk a sávon belüli árfolyam előrejelzett és pillanatnyi értékének eltérését; és értelemszerűen származtatható a konfidencia intervallum is. Mivel a sávon belüli árfolyam előrejelzésének konfidencia intervalluma jelentős részben a sávon kívül van és számos statisztikai problémát tártunk fel a modellel kapcsolatban, így a becsült leértékelési várakozások bemutatásától eltekintünk.

2.4. Werner–modell: sávhelyzettől függő leértékelési kockázat

Werner [1995b] a *Krugman–modell*t változó leértékelési kockázattal egészíti ki olyan módon, hogy a leértékelés valószínűsége növekvő és folytonos függvénye az árfolyam a sávközéptől való eltérésének. Minél leértékelődöttebb az árfolyam a sávon belül, annál magasabb a leértékelés valószínűsége és fordítva, minél erősebb a sávon belül, annál nagyobb a felértékelés valószínűsége.

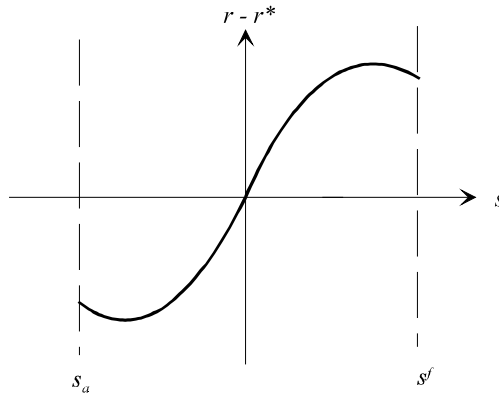
A modell kiinduló egyenlete azonos a *Krugman–modell* egyenletével és feltételezi, hogy a hatóságok csak a sáv szélein avatkoznak be. Felteszi továbbá, hogy a sáv szélességéhez viszonyított sávon belüli helyzet arányos a leértékelés valószínűségével, míg a leértékelés feltételes várható értéke konstans, így a leértékelés várható értéke növekszik a sávszélekhez közeledve.

Az árfolyam változásának várható értéke a leértékelés várható értékének és a sávon belüli árfolyam-elmozdulás várható értékének az összege. A *Werner–modell*nek is egyik eredménye a sávon belüli árfolyam helyzetnek a középárfolyamhoz tartása, így a sáv gyenge széléhez közeledve egyre nagyobb a sávon belüli felértékelődés várható értéke. Bár felteszi, hogy a leértékelés után az árfolyam a sávon belül ugyanott marad, a modell megoldása után bizonyos paraméterértékeknél a sáv gyenge széléhez közeledve a sávon belüli felértékelődés várható értékének növekedése nagyobb mint a leértékelés várható értékének növekedése, így a várható leértékelődés csökken.

A fedezetlen kamatparitás és az előző bekezdés alapján az következik, hogy a kamatkülönbség (pontosabban a rövid távú kamatok különbsége) az árfolyamnak a sávközéptől való elmozdulása esetén kezdetben növekszik, majd a sáv széléhez közeledve csökkenhet, amint a 2.10 ábra mutatja. A modell magyarázattal szolgálhat arra vonatkozóan, hogy miért nem sikerült az empirikus vizsgálatok során a *Krugman–modell* ál-

tal következtetett negatív kapcsolatot, vagy a más leértékelési valószínűséget feltételező modellek által elvárt pozitív kapcsolatot kimutatni rövid távú kamatokat vizsgálva. A hosszabb futamidejű kamatoknál azért nincsen kapcsolat a sávon belüli helyzet és a kamatkülönbség között, mert hosszú távon a várt leértékelés dominálja a sávon belüli esetleges árfolyamváltozás értékét.⁶¹

2.10. ábra: Kamatkülönbség a sávon belüli árfolyam függvényében a Werner–modellben



Forrás: *Werner* [1995b]

A modellnek az árfolyam sávon belüli helyzetére való következtetése ellentétes lehet a mézeshét hatással. A megoldás itt is egy S -alakú görbe, de bizonyos paraméterértékeknél a *Werner-féle* S -görbe a 45° -os egyenes fölött halad, amely azt jelenti, hogy a fundamentumok egységnyi változása az árfolyamban egységnyinél nagyobb változást okoz. A sávnak az árfolyam stabilizálására vonatkozó hatása tehát a gazdaság paramétereitől függ.

A modell empirikus vizsgálatára *Werner* az alábbi egyenletet illesztette:

$$(36) \quad r_t - r_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 x_t^3 \quad .$$

ahol a korábbiaknak megfelelően $x_t = s_t - c_t$.

A sávon belüli helyzet harmadik hatványra emelése a 2.10 ábrán is jelzett nemlinearitás megragadását szolgálja. A harmadik hatványra emelést az is indokolja, hogy a kamatkülönbség sávon belüli eltéréssel vett deriváltja a sávon belüli helyzet abszolút értékétől függ ekkor:

$$(37) \quad \frac{\partial(r_t - r_t^*)}{\partial x_t} = \alpha_1 + 3\alpha_2 x_t^2 \quad .$$

⁶¹ A kamatkülönbség sávon belüli árfolyammal való kapcsolatára vonatkozó megoldás nevezőjében szerepel az idő.

Azokban az országokban, ahol hiteles az árfolyamsáv, negatív kapcsolatot várunk a sávon belüli helyzet és a kamatkülönbség között (*Krugman-modell*). Ebben az esetben vagy α_1 és α_2 negatív, vagy az egyik negatív és a másik inszignifikáns. Ha van leértékelési kockázat és az összefüggésben áll a sávon belüli helyzettel, akkor α_1 pozitív és a modell által feltételezett mechanizmus érvényessége esetén α_2 negatív, valamint a kamatkülönbség sávon belüli helyzettel vett deriváltja a sávközép környékén pozitív és a sáv határainál negatív.

Hat EMS ország 1979-1990 közötti adataira végzett becslések a modell hipotéziseit többnyire alátámasztották. A mintaperiódusok az egyes leértékelések közötti időszakok voltak. Azon országoknál, ahol gyakran volt leértékelés, a részminták többségében a várt előjelűek a paraméterek.

A modell kedvező tulajdonságai miatt alkalmazható a csúszó árfolyam bevezetését megelőző magyar helyzet vizsgálatára is, hiszen az egyik feltétel (kizárólagos sáv széli intervenció) teljesült a magyar helyzetben is, a másik kettő pedig (a leértékelés növekvő függvénye a sávközéptől való eltérésnek, és a sáv széle felé haladva megnő a középárfolyamhoz történő sávon belüli elmozdulás esélye) jó kiindulópontot szolgáltat az elemzéshez. Ugyanakkor a szimmetria feltevés szükségtelen a magyar helyzetenél, ugyanis nyilvánvalóan helytelen feltevés lenne ebben a kiigazítható rögzítés időszakában a sáv alsó részén tartózkodó árfolyam esetén felértékelődési várakozásokat feltételezni. A feltételeket ezért úgy módosítottuk, hogy az árfolyam sáv aljától mért helyzete legyen arányos a leértékelési várakozásokkal. Ez a feltevés jól jellemzi a valós eseményeket is: amikor a piac várakozásait kielégítő leértékelés történt, akkor a sáv aljára került az árfolyam mert (1) átmenetileg elmúltak a leértékelési várakozások, és (2) a néhány hétig-hónapig hitelesen rögzített árfolyamhoz képest magas forint kamatok a devizataartást megdrágították. A feltételek a sáv felső részéhez közeli árfolyamok esetén is jól jellemezhetik a piac várakozásait. A múltban többször is előfordult, hogy a sáv felső széléről a leértékelés elmaradásakor (késleltetések) az árfolyam visszaugrott a sáv belsejébe (2.1 ábra). Ez azt jelentheti, hogy a felső szélén a sávon belüli visszaerősödési várakozások erősek voltak.

A fentiek alapján *Werner-hatás*nak a továbbiakban azt nevezzük, ha a sávon belüli árfolyam-helyzet és a kamatláb között olyan nemlineáris kapcsolat alakul ki, amelynél a sáv aljától távolodva növekszik a kamatkülönbség, de a sáv felső részéhez közeledve csökken. Mint korábban is megállapítottuk, hiteles sáv esetén negatív korrelációt vá-

runk, erősen hiteltelen sáv esetén pedig pozitívat (azaz a várt felértékelődés marginális hatása kisebb a leértékelési várakozások marginális hatásánál.)

A számításokhoz a Budapesti Árutőzsde határidős devizaárfolyamainak kamattartalmát használtuk.⁶² Az empirikus specifikálásnál nem szükséges a harmadik hatványra emelés, mivel a szimmetria feltevését nem használjuk, hanem bármilyen nemlineáris polinom megfelel, például másod és negyed fokú is.

Mind a kilenc részidőszakra (lásd 2.1 ábra beosztását) és minden felhasznált határidőből számított kamatlábra elvégeztük a becsléseket második, harmadik és negyedik hatványokat is használva. (A 7-es időszak esetén, amely magában foglalja a sávszélesítés időpontját is, csak a leértékeléstől a sávszélesítésig terjedt a minta.) A különböző fokú polinomokat feltételező görbék nem mutattak számottevő eltéréseket. Az egyes részidőszakokhoz, tartozó különböző határidőkből számított kamatlábak esetén a görbék alakja hasonló volt.⁶³

Az egyenletek determinációs együtthatói nulla és 40 százalék között voltak, az utóbbi a minta keresztmetszeti jellegét számításba véve elfogadható. A diagnosztikai vizsgálatok arra utaltak, hogy az egyenletek egy részénél megfelelő a modellek illeszkedése. A 4-es, 5-ös, 6-os és 9-es részidőszakokra illesztett harmadfokú egyenletek görbéit a 2.10-2.14 ábrák mutatják.

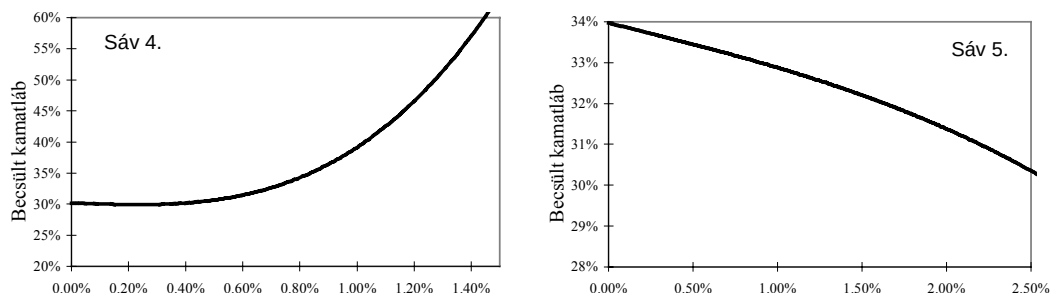
A 4-es sáv részidőszaka (1994 augusztusa előtti időszak) a leértékelési várakozások dominanciáját mutatja. Az 5-ös sáv (1994 augusztusi leértékelés után) a hiteles sáv esetét mutatja — negatív a kapcsolat. Az augusztusi leértékelés utáni második rögzített árfolyam-periódus, a 6-os sáv a *Werner-hatást* mutatja: a kamatkülönbség kezdetben nő, majd csökken. A 2.1 ábrán látható, hogy ebben az időszakban az árfolyam egyszer sem volt a sáv tetején, így az illesztett görbéből is csak a sáv aljától mért +1,5-1,8 százalékgig terjedő részt célszerű figyelembe venni. Az abszolút hiteltelenség időszakát pedig a 9-es sáv (a csúszó árfolyamrendszer bevezetése előtti részidőszak) grafikonja mutatja, amely gyakorlatilag egy pozitív meredekségű egyenes: ebben az időszakban szinte csak a le-

⁶² Ezen kamatlábakra különösen nagy hatással lehettek a forint leértékelésével kapcsolatos várakozások, míg a többi, közvetlenül megfigyelt piaci kamatlábra számos egyéb tényező is hatást gyakorolt (az MNB kétoldalú repokamat jegyzése, tartalékolási periódus, adófizetések, aukciós politika a kincstárjegyeknél). A visszszámított kamat alkalmazásának hátránya pedig az lehet, hogy nem minden nap volt üzlet vagy ajánlat minden határidőre, így a határidős árfolyamok "beragadása" az ilyen módon számolt kamatszintet eltérítheti. Ezért csak a négy fő határidő (március, június, szeptember, december) árfolyamaiból számított kamatlábakat használtuk. Mivel a határidő kifutása fix nap és a különböző napok kamatlábairól van szó, a kamatlábakat hatványozással évesítettük.

⁶³ Az ellenkező eset piaci tökéletlenségre utalna és megkérdőjelezné az általunk használt kamatláb jogosultságát.

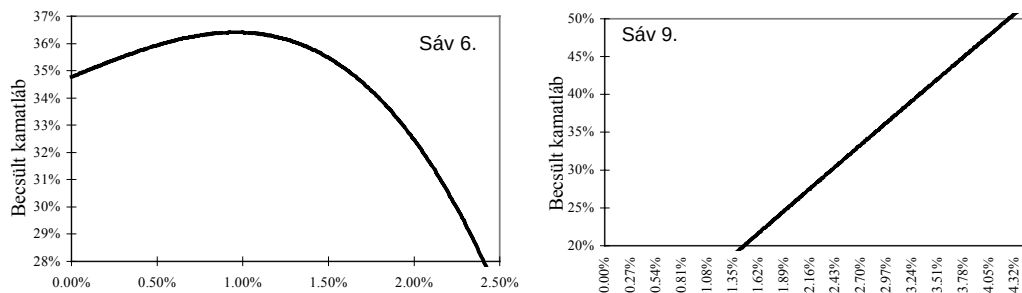
értékelési várakozás befolyásolta a kamatszintet. A sávon belüli felértékelődésre vonatkozó várakozásokat elnyomta a várt leértékelés hatása.

2.11–2.12 ábrák: Becsült kamatláb a sávon belüli árfolyam függvényében — hiteltelenség-fordulás



Megjegyzés: a sávon belüli helyzet a sáv aljától mért távolságot méri.

2.13–2.14 ábrák: Becsült kamatláb a sávon belüli árfolyam függvényében — Werner-hatás és hiteltelenség



Megjegyzés: a sávon belüli helyzet a sáv aljától mért távolságot méri.

2.5. A pezó probléma és a fedezetlen kamatparitás vizsgálata⁶⁴

Az eddig tárgyalt modellek feltételezték a kamatparitást, ezért fontos megvizsgálni, hogy ez a feltételt teljesült-e Magyarországon.

2.5.1. A fedezetlen kamatparitás ökonometriai vizsgálata a kiigazítható árfolyamrendszerben

A fedezetlen kamatparitás hipotézise szerint a kamatkülönbség az árfolyamvárakozásokat tükrözi. Ez a hipotézis önmagában nem tesztelhető. Tesztelésre alkalmas hipotézis akkor adódik, ha feltesszük a befektetők racionális várakozását: ekkor a kamatkülönbség torzítatlan előrejelzője a jövőbeli spot árfolyamnak. A nemzetközi empi-

rikus tanulmányokban a fedezetlen kamatparitás hipotézise alatt egyben racionális várakozású befektetőket is feltételeznek és az így kiterjesztett hipotézisről vonnak le következtetést. A továbbiakban a fedezetlen kamatparitás elvetése vagy teljesülése kifejezések jelen disszertációban is a kettős hipotézisre vonatkoznak. Ez a definíció megegyezik a hatékony devizapiac definíciójával. A hatékony piacon az árak minden rendelkezésre álló információt tükröznek, nem lehet spekulációval az átlagosnál nagyobb várható hozamot elérni. Így a hatékony devizapiac tesztelése két viselkedési feltétel teljesülésére vezethető vissza: kockázatmentes befektetők meghatározó szerepe, és a várakozások racionalitása. Ezek teljesülése esetén a határidős árfolyamok torzítatlan előrejelzői a jövőbeli spot árfolyamnak, a fedezetlen kamatparitás tehát a forward árfolyamok torzítatlan előrejelző tulajdonságának tesztelésével vizsgálható.

A nemzetközi folyóiratokban megjelenő tanulmányok döntő többsége a lebegő árfolyamú valutáknál negatív eredményt kapott: nem teljesült a fedezetlen kamatparitás, sőt a kamatkülönbség átlagosan rossz előrejelzője az árfolyamváltozás irányának. Ezt a jelenséget *forward discount bias*-nak nevezik: azon valuták hajlamosak nominális felértékelődésre, amelyekkel magasabb kamat érhető el. Ezen általánosan elfogadottnak tekinthető következtetéssel szemben számos módszertani ellenvetés tehető, amelyekről *Darvas* [1996a] ad összefoglalót. Azonban több olyan tanulmány, amely a *Johansen*-féle kointegrációs eljárást alkalmazták, alátámasztották a fedezetlen kamatparitás hipotézisét. *Johansen–Juselius* [1992] és *Hunter* [1992] a vásárlóerő paritás és a fedezetlen kamatparitás szimultán modelljét vizsgálva, míg *Moore* [1994] a devizapiacot önmagában elemezve találtak csupa 1-es együttthatójú kointegráló vektort⁶⁵.

A Magyarországra vonatkozó vizsgálatoknál alapvető problémát okoz az idősorok rövidege, valamint az intézményi és magatartásbeli változások. Ezért az ökonometriai vizsgálatok csak kiindulópontul szolgálhatnak a további vizsgálódásokhoz. A számítások technikai részleteinek ismertetése megtalálható *Darvas* [1996a] tanulmányban, itt a következtetéseket foglaljuk össze. A vizsgálatok első sorozata az idősor-jellemzők felderítését szolgálta. Három típusú egységgyök teszt alapján az árfolyam idősorok egységgyök folyamatokkal, és nem trend-stacionárius folyamattal jellemezhetőek.

⁶⁴ Az alfejezet *Darvas* [1996a, 1996b] tanulmányokon alapul.

⁶⁵ *Moore* [1994] azonban a konstans nulla voltát nem tudta visszautasítani, ezért kicsi és stacionárius kockázati prémium létezését állapítja meg. Így ő elveti a fedezetlen kamatparitást, de eredménye mégis pozitívnak tekinthető, hiszen a korábbi (többnyire egy egyenletet becselő) tanulmányok negatív együttthatót mutattak ki arra a bizonyos β paraméterre, míg ő a fedezetlen kamatparitás által implikált $\beta=1$ -et alátámasztotta.

A vizsgálatok második fázisa a kointegrációs kapcsolat elemzése a *Johansen*–féle többváltozós kointegrációs eljárás segítségével. Az eredmény: a torzítatlanságot vizsgáló ökonometriai számítások elvetik a kointegrációs kapcsolat fennállását a spot és a határidős deviza árfolyamok között minden lehetséges modell specifikáció mellett. A határidős árfolyamok így nem voltak torzítatlan előrejelzői a jövőbeli spot árfolyamnak (sem a hosszú, sem a rövid távú torzítatlanság nem teljesült). A fedezetlen kamatparitás hipotézise tehát elvethető az 1990-1995-ös időszakban: nem a kockázatsemleges-racionális várakozásokkal jellemezhető befektetők magatartása alakította a belföldi kamatszintet.

2.5.2. A fedezetlen kamatparitás vizsgálata a csúszó árfolyamrendszerben: egy peso probléma?

A *peso probléma* olyan helyzetet jelent, amikor kicsi a valószínűsége egy jelentős leértékelésnek, de a leértékelés nem következik be a vizsgálati időszakban. Egy ilyen szituáció “érvényteleníti a kutatók által használt tesztelési eljárásokat abban az értelemben, hogy az első fajú hiba tényleges valószínűsége (a piaci hatékonyság és racionalitás visszautasításának valószínűsége, amikor az igaz) magasabb, mint amekkorának az tűnik. Ezt a helyzetet ‘peso problémának’ nevezték el, mivel először a mexikói peso 1978-as leértékelése előtt figyelték meg.” (*Krasker* 1980, 269.old.) Bár hazánkban a csúszó árfolyamrendszerben a hatóságok előre meghirdették a napi leértékelési ütemet, bizonyos valószínűsége volt egy pótlólagos leértékelésnek. Ezért még ha a befektetők kockázatsemlegesek és várható értékben azonos hozam érhető el forint és deviza befektetéssel, visszatekintve azt lehet tapasztalni, hogy a forint ténylegesen magasabb hozamot biztosított a deviza-befektetésnél.

A disszertáció beadásának időpontjában természetesen már tudjuk, hogy nem történt pótlólagos leértékelés és a forint hozamelőnye éveken át tetemes volt. 1995 májusban azonban a kérdés úgy merült fel, hogy a kincstárjegyekkel a csúszó leértékelések és a devizakamatok fölött elérhető 12 százalékos hozam valóban egy pótlólagos leértékelés és egy esetleges sávon belüli leértékelődés kockázatait fedezi-e, vagy annál kisebb, illetve nagyobb. *Darvas* [1996a és 1996b] úgy közelítette meg a problémát, hogy a kérdést átfogalmazva tette fel az alábbi gondolatmenet alapján:

A befektetők bizonyos valószínűségeket társítanak egy sávon belüli leértékelődéshez és egy pótlólagos leértékeléshez. Ezekről a mértékekről a hatóságoknak nincsen információjuk. Egyes feltevésekkel a kialakult hozamszintből kiindulva azonban kiszámítható, hogy a piac mekkora valószínűséget tulajdonít mondjuk egy pótlólagos 10 száza-

lékos leértékelésnek. A kérdés átfogalmazása azt jelenti, hogy erről az implicit módon számított valószínűségről kell eldönteni, hogy ez vajon közelítőleg megegyezhetett-e a piac által elgondolt valószínűséggel, annál magasabb, vagy alacsonyabb volt. Ha a piac tökéletes, akkor a kialakult hozamok éppen megfelelnek az elvárásoknak, így a számított valószínűségek is a piac értékelését tükrözik. Azonban ha a piac nem tökéletes, akkor a hozamszint magasabb is lehet az elvárt szintnél, így a számított valószínűségek sokkal magasabbak lehetnek, mint amekkorát a piac feltételez. A döntés így továbbra is tartalmaz egy szubjektív elemet (az implicit módon számított valószínűségek értékelését), de a probléma áttanszformálása segíthet a helyzet vizsgálatában.

Vizsgáljuk először azt az esetet, amikor a befektetők nem várnak el kockázati prémiumot a forinttól, hanem csak a várható sávon belüli leértékelődés és pótlólagos leértékelés kockázatának fedezésére várnak el többletet a forint befektetéstől. Ekkor a deviza-befektetés forinthatama függ a csúszó leértékelés mértékétől, a devizakamattól, valamint a sávon belüli leértékelődés és egy esetleges pótlólagos leértékelés várható értékétől. Egyensúlyban a forint befektetés hozama és a deviza-befektetés forint hozama kiegyenlítődik. Jelöljük P -vel a pótlólagos leértékelés valószínűségét, és df_t -el a deviza-befektetés forinthatamát. Ha egyensúly van a piacon, akkor

$$(38) \quad P \cdot (df_t \mid \text{pótlólagos leértékelés}) + (1-P) (df_t \mid \text{nincs pótlólagos leértékelés}) = r_t .$$

Az összefüggésből kiszámítható konkrét pótlólagos leértékelési mértékhez tartozó P valószínűség, ha ismert a sávon belüli leértékelődés várható mértéke. A számításokat az 1995. május-novemberi féléves időszakra végeztük az alábbi feltevéseken alapján:

- (i) A csúszó árfolyamrendszer nem omlik össze szabadon lebegő rendszerré a vizsgált időszak vége előtt;
- (ii) Egy pótlólagos leértékelés esetén a paci árfolyam az új intervenciós sáv alsó pontjára kerül, és az időszak végéig az alsó ponton marad;
- (iii) Az árfolyamsáv szélessége változatlan marad;
- (iv) Csak az árfolyamsáv szélén kerül sor hatósági intervencióra;
- (v) A befektetők a hivatalos valutakosárban spekulálnak;
- (vi) Annak a valószínűsége, hogy a piaci árfolyam a vizsgált időszak végére (fél év) a felső intervenciós pontra kerül: 25 százalék⁶⁶;

⁶⁶ A feltétel gyakorlatilag egyenértékű azzal, hogy a sávon belüli leértékelődés várható értéke fél év alatt 1.15 százalék, amely éves szinten 2.3 százalék.

(vii) A fedezetlen kamatparitás feltételei.

A (vi) feltevés külön magyarázatra szorul. Ha az eltolódással igazítás módszerével becsültük volna a „várt” jövőbeli sávon belüli árfolyamot, akkor nagyon alacsony érték (gyakorlatilag nulla) adódott volna, mind a teljes mintát, mind az 1995 májusában végződő mintát felhasználva a paraméterek becslésére.⁶⁷ A disszertációban azonban rámutattunk ezen módszer negatívumaira és szubjektív megítélésünk szerint a piaci szereplők nullánál nagyobb valószínűséget tulajdonítottak a sávon belüli esetleges leértékelődés lehetőségének. Minél magasabb a sávon belüli leértékelődés várható értéke, annál kisebb az implicit módon kiszámított leértékelési valószínűség, egyebek változatlansága esetén. Így a számítások alsó becslést adnak a keresett leértékelési valószínűségre, de mint látni fogjuk, ezen valószínűségek még így is magasak.

A fenti feltevésekkel a deviza-befektetés forint hozamát a (39) képlet mutatja:

$$(39) \quad df_t = \begin{cases} cp_t^\tau + E_t(x_{t+\tau} - x_t) + r_t^* & (1-P) \text{ valószínűséggel} \\ cp_t^\tau + d_t^\tau + r_t^* & P \text{ valószínűséggel} \end{cases}$$

ahol cp_t^τ a t időpontban τ periódusra előre bejelentet leértékelés mértéke és d_t^τ ugyanezen időszak alatt a pótlólagos leértékelés nagysága.

Elvileg elképzelhető, hogy a befektetők nem a várható hozamukat akarják maximalizálni, hanem az árfolyam-kockázati tényezőn felül (amely a várható hozam maximalizálásánál is szerepelt) hozamtöbbletet is elvárnak forint befektetéseiktől. Ezért 3%, illetve 6%-os kockázati prémium elvárás mellett is elvégeztük a számításokat, azaz a (38) egyenlet bal oldalához hozzáadtuk ezen értékeket.⁶⁸

A 2.2 táblázat a 10, 15, és 20 százalékos pótlólagos leértékeléseknek az 1995. májusi kamatkülönbségből számítható valószínűségét mutatja, három befektetői magatartást feltételezve.

⁶⁷ Utóbbi esetben egyes specifikációnál még a sáv alsó intervenció pontjánál alacsonyabb (azaz sávon kívüli) novemberi árfolyam érték is adódott.

⁶⁸ Elméletileg helyesebb lenne a befektetők hasznosságfüggvényét analitikus formában előállítani, és a hasznosságfüggvény konkavításával jellemezni a kockázatkerülő magatartást. Azért választottuk a fenti egyszerű esetet, mert könnyen érthető, és mert nem kell benne vagyonszáma szerepelnie.

2.2 táblázat: A 10, 15, és 20 százalékos pótlólagos leértékelési mértékekhez tartozó valószínűségek különböző befektetői magatartást feltételezve, az 1995. májusi adatok alapján

a leértékelés mértéke	várható hozam maximalizálása	3% kockázati prémium elvárás	6% kockázati prémium elvárás
	a leértékelés valószínűsége		
10%	58	40	23
15%	37	26	15
20%	27	19	11

Ha 1995 májusában a befektetők a várható hozamukat akarták volna maximalizálni és az állampapírpiacon egyensúlyban lett volna, akkor például egy 10 százalékos pótlólagos leértékelésnek a piac – a fenti feltevések mellett – 58%-os valószínűséget tulajdonított volna. Ez az érték (akkori és jelenlegi) megítélésünk szerint irreálisan magas, különösen ha figyelembe vesszük a spot devizapiac stabil sáv aljai helyzetét, a sajtó által tükrözött nyugodt piaci hangulatot, és azt, hogy az 1995-ben végrehajtott és előre bejelentett leértékelés még a fogyasztói árindex prognózisoknál is több százalékkal magasabb volt, a termelői árindex prognózisát pedig 8 százalékkal meghaladta. A számítások így azt a következtetést valószínűsítik, hogy a határidős devizaárfolyamok 1995. májusa környékén nem a piac árfolyam-várakozásait mutatták egy az egyben, mert a fedezetlen kamatparitás nem teljesült.⁶⁹

A táblázat jobb szélső oszlopa az alábbi módon értelmezhető: a befektetők szubjektív módon meghatározzák leértékelési várakozásaikat, például azt, hogy egy pótlólagos 10%-os leértékelésnek mennyi a valószínűsége. Ez alapján meg tudják határozni, hogy ilyen valószínűség mellett milyen forinthozamot várnak el ahhoz, hogy a várható leértékelődésen felül 6%-kal magasabb várható hozamot eredményezzen a forintbefektetés. Ezen magatartás és a korábbi feltevések alapján a kamatkülönbségből vissza lehet számítani a 10%-os leértékeléshez kapcsolódó valószínűséget. Ezt fejezi ki a 23%-os valószínűség.

A kockázati prémiumot feltételező értékek is viszonylag magasak, bár a 6 százalékos prémiumot feltételező számokról már nem állíthatjuk azt, hogy irreálisan magasnak

⁶⁹ Barabás [1996] is hasonló következtetésre jut.

tűnnek. Érdekes ugyanakkor, hogy 1992-95 között a forint *ex post* prémiuma átlagosan csak 1,1 százalék volt, azaz átlagosan ennyivel biztosított magasabb hozamot a deviza-befektetéseknél (Darvas [1996b] 2. táblázat).

Az eddigi számítások diszkrét leértékelési mértékekre vonatkoztak. A pótlólagos leértékeléseket folytonos valószínűségi változóként értelmezve is hasonló eredmények adódnak, lásd Darvas [1996a].

A fedezetlen kamatparitás hipotézise tehát elvethető mind az új árfolyam-rendszer bevezetése előtti, mind az azt követő időszakban. A hipotézis elvetését a nemzetközi irodalomban több tényezővel magyarázzák: kockázatkerülő magatartás miatt kockázati prémium elvárása, pezó probléma, racionális árfolyam buborékok, tanulási folyamat, és nem hatékony információ-áramlás.

Valószínűsíthető, hogy a forint befektetéstől pozitív kockázati prémiumot vártak el a piaci szereplők, de utóbbi számításaink alapján ennek meglehetősen magasnak kellett volna lennie, hogy önmagában elégséges magyarázatot adjon a kialakult kamatszintre.

A peso probléma tipikusan egy rövid távú jelenség, racionális várakozások esetén hosszú távon nem vezethet tartós kamatkülönbséghez. Vajon az 1990-95-ös időszak elegendően hosszú távnak tekinthető-e ehhez, vagy sem, az vita tárgya lehet, mindazonáltal az alapvető intézményi változások miatt nem feltétlenül ebben keresendő a probléma gyökere. Az 1995 március utáni időszakra pedig ezen rész számításai utasították el a peso probléma elsődleges magyarázó tényező létének hipotézisét.

Kevésbé valószínű, hogy az un. árfolyam-buborék lenne a torzítás forrása, mivel a forint árfolyamát a hatóságok rögzítik. Korábban nagyon keskeny volt a sáv, s az 1994 decemberében plusz/mínusz 2.25 százalékra szélesített érték sem ad jelentős teret egy buborék kialakulásának⁷⁰.

Egy tanulási vagy fejlődési folyamat elképzelhető az új árfolyam rendszer előtti és utáni időszakban is. Az új rendszerben például a befektetőknek időre lehetett szükségük, amíg a korábbival ellentétes spekuláció jövedelmezőségét felismerték. Korábban gyakorlatilag biztos eseménynek számított egy bizonyos időintervallumon belüli leértéke-

⁷⁰ Bár nominális árfolyam-buborék nem, reál árfolyam-buborék elvileg kialakulhat rögzített, illetve csúszó árfolyam esetén is. A buboréknak nevezett jelenség két megkülönböztető jele az önmagát erősítő racionalitás és a fundamentális változóktól (például fizetési mérleg, infláció) való elszakadás. Ha a piac racionálisan várja azt bizonyos időtávon, hogy nem lesz addicionális leértékelés, akkor ez a várakozás önmagát erősíti, és a hazai valuta árfolyama nominálisan a lehető legerősebb lehet az árfolyamsávon belül. A várakozások így racionálisak és önerősítők. Elvileg azonban előfordulhat, hogy a reálárfolyam összeütközésbe kerül a fundamentális változók alakulásával.

lés, csak az időpontja volt bizonytalan, míg az új rendszerben magas valószínűség ahhoz tartozott, hogy egy bizonyos időtávon nem lesz az előre bejelentetten kívül pótlólagos leértékelés. Emellett a piaci tökéletlenségek (beleértve a nem hatékony információ-áramlást) és a devizapiac mikrostruktúrája lehetnek a kulcsmagyarázatok. Több irodalomösszegző tanulmány is a devizaárfolyamok alakulásának „megmagyarázhatatlanságából” való egyik lehetséges kiutat a devizapiaci mikrostruktúra elemzésében jelöli meg (Taylor [1995], Frankel-Rose [1995]). Érdekes szimulációs vizsgálatot végez a témában Flood [1994].

2.6. Opció árazáson alapuló módszerek

Campa–Chang [1996a,b] a korábbi tanulmányoktól eltérő módszert és adatbázist használt az árfolyamsávok hitelességének tanulmányozására: a devizavételi és eladási opciók opciós díját. Az eljárás egy arbitrázs feltételen alapul, amely tökéletes hitelesség esetén korlátozza az opciós díjat. A tanulmány által felhasznált új ötlet abban rejlik, hogy azon opcióknak, amelyeket akkor hívnának le, ha az árfolyam a sávon kívül lenne, hitelesség esetén értéktelennek kell lenniük.

Az opciós prémium csak az árfolyameloszlás bizonyos tartományától, de nem a teljes eloszlástól függ. Campa–Chang szerint az opciós prémiumnak az árfolyam varianciájától — amely variancia időben változó lehet — függése jobban tükrözheti az árfolyam jelentős megváltozásának valószínűséget, mint a kamatkülönbség, amely csak az árfolyam eloszlásának első momentumától függ.⁷¹

Vizsgálataikban elsősorban a német márkával szembeni vételi (*call*) opciók prémiumait vizsgálják. Az arbitrázs lehetőségek kizárása két fontos korlátot állít az opciós prémiumok számára. Az első korlátot a minimális és maximális sávon belüli elmozdulással való összevetés adja. Azon vételi opcióknak, amelyeknél a kötési ár (K) a sáv felső, azaz gyenge széle (S^f) felett van, $K > S^f$, értéktelennek kell lenniük tökéletes hitelesség esetén, a sáv alsó széle (S^a) alatti kötési árak esetén ($S^a < K$) pedig a vételi opció mindig pénznél végződik (*in-the-money*), ennél fogva az opció értéke megegyezik a belső értékkel (*intrinsic value*), azaz $S_0/(1+r_t^*) - K/(1+r_t)$ értékkel, ahol S_0 jelöli az azonnali (*spot*)

⁷¹ Ez természetesen csak kockázatsemleges esetben igaz, hiszen ha létezik kockázati prémium, akkor az a variancia függvénye lehet. Campa–Chang állítása abban a tekintetben állja meg a helyét, hogy a Svensson-módszerek feltételezték a fedezetlen kamatparitást, és ezzel a kockázatsemleges befektetőket is. Másfelől, kockázatkerülő esetben a kamatkülönbségből meglehetősen nehéz és korántsem feltétlenül megoldható feladat lehetne a vélt variancia származtatása, míg a devizaopcióknál alkalmazott Garman–Kohlhagen képlet segítségével (amely a Black–Schloes képlet a külföldi kamatlábbal kiegészítve) egyértelmű.

árfolyamot, a kamatlábak pedig az opció hátralévő idejével azonos futamidejűek⁷². $S^a < S^f$ közötti kötési árfolyamok esetén az opciós díj minimuma a belső érték, maximuma pedig $(S^f - K)/(1+r_t)$, amely akkor léphet fel, ha az árfolyam a sáv tetején végződik. Ennélfogva a hitelesség visszautasítható, ha a vételi opció prémiuma nagyobb a maximális értékénél:

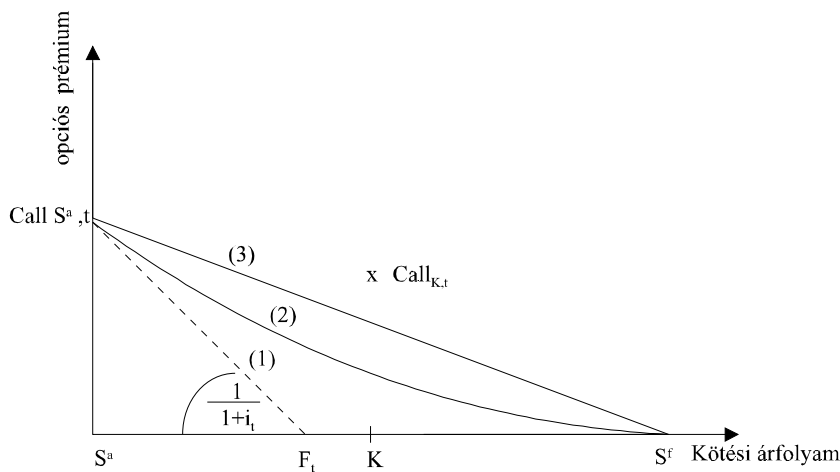
$$(40) \quad \text{Call}_{K,t} > (S^f - K)/(1+r_t),$$

ahol $\text{Call}_{K,t}$ jelöli az opciós prémiumot. Hasonlóan, ha a *put* opció ára igaz, hogy $\text{Put}_{K,t} > (K - S^a)/(1+r_t)$, ahol $\text{Put}_{K,t}$ jelöli az opciós prémiumot, akkor a sáv alsó szélének hitelessége visszautasítható.

A második korlátot az opció ára vonatkozóan az jelenti, hogy ez konvex függvénye a kötési árfolyamnak. Egy 1 márkányi növekedése a kötési árfolyamnak az 1 márka jelenértékével csökkenti az opció értékét azon opciók esetében, amelyek bizonyosan pénznél végződnek, és nullával, amelyek bizonyosan pénzen kívül (azaz értéktelenek). Minél magasabb a kötési ár, annál kisebb az esélye, hogy pénznél végződik az opció, és ezért annál kisebb az opció értékének csökkenése egy márkányi kötési ár növekedésnél. Képlettel: $\partial \text{Call}_{K,t} / \partial K \leq 0$ és $\partial^2 \text{Call}_{K,t} / \partial K^2 \geq 0$.

A 2.15 ábra mutatja a korlátoknak az opció ára gyakorlott hatását.

2.15 ábra: Vételi opció árazása hiteles árfolyamsáv esetén



Forrás: Campa–Chang [1996], 1. ábra, 729. o.

⁷² Ez az alábbi gondolatmenettel látható be. Ha tökéletesen hiteles az árfolyamsáv, akkor a sáv alsó széle alatti vételi opciót bizonyosan lehívják. Ennélfogva annak nincsen külön értéke, hogy opcióról van szó, és nem vételi kötelezettségről, és jelenleg annyit ér ez a biztos vétel, amennyiért el lehetne adni: a határidős árfolyam és a kötési ár különbségének jelenértékét. Felhasználva a fedezett kamatparitás összefüggését adódik a szövegben írt érték.

$Call_{S_a,t}$ jelzi azon opció értékét, amelynek kötési árfolyama a sáv alsó szélé, míg a sáv felső szélére vonatkozó opció értéke nulla, ha hiteles a sáv. Az (1)-es egyenes alsó korlátot jelent az opciós prémium számára. Ennek oka, hogy egy pénznél lévő (*at-the-money*), azaz a határidős árfolyammal megegyező kötési árfolyamú opciónak van valamekkora pozitív értéke. Ebből következőn minden olyan opciónak, amely kötési árfolyama kisebb a határidős árfolyamnál, de nagyobb az alsó sávszél, teljesülnie kell a $Call_{K,t} > (F_t - K)/(1+r_t)$ összefüggésnek, ahol F_t jelöli a határidős árfolyamot.

A (3)-as egyenes által jelzett korlátot a konvexitás adja. Bár a konvexitás mértéke nem ismert, bizonyosan a (3)-as egyenes alatt kell elhelyezkednie az opciós prémiumnak hiteles sáv esetén. A (2)-es egyenes mutat egy ilyen korlátot. A (3)-as egyenes egyenlete:

$$(41) \quad Call_{K,t} > \left[\frac{S_0}{1+r^*} - \frac{S_a}{1+r} \right] \frac{S_f - K}{S_f - S_a} .$$

Az összefüggés a párhuzamos szelők tételének felhasználásával a 2.15. ábra alapján belátható. Ez az összefüggés egyébként nagyobb mértékben korlátozza az opciós prémium árát, mint a (40) egyenlet.

A *Svensson* által javasolt legegyszerűbb teszt, amely szintén arbitrázs alapú eljárás, akkor utasítja el a hitelességet, ha a határidős árfolyam kívül van a sávon. Ez az opcióárazási tesztnél is minden esetben igaz, ugyanakkor ez a módszer abban az esetben is el tudja utasítani a hitelességet, ha a határidős árfolyam a sávon belül van.

A forintra az opciós adatok hiánya miatt nem tudjuk alkalmazni ezt a módszert.

2.7. Az árfolyam-eloszlás becslésén alapuló eljárások

Malz [1996] opciós adatoktól indult ki, de eljárása alapvetően különbözik a *Campa–Chang* módszertől. *Malz* ugyanis nem korlátokat állított fel az opciós prémiumra, hanem a jövőbeli árfolyam valószínűség-eloszlását becsülte, beleértve a magasabb momentumokat is, és ezek alapján származtatott különböző leértékelési mértékekhez tartozó valószínűségeket.

Koedijk–Stork–de Vries [1998] szintén az árfolyameloszlás becslésére tett kísérletet. Kiindulópontjuk azon felismerések, hogy (1) diszkrét időben felírva a *Krugman–modellt* más módszerek szükségesek annak levezetéséhez, (2) az árfolyamok alakulását a variancia időbeli változása jellemzi, (3) az árfolyamok normalitást, illetve az árfolyam-regressziók reziduumaik normalitását egyértelműen el lehet utasítani mind lebegő,

mind rögzített árfolyam-rendszereknél. A diszkrét időben felírt modell levezetéséhez pusztán annyit tételeznek fel, hogy az innovációk valószínűség-eloszlása antiszimmetrikus {azaz $1-F(y)=F(y)$ }, egymódusú, és nem függ a fundamentumok előző időszaki értékétől. Ez egy meglehetősen általános követelményrendszer, és például speciális esetként a normális eloszlás is beletartozik, ugyanakkor számos valószínűség-eloszlás alkalmazására lehetőséget ad.

A modell megoldása után empirikus becslőeljárást is bemutatnak. Ennek kiindulópontja egy olyan trükk, amely a fundamentumok mérésének elkerülését célozza. A monetarista alapegyenlet az alábbi formában is felírható:

$$(13') \quad s_t = f_t + \alpha E_t[s_{t+1}] \quad , \lambda > 0 ,$$

amely átrendezésével

$$(13'') \quad E_t[s_{t+1}] = (1/\alpha) \{s_t - f_t\} .$$

adódik. Az árfolyam függvényre teljesülnek azok a feltételek, amelyek az implicit-függvény tétel alkalmazásához szükségesek, így

$$(42) \quad E_t[s_{t+1}] = g(s_t)$$

adódik. A racionális várakozások az alábbi összefüggést adják:

$$(43) \quad s_{t+1} = E_t[s_{t+1}] + \varepsilon_{t+1}$$

ahol ε_{t+1} nem jelezhető előre a rendelkezésre álló információk alapján, $E[\varepsilon_{t+1} | s_t] = 0$. A

(42) és (43) egyenletek egymásba helyettesítésével a

$$(44) \quad s_{t+1} = a(s_t) + \varepsilon_{t+1}$$

összefüggés adódik. Ezt az árfolyam-függvényt egy harmadrendű *Taylor-sorba* fejtik a középárfolyam (c_t) körül,

$$(45) \quad s_{t+1} = c_t + \beta_1(s_t - c_t) + \beta_2(s_t - c_t)^2 + \beta_3(s_t - c_t)^3 + u_{t+1} ,$$

ahol u_{t+1} jelöli az innovációk és a *Taylor-sor* további elemeinek összegét. Felismerik, hogy az árfolyam-függvény második deriváltja nulla a sávközépnél, és pozitív attól lefelé, illetve negatív felfelé. Ezért az empirikus becslésnél az alábbi egyenletből indulnak ki:

$$(46) \quad s_{t+1} - s_t = \beta_0 + \delta x_t + I(x_t < 0) \beta_2^- x_t^2 + I(x_t > 0) \beta_2^+ x_t^2 + \beta_3 x_t^3 + u_{t+1}$$

ahol egy-egy vakváltozóval megszorozták a sávközéptől való eltérés négyzetét. Szimulációkkal kimutatták, hogy ha ezt a megkülönböztetést nem teszik meg, és egyszerűen csak a második hatványra emelt változót szerepeltetik az egyenletben, akkor a becsült paraméter nullához tart.⁷³

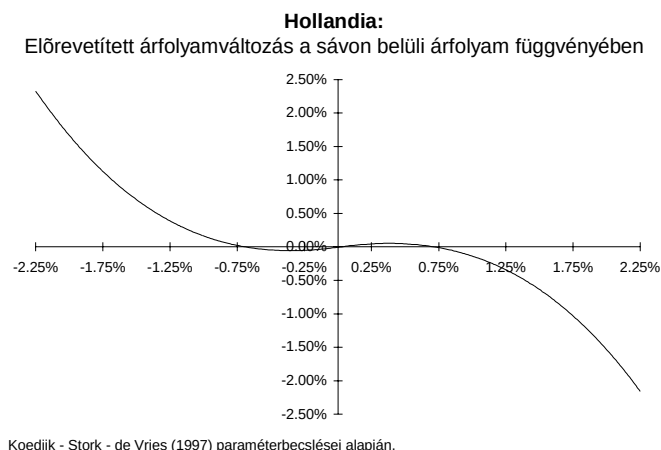
A szerzők hat EMS országra végeztek becsléseket. Ezek közül kettő esetén (Hollandia és Írország) határozottan el tudták vetni a véletlen bolyongás hipotézisét a modell által implikált nem-lineáris összefüggéssel szemben, de Franciaország esetén is a paraméterbecslések alátámasztották a modell által megkövetelt megszorításokat, viszont a paraméterek becsült standard hibája nagyjából azonos volt a paraméterbecslések értékével.

