

OTDK dolgozat

2015

A fedezetlen kamatparitás vizsgálata Svédország példáján keresztül

Assessing Uncovered Interest Rate Parity - the case of Sweden

Kézirat lezárva: 2013.03.25.

Tartalomjegyzék

Bevezetés.....	5
1. Fejezet A UIP bemutatása	7
A UIP hipotézise	7
A Siegel-paradoxon.....	8
A hatékony piacok elmélete	9
Az UIP tesztelése.....	10
Fama variancia dekompozíciója	11
Az UIP rejtély magyarázatai	12
UIP hosszú távon.....	15
A vásárló erő paritás hipotézise.....	17
A reálkamat paritás.....	19
Nemzetközi paritások, kointegrációs keretben.....	19
2. Fejezet, Empirikus vizsgálat.....	20
A felhasznált adatokról, egységgyök tesztek.....	21
Az idősorok integráltsági fokának meghatározása	22
Egy „klasszikus” UIP modell.....	23
Kointegrációs vizsgálat, az ECM modell	25
VAR(k) modell specifikációja, diagnosztikái.....	27
Intervenciós hatások a VAR modellben	29
A kointegrációs rang meghatározása és a modell eredményei	366
A trendtöréses kointegrált VAR modell	38
Robusztusság vizsgálat, a sub-prime válság hatása.....	41
Összefoglalás.....	44
Felhasznált irodalom	44
Mellékletek.....	447
1.Melléklet, A hatékony piacok elmélete a SEK/DEM piacon.....	50
2. Melléklet, Megkötés nélküli VAR(2) modell diagnosztikái	50
3. Melléklet, Az intervenciós dummyk leírása, és az implicit paramétermegkötések tesztje	51
4. Melléklet, A kiegészített modell diagnosztikája és a megkötések tesztje.....	53
5. Melléklet, Determinisztikus változók és nyom próba a trendtöréses modellben.....	54
6. Melléklet, Válság nélküli korlátozatlan VAR modell, diagnosztikája.....	55
7. Melléklet, A trendtöréssel módosított nyom próba eredménye, válság nélküli időszak.....	55

Táblázatok jegyzéke

1. Táblázat, ADF és PP próbák eredménye a szint- és differenciált idősorokon	22
2. Táblázat, A szintváltozókra felírt VAR(1) modell hibatagjainak diagnosztikája	27
3. Táblázat, Az intervenciókkal kiegészített VAR(2) modell diagnosztikája	36
4. Táblázat, Hipotézis vizsgálatok eredményei a kiinduló VECM modellben	35
5. Táblázat, Hipotézisvizsgálat eredményei a trendtöréses VECM modellben	36
6. Táblázat, Hibakorrekció az identifikált modellben	37
7. Táblázat, Az UIP és PPP tesztjei a válság nélkül vizsgált VECM modellben	39
8. Táblázat, Hibakorrekció az identifikált válság nélküli VECM modellben	40

Ábrák jegyzéke

1. Ábra, A differenciált SEK/DEM árfolyam PAC és AC függvénye, 10 késleltetésig	24
2. Ábra, A SEK/DEM log-árfolyam alakulása, havi átlag adatok	31
3. Ábra, A svéd CPI, szezonálisan kiigazított havi adatok, 1987-2012	32
4. Ábra, A stockholmi bankközi kamatláb (SIBOR) alakulása, 1987-2012	33
5. Ábra, Frankfurti bankközi kamatláb (FIBOR) kamatláb, 1987-2012	33
6. Ábra, A német CPI, szezonálisan kiigazított havi adatok, 1987-2012	34

Bevezetés

A 2004-ben, illetve 2007-ben az Európai Unióhoz csatlakozott országok közül mindegyik aláírta a Maastrichti egyezményt. Ennek következményeként ezen országok kötelessége csatlakozni az euró-zónához, ha teljesítik a szerződésben foglalt feltételeket (Bod [2010] p 45). A monetáris uniókkal foglalkozó irodalom (pl. McKinnon [1963], idézi Stazka[2008])) szerint a csatlakozás akkor előnyös, ha a tag országok gazdaságának struktúrája hasonlít az euró-zóna országaihoz. Így ugyanis valószínűtlen, hogy valamilyen külső sokkra a monetáris politikának országonként eltérően kellene válaszolnia.

A kérdés az, hogy ez a feltétel mikor teljesül. Jogilag a választ a maastrichti kritériumok tartalmazzák, amelyek lényege, hogy a csatlakozó ország árszínvonala, államadóssága, nominális hozamszintje, és árfolyama megfelelően együttmozogjon a tagországokéval (Bod [2010] p 45). Közgazdaságtanilag a csatlakozásra való felkészültséget az üzleti ciklusok szinkronizáltságával szokták vizsgálni (lásd pl. De Grauwe [2003], idézi Stazka [2008]). Egy másik, direkter megközelítés szerint (Passamani [2008], Stazka [2008]), ha az áru-, tőke- és pénz- piacok megfelelően együtt mozognak,¹ akkor teljesülnie kell az ún. nemzetközi paritásoknak (international parities). Ezek a fedezetlen kamatparitás (Uncovered Interest Rate Parity, UIP), a vásárlóerő-paritás (Purchasing Power Parity, PPP) és a reálkamat paritás (Real Interest Rate Parity, RIP), következésképp ezek teljesülését érdemes vizsgálni a jelölt országokban.

Stazka[2008] és Passamani [2008] vektor hibakorrekciós modell (VECM) keretben vizsgálják, a három paritás teljesülését, a konvergenciát egy lineáris trenddel modellezve. Eredményeik alátámasztják a konvergencia létét, de Stazka [2008] a lengyel és német gazdaság viszonylatában egyik hipotézist sem tudja megtartani. Passamani [2008] a visegrádi négyek (Szlovákia, Csehország, Magyarország, Lengyelország) és Németország viszonylatában országonként eltérő eredményeket kapott, de az UIP elfogadása nem volt jellemző.

Felmerül a kérdés, hogy nem lehetséges-e, hogy ezek az elvárások túl szigorúak, különösen annak fényében, hogy az UIP-t általában az empirikus kutatások elvetették. Ennek megítéléséhez olyan országot kéne vizsgálni, amely feltételezésünk szerint teljesíti a kritériumokat, csak valamilyen okból mégsem tagja az euró-zónának. Így esett a választásom

¹ A szerzők az „integráltak” (integrated) sőt használják, de mivel ez a továbbiakban félrevezető lenne, emiatt a furcsa szóhasználat.

Svédországra. Természetesen, az hogy a svéd gazdaság „érett”-e az euró-zónához való csatlakozásra szubjektív megítélés kérdése², de a továbbiakban ebből a feltételezésből indulunk ki. Azt kéne tehát megvizsgálni, hogy Svédország és az euró-zóna között teljesül-e az UIP. Ha igen, akkor az elvárás nem feltétlenül túl erős, de ha mégsem, akkor felmerül a gyanú, hogy a fentebb hivatkozott szerzők túl szigorú feltételekben gondolkodtak, vagy a Maastrichti kritériumok túl „lazák”.

A továbbiakban a dolgozat elején egy áttekintést adok a UIP hipotéziséről, illetve annak ökonometria vizsgálatáról. Az irodalom empirikus eredményeinek ismeretében rátérek a UIP nem teljesülésének magyarázataira, majd a hosszú távú kapcsolat vizsgálatára. Az általam alkalmazott kointegrált VAR (Vektor Autoregresszív) modellkeretben (Johansen-Juselius [1992]), a nemzetközi paritásokat együttesen vizsgálom, ezért röviden ezekre is kitérek. A második részben először a felhasznált adatokat mutatom be, különös tekintettel az integráltság fokára. Ezt követi egy hagyományos UIP teszt, majd a kointegrált VAR keret bemutatása, amelyek alapján a modell felépítése után egy fejlettebb vizsgálat eredményei következnek, majd az összefoglalás.

² Svédország hivatalosan nem teljesíti a maastrichti kritériumokat, mert nem lépett be az Exchange Rate Mechanism II. rendszerbe. (Bod [2010] p 45)

1. fejezet Az UIP bemutatása

A UIP hipotézise

A fedezetlen kamatparitás megértéséhez először a fedezett kamatparitást érdemes megvizsgálni, egy tankönyvi példán keresztül (Sarno Taylor [2003] pp. 6-7). Tegyük fel, hogy A szereplőnek egy egységnyi devizára van szüksége, valamilyen $t+1$ időpontban. Alapvetően kétféleképpen járhat el, vagy a piacon megállapodik, hogy B szereplőtől $t+1$ -ben adott árfolyamon vesz devizát (ez az árfolyam a határidős árfolyam: F_t), és így t -ben elhelyezheti a pénzét hazai devizában egy időszakra kamatozni (i_t nominális kamatlábon), vagy vesz egységnyi devizát t -ben (S_t spot árfolyamon³) és betétbe helyezi azt egy időszakra a másik ország kamatlában kamatozni (i_t^* kamatlábon). Mivel mindkét pozíció teljesen lezárható t -ben, ezért egy arbitrázsmentességi feltétellel megállapítható a határidős árfolyam értéke:

$$(1) \quad F_t = S_t \frac{1+i_t}{1+i_t^*}$$

Kompaktabban fogalmazva, a határidős vásárlás és eladás szintetikusán előállítható rendre egy hitel felvét és vásárlás, illetve eladás és betét elhelyezés kombinációjával. Empirikus vizsgálatok alapján a kutatók (pl. Simpson [2005], idézi Darvas-Rappai-Schepp [2006]) arra következtetnek, hogy a fedezett kamatparitás általában teljesül.

Az UIP lényege ezzel szemben, hogy ha valaki egy egység betétet helyez el egy időszakra és kamatoztatja azt, majd a következő időszakban vesz belőle devizát (S_{t+1} árfolyamon), akkor a tranzakció várható értéke ($E(S_{t+1})$) meg kell, hogy egyezzen azzal, mintha a jelenben venne devizát és elhelyezné külföldi betétben. Az összefüggésből adódik az UIP egyenlet:

$$(2) \quad E(S_{t+1}) = S_t \frac{1+i_t}{1+i_t^*}$$

A magasabb kamatlábat fizető deviza tehát várhatóan leértékelődik az alacsonyabb kamatú devizával szemben. Sarno [2005] szerint a leglényegesebb eltérés a fedezett és a fedezetlen kamatparitás között (ahogy ezt az elnevezése is mutatja) az, hogy előbbi esetben nincs bizonytalanság az üzlet megkötésekor, így befektetői preferenciától függetlenül teljesülnie kell az arbitrázsmentességnek. Az UIP esetében ezzel szemben a jövőbeli árfolyam

³ Az árfolyamot (Belföldi/Külföldi) tehát úgy definiáltuk, hogy hány egység hazai devizát kell fizetni egy egység külföldi devizáért

bizonytalanságot rejt magában, így elképzelhető árfolyamnyereség realizálása. A két hipotézisben közös, hogy mindkettő teljesüléséhez feltétel, hogy a két befektetési lehetőség kockázata megegyezzen.

A fedezetlen kamatparitás tesztelését a közgazdászok csak a 80-as évek elején kezdték el, habár magát az elmélet már jóval korábban megfogalmazták. A problémát az jelentette, hogy a második világháború után kialakult ún. Bretton-Woods rendszerben a devizaárfolyamok az amerikai dollárhoz (USD) kötöttek voltak. Nixon ugyan 1973 márciusában feloldotta az aranystandardot, így elvileg innentől beszélhetünk lebegő árfolyam rendszerről, de Hansen-Hodrick [1983] azt javasolták, hogy érdemesebb 1976-tól tesztelni a hipotézist. Az 1975-ös Rambouillet konferenciát megelőzően ugyanis a gazdasági szereplők nem lehettek biztosak az új rendszer stabilitásában, emiatt az ekkor létrejövő árfolyamok még más adat generáló folyamatból (Data Generating Process, DGP) származhatnak.

A Siegel-paradoxon

Eddig egy ország szempontjából vizsgáltuk a fedezetlen kamatparitást. Viszont a Jensen egyenlőtlenség segítségével bemutatható, hogy ha az egyik ország devizáját tekintve ármércének (numeraire) teljesül az UIP, akkor ennek következményeként a másik ország devizájára vetítve nem teljesülhet. Ezt hívják a szakirodalomban Siegel-paradoxonnak (Siegel [1972], idézi Sarno-Taylor [2002], pp. 38-40). Az UIP-ot tesztelők a problémát úgy szokták feloldani, hogy McCulloch [1975] (idézi Hansen-Hodrick [1980]), javaslatára nem az árfolyamra, hanem annak természetes alapú logaritmusrára⁴, tesztelik a hipotézist, így linearizálva az összefüggést. A log-árfolyamokkal végzett tesztek a deviza specifikációtól függetlenek, és elvégezhetőek. A differenciált log-árfolyam (Δs_t) közgazdaságilag is értelmes, kis eltéréseknél jó közelítéssel az árfolyam százalékos változását adja meg. Hasonlóan kényelmes a log-hozam használata, amely a fentiekhez hasonlóan jó közelítése a nominális kamatnak, de additív tulajdonsága miatt könnyebben kezelhető. Az új egyenletek tehát:

$$(3.a) \quad f_t - s_t = i_t - i_t^*$$

$$(3.b) \quad E_t(s_{t+1} - s_t) = i_t - i_t^*$$

⁴ Az ökonometria tankönyvek (pl. Woolridge [2002] pp. 183-5) általában javasolják a pénzben mért dolgok logaritmizálását, mert ez számos előnyös tulajdonsággal bír. Egyebek mellett összevethetővé válnak különböző évek árai, a változók eloszlása közelebb kerülhet a normálishoz, megoldódhat a heteroszkedaszticitás problémája, stb.

Sarno-Taylor [2003 p. 32] arra figyelmeztetnek, hogy a probléma közgazdasági része ezzel nem oldódik meg, csak a tesztelhetőség. Az elmélet szerint a fogyasztók a várakozásokat nem a log árfolyamra, hanem a nominális árfolyamra vetítik. A továbbiakban a tesztelésről lesz szó, ezért a Siegel paradoxont megoldottként kezelem, és ha külön nem jelzem, a log-árfolyamokat használok árfolyam néven is.

A hatékony piacok elmélete

Fama[1970] (idézi Mark [2004] p 127) definíciója szerint akkor beszélhetünk hatékony piacokról, ha a szereplők minden jelenben elérhető információt felhasználnak az árak megállapításánál. Szerinte az elmélet direkt módon nem tesztelhető, csak valamilyen eszközárzási modellen keresztül. Hansen-Hodrick [1980] a hatékony piacok elméletét ezzel szemben direkt módon tesztelte, azt vizsgálták, hogy a határidős árfolyam „előrejelzési hibája” (a tényleges és a forward árfolyam közötti eltérés $[s_{t+1}-f_t]$) magyarázható-e t-ben ismert változókkal. Az elmélet szerint bármilyen bevont változónak inszignifikánsnak kéne lennie, de ezt a szerzők nem tudták minden esetben elfogadni.

Látni fogjuk, hogy az UIP-ot később nem így tesztelték. Módszertanilag Hansen-Hodrick [1980] megoldása azért volt érdekes, mert heti megfigyelésekkel dolgoztak, de egy havi határidős árfolyamokkal. A nagyobb frekvenciájú adatokkal javítható a becslés hatásossága⁵, viszont a rövidebb mintavételi, mint előrejelzési időszak miatt átfedések keletkeznek az előrejelzésekben (és így az előrejelzési hibákban is), ami autokorrelált hibataghoz vezet. A megoldás a hibatag autokovariancia mátrixának konzisztens megbecslése⁶ (Heteroszkedaszticitás és autokorreláció konzisztens, HAC), majd annak használata a próbák során. Hansen-Hodrick [1980] azt is megmutatták, hogy az autokorreláció kiszűrésén alapuló FGLS (lásd pl. Woolridge [2012] pp. 176-188) eljárások (Cochrane-Orcutt) nem eredményeznének konzisztens becslést, mert sérül a hibatag szigorú egzogenitása. A sűrűbb megfigyelési időszak és a HAC variancia becslés alkalmazásával tehát javítható a becslés hatásossága. A módszertani kitérő után térjünk vissza az UIP tesztjeire.

⁵ Egy becslést akkor tekintünk (aszimptotikusan) hatásosabbnak a másíknál, ha a két becslés (aszimptotikus) kovariancia mátrixa közötti különbség pozitív definit (Woolridge [2012] p 44), Hansen-Hodrick [1980] éppen ezt bizonyították. Mark [2004 pp. 130-1] egy Monte-Carlo szimulációval demonstrálja a több megfigyelésből eredő hatékonyság növekedést.

⁶Be lehet látni (pl. Hamilton [1994] pp. 281-5), hogy bár Hansen-Hodrick variancia becslése konzisztens, nem feltétlenül eredményez pozitív definit mátrixot, ami elvárás lenne a hipotézisvizsgálathoz. Emiatt később más módszereket ajánlottak, amelyek hasonlóan konzisztensek, de biztosított a variancia mátrix pozitív definitisége.

