



MNB Füzetek

2004/5

Világi Balázs*

DUÁLIS INFLÁCIÓ ÉS REÁLÁRFOLYAM A NYITOTT GAZDASÁGOK ÚJ MAKROÖKONÓMIÁJA MEGKÖZELÍTÉSÉBEN

2004. május

* Köszönettel tartozom értékes megjegyzéseikért a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetemen és a Magyar Nemzeti Bankban tartott szemináriumok résztvevőinek, valamint személy szerint Benczúr Péternek, Hugo Rodríguez Mendizabalnak, Simonovits Andrásnak és Vincze Jánosnak. A fennmaradó hibákért természetesen engem terhel a felelősség.

Online ISSN: 1585 5597

ISSN 1219 9575

ISBN 963 9383 44 9

Világi Balázs: vezető elemző, Közgzdasági főosztály, Kutatási osztály
E-mail: vilagib@mnb.hu

E kiadványsorozat a Magyar Nemzeti Bankban készült elemző és kutató munkák eredményeit tartalmazza, és célja, hogy az olvasókat olyan észrevételekre ösztönözze, melyeket a szerzők felhasználhatnak további kutatásaikban. Az elemzések a szerzők véleményét tükrözik, s nem feltétlenül esnek egybe az MNB hivatalos véleményével.

Magyar Nemzeti Bank
1850 Budapest
Szabadság tér 8-9.
Tel: 428-2600
<http://www.mnb.hu>

Kivonat

Ebben a tanulmányban azt vizsgáljuk, hogy a feltörekvő piacokon gyakran megfigyelhető tartós duális infláció, azaz a szolgáltatások és az iparcikkek inflációs rátájának szignifikáns mértékű eltérése, valamint az ezzel együttjáró hosszútávú reálfelértékelődés miként illeszthető be a nyitott gazdaságok új makroökonómiájának a modelljeibe, melyek segítségével elsősorban a nominális és reálváltozók kapcsolatát, így például a nominális és reálárfolyam összefüggéseit vizsgálják nominális merevségek feltételezése mellett.

Megmutatjuk, hogy az aszimmetrikus termelékenységi sokkoknak a reálárfolyamra gyakorolt hatása érzékeny a piacszerkezetre tett feltevésekre, és a nyitott gazdaságok új makroökonómiájának a modelljei csak akkor egyeztethetőek össze a Balassa-Samuelson hatással, ha feltételezik bennük a nemzetközi ársziskriminációt.

Megmutatjuk, hogy a nominális merevségek és a beruházások igazodási költségei következményeként a vállalatok határköltségét még konstans skálahozadékok mellett is befolyásolják keresleti hatások, aminek eredményeként az aszimmetrikus termelékenységi sokkok hatása csökken a szektorális az inflációs különbségre. Továbbá ilyen feltételek mellett alternatív tényezők is képesek lehetnek az inflációs különbséget befolyásolni. Numerikus szimulációink szerint azonban önmagukban ezekkel az alternatív tényezőkkel, termelékenységi sokkok nélkül nehezen magyarázható az empirikusan megfigyelhető tartós duális infláció és reálfelértékelődés.

Kulcsszavak: Duális infláció, reálárfolyam, nyitott gazdaságok új makroökonómiája, Balassa-Samuelson hatás.

JEL klasszifikációs szám: E31, F41.

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés	1
2. A vizsgált problémák áttekintése	3
3. A modell	7
3.1. Háztartások	9
3.2. Termelés	12
3.3. Exportkereslet	18
3.4. Egyensúlyi feltételek és reálárfolyam mutatók	18
3.5. A loglinearizált modell	18
3.6. A modell megoldása és parametrizálása	23
4. A nominális és a reálárfolyam kapcsolata	24
4.1. Az empirikus eredmények áttekintése	24
4.2. Szimulációs eredmények	25
5. A Balassa - Samuelson hatás	31
5.1. Az empirikus eredmények áttekintése és az elméleti háttér	31
5.2. Szimulációs eredmények	35
5.3. Egyéb kapcsolódó problémák	38
6. Az inflációs különbséget befolyásoló egyéb tényezők	39
6.1. Az empirikus eredmények áttekintése és az elméleti háttér	39
6.2. Szimulációs eredmények	40
7. Következtetések	42
A. Függelék	44
A.1. A modell stacioner állapota	44
A.2. Ragadós bér- és árképzés	46
A.3. A modell másodrendű momentumai	53
Hivatkozások	55

1. Bevezetés

A nemzetközi makroökonómia érdeklődésének a fókusza jelentősen módosult az utóbbi évtizedben. A hagyományos megközelítésmód szerint a reálárfolyam mozgások fő oka a *tradable* (T) és *non-tradable* (N) szektorok¹ relatív árának, az úgynevezett *belső reálárfolyamnak* a változásai. Ez logikus következménye a megközelítésmód feltevéseinek, miszerint nemzetközi szinten meglehetősen homogén az árszerkezet, a *vásárlóerőparitás* (*purchasing power parity*, PPP) a meghatározó és a heterogenitás egyetlen forrása az országokon belüli T és N szektor megkülönböztetése. Ezzel szemben a jelenlegi megközelítés szerint a fogyasztási jószágok piaci nemzetközi szinten meglehetősen szegmentáltak, a PPP kevés magyarázó erővel bír és a reálárfolyam fő meghatározója a *külső reálárfolyam*, azaz a belföldi és külföldi T szektorok ugyanazon valutában kifejezett árindexének a hányadosa. Ez a hangsúlyeltolódás nem véletlen, hiszen az empirikus kutatások megkérdőjelezték a hagyományos megközelítés állításait, mint például Engel (1999) és Rogoff (1996) tanulmányai. Amint azt Obstfeld (2001) írásában megjegyezte, az empirikus eredmények azt támasztják alá, hogy a T szektor fogyasztási termékeinek a piaci legalább annyira elszigeteltek egymástól, mint azt az N szektorok esetében hagyományosan feltételezték.

A Bretton-Woods-i rendszer összeomlása és a mind elterjedtebbé váló lebegő árfolyamrendszerek lehetővé tették a nominális és a reálárfolyam közötti kapcsolat alaposabb empirikus tanulmányozását: Amint azt először Mussa (1986) dokumentálta, kiderült, hogy a nominális és a reálárfolyamok mozgása szorosan korrelál egymással, továbbá a reálárfolyam és a nominális árfolyam ingadozásának a mértéke szorosan összefügg. Mindezen empirikus eredmények magyarázatának igénye hívta életre az Obstfeld és Rogoff (1995) cikkével kezdődő *nyitott gazdaságok új makroökonómiáját* (*new open economy macroeconomics*, NOEM), amely mikroökonómialig megalapozott modelljeiben az árszerkezet heterogenitása és a *nominális merevségek* – azaz a ragadós árak és bérek – feltevését kombinálta.

Az újabb empirikus kutatások által hangsúlyozott tényektől függetlenül azonban továbbra is igaz az, hogy elsősorban a gyorsan növekvő, illetve felzárkozó országok esetében a belső reálárfolyam mozgása nagy jelentőséggel bír. Ennek megjelenési formája a tartós *duális infláció*, azaz a T és az N szektor inflációs rátájának jelentős eltérése. Konkrétan az említett országokban ez úgy jelenik meg, hogy az N szektor inflációs rátája tartósan magasabb, mint a T szektoré, ami a reálárfolyam hosszútávú felértékelődését eredményezi. Japán és némely délkelet ázsiai ország esetében Ito és szerzőtársai (1997), míg az európai poszt-kommunista országok esetében Halpern és Wyplosz (2001) illetve Kovács (2002) dokumentálta ezt a jelenséget. Mindez persze nem jelenti azt, hogy ezen országok esetében nem érvényesülnek azok a jelenségek, amit a nemzetközi makroökonómia újabb kutatásai feltártak. Például az euró zónához majdan csatlakozó poszt-kommunista országoktól megkövetelt dezinflációs törekvések kapcsán nyilvánvalóvá vált, hogy a fogyasztói árindex lassan reagál a nominális árfolyam mozgásaira, ami természetesen a PPP megsértését és a nominális és a

¹A *tradable* és *non-tradable* jószágok fogalmára jelenleg nincs pontos és kellően tömör terminológia a magyar szaknyelvben. A gazdaságpolitikai írásokban használt iparcikkek és szolgáltatások kifejezések nem fejezik ki pontosan az eredeti jelentést. A *külkereskedelmi forgalomba potenciálisan bekerülő*, illetve *be nem kerülő* jószágok kifejezések pedig túl körülmenyesek, ezért rendszeres használatra alkalmatlanok.

reálárfolyam szoros együttmozgását okozza.

Ennek a tanulmánynak a célja annak a vizsgálata, hogy a NOEM modelljeit miként lehet olyanná alakítani, hogy azokkal a feltörekvő piacok előbb említett empirikus sajátságát, a tartós duális inflációt és az ezzel együtt járó hosszútávú reálfelértékelődést is tanulmányozni lehessen.

A probléma a következő: Az empirikus tanulmányok többsége szerint a feltörekvő piacok duális inflációja jelentős részben a *Balassa - Samuelson* (BS) hatásra, azaz a T szektor gyorsabb termelékenység növekedésére vezethető vissza. A duális infláció viszont csak akkor okoz reálfelértékelődést, ha a T szektor termelékenység növekedése nem váltja ki a külső reálárfolyam szignifikáns leértékelődését. A külső reálárfolyam pedig akkor nem értékelődik le komoly mértékben, ha a belföldi T szektor árai nem térhetnek el komoly mértékben a külföldi versenytársaik áraitól. Vagyis ha a belföldi és külföldi T szektor termékei egymás közeli helyettesítői. Ezzel szemben a nominális és a reálárfolyamnak a NOEM által hangsúlyozott együttmozgása megköveteli, hogy a belföldi és a külföldi T szektor azonos valutában mért árai rövid távon jelentősen eltérhessenek egymástól. Ez pedig akkor következhet be, ha a szóbanforgó szektorok termékei egymásnak távoli helyettesítői és/vagy lehetőség van *harmadfokú nemzetközi árdiszkriminációra* (*pricing to market*, PTM).

A tanulmányban megmutatjuk, hogy a belföldi és külföldi T szektor árai helyettesíthetőségének nem létezik egy olyan köztes mértéke, amely mellett érvényesülne a BS hatás és ugyanakkor a nominális és reálárfolyam is a kívánt mértékben együtt mozogna. Az egyetlen kiút a nemzetközi árdiszkrimináció feltételezése. Ebben az esetben ha az exportált jóságok közeli helyettesítői a külföldi T szektor termékeinek, akkor érvényesül a BS hatás. Ugyanakkor az árdiszkrimináció eredményeképpen az exportált és a belföldön forgalmazott jóságok azonos valutában mért árai eltérhetnek, így a nominális árfolyam mozgása befolyásolhatja a reálárfolyam alakulását.

A tanulmányban vizsgált másik fő kérdés az, hogy az aszimmetrikus termelékenység növekedés mellett milyen más tényezők okozhatják a duális inflációt. Ez nem pusztán elméleti érdekesség, ugyanis több empirikus vizsgálat dokumentálja, hogy más – elsősorban keresleti – tényezők is befolyásolják az inflációs ráták különbséget.

Konstans skálahozadékok mellett a keresleti faktorok akkor hathatnak a szektorális inflációs ráták különbségére, ha különböző okok miatt a vállalatok nem képesek folyamatosan az optimális input kombinációkat elérni. Ennek eredményeként egyes termelési tényezők szűkössé válnak, ami átmenetileg csökkenő hozadékokhoz vezet. Ebből adódóan pedig közvetlen keresleti tényezők is befolyásolják a vállalatok árazási viselkedését. Tehát alternatív magyarázatai is lehetségessé válnak a duális inflációnak.

A tanulmányban megmutatjuk, hogy ha a beruházások igazodási költségeit nominális merevségekkel kombináljuk, akkor a keresleti tényezők hatása szignifikánssá válik. Ennek az a következménye, hogy összhangban egyes empirikus vizsgálatok eredményeivel az aszimmetrikus termelékenység növekedés hatásának számszerű mértéke kisebb lesz, annál, mint ami a hagyományos modellek alapján várható lenne. Ugyanakkor szimulációinkkal azt is demonstráljuk, hogy egy NOEM modellben önmagukban keresleti tényezőkkel nem lehetséges a feltörekvő piacokon megfigyelhető nagyságú és időtartamú duális inflációt generálni. Tehát az alternatív tényezők csak mint kiegészítő magyarázatok jöhetnek szóba az aszimmetrikus termelékenység növekedés mellett.

A tanulmány felépítése a következő: A 2. szakaszban intuitív módon felvázoljuk a tanulmány főbb problémáit. A 3. szakaszban ismertetjük a modellt és a felhasznált megoldási technikákat. A 4. szakaszban a nominális és a reálárfolyam kapcsolatát vizsgáljuk. Az 5. szakaszban tanulmányozzuk, hogy a modell milyen paraméterei esetén érvényesül a Balassa-Samuelson hatás. A 6. szakasz azt vizsgálja, hogy a termelékenységi sokkokon túl milyen egyéb hatások képesek az empirikusan megfigyelhető mértékű duális inflációt generálni. A 7. szakaszban pedig levonjuk a következtetéseinket.

2. A vizsgált problémák áttekintése

Mielőtt bemutatnánk a formális modellt röviden áttekintjük a tanulmány legfontosabb kérdéseit.

Az első probléma az, hogy miként lehet a Balassa-Samuelson (BS) hatást – amivel általában magyarázni szokták a duális infláció által indukált tartós reálfelértékelődést – generálni a NOEM modellekben.

Jelöljük a reálárfolyam logaritmusát Q_t -vel, definíció szerint $Q_t = \mathcal{E}_t + \mathcal{P}_t^{F*} - \mathcal{P}_t$, ahol \mathcal{P}_t a belföld saját valutában mért fogyasztói árindexének a logaritmus, \mathcal{P}_t^{F*} a külföldi saját valutában mért fogyasztói árindex logaritmus, és \mathcal{E}_t a nominális árfolyam logaritmus, t pedig az időindex. Tegyük fel, hogy az árindexek felbonthatóak a következő formában:

$$\mathcal{P}_t = a\mathcal{P}_t^T + (1-a)\mathcal{P}_t^N, \quad \mathcal{P}_t^{F*} = b\mathcal{P}_t^{FT*} + (1-b)\mathcal{P}_t^{FN*},$$

ahol \mathcal{P}_t^T és \mathcal{P}_t^{FT*} a belföldi illetve a külföldi T szektor saját valutában mért árindexének a logaritmusai, \mathcal{P}_t^N , és \mathcal{P}_t^{FN*} pedig a belföldi illetve a külföldi N szektorra vonatkozó hasonló mérőszámok. Ekkor a reálárfolyam kifejezhető mint

$$Q_t = Q_t^T + Q_t^R,$$

ahol $Q_t^T = \mathcal{E}_t + \mathcal{P}_t^{FT*} - \mathcal{P}_t^T$, azaz külső reálárfolyam logaritmus, a Q_t^R pedig a belső reálárfolyam logaritmus, ami a szektorális relatív árakra vezethető vissza, azaz $Q_t^R = (1-b)\mathcal{P}_t^{FR} - (1-a)\mathcal{P}_t^R$, ahol $\mathcal{P}_t^R = \mathcal{P}_t^N - \mathcal{P}_t^T$ és $\mathcal{P}_t^{FR} = \mathcal{P}_t^{FN*} - \mathcal{P}_t^{FT*}$. A BS hatás két feltevésen alapul:

- Feltesszük, hogy a két szektor technológiája azonos inputokat használ, de a két szektor teljes termelékenységi tényezője (*total factor productivity*, TFP) eltérhet egymástól.
- Feltesszük, hogy a PPP teljesül, azaz, hogy $\mathcal{P}_t^T = \mathcal{E}_t + \mathcal{P}_t^{FT*}$.

Az első feltevés *konstans skáláhozadékok* és azonos szektorális technológiák esetén a $\mathcal{P}_t^R = \mathcal{A}_t^T - \mathcal{A}_t^N$ és $\mathcal{P}_t^{FR} = \mathcal{A}_t^{FT} - \mathcal{A}_t^{FN}$ összefüggéseket eredményezi, ahol \mathcal{A}_t^T , \mathcal{A}_t^N , \mathcal{A}_t^{FT} és \mathcal{A}_t^{FN} a megfelelő szektorális TFP mutatók logaritmusai. A második feltevésből következik, hogy a külső reálárfolyam konstans, ha \mathcal{P}_t^{FT*} konstans. Ekkor ha a külföld esetében mindkét szektorban azonos mértékű a szektorális termelékenység növekedés, akkor

$$dQ_t = (1-a)(\pi_t^T - \pi_t^N) = d\mathcal{A}_t^T - d\mathcal{A}_t^N,$$

ahol d a differencia operátor és π_t^s ($s = T, N$) a szektorális inflációs rátákat jelöli. Tehát ha a T szektor termelékenysége gyorsabban nő, akkor az N szektor inflációja nagyobb és a reálárfolyam felértékelődik.

Természetesen, ha a PPP teljesül és a külső reálárfolyam konstans, akkor nem teljesülhetnek a NOEM fő tézisei, vagyis az, hogy a reálárfolyam mozgását nagyrészt a külső reálárfolyam mozgása okozza, ami pedig szorosan együtt mozog a nominális árfoyammal.

Illusztrálva ezt az ellentmondást, vázoljuk fel, hogy a nominális és a reálárfolyam együttes mozgását miként magyarázza egy tipikus NOEM modell. Mivel ezekben a modellekben általában nincs a T és az N szektor elkülönítve, ezért tegyük fel, hogy $\mathcal{P}_t^R = \mathcal{P}_t^{FR} = 0$. A nominális és a reálárfolyam együttlmozgását két feltétel garantálja:

- Megengedhető, hogy a $\mathcal{P}_t^T \neq \mathcal{E}_t + \mathcal{P}_t^{FT*}$ egyenlőtlenség fennáljon. Ez csak akkor lehetséges, ha a külföldi és belföldi T szektor piacai szegmentáltak és nem lehetséges az áruarbitrázs. Azaz, ha a PPP nem teljesül.
- Az árak ragadósak.

Az egyszerűség kedvéért az árragadóságnak egy nagyon egyszerű formáját képzeljük el: az árak egy periódussal előre rögzítettek. Tegyük fel, hogy a t . időszakban egy váratlan nominális árfolyam elmozdulás következik be, amit $t - 1$ -ben az árak rögzítésekor nem láttak előre. Ekkor természetesen a reálárfolyamot a

$$Q_t = \mathcal{E}_t + \mathcal{P}_{t-1}^{FT*} - \mathcal{P}_{t-1}^T,$$

kifejezés határozza meg. Az első feltevés miatt ez a kifejezés nem konstans és a múltban rögzített árak miatt a nominális és a reálárfolyam tökéletesen együtt mozog. Tehát a lényegi különbség a hagyományos modellek és a NOEM között nem az, hogy az utóbbiak egyszektorosak – nincs elvi akadálya többszektoros modell konstruálásának. Hanem az, hogy a Q_t^T külső reálárfolyam viselkedéséről alapvetően mást állítanak.²

Tanulmányunkban megvizsgáljuk, hogy az előbb vázolt ellentmondást miként lehet megkerülni, azaz a NOEM modellek mely típusai azok, amelyekben az aszimmetrikus szektorális termelékenység növekedés nem csak duális inflációhoz vezet, hanem ennek hatására a külső reálárfolyam sem értékelődik le olyan mértékben, hogy ez semlegesítse, vagy akár elnyomja a belső reálárfolyam felértékelődését.³

A NOEM modellekben kétféle módon szokták biztosítani a $\mathcal{P}_t^T \neq \mathcal{E}_t + \mathcal{P}_t^{TF*}$ egyenlőtlenség lehetőségét. Az egyik megoldás az, hogy felteszik egy ország exportjóságairól, hogy nem tökéletes helyettesítői a külföldi jóságoknak. Ekkor természetesen az sem szükséges, hogy az ugyanabban a valutában kifejezett árak egyenlőek legyenek. Egy másik lehetséges megoldás a *nemzetközi árdiszkrimináció* (*pricing to market*, PTM) feltételezése. Ekkor lehetséges, hogy rövid távon ugyanazon jóság ugyanabban a valutában mért ára eltérjen attól függően, hogy belföldön, illetve külföldön forgalmazzák. A PTM feltevés mellett nem

²Természetesen egy ilyen rövid áttekintés során nem lehetséges az irodalomban található modellek egzakt klasszifikációja, ezért szükségszerűen egyszerűsítjük a NOEM előtti modellek tárgyalását. Ezért felhívjuk a figyelmet arra, hogy nem minden hagyományos modellben rögzített a külső reálárfolyam. De a fentebb vázolt gondolatmenetünk lényegén mindez nem változtat, mivel ezekben a modellekben is igaz, hogy a külső reálárfolyam mozgása független a nominális árfolyamtól.