A magyar adatokkal való későbbi összevetés érdekében érdemes a szerzők által eredményül kapott értékek alapján ábrázolni a várható árfolyamváltozást a sávon belüli árfolyam függvényében Hollandia esetén. A 2.16 ábrán szépen látható a hiteleséget tükröző nem-lineáris alakzat, azaz az adatok megfelelő transzformálásával a *Krugman-modell* által implikált *S*-görbe előállt. Egy megjegyzést azonban szükséges ehhez hozzátennünk. Bár az ábrát a sáv teljes szélességét felhasználva rajzoltuk meg, a holland gulden szinte végig egy igen szűk belső sávon belül volt, ahol az árfolyamegyenlet gyakorlatilag egy egyenes. Az ábrázolt görbe csak a sáv közepétől mérve háromnegyed százalékánál kezd el érdemi nemlineáris hatást mutatni – ez azonban megfelelő számú megfigyelés hiányában nem mérvadó. A fenti megjegyzés egyben kritikát is jelent a szerzők eredményeire vonatkozóan.

A modellből az alábbi módon származtatható leértékelési valószínűség. Első lépésként az árfolyamváltozásának valószínűség-eloszlását közelítik egy GARCH(1,1) modell segítségével, amelynél a várható értéket a (46) egyenlet határozza meg. A feltételes variancia becsléséhez a hibatag *t*-eloszlását választották. Ennek oka, hogy a *t*-eloszlás szélei kövérebbek a normális eloszlásnál, azaz a nagyobb változások valószínűbbek, mint normális eloszlás feltételezése esetén lennének. Ezek után a feltételes valószínűség-eloszlás segítségével azt számolják, hogy mennyi esélye van annak, hogy a jövőbeli árfolyam a sáv felső széle felett legyen, azaz annak, hogy az árfolyam változása nagyobb lesz, mint az előre jelzett árfolyam (= a jelenlegi árfolyam + az árfolyamváltozás feltételes várható értéke) és a sáv felső (azaz a gyenge) szélének távolsága.

⁷³ A 2.3 szakaszban láttuk, hogy az eltolódással igazítás módszerének nemlineáris specifikációja nem tesz különbséget a négyzetre emelt változónál. Ugyanakkor a függő változó ott a sávon belüli árfolyam szintje vagy változása, míg itt az árfolyam változása.

2.16. ábra: A diszkrét sávos árfolyammodell harmadrendű közelítésének becsléséből következő várható árfolyam-változás a sávon belüli helyzet függvényében Hollandia adataira



A modell magyar adatokra való alkalmazását több tényező is nehezíti. Egyfelől, a csúszó leértékelés időszakában a leértékelést előre bejelentették, emiatt az árfolyam-változásnak ezen része természetében tér el a piaci indíttatású változásoktól és az előre be nem jelentett egyedi leértékelésektől. Ezért azt a megoldást választottuk, hogy a függő változóként nem pusztán az árfolyam változását, hanem az árfolyam előre be nem jelentett változását használtuk: 1995. márciusa után az árfolyam változásából levontuk a bejelentett leértékelési mértéket, míg értelemszerűen 1995. márciusa előtt csak az árfolyam tényleges változása szerepel.

Másrészről, a bemutatott diszkrét sávos árfolyammodellben a középárfolyam testesíti meg az egyensúlyi állapotot. Ez reális feltevés az EMS országok esetén, hiszen a központi bankok rendszeresen sávon belüli intervenciókkal igyekeztek ide terelni az árfolyamot. A magyar helyzetre azonban nem ez a jellemző, részben azért, mert az MNB nem avatkozott be a sávon belüli árfolyam alakulásába. A csúszó leértékelés időszakában a forint szinte folyamatosan az erős sávszélen volt, a kiigazítható rögzítés időszakában pedig egy-egy egyedi leértékelést követően ide került az árfolyam. Ezért a sáv erős széle sokkal inkább egyensúlyi helyzetet testesíthet meg, mint a sáv közepe. Ebben az esetben viszont nyilvánvalóan nem tehető különbség az egyensúlyi értéktől való pozitív és negatív eltérést illetően. A könnyebb interpretálhatóság érdekében a sáv erős szélétől való eltérést tekintettük magyarázó változónak ($x_t + B_t$).

Harmadrészt, a sáv szélességének két alkalommal történő változása a sáv erős szélétől való eltérés értékének más értelmezést ad különböző időszakokban. Például egy 1% eltérés a $\pm 0,5\%$ sáv időszakában azt jelentette, hogy a lehető leggyengébb a forint és feltehetően erős leértékelési spekuláció alakult ki, míg a $\pm 2,25\%$ sáv időszakában

csak egy kismértékű elmozdulást jelez az erős szélről. Ezért azzal a feltételezéssel élünk, hogy a sávon belüli helyzet arányaiban hordozta ugyanazon információt, és ennek megfelelően transzformáltuk a sávon belüli helyzetet: x_{t-t} megszoroztuk 4,5-el a $\pm 0,5\%$ sáv időszakában és 4,5/2,5-el a $\pm 1,25\%$ sáv időszakában. Az így transzformált változót egy csillaggal különböztetjük meg: x_t^* .

Különböző specifikációkat illesztettünk a magyar adatokra, és a t -eloszlást feltételező GARCH(1,1) modell ML becslése mellett a normális eloszlást feltételező GARCH(1,1) modellt és a KLMN becslést is megvizsgáltuk.

A GARCH specifikációt feltételező modellek közös jellemzője volt az, hogy a becsült értékek szétrobbanó variancia folyamatot implikáltak, ezért összegüket 1-re, azaz a variancia modelljét IGARCH-ra korlátoztuk. Egy további módosítást is végeztünk a variancia egyenletének specifikálásában, bár ez sem statisztikailag, sem a becsült értékek nagyságát tekintve nem okozott érdemi különbséget: a t -eloszlás esetén a kiinduló feltételes variancia értékét is egy becsülendő paraméternek fogtuk fel. A GARCH modellek becslésekor ugyanis leggyakrabban a hibtag átlagos varianciáját használják kezdőértékként. Ez a mi esetünkben igen alacsony érték, ugyanakkor a mintaperiódus eleje, 1994. januárja turbulens időszakot jelentett a hazai devizapiacra. Bár ezen paraméter nem lett szignifikáns (ugyanakkor a pontbecslés értéke közel kilencszerese volt a hibtag átlagos varianciájának), grafikusán ábrázolva a feltételes variancia idősorát az időszak első pár megfigyelése közgazdaságilag jobban interpretálható volt, mint az átlagos varianciából induló becslés esetén.⁷⁴

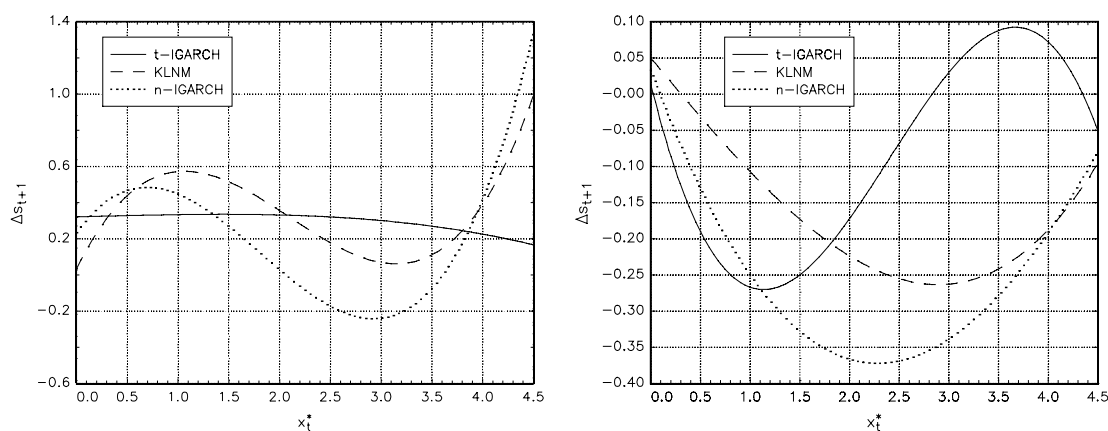
Mivel rezsimváltás történt 1995. márciusában, ezért a kiigazítható rögzítés időszaka-
ára a várható érték egyenletében teszteltük a paraméterek azonosságát. A likelihood-
arány teszt értéke t -eloszlásnál 35,82, normális eloszlásnál pedig 45,40 volt, ezért a pa-
raméterek azonosságának nullhipotézisét határozottan elvetettük, és így a végső specifi-
kációban lehetővé tettük a várható érték egyenletében a paraméterek különbözőségét a
két árfolyamrendszerben. (A variancia egyenletének paraméterei azonosak, ez azonban
nem jelen érdemi megszorítást, mivel mindkét rezsimben IGARCH-specifikációt al-
kalmaztunk.)

⁷⁴ A GARCH modellek kódolásához felhasználtuk *Ronald Schoenberg* internet honlapjáról letölthető programokat (<http://faculty.washington.edu/rons/>). A becsléseket a GAUSS program *korlátozott maximum likelihood* moduljával végeztük. A normális eloszlást feltételező modellnél a kezdeti variancia paraméterének becsült értéke gyakorlatilag az alsó korláttal lett egyenlő függetlenül ennek értékétől (10^{-5} és 10^{-8} közötti alsó korlátokkal próbálkoztunk), ezért a kezdeti varianciát az átlagossal tettük egyenlővé.

A paraméter becslések eredményeit a 2.3 táblázat, az illesztett árfolyamfüggvényt pedig a 2.17 ábra mutatja. A t -eloszlást feltételező IGARCH specifikáció mellett adódó árfolyamfüggvény jelentősen eltér a KLNМ és a normális eloszlást feltételező IGARCH modell implikációjától, amint a 2.17 ábrán látható. A kiigazítható rögzítés időszakában például az árfolyamfüggvény gyakorlatilag vízszintes, azaz a várható árfolyamváltozás nem függ a sávon belüli helyzettől. A csúszó rögzítés időszakában pedig közgazdaságilag nehezen interpretálható alakzatot mutat.⁷⁵

A KLNМ és normális eloszlást feltételező specifikáció néhány érdekes következtetés levonását teszi lehetővé. A kiigazítható rendszerben az árfolyamnak nagyjából a sáv közepén van egy fixpontja, amely azonban instabil a sáv gyenge szélének irányában. Ha a sávközepnél erősebb az árfolyam, akkor a sávközep felé tart, viszont ha gyengébb, akkor a gyenge sávszél felé. Ha az árfolyam eléri a sáv gyenge szélét, akkor 1-1,4 százalékos a további gyengülés várható értéke, azaz ebben az esetben a sáv hitelességes meglehetősen alacsony.

2.17 ábra: A módosított diszkrét sávós árfolyammodell illesztéseiből következő várható árfolyam-változási görbék a transzformált sávon belüli helyzet függvényében



Megjegyzés: A bal oldali ábra a kiigazítható, a jobb oldali a csúszó leértékelés időszakát mutatja. A számításoknál Δs_t és x_t^* mértékegysége nem százalék (azaz például nem 1,4), hanem logaritmus-differencia, illetve százalék/100 (azaz például 0,014), de az ábra könnyebb olvashatósága érdekében a változókat megszoroztuk 100-al.

A csúszó rendszerben alapvetően eltér az árfolyamfüggvény implikációja. Itt is van egy fixpont, a sáv aljához egészen közel, amely stabil. Ha az árfolyam elmozdul a sáv

⁷⁵ A t -eloszlást feltételező modellt megbecsültük úgy is, hogy a szabadságfok értékét 100-ra korlátoztuk. (Ilyen nagyságú szabadságfok mellett a t -eloszlás gyakorlatilag már gyakorlatilag azonos a normális eloszlással.) Az illesztett árfolyamgörbék ebben az esetben nagyon hasonlóak voltak a normális eloszlásnál kapott görbékhez, ezért feltehetően nem programozási hiba okozta az eredményeket.

aljától, akkor várhatóan visszatér oda, amely következtetés a sáv egész terjedelmére érvényes. A visszatérés ereje azonban változik a sávon belüli helyzet függvényében: a sáv erős szélétől a közepéig egyre erősebb, majd a sáv gyenge széle felé fokozatosan gyengül ez a hatás. Ezen eredmények jól interpretálhatóak közgazdaságilag: ha csak viszonylag kismértékű, 2-2,5 százaléknál kisebb sokk téríti el az árfolyamot az erős szélétől, akkor a sokk méretével közel egyenesen arányosan növekvő erő téríti vissza, amelynek oka lehet a stabilizáló devizapiaci spekuláció. Ha nagyarányú sokk téríti el az árfolyamot, akkor viszont a visszatérítés ereje kicsi, amelyet úgy interpretálhatunk, hogy a sáv hitelességének megcsappanása miatt lecsökken a stabilizáló spekuláció.

Tudjuk ugyanakkor, viszonylag kevés megfigyelés áll rendelkezésre a sáv gyenge felén, ezért az erre a régióra levont következtetések is gyenge lábakon állnak. A 2.3 táblázatban láthatjuk is, hogy a csúszó árfolyam időszakára a nemlineáris paraméterek a KLNМ becslésnél nem szignifikánsak, és normális eloszlást feltételező IGARCH modelleknel a második hatványra emelt tag pedig csak 14,7 százalékos szinten szignifikáns (a második hatvány okozza azt, hogy az árfolyamfüggvény meredeksége előjelet vált).

A magyar árfolyamsáv elemzésekor nemcsak a leértékelési, hanem a felértékelési valószínűségek elemzése is fontos kérdés. Ezért a modellből három valószínűséget származtattunk: mekkora a valószínűsége annak, hogy az árfolyam (1) a sáv alsó szélénél erősebb, (2) az alsó és felső szél közötti, (3) a felső szélnél gyengébb lesz. Az első valószínűséget felértékelési, a harmadikat leértékelési spekulációként azonosíthatjuk, míg a másodikat a hiteles sáv eseteként.

Mindhárom becslőeljárás esetén kiszámítottuk a valószínűségeket. A KLNМ becslésnél azzal a feltevessel éltünk, hogy a hibatag normális eloszlású és varianciája megegyezik a mintabeli átlaggal. Mindhárom esetben a számítás természetesen még azon a feltevésen is nyugszik, hogy nulla a valószínűsége annak, hogy az elkövetkező héten az árfolyamsáv szélességének változtatására sor kerül. Ez nem feltétlenül volt elfogadható hipotézis, mindazonáltal minden leértékelési várakozásokat vizsgáló empirikus eljárás kimondatlanul is alkalmazta ezt a feltevést.

Mindhárom modell kvalitatív értelemben hasonló eredményre vezet, ezért csak a normális eloszlású IGARCH modellnél mutatjuk be a valószínűségeket (2.18 ábra).

2.3 táblázat: A módosított diszkrét sávos árfolyammodell illesztése

	KLNM	ML (<i>t</i> -GARCH)	ML (<i>n</i> -GARCH)
<i>LL</i>		1810,97	1694,03
Konstans	0,00049 (1,25)	0,00014 (n.a.)	0,00033 (n.a.)
$x_{t-1}^* + 0,0225$	-0,1652 (-0,75)	-0,5585 (-8,46)	-0,3757 (-4,12)
$(x_{t-1}^* + 0,0225)^2$	0,1922 (0,01)	32,18 (5,01)	9,5927 (1,45)
$(x_{t-1}^* + 0,0225)^3$	61,37 (0,24)	-446,62 (-3,67)	-39,95 (-0,35)
<i>dum</i> _{<i>ap</i>_{<i>t-1</i>}}	-0,0002 (-0,10)	0,0031 (8,65)	0,0020 (1,31)
$(x_{t-1}^* + 0,0225) * dum_{ap_{t-1}}$	1,3078 (2,70)	0,5782 (5,41)	1,1640 (3,62)
$(x_{t-1}^* + 0,0225)^2 * dum_{ap_{t-1}}$	-72,00 (-2,56)	-32,38 (-4,05)	-80,15 (-4,57)
$(x_{t-1}^* + 0,0225)^3 * dum_{ap_{t-1}}$	1075,86 (2,57)	424,01 (3,03)	1340,79 (5,12)
α_0		0,0000 (n.a.)	0,0000 (n.a.)
α_1		0,4574 (9,76)	0,4241 (9,97)
δ_1		0,5426 (11,57)	0,5759 (13,53)
ν		2,6800 (19,95)	
Kezdeti variancia		0,00027 (0,67)	

Megjegyzés. A mintaidőszak 373 heti megfigyelést tartalmaz 1994. január 14. – 2001. március 2. között. *LL*: A likelihood függvény értéke. A becsült paraméterek mellett zárójelben a *t*-hányadosok szerepelnek.

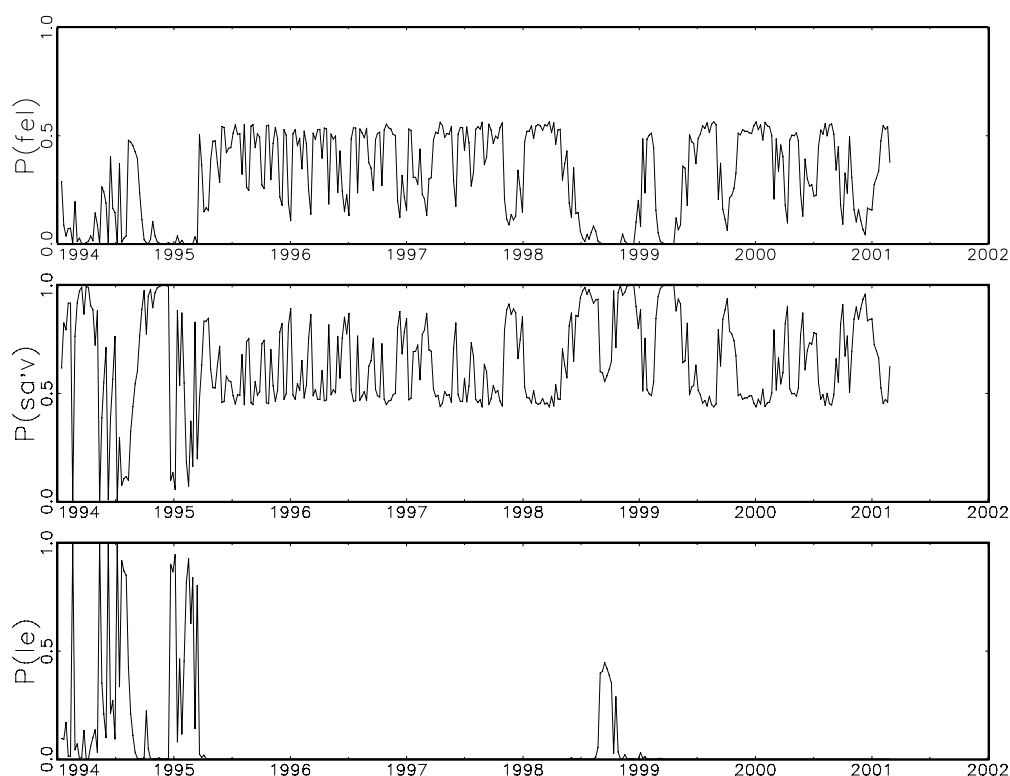
A modell alapján a csúszó árfolyam bevezetése előtt jelentős leértékelési várakozások jellemezték a piacot, azt követően pedig — az orosz válság időszakának kivételével⁷⁶ — nagyjából azonos mértékben oszlik meg a valószínűség a sávon belül maradás és a felértékelési várakozás között. Ezen közös vonás ugyanakkor rávilágít a modell alapvető problémájára: a belőle származtatott valószínűségek nagyon érzékenyek az árfolyam sávon belüli helyzetére. Értelemszerűen, ha az árfolyam és az árfolyam előrejelzésének várható értéke is a sáv alján van, akkor — szimmetrikus valószínűség-

⁷⁶ Az orosz válság idején a *t*-eloszlást feltételező modell kismértékben nagyobb valószínűséget ad a másik két modellnél. Ennek az árfolyamfüggvényben keresendő az oka. A 2.17. ábrán látható, hogy a *t*-eloszlást feltételező modellnél, ha az árfolyam a gyenge sávszélénél nagyobb a sávon belüli felértékelődés a többihez képest. Ezért ebben az esetben az árfolyam várható értéke nagyobb a másik kettőnél, így nagyobb a valószínűsége, hogy a következő héten a sávon kívül lesz az árfolyam.

eloszlások esetén — az előrejelzés eloszlása fele-fele arányban fog megoszlan a sávon kívüli és belüli helyzetek között. Ebben az esetben viszont a modell nem sokkal ad több információt annál, mintha egyszerűen csak az árfolyam sávon belüli helyzetére tekintenénk. Ez hátrány is, hiszen 1995. márciusa után elhanyagolható mértékű leértékelési valószínűségek adódnak eredményül, bár a piac szereplőinek kivárá magatartása miatt ez nem feltétlenül volt igaz.

Megpróbáltuk a modell egyenletét a valósághoz közelíteni azzal, hogy az MNB intervencióinak értékét is szerepeltettük a magyarázó változók között. A becsült paraméter azonban rossz előjelű lett, amelynek nyilvánvalóan az az oka, hogy az erős sávszélen végrehajtott intervenciót felértékelődés sohasem követte, csak azonos helyben maradás vagy leértékelődés.

2.18. ábra: A magyar árfolyamsáv egy héten belüli hitelességi valószínűségei a módosított diszkrét sávos árfolyammodell n-IGARCH ML becslése alapján, 1994. január 14. - 2001. március 2.



2.8. Markov-láncú rezsimváltós modellek⁷⁷

Hamilton [1989] úttörő munkája óta számos tanulmány alkalmazott olyan rezsimváltós modelleket, amelynél a rezsim látens változója *Markov-láncot* követ. Nevezetesen, jelölje ξ_t azt a látens változót, amely 1, 2, ..., N diszkrét értékeket veheti fel attól függően, hogy a vizsgált y_t folyamat a K lehetséges állapota közül melyikben van. Ha

$$(47) \quad P(\xi_t = j | \xi_{t-1} = i, \xi_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = P(\xi_t = j | \xi_{t-1} = i) \equiv p_{ij} \quad ,$$

azaz az adott rezsim feltételes valószínűsége csak az előző időszaki rezsimtől függ, akkor ξ_t N -állapotú *Markov-láncot* követ. *Hamilton* eredetileg olyan autoregressziókat vizsgált, amelyekben a paraméterek értéke rezsimenként változik, például az alábbi regresszióban a konstans változhat rezsimenként:

$$(48) \quad y_t - \mu_{\xi_t} = \phi_1 (y_{t-1} - \mu_{\xi_{t-1}}) + \dots + \phi_k (y_{t-k} - \mu_{\xi_{t-k}}) + \varepsilon_t \quad ,$$

ahol μ_{ξ_t} a rezsimenként változó konstans és $\phi_i, i=1, \dots, k$, az autoregresszív paraméterek.

A modell kiterjeszthető rezsimenként változó autoregresszív paraméterekre és a hibatag rezsimenként változó varianciájára is. A vizsgált y_t változó feltételes eloszlása ekkor az elmúlt k rezsim függvénye. Ha feltételezzük, hogy a feltételes eloszlás emellett csak a saját múltbeli értékeitől függ, azaz

$$(49) \quad f(y_t | \Theta_t) = f(y_t | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-k}, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) \quad ,$$

ahol $f(\cdot)$ a feltételes sűrűségfüggvényt jelöli, Θ_t a rendelkezésre álló információk halmaza, és y_0 a kezdeti feltételeket tartalmazza, akkor *Hamilton* [1989] tanulmányban kifejlesztett eljárás segítségével felírható a likelihood függvény és numerikusan maximalizálható az ismeretlen paraméterek szerint. Az empirikus vizsgálat során becsülendő az egyes rezsimekben a folyamat paraméterei (a fenti egyenletben például μ_j és $\phi_i, j = 1, \dots, N, i=1, \dots, k$) valamint a rezsimok közötti átmeneti valószínűségek. Utóbbiak könnyen kezelhető megjelenítését az alábbi P mátrix mutatja,

$$(50) \quad P = \begin{bmatrix} P(\xi_t = 1 | \xi_{t-1} = 1) & P(\xi_t = 1 | \xi_{t-1} = 2) & \dots & P(\xi_t = 1 | \xi_{t-1} = N) \\ P(\xi_t = 2 | \xi_{t-1} = 1) & P(\xi_t = 2 | \xi_{t-1} = 2) & \dots & P(\xi_t = 2 | \xi_{t-1} = N) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P(\xi_t = N | \xi_{t-1} = 1) & P(\xi_t = N | \xi_{t-1} = 2) & \dots & P(\xi_t = N | \xi_{t-1} = N) \end{bmatrix} \quad .$$

⁷⁷ *Darvas* [2001b] az itt bemutatott eredményeken alapul.

Fontos megjegyezni, hogy ebben a modellben az átmeneti valószínűség mátrixa exogén, azaz független minden egyéb változótól és attól is, hogy mennyi ideje tartózkodik a folyamat egy adott állapotban. Utóbbi egy kedvező tulajdonsága a modellnek, hiszen ezáltal alkalmas egyenlőtlen hosszúságú ciklusok modellezésére. Előbbi, a paraméterek exogén voltát gyakran a modell negatívumaként említik, azonban ehhez hozzá kell tennünk azt, hogy a minta egésze értelemszerűen hatással van arra, hogy milyen becsült értékek adódnak az átmeneti valószínűségekre.

A modell paramétereinek ismeretében becslés adható arra, hogy egy adott t -időpontban a folyamat milyen valószínűséggel tartózkodott az egyes rezsimekben. Erre vonatkozóan kétfajta becslés adható: a t -ik időpontig rendelkezésre álló adatok ismeretében adott becslést nevezik szűrt valószínűségnek (*filtered probability*), és a teljes minta ismeretében adott becslést simított valószínűségnek (*smoothed probability*). Egy adott t időponthoz N^{k+1} szűrt valószínűség tartozik, amelyek azt a feltételes valószínűséget adják meg, hogy a t -ik időpont az i -ik rezsim, a $t-1$ -ik a j -ik rezsim, ..., és a $t-k$ -ik időpont a h -ik rezsim volt:

$$(51) \quad P(\xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-k} | y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) \quad .$$

A simított valószínűségnek pedig N lehetséges értéke van minden t -re:

$$(52) \quad P(\xi_t | y_T, y_{T-1}, y_{T-2}, \dots, y_0) \quad .$$

Ezen valószínűségek számításának menetét lásd *Hamilton* [1994] 22-ik fejezet.

Az első alkalmazás az amerikai üzleti ciklusok vizsgálatára vonatkozott, amelynek fő motivációját az adta, hogy fellendülés és visszaesés időszakában más jellemzői vannak a gazdaságnak. A dollár árfolyamának vizsgálatára is érdekes eredményeket mutatott a modell, hiszen a dollár árfolyama jelentős, több éven át tartó ciklusokat mutatott.⁷⁸

Hamilton–Susmel [1994] kiterjeszti *ARCH* folyamatokra a rezsimváltós modellt az alábbi specifikáció alapján:

$$(53) \quad \varepsilon_t = \tilde{\varepsilon}_t \sqrt{g_{\xi_t}} \quad ,$$

ahol g_{ξ_t} a rezsimtől függő skálatényező, és $\tilde{\varepsilon}_t$ egy szokásos *ARCH*(n) folyamatot követ,

⁷⁸ Lásd *Engle–Hamilton* [1990]. Az általuk bemutatott modell a véletlen bolyongásnál jobb előrejelzőnek bizonyult.

$$(54) \quad \tilde{\varepsilon}_t = \omega_t \sqrt{h_t} \quad ,$$

$$(55) \quad h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tilde{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \tilde{\varepsilon}_{t-n}^2 \quad ,$$

ahol $\omega_t \sim FAE(0,1)$, h_t a feltételes variancia, és α_i a paramétereket jelöli.⁷⁹ A modellt *SWARCH*(N,n)-re (*Switching regime ARCH*) keresztelték el. A modell *GARCH* specifikációra nem terjeszthető ki, mert a (49) feltételes sűrűségfüggvény csak véges számú rezsim függvénye lehet. Ezen megkorlát az azonban empirikusan nem bizonyult korlátozónak: mind *Hamilton–Susmel* eredményei, mind pedig a disszertációban bemutatott eredmények a *SWARCH* modell megfelelő illeszkedéséről tanúskodnak, és különböző statisztikák alapján felülmúlják a *GARCH* modellt.

Kézenfekvőnek látszik a modell alkalmazása az árfolyamrendszer hitelességének vizsgálatára, hiszen joggal feltételezhetjük, hogy más jellemzői vannak a hiteles rögzítésnek és más a spekulatív támadás időszakának. Alapos megfontolást igényel azonban, hogy milyen változóra érdemes a modellt alkalmazni. Magára az árfolyamra nyilván értelmetlen lenne, hiszen 1995 márciusáig számtalan egyedi leértékelés történt, majd a csúszó árfolyamrendszer alatt 11 alkalommal került sor a leértékelési ütem mérséklésére. Ezért sem az árfolyamot, sem annak változását nem lehet önmagában hiteles/nem hiteles rezsimokra bontani. A sávon belüli árfolyam némileg jobb célpontnak tűnik, azonban semmi újat nem tudnánk meg az alkalmazásból: nagy valószínűséggel két rezsim jól jellemezné a folyamatot, és akkor ítélnénk hitelesnek az árfolyamsávot, ha az erős széléhez közel van, és akkor hiteltelennek, ha a gyenge sávszél környékén alakul az árfolyam. Ehhez azonban szükségtelen egy szofisztikált modell illesztése, elégséges, ha csak rápillantunk a 2.1-2.2 ábrákra.

A nominális kamatláb alakulása szoros kapcsolatban áll az árfolyamrendszer hitelességével: a hitelesség erősödésekor a kamatláb csökken, hitelességvesztéskor pedig emelkedik. A három hónapos kamatláb heti változásainak ábrájára pillantva (2.19 ábra) a variancia időbeli változásának képét látjuk.⁸⁰ Ezért a rezsimokat megkülönböztető *Markov*-rezsimváltós modelleket és a feltételes autoregresszív heteroszkedaszticitást

⁷⁹ Pontosabban *Hamilton–Susmel* változatlan paraméterű autoregresszió esetét vizsgálta (μ és ϕ_i , állandóak), továbbá az *ARCH* specifikációban lehetővé tették, hogy negatív hibatagok esetén magasabb legyen a feltételes variancia.

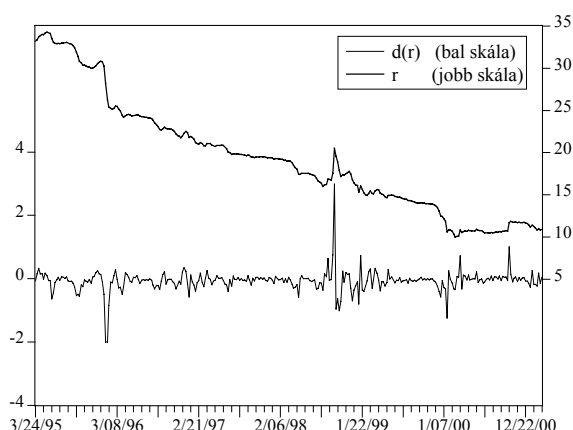
⁸⁰ Statisztikailag el tudtuk utasítani az autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás hiányára vonatkozó nullhipotézist.

összekapcsoló SWARCH modell alkalmazása a kamatlábra kézenfekvőnek tűnik az árfolyamrendszer hitelességének vizsgálatakor.

Az irodalomban *Gómez-Puig—Montalvo* [1997] alkalmazott ilyen modelleket árfolyam-hitelességi vizsgálatokra, akik a spanyol pezeta kamatlábát SWARCH modellel és három másik európai deviza kamatlábát ARCH nélküli rezsimváltós modellel tanulmányozták. Az alkalmazás során a kamatlábat, pontosabban a német márkához viszonyított kamatkülönbséget vizsgálták. Ez azonban megítélésünk szerint helytelen: a vizsgálati időszakban ezen országok kamatlábai *folymatosan* — bár egy-egy spekulációs támadás által megszakítva — konvergáltak a német kamatlábhoz, ezért a szerzők által választott két rezsim bizonyosan nem tudja megfelelően megragadni a kamatkülönbség várható értékét. Az illesztett modell ezért közgazdaságilag értelmezhetetlen eredményre vezet.

A magyar kamatláb ábrájára pillantva látható, hogy azt az időszak túlnyomó részében folyamatos, közelítőleg azonos ütemű csökkenés jellemezte. A mintát két vagy három részidőszakra bontva statisztikailag nem tudtuk visszautasítani azt a nullhipotézist, hogy a csökkenés mértéke azonos.⁸¹ Ezért a kamatláb heti változásaira illesztettünk modelleket.

2.19 ábra: A három hónapos kincstárjegy hozama és heti változásai a csúszó árfolyamrendszer időszakában, 1995. március 24. – 2001. március 2.



A modell illesztésekor az alábbi kérdésekre voltunk kíváncsiak: (1) a SWARCH modellek illeszkedése statisztikailag megfelelő-e és melyik a legjobb specifikáció, (2) az állapotvalószínűségek közgazdaságilag interpretálhatóak-e, (3) a modellek mennyiben képesek a kamatláb változékonyságának előrejelzésére.

⁸¹ A csökkenés ugyanakkor nem determinisztikus trend mellett történik: az egységgyök nullhipotézisét nem tudtuk visszautasítani a trend-stacionaritás alternatívájával szemben.

A fenti kérdések megválaszolásához különböző SWARCH specifikációkat becsültünk és összevetettük a becsült paramétereket és előrejelzéseket néhány alternatív modellel.

A legegyszerűbb alternatív modell a konstans variancia (KV) feltételezése, ahol $\hat{\sigma}_{KV}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\Delta i_t - T^{-1} \sum_{j=1}^T \Delta r_j \right)^2$. Ekkor mindössze két paraméter becslésére van szükség (mintaátlag és variancia), és az előrejelzés minden időpontra $\sigma_{t+k|t}^2 = \hat{\sigma}_{KV}^2$ minden t -re és k -ra, ahol $\sigma_{t+k|t}^2$ a t -ik időpontban a $t+k$ -ik időpontra vonatkozó variancia becslést jelenti. Szintén egyszerű alternatív modellt ad egy autoregresszív modell KLNМ becslése, ahol a hibatag becsült varianciája adja minden t -re és k -ra a keresett előrejelzést, $\sigma_{t+k|t}^2 = \hat{\sigma}_{KLNМ}^2 \equiv \hat{\sigma}_{\varepsilon_t}^2$, ahol ε_t a regresszió hibatagját jelöli. Egy AR(1) modell tűnt statisztikailag megfelelőnek, így ennél a modellenél három paraméter becslésére van szükség (regressziós konstans, autoregresszív paraméter, hibatag varianciája). Ennél a két egyszerű modellenél nincsen szükség eloszlásbeli feltevésre⁸², és mivel az előrejelzés azonos minden t -re és k -ra, ezért az egyhetes és egy negyedéves előrejelzések 2.4 táblázatban látható statisztikái csak azért különböznek egymástól, mert az utóbbinál 12-vel kevesebb megfigyelés áll rendelkezésre az előrejelzés értékelésénél.

Az autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitást feltételező modelleket normális és t -eloszlás feltételezésével is kiszámítottuk.⁸³ Elsőként GARCH(1,1) modelleket becsültünk maximum likelihood eljárással. Mint a 2.4 táblázatban látható, a feltételes variancia egyenletének paraméterbecslései szétrobbanó folyamatot implikálnak ($\alpha_1 + \delta_1 > 1$), amely tükröződik az előrejelzési hiba nagymértékű emelkedésében az előrejelzés időtávjának növekedésével. Egy GARCH(1,1) modell k -periódusú előrejelzése ugyanis az alábbi képlet iterálásával számítható:

$$(56) \quad h_{t+k|t} = \hat{\alpha}_0 + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\delta}_1) h_{t+k-1|t} \quad ,$$

ahol értelemszerűen $h_{t+1|t} \equiv h_{t+1}$. A szétrobbanó variancia folyamat miatt megbecsültük a modellt IGARCH(1,1) specifikáció — azaz a $\alpha_1 + \delta_1 = 1$ korlátozás — mellett is. Ezen specifikáció egy hetes időtávon jobban jelzi előre a variancia változását, mint a KV modellje, ugyanakkor az előrejelzés időhorizontjának növekedésével romlik az előrejelzés

⁸² Ugyanakkor a KLNМ becslés log-likelihood értéke normális eloszlást feltételezve: -93,17.

⁸³ Az előző szakaszban utaltunk a t -eloszlás melletti érvekre.

pontossága és negyedéves szinten az egyszerű KV modell és az MSE alapján a KLMN becsült hibatag szórása is jobb előrejelzőnek bizonyult. Az eredmény oka feltehetően az, hogy valóban léteznek ARCH hatások (ezért rövidtávon javul az előrejelzés), ugyanakkor a feltételes varianciát az IGARCH modell rosszul írja le, azaz a varianciát érő sokkok csak átmenetiek szemben az IGARCH által feltételezett tartóssággal.

A GARCH/IGARCH modellek gyenge szereplése mindenképpen felveti a feltételes variancia eltérő specifikálásának szükségességét. *Hamilton–Susmel* [1994] egyik fő motivációja a SWARCH modellek kifejlesztésekor is az volt, hogy a GARCH modellek által gyakran implikált nagyfokú *perzisztencia* ($\alpha_1 + \delta_1$ magas értéke) gyakran az ARCH folyamatban bekövetkező strukturális töréseknek tulajdonítható, amelyet az is alátámaszt, hogy a perzisztencia értéke jelentősen változik, ha különböző részmintákra becsülik a modelleket. Ha a kamatláb heti változásaira tekintünk, akkor a strukturális törések, vagy más néven „rezsimek” jelenléte nagyon is valószínűnek látszik: nem pusztán alacsony és magas változékonyságú időszakok váltogatják egymást, ahogyan az egy (G)ARCH folyamatnál szokásos, hanem kevés számú időszakban kiemelkedően nagyfokú változékonyság jellemzi az idősort. A *Markov*–rezsimváltós ARCH modell kifejezetten alkalmas olyan idősorok modellezésére, amelyek varianciája hirtelen, eltolás-szerűen emelkedik és csökken.

Két és háromállapotú SWARCH modelleket becsültünk maximum likelihood eljárással.⁸⁴ A kétállapotú modellek paraméter-bebecslése robusztus eredményre vezetett: tesztoles kezdőértékekből az ML becslés ugyanazon maximumhoz konvergált. Amint a 2.4 táblázatban látható, a variancia perzisztenciája jelentősen csökkent: a normális eloszlást feltételező modellnél 0,857-re míg a *t*-eloszlásnál 0,542-re. (Mindegyik SWARCH specifikációnál mind a várható értéknél, mind a varianciánál elsőrendű autoregresszió elégségesnek bizonyult.) A második rezsimben 13-20-szor magasabb a folyamat varianciája. Az átmenti valószínűségek becsült mátrixa:

$$\hat{P}^{(N-SWARCH(2,1))} = \begin{bmatrix} 0,943 & 0,119 \\ 0,057 & 0,881 \end{bmatrix}, \quad \hat{P}^{(t-SWARCH(2,1))} = \begin{bmatrix} 0,931 & 0,069 \\ 0,069 & 0,931 \end{bmatrix}$$

Mindkét állapot jelentős perzisztenciát mutat, például 93-94% annak a valószínűsége, hogy az alacsony változékonyságú állapotot szintén az alacsony változékonyságú állapot követi, függetlenül attól, hogy mióta tartózkodik a folyamat ebben az állapotban.

⁸⁴ A SWARCH modellekhez a likelihood függvény GAUSS kódolását *James D. Hamilton* internet honlapjáról töltöttük le (<http://weber.ucsd.edu/~jhamilton>).

Ezen valószínűségből ugyanakkor kiszámolható az adott állapot átlagosan várható hosszúsága, amely például a normális eloszlást feltételező modellnél $1/(1-p_{11})=17,5$ és $(1/(1-p_{22})=8,4$, amelyek a folyamat időegységében, azaz hetek számában értendők.

Előrejelzés az alábbi gondolatmenet alapján származtatható egy SWARCH modellből. Ha az állapotok bizonyossággal ismertek lenének, akkor

$$(57) \quad \begin{aligned} E(\varepsilon_{t+k}^2 | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-q+1}, \tilde{\varepsilon}_t, \tilde{\varepsilon}_{t-1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{t-q+1}) = \\ E(g_{t+k} \tilde{\varepsilon}_{t+k}^2 | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-q+1}, \tilde{\varepsilon}_t, \tilde{\varepsilon}_{t-1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{t-q+1}) = \\ E(g_{t+k} | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-q+1}) E(\tilde{\varepsilon}_{t+k}^2 | \tilde{\varepsilon}_t, \tilde{\varepsilon}_{t-1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{t-q+1}) \end{aligned}$$

ahol az utolsó egyenlőség abból következik, hogy ξ_t független ω_τ -tól és $\tilde{\varepsilon}_\tau$ -tól minden t -re is τ -ra. A skálafaktor előrejelzése:

$$(58) \quad E(g_{t+k} | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-q+1}) = \sum_{j=1}^N g_j \Pr(\xi_{t+k} = j | \xi_t),$$

ahol a feltételek ξ_t -re csökkenése a *Markov*-tulajdonságból következik. Könnyen belátható⁸⁵, hogy

$$(59) \quad \begin{bmatrix} P(\xi_{t+k} = 1 | \xi_t = j) \\ P(\xi_{t+k} = 2 | \xi_t = j) \\ \vdots \\ P(\xi_{t+k} = N | \xi_t = j) \end{bmatrix} = P^k e_j.$$

ahol P az átmeneti valószínűségek (50)-ben definiált mátrixa és e_j a $N \times N$ elemű egységmátrix j -ik oszlopa. Tehát az (58)-ban felírt várható érték egyszerűen $g' P^k e_j$, ahol g a skálátényezők $N \times 1$ -es vektora.

Az (57) várható érték második tagja pedig könnyen adódik az ARCH folyamat előrejelzéséből, azaz az (56) egyenlet iterálásából, ahol az iteráció első eleme ($h_{t+1|t} \equiv h_{t+1}$) az (55) egyenlet alapján adódik a t -ik időpontbeli értékeket behelyettesítve, és értelemszerűen $\delta_1=0$.

⁸⁵ Ez abból következik, hogy az átmeneti valószínűségek $N \times 1$ -es vektora, Λ_t — amelynek j -ik eleme 1, ha $\xi_t = j$ és a többi elem nulla, azaz $\Lambda_t \equiv (0, 0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)'$ — egy elsőrendű autoregresszív folyamatot követ: $\Lambda_t = P \Lambda_{t-1} + \varpi_t$, ahol ϖ_t egy nulla várható értékű és a múltbeli információk alapján előrejelezhetetlen $N \times 1$ -es vektor. A k -periódusú előrejelzéshez a P mátrixot a k -ik hatványra kell emelni,

A gyakorlatban nem ismertek az egyes állapotok bizonyossággal, hanem ezeket is a mintából becsüljük. Ezért az előrejelzéshez minden egyes állapothoz tartozó előrejelzést ki kell számolni, majd a becsült állapotvalószínűségekkel összesúlyozni őket.

A SWARCH modellek illesztése jelentősen javítja az előrejelző képességet: mind a kétállapotú, mind a háromállapotú modellek jobb eredményt adnak az összes eddigi modellnél. A 2.4 táblázatban bemutatott négy modell között e tekintetben alig van különbség.