Az UIP tesztelése

McCallum [1994] írásának első felében összefoglalja és kiegészíti a 80-as évek tesztelési eredményeit és módszereit, én is ebből indulok ki, a továbbiakban tehát az ő munkáját foglalom össze. A kiinduló hipotézis az, hogy a határidős árfolyam torzítatlan előrejelzése a jövőbeli spot árfolyamnak. Egy egyszerű javaslat, hogy megbecsüljük az alábbi egyenletet, és azt vizsgáljuk, hogy a kapott együttható (β_1) lehet-e egységnyi, tehát McCallum (2) egyenlet:

$$(4) \quad s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1 f_t + \varepsilon_{1,t+1}$$

Ahol f_t a t . időszakban köthető $t+1$. időszakra vonatkozó határidős árfolyam F_t logaritmus, s_t pedig a t . időszaki spot árfolyam (S_t) logaritmus. Ezek a vizsgálatok (Tryon [1979], idézi McCallum [1994]) általában egyhez közeli együtthatót kaptak, alacsony standard hibával és így ezekből az UIP teljesülésére következtettek. Ugyanakkor, ha feltesszük, hogy $\beta_1 = 1$, akkor mindkét oldalból kivonva s_t -t (McCallum [1994], (3. egyenlet) a null-hipotézis teljesülése esetén az alábbi egyenletben az együttható (β_2) szintén egységnyi.

$$(5) \quad s_{t+1} - s_t = \alpha_1 + \beta_1 (f_t - s_t) + \varepsilon_{1,t+1}$$

A fenti egyenletek nem azt vizsgálják, hogy teljesül-e az UIP, hanem azt hogy a határidős árfolyam torzítatlan előrejelzése-e a jövőbeli spot árfolyamnak. Hogy mégis értelmet nyerjen a dolog, helyettesítsük be a fedezett kamatparitást, a forward prémium ($f_t - s_t$) helyére. Ha az így kapott egyenletet becsüljük, akkor az ugyanaz mintha az (5) egyenletet becsülnénk, feltéve, hogy abban $\alpha = 0$ ⁷. Emiatt az irodalomban szinonimaként kezelik a torzítatlanság és a UIP teljesülését.

Az (5) egyenleten alapuló modell szembetűnő hibája, hogy az illeszkedése gyenge, a determinációs együttható (R^2) értékei McCallum [1994] mérései szerint 0,03 körül vannak, de ez csak a kisebbik probléma. A nagyobb gond az, hogy a becslések általában szignifikáns, de negatív együtthatót kaptak, ami éppen fordítottja a hipotézisnek. A képet tovább rontja, hogy a második módszer eredményei az elsővel ellentétesek, tehát az a kérdés, melyiknek hihetünk.

Az első modell bírálói szerint a változók nem stacionerek, emiatt nem tudunk a becslésekből statisztikai következtetéseket levonni (az sem biztos, hogy szignifikáns a bevont

⁷ Általában (pl. Chinn-Meredith [2005]) megengednek nem zérus α -t is, időben fix ország kockázati prémiumot feltételezve.

változó, ez a hamis regresszió problémája). Hodrick (1987 pp. 27-28, idézi McCallum [1994]) viszont arra figyelmeztet, hogy az első modell pont-becslése is konzisztens, emiatt az integráltság nem magyarázza a kétféle specifikációból eredő eltérő eredményeket. A két tesztegyenlet között a fő különbség az, hogy az alternatív hipotézis más, mert az (5) egyenletet abból vezettük, le hogy $\beta_1=1$. Belátható, hogy (5) helyessége esetén, függetlenül β_2 tényleges értékétől, az első egyenlet alapvetően egy kointegráló vektort becsül, s_{t+1} és f_t között és a becsült β_1 együtttható értéke egyhez tart.

Hasonló logikával belátható az is, hogy ha az első modell a helyes specifikáció, akkor ennek következményeként $(f_t - s_t)$ véletlen bolyongási folyamatot kell hogy kövessen. Ez utóbbi hipotézist McCallum [1994] el tudta vetni, így arra a következtetésre jutott, hogy a második specifikációt érdemes használni, és általában ezzel is szokták becsülni UIP teljesülését. Ez tehát azt jelenti, hogy a magasabb kamatot fizető deviza felértékelődik az alacsonyabb kamatúval szemben, tehát az árfolyam nyereségen keresztül még prémiumot is fizet. Erről a jelenségről szól a fedezetlen kamatparitás rejtélye (uncovered interest rate parity puzzle).

Fama variancia dekompozíciója

Az UIP rejtély felfedezése kapcsán szokás Fama [1984] tanulmányát hivatkozni (pl. Sarno [2005]), de láttuk, hogy 1984-ben már voltak hasonló eredmények a hatékony piacok elméletének nem teljesülésére vonatkozóan. Fama [1984], célja annak a kérdésnek az eldöntése volt, hogy a UIP nem teljesülése mögött állhat-e időben változó kockázati prémium (Fama definíciója szerint a prémium határidős árfolyam és a várható spot árfolyam különbsége : $P_t = f_t - E(s_{t+1})$). Az UIP rejtély elemzésére Fama két egyenletet írt fel, amelyek közül az első a kockázati prémiumot jelzi előre a forward prémiummal, amelynek nehéz közgazdasági interpretációt adni, a második pedig a már megismert próba egyenlet.

$$(6.a) \quad f_t - s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(f_t - s_t) + \varepsilon_{1,t+1}$$

$$(6.b) \quad s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2,t+1}$$

Az elgondolás szerint β_1 és β_2 összegének egynek kell lenni, ami a két egyenlet összeadásából adódik. Így viszont a forward prémium varianciáját ($\text{Var}(f_t - s_t) - t$) kétfelé bonthatjuk, a kockázati prémium és az előrejelzési hiba varianciájára. Korábban láttuk, hogy β_2 negatív, ami csak akkor lehetséges, ha $\text{Cov}(P_t, E(s_{t+1} - s_t))$ negatív, és abszolút értékben meghaladja a racionális előrejelzés varianciáját ($\text{Var}[E(s_{t+1} - s_t)] - t$). β_1 viszont csak akkor

lehet pozitív, ha teljesül, hogy $\text{Cov}(P_t, E(s_{t+1}-s_t))$ magnitúdójában kisebb, mint $\text{Var}(P_t)$. A két feltételből tehát teljesülnie kell az alábbi relációnak a kockázati prémium és az előre jelzett árfolyam differencia között:

$$(7) \quad \text{Var}(P_t) > \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t))$$

A két becsült együttható (β_1, β_2) különbségéből Fama arra a következtetésre jutott, hogy a két variancia között nagyjából kétszeres különbség lehet, és az eltérés statisztikailag is szignifikáns volt.

Fama [1984] legfontosabb eredménye, hogy levezette azokat a szükséges feltételeket, amelyeket egy modellnek produkálnia kell ahhoz, hogy negatív együtthatót kapjunk az UIP egyenletben. A feladat $\text{Cov}(P_t, E(s_{t+1}-S_t))$ negativitása mellett közgazdasági érveket találni, illetve modellezni. Az eredmény úgy interpretálható, hogy amikor kamatláb különbözet magas, akkor a várható kockázat alacsony, és fordítva. A továbbiakban ennek megfelelően az UIP nem teljesülését magyarázó modellekről lesz szó.

Az UIP rejtély magyarázatai

Az UIP modelleket a kutatók sokféleképpen csoportosítják (lásd pl. Sarno [2005], vagy Lyons [2001 pp 2-5]), én alapvetően két csoportba sorolnám ezeket. Az egyik megközelítés úgy kezeli a kérdést, hogy empirikus megfigyelésként veszi, hogy az egyenlőség nem teljesül, és ezt a jelenséget próbálja modellezni. Tehát azzal foglalkozik, miért nem teljesül az UIP. A közgazdászoknak két tipikus válasza van az anomáliákra, ezek közül az egyik a szereplők racionalitását kérdőjelezi meg. Az UIP kapcsán is született ilyen megközelítés például a hamis információt is felhasználó ún. zaj-kereskedők (noise-traders) modellje (Mark-Wu [1998], idézi Mark [2004] pp. 152-158).

A másik tipikus válasz a tranzakciós költségek, illetve az információs aszimmetria elmélete, és durván fogalmazva erről szól a mikrostrukturális irodalom. Az elképzelés (ahogy a neve is mutatja) a piac működését próbálja jobban megérteni. A megközelítést Lyons [2001 pp 5-9] szerint az order flow⁸ és a spread-ek vizsgálata különíti el a hagyományos, makroökonómiai megközelítésektől. Ebbe a csoportba sorolható Evans-Lyons [2007] dinamikus sztochasztikus általános egyensúlyi modellje, Chang [2013] többszereplős, portfólió allokációs megközelítése, vagy Lyons [2001 pp 206-220] Sharpe-mutató alapú banki viselkedést modellező magyarázata. Az utóbbi elméletet Sarno-Valente-Leon [2006]

⁸ Az order flow a megbízó oldali ügyleteket jelenti, előjellel (+: vétel, -: eladás)

eredményei empirikusan is alátámasztják, de számunkra ez a modelles család kevésbé érdekes. Ennek oka, hogy általában rövid-távon vizsgálódnak, empirikusan napi vagy még nagyobb frekvenciájú, sokszor nem nyilvános adatbázisokkal. (lásd pl. Huang-Stoll [1997] „bid-ask spread” dekompozícióját)

Egy teljesen másik megközelítés azt a kérdést veti fel, hogy nem lehet-e inkább valamilyen ökonometriai oka az UIP elvetésének. Ezek a modellek tehát feltételezik, hogy teljesül az UIP, és arra keresik a választ, hogy a tesztjeink miért mutatják ennek ellenkezőjét. Az előzőekkel párhuzamban az ökonometriának is vannak tipikus válaszai a várttól eltérő előjelű együttthatókra. A megoldás legtöbbször a reziduum kapcsán keresendő. Az ökonometria tankönyvek (pl. Hamilton [1994] 8. fejezet) szerint a fent közölt pontbecsléseknél alkalmazott legkisebb négyzetek módszere (OLS) akkor eredményez konzisztens becslést, ha teljesül a rangfeltétel (nincs egzakt multikollinearitás) és ami számunkra fontosabb; ha a hibatag korrelálatlan a magyarázóváltozóval (ortogonalitási feltétel), azaz $E(x_t u_t) = 0$.

A reziduum (a konstanssal együtt) minden olyan változó együttes hatását fejezi ki, amelyeket nem vontunk be a modellbe. Ezeket vagy nem tudjuk megfigyelni, vagy megfigyelhetjük, csak a modellbeli alkalmazására nincs elméletünk. Visszatérve a feltételre, ha a reziduum tartalmaz olyan tényezőt, amely korrelál a magyarázóváltozóval, akkor az inkonzisztenssé teszi a becslést (omitted variable bias, Woolridge [2002] pp. 87-90). A kockázati prémium modellek szerint ez a kihagyott változó a befektetés kockázata.

A fogyasztásalapú eszközárzási modellek (lásd pl. Cochrane [2001] pp 8-9) lényege, hogy a zero befektetési igényű portfólióból elérhető várható hasznosságnövekmény is nulla. Viszont a fogyasztói optimalizálás elsőrendű feltételét (Euler egyenlet) átalakítva könnyű belátni, hogy hatékony piacokon a deviza befektetésnek kockázati prémiumot kell fizetnie. Intuitíve az ok nagyon egyszerű, a deviza akkor fizet jól, ha egyébként is magas a fogyasztás (a határhaszon tehát alacsony) és éppen akkor fizet rosszul, amikor egyébként is alacsony a fogyasztás. A probléma a fogyasztásalapú megközelítéssel, hogy Hansen-Jaganathan [1991], (idézi Mark[2004] pp. 141-2) belátták, hogy a fogyasztó intertemporális helyettesítési határ hajlandóságának (Intertemporal Marginal Rate of Substitution, IMRS) varianciája meg kell, hogy haladjon az árfolyam változás varianciáját. Mark [2004 p 143] amerikai adatok vizsgálatából arra a következtetésre jut, hogy ennek teljesüléséhez irreálisan magas kockázat-

elutasítási együttható lenne szükséges.⁹ Ugyanakkor, Burnside-Eichenbaum-Kleschelsky-Rebelo [2008] empirikus eredményeik szerint, a szereplők az IMRS ritkán előforduló drasztikus megemelkedését árazzák, de ez a megközelítés igazából a következő modellcsaládba tartozik.

Ha a hibatag a szokásos feltevések mellett normális eloszlású, akkor nagymértékben egyszerűsödik a statisztikai következtetések levonása. A t statisztikák egzakt t , míg az F statisztikák F eloszlást követnek (Hamilton [1994] pp. 203-6). Ha azonban a hibatag mégsem normális eloszlású, akkor csak az aszimptotikus eloszlás elméleti eredményei használhatóak statisztikai következtetésre (lásd pl. Hamilton [1994] 7-8. fejezet). Ebből viszont adódik a túl kicsi minta problémája. Ezen alapul Krasker [1980] peso problem¹⁰ megközelítése, de Lewis [1998] (idézi Mark [2004], pp. 146-152) Bayes-i tanulási modellje is ide sorolható. Ezek az elképzelések azon alapulnak, hogy létezik egy kis valószínűségű, de nagy hatású esemény (ez a peso esemény), amelyet a szereplők beáraznak a várakozásaikba. Ennek következményeként, ha kis mintán vizsgálódunk, nem biztos, hogy bekövetkezik a peso esemény, és mi csak az ebből fakadó hozamelvárások teljesülését figyeljük meg. Krasker [1980] emiatt a szokásos t próbafüggvény eloszlásának egy „ferdítő” korrekcióját javasolta, de ez egy ad-hoc megoldás. Továbbá Sarno [2005] figyelmeztet, hogy furcsa, hogy 1980 óta egy kismintás tulajdonság okozza az UIP elvetését.

A csoport talán leghíresebb megközelítése a monetáris politikai modellek családja. Ennek lényege, hogy a monetáris politika egy szimultán egyenlet keretében dönt a rövidtávú kamatlábakról, melynek következtében torzítottá válhat az (5) egyenlet együtthatójának becslése. (a szimultán egyenletekből fakadó torzításról lásd pl. Hamilton [1994] pp. 233-5). McCallum [1994] modelljében a monetáris politika kamatszabálya (Taylor szabály) az árfolyamtól és múltbeli kamatlábaktól függ. Az egyenletrendszer megoldásaként adódó árfolyamegyenletben, hihető paraméterek behelyettesítésével reprodukálhatóak az empirikusan megfigyelt negatív együtthatók. Christensen [2000] empirikus eredményei szerint az árfolyam jelentősége nagyon alacsony a kamatszabályban, ezért elveti a modell relevanciáját.

⁹ Ez a probléma nem csak a devizapiacokat jellemzi, a pénzügyi szakirodalom a kockázati prémium rejtélyeként ismeri ezt a jelenséget (lásd pl. Cochrane [2001] pp. 98-9)

¹⁰ Az elnevezés onnan ered, hogy a mexikói jegybank a 70-es években fix peso-USD árfolyampolitikát követett, mégis stabil kamatláb különbözetet figyeltek meg, végül a mexikói jegybank a peso leértékelése mellett döntött.

Mások, McCallum [1994] elképzelésén alapulva fejlettebb rendszereket terveztek, további egyenletek bevonásával. Empirikus vizsgálatok alapján (Clarida-Gali-Gertler [1998]) a Taylor szabály jól jellemezhető a kibocsátási réssel (output gap) és az inflációs várakozásokkal. Meredith-Ma [2002] ebből a megfigyelésből kiindulva McCallumhoz hasonló eredményeket kapott. Backus-Gavazzoni-Telmer-Zin [2010] szerint reális feltételezések mellett az infláció és a fogyasztás feltételes heteroszkedaszticitásával, és az Epstein-Zin hasznosságfüggvény bevezetésével magyarázható az UIP nem teljesülése. Chinn-Meredith [2004] kalibrált modelljében a szimulált árfolyamok reprodukálták a főbb empirikus megfigyeléseket. Érvelésük szerint a monetáris politika viszont csak rövid-távon lehet hatással az árfolyamra, így hosszú távon teljesülnie kellene az elméletnek. Ez az elgondolás vezet a UIP hosszú távú vizsgálatára.

UIP hosszú távon

Chinn-Meredith [2005] szerint az UIP-t klasszikusan rövid-távon tesztelték, mert azt a 80-as években máshogy nem is lehetett. Ma már nincs ilyen akadály nincs, de a hosszú távú UIP tesztelése kevésbé kiforrott, ennek módszerét tekintjük át a továbbiakban. Egy kézenfekvő megoldás a rövid távú UIP egyenletbe értelemszerűen helyettesíteni a megfelelő hozamokat és árfolyamokat, de ez a gyakorlatban több problémát is felvet.