³Fagan és szerzőtársai (2003) a BS hatással összefüggő problémákat vizsgálnak egy kétszektoros NOEM jellegű modellben. Ugyan az N szektorban ragadós árakat tételeznek fel, viszont a T szektorban kompetitív piacot és nemzetközileg homogén áruszerkezetet. Ez viszont éppen az általunk lényegesnek tartott probléma megkerülése.

szükségszerű, de továbbra is lehetséges feltevés az exportjóságok és a külföldi veresnytársaik nem tökéletes helyettesíthetősége.

Az első megközelítés esetében a belföldi exportjóságok iránti külső keresletet a következő formulához hasonló jellegű összefüggésekkel szokták kifejezni:

$$\mathcal{X}_t = \eta^* (\mathcal{E}_t + \mathcal{P}_t^{TF*} - \mathcal{P}_t^T) + \mathcal{X}_t^*,$$

ahol \mathcal{X}_t az export logaritmus, \mathcal{X}_t^* egy a külföldi kereslet nagyságát mérő változó, η^* pedig egy egzogén paraméter. Obstfeld és Rogoff (2000), Galí és Monacelli (2002), valamint Monacelli (2004) modelljei reprezentálják ezt megközelítést.⁴

Az η^* paraméter a jóságok helyettesíthetőségét méri. Az $\eta^* = \infty$ esetben a jóságok tökéletes helyettesítői egymásnak. Ekkor a fenti formula a $\mathcal{P}_t^T = \mathcal{E}_t + \mathcal{P}_t^{TF*}$ egyenlőségre egyszerűsödik. A BS hatás érvényesüléséhez ilyen vagy ehhez közeli mértékű helyettesíthetőség szükséges. A nominális és a reálárfolyam szoros együttmozgása viszont megköveteli, hogy a jóságok távoli helyettesítők legyenek, azaz η^* kicsi legyen. Ilyen esetben viszont a belföldi T szektor termelékenység növekedése $\mathcal{P}_t^T - \mathcal{E}_t$ csökkenéséhez vezet, ami egy kis nyitott gazdaságban a külső reálárfolyam leértékelődését eredményezi, mivel a belföldi termelékenység nem befolyásolja \mathcal{P}^{FT*} -t. Kérdés, hogy létezik-e az η^* paraméternek egy olyan köztes értéke, ami mellett a nominális és a reálárfolyam együttmozgása szoros marad, de a termelékenység növekedése a $\mathcal{P}_t^T - \mathcal{E}_t$ olyan viszonylag kis mértékű csökkenéséhez vezet, amit ellensúlyoz a belső reálárfolyam felértékelődése és így teljesül a BS hatás.

A nemzetközi árdiszkriminációt használó NOEM modellekben általában feltételezik, hogy a belföldi gyártású exporttermékek külföldi ára *külföldi valutában kifejezve ragadós* (*local currency pricing*, LCP). Ilyenek például Betts és Devereux (1998), Chari és szerzőtársai (2002), Devereux és Engel (1999) valamint Laxton és Pesenti (2003) modelljei. Ugyanakkor ez nem logikai szükségszerűség. Az árdiszkrimináció mellett elképzelhető az is, hogy az exportárak *belföldi valutában kifejezve ragadósak* (*producer currency pricing*, PCP), például Bergin (2004) megfontolja ezt a lehetőséget is. De a jellemző az, hogy a PCP feltevést árdiszkrimináció nélkül alkalmazzák, ami nem más, mint az első megközelítés.

Árdiszkrimináció esetén viszont nem áll fenn az első megközelítés esetében látott ellentmondás a nominális és a reálárfolyam együttmozgását és BS hatást garantáló feltevések között. Röviden felvázoljuk, hogy miért: Az egyszerűség kedvéért most tegyük fel, hogy a belföldi exportjóságok és azok külföldi veresnytársai tökéletes helyettesítői egymásnak, ez nemzetközi árdiszkrimináció esetében megengedhető. Valamint tegyük fel, hogy a belföldi exportőrök külföldön árelfogadóak (ekkor az LCP vs. PCP megkülönböztetés értelmetlen). Jelölje \mathcal{P}_t^{T*} a belföldi exportjóságok külföldi valutában mért árindexének a logaritmusát. Feltevéseink alapján ekkor $\mathcal{P}_t^{T*} = \mathcal{P}_t^{FT*}$. Továbbá tegyük fel, hogy a gazdaság a hosszútávú egyensúlyában van, ahol $\mathcal{P}_t^T - \mathcal{E}_t = \mathcal{P}_t^{T*}$. Most is legyenek a \mathcal{P}_t^T és \mathcal{P}_t^{FT*} árak egy periódussal előre rögzítettek. Ha egy váratlan árfolyam sokk éri a gazdaságot, akkor a nemzetközi árdiszkrimináció lehetősége miatt legalábbis rövid távon lehetséges, hogy

$$\mathcal{P}_{t-1}^T - \mathcal{E}_t = \mathcal{P}_t^T - \mathcal{E}_t \neq \mathcal{P}_t^{T*} = \mathcal{P}_{t-1}^{T*},$$

⁴Egy variánsa ennek a megközelítésnek az, amikor a belföldi exportjóságok és azok külföldi felhasználása közé beillesztenek egy szállításnak értelmezhető szektort, aminek ragadós az árképzése. Ezáltal lassítják az exportjóságok árának az átgűrűzését. Erre szolgáltatnak példát például Benigno és Thoenissen (2002), Monacelli (2003, 2004) valamint Smets és Wouters (2002) tanulmányai.

tehát a korábbiakban leírtak alapján a külső reálárfolyam most is együtt fog mozogni a nominális árfolyammal. Ugyanakkor ebben a megközelítésben a BS hatás is teljesül, hiszen a hatás szempontjából releváns hosszab időtávontávon $\mathcal{P}_t^T - \mathcal{E}_t = \mathcal{P}_t^{T*} = \mathcal{P}_t^{FT*}$, azaz a külső reálárfolyam rögzített, míg a gyorsabb T szektorbeli termelékenység növekedés a reálárfolyam felértékelődéséhez vezet.

Tanulmányunk egyik célja, hogy megvizsgáljuk, szükséges feltevés-e a BS hatás reprodukálásához a nemzetközi árdiszkrimináció egy NOEM modellben. Eredményeink alátámasztják az előbb vázolt gondolatmenetet, miszerint a nemzetközi árdiszkrimináció feltételezése, mind az LCP, mind a PCP változatban összeegyeztethető a BS hatással. Ugyanakkor azt is megmutatjuk, hogy enélkül a feltevés nélkül a NOEM modellek nem képesek a BS hatást generálni. Nincs olyan köztes mértéke az exportjóságok és külföldi versenytársaik helyettesíthetőségének, ami egyszerre képes a nominális és a reálárfolyam kellően szoros együttmozgását, valamint a BS hatást reprodukálni.

Természetesen nem csak az fontos kérdés, hogy miként lehet egy olyan NOEM modellt szerkeszteni, amiben a duális infláció nem jár együtt a külső reálárfolyam jelentős leértékelődésével, hanem az is, hogy az aszimmetrikus termelékenység növekedésen túl milyen egyéb tényezők járulhatnak hozzá a duális infláció kialakulásához.

A hagyományos kis nyitott gazdaság modellek egy csoportja nem enged meg más magyarázatot, mint az aszimmetrikus termelékenység változáson alapulót, azaz a BS hipotézist. Ez az eredmény a következő feltevéseken alapul:

- Konstans skáláhozadékok.
- Mindkét szektor tőkejóságait költségmentesen állítják elő a T szektor termékeiből.
- A külföldi és belföldi T szektor termékei homogének, esetükben teljesül a PPP elve.

A konstans skáláhozadékok következménye, hogy a szektorok árait és inflációs rátáját nem befolyásolják *közvetlen keresleti* hatások, csak az inputárak. A második feltevés eredményeként a szektorokban a fizikai tőke alkalmazkodása azonnali és a tőke bérleti költsége mindkét szektorban megegyezik. Mivel a szektorális tőkebérleti költségek relatív nagyságát közvetetten befolyásolja a relatív szektorális kereslet, ezért a feltevés kizárja a *közvetett relatív keresleti* hatásokat. Végül a harmadik feltevés eredményeként mind a külső reálárfolyamot, mind a tőkebérleti költséget egzogén módon külföldi tényezők határozzák meg. Ennek következményeként a reálbér nagyságát is ugyanezen faktorok determinálják. Mivel a reálbérre hatással van az aggregált kereslet nagysága, ezért a *közvetett aggregált keresleti* hatások sem érvényesülhetnek.

Ezzel szemben, ha a külföldi és belföldi T szektor piacai szegmentáltak, akkor a reálbért nem egzogén módon a külföldi tényezők hatásai alakítják, így közvetetten az aggregált kereslet is befolyásolja az árazást (továbbra is feltesszük, hogy a reálbér mindkét szektorban megegyezik). Ha a tőkejóságok nem tökéletes helyettesítói a fogyasztási jóságoknak, azaz ha a beruházásoknak vannak igazodási költségei, akkor a fizikai tőke alkalmazkodása nem azonnali az egyes szektorokban, a tőke bérleti költsége eltérhet szektoronként, tehát a relatív keresleti hatások közvetetten befolyásolják a szektorális inflációs rátákat.

Ugyanakkor ragadós árak mellett lehetséges, hogy *közvetlen keresleti* hatások is érvényesüljenek anélkül, hogy feladnánk a konstans skáláhozadéokra vonatkozó

feltevéseinket. Ugyanis Woodford (2003, 5. fejezet) megmutatja, hogy ha a fizikai tőkének nincsen bérleti piaca, az árazás pedig ragadós és aszinkronizált, akkor a vállalatok nem képesek folyamatosan az optimális input kombinációt elérni. Ennek eredményeként egyes termelési tényezők szűkössé válnak, ami átmenetileg csökkenő hozadékokhoz vezet. Ebben az esetben viszont érvényesülnek közvetlen keresleti hatások.

A tanulmányban szimulációinkkal a következő két kapcsolódó kérdést vizsgáljuk: Egyrészt, miként módosítja a keresleti tényezők jelenléte az árazásban az aszimmetrikus termelékenység növekedésnek a szektorális inflációs ráták különbségére kifejtett hatását? Másrészt, lehetséges-e pusztán alternatív, elsősorban keresleti tényezőkkel magyarázni a poszt-kommunista országok empirikusan megfigyelhető nagy és tartós duális inflációját?

Mindez nem pusztán az elmélet szempontjából érdekes. Például De Gregorio és Wolf (1994) valamint Halpern és Wyplosz (2001) tanulmányai dokumentálják a keresleti tényezők szerepét a szektorális relatív árak alakulásában. Sőt, Arratibel és szerzőtársai (2002) írása nemcsak, hogy az alternatív magyarázatokat helyezi előtérbe, hanem egyenesen tagadja a termelékenységi faktorok szerepét a duális infláció kialakulásában.

Eredményeink szerint a ragadós és aszinkronizált árazás, a tőkebérleti piacok hiánya és a beruházások igazodási költségeinek együttes jelenléte szignifikáns módon képes az aszimmetrikus termelékenység növekedésnek az inflációs ráták különbségére gyakorolt hatását módosítani: Az inflációs ráták különbsége közelítően a fele lesz a termelékenységi faktorok növekedési ütemei különbségének. Ilyen módon a modell összhangba hozható például Halpern és Wyplosz megfigyeléseivel, anélkül, hogy túlzott aszimmetriát tételeznénk fel a szektorális technológiákban.

Ugyanakkor szimulációink azt is demonstrálják, hogy a keresleti tényezők önmagunkban, termelékenységi faktorok nélkül nem képesek magyarázni az empirikusan megfigyelhető nagyságú és időtartamú duális inflációkat. A termelékenységi faktor mellett egyetlen tényező bizonyult jelentősnek, ez pedig a kormányzati árliberalizáció, ami mellesleg döntően nem a keresleti oldalon fejti ki a hatását.

3. A modell

Amint azt a 2. szakaszban vázoltuk, a nominális és reálárfolyam együttmozgásához szükséges feltevés a belföldi és a külföldi jószágok nem tökéletes helyettesíthetősége és/vagy a nemzetközi árdiszkrimináció, továbbá a ragadós árképzés.

Három modell verziót fogunk megfontolni. Az *A* verzióban nem lesz nemzetközi árdiszkrimináció csak annyit teszünk fel, hogy a belföldi gyártású exportjóságok nem tökéletes helyettesítői a külföldi jószágoknak. A *B* és *C* verzióban mindezt kiegészítjük azzal a feltevéssel, hogy a belföldön, illetve a külföldön forgalmazott belföldi gyártású jószágok azonos valutában mért árai eltérhetnek egymástól.

A ragadós árképzést mindhárom modell verzióban Calvo (1983) széleskörűen elterjedt megközelítésével fogjuk reprezentálni. Ha eltérhetnek a belföldi gyártású exportjóságok belföldi és külföldi árai, akkor ragadós árak esetén nem mindegy, hogy az exportjóságok árai milyen valutában ragadósak. A *B* verzióban feltesszük, hogy az exportárak a célország valutájában ragadósak (LCP), a *C*

verzióban pedig, hogy belföldi valutában ragadósak (PCP).

Mivel a tanulmány egyik célja, hogy a Balassa - Samuelson (BS) hatás érvényességi feltételeit megvizsgálja azért természetesen feltételezünk két szektort (T és N), amelyeknek a teljes termelékenységi tényezője (TFP) eltérhet egymástól. Mindhárom modell verzióban az alapváltozat paramétereit úgy választjuk meg, hogy a két szektor technológiája hasonló legyen. Ezt azért tesszük, mert azt szeretnénk elérni, hogy a szektorális reálfolyamok csak akkor mozogjanak eltérően, azaz a belső reálfolyam csak akkor reagáljon számottevően, ha a szektorokat aszimmetrikus sokkok érik. Ilyen módon szimmetrikus sokkok esetén a reálfolyam mozgások nagy része a külső reálfolyam reagálásából adódna, hasonlóan az Engel (1999) cikkében leírtakhoz.

Természetesen a BS hatást kiváltó aszimmetrikus termelékenység növekedés esetén a belső reálfolyam mozgása jelentős mértékű lehet a modellünkben. Hasonló technológiák esetén konstans skálahozadékok mellett a szektorális inflációs ráták különbsége közel azonos mértékű a szektorális termelékenységek növekedési ütemeinek a különbségével. Az empirikus tanulmányok azonban nem támasztják alá azt, hogy ezek azonos mértékűek lennének. Ezt az ellentmondást azzal lehet feloldani, ha lehetővé tesszük, hogy közvetlen keresleti hatások is szerepet játszanak a szektorális árképzésben.

Ennek egyik módja a konstans skálahozadékok elvetése lenne, de mi nem kívánunk ezzel az eszközzel élni. Helyette Woodford (2003, 5. fejezet) megközelítését alkalmazzuk: Megmutatható, hogy ha a fizikai tőkének nincsen bérleti piaca, vagyis ha a vállalatok saját maguk állítják elő a beruházási javakból a fizikai tőkét,⁵ és ha a beruházásoknak vannak igazodási költségei, akkor a Calvo modellhez hasonló *aszinkronizált* árképzés mellett a vállalatok határköltség függvénye hasonlóvá válik egy olyan határköltség függvényhez, amit egy *csökkenő hozadéku* technológiából lehet származtattak. Ennek következményeként az árképzésben a közvetlen keresleti hatások is szerepet játszhatnak. Ilyen módon közelíteni lehet a modellbeli szektorális inflációs ráták különbségét az empirikusan megfigyelthez. Azzal, hogy a közvetlen keresleti hatásokat szerepet játszhatnak az árképzésben lehetőség nyílik tanulmányunk második céljának a megvalósítására is: A pusztán technológia faktorokon alapuló BS hipotézishez képest a duális inflációnak alternatív magyarázatait is megfontolhatjuk.

Az importjóságok szerepét illetően különböző megoldásokkal találkozunk az irodalomban. Tanulmányunkban elsősorban az európai poszt-kommunista kis nyitott gazdaságokat tartjuk szem előtt. Ezért az import modellezését úgy kell megoldani, hogy ezen országok nagy fokú nyitottsága ne vezessen a modell tényellenes viselkedéséhez (például Magyarország esetében az export/GDP és az import/GDP arány hozzávetőlegesen 60 százalék). Éppen ezért nem követjük azt a – például Galí és Monacelli (2002) írása által képviselt – gyakori modellezési stratégiát, amely a teljes importot, mint fogyasztásijóságot veszi figyelembe, valamint felteszi az azonnali *nominális árfolyam – importár begyűrűzést*. Ugyanis ilyen feltételek mellett irreálisan gyors *nominális árfolyam – fogyasztói árindex begyűrűzést* kapunk, ami nem egyeztethető össze az empirikus eredményekkel.

Ezért McCallum és Nelson (2001), Smets és Wouters (2002b) illetve Laxton és Pesenti (2003) megközelítését tartottuk célravezetőnek, amely az im-

⁵A makroszintű tőkebérleti piac hiányának egyik lehetséges magyarázata technológiai jellegű, a vállalatspecifikus beruházások és tőkejavak előfordulásán alapul. A vállalat elméleti irodalom nagy jelentőséget tulajdonít ennek a jelenségnek, aminek fontos következményei vannak a vállalatok integrációjára és üzemméretére, amint az Hart (1995) demonstrálja.

portot, mint termelési inputot veszi figyelembe. Egy alternatív megoldás lehetne a például Monacelli (2003) tanulmányban alkalmazott megoldás. Ez a megközelítés is felteszi, hogy a teljes import fogyasztásijószág, de egy közbeiktatott szektor segítségével lelassul az importár begyűrűzés. Viszont Obstfeld és Rogoff (2000) valamint Obstfeld (2001) szerint a lassú importár begyűrűzése feltevése a cserearányoknak az empirikusan megfigyelhetővel ellentétes mozgását okozza a modellekben, ugyannakkor ha az import termelési input, akkor a gyors importár begyűrűzés összeegyeztethető a lassú fogyasztói árindex begyűrűzéssel. További érv az import termelési inputként szerepeltetése mellett, hogy a vizsgált országok termelése jelentős nyersanyag behozatalra szorul.

Végezetül, hasonlóan Christiano és szerzőtársai (2001) valamint Smets és Wouters (2003) tanulmányaihoz a modellt kiegészítettük *fogyasztói szokásokkal* (*habit formation*), *ragadós bérezéssel* és a *korlátozott racionalitáson* alapuló *indexáló* viselkedéssel az ár- és bérképzésben, azért hogy a modelltől származtatott impulzus válasz függvények minél jobban közelítsék az empirikus vizsgálatokon alapulókat.

3.1. Háztartások

A modellbeli belföldi gazdaságban sok egymással megegyező háztartás található. Egy adott háztartásnak a t . időpontra vonatkozó hasznosság függvénye a következő:

$$\mathcal{U}(H_t(j), l_t(j)) = u(H_t(j)) - v(l_t(j)),$$

minden $j \in [0, 1]$ esetén, ahol a j index egy adott individuális háztartásra utal. $H_t = c_t(j) - hc_{t-1}$, ahol $c_t(j)$ a j háztartás t . időperiódusbeli fogyasztását jelöli, míg c_{t-1} a megelőző időperiódus aggregált fogyasztására utal, $h \in [0, 1]$ paraméter pedig a fogyasztói szokások erősségét méri.⁶ $l_t(j)$ az adott háztartás munkakínálatát jelöli. Továbbá $u(H) = H^{1-\sigma}/(1-\sigma)$ és $v(l) = l^{1+\varphi}/(1+\varphi)$, $\sigma, \varphi > 0$ és $0 < \beta < 1$.

A $c_t(j)$ összetett fogyasztási jószág felbontható egy-egy a T és az N szektorban gyártott fogyasztási jószágra a következő módon:

$$c_t(j) = \left[(a_T \chi_t^T)^{\frac{1}{\eta}} c_t^T(j)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (a_N \chi_t^N)^{\frac{1}{\eta}} c_t^N(j)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad (1)$$

ahol $c_t^T(j)$ a T , $c_t^N(j)$ az N szektrobeli fogyasztási jószág, η , $a_T = 1 - a_N$ nem negatív paraméterek, χ_t^T és χ_t^N pedig nem negatív értékű exogén sokkok. Feltesszük továbbá, hogy

$$a_T \chi_t^T + a_N \chi_t^N = 1. \quad (2)$$

A háztartás időbeli költségvetési korlátja a következő:

$$P_t^T c_t^T(j) + P_t^N c_t^N(j) + P_t^B(j) B_t(j) = \omega_t^B(j) B_{t-1}(j) + \frac{W_t(j)}{\tau_t^w} l_t(j) + T_t,$$

ahol P_t^T és P_t^N a T és N szektor árindexei, $B_t(j)$ a t . periódus elején vásárolt nominális portfóliója a háztartásnak, $P_t^B(j)$ ennek az ára, $\omega_t^B(j)$ pedig a portfólió sztochasztikus kifizetése. A $W_t(j)$ a j háztartásnak járó nominális bér, τ_t^w pedig

⁶Smets és Wouters (2003) tanulmányát követjük azzal, hogy a fogyasztói szokásokat a múltbeli aggregált fogyasztás és nem a múltbeli individuális fogyasztás segítségével definiáljuk. Ez a feltevés technikailag könnyebben kezelhetővé teszi a modellt.

egy munkapiaci adó/transzfer változó. A T_t pedig a kormányzat által kivetett általány adókat/transzfereket jelöli. Feltesszük, hogy az egyes háztartások által kínált munkatípusok egymásnak nem tökéletes helyettesítői, ezért háztartásonként eltérhet a munkabér egymástól, és a munkakínálat sem feltétlenül ugyanakkora nagyságú minden háztartásban. Ugyanakkor feltételezzük, hogy az aktív piacok teljesek és képesek lefedezni az eltérő munkakínálatból és munkabérből adódó kockázatot, illetve minden egyéb háztartásspecifikus sokkból adódó kockázatot.⁷ Ebből adódóan minden háztartásnak egységes a jövedelme, ezért a fogyasztás is egységes, azaz $c_t(j) = c_t$, és ugyanazt a portfóliót vásárolják, azaz $B_t(j) = B_t$, minden t esetén.