A két- és háromállapotú modellek előrejelzési közötti elhanyagolható különbség a háromállapotú modell ellen szól, hiszen itt jóval több paraméter becslésére van szükség. Emellett a log-likelihood érték is csak igen kis mértékben emelkedik. A háromállapotú modellek becslésére elsősorban azért került sor, mert egy közgazdasági kérdést is feltettünk az árfolyamrendszer hitelességével kapcsolatban. Ugyanis a kétállapotú modell becsült állapotvalószínűségei arra rámutattak, hogy mikor lehetett a folyamat az alacsony és mikor a magas variancia állapotában, azonban mind felértékelési, mind leértékelési spekuláció időszakában megemelkedik a variancia. A háromállapotú modell megkülönböztetheti a két különböző irányú spekulatív, valamint a nem-spekulatív időszakokat, ha azt feltételezzük, hogy ezen időszakok a variancia skálatényezőjében (g_{ξ_t}) különböznek egymástól.

A háromállapotú modellek becslése érzékenynek bizonyult a kezdőértékekre, azaz más-más kezdőértékektől indítva a maximalizálciót a likelihood függvény más-más lokális maximumához konvergált a becslés. Ezen túlmenően — hasonlóan *Hamilton–Susmel* eredményeihez — az átmeneti valószínűségek mátrixában néhány elemre nullához közeli eredmény adódott. Ezek miatt a mátrix néhány elemére nulla korlátozást vetettünk ki, amely korlátokat közgazdasági megfontolás alapján alakítottuk ki: legyen nulla annak a két eseménynek a valószínűsége, hogy a felértékelési és leértékelési spekulációk időszakai közvetlenül követik egymást. Ezen korlátozások melletti eredményeket mutatja a 2.4 táblázat utolsó két oszlopa és az alábbi átmeneti mátrixok:

$$\hat{P}^{(N-SWARCH(3,1))} = \begin{bmatrix} 0,901 & 0,113 & 0,106 \\ 0,055 & 0,887 & 0 \\ 0,044 & 0 & 0,894 \end{bmatrix}, \quad \hat{P}^{(t-SWARCH(3,1))} = \begin{bmatrix} 0,924 & 0,084 & 0,047 \\ 0,059 & 0,916 & 0 \\ 0,017 & 0 & 0,953 \end{bmatrix}$$

azaz $E(\Lambda_{t+k} | \Lambda_t, \Lambda_{t-1}, \dots) = P^k \Lambda_t$, így ha a t -ik időpontban a j -ik állapotban volt a folyamat, akkor értelemszerűen adódik (59).

2.4 táblázat: A feltételes heteroszkedaszticitás különböző modelljeinek illesztése a kamatláb-változásra

	Konstans var.	KLNM	GARCH	GARCH	IGARCH	IGARCH	SWARCH	SWARCH	SWARCH	SWARCH
Eloszlás			n	t	n	t	n	t	n	t
Rezsím	1	1	1	1	1	1	2	2	3	3
Paraméter	2	3	5	6	4	5	7	8	10	11
LL.			27,48	99,72	26,03	96,75	92,76	103,10	95,00	103,30
μ		-0,050 (-2,72)	-0,006 (-0,61)	-0,025 (-4,02)	-0,011 (-1,03)	-0,026 (-9,97)	-0,015 (-2,82)	-0,023 (-3,86)	-0,014 (-2,82)	-0,022 (-3,80)
ϕ		0,301 (5,53)	0,384 (4,78)	0,285 (4,55)	0,412 (5,09)	0,300 (4,84)	0,401 (7,24)	0,253 (4,31)	0,342 (6,27)	0,257 (4,38)
α_0			0,0097 (3,63)	0,0116 (1,08)	0,0131 (3,87)	0,0073 (2,38)	0,0042 (3,28)	0,0064 (2,39)	0,0029 (3,09)	0,0058 (2,45)
α_1			0,903 (4,74)	1,987 (1,15)	0,677 (7,84)	0,608 (6,11)	0,857 (4,99)	0,542 (1,73)	0,853 (4,37)	0,507 (1,70)
δ_1			0,348 (5,47)	0,349 (3,78)	0,323 (3,74)	0,392 (3,94)				
ν				2,34 (6,46)		3,04 (9,36)		3,38 (3,99)		3,57 (3,73)
g_2							20,93 (3,77)	12,87 (2,90)	6,31 (1,49)	10,09 (1,97)
g_3									36,87 (2,13)	20,23 (1,61)
$MSE(1)$	0,3844	0,3369	0,3919	1,5328	0,2908	0,3025	0,2483	0,2522	0,2607	0,2491
$MAE(1)$	0,1632	0,3378	0,1630	0,3204	0,1310	0,1310	0,1270	0,1162	0,1287	0,1139
$MSE(13)$	0,3996	0,3479	86,166	1,3e+9	0,5213	0,4736	0,3092	0,3111	0,3060	0,3117
$MAE(13)$	0,1663	0,3268	2,8484	9094,0	0,3083	0,2396	0,1219	0,1143	0,1234	0,1208

Megjegyzések. A mintaidőszak 310 heti megfigyelést tartalmaz 1995. március 31. – 2001. március 2. között. A KLNMBecslés log-likelihood értéke normális eloszlást feltételezve: -93,17.

$MSE(k) = (T - k)^{-1} \sum_{t=1}^{T-k} (\hat{\varepsilon}_{t+k}^2 - \sigma_{t+k|t}^2)^2$, $MAE(k) = (T - k)^{-1} \sum_{t=1}^{T-k} |\hat{\varepsilon}_{t+k}^2 - \sigma_{t+k|t}^2|$, ahol $\hat{\varepsilon}_t$ a becsült egyenlet hibatagja, illetve a konstans varianciát feltételező modellnél $\hat{\varepsilon}_t = \Delta r_t - T^{-1} \sum_{j=1}^T \Delta r_j$.

A három állapot simított valószínűségeit a t -eloszlás esetén a 2.20 ábra, normális eloszlás mellett pedig a 2.21 ábra mutatja. Érdekes az állapotvalószínűségek időbeli alakulásának összevetése: normális eloszlás mellett ezek sokkal változékonnyabbak, mint

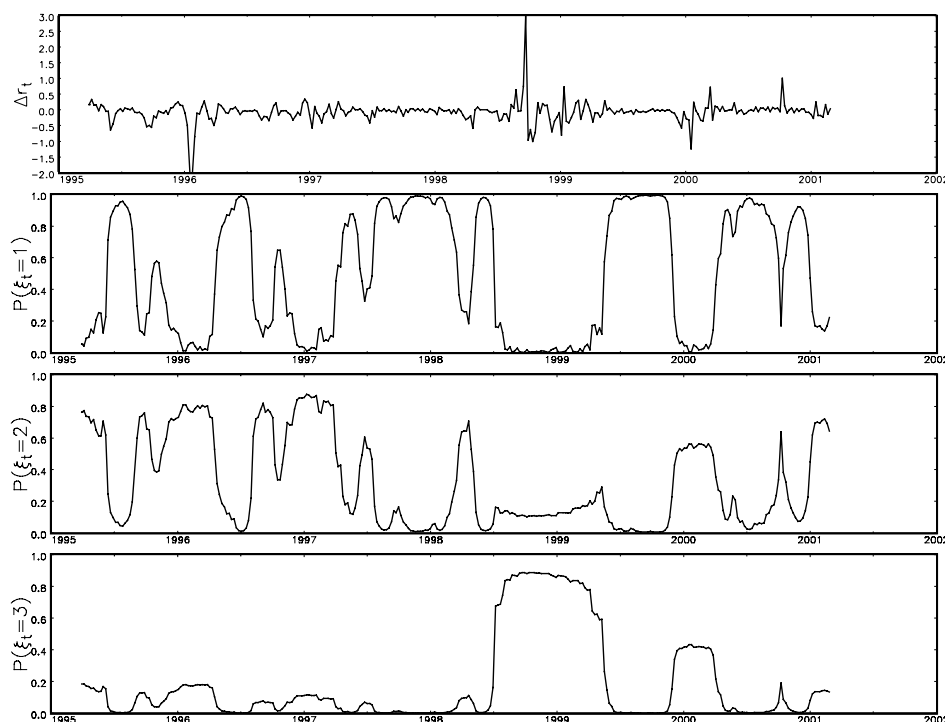
t -eloszlás mellett⁸⁶. Ennek az lehet az oka, hogy a normális eloszlás szűkebb szélekkel rendelkezik, és ezért kevésbé tudja elfogadni egy-egy nagyobb mértékű változásról, hogy az az adott eloszlásból (rezsimből) származik. Feltehetően ez magyarázza azt is, hogy a harmadik állapot, amelyet a leértékelési spekuláció időszakaként definiálhatunk, normális eloszlásnál sokkal magasabb skálatényezővel rendelkezik (36,87), mint t -eloszlás esetén (20,23).

Érdekes a két modell becsült átmeneti mátrixát is összehasonlítani. Közös vonásuk, hogy az első rezsimből (amelyet spekulációmentes alapállapotnak tekintünk), kisebb a leértékelési spekulációs állapotba való átmenet valószínűsége (1,7-4,4 százalék), mint a felértékelési spekulációs állapotba (5,5-5,9 százalék). Ez közgazdaságilag elfogadható eredmény, hiszen tudjuk, hogy az MNB-nek sokkal többször kellett beavatkoznia a forint védelmében a sáv erős szélénél, mint a gyenge szélénél. Mindhárom állapotnál az adott állapotban maradás esélyei viszonylag magasak, ugyanakkor a normális eloszlásnál ezen értékek kisebbek, amelyet az előző bekezdésben említett vékony eloszlásszél magyarázhat. Érdekes eredmény, hogy bár a leértékelési spekuláció állapotába kerülésének becsült valószínűsége nagyon kicsi, az itt maradás esélye a legnagyobb a három rezsim közül a t -eloszlást feltételező modellnél. Az átmeneti valószínűséget ábrájára pillantva látható, hogy ez a rezsim nagy valószínűséggel egy hosszabb időszakban, az orosz válság–brazil válság és koszovói háború kitörésének időszakában volt jellemző, valamint kisebb valószínűséggel 2000 elején. Érdekes a két modell implikációját összevetni a 2000. novemberi kamatemelést illetően. Ekkor az MNB az infláció visszaszorítása érdekében emelt kamatot, azonban a különböző mutatószámok alapján az árfolyamsáv hitelessége nem mérséklődött. A t -eloszlást feltételező modell alapján is ezt a követetést lehet levonni, azonban a normális eloszlást feltételező modell gyakorlatilag 1 valószínűséget társít a harmadik állapothoz, amelyet leértékelési spekulációs időszaként interpretáltunk. Ezen eredmények is a t -eloszlást feltételező modell mellett szólnak.

Az eredmények értékelésekor érdemes még kiemelni, hogy a t -eloszlás becsült szabadságfoka mindegyik modellnél meglehetősen alacsonynak bizonyult, 2,3-3,6 között alakult. Ez arra utal, hogy a t -eloszlás jobban közelíti a kamatlábváltozás mintabeli eloszlását, mint a normális eloszlás.

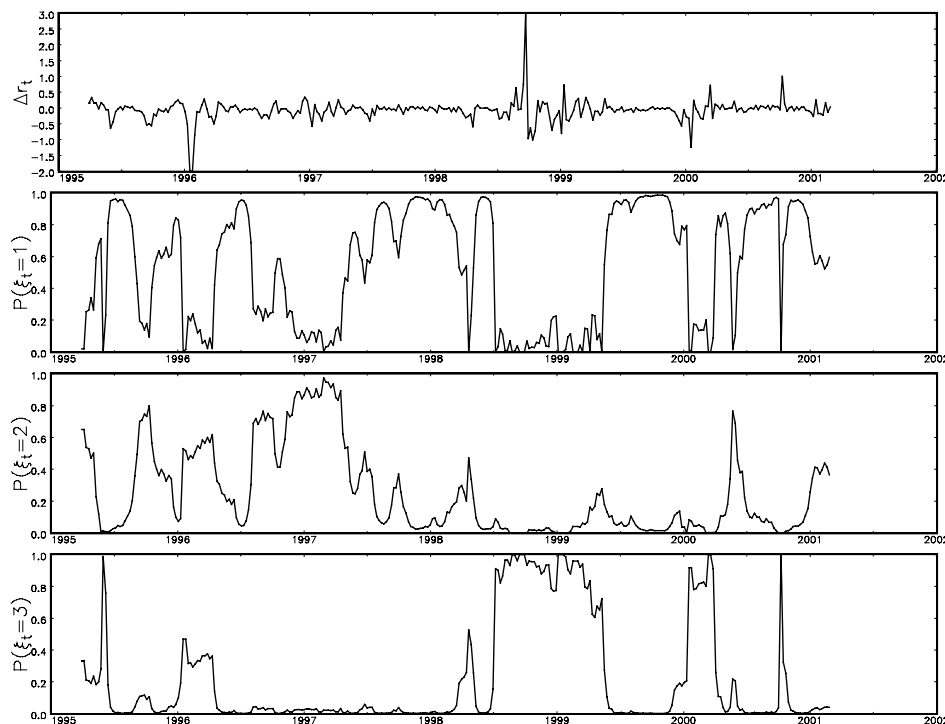
⁸⁶ Az ábrák a simított valószínűségek értékeit mutatják. A szűrt valószínűségek ábráin még jelentősebb volt a különbség.

2.20 ábra: SWARCH állapotvalószínűségek: három hónapos kamatlábváltozás, t-eloszlás, 1995. március 31. – 2001. március 2.



Megjegyzés: a legfelső részábra a kamatláb heti változását mutatja, az alsó három pedig a három rezsím simított valószínűség-bebecslését, $P(\xi_t | \Delta r_T, \Delta r_{T-1}, \Delta r_{T-2}, \dots, \Delta r_0)$.

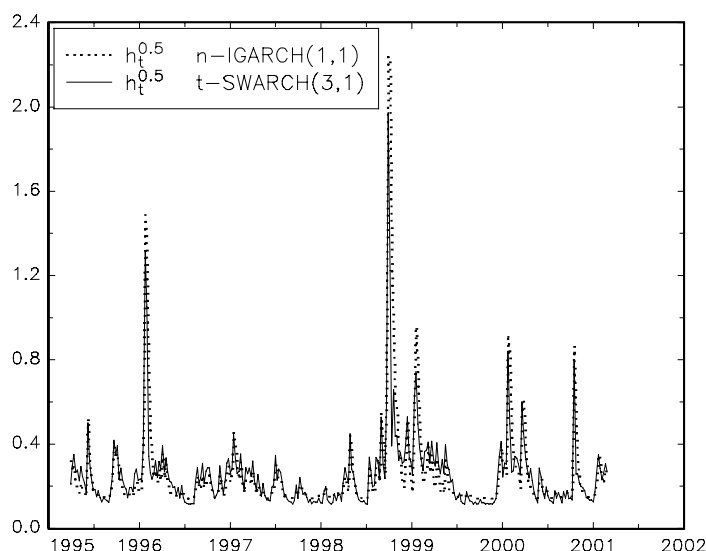
2.21 ábra: SWARCH állapotvalószínűségek: három hónapos kamatlábváltozás, normális eloszlás, 1995. március 31. – 2001. március 2.



Megjegyzés: a legfelső részábra a kamatláb heti változását mutatja, az alsó három pedig a három rezsím simított valószínűség-bebecslését, $P(\xi_t | \Delta r_T, \Delta r_{T-1}, \Delta r_{T-2}, \dots, \Delta r_0)$.

Végezetül a 2.22 ábra a feltételes szórás értékét, azaz $\sqrt{h_t}$ -t mutatja a normális eloszlást feltételező IGARCH és a t -eloszlást feltételező háromállapotú SWARCH modell esetén. Bár a modellek jelentősen különböznek egymástól, a becült feltételes szórás hasonló. Ennek magyarázata az, hogy az egyértelműen jelen lévő ARCH hatások miatt rövidtávon az IGARCH folyamat is viszonylag jól jellemzi a modellt — amint a táblázatban látható, az egyhetes előrejelzés csak kismértékben rosszabb IGARCH mint SWARCH esetben. Az IGARCH modell negatívuma elsősorban abban keresendő, hogy a variancia tartós és nagyarányú ingadozásait — azaz a strukturális változásokat — nem tudja megfelelően megragadni.

2.22 ábra: A három hónapos kamatláb-változás becült autoregresszív feltételes szórása n-IGARCH(1,1) és t-SWARCH(3,1) modellekkel, 1995. március 31. – 2001. március 2.



2.9. Ugrásos modellek

A kiigazítható rendszerben a középárfolyam alakulását időszaki változatlanóság és egy-
szeri megváltozások, „ugrások” jellemzik. Számos sztochasztikus folyamatra kifejleszt-
tettek olyan módszereket, amelyek az ugrások modellezésére alkalmasak. Lebegő árfolyamokra, amelyek szintén időnként jelentős mértékben változnak, már a nyolcvanas években becsültek ilyen modelleket. Az árfolyam-változások ugyanis ún. leptokurtikusak (a normálisnál nagyobb kurtózissal rendelkezők, azaz széles szélűek) és időnként ferdek is voltak. *Akgiray–Booth* [1988] és *Tucker–Pond* [1988] például három, illetve négy különböző modellt vizsgált a főbb nemzetközi deviza-
keresztárfolyamok modellezésére, amelyek alkalmasak lehetnek a fenti megfigyelt jellemzők létrehozására: t -eloszlás, általános stabil eloszlás, több normális eloszlás keve-

réke, és normális eloszlás és egy ugrásos folyamat keveréke. Utóbbi mögött azon közgazdasági megfontolás húzódik meg, hogy rendkívüli hírek hiányában az árfolyamalakulás jól közelíthető egy folytonos folyamattal (például *Brown*–mozgással), viszont váratlan hírek érkezésekor a folyamat folytonossága megszakad és egy ugrás történik az árfolyam alakulásában. Ezen modelleket nevezik ugrás-szétterjedés (*jump–diffusion*) modelleknek. Mindkét szerzőpáros *Poisson*–folyamattal modellezte az ugrásokat feltételezve az ugrás mértének normális eloszlását. Következtetésük is azonos volt: az ugrás-szétterjedés modell jobban jellemezte az árfolyamok megfigyelt eloszlását a többi modelnél.

Sávós árfolyamokra *Vlaar–Palm* [1993] alkalmazta elsőként az ugrás-szétterjedés modellt. Az EMS árfolyamok változásai sokkal leptokurtikusabbak voltak a lebegő árfolyamú devizáknál és meglehetősen ferde volt az eloszlásuk. Mindkét jellemzőt az árfolyamsáv leértékelései okozhatják, amelyek minden esetben egyirányúak voltak, azaz a német márkához viszonyított leértékelést jelentettek. Az ugrás-szétterjedés modelljét kiegészítik mozgóátlagolású tagokkal, amelyek az árfolyam sávon belüli stabilitását kívánták kifejezni, valamint autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitással, amely a volatilitás időbeli alakulását modellezi. Az ugrás jellemzésére *Poisson*–folyamat mellett a *Bernoulli*–folyamatot is megvizsgálták. A modell az alábbi egyenletekből áll:

$$(60) \quad \Delta s_t = \mu + P\varpi + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^k \psi_i \varepsilon_{t-i} \quad ,$$

$$(61) \quad h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad ,$$

ahol $\varepsilon_t \sim (1-P) N(-P\varpi, h_t) + P N((1-P)\varpi, h_t + \sigma^2)$, P jelöli a súlytényezőt a két eloszlás között, amelyet az ugrás intenzitásának vagy valószínűségének nevezünk, ϖ az ugrás várható értéke, σ^2 az ugrás varianciája, h_t pedig a feltételes variancia. ε_t várható értéke nulla P -től függetlenül.

A modell becslése *maximum likelihood* eljárással végezhető, amelyhez a likelihood függvények analitikus formája természetesen az ugrási folyamattól (*Poisson* vagy *Bernoulli*) is függ. Mindkét ugrási folyamatot feltételező modellt megbecsültük a forint árfolyamára⁸⁷, és azt találtuk, hogy egyrészt a kiigazítható rögzítés időszakára jobban illeszkedik a modell, másrészt ekkor magasabb volt az ugrás várható értéke és intenzitá-

⁸⁷ Köszönettel tartozom *Peter Vlaar*nak, amiért rendelkezésemre bocsátotta GAUSS programjait.

sa, mint a csúszó rendszerben. A hitelesség vizsgálata szempontjából azonban ezek nem jelentenek többletinformációt ahhoz képest, mintha egyszerűen rápillantanánk a *1.1 ábrára*. A modell alapvető hátránya, hogy állandó ugrási várható értéket és intenzitást feltételez az egész mintaperiódusban, tehát becslése nem teszi lehetővé a hitelesség fokozódásának vagy csökkenésének nyomon követését.

Bekaert–Gray [1996] és *Vlaar* [1998] ezen utóbbi kedvezőtlen tulajdonságot küszöbölik ki.⁸⁸ Náluk az ugrás feltételes valószínűsége és/vagy az ugrás várható értéke időben változik és különböző makroökonómiai változók függvényeként alakul.

A le- és felértékelési spekulációk változása nehézzé teszi az ugrás valószínűségének és várható értékének egyaránt időben változóvá tételét. A várható értéknél még nincsen probléma, és kézenfekvőnek látszik a hozamgörbe meredekségét magyarázó változóként használni: ha a hosszú távú kamatok magasabbak a rövid távú kamatoknál (vagy a külföldinél meredekebb a hozamgörbe), akkor pozitív az ugrás várható értéke (azaz várhatóan leértékelődik a forint) és fordítva negatív meredekségű hozamgörbénél. A várható érték előjelváltásakor azonban nem monoton a makroökonómiai változók hatása az ugrás valószínűségére: például minél rosszabb a fizetési mérleg annál nagyobb a leértékelési ugrás valószínűsége és minél jobb a fizetési mérleg annál nagyobb a felértékelési ugrás valószínűsége.

Az előjelváltásból eredő nem-monotonitási probléma természetesen nem csak a magyar helyzetre vonatkozik, ezért a fenti megállapítás súlyos kritikát jelent a más országokra történt alkalmazásokra vonatkozóan, amennyiben azoknál is feltételezhető, hogy a mintaidőszakban le- és felértékelési vagy sávon belüli le- és felértékelődési spekulációk egyaránt előfordultak.

A számításoknál ezt a problémát úgy kezeltük, hogy a két kérdéses változó közül csak az egyiket, nevezetesen az ugrás valószínűségét tettük makroökonómiai változók függvényévé, míg a várható érték állandóságát feltételeztük. A választott kompromisszumos megoldás ugyanakkor nem teszi lehetővé a le- és felértékelési spekulációs időszakok megkülönböztetését, ezért a modellt célszerűtlen az 1994-2001-es időszak egészére becsülni. Ennélfogva külön-külön becsültük a kiigazítható és a csúszó rögzítés időszakaára a modellt. Az idézett két tanulmányhoz hasonlóan mi is heti adatokat használtunk, ezért a havi frekvencián elérhető makroökonómiai változókat lineárisan heti

⁸⁸ Bár érdekes módon *Bekaert–Gray* [1996] nem hivatkozik a *Vlaar–Palm* [1993] tanulmányra.

szintre számítottunk.⁸⁹ A heti frekvencia mellett az hozható fel érvként, hogy az árfolyam és a kamatláb heti adatai információt hordoznak az árfolyam eloszlására vonatkozóan, míg a makroökonómiai változók csak lassan változnak, ezért a simítással heti szintre számítás nem vezet jelentős torzuláshoz.

Endogén változóként — a 2.7 szakaszhoz hasonlóan — az árfolyam-változásnak a bejelentett leértékeléssel csökkentett értékét használtuk. Az alábbi magyarázó változókat próbáltuk ki a konstans és egy MA tag mellett: (a) az árfolyamnak a sáv erős szélétől mért transzformált távolsága⁹⁰, (b) a folyó fizetési mérleg elmúlt 12 havi együttes hiánya euróban mérve⁹¹, (c) a Németországhoz viszonyított inflációs különbségnek a bejelentett leértékeléssel csökkentett értéke, (d) a Németországhoz viszonyított kamat különbségnek a bejelentett leértékeléssel csökkentett értéke. Mivel a csúszó árfolyamrendszer időszakára vonatkozó eredmények (amely időszak a mintaperiódus 82 százalékát teszi ki) számos kivetni valót hagynak maguk után, ezért csak a főbb eredményeket emeljük ki.

- A kiigazítható rögzítés időszakára az ugrás várható értékének becslése 1-1,5 százalék körül, az átlagos intenzitás pedig 30-50 százalék között alakult. A paraméterbecslések helyes előjelűek voltak: az inflációs különbség pozitív, a folyó fizetési mérleg egyenlege negatív kapcsolatban állt az ugrás valószínűségével, a végső specifikációban előbbi 2 százalékos, utóbbi azonban csak 17 százalékos szignifikancia szinten különbözött nullától. A sáv aljától mért árfolyamhelyzet fontos, 1 százalékos szignifikancia szinten magyarázó tényezője volt az árfolyam változásának, az MA(1) tag nem bizonyult szignifikánsnak, továbbá egy stacionárius GARCH(1,1) folyamat megfelelően modellezte a variancia változását és a hibatagok normalitására vonatkozó nullhipotézist nem tudtuk visszautasítani.
- A csúszó rögzítés időszakánál az ugrás várható értékére alacsony, 0,07 százalékos negatív (azaz felértékelődési) érték adódott eredményül, amelynek nem sikerült szignifikáns makroökonómiai meghatározóit kimutatni. Bár számos specifikációban az inflációs különbség negatív és a folyó fizetési mérleg egyenlege pozitív paraméterbecsléshez vezetett, a paraméterek becsült hibái meghaladták a pontbecslések értékeit. A variancia paraméterei minden esetben IGARCH speci-

⁸⁹ Vlaar [1998] is ezt a módszert használja, Bekaert–Gray [1996] pedig „lépcsős” változóvá alakítással végezte a frekvencia-konverziót, azaz a változók állandóak 4-5 héten át.

⁹⁰ Lásd a 103. oldalon.

⁹¹ A használt mértékegységről lásd a későbbiekben a 97. lábjegyzetet.

fikációt implikáltak, a hibatagok normalitását határozottan el tudtuk vetni. A várható érték egyenletét tekintve a sáv erős szélétől mért helyzet nem bizonyult szignifikáns magyarázó változónak, az MA(1) tag viszont határozottan egy pozitív paraméterrel.

Mindkét időszakra vonatkozó eredményeket magyarázhatjuk az időszakok jellemzőivel. A kiigazítható rögzítés időszakában számtalanszor előfordult kisebb-nagyobb mértékű leértékelés és sávon belüli árfolyammozgás, és a leértékelések gyakran akkor következtek be, amikor az árfolyam a sáv gyenge szélének közelében volt. Kedvező, hogy a makroökonómiai változók bizonyos hatását ki lehetett mutatni.

A csúszó rögzítés időszakában ugyanakkor gyakorlatilag nem volt árfolyammozgás a bejelentett leértékelésen kívül, ezért nem meglepő, hogy sem a makroökonómiai változók, sem a sávon belüli helyzet nem gyakorolt hatást rá. Tudjuk⁹², hogy az orosz és brazil válság időszakában sem ezen változók vezettek árfolyammozgáshoz.

2.10. Makrogazdasági változók és a magyar csúszó árfolyam

2.10.1. A csúszás mértékének változtatásai

Bár az eddig tárgyalt módszerek sok plauzibilis következtetés levonásához vezettek a forintra vonatkozóan, szinte mindegyik modell mögött meghúzódó feltevésekkel és ezek implikációival kapcsolatban problémák merültek fel. Ennek egyik oka az volt, hogy a modellek önmagukban is megkérdőjelezhető feltevésekből indultak ki, a másik oka pedig az, hogy a magyar árfolyamrendszert számos jellemvonás különbözteti meg az EMS-től:

- A magyar árfolyamrendszer előre bejelentett mértékű csúszó árfolyamrendszer. Az eddigi módszerek során a csúszást exogén változónak tekintettük; azonban a magyar árfolyamrendszer megfelelő vizsgálatához a csúszás endogenizálása nélkülözhetetlen.
- A leértékelés üteme diszkrét időpontokban változott és a változás minden esetben csökkentést jelentett, mégpedig a legelső ütemcsökkentés kivételével azonos mértékű, havi szinten 0,1 százalékpontos csökkentést⁹³. A gazdaságpolitikai szándékok szerint ez a jövőben is így fog folytatódni.

⁹² Lásd az 1. fejezetet.

⁹³ 1995. július 1-én a kezdeti 1,9 százalékról 1,3-ra mérséklődött a havi ütem.

- A monetáris politika egyszerre több célt próbál elérni, amelyre a tőkeáramlások nem tökéletes mobilitása ad lehetőséget. Kiemelt szerepet játszott a külső egyensúly javítása/fenntartása, valamint az infláció mérséklése.⁹⁴ A csúszás mértékére vonatkozóan ezek a célkitűzések – legalábbis rövid távon – egymásnak ellentmondó következtetésekre vezettek, ezért mindig az adott helyzet mérlegelése alapján került sor a döntéshozatalra. A döntések eseti jellege nehezíti egy jegybanki cél- és reakciófüggvény specifikálását.

A felsorolt jellemzők miatt kézenfekvőnek tűnik egy valószínűségi modell illesztése az ütemcsökkentés időpontjára, amelynek magyarázó változói az infláció és a külső egyensúly valamely mérőszáma.

Egy másik valószínűségi modellt is felállíthatunk az alábbi gondolatmenet alapján. Az MNB célfüggvényét jól jellemezheti az egyensúlyi reálárfolyamtól való eltérés minimalizálása. Ha a reálárfolyam az egyensúlyi értékének megfelelően változik, akkor egyebek változatlansága esetén nem romlik a külső egyensúly és a csúszó árfolyam nem gerjeszt inflációt. Ha bármely irányban eltér azonban a reálárfolyam az egyensúlyi értékétől, akkor az káros a monetáris politika számára: a túlértékeltség lassítja az inflációt, de rontja a külső egyensúlyt, az alulértékeltség pedig ezeknek az ellenkezőjét okozza. A korábbiakban megfogalmazottak alapján a csúszó árfolyamot csak csökkenteni lehet, így túlértékeltség esetén a feszültségforrások mérséklésének egyetlen monetáris politikai eszköze a kamatláb változtatása, illetve a kivárás. Mint az 1.1 alfejezetben megfogalmaztuk, a csúszó leértékeléses rendszernek ez egy sajátos aszimmetriája: ha a reálárfolyam túlértékeltsége egy kritikus szintet meghalad, akkor ezt a rendszer keretein belül nem lehet kezelni, hanem egyszeri leértékelés vagy lebegtetés válik szükségessé. A magyar helyzetben ezek nem következtek be, ezért felhasználhatjuk a célfüggvényt az MNB – mintaperióduson belüli – viselkedésének vizsgálatára.

Az MNB célfüggvényét az alábbiak szerint specifikáljuk:

$$(62) \quad \ell_t^{RER} = \min_{cp_t} \left[E_t (q_{t+1} - q_{t+1}^{EQ})^2 \right] = \min_{cp_t} \left[E_t (p_{t+1} - p_{t+1}^* - (s_t + cp_t + \Delta \tilde{s}_{t+1}) - q_{t+1}^{EQ})^2 \right], \\ cp_t \leq cp_{t-1}$$

⁹⁴ A monetáris politikai döntések meghozatalakor a sterilizációs költségek mérséklése is szerepet játszhatott, ez azonban elsősorban a kamatlábdöntéseket befolyásolhatta.

ahol ℓ_t^{RR} a reálárfolyammal kapcsolatos veszteségfüggvényt jelöli. Az optimalizáció megoldásával az alábbi döntési szabály adódik:

$$(63) \quad cp_t = \begin{cases} cp_{t-1} & \text{ha } E_t(q_{t+1} - q_{t+1}^{EQ}) \geq 0 \\ E_t(p_{t+1}(cp_t) - p_{t+1}^* - s_t - \Delta\tilde{s}_{t+1}(cp_t, s_t) - q_{t+1}^{EQ}) & \text{ha } E_t(q_{t+1} - q_{t+1}^{EQ}) < 0 \end{cases},$$

ahol feltételeztük, hogy a csúszás mértéke nem hat a külföldi árakra és az egyensúlyi reálárfolyamra. A csúszás diszkrét értéke és csökkentésének azonos nagysága miatt (63) helyett is kézenfekvőnek látszik egy valószínűségi modell illesztése, amelyben az árfolyamnak az egyensúlytól való eltérése magyarázza az ütemcsökkentés valószínűségét.

Az empirikus számításoknál az időtáv kérdése bonyolítja a helyzetet: a csúszás csökkentését mindig több hónappal korábban jelentették be, tehát nem hónapról hónapra születtek a döntések a következő hónapra várt makrogazdasági változók tükrében. További megfontolást igényel, hogy a döntéshozók a fundamentális változók várható értékeit vették figyelembe a döntés meghozatalakor. A döntéshozók várakozásait nehéz lenne modellezni, ezért a ténylegesen bekövetkezett értékeket használtuk magyarázó változókként. Mivel általában három hónappal a változtatás előtt már a bejelentésre sor került és a makrogazdasági adatokat bizonyos késéssel publikálják, ezért három-négy hónapos késést használtunk.

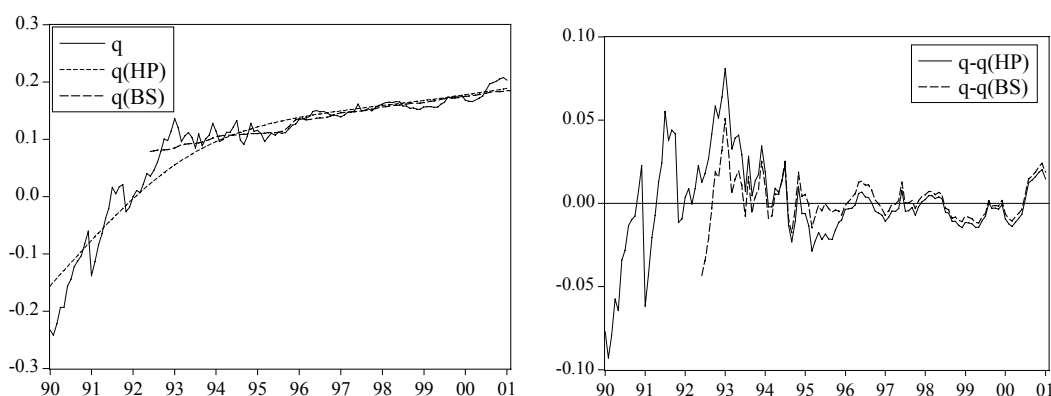
A reálárfolyamos modellben további problémát jelent a sávon belüli várható elmozdulás⁹⁵, amely kapcsolatban állhat a csúszó leértékeléssel és az aktuális árfolyammal is. Mivel a sávon belüli árfolyam szinte végig a sáv erős szélén alakult és csak az orosz-brazil válságok idején mozdult el onnan hosszabb időre, ezért a számítások során azzal a feltevéssel élünk, hogy a sávon belüli várható árfolyamváltozás éppen annyi, amely visszatereli az árfolyamot az erős szélére. Úgy is fogalmazhatunk, hogy a döntéshozó a válságok idején bekövetkezett leértékelődést csak átmenetinek tekintette és több hónapra előretekintve várta ennek teljes korrekcióját, miközben az átmeneti reálárfolyamváltozás makrogazdasági hatásait elhanyagolhatónak ítélte. A számításokra ez a feltevés azzal a következménnyel jár, hogy a nominális árfolyam mérőszámaként a sáv erős szélét használjuk a csúszó árfolyam ideje alatt.⁹⁶

⁹⁵ A döntéshozó szempontjából feltételezzük, hogy a (63) egyenletben $\Delta x_{t+1} = \Delta\tilde{s}_{t+1}$, azaz a bejelentetten kívüli leértékelés várható értéke nulla.

⁹⁶ Ha ezt a korrekciót nem tennénk meg, akkor a modellek sokkal jobb illeszkedést mutatnának és a paraméterek 5 százalékos szinten is szignifikánsak lennének. Ez azonban egy konkrét eseménynek a következménye lenne, amelyet el akartunk kerülni. A válságok idején bekövetkezett sávon belüli leértékelődéskor –5 százalékra távolodott a reálárfolyam az egyensúlytól, amely abszolút értékben messze a leg-

A számításokhoz az alábbi fundamentális változókat használtuk: (a) Németország-hoz viszonyított inflációs különbségnek a csúszó leértékeléstől való eltérése (hiszen nem önmagában az infláció szintje befolyásolja az ütemcsökkentést, hanem az, hogy a külföldhöz viszonyított infláció mennyivel gyorsabb a csúszó leértékelésnél); (b) a folyó fizetési mérleg elmúlt 12 havi együttes euróban mért egyenlege⁹⁷. Az egyensúlyi reálárfolyam közelítésére pedig két módszert használtunk: (i) *Darvas* [2001a]-ban alkalmazott módszer alapján becsült egyensúlyi árfolyam havi frekvenciára simított értéke (mivel a becsléshez negyedéves frekvencián rendelkezésre álló adatokat használunk)⁹⁸; (ii) a *Hodrick–Prescott* (HP) szűrő által számított trend.⁹⁹ Az (i) modellben a reálárfolyamot a *Balassa–Samuelson* hatással (azaz az (1) egyenletben szereplő változókkal), valamint az FDI/GDP hányadossal magyaráztuk. A kointegráció hiányára vonatkozó nullhipotézist vissza tudtuk utasítani. A 2.23 ábra mutatja az illesztett reálárfolyamokat (bal oldali ábra), valamint az aktuális reálárfolyamnak ezektől mért eltéréseit (jobb oldali ábra).

2.23 ábra: Aktuális és becsült reálárfolyam, 1990. január – 2001. február



Megjegyzések: A reálárfolyamot egy 70% német márkából és 30% amerikai dollárból álló kosárral szemben számoltuk, de 2000-től (amikortól 100%-ban az euróhoz kötötték a forintot) az euróval szembeni

magasabb érték lett volna a mintaperiódusban, és ezt követően két leértékelés-csökkentés is bekövetkezett. Jó okunknak van feltételezni, hogy ezen egyszeri esemény tette szignifikánssá a paramétereket, mivel 1999 közepéig becsülve ugyanezt a modellt a 2.5 táblázatban bemutatott értékekhez hasonlóak adódtak eredményül.

⁹⁷ Az euróban mért érték mellett a GDP százalékában kifejezett egyenleggel is végeztünk számításokat, amelyhez a negyedéves GDP-t havi szintre simítottuk. Mivel a két módszer a becsült paraméterek előjeleit és szignifikanciáját, valamint az implikált valószínűségeket tekintve gyakorlatilag azonos eredményre vezetett, ezért nem a mesterségesen létrehozott havi GDP adatokat felhasználó eredményeket mutatjuk be.

⁹⁸ A simítás elfogadhatósága melletti érv, hogy a reálárfolyam egyensúlyi értéke viszonylag lassan változik.

⁹⁹ A HP szűrővel simított adatok statisztikai számításokra való használata éles bírálatokat váltott ki az irodalomban. Lásd például *Cogley–Nason* [1995] és *Canova* [1998].

árfolyamváltozást vettük figyelembe; az árindexeket szezonálisan igazítottuk; a csúszó árfolyamrendszer alatt a nominális árfolyamot az árfolyamsáv erős szélével tettük egyenlővé.

Probit és *logit* modelleket becsültünk, amelyek hasonló eredményre vezettek, ezért csak a *probit* modelleket mutatjuk be. A modellek főbb statisztikáit a 2.5 táblázat mutatja, az ütemcsökkentés becsült valószínűségeit pedig a 2.24 ábra. A táblázat első két adatszoja az infláció–fizetési mérleg modell, a második kettő pedig a reálárfolyamos modell eredményeit mutatja.

Általánosságban elmondhatjuk, hogy a becsült paraméterek helyes előjelűek, de a szokásos szignifikancia szinteken nem szignifikánsak. Ha a két makrogazdasági változót és konstans is szerepeltetjük a modellben, akkor a fizetési mérleg paramétere gyakorlatilag nullának adódik. Ezért a táblázat első adatszojában bemutatott modellben az infláció és a konstans szerepel, a másodikban pedig a két változó konstans nélkül. Valószínűségi modellekben a konstans szerepe némileg más, mint a KLMN regresszióban. Ott a konstans hiánya az origón kényszeríti át a regressziós egyenest, a valószínűségi modellben pedig a 0,5-ös valószínűsége (azaz ennyi az illesztett valószínűség, ha az összes magyarázó változó nulla értéket vesz fel). A mi esetünkben azonban ez nem annyira megkorító, hiszen „hosszú-távú” egyensúlyként a magyar gazdaság várhatóan felértékelődési pályán lesz, azaz az inflációs különbség magasabb lesz a leértékelés értékénél, valamint a felzárkózási periódus miatt optimális folyó fizetési mérleg hiány mellett növekedni.¹⁰⁰ A táblázat utolsó sorában illusztrációként kiszámoltunk az ún. hosszú távú valószínűségeket. Ehhez azt feltételeztük, hogy a reálárfolyam az 1996–2000 közötti átlagos egyensúlyi reálfelértékelődés mértékének megfelelően fog felértékelődni (évi 1% mindkét egyensúlyi becslés esetén), valamint hogy a folyó fizetési mérleg éves egyenlege 2 milliárd euró lesz. Mint a táblázatban látható, a konstans tartalmazó MAKRO1 és nem tartalmazó MAKRO2 nevű modellek implikált valószínűségei közel vannak egymáshoz. Óvatosságra int azonban, hogy a konstans inszignifikánssá teszi a változókat.

A táblázat 3–4. adatszojaiban látható reálárfolyam eltérést tartalmazó modellek paraméterbecslései némileg precízebbek és 10,3% illetve 17,1% szignifikancia szinteken különböznek nullától (konstans jelenléte esetén).

¹⁰⁰ Lásd például *Simon–Várpalotai* [2001].

2.5. táblázat: Valószínűségi modellek a csúszó árfolyam változtatására

Modell	MAKRO1	MAKRO2	RERGAPBS	RERGAPHP
Konstans	-0,644 (-1,85)		-1,058 (-5,31)	-1,215 (-4,85)
$\Delta p_{t-4} - \Delta p_{t-4}^* - cp_{t-4}$	-10,037 (-1,11)	-17,183 (-2,12)		
CA_{t-4}		0,203 (1,23)		
$q_{t-3} - q_{t-3}^{BS}$			-47,523 (-1,63)	
$q_{t-3} - q_{t-3}^{HP}$				-35,382 (-1,53)
LL	-29,426	-30,324	-28,565	-28,829
SE	0,369	0,372	0,367	0,368
AIC	0,924	0,951	0,899	0,907
BIC	0,990	1,016	0,964	0,972
HQ	0,950	0,977	0,925	0,933
hosszú távú valószínűség	0,23	0,28	0,11	0,15

Megjegyzések: A mintaperiódus 68 havi megfigyelést tartalmaz 1995. július – 2001. február között, amely időszakban 11 alkalommal csökkentették a leértékelést (a minta 16 százalékában). A probit modellek becslését maximum likelihood eljárással végeztük. *LL:* a likelihood függvény maximalizált értéke; *SE:* a becslés standard hibája; *AIC:* Akaike információs kritérium; *BIC:* Schwarz információs kritérium; *HQ:* Hannan–Quinn kritérium; *hosszú távú valószínűség:* valószínűségek abban az esetben, ha az inflációs különbség 1 százalékkal magasabb a csúszó leértékelésnél és 2 milliárd euró a folyó fizetési mérleg hiánya, valamint ha a reálárfolyam megegyezik az egyensúlyi értékével. A paraméterek mellett zárójelben a *t*-hányadosok szerepelnek.