A hosszú távú kamatlábakról nehezebb információt gyűjteni és nem egyértelmű mennyi is mondjuk az öt éves euró vagy amerikai dollár kamat. Egy megoldás, hogy fix lejáratú államkötvények hozamával dolgozunk, de ezek átlagideje országonként eltérhet, így nem lenne reális az összevetés. Ezt a problémát kiküszöbölhetjük, ha a hozamgörbe egy pontját használjuk, ennek hátránya, hogy valójában fiktív befektetések hozamaival dolgozunk. A képet bonyolítja, hogy a határidős piac hosszú távon kevésbé likvid, így a forward árfolyamok sem használhatók a rövid távú vizsgálatához hasonlóan.

A fentiek figyelembe vételével Chinn-Meredith [2005] 3 illetve 5 éves fix lejáratú kötvények kamataival vizsgálták a fedezetlen kamatparitás teljesülését. A becslt egyenlet a lejáratot leszámítva teljesen megegyezett az eddigiekkel. A vizsgált országokban (USA, Németország, Japán, Svájc, Egyesült Királyság) az együtthatók a pozitívak és szignifikánsak voltak, ötből két esetben pedig nem tudták elvetni a $\beta=1$ hipotézist. Chinn-Quayyum [2012] 1976 és 2011 között 5 és 10 éves állampapír hozamokkal újrabecsülték a kérdéses együtthatókat, az USD, CHF, GBP és JPY viszonylatában. A becslt koefficienseket pooled

OLS-el és ország fix hatásokat feltételezve Fixed Effects¹¹-vel is becsülték. A kapott együtthatók szignifikánsan nagyobbak voltak 0-nál, de különböztek 1-től is, általában az FE becslések eredményei közelebb voltak a hipotetikus értékhez. Hasonlóan, a 2008 utáni időszak kihagyásával javultak az eredmények, ebből a szerzők arra következtettek, hogy a válság következtében megváltozhatott a mögöttes DGP.

Darvas-Rappai-Schepp [2006] szerint a hosszú távú UIP becslési eredményeire vonatkozóan a statisztikai tesztek óvatossággal kezelendők, mert ez esetben is fennáll az átfedő mintavételi és előrejelzési időszak problémája. Elvileg lehetne 5 évente 1-1 megfigyelést használni, de ekkor nyilván mindössze négy-öt elemű minták állnának rendelkezésre. A robusztus standard hibák alkalmazása nyilván nem megoldás, mert az öt illetve 10 éves hozamoknál, havi adatokat feltételezve rendre 59, illetve 119-ed rendű MA folyamatokat kéne korrigálnunk. Alexius-Sellin [2012] ezért azt javasolták, hogy ne a kötvényhozamot, hanem az egyhavi hosszúlejáratú kötvény befektetés hozamát alkalmazzuk¹². A módszertan kicsit eltér az eddigiektől, mert a kötvénybefektetés hozama még nem ismert t-ben és függhet az árfolyamot t+1-ben mozgó sokkoktól. Ezért a szerzők (racionális várakozásokat feltételezve) az általánosított momentumok módszerével (Generalized Method of Moments, lásd pl. Hamilton [1994] 14. fejezet) végezték a becslést, instrumentális változóként a múltbeli kötvényhozamokat alkalmazva. Alexius-Sellin [2012] az $\alpha=0$, $\beta=1$ együttes hipotézist nem tudták elvetni, és ebből arra következtetnek, hogy nem a befektetés időtartama, hanem annak lejáratára számít az UIP teljesülése szempontjából.

Chinn-Meredith [2005] az UIP hosszú távú vizsgálatát kointegrációs kapcsolat fennállásaként is vizsgálja. A szerzők bár találtak szignifikáns kointegráló vektort és a hibakorrekciós egyenletekben az együtthatók előjele is megfelelő. Korábban Johansen-Juselius [1992] is vizsgálta az UIP-t kointegrált VAR keretben. Szerintük az áru és tőkepiacok szorosan összefüggnek, ezért a három nemzetközi paritást együttesen érdemes vizsgálni. Mielőtt ezt részletesebben áttekintjük, röviden érdemes kitérni a másik két nemzetközi paritás fogalmára is.

¹¹ A Fix hatás (Fixed Effects) becslést a tankönyvek akkor javasolják, ha feltételezzük, hogy a hibatag valamilyen ország specifikus, időben állandó hatást tartalmaz (lásd pl. Woolridge [2012] pp. 300-7)

¹² Darvas Rappai Schepp [2006] hasonló modelljükben ezt az összefüggést hozamparitásnak nevezik (yield parity), és egy kibővített modellkeretben tárgyalják a rövid távú és a hosszú távú UIP közötti kapcsolatot.

A vásárló erő paritás hipotézise

A vásárló erő paritás (PPP) áttekintése ha másképp nem hivatkozom Rogoff [1996] klasszikus írása alapján készült. Rogoff [1996] arra a következtetésre jut, hogy a PPP empirikusan nem teljesül (ezt nevez a vásárló erő paritás rejtélyének, Purchasing Power Parity Puzzle), mert a nemzetközi piacok nem eléggé összefüggőek. Az egy ár elve, miszerint az árak különböző országok pénzeiben mérve nem térhetnek el egymástól már a Salamanca iskola követői között is megfogalmazódott a XIX. században. Az általunk gyakrabban használt megfogalmazás Casseltől [1921] (idézi Rogoff [1996]) származik. A lényeg, hogy az UIP-hez hasonlóan az árfolyam változását vizsgáljuk, az árszínvonal változásához képest, formalizálva:

$$(7) \quad \frac{S_t}{S_{t-1}} = \frac{P_t/P_{t-1}}{P_t^*/P_{t-1}^*}$$

ahol P_t a belföldi, míg P_t^* a külföldi árszínvonal S_t pedig a spot árfolyam.

Rogoff [1996] szerint Cassel átírása azért szükséges, mert az eredeti árszínvonal nem megfigyelhető, az alkalmazott árindex problémája pedig, hogy a mértékegység nehezen interpretálható, mivel értéke a bázis évtől függ. Az ökonometria tankönyvek (pl. Woolridge [2002] pp. 183-5) erre a problémára is a változó logaritmizálását ajánlják, egy a skálát megadó konstans beiktatásával. A log változókban bekövetkező kismértékű változások jó közelítéssel százalékos változásokkal egyenlők (pl.: Hamilton [1994] p 718) és így mértékegységtől függetlenül értelmezhetők. Következésképp Johansen-Juselius [1992] tanulmányához hasonlóan, a logaritmizált szint-idősorokra is felírható a PPP. Az általunk alkalmazott hipotézis tehát:

$$(8) \quad s_t = p_t - p_t^*$$

ahol p_t és p_t^* az árindexek logaritmusát jelöli.

Visszatérve az elméletre, egy lényegi különbség a PPP, és az UIP között, az hogy a PPP egy arbitrázsmentességi feltétel. A fedezett kamatparitáshoz hasonlóan tehát a PPP-nek preferenciáktól függetlenül teljesülnie kellene, de mégsem kezeljük annyira szigorúan az összefüggést. Az első megjegyzés, hogy a szállítási költségeket figyelembe kellene venni. Bizonyos termékek szállítása már annyira költséges lenne, hogy azokat nem kereskedhető (non-tradable) termékeknek nevezzük és így nem is várjuk el rájuk a PPP teljesülését

(Obstfeld-Rogoff [1996] p 202). Ezért először tipikusan kereskedhető (tradable), ipari termékekre (pl. (Giovannini [1988], idézi Rogoff [1996])) tesztelték a hipotézist, de általában így is jelentős árkülönbözetet mértek a vizsgált országokban. Későbbi vizsgálatok (Frankel [1990], idézi Rogoff [1996]) hosszú távú adatsorokon találtak ugyan bizonyítékot a hipotézis fennállására, de ezek különféle speciális (pl. háborús, hiperinflációs stb.) adatokat is tartalmaztak, másrésztől nagyon lassú volt a konvergencia, mindössze 15% évente. Az UIP-hez hasonlóan PPP nem teljesülésére is születtek modellek, ezekből tekintünk át néhányat.

A klasszikus közgazdaságtani magyarázatok a PPP kapcsán is felmerültek. Rogoff [1996] szerint az anomália eredhet egyszerűen tökéletlen informáltságból, vagy tranzakciós költségekből. Egy adott országon belül is a boltok árai eltérhetnek egymástól, ha elég nagyok a távolságok, akár helyi monopóliumok is kialakulhatnak. Engel-Rogers [1995] (idézi Rogoff [1996]) azonban kanadai és USA-beli nagyvárosok vizsgálatával kimutatták, az országok között létezik szignifikáns országhatár effektus („border effect”). Pusztán az a tény, hogy egy termék külföldi, ceteris paribus (tehát azonos távolság, és más kontrollváltozók feltételezése mellett) várhatóan eltéríti az árat. A szállítási költségeken túl valamilyen direkt (pl. vám), vagy indirekt (pl. speciális minőségi szabályozás) módon az országok korlátozzák a nemzetközi kereskedelmet így az egy ár elvét. Rogoff [1996] arra figyelmeztet, hogy még a látszólag kereskedhető termékekben is a hozzáadott érték elég nagy része nem kereskedhető is lehet. Klasszikus példája a szupermarketben kapható banán, amely első ránézésre klasszikusan kereskedhető termék, de értékében a legnagyobb részt mégis az eladáskor, szállításkor felhasznált tőke és munka határozza meg, amely nem kereskedhető.

Az egy ár elvének nem teljesülésére formalizáltabb modellek is születtek. Ezek a megközelítések a fejlettebb országok magasabb bérszínvonalát magyarázzák, amelyből már könnyen levezethető az anomália. Talán a legismertebb ilyen modell, a Balassa-Samuelson hatás (Balassa [1964], Samuelson [1964], idézi Rogoff [1996]), amely azon alapul, hogy a fejlettebb ország ipara nem csak fejlettebb, hanem relatíve is fejlettebb, ami magasabb bérszínvonalat eredményez. Egy másik megközelítésben (Lipsey[1983], Bhagwati [1984], idézi Rogoff [1996]) a nemzetközi tőkepiacok nem teljesen hatékonyak, így a fejlettebb országok magasabb tőke-munka aránnyal rendelkeznek, és magasabb bérszínvonallal. Empirikusan a Balassa-Samuelson hatás tankönyvi példája (Obstfeld-Rogoff [1996] pp 212-4) a japán yen reál-felértékelődése az USA dollárral szemben. Froot-Rogoff [1991] (idézi Rogoff [1996]) vizsgálatai szerint az európai országokra ez a magyarázat nem kielégítő. Ez vezetett a gazdaságpolitikai intervenciók vizsgálatához.

Egy stilizált tény, hogy a fiskális expanziók jól magyarázzák a reálárfolyam változásokat. A magyarázat egyszerű, a fiskális politikai keresleti sokkok általában nem kereskedhető termékeket érintenek, így azok árait növelik. A megközelítés hátránya, hogy keresleti sokkokkal legfeljebb az egyensúlytól való rövid távú eltéréseket tudunk magyarázni. Az UIP-hez hasonlóan a monetáris politika hatását vizsgálta Clarida-Gali [1994] (idézi Rogoff [1996]) VAR modellel. Eredményeik szerint a monetáris politika is inkább átmeneti hatással lehet a reálárfolyamra. Következésképp az UIP-hez hasonlóan hosszú távon vizsgálva a PPP-nek fenn kéne állnia és a gazdaságpolitikai beavatkozások miatt leginkább ebben a kontextusban érdemes vizsgálni a kérdést.

A reálkamat paritás

A reálkamat paritás (Real interest rate parity (RIP)) az eddigiek fényében meglehetősen egyszerűen következik. Az arbitrázsmentességből következően két azonos kockázatú befektetésnek azonos reálhozamot kellene eredményezni, országtól és preferenciáktól függetlenül. A hipotézis tehát, hogy a belföldi (r_t) és külföldi (r_t^*) reálkamatok megegyeznek. A reálkamatláb definícióját jelentő Fisher-egyenlőség:

$$(9) \quad r_t = i_t - \Delta p_t$$

és a racionális várakozások felhasználásával (Juselius-MacDonald [2004]), valamivel informatívabb és ökonometriaileg tesztelhető kifejezéshez jutunk:

$$(10) \quad i_t - i_t^* = \Delta p_{t+1} - \Delta p_{t+1}^*$$

Belátható, hogy ha teljesül az UIP és a PPP is, akkor ennek következményeként teljesül a RIP is (Lambele-Mihailov [2005], idézi Stazka[2008]). Mivel a következő fejezetben bemutatásra kerül, hogy az általam használt kointegrált VAR keretben a RIP tesztje az UIP-vel megegyező, ezért erre a hipotézisre nem térek ki részletesebben.

Nemzetközi paritások, kointegrációs keretben

Eddig a nemzetközi paritásokat szigorú értelemben vizsgáltuk. Az általam vizsgált kointegrációs kapcsolat fennállása megengedi az egyensúlytól való eltérést, de csak ideiglenes sokk hatásként értelmezve. Konkretizálva, azt vizsgáljuk, hogy az alábbi átrendezett nemzetközi paritás egyenletekben ε_t , ξ_t illetve v_t hibatagok stacionerek-e.

$$(11.a) \quad (s_{t+1} - s_t) - i_t - i_t^* = \varepsilon_t$$

$$(11.b) \quad s_t - p_t + p_t^* = \xi_t$$

$$(11.c) \quad i_t - i_t^* - (\Delta p_{t+1} - \Delta p_{t+1}^*) = v_t$$

Látszólag a kointegrált VAR modell adott, azonban a hipotézisvizsgálat így sem egyértelmű. Johansen-Juselius [1992] szerint az UIP tesztje leegyszerűsödik, mivel egyensúlyban $E(\Delta s_{t+1})=0$, ezért a hipotézis valójában a kamatláb differencia stacionaritás tesztjének feleltethető meg. A PPP és a RIP vizsgálata viszont kevésbé egyértelmű. Stazka [2008] és Passamani [2008] modellje leginkább Juselius-MacDonald [2004] munkáján alapultak. Ezekben a tanulmányokban az inflációt is egységgyök folyamatként modellezzik (tehát az árszínvonal másodrendben integrált, $I(2)$), emiatt a kointegráló kapcsolatba is az infláció került. Johansen-Juselius [1992] ezzel szemben $I(1)$ árszínvonalat feltételez, és (feltehetőleg ezért) nem vizsgálja a RIP teljesülését. Ha ugyanis az árszínvonal $I(1)$, akkor a Fisher egyenletbe helyettesítve könnyen látható, hogy a RIP tesztje technikailag az UIP-vel egyezik meg. Modellezési szempontból tehát lényegi kérdés, hogy az árszínvonal idősorokat hogyan modellezzük. Én az $I(1)$ megközelítést választottam, mert az empirikus eredmények ezt támasztották alá, amelyre a következő fejezetben térek ki részletesen.

2. fejezet, Empirikus vizsgálat

A felhasznált adatokról, egységyök tesztek

Az elemzésben vizsgált időhorizont az 1987 és 2012 közötti időszak, mert Svédországra vonatkozólag 1987-től áll rendelkezésre a bankközi kamatláb. A továbbiakban Svédországot tekintjük belföldnek, az euró-zónát külföldnek. Az adatok havi rendszerességűek, így 312 megfigyeléssel dolgoztam. Az euró-zóna 1999-ben jött létre¹³, az ezt megelőző időszakban az euró-zóna proxy változójaként Stazka [2008] és Passamani [2008]-hoz hasonlóan a német gazdaságot alkalmaztam.

Az UIP egyenlet kapcsán tisztázni kell, melyik kamatlábra értelmezzük. A kockázatmentes hozam proxy-jaként általában az államkötvények vagy a banki betétek hozamaival dolgoznak. Én az adatok hozzáférhetősége miatt a két országbeli átlagos havi bankközi kamatot választottam, azaz a Stockholm Interbank Offered Rate (SIBOR), illetve Frankfurt Interbank Offered Rate-el (FIBOR) dolgoztam. Az adatok a svéd (Sveriges Rijskbank [2013]) illetve a német nemzeti bank (Deutsche Bundesbank [2013]) honlapjáról származnak, mindkét idősort havi kamattá alakítottam (12-vel osztottam), hozzáadtam egyet és logaritmizáltam.

A svéd korona / német márka spot árfolyamok (SEK/DEM)¹⁴ szintén havi átlag adatok, és a Federal Reserve Bank of Saint Louis (St. Louis FED) adatbázisának felhasználásával számított keresztárfolyamok, ezeket is logaritmizáltam. Németország 1999 januárjától áttért az euróra, ezért korrigálni kellett az idősort, az átváltás az Európai Központi Bank [1998] szerinti 1.9558-as árfolyamon történt. A továbbiakban a deviza átváltás miatt felváltva használok az euró és német márka fogalmakat.