Közismert tény, hogy a (1) aggregátor függvény elsőfokú homogenitása miatt a háztartások fogyasztási problémája megoldható két lépcsőben: Először a háztartások maximalizálják c_t szerint a

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0 [\mathcal{U}(H_t, l_t(j))]$$

célfüggvényt a következő módosított költségvetési korlát mellett:

$$P_t c_t + P_t^B B_t = \omega_t^B B_{t-1} + \frac{W_t(j)}{\tau_t^w} l_t(j) + T_t, \quad (3)$$

ahol P_t fogyasztói árindexet a következő kifejezés definiálja:

$$P_t = \left[a_T \chi_t^T (P_t^T)^{1-\eta} + a_N \chi_t^N (P_t^N)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}. \quad (4)$$

A második lépcsőben c_t ismeretében c_t^T és c_t^N meghatározható a

$$c_t^T = a_T \chi_t^T \left(\frac{P_t}{P_t^T} \right)^\eta c_t, \quad c_t^N = a_N \chi_t^N \left(\frac{P_t}{P_t^N} \right)^\eta c_t \quad (5)$$

függvények segítségével.

Teljes aktív piacok mellett c_t időbeli allokációját a következő feltétel határozza meg minden világgállapotban:

$$\beta \frac{\Lambda_{t+1} P_t}{\Lambda_t P_{t+1}} = D_{t,t+1}, \quad (6)$$

ahol Λ_t a fogyasztás határhaszna, azaz

$$\Lambda_t = (c_t - h c_{t-1})^{-\sigma},$$

és $D_{t,t+1}$ a sztochasztikus diszkontfaktor, amire igaz, hogy

$$P_t^B = E_t [D_{t,t+1} \omega_{t+1}^B].$$

Mivel feltételezzük, hogy az aktív piacok nemzetközileg is teljesek ezért a (6) egyenlet külföldi megfelelője is igaz, azaz

$$\beta \frac{\Lambda_{t+1}^* e_t P_t^{F*}}{\Lambda_t^* e_{t+1} P_{t+1}^{F*}} = D_{t,t+1}, \quad (7)$$

⁷Feltevésünk szerint a modellben a költségvetés kiegyensúlyozott. A τ_t^w -vel reprezentált munkapiaci adó/transzferpolitikát kompenzálják a T_t általány adók/transzferek, amelyek jellegük miatt nem torzítják az allokációkat.

ahol Λ_t^* a külföldi háztartások fogyasztásának a határhaszna, P_t^{F*} a külföldi fogyasztói árindex külföldi valutában mérve, e_t pedig a nominális árfolyam. Feltesszük, hogy P_t^{F*} konstans. A (6) és (7) egyenleteket kombinálva, majd rekurzív behelyettesítéseket alkalmazva a következő formulához jutunk:

$$\frac{\Lambda_t e_t P_t^{F*}}{\Lambda_t^* P_t} = \iota, \quad (8)$$

ahol ι egy a kezdeti értékektől függő konstans.

A munkapiac a monopolisztikus verseny fogalmával jellemezhető: Amint azt említettük az egyes háztartások által kínált munkák egymásnak nem tökéletes helyettesítői, ebből adódóan az egyes munkabérek is eltérhetnek, amiket feltételezésünk szerint az egyedi háztartások határoznak meg. Az egyes vállalatok az egyedi munkákból aggregált összetett munkát használják inputként, amit a következő kifejezés definiál:

$$l_t = \left(\int_0^1 l_t(j)^{\frac{\theta_w-1}{\theta_w}} dj \right)^{\frac{\theta_w}{\theta_w-1}},$$

ahol $\theta_w > 1$. Ebből adódik, hogy ha a j háztartás $W_t(j)$ nagyságú munkabér mellett kínálja a munkáját, akkor iránta a kereslet a következő lesz:

$$l_t(j) = \left(\frac{W_t}{W_t(j)} \right)^{\theta_w} l_t, \quad (9)$$

ahol W_t aggregált bérindexet a következőképpen definiáljuk:

$$W_t = \left(\int_0^1 W_t(j)^{1-\theta_w} dj \right)^{\frac{1}{1-\theta_w}}. \quad (10)$$

Feltesszük, hogy a béréképzés ragadós, mint Erceg és szerzőtársai (2000) modelljében: Calvo (1983) tanulmányához hasonlóan, hogy az egyes háztartások egy adott időperiódusban $1 - \gamma_w$ valószínűséggel változtatják meg a béreiket racionálisan optimalizálva, előretekintő módon. Mindazon háztartások, akik az adott időperiódusban nem ilyen módon cselekednek Christiano és szerzőtársai (2001) illetve Smets és Wouters (2003) tanulmányaihoz hasonlóan egy hüvelyk-ujj szabályt követnek és a béreket a múltbeli inflációtól függően változtatják, azaz

$$W_t(j) = W_{t-1}(j) \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\vartheta_w},$$

ahol $\vartheta_w \in [0, 1]$ az implicit indexálás mértéke. Ennek a következménye, hogy

$$W_t(j) = W_T(j) \left(\frac{P_{t-1}}{P_{T-1}} \right)^{\vartheta_w}. \quad (11)$$

Ha a j háztartás a T . időperiódusban racionálisan változtat bért, akkor figyelembe veszi, hogy a választott $W_T(j)$ nominális bér γ_w^{t-T} valószínűséggel marad érvényben a t . időperiódusban. Tehát az optimum meghatározásához $W_T(j)$ szerint maximalizálja a

$$\sum_{t=T}^{\infty} (\beta \gamma_w)^{t-T} \mathbb{E}_T [\mathcal{U}(H_t, l_t(j))]$$

kifejezést a (3), (9) és (11) korlátok mellett.

A *Függelék A.2.* szakaszában megmutatjuk, hogy ilyen feltételek mellett a beralakulást a következő loglinearizált egyenlet határozza meg:

$$\pi_t^w - \vartheta_w \pi_{t-1} = \beta E_t [\pi_{t+1}^w - \vartheta_w \pi_t] + \xi_w [\widetilde{mrs}_t - \widetilde{w}_t + \widetilde{\tau}_t^w], \quad (12)$$

ahol hullámmal az eredeti változóknak a stabil állapottól való logaritmusos eltérését jelöljük, továbbá

$$\xi_w = \frac{(1 - \gamma_w)(1 - \beta\gamma_w)}{\gamma_w(1 + \varphi\theta_w)},$$

$\widetilde{w}_t = \widetilde{W}_t - \widetilde{P}_t$ a reálbér, $\pi_t^w = \widetilde{W}_t - \widetilde{W}_{t-1}$ a bérinfláció, $\pi_t = \widetilde{P}_t - \widetilde{P}_{t-1}$, a CPI infláció, mrs_t pedig az átlagos helyettesítési határráta. Az egyes háztartások helyettesítési határrátája akkor egyezne meg az átlagossal, ha $l_t(j)$ megegyezne l_t -vel, tehát

$$mrs_t = \frac{v'(l_t)}{\Lambda_t} = l_t^\varphi (c_t - hc_{t-1})^\sigma. \quad (13)$$

Minél ragadosabbak a bérek annál nagyobb γ_w , a rugalmas pedig béreket $\gamma_w = 0$ reprezentálja. Ilyenkor a (12) egyenlet a

$$w_t = \mu_t^w mrs_t \quad (14)$$

kifejezéssel lesz ekvivalens, ahol,

$$\mu_t^w = \tau_t^w \frac{\theta_w}{\theta_w - 1}.$$

Ha nincs állami beavatkozás, azaz, ha $\tau_t^w = 1$, akkor μ_t^w mindig pozitív és nagyobb egynél, hiszen definíció szerint $\theta_w > 1$.

3.2. Termelés

A modell *A* verziójában két termelési szektort, *T*-t és *N*-t különböztetünk meg. Az *N* szektor csak belföldi felhasználásra termel, a *T* szektor áruí részben exportálja, részben belföldön értékesíti, és az exportált valamint a belföldön értékesített jószágok azonos valutában mért árai megegyeznek egymással. Ezzel szemben a modell *B* és *C* verziójában biztosítani akarjuk, hogy az említett árak eltérhessenek egymástól. Ezért feltesszük, hogy a statisztikailag tradable termékeknek tekinthető jószágoknak két csoportja van: Az egyik termékcsoport jószágait belföldre termelik, ezeket állítják elő a *T* szektorban. De létezik egy külön exportszektor is, amely a *T* szektor áruitól némileg eltérő termékeket gyárt, és ezeket külföldön értékesíti. Az előbbiekből adódóan a *T* szektor és az exportszektor ugyanazon valutában mért árai eltérhetnek egymástól.⁸

A modellben a termelésnek két fázisa van: minden szektorban az első lépésben tőkéből, import jószágokból és munkából inhomogén közbülső termékeket

⁸Ez utóbbi garantálásához természetesen nem feltétlenül szükséges két külön szektor feltevése. A mi megoldásunk hasonló Burnstein és szerzőtársai (2002) megközelítéséhez, akik feltették, hogy a valóban exportálásra kerülő és a csak belföldi felhasználásra kerülő tradable jószágok eltérnek egymástól. Ugyannakor ők – szemben velünk – a két jószágcsoport között minőségi különbséget tételeztek fel. Viszont megengedték, hogy az exportjószágok – amelyek jobb minőségűek, mint a csak belföldre szánt tradable jószágok – egy részét belföldön használják fel.

állítanak elő, a második lépésben az inhomogén közbülső termékek felhasználásával homogén végterméket gyártanak.

Jelölje y_t^s az egyes szektorok termelését a végtermékből, $s = T, x, N$, ahol x index a B és a C verzióban az exportszektorra utal. Minden szektorban a végtermékeket kompetitív, árelfogadó piacon konstans skáláhozadékú technológiával olyan $y_t^s(i)$, $i \in [0, 1]$, jószágokból állítják elő, amelyek egymásnak nem tökéletes helyettesítői. A technológiákat a következő CES termelési függvény reprezentálja:

$$y_t^s = \left(\int_0^1 y_t^s(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}},$$

ahol $\theta > 1$. Ennek következménye, hogy a végtermékek árát a

$$P_t^s = \left(\int_0^1 P_t^s(i)^{1-\theta} di \right)^{\frac{1}{1-\theta}}, \quad (15)$$

kifejezés határozza meg, amennyiben a közbülső termékek árait $P_t^s(i)$ jelöli. Az $y_t^s(i)$ közbülső jószág iránti keresletet pedig az

$$y_t^s(i) = \left(\frac{P_t^s}{P_t^s(i)} \right)^{\theta} y_t^s \quad (16)$$

összefüggés határozza meg.

Az $y_t^s(i)$ termékeket monopolisztikusan versenyző piacon termelik. Minden egyes $y_t^s(i)$ terméket egy önálló vállalat állít elő, az egyes vállalatok technológiája egymással megegyezik. A vállalatok a következő technológiát használják:

$$y_t^s(i) = A_t^s k_t^s(i)^{\alpha} z_t^s(i)^{1-\alpha}, \quad (17)$$

ahol $0 < \alpha < 1$, A_t^s az iparági termelékenységi sokk, $z_t^s(i)$ pedig az s iparág i vállalatának a felhasználását mutatja z_t^s összetett jószágból. A z_t^s összetett jószágot a következőképpen definiáljuk:

$$z_t^s(i) = \left[n_s^{\frac{1}{\rho_s}} l_t^s(i)^{\frac{\rho_s-1}{\rho_s}} + (1-n_s)^{\frac{1}{\rho_s}} m_t^s(i)^{\frac{\rho_s-1}{\rho_s}} \right]^{\frac{\rho_s}{\rho_s-1}},$$

ahol $l_t^s(i)$ a s iparág i vállalatának a felhasználása az előzőekben definiált l_t aggregált munkából, $m_t^s(i)$ a felhasználása az m_t importjószágból, ρ_s , n_s pedig adott nem negatív paraméterek. A z_t^s árát a

$$W_t^{z,s} = \left[n_s W_t^{1-\rho_s} + (1-n_s) (e_t P_t^{m*})^{1-\rho_s} \right]^{\frac{1}{1-\rho_s}}, \quad (18)$$

formula határozza meg, ahol P_t^{m*} az import külföldi valutában mért ára.

A közbülső termékeket gyártó vállalatok árképzése ragadós. Calvo (1983) modelljéhez hasonlóan az egyes vállalatok egy adott időperiódusban $1 - \gamma_s$ valószínűséggel változtatják meg az árakat racionálisan optimalizálva, előretekintő módon. A modellben ez az árazási viselkedés a forrása a vállalat-specifikus sokkoknak: adott időperiódusban az s szektorbeli vállalatoknak mindig csak $1 - \gamma_s$ része áraz optimalisan, hogy aktuálisan éppen melyik vállalat az, azt egy valószínűségi változó határozza meg. Azok a vállalatok, amelyek az adott periódusban nem optimalizálnak Christiano és szerzőtársai (2001) illetve Smets

és Wouters (2002) tanulmányaihoz hasonlóan egy hüvelykujj szabályt követve az áraikat a múltbeli iparági infláció alapján változtatják.

A közbülső termékeket gyártó vállalatok a termeléshez szükséges fizikai tőkét nem bérlik, hanem maguk állítják elő a T és N szektor végtermékeiből. A fizikai tőkejóságok és az előállításukhoz szükséges beruházási jóságok nem tökéletes helyettesítői egymásnak, tehát a beruházásoknak *igazodási költségei* vannak. Mivel a vállalatok a fizikai tőkét nem bérlik, ezért egy adott időperiódusban a rendelkezésükre álló tőke nagysága adottság, amit a múltbeli beruházási döntéseik határoznak meg. Szemben azzal az esettel, amikor van tőkebérleti piac, ahol mindig az éppen szükséges mennyiségű tőkéhez férhetnek hozzá.

Ha a vállalatok várakozásai racionálisak és nincsenek vállalatspecifikus sokkok, akkor a tőkebérleti piac hiánya nem okoz problémát. Ugyanis a beruházási döntéskor figyelembe veszik az egy periódussal későbbi tőkeigényeket, így vállalati szinten éppen úgy nem fordul elő szűkösség a tőkéből, mintha azt a termelés időpontjában szabadon lehetne bérelni.

Viszont ebben a modellben léteznek vállalatspecifikus sokkok: ugyanis az, hogy melyik vállalat mikor áraz racionálisan az a véletlentől függ. Ennek következményeként a vállalatok egymáshoz képesti relatív árai, és így a termékeik iránti kereslet nagysága is egzogén sokkoktól függ. Viszont mivel a fizikai tőkéjük nagysága predeterminált, ezért a fizikai tőke mennyiségét nem tudják az output igényekhez igazítani. Ennek következményeként az árazási viselkedésük szempontjából releváns határköltség olyan lesz, mintha egy csökkenő hozadékú technológiából származna. Annak ellenére, hogy a vállalatok technológiája konstans skáláhozadékú.

Formálisan: Mivel az adott időperiódusban felhasznált tőke költsége predeterminált ezért a vállalat változóköltsége: $W_t^{z,s} z_t^s(i)$. Tehát a határköltsége:

$$MC_t^s(i) = W_t^{z,s} \frac{\partial z_t^s(i)}{\partial y_t^s(i)}.$$

A $z_t^s(i)$ -t kifejezve a (17) technológiai korlátból, majd ezt $y_t^s(i)$ szerint differenciálva az

$$MC_t^s(i) = W_t^{z,s} \left(\frac{y_t^s(i)}{k_t^s(i)} \right)^{\hat{\alpha}} (A_t^s)^{-\bar{\alpha}}$$

határköltség formulát kapjuk, ahol $\bar{\alpha} = 1/(1 - \alpha)$ és $\hat{\alpha} = \alpha/(1 - \alpha)$.

A fenti határköltség nagysága annál távolabb áll a konstans skáláhozadékú technológiához tartozó határköltség nagyságától, minél távolabb áll a tőke mennyisége az optimálistól. Ezt természetesen befolyásolja a beruházások igazodási költségeinek a nagysága is. Ha ezek végtelen nagyok, akkor a tőke mennyiség rögzített és a technológia csökkenő hozadékvá válik. Ha kicsik akkor a mindenkori határköltség elég jól fogja közelíteni a konstans skáláhozadékok mellettét. Ha pedig az árképzés rugalmas, akkor eltűnnek a vállalatspecifikus sokkok a modellből. Ahogy az már említettük, ilyenkor a vállalatspecifikus beruházások feltevése mellett is olyan lesz a vállalati viselkedés, mintha létezne tőkebérleti piac. Mindezeket az összefüggéseket formálisan is megmutatjuk a *Függelék A.2.* szakaszában.

A vállalatok optimumfeladata két részre bontható: egy költségminimalizálási feladatra, majd egy a költségminimalizálás eredményeit felhasználó profitmaximalizálásra.

A költségminimalizálás során a vállalat adottnak veszi az $y_t(i)$, P_t , $W_t^{z,s}$ és $D_{T,t}$ változók pályáját, és a $z_t^s(i)$, $I_t^s(i)$, $k_{t+1}^s(i)$ változók szerint minimalizálja a

$$\sum_{t=T}^{\infty} \mathbb{E}_t [D_{T,t} (W_t^{z,s} z_t^s(i) + P_t I_t^s(i))],$$

a célfüggvényt a (17) technológiai és a

$$k_{t+1}^s(i) = (1 - \delta)k_t^s(i) + \Phi_s \left(\frac{I_t^s(i)}{k_t^s(i)} \right) k_t^s(i) \quad (19)$$

beruházási korlát mellett. $k_t^s(i)$ a t . periódusban rendelkezésre álló (a megelőző periódusban előállított) fizikai tőke mennyiségét jelöli, $I_t^s(i)$ pedig a t -beli beruházás nagyságát. A Φ_s függvény reprezentálja a beruházások igazodási költségét, δ pedig az amortizációs ráta. Feltesszük, hogy $\Phi_s' > 0$, $\Phi_s'' < 0$. Továbbá, hogy a modell stacioner állapotában az igazodási költségek eltűnnek, azaz $\Phi_s(I^s/k^s) = I^s/k^s$ és $\Phi_s'(I^s/k^s) = 1$, ahol az időindex nélküli változók a stacioner állapotbeli értékeket jelölik.

A minimumfeladathoz tartozó elsőrendű feltételek a következők:

$$\frac{D_{T,t} P_t}{\nu_t^s(i)} = \Phi_s' \left(\frac{I_t^s(i)}{k_t^s(i)} \right), \quad (20)$$

ahol $\nu_t^s(i)$ beruházási korláthoz tartozó Lagrange-szorzó azaz a beruházás árnyékára⁹ és

$$\nu_t^s(i) = \mathbb{E}_T \left[\nu_{t+1}^s(i) \left\{ (1 - \delta) + \phi_s \left(\frac{I_t^s(i)}{k_t^s(i)} \right) \right\} + D_{T,t+1} P_{t+1} r_{t+1}^s(i) \right], \quad (21)$$

ahol $\phi_s(g) = \Phi_s(g) - g\Phi_s'(g)$ és

$$r_{t+1}^s(i) = \frac{\alpha}{1 - \alpha} w_{t+1}^{z,s} \frac{z_{t+1}^s(i)}{k_{t+1}^s(i)}. \quad (22)$$

Azokban a modellekben ahol létezik tőkebérleti piac a (21) egyenletben az $r_{t+1}^s(i)$ helyén a tőke bérleti költsége szerepel. Ha nincsenek igazodási költségek, akkor a (21) feltétel a

$$P_t = \mathbb{E}_t [D_{t,t+1} P_{t+1} ((1 - \delta) + r_{t+1}^s(i))]$$

összefüggésre egyszerűsödik. Ennek az a következménye, hogy $r_t^s(i) = r_t^s = r_t$. Determinisztikus esetben ez a jól ismert $1/\beta = r_t + 1 - \delta$ arbitrázs feltételhez vezet.