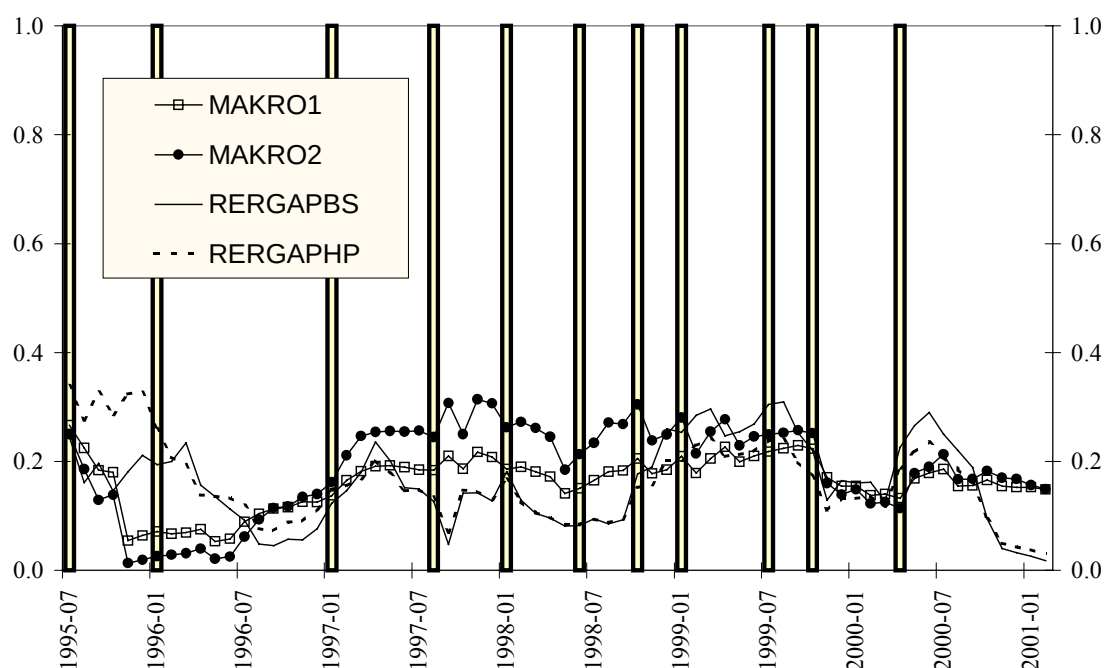
A becsült valószínűségeket mutató 2.24 ábrán látható, hogy ezek többnyire a 0-30 százalékos sávban mozogtak. Ezért ha úgy értékelnénk a modellek jóságát, hogy hány esetben jeleztek 50 százaléknál magasabb valószínűséget a tényleges csökkentésekkor, akkor el kellene vetni őket. Ugyanakkor tendenciájában a becsült valószínűségek együtt mozognak az ütemcsökkentések gyakoriságával. 1996-ban és a mintaperiódus utolsó szakaszában, amikor nem került sor mérséklésre, mindegyik modell alacsony vagy csökkenő valószínűséget implikál, az 1997-98-as gyakori csökkentések idején pedig magasabbak a valószínűségek.

2.10.2. Kamatprémium és árfolyam-várakozások

A kamatprémium értékét a (7) egyenletben úgy definiáltuk, mint a kamatkülönbségnek a csúszó leértékeléssel csökkentett értéke, amely a bejelentetten kívüli leértékelődés és a kockázati prémium összege: $\zeta_t = r_t - r_t^* - cp_t = E_t(\Delta s_{t+1} - cp_t) + \rho_t$. A kamatprémium

önmagában is egy hasznos mutatószám, és mivel feltehető, hogy azonos makrogazdasági tényezők gyakorolnak hatást mindkét összetevőjére, ezért a kamatprémium vizsgálata egyben az árfolyamrendszer hitelességének vizsgálataként is felfogható.

2.24 ábra: A csúszó leértékelés csökkentésének becsült valószínűségei, 1995. július – 2001. február



Megjegyzés: a függőleges oszlopok az ütemcsökkentések időpontjait jelzik.

A kamatprémium alakulását – a leértékelési ütemcsökkentéshez hasonlóan – az inflációs különbségnek a csúszó leértékeléstől való eltéréseivel és az euróban mért elmúlt 12 havi folyó fizetési mérleg egyenlegével magyaráztuk. A publikációs késés miatt az inflációnál egy, a fizetési mérlegnél két hónapos késést vettünk figyelembe.

A 2.6. táblázat mutatja az eredményeket. Mivel változóink nem stacionáriusak, ezért elsőként egy hosszú távú egyenletet vizsgáltunk (első adatoszlop). Az autokorreláció miatt a *Newey–West*-féle standardhiba becslést alkalmaztuk, bár a becsült paraméterek eloszlása nem ismert, így a *t*-hányadosok nehezen értelmezhetők. A kointegráció hiányára vonatkozó nullhipotézis *Phillips–Perron* és *Dickey–Fuller t*-statisztikái $-3,47$ és $-3,53$ voltak, amelyek 10, illetve 8 százalékos szinten szignifikánsak. A minta rövidségére való tekintettel e statisztikák nem jelentenek határozott bizonyítékot a kointegráció mellett és szemben sem. A specifikáció tesztelése érdekében ezért megbecsültük az egyenletet a késleltetett prémium bevonásával, valamint differenciákra transzformálva a változókat. Az eredmények azt valószínűsítik, hogy az infláció és a külső egyensúly

valóban hatással volt a kamatprémium értékére, és ezáltal a csúszó árfolyamrendszer hitelességére. Kiszámítottuk a modell által implikált hosszú távú kamatprémiumot – az előző alszakaszhoz hasonlóan – 2 milliárd euró folyó fizetési mérleg hiány és a csúszásnál 1 százalékkal gyorsabb inflációs különbség feltételezése mellett. Ennek értéke 2,6 százalék.

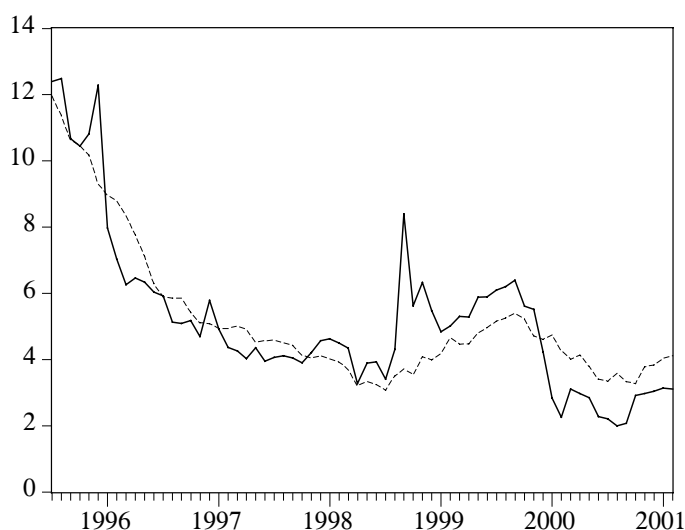
2.6. táblázat: Kamatprémium regressziók

Modell	M1	M2	M3	M4
függő változó	ζ_t	ζ_t	$\Delta\zeta_t$	$\Delta\zeta_t$
Konstans	-1,72 (-2,38)	-0,32 (-0,73)	-0,01 (-0,10)	-0,03 (-0,25)
$\Delta p_{t-1} - \Delta p_{t-1}^* - cp_{t-1}$	0,26 (7,06)	0,07 (2,12)		
CA_{t-2}	-2,01 (-6,94)	-0,59 (-2,10)		
ζ_{t-1}		0,67 (6,77)		
$\Delta(\Delta p_{t-1} - \Delta p_{t-1}^* - cp_{t-1})$			0,33 (1,81)	0,31 (1,71)
ΔCA_{t-2}			-1,33 (-1,60)	-1,30 (-1,56)
$\Delta\zeta_{t-1}$				-0,12 (-1,22)
R^2	0,768	0,865	0,069	0,091
$\bar{R}^2$	0,762	0,859	0,041	0,048
DW	0,666	1,992	2,401	2,151
SE	1,183	0,910	0,959	0,955
$SD(y_t)$	2,422	2,422	0,979	0,979
AIC	3,217	2,706	2,797	2,803
BIC	3,315	2,836	2,895	2,934
hosszú távú kamatprémium	2,55	2,81		

Megjegyzések: A mintaperiódus 68 havi megfigyelést tartalmaz 1995. július – 2001. február között. A kamatprémiumot a három hónapos magyar kincstárjegy-hozam és a német márka LIBOR kamatlába alapján számítottuk. R^2 : determinációs együttható; $\bar{R}^2$: korrigált determinációs együttható; DW : Durbin–Watson statisztika; SE : a becslés standard hibája; $SD(y_t)$: a függő változó szórása; AIC : Akaike információs kritérium; BIC : Schwarz információs kritérium; *hosszú távú kamatprémium*: abban az esetben, ha az inflációs különbség 1 százalékkal magasabb a csúszó leértékelésnél és 2 milliárd euró a folyó fizetési mérleg hiánya. A paraméterek mellett zárójelben a t -hányadosok szerepelnek (az első regressziónál Newey–West konzisztens standard hiba becsléssel számítva).

A 2.25 ábra mutatja a tényleges és a hosszú távú egyenlet által illesztett kamatprémium értékeit. Az orosz válság hatása kiugró értéként jelentkezik, hiszen a magyarázó változók alakulásában nem történt ekkor érdemi változás. Érdekes következtetésre ad okot 1999 első harmadának kamatprémium alakulása: ebben az időszakban a fundamentális változók romlása a prémium növekedését indokolták, így nem csupán az orosz-brazil válságok utóhatásának tulajdonítható a kamatprémium ebben az időszakban megfigyelt emelkedése.

2.25 ábra: Tényleges és illesztett kamatprémium, 1995. július – 2001. február



Megjegyzések: A vastag vonal a kamatprémium (ζ_t) aktuális értékét, a vékony szaggatott pedig a hosszú távú egyenlet (2.6. táblázat első adatszoja) által illesztett értéket mutatja (százalékban).

2.11. A sávos árfolyammodellek relevanciája a magyar árfolyamsávr

A magyar árfolyamsáv speciális abban az értelemben, hogy a *Krugman*-modell egyik kritikus feltevése, a sáv szélére korlátozott kizárólagos intervenció, az egész időszakban teljesült és a másik kritikus feltevés, a hitelesség, a csúszó árfolyamrendszer időszakának jelentős részét jellemezte. A helyzetet különösen érdekessé teszi, hogy az alapmodell néhány fő következtetése is érvényes a csúszó árfolyamrendszer bevezetése utáni időszakra. Az árfolyam többnyire a sáv szélén tartózkodik, és az a következtetés is levonható, hogy a sáv szélén az árfolyam érzéketlen a fundamentumok alakulására, hiszen a fundamentumok olykor nem várt mértékben változtak.

Az 1995-ös év folyamán a csak késéssel igazodó külkereskedelmi és folyó fizetési mérleg hónapokig kedvezőtlen folyamataira, valamint az infláció előirányzatoknál ma-

gasabb értékeire nem reagált az árfolyam. Két speciális „fundamentum”, a gazdasági stabilizáció biztosítékának tekintett Bokros Lajos pénzügyminiszter 1996. februári lemondása, valamint a monetáris- és árfolyampolitikát nevével fémjelző Surányi György jegybankelnök idő előtti távozásával kapcsolatos találgatások is csak kismértékben tudták elmozdítani az árfolyamot az alsó sávszéltől. Gyakran kongatták különböző kutatóintézetek és piaci elemzők a vészharangot, az árfolyam érzéketlen maradt, egyedül az orosz válságot követő nemzetközi portfólió átrendezés vezetett jelentős sávon belüli árfolyammozgáshoz.

Bár a fundamentumok mérése önmagában nem megoldott,¹⁰¹ az időbeli dinamikát tekintve megvizsgálható, hogy az árfolyam a sáv széleihez közel kisebb vagy nagyobb változékonyságot mutatott, mint középen. Ehhez három egyenlő részre osztottuk a sávot és két változékonyság-mérőszámot számítottunk azon egymást követő napok adataiból, amelyek egyaránt azonos harmadban voltak. Az eredményeket a 2.7 táblázat mutatja. A számítások alapján a sáv közepén a legnagyobb az árfolyam változékonysága és az erős szélén a legkisebb. A következtetés levonásakor azonban figyelembe kell tartani, hogy a középső és felső harmadban viszonylag kevés megfigyelés áll rendelkezésre.

2.7. táblázat: A sávon belüli árfolyam változékonysága a sáv harmadaiban

	Alsó harmad	Középső harmad	Felső harmad
<i>STD</i>	1.18	3.64	2.05
<i>ABS</i>	0.63	2.83	1.32
<i>T</i>	1342	68	48

Megjegyzések. A mintaidőszak 1505 napi megfigyelést tartalmaz 1995. március 13.- 2001. március 2. között, amely időszakban 47 alkalommal mozdult az árfolyam az árfolyamsáv harmadai között. *STD*: szórás*1000; *ABS*: átlagos abszolút változás*1000; *T*: A vizsgált harmadban levő megfigyelések száma (ha az adott és a megelőző napon is a vizsgált harmadban volt).

A *Krugman–Miller* [1993] modell következtetése is beigazolódott: a korábbi destabilizáló spekuláció stabilizálóvá változott. Ha az árfolyam elmozdult a sáv aljáról, akkor (az orosz válság időszakának kivételével) nem további devizavétel, hanem többnyire a spot és a határidős devizaeladás felerősödése következett.

¹⁰¹ Az első fejezetben éles kritikával illetük *Flood–Rose–Mathienson* [1991] eljárását a *Krugman–modell* fundamentális változójának mérésére, a következő fejezetben pedig ugyanezt tesszük a *Bertola*, *Svensson*, és *Rose* különböző tanulmányaiban számított, úgynevezett aggregált fundamentális változó tekintetében.

Természetesen adódik a kérdés: az alap- és kiterjesztett modell kritikus feltételeinek és néhány következtetésének teljesülése a modell magyarországi érvényesülését jelenti?

A modell központi üzenete, mely szerint a jövőbeli intervenció hiteles ígérete hat a mai árfolyamra, valószínűsíthető a magyar helyzetben is. A hiteles sáv létének stabilizáló hatása a spot és határidős piaci devizaspekulációra a tapasztalatok alapján szintén valószínűsíthető.

A gyors következtetés levonása előtt azonban érdemes ismét megemlíteni, hogy honnan adódik az alapmodell mézesheti hatása: A fundamentumok véletlen bolyongást folytatnak, eloszlásuk egyenletes a sávon belül, a várakozások miatt az árfolyam nemlineáris kapcsolatban áll a fundamentumokkal, így eloszlása U-típusú. Az U-eloszlás nem azt jelenti, hogy csak az egyik szélén helyezkedik el az árfolyam, hanem megfelelően hosszú idő után többet tölt a felső és alsó szélén, mint középen — azaz középen (és felül) is tölt időt, feltéve a fundamentumok véletlen bolyongását.

Krugman is felhívta a figyelmet, hogy ha a fundamentumok véletlen bolyongása helyett mondjuk valamilyen autóregresszivitás feltételezünk, akkor az autóregresszivitás már maga stabilizálja az árfolyamot, és nem választható külön a sáv létének addicionális stabilizáló hatása.

Nem pusztán akadémikus kérdés, hogy hazánkban a csúszó árfolyam-rendszer bevezetés után mekkora volt az egységgyök szerepe a fundamentumok alakulásában és mekkora rész volt előre jelezhető. Tény, hogy a bekövetkezett folyamatok sokszor meglepetésekkel szolgáltak az előrejelzésekhez képest (gazdasági növekedés, infláció, reálbérek, folyó fizetési mérleg, NEO¹⁰², privatizációs és egyéb tőkebeáramlás, államháztartási hiány). A rendszer bevezetése után nem tudtuk, hogy fog-e egyáltalán és mikor alkalmazkodni a külkereskedelmi mérleg, az infláció mértékét alábecsültük, a reálbérek a tervezettnél erősebben csökkentek, a növekedés tekintetében folyamatosan optimistább előrejelzések készültek, nem volt előrelátható a privatizációs bevételek mértéke és beérkezésének időpontja, és sorolhatók tovább a nem vagy rosszul előre jelzett folyamatok. Ezért önmagában a fundamentumok véletlenszerűsége még nem lenne kizáró ok a modell alkalmazhatóságához. Elképzelhető egy olyan időbeliség, hogy (1) Kezdetben véletlen bolyongás jellemezte a fundamentumokat, de a mintabeli realizáció nem egyenletes eloszlást, hanem folyamatosan erős fundamentumokat okozott, így az árfolyam is folyamatosan a sáv alsó részén koncentrálódott. (2) Majd a fundamentumok kedvező

pályájának ismertté válásakor az előre jelezhetőség vezetett ahhoz, hogy a sáv alján maradt az árfolyam.

Ugyanakkor a *Krugman*–modell feltételezi a tökéletes tőkeáramlást, a hazai és külföldi értékpapírok tökéletes helyettesíthetőségét, a racionális várakozásokat, a fedezetlen kamatparitást, és alapvetően a rugalmas monetarista modell hatásmechanizmusát. A felsoroltak között nincsen olyan, amely a hazai körülmények között teljesült volna.

A racionális várakozásokkal kiegészített fedezetlen kamatparitás hazai tesztelésével korábbi vizsgálatainkban már foglalkoztunk¹⁰³, és negatív eredmény adódott eredményül. Átalakuló és fejlődő országokra más szerzők is hasonló eredményt kaptak: általános jelenségnek tekinthető, hogy ezen országokban hosszabb periódusok alatt is fennállhat várható nominális többlethozam, azaz a kockázathoz mérten magas kamatlábat a fedezetlen kamatarbitrázs nem egyenlíti ki azonnal. A kiegyenlítés folyamata tőkebeáramlással, és így erős hazai devizával jár. Ugyanakkor nem lehet csak a kamatkülönbségnek tulajdonítani a forint erősségét. Az árfolyam-rendszer 1995. márciusi bevezetése után például nem volt előrelátható, hogy a forint *ex post* prémiumot fog tartalmazni. A piaci várakozások elemzése azt mutatta¹⁰⁴, hogy a piaci szereplők számára az előre bejelentett sáv néhány hónapon keresztül nem volt hiteles, lehetségesnek tartottak egyszeri leértékelés végrehajtását, és a kamatkülönbség nem ösztönözte a deviza-beáramlást. A piaci árfolyam azonban ebben az időszakban is a sáv alján volt. 1995 júliusától indult meg a deviza-beáramlás, amely 1996 januárjától gyorsult kiemelkedően magas értékre.

A hazai devizapiaci folyamatokra jelentős hatást gyakorol a nem kamatindukált külföldi tőke beáramlása is. A mexikói válság időbeli távolodásával a külföldi befektetők ártértékelték a fejlődő és átalakuló piacokon kínálkozó lehetőségeiket, és ennek megfelelően átrendezték portfólióikat. A működőtőke-beáramlás, ezen belül a privatizáció, valamint a nem kamatindukált portfólió befektetések olyan speciális fundamentumok, amelyek nem szerepelnek a standard árfolyam-modellekben, azonban a fejlődő és átalakuló gazdaságokban meghatározó szerepük van az árfolyam alakításában.

Az eddigiekből az a következtetés adódik, hogy az árfolyam erősségének okát jelentős részben olyan fundamentumokban kell keresni, amelyek nem szerepelnek a standard árfolyam-modellekben. Mindazonáltal a modell feltételei is szükségesek a „fállá-

¹⁰² Hibák és kihagyások (*net errors and omissions*) a fizetési mérleg statisztikában, amelyen keresztül nem várt mértékű tőkebeáramlás következett be.

¹⁰³ Lásd a 2.5 szakaszt.

¹⁰⁴ Lásd *Darvas* [1996b] és *Barabás* [1996].

bas U-eloszlás” generálásához: a sáv szélére szorított intervenció és hitelesség nélkül elképzelhetetlen lenne az EMS tapasztalatokkal ennyire ellentétes eloszlás. Kvantitatív módon azonban nem lehet a két hatást (fundamentumok és sáv) szétválasztani.

2.12. Összegzés

A tökéletlen hitelességgel kapcsolatos elméletek és módszerek adják a legterjedelmesebb részét a sávosan rögzített devizaárfolyam-rendszerek irodalmának. Ebben a fejezetben ezeket tekintettük át és adaptáltuk az empirikus módszereket a magyar forint árfolyamára. Számos módszernél rámutattunk az adott módszer egyes buktatóira.

A magyar árfolyamsáv hitelességi vizsgálatai többségében kudarchoz vezettek abban az értelemben, hogy a modellek jelentős része arra a következtetésre jutott, hogy ha a sáv felső széléhez áll közel az árfolyam, akkor alacsony a hitelesség, ha pedig az alsó széléhez, akkor vagy magas a hitelesség vagy felértékelési várakozások vannak. Ezen következtetés levonásához azonban nem feltétlenül szükséges ökonometriai módszereket alkalmazni.

Ugyanakkor számos közgazdaságilag plauzibilis eredményt is levontunk. A *Werner*-modell segítségével például jellemezni tudtuk a kiigazítható rögzítés egyes szakaszaiban az árfolyamsáv hitelességét; a *Koedijk et. al.* [1998] által kidolgozott diszkrét sávos árfolyammodell módosított változata jól interpretálható árfolyamfüggvényhez vezetett mind a kiigazítható, mind a csúszó rögzítés időszakára; a *Markov*-láncot követő rezsimváltós folyamatnál a *Hamilton–Susmel*-féle SWARCH modell kamatlábváltozásra való alkalmazásával meg tudtuk különböztetni a felértékelésre és leértékelésre irányuló spekulációs támadás időszakait, továbbá számos alternatív modellhez képest jobb előrejelzést adtunk a kamatláb változékonyságára; az endogén ugrásos modellnél a kiigazítható rögzítés időszakára sikerült az ugársok valószínűségének makroökonómiai meghatározóit statisztikailag kimutatnunk; a csúszó árfolyam csökkentésére illesztett valószínűségi modellek alátámasztották a döntéshozó feltételezett preferenciái alapján levezetett specifikációt; és végül a kamatprémium és a két fő makroökonómiai célváltozó között statisztikailag szignifikáns és közgazdaságilag helyes kapcsolatot találtunk, amelyet úgy interpretáltunk, hogy sikerült a makrogazdasági változóknak a forint árfolyamsávjának hitelességére gyakorolt hatását kimutatni.

3. FEJEZET

3. Az eltolódással igazítás módszere és a polinomiális autoregresszió¹⁰⁵

Amint az előző fejezetben bemutattuk, az árfolyamsávok modellezésének 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.¹⁰⁶ A hitelesség vizsgálatára vonatkozó empirikus eljárások közül a hivatkozások és alkalmazások számát tekintve az úgynevezett *eltolódással igazítás módszere* (*drift-adjustment method*) emelkedett ki. A *The Handbook of International Economics* 1995-ös kötetében a sávos árfolyamokról megjelent tanulmány is azt hangsúlyozza, hogy ez a módszer jelenti a megoldást a sávos árfolyamok empirikus modellezésére.

Az irodalomban ugyanakkor megfogalmazódott számos kritika is ezzel a modellel szemben. *Svensson* [1993]-hoz fűzött kommentárjaiban *Moutot* [1993] és *Rogoff* [1993] is rámutatnak – elismerő dicséret mellett – számos negatívumra. *Moutot* kritikái közé tartozik a kockázati prémium figyelmen kívül hagyása; a linearitás feltevése; a konstanson kívüli koefficiensek állandósága, hiszen azt várnánk, hogy hitelesebb időszakokban gyorsabban tér vissza a várható értékhez az árfolyam; néhány konstans olyan magas értéket vesz fel, hogy a sávon belüli árfolyam várható értéke – amelyhez tart – a sávon kívül van; az EMS multilaterális természetének figyelmen kívül hagyása. *Rogoff* egy lényeges szempontra hívja fel a figyelmet: alacsony becsült leértékelési valószínűség és alacsony kamatkülönbség nem feltétlenül jelenti azt, hogy a piaci szereplők meg vannak győződve egy adott árfolyamsáv stabilitásáról. Ezen következtetés levonásához azon feltevés is szükséges, hogy a német márkát sosem fogják leértékelni. A német újraegyesítés után azonban ezen feltevés nem feltétlenül állja meg a helyét, és amennyiben például azonos valószínűséget társítottak a piaci szereplők egy német és egy francia nagyrányú leértékeléshez is, akkor a két ország közötti kamatkülönbség alacsony lehet, bár a sáv hitelessége alacsony.

¹⁰⁵ A fejezet *Darvas* [1998a] és *Darvas* [1999a] tanulmányokon alapul.

¹⁰⁶ Ugyanakkor az előző fejezetben bemutattuk, hogy *Krugman* [1991] is megvizsgálta a tökéletlen hitelesség esetét.

Az előző fejezetben alkalmaztuk az eltolódással igazítás módszerét a magyar forint árfolyamára. Az eredmények kedvezőtlenek voltak: a diagnosztikai tesztek határozottan elvetették a modellt, a sávon belüli árfolyam előrejelzéseinek konfidencia intervalluma jelentős részben a sávon kívül volt, a sávon belüli árfolyam cenzoráltságának statisztikai következménye jelentős mértékűnek bizonyult, továbbá a külföldi kamatláb nagyságrendileg nagymértékűnek becsült hatása a modell közgazdasági elfogadhatóságát nehezítette abban a mintaperiódusban, amikor a külföldi kamatok emelkedni kezdtek.

Ebben a fejezetben azonban az előző két bekezdésben említett kritikáknál és problémáknál sokkal alapvetőbb fogyatékoságaira mutatunk rá modellek. Először arra mutatunk rá, hogy a nem sávosan rögzített 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.¹⁰⁷

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 születnek. Nevezetesen, a dollár árfolyama stacionáriusnak tűnik és a *Bertola–Svensson* elméletből következő árfolyamfüggvény kitűnő illeszkedést mutat. Önmagában az a tény, hogy lebegő árfolyamú devizákra illeszkedik egy olyan modell, amelyet sávós árfolyamokra dolgoztak ki, két lehetőséget vet fel: (1) a módszerrel hamis eredmények is születhetnek, (2) korábban az irodalom rossz következtetést vont le a dollár árfolyamára. Tekintettel arra, hogy szinte megszámlálhatatlan a dollár árfolyamát ökonometriai módszerekkel elemző tanulmányok száma, amelyek konszenzusos következtetése az egységgyök el nem utasítása, a második lehetőség valószínűségét igen alacsonyra tehetjük.

Ezt megerősíti a fejezet Monte-Carlo szimulációinak eredményei, melyek szerint véletlen számok segítségével generált egységgyök-folyamatokra alkalmazva a módszert, érvényesnek tűnnek a *Bertola–Svensson*-elmélet (kamatlábtól független) következtetése. Ezek és a dollárra vonatkozó eredmények felvetik a lehetőséget a hamis regressziónak (*spurious regression*), valamint annak, hogy a módszer alkalmazásával kapott gya-

¹⁰⁷ Egy $\{y_t\}$ sztochasztikus folyamat k -ad rendű autoregresszív közelítése: $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \dots + \phi_k y_{t-k} + u_t$. A folyamat időben stabil (stacionárius), ha a paraméterekből képzett $(1 - \phi_1 z - \phi_2 z^2 - \dots - \phi_k z^k) = 0$ polinom gyökei az egységkörön kívül helyezkednek el. Ha a gyökök között van olyan, amely abszolút értékben eggyel egyenlő, akkor egységgyök-folyamatról van szó. Például első rendű autoregressziónál, $y_t = \phi y_{t-1} + u_t$, az $(1 - \phi z) = 0$ egyenlet gyökét kell vizsgálni, azaz $z = 1/\phi$ -t. Egységgyök

korlati eredmények nem támasztják alá a megfelelőnek hitt elméleti modell érvényességét.

A polinomiális autoregresszió túl a lineáris autoregresszió *Dickey–Fuller* egységgyök-tesztjeinek módosításait is elemezzük, és rámutatunk arra, hogy átfedő megfigyelések alkalmazása, valamint a konstansok számának növelése megváltoztatja az eloszlásokat.

3.1. Az eltolódással igazítás módszere és a dollár

Ebben az alfejezetben röviden áttekintjük az irodalom fontosabb következtetéseit, valamint alkalmazzuk a módszert az amerikai dollárra és összevetjük eredményeinket az irodalom sávós rendszerekre vonatkozó eredményeivel.

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 (egyől tizenkét hónapig) a lineáris specifikáció (...) következetesen elfogadható eredményekre vezetett a sávon belüli árfolyam-várákozásokra vonatkozóan, bár a frank/ márka esetében *Rose* és *Svensson* alátámasztotta a harmadfokú specifikációt is. 4. A becsült leértékelési várákozások jelentős időbeli változékonyságot mutattak. (...) 5. A becsült leértékelési várákozások bizonyos mértékig előre jelezték a leértékeléseket. 6. A becsült leértékelési várákozások korreláltak néhány makroökonómiai 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 becsült leértékelési várákozások 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.)

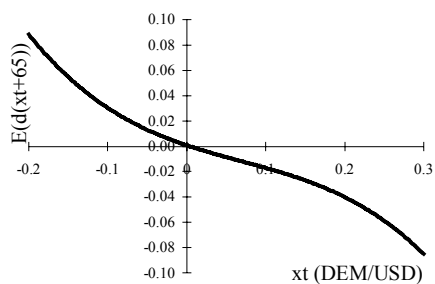
A *Bertola–Svensson*-modell elméleti következtetéseit dollárra vonatkozó becslésekkel illusztráljuk. A mintaperiódus 1988. január 2. – 1997. március 13. között tartalmaz napi adatokat, amely a lebegő árfolyamrendszer egy részidőszaka. A lebegő árfolyam miatt nyilvánvalóan nem volt bejelentett árfolyamsáv, bár közvetlenül a mintaperiódus

esetén a becslés, hipotézisvizsgálat, adatkezelés, és előrejelzés tulajdonságai jelentősen eltérnek a stacionárius esettől.

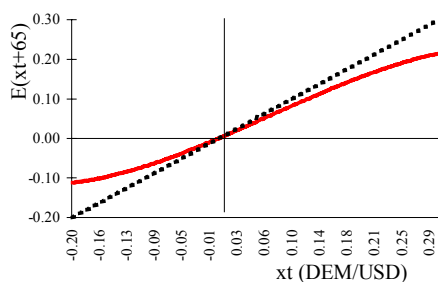
előtt két, részleteit tekintve titokban tartott egyezmény is született (Plaza és Louvre egyezmények) a lebegő árfolyamok stabilitásának elősegítésére. A megállapodások szellemében a nyolcvanas évek második felében többször is megpróbáltak az árfolyamok alakulásába devizapiaci intervenciókkal beavatkozni, a sikertelenség miatt azonban az egyezmények végrehajtása háttérébe szorult.

Az eltolódással igazítás módszerének alkalmazásakor a sáv hiánya csak a változókban nemlineáris becsléseknél okoz problémát. Ugyanis azáltal, hogy a sávközéptől való eltérést logaritmizált változók különbségeként számítják [(25) egyenlet], a lineáris becslésnél csak a konstans értékét változtatja, ha nem a változó szintjére, hanem bármely kitüntetett értéktől mért eltérésre illesztjük a regressziót. Számos lineáris és nemlineáris specifikációt is vizsgáltunk, és a kvalitatív következtetések minden esetben megegyeztek. Az illusztráció kedvéért az 3.1–3.3 ábrák egy olyan nemlineáris specifikáció eredményeit mutatják be, amelyben x_t az 1,6 márka/dollár árfolyamtól vett logaritmikus differenciát jelenti. 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 feltevésével.

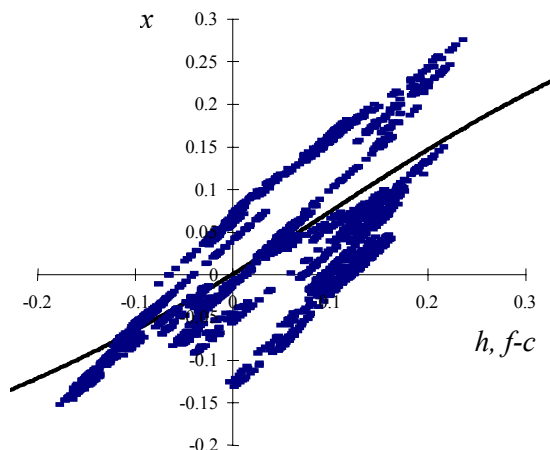
3.1 ábra: „Leértékelődési várakozás” a márka/dollár árfolyamnál



3.2 ábra: „Várható sávon belüli” árfolyam a márka/dollár esetén



3.3 ábra: A márka/dollár árfolyamfüggvény



$\alpha = 0,5$ év

A görbe $x-t$ ábrázolja $\hat{h}$ függvényében

A pontok $x-t$ mutatják $\hat{f} - c$ függvényében

Az 3.1 ábra a sávon belüli leértékelődési várakozásokat mutatja a sávon belüli árfolyam függvényében. A görbe meredeksége negatív, és alakja konvex a sáv gyenge szélé felé, és konkáv az erős szélé felé. A 3.2 ábra a 45° egyenest és a sávon belüli árfolyamra vonatkozó várakozást mutatja a sávon belüli árfolyam függvényében. Első ránézésre egyértelmű, hogy az 3.1 ábra alakjából következik a 3.2 ábra alakja. Például ha az árfolyam erősebb a sávközépnél (azaz x_t pozitív), akkor várhatóan gyengülni fog (amelyet az 3.1 ábrán a negatív függvényérték mutat), ezért a 3.2 ábrán a 45° egyenes alatt lesz a függvényérték.

A 3.3 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.

A Bertola–Svensson-féle elméleti modell következtetése szerint az aggregált fundamentális változót érő egységnyi sokk egységnyinél kisebb hatást gyakorol a sávon belüli árfolyamra, azaz mézeshét hatás figyelhető meg. A 3.3 ábra alapján a dollár határozottan mézesheti hatást mutat h függvényében.

Az EMS-valutákra történő alkalmazások során csak a legegyszerűbb diagnosztikai tesztek használtak az empirikus modellek értékelésére: a Newey–West standardhiba-

becsléssel¹⁰⁸ számított t -hányadosokat, a $(\hat{\beta}_1 - 1)$ paraméterbecslés előjelét, az R^2 -et, a regresszió standard hibáját, és a $\hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = 0$ együttes hipotézis vizsgálatára vonatkozó Wald-tesztet. A közgazdasági kritériumként pedig kizárólag az illesztett és az elméleti görbékkel való összevetés szolgált. A statisztikai teszteknel a stacionárius és más feltevések mellett levezetett határeloszlásokat használták a szignifikanciaszintek meghatározásához, azaz a t -hányadosoknál a t -eloszlást¹⁰⁹ és a Wald-tesztnél a χ^2 eloszlását. A stacionaritási feltevés vizsgálatánál a $(\hat{\beta}_1 - 1)$ 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.) 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 *The 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 (lásd fentebb), mind empirikusan erős várható értékhez tartást mutat.” (*Svensson* [1992b] 132. o. és *Garber–Svensson* [1995] 1883. o.)

A lebegő dollár/márka árfolyamra készített becsléseink az EMS-alkalmazásoknál felhasznált statisztikai kritériumok alapján jól illeszkednek, és a közgazdasági kritériumokat tekintve megállapítható a szembeszökő hasonlóság a becslések és a *Bertola–Svensson*-elmélet görbéi között. Ezen eredmények élesen szemben állnak az előző

¹⁰⁸ A Newey–West-féle kovarianciamátrix-becslés konzisztens autokorreláció és heteroszkedaszticitás esetén. Véges mintánál ugyanakkor nincsen konszenzusos módszer a becslés során figyelembe vett csonkítási paraméter meghatározására. Az EMS-alkalmazások esetén a szerzők vagy automatikusan az előretekinés értékét használták (például havi előretekinésnél $k = 22$), vagy pedig nem említették a csonkítási paramétert, sem pedig azt, hogy végeztek-e valamilyen tesztet a meghatározására.

¹⁰⁹ *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.

sson-elmélet görbéi között. Ezen eredmények élesen szemben állnak az előző bekezdésben idézett következtetéssel, ezért érdemes megvizsgálni az alkalmazott statisztikai és közgazdasági kritériumokat.

3.2. Közgazdasági kritika és Monte-Carlo szimuláció

3.2.1. Az aggregált fundamentális változó és az ábrák közös forrása

Az aggregált fundamentális változó bemutatásánál felvezetett (29)–(31) egyenletek Rose–Svensson [1995] (192–193. o.) tanulmányából származtak. Meglepő, hogy a szerzők itt megálltak, és egy utolsó lépést nem tettek meg: (29)-t (31)-ba helyettesítve és felhasználva, hogy $\hat{\delta}_t = \hat{l}_t + E_t[\Delta_k x_{t+k}]$, a következő adódik

$$(64) \quad \hat{\phi}_t \equiv \hat{f}_t - c_t + \hat{\gamma} \hat{l}_t = s_t - \hat{\alpha} \hat{\delta}_t - c_t + \hat{\gamma} (\hat{\delta}_t - E_t[\Delta_k x_{t+k}]) = x_t - \hat{\gamma} E_t[\Delta_k x_{t+k}]$$

Tehát az aggregált fundamentális változó empirikus definíciója nem más, mint a sávon belüli árfolyamnak a becsült sávon belüli várható árfolyamváltozás $\hat{\gamma}$ -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 $\hat{\gamma}$ pozitív, és feltételezve, hogy az 3.1 ábra empirikus becslése megegyezik az elméleti összefüggéssel, az $(x_t - \hat{\gamma} E_t[\Delta_k x_{t+k}], x_t)$ pontok ábrázolása biztosítja a mézesheti hatást. Pozitív x esetén az abszcissza nagyobb az ordinátánál, negatív x esetén pedig kisebb.

Korábban megállapítottuk, hogy az 3.1 ábrából következik a 3.2 ábra. A fenti levezetés rámutatott, az 3.1 ábrából következik 3.3 ábra is, tehát elégséges az 3.1 ábrát vizsgálni. Az 3.1 ábra egy harmadfokú polinom ábrázolása, amelyben x tartománya az árfolyamsáv, például az EMS esetén mínusz 2,25 százaléktól plusz 2,25 százalékig. 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 (32) egyenlet mindkét oldalából, és jelöljük y_t -vel az $y_t = (x_{t+22} - x_t)$ különbséget, tekintsünk el a $\mathbf{Z}_t$ vektortól és a reziduális változótól, továbbá a vakváltozók sorozata helyett csak egy konstans legyen. Így a (65) harmadfokú polinomhoz jutunk:

$$(65) \quad y_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1)x_t + \beta_2 x_t^2 + \beta_3 x_t^3.$$

Az 3.1 ábra ezt a polinomot ábrázolja az $x_t \in [-B, B]$ tartományban, ahol B a közép-árfolyamtól mért lehető legnagyobb százalékos eltérést mutatja. Ha az első derivált mindenhol negatív, akkor a görbe mindenhol negatív meredekségű lesz, azaz ha a

$$(66) \quad (\beta_1 - 1) + 3\beta_3 x_t^2 < -2\beta_2 x_t$$

feltétel teljesül minden x_t -re. Mivel (65) 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 (65) polinom plusz végtelenbe tart balra az x tengely mentén, és mínusz végtelenbe jobbra.

A (66) feltétel teljesülése és β_3 negativitása tehát elégséges ahhoz, hogy a (65) polinom ábrázolása az 3.1 ábrához hasonló legyen. Ezeknél fogva egyszerűsödik a rejtély feltárása, hiszen elég azt vizsgálni, hogy a (32) egyenlet illesztésének létezik-e olyan statisztikai tulajdonsága, amely e feltételeket nagy valószínűséggel kielégíti.

3.2.2. Monte-Carlo szimulációk egységgyök-folyamatokra

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

A harmadfokú polinomiális autoregresszió paraméterbecsléseinek eloszlását azonban eddig még nem vizsgálták.¹¹⁰ Ezért elsőként a

$$(67) \quad y_{t+k} = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_t^2 + \beta_3 y_t^3 + u_t$$

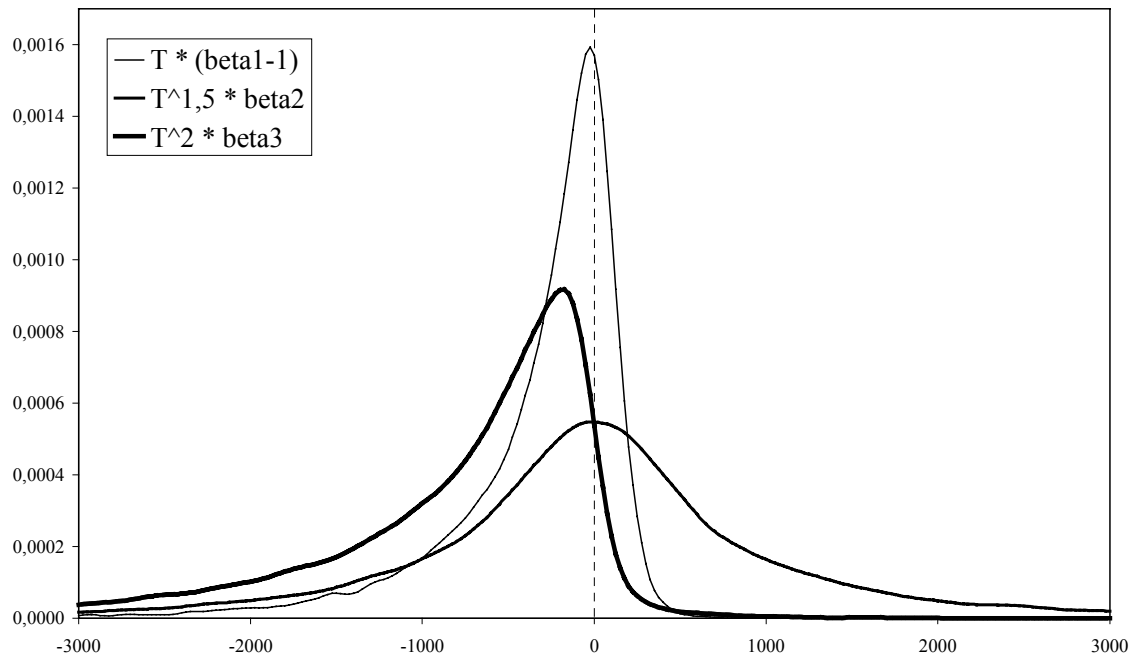
regresszió paraméterbecsléseinek eloszlását vizsgáltam véletlen bolyongásnál, azaz az $y_t = y_{t-1} + u_t$ folyamatnál, ahol $y_0 \sim N(0,1)$ és $u_t \sim \text{FAE-}N(0,1)$, valamint $k=22$. A becslést húszezerszer¹¹¹ végeztem el különböző mintaelem-számok mellett. Belátható, hogy

¹¹⁰ 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.

¹¹¹ Monte-Carlo szimulációknál ennél nagyobb ismétlésszámot szoktak alkalmazni, például a Dickey–Fuller-táblázatok kilencvenes években történt újraszámolásakor négymillió ismétlésszámot hasz-

a négy paraméter konvergencia-sebessége $T^{1/2}$, T , $T^{3/2}$, és T^2 .¹¹² Az aszimptotikus eloszlások illusztrálása céljából a 3.4 ábra mutatja $T=100\,000$ mintánál a becült és a populációs paraméterérték különbségének a megfelelő konvergencia-sebességgel szorzott értékeit (a 3.4 ábra adatainál negyvenezeres ismétlésszámot alkalmaztam).

3.4 ábra: A polinomiális autoregresszió paraméterbecsléseinek aszimptotikus eloszlásai



Az ábrán látható sűrűségfüggvények az $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim \text{FAE } N(0, 1)$, $t = -20, -19, \dots, -1, 0, 1, \dots, 100000$, $y_{21} \sim N(0, 1)$ adatgeneráló folyamatra illesztett $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-22} + \beta_2 y_{t-22}^2 + \beta_3 y_{t-22}^3$ egyenlet paraméterbecsléseinek eloszlásait mutatják. Ismétlésszám: 40 000.

Az 3.1 táblázat 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 3.1 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 nor-

náltak. 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 újrászámoltam, amelyek gyakorlatilag azonosak az ökonometriai könyvekben közölt táblázatokkal, így a közelítési hibát alacsonynak vehetjük.

¹¹² Az eloszlások analitikus levezetését a következő fejezet végzi. Az is belátható, hogy még a hibata-gokra vonatkozó kevésbé megszorító feltevések mellett (például autokorreláció), ha a folyamat egység-gyököt tartalmaz, akkor a határeloszlások ugyanazok.

mális, a Wald-tesztéké pedig χ^2 . Egységgyök-folyamat esetén az elsőrendű autoregressziónál a $(\hat{\beta}_1 - 1)$ hipotézis t -hányadosa *Dickey–Fuller*-eloszlást követ (nagy mintánál az eloszlás független a hibatagtól). t3f_elsötábla_eloszlások

3.1 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	100	500	1000	3000	10	100	500	1000	3000	10	100		
	000 000					000 000					000 000						
	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	-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	-1,96	-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	-1,64	-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	-1,28	-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	-0,67	-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	0,00	-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	0,67	-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	1,28	-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	1,64	-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	1,96	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	2,33	0,62
Kritikus érték (%)	$\hat{\beta}_3 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_3}^{(NW)}$					W1 ^(NW)					W2 ^(NW)					$\chi^2(4)$	$\chi^2(2)$
	500	1000	3000	10	100	500	1000	3000	10	100	500	1000	3000	10	100		
	000 000					000 000					000 000						
	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	0,01	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	0,12	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	0,71	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	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	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	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	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	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	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	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	9,21

Adatgeneráló folyamat: $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim \text{FAE } N(0, 1)$, $t = -20, -19, \dots, -1, 0, 1, \dots, T$, $y_{-21} \sim N(0, 1)$, illesztett egyenlet: $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-22} + \beta_2 y_{t-22}^2 + \beta_3 y_{t-22}^3$, 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, W1^(NW): a $\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_1 - 1 = \hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = 0$ együttes hipotézisekre vonatkozó *Wald*-teszt HAC-variancia-kovariancia mátrix alapján, W2^(NW): a $\hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = 0$ 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.