Az árszínvonal proxy változójaként mindkét ország esetében az általános fogyasztói árindex (CPI) adatokat használtam. Passamani [2008] és Stazka[2008] is a harmonizált árindex idősorral dolgozott, amely sok szempontból szerencsésebb lenne, de ezek csak 1996-tól elérhetőek az európai országokra, emiatt választottam a CPI-t. Az idősorok a St. Luois FED adatbázisából származnak és szezonálisan kiigazítatlan értékek, amelyeket a logaritmizálás után TRAMO/SEATS programmal kiigazítottam. A továbbiakban tehát ezen idősorok integráltságát vizsgálom.

¹³ Az euró számlapénzként már 1999-ben létrejött, hivatalos fizetőeszközként 2002 januárjától került bevezetésre

¹⁴ A SEK/DEM árfolyam a mi értelmezésünkben azt mutatja, hogy egy német márkáért hány svéd koronát kell fizetni.

Az idősorok integráltsági fokának meghatározása

A szint és differenciált idősorokra elvégzett egységgyök tesztek (Kibővített Dickey-Fuller (ADF), illetve Phillips Perron (PP) próbák) eredményeit a 1. táblázat tartalmazza¹⁵.

1. Táblázat, ADF és PP próbák eredménye a szint- és differenciált idősorokon

Egységgyök tesztek p értékei					
Szintidősorok			Differenciált idősorok		
	ADF	PP		ADF	PP
SEK/DEM	0.190	0.349	SEK/DEM	0.000	0.000
FIBOR	0.309	0.265	FIBOR	0.000	0.000
SIBOR	0.190	0.148	SIBOR	0.000	0.000
Svéd CPI	0.038	0.076	Svéd CPI	0.045	0.000
Német CPI	0.187	0.207	Német CPI	0.008	0.000
SIBOR/FIBOR kamat spread				0.045	0.047

A SEK/DEM árfolyam az ADF és PP próba szerint feltehetőleg egységgyököt tartalmaz. A SIBOR és FIBOR esetében mindkét próba szerint hasonlóan dönthetünk szokásos szignifikancia szinten és a német és svéd fogyasztói árindex is valószínűleg egységgyök folyamat. A fentiek következményeként mindegyik idősor differenciáját képeztem és azokat vizsgáltam.

Várakozásainknak megfelelően ADF és PP teszt szerint az árfolyam log-differenciája, hasonlóan a két bankközi kamat differenciájához nem tartalmaz egységgyököt. A kamatláb spread esetében 5% szignifikancia szinten elvethetjük a null-hipotézist, bár a bizonyítékok nem túl meggyőző. Végezetül, a szokásos szignifikancia szinten a német és svéd CPI differenciája az ADF próbák szerint feltehetőleg stacioner. Tehát amellet találtunk bizonyítékot, hogy az infláció $I(0)$ folyamat. A svéd CPI esetében a döntés nem egyértelmű, megerősítésként a PP próba alapján már elvethetjük a változó integráltságának hipotézisét.

Az árszínvonalat Juselius [2006 2. fejezet] és Stazka [2008], Passamani [2008] is $I(2)$ folyamatként kezelte¹⁶, de például Johansen-Juselius[1992] $I(1)$ -ként. Juselius [2006 p 32] indoklása szerint ha a folyamat egyszeresen integrált lenne és feltételezzük, hogy a nominál kamatláb $I(1)$, akkor a Fisher egyenlet, miszerint a reálkamatláb $(i_t - \Delta p_t)$ stacioner nem

¹⁵ A determinisztikus tagokat top-bottom elven adtam a regresszióhoz, azaz először konstans és trendet is feltételeztem, majd az inszignifikáns tag elhagyásával újra futtattam a regressziót, a késleltetéseket a Gretl program a változók szignifikanciája alapján automatikusan választotta.

¹⁶ Az eltérő eredményeket részben indokolhatja, hogy vizsgálatunktól eltérően Juselius[2006] a GDP deflátort, míg Stazka[2008] és Passamani [2008] a harmonizált árindexet használták az árszínvonal proxyjaként

teljesülhetne. Az én olvasatomban viszont ennek az összefüggésnek így nem kéne fennállnia, emellett Juselius [2006 p 188] is el tudja vetni ezt a hipotézist, dán adatokon. Elképzelhetőnek tartok olyan technológiai sokkot, melynek következtében a reálkamatláb perzisztens módon megváltozik, és így egységgyök folyamatként jobban jellemezhető.

Két ország reálkamatláb differenciájára vonatkozóan érdekesebb vizsgálni az összefüggést (ez a RIP), de a kapcsolat I(1)-es árszínvonal mellett is létezhet, csak leegyszerűsödik az UIP-re. Következésképp nem látom elméleti aggályát annak, hogy az infláció I(0) legyen különösképp inflációs célkövetést végző monetáris politikák esetében. Ezért az árszínvonalat az elemzésemben I(1) folyamatként kezeltem, amelyet a fent közölt eredmények is megerősítenek. Ennek következményeként, a RIP empirikus vizsgálata megegyezik az UIP-vel. A következő részben az UIP teljesülését vizsgálom a SEK/DEM árfolyamra vonatkozóan.

Egy „klasszikus” UIP modell

Elsőként egy hagyományos („Fama-egyenlet”) keretében vizsgálom az UIP hipotézisét Svédország és az euró-zóna között. A modell:

$$(12) \quad s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1}$$

A (12) egyenlet becslésének eredményei¹⁷

$$\widehat{\Delta s_{t+1}} = \begin{array}{cc} 0.00 & +0.255 (f_t - s_t) \\ (0.001) & (0.48) \\ [0.002] & [0.71] \end{array}$$

$$n=310, R^2=0.000$$

A becsült együttható azt mutatja, hogy a kamatláb spread 1% pontos emelkedése várhatóan 0,25 százalékos svéd korona leértékelődést (azaz árfolyam emelkedést) implikál. Az együttható előjelét tekintve nem hasonlít mások eredményeire, egyrészt az együttható pozitív, másrészt a becsült érték közgazdaságtanilag sem jelentős és statisztikailag is inszignifikáns. Ennek megfelelően a modell illeszkedése az R^2 alapján mondhatni a szokásosnál is rosszabb, gyakorlatilag semmit sem sikerült magyaráznunk az árfolyam szórásából, ettől függetlenül elvégeztem a reziduum vizsgálatát.

¹⁷ zárójelben () a standard hibák, kapcsos zárójelben [] a HAC robusztus hibák

A White próba szerint nem tudjuk elvetni a homoszkedaszticitás null-hipotézisét, szokásos szignifikancia szinten ($p=0.4923$). A Breusch-Godfrey próba (2 késleltetésig vizsgálva) ellenben autokorrelációt jelez a hibatagban ($p=0.000$), amit megerősít a Ljung-Box statisztika is (1. Ábra), így a becsült standard hibák inkonzisztensek és a levont következtetések is érvénytelenek. A Jarque-Bera próba alapján egyébként elvethető lenne a hibatag normalitása ($p=0.000$). A modell összességében nem túl jó, az egyetlen változóhoz tartozó együtttható inszignifikáns, és a hibatag sem tekinthető fehér zajnak (white noise).

Az autokorrelációra visszatérve, a Breusch-Godfrey próba kapcsán érdemes lehet megvizsgálni az árfolyam-differenciájának korrelogrammját (1. Ábra). A parciális autokorreláció függvény (PAC) egy késleltetés után letörik, az autokorreláció függvény (AC) pedig lecseng, tehát: a folyamat jó eséllyel elsőrendű autoregresszívnek (AR(1)) tekinthető. Egy árfolyam változás esetében kicsit problematikus az elsőrendű autokorreláció, ez ugyanis azt jelentené, hogy az árfolyamváltozás előre jelezhető az előző időszak alapján, ami szemben áll a Fama-féle hatékony piacok elméletével. Számításaim szerint az AR(1) modell által előre jelzett előjelek implikálta kereskedési stratégia hozama elmarad a kockázatmentestől (a modellt és a számításokat az 1. melléklet tartalmazza). Ezen kívül nem vettük figyelembe a tranzakciós költségeket és azt sem, hogy mintán belüli (insample) előrejelzéssel dolgoztunk, tehát valójában nem is lehetett volna ezzel a stratégiával kereskedni. Összegezve, a vizsgálat alapján a SEK/DEM piacon nem sérül a hatékonyság hipotézise.

1. Ábra, A differenciált SEK/DEM árfolyam PAC és AC függvénye, 10 késleltetésig

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.316	0.316	31.382	0.000
		2	0.067	-0.037	32.787	0.000
		3	0.129	0.132	38.029	0.000
		4	-0.060	-0.157	39.162	0.000
		5	-0.102	-0.036	42.459	0.000
		6	-0.020	0.009	42.593	0.000
		7	0.054	0.095	43.524	0.000
		8	0.025	-0.011	43.728	0.000
		9	0.051	0.038	44.564	0.000
		10	0.101	0.052	47.874	0.000

A fenti UIP modellben robusztus hibák alapján nem vethető el statisztikailag a $\beta=1$ hipotézis, de az eredmény nem túl meggyőző. Szokásos szignifikancia szinten (5%) az sem vethető el, hogy az együtttható inszignifikáns, de igazából az sem, hogy valójában -1.

Összegezve, a becslés annyira pontatlan, hogy ez a modell nem ad választ a feltett kérdésre, nem tudjuk megítélni, hogy teljesül-e az UIP. Az eredmények mindenesetre azt sugallják, hogy a SEK/DEM árfolyam a szokásostól valamelyest eltér, ezért érdemes folytatni a vizsgálatot, de más megközelítésben, erről szól a következő rész.

Kointegrációs vizsgálat, az ECM felírás¹⁸

Az elméleti áttekintésben ismertetett, illetve a fentebb alkalmazott módszerek mind közősek voltak abban, hogy a modellspecifikáció alapját egy elképzelés, nevezetesen a fedezetlen kamatparitás adta. Tehát egy közgazdasági elmélet alapján épített statisztikai modellünk volt, amelyben azt vizsgáltuk, el tudjuk-e fogadni statisztikailag az elmélet által implicált hipotézist. Haavelmo [1944] (Juselius [2006, p 5]) ezzel szemben azt javasolja, hogy egy statisztikai modellt építsünk, és abban próbáljunk meg közgazdaságtanilag értelmes összefüggéseket azonosítani. Erre a modellezési filozófiára épül az általam használt kointegrált VAR módszertana is és így a dolgozat a következő része. Esetünkben az összefüggés a fedezetlen kamatparitás lesz, az alkalmazott modellről szól a következő rész.

A kiinduló probléma, hogy az idősoraink integráltak, ami azt jelenti hogy valamilyen sokk időben „felhalmozódik” bennük (végtelenül perzisztens hatású). Az igazi akadály, hogy a kumulálódó hatás nem megfigyelhető, ellenkező esetben könnyűszerrel kiszűrhetnénk az eredeti változóból, megszüntetve annak integráltságát. Egy megoldás, hogy differenciáljuk az idősort, amellyel nyilván eltüntethető a kumulált hatás. A módszer hátránya, hogy a differenciálással elveszítetünk más, lényeges információt is. Woolridge [2002 p 423] felhívja a figyelmet hogy gyakran a differenciált változók szórása alacsonyabb, mint a szintváltozóé, és emiatt a paraméterbecslések pontatlanabbak lesznek.

Egy másik megoldás azon alapul, hogy keresünk egy másik változót, amit éppen ugyanaz, vagy legalábbis ugyanolyan a sokk mozgat. A kettő lineáris kombinációjával kiszűrhetjük a látens tagot (kumulált sokkokat), de a differenciálással szemben megmarad a szint idősorokban rejlő információ is. Intuitíve ez a lényege a kointegrációnak. Formalizálva: 'p' integrált idősort kointegrálnak nevezünk, ha létezik olyan lineáris kombinációjuk, amely alacsonyabb rendben integrált (pl. Juselius [2006] p 79).

¹⁸ A kointegráció tárgyalása és a modellépítés a továbbiakban szorosan támaszkodik Juselius [2006] könyvére.

A vektor egyensúly korrekciós modellek¹⁹ (Vector Equilibrium Correction Model, VECM Juselius [2006 pp. 60-61]) lényege, hogy a szint idősorokra felírt VAR modell felírható az alábbi autogresszív, ún. VECM formában²⁰ (Juselius [2006] 4.8 egyenlet):

$$(13) \quad \Delta x_t = \Gamma_1^{(m)} \Delta x_{t-1} + \Gamma_2^{(m)} \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1}^{(m)} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-m} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

ahol D_t a determinisztikus tagokat jelenti (konstans, trend, bináris (dummy) változók), m '1' és 'k' közötti egész szám, amely az ECM tagban szereplő késleltetést határozza meg, a továbbiakban ezt egynek tekintem.

Az egyenlet bal oldalán Δx_t egy stationer változókat tartalmazó ($p \times 1$) vektor, a jobboldalon x_t pedig nem stationer változókat tartalmaz. Azért hogy az egyenlőség teljesüljön, vagy a Π mátrixnak kellene null-mátrixnak lennie, vagy pedig a rangja (r) nem lehet teljes, ez utóbbi a kointegrációs kapcsolat lényege. Technikailag tehát, a feladat Π mátrix felírása α és β' szorzataként, ahol α és β ($p \times r$) mátrixok. A β' -x tartalmazza a kointegrációs kapcsolatokat, az α mátrix pedig a hibakorrekciós együtthatókat.

Láthattuk, hogy a UIP-től való eltérésekre csak rövid távon tudunk kielégítő magyarázatot adni. A kointegrált VAR modell előnye, hogy a rendszerben elkülönül a rövid távú dinamika és a hosszú távú egyensúly, ezért Johansen-Juselius [1992] szerint éppen ideális a nemzetközi paritások kutatására. Ezen kívül a modell lehetőséget ad a tőke és árupiacok egymásra hatásának, de külön-külön történő vizsgálatára is. Az eljárás hátránya, hogy egyrészt a korábban vázolt módszerekhez képest sokkal több változóval dolgozunk. Másrészt a kiinduló modell tisztán statisztikai eredetű, ezért a modellépítés korántsem egyértelmű. Nagyon fontos ugyanakkor, hogy a specifikáció jó legyen, mert utána ebből vonjuk le következtetéseket, ezért kiemelt szerep jut a hibás vizsgálatának. Mivel a VECM modell az eredeti VAR (k) modell egy átírása, ezért magyarázó ereje és diagnosztikája nem változik. Mielőtt tehát kointegrációs kapcsolatot keresünk, ezt a modellt szeretnénk minél fejlettebbé tenni, és csak utána átalakítani azt VECM alakra. A továbbiakban tehát ezzel foglalkozom részletesebben.

¹⁹ A szakirodalomban hívják hibakorrekciós modelleknek is (Vector Error Correction Model)

²⁰ A modell többféleképpen is felírható, például kétszeres differenciákra is rendezhető, de ez számunkra nem érdekes (részletesebben: Juselius [2006 pp 64-65])

VAR(k) modell specifikációja, diagnosztikái

Az első feladat tehát a megkötés nélküli VAR (k) modell késleltetésének (k) meghatározása. Ennek meghatározásához gyakran alkalmazott módszer az Akaike (AIC), Schwartz (SIC) illetve Hannan-Quinn (HQ) kritériumok alapján a legjobb specifikáció kiválasztása. Ezek mindegyike a log-likelihood függvény értékét illetve egy, a magyarázó változók számán alapuló „büntető” tagot tartalmaz (lásd pl. Juselius [2006 p 71]). Esetünkben a SIC és HQ alapján a VAR(1) modell bizonyult a legjobbnak, ezért ezzel dolgoztam tovább.

A kointegrációs kapcsolatok maximum likelihood becslése azon alapul, hogy a hibatagra feltesszük, hogy független, azonos eloszlású, és az eloszlás normális. A Johansen kointegrációs teszt (nyom próba) is ezen a feltételezésen alapul, ezért ezeknek a hipotéziseknek a teszteléséről szól a következő rész. Szimulációs vizsgálatok kimutatták (Juselius [2006] pp 75-7), hogy a nyom próba a heteroszkedaszticitásra és a reziduum túlzott csúcsosságára (excess kurtosis) robusztus. A reziduális ferdeség (skewness) és az autokorreláció viszont negatívan hat a próba erejére, ezért ez utóbbi két tényezőre fordítunk komolyabb figyelmet. A VAR(1) modellvárakozásaink szerint nem túl meggyőző, a diagnosztikák, eredményeit a 2. táblázat tartalmazza (az elvégzett próbák leírását lásd pl. Juselius [2006] pp 73-7).