A költségminimalizálási feladat megoldása eredményeként a (17), (19), (20) (21) és (22) egyenletek determinálják a $z_t^s(i)$, $k_t^s(i)$, $I_t^s(i)$, $r_t^s(i)$, $\nu_t^s(i)$ változók pályáját. A $z_t^s(i)$ ismeretében pedig meghatározható az adott vállalat munka- és importkereslete, melyeket az

$$l_t^s(i) = n_s \left(\frac{W_t^{z,s}}{W_t} \right)^{\rho_s} z_t^s(i), \quad (23)$$

$$m_t^s(i) = (1 - n_s) \left(\frac{W_t^{z,s}}{e_t P_t^{m*}} \right)^{\rho_s} z_t^s(i) \quad (24)$$

⁹A $\nu_t^s(i)/P_t$ kifejezés a Tobin-féle q megfelelője a modellben.

függvények determinálnak.

Az eddigiekben meghatároztuk, hogy optimális viselkedés esetén miként függ a $z_t^s(i)$, $k_t^s(i)$, $l_t^s(i)$, $m_t^s(i)$ változók pályája az $y_t^s(i)$, $P_t^s(i)$ változóktól. Most meghatározzuk ezen két utóbbi változó optimális pályáját.

Mindazon vállalatok, amelyek az $s = T, N$ szektorokban egy adott időperiódusban az egyszerű indexálási szabály szerint állapítják meg az áraikat a

$$P_t^s(i) = P_T^s(i) \left(\frac{P_{t-1}^s}{P_{T-1}^s} \right)^{\vartheta_s},$$

szabályt követik, hasonlóan ahhoz, mint amit a bérmegállapítás esetén feltettünk. A racionálisan árazók figyelembe veszik, hogy az általuk választott $P_t^s(i)$ ár γ_s^{t-T} valószínűséggel marad érvényben a t . periódusban. Tehát $P_T^s(i)$ és $y_t^s(i)$ szerint maxilizálják a

$$\sum_{t=T}^{\infty} E_T \left[\gamma_s^{t-T} D_{T,t} \left\{ \frac{P_T^s(i)}{\tau_t^s} \left(\frac{P_{t-1}^s}{P_{T-1}^s} \right)^{\vartheta_s} - MC_t^s(i) \right\} \right]$$

várható profit függvényt a (16) korlát mellett, ahol τ_t^s a vállalatok haszonkulcsát befolyásoló adó/transzfer változó.¹⁰

A *Függelék A.2.* szakaszában Woodford (2003, 5. fejezet) eljárását követve megmutatjuk, hogy a feladat megoldása a következő loglinearizált összefüggéshez vezet:

$$\bar{\pi}_t^s = \psi_s^1 E_t [\bar{\pi}_{t+1}^s] - \psi_s^2 E_t [\bar{\pi}_{t+2}^s] + \xi_s^0 (\bar{m}c_t^s + \tilde{\tau}_t^s) - \xi_s^1 E_t [\bar{m}c_{t+1}^s + \tilde{\tau}_{t+1}^s], \quad (25)$$

ahol $\bar{\pi}_t^s = \pi_t^s - \vartheta_s \pi_{t-1}^s$ a szektorális inflációs ráta kvázi-differenciája és $\pi_t^s = \tilde{P}_t^s - \tilde{P}_{t-1}^s$ a szektorális inflációs ráta. Továbbá $\bar{m}c_t^s$ a szektor átlagos reálhatárköltsége. A ψ_s^1 , ψ_s^2 , ξ_s^0 , ξ_s^1 együttthatókat definiáló kifejezések a *Függelék* említett részében találhatóak.

Egy vállalat határköltsége akkor egyezik meg az MC_t^s -vel jelölt átlagos iparági határköltséggel, ha a termelésének a nagysága megegyezik az aggregált iparági outputtal, azaz

$$MC_t^s = W_t^{z,s} \left(\frac{y_t^s}{k_t^s} \right)^{\hat{\alpha}} (A_t^s)^{-\hat{\alpha}}. \quad (26)$$

Ha ezt osztjuk az iparági árral, akkor jutunk az átlagos iparági reálhatárköltséghez:

$$mc_t^s = \frac{MC_t^s}{P_t^s}. \quad (27)$$

Ha $\gamma_s = 0$, akkor az árak flexibilisek és a feladat megoldása a következő egyenletre egyszerűsödik: $P_t^s(i) = \mu_t^s MC_t^s(i)$, ahol μ_t^s a monopolisztikus versenyből adódó *haszonkulcs* (*markup*). Megmutatható, hogy egyensúlyban egy adott szektoron belül minden vállalat ugyanazt az árat választja, azaz

$$P_t^s = \mu_t^s MC_t^s. \quad (28)$$

¹⁰Mivel feltevésünk szerint a modellben a költségvetés kiegyensúlyozott, ezért a τ_t^s -vel reprezentált adókat/transzfereteket is kompenzálja a (3) költségvetési korlátban szereplő T_t általány adó/transzfer.

A haszonkulcsot pedig a

$$\mu_t^s = \tau_t^s \frac{\theta}{\theta - 1}$$

kifejezés definiálja. Ha nincs állami beavatkozás, azaz ha $\tau_t^s = 1$, akkor a haszonkulcs nagyobb, mint 1, hiszen definíció szerint $\theta > 1$.

A modell B verziójában az exportszektorban a külföldi valutában mért árak, vagyis a $P_t^{x*}(i)$ változók a ragadósak. Tehát a szektor vállalatainak a feladata:

$$\max_{P_T^{x*}(i), y_t^x(i)} \sum_{t=T}^{\infty} \mathbb{E}_T \left[\gamma^{t-T} D_{T,t} \left\{ \frac{e_t P_T^{x*}(i)}{\tau_t^x} \left(\frac{P_{t-1}^{x*}}{P_{T-1}^{x*}} \right)^{\vartheta_x} - MC_t^{x*}(i) \right\} \right]$$

a (16) korlát mellett. Hasonló módon, mint az előbb megmutatható, hogy a feladat megoldása a

$$\bar{\pi}_t^{x*} = \psi_x^1 \mathbb{E}_t [\bar{\pi}_{t+1}^{x*}] - \psi_x^2 \mathbb{E}_t [\bar{\pi}_{t+2}^{x*}] + \xi_x^0 \widetilde{mc}_t^x - \xi_x^1 \mathbb{E}_t [\widetilde{mc}_{t+1}^x], \quad (29)$$

loglinearizált egyenlethez vezet, ahol $\bar{\pi}_t^{x*} = \pi_t^{x*} - \vartheta_x \pi_{t-1}^{x*}$ és $\pi_t^{x*} = \tilde{P}_t^{x*} - \tilde{P}_{t-1}^{x*}$, az átlagos reálhatárkötség pedig

$$mc_t^x = \frac{MC_t^{x*}}{e_t P_t^{x*}}. \quad (30)$$

Mivel feltesszük, hogy τ_t^x konstans ezért a loglinearizált egyenletben nem szerepel az adó/transzfer változó.

A C verzióban a $P_t^x(i)$ belföldi valutában mért árak a ragadósak. Tehát a vállalatok feladata:

$$\max_{P_T^x(i), y_t^x(i)} \sum_{t=T}^{\infty} \mathbb{E}_T \left[\gamma^{t-T} D_{T,t} \left\{ \frac{P_T^x(i)}{\tau_t^x} \left(\frac{P_{t-1}^x}{P_{T-1}^x} \right)^{\vartheta_x} - MC_t^x(i) \right\} \right],$$

a (16) korlát mellett. Ebből adódik, hogy a szektor aggregált árainak a viselkedését a

$$\bar{\pi}_t^x = \psi_x^1 \mathbb{E}_t [\bar{\pi}_{t+1}^x] - \psi_x^2 \mathbb{E}_t [\bar{\pi}_{t+2}^x] + \xi_x^0 \widetilde{mc}_t^x - \xi_x^1 \mathbb{E}_t [\widetilde{mc}_{t+1}^x], \quad (31)$$

loglinearizált egyenlet írja le, ahol $\bar{\pi}_t^x = \pi_t^x - \vartheta_x \pi_{t-1}^x$ és $\pi_t^x = \tilde{P}_t^x - \tilde{P}_{t-1}^x$. Továbbá

$$mc_t^x = \frac{MC_t^x}{P_t^x}. \quad (32)$$

A vállalatok a T és az N szektor termékeiből aggregálják a beruházási javukat. Az aggregáló függvény azonos a háztartások esetében tárgyalttal:

$$I_t^s(i) = \left[(a_T \chi_t^T)^{\frac{1}{\eta}} \mathcal{I}_t^{Ts}(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (a_N \chi_t^N)^{\frac{1}{\eta}} \mathcal{I}_t^{Ns}(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad (33)$$

ahol \mathcal{I}_t^{Ts} és \mathcal{I}_t^{Ns} az s szektor i vállalatának beruházási felhasználása a T illetve az N szektor termékeiből. Az aggregáló függvény formájából adódik, hogy a keresletet ezek iránt a termékek iránt az

$$\mathcal{I}_t^{Ts}(i) = a_T \chi_t^T \left(\frac{P_t}{P_t^T} \right)^{\eta} I_t^s(i), \quad \mathcal{I}_t^{Ns}(i) = a_N \chi_t^N \left(\frac{P_t}{P_t^N} \right)^{\eta} I_t^s(i) \quad (34)$$

kifejezések határozzák meg.

3.3. Exportkereslet

Az export iránti keresletet nem modellezzük explicit módon. *Ad hoc* módon feltesszük, hogy az

$$x_t = \left(\frac{P_t^{FT*}}{P_t^{x*}} \right)^{\eta^*} x_t^* \quad (35)$$

összefüggés határozza meg, ahol x_t az export iránti kereslet, P_t^{x*} az exporttermékek árindexe külföldi valutában mérve, P_t^{FT*} a versenytárs külföldi jóságok árindexe (amiről a modellben feltesszük, hogy konstans), x_t^* az export iránti kereslet nagyságát mérő egzogen valószínűségi változó, $\eta^* > 0$ pedig egzogen paraméter.

A modell *A* verziójában az exportált jóságok a *T* szektor termékei, és $P_t^{x*} = P^T/e_t$. A *B* és *C* verzióban az exportszektor és a *T* szektor különböző, így a termékek árai is eltérhetnek ugyanazon valutában mérve, vagyis lehetséges, hogy $P_t^{x*} \neq P^T/e_t$.

3.4. Egyensúlyi feltételek és reálárfolyam mutatók

A modell *A* verziójában a *T* szektor egyensúlyát a

$$y_t^T = c_t^T + \sum_{s=T,N} \mathcal{I}_t^{Ts} + x_t \quad (36)$$

feltétel határozza meg, míg a *B* és *C* verzióban

$$y_t^T = c_t^T + \sum_{s=T,x,N} \mathcal{I}_t^{Ts}, \quad y_t^x = x_t \quad (37)$$

feltétel, ahol $\mathcal{I}_t^{Ts} = \int_0^1 \mathcal{I}_t^{Ts}(i) di$. Az *N* szektor egyensúlyát pedig a következő feltétel biztosítja:

$$y_t^N = c_t^N + \sum_s \mathcal{I}_t^{Ns}, \quad (38)$$

ahol $\mathcal{I}_t^{Ns} = \int_0^1 \mathcal{I}_t^{Ns}(i) di$.

A tanulmányban a következő reálárfolyam mutatókat fogjuk vizsgálni:

$$q_t = \frac{e_t P_t^{F*}}{P_t}, \quad q_t^T = \frac{e_t P_t^{FT*}}{P_t^T}, \quad P_t^R = \frac{P_t^N}{P_t^T}, \quad (39)$$

ahol q_t a CPI alapú reálárfolyam, q_t^T a külső reálárfolyam. Mivel feltesszük, hogy a külföldi *N/T* relatív ár konstans, ezért P_t^R , azaz a belföldi *N/T* relatív ár mozgása egyértelműen meghatározza a belső reálárfolyam fluktuációját.

3.5. A loglinearizált modell

A tanulmányban a 3.1. – 3.4. szakaszokban bemutatott modell stacioner állapot körüli loglinearizált közelítésének a viselkedését fogjuk vizsgálni. Ebben a szakaszban ezt a loglinearizált változatot mutatjuk be. Hullámmal az eredeti változóknak a stabil állapottól való logaritmikus eltérését jelöljük, az időindex nélküli változók pedig a stacioner állapotbeli értékekre utalnak.

A (4) árindex egyenlet loglinearizálása a

$$\tilde{P}_t = a_T \tilde{P}_t^T + a_N \tilde{P}_t^N \quad (40)$$

kifejezéshez vezet, mivel feltevésünk szerint $P = P^T = P^N$, valamint felhasználtuk, hogy

$$a_T \tilde{\chi}_t^T + a_N \tilde{\chi}_t^N = 0,$$

ami a (2) egyenlet loglinearizálásából adódik.

A következő egyenletekhez felhasználtuk a (39) egyenletek loglinearizált változatait, és azt a feltevést, hogy P_t^{F*} , P_t^{FT*} , P_t^{FR} külföldi árindexek konstansok:

$$\pi_t^T = d\tilde{e}_t - (\tilde{q}_t^T - \tilde{q}_{t-1}^T), \quad (41)$$

$$\pi_t^N = \pi_t^T + \tilde{P}_t^R - \tilde{P}_{t-1}^R, \quad (42)$$

$$\pi_t^{x*} = \tilde{P}_t^{x*} - \tilde{P}_{t-1}^{x*}, \quad (43)$$

$$\pi_t^x = d\tilde{e}_t + \tilde{P}_t^{x*} - \tilde{P}_{t-1}^{x*}, \quad (44)$$

$$\tilde{q}_t = \tilde{q}_t^T - a_N \tilde{P}_t^R, \quad (45)$$

ahol $d\tilde{e}_t = \tilde{e}_t - \tilde{e}_{t-1}$ a nominális árfolyam leértékelődésének az üteme.

Ha loglinearizáljuk a (18) egyenlet, akkor az összetett input jószágok reálárait, azaz $w_t^{z,s} = W_t^{z,s}/P_t$ -t meghatározó

$$\tilde{w}_t^{z,T} = n_T \tilde{w}_t + (1 - n_T) (\tilde{P}_t^{m*} + \tilde{q}_t), \quad (46)$$

$$\tilde{w}_t^{z,N} = n_N \tilde{w}_t + (1 - n_N) (\tilde{P}_t^{m*} + \tilde{q}_t), \quad (47)$$

kifejezésekhez jutunk, ahol felhasználtuk, hogy feltevésünk szerint $W = eP^{m*}$. Továbbá feltesszük, hogy $n_x = n_T$ így az exportszektor esetére nincs szükségünk külön egyenletre.

A (2), (5), (34) és (39) egyenletek loglinearizálásával, és a (40) egyenlet felhasználásával a

$$\begin{aligned} \tilde{c}_t^T &= \eta a_N \tilde{P}_t^R - \frac{a_T}{a_N} \tilde{\chi}_t^N + \tilde{c}_t, \\ \tilde{\mathcal{I}}_t^{Ts}(i) &= \eta a_N \tilde{P}_t^R - \frac{a_T}{a_N} \tilde{\chi}_t^N + \tilde{I}_t^s(i) \end{aligned}$$

kifejezéseket kapjuk. Definiáljuk $I_t^s = \int_0^1 I_t^s(i) di$ változót. Ekkor

$$\tilde{\mathcal{I}}_t^{Ts} = \eta a_N \tilde{P}_t^R - \frac{a_T}{a_N} \tilde{\chi}_t^N + \tilde{I}_t^s.$$

Ugyanis ha a \mathfrak{z} változót a $\mathfrak{z} = \int_0^1 \mathfrak{z}(i) di$ kifejezés definiálja, akkor a loglineáris közelítés esetén $\tilde{\mathfrak{z}} = \int_0^1 \tilde{\mathfrak{z}}(i) di + o^2$, ahol o^2 azokat a másodrendű és annál kisebb hibákat jelenti, amelyeket a loglinearizálás során elhanyagolhatunk. Mindezek alapján a (36) egyensúlyi feltétel loglinearizált változata a következő formát ölti:

$$\tilde{y}_t^T = \hat{x} \tilde{x}_t + \hat{c} \tilde{c}_t + \hat{I} \tilde{I}_t + (\hat{c} + \hat{x}) \left(\eta a_N \tilde{P}_t^R - \frac{a_T}{a_N} \tilde{\chi}_t^N \right), \quad (48)$$

ahol $I_t = \sum_s I_t^s$, és az \hat{x} , \hat{c} és \hat{I} együttthatók konkrét értékei a *Függelék A.1.* szakaszában találhatóak. Hasonlóképpen a (37) egyensúlyi feltétel az

$$\tilde{y}_t^T = \bar{c}\tilde{c}_t + \bar{I}\tilde{I}_t + \eta a_N \tilde{P}_T^R - \frac{a_T}{a_N} \tilde{\chi}_t^N, \quad (49)$$

alakot ölti loglinearizálva, ahol $\bar{c} = c/(c+I)$ és $\bar{I} = I/(c+I)$. Illetve a (38) feltétel loglinearizált változata a

$$\tilde{y}_t^N = \bar{c}\tilde{c}_t + \bar{I}\tilde{I}_t - \eta a_T \tilde{P}_T^R + \tilde{\chi}_t^N \quad (50)$$

kifejezést ölti.

A (8) és a (39) egyenletek loglinearizálása adja a következő, az aggregált fogyasztást meghatározó egyenletet:

$$\tilde{c}_t = h\tilde{c}_{t-1} + \frac{1-h}{\sigma} \tilde{q}_t + \tilde{c}_t^*, \quad (51)$$

ahol $\tilde{c}_t^* = -(1-h)\tilde{\Lambda}_t^*/\sigma$.

A modell A verziójában igaz, hogy $\tilde{P}_t^T - \tilde{e}_t = \tilde{P}_t^{x*}$, ezért a (35) exportkeresleti egyenlet loglinearizált változat a

$$\tilde{x}_t = \eta^* \tilde{q}_t^T + \tilde{x}_t^* \quad (52)$$

formula, ahol felhasználtuk a (39) reálárfolyam definíciókat. Az exportkeresleti egyenlet a modell B és C verziójában a következő:

$$\tilde{x}_t = -\eta^* \tilde{P}_t^{x*} + \tilde{x}_t^*. \quad (53)$$

Definiáljuk a $k_t^s = \int_0^1 k_t^s(i) di$ változót, ami az s szektorbeli aggregált fizikai tőkét reprezentálja. Felhasználva a Φ_s függvény stacioner állapotbeli tulajdonságait a (19) beruházási egyenlet loglinearizálva, majd aggregálva a

$$\tilde{k}_{t+1}^s = (1-\delta)\tilde{k}_t^s + \delta\tilde{I}_t^s$$

formát ölti. Ennek következményeként az aggregált beruházási egyenletet a következő összefüggés határozza meg:

$$\delta\tilde{I}_t = \sum_s \bar{I}^s \left[\tilde{k}_{t+1}^s - (1-\delta)\tilde{k}_t^s \right], \quad (54)$$

ahol $\bar{I}^s = I^s/I$ és az A verzió esetén $s = T, N$, a B és a C verzió esetén $s = T, x, N$. Az együttthatók konkrét értékei a *Függelék A.1.* részében találhatóak.

Kombináljuk a loglinearizált (17), (23) és (39) egyenleteket, valamint a (46) és (47) egyenleteket, majd aggregáljuk ezeket. Ekkor a következő loglinearizált munkakeresleti egyenlethez jutunk:

$$\tilde{l}_t = \sum_{s=H,x,N} \bar{l}^s \left[(1-n_s)\rho_s \left(\tilde{P}_t^{m*} + \tilde{q}_t - \tilde{w}_t \right) + \bar{\alpha} \left(\tilde{y}_t^s - \tilde{A}_t^s \right) - \hat{\alpha} \tilde{k}_t^s \right], \quad (55)$$

ahol most is az A verzió esetén $s = T, N$, a B és C verzió esetén pedig $s = T, x, N$, és $\bar{l}^s = l^s/l$. Az együttthatók konkrét értékei a *Függelék A.1.* szakaszában találhatóak. A B és C verzióban feltesszük, hogy a T szektor és az exportszektor technológiája azonos, tehát $\rho_T = \rho_x$ és $\tilde{A}_t^T = \tilde{A}_t^x$.