3.2 táblázat: A mintaelemszám hatása a polinomiális autoregresszió becsléseire

minta (T)	átlagos $\hat{\beta}_1$	átlagos $\hat{\beta}_2$	átlagos $\hat{\beta}_3$	Átlagos $ \hat{\beta}_1 - 1 $	átlagos $ \hat{\beta}_2 - 0 $	átlagos $ \hat{\beta}_3 - 0 $	$\hat{\beta}_1 < 1$	$\hat{\beta}_2 < 0$	$\hat{\beta}_3 < 0$	$\hat{\beta}_3$ t -hánydosa "szignifikáns" 5%-on	$\hat{\beta}_3$ Newey-West t -hánydosa "szignifikáns" 5%-on	átlagos R^2	átlagos DW
100	0,4053	-0,003062	-0,003159	0,926527	0,149904	0,013082	74,9%	51,2%	62,3%	39,9%	21,3%	0,3270	0,2352
200	0,5084	0,000634	-0,003182	0,697787	0,086628	0,005723	74,5%	49,7%	74,0%	56,1%	24,6%	0,4353	0,1389
500	0,6446	0,000551	-0,001447	0,448714	0,039214	0,001721	75,5%	49,7%	86,9%	74,4%	32,0%	0,6712	0,0995
1000	0,7821	0,000854	-0,000554	0,268679	0,018199	0,000610	73,6%	48,0%	90,6%	81,9%	36,7%	0,8074	0,0919
3000	0,9073	-0,000032	-0,000086	0,112066	0,004612	0,000090	74,1%	50,8%	92,7%	86,6%	39,7%	0,9278	0,0901
5000	0,9396	0,000033	-0,000035	0,071678	0,002327	0,000036	74,7%	49,6%	94,0%	86,9%	38,8%	0,9550	0,0903
10000	0,9689	-0,000010	-0,000009	0,036905	0,000868	0,000010	74,0%	50,0%	93,7%	87,7%	37,2%	0,9761	0,0905
30000	0,9892	0,000002	-0,000001	0,012583	0,000171	0,000001	74,4%	49,7%	94,1%	88,4%	37,7%	0,9922	0,0907

Megjegyzések. Adatgeneráló folyamat: $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$, $t = -20, -19, \dots, T$, $y_{-21} = 0$, Illesztett egyenlet: $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-22} + \beta_2 y_{t-22}^2 + \beta_3 y_{t-22}^3$, $t = 1, \dots, T$, Newey-West HAC hibák 22 késleltetéssel, Becslések száma: 5000 minden T -re

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 nagyságrendű mintaelemszámot használtak az EMS-nél) $\hat{\beta}_1-1$ és $\hat{\beta}_3$ teszteléséhez egyoldali próba esetén $-10,44$ és $-12,23$ KLMN-hibák, valamint $-3,10$ és $-3,56$ HAC-hibák (22 késleltetéssel) esetén, míg $\hat{\beta}_2$ teszteléséhez kétoldali próba esetén $-11,2$ (KLMN-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-kovariancia mátrixszal számított) *Wald*-tesztek kritikus értékei jelentősen meghaladják a $\chi^2(4)$ és $\chi^2(2)$ eloszlás kritikus értékeit, amelyek jellemeznék az eloszlást stationárius vagy trend-stacionárius esetekben,
8. R^2 növekszik a mintaelem-számmal.

A fenti eredmények azt jelentik, hogy (66) feltétel pontosan teljesül a paraméterbecslések várható értékeire, mivel

$$(68) \quad \left. \begin{array}{l} E[(\hat{\beta}_1 - 1)] < 0 \\ E[\hat{\beta}_3] < 0 \\ E[\hat{\beta}_2] = 0 \end{array} \right\} \Rightarrow E[(\hat{\beta}_1 - 1)] + 3E[\hat{\beta}_3]x_t^2 < -2E[\hat{\beta}_2]x_t \quad \forall x_t \quad .$$

Ebből az következik, hogy ha egy sztochasztikus folyamat egységgyököt tartalmaz, akkor a paraméterbecslések várható értékei a Bertola–Svensson-elmélet 3.1. ábrájához vezetnek, és így a korábbiaknak megfelelően a 3.2. és a 3.3. ábrákhoz is. Ezért egységgyök létezése nagy valószínűséggel egyaránt kielégíti az eltolódással igazítás módszerénél vizsgált statisztikai és közgazdasági feltételeket is – függetlenül attól, hogy sávosan rögzített árfolyamról vagy bármilyen más folyamatról van-e szó.

A szimulált eloszlások már használhatók hipotézistesztesztelésre 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 specifikációt tekintve, mind a paraméterek eloszlásait, mind a t -hányadosok eloszlásait, mind a *Wald*-tesztek eloszlásait tekintve.

3.2.3. Monte-Carlo szimulációk stacionárius folyamatokra

A következő kérdés, hogy vajon stacionárius folyamatok esetén milyen következtetést lehet levonni a becslések tulajdonságaira. Egy lehetséges eljárás a (67) egyenlet alkalmazása másodrendű autoregresszív folyamatokra különböző gyökök mellett. Egy nulla várható értékű $AR(2)$ folyamat például (14) alakba írható

$$(69) \quad (1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L)x_t = \varepsilon_t,$$

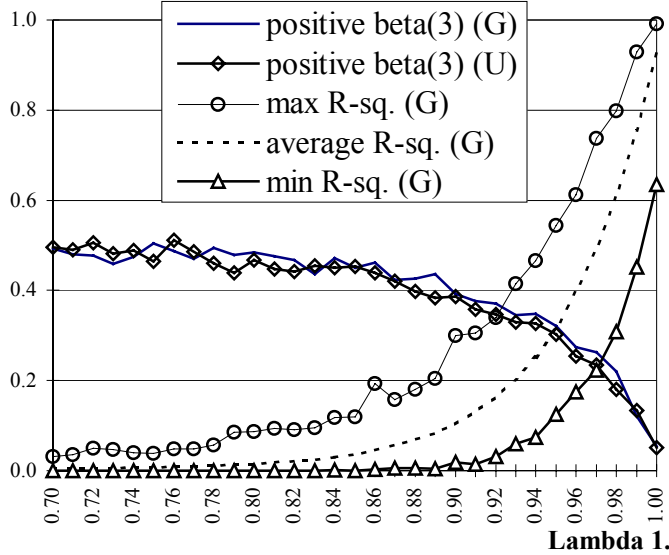
ahol λ_i jelöli az invertált gyököket (amelyeknek az egységkörön belül kell lenniük a stacionaritáshoz), L a késleltetési operátort, és ε_t a fehér zaj folyamatot.

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 fehér zaj és másik ezret egyenletes eloszlású fehér zaj segítségével $t = 1, \dots, 3023$ mellett, majd a (67) egyenletet illesztettem. A 5. ábra mutatja, hogy a becslések hány százalékában volt $\hat{\beta}_3$ pozitív mindkét eloszlás esetén, valamint az R^2 legkisebb, legnagyobb, és átlagos értékét normális eloszlás esetén.

A 3.5. ábra alapján minél közelebb van a domináns invertált gyök 1-hez, annál nagyobb arányban adódik negatív becslés $\hat{\beta}_3$ -ra, például 0,98-as domináns gyök esetén is közel 80 százalékban negatív érték adódott átlagosan 0,6-os R^2 mellett. Mindhárom jobboldali változó becsült 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 (69) egyenletben] nincsenek nemlineáris hatások. Amikor a domináns invertált gyök távol van 1-től, „az illeszkedés jósága” drasztikusan esik, és $\hat{\beta}_3$ 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 korlátozóztak), az eredmények változatlanok. Ezek az eredmények

megerősítik azt a következtetést, hogy az 1-hez közeli autoregresszív gyök fontos szerepet játszhat nemlineáris hatások látszólagos kimutatásában.

3.5 ábra: A polinomiális autoregresszió (k=22) egyenlet illesztése AR(2) folyamatokra különböző domináns invertált gyökök esetén



3.2.4. Sávon belüli árfolyamtól való függés

A pereméterek 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 (32) 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 (27) egyenletbe helyettesítve, adódik a sávközép leértékelésének várható értéke

$$(70) \quad E_t[\Delta_k c_{t+k}] = -\tilde{\beta}_0 + \tau(r_t - r_t^*) - (\tilde{\beta}_1 - 1)x_t$$

A (70) egyenlet alapján egyértelmű, hogy Svenssonnak azon megállapítása nem igaz, amely szerint a sáv becsült leértékelése független az árfolyam jelenlegi sávon be-

lülő helyzetétől.¹¹³ Minél leértékeltőbb a sávon belül az árfolyam, annál nagyobb a becsült leértékelési várakozás. Közgazdaságilag ez elfogadható hipotézis, de a probléma éppen az, hogy a becslés alapján – a szokásos hipotézistesztesztelési eloszlásokat használva – nem lehet eldönteni, hogy e tulajdonság valóban az adatgeneráló folyamat része, vagy csak az ökonometria becslés torzításának következménye.

A (70) egyenletben a kamatkülönbség paramétere – helyesen – pozitív, azaz minél magasabb a kamatkülönbség, annál nagyobb a leértékelés becsült 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.

3.2.5. Egységgyökök

Hangsúlyozni kell, nem az a valódi kérdés, hogy a sávon belüli árfolyam tartalmaz-e egységgyököket. Az egységgyökök 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 leértékelik (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 egységgyökök nullhipotézisét elvetették. *Rose–Svensson* [1995] nem említ semmilyen egységgyökök tesztet sem, *Svensson* [1993] pedig a (32) 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) $k=1$,¹¹⁴ 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*-táblázatok. Egy meggyőző empirikus bemutatása ennek éppen a lebegő

¹¹³ Ez a megállapítás természetesen érvényes minden olyan specifikációra (így a korábban vizsgált nemlineárisra), amely a várható értékhez tartást feltételezi vagy következteti.

¹¹⁴ A $k>1$ esetet az „átfedő megfigyelések” (*overlapping observations*) problémájának nevezik. Lásd például *Hansen–Hodrick* [1980].

ller-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 meghatározhatóak a kritikus értékek a teszt-egyenlet (a) és (b) módosításaihoz. Az alábbi táblázatok mutatják az eredményeket.

A 3.3 – 3.5 táblázatok az eloszlás kritikus értékeit mutatják amikor (a) $k = 65$, (b) hat egymást át nem fedő vakváltozó helyettesíti a konstans, (c) a konstans váltása előtt néhány megfigyelést kizárunk a mintából, valamint ezek kombinációit $T = 3000$ mellett. A 3.3 táblázat az OLS t -hányadost, a 3.4 táblázat a Newey-West HAC hibákkal számított t -hányadost, a 3.5 táblázat pedig az autoregresszív paraméter becslésének eloszlását, $T(\hat{\phi} - 1)$ -et mutatja.

A fenti statisztikák mellett a táblázatok a Dickey–Fuller eloszlás értékeit (első adatoszlop) valamint a szimulációk által becsült Dickey–Fuller értékeket is mutatják (második adatoszlop). Ezen két adatoszlop gyakorlatilag azonos, így a közelítési hibát nagyon alacsonynak vehetjük.

A Dickey–Fuller 5 százalékos kritikus érték -2.87 . Ezt a hat konstans -4.64 -re (HAC hibákkal -4.68 -ra) változtatja, az átfedő megfigyelések 65 periódusnál -23.99 -re (HAC: -8.72), míg együttesen -39.67 -re (HAC: -14.32). Ezek hatalmas eltolódásnak számítanak. A -23.99 és -8.72 -es kritikus értékeket jelen tanulmány dollárra vonatkozó becsléseivel és az EMS becslésekkel összevetve kiderül, hogy az egységgyököt nem utasítják el¹¹⁵. Az autoregresszív paraméter $T(\hat{\phi} - 1)$ eloszlásának vizsgálatnál ugyanez az eredmény adódik a holland gulden kivételével, amely stacionárius.

A 3.6 és 3.7 táblázatok a konstansok számának változását vizsgálja, azaz $k = 1$ a Dickey–Fuller esetekhez hasonlóan, de különböző számú nem átfedő vakváltozó he-

¹¹⁵ Az eredményt óvatosan kell értékelni, mivel a teszt-egyenlet tartalmazott kamatlábakat is.

lyettesíti a konstans. A táblázatok alapján egyértelmű, hogy a konstansok számának növelése növeli a kritikus érték abszolút értékét.

3.3 táblázat: A KLMN t-hányadoson, $(\hat{\phi}-1)/\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}$, alapuló Dickey–Fuller és nem Dickey-

Fuller specifikációk kritikus értékei

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$T = 3000$	Dickey-	$k = 1$	$k = 1$	$k = 65$	$k = 65$	$k = 65$	$k = 65$
	Fuller	$j = 1$	$j = 6$	$j = 1$	$j = 6$	$j = 1$ ki- hagyott megf.*	$j = 6$ kihagyott megf.*
1,0%	-3,44	-3,45	-5,22	-28,69	-44,70	-27,92	-45,53
2,5%	-3,13	-3,14	-4,91	-26,19	-41,80	-25,62	-42,54
5,0%	-2,87	-2,87	-4,64	-23,99	-39,67	-23,42	-39,79
10,0%	-2,57	-2,59	-4,29	-21,27	-36,92	-20,60	-37,01
90,0%	-0,43	-0,48	-2,00	-3,58	-16,24	-3,05	-16,10
95,0%	-0,07	-0,11	-1,65	-0,38	-13,25	0,39	-13,43
97,5%	0,24	0,21	-1,36	2,33	-10,76	2,96	-10,94
99,0%	0,61	0,61	-1,01	5,06	-7,55	5,74	-8,42

Megjegyzéseket lásd a 3.5 táblázat alatt.

3.4. táblázat: A Newey-West t-hányadoson, $(\hat{\phi}-1)/\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}^{(NW)}$, alapuló Dickey–Fuller és nem

Dickey–Fuller specifikációk kritikus értékei

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$T = 3000$	Dickey-	$k = 1$	$k = 1$	$k = 65$	$k = 65$
	Fuller	$j = 1$	$j = 6$	$j = 1$	$j = 6$
1,0%	-3,44	-3,52	-5,33	-10,55	-16,85
2,5%	-3,13	-3,16	-4,98	-9,56	-15,51
5,0%	-2,87	-2,91	-4,68	-8,72	-14,32
10,0%	-2,57	-2,60	-4,33	-7,62	-13,12
90,0%	-0,43	-0,48	-2,01	-1,27	-5,50
95,0%	-0,07	-0,11	-1,62	-0,14	-4,44
97,5%	0,24	0,22	-1,34	0,86	-3,75
99,0%	0,61	0,60	-1,02	1,81	-2,59

Megjegyzéseket lásd a 3.5 táblázat alatt.

3.5 táblázat: A KLM autoregresszív paraméteren, $T(\hat{\phi}-1)$, alapuló Dickey-Fuller és nem Dickey-Fuller specifikációk kritikus értékei

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$T = 3000$	Dickey-Fuller	$k = 1$ $j = 1$	$k = 1$ $j = 6$	$k = 65$ $j = 1$	$k = 65$ $j = 6$	$k = 65$ $j = 1$ ki- hagyott megf.*	$k = 65$ $j = 6$ kihagyott megf.*
1,0%	-20,5	-20,9	-46,3	-1143,8	-2140,2	-1035,0	-2086,6
2,5%	-16,8	-16,7	-41,0	-986,4	-1971,8	-896,8	-1928,1
5,0%	-14,0	-14,4	-35,8	-835,9	-1821,8	-757,1	-1799,4
10,0%	-11,2	-11,3	-31,7	-670,1	-1657,8	-611,2	-1630,0
90,0%	-0,84	-0,91	-10,48	-55,34	-628,07	-45,27	-637,43
95,0%	-0,13	-0,20	-8,40	-7,55	-501,32	6,24	-522,65
97,5%	0,42	0,39	-6,71	31,85	-419,86	39,48	-422,80
99,0%	1,06	1,06	-4,91	71,43	-285,87	80,35	-319,04

Megjegyzések a 3.3 – 3.5 táblázatokhoz. k : késleltetés-szám, j : konstansok száma. Ismétlések száma: 5000. Adatgeneráló folyamat: $y_{t+1} = y_t + u_{t+1}$, $u_t \sim \text{FAE } N(0,1)$, $t = 1, 2, \dots, 3064$, $y_0=0$.

(1) Dickey-Fuller kritikus értékek $T = 500$, forrás: *Hamilton* [1994], Table B.6. és B.5. case 2, 762-3.o.

(2) teszt egyenlet: $y_{t+1} = \hat{\alpha} + \hat{\phi}y_t + \hat{u}_{t+1}$ (= Dickey-Fuller egyenlet), $t = 1, \dots, 3000$

(3) teszt egyenlet: $y_{t+1} = \sum_1^6 \hat{\alpha}_i + \hat{\phi}y_t + \hat{u}_{t+1}$, α_i : hat vakváltozó, $t = 1, \dots, 3000$

(4) teszt egyenlet: $y_{t+65} = \hat{\alpha} + \hat{\phi}y_t + \hat{u}_{t+65}$, $t = 1, \dots, 3000$

(5) teszt egyenlet: $y_{t+65} = \sum_1^6 \hat{\alpha}_i + \hat{\phi}y_t + \hat{u}_{t+65}$, α_i : hat vakváltozó, $t = 1, \dots, 3000$

(6) teszt egyenlet: $y_{t+65} = \hat{\alpha} + \hat{\phi}y_t + \hat{u}_{t+65}$, kihagyott megfigyelésekkel *, $t = 1, \dots, 3000$

(7) teszt egyenlet: $y_{t+65} = \sum_1^6 \hat{\alpha}_i + \hat{\phi}y_t + \hat{u}_{t+65}$, α_i : hat vakváltozó, kihagyott megfigyelésekkel *, $t = 1, \dots, 3000$

* kihagyott megfigyelések: 436-500, 936-1000, 1436-1500, 1936-2000, 2436-2500, azaz a becslés során felhasznált mintaelemszám a (6) és (7) oszlopban 2675

α_i : nem átfedő vakváltozók, értékük a minta egy-hatodában 1, különben nulla

3.6 táblázat. A KLMN t-hányadoson, $(\hat{\phi}-1)/\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}$, alapuló egységgyök tesztek kritikus értékei különböző számú konstans esetén

	$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$	$j = 4$	$j = 5$	$j = 6$	$j = 7$	$j = 8$	$j = 9$	$j = 10$
1,0%	-3,47	-3,89	-4,28	-4,56	-4,91	-5,18	-5,39	-5,64	-5,85	-6,04
2,5%	-3,10	-3,58	-3,99	-4,30	-4,59	-4,87	-5,08	-5,29	-5,50	-5,69
5,0%	-2,86	-3,34	-3,72	-4,03	-4,32	-4,58	-4,81	-5,02	-5,24	-5,42
10,0%	-2,54	-3,04	-3,42	-3,72	-4,01	-4,25	-4,51	-4,69	-4,94	-5,11
90,0%	-0,44	-0,86	-1,19	-1,50	-1,78	-2,00	-2,20	-2,43	-2,64	-2,85
95,0%	-0,11	-0,52	-0,84	-1,17	-1,47	-1,69	-1,85	-2,09	-2,33	-2,50
97,5%	0,23	-0,24	-0,52	-0,90	-1,16	-1,37	-1,58	-1,81	-2,06	-2,22
99,0%	0,62	0,04	-0,16	-0,56	-0,80	-1,09	-1,25	-1,49	-1,75	-1,91

Megjegyzéseket lásd a 3.7 táblázat alatt.

3.7 táblázat: A KLMN autoregresszív paraméteren, $T(\hat{\phi}-1)$, alapuló egységgyök tesztek kritikus értékei különböző számú konstans esetén

	$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$	$j = 4$	$j = 5$	$j = 6$	$j = 7$	$j = 8$	$j = 9$	$j = 10$
1,0%	-20,82	-26,70	-31,38	-35,65	-41,14	-45,37	-49,65	-53,77	-57,92	-61,66
2,5%	-16,97	-21,88	-26,98	-31,62	-35,76	-39,77	-44,33	-48,05	-51,89	-56,22
5,0%	-13,89	-18,75	-23,37	-27,61	-31,59	-35,58	-40,47	-43,47	-47,84	-51,37
10,0%	-10,98	-15,57	-19,71	-23,75	-27,74	-31,36	-35,54	-38,85	-42,94	-46,19
90,0%	-0,86	-2,40	-4,23	-6,30	-8,50	-10,49	-12,65	-14,93	-17,27	-19,62
95,0%	-0,20	-1,42	-2,79	-4,73	-6,64	-8,36	-10,37	-12,51	-14,95	-16,86
97,5%	0,39	-0,66	-1,66	-3,50	-5,13	-6,79	-8,52	-10,37	-12,81	-14,44
99,0%	1,03	0,10	-0,52	-2,13	-3,49	-5,18	-6,43	-8,34	-10,35	-12,27

Megjegyzések a 3.6 és 3.7 táblázatokhoz. j : konstansok száma. Adatgeneráló folyamat:

$y_{t+1} = y_t + u_{t+1}$, $u_t \sim \text{FAE } N(0,1)$, $t = 1, 2, \dots, 3000$, $y_1 = 0$. Ismétlések száma: 10,000. teszt egyenlet:

$y_{t+1} = \sum_{i=1}^j \hat{\alpha}_i + \hat{\phi} y_t + \hat{u}_{t+1}$, $t = 1, \dots, 3000$. α_i : nem átfedő vakváltozók, értékük 1 a minta $1/j$ észében,

különben nulla

A megfelelő kritikus értékeket 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 részydőszakra 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.¹¹⁶ 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 nemlineáris eredményekhez.¹¹⁷ 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 növekszik korlátlanul.

3.2.6. Átfedő megfigyelések

A bemutatott szimulációk során láttuk, hogy az átfedő megfigyelések számos probléma gyökerét jelentik. Ezzel kapcsolatban meg kell jegyeznünk, hogy amikor a modellben nincsenek egyéb magyarázó változók, akkor nem lett volna szükséges átfedő megfigyeléseket alkalmazni, hanem dinamikus előrejelzéssel is készíthettek volna *a*-periódusú előrejelzéseket.

3.2.7. Kamatparitás

Az eltolódással igazítás módszerének kulcsfeltétele a fedezetlen kamatparitás hipotézise. Lebegő árfolyamú devizák esetén számtalan tanulmány elvetette ezt a hipotézist.¹¹⁸ A sávós árfolyamokra *Svensson* [1992a] elméleti keretben vizsgálta a kockázati prémiumot, és azt találta, hogy a sávon belüli mozgásból eredő prémium nagyon alacsony, a

¹¹⁶ Lásd például *Hamilton* [1994], 444–447.o.

¹¹⁷ A második fejezetben bemutatott, *Koedijk–Stork–de Vries* [1998] elméleti alapú nemlineáris specifikációjára alkalmazva az alfejezetben használt eszköztárat, az nem vetette el a nemlineáris hatásokat, így empirikus eredményeik nem az egységgyök-problémának tulajdoníthatóak.

¹¹⁸ A fedezetlen kamatparitásról lásd például *Taylor* [1995], a magyar esetet vizsgálja *Darvas* [1996b].

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.¹¹⁹

3.2.8. Időponttól függő sávon belüli árfolyam folyamat

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.),¹²⁰ 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.

3.2.9. Három stilizált tény

Sávós árfolyamrendszerek empirikus vizsgálatai, beleértve a magyar forint árfolyamára vonatkozó saját vizsgálatainkat, az alábbi *stilizált tények* emelhetők ki:

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 — ahogy erre rámutattunk — feltételezi az eltolódással igazítás módszere, míg a 3., szintén fontos megfigyeléssel nem foglalkozik ez a módszer.

3.3. Összegzés

Az eltolódással igazítás módszerének gyakorlati alkalmazói általános következtetésként vonták le, hogy a módszer képes sikeresen előrejelezni az árfolyamsáv leértékelésére

¹¹⁹ *Pesaran–Ruge–Murcia* [1995], *Malliapopoulos* [1995], *Bekaert–Gray* [1996].

¹²⁰ Egy rezsimet két leértékelés közötti időszakként definiálnak.

irányuló várakozásokat, és egybeesik a *Bertola–Svensson*-elmélet következtetéseivel, bár a módszer kifejlesztői is elismerték, hogy a sávon belüli árfolyamot csak gyengén sikerült előrejelezniük. Jelen fejezet bemutatta, hogy számos más idősorra alkalmazva a módszert, hasonló eredmények adódnak, amennyiben az EMS esetében használt kritériumok (illesztett görbék, 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 egységgyök-folyamatok jelentős hányada.

Az eltolódással igazítás módszerének lineáris változatát vizsgálva rámutatottunk, 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 a 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.

Bemutattuk, hogy a kismintás torzítások éppen olyanok, hogy a paraméterbecslések várható értékei kielégítik a *Bertola–Svensson*-elmélet első grafikus következtetését. A fejezet 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. Rámutatottunk 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 egységgyök-folyamatokon végzett szimulációk alapján került sor, az elemzés egyik központi üzenete, hogy a valódi kérdés nem az egy-

séggyök 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 egységgyök-folyamat. 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.¹²¹ Sávos árfolyamnál is a legfontosabb kérdés, hogy vajon változatlan adatgeneráló folyamat feltételezhető-e a teljes mintaperiódusban. Megítélésünk szerint az időnként leértékelt devizáknál a sávon belüli árfolyamnak eltérő tulajdonságai lehetnek egy leértékelést megelőzően, és követően.

¹²¹ Az úgynevezett autoregresszívküszöb-modellek (*threshold autoregression*) alkalmasak olyan folyamatok leírására, amelyek egy bizonyos tartományban a véletlen bolyongást folytatnak, de ha eltávolodnának ettől a tartománytól, akkor várható értékben visszatérnek oda. Lásd például Teräsvirta [1994] és Franses [1998].

3.4. Függelék a 3-ik fejezethez: A polinomiális autoregresszió paraméterbecsléseinek analitikus levezetése

Az eltolódással igazítás módszere egy harmadrendű polinommal közelíti a sávon belüli árfolyam alakulását. Számos idősorra jellemzőek lehetnek nemlineáris hatások, és a polinomiális közelítés egy kézenfekvő megoldásnak tűnik. Az egyenlet például tekinthető egy harmadrendű *Taylor-sor* mintabeli közelítésének.

Nemlineáris hatások azonban jelentősen megváltoztathatják és bonyolíthatják akár a legegyszerűbb modelleket is. Ez előnyös lehet például az ökonometriai vizsgálatoknál, ha a szokásosan alkalmazott lineáris modellekkel nem lehet jól még mintán belül sem közelíteni egy adott idősor alakulását.

Az analitikus tulajdonságok megváltozására jó példát ad az általunk vizsgált polinomiális autoregresszió,

$$(71) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-a} + \beta_2 y_{t-a}^2 + \beta_3 y_{t-a}^3 + u_t,$$

ahol $\{y_t\}_{t=1-a}^{\infty}$ egy sztochasztikus folyamat, $a \in \mathbb{N}^+$, és $\{u_t\}_{t=1}^{\infty}$ egy nulla várható értékű sztochasztikus folyamat a közelítési hiba. Egy lineáris autoregresszív modellben $|\beta_1| < 1$ szükséges és elégséges feltétel a folyamat stacionaritáshoz. Egy polinomiális autoregressziónál azonban a folyamat stacionárius lehet $|\beta_1| \geq 1$ esetben is és a $|\beta_1| < 1$ feltétel nem elégséges a stacionaritáshoz.

A statisztikai hipotézis vizsgálat megváltozását pedig a harmadik fejezet mutatta be, ahol azt vizsgáltuk, hogy az egyszerű egységgyök-folyamat nullhipotézisét mikor lehet visszautasítani a (71) alternatív hipotézissel szemben.

Ebben a függelékben analitikusan levezetjük a paraméterbecslések eloszlásait és összevetjük az tesztt statisztikák szokásos eloszlásaival. Bemutatjuk, hogy ezen eloszlások eltérnek az eddig használt eloszlásoktól, így kritikus értékeket tartalmazó táblázatok sem találhatók az irodalomban.

3.4.1. Néhány alapvető KLMN összefüggés

Ebben a szakaszban röviden összegezzünk néhány KLMN összefüggést. Az

$$(72) \quad Y = X\beta + u$$

regresszióban, ahol Y a függő változó $(n \times 1)$ -es vektora, X a k számú magyarázó változó $(n \times k)$ -s mátrixa (beleértve a konstans is), β a paraméterek $(k \times 1)$ -es vektora, és u a reziduális változó, a paramétervektor KLNМ becslőfüggvénye

$$(73) \quad \hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y .$$

A (73) becslőfüggvénybe behelyettesítve (72)-t,

$$(74) \quad \hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'(X\beta + u) = \beta + (X'X)^{-1} u ,$$

azaz a KLNМ a becslőfüggvény eltérése a populációs paraméterértéktől:

$$(75) \quad \hat{\beta} - \beta = (X'X)^{-1} X'u .$$

Fontos kiemelni, hogy (75) jobb oldalán szereplő u az adott eloszlással rendelkező reziduális változó, nem pedig a becslés reziduuma.

A paraméterek variancia–kovariancia mátrixának becslőfüggvénye:

$$(76) \quad \hat{\Omega}_{\hat{\beta}} = s^2 (X'X)^{-1} ,$$

ahol $s^2 = \text{RSS}/(T-k)$ a reziduális változó szórásnégyzetének becslőfüggvénye és $\text{RSS} = \hat{u}'\hat{u}$.

A paraméterekre vonatkozó hipotézis vizsgálatoknál a t -tesztet (egy paraméternél) és a F -tesztet vagy más néven Wald-tesztet (egy vagy több paraméternél) használjuk. A t -teszt:

$$(77) \quad t = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i^{(0)}}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}} ,$$

ahol $\beta_i^{(0)}$ az i -dik paraméterre vonatkozó nullhipotézis és $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}$ a becslt paraméter becslt standard hibája (az $\hat{\Omega}_{\hat{\beta}}$ mátrix i -dik diagonális elemének pozitív négyzetgyöke).

Ha X determinisztikus és $u \sim \text{FAE}(0, \sigma^2)$, akkor a t -hányados t -eloszlást követ.

A Wald-teszt m számú egymástól független lineáris korlátozás tesztelésére szolgál, azaz a $H_0: R\beta = r$ nullhipotézis vizsgálatára, ahol R egy $(m \times k)$ -s mátrix, amely a paraméterek lineáris kombinációit állítja elő, r pedig egy $(m \times 1)$ -es vektor. Ha X determinisztikus és $u \sim \text{FAE}(0, \sigma^2)$, akkor a

$$(78) \quad W = (R\hat{\beta} - r)' [\sigma^2 R(X'X)^{-1} R']^{-1} (R\hat{\beta} - r)$$

statisztika $\chi^2(m)$ eloszlást követ.¹²² σ^2 -et s^2 -tel helyettesítve és a korlátozások számával elosztva kapjuk a KLMN F -teszt Wald-formáját:

$$(79) \quad F = (R\hat{\beta} - r)' [s^2 R(X'X)^{-1} R']^{-1} (R\hat{\beta} - r) / m = \frac{(R\hat{\beta} - r)' [\sigma^2 R(X'X)^{-1} R']^{-1} (R\hat{\beta} - r) / m}{[RSS / \sigma^2] / (T - k)}.$$

A számláló egy $\chi^2(m)$ eloszlású változó osztva a szabadságfokával, a nevező egy $\chi^2(T-k)$ eloszlású változó osztva a szabadságfokával. $\hat{\beta}$ és $\hat{u}$ függetlensége¹²³ esetén a számláló és a nevező független egymástól, így a (79) egyenletben szereplő F -hányados $F(m, T-k)$ eloszlást követ H_0 esetén, ha X determinisztikus és $u \sim \text{FAE}(0, \sigma^2)$.¹²⁴

3.4.2. Sztochasztikus függvények konvergencia tételei¹²⁵

Az analitikus levezetéshez sztochasztikus függvényeken értelmezett konvergencia tételeket használunk fel. A szükséges matematikai módszereket ebben a szakaszban két alszakaszra bontva mutatjuk be, elsőként a Brown-mozgást (*Brownian motion*) definiáljuk, majd a szükséges tételeket mutatjuk be. Végül a harmadik alszakasz bemutatja, hogy *Phillips* [1986] és *Phillips* [1987] úttörő munkáiban hogyan alkalmazta a bemutatott tételeket egységgyök-folyamatokra.

3.4.2.1. A Brown-mozgás

A definíció előtt érdemes egy egyszerű példával megvilágítani a véletlen bolyongás és a Brown-mozgás közötti kapcsolatot.

Tekintsünk egy véletlen bolyongást, $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, ahol $\varepsilon_t \sim \text{FAE}-N(0,1)$, és indítsuk a folyamatot $y_0=0$ -ból. Ekkor $y_t = \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_t$, azaz $y_t \sim N(0,t)$. A folyamat két időpont közötti változása, $y_s - y_t = \varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2} + \dots + \varepsilon_s$, amely $N(0,(s-t))$ eloszlást követ, továbbá ez független minden olyan r és q időpont közötti változásról, amelyre $t < s < r < q$.

¹²² Az állítás egyszerűen belátható. Ha X determinisztikus és $u \sim \text{FAE}(0, \sigma^2)$, akkor H_0 esetén $R\hat{\beta} \sim N(r, \sigma^2 R(X'X)^{-1} R')$. Ha egy $(n \times 1)$ -es z vektor $N(0, \Omega)$ eloszlású és Ω nonszinguláris, akkor $z' \Omega^{-1} z \sim \chi^2(n)$, mivel $z' \Omega^{-1} z$ a négyzetösszege n független standard normális eloszlású változónak. (Utóbbiról részletesebben lásd például *Hamilton* [1994] 205-206. o.)

¹²³ Ehhez elégséges, hogy X determinisztikus és u nulla várható értékű legyen.

¹²⁴ Egy paraméter-korlátozásnál a Wald-teszt és a t -teszt azonos eredményre vezetnek, mivel ha $z \sim t(n)$, akkor $z^2 \sim F(1, n)$.

¹²⁵ A szakasz *Hamilton* [1994] 17. fejezetén alapul.

Tekintsük most az y_{t-1} és y_t közötti változást, amely $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ eloszlású. Tegyük fel, hogy ε_t -re úgy tekintünk, mint két független normális eloszlású változó összegére, azaz $\varepsilon_t = u_{1t} + u_{2t}$, ahol $u_{it} \sim \text{FAE-}N(0, 1/2)$. Ekkor u_{1t} -t tekinthetjük y_{t-1} és a $[t-1, t]$ időintervallum egy belső pontja közötti változásként, például $y_{t-1/2} - y_{t-1} = u_{1t}$ és hasonlóan, $y_t - y_{t-1/2} = u_{2t}$. Ekkor az eredeti folyamatunkat változatlanul visszkapjuk, hiszen $y_t - y_{t-1} = u_{1t} + u_{2t} \sim N(0,1)$. Ezen túlmenően, az egész és „feles” időpontokban definiált folyamatra igaz lesz, hogy $y_s - y_t \sim N(0, (s-t))$, ahol s és t lehet akár egész szám, akár feles, továbbá ez a változó független lesz minden olyan változástól, amely időintervalluma nem fedi sehol sem a $[t, s]$ intervallumot.

Hasonló gondolatmenettel N alperiódusra bonthatjuk a $[t-1, t]$ intervallumot, $y_t - y_{t-1} = u_{1t} + u_{2t} + \dots + u_{Nt}$, ahol $u_{it} \sim \text{FAE-}N(0, 1/N)$. A felbontás eredményeképpen kapott folyamat pontosan ugyanazon tulajdonságokkal rendelkezik, mint a korábbiak. Ha $N \rightarrow \infty$, akkor egy folytonos időben definiált folyamathoz jutunk, amelynek elnevezése standard Brown-mozgás. A folyamat által a t időpontbeli értékét $B(t)$ -vel jelöljük.¹²⁶ Amíg egy diszkrét időben definiált folyamat véletlen változók megszámlálható sorozatából áll, $\{y_t\}_{t=1}^\infty$, addig egy folytonos időben felírt folyamat egy sztochasztikus függvénynek tekinthető, amelynek jelölése $B(\cdot)$, ahol $B: t \in [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}^1$. Könnyen belátható, hogy a Brown-mozgás egy adott realizációja t -nek folytonos függvénye. Ennek intuitív magyarázata, hogy a t és $t+\delta$ időpontok közötti változás $N(0, \delta)$ eloszlású, így ahogy δ tart a nullához, úgy a változás tetszőlegesen kicsi létének valószínűsége közelít egyhez.

A későbbiek során előnyös lesz egy zárt intervallumon értelmezni a folyamatot. A Brown mozgás formális definíciója a következő.

Definíció. A standard Brown-mozgás $B(\cdot)$ egy folytonos idejű sztochasztikus folyamat, amely minden $t \in [0, \infty)$ -hoz egy olyan $B(t)$ skalárt rendel, hogy

- (a) $B(0)=0$;
- (b) Minden $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_k \leq 1$ esetén $[B(t_2)-B(t_1)]$, $[B(t_3)-B(t_2)]$, ..., $[B(t_k)-B(t_{k-1})]$ független többváltozós normális eloszlást követ, $[B(s)-B(t)] \sim N(0, (s-t))$;
- (c) Minden realizációra $B(t)$ folytonos t -ben 1 valószínűséggel.

¹²⁶ Egyaránt használatos a *Wiener-folyamat* elnevezés és a $W(t)$ jelölés.

A standard *Brown*-mozgás segítségével generálhatóak más sztochasztikus folyamatok. Például $Z(t)=\sigma B(t)$ folyamat hasonló tulajdonságokkal rendelkezik és eloszlása $N(0, \sigma^2 t)$. Egy másik példa $Z(t)=[B(t)]^2$, amely egy $\chi^2(1)$ változó t -szeresének eloszlását követi.

3.4.2.2. Sztochasztikus függvényekre vonatkozó központi határeloszlás és további tételek

A diszkrét idejű valószínűségi változókra vonatkozó központi határeloszlás tétel (KHT) legegyszerűbb változata az alábbi mondja ki:

1. tétel (KHT). Ha $u_t \sim FAE(0, \sigma^2)$, akkor a mintaátlagra, $\bar{u}_T \equiv (1/T) \sum_{t=1}^T u_t$ -re igaz, hogy $\sqrt{T} \bar{u}_T \xrightarrow{L} N(0, \sigma^2)$, ahol $\xrightarrow{L}$ eloszlásbeli konvergenciát jelöli.¹²⁷ ♦

Tekintsük azt az átlagbecslést, amely csak a rendelkezésre álló minta első felét használja, $\bar{u}_{[T/2]^*} = (1/[T/2]^*) \sum_{t=1}^{[T/2]^*} u_t$, ahol $[T/2]^*$ a legnagyobb olyan egész számot jelenti, amely nem nagyobb $T/2$ -nél. Erre a becslőfüggvényre is érvényes a központi határeloszlás tétel, azaz $\sqrt{[T/2]^*} \bar{u}_{[T/2]^*} \xrightarrow{L} N(0, \sigma^2)$, továbbá ez a becslőfüggvény független attól, amely csak a minta második felét használja.

Definiáljuk az alábbi részösszeget $r \in [0, 1]$ -re:

$$(80) \quad X_T(r) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{[Tr]^*} u_t .$$

Minden realizációra $X_T(r)$ egy lépcsős függvény r -ben:

$$(81) \quad X_T(r) = \begin{cases} 0 & \text{ha } 0 \leq r < 1/T \\ u_1/T & \text{ha } 1/T \leq r < 2/T \\ (u_1 + u_2)/T & \text{ha } 2/T \leq r < 3/T \\ \vdots & \\ (u_1 + u_2 + \dots + u_T)/T & \text{ha } r = 1 \end{cases} .$$

¹²⁷ Legyen $\{X_T\}_{T=1}^\infty$ valószínűségi változók sorozata és jelölje $F_{X_T}(x)$ X_T eloszlásfüggvényét. Ha létezik egy olyan $F_X(x)$ eloszlásfüggvény, amelyre $\lim_{T \rightarrow \infty} F_{X_T}(x) = F_X(x)$ minden x -re, amelynél $F_X(\cdot)$

Ekkor

$$(82) \quad \sqrt{T} X_T(r) = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^{[Tr]^*} u_t = \frac{\sqrt{[Tr]^*}}{\sqrt{T}} \frac{1}{\sqrt{[Tr]^*}} \sum_{t=1}^{[Tr]^*} u_t$$

viszont a központi határeloszlás tétel miatt

$$\frac{1}{\sqrt{[Tr]^*}} \sum_{t=1}^{[Tr]^*} u_t \xrightarrow{L} N(0, \sigma^2),$$

továbbá $\sqrt{[Tr]^*}/\sqrt{T} \rightarrow \sqrt{r}$, ezért

$$(83) \quad \sqrt{T} X_T(r) \xrightarrow{L} N(0, r\sigma^2),$$

illetve

$$(84) \quad \sqrt{T}[X_T(r)/\sigma] \xrightarrow{L} N(0, r) .$$

Könnyen belátható, hogy ha $[Tr_1]^*$ és $[Tr_2]^*$ közötti megfigyelésekből számítunk átlagot ($r_2 > r_1$), akkor ez is aszimptotikusan normális eloszlást követ, azaz

$$(85) \quad \sqrt{T}[X_T(r_2) - X_T(r_1)]/\sigma \xrightarrow{L} N(0, r_2 - r_1),$$

és független (84) becslőfüggvénytől, ha $r < r_1$.

Ezek után kimondhatjuk a sztochasztikus függvényekre értelmezett központi határeloszlás-tétel (FKHT, *functional central limit theorem*) legegyszerűbb változatát.

2. tétel (FKHT). Ha $u_t \sim FAE(0, \sigma^2)$, akkor a (80) módon definiált sztochasztikus függvényt, $\{\sqrt{T}[X_T(\cdot)/\sigma]\}_{T=1}^\infty$, aszimptotikus valószínűség-eloszlása a standard Brown-mozgással egyezik meg, azaz

$$(86) \quad \sqrt{T}[X_T(\cdot)/\sigma] \xrightarrow{L} B(\cdot) . \blacklozenge$$

Fontos hangsúlyozni a (84) és (86) közötti különbséget: $X_T(\cdot)$ egy valószínűségi függvényt (*random function*) jelöl, míg $X_T(r)$ ezen függvény r időpontbeli értékét, azaz

folytonos, akkor X_T eloszlásban konvergál X -hez, $X_T \xrightarrow{L} X$. A Cramér–Wold tétel az eloszlásbeli konvergenciát terjeszti ki X_T ($n \times 1$)-es vektorsorozatra.

$X_T(r)$ egy valószínűségi változó (*random variable*). Az FKHT tételnek, hasonlóan a KHT tételhez, több változata létezik, például olyan is, ahol u_t nem $\text{FAE}(0, \sigma^2)$.

Az $r = 1$ pontban értékelve $X_T(r)$ a (teljes) mintaátlag, $X_T(1) \equiv (1/T) \sum_{t=1}^T u_t$, így

$$(87) \quad \sqrt{T} \frac{X_T(1)}{\sigma} = \frac{1}{\sigma \sqrt{T}} \sum_{t=1}^T u_t \xrightarrow{L} B(1) \sim N(0,1),$$

azaz a KHT az FKHT egy speciális eseteként adódik.

A valószínűségi változókra definiált eloszlásbeli konvergencia és valószínűségi konvergencia (*convergence in probability*)¹²⁸ értelemszerűen kiterjeszthetők valószínűségi függvényekre, azaz

- Ha $\{S_T(\cdot)\}_{T=1}^\infty$ folytonos függvények sorozata és $S(\cdot)$ egy folytonos idejű sztochasztikus folyamat, amelynek r időpontbeli értékét $S(r)$ jelöli, $r \in [0,1]$, és $S(\cdot)$ folytonos r -ben 1 valószínűséggel, akkor $S_T(\cdot) \xrightarrow{L} S(\cdot)$ jelöli az eloszlásbeli konvergenciát, amelyet bizonyos feltételek teljesülése esetén definiálunk¹²⁹.
- Legyen $\{S_T(\cdot)\}_{T=1}^\infty$ és $\{V_T(\cdot)\}_{T=1}^\infty$ folytonos függvények sorozata, amelyeknél $S_T: r \in [0,1] \rightarrow \mathbb{R}^1$ és $V_T: r \in [0,1] \rightarrow \mathbb{R}^1$. Defináljuk Y_T skalárt azon legnagyobb értéként, amelynél $S_T(r)$ és $V_T(r)$ különbözik egymástól bármilyen r esetén, $Y_T \equiv \sup_{r \in [0,1]} |S_T(r) - V_T(r)|$. Az $\{Y_T\}_{T=1}^\infty$ sorozat valószínűségi változók sorozata, így értelmezhető rá valószínűségi konvergencia fogalma. Ha $Y_T \xrightarrow{p} 0$, akkor azt mondjuk, hogy $S_T(\cdot)$ valószínűségben konvergál $V_T(\cdot)$ -hez, és az $S_T(\cdot) \xrightarrow{p} V_T(\cdot)$ jelölést használjuk, amely alatt azt értjük, hogy $\sup_{r \in [0,1]} |S_T(r) - V_T(r)| \xrightarrow{p} 0$.