2. Táblázat, A szintváltozókra felírt VAR(1) modell hibatagjainak diagnosztikája

VAR(1) specifikáció diagnosztikája				
Autokorreláció (Godfrey)				
késleltetések száma		df:25	LM	p
1			73,52	0,00
2			45,17	0,01
3			57,54	0,00
4			73,70	0,00
Heteroszkedaszticitás (White)				
LM (keresztsszorzatokkal)			863,377	0,00
LM (keresztsszorzatok nélkül)			569,337	0,00
Normalitás				
	α_3	α_4	D-H	p
FIBOR	0,02	6,08	73,66	0,00
SIBOr	2,91	19,70	251,80	0,00
német CPI	1,24	8,62	64,55	0,00
svéd CPI	8,90	137,46	2840,26	0,00
SEK/DEM	0,68	6,93	69,52	0,00
p	0,00	0,00		
Doornik-Hansen (df:10)				0,00

A White próbák alapján elvethető a homoszkedaszticitás null-hipotézise. Nagyobb probléma, hogy a Lagrange Multiplikátor (LM) próba szerint (1-4 késleltetésig vizsgálva) a reziduum valószínűleg autokorrelált. A Doornik-Hansen statisztika alapján a hibatagok eloszlása összességében, és egyenletenként sem tekinthető normálisnak. Empirikus vizsgálatoknál a hibatag normalitása gyakran nem teljesül, de a probléma az, hogy ötből három egyenletben az α_3 mutató szerint az eloszlás ferde, a továbbiakban tehát ezek megoldása lesz a cél.

Egy kézenfekvő oka lehet a fenti problémáknak a túl alacsony késleltetés szám, ezért logikus megpróbálkozni egy VAR(2) modell becslésével és kiértékelésével, amelyet gyakran

javasolnak (pl. Johansen-Juselius [1992]) kiindulási pontként. Az eredményeink mintha inkább romlottak volna, a diagnosztikákat a 2. melléklet tartalmazza. A lényeg hogy az autokorreláció és a ferdeség problémája továbbra sem oldódott meg és nem is javult. Juselius [2006 pp 108-9] szerint utóbbi két hibajelenség gyakori oka az outlierok kezelésének elhagyása, így a továbbiakban eszerint közelítem a kérdést.

Intervenciós hatások a VAR modellben

A módosított VAR modell lényege röviden a rendellenes megfigyelések (outlierek) kezelése. Nielsen [2004] az outlierok kezelése kapcsán azt javasolja, hogy az additív outlierokat (amelyek nem illeszkednek az autoregresszív struktúrába) egyszerűen töröljük az idősorból és illesszünk helyette valamilyen értéket (pl. interpolációval). Ennek megfelelően additív outliernek azonosítottam a svéd kamatláb esetében az 1992. szeptemberi kiugró értéket,²¹ és az eltávolítása után TRAMO programmal interpolált értékkel helyettesítettem. Az innovatív outlierok Nielsen [2004] vizsgálatai szerint kevésbé hatnak a nyom teszt erejére, ezért ezekkel (egy esetet leszámítva) nem foglalkoztam, a szinteltolódásokat (level shift) intervenciós dummyk bevonásával modelleztem.

Juselius [2006 pp 104-5] azt javasolja, hogy a tőkepiaci túlzott reakciókat, illetve hasonló sokkokat, amelyek az autoregresszív struktúrában is megjelennek átmeneti (transitory) dummykkal $(0, \dots, 0, 0, 1, -1, 0, 0, \dots, 0)$, míg a tartósnak bizonyuló beavatkozásokat tartós (permanent intervention) intervenciós dummykkal $(0, 0, \dots, 0, 1, 0, 0, \dots, 0)$ modellezzük.²² Juselius átmeneti dummy javaslata valójában egy implicit paramétermegkötést tartalmaz két tartós intervenciós dummy-ra vonatkozóan (konkrétan azt, hogy a hozzájuk tartozó együtthatók értékei rendre β és $-\beta$). Ezért ezeket először két külön bináris változóval modelleztem, majd Likelihood Arány (Likelihood Ratio, LR) próbával vizsgáltam a megkötés érvényességét. Mielőtt erre részletesen kitérnénk érdemes részletesebben megvizsgálni a külön magyarázandó eseményeket.

Juselius-MacDonald [2004] azokat a 3,5 standard hiba feletti reziduumokat, amelyek feltételezhető oka ismert intervenció, kódolja bináris változóval. Az általam végzett hasonló

²¹A svéd jegybank az Exchange Rate Mechanism (ERM) felbomlásakor erőteljes devizapiaci támadásokkal nézett szembe, de végül kitartott a rögzített árfolyam mellett. Ennek következtében egy időre 75, majd 500%-ra emelte az egynapos (overnight) kamatlábat (Jonung-Kiander-Vartia [2009] p95)

²²A bináris változókat úgy kezeltem, mintha differenciált idősorra írnánk fel a modellt. Ennek oka, hogy a kétlépcsős ML becslés során először a differenciált idősorból szűrjük ki a determinisztikus hatásokat. (Juselius [2006] p 106)

vizsgálat eredményeit a 3. melléklet tartalmazza. A táblázatból szembetűnő, hogy a nagy változások egyrésről a 90-es évek elejéhez, másrésről a 2008-as subprime válsághoz köthetők. A 2008-as sub-prime válság modellezése nyilván nagyon nehéz, mert még nem áll rendelkezésre elegendő adat, de nem is ez a dolgozat témája, emiatt ezt nagyvonalúbban kezeltem. Végül 2008 decemberére és 2009. januárra vontam be tartós intervenciós dummykat a visszaeső kereslet okozta defláció, illetve a jegybanki stimulus (kamatvágás) azonosításaként.

A másik speciálisan kezelt időszak könnyebben modellezhető ezért ezzel részletesebben foglalkozom. A svéd gazdaságpolitika a 90-es évek elején irányt váltott, mert az akkori formájában fenntarthatatlanná vált a jóléti állam rendszere, a reformok egészen 1995-ig, az Európai Unió csatlakozásig tartottak (Englund [1999]). A fiskális kiigazítás része volt az adórendszer átalakítása, melynek keretében számos hozzáadott érték adó (HÉA) emelést hajtottak végre. 1990. januárban, márciusában és júliusban is lépett életbe HÉA, illetve egyéb fogyasztási adó emelés, majd 1991. januártól kiszélesítették a magasabb kulcsú HÉA körét és további fogyasztást terhelő adókat vezettek be (OECD [1991] pp. 111-3). Az intézkedések feltehetőleg beépültek az árakba és így a CPI idősort tartósan felfelé mozdították,²³ ezért ezeket tartós intervenciós dummy bevonásával modelleztem.

1992. november 19-én a Svéd Nemzeti Bank (Sveriges Rijskbank) feladta a rögzített árfolyam rendszert, amelynek hatására a korona a következő két hónap alatt majdnem 20%-ot gyengült a német márkával szemben. Az idősor ábrája alapján az árfolyam véglegesen elmozdult, ezért 1992 decemberét is tartós intervenciós dummyval kódoltam. 1993. január 15-én a svéd jegybank bejelentette (Rijskbank [1993]), hogy a továbbiakban inflációs célkövetést folytat, emiatt 1993. januárt is az előzőekhez hasonlóan intervenciós dummyval kódoltam.

²³ Többek között az ilyen hatások elkerülésére javasolja Juselius [2006 p 105] a GDP deflátor alkalmazását, de az esetünkben csak negyedéves rendszerességgel állna rendelkezésre, emiatt döntöttem a CPI használata mellett.

2. Ábra A SEK/DEM log-árfolyam alakulása, havi átlag adatok



Forrás: St. Louis FED,

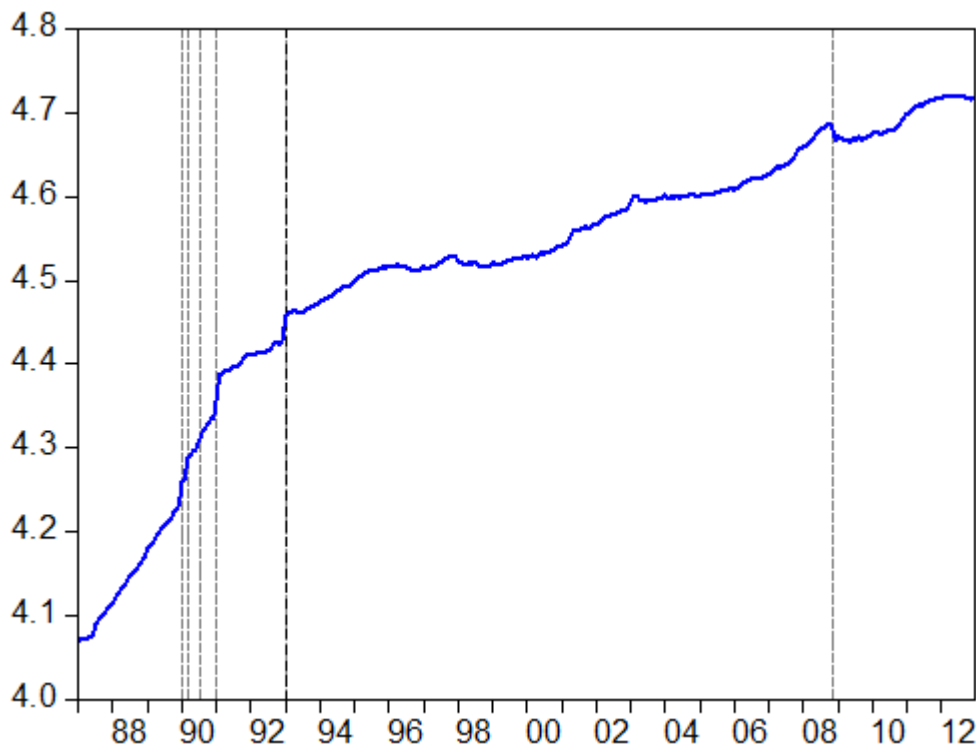
Az ábrán szaggatott szürke vonalak jelzi a rögzített árfolyam feladásának idejét, és a sub-prime válság kezdetét.

Perron [1989] munkája rávilágít arra, hogy a trendtörések és szinteltolódások különválasztása a „reguláris” sokkoktól hatással lehet az egységgyök tesztek eredményeire. Az idősorok ábrája alapján szembejövő, hogy a svéd válság „lezárulása” és a jegybanki irányváltás (lásd lejjebb) következtében a CPI idősor meredeksége (2. Ábra) jelentősen megváltozott. Emellett szinteltolódást is tapasztalunk, feltehetőleg az előző havi árfolyam változás begyűrűződéseként. Felmerülhet a kérdés, hogy ennek modellezésével változtat-e az integráltság fokán, ezért struktúrális töréssel is teszteltem az egységgyök hipotézist. Englund [1993] szerint ugyanakkor nem teljesen egyértelmű a gazdaságpolitikai rezsim váltás bevezetésének időpontja, mert már korábban is voltak reformot sugalló lépések kormányzati részről. Ezért a struktúrális törés megtalálása miatt Perron [1997] módszerével dolgoztam²⁴. A töréspont helyét az egységgyök próbák alapján határoztam meg Perron [1997] t_α módszere szerint, a késleltetéseket pedig $t\text{-sig}^*$ módszerrel, nyolc késleltetésről indulva (lásd ugyanott). Az eredmények egyrészt megerősítik a feltételezett 1993. januári trendtörést. Másrészt a

²⁴ A próbát elvégző program Varga Balázstól származik, amit ezúton is köszönök.

próbafüggvény értéke alapján a null-hipotézist továbbra is elfogadhatjuk minden szokásos szinten, a folyamat tehát a törés figyelembevételével is integráltnak tekinthető.

3. *Ábra*, A svéd CPI, szezonálisan kiigazított havi adatok, 1987-2012



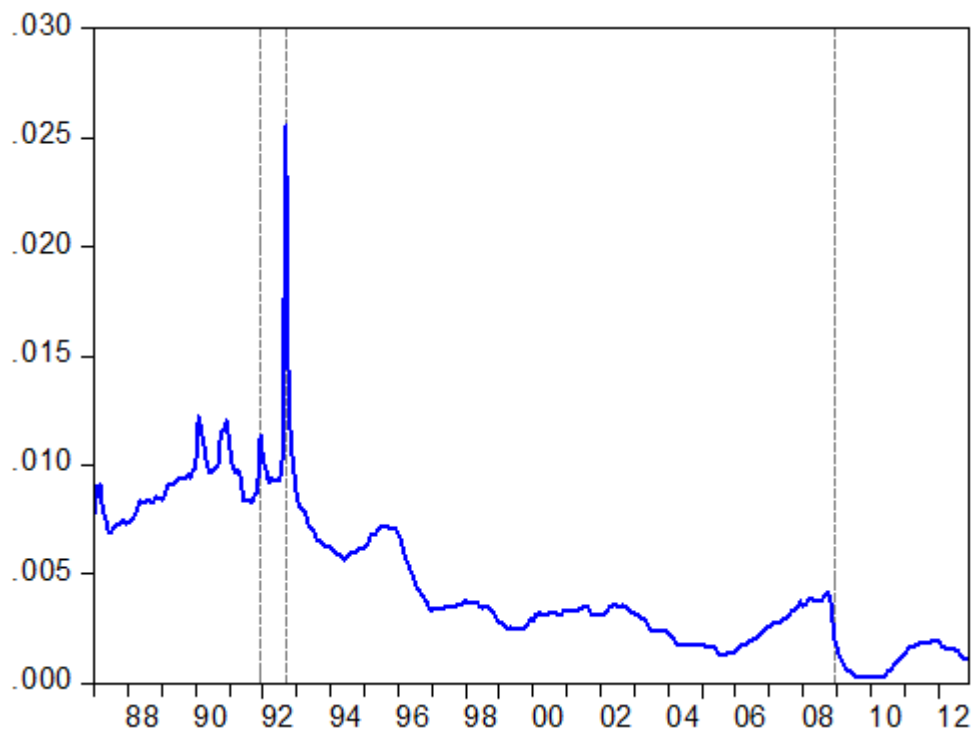
Forrás: St. Louis FED

Az ábrán fekete szaggatott vonal jelzi a strukturális törés helyét, míg a szürke vonalak az 1990-91-es HÉA változtatások, illetve a 2008-as válság kezdetét jelölik.

A svéd bankközi kamatláb (4. Ábra) a 90-es években kiugró innovatív outliereket tartalmaz. Englund [1999] szerint a svéd jegybank 1990 és 1992 között az árfolyam védelme érdekében többször is kamatemelésre kényszerült, feltehetőleg ezek hatását láthatjuk az idősor ábráján (8.3 ábra). Egy másik magyarázat az 1990-ben kirobbant svéd pénzügyi válság lehet, melynek háttérében a 80-as évek tőkepiaci liberalizációja, majd egy ingatlanpiaci lufi állt, (egy áttekintést ad pl. Englund [1999], illetve a 2008-as sub-prime válság kapcsán ismét kutatottá vált a téma, lásd pl. Jonung-Kiander-Vartia [2009]). A válság eredetileg a befektetési társaságok körében indult és innen közvetve terjedt át a bankokra (Englund [1999]). 1991 decemberében a *Nordbanken* és a *Förste Sparbanken* került csődközeli helyzetbe. A két hitelintézetet állami tőkeinjekcióval illetve garanciavállalással mentették ki (Jonung-Kiander-Vartia [2009] p. 94), ez magyarázhatta az 1991. decemberi kamatkiugrást, amely a következő év januárjára lecsengett. Ezt a TRAMO program átmeneti változásnak érzékelté, és az idősor

ábrája alapján is megjelenik az autoregresszív struktúrában, ezért átmeneti dummy bevonásával modelleztem.