Loglinearizálva és kombinálva a (6), (20) és (21) egyenleteket a

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t \left[\tilde{\Lambda}_{t+1} \right] - \tilde{\Lambda}_t + \varepsilon_s^\phi \left(\tilde{k}_{t+1}^s(i) - \tilde{k}_t^s(i) \right) = \\ \mathbb{E}_t \left[[1 - \beta(1 - \delta)] \tilde{r}_{t+1}^s + \beta \varepsilon_s^\phi \left(\tilde{k}_{t+2}^s(i) - \tilde{k}_{t+1}^s(i) \right) \right], \end{aligned}$$

összefüggéshez jutunk, ahol $\varepsilon_s^\phi = -\Phi_s''(\delta)\delta$. Ezután loglinearizáljuk és kombináljuk a (17) és (22) egyenleteket, ekkor az

$$\tilde{r}_t^s(i) = \tilde{w}_t^{z,s} + \bar{\alpha} \left(\tilde{y}_t^s(i) - \tilde{A}_t^s - \tilde{k}_t^s(i) \right)$$

formula adódik. Egymásba helyettesítve a fenti két egyenletet és aggregálva őket, valamint felhasználva a Λ_t definícióját a következő a fizikai tőke alakulását leíró összefüggést kapjuk a T szektorra:

$$\begin{aligned} \frac{\sigma h}{1-h} \tilde{c}_{t-1} - \frac{\sigma(1+h)}{1-h} \tilde{c}_t + \frac{\sigma}{1-h} \mathbb{E}_t [\tilde{c}_{t+1}] + \varepsilon_T^\phi \left(\tilde{k}_{t+1}^T - \tilde{k}_t^T \right) \\ = \Delta \mathbb{E}_t \left[\tilde{w}_{t+1}^{z,T} + \bar{\alpha} \left(\tilde{y}_{t+1}^T - \tilde{A}_{t+1}^T - \tilde{k}_{t+1}^T \right) \right] + \beta \varepsilon_T^\phi \mathbb{E}_t \left[\tilde{k}_{t+2}^T - \tilde{k}_{t+1}^T \right], \quad (56) \end{aligned}$$

ahol $\Delta = [1 - \beta(1 - \delta)]$. Ugyanez az N szektor esetében:

$$\begin{aligned} \frac{\sigma h}{1-h} \tilde{c}_{t-1} - \frac{\sigma(1+h)}{1-h} \tilde{c}_t + \frac{\sigma}{1-h} \mathbb{E}_t [\tilde{c}_{t+1}] + \varepsilon_N^\phi \left(\tilde{k}_{t+1}^N - \tilde{k}_t^N \right) \\ = \Delta \mathbb{E}_t \left[\tilde{w}_{t+1}^{z,N} + \bar{\alpha} \left(\tilde{y}_{t+1}^N - \tilde{A}_{t+1}^N - \tilde{k}_{t+1}^N \right) \right] + \beta \varepsilon_N^\phi \mathbb{E}_t \left[\tilde{k}_{t+2}^N - \tilde{k}_{t+1}^N \right]. \quad (57) \end{aligned}$$

Végül az exportszektor esetében a fizikai tőke alakulását leíró egyenlet a következő:

$$\begin{aligned} \frac{\sigma h}{1-h} \tilde{c}_{t-1} - \frac{\sigma(1+h)}{1-h} \tilde{c}_t + \frac{\sigma}{1-h} \mathbb{E}_t [\tilde{c}_{t+1}] + \varepsilon_T^\phi \left(\tilde{k}_{t+1}^x - \tilde{k}_t^x \right) \\ = \Delta \mathbb{E}_t \left[\tilde{w}_{t+1}^{z,T} + \bar{\alpha} \left(\tilde{x}_{t+1} - \tilde{A}_{t+1}^T - \tilde{k}_{t+1}^x \right) \right] + \beta \varepsilon_T^\phi \mathbb{E}_t \left[\tilde{k}_{t+2}^x - \tilde{k}_{t+1}^x \right], \quad (58) \end{aligned}$$

ahol felhasználjuk a (37) egyenletpár második egyensúlyi feltételelet.

A T szektor inflációjának alakulását a (25) formula segítségével fejezhetjük ki:

$$\tilde{\pi}_t^T = \psi_T^1 \mathbb{E}_t [\tilde{\pi}_{t+1}^T] - \psi_T^2 \mathbb{E}_t [\tilde{\pi}_{t+2}^T] + \xi_T^0 \tilde{m}c_t^T - \xi_T^1 \mathbb{E}_t [\tilde{m}c_{t+1}^T], \quad (59)$$

ahol felhasználtuk azt a feltevést, hogy τ_t^T konstans, tehát $\tilde{\tau}_t^T = 0$. A loglinearizált reálhatárkölséget a (26) és a (27) egyenletek felhasználásával kapjuk:

$$\tilde{m}c_t^T = \hat{\alpha} \left(\tilde{y}_t^T - \tilde{k}_t^T \right) - \bar{\alpha} \tilde{A}_t^T + \tilde{w}_t^{z,T} + a_N \tilde{P}_t^R. \quad (60)$$

Hasonló módon a

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_t^N &= \psi_N^1 \mathbb{E}_t [\tilde{\pi}_{t+1}^N] - \psi_N^2 \mathbb{E}_t [\tilde{\pi}_{t+2}^N] \\ &+ \xi_N^0 \left(\tilde{m}c_t^N + \tilde{\tau}_t^N \right) - \xi_N^1 \mathbb{E}_t \left[\tilde{m}c_{t+1}^N + \tilde{\tau}_{t+1}^N \right]. \quad (61) \end{aligned}$$

kifejezés határozza meg az N szektor inflációját, és az

$$\tilde{m}c_t^N = \hat{\alpha} \left(\tilde{y}_t^N - \tilde{k}_t^N \right) - \bar{\alpha} \tilde{A}_t^N + \tilde{w}_t^{z,N} - a_T \tilde{P}_t^R \quad (62)$$

kifejezés a reálhatárkölséget.

Az exportszektor inflációját leíró összefüggést a B verzióban a (29) egyenlet felhasználásával kapjuk:

$$\bar{\pi}_t^{x*} = \psi_T^1 \mathbf{E}_t [\bar{\pi}_{t+1}^{x*}] - \psi_T^2 \mathbf{E}_t [\bar{\pi}_{t+2}^{x*}] + \xi_T^0 \widetilde{m}c_t^x - \xi_T^1 \mathbf{E}_t [\widetilde{m}c_{t+1}^x]. \quad (63)$$

Míg a C verzióban a (31) egyenlet segítségével:

$$\bar{\pi}_t^x = \psi_T^1 \mathbf{E}_t [\bar{\pi}_{t+1}^x] - \psi_T^2 \mathbf{E}_t [\bar{\pi}_{t+2}^x] + \xi_T^0 \widetilde{m}c_t^x - \xi_T^1 \mathbf{E}_t [\widetilde{m}c_{t+1}^x]. \quad (64)$$

A fenti két egyenletben felhasználtuk azt a feltevést, hogy a T és x szektor technológiája és árragadósági paraméterei azonosak, ezért ugyanazokat az együtt-hatásokat használhatjuk, mint az (59) egyenlet esetében. A reálhatárkölséget a (26), (30) illetve a (32) segítségével kapjuk:

$$\widetilde{m}c_t^x = \hat{\alpha} \left(x_t - \tilde{k}_t^x \right) - \bar{\alpha} \tilde{A}_t^T + n_T (\tilde{w}_t - \tilde{q}_t) + (1 - n_T) \tilde{P}_t^{m*} - \tilde{P}_t^{x*}. \quad (65)$$

A bérinflációt a loglinearizált (13) egyenlet valamint a (12) és a (40) egyenlet kombinálása adja:

$$\begin{aligned} \pi_t^w - \vartheta_w (a_T \pi_{t-1}^T + a_N \pi_{t-1}^N) &= \beta \mathbf{E}_t [\pi_{t+1}^w - \vartheta_w (a_T \pi_t^T + a_N \pi_t^N)] \\ + \xi_w \left[\varphi \tilde{l}_t + \frac{\sigma}{1-h} (\tilde{c}_t - h \tilde{c}_{t-1}) - \tilde{w}_t + \tilde{\tau}_t^w \right]. \end{aligned} \quad (66)$$

Az árfolyampolitikát a

$$d\tilde{e}_t = \zeta (a_T \pi_t^T + a_N \pi_t^N) + \mathcal{S}_t^{de} \quad (67)$$

szabály határozza meg, ahol \mathcal{S}_t^{de} a nominális árfolyam egzogén sokkjja. Végül a következő azonosságok zárják le a rendszert:

$$\bar{\pi}^T = \pi_t^T - \vartheta_T \pi_{t-1}^T, \quad (68)$$

$$\bar{\pi}^N = \pi_t^N - \vartheta_N \pi_{t-1}^N, \quad (69)$$

$$\bar{\pi}^{x*} = \pi_t^{x*} - \vartheta_T \pi_{t-1}^{x*}, \quad (70)$$

$$\bar{\pi}^x = \pi_t^x - \vartheta_T \pi_{t-1}^x, \quad (71)$$

$$\pi_t^w = \tilde{w}_t - \tilde{w}_{t-1} + a_T \pi_t^T + a_N \pi_t^N, \quad (72)$$

ahol ismét felhasználtuk, hogy a T és az x szektor árazási paraméterei meg-egyeznek egymással.

A modell A verziója (amelyben nincs nemzetközi árdiszkrimináció) 22 egyenletet tartalmaz: a (41), (42), (45)–(48), (50)–(52), (54)–(57), (59)–(62), (66)–(69) és (72) egyenletekből álló rendszert, ami a következő 22 endogén változó pályáját determinálja: $\tilde{c}_t, \tilde{x}_t, \tilde{I}_t, \tilde{y}_t^T, \tilde{y}_t^N, \tilde{l}_t, \tilde{k}_t^T, \tilde{k}_t^N, \widetilde{m}c_t^T, \widetilde{m}c_t^N, \tilde{w}_t, \tilde{w}_t^{z,T}, \tilde{w}_t^{z,N}, \tilde{q}_t, \tilde{q}_t^T, \tilde{P}_t^R, d\tilde{e}_t, \pi_t^T, \pi_t^N, \pi_t^w, \bar{\pi}_t^T, \bar{\pi}_t^N$.

A B verzióból (amelyben az árdiszkriminációt az LCP feltevéssel kombináljuk) az A -hoz képest hiányoznak a (48) és (52) egyenletek. Helyettük a (49) és (53) egyenletek szerepelnek. Továbbá tartalmazza még a (43), (58), (63), (65) és (70) egyenleteket. Ez a 27 egyenlet az A verzióban található változók valamint a $\tilde{k}_t^x, \widetilde{m}c_t^x, \tilde{P}_t^{x*}, \pi_t^{x*}, \bar{\pi}_t^{x*}$ változók pályáját determinálja.

Az C verzió (árdiszkrimináció PCP-vel) az A -hoz képest nem tartalmazza a (48) és (52) egyenleteket, viszont szerepelnek benne a (49) és (53) egyenletek.

Továbbá még a (44), (58), (64), (65) és (71) egyenletek. Az így kapott 27 egyenlet az A verzió változói mellett még meghatározza a \tilde{k}_t^x , \tilde{m}_t^x , \tilde{P}_t^{x*} , π_t^x , $\bar{\pi}_t^x$ változók trajektóriáit.

A modellben 9 egzogén változó van: \mathcal{S}_t^{de} , \tilde{c}_t^* , \tilde{P}_t^{m*} , $\tilde{\tau}_t^w$, $\tilde{\tau}_t^N$, \tilde{A}_t^T , \tilde{A}_t^N , \tilde{x}_t^* és $\tilde{\chi}_t^N$. Ezek független valószínűségi változók és mindegyikük egy *elsődrendű autoregresszív* folyamatot követ.

3.6. A modell megoldása és parametrizálása

A loglinearizált modell megoldásához a *meghatározatlan együtthatók (undetermined coefficients)* módszerének Uhlig (1999) tanulmányában leírt változatát használtuk, a numerikus eredményeket az említett szerző által készített MATLAB algoritmus segítségével generáltuk.

A modell nem származtatott paramétereinek az alapváltozathoz tartozó értékei az 1. táblázatban találhatóak.

1. táblázat

Paraméterek értékei az alapváltozatban

Neve	Paraméter	
	Értéke	
	A verzió	B, C verzió
β	0,984	0,984
σ	1,607	1,607
h	0,541	0,541
φ	0,755	0,755
a_T	0,500	0,500
η	1	1
η^*	10	30
α	0,208	0,208
ρ_s	1	1
δ	0,025	0,025
ε_s^ϕ	3	3
θ	6	6
θ_w	3	3
γ_s	0,787	0,787
ϑ_s	0,365	0,365
γ_w	0,763	0,763
ϑ_w	0,656	0,656
ζ	-2.5	-2.5

Megjegyzés: $s = T, x, N$

A β paraméter konkrét értéke King és Rebello (1999) tanulmányából származik. Az α paraméter értékét úgy választottuk, hogy a tőke részesedése a GDP-ből 1/3 legyen.¹¹ A δ és θ paraméterek értékei az irodalomban széleskörűen elfogadottak. Az ε_s^ϕ értékeket Woodford (2003, 5. fejezet) alapján választottuk. A σ , h , φ , θ_w , γ_w , ϑ_w értékeit Smets és Wouters (2002a) tanulmányából vettük, amiket az euró-zóna adatain becsültek. Mivel az említett tanulmányban az árazási egyenletet konstans skálahozadékok feltételezve becsülték, ezért a γ_s és ϑ_s paramétereket Galí és szerzőtársai (2001) tanulmányának az európai adatokon végzett becslései alapján választottuk. Ebben a tanulmányban a mi

¹¹Az α ebben a modellben nem egyezik meg a tőke GDP-ből való részesedésével, mivel a teljes belföldi output értékéből le kell vonni az import értékét, hogy a GDP-t megkapjuk.

általunk használttól némileg eltérően értelmezik az inflációs tehetetlenséget, Galí és Gertler (2000) modelljét alapul véve feltételezik, hogy minden egyes vállalat $1 - \gamma$ valószínűséggel változtat árakat, és a nagy számok törvénye alapján egy adott időperiódusban a vállalatok $1 - \gamma$ része tartozik az árat változtatók közé. Az árváltoztatóknak mindig az $1 - \vartheta$ része választ racionálisan optimalizálva, előretekintő módon, a maradék ϑ rész pedig a múltbeli infláció alapján frissíti az árait. Ha $\beta = 1$, akkor az általunk, illetve a Galí és Gertler által használt Phillips-görbe megegyezik egymással $\gamma_s = \gamma$ és $\vartheta_s = \vartheta/\gamma$ paraméter megkötések mellett. Bár esetünkben $\beta \neq 1$, de mint közelítést felhasználtuk a fenti formulákat és ez alapján választottuk meg γ_s -t és ϑ_s -t.

4. A nominális és a reálárfolyam kapcsolata

Ebben a szakaszban azt vizsgáljuk, hogy a különböző modell verziók milyen paraméter értékek esetén kerülnek összhangba a modern nemzetközi makroökonomiának a nominális és reálárfolyamra vonatkozó empirikus eredményeivel.

4.1. Az empirikus eredmények áttekintése

Ahogy azt a *Bevezetésben* említettük a nominális és a reálárfolyam közti szoros kapcsolatot először Mussa (1986) dokumentálta. A legfontosabb evvel kapcsolatos összefüggések Monacelli (2004) alapján a következők: 12 fejlett ország 1971 utáni adatait figyelembe véve a nominális és a reálleértékelődés feltétel nélküli korrelációja átlagosan 0,98. A nominális leértékelés és az infláció közötti korreláció gyakorlatilag zérus. A reálleértékelődés szórása lebegő árfolyamok mellett valamivel nagyobb, mint a nominális leértékelődésé, menedzselt árfolyamok esetén pedig közel kétszerese.

Az előzőekben felsorolt empirikus eredmények teljesülésének szükséges feltétele a vásárlóerő paritás (PPP) sérülése. Az, hogy ez nem csak egy átmeneti, hanem egy hosszabb távú jelenség, azt a reálárfolyam mozgások időbeli alakulását vizsgáló tanulmányok támaszják alá. Diebold és szerzőtársai (1991) illetve Lothian és Taylor (1996) tanulmányaikban hosszú éves frekvenciájú adatsorokon vizsgálták különböző országok esetében a reálárfolyam alakulását. Eredményeik szerint a reálárfolyamot érő sokkok átlagos felezési ideje 2,8–6 év közé esik. Ezek erősen perzisztens sokkok: például, ha egy elsőrendű autoregresszív folyamatnak a felezési ideje 2,8 év, akkor a negyedéves autoregresszív paramétere és autokorrelációja 0,93. Chari, Kehoe és McGrattan (2002) – a továbbiakban CKM – az Egyesült Államokra és tizenegy fejlett európai ország 1973:1-től 2000:1-ig terjedő negyedéves frekvenciájú idősorain ennél gyengébb, 0,84 nagyságú negyedéves autokorrelációt mértek. Megjegyezzük, hogy a kétféle eredmény összehasonlíthatóságát megnehezíti, hogy amíg CKM HP-filterezett adatokat használt, addig Diebold és szerzőtársai valamint Lothian és Taylor vizsgálatának éppen az volt a célja, hogy megmutassa, hogy ha kellően hosszú idősorokat vizsgálunk, akkor a reálárfolyam idősorok stacionerek.¹²

¹²Rogoff (1996) PPP találynak (PPP puzzle) nevezi azt, hogy a reálárfolyam sokkok perzisztenciája olyan nagy mértékű, amit már nehéz nominális rigiditásokkal megmagyarázni. Engel és Morley (2001) dolgozott ki egy empirikus modellt, ami bizonyos mértékig segítheti a PPP talány megoldását.

Bár a fentebb idézett empirikus eredmények mind a fejlett országokra vonatkoznak a PPP nem teljesülésére a vizsgálatunk elsődleges tárgyául szolgáló európai poszt-kommunista országok esetében is lehet érveket felhozni. Mégha ezek gyakran a rövid idősorok miatt inkább csak stilizált tényeken alapulnak.¹³ Hornok és szerzőtársai (2002) tettek kísérletet nagyon rövid idősorokon ökonometriai elemzésre és szintén kb. 2,8 év felezési idejű reálárfolyam alkalmazkodást találtak.¹⁴

Meg kell továbbá említenünk Engel (1999) eredményeit, aki Egyesült Államokbeli adatokkal arra az eredményre jutott, hogy a reálárfolyam mozgása közel teljes mértékben magyarázható a külső reálárfolyam mozgásával.

Itt felmerül a kérdés, hogy milyen értelemben kívánjuk reprodukálni ezt az eredményt, hiszen a tanulmánynak éppen az a célja, hogy olyan gazdaságokra alkalmazza a NOEM modelleket, amelyekben jelentős mértékű a belső reálárfolyam mozgása. Ebből adódóan nem azt akarjuk elérni, hogy a modellben minden körülmény esetén elhanyagolható legyen a belső reálárfolyam mozgása, hanem azt, hogy csak bizonyos típusú sokkok váltsák ki a belső reálárfolyam reakcióját.

Ezért Engel eredményének az általánosításaként a következő *szimmetria kritériumot* teljesülését várjuk el a modelltől: Ha a modell gazdaságot olyan szimmetrikus jellegű sokk éri, ami a T és N szektort hasonló módon befolyásolja, akkor a belső reálárfolyam reakciója elhanyagolható, azaz a szektorális árindexek szimmetrikusan reagálnak a sokkra.

A modellben a szimmetrikus sokkok közé soroljuk a (67) egyenletben található \mathcal{S}_t^{de} nominális árfolyam sokkot, az (51) egyenletben található \tilde{c}_t^* külföldi konjunktúra sokkját, a (46), (47), (55) és (65) egyenletekben található \tilde{P}_t^{m*} importár sokkot és a (66) egyenletben található $\tilde{\tau}_t^w$ nominális bérsokkot.

Aszimmetrikus sokknak tekintjük a (61) egyenletben található $\tilde{\tau}_t^N$ árregulációs sokkot, a (55), (56), (57), (58), (60), (62) és (65) egyenletekben található \tilde{A}_t^T és \tilde{A}_t^N szektorális termelékenységi sokkokat, a (52) és (53) egyenletekben található \tilde{x}_t^* exportkeresleti sokkot valamint az (48), (49) és (50) egyenletekben található $\tilde{\chi}_t^N$ relatív keresleti sokkot.

4.2. Szimulációs eredmények

Mindhárom modell verzió esetében háromféle sokk hatásait vizsgáljuk meg: A nominális sokkok képviselőjében a \mathcal{S}_t^{de} nominális leértékelődés sokkját. Mint keresleti sokkot a \tilde{c}_t^* külföldi konjunktúra sokkját. Végül mint költség sokkot az $\tilde{\tau}_t^w$ nominális bér sokkját. Azt, hogy a nominális sokkoknak kiemelt jelentőséget tulajdonítunk, valamint, hogy a termelékenységi sokkok szerepét csak a következő szakaszban a hosszabb távú folyamatok kapcsán vizsgáljuk a következő empirikus eredményekkel támasztjuk alá: Zárt gazdaságok esetében Ireland (2004) valamint Smets és Wouters (2003) becslült modelljeikkel demonstrálják a monetáris sokkok kiemelkedő, illetve a termelékenységi sokkok alárendelt szerepét a gazdasági fluktuációk magyarázatában. Nyílt gazdaságok esetében Clarida és Gali (1994) eredményei szerint a reálárfolyam mozgásának a 35-41 százaléka

¹³Például a 2001-ben induló magyarországi dezinflációra ráillik Burnstein és szerzőtársai (2002) írása címének a parafrázisa: Why are rates of inflation so high after large revaluations?