Ezen definíciók folytonos függvényekre vonatkoznak, de (80) egy nem folytonos lépcsős függvény. Ugyanakkor megszámlálható számú pontban nem folytonos a függ-

¹²⁸ Tekintsük valószínűségi változók egy sorozatát, $\{X_T\}_{T=1}^\infty$. Ha minden $\varepsilon > 0$ és $\delta > 0$ esetén található olyan N , hogy minden $T \geq N$ -re $P\{|X_T - c| > \delta\} < \varepsilon$, akkor azt mondjuk, hogy az $\{X_T\}$ sorozat valószínűségben konvergál c -hez, és a plim $X_T = c$ vagy $X_T \xrightarrow{p} c$ jelölést használjuk. Ebben az esetben c -t az $\{X_T\}$ sorozat valószínűségi határának (*probability limit*) nevezzük. A definíció értelemszerűen kiterjeszthető valószínűségi változók $(m \times n)$ -es mátrix-sorozatára, $\{X_T\}$.

vény, így vagy a definícióban szereplő $S_T(\cdot)$ helyettesíthető és hasonló folytonos függvénynel, amely a lépcsők között interpolál, vagy pedig a valószínűségi függvények konvergenciájának definíciója terjeszthető ki a (80) definíciót jellemző nem-folytonosságokra.¹³⁰

A fenti definíciók segítségével számos véletlen változókra igazolt tétel kiterjeszthető véletlen függvényekre. A későbbiek során például szükségünk lesz a következő eredményekre.

3. állítás. Ha $\{S_T(\cdot)\}_{T=1}^\infty$ és $\{V_T(\cdot)\}_{T=1}^\infty$ olyan folytonos függvénytársulatok és $S(\cdot)$ egy olyan folytonos függvény, amelyekre $V_T(\cdot) \xrightarrow{p} S_T(\cdot)$ és $S_T(\cdot) \xrightarrow{L} S(\cdot)$, akkor $V_T(\cdot) \xrightarrow{L} S(\cdot)$. ♦

Valószínűségi változóknál, $\{x_T\}_{T=1}^\infty$, ha $x_T \xrightarrow{L} x$ és $g: \mathbb{R}^1 \rightarrow \mathbb{R}^1$ egy folytonos függvény, akkor $g(x_T) \xrightarrow{L} g(x)$. A folytonos leképezési tétel (FLT, *continuous mapping theorem*) hasonló eredményt ad valószínűségi függvények sorozatára.

4. tétel (FLT). Ha $S_T(\cdot) \xrightarrow{L} S(\cdot)$ és $g(\cdot)$ egy folytonos függvény¹³¹, akkor $g(S_T(\cdot)) \xrightarrow{L} g(S(\cdot))$. ♦

A folytonos leképezési tételt (86)-re alkalmazva például azt kapjuk, hogy

$$(88) \quad \sqrt{T} X_T(\cdot) \xrightarrow{L} \sigma B(\cdot).$$

Mivel $B(r) \sim N(0, r)$, így a (88) összefüggésből az következik, hogy $\sqrt{T} X_T(r) \approx N(0, \sigma^2 r)$.

Egy másik, későbbiekben felhasználandó példa a FLT alkalmazására a következő. Legyen

$$(89) \quad S_T(r) \equiv [\sqrt{T} X_T(r)]^2.$$

Mivel $\sqrt{T} X_T(\cdot) \xrightarrow{L} \sigma B(\cdot)$, ezért

¹²⁹ A pontos definíció megtalálható például *Hamilton* [1994] 17.3 alfejezetben és mértékelmélettel foglalkozó könyvekben.

¹³⁰ Lásd a 129. lábjegyzet hivatkozásainál.

¹³¹ $g(\cdot)$ értelmezését, valamint folytonosságának definícióját lásd a 129. lábjegyzet hivatkozásainál.

$$(90) \quad S_T(\cdot) \xrightarrow{L} \sigma^2 [B(\cdot)]^2 .$$

3.4.2.3. Alkalmazás egységgyök-folyamatokra

A sztochasztikus függvényekre értelmezett központi határeloszlás-tételt és a folytonos leképezési tételt elsőként *Phillips* [1986] és *Phillips* [1987] alkalmazta az elsőrendű autoregresszió KLM paraméterbecsléseinek aszimptotikus eloszlásának meghatározására egységgyök-folyamat esetén.¹³²

Tekintsünk egy véletlen bolyongást, $y_t = y_{t-1} + u_t$, és az egyszerűség kedvéért legyen $u_t \sim \text{FAE}(0, \sigma^2)$, és $y_0 = 0$, így $y_t = u_1 + u_2 + \dots + u_t$. Ezt behelyettesítve a lépcsős függvény (81) kifejtésébe,

$$(91) \quad X_T(r) = \begin{cases} 0 & \text{ha } 0 \leq r < 1/T \\ y_1/T & \text{ha } 1/T \leq r < 2/T \\ y_2/T & \text{ha } 2/T \leq r < 3/T \\ \vdots & \\ y_T/T & \text{ha } r = 1 \end{cases} .$$

A (91) függvény alatti terület T darab téglalap összege, amelyek szélessége $1/T$ és magassága y_{t-1}/T , így a t -dik téglalap területe y_{t-1}/T . Ennélfogva $X_T(r)$ integrálja

$$(92) \quad \int_0^1 X_T(r) dr = \frac{y_1}{T^2} + \frac{y_2}{T^2} + \dots + \frac{y_T}{T^2} .$$

Mindkét oldalt $\sqrt{T}$ -vel szorozva

$$(93) \quad \int_0^1 \sqrt{T} X_T(r) dr = T^{-3/2} \sum_{t=1}^T y_{t-1} .$$

Ugyanakkor (88) és a folytonos leképezési tétel alapján

$$(94) \quad \int_0^1 \sqrt{T} X_T(r) dr \xrightarrow{L} \sigma \int_0^1 B(r) dr ,$$

amelyből következik, hogy

¹³² Ugyanakkor J.S. White 1958-ban levezetett néhány hasonló eredményt más módszerekkel, FAE hibatagok esetére.

$$(95) \quad T^{-3/2} \sum_{t=1}^T y_{t-1} \xrightarrow{L} \sigma \int_0^1 B(r) dr .$$

Algebrai manipulációkkal belátható, hogy $T^{-3/2} \sum_{t=1}^T y_{t-1} = T^{-1/2} \sum_{t=1}^T u_t - T^{-3/2} \sum_{t=1}^T t u_t$. A (87) összefüggés és a folytonos leképezési tétel alapján

$$(96) \quad T^{-1/2} \sum_{t=1}^T u_t \xrightarrow{L} \sigma B(1) ,$$

így (95) eredményt is felhasználva

$$(97) \quad T^{-3/2} \sum_{t=1}^T t u_t \xrightarrow{L} \sigma B(1) - \sigma \int_0^1 B(r) dr .$$

Az eddigiek alapján könnyen meghatározható a véletlen bolyongás négyzetösszegének aszimptotikus eloszlása. Legyen $S_T(r) \equiv [\sqrt{T} X_T(r)]^2$ a (89) által definiált. Ekkor

$$(98) \quad S_T(r) = \begin{cases} 0 & \text{ha } 0 \leq r < 1/T \\ y_1^2 / T & \text{ha } 1/T \leq r < 2/T \\ y_2^2 / T & \text{ha } 2/T \leq r < 3/T \\ \vdots & \\ y_T^2 / T & \text{ha } r = 1 \end{cases} ,$$

amelyből következik, hogy

$$(99) \quad \int_0^1 S_T(r) dr = \frac{y_1^2}{T^2} + \frac{y_2^2}{T^2} + \dots + \frac{y_T^2}{T^2} ,$$

így (90) összefüggést és a folytonos leképezési tételt alkalmazva azt kapjuk, hogy

$$(100) \quad T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \xrightarrow{L} \sigma^2 \int_0^1 [B(r)]^2 dr .$$

Egyszerű algebrai manipulációkkal belátható, hogy $T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-1} u_t = (1/2) T^{-1} y_T^2 - (1/2) T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2$, amely a (98) függvény alapján

$$(101) \quad T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-1} u_t = (1/2) S_T(1) - (1/2) T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 .$$

Felhasználva, hogy $T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 \xrightarrow{p} \sigma^2$ a nagy számok törvénye alapján és hogy $S_T(1) \xrightarrow{L} \sigma^2 [B(1)]^2$ (90) alapján,

$$(102) \quad T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-1} u_t \xrightarrow{L} (1/2) \sigma^2 [B(1)]^2 - (1/2) \sigma^2 .$$

Az eddigi eredmények alapján már meghatározható az elsőrendű autoregresszió paraméterbecslésének aszimptotikus eloszlása véletlen bolyongás és FAE(0, σ^2) hibatagok esetén. Az $y_t = \phi y_{t-1} + u_t$ regresszió paraméterbecslésének eltérése az elméleti értéktől, $(\hat{\phi}_T - 1) = \sum_{t=1}^T y_{t-1} u_t / \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2$, amelyet T -vel szorozva

$$(103) \quad T(\hat{\phi}_T - 1) = \frac{T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-1} u_t}{T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}$$

adódik. Mivel a (103) kifejezés (102) és (100) folytonos függvénye, így

$$(104) \quad T(\hat{\phi}_T - 1) \xrightarrow{L} \frac{1/2 \{ [B(1)]^2 - 1 \}}{\int_0^1 [B(r)]^2 dr} .$$

A (104) kifejezés a *Dickey–Fuller* néven ismert eloszlások egyikének analitikus megfelelője.

A levezetés egyben arra is rámutatott, hogy a konvergencia-sebesség nagyobb egységgyök esetén (T), mint stacionaritás esetén ($T^{1/2}$). Stacionárius autoregresszió és FAE hibatagok esetén $\sqrt{T}(\hat{\phi}_T - \phi) \xrightarrow{L} N(0, (1 - \phi^2))$, azonban egységgyök esetén a gyorsabb konvergencia miatt $\sqrt{T}(\hat{\phi}_T - 1) \xrightarrow{p} 0$. Egy másik fontos különbség a stacionárius és nem stacionárius esetek között, hogy bár véges mintában (mindkét esetben) lefelé torzított a becslés, stacionárius esetben a határeloszlás normális, tehát szimmetrikus. Egységgyök esetén azonban más a helyzet. A (104) számlálójában található $[B(1)]^2$ egy standard normális eloszlású változó négyzete, így $\chi^2(1)$ eloszlást követ. Mivel ha $z \sim \chi^2(1)$ akkor $P[z < 1] = 0,68$, így $P[(\hat{\phi}_T - 1) < 0] \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0,68$, mivel a számláló pozitív, azaz az esetek 68 százalékában az 1 populációs értéknél kisebb becslés adódik nagy mintában is.

A bemutatott módszerek alkalmazásával számos további folyamat határeloszlása meghatározható, például a t-hányadosok eloszlása, a konstanst, valamint a konstanst és trendet tartalmazó regressziók paraméterbecsléseinek és különböző statisztikáinak ha-

táreloszlása akár véletlen bolyongás, akár eltolásos véletlen bolyongás esetén, továbbá a különböző határeloszlások levezetésére a hibatagokra vonatkozó FAE feltevés feloldása esetén is. Ezen levezetések bemutatásától eltekintünk, és rátérünk az új eredményekre.

3.4.3. A polinomiális autoregresszió¹³³

Elsőként a (71) egyenletben az $k=1$, azaz az átfedés nélküli esetet vizsgáljuk. Legyen az adatgeneráló folyamat

$$(105) \quad y_t = y_{t-1} + u_t,$$

$t = 1, 2, \dots, T$, $u_t \sim \text{FAE}(0, \sigma^2)$, és y_0 rögzített vagy adott eloszlással rendelkező kezdőérték. Becsüljük az (71) egyenletet KLNМ-mel. A KLNМ becslőfüggvények eltérései a populációs paraméterértékektől:

$$(106) \quad \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 - 1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T & \sum y_{t-1} & \sum y_{t-1}^2 & \sum y_{t-1}^3 \\ \sum y_{t-1} & \sum y_{t-1}^2 & \sum y_{t-1}^3 & \sum y_{t-1}^4 \\ \sum y_{t-1}^2 & \sum y_{t-1}^3 & \sum y_{t-1}^4 & \sum y_{t-1}^5 \\ \sum y_{t-1}^3 & \sum y_{t-1}^4 & \sum y_{t-1}^5 & \sum y_{t-1}^6 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum u_t \\ \sum y_{t-1} u_t \\ \sum y_{t-1}^2 u_t \\ \sum y_{t-1}^3 u_t \end{bmatrix},$$

ahol a szummázások $t=1, 2, \dots, n$ -re vonatkoznak. A valószínűség rendjei (*order in probability*) $T^{1/2}$, T , $T^{3/4}$, T^2 , így (81)-ot balról szorozva a skálázó mátrixszal, azaz a

$$(107) \quad K_T \equiv \begin{bmatrix} T^{1/2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & T & 0 & 0 \\ 0 & 0 & T^{3/2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & T^2 \end{bmatrix}$$

mátrixszal, az

$$(108) \quad \begin{bmatrix} T^{1/2} \hat{\beta}_0 \\ T(\hat{\beta}_1 - 1) \\ T^{3/2} \hat{\beta}_2 \\ T^2 \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & T^{-3/2} \sum y_{t-1} & T^{-2} \sum y_{t-1}^2 & T^{-5/2} \sum y_{t-1}^3 \\ T^{-3/2} \sum y_{t-1} & T^{-2} \sum y_{t-1}^2 & T^{-5/2} \sum y_{t-1}^3 & T^{-3} \sum y_{t-1}^4 \\ T^{-2} \sum y_{t-1}^2 & T^{-5/2} \sum y_{t-1}^3 & T^{-3} \sum y_{t-1}^4 & T^{-7/2} \sum y_{t-1}^5 \\ T^{-5/2} \sum y_{t-1}^3 & T^{-3} \sum y_{t-1}^4 & T^{-7/2} \sum y_{t-1}^5 & T^{-4} \sum y_{t-1}^6 \end{bmatrix}^{-1} \times \begin{bmatrix} T^{-1/2} \sum u_t \\ T^{-1} \sum y_{t-1} u_t \\ T^{-3/2} \sum y_{t-1}^2 u_t \\ T^{-2} \sum y_{t-1}^3 u_t \end{bmatrix}.$$

összefüggéshez jutunk.

¹³³ A szakasz *Darvas–Phillips* [1998] tanulmányon alapszik. A 3.4.3.1 alszakasztól a 3.4.3.4-ig *Darvas* munkája, a 3.4.3.5 alszakasz pedig *Phillips* levezetése.

3.4.3.1. A kiinduló lemma

A 5. lemma foglalja össze az (108) képletben szereplő összes folyamat határeloszlásait.

5. lemma. Legyen $y_t = y_{t-1} + u_t$, $y_0 = 0$, $u_t \sim FAE(0, \sigma^2)$, $E[u_t^4] < \infty$. Ekkor

1. $T^{-\frac{1}{2}} \sum u_t \xrightarrow{L} \sigma B(1)$;
2. $T^{-1} \sum y_{t-1} u_t \xrightarrow{L} \frac{1}{2} \sigma^2 \{ [B(1)]^2 - 1 \}$;
3. $T^{-\frac{3}{2}} \sum y_{t-1}^2 u_t \xrightarrow{L} \sigma^3 \left\{ \frac{1}{3} [B(1)]^3 - \int_0^1 B(r) dr \right\}$;
4. $T^{-2} \sum y_{t-1}^3 u_t \xrightarrow{L} \frac{1}{4} \sigma^4 \left\{ [B(1)]^4 - 6 \int_0^1 [B(r)]^2 dr \right\}$;
5. $T^{-\frac{3}{2}} \sum y_{t-1} \xrightarrow{L} \sigma \int_0^1 B(r) dr$;
6. $T^{-2} \sum y_{t-1}^2 \xrightarrow{L} \sigma^2 \int_0^1 [B(r)]^2 dr$;
7. $T^{-\frac{5}{2}} \sum y_{t-1}^3 \xrightarrow{L} \sigma^3 \int_0^1 [B(r)]^3 dr$;
8. $T^{-3} \sum y_{t-1}^4 \xrightarrow{L} \sigma^4 \int_0^1 [B(r)]^4 dr$;
9. $T^{-\frac{7}{2}} \sum y_{t-1}^5 \xrightarrow{L} \sigma^5 \int_0^1 [B(r)]^5 dr$;
10. $T^{-4} \sum y_{t-1}^6 \xrightarrow{L} \sigma^6 \int_0^1 [B(r)]^6 dr$.

Bizonyítás. Az 1, 2, 5, 6 állítások a korábban levezetett (96), (102), (95), és (100) összefüggések.

A lemma 7. eredményének bizonyításához korábban már beláttuk, hogy a sztochasztikus függvényekre értelmezett központi határeloszlás tétel következtében $\sqrt{T} X_T(\cdot) \xrightarrow{L} \sigma B(\cdot)$. Legyen $P_T(\cdot) \equiv [\sqrt{T} X_T(\cdot)]^3$ és alkalmazzuk rá a folytonos leképezési tételt, így $P_T(\cdot) \xrightarrow{L} \sigma^3 [B(\cdot)]^3$, valamint $\int_0^1 P_T(r) dr \xrightarrow{L} \sigma^3 \int_0^1 [B(r)]^3 dr$ adódnak. Mivel $T^{-\frac{5}{2}} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 = \int_0^1 [P_T(r)]^3 dr$, a 7-es eredmény adódik. A 8-9-10 eredmények azonos módon láthatóak be.

A lemma 3. eredményének bizonyításához először is bontsuk fel a bal oldat tényezőkre, amely célszerűen végezhető az $y_t = y_{t-1} + u_t$ folyamat mindkét oldalának harmadik hatványra emelésével, átrendezésével, summázásával, majd $T^{3/2}$ -nel való beszorzásával:

$$T^{-\frac{3}{2}} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 u_t = \frac{1}{3} T^{-\frac{3}{2}} \sum_{t=1}^T (y_t^3 - y_{t-1}^3 - 3y_{t-1} u_t^2 - u_t^3) = \frac{1}{3} T^{-\frac{3}{2}} (y_T^3 - y_0^3 - 3 \sum_{t=1}^T y_{t-1} u_t^2 - \sum_{t=1}^T u_t^3)$$

Mivel $y_0=0$, így a három jobboldali tag eloszlását kell meghatározni.

$$(a) \frac{1}{3} T^{-\frac{3}{2}} y_T^3 = \frac{1}{3} P_T(1) \xrightarrow{L} \frac{1}{3} \sigma^3 [B(1)]^3 ;$$

$$(b) T^{-\frac{3}{2}} \sum_{t=1}^T y_{t-1} u_t^2 = T^{-\frac{3}{2}} \left[\sum_{t=1}^T y_{t-1} (u_t^2 - \sigma^2) + \sigma^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1} \right] , \text{ ahol a jobb oldal első}$$

tagja egy martingál differencia folyamat, így $T^{-\frac{3}{2}} \sum_{t=1}^T y_{t-1} (u_t^2 - \sigma^2) \xrightarrow{P} 0$, továbbá a

lemma 5. eredményét felhasználva $\sigma^2 T^{-\frac{3}{2}} \sum_{t=1}^T y_{t-1} \xrightarrow{L} \sigma^3 \int_0^1 B(r) dr ;$

$$(c) T^{-\frac{2}{3}} \sum_{t=1}^T u_t^3 \xrightarrow{P} 0 .$$

Az (a), (b), és (c) eredményeket felhasználva adódik a lemma 3. eredménye.

És végül a lemma 4. eredménye hasonló módon bizonyítható. Először bontsuk fel a folyamatot, $T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 u_t = \frac{1}{4} T^{-2} \left\{ y_T^4 - \sum_{t=1}^T (6y_{t-1}^2 u_t^2 + 4y_{t-1} u_t^3 + u_t^4) \right\}$, majd a négy jobboldali tagra lássuk be, hogy

$$(a) \frac{1}{4} T^{-2} y_T^4 \Rightarrow \frac{1}{4} \sigma^4 [B(1)]^4 ,$$

$$(b) \frac{1}{4} T^{-2} \sum_{t=1}^T 6y_{t-1}^2 u_t^2 = \frac{6}{4} T^{-2} \left[\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 (u_t^2 - \sigma^2) + \sigma^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right] , \text{ amelynek jobb ol-}$$

dalára $T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 (u_t^2 - \sigma^2) \xrightarrow{P} 0$, $\frac{6}{4} T^{-2} \sigma^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \xrightarrow{L} \frac{6}{4} \sigma^4 \int_0^1 [B(r)]^2 dr ,$

$$(c) T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1} u_t^3 \xrightarrow{P} 0 ,$$

$$(d) T^{-2} \sum_{t=1}^T u_t^4 \xrightarrow{P} 0 .$$

Az (a), (b), (c), és (d) eredményeket felhasználva adódik a lemma 4. eredménye. ♦

Phillips [1987] bemutatta, hogy a lineáris autoregressziónál az $y_0=0$, $u_t \sim \text{FAE}(0, \sigma^2)$, $E[u_t^4] < \infty$ feltételek mellett levezetett aszimptotikus eloszlások érvényben maradnak y_0 -ra és $\{u_t\}$ -re vonatkozó általánosabb feltevések mellett is, illetve u_t autokorreláltsága esetén egy additív tagban különböznek az eloszlások.

3.4.3.2. A paraméterek eloszlásai

A 5. lemma alapján megfogalmazhatjuk a polinomiális autoregresszió KLNМ paraméterbecsléseinek aszimptotikus eloszlásait egységgyök-folyamat esetén.

6. tétel. *A polinomiális autoregresszió, $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + u_t$, KLNМ paraméterbecsléseinek aszimptotikus eloszlásai, ha a valós folyamat $y_t = y_{t-1} + u_t$, $y_0=0$, u_t kielégíti a 5. lemmában rögzített feltételeket.*

$$(109) \quad \begin{bmatrix} T^{\frac{1}{2}} \hat{\beta}_0 \\ T(\hat{\beta}_1 - 1) \\ T^{\frac{3}{2}} \hat{\beta}_2 \\ T^2 \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} \xrightarrow{L} \begin{bmatrix} 1 & \int_0^1 B(r) dr & \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \int_0^1 [B(r)]^3 dr \\ \int_0^1 B(r) dr & \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \int_0^1 [B(r)]^4 dr \\ \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \int_0^1 [B(r)]^4 dr & \int_0^1 [B(r)]^5 dr \\ \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \int_0^1 [B(r)]^4 dr & \int_0^1 [B(r)]^5 dr & \int_0^1 [B(r)]^6 dr \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} B(1) \\ \frac{1}{2} \{ [B(1)]^2 - 1 \} \\ \left\{ \frac{1}{3} [B(1)]^3 - \int_0^1 B(r) dr \right\} \\ \left\{ \frac{1}{4} [B(1)]^4 - 6 \int_0^1 [B(r)]^2 dr \right\} \end{bmatrix}.$$

A későbbi hivatkozásoknál jelöljük a fenti kifejezés középső, invertálandó mátrixát $M[B(r)]$ -rel, és az egyes paraméterek eloszlásait a következő kifejezésekkel: $T^{1/2} \hat{\beta}_0 \xrightarrow{L} \sigma^{(0)}[B(r)]$, $T(\hat{\beta}_1 - 1) \xrightarrow{L} f^{(1)}[B(r)]$, $T^{3/2} \hat{\beta}_2 \xrightarrow{L} \sigma^{-1} f^{(2)}[B(r)]$, $T^2 \hat{\beta}_3 \xrightarrow{L} \sigma^{-2} f^{(3)}[B(r)]$.

Bizonyítás. Felhasználva a 5. lemma eredményeit, a (108) jobb oldalán álló mátrix inverzére igaz, hogy

$$(110) \quad \begin{bmatrix} 1 & T^{-\frac{3}{2}} \sum y_{t-1} & T^{-2} \sum y_{t-1}^2 & T^{-\frac{5}{2}} \sum y_{t-1}^3 \\ T^{-\frac{3}{2}} \sum y_{t-1} & T^{-2} \sum y_{t-1}^2 & T^{-\frac{5}{2}} \sum y_{t-1}^3 & T^{-3} \sum y_{t-1}^4 \\ T^{-2} \sum y_{t-1}^2 & T^{-\frac{5}{2}} \sum y_{t-1}^3 & T^{-3} \sum y_{t-1}^4 & T^{-\frac{7}{2}} \sum y_{t-1}^5 \\ T^{-\frac{5}{2}} \sum y_{t-1}^3 & T^{-3} \sum y_{t-1}^4 & T^{-\frac{7}{2}} \sum y_{t-1}^5 & T^{-4} \sum y_{t-1}^6 \end{bmatrix} \xrightarrow{L}$$

$$\begin{bmatrix}
1 & \sigma \int_0^1 B(r) dr & \sigma^2 \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \sigma^3 \int_0^1 [B(r)]^3 dr \\
\sigma \int_0^1 B(r) dr & \sigma^2 \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \sigma^3 \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \sigma^4 \int_0^1 [B(r)]^4 dr \\
\sigma^2 \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \sigma^3 \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \sigma^4 \int_0^1 [B(r)]^4 dr & \sigma^5 \int_0^1 [B(r)]^5 dr \\
\sigma^3 \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \sigma^4 \int_0^1 [B(r)]^4 dr & \sigma^5 \int_0^1 [B(r)]^5 dr & \sigma^6 \int_0^1 [B(r)]^6 dr
\end{bmatrix} = \\
\begin{bmatrix}
1 & 0 & 0 & 0 \\
0 & \sigma & 0 & 0 \\
0 & 0 & \sigma^2 & 0 \\
0 & 0 & 0 & \sigma^3
\end{bmatrix} \begin{bmatrix}
1 & \int_0^1 B(r) dr & \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \int_0^1 [B(r)]^3 dr \\
\int_0^1 B(r) dr & \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \int_0^1 [B(r)]^4 dr \\
\int_0^1 [B(r)]^2 dr & \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \int_0^1 [B(r)]^4 dr & \int_0^1 [B(r)]^5 dr \\
\int_0^1 [B(r)]^3 dr & \int_0^1 [B(r)]^4 dr & \int_0^1 [B(r)]^5 dr & \int_0^1 [B(r)]^6 dr
\end{bmatrix} \times \\
\times \begin{bmatrix}
1 & 0 & 0 & 0 \\
0 & \sigma & 0 & 0 \\
0 & 0 & \sigma^2 & 0 \\
0 & 0 & 0 & \sigma^3
\end{bmatrix}.$$

Felhasználva a 5. lemma eredményeit, a (108) jobb oldalán álló vektorra igaz, hogy

$$(111) \quad \begin{bmatrix} T^{-\frac{1}{2}} \sum u_t \\ T^{-1} \sum y_{t-1} u_t \\ T^{-\frac{3}{2}} \sum y_{t-1}^2 u_t \\ T^{-2} \sum y_{t-1}^3 u_t \end{bmatrix} \xrightarrow{L} \sigma \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma^3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B(1) \\ \frac{1}{2} \{ [B(1)]^2 - 1 \} \\ \left\{ \frac{1}{3} [B(1)]^3 - \int_0^1 B(r) dr \right\} \\ \frac{1}{4} \{ [B(1)]^4 - 6 \int_0^1 [B(r)]^2 dr \} \end{bmatrix}.$$

A (110) végeredménye inverzével balról szorozva (111) jobb oldalát adódik a tétel (109) állítása. ♦

A 6. tétel rávilágít egyben arra is, hogy csak $T(\hat{\beta}_1 - 1)$ eloszlása független a reziduális szórástól. Érdekes egyidejűleg ezt az eloszlást összevetni a lineáris autoregresszió paraméterbecslésének (104) képletben bemutatott eloszlásával, továbbá az a konstans is tartalmazó regresszió, $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t$ esetén adódó eloszlással, amelyet a (112) képlet mutat:

$$(112) \quad T(\hat{\beta}_1 - 1) \xrightarrow{L} \frac{\frac{1}{2} \{ [B(1)]^2 - 1 \} - B(1) \int_0^1 B(r) dr}{\int_0^1 [B(r)]^2 dr - \left[\int_0^1 B(r) dr \right]^2}.$$

Belátható, hogy mind (104) mind pedig (112) egy speciális esete (109) képletnek. (112) például úgy vezethető le, ha (109) képletben szereplő vektoroknál csak az első két elemet, a képletben szereplő mátrixoknál pedig csak a bal felső (2×2) -es blokkot fejtjük ki a bizonyítás során. Mivel ebben az esetben csak (2×2) -es mátrixot kell invertálni, így az eredményül kapott (112) eloszlás viszonylag kevés tagból áll. Hasonlóan, a (104) eredmény úgy származtatható a 6. tétel alapján, ha a (109) képletben szereplő vektoroknál csak az második, mátrixoknál pedig csak $(2,2)$ elemet fejtjük ki a bizonyítás során. Mindezek alapján kézenfekvő, hogy a három eset eloszlása különböző, és egyik sem függ a reziduális szórástól. A konstans és a hatványozott tagok paramétereinek eloszlása szintén a standard Brown-mozgás komplikált függvényének eloszlásával egyeznek meg, tovább függenek a reziduális szórástól.

3.4.3.3. A t -hányadosok eloszlásai

Ezek után rátérhetünk a t -hányadosok eloszlásának levezetésére. A jelölések egyszerűsítése végett 6. tétel kimondása után bevezetett jelöléseket használjuk, továbbá $A^{(i,j)}$ az A mátrix (i,j) -dik elemét jelöli.

7. tétel. *A polinomiális autoregresszió, $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + u_t$, KLNМ t -hányadosainak aszimptotikus eloszlásai, ha a valós folyamat $y_t = y_{t-1} + u_t$, $y_0 = 0$, u_t kielégíti a 5. lemmában rögzített feltételeket.*

$$(113) \quad \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0} \\ (\hat{\beta}_1 - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1} \\ \hat{\beta}_2 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2} \\ \hat{\beta}_3 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_3} \end{bmatrix} \xrightarrow{L} \begin{bmatrix} f^{(0)}[B(r)] / M[B(r)]^{(1,1)} \\ f^{(1)}[B(r)] / M[B(r)]^{(2,2)} \\ f^{(2)}[B(r)] / M[B(r)]^{(3,3)} \\ f^{(3)}[B(r)] / M[B(r)]^{(4,4)} \end{bmatrix}.$$

Bizonyítás. Először a becsült paraméterek becsült standard hibájának vektorát megszorozzuk a (107) skálázó mátrixszal és ennek vezetjük le az aszimptotikus eloszlását.

$$(114) \quad \begin{bmatrix} T^{-1} \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0} \\ T^{-2} \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1} \\ T^{-3} \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2} \\ T^{-4} \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_3} \end{bmatrix} = s^2 \text{diag} \left\{ \begin{bmatrix} 1 & T^{-\frac{3}{2}} \sum y_{t-1} & T^{-2} \sum y_{t-1}^2 & T^{-\frac{5}{2}} \sum y_{t-1}^3 \\ T^{-\frac{3}{2}} \sum y_{t-1} & T^{-2} \sum y_{t-1}^2 & T^{-\frac{5}{2}} \sum y_{t-1}^3 & T^{-3} \sum y_{t-1}^4 \\ T^{-2} \sum y_{t-1}^2 & T^{-\frac{5}{2}} \sum y_{t-1}^3 & T^{-3} \sum y_{t-1}^4 & T^{-\frac{7}{2}} \sum y_{t-1}^5 \\ T^{-\frac{5}{2}} \sum y_{t-1}^3 & T^{-3} \sum y_{t-1}^4 & T^{-\frac{7}{2}} \sum y_{t-1}^5 & T^{-4} \sum y_{t-1}^6 \end{bmatrix}^{-1} \right\} \xrightarrow{L}$$

$$\sigma^2 \text{diag} \left\{ \times \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma^{-1} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^{-2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma^{-3} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1 & \int_0^1 B(r) dr & \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \int_0^1 [B(r)]^3 dr \\ \int_0^1 B(r) dr & \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \int_0^1 [B(r)]^4 dr \\ \int_0^1 [B(r)]^2 dr & \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \int_0^1 [B(r)]^4 dr & \int_0^1 [B(r)]^5 dr \\ \int_0^1 [B(r)]^3 dr & \int_0^1 [B(r)]^4 dr & \int_0^1 [B(r)]^5 dr & \int_0^1 [B(r)]^6 dr \end{bmatrix}^{-1} \times \right\} =$$

$$\begin{bmatrix} \sigma^2 M[B(r)]^{(1,1)} \\ M[B(r)]^{(2,2)} \\ \sigma^{-2} M[B(r)]^{(3,3)} \\ \sigma^{-4} M[B(r)]^{(4,4)} \end{bmatrix}.$$

Írjuk fel t -hányadosokat,

$$(115) \quad \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0} \\ (\hat{\beta}_1 - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1} \\ \hat{\beta}_2 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2} \\ \hat{\beta}_3 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_3} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T^{1/2} \hat{\beta}_0 / (T^{-1} \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0})^{-1/2} \\ T(\hat{\beta}_1 - 1) / (T^{-2} \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1})^{-1/2} \\ T^{3/2} \hat{\beta}_2 / (T^{-3} \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2})^{-1/2} \\ T^2 \hat{\beta}_3 / (T^{-4} \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_3})^{-1/2} \end{bmatrix},$$

amely összefüggésbe behelyettesítve (114) és a 6. tétel eredményeit adódik (113). ♦

Megállapítható, hogy a t -hányadosok eloszlásai nem függenek a reziduális szórástól, illetve jelentősen eltérnek minden eddig ismert eloszlástól, beleértve azon t -hányadosok eloszlásait is, amelyeket a *Dickey–Fuller* táblázatok tartalmaznak.

3.4.3.4. Két Wald-teszt eloszlásai

Polinomiális autoregresszió empirikus alkalmazásánál fontos együttes hipotézisek vizsgálata is. Itt két ilyen hipotézist vizsgálunk, nevezetesen, ($W1$) a véletlen bolyongás nullhipotézisét, és ($W2$) a nemlineáris hatások hiányának nullhipotézisét. Azaz,

$$(W1) \quad H_0: \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \equiv \beta^{(0)},$$

$$(W2) \quad H_0: \begin{bmatrix} \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}.$$

Stacionárius regresszióknál, beleértve a stacionárius autoregressziókat, amelyeknél a késleltetett magyarázó változó(k) nem független(ek) a populációs reziduális változótól, továbbá még a determinisztikus trended tartalmazó modellben is, mind lineáris és nem lineáris korlátozások tesztelésénél a Wald-tesztnek egzakt vagy legalábbis aszimptotikusan $\chi^2(m)$ eloszlást követnek, ahol a m a korlátozások számát jelenti. Feltételezhetjük ugyanakkor, hogy egységgyök esetén az aszimptotikus eloszlások sem χ^2 eloszlások. Ezt az eredményt a következő tétel mondja ki.

8. tétel. *A polinomiális autoregresszió, $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + u_t$, KLNMBecslésének $W1$ és $W2$ együttes hipotézis vizsgálatára szolgáló tesztek aszimptotikus eloszlásai, ha a valós folyamat $y_t = y_{t-1} + u_t$, $y_0=0$, u_t kielégíti a 5. lemmában rögzített feltételeket.*

$$(116) \quad W1 \xrightarrow{L} \begin{bmatrix} f^{(0)}[B(r)] & f^{(1)}[B(r)] & f^{(2)}[B(r)] & f^{(3)}[B(r)] \end{bmatrix} M[B(r)] \begin{bmatrix} f^{(0)}[B(r)] \\ f^{(1)}[B(r)] \\ f^{(2)}[B(r)] \\ f^{(3)}[B(r)] \end{bmatrix},$$

$$(117) \quad W2 \xrightarrow{L} \begin{bmatrix} f^{(2)}[B(r)] & f^{(3)}[B(r)] \end{bmatrix} [R(M[B(r)])^{-1} R']^{-1} \begin{bmatrix} f^{(2)}[B(r)] \\ f^{(3)}[B(r)] \end{bmatrix},$$

ahol $W1 = [\hat{\beta} - \beta^{(0)}]' [s^2 (X'X)^{-1}] [\hat{\beta} - \beta^{(0)}]$, $W2 = [R\hat{\beta}]' [s^2 R(X'X)^{-1} R']^{-1} [R\hat{\beta}]$, s^2 a

KLNMB reziduális variancia becslés, és $R \equiv \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$.

Bizonyítás. Jelölje H az a (4×4) -es mátrixot, amelynek $[1, \sigma, \sigma^2, \sigma^3]$ van a fődiagonálisában és nulla egyébként. A (107) egyenletben definiált K_T skálázó mátrixszal bővítve $W1$ és $W2$ kifejezéseit, továbbá felhasználva a 5. lemma és a 6. tétel eredményeit adódik, hogy

$$(118) \quad W1 = \begin{bmatrix} T^{1/2} \hat{\beta}_0 & T(\hat{\beta}_1 - 1) & T^{3/2} \beta_2 & T^2 \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} \left[s^2 (K_T^{-1} X' X K_T^{-1})^{-1} \right]^{-1} \begin{bmatrix} T^{1/2} \hat{\beta}_0 \\ T(\hat{\beta}_1 - 1) \\ T^{3/2} \hat{\beta}_2 \\ T^2 \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} \xrightarrow{L} \begin{bmatrix} \sigma^{(0)}[B(r)] \\ f^{(1)}[B(r)] \\ \sigma^{(-1)} f^{(2)}[B(r)] \\ \sigma^{(-2)} f^{(3)}[B(r)] \end{bmatrix} \left[\sigma^2 (HM[B(r)]H)^{-1} \right]^{-1}$$

Könnyen ellenőrizhető, hogy σ , amely egy pozitív skalár, kiesik az egyenletből, azaz (116) adódik.

Hasonlóan $W2$ -re,

$$(119) \quad W2 = \begin{bmatrix} T^{3/2} \hat{\beta}_2 & T^2 \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} \left[s^2 R (K_T^{-1} X' X K_T^{-1})^{-1} R' \right]^{-1} \begin{bmatrix} T^{3/2} \hat{\beta}_2 \\ T^2 \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} \xrightarrow{L} \begin{bmatrix} \sigma^{-1} f^{(2)}[B(r)] \\ \sigma^{-2} f^{(3)}[B(r)] \end{bmatrix} \left[\sigma^2 R (HM[B(r)]H) R' \right]^{-1} \begin{bmatrix} \sigma^{-1} f^{(2)}[B(r)] \\ \sigma^{-2} f^{(3)}[B(r)] \end{bmatrix},$$

ahol szintén kiesik σ , így (117) adódik. ♦

Az eredményül adódott eloszlások megegyeznek a Brown-mozgás meglehetősen komplikált függvényeinek eloszlásával.

3.4.3.5. Kiterjesztés

Ebben az alszakaszban bemutatjuk, hogyan lehet kiterjeszteni az eredményeket az átfedő megfigyelések, vagyis a (71) egyenletben az $a > 1$ esetére.

Először is áttérünk egy kevésbé jelölés igényes terminológiára. Ehhez a partícionáljuk a regressziót¹³⁴,

$$(120) \quad y_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 y_{t-a} + \hat{\beta}_2 y_{t-a}^2 + \hat{\beta}_3 y_{t-a}^3 + \hat{u}_t = \hat{\beta}_1 y_{t-a} + \hat{\beta}^* y_{t-a}^* + \hat{u}_t,$$

¹³⁴ A partícionált regresszióról lásd például *Greene* [1997] 245-248. o.

ahol $\hat{\beta}' \equiv [\hat{\beta}_0 \quad \hat{\beta}_2 \quad \hat{\beta}_3]$, $y_{t-a}^{*\prime} \equiv [1 \quad y_{t-a}^2 \quad y_{t-a}^3]$. A jelölés egyszerűsítése érdekében legyen $y_{-a}^{(1)} \equiv \{y_{t-a}\}_{t=1-a}^T$, $y_{-a}^* \equiv \{y_{t-a}^*\}_{t=1-a}^T$, $y_{-a} \equiv [y_{-a}^{(1)} \quad y_{-a}^*]$, $u \equiv \{u_t\}_{t=1}^T$. T -szer a KLMN $\hat{\beta}_1$ becslés eltérése a populációs paramétertől:

$$(121) \quad T(\hat{\beta}_1 - 1) = \frac{\frac{1}{T} y_{-a}^{(1)\prime} Q u}{\frac{1}{T^2} y_{-a}^{(1)\prime} Q y_{-a}^{(1)}},$$

ahol $Q = I - y_{-a}^* (y_{-a}^{*\prime} y_{-a}^*)^{-1} y_{-a}^{*\prime}$. A nevezőt kifejtve,

$$(122) \quad \begin{aligned} T^{-2} y_{-a}^{(1)\prime} Q y_{-a}^{(1)} &= T^{-2} y_{-a}^{(1)\prime} y_{-a}^{(1)} - T^{-2} y_{-a}^{(1)\prime} y_{-a}^* (y_{-a}^{*\prime} y_{-a}^*)^{-1} y_{-a}^{*\prime} y_{-a}^{(1)} = \\ &= T^{-2} y_{-a}^{(1)\prime} y_{-a}^{(1)} - T^{-3/2} y_{-a}^{(1)\prime} y_{-a}^* D_T (T^{-1} D_T y_{-a}^{*\prime} y_{-a}^* D_T)^{-1} D_T y_{-a}^{*\prime} y_{-a}^{(1)}, \end{aligned}$$

ahol D_T egy (3×3) -as mátrix, amelynek a fődiagonálisában $[1 \quad n^{-1} \quad n^{-3/2}]$ szerepel és nulla egyébként. A 5. lemma értelemszerű kiterjesztése alapján adódik, hogy

$$\begin{aligned} T^{-3/2} \sum_{t=1}^{[Tr]^*} y_{t-a} &\xrightarrow{L} \sigma \int_0^1 B(r) dr, \\ T^{-2} \sum_{t=1}^{[Tr]^*} y_{t-a}^2 &\xrightarrow{L} \sigma^2 \int_0^1 [B(r)]^2 dr, \\ T^{-5/2} \sum_{t=1}^{[Tr]^*} y_{t-a}^3 &\xrightarrow{L} \sigma \int_0^1 [B(r)]^3 dr, \end{aligned}$$

így $T^{-1/2} y_{t-a}^{[Tr]^*} \xrightarrow{L} \sigma B(r)$, $T^{-1} y_{t-a}^{2,[Tr]^*} \xrightarrow{L} \sigma^2 B(r)^2$, $T^{-3/2} y_{t-a}^{3,[Tr]} \xrightarrow{L} \sigma^3 B(r)^3$.

A (122) összefüggés jobb oldal második tagjában szereplő $(T^{-1} D_T y_{-a}^{*\prime} y_{-a}^* D_T)$ mátrix kifejtése:

$$(T^{-1} D_T y_{-a}^{*\prime} y_{-a}^* D_T) = T^{-1} \begin{bmatrix} T & T^{-1} \sum y_{t-a}^2 & T^{-3/2} \sum y_{t-a}^3 \\ T^{-1} \sum y_{t-a}^2 & T^{-2} \sum y_{t-a}^4 & T^{-5/2} \sum y_{t-a}^5 \\ T^{-3/2} \sum y_{t-a}^3 & T^{-5/2} \sum y_{t-a}^5 & T^{-3} \sum y_{t-a}^6 \end{bmatrix},$$

továbbá az ugyanitt található vektor,

$$T^{-3/2} y_{-a}^{(1)\prime} y_{-a}^* D_T = T^{-1} \left[T^{-1/2} \sum y_{t-a} \quad T^{-3/2} \sum y_{t-a}^3 \quad T^{-2} \sum y_{t-a}^4 \right].$$

Legyen $Y(r) \equiv [1 \quad \sigma^2 B(r)^2 \quad \sigma^3 B(r)^3]$. Az eddigiekből következik, hogy

$$(123) \quad T^{-3/2} y_{-a}^{(1)'} y_{-a}^* D_T \xrightarrow{L} \left[\sigma \int_0^1 B(r) dr \quad \sigma^3 \int_0^1 B(r)^3 dr \quad \sigma^4 \int_0^1 B(r)^4 dr \right] = \\ \sigma \int_0^1 B(r) Y(r)' dr,$$

és

$$(124) \quad (T^{-1} D_T y_{-a}^{*'} y_{-a}^* D_T) \xrightarrow{L} \int_0^1 Y(r) Y(r)' dr.$$

Mindezekből pedig adódik (121) számlálója,

$$(125) \quad \frac{1}{T^2} y_{-a}' Q y_{-a} \xrightarrow{L} \\ \int_0^1 [\sigma B(r)]^2 dr - \left(\int_0^1 \sigma B(r) Y(r)' dr \right) \left(\int_0^1 Y(r) Y(r)' dr \right)^{-1} \left(\int_0^1 \sigma B(r) Y(r)' dr \right)' \equiv \int_0^1 \overline{B(r)^2} dr$$

Hasonlóan levezethető, FAE hibákat feltételezve (121) nevezője, amelynek eloszlását jelöljük az alábbi módon,

$$(126) \quad \frac{1}{T} y_{-a}^{(1)} Q u \xrightarrow{L} \int_0^1 \overline{B(r)} dB.$$

A (125) és (126) eredmények felhasználásával pedig adódik a következő tétel.