4. *Ábra*, A stockholmi bankközi kamatláb (SIBOR) alakulása, 1987-2012

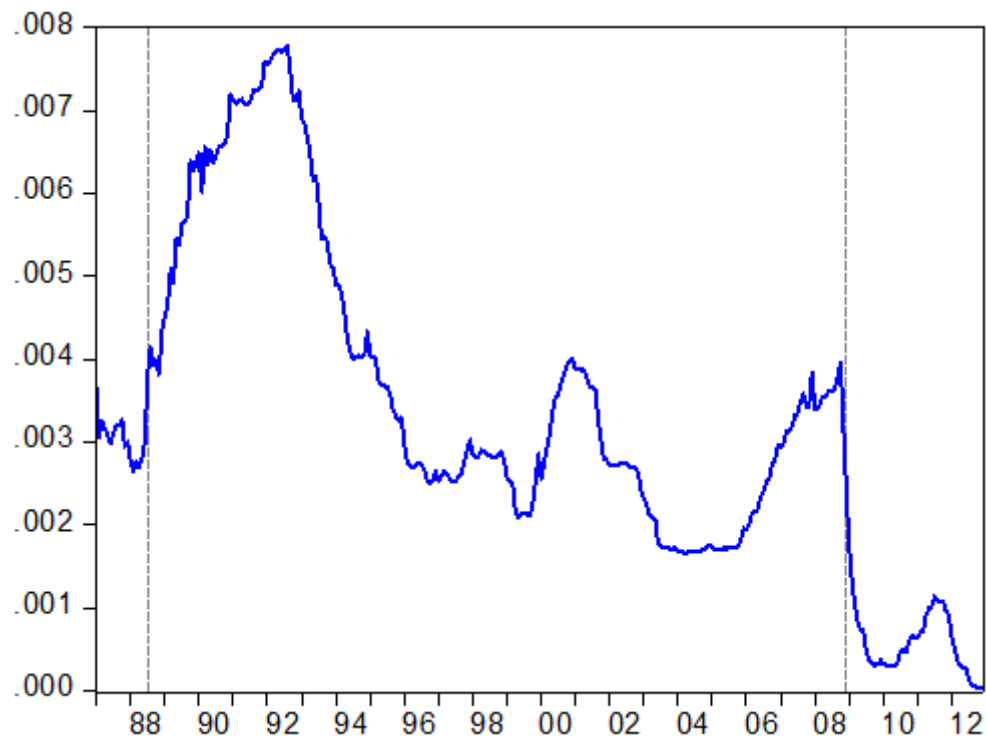


Forrás: Sveriges Rijskbank

Az ábrán a vonalak a 2008-as válság kezdetét, az 1991-es bankcsődök időpontját az 1992 szeptemberi kiugró értéket jelölik

A német bankközi kamatláb (5. *Ábra*) esetében egyrészt a sub-prime válság idején, másrészt 1988 júliusában észleltünk rendellenes megfigyelést. Utóbbi feltehetőleg az 1988 júniusában bevezetett Basel 1. megállapodás (Bank of International Settlements, BIS [2009]) kapcsán kialakult tőkepiaci zavar volt, amelyet tartós intervenció dummyval modelleztem. A német CPI ábráján (6. *Ábra*) észlelt kiugró értékek feltehetőleg az újraegyesítéshez köthetők. 1991 júniusában a Bundesbank féléves jelentésében módosította a pénzmennyiség növekedési ütemének tervezett mértékét (Mishkin-Posen [1997]). Emellett 1991 júliusában emelkedett az energetikai termékek fogyasztási adója is (átlagosan 25%-al, OECD [1992] pp. 25-6). Feltehetően a két beavatkozás hatására megemelkedtek az inflációs várakozások és ennek következtében júliusban és októberben az infláció mértéke is. A svéd esethez hasonlóan ezúttal is intervenció dummykat vontam az egyenletekbe.

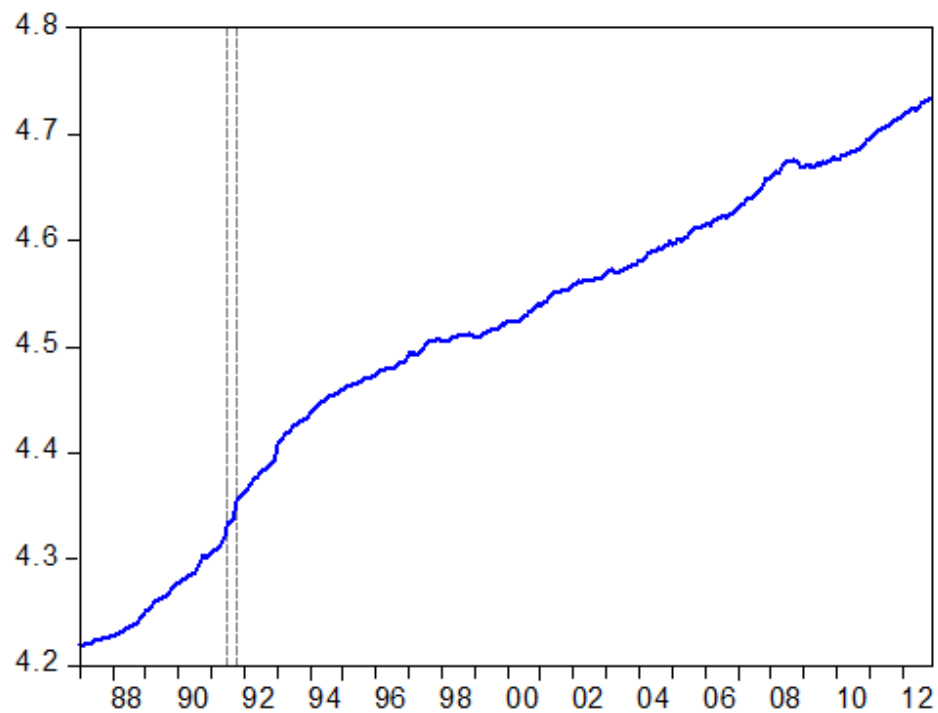
5. *Ábra* Frankfurti bankközi kamatláb (FIBOR) kamatláb, 1987-2012



Forrás: Deutsche Bundesbank

A szaggatott vonalak a Basel I. megállapodást és a 2008-as válság kezdetét jelölik

6. *Ábra*, A német CPI, szezonálisan kiigazított havi adatok, 1987-2012



Forrás: St. Louis FED

A bevont bináris változók leírását a 3. melléklet tartalmazza. A későbbiekben nem ezzel a változattal, hanem egy kevesebb dummyt tartalmazó, szigorított modellel dolgoztam. A megkötés egyrészt az átmeneti dummy bevezetéséből ered. Másrészt a bővített modell becslési eredményeinél szembejövő hogy több együtttható is hasonló értéket vesz fel, ezért ezeket összevontam egy változóba²⁵. Az átmeneti változásokkal együtt többek között teszteltem, hogy a korábban bevont svéd HÉA emelés intervenciók hatása megegyezőnek tekinthető-e, tehát hogy helyettesíthetők-e egyetlen bináris változóval, amely a többi összegeként áll elő. A vizsgálat eredményeit, és az eredeti modell diagnosztikáit a 4. melléklet tartalmazza. A LR próba szerint az eredetileg bevont 14 intervenció dummy helyettesíthető 8 változóval, és az egyszerűsítő feltételezések mellett nem tudjuk elvetni az átmeneti hatásból adódó paraméter megkötést sem.

Az intervencióktól megszűrt VAR modell diagnosztikáit a 3. táblázat tartalmazza. A reziduális ferdeség (α_3) problémája a p érték alapján feltehetőleg minden egyenletben megszűnt. Az LM próba szerint az előzőekhez hasonlóan a hibatag feltehetőleg autokorrelálatlan. Ezen kívül a német- és svéd CPI, valamint SEK/DEM árfolyam egyenletben a Doornik-Hansen próba alapján már a normalitás hipotézise sem vethető el a szokásos szignifikancia szinteken. A továbbiakban a módosított modellel dolgozom tovább.

²⁵ Mi itt a dummykat kontroll változóként alkalmazzuk, az értelmezésük kevésbé érdekes, ezért lehet célszerű összevonni ezeket, hogy kevesebb szabadsági fokot használjon a modell.

3. Táblázat, Az intervenciós dummy változókkal kiegészített VAR(2) modell diagnosztikája

Intervenciószűrt VAR(2) specifikáció diagnosztikája				
Autokorreláció (Godfrey)				
késleltetések száma		df:25	LM	p
1			40,32	0,03
2			36,51	0,06
3			31,01	0,19
4			19,41	0,78
Heteroszkedaszticitás (White)				
LM (keresztzorzatokkal)			1892,31	0,0000
LM (keresztzorzatok nélkül)			675,84	0,0000
Normalitás				
	α_3	α_4	D-H	p
FIBOR	-0,01	4,62	27,71	0,00
SIBOr	0,17	18,57	591,18	0,00
német CPI	0,16	3,30	2,67	0,26
svéd CPI	0,07	2,7	1,16	0,56
SEK/DEM	0,04	3,49	4,15	0,13
p	0,65	0,00		
Doornik-Hansen (df:10)				0,00

A kointegrációs rang meghatározása és a modell eredményei

A kointegrációs rang meghatározása kulcsfontosságú, a később levont következtetések szempontjából, ugyanakkor a kérdés nem egyértelmű. A nyom statisztika kritikus értékei a bevont determinisztikus változóktól függenek. Az általunk bevont intervenciós dummyk, amelyek nem feltételeznek trendtörést a szintváltozóban, így aszimptotikusan nincsenek hatással a nyom teszt eredményeire (Juselius [2006] p 139). Korábban láttuk, hogy a RIP feltétele megegyezik az UIP-vel ezért két kointegráló kapcsolatra számítunk. Ugyanakkor a kointegráció egy statisztikai fogalom, tehát elképzelhető, hogy az elméletileg azonosítható egyensúlyi állapotoknál több kointegráló vektort találunk.

A Johansen-próbát a kointegráló vektorra szigorított trend, és a megkötés nélküli (unrestricted) konstans bevonásával végeztem el. A trend a kointegráló vektorban azért célravezető, mert a CPI adatsorok egyértelműen valamilyen emelkedő trendet követnek, a konstans tagot pedig általában érdemes használni, a skálabeli eltérések megjelenítésére (lásd pl. Juselius [2006] pp. 99-100). A differenciált VAR struktúrából ellenben célravezetőnek tűnik kihagyni a trendet, mert az a szint idősorban négyzetes növekedést jelentene. A trend bevonása esetén tesztelhetjük annak szignifikanciáját, és ennek eredményeként értelemszerűen egyszerűsíthető a modell. A fentiek értelmében a nyom (lásd Juselius 8. fejezet) és maximális sajátérték próbák szerint is a Π mátrix rangja három, így ennek megfelelően becsültem a modellt.

A becsült VECM specifikáció tehát:

$$(14) \quad \Delta x_t = \mu + \Gamma_1^1 \Delta x_{t-1} + \alpha \beta' x_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

ahol a fentiek értelmében α és β' rendre (5x3) és (3x5) mátrixok.

A β' mátrix direkt értelmezése nem feltétlenül célravezető, mert a kointegráló vektorok lineáris kombinációi is kointegráló vektorok, ezért a közgazdaságtanilag értelmes összefüggéseket külön teszteljük. Először a trend szignifikanciáját vizsgáltam (a próbák leírását lásd pl. Johansen-Juselius [1992], ill Juselius [2006] 10. fejezet), melyet részletesen a 4. melléklet tartalmaz. A null-hipotézist, miszerint a trend együtthatói együttesen nullának tekinthetők nem tudjuk elvetni 5% szignifikancia szinten, de 10 %-on már igen. A döntés tehát nem egyértelmű, én a trend benntartása mellett döntöttem.

Az általunk tesztelt erős UIP hipotézis a $[1, -1, 0, 0, 0]$ vektor tesztje²⁶. Johansen-Juselius [1992] szerint ennél megengedőbb, ha nem a hipotetikus (1,-1) kapcsolatot, hanem valamilyen eltérő összefüggést tesztelünk a két változó között. Formalizálva a tesztelt kointegráló vektor $[1, a, 0, 0, 0]$. Ha 'a', a hipotetikus értékhez (-1) közeli, akkor az azt jelenti, hogy a szigorúan értelmezett UIP feltehetőleg valamilyen külső ok folytán stabilan nem teljesül. Ilyen ok lehet például valamilyen adózási különbség vagy tartós kockázati prémium. A leggyengébb változat tágabb összefüggésbe helyezi az UIP-t és párhuzamosan megengedi a többi változó kapcsolatát is ez tehát a $[1, -1, b, c, d]$ hipotézis, amelyet nem tesztelünk, mert három kointegráló vektor esetében azt a konstrukcióból adódóan nem tudnánk elutasítani.

²⁶ Ezt a hipotézist tesztelhetnénk Hamilton [1994 p 582] alapján is, amely esetünkben a kamatláb spread stacionaritásának vizsgálata. Egyrészt az integráltsági fokok vizsgálatnál láttuk, hogy a döntés nem egyértelmű, másrészt, ezzel a módszerrel nem tudnánk azonosítani a rendszer hosszú távú egyensúlyát és a rövid távú dinamikát is.

Az elvégzett próbák eredményeit a 4. táblázat tartalmazza. Az UIP erős változatát (H_1) el tudjuk vetni, minden szokásos szignifikancia szinten. A gyenge változat (H_3) ugyan elfogadható lenne, de a becsült vektor $(-2.41, 1)$, bár az előjelek megfelelőek, nem tűnik relevánsnak, ezért ez esetben is az UIP elvetése mellett döntöttem. A táblázatból az is látszik, hogy a PPP hipotézisét (H_2) az UIP-vel ellentétben nem tudnánk elvetni. Az eredmények tehát lényegében hasonlítanak Passamani [2008], és ellentétesek Stazka [2008] eredményeivel, konkrétan az UIP-t el tudtuk vetni, míg a PPP hosszú távon teljesülni látszik.

4. Táblázat, Hipotézis vizsgálatok eredményei a kiinduló VECM modellben

Hipotézisvizsgálat az intervenciószűrt VECM modellben (n=310)							
	i	i*	p	p*	s	trend	p
H_1	1	-1	0	0	0	0,0000	0,0003
H_2	0	0	1	-1	1	-0,0005	0,0889
H_3	1	-2,41	0	0	0	0,0000	0,6386
H_4	1	-3,51	0	0	0	0	0,0405

A trendtöréses kointegrált VAR modell

Az idősor ábrája kapcsán felmerül a kérdés, hogy nem lehetséges-e hogy a svéd jegybank irányváltása 1992-93 fordulóján tartósan megjelent a kointegráló vektorban is. Láttuk, hogy a CPI idősor alapján az infláció mértéke szemmel láthatóan alacsonyabb volt Svédországban az inflációs célkövetéses időszakban. Bár a trend és konstans törés megjelenítése nem változtatott a szokásos egységgyök teszt eredményein, érdemes lehet vizsgálni a törést a kointegrált VAR kereteiben. A modell nyelvére lefordítva azt vizsgáltam, hogy a kointegráló vektorban az 1993. januári trendtörés bevonása hogyan változtatja meg az eredményeket. A struktúrát más tekintetben változatlanul hagytam, de a módosítások kapcsán további dummy változókat vontam be, amelyek leírását az 5. melléklet tartalmazza. A becsült modell Johansen-Mosconi-Nielsen [2000]²⁷ (2.6 egyenlet) alapján:

$$(15) \quad \Delta x_t = \Gamma_1^1 \Delta x_{t-1} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ trend \\ D_{s93:03} trend \end{pmatrix} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

,ahol D_t az eddigiekhez képest kiegészült $D_{93:02}$ és $D_{s93:03}$ bináris változóval. A kointegrációs rang meghatározása az első esethez hasonló, de a trendtörés és a megkötés

²⁷ A továbbiakban Johansen et al [2000]

nélküli szinteltolódás bevonása miatt a kritikus értékek megváltoznak. Johansen et al [2000] azt javasolja, hogy ilyenkor egy megfelelően választott Γ eloszlással közelítsük a kritikus értékeket, én is eszerint jártam el²⁸. A nyom teszt eredményeit és a módosított p értékeket az 5. melléklet tartalmazza. Az eredeti kritikus értékek alkalmazásával három kointegráló vektort azonosítanánk míg a módosított kritikus értékek alapján csak két kointegráló vektort találunk, ha szigorúan vesszük az 5 % szignifikancia szintet. A döntés nem egyértelmű, én a fentiek ismeretében két kointegráló vektor bevonása mellett döntöttem, mert ez volt kiinduló hipotézisünk, amelyre így már bizonyítékot is találtunk.

5. Táblázat, Hipotézisvizsgálat eredményei a trendtöréses VECM modellben

Hipotézisvizsgálat a trendtöréses VECM modellben (n=310)								
	i	i*	p	p*	s	trend	törés 93:01	p
H ₅	1	-1	0	0	0	0,0014	-0,0014	0,1091
H ₆	0	0	1	-1	1	-0,0136	0,0136	0,2321
H ₇	0	0	1	-1	1	0,0008	-0,0008	0,1888
	1	-0	0	0	0	-0,0239	0,0239	

A CPI idősorok ábrája szerint a svéd jegybank rezsinváltását követően a két országban hasonló mértékű volt az infláció mértéke, ezért azt várjuk, hogy a második időszakban a trend tag és a törés éppen ellentétes hatású lesz, tehát megszűnik a trend. A hipotézisek mellett tehát még egy megkötést tettem, történetesen, hogy a trend és a trendtörés együttthatójának összege zérus. A próbák eredményeit az 5. táblázat második része tartalmazza. Az UIP hipotézisét²⁹ (H₄) már nem tudjuk elvetni, szokásos szignifikancia szinten. A PPP hipotézisét (H₅) az eddigiekhez hasonlóan elfogadhatjuk, viszont egyik esetben sem tudunk sokat mondani a hibakorrekcióról, mert nem ismerjük az α mátrix tagjainak szignifikanciáját. Mivel két kointegráló vektorunk van, egy kézenfekvő megoldás a hosszú távú struktúra közgazdaságtani identifikálása (Juselius [2006] 12. fejezet alapján), amely esetünkben a PPP és UIP együttes hipotézise (H₆) lesz. A null-hipotézist ezúttal is elfogadjuk szokásos szignifikancia szinten, tehát bizonyítékot találtunk a három nemzetközi paritás hosszú távú fennállására. A kamatlábak egyensúlyát az UIP, míg a két ország árszínvonala és az árfolyam hosszú távú egyensúlyát a PPP határozza meg. A kérdés az, hogy

²⁸ Ezt a specifikációt Johansen et al [2000] H₁-nek nevezi

²⁹ Mivel elfogadtuk a null-hipotézist, értelmetlen tesztelni az UIP gyenge változatot

a rendszer hogyan reagál egy sokkhatásra, amely a változókat kitéríti az egyensúlyból. Az identifikáció eredményeként már az α mátrix alapján megadható a rövid távú dinamika, és választ kapunk a kérdésre.