¹⁴Viszont Darvas (2001) a Cseh Köztársaság, Lengyelország, Magyarország és Szlovénia esetében egy évnél rövidebb felezési idejű reálárfolyam alkalmazkodásokat mért. Ugyanakkor lehet, hogy ez az eredmény arra vezethető vissza, hogy az általa vizsgált időszak zömében a szóbanforgó országokban szűksávós árfolyam rendszer volt érvényben.

vezethető vissza monetáris sokkokra. További indirekt érv az, hogy Meese és Rogoff (1983) megmutatja, hogy a nominális árfolyam mozgásait nem lehet csak a makrofundamentumokkal magyarázni (*determinációs talány, determination puzzle*). Továbbá feltörekvő gazdaságokban ezeknek a mozgásoknak jelentős reálhatásai lehetnek, amint arra Calvo és Reinhart (2002) felhívja a figyelmet.

A sokkok hatásait elkülönítve vizsgáljuk. A nominális leértékelés sokkját fehér zajnak tekintjük,¹⁵ a többi sokknak pedig 0,95 nagyságú autoregresszív paramétert feltételezünk Ireland (2004) valamint Smets és Wouters (2003) alapján. A 2. - 4. táblázatokban az (52) és (53) egyenletekben található η^* nemzetközi helyettesítési paraméterre vonatkozó érzékenység vizsgálat eredményei találhatóak. A táblázatok első oszlopaiban az ebben a szakaszban említett empirikus tanulmányokból származó referencia értékek találhatóak. A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulását a $d\tilde{q}_t$ varianciájához a következő képlet alapján számoljuk:

$$\frac{\text{var}(d\tilde{q}^T) + a_N \text{cov}(d\tilde{q}_t^T, d\tilde{P}_t^R)}{\text{var}(d\tilde{q}_t)},$$

ami az Engel (1999) által számolt mérőszámnak a mi esetünkre való alkalmazása. Adott esetben ez a mérőszám lehet nagyobb, mint 1, ha a képletben szereplő kovariancia negatív.¹⁶

A 2. táblázat a nominális árfolyam sokkjához tartozó eredményeket tartalmazza. Az η^* kivételével minden paraméternek az alapváltozástbeli értékét adtuk, lásd az 1. táblázatot. Mindhárom modell verzióban $\eta^* = 1$ érték mellett az autokorreláció jól közelíti a referencia értékeket. Ez ellentmond CKM eredményeinek, miszerint reális ár- és bérragadósági paraméterek mellett pusztán nominális rigiditásokkal a reálárfolyam nem tehető kellően perzisztenssé monetáris sokk esetében. Ugyanakkor Benigno (2004) megmutatta, hogy ha a monetáris politikai olyan szabályt követ, ami késleltetett változókra is reagál, továbbá, ha a belföld és a külföld olyan mértékben aszimmetrikus, hogy a sokk hatására a cserearányok megváltoznak, akkor elérhető a kellő mértékű autokorreláció. Ezek a feltételek pedig a mi esetünkben teljesülnek.

A táblázatból az is kiderül, hogy míg elsősorban a B és kisebb mértékben a C verzió érzéketlen az η^* változtatására, addig az A verzióban komoly mértékben csökken az autokorrelációk mértéke, ha növeljük a belföldi és külföldi jóságok helyettesíthetőségét.

A 3. és a 4. táblázatban a keresleti és a költség sokkhoz tartozó eredmények vannak. Mivel ezeknek a sokkoknak magas a perzisztenciája, ezért a reálárfolyamhoz is igen erős autokorrelációs értékek tartoznak. A B és C modell verzió most is érzéketlen az η^* változásaira. Most az A modell esetében is stabilak az autokorrelációk. Viszont az η^* növelésével a külső reálárfolyam hozzájárulása a reálárfolyam varianciájához jelentős mértékben csökken. Ami ellentmond az előzőekben megfogalmazott szimmetria kritériumnak. Azaz, hogy szimmetrikus sokkok esetén a modellnek reprodukálnia kell a szektorális árindex szimmetrikus mozgását, ahogy azt Engel (1999) dokumentálta.

¹⁵Azaz a nominális árfolyam véletlen bolyongást követ, ha S_t^{de} az árfolyam mozgások egyetlen forrása.

¹⁶Ugyanis $\text{var}(d\tilde{q}_t) = \text{var}(d\tilde{q}^T) + 2a_N \text{cov}(d\tilde{q}_t^T, d\tilde{P}_t^R) + \text{var}(d\tilde{P}_t^R)$.

2. táblázat

Árfolyam statisztikák a nominális leértékelődési sokk esetében

<i>A</i> verzió					
Statisztikák	Empirikus referencia	η^* paraméter értékei			
		1	10	20	30
A reálárfolyam autokorrelációja					
1 negyedév	0,84	0,83	0,78	0,74	0,71
1 év	0,50	0,47	0,34	0,26	0,21
2 év	0,25	0,26	0,15	0,09	0,06
3 év	0,12	0,17	0,09	0,06	0,04
A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulása a $d\tilde{q}_t$ varianciájához	0,95-1	1	1	0,99	0,99
A reál és nominális leértékelődés relatív varianciája	> 1	0,96	0,96	0,95	0,94
A reál és nominális leértékelődés korrelációja	0,98	0,996	0,995	0,995	0,994
<i>B</i> verzió					
Statisztikák	Empirikus referencia	η^* paraméter értékei			
		1	10	20	30
A reálárfolyam autokorrelációja					
1 negyedév	0,84	0,84	0,83	0,82	0,82
1 év	0,50	0,48	0,46	0,44	0,44
2 év	0,25	0,27	0,25	0,23	0,22
3 év	0,12	0,18	0,15	0,14	0,13
A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulása a $d\tilde{q}_t$ varianciájához	0,95-1	1,00	1,00	1,00	1,00
A reál és nominális leértékelődés relatív varianciája	> 1	0,98	0,98	0,98	0,98
A reál és nominális leértékelődés korrelációja	0,98	0,997	0,996	0,996	0,996
<i>C</i> verzió					
Statisztikák	Empirikus referencia	η^* paraméter értékei			
		1	10	20	30
A reálárfolyam autokorrelációja					
1 negyedév	0,84	0,83	0,80	0,78	0,77
1 év	0,50	0,47	0,39	0,34	0,32
2 év	0,25	0,26	0,18	0,14	0,12
3 év	0,12	0,17	0,11	0,07	0,06
A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulása a $d\tilde{q}_t$ varianciájához	0,95-1	1,00	1,00	1,00	1,00
A reál és nominális leértékelődés relatív varianciája	> 1	0,98	0,98	0,98	0,98
A reál és nominális leértékelődés korrelációja	0,98	0,996	0,996	0,995	0,995

3. táblázat

Árfolyam statisztikák a keresleti sokk esetében

<i>A</i> verzió					
Statisztikák	Empirikus referencia	η^* paraméter értékei			
		1	10	20	30
A reálárfolyam autokorrelációja					
1 negyedév	0,84	0,99	0,99	0,99	0,99
1 év	0,50	0,85	0,84	0,83	0,82
2 év	0,25	0,60	0,57	0,55	0,53
3 év	0,12	0,37	0,35	0,32	0,30
A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulása a $d\tilde{q}_t$ varianciájához	0,95-1	0,95	0,89	0,85	0,80
A reál és nominális leértékelődés relatív varianciája	> 1	1,83	1,82	1,81	1,80
A reál és nominális leértékelődés korrelációja	0,98	0,987	0,986	0,985	0,984
<i>B</i> verzió					
Statisztikák	Empirikus referencia	η^* paraméter értékei			
		1	10	20	30
A reálárfolyam autokorrelációja					
1 negyedév	0,84	0,99	0,99	0,99	0,99
1 év	0,50	0,85	0,84	0,83	0,83
2 év	0,25	0,58	0,56	0,55	0,53
3 év	0,12	0,36	0,33	0,31	0,29
A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulása a $d\tilde{q}_t$ varianciájához	0,95-1	1,00	1,00	1,00	1,00
A reál és nominális leértékelődés relatív varianciája	> 1	1,35	1,35	1,35	1,35
A reál és nominális leértékelődés korrelációja	0,98	0,986	0,986	0,986	0,986
<i>C</i> verzió					
Statisztikák	Empirikus referencia	η^* paraméter értékei			
		1	10	20	30
A reálárfolyam autokorrelációja					
1 negyedév	0,84	0,99	0,99	0,99	0,99
1 év	0,50	0,85	0,83	0,82	0,81
2 év	0,25	0,58	0,55	0,52	0,50
3 év	0,12	0,36	0,31	0,28	0,25
A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulása a $d\tilde{q}_t$ varianciájához	0,95-1	1,00	1,00	1,00	1,00
A reál és nominális leértékelődés relatív varianciája	> 1	1,35	1,35	1,35	1,35
A reál és nominális leértékelődés korrelációja	0,98	0,986	0,986	0,986	0,986

4. táblázat

Árfolyam statisztikák a nominális bér sokk esetében

<i>A</i> verzió					
Statisztikák	Empirikus referencia	η^* paraméter értékei			
		1	10	20	30
A reálárfolyam autokorrelációja					
1 negyedév	0,84	0,997	0,997	0,997	0,997
1 év	0,50	0,96	0,96	0,96	0,96
2 év	0,25	0,87	0,88	0,87	0,87
3 év	0,12	0,77	0,77	0,77	0,76
A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulása a $d\tilde{q}_t$ varianciájához	0,95-1	1,00	0,96	0,92	0,89
A reál és nominális leértékelődés relatív varianciája	> 1	1,88	1,89	1,90	1,90
A reál és nominális leértékelődés korrelációja	0,98	0,992	0,993	0,994	0,994
<i>B</i> verzió					
Statisztikák	Empirikus referencia	η^* paraméter értékei			
		1	10	20	30
A reálárfolyam autokorrelációja					
1 negyedév	0,84	0,997	0,997	0,997	0,997
1 év	0,50	0,96	0,96	0,96	0,96
2 év	0,25	0,87	0,87	0,86	0,85
3 év	0,12	0,77	0,76	0,75	0,73
A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulása a $d\tilde{q}_t$ varianciájához	0,95-1	1,00	1,00	1,00	1,00
A reál és nominális leértékelődés relatív varianciája	> 1	1,37	1,37	1,38	1,38
A reál és nominális leértékelődés korrelációja	0,98	0,992	0,993	0,993	0,994
<i>C</i> verzió					
Statisztikák	Empirikus referencia	η^* paraméter értékei			
		1	10	20	30
A reálárfolyam autokorrelációja					
1 negyedév	0,84	0,997	0,997	0,997	0,997
1 év	0,50	0,96	0,96	0,96	0,95
2 év	0,25	0,87	0,87	0,86	0,85
3 év	0,12	0,77	0,76	0,74	0,72
A $d\tilde{q}_t^T$ hozzájárulása a $d\tilde{q}_t$ varianciájához	0,95-1	1,00	1,00	1,00	1,00
A reál és nominális leértékelődés relatív varianciája	> 1	1,37	1,38	1,38	1,38
A reál és nominális leértékelődés korrelációja	0,98	0,992	0,993	0,994	0,995

5. táblázat

A külső reálárfolyam hozzájárulása a reálárfolyam varianciájához a modell B verziójában

Sokk típusa	γ_T és γ_N értékei							
	0,33	0,79	0,79	0,33	0,90	0,79	0,79	0,90
Keresleti	1,16		0,84		0,84			1,16
Nominális bér	1,12		0,88		0,87			1,13

Sokk típusa	ϑ_T és ϑ_N értékei							
	0,10	0,37	0,37	0,10	0,90	0,37	0,37	0,90
Keresleti	0,96		1,04		1,11			0,89
Nominális bér	0,97		1,03		1,09			0,92

Sokk típusa	ε_T^ϕ és ε_N^ϕ értékei							
	0	3	3	0	∞	3	3	∞
Keresleti	0,78		1,31		1,26			0,77
Nominális bér	0,99		0,98		1,10			0,91

Sokk típusa	n_T és n_N értékei							
	0,49	0,62	0,44	0,72	0,38	0,85	0,34	0,93
Keresleti	0,95		0,90		0,84			0,80
Nominális bér	0,94		0,88		0,81			0,76

Mindhárom modell verzió alapváltozatában a szektorok paraméterei azonosak. A továbbiakban azt vizsgáljuk, hogy ha a paraméterek szimmetriáját megbontjuk, akkor teljesül-e a szimmetria kritérium. Az 5. táblázatban foglaljuk össze a B verzióra vonatkozó eredményeket. Mivel ezek jól reprezentálják a másik két verzió esetében találtakat is, ezért a könnyebb áttekinthetőség kedvéért ezek eredményeinek a közlésétől eltekintünk. A táblázatokban a $d\tilde{q}_t^T$ -nak a $d\tilde{q}_t$ varianciájához való hozzájárulását tüntettük fel különböző szektorális paraméter értékek mellett. A szimulációk során feltettük, hogy a T és az exportszektor paraméterei azonosak, a különbség ezen szektorok és az N szektor paraméterei között van. A γ_s árragadósági, a ϑ_s implicit indexálási és az ε_s^ϕ igazodási költség paraméterek esetében¹⁷, $s = T, N$, az egyik szektorális paramétert mindig az alapváltozatbeli értékén tartottuk. Az n_T és n_N munka felhasználási paraméterek esetében úgy választottuk meg az értékeket, hogy $1 - n_N = v(1 - n_T)$ és $v = 0,75, 0,5, 0,25, 0,1$.

A nominális árfolyam sokk esetében a szimmetria kritérium teljesülése nem bizonyult érzékenynek a szektorális paraméterek aszimmetriájára. Ezért a hozzá tartozó eredményeket nem is tüntettük fel a táblázatban. Ez viszont nem igaz a keresleti és a nominális bér sokk esetében. A táblázatban látható, hogy az árragadósági paraméterek aszimmetriája erős mértékben megbontja a szektorális árindexek mozgásának a szimmetriáját, az implicit indexálás esetén ez a hatás gyengébb. A beruházások igazodási költségeinek az aszimmetriájára különösen a keresleti sokk esetében reagál élesen a modell. Végül a technológia a munka és import igényének a változása szintén erős mértékben megbontja a szimmetriát, ha $(1 - n_N) < 0,75(1 - n_T)$. A táblázatban feltüntetett

¹⁷A beruházások igazodási költsége esetében a 0 esetet numerikusan a 0,0001, míg a ∞ esetet a 10^5 értékekkel közelítettük.

paraméterek mellett vizsgáltuk még a munka és az import helyettesítési rugalmasságát mérő ρ_s paraméterek hatásait is. Viszont mivel ezek a paraméterek a loglinearizált modellben csak az (55) munkakeresleti egyenletben szerepelnek ezért nem okoznak aszimmetriát.

Összefoglalva ennek a szakasznak az eredményeit: A modell árdiszkriminációt nélkülöző A verziója az η^* nemzetközi helyettesítési paraméter magas értékei mellett nem képes az empirikus összefüggések reprodukálására. Továbbá az úgynevezett szimmetria kritérium – ami azt várja el, hogy szimmetrikus sokkok bekövetkezése esetén a szektorális árindexek szimmetrikusan reagáljanak – teljesüléséhez szükséges a szektorális paraméterek szimmetriája.

5. A Balassa - Samuelson hatás

5.1. Az empirikus eredmények áttekintése és az elméleti háttér

Balassa (1964) és Samuelson (1964) fogalmazta meg azt a hipotézist, hogy a T és az N szektorbeli eltérő termelékenység növekedés duális inflációhoz és ennek eredményeként a reálárfolyam felértékelődéséhez vezet.¹⁸

Az eltérő szektorális termelékenységnek a reálárfolyamra gyakorolt hatása a fejlett országok esetében is kimutatható, amint ezt például De Gregorio és Wolf (1994) demonstrálta. De mindez a gyorsan fejlődő, illetve a felzárkozó országok esetében bír igazi jelentőséggel. Több empirikus tanulmány is megerősíti, hogy ezekben az országokban a Balassa-Samuelson (BS) hatás fontos szerepet játszik a reálárfolyam alakulásában. Ito és szerzőtársai (1997) szerint főként Japán, Korea és Tajvan, de bizonyos mértékig más délkelet ázsiai országok esetében is a fejlődésük bizonyos szakaszában a BS hatás meghatározó volt. A poszt-kommunista európai országokban szintén fontos szerepet játszott a piaccgazdságra való áttérés óta, ezt támasztják alá például Halpern és Wyplosz (2001), illetve Kovács (2002) empirikus kutatásai.

Halpern és Wyplosz (2001) tanulmánya kilenc európai poszt-kommunista ország¹⁹ esetében 1991-98-ig terjedő mintán panel regresszió segítségével vizsgálja a BS hatás érvényességét. Eredményeik szerint a szektorális termelékenységi tényezők regressziós együtthatói szignifikánsak, és a T szektor 1 százalékos termelékenység növekedése rövid távon a szektorális relatív ár 0,24 százalékos növekedéséhez vezet, hosszú távon pedig 0,43 százalékoshoz. Az N szektor 1 százalékos termelékenység növekedése pedig 0,18 illetve 0,32 százalékos csökkenéshez vezet rövid illetve hosszú távon.

A középeurópai EU csatlakozó országok jegybankjai is vizsgálták a BS hatás érvényesülését a poszt-kommunista időszakban.²⁰ Eredményeik a Kovács (2002) által szerkesztett tanulmányban találhatóak. Eszerint a vizsgált országokban különböző mértékben, de legalább a mintaperiódus egy részében a hosszútávú reálfelértékelődés a BS hatással magyarázható.

¹⁸A Balassa-Samuelson hatásról lásd bővebben Obstfeld és Rogoff (1996) 4. fejezetét.

¹⁹Cseh Köztársaság, Észtország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Magyarország, Oroszország, Románia és Szlovénia.

²⁰A vizsgált országok és a mintaperiódus hossza: Cseh Köztársaság 1994-2001, Lengyelország, 1990-2001, Magyarország 1992-2001, Szlovákia 1995-2000 és Szlovénia 1992-2001.

Természetesen az a tény, hogy ezekben az országokban a belső reálárfolyam mozgása jelentős szerepet játszott a reálárfolyam alakulásában nem zárja ki a NOEM-nek azt az észrevételét, hogy a nominális árfolyammal szorosan együttmozgó külső reálárfolyam is jelentős hatással van a reálárfolyamra, amint ezt a 4. szakaszban is tárgyaltuk.

Mindebből következően, ha a feltörekvő piacok problémáinak vizsgálatához fel akarjuk használni a NOEM modelleket, akkor szükséges a BS hatás integrálása az említett modellekbe. Ennek kapcsán két problémát kell tisztázni:

- Mivel a NOEM modellekbe a külső reálárfolyam nem rögzített, ezért szükség van olyan feltételekre, amelyek biztosítják, hogy a külső reálárfolyam ne értékelődjön le túlságosan a duális inflációt kiváltó tényezők hatására.
- Mivel a NOEM modellekben a szektorális inflációs különbséget befolyásolhatják kereslet tényezők is, ezért meg kell vizsgálni, hogy ezek a faktorok miként módosítják az aszimmetrikus temelékenység növekedés hatását.

Kezdjük az első problémával. A BS hatást hagyományos olyan keretben elemzik, ahol feltételezik a PPP teljesülését, hiszen az kizárja a külső reálárfolyam mozgását. Ekkor a belső reálárfolyam felértékelődése nyilván reálfelértékelődéshez vezet. Másrészt viszont a BS hatás teljesülhet egy olyan modellben is, ahol a külső reálárfolyam mozgása megengedett. Annyit kell garantálni, hogy a külső reálárfolyam a duális inflációt kiváltó termelékenység változás hatására ne értékelődjön le olyan mértékben, ami semlegesíti vagy akár elnyomja a belső reálárfolyam felértékelődését.

Ezt viszont nem feltétlenül egyszerű biztosítani, hiszen a BS hatást kiváltó aszimmetrikus termelékenység növekedési folyamat esetében általában feltételezzük, hogy a T szektor termelékenység növekedése nagyobb, mint az N szektorénál, mind a külföldi T szektorénál. Tehát, ha a PPP nem teljesül, akkor a külföldi versenytársak termékeihez képest olcsóbbak lesznek a belföldi T szektor termékei és ez akár a külső reálárfolyam komoly leértékelődéséhez is vezethet.

Ez a lehetőség különösen a modell A verziója esetében áll fenn, hiszen a 4. szakaszban beláttuk, hogy csak viszonylag alacsony η^* értékek egyeztethetőek össze a nominális és a reálárfolyam szoros korrelációjával. Viszont ez azt jelenti, hogy a belföldi exporttermékek és külföldi versenytársaik távoli helyettesítők. Ezért akár kis mértékű hatások is jelentősen eltéríthetik az árakat. Éppen ezért ebben a szakaszban megvizsgáljuk, hogy az A verzióban a megkövetelt alacsony helyettesítési paraméter esetén lehetséges-e viszonylag stabilan tartani a külső reálárfolyamot, ha a T szektornak gyorsan nő a termelékenysége. A 4. szakaszban láttuk, hogy a modell B és C verziója esetében akár magas η^* paraméterek esetében is teljesül a nominális és a reálárfolyam szoros együttmozgása. Ilyen esetben viszont a belföldi exporttermékek P_t^{x*} árai nem fognak lényegesen eltérni a külföldi versenytársak $P_t^{F^{x*}}$ áraitól. Viszont, ha az egyéb tényezők – köztük a reálárfolyam – rögzítettek, akkor az exportáló és a T szektor határköltsége nem tér el lényegesen, vagyis a $P_t^{T*} = P_t^T/e_t$ is viszonylag stabil marad, ami feltételezve, hogy P_t^{FT*} nem változik stabil külső reálárfolyamot eredményez. Tehát a B és C verzió esetében azt várjuk, hogy jó eséllyel találunk olyan paramétereket, ami mellett az aszimmetrikus termelékenység növekedés reálfelértékelődéshez vezet.