9. tétel. *A polinomiális autoregresszió átfedő megfigyeléseket tartalmazó változatában, $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + u_t$, KLM paraméterbecsléseinek aszimptotikus eloszlásai, ha a valós folyamat $y_t = y_{t-1} + u_t$, $y_0=0$, u_t kielégíti a 5. lemmában rögzített feltételeket, a (125) és (126) eredményekben alkalmazott jelölésekkel.*

$$(127) \quad T(\hat{\beta}_1 - 1) \Rightarrow \frac{\int_0^1 \overline{B(r)} dB}{\int_0^1 \overline{B(r)^2} dr}.$$

Bizonyítás. Lásd az alszakasz kezdetétől a tétel kimondásáig terjedő részt. ♦

3.4.4. Összegzés

Függvénytereken értelmezett határeloszlás tételek alkalmazásával meghatároztuk a polinomiális autoregresszió KLM paraméterbecsléseinek aszimptotikus eloszlásait. Ehhez először bemutattuk a szükséges matematikai eszköztár legfontosabb elemeit, majd analitikusan meghatároztuk az eloszlásokat. A levezetés eredményeként rámutattunk arra, hogy az eloszlások különböznek az irodalomban eddig ismert eloszlásoktól.

4. FEJEZET

4. Egy új sávós árfolyammodell

Legyen az árfolyam valahol a sávon belül. A harmadik fejezetben az egyik legfontosabb ellenvetés az eltolódással igazítás módszerével szemben az volt, hogy a sávon belüli árfolyamot generáló folyamat változatlanságát feltételezte két leértékelés között. Sem elméletileg, sem empirikusan nincsen okunk e feltételezés alátámasztására. Ezért ebben a fejezetben bemutatunk egy olyan modellt, amely által generált folyamatnak más jellemzői vannak „nagy” és „kicsi” leértékelési kockázatú időszakokban.

4.1. Az előre jelezhetetlenség modellje

Tételezzük fel, hogy egy tartósan gyenge devizájú országról van szó, azaz például az infláció bizonyos okoknál fogva magasabb a partnerországokénál, és külkereskedelmi mérleg romlik a leértékelés elhalasztásának időszakában. Tegyük fel, hogy egy leértékelés nélküli időszak két részydőszakra bontható: 1. az előző leértékelést stacionárius sávon belüli árfolyamfolyamat követ elsőként, majd 2. egy bizonyos pontnál a folyamat egy úgynevezett várakozási szakaszba vált át. Ez alatt azt értjük, 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. Az első szakaszt a várható értékhez tartás jellemezheti, míg a másodikat nem feltétlenül.

Az eltolódással igazítás módszerét az első szakaszra alkalmazva félrevezető eredmények adódhatnak, hiszen a központi bank sávon belüli intervenciós politikájának változása vagy bármely rövid távú hatás a becsült várható leértékelés mértékének változékonyságában csapódik le. Megítélésünk szerint e következtetés empirikusan meg is figyelhető Izrael példáján. *Helpman–Leiderman–Bufman* [1994] többek között az izraeli árfolyamsávra is alkalmazták az eltolódással igazítás módszerét. Eredményeik alapján előfordult, hogy például 1993 során egy nagymértékű leértékelési „várakozás” néhány héten nagymértékű felértékelési „várakozással” változott, de az okokra nem adnak magyarázatot. *Darvas* [1998] részletesen áttekinti Izrael makrogazdasági folyamatait, amely alapján a leértékelési „várakozások” hullámozásának okaira ebben az időszakban nem lelünk okot.

A második időszakra a következőkben bemutatandó egyszerű modell arról tanúskodik, hogy bizonyos paraméterértékek mellett a sávon belüli árfolyam előrejelezhetetlen, így értelmetlen olyan módszereket alkalmazni, amelyek előrejelzéssel próbálkoznak. Célszerű először a második részülszakot bemutatni.

4.1.1. A „várakozási” részülszak

A várakozási részülszakra vonatkozó modell az alábbi 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.

A piaci szereplők P_t valószínűséget tulajdonítanak $t+1$ diszkrét időpontban a leértékelésnek. Az egyszerűség kedvéért egy leértékelés esetén kerüljön az árfolyam a leértékelt 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:

$$(128) \quad E_t(x_{t+1}) = P_t E_t(x_{t+1} | L) + (1 - P_t) E_t(x_{t+1} | NL)$$

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

$$(129) \quad E_t(x_{t+1} | L) = -B,$$

$$(130) \quad E_t(x_{t+1} | NL) = x_t + \delta_t (B - x_t) = x_t (1 - \delta_t) + \delta_t B, \quad 0 < \delta_t \leq 1,$$

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 részülszakban a leértékelés várt valószínűsége lineárisan függ az árfolyam sávon belüli helyzetétől:

$$(131) \quad P(x_t) = \theta_0 + \theta_1 x_t,$$

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:

$$(132) \quad E_t(x_{t+1}) = (\theta_0 + \theta_1 x_t)(-B) + (1 - \theta_0 - \theta_1 x_t)[x_t(1 - \delta) + \delta B] = \Phi_0 + \Phi_1 x_t + \Phi_2(1 - \Phi_3 x_t)x_t.$$

A (132) egyenlet az egyszerű logisztikus függvény kiterjesztése, s mint ismeretes, az ilyen típusú nemlineáris differenciaegyenletek bizonyos paraméterértékek mellett kaotikus idősorhoz vezetnek. A káosz a (131) egyszerűsítő egyenlet feloldásával, például magasabb rendű polinom alkalmazásával is megmaradhat:

$$(133) \quad P_t = \sum_{i=0}^k \theta_i x_t^i$$

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 $x \rightarrow B$,

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.

Mivel egy előretekintő modelltől van szó, azt kell belátni, hogy egy adott időpontból előretekintő várakozások sorozata folytat nemlineáris dinamikát.

Jelölje NL^i a nincs leértékelés feltételét az elkövetkező i időpontban, és v_t a folyamat első (stacionárius) részidőszakának folyamatát. A valószínűségek jelölése az alábbi:

$P(x_t)$: a leértékelés valószínűsége $t+1$ -ben,

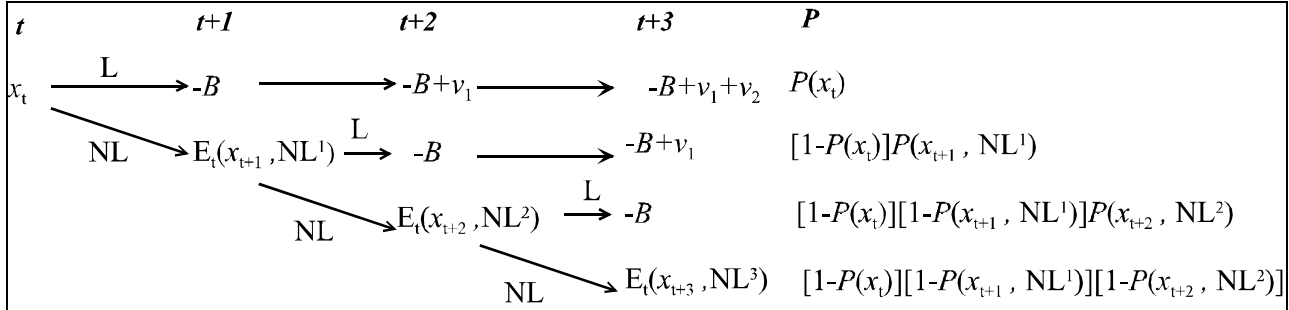
$P(x_t \mid NL^1)$: a leértékelés valószínűsége $t+2$ -ben, feltéve, hogy $t+1$ -ben nem volt leértékelés,

$P(x_t \mid NL^\tau)$: a leértékelés valószínűsége $t+\tau+1$, feltéve, hogy $t+\tau$ -ig bezárólag nem volt leértékelés.

Az x_{t+i} feltételes várható értéke, ha $t+i-1$ -ben történik leértékelés, $-B$.

A fenti jelölések alapján az alábbi ábra mutatja a várakozások formálását, azaz a feltételes várható értékeket $t+3$ -ig bezárólag. $t+3$ -nál a négy lehetséges kimenetel feltételes várható értékei mellett azok valószínűségei is szerepelnek.

4.1 ábra: A várakozások formálása a modell várakozási részidőszakában



A t -ik időpontban $x_{t+\tau}$ feltételes várható értéke a nincsen leértékelés feltétel mellett a (130) egyenlet továbbgörgetése:

$$(134) \quad E_t[x_{t+2} | NL^2] = \{x_t(1-\delta) + \delta B\}(1-\delta) + \delta B = x_t(1-\delta)^2 + \delta B[1+(1-\delta)] ,$$

$$(135) \quad E_t[x_{t+3} | NL^3] = \{x_t(1-\delta) + \delta B[1+(1-\delta)]\}(1-\delta) + \delta B = \\ = x_t(1-\delta)^3 + \delta B[1+(1-\delta)+(1-\delta)^2] ,$$

$$(136) \quad E_t[x_{t+\tau} | NL^\tau] = x_t(1-\delta)^\tau + \delta B[1+(1-\delta)+(1-\delta)^2 + \dots + (1-\delta)^{\tau-1}] .$$

Mivel $0 < a < 1$ esetén

$$1 + a + a^2 + a^3 + \dots + a^t = \frac{1}{1-a} - (a^{t+1} + a^{t+2} + \dots) = \frac{1}{1-a} - \frac{a^{-t-1}}{a^{-t-1}}(a^{t+1} + a^{t+2} + \dots) = \\ = \frac{1}{1-a} - \frac{1}{a^{-t-1}} \frac{1}{1-a} = \frac{1-a^{t+1}}{1-a} , \text{ ezért}$$

$$\delta B \{1 + (1-\delta) + (1-\delta)^2 + \dots + (1-\delta)^{\tau-1}\} = \delta B \frac{1-(1-\delta)^\tau}{\delta} = B \{1 - (1-\delta)^\tau\} , \text{ így}$$

$$(136) \quad E_t[x_{t+\tau} | NL^\tau] = x_t(1-\delta)^\tau + B \{1 - (1-\delta)^\tau\} .$$

Az árfolyam sávon belüli helyzetének várható értéke $\tau=2$ -nél

$$(137) \quad E_t[x_{t+2}] = P(x_t)(-B + E_t[v_{t+2}]) + \\ + (1-P(x_t)) \left[P(x_{t+1} | NL^1)(-B) + (1-P(x_{t+1} | NL^1)) (x_t(1-\delta)^2 + B \{1 - (1-\delta)^2\}) \right]$$

A stacionárius szakaszban $E_t[v_{t+i}] = v$ minden $i = 1, \dots, n$, ahol n jelöli az utolsó időszakot, mielőtt a következő várakozási szakaszba kerülne a folyamat. A (137) egyenletet iterálva $\tau < n + 1$ időszakra:

$$(138) \quad E_t[x_{t+\tau}] = \sum_{i=1}^{\tau} \prod_{j=0}^{i-1} (1 - P(x_{t+j-1} | NL^{j-1})) P(x_{t+i-1} | NL^{i-1}) (-B + (\tau - i)v) + \\ + \prod_{j=1}^{\tau} (1 - P(x_{t+j-1} | NL^{j-1})) E_t(x_{t+\tau} | NL^{\tau}),$$

ahol $P(x_{t-1} | NL^{-1}) = 0$ és $P(x_t | NL^0) = P(x_t)$. Mivel minden feltételes valószínűség a kiindulópontbeli x_t függvénye, és (138) utolsó tényezőjének feltételes várható értéke is x_t függvénye, így a sávon belüli árfolyam várható értéke x_t nemlineáris determinisztikus függvénye lesz.

A (138) egyenlet káosz generálási lehetőségének bemutatásához írjuk ki $E_t[x_{t+1}]$ és $E_t[x_{t+2}]$ képleteit:

$$(139) \quad E_t[x_{t+1}] = P(x_t) (-B) + [1 - P(x_t)] [x_t(1-\delta) + B\delta],$$

$$(140) \quad E_t[x_{t+2}] = P(x_t) [-B+v] + [1 - P(x_t)] \{P[x_t(1-\delta) + B\delta] (-B) +$$

$$+ (1 - P[x_t(1-\delta) + B\delta]) ([x_t(1-\delta) + B\delta] (1-\delta) + B\delta) \} =$$

$$= E_t[x_{t+1}] (1 - P[x_t(1-\delta) + B\delta]) (1-\delta) + [- P[x_t(1-\delta) + B\delta] (1-\delta) (-B) +$$

$$+ P(x_t) [v] + [1 - P(x_t)] \{P[x_t(1-\delta) + B\delta] (-B) + (1 - P[x_t(1-\delta) + B\delta]) B\delta \}] =$$

$$= E_t[x_{t+1}] \left\{ 1 - P \left(\frac{E_t[x_{t+1}] - P(x_t)(-B)}{1 - P(x_t)} \right) (1-\delta) \right\} + [\dots] .$$

Tovább iterálva a sávon belüli árfolyam $s+1$ -re várható értéke a t -ik időpontban nemlineáris függvénye lesz az s -re várható t -ik időpontban várható értéknek. Azaz a sávon belüli árfolyam várható értéke egy determinisztikus logisztikus függvénye lesz az előző időszaki értékének.

4.1.2. 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 értéke alá.

Az eddigiekben felsorolt feltételek nem elégségesek káosz generálására, de nem is zárják ki annak lehetőségét.

4.1.3. Szimuláció

Érdemes megvizsgálni, hogy a bemutatott modell által generált idősorokra az eltolódással igazítás módszerét alkalmazva vajon az EMS-vizsgálatokhoz hasonló eredmények adódnak-e. Elsőként több száz kaotikus folyamatot generáltunk a logisztikus függvény alapján 5023 elemszámú mintákra, amelyekhez a kezdeti értéket $[0,1]$ közötti egyenletes eloszlásból vettük, majd az első 2000 megfigyelést elhagyva futattuk az $x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-22} + \beta_2 x_{t-22}^2 + \beta_3 x_{t-22}^3 + u_t$ egyenletet. Az eredmények abban a tekintetben voltak érdekesek, hogy a szó hétköznapi értelmében tűntek „kaotikusak”, és időnként olyan diagnosztikai értékekhez vezettek, amelyek a valós élet adataiban talán soha nem merülnek fel. Az R^2 gyakorlatilag egyik esetben sem tért el nullától. Ezek az eredmények kedvezőtlenek lehetnének a felállított modellre, hiszen ha a modell jól közelíti a valódi adatgeneráló folyamatot, akkor a modell által generált folyamatokra alkalmazva egy adott módszert kedvező lenne, ha a kapott eredmények megegyeznének a valós adatokra történt alkal-

mazás során kapott eredményekkel. Ez ugyanakkor csak egy közvetett teszt, és a modell elfogadhatóságáról a kaotikusságot kellene tesztelni a leértékeléseket megelőző időszakokban. Ehhez azonban magas frekvenciájú adatokra¹³⁵ lenne szükség, amelyek sem az EMS valuták, sem a magyar forint esetén nem állnak rendelkezésre.¹³⁶

Ugyanakkor a közvetett tesztnél, azaz bármilyen nem a modelltől származtatott módszer (így az eltolódással igazítás módszer által kapott eredmények értékelésekor) figyelemben kell tartani, hogy maga a modell két részidőszakból áll, így pusztán a második részidőszakot vizsgálva nem lehet a közvetett teszt alapján sem következtetést levonni. Legyen ezért a teljes modell a következő:

$$(141) \quad \begin{cases} x_t = -B^* + \mu t + u_t, & \text{ha } \forall i, i=1, \dots, t, \quad x_i < x_{TH} \\ x_t = A + \left[\alpha \left(1 - \frac{1}{B-A} \{x_t - A\} \right) \{x_t - A\} \right] & \text{egyébként} \end{cases}$$

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(i, j) folyamatot követ, ε_t fehér zaj, az (A, B) intervallumon folytat kaotikus mozgást az idősor a várakozási részidőszakban ($-B < A \leq x_{TH}$), és ω egy paraméter.¹³⁷ A várakozási részidőszaknál szereplő összefüggés egyszerűen az $x_t = \alpha(1-x_{t-1})x_{t-1}$ 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 $\{u_t\}$ ötöd-rendű mozgóátlagolású folyamat. Különböző μ értékeket vizsgáltunk, amelyeknél a trendstacionárius időszak nagyjából a minta kétharmadát, felét, illetve egyharmadát teszi ki. A 4.2 ábra egy realizációt mutat $T=150$ -re.

A három különböző μ értékhez harmincezerszer generáltuk a folyamatot $T=623$ mellett, és illesztettük az $x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-22} + \beta_2 x_{t-22}^2 + \beta_3 x_{t-22}^3 + u_t$ egyenletet. Mind a harmincezerszer 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 4.3 ábra mutatja, hogy milyen sávon belüli

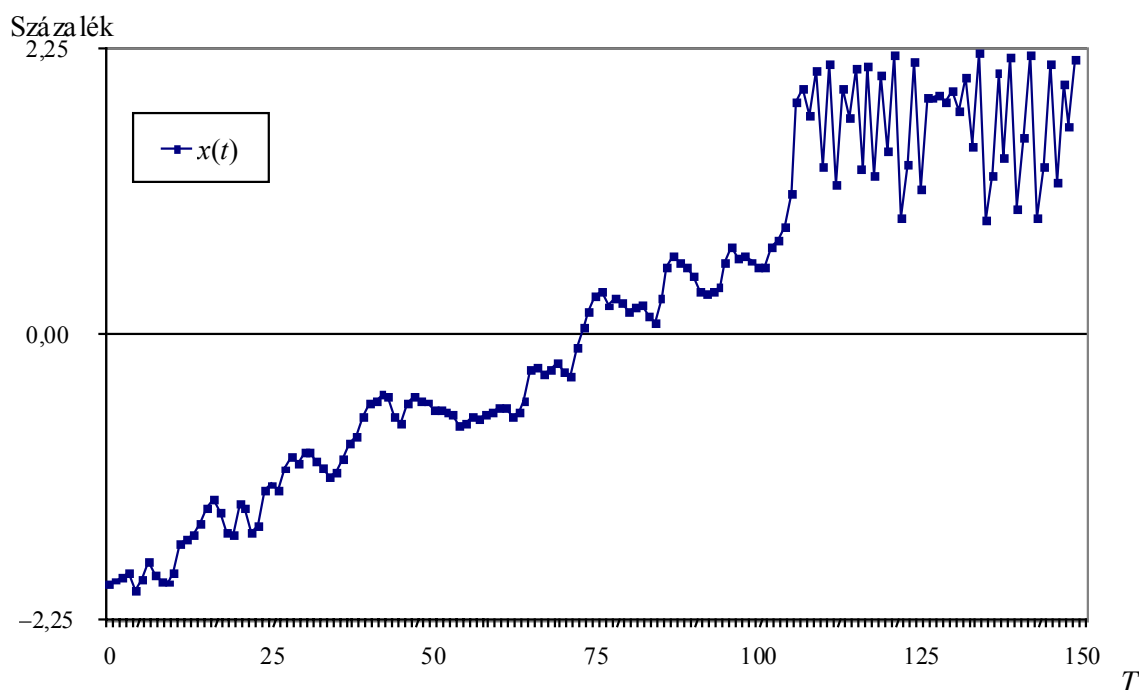
¹³⁵ Például percenkénti vagy még sűrűbb megfigyelésekre.

¹³⁶ Idősorok kaotikusságának teszteléséről lásd például *Abhyankar* [1995], *Barnett et. al.* [1997], *Whang–Linton* [1999], *Barnett–Serletis* [2000].

¹³⁷ 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.

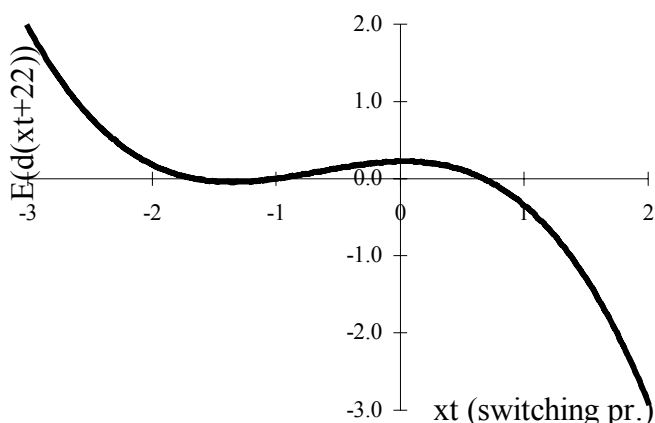
„árfolyam-várákozásokat” eredményez, ha a teljes modell időszakra illesztünk egy polinomiális autoregressziót. Bár a görbe meredeksége nem folyamatosan nem-pozitív, azaz a sáv közepének tájékán látható egy hullám, ugyanakkor tendenciájában negatív a meredekség és a sáv gyenge szélén felértékelődési várákozásokat, az erős szélén leértékelődési várákozásokat jelez. Ugyanakkor a korábbi érvelések alapján, de a 4.2 ábra alapján is nyilvánvaló, hogy nem létezhet az egész időszakra vonatkozóan egy egységes, azaz az árfolyam pillanatnyi helyzetétől és az időszaktól (stacionárius vagy várákozási részidőszak) független árfolyam-várákozás.

4.2 ábra: A modell egy realizációja



A becslések során a t -hányadosok HAC hibákkal számított kritikus értékei 5 százalékos szignifikancia szinten egyoldali próbát alkalmazva $-3,60$ és $-7,54$ voltak a β_2 és β_3 paraméterek esetén, tehát „látszólag” – azaz nem a megfelelő kritikus értékeket használva – a generált folyamat jól jelezhető előre az eltolódással igazítás módszerével. A 4.3 ábra mutatja, hogy az illesztett „árfolyam-várákozási” görbe hasonló az EMS országoknál kapott empirikus eredményekhez. Így ez a közvetett, az eltolódással igazítás módszerének alkalmazásával végzett teszt alátámasztja a modell létjogosultságát.

4.3 ábra: Sávon belüli „árfolyam-várákozások” egy, a modell által generált folyamatnál



4.2. Összegzés

Felállítottunk egy olyan modellt, 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 paraméterértékek mellett kaotikus dinamika alakul ki. A modell által generált idősorokra alkalmazva az eltolódással igazítás módszerét az EMS-eredményekhez hasonló becslések születnek.

A modell önmagában nem bizonyítja azt, hogy az árfolyamok kaotikusak lennének. Mindössze annyit mutat, hogy lehetséges a megfigyelt tényekkel összhangban álló olyan modellt felállítani, amely a kezdeti értékre való nagyfokú érzékenységhez és előrejelezhetetlen sávon belüli árfolyamhoz vezet.

5. FEJEZET

5. Záró következtetések

A modellezés célja a valós folyamatok olyan közelítése, amelyek megfelelnek a modellező által felállított elveknek, és amelyek segítséget nyújtanak a folyamat működésének jobb megértésében. Közgazdasági elemzéseknél ritkán mondhatjuk, hogy minden kíváncsinak eleget tevő modellt tudtunk alkotni. Modelljeink gyakran feltevéseinket tükrözik vissza, feltevéseinket pedig részben azért tesszük, hogy modellünket megoldhatóvá tegyük, így csak törekedhetünk arra, hogy feltevéseink a valós folyamat megfelelő elemzése által levont következtetésekkel összhangban legyenek.

A disszertációban vizsgált kérdéseknél különösen fontosak az elemzéseknél tett kiinduló feltételek. Akár az árfolyamsávok gazdaságpolitikai alkalmazását, akár az árfolyamsávok formális elméleti vagy gyakorlati modellezést vizsgáljuk, eltérő kiinduló feltételekből könnyen juthatunk eltérő következtetésekre.

A disszertáció első fejezetében vizsgált kérdésnél, az árfolyamrendszerek vizsgálatánál akár egy-egy mondatnál is érvelni lehetne valamely rendszer felsőbbrendűsége mellett, és ezen érvelések a feltételekből logikusan következnének. Például, a lebegő árfolyam jelenti a legjobb megoldást, mert minden más árfolyamrendszer sérülékeny lehet a tőkeáramlásokkal szemben; ez a rendszer teszi lehetővé a monetáris politika leghatásosabb működését és az adott gazdaság ciklikus pozíciójához igazítását; nominális merevségek esetén, amely a legtöbb gazdaságot jellemzi, az árfolyam el tudja nyelni a véletlen sokkokat; továbbá a devizapiacok hatékony működése folytán a rövid távú fluktuációknak nincsenek kedvezőtlen hatásai. A rögzített árfolyam mellett is könnyen lehet érvelni. Nevezetesen, kis, nyitott országoknál a devizaárfolyam fontosabb makroökonómiai változó, mint a kamatláb, ezért az árfolyam stabilizálása fontosabb az önálló monetáris politikánál; az önálló monetáris politika egyébként sem fontos eszköze a gazdaságpolitikának, mert a szoros gazdasági integrálódás miatt a gazdasági ciklusok úgyszólván a külfölddel hasonló fázisban lesznek; ha a horgonyként használt ország stabil árszinttel rendelkezik, akkor a hiteles rögzítés egyben megoldást nyújt a monetáris politika hitelességének kérdésére; a rögzített árfolyam kiküszöböli az irracionális devizapiaci spekulációk romboló hatásait; és mindezeket túl a relatív árárányok tervezhetőségével segíti a gazdaság reálszférájának működését.

Mindkét említett gondolatmenet a saját kiinduló feltételei mellett konzisztens. Az első fejezetben rámutattunk részben elméleti megfontolások, részben empirikus kutatásaink eredményeképpen arra, hogy nem lehet a kérdésben általánosan elfogadható alapfeltevéseket tenni. Megvizsgáltuk a közbülső és a lebegő árfolyamrendszerekkel kapcsolatos legfontosabb kérdéseket. A fenti érvelések néhány vonatkozásával kapcsolatban például azt találtuk, hogy a szabad tőkeáramlás feltételezése akkor lehet fontos érv a rögzített árfolyam ellen, ha hiányzik a megfelelő politikai elkötelezettség az alátámasztó politikák véghezvitelére. A merev rendszerek önmagukban is ösztönözhetik a spekulatív áramlásokat, ugyanakkor azt találtuk, hogy a szabadon lebegtető Csehország és a viszonylag merev árfolyamrendszert alkalmazó Magyarország tapasztalatai nagyon hasonlóak a vállalati devizahitel felvételek tekintetében. Ebből arra következtettünk, hogy egy közös kiváltó ok, az európai integráció fontosabb magyarázó tényező, mint maga az árfolyamrendszer. A véletlen sokkok tekintetében is hasonló következtetést vontunk le, nevezetesen, a vizsgált országok között a legkisebb árfolyam-változékonyság a legkisebb kamatláb változékonysággal társult, amely arra utal, hogy nem az úgynevezett véletlen sokkok a legfontosabb mozgatórugói e változók alakulásának. A monetáris politika végső céljával, az infláció leszorításával kapcsolatban pedig hasonló gazdasági szerkezetű országokat elemezve jutottunk arra a megállapításra, hogy nem elsősorban az árfolyamrendszer határozta meg annak sebességét, és még egy nagyfokú nominális és reálfelértékelődés sem feltétlenül elégséges az inflációcsökkenés nagymértékű gyorsításához. A monetáris politika vitelének elméleti kereteit vizsgálva nyomatékosítottuk, hogy az árfolyam- és a kamatláb-alakulás mindig csak együttesen vizsgálható. Hangsúlyoztuk, hogy a reálárfolyam hosszú távú tendenciái elengedhetetlenül fontosak az árfolyamrendszer választás kérdésénél. Ezt a szempontot elemezve azonban különbséget tettünk az eltérő kiinduló feltevések fontossága között, vagyis a reálárfolyam átmeneti vagy tartós eltérése az egyensúlyi értéktől okozhat-e kedvezőtlen reálgazdasági és egyéb következményeket. Az elemzés rámutatott arra, hogy kulcsszerepe van ennek a feltevésnek, viszont empirikusan nehezen lehet megfelelő következtetést levonni róla. Az első fejezetben érveltük amellett is, hogy az árfolyamrendszer választás kérdése egy adott ország esetén az időben változhat, a gazdasági szerkezet, a gazdaságpolitikai célok, és az integráció függvényében. Azt a következtetést ugyanakkor határozottan levontuk, hogy közbülső devizaárfolyam rendszereknek, amelyek közé a sávós árfolyamrendszerek is tartoznak, fontos gazdaságpolitikai relevanciájuk van.

Az utóbbi következtetés jó alapot ad a sávós devizaárfolyam rendszerek formális modellezésére. Részletesen elemeztük az elméleti irodalom kiindulópontjául szolgáló

Krugman-modellt, amelyet egy vagy több irreálisnak minősített feltétel feloldásával számtalan modell követett. Az alapmodell empirikus vizsgálatainál rámutattunk, hogy a modell elvetésére elsősorban a kiinduló feltevések nem teljesülése miatt került sor, nem a modell hibája miatt, és felhívtuk a figyelmet arra is, hogy vannak olyan országok, amelyekre teljesülnek a modell alapfeltevései és következtetései is. Az irodalmat a feltevések feloldása szerint csoportosítottuk, és megvizsgáltuk, hogy az újabb feltevések mennyiben vezettek olyan modellekhez, amelyek a valóság jobb megértésében segítenek, illetve mennyiben járulnak hozzá empirikusan tesztelhető hipotézisek megfogalmazásához.

A továbbfejlesztések közül a disszertáció szempontjából a hitelesség vizsgálatát tettük központi kérdéssé. Ehhez egyfelől a hitelesség vizsgálatára szolgáló módszereket, másfelől a módszerek segítségével a magyar árfolyamsávra levonható következtetéseket vizsgáltuk a második fejezetben.

A hitelesség alakulásának vizsgálatára alapvetően négy típusú mérőszám állt rendelkezésre: (i) az adott modell alapján előrejelzés készítése és annak vizsgálata, hogy például az előrejelzett árfolyam eloszlásának mekkora százaléka található az árfolyamsávon belül és kívül, (ii) a kamatkülönbség és a sávon belüli árfolyam kapcsolatának vizsgálata, (iii) kevert eloszlásokból a sztochasztikus ugrások várható értékének elemzése, (iv) a modellhez kapcsolható időben változó valószínűség (például az ugrások valószínűségének vagy a rezsimváltós modellben a rezsimok valószínűségének) vizsgálata.

Mind a módszerekkel, mind pedig a magyar árfolyamrendszerre való adaptálásukkal kapcsolatban problémákat tártunk a felszínre. Számos modell továbbra is a monetarista árfolyammodellnek azt a rendkívül egyszerű változatát használja kiindulópontnak, amelyet az empirikus vizsgálatok elvetettek.

A magyar árfolyamsáv vizsgálatakor különösen fontos kérdés a felértékelési várakozások vizsgálata, hiszen az árfolyam a mintaperiódus nagy részében a lehető legerősebb volt a sávon belül, de több mutató is azt tükrözte, hogy ebben az időszakban is változó volt a hitelesség, vagy másképpen fogalmazva, a felértékelési várakozás. A modellek nem tudtak megnyugtató empirikus eszközt adni a felértékelési várakozás vizsgálatára.

A fedezetlen kamatparitás alapján a teljes mintaperiódusban leértékelődési/leértékelési várakozások jellemezték a forint piacát. A *Svensson*–féle legegyszerűbb teszt által adott 100 százalékos árfolyam-változási konfidencia intervallum egyfelől széles volt, másfelől a le- és felértékelést egyaránt tartalmazta, és harmadrészt alapvetően az árfolyam sávon belüli helyzete határozta meg a becsült valószínűségeket. Mindhá-

rom következtetés igaz volt a *Bertola–Svensson* modellből származtatott empirikus módszer, az eltolódással igazítás módszer alapján számított 95 százalékos konfidencia intervallumra is, emellett itt az illesztett ökonometriai modellt határozottan elvetették a diagnosztikai vizsgálatok, valamint rámutattunk a modell számos egyéb negatívumára. A *Werner*–modell nem alkalmas a hitelesség időbeli változásának elemzésére, ezért csak egy-egy homogén részidőszak esetén megfelelő, ezért különböző részidőszakokat vizsgáltunk. A modell számos plauzibilis következtetések levonását eredményezte a kiigazítható rögzítés időszakára vonatkozóan, például azonosítani tudtunk egy hiteles és egy teljesen hiteltelen időszakot, valamint egy olyan időszakot is, amelyben a sáv aljától felfelé haladva kezdetben a sávon belüli visszaerősödés marginális hatása alatta marad, de a sáv gyenge széléhez közeledve meghaladja a leértékelés hatását. A csúszó rögzítés idejére nem kaptunk elfogadható eredményeket a modellel.

A fenti három modell a fedezetlen kamatparitás hipotéziséből indul ki, amelyet azonban a forint vonatkozásában határozottan elvetettünk mind a kiigazítható rögzítés, mind a csúszó rögzítés adatait használva.

A *Campa–Chang* szerzőpáros számos tanulmányban kifejlesztett, valamint a *Malz* [1996] által kidolgozott, opciós adatokat felhasználó modelleket nem tudtuk használni a forintba vonatkozó adatok hiánya miatt.

A *Koedijk et. al.* [1998] által kidolgozott diszkrét sávós árfolyammodellel az EMS országokra kapott eredményeket kritikával illettük, és a modell specifikálását módosítottuk a hazai adaptáláshoz. Az eredmények plauzibilis árfolyamfüggvényt implicáltak mind a kiigazítható, mind a csúszó rögzítés időszakára. A kiigazítható rögzítés időszakára vonatkozóan azt találtuk, hogy az árfolyamnak nagyjából a sáv közepén volt egy fixpontja, amely azonban instabil a sáv gyenge szélének irányában. Ha a sávközépnél erősebb volt az árfolyam, akkor a sávközép felé tartott, viszont ha gyengébb, akkor a gyenge sávszél felé. Ha az árfolyam elérte a sáv gyenge szélét, akkor 1-1,4 százalékos volt egy hetes időtávon a további gyengülés várható értéke, azaz ekkor a sáv hitelessége meglehetősen alacsony volt. A csúszó rendszerben alapvetően eltért az árfolyamfüggvény implikációja. Itt is volt egy fixpont, a sáv aljához egészen közel, amely stabil. Ha az árfolyam elmozdult a sáv aljától, akkor várhatóan visszatért oda, amely következtetés a sáv egész terjedelmére érvényes. A visszatérés ereje azonban változott a sávon belüli helyzet függvényében: a sáv erős szélétől a közepéig egyre erősebb, majd a sáv gyenge széle felé fokozatosan gyengült ez a hatás. Ezen eredmények jól interpretálhatóak közgazdaságilag: ha csak viszonylag kismértékű, 2-2,5 százaléknál kisebb sokk térítette el

az árfolyamot az erős szélről, akkor a sokk méretével közel egyenesen arányosan növekvő erő húzta vissza, amelynek oka lehet a stabilizáló devizapiaci spekuláció. Ha nagyarányú sokk térítette el az árfolyamot, akkor viszont a visszatérítés ereje kicsi, amelyet úgy interpretáltunk, hogy a sáv hitelességének megcsappanása miatt lecsökkent a stabilizáló spekuláció. Az eredményeket azonban gyengítette az, hogy viszonylag kevés megfigyelés állt rendelkezésre a sáv gyenge felén. A kedvező árfolyamfüggvény ellenére a származtatott le- és felértékelési valószínűségek nem adtak lényeges új információt a hitelességre vonatkozóan. A hitelességi mérőszámok nagyon érzékenyek voltak az árfolyam sávon belüli helyzetére.

A *Markov*-láncot követő rezsimműködés modellnél rámutattunk arra, hogy a magyar árfolyamrendszer sajátosságai miatt az árfolyamra nem lehet megfelelő empirikus becsléseket végezni ezzel a modellel, viszont a kamatlábváltozásra igen, hiszen a kamatláb alakulása szoros összefüggésben áll az árfolyamrendszer hitelességével. A *Hamilton–Susmel* [1994] által bevezetett SWARCH specifikációnál ezért azt a feltevést tettük, hogy a kamatlábváltozás varianciája eltérő a különböző rezsimekben. A SWARCH modellek közül a két- és háromállapotú modellek között alig mutatkozott különbség, mind a likelihood függvény maximalizált értékei, mind az előrejelzési hibák gyakorlatilag azonosak voltak. Közgazdaságilag ugyanakkor a háromállapotú modell becsült állapotvalószínűségei jobban interpretálhatóak, hiszen itt meg tudtunk különböztetni a felértékelésre és leértékelésre irányuló spekulációs támadás időszakát.

Az ugrásos modellek közül témánk szempontjából csak azok az érdekesek, amelyek a hitelesség időbeni változását képesek megragadni (*Vlaar* [1998], *Beakert–Gray* [1996], *Pesaran–Ruge-Murcia* [1999]). Rámutattunk arra, hogy ha az ugrás várható értéke és valószínűsége is időben változhat, akkor a várható érték előjelváltásakor a makroökonómiai változók hatása a valószínűségekre nem monoton. A forintra való alkalmazásnál ezért külön vizsgáltuk a kiigazítható és a csúszó rögzítés időszakát. Előbbire megfelelő eredmények jöttek ki, a makroökonómiai változók az elvárt előjelűek lettek és a modell diagnosztikailag elfogadhatónak bizonyult, ugyanakkor a csúszó rögzítés időszakára nem sikerült megfelelő specifikációt találni.

A hazai csúszó árfolyamrendszer legfontosabb jellemzője a csúszás mértéke volt, hiszen a piaci árfolyam ritka kivételektől eltekintve végig az árfolyamsáv erős szélén foglalt helyet. Ezért megvizsgáltunk különböző valószínűségi modelleket a leértékelés csökkentésére vonatkozóan. Elmondható, hogy egyfelől az inflációt és külső egyensúlyt, másfelől a reálárfolyam egyensúlytalanságát magyarázó változóként használó modell

alátámasztotta vélekedésünket a monetáris politikai döntéshozók preferenciáiról, bár a becsült paraméterek nem voltak minden esetben a szokásos szignifikancia szinteken nullától különbözőek. Megvizsgáltuk, hogy a kamatprémium és a két fő makroökonómiai célváltozó között kimutatható-e statisztikai kapcsolat, amely vizsgálat mind ökonometriailag, mind közgazdaságilag kedvező eredményre vezetett. Mivel a kamatprémium a kockázati prémium és a bejelentetten kívüli árfolyamváltozós várható értékének összege, és feltehetően mindkét összetevőre hatással vannak a vizsgált makroökonómiai változók, ezért az eredményeinket úgy interpretáltuk, hogy sikerült a makrogazdasági változóknak a forint árfolyamsávjának hitelességére gyakorolt hatását kimutatni.

Megvizsgáltuk, hogy a *Krugman*-modell és egyes kiterjesztései mennyiben alkalmazhatóak a magyar forint árfolyamára, hiszen a modell számos alapfeltevése (sáv széleire korlátozott intervenció, leértékelési várakozások hiánya) teljesült, és több következménye (a sáv széleinél koncentrálódó árfolyameloszlás, árfolyam-változékonysággal kapcsolatos következtetések) is igaznak bizonyultak. Arra a következtetésére jutottunk, hogy nem lehet a modell implikációit (a sáv létéből fakadó hatásokat) és a fundamentális változók tartósan kedvező alakulásából következő hatsokat szétválasztani. Bár az eredmény ambivalens, mégis szemben áll az irodalom egyik fő áramának következtetésével, amely a *Krugman*-modell gyakorlati kudarcát hangsúlyozza.

A módszerek többségének gyenge szereplése részben egy speciális tulajdonságnak köszönhető, nevezeten annak, hogy az árfolyamot egy sávban rögzítik, ezért eloszlása cenzorált. Ezen triviális tulajdonság ellenére viszonylag kevés tanulmány alkalmazott olyan ökonometriai eljárásokat, amelyek megfelelően kezelik a változók cenzorált jellegét, bár az egyszerű KLMN alkalmazása cenzorált változókra torzított becslésekhez vezet. Az EMS és skandináv országoknál ez feltehetően azért nem okozott problémát, mert ott az árfolyam nagyon ritkán került az árfolyamsáv szélére, amely nagy részben sávon belüli intervencióknak köszönhető. Magyarországon azonban kizárólag a sáv szélein hajtott végre intervenciókat a jegybank. Ezen megállapítás egyben alapvető kritikát jelent a sávos modellek nemzetközi alkalmazásaira vonatkozóan, amennyiben valóban a sávon belüli intervencióknak köszönhető az árfolyamok megfelelő mértékű változékonysága. Erre a kérdésre azonban pontos válasz nem adható, mivel az intervenciók adatai titkosak.

A cenzoráltságnak azonban van egy érdekes implikációja. Valóban nem figyelhetőek meg sávon kívüli adatok az árfolyamra (a mintavételi hibát leszámítva), az azonban

nem egyértelmű, hogy szélesebb sáv vagy lebegtetés esetén hol lett volna az árfolyam. Lehetséges, hogy az aktuális sávon kívül, de az is lehetséges, hogy a sáv széle stabilizáló „horgonyként” szolgált a piaci szereplőknek és a sáv hiányában a jelenlegi árfolyamsáv belsejében alakult volna valahol. Mint a disszertáció első fejezetében elemeztük, a piaci szereplők nem feltétlenül képesek az árfolyam fundamentálisan egyensúlyi értékének beállítására, sőt számos tanulmány szerint gyakran a fundamentumokkal ellentétes irányú spekulatív mozgások jellemzik a lebegő árfolyamokat. Ebből adódóan viszont az árfolyam cenzorált modellezése sem jelenthet megoldást a forint le- és felértékelési várakozásainak vizsgálatához.

A disszertáció harmadik fejezetében kiemelten vizsgáltuk az alkalmazások és hivatkozások tekintetében vezető, *Bertola–Svensson*-modellt, valamint az ebből származtatott *eltolódással igazítás módszerét*. A módszer gyakorlati alkalmazói általános következtetésként vonták le, hogy az képes sikeresen előre jelezni az árfolyamsáv leértékelésére irányuló várakozásokat, bár a módszer kifejlesztői is elismerték, hogy a sávon belüli árfolyamot csak gyengén sikerült előre jelezniük. A fejezet bemutatta, hogy számos más idősorra alkalmazva a módszert hasonló eredmények adódnak, amennyiben az EMS esetében használt kritériumok (illesztett görbék, 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 egységgyök-folyamatok jelentős hányada. Ebből levontuk azt a következtetést, hogy a használt kritériumok nem megfelelőek.

Az eltolódással igazítás módszerének lineáris változatát vizsgálva rámutattunk, 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 francia frank német 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 és más

hipotézisvizsgálati statisztikáinak eloszlását, amelyek eltérnek a korábban ismert eloszlásoktól.

Bemutattuk, hogy a kismintás torzítások éppen olyanok, hogy a paraméterbecslések várható értékei kielégítik a *Bertola–Svensson*-elmélet első grafikus következtetését. A fejezetben feltártuk, 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. Rámutatottunk 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 egységgyök-folyamatokon végzett szimulációk alapján került sor, az elemzés 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 egységgyök-folyamat. Ugyanakkor sem a lebegő árfolyamok, sem a sávon belüli árfolyam esetén nem zárható ki, hogy a véletlen bolyongás modellje „rövidtávon” 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 célszerű használni. Sávos árfolyamnál is a legfontosabb kérdés, hogy vajon változatlan adatgeneráló folyamat feltételezhető-e a teljes mintaperiódusban. Megítélésünk szerint az időnként leértékelt devizáknál a sávon belüli árfolyamnak eltérő tulajdonságai lehetnek egy leértékelést megelőzően, és követően.

A harmadik fejezetben végzett szimulációs vizsgálatok túlmutatnak egy konkrét árfolyammodell kritikáján, mert olyan ökonometriai kérdéseket is tanulmányoztunk, amelyeket korábban az irodalomban nem vizsgáltak. A szimulációs kísérletek eredményei egyben további ösztönzést adtak ökonometriai kérdések analíziséhez. Ezért a fejezet függelékében analitikusan közelített a polinomiális autoregresszióhoz. Esőként áttekintettük, hogy milyen módszereket alkalmaznak az irodalomban az aszimptotikus eloszlások levezetésére egységgyök folyamat esetén. A matematikai eszköztár, a sztochasztikus függvények központi határeloszlás tételeinek bemutatása után, a tételeket

tovább fejlesztve megadtuk a paraméterek, a t -hányadosok, és *Wald*-tesztek aszimptotikus eloszlásait. Rámutattunk arra, hogy ezen eloszlások eltérnek az irodalomban eddig levezetett és használt eloszlásoktól.