A hibakorrekciós együtthatókat (zárójelben a standard hibákkal) a 6. táblázat tartalmazza, a szignifikáns együtthatókat vastagon szedve. A svéd kamatláb egy sokkhatásra hibakorrekciós magatartást mutat, míg a német kamatláb túllendül (overshooting), mindkét hatás mértéke nagyságrendileg azonos mértékű. Probléma, hogy a két hatás mértéke nagyon alacsony, az egyensúlytól vett eltérésnek várhatóan kevesebb, mint két százaléka épül be a következő havi svéd kamatláb értékébe. Ebből kifolyólag, bár elvben az UIP teljesülhet hosszú távon, gyakorlatilag a rövid távú alkalmazkodás nagyon lassú, ami összességében a hipotézis ellen szól.

Az árfolyam, ezzel szemben nagyon erőteljes reakciót mutat. A gond csak az, hogy a kamatláb különbséget sokk hatására, a szokásos UIP egyenletekhez hasonlóan, a hipotetikussal ellentétes rövid távú reakciót mutat. Tehát ha az egyensúlyhoz képest megemelkedik a svéd kamatláb, az árfolyam erősödik és fordítva. Más szóval, a VECM keretben a hosszú távú struktúra identifikálásával rekonstruáltuk a szokványos, rövid távú UIP-re vonatkozó, elutasító eredményeket.

6. Táblázat,

Hibakorrekció az identifikált modellben

Az alkalmazkodás vektorok (α) UIP és PPP (H_0) esetén		
FIBOR	-0.01856	-0.00065
	(0.0040)	(0.00015)
SIBOR	-0.01706	-0.00073
	(0.0074)	(0.00028)
német CPI	-0.011185	-0.002784
	(0.04465)	(0.00169)
svéd CPI	-0.076287	0.0009652
	(0.06094)	(0.00231)
SEK/DEM	-1.1895	-0.052228
	(0.37534)	(0.01423)

Az inszignifikáns együtthatók kapcsán felmerül a két CPI idősor gyenge egzogenitásának (Juselius [2006] pp. 197-8) tesztje. Mindkét hipotézist el tudjuk vetni, a szokásos szignifikancia szinteken. Ez azt sugallja, hogy valamilyen, árfolyam begyűrűződési hatás (pass through) jelenhet meg a CPI-ben. A PPP egyenletben a hipotézisünknek

megfelelően rövid távú dinamika leginkább az árfolyamot érinti, amely előjelét tekintve megfelelő. A két kamatláb hibakorrektciója bár statisztikailag szignifikáns, közgazdaságtanilag nem jelentős.

Összegezve, a trendtöréssel kiegészített kointegrált VAR modellben nem tudtuk elvetni az UIP és PPP hosszú távú teljesülését sem. Ez az eredmény szemben áll a Stazka [2008] és Passamani [2008] más országbeli tapasztalataival. Ugyanakkor, a rövid távú dinamika nem támasztja alá kellőképpen az UIP hipotézisét, a bizonyítékaink ezen a téren semmiképp sem meggyőzőek. Ezért Stazka[2008] kezdeti elvárásait az UIP kapcsán túlzónak tartom az újonnan csatlakozott országokra vonatkozóan.

A fentebb hivatkozott szerzők ugyanakkor a válság előtti időszakot vizsgálták. Az összehasonlíthatóság kedvéért érdemesebb lehet ezen az intervallumon megismételni az elemzést. Emellett Chinn-Quadyaum [2012] eredményei azt sugallják, hogy a sub-prime válság hatással lehetett a DGP-re. A fentiek következményeként tehát azt vizsgálom, hogy a 2007 decemberét követő időszak elhagyásával változnak-e az eredmények. A szűkített minta 252 megfigyelést tartalmaz.

Robusztusság vizsgálat, a sub-prime válság hatása

Az alkalmazott dummy változók mellett a HQ és AIC is a hosszabb mintához hasonlóan két késleltetést javasol. A megkötés nélküli VAR(2) modell hibatagjainak diagnosztikája javult a válságot is tartalmazó időszakhoz képest (az eredmények máz 5. mellékletben találhatók). Az LM próbák szerint autokorreláció már jó biztonsággal elvethető, és tovább javult a normalitásvizsgálat eredménye is. A rang meghatározása a korábbiaknak megfelelően korlátozott trend feltételezésével történt. A kiinduló modellben három, míg a trendtöréses modellben az előzőekhez hasonlóan két kointegráló vektort találunk a nyom próba alapján. (7. melléklet).

Az UIP és a PPP tesztjeit a 7. táblázatban foglaltam össze. A korábbi eredményeink robusztusak abban a tekintetben, hogy az UIP erős változatát (H_9) elvetjük, míg a PPP-t (H_7) és az UIP gyenge változatát (H_{10}) nem. Utóbbi esetben a becült vektor [1,-2.13] az előzőhöz hasonlóan nem tűnik közgazdaságtanilag interpretálhatónak. Összességében a bizonyítékaink ismét az UIP elvetése mellett szólnak.

A trendtöréses modell esetében a fentiekhez hasonlóan megváltoznak az eredmények. A trendre vonatkozó megkötéssel együtt is mind az UIP (H_{11}), mind pedig a PPP (H_{13})

elfogadható, szokásos szignifikancia szinten. A PPP és UIP-t együttesen (H_{14}) csak 1%-on tudnánk elfogadni, ezért az UIP egyenletben megengedtem a jegybanki rezsimváltás után is a trend hatást. Ezt a specifikációt (H_{15}) már meggyőző szignifikancia szinten elfogadhatjuk. Ugyanakkor, a pontbecslés alapján kijelenthetjük, 1993-tól kezdve a trend hatás közgazdaságtanilag megszűnt (a két együttható különbsége 0.00003). A változó tehát csak statisztikailag szignifikáns, ezért végül a teljesen megkötött (H_{14}) elfogadása mellett döntöttem és így annak alkalmazkodásvektorait vizsgáltam.

7. Táblázat, Az UIP és PPP tesztjei a válság nélkül vizsgált VECM modellben

Intervenciószűrt VECM modell (r=3, n=250)								
	i	i*	p	p*	s	trend	p	
H ₇	0	0	1	-1	1	-0,0011	0,8269	
H ₈	0	0	1	-1	1	0	0,0053	
H ₉	1	-1	0	0	0	0,0000	0,0005	
H ₁₀	1	-2,41	0	0	0	0,0000	0,6386	
Trendtöréses VECM modell (r=2, n=250)								
	i	i*	p	p*	s	trend	törés 93:01	p
H ₁₁	1	-1	0	0	0	-0,0006	0,0006	0,1097
H ₁₂	1	-1	0	0	0	0	0	0,0013
H ₁₃	0	0	1	-1	1	0	0	0,2226
H ₁₄	1	-0	0	0	0	0	0	0,0147
	0	0	1	-	1	-0,0071	0,0071	
H ₁₅	1	-0	0	0	0	0	0	0,3142
	0	0	1	-	1	-0,0071	0,0071	
H ₁₆	1	-0	0	0	0	0	0	0,0007
	0	0	1	-	1	-0,0071	0,0071	

Az alkalmazkodás vektorokat a 8. táblázat tartalmazza. A két CPI idősorhoz tartozó együttható ezúttal sem szignifikáns, a gyenge egzogenitásukat viszont elvethetjük szokásos szinten. Sem a PPP, sem pedig a UIP egyenletben lényegi változást nem történt. A két kamatláb közül továbbra is a SIBOR folytat hibakorrekciót, a FIBOR pedig túllendül, a két hatás mértéke pedig nagyságrendileg hasonló, viszont a pontbecslések elmaradnak a válsággal együtt vizsgált időszakitól és a különbségek statisztikailag is szignifikánsak. Az egyensúly tehát elméletileg ezúttal is létezik, de nagyon lassan áll helyre. Az árfolyamhoz tartozó korrekciós együttható továbbra is szignifikánsan negatív, bár a kamatlábakhoz hasonlóan a hibakorrekciós együttható pontbecslése ugyan elmarad a válsággal vizsgált periódusétól, statisztikailag nem különbözik attól. Az eredmények tehát azt sugallják, hogy a válság

hatással volt a UIP-re, de inkább a rövid távú struktúrát érintette.

8. Táblázat, Hibakorrekció az identifikált válság nélküli VECM-ben³⁰

Az alkalmazkodás vektorok (α) UIP és PPP (H_{14}) esetén		
FIBOR	-0.00974	-0.00079
	(0.00238)	(0.00021)
SIBOR	-0.00746	0.00073
	(0.00474)	(0.00041)
Német CPI	0.01946	0.00029
	(0.02272)	(0.00233)
Svéd CPI	0.00338	0.00269
	(0.03067)	(0.00306)
SEK/DEM	-0.73049	-0.0667
	(0.20858)	(0.0179)

Összességében a válság időszakának kizárásával nem változtak az eredményeink. Az UIP-t és a PPP-t is a trendtörés engedélyezésével elfogadjuk. Ugyanakkor, míg az utóbbi kapcsán a hibakorrekció (még ha lassú is), az elméletnek megfelelő, az UIP egyenletben nagyon erőteljes az árfolyamra gyakorolt hatás, a kamatláb különbség pedig nagyon lassan áll vissza az egyensúlyi szintre. A vizsgálat után rátehetünk az összegzésre.

³⁰ A szignifikáns (1.6-nál magasabb t arányú tagok) ismételtén vastagon szedve

Összefoglalás

Dolgozatomban Svédország és az euró-zóna viszonylatában teszteltem a fedezetlen kamatparitás hipotézisét. A kérdés azért merült fel, mert Stazka [2008] és Passamani [2008] elemzése is valójában ezen az implicit feltételezésen alapul. A válasz azért nem volt nyilvánvaló, mert ahogy láttuk, UIP teljesülését általában elvetik az empirikus vizsgálatok. A rejtélyre vonatkozóan a közgazdászok a mai napig nem álltak elő igazán meggyőző magyarázatot. Az általunk érintett modellek vagy a devizapiacok egy-egy aspektusát emelték ki, vagy az UIP statisztikai elvetése melletti érvként értelmezhetők. A modellek egyik tanulsága, hogy a rövid és hosszú távon külön kezelendő a kérdés.

Az elsőként bemutatott, Fama típusú UIP egyenlet nem vezetett használható eredményre, ezért bonyolultabb, VECM keretben folytattam a vizsgálatot, amelyben lehetőség nyílt a rövid távú dinamika és a hosszú távú egyensúly külön kezelésére is. A kiinduló VAR modellben, a 90-es évek eleji, illetve a 2008-ban kitörő válság okozta gazdaságpolitikai beavatkozásokat intervenciós dummy változókkal jelenítettem meg. A determinisztikus tagok hatására a diagnosztika a lényegi szempontokat figyelembe véve megjavult. Az ECM modell eredményei Passamani [2008] tanulmányához hasonlóak voltak. A PPP-vel ellentétben az UIP hipotézisét el tudtuk vetni, szokásos szignifikancia szinteken.

A fent említett intervenciókon túlmenően, a svéd monetáris politika 1993. januári rezsimváltását strukturális törésként beépítve eltérő eredményeket kaptunk. A trendtöréses VECM modellben az UIP és a PPP sem külön, sem együttesen sem volt elvethető. A trendtöréses modellben nyom próbák alapján már csak két kointegráló vektort becsültünk, amelyeket az UIP és PPP összefüggéseként sikerült azonosítani. Összességében tehát hosszú távon nem vethető el az UIP fennállása Svédország és az euró-zóna viszonylatában, és az eredmények robusztusak a válság időszakának kihagyására. Ugyanakkor a feltett kérdésre a válasz mégsem egyértelmű „igen”.

Az UIP összefüggésében bár a svéd kamatláb hibakorrekciót mutat, az euró kamatláb nagyságrendileg azonos túllendülése nagymértékben lassítja, vagy talán teljesen megszünteti az egyensúlyhoz való konvergenciát. Továbbá figyelembe kell venni, hogy a rövid távú struktúrában az árfolyam a kamatkülönbözet hatására az UIP szerintivel ellentétesen mozdul el. Az ECM modell így a szakirodalom eredményeivel összhangban reprodukálta az UIP rövid távú rejtélyét, de ez is inkább a hipotézis teljesülése ellen szól.

Mivel a kiinduló kérdésre adott válasz összességében nem egyértelmű, ezért Stazka [2008] és Passamani [2008] érvelését sem tartom kielégítőnek. A visegrádi négyeknél fejlettebb Svédország esetében sem igazán erősek az UIP melletti bizonyítékok, ezért a nemzetközi paritások általános teljesülésének elvárása nem tűnik reálisnak. Az eredmények (bár ezt a hipotézist csak érintőlegesen vizsgáltuk) egyébként a PPP-t alátámasztani látszóttak, a vártnak megfelelő árfolyam hibakorrekciónal.

A fentiek mellett fontos még megemlíteni, hogy eredményeink feltételesek abban az értelemben, hogy a trendtörés idejét önkényesen határoztuk meg és így minden állítás ezen feltételezéssel együtt feltételes. Ezen kívül a robusztusság vizsgálat eredményei azt sugallták, hogy a 2008-ban kitörő sub-prime válság hatással lehetett a rövid távú dinamikára, feltehetőleg gyorsította azt. Ezen kérdések megválaszolása további kutatási kérdés marad.

Felhasznált irodalom

Alexius, A. Sellin, P. [2012]: "Exchange Rates and Long-Term Bonds", *The Scandinavian Journal of Economics*, Volume 114, Issue 3, pp. 974–990, September 2012

Backus, D. Gavazzoni, K. Telmer, F. C. Zin, S. E. [2010]: "Monetary Policy and the Uncovered Interest Parity Puzzle", NBER Working Paper No. 16218

Bank of International Settlements [2009]: "History of the Basel Committee and its Membership", BIS honlapjáról, letölthető az alábbi URL-ről:

<http://www.bis.org/bcbs/history.pdf>, letöltés ideje: 2013.03.11. 15:45

Bod Péter Ákos [2010]: Gazdaságpolitikai döntések válságos időkben, A magyar eset (2008-2010), Századvég kiadó, Budapest

Burnside, C. A. Eichenbaum, M. S. Kleschelsky, I. Rebelo, S. [2008]: "Do Peso Problems Explain the returns to the carry trade?" NBER Working Paper No. 14054

Chang S. [2013]: "Can cross-country portfolio rebalancing give rise to forward bias in FX markets?", *Journal of International Money and Finance* Vol. 32, pp. 1079-1096

Chinn, M.D., Meredith, G. [2004]. "Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity." IMF Staff Papers 51 (3): 409-30.

Chinn, M.D., Meredith, G. [2005].: "Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era", NBER Working Paper No. 11077

Chinn, M. D. Quayyum, S. [2012]: "Long Horizon Uncovered Interest Parity Re-Assessed", NBER Working Paper No. 18482

Christensen M. [2000]: "Uncovered interest rate parity and policy behaviour: new evidence". *Economics Letters* 69 pp. 81-87

Clarida, R. Gali, J. Gertler, M., [1998].: "Monetary policy rules in practice Some international evidence," *European Economic Review*, vol. 42(6), pp. 1033-1067, June.

Cochrane, J. H. [2001]: Asset Pricing, Princeton: Princeton University Press.

Darvas Zs. Rappai, G. Schepp, Z. [2006]: "Uncovering Yield Parity: A new insight into the UIP puzzle through the stationarity of long maturity forward rates," DNB Working Papers 098, Netherlands Central Bank, Research Department.