Térjünk át a második tisztázandó problémára: Az hogy a termelékenységi faktorok milyen mértékben hatnak a szektorális relatív árra azt két dologtól függ: Egyrészt attól, hogy milyen erősen befolyásolják közvetlenül a termelékenységi faktorok a szektorok áralakulását. Azaz, hogy a megfelelő árazási egyenletekben milyen nagy a termelékenységi változók együtthatója. Másrészt függ attól is, hogy az árazási viselkedést a termelékenységi és más egyéb egzogén változók mellett milyen endogén változók befolyásolják még. Ugyanis a termelékenységi faktor nyilván hatással van az endogén változók pályájára és ha ezek a változók befolyásolják az árképzést, akkor a termelékenységi tényezők közvetlen hatása mellett az endogén változókon keresztül egy közvetlen hatás is érvényesülni fog. Márpedig a két hatás eredőjének illetve a közvetlen hatásnak a mértéke szignifikánsan eltérhet egymástól.

Amint azt a *Függelék A.2.* részében megmutatjuk, a hagyományos modellekben a *2. szakaszban* idézett feltevések mellett a szektorális relatív árat a

$$\tilde{P}_t^R = \frac{n_N}{n_T} \tilde{A}_t^T - \tilde{A}_t^N$$

kifejezés határozza meg, ha eltekintünk más egzogén változók szerepétől. E szerint a kifejezés szerint a relatív árra csak technológiai tényezők hatnak, a keresleti faktoroknak semmilyen szerepük nincs az alakításában. Ennek következményeként, ha a szektorok munkafelhasználási igénye nem túlságosan különböző, akkor a szektorális termelékenységi tényezők különbsége és a szektorális relatív ár nagysága közelítően megegyezik egymással. Az empirikus eredmények ezt viszont nem erősítik meg, amint azt például Halpern és Wyplosz (2001) írása demonstrálja.

Ha viszont azt szeretnénk, hogy a modell megfeleljen a *4. szakaszban* Engel (1999) tanulmánya kapcsán megfogalmazott szimmetria kritériumnak, akkor a szektorok munkafelhasználási igénye nem térhet el egymástól jelentősen. Az *5. táblázatban* található eredmények szerint, n_T és n_N különbsége legfeljebb 0,1 lehet, hogy a szimmetria kritérium teljesüljön.

Tehát ahhoz, hogy reprodukáljuk az aszimmetrikus termelékenység növekedés hatásának az empirikusan megfigyelhető mértékét a modell szimmetriájának a megbontása nélkül szükség van a hagyományos feltevések feloldására. Ugyanis e feltevések elhagyása lehetővé teszi, hogy különböző, a kereslet által befolyásolt endogén változók is hathatnak a szektorális relatív ár alakulására.

A következőkben röviden áttekintjük, hogy a hagyományos modellek különböző feltevéseinek az elhagyása miként módosítja a szektorális relatív ár alakulását. A *Függelék A.2.* részében megmutatjuk, hogy a modell rugalmas árazást feltételező változatának a viselkedése ekvivalens lesz egy olyan modellel, amiben az egyes szektorok termeléséhez szükséges fizikai tőke ugyan különböző, de léteznek bérleti piacai a szektorális tőke jószágoknak. Mivel rugalmas árazás esetén a szektorok reálhatárkölsége konstans, ezért az (A15) egyenletből adódik, hogy a

$$\tilde{P}_t^R = \tilde{A}_t^T - \tilde{A}_t^N + \alpha (\tilde{r}_t^N - \tilde{r}_t^T) + (1 - \alpha) (n_N - n_T) \left[\tilde{w}_t - \left(\tilde{P}_t^{m*} + \tilde{q}_t \right) \right] \quad (73)$$

kifejezés határozza meg a szektorális relatív árat, ahol \tilde{r}_t^T és \tilde{r}_t^N a fizikai tőke szektorális reál bérleti díját reprezentálja. A beruházások igazodási költségei miatt a tőke bérleti díja nem feltétlenül egyezik meg a két szektorban. Mivel a szektorális tőkejószágok bérleti költségei arányát befolyásolja a szektorok

termékei iránti relatív kereslet nagysága, ezért a (73) egyenletben a relatív árat közvetetten befolyásolják relatív keresleti hatások. Az egyenletben szerepel a reálbér és reálárfolyam is, amik a közvetett aggregált keresleti hatásokat reprezentálják. De ha n_T és n_N egymáshoz közeli, akkor ezek szerepe elhanyagolható.

A ragadós árak bevezetése két szempontból módosítja a relatív ár alakulását. Egyrészt, mint minden sokknak így a termelékenységi sokknak is csökken a hatása az áralakulásra. Ennek megértéséhez először tétetelezzük fel, hogy nincs indexálás, tehát egy adott vállalat által éppen rögzített ár várhatóan hosszabb ideig marad változatlan. Ilyenkor az optimális viselkedés nem csak a jelenlegi határkötséget veszi figyelembe, hanem a várt jövőbeli határkötségek súlyozott átlagát. Viszont egy elsőrendű autoregresszív folyamattal jellemezhető sokk jövőbeli értékei átlagának az abszolút értéke kisebb, mint a sokk jelenlegi értékének az abszolút értéke. Az implicit indexálás jelenléte részben semlegesíti a ragadós áraknak befolyását, a sokkok hatása feleresődhet. De mivel ebben a modellben az indexálás mértéke alacsony, ezért a ragadós árazás gyengíti a termelékenység különbség hatását a szektorális relatív árra.

A ragadós árak másik hatása abból adódik, hogy a vállalatok árképzése aszinkronizált és a fizikai tőkének nincs bérleti piaca. Amint azt a 3. szakaszban részletesen tárgyaltuk, ha nincs a tőkének bérleti piaca, akkor vállalat-specifikus sokkok jelenléte esetén nem lehetséges az optimális inputkombinációk kialakítása, ami szükösséghez és csökkenő hozadékokhoz vezet. Márpedig a modellben feltételezett sztochasztikus és aszinkronizált árazási viselkedés vállalat-specifikus sokkokat okoz. Tehát a modellben érvényesülnek a csökkenő hozadékok és így a keresleti hatások közvetlenül is befolyásolják az árazási viselkedést.

Fejezzük ki formálisan, hogy a $\pi_t^R = \pi_t^N - \pi_t^T$ inflációs különbséget milyen tényezők befolyásolják ragadós árazás mellett. Hogy a már említett szimmetria kritériumnak megfeleljen a modell az 5. táblázat eredményeit felhasználva feltesszük, hogy mindkét szektorban azonosak az árazási paraméterek és a beruházások igazodási költségeinek a paraméterei. Ebből adódik, hogy $\xi_T^l = \xi_N^l$ és $\psi_1^k = \psi_2^k$, $l = 0, 1$, $k = 1, 2$, és $\vartheta_T = \vartheta_N$. A közös paramétereket jelöljük ξ^l -vel, ψ^k -val és ϑ -vel. Ekkor a (61) és az (59) egyenletek különbségéből adódik, hogy

$$\bar{\pi}_t^R = \psi^1 \mathbf{E}_t [\bar{\pi}_{t+1}^R] - \psi^2 \mathbf{E}_t [\bar{\pi}_{t+2}^R] + \xi^0 (\bar{m}c_t^R + \bar{\tau}_t^N) - \xi^1 \mathbf{E}_t [\bar{m}c_{t+1}^R + \bar{\tau}_{t+1}^N], \quad (74)$$

ahol $\bar{\pi}_t^R = \pi_t^R - \vartheta \pi_{t-1}^R$. A formulában szereplő relatív reálhatárkötséget az

$$\begin{aligned} \bar{m}c_t^R &= \bar{\alpha} (\tilde{A}_t^T - \tilde{A}_t^N) + \hat{\alpha} (\tilde{y}_t^N - \tilde{y}_t^T) - \hat{\alpha} (\tilde{k}_t^T - \tilde{k}_t^N) \\ &+ (n_N - n_T) \tilde{w}_t + (n_T - n_N) (\tilde{P}_t^{m*} + \tilde{q}_t) - \tilde{P}_t^R \end{aligned} \quad (75)$$

formula definiálja, amit a (46), (47), (60) és (62) egyenletek kombinálásával kaphatunk. Látható, hogy ebben a kifejezésben közvetlen módon befolyásolja a szektorális inflációs ráták különbségét a szektorok termékei iránti relatív kereslet az $\tilde{y}_t^N - \tilde{y}_t^T$ különbségen keresztül.

A fentiek illusztrálják, hogy a beruházások igazodási költségei, a ragadós árak és a tőkebérleti piacok hiánya miként teszik lehetővé, hogy a szektorális relatív árat közvetlen és közvetett keresleti tényezők is befolyásolják. Azt analitikusan meglehetősen nehéz elkülöníteni, hogy a fenti feltevések pontosan milyen mértékben járulnak hozzá a keresleti hatások érvényesüléséhez, illetve miként módosítják a termelékenységi tényezők nettó hatását a szektorok árképzésére.

Például a (74) egyenlet együtthatói meglehetősen bonyolult módon függenek a γ_s szektorális árazási paramétereiktől, és az ε_s^ϕ szektorális beruházási költség paramétereiktől, ahogy azt a *Függelékben* megmutatjuk.

Néhány egyszerű kvalitatív megállapítás azért tehető: Egyrészt minél kisebb a beruházások igazodási költsége, annál kisebb lesz a keresleti hatások szerepe. Ezt egyrészt szemléltetni lehet a (73) egyenlettel, hiszen ha nincsenek igazodási költségek ($\varepsilon_s^\phi = 0$), akkor az (56) és az (57) egyenletek alapján látható, hogy $r_t^T = r_t^N$, tehát ha szimmetrikus a technológia, akkor nem érvényesülnek a keresleti hatások. Másrészt a (75) egyenlet is megerősíti ezt a meglátást: Ha a beruházások igazodási költségei végtelen nagyok, akkor a tőkeállomány nagysága rögzített, azaz $\tilde{k}_t^T = \tilde{k}_t^N = 0$. Tehát \tilde{y}_t^T és \tilde{y}_t^N hatása teljes mértékben érvényesül. Ezzel szemben ahogy csökkennek az igazodási költségek \tilde{k}_t^T és \tilde{k}_t^N ingadozása egyre nagyobb lesz, és egyre inkább ellensúlyozzák \tilde{y}_t^T és \tilde{y}_t^N hatását. Az árragadósság mértékének a szerepéről pedig elmondható, hogy átlagosan minél hosszabb időszak teli el két előretékintő árigazítás között, annál gyengébb lesz a termelékenységi változók szerepe. Ugyanis, minnél ritkább a racionális árigazítás, annál nagyobb súlyt kapnak az ármegállapítás során a jövőben távolabbi határköltségek, amikben várható értékben a jelenleginél kisebb lesz a termelékenységi sokkok nagysága.

5.2. Szimulációs eredmények

Először tisztázzuk, hogy a szimulációk során miként modellezzük a BS hatást kiváltó aszimmetrikus termelékenység növekedést. Mindenekelőtt meg kell említeni, hogy a BS hatás hosszú távon érvényesülő, de nem permanens jelenség, mivel a felzárkózáshoz, vagy általánosabban a külvilágnál gyorsabb termelékenység növekedés időtartamához köthető. Éppen ezért modellünkben, ahol a külvilág termelékenység növekedését nullára normalizáltuk, a külvilághoz képesti termelékenységet reprezentáló \tilde{A}_t^T és \tilde{A}_t^N változókról azt tesszük fel, hogy stacionerek.

A vizsgálatunk tárgyául szolgáló feltörekvő piaci országok poszt-kommunista tranzíciójának a kezdetén a termelékenység az összes szektorban alacsonyabb, mint a referenciául szolgáló fejlett országokban. Ezért a tranzíciós folyamat kezdetén $\tilde{A}_1^T < 0$, $\tilde{A}_1^N < 0$ (feltevésünk szerint a T és az x szektor termelékenysége megegyezik). A továbbiakban a termelékenység növekedés pozitív az összes szektorban, és az export és a T szektorban magasabb, mint az N szektorban. Ugyanez formálisan:

$$d\tilde{A}_t^T > 0, \quad d\tilde{A}_t^N > 0, \quad d\tilde{A}_t^T - d\tilde{A}_t^N > 0.$$

A fenti feltételeket kielégítő trajektoriákat lehetséges két ugyanolyan perzisztenciájú autoregresszív folyamattal generálni, ha feltételezzük, hogy $\tilde{A}_1^T < \tilde{A}_1^N < 0$.

Ugyanakkor a termelékenységi folyamatról az előzőekben elmondottakkal nem összegyeztethető az, ha feltennénk, hogy \tilde{A}_1^T és \tilde{A}_1^N attól vált negatívvá, hogy $t = 1$ -ban a szektorokat érte egy-egy negatív termelékenységi sokk. Hiszen a szektorok termelékenysége nem a tranzíciót közvetlenül megelőzően szakadt el a fejlett külföld termelékenységétől. A $t = 1$ -ban bekövetkező negatív termelékenységi sokkok egy olyan termelékenységi pályát írnának le, ahol váratlanul egyperióduson keresztül drasztikusan negatívvá válik a termelékenység növekedés, majd átvált tartósan pozitívba. A sokk okozta meglepetés és a

termelékenység növekedés irányváltása az endogén változóknak olyan pályáját generálná, ami nem jellemző az általunk felvázolt tranzíciós folyamatra, ahol az endogén változók már régen alkalmazkodtak a negatív \tilde{A}_t^T és \tilde{A}_t^N értékekhez.

Hogy ezt a problémát megkerüljük a szimulációkat úgy végeztük, hogy az állapotváltozók $t = 0$ -beli értékeit nem nullára állítottuk, mivel ez azzal lenne konzisztens, hogy $t = 0$ -ban és azt megelőzően tartósan a sokkok értékei nullával voltak egyenlők. Ehelyett úgy választottuk meg az állapotváltozók kezdeti értékeit, hogy az egyes változók trajektóriái „simák” legyenek. A termelékenységi változók autoregresszív paramétereit 0,95 nagyságúra választottuk a szimulációkhoz.

A szimulációk során először arra keressük a választ, hogy az aszimmetrikus termelékenység növekedés kiváltotta duális infláció egyben reálfelértékelődéshez vezet-e. Amint azt a megelőzőekben kifejtettük már, ehhez arra van szükség, hogy az exporttermékek és azok külföldi versenytársai viszonylag közeli helyettesítők legyenek, azaz az (52) és az (53) egyenletekben szereplő η^* paraméternek viszonylag magas értéke legyen. Ugyanakkor a 4. szakaszban megmutattuk, hogy a nominális és a reálárfolyam együttmozgására vonatkozó empirikus eredményeket a modell A verziója csak akkor tudja reprodukálni, ha ez a paraméter viszonylag alacsony értéket vesz fel, lásd a 2.-4. táblázatokat. Ezért a modell A verziójában az alapváltozatban $\eta^* = 10$ -nek rögzítettük ezt a paramétert, hiszen még emellett az érték mellett viszonylag elfogadható eredményeket produkált a modell. Ezzel szemben a B és C változatban a magasabb $\eta^* = 30$ értéket választottuk, hiszen a 2.-4. táblázatok szerint ezekben a verziókban a lényeges mérőszámok alakulása nem függ a helyettesítési paraméter nagyságától.

Az 1. ábra mutatja az A verzióhoz tartozó szimulációk eredményeit. Az ábra első négy panelje az alapváltozathoz tartozó trajektóriákat tartalmazza. Az első panelen a termelékenységi faktorok $d\tilde{A}_t^T - d\tilde{A}_t^N$ növekedési ütem különbsége illetve a $\pi_t^R = \pi_t^N - \pi_t^T$ inflációs különbség látható. Az utóbbi egyben a belső reálárfolyam mozgásait is meghatározza, mivel a külföldi árak rögzítettek, ha π_t^R pozitív, akkor a belső reálárfolyam felértékelődik. A második panel a reálárfolyam illetve a belső reálárfolyam leértékelődését ábrázolja ($d\tilde{q}_t$ és $d\tilde{q}_t^T$). Harmadik panel a relatív szektorális output illetve tőkeállomány növekedési ütemét jeleníti meg ($d\tilde{y}_t^N - d\tilde{y}_t^T$ és $d\tilde{k}_t^N - d\tilde{k}_t^T$), ezek a változók a (74) és (75) egyenletek szerint a befolyásolják az inflációs különbség alakulását. Végül a negyedik panel a reálbér és az export növekedési ütemét mutatja ($d\tilde{w}_t$ és $d\tilde{x}_t$). Az összes növekedési ütemet évesítve tüntettük fel az ábrán. A szimulációk során úgy választottuk meg a termelékenységi változók pályáját, hogy a mintaperiódus elején a növekedési ütemek különbsége 1 százalékpont legyen.

Az alapváltozathoz tartozó szimuláció esetében láthatjuk, hogy hiába értékelődik fel a belső reálárfolyam, a reálárfolyam leértékelődik, mivel a külső reálárfolyam leértékelődésének a hatása erősebb, mint a belső felértékelődése. Ennek oka az, hogy a T szektor termelékenysége növekszik, nemcsak az N szektorhoz, hanem a külföldhöz képest is, ezért a T szektor külföldhöz képesti relatív ára csökken, azaz a külső reálárfolyam leértékelődik. Ha a belföldi és külföldi T szektor termékei tökéletes helyettesítők lennének, akkor az árcsökkenés hatására azonnal olyan mértékben megnőne a kereslet a belföldi T szektor termékei iránt, hogy az végtelen gyorsan addig emelné a belföldi reálbéreket és a T szektor árait amíg ismét kiegyenlítődnének a belföldi és külföldi T szektor termékeinek azonos valutában mért árai. A jelenlegi esetben, amikor a két termékcsoporthoz egymás

távoli helyettesítői a kereslet növekedés nem okoz árkiegyenlítődést. A negyedik panelen látszik, hogy bár az export mennyisége folyamatosan nő, ez csak csekély reálbér növekedéssel jár együtt.

Az ábra második négy panellje azt szemlélteti, hogy a fentebb tárgyaltak nem a nominális rigiditások és a beruházások igazodási költségeinek a következményei. Rugalmas árak és bérek valamint tökéletes tőke alkalmazkodás esetében is hasonló eredményre jutunk, ha a két termékcsoport egymás távoli helyettesítői. Mivel az árak rugalmasak a (73) egyenlet írja a szektorális relatív ár alakulását. A beruházási költségek hiánya pedig azt eredményezi, hogy $\tilde{r}_t^T = \tilde{r}_t^N$, amint az a harmadik panelen is látható. Tehát szimmetrikus szektorok esetén csak a termelékenység növekedés különbség hatása érvényesül, és az éppen meg fog egyezni az inflációs különbséggel, ahogy azt első panel mutatja. De hiába nagyobb a belső reálárfolyam felértékelődése, mint nominális rigiditások mellett, a külső reálárfolyam lerétékelődése most is olyan mértékű, hogy a reálárfolyam leértékelődik. A negyedik panelen látható, hogy most is kismértékű a reálbér alkalmazkodása, tehát a megelőző esetben a hasonló mértékű alkalmazkodás nem a ragadós béreknek volt betudható.

Vessük össze ezeket az eredményeket a 2. ábrán láthatóakkal, ahol a B és a C verzió alapváltotaival hajtunk végre hasonló szimulációkat. Mindkét esetben látható, hogy bár a belső reálárfolyam felértékelődése kisebb mértékű, mint a termelékenység növekedések különbsége a reálárfolyam felértékelődik. Ugyanis a külső reálárfolyam leértékelődése minimális mértékű, köszönhetően annak, hogy az export szektor és a külföldi T szektor termékei közelebbi helyettesítők, és ezért az alacsonyabb árak miatt erősebben nő az export iránti kereslet, mint az A verzióban, és ez semlegesíti a termelékenység növekedés árcsökkenő hatását.

Tehát megállapíthatjuk, hogy nem létezik a nemzetközi helyettesíthetőségnek olyan mértéke, amely mellett egyszerre lenne lehetséges a BS hatást és a nominális és reálárfolyam kívánt együttmozgását reprodukálni. A megoldást a nemzetközi árdiszkrimináció megengedése jelenti. Ebben az esetben viszonylag közeli helyettesítés mellett is teljesülnek a nominális és a reálárfolyam kapcsolatára vonatkozó elvárások, másrészt a közeli helyettesítés lehetővé teszi a BS hatás érvényesülését. Ez az eredmény független attól, hogy az LCP vagy a PCP feltevessel élünk az árragadóságra vonatkozóan.