A negyedik fejezetben egy új sávós árfolyammodellt mutattunk be. A modell egy olyan ország devizaárfolyamának elemzésére szolgál, amelynél nem állnak fenn a rögzített árfolyamsáv hosszú távú fenntartásának feltételei, és ezért időnként leértékelés történik. Az egyik legfontosabb pillér annak feltételezése, hogy a sávon belüli árfolyamot generáló folyamat nem állandó két leértékelés között. Feltételeztük, hogy egy leértékelés nélküli időszak két részidőszakra bontható: (i) az előző leértékelést stacionárius sávon belüli árfolyamfolyamat követ elsőként, majd (ii) egy bizonyos pontnál a folyamat egy úgynevezett várakozási szakaszba vált át. Utóbbi alatt azt értettük, hogy a leértékelési kockázat egy bizonyos szintjénél a piaci szereplők árfolyamdöntéseiket kizárólag a leértékelési kockázat értékelése alapján hozzák meg. Ezen szakaszra a modellt három egyszerű, empirikusan megfigyelt stilizált tényre építettük: (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. A modell megoldása során rámutattunk arra, hogy bizonyos paraméterértékek mellett a sávon belüli árfolyam kaotikus lehet, azaz előre-jelezhetetlen, és nagyfokú érzékenységet mutat a kezdeti feltételre. Ennélfogva értelmetlen olyan módszereket alkalmazni, amelyek előrejelzéssel próbálkoznak. Mindazonáltal teszteltük az eltolódással igazítás módszerét a modell által generált folyamatokon, és azt találtuk, hogy az EMS országokhoz hasonló eredmény adódik. Elméletileg ugyanakkor tudjuk, hogy a *Bertola–Svensson*–modelltől jelentősen eltérő adatgeneráló folyamattal állunk szemben.

A sávós árfolyamok modellezése tipikus példa arra, hogy társadalomtudományi kérdésekben akár a legterjedelmesebb irodalom sem tud feltétlenül végső megoldást adni egy konkrét kérdésre vonatkozóan. A sávós árfolyamrendszerek hitelességének témájában számtalan modell született a legkülönbözőbb elméleti és metodikai megközelítéseket alkalmazva, de továbbra is maradtak nyitott kérdések. A disszertáció témaköreiben számos további kutatási témát emelhetünk ki. A magyar és átalakuló országok árfolyamrendszereinek megválasztása tekintetében a kamatláb és az árfolyam makrogazdasági változókra gyakorolt hatásának kvantitatív elemzése még számos nyitott kérdést

tartalmaz.¹³⁸ Kutatásra érdemes területet jelent az árfolyamrendszerüket megváltoztató átalakuló országok, valamint az euró övezethez korábban csatlakozott, kevésbé fejlett európai országok árfolyamsávokkal kapcsolatos tapasztalatainak vizsgálata. Egy irányítottan lebegő vagy egy széles árfolyamsávot alkalmazó árfolyamrendszerben az optimális intervenciós politika megválasztásának szempontjai gazdaságpolitikai relevanciával is bírnak. A szűk sávós árfolyamrendszer keretein belül lehetséges modellezési stratégiát jelenthet egy ún. árnyékárfolyam (a sáv hiányában kialakuló árfolyam) definiálása és modellezése, amelynek a tényleges árfolyamtól való eltérést felhasználhatjuk a hitelesség mérőszámaként is.¹³⁹

¹³⁸ Saját publikációink közül *Darvas–Szapáry* [1999, 2000] és *Darvas* [2001a] munkákban tettünk ez irányban lépéseket.

¹³⁹ Munkahelyemen, az MNB Közgazdasági főosztályán munkatársaimmal jelenleg dolgozunk egy ilyen modell kifejlesztésén.

Névmutató

A

Ábel István, 16

Abhyankar, A., 187

Akgiray, V., 119

B

Balassa Béla, 19, 21, 126

Baldwin, R., 26

Barabás Gyula, 95, 134

Barnett, W.A., 187

Bartolini, L., 18

Beetsma, R.M.W.J., 49, 59

Bekaert, G., 71, 121, 122

Bekaert, G., 194

Bertola, G., 4, 12, 41, 48, 58, 70, 71, 77,
78, 79, 80, 132, 137, 138, 139, 140,
141, 147, 150, 157, 193, 196, 197,
198

Bokros Lajos, 16, 73, 132

Booth, G.G., 119

Bufman, G., 77, 181

C

Caballero, R.J., 48, 70

Calvo, G.A., 19

Campa, J.M., 26, 71, 97, 98, 99, 193

Canova, F., 126

Chang, P.H.K., 71, 97, 98, 99, 193

Cogley, T., 126

D

Darvas Zsolt, 15, 16, 17, 19, 26, 27, 32,
33, 34, 37, 42, 43, 65, 71, 91, 92, 96,
200

108, 126, 134, 136, 155, 170, 181,
199

de Vries, C.G., 15, 51, 71, 99, 155

Dickey, D.A., 6, 12, 129, 138, 141, 144,
145, 147, 150, 151, 152, 153, 155,
157, 169, 176, 196

Dominguez, K.M., 49

Dornbusch, R., 51, 59

E

Engle, R.F., 109

F

Flood, R.P., 49, 78, 97, 132

Frankel, J. A., 77, 97

Franses, P.H., 158

Fuller, W.A., 6, 12, 129, 138, 141, 144,
145, 147, 150, 151, 152, 153, 155,
157, 169, 176, 196

G

Garber, P.M., 41, 42

Goldberg, P.K., 49

Gómez-Puig, M., 71, 111

Gourinchas, P.O., 26

Gray, S.F., 71, 121, 122, 194

Greene, W.H., 178

Gregory, M., 52

H

Halpern László, 15, 19, 21, 42, 43, 203

Hamilton, J.D., 108, 109, 110, 113, 115,
135, 153, 155, 161, 166, 194

Helpman, E., 77, 181

Horváth Ágnes, 17, 19

Hunter, J., 91

J

Johansen, S., 91, 92

Juselius, K., 91

K

Kempa, B., 9, 41

Kenen, P.B., 49

Kiguel, M.A., 19

Klein, M.W., 49, 51

Knetter, M.M., 49

Koedijk, K.G., 49, 71, 99, 135, 193

Kovács Mihály András, 19, 28

Körösi Gábor, 15

Krasker, W.S., 92

Krugman, P.R., 7, 8, 11, 12, 26, 36, 41,
42, 43, 44, 45, 46, 47, 48, 50, 51, 52,
55, 56, 58, 59, 60, 63, 64, 68, 70, 71,
78, 86, 88, 99, 101, 131, 132, 133,
134, 136, 192, 195

L

Laband, D.N., 8

Leiderman, L., 41, 77, 181

Lindberg, H., 49, 58, 59, 74, 77, 155

Linton, O., 187

M

Malliapopoulos, A., 156

Malz, A.M., 71, 99, 193

Mathienson, D.J., 49, 78, 132

McKinnon, R.I., 19, 34, 37

Meese, R.A., 50

Mikolasek, András, 77

Miller, M., 18, 44, 50, 51, 52, 53, 55,
59, 60, 63, 64, 132

Mishkin, F.S., 18

Mizrach, B., 77

Montalvo, J.G., 71, 111

Moore, M.J., 91

Moutot, P.P., 136

Mundell, R., 19

Muscatelli, V., 52

Mussa, M., 27

N

Nason, J.M., 126

Nelles, M., 9, 41

Neményi Judit, 15

Newey, W.K., 81, 84, 129, 130, 196

O

Obstfeld, M., 18

P

Palm, F.C., 71, 120, 121

Pentecost, E.J., 49, 50, 52

Perron, P., 129

Pesaran, H.M., 194

Pesaran, H.M., 71

Pete Péter, 15

Phillips, P.C.B., 15, 77, 129, 161, 167,
170, 173

Piette, M.J., 8

Pill, H., 37

Pond, L., 119

Prati, A., 18

R

Razin, A., 41
Rogoff, K., 18, 50, 136
Rose, A.K., 49, 77, 78, 79, 97, 132, 138,
141, 142, 150, 155, 156
Ruge-Murcia, J., 194
Ruge-Murcia, J., 71

S

Samuelson, P., 19, 21, 126
Serletis, A., 187
Simon András, 15, 19, 28, 127
Söderlind, P., 48, 49, 58, 59, 74, 77, 155
Stevenson, A., 52
Stork, P.A., 71, 99
Surányi György, 132
Susmel, R., 109, 110, 113, 115, 135,
194
Sutherland, A., 47, 50, 55, 56
Svensson, L.E.O., 139
Svensson, L.E.O., 4, 12, 41, 42, 45, 46,
47, 48, 57, 58, 70, 71, 73, 74, 77, 78,
79, 80, 97, 99, 132, 136, 137, 138,
140, 141, 142, 149, 150, 155, 156,
157, 192, 196, 197, 198
Svensson, L.E.O., 147
Szalai Zoltán, 17, 19

Szapáry György, 15, 16, 17, 26, 33, 34,
37, 65, 199

T

Taylor, M.P., 49, 50, 61, 97, 100, 155
Teräsvirta, T., 158
Thomas, A.H., 77
Tucker, A.L., 119

V

Van Der Ploeg, F., 49, 59
Várpalotai Viktor, 127
Végh, C.A., 19
Vincze János, 15
Vlaar, P.J.G., 71, 120, 121, 122, 194

W

Weller, P., 51, 52, 53, 55, 59, 60
Werner, A.M., 4, 5, 71, 86, 87, 88, 89,
90, 135, 193
West, K.D., 81, 84, 129, 130, 196
Whang, Y.-J., 187
White, J.S., 167
Williamson, J., 36, 54
Wyplosz, C., 19, 21, 203

Z

Zhang, L., 18

A disszertációban használt szimbólumok és változó jegyzéke

Jelölés	Megnevezés	Első megjelenés oldalszáma
α, α_i	Paraméter(ek)	
β, β_i	Paraméter(ek)	
$\chi^2(i)$	χ^2 eloszlás i szabadságfokkal	
δ_t	Kamatkülönbség	78
ε_t	Fehér zaj	45
ϕ, ϕ_i	Autoregresszív paraméter(ek)	108
γ	A pénzkereslet kamatláb-rugalmassága	43
η	A jövedelem reálárfolyam-rugalmassága	51
ι	A Halpern–Wyplosz modellben a külfölddel nem versenyző és versenyző szektorok közötti bérkülönbség	20
φ_t	Az aggregált fundamentális változó	78
κ	A Halpern–Wyplosz modellben a szélesen értelmezett minőségi hatás	20
λ_i	Autoregresszív folyamat invertált gyökei	148
μ	Paraméter	
ν	Paraméter	
π_t	Termelékenységi	19
θ	Paraméter	
ρ_t	Kockázati prémium	27
σ	Szórás	45
τ	Futóindex	
v	A Halpern–Wyplosz modellben az egyensúlyi reálbértől való eltérés	20
ϖ	Az ugrás–szétterjedés modellben az ugrás várható értéke	120

ω_t	Egységnyi varianciájú fehér zaj	109
ξ_t	Látens rezsím változó	108
ψ	Az áraknak az üzleti ciklusra való rugalmassága	51
ζ_t	Kamatprémium	27
Δ, Δ_k	Különbség-operátor: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ és $\Delta_k y_t = y_t - y_{t-k}$	19
Λ_t	Az átmeneti valószínűségek $K \times 1$ -es vektora	114
Θ_t	Rendelkezésre álló információk halmaza	108
Ω	Variancia-kovariancia mátrix	160
b_t	A hitelkamatláb és a kincstárjegy hozam közötti kamatrés	28
c_t	Deviza-középárfolyam	74
cp_t^τ	A t időpontban τ periódusra előre bejelentet leértékelés mértéke	21
d_t	A be nem jelentett leértékelés nagysága	94
df_t	Deviza-befektetés forint hozama	93
e_j	Adott méretű egységmátrix j -ik oszlopa	114
f_t	A <i>Krugman</i> -modell fundamentális változója	43
$f(.)$	Sűrűségfüggvény	
g_{ξ_t}	Az ARCH folyamat rezsimtől függő skálatényezője a SWARCH modellben	109
$g(.)$	Egy tetszőleges függvény	
h_t	Feltételes variancia	109
i	Futóindex	
j	Futóindex	
k	Futóindex	
l_t	A leértékelési várakozás	78
m_t	Pénzmennyiség	43
n	Paraméter	
o_t	Hitelkamatláb	28
p_t	Árszínvonal	20

$\bar{p}$	A hosszú távú egyensúlyi árszint	60
q_t	Reálárfolyam	19
q_t^{EQ}	Egyensúlyi reálárfolyam	19
r_t	Nominális kamatláb	27
r	Paraméter a $[0,1]$ intervallumon	163
s_t	Devizaárfolyam	20
$\tilde{s}_t$	A bejelentetten túli árfolyam (árfolyam mínusz bejelentett árfolyam)	27
t	Az idő indexe	
$t(n)$	t -eloszlás n szabadságfokkal	
u_t	Reziduális változó	
v_t	Egyéb fundamentális változók	43
w_t	Bérszínvonal	20
x_t	A sávon belüli árfolyam	74
$\bar{x}_t$	A sávon belüli árfolyam felső határa (ahol a leggyengébb az árfolyam)	75
$\underline{x}_t$	A sávon belüli árfolyam alsó határa (ahol a legerősebb az árfolyam)	75
x_t^*	Transzformált sávon belüli árfolyam: $x_t \cdot 4,5$ a $\pm 0,5$ százalékos sáv és $x_t \cdot 4,5/2,5$ a $\pm 1,25$ százalékos sáv időszakában	103
y_t	Egy tetszőleges idősor	
z_t	Jövedelem	43
$\bar{z}_t$	Potenciális kibocsátás	51
B_t	Középárfolyamtól lehetővé tett legnagyobb eltérés százalékban	102
$B(t)$	Brown-mozgás	161
CA_t	A folyó fizetési mérleg egyenlege	128
$E_t(\cdot)$	A feltételes várható érték operátora a t -ik időpontban rendelkezésre álló információk alapján	21
F_t	Határidős árfolyam	128

$F(.)$	Eloszlásfüggvény	
$F(i,j)$	F-eloszlás i és j szabadságfokokkal	
$I(.)$	Jelzőfüggvény: egyenlő 1-el, ha a feltétel igaz, és nulla különben	82
K	Az opció kötési árfolyama	97
N	A látens rezsimek száma	108
L	Késleltetési operátor	148
LL	A likelihood függvény maximalizált értékének logaritmusa	106
P, P_t	Valószínűség	48
R^2	Determinációs együttható	
S^a	Az árfolyamsáv alsó (erős) széle	97
S^f	Az árfolyamsáv felső (gyenge) széle	97
T	Mintaelemszám	
$\mathbf{Z}_t$	Magyarázó változók vektora	80

A disszertációban használt rövidítése jegyzéke

AIC	<i>Akaike information criterion</i>
AR	<i>Autoregressive</i> – Autoregresszív
ARMA	<i>Autoregressive moving average</i> – Autoregresszív és mozgóátlagolású
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i> – Autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás
BS	<i>Balassa–Samuelson</i> hatás
BÁT	Budapesti Árutőzsde
BIC	<i>(Bayesian) Schwarz information criterion</i>
EMS	<i>European Monetary System</i> – Európai Monetáris Rendszer
ERM	<i>Exchange Rate Mechanism</i> – Az EMS árfolyam mechanizmusa
FAE	Független és azonos eloszlású
FKHT	Sztochasztikus függvényekre értelmezett központi határeloszlás tétel
FLT	Folytonos leképezési tétel
GARCH	<i>Generalized ARCH</i> – Általánosított ARCH
GDP	<i>Gross domestic product</i> – Bruttó hazai termék
HAC	Heteroszkedaszticitásra és autokorrelációra konzisztens (variancia-kovariancia mátrix becslés)
HP	<i>Hodrick–Prescott</i> szűrő
HQ	<i>Hannan–Quinn</i> kritérium
HW	<i>Halpern–Wyplosz</i> modell
IGARCH	Integrált GARCH
KLNM	Klasszikus legkisebb négyzetek módszere
KHT	Központi határeloszlás tétel
KV	Konstans variancia
MA	<i>Moving average</i> – Mozgóátlagolású (idősor)
MAE	<i>Mean absolute error</i> – Átlagos abszolút hiba
MNB	Magyar Nemzeti Bank
MSE	<i>Mean squared error</i> – Átlagos négyzetes hiba

NEO	<i>Net errors and omissions</i> – Tévedések és kihagyások a fizetési mérlegben
NT	<i>Non-tradable</i> – a külfölddel nem versenyző szektor
SWARCH	<i>Switching Regime ARCH</i> – Rezsimváltós ARCH
T	<i>Tradable</i> – a külfölddel versenyző szektor

Hivatkozások jegyzéke

- Ábel István – Darvas Zsolt** [2000]: *Relative resistance to currency crisis: The case of Hungary, comparisons with the Czech Republic and Poland*, megjelenés alatt az „International Capital Mobility and Domestic Economic Stability” c. konferenciakötet egy fejezeteként.
- Abhyankar, A. – Copeland, L.S. – Wong, W.** [1995]: *Nonlinear dynamics in real-time equity market indices: Evidence from the United Kingdom*, *The Economic Journal*, 105, 864-880.o.
- Adams, C. — Gros, D.** [1985]: *The consequences of real exchange rate rules for inflation*, IMF Staff Papers, 439-476. o.
- Akgiray, Vedat – Booth, Geoffrey G.** [1988]: *Mixed diffusion-jump process modeling of exchange rate movements*, *Review of Economics and Statistics*, 70. évf., 631-637.o.
- Balassa, B.** [1964]: *Purchasing parity doctrine — A reappraisal*, *Journal of Political Economy*, 72. évf., 6. sz., 584-596. o. Magyarul megjelent: Darvas Zs. — Halpern L. (szerk.) [1998].
- Baldwin, R. — Krugman, P.R.** [1989]: *Persistent trade effects of large exchange rate shocks*, *The Quarterly Journal of Economics*, 104. évf., 4. sz., 635-654. o.
- Banett, W.A. – Gallant, R.A. – Hinich, M.J. – Jungeilges, J.A. – Kaplan, D.T. – Jensen, M.J.** [1997]: *A single-blind controlled competition among tests for nonlinearity and chaos*. *Journal of Econometrics* 82, 157-192.o.
- Banett, W.A. – Serletis, A.** [2000]: *Martingales, nonlinearity, and chaos*. *Journal of Economic Dynamics & Control* 24, 703-724.o.
- Barabás Gyula** [1996]: *Kamatparitás lebegő és csúszó leértékeléses árfolyamrendszerben*, *Közgazdasági Szemle* XLIII.évf., 11.sz., 972-994.o.
- Bartolini, L. — Bodnar, G.M.** [1992]: *Target Zones and Forward Rates in a Model with Repeated Realignment*, *Journal of Monetary Economics* 30, 373-408. o.
- Bartolini, L. — Prati, A.** [1997]: *Soft versus hard targets for exchange rate intervention*, *Economic Policy*, 24. sz., 15-52. o.

- Beetsma, R.M.W.J. — Van Der Ploeg, F.** [1994]: *Intramarginal Interventions, Bands and the Pattern of EMS Exchange Rate Distribution*, International Economic Review, 35. évf., 3. sz., 583-602.o.
- Bekaert, G. — Gray, S.F.** [1998]: *Target Zones and Exchange Rates: An Empirical Investigation*, Journal of International Economics; 45(1), June 1998, pages 1-35.
- Bertola, G.** [1994]: *Continuous-time Models of Exchange Rates and Intervention*, in: F. van der Ploeg (szerk.): The Handbook of International Macroeconomics, Basil Blackwell, 251-300. o.
- Bertola, G. — Caballero, R.J.** [1992]: *Target Zones and Realalignments*, The American Economic Review, 82. évf., június, 520-36. o.
- Bertola, G. — Svensson, L.E.O.** [1993]: *Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models*, Review of Economic Studies, 60. évf., 689-712. o.
- Blanchard, O. — Jimeno, J.F.** [1995]: *Structural unemployment: Spain versus Portugal*, AEA Papers and Proceedings, The American Economic Review, május, 212-218. o.
- Bokros Lajos** [1987]: *Pénzügypolitika, bankrendszer, monetáris szabályozás, pénz- és tőkepiacok Portugáliában*, Bankszemle XXXI. 4. szám, 46-54. o.
- Bollerslev, Tim — Chou, Ray — Kroner, Kenneth F.** [1992]: *ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence*, Journal of Econometrics, 52, 5-59.o.
- Bollerslev, Tim** [1986]: *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, 31, 307-327.o.
- Burton, D. — Fischer, S.** [1997]: *Ending moderate inflations*, A “Disinflation in Central and Eastern Europe” (Budapest, 1997. június 3.) c. konferenciára benyújtott tanulmány. Megjelent: Cottarelli, C. — Szapáry, Gy. (szerk): Moderate Inflation, The experience of transition economies, IMF és MNB, 15-96. o.
- Calvo, G.A. — Reinhart, C.M. — Végh, C.A.** [1994]: *Targeting the real exchange rate: Theory and evidence*, IMF Working Paper WP/94/22.
- Calvo, G.A. — Végh, C.A.** [1993]: *Exchange-rate based stabilisation under imperfect credibility*, in: Frisch—Worgotter (szerk.) Open Economy Macroeconomics, London: MacMillan.

- Campa, J.M.** [1993]: *Entry by Foreign Firms in the United States under Exchange Rate Uncertainty*, Review of Economics and Statistics, Vol. 75, No. 4, 614-622. o.
- Campa, J.M. — Chang, P.H.K.** [1996a]: *Options-based evidence on the credibility of the Peseta in the ERM*, Investigaciones Economicas; 20. évf. 1.sz., január, 3-22.o.
- Campa, J.M. — Chang, P.H.K.** [1996b]: *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.
- Campa, J.M. — Chang, P.H.K. — Refalo, J.F.** [1999]: *An options-based analysis of emerging market exchange rate expectations: Brazil's Real plan, 1994,1997*, NBER Working Paper No. 6929. 43.o.
- Canova, F.** [1998]: *Detrending and business cycle facts*, Journal of Monetary Economics, 41. évf., 475-512. o.
- Cogley, T. — Nason, J.M.** [1995]: *Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series, Implication for business cycle research*, Journal of Economic Dynamics and Control, 19.évf., 253-278.o.
- Cukierman, A. — Kiguel, M.A. — Leiderman, L.** [1994]: *Choosing the width of the exchange rate band: Credibility vs. flexibility*, CEPR Discussion Paper No. 907, January 1994.
- Darvas Zsolt** [1996a]: *Exchange rate premia and the credibility of the crawling target zone in Hungary*, CEPR Discussion Paper No. 1307, január, 28. o.
- Darvas Zsolt** [1996b]: *Kamatkülönbség és árfolyam-várakozások az előre bejelentett kúszó árfolyamrendszerben*, Közgazdasági Szemle, XLIII. évf. 10.sz., 920-947. o.
- Darvas Zsolt** [1998a]: *Spurious correlation in exchange rate target zone modelling: Testing the drift-adjustment method on the US dollar, random walk, and chaos*, CEPR Discussion Paper No. 1890, London, május, 42.o.
- Darvas Zsolt** [1998b]: *Csúszó árfolyamrendszerek: Elmélet és nemzetközi tapasztalatok*, MNB Műhelytanulmányok 16. sz., 225. o.
- Darvas Zsolt** [1999a]: *Az árfolyamsávok empirikus modelljei és a devizaárfolyam sávon belüli előrejelezhetetlensége*, Közgazdasági Szemle XLVI. évf., 6. sz., 507-529. o.

- Darvas Zsolt** [1999b]: *A mérsékelt inflációk nemzetközi összehasonlítása*, Statisztikai Szemle, 77. évf., 7. sz., 569-595. o.
- Darvas Zsolt** [2001a]: *Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries*, Deutsche Bundesbank Discussion Paper (megjelenés alatt).
- Darvas Zsolt** [2001b]: *Árfolyamrendszer-hitelesség és kamatláb-változékonyság*, Statisztikai Szemle, 79. évf., 6.sz., 490-506. o.
- Darvas Zsolt – Halpern László** (szerk.) [1998]: *Árfolyamelmélet*, Osiris kiadó.
- Darvas Zsolt – Phillips, P.C.B.** [1998]: *Asymptotics of polynomial autoregressions*, kézirat, 37. o.
- Darvas Zsolt – Szapáry György** [1999]: *A nemzetközi pénzügyi válságok tovaterjedése különböző árfolyamrendszerekben*, Közgazdasági Szemle XLVI. évf., 11. sz., 945-968. o.
- Darvas Zsolt – Szapáry György.** [2000]: *Financial contagion under different exchange rate regimes: Does the nominal exchange rate regime really matter?* International Finance 3(1), 25-51.o.
- de Vries, C.G.** [1994]: *Stylized facts of nominal exchange rate returns*, in: F. van der Ploeg (szerk.): *The Handbook of International Macroeconomics*, Basil Blackwell, 335-389. o.
- Detragiache, E. — Hamann, A.J.** [1997]: *Exchange rate based stabilization in Western Europe: Greece, Ireland, Italy and Portugal*, IMF Working Paper 97/75.
- Dominguez, K.M. — Kenen, P.B.** [1992]: *Intramarginal Intervention in the EMS and the Target-Zone Model of Exchange Rate Behavior*, European Economic Review 36, 1523-1532. o.
- Dooley, P.J.** [1996]: *A survey of academic literature on controls over international capital transactions*, IMF Staff Papers, Vol. 43, No. 4, 639-687. o.
- Dornbusch, R. — Edwards, S.** [1994]: *Exchange rate policy and trade strategy*, in: Bosmorth, P.—Dornbusch, R.—Labán, R.: *The Chilean economy: Policy lessons and challenges*, The Brookings Institution, 81-115. o.
- Dornbusch, R. — Fischer, S.** [1993]: *Moderate inflation*, The World Bank Economic Review, Vol. 7, No. 1, 1-44. o.
- Dumas, B. — Jennergren, P. — Näslud, B.** [1995]: *Realignment risk and currency option pricing in target zones*, European Economic Review 39, 1523-1544. o.

- Edin, P. A. – Vredin, A.** [1993]: *Devaluation risk in target zones: Evidence from the Nordic countries*. Economic Journal 103(416), 161-75. o.
- Edwards, S.** [1993]: *Exchange rates as nominal anchors*, Weltwirtschaftliches Archiv 129, 1-32. o.
- Edwards, S.** [1996]: *Exchange-rate anchors, credibility, and inertia: A tale of two crises, Chile and Mexico*, American Economic Review, 1996 május, 176-180. o.
- Edwards, S. — Végh, C. A.** [1997]: *Banks and macroeconomic disturbances under predetermined exchange rates*, NBER Working paper 5977, 1997 március.
- Engle, R.F.** [1982]: *Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*, Econometrica, 50, 987-1007.o.
- Flood, R.P. — Garber, P.M.** [1991]: *The Linkage Between Speculative Attack and Target Zone Models of Exchange Rates*, The Quarterly Journal of Economics, November 1991, 1367-1372. o.
- Flood, R.P. — Rose, A.K. — Mathienson, D.J.** [1991]: *An Empirical Exploration of Exchange Rate Target-Zones*, IMF Working Paper 91/15.
- Frankel, J. A.** [1996]: *Recent exchange-rate experience and proposals for reform*, American Economic Review, 1996 május, 153-157. o.
- Franses, P.H.** [1998]: *Time series models for business and economic forecasting*, Cambridge University Press.
- Garber, P.M. — Svensson, L.E.O.** [1995]: *The Operation and Collapse of Fixed Exchange Rate Regimes*, Handbook of International Economics vol. II edited by G. Grossman and K. Rogoff, Elsevier Science B.V., 1865-1911. o.
- Goldberg, P.K. — Knetter, M.M.** [1997]: *Goods prices and exchange rates: What have we learned?* Journal of Economic Literature 35(3), 1243-72.o.
- Gómez-Puig, Marta — Montalvo, José G.** [1997]: *A new indicator to assess the credibility of the EMS*. European Economic Review, 41, 1511-1535.o.
- Gourinchas, P.O.** [1999]: *Exchange Rates Do Matter: French Job Reallocation and Exchange Rate Turbulence, 1984-1992*, European Economic Review, 43. évf., 7. sz., 1279-1316. o.
- Granger, C.W.J. — Newbold, P.** [1974]: *Spurious regression in econometrics*, Journal of Econometrics, 2. évf. 111-120. o.
- Greene, H.W.** [1997]: *Econometric analysis*, 3-ik kiadás, Prentice-Hall, Inc., London.

- Halpern László – Wyplosz, C.** [1997]: *Equilibrium Real Exchange Rates in Transition Economies*, IMF Staff Papers, 44. évf., 4. sz., 430-461. o.
- Hamilton, J.D.** [1989]: *A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle*, *Econometrica* 57, 357-384. o.
- Hamilton, J.D.** [1994]: *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey. 799. o.
- Hamilton, J.D. – Susmel, R.** [1994]: *Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime*, *Journal of Econometrics* 64, 307-333. o.
- Heckman, J.** [1976]: The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models, *Annals of Economic and Social Measurement* 5, 475-492. o.
- Helpman, E. — Leiderman, L. — Bufman, G.** [1994]: *A new breed of exchange rate bands: Chile, Israel and Mexico*, *Economic Policy* October 1994, 260-306. o.
- Horváth Ágnes – Szalai Zoltán** [1997]: *Gazdasági és Monetáris Unió*. MNB Műhelytanulmány 12. sz., 118. o.
- Horváth Ágnes – Szapáry György** [1999]: *Az európai Gazdasági Monetáris Unió- I. és II. rész*, *Külgazdaság*. XLIII. évf., 2. sz., 27-46. o. és 3. sz., 33-46 o.
- Hughes Hallet, A.J.** [1998]: *When do target zones work? An examination of exchange rate targeting as a device for coordinating economic policies*, *Open Economies Review*, 9. évf., 115-138. o.
- Hughes, J. – Hurley, M.** [1994]: *Simple tests of target zones: the Irish case*, *Applied Economics*, 26. évf., 757-763. o.
- Hunter, J.** [1992]: *Tests of cointegrating exogeneity for PPP and uncovered interest rate parity in the United Kingdom*, *Journal of Policy Modeling* 14(4), 453-463.
- Johansen, S.** [1992]: *Cointegration in partial systems and the efficiency of single equation analysis*, *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- Johansen, S. — Juselius, K.** [1992]: *Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK*, *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- Jorion, P.** [1988]: *On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets*, *The Review of Financial Studies* 1, 427-445. o.

- Karfakis, C.I. — Parikh, A.** [1994]: *Uncovered interest parity hypothesis for major currencies*, The Manchester School Vol. LXII No.2. 1994 június, 184-198.o.
- Kempa, B. — Nelles, M.** [1999]: *The theory of exchange rate target zones*, Journal of Economic Surveys, 13.évf., 2.sz., 173-210.
- Kiguel, M.A. — Liviatan, N.** [1992]: *The business cycle associated with exchange rate based stabilizations*, The World Bank Economic Review, Vol. 6, No. 2, 279-305. o.
- Klein, M.W.** [1990]: *Playing with the Band: Dynamic Effects of Target Zones in an Open Economy*, International Economic Review Vol. 31, No. 4, November 1990, 757-772. o.
- Koedijk, K.G. — Mizrach, B. — Stork, P.A. — de Vries, C.G.** [1995]: *New evidence on the effectiveness of foreign exchange market intervention*, European Economic Review, 39.évf., 501-508.o.
- Koedijk, K.G. — Stork, P.A. — de Vries, C.G.** [1992]: *Differences Between Foreign Exchange Regimes: The View from the Tails*, Journal of International Money and Finance, 11, 462-473. o.
- Koedijk, K.G. — Stork, P.A. — de Vries, C.G.** [1998]: *The EMS Target Zone Model in Discrete Time*, Journal of Applied Econometrics 13(1), 31-48.o.
- Kovács Mihály András — Simon András** [1998]: *A reálárfolyam összetevői*, MNB Füzetek 1998/3.
- Krasker, W.S.** [1980]: *The 'peso problem' in testing the efficiency of forward exchange markets*, Journal of Monetary Economics 6, 269-276.
- Krugman, P.R.** [1989]: *Exchange rate instability*. MIT Press.
- Krugman, P.R.** [1991]: *Target zones and exchange rate dynamics*, The Quarterly Journal of Economics, Vol. CVI, 3, August 1991, 669-682. Magyarul megjelent: Darvas Zs. — Halpern L. (szerk.) [1998].
- Krugman, P.R. — Miller, M.H.** [1992]: *Exchange rate targets and currency bands*. Cambridge University Press,
- Krugman, P.R. — Miller, M.H.** [1993]: *Why have a target zone?* Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 38. évf., 279-314. o.
- Krugman, P.R. — Rotemberg, J.** [1992]: *Speculative attacks on target zones*, megjelent: Krugman-Miller [1992].

- Laband, D.N. — Piette, M.J.** [1994]: *The relative impacts of economics journals: 1970-1990*, Journal of Economic Literature, 32.évf., 640-666. o.
- Lee, J.Y.** [1996]: *Implications of a surge in capital inflows: Available tools and consequences for the conduct of monetary policy*, IMF Working Paper, 1996 március.
- Leiderman, L. — Bufman, G.** [1996]: *Searching for nominal anchors in shock-prone economies in the 1990s: Inflation targets and exchange rate bands*, The Foerder Institute for Economic Research, Faculty of Social Sciences, Tel-Aviv University, Working Paper No.16-96, June 1996.
- Leiderman, L. — Razin, A. (szerk)** [1994]: *Capital mobility: The impact on consumption, investment and growth*. Cambridge; New York and Melbourne: Cambridge University Press.
- Lindberg, H. — Söderlind, P.** [1994a]: *Testing the Basic Target Zone Model on Swedish Data 1982-1990*, European Economic Review 38, 1441-1469. o.
- Lindberg, H. — Söderlind, P.** [1994b]: *Intervention Policy and Mean Reversion in Exchange Rate Target Zones: The Swedish Case*, Scandinavian Journal of Economics 96(4), 499-513. 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.
- Lizondo, J.S.** [1993]: *Real exchange rate targeting under imperfect asset substitutability*, IMF Staff Papers, Vol. 40, No. 4, 829-851. o.
- MacDonald, R. — Taylor, M.P.** [1993]: *The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-Run Equilibrium, and Forecasting*, IMF Staff Papers, Vol. 40, No. 1, March 1993, 89-107. o.
- Malliapoulos, 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.
- McCallum, B.T.** [1994]: *A reconsideration of the uncovered interest parity relationship*, Journal of Monetary Economics 33 (1994) 105-132.old.

- McKinnon, R.** [1963]: *Optimum currency areas*, The American Economic Review, 53. évf., 717-725. o.
- McKinnon, R. I. – Pill, H.** [1999]: *Exchange Rate Regimes for Emerging Markets: Moral Hazard and International Overborrowing*, Oxford Review of Economic Policy, megjelenés alatt.
- McKinnon, R. I.** [1996]: *The Rules of the Game: International Money and Exchange Rates*, MIT Press, Cambridge, Mass., 558. o.
- Meese, R. A. — Rogoff, K.** [1983]: *Empirical Exchange Rate Models of the Seventieth. Do they fit out of sample?* Journal of International Economics 14, 3-24. o.
- Meese, R.A. — Rose, A.K.** [1990]: *Nonlinear, Nonparameter Nonessential Exchange Rate Estimation*, The American Economic Review 80, May 1990, 196-96. o.
- Mikolasek András** [1998]: *A magyar árfolyamrendszer egy elméleti kerete*, Közgazdasági Szemle XLV. évf., 9.sz., 803-815.o.
- Miller, M. — Weller, P.** [1991]: *Exchange Rate Band with Price Inertia*, The Economic Journal, 101, November 1991, 1380-1399. o.
- Miller, M. — Zhang, L.** [1996]: *Optimal target zones: How an exchange rate mechanism can improve upon discretion*, Journal of Economic Dynamics and Control, 20. évf., 1641-1660. o.
- Mishkin, F.S.** [1998]: *The dangers of exchange rate pegging in emerging market countries*, International Finance, 1. évf., 1.sz., 81-101. 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.
- Montiel, P.J. — Ostry, J.D.** [1991]: *Macroeconomic implications of real exchange rate targeting in developing countries*, IMF Staff Papers, Vol. 38, No. 4, 872-900. o.
- Montiel, P.J. — Ostry, J.D.** [1992a]: *Real exchange rate targeting under capital controls: Can money provide an anchor?*, IMF Staff Papers Vol. 39, No. 1, 58-78. o.
- Montiel, P.J. — Ostry, J.D.** [1992b]: *External shocks and inflation in developing countries under real exchange rate rule*, IMF Working Paper WP/92/75

- Montiel, P.J. — Ostry, J.D.** [1993]: *Real exchange rate targeting in developing countries*, IMF Paper on Policy Analysis and Assessment PPAA/93/2
- Moore, M.J.** [1994]: *Testing for unbiasedness in forward markets*, The Manchester School Supplement 1994, 67-78. old.
- Moutot, P.P.** [1993]: *Comment on 'Assessing target zone credibility: mean reversion and devaluation expectations' by Lars E.O. Svensson*, European Economic Review, 37.évf., 794-802. o.
- Mundell, R.** [1961]: *The theory of optimum currency areas*, The American Economic Review, 51. évf., 657-664. o.
- Mussa, M.** [1976]: *The exchange rate, the balance of payments, and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating*, Scandinavian Journal of Economics, 78, 229-248. o.
- Neményi Judit** [1997]: *Monetary policy in Hungary: Strategies, instruments and transmission mechanisms*, In Oesterreichische Nationalbank: Monetary Policy in Transition in East and West, 131-161. o.
- Newey, W.K. — West, K.D.** [1987]: *A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix*, Econometrica, 55. évf., 703-708. o.
- Obstfeld, M.** [1995]: *International Currency Experience: New Lessons and Lessons Relearned*, Brooking Papers on Economic Activity, 1:1995, 119-220. o.
- Obstfeld, M. — Rogoff, K.** [1995]: *The mirage of fixed exchange rates*, Journal of Economic Perspectives, 9. évf., 4. sz., 73-96. o.
- Obstfeld, M. — Rogoff, K.** [1996]: *Foundations of international macroeconomics*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 804. o.
- Pentecost, E.J.** [1993]: *Exchange rate dynamics. A modern analysis of exchange Rate theory and evidence*, Edward Elgar, Cambridge, 224. 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.
- Pesaran, M. H. — Ruge-Murcia, F. J.** [1999]: *Analysis of Exchange-Rate Target Zones Using a Limited-Dependent Rational-Expectations Model with Jumps*, Journal of Business and Economic Statistics, 17.évf., 1.sz., 50-66. o.

- Phillips, P.C.B.** [1986]: *Understanding spurious regressions in econometrics*. Journal of Econometrics, 33. évf., 311-340. o.
- Phillips, P.C.B.** [1987]: *Time series regression with a unit root*. Econometrica, 55. évf., 2. sz., 277-301. o.
- Ranki, S.** [1996]: *Realignment expectations in the ERM: Causes and measurement*. Bank of Finland Studies E:4.
- Rebelo, S.** [1993]: *Inflation in fixed exchange rate regimes: the recent Portuguese experience*. in: Torres—Giavazzi (szerk.) [1993]: *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, 129-158. o.
- Roldós, J.E.** [1995]: *Supply-side effects of disinflation programs*. IMF Staff Papers, 42. évf., 1. sz., 158-183. o.
- Rose, A.K.** [1996]: *Explaining exchange rate volatility: an empirical analysis of 'The Holy Trinity' of monetary independence, fixed exchange rates, and capital mobility*, Journal of International Money and Finance, 15.évf., 6. sz., 925-945. o.
- Rose, A.K. — Svensson, L.E.O.** [1994]: *European exchange rate credibility before the fall*. European Economic Review, 38. évf., 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.
- Savastano, M. A.** [1992]: *Collapse of a crawling peg regime in the presence of a government budget constraint*, IMF Staff Papers Vol. 39, No. 1, 79-100. o.
- Simon András** [1996]: *Sterilizáció, kamatpolitika, az államháztartás és a fizetési mérleg*, MNB Füzetek 1996/3.
- Simon András — Várpalotai Viktor** [2001]: *Eladósodás, kockázat és óvatosság*, megjelenés alatt a Közgazdasági Szemlében
- Stadler, G.W.** [1994]: *Real business cycles*, Journal of Economics Literature, XXXII. évf., december, 1750-1783. o.
- Stevenson, A.—Muscatelli, V.—Gregory, M.** [1988]: *Macroeconomic theory and stabilisation policy*. Philip Allan: London, 406. o.
- Sutherland, A.** [1994]: *Target Zone Models with Price Inertia: Solutions and Testable Implications*, The Economic Journal, 104. évf., 1. sz., 96-112. o.

- Sutherland, A.** [1995]: *Monetary and Real Shocks and the Optimal Target Zone*, European Economic Review, 39. évf., 161-172. o.
- Svensson, L.E.O.** [1991b]: *The simplest test of target zone credibility*, IMF Staff Papers, 38. évf., 3. sz., 655-665. o.
- Svensson, L.E.O.** [1991c]: *The term structure of interest differentials in a target zone: theory and Swedish data*, Journal of Monetary Economics 28, 87-116.
- 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, Fall 1992, 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.évf., 763-793. o.
- Svensson, L.E.O.** [1994a]: *Fixed exchange rates as a means to price stability: what have we learned?* European Economic Review, 38, May 1994, 447-468. o.
- Svensson, L.E.O.** [1994b]: *Why exchange rate bands?* Journal of Monetary Economics 33, 157-199. o.
- Svensson, L.E.O.** [1994c]: *Target zones and interest rate variability*, Journal of International Economics, 31. évf., 27-54. o.
- Szapáry György — Jakab M. Zoltán** [1998]: *A csúszó leértékelés tapasztalatai Magyarországon*, Közgazdasági Szemle, XLV. évf., 10. sz., 877-905. o.
- Taylor, M.P.** [1995]: *The economics of exchange rates*, Journal of Economic Literature, XXXIII. évf., március, 13-47. o.
- Teräsvirta, T.** [1994]: *Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models*, Journal of the American Statistical Association, 89. évf., 208-218. o.
- Thomas, A.H.** [1993]: *Expected devaluation and economic fundamentals*, IMF Working Paper WP/93/83.
- Tucker, A.L. – Pond, L.** [1988]: *The probability distribution of foreign exchange price changes: Tests of candidate processes*, Review of Economics and Statistics, 70. évf., 638-647.o.

- Végh, C.A.** [1992]: *Stopping high inflation: An analytical overview*, IMF Staff Papers Vol. 39, No.3, 626-695. o.
- Vlaar, P.J.G.** [1998]: *Target Zones and Realignment Risk: An Integrated Approach*, De-Economist, 146.évf., 1.sz., 91-116. o.
- Vlaar, P.J.G. – Palm, F.C.** [1993]: *The message in weekly exchange rates in the European Monetary System: Mean reversion, conditional heteroscedasticity, and jumps*, Journal of Business and Economic Statistics, 11. évf., 3. sz., 351-360. o.
- Weber, A.A.** [1992]: *Time-varying devaluation risk, interest rate differentials and exchange rates in target zones: Empirical evidence from the EMS*, CEPR Discussion Paper No. 611.
- Werner, A.M.** [1995a]: *Target zones and realignment expectations: The Israeli and Mexican experience*, IMF Working Paper 95/114.
- Werner, A.M.** [1995b]: *Exchange Rate Target Zones, Realignments and the Interest Rate Differential: Theory and Evidence*, Journal of International Economics 39, 353-367. o.
- Whang, Yoon-Jae – Linton, Oliver** [1999]: *The asymptotic distribution of nonparametric estimates of the Lyapunov exponent for stochastic time series*. Journal of Econometrics 91, 1-42.o.
- Williamson, J.** [1996]: *The Crawling Band as an Exchange Rate Regime: Lessons from Chile, Columbia, and Israel*, Institute for International Economics, Washington, DC, October 1996.
- Williamson, J.** [1998]: *Crawling Bands or Monitoring Bands: How to Manage Exchange Rates in a World of Capital Mobility*, International Finance, 1. évf., 1. sz., 59-79. o.

A disszertáció témájához közvetlenül nem tartozó saját és társszerzős tanulmányok a PhD képzés ideje alatt

- Darvas Zsolt** [1998]: *Reálárfolyamok alakulásának nemzetközi összehasonlítása*, kézirat. 61.o.
- Darvas Zsolt** [2000]: *Potential output estimates for Hungary*, kézirat, 82. o.
- Darvas Zsolt — Simon András** [1999]: *Tőkeállomány, megtakarítás és gazdasági növekedés*, Közgazdasági Szemle XLVI. évf., 9. sz., 749-771. o.

Darvas Zsolt — Simon András [2000a]: *Capital stock and economic development in Hungary*, *Economics of Transition* 8(1), 197-223.o.

Darvas Zsolt — Simon András [2000b]: *Potential output and foreign trade in small open economies*, MNB Working Paper 2000/9.