Európai Központi Bank [1998]: Sajtóközlemény, 1998.december 31.: Determination of the euró conversion rates letölthető az alábbi URL-ről (letöltés ideje 2013.március 24. 11:19):
http://www.ecb.int/press/pr/date/1998/html/pr981231_2.en.html

Englund, P. [1999]: "The Swedish Banking Crisis, Roots and Consequences", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 15, No. 3

- Evans, M. D. Lyons, R.K. [2007]: "Exchange Rate Fundamentals and Order Flow," NBER Working Papers 13151
- Fama, E. F. [1984]: "Forward and spot exchange rates". *Journal of Monetary Economics*, 14 (3), 319–338
- Hamilton, J. D. [1994]. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hansen, L. P. Robert J. Hodrick [1980]. : "Forward Rates as Unbiased Predictors of Future Spot Rates." *Journal of Political Economy* 88: pp. 829-53.
- Hansen, L. P. Hodrick R.J. (1983): "Risk Averse Speculation in the Foreign Exchange Market: An Econometric Analysis of Linear Models", *Exchange Rates and International Macroeconomics* pp. 113-141, NBER, 2003, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Huang, D. R. Stoll, H. R. [1997]: "The Components of the Bid-Ask Spread: A General Approach", *The Review of Financial Studies*, 1994 Vol. 10 No. 4 pp. 995-1034
- Ingves [2006]: "Inflation-targeting and the Swedish framework and experience", beszéd, letöltve a svéd nemzeti bank honlapjáról,
<http://www.riksbank.se/en/Press-and-published/Speeches/2006/Ingves-Inflation-targeting---the-Swedish-framework-and-experiences/> letöltés ideje: 2013.március 3. 22:10
- Jonung, L. Kiander, J. Vartia, P. [2009] : *The Great Financial Crisis in Finland and Sweden: The Nordic Experience of Financial Liberalization*, Edward Elgar Publishing, Gheltenham, UK
- Johansen, S Juselius, K.[1992]: "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for the UK", *Journal of Econometrics*, Vol. 53, No. 1-3, pp. 211-244.
- Juselius, K. MacDonald, [2004]: "International Parity Relationships Between Germany and the United States: A Joint Modelling Approach, " Working Paper", No. 2004/08, University of Copenhagen, Department of Economics, Finance Research Unit, Copenhagen
- Juselius, K. [2006], *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press, Oxford
- Krasker, W. [1980]. : "The 'Peso Problem' in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets." *Journal of Monetary Economics* 6: pp. 269-276.
- Kugler, P. [2000]: "The expectation hypothesis of the term structure of interest rates, open interest rate parity and central bank policy reaction". *Economics Letters*, 66, pp. 209-214.
- Lyons R. D. [2001]: *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, The MIT Press, London, UK.
- Mark N. C. [2004]: *International macroeconomics and finance : Theory and econometric methods*, 6. fejezet, Blackwell , Oxford, UK

- McCallum, B.T. [1994.]: "A reconsideration of the uncovered interest parity relationship". *Journal of Monetary Economics*, 33, pp. 105-132.
- Meredith, G. Ma, Y. [2002]: "The Forward Premium Puzzle Revisited". International Monetary Fund Working Paper No. 2002/28.
- Mishkin, F. S. Posen, A. S. [1997]: "German Monetary Targeting: A Precursor to Inflation Targeting" Federal Reserve Bank of New York, Economic Policy Review, Vol. 3 No. 3.
- Nielsen, H. B. [2004]: "Cointegration analysis in the presence of outliers". *Econometrics Journal* volume 7, pp. 249-71
- Obstfeld, M. Rogoff, K.: *Foundations of International Macroeconomics*, 4. fejezet, MIT Press, London, UK.
- OECD [1991]: *1990/1991 OECD Economic Surveys Sweden*, OECD Publications, Párizs
- OECD [1992]: *1991/1992 OECD Economic Surveys Germany 1991-1992*, OECD Publications, Párizs
- Passamani, G. [2008]: "The process of convergence towards the euró for the Visegrad-4 countries". Università degli studi di Trento, Discussion Paper No. 28
- Perron, P. [1989]: "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis" , *Econometrica*, vol. 57(6), pp. 1361-1401, November
- Perron. P. [1997]: "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables," *Journal of Econometrics*, vol. 80 (2), pp. 355-385, Október
- Pesaran, H. M. Timmermann, A. [1992]: "A Simple Nonparametric Test of Predictive Performance", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 4. pp 461-5
- Rijksbank [1993]: Press Release The Rijksbank's target for monetary policy http://www.riksbank.se/Upload/Dokument_riksbank/Kat_publicerat/Pressmeddelanden/930115e.pdf , letöltés ideje: 2013. március. 2. 18:14
- Rogoff, K. [1996]: "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature* Vol 34, 647-68
- Sarno, L. [2005]: "Towards a Solution to the Puzzles in Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?" *Canadian Journal of Economics*, 38, pp. 673-708
- Sarno, L. Valente, G. Leon, H. [2006]: "Nonlinearity in Deviations from Uncovered Interest Parity: An Explanation of the Forward Bias Puzzle". International Monetary Fund Working Paper No. 06/136.
- Sarno, L. Taylor, M.P. [2003]: *The economics of exchange rates*, Cambridge University Press, New York

Stazka, A. [2008]: "International Parity Relations between Poland and Germany: A Cointegrated VAR Approach", Bank I Kredyt, Working Paper No 3/2008.

Woolridge, J. F. [2002]: *Introductory Econometrics*. második kiadás, South-Western, Nashville

Woolridge, J. F. [2012]: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, London

Mellékletek

1. Melléklet, Az AR(1) modell becslési output és diagnosztika, és

A korrelogramm alapján az AR(1) modell tűnt a legjobbnak, ezt megerősíti, hogy az AR(2) modellben a második tag együtthatója már inszignifikáns volt. A becslt egyenlet tehát:

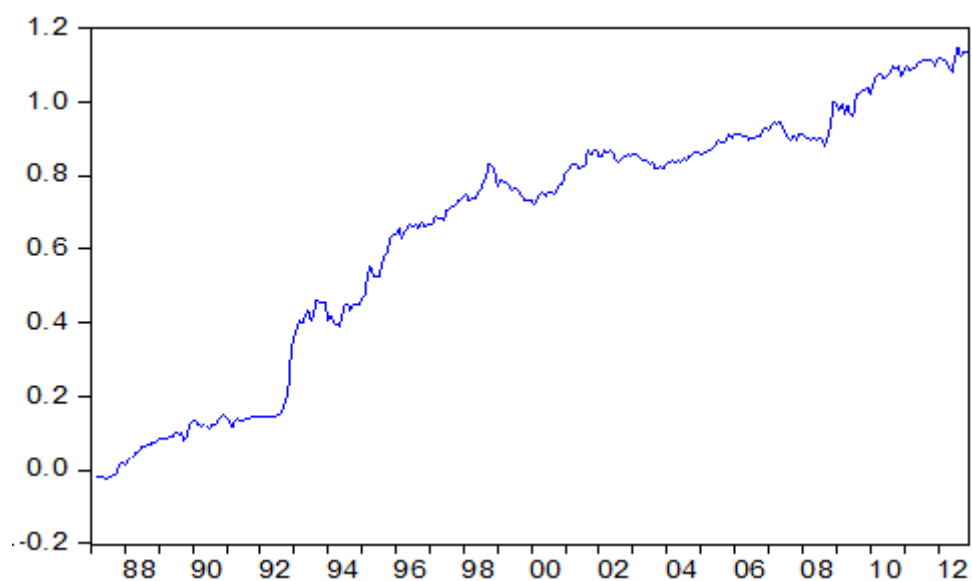
$$\widehat{\Delta s_{t+1}} = \frac{0.000}{(0.001)} + \frac{0.316}{(0.054)} \Delta s_t$$

$$n=310, R^2=0.099$$

A konstans inszignifikáns, míg az AR(1) tag együtthatója szignifikáns és elvben egy előző havi egy százalékos árfolyam növekedést várhatóan 0,32 százalékos növekedés követ. 5% szignifikancia szinten már éppen nem tudnánk elvetni a hibatag autokorrelációjára vonatkozó hipotézisünket, a hibatag eszerint fehér zajnak tekinthető. A hibatag normalitása viszont elvethetjük, az eloszlás enyhén jobbra ferde és csúcsosabb is a normálisnál. Az AR(1) modellből egy időszak előrejelzett értékek előjelét generáltam és az ezzel a stratégiával elérhető kumulált loghozamot állítottam elő, ezt neveztem az AR(1) modell által implikált stratégiának. Először a stratégia előjelét vizsgáltam a Pesaran-Timmermann próbával (Pesaran-Timmermann [1992]). A próbafüggvény értéke 2.02, így minden szokásos szignifikancia szinte elvethetjük a null-hipotézist, miszerint az előrejelzett, és a valódi eltérések egymástól függetlenek. Ez tehát azt jelenti a modellünk a véletlennél jobban jelzi előre az árfolyammozgás előjelét, ami a hatékony piacok ellen szólna. Ugyanakkor érdemes lehet megvizsgálni a stratégia által implikált hozamot. A hozam 114,2 logszázalék, tehát $e^{1,14}-1 = 2.143$, (214,3 százalék) kumulált hozam 26 év alatt³¹ Ez mindössze 2,95 % évi nominál hozamnak felelne meg, amely elmarad a kockázatmentestől. (viszonyításként a német bankközi hozam átlaga 3,9 % volt ugyanebben az időszakban)

³¹ Az AR(1) modell miatt eggyel kevesebb időszakra vonatkoztatunk, de ez érdemben nem változtatja az eredményeket

1.1 Ábra, Az AR(1) modellből származtatott stratégia empirikus hozamának alakulása



2. Melléklet, Megkötés nélküli VAR(2) modell diagnosztikái

VAR(2) specifikáció diagnosztikája				
Autokorreláció (Godfrey)				
késleltetések száma	df:25		LM	p
1			62.20433	0.0001
2			55.57230	0.0004
3			54.63407	0.0005
4			66.73101	0.0000
Heteroszkedaszticitás (White), df:300				
LM (keresztiszorzatokkal)			2129.471	0.0000
LM(keresztiszorzatok nélkül)			896.9077	0.0000
Normalitás				
	α_3	α_4	J-B	p
eq. 1	0.246874	5.160973	40.26662	0.0000
eq. 2	2.542733	16.20114	186.7323	0.0000
eq. 3	1.097041	7.629688	56.18165	0.0000
eq. 4	9.575230	142.9501	4833.832	0.0000
eq. 5	0.338690	5.233230	39.81007	0.0000
p	0.0000	0.0000		
Hansen-Doornik df:10			5156.823	0.0000

3. Melléklet, Az intervenciók pontos leírása, és az implicit paramétermegkötések tesztje

A VAR(2) modell egyenleteiben észlelt rendellenes megfigyelések (azaz 3,5 se-nél nagyobb reziduumok) összefoglaló táblázata.

A 3.5 se-nél nagyobb reziduumok helye

	FIBOR	svéd CPI	német CPI	SIBOR	SEK/DEM
júl.88	1				
jan.90		1			
febr.90				1	
márc.90		1			
okt.90				1	
jan.91		1			
febr.91		1			
júl.91			1		
okt.91			1		
dec.91				1	
jan.92				1	
nov.92				1	
dec.92					1
jan.93		1	1		
márc.95					1
nov. 08	1				
dec. 08		1			

A VAR modellbe az alábbi intervenciók dummykat illesztettem, tehát a determinisztikus komponensek a trend és konstanson kívül az alábbi tényezőket tartalmazzák:

D88:07, D90:01, D90:03, D90:07, D91:01, D91:02, D91:10, D91:11, D91:12, D92:01, D92:12, D93:01, D08:12, D09:01

ahol, mindegyik változó tartós hatású intervenciók dummy (permanent intervention dummy, Juselius [2006] p 102) $D_{yy_mm}=I(t=yy_mm)$, ahol I az indikátorfüggvény, amely a zárójelben lévő kifejezés teljesülése esetén 1 értéket vesz fel egyébként 0-t. Például $D_{90_01}=I(t=90_01)$, 1990 januárban 1, minden más időben 0 értéket felvevő változó.

Az alábbi paramétermegkötéseket teszteltük:

H_0 :

$$\beta_{90:03} = -\beta_{90:03} = -\beta_{91:01}$$

$$\beta_{90:07} = 2.85 \beta_{90:01}$$

$$\beta_{90:10} = -\beta_{90:11}$$

$$\beta_{91:12} = -\beta_{92:01}$$

$$\beta_{88:07} = -0.75 \beta_{09:01}$$

4. Melléklet, Az intervenciós dummykkal kiegészített modell diagnosztikája és a megkötések tesztje

Intervenciósúrt VAR(2) specifikáció diagnosztikája				
Autokorreláció (Godfrey)				
késleltetések száma		df:25	LM	p
1			33.60739	0.1166
2			39.17351	0.0354
3			34.91334	0.0898
4			19.49998	0.7725
Heteroszkedaszticitás (White)				p
LM (keresztzorzatokkal)			1858.498	0.0000
LM(keresztzorzatok nélkül)			702.8113	0.0000
Normalitás (Doornik-Hansen)				
	α_3	α_4	D-H	p
FIBOR	0.008266	4.423238	22.67774	0.0000
SIBOR	0.193235	18.01597	566.2475	0.0000
német CPI	0.164866	3.386606	3.476261	0.1758
svéd CPI	0.061134	2.534925	2.882977	0.2366
SEK/DEM	0.007427	3.266628	1.648362	0.4386
p	0.6017	0.0000		
Doornik-Hansen df:10			596.9328	0.0000

A 3. mellékletben leírt hipotézisre elvégzett LR próba eredménye. A megkötés nélküli modellben egyenletenként öttel több változó és így 30-al több becsült paraméter van, így ennyi a LR próba szabadsági foka.:

	Lur	Lr	df	LR	p
LR	8399.961	8384.371	30	31.18	0.406597
AIC	-53.3546	-53.4476			
SIC	-51.7876	-52.2422			

Hipotézisvizsgálat a VECM modellben

L_{ur}	L_r	df	p	
8371.926	8368.519	3	6.814	0.0787

5. Melléklet, Determinisztikus változók és nyom próba a trendtöréses modellben

A trendtörést, szinteltolódás dummyval jelenítettem meg a differenciált idősorban, mindkét változót kettővel késleltetve és az időszak első két megfigyelését külön dummy változóval kódoltam. (Johansen et al. [2000], illetve Joyeaux [2001] alapján). A bevont új megkötés nélküli változók tehát:

$D_{93:02}$, $D_{s93:03}$,

ahol $D_{s93:03}$: szinteltolódás dummy 93:03-tól kezdődő időszakra (0,0,0,...,1,1,1...) (lásd pl. Juselius [2006] p 109), vagy formálisabban $D_{s93:03} = \sum_{t=T_1}^{08:12} D_t$, ahol $T_1=93:03$

A kointegráló vektorba korlátozva a trenden kívül az alábbi változó került: $D_{s93:03}trend$

A Nyom próbák eredményei a trendtöréses modellben

A nyom teszt eredményeit az alábbi táblázat foglalja össze, az össze. Az első oszlopban a hipotézis szerint a kointegráló vektorok száma (r), majd a becsült sajátérték (λ) látható (a null-hipotézis szerint ez zérus), a második oszlopban a nyom teszt próbafüggvény értéke, a harmadikban (p) az eredeti p értékek, míg a negyedikben a Johansen et al [2000] alapján számított p értékek. A táblázat utolsó két oszlopában a közelítéshez használt Γ eloszlás várható értékét és varianciáját adtam meg

Nyom próbák eredményei³²

Trend a kointegráló vektorra korlátozva, konstans korlátozatlanul						
r	λ	Trace	p	p*	E	Var
0	0.20901	168,15	0.0000	0.0000	81.844	137.4747
1	0.18408	95.462	0.0018	0.0012	60.7676	99.2936
2	0.08874	54.348	0.0270	0.0589	40.8232	66.9976
3	0.055425	26.93	0.1001	0.2698	23.4597	39.8811
4	0.030908	9.733	0.1423	0.4363	9.6764	18.0894

³² A töréspont relatív helye: 0.229

6. Melléklet, Válság nélküli korlátozatlan VAR modell, diagnosztikája

Intervenciószűrt VAR(2) specifikáció diagnosztikája				
Autokorreláció (Godfrey)				
késleltetések száma	df:25	LM	p	
1			32.05690	0.1564
2			38.36702	0.0426
3			19.04706	0.7949
4			25.20343	0.4510
Heteroszkedaszticitás (White)				p
LM (keresztsszoratokkal)		1688.428	0.0000	
LM(keresztsszorastok nélkül)		585.0144	0.0001	
Normalitás (Doornik-Hansen)				
	α_3	α_4	D-H	p
FIBOR	0.271071	3.995005	10.50685	0.0052
SIBOR	0.186594	14.08758	329.3263	0.0000
német CPI	0.282505	3.443113	4.537831	0.1034
svéd CPI	0.159709	2.786677	1.541041	0.4628
SEK/DEM	0.092920	3.632469	5.450508	0.0655
p	0.0899	0.0000		
Doornik-Hansen df:10			351.3625	0.0000

7. Melléklet, A trendtöréssel módosított nyom próba eredménye, válság nélküli időszak

A Nyom próba eredményei a válság nélküli modellben³³

Trend a kointegráló vektorra korlátozva, konstans korlátozatlanul						
r	λ	Trace	p	p*	E	Var
0	0.2113	160.81	0.0000	0.0000	83.3557	140.1834
1	0.1664	101.46	0.0000	0.0004	62.1412	101.4797
2	0.0966	55.946	0.0011	0.0562	41.9834	68.6891
3	0.0797	30.556	0.0104	0.1637	24.3419	41.0523
4	0.0384	9.78	0.1401	0.6475	10.1753	18.5012

³³ A táblázat felépítése az 5. mellékletbelivel megegyező, a töréspont relatív helye: 0.286