Ez utóbbi állításból adódóan ebben az írásban nem kívánunk állást foglalni az LCP vs. PCP vitában.²¹ Amint azt a 2. szakaszban említettük a PCP feltevéshez nem szükséges az árdiszkrimináció. Sőt, a PCP-t használó modellek a legtöbbször nem élnek az árdiszkrimináció feltevésével, tehát lényegében az A verzió megközelítését használják. Ennek az az oka, hogy a PCP hívei által hangoztatott, az e megközelítést alátámasztó érvek az árdiszkrimináció feltevése nélkül is igazak maradnak. Viszont eredményeink rávilágítanak arra, hogy legalábbis, ha a feltörekvő piacok sajátosságait akarjuk modellezni, akkor szükséges a PCP megközelítést is társítani a nemzetközi árdiszkrimináció feltevésével.

Ezután térjünk át annak a problémának a vizsgálatára, hogy miképpen

²¹Az LCP vs. PCP vita jelenleg a NOEM egyik legfontosabb eldöntetlen kérdése, mivel az optimális árfolyamrendszer választása nem független attól, hogy mint gondolunk erről a kérdéstről. Az LCP melletti érvek olvashatóak Engel (2002a, 2002b) munkáiban. Obstfeld (2001, 2002) valamint Obstfeld és Rogoff (2000) tanulmányaiban a PCP megközelítést támogatja. Két viszonylag új tanulmány, ami a vitában állást foglal: Bergin (2004) az LCP, Koren és szerzőtársai (2004) a PCP megközelítést támogató empirikus eredményeket közölnek.

módosul az aszimmetrikus termelékenység növekedés hatása a szektorális inflációs ráták különbségére, ha eltérünk a klasszikus feltevésektől és megengedjük, hogy endogén változók is befolyásolják az inflációs különbség alakulását.

Az 1. és 2. ábrán látható szimulációs eredmények demonstrálják, hogy a beruházások igazodási költségeinek és a ragadós áraknak az együttes hatása csökkenti a belső reálárfolyam felértékelődésének a mértékét. Mivel az N szektor relatíve egyre drágább lesz nő a T szektor termékei iránti relatív kereslet ezért $\tilde{y}_t^N - \tilde{y}_t^T$ különbség egyre csökken vagyis $d\tilde{y}_t^N - d\tilde{y}_t^T < 0$. Ez viszont a (74) és (75) egyenletek alapján csökkenti a felértékelődés mértékét, tehát gyengíti a termelékenységi faktorok hatását.

Ugyanakkor az 1. ábrán mutatott esetben a $d\tilde{k}_t^N - d\tilde{k}_t^T$ különbség alakulása semlegesíti a $d\tilde{y}_t^N - d\tilde{y}_t^T$ hatását, így a termelékenység növekedéshez képest kisebb mértékű belső reálárfolyam felértékelődés annak tudható be, hogy a ragadós árak miatt a termelékenységi változók jövőbeli várhatóan csökkenő hatásait is figyelembe vesszük az árazási döntéseknél. A 2. ábrán látható esetben viszont a $d\tilde{y}_t^N - d\tilde{y}_t^T$ és a $d\tilde{k}_t^N - d\tilde{k}_t^T$ felerősítik egymás hatását. Ennek eredményeként a B és C verzió alapváltozatában kisebb a belső reálárfolyam felértékelődése, mint az A verzió alapváltozatában.

A következőekben a beruházások igazodási költségei és az árragadósság mértékére vonatkozó érzékenység vizsgálatokat végzünk. A 3. ábrán a modell B verziója segítségével illusztráljuk az eredményeket. Az ábra első négy panelje azt az esetet mutatja, amikor csak annyiban térünk el az alapváltozattól, hogy a beruházások igazodási költségétől eltekintünk. Látható, hogy az igazodási költségek csökkenése felerősíti a belső reálárfolyam felértékelődését, mivel a $d\tilde{k}_t^N - d\tilde{k}_t^T$ különbség most nem erősíti fel a relatív kereslet változás hatását, valamint a (74) egyenlet együtthatói is megváltoznak. Az ábra második négy panelje azt az esetet mutatja, amikor az alapváltozathoz képest az árragadósság mértéke csökken. Látható, hogy most is jelentősen nő a belső reálárfolyam felértékelődése az alapváltozathoz képest.

Tehát akár az igazodási költségeket, akár az árragadósság mértékét csökkentjük a szektorális inflációs ráták különbsége meg fogja közelíteni a termelékenység növekedések különbségének mértékét. Vagyis a két tényező együttes jelenlétére van szükség ahhoz, hogy a termelékenység növekedések különbségénél szignifikánsan kisebb inflációs különbséget kapjunk. Ez egyébként abból is látszik, hogy ha rugalmasak az árak akkor a B és C verzióban az inflációs különbség egyáltalán nem reagál az igazodási költségek változtatására.

Összefoglalva ennek a szakasznak a legfontosabb eredményeit: Amennyiben egy olyan NOEM modellt akarunk készíteni, ami a 4. szakaszban tárgyalt empirikus összefüggésekkel összhangban van, továbbá az aszimmetrikus szektorális termelékenység növekedés duális inflációt és reálfelértékelődést okoz benne, akkor szükségünk van a nemzetközi árdiszkrimináció feltevésére. Továbbá minél nagyobbak a beruházások igazodási költségei és minél ragadósabbak az árak, annál kisebb inflációs különbséget indukál az aszimmetrikus termelékenység változás. Ugyanakkor az empirikusan megfigyelt mértékű hatás eléréséhez mindkét tényező jelenlétére szükség van.

5.3. Egyéb kapcsolódó problémák

Ebben a szakaszban érintünk két a tanulmány fő gondolatmenetéhez szorosan nem tartozó, de a termelékenység változás hatásaival kapcsolatos problémát.

Először szeretnénk emlékeztetni arra, hogy a BS hatás szimulációja nem ekvivalens azzal, amikor azt vizsgálják, hogy egy váratlanul bekövetkező szektorális sokknak mi az azonnali hatása a reálárfolyamra. Ezt a kérdést Benigno és Thoenissen (2002) tanulmányozta: NOEM modelljükben ha egy pozitív termelékenységi sokk éri a T szektort az ugyan a belső reálárfolyam felértékelődéséhez vezet, de a külső reálárfolyam olyan mértékben leértékelődik, hogy az reálleértékelődéshez vezet. Ez az eredmény összhangban van a mi modellünkkel is: Még a B és a C verzió alapváltozatában is igaz – azaz amikor $\eta^* = 30$ –, hogy a T szektor váratlan pozitív sokkjá reálleértékelődést eredményez. Tehát a BS hatásra nézve nem vonhatunk le következtetéseket váratlan sokkok szimulációs vizsgálata alapján.

A másik említendő probléma az, hogy az általunk használt $\eta^* = 30$ paraméter jóval magasabb a más nyílt gazdaság modellekben használt értékeknél. Így röviden szólnunk kell arról, hogy mennyire tartjuk védhetőnek ezt a feltevést. Az további kutatásokat igényel, hogy átfogó módon megítéljük ezt, de véleményünk szerint van arra esély, hogy a modell megfelelő módosítások hatására széleskörűen összhangba kerüljön az empirikus megfigyelésekkel még ilyen magas helyettesítési paraméter mellett is. Példaként idézzük Backus és szerzőtársai (1994) modelljét, ahol egy termelékenységi sokk hatására a külső reálárfolyam leértékelődik, de a megnövekvő beruházási keresletnek köszönhetően rövid távon romlik a külkereskedelmi mérleg, így módon a modell képes reprodukálni az empirikusan megfigyelhető úgynevezett *J-görbét*. Ugyanakkor mindezt jóval alacsonyabb nemzetközi helyettesítési paraméter mellett teszi.

Ahogy azt az előzőekben elmondtuk, egy pozitív termelékenységi sokk hatására a mi modellünkben is leértékelődik a külső reálárfolyam, és megnövekszik a beruházás, ami az import növekedéséhez vezet. Viszont a magas helyettesítési paraméter miatt a leértékelődés nagy export növekményhez vezet, így nem következik be a külkereskedelmi mérleg romlása. De ha az exportnak növeljük az inerciáját, mint az Laxton és Pesenti (2003) modelljében látható, vagy ha az exportszektor import igényét növeljük,²² akkor elérhető a külkereskedelmi mérleg rövid távú romlása.

6. Az inflációs különbséget befolyásoló egyéb tényezők

6.1. Az empirikus eredmények áttekintése és az elméleti háttér

Ebben a szakaszban arra keressük a választ, hogy az európai poszt-kommunista országok tartós és nagy méretű duális inflációja magyarázható-e az aszimmetrikus termelékenység növekedés mellett más alternatív faktorokkal

Mindez nem csupán elméleti lehetőség: a BS hatást vizsgáló empirikus munkákban gyakran kimutatják a keresleti hatások szerepét is a termelékenységi faktor mellett, lásd például De Gregorio és Wolf (1994) valamint Halpern és Wyplosz (2001) már idézett tanulmányait. Sőt, Arratibel, Rodríguez - Palenzuela és Thimann (2002) – a továbbiakban ART – tanulmánya egyenesen tagadja a

²²Az alapváltozatban az export és a T szektor technológiája megegyezik. Mivel az exportárindex nem része a reálárfolyam képzésénél használt árindexnek, ezért az exportszektor eltérése a többitől nem feltétlenül vezet a szimmetria kritérium megsértéséhez.

termelékenységi tényezők szerepét ezen országok duális inflációjának a kialakulásában, és más alternatív tényezők fontosságát hangsúlyozzák.

Ez utóbbi írásban európai poszt-kommunista országok²³ inflációs folyamatait tanulmányozták, ART eredményei alátámasztják a duális infláció meglétét a szobanforgó országcsoportban: a vizsgált időszakban a teljes mintán a T és N szektor inflációs rátáinak az átlagos különbsége 4,9 százalékpont volt.

Bár a szerzők formális elméleti modellt nem készítettek a NOEM irodalom alapján számbavették a termelékenységi magyarázaton túli lehetséges alternatív magyarázatait a duális inflációnak és ezeknek a relevanciáját tesztelték ökonometriai módszerekkel. A szerzők arra az eredményre jutottak, hogy a duális infláció fő okozója az a tény, hogy az egyes szektorok különbözőképpen reagálnak az egyes sokkokra. Eredményeik szerint a T szektor elsősorban a külföldi keresletre, a cserearányra, az olajárra reagál, míg az N szektor a belföldi keresletre, a költségvetési deficitre a nominális bérré, illetve az árliberalizációs beavatkozásokra. Amint azt említettük ART a termelékenységi faktort nem találta szignifikánsnak a duális infláció alakulása szempontjából: a T szektor termelékenység növekedése becsléseik szerint negatívan hat az N szektor inflációjára. Bár a szerzők felhívják a figyelmet arra, hogy ez az eredmény összefüggésben lehet mérési problémákkal.

Idézzük fel az inflációs ráták különbségét meghatározó (74) és (75) egyenleteket:

$$\bar{\pi}_t^R = \psi^1 E_t [\bar{\pi}_{t+1}^R] - \psi^2 E_t [\bar{\pi}_{t+2}^R] + \xi^0 (\tilde{m}c_t^R + \tilde{\tau}_t^N) - \xi^1 E_t [\tilde{m}c_{t+1}^R + \tilde{\tau}_{t+1}^N]$$

valamint

$$\begin{aligned} \tilde{m}c_t^R &= \bar{\alpha} (\tilde{A}_t^T - \tilde{A}_t^N) + \hat{\alpha} (\tilde{y}_t^N - \tilde{y}_t^T) - \hat{\alpha} (\tilde{k}_t^T - \tilde{k}_t^N) \\ &+ (n_N - n_T) \tilde{w}_t + (n_T - n_N) (\tilde{P}_t^{m*} + \tilde{q}_t) - \tilde{P}_t^R. \end{aligned}$$

Láthatjuk, hogy a mi modellünkre is igaz, hogy a termelékenységi tényezők mellett más egyéb sokkok is befolyásolhatják a π_t^R inflációs különbséget. Ha a szektorok szimmetrikusak, akkor minden olyan sokk befolyásolhatja π_t^R -t, ami hat \tilde{y}_t^T , \tilde{y}_t^N , \tilde{k}_t^T és \tilde{k}_t^N változókra, valamint az állami adópolitikát reprezentáló $\tilde{\tau}_t^N$ változó. Ha a szektorok aszimmetrikusak akkor az itt felsoroltak mellett hatása van π_t^R -re a \tilde{P}_t^{m*} importár sokknak, továbbá minden olyan tényezőnek, ami befolyásolja a reálárufolyamot. Valamint a (66) egyenletben szereplő a bérsokkot reprezentáló $\tilde{\tau}_t^w$ változónak, hiszen ez befolyásolja a reálbér alakulását is.

De még egyszer hangsúlyozzuk ennek a szakasznak nem az a célja, hogy számbavegye az összes lehetőséget, ami befolyásolhatja az szektorális inflációs ráták különbségét. Hanem az, hogy kiválasszuk azokat, amelyek képesek egy NOEM modellben olyan duális inflációt kiváltani, ami hasonló nagyságrendű és perzisztenciájú, mint az európai poszt-kommunista országokban megfigyeltek.

6.2. Szimulációs eredmények

A szimulációk során először olyan modellváltozatokat használunk, amelyek teljesítik a 4. szakaszban megfogalmazott szimmetria kritériumot. Ez azt jelenti,

²³ A vizsgált országok Bulgária, Cseh Köztársaság, Észtország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Magyarország, Románia, Szlovákia és Szlovénia. A vizsgálathoz az említett országok esetében 1995-98-tól rendelkezésre álló harmonizált fogyasztói árindex (Harmonised Index of Consumer Prices, HICP) idősorokat használták fel.

hogy az aszimmetrikus sokkok esetében az alapváltozatot használjuk, míg a szimmetrikus sokkok esetében a munka és import felhasználási paraméterek enyhe aszimmetriáját megengedjük.

Először az aszimmetrikus sokkoknak hatásait tanulmányozzuk. Kezdeként azt vizsgáljuk, hogy az N szektor árliberalizációja milyen hatással van a duális inflációra. Ezt úgy interpretáljuk, mint a (61) egyenletben a $\tilde{\tau}_t^N$ sokk permanens megnövekedését (tehát a most bemutatandó szimulációban feltesszük, hogy a sokk autoregresszív paraméter 1-gyel egyenlő). A $\tilde{\tau}_t^N$ az N szektor haszonkulcsát befolyásoló a modell szempontjából egzogen állami adó/transzfer politikát reprezentálja. Tehát a $\tilde{\tau}_t^N$ permanens megemelkedése, felfogható úgy is, mint a szektornak juttatott transzferok végleges csökkentése. A 4. ábrán láthatóak a B verzióhoz tartozó impulzus válaszok, a másik két verzió esetében lényegében hasonló eredményeket kapunk. A sokk nagyságát úgy választottuk meg, hogy az a haszonkulcs 10 százalékos csökkenésének felel meg. Az ábrán látható, hogy egy ilyen lépés következményeként az inflációs ráta magasabb lesz az N szektorban. Sőt, az időszak első felében kimondottan nagy lesz az inflációs különbség, eléri az 5 százalékpontot.

Ezután a $\tilde{\chi}_t^N$ relatív keresleti sokk hatását vizsgáljuk. A linearizált modellben ez a sokk az \tilde{y}_t^T -t és az \tilde{y}_t^N -t meghatározó (48), (49) és (50) egyenletekben jelenik meg. A sokk perzisztencia paraméterét most 1-nek választottuk, tehát azt vizsgáltuk, hogy a keresletnek egy 1 százalékos permanens eltolódása az N szektor termékei felé mekkora duális inflációt okoz. A szimulációk szerint a sokk teljesen elhanyagolható méretű inflációs különbséget okozott. Az A verzióban 0,03 a B és C verzióban 0,04 százalékpontnyi különbséget okozott a két szektor inflációs rátája között.

Ezután megvizsgáljuk az (52) illetve az (53) egyenletben található \tilde{x}_t^* exportkeresleti sokk hatását. A sokk autoregresszív paramétere nagyságát 0,95-nek választottuk. Egy 1 százalékos sokk által kiváltott inflációs különbség az A verzió esetén 10^{-3} nagyságrendű, a B és C változatban pedig gyakorlatilag 0.

Ezután három szimmetrikus sokk hatását vizsgáljuk. A szimulációk során enyhe aszimmetriát feltételeztünk, vagyis azt, hogy $(1 - n_N) = 0,75(1 - n_T)$. Ez az 5. táblázat eredményei szerint még összegyeztethető a szimmetria kritériummal. Mindhárom sokk esetében az autoregresszív paraméter nagyságát 0,95-nek választottuk.

A nominális bér sokkját a (66) egyenletben a $\tilde{\tau}_t^w$ változó reprezentálja. Eredményeink szerint ha a sokk olyan erősségű, ami 1 százalékos bérinflációhoz vezet, akkor az inflációs különbség mindössze 0,03 százalékpontnyi inflációs különbséghez vezet az A verzióban, a B és C verzióban ennél is kisebb a különbség.

Felmerülhet a kérdés, hogy a bérek duális inflációt generáló hatását meg lehet-e növelni, ha feltesszük, hogy a két szektor különböző típusú munkát használ. Mi azonban nem vizsgáljuk ezt a kérdést, mert nem szólnak empirikus érvek mellett. Halpern és Wyplosz (2001) kimutatta, hogy az általuk vizsgált feltörekvő piaci országokban a szektorális bérek kiegyenlítettek, tehát a szektorok által használt aggregált munkák egymás közeli helyettesítői.

A további két vizsgált egzogen változó a külföldi konjunktúra sokkja, azaz \tilde{c}_t^* a (51) egyenletben, és az importár sokkja, azaz \tilde{P}_t^{m*} , a (46), (47), (55) és (65) egyenletekben. Ezek sem okoznak komoly méretű inflációs különbséget. A \tilde{c}_t^* esetében 1 százalékpontos sokk 0.1 százalékpontos inflációs differenciát okozott

az A verzióban és 0,03 százalékpontosat a B és C verzióban. A \tilde{P}_t^{m*} esetében a hasonló méretű sokk mindhárom verzióban 0,02 százalékpontnyi különbséghez vezetett.

Amint látható egy kivétellel a tanulmányozott sokkok nem produkáltak számottevő nagyságú duális inflációt. Ezért érzékenység vizsgálatként megismételtük a szimulációkat olyan modell változatokkal, amelyek nem teljesítik a szimmetria kritériumot. Egymáshoz képest változtattuk a szektorális inputfelhasználási, árazási és igazodási költség paramétereit. De ezek a változtatások sem vezettek nagyságrendileg eltérő eredményekhez.

Végezetül fontoljuk meg a nominális árfolyam mozgások szerepét a duális infláció kialakulásában. Burnstein és szerzőtársai (2002), valamint Halpern és Wyplosz (2001) dokumentálták, hogy *nagy leértékelődések* esetén megfigyelhető az inflációs különbség csökkenése, mivel ilyenkor a T szektor inflációja nagyobb mértékben növekszik, mint az N szektoré.

Ez egyrészt jelzi azt, hogy a vizsgált feltörekvő országok esetében, ahol a tartósan magasabb N szektorbeli inflációs ráta a jellemző a nominális árfolyam nem lehet a duális infláció oka. Hiszen az empirikus megfigyelések által sugallt összefüggések alapján a megfigyelt duális inflációt csak akkor magyarázhatná a nominális árfolyam, ha a vizsgált időszakra a nagy nominális *felértékelések* lennének a jellemzőek. Márpedig ilyenek csak az utóbbi években voltak megfigyelhetők, mivel a gyors EMU csatlakozásban reménykedő országok határozottabb deflációs politikára váltottak át.

Másrészt elméleti szempontból is érdekes ez a megfigyelés, mivel a mi modellünkkel nem magyarázható ez a jelenség. Ugyanis egy szimmetrikus parametrizálású modellben a nominális árfolyam csak akkor hathat az inflációs különbségre, ha a modell A verziójában az exportjóságok és a külföldi helyettesítőik nagyon közeli helyettesítői egymásnak. Ezzel szemben Burnstein és szerzőtársai modellje képes megmagyarázni azt, hogy egy hangsúlyozottan nagy leértékelődés miért okoz nagyobb inflációt a T szektorban. Érvelésükben szerepet játszik az, hogy a nagy leértékelődések a külföldről nyújtott hitelezés megszigorodására adott válaszok, valamint, hogy a hitelek szigorodásának hatására a fogyasztók elkezdnek többet fogyasztani a gyengébb minőségű T szektorbeli jóságokból.

Összefoglalva az ebben a szakaszban elmondottakat: A BS hatás mellett az állami dereguláció okozhat nagy mértékű duális inflációt. Viszont nagy árliberalizációs lépések az országok többségében a poszt-kommunista átmenet kezdetén megfigyelhető egyszeri lépések voltak, tehát ez nem lehet általános érvényű magyarázat. Egy nagyméretű nominális leértékelések van hatása az inflációs különbségre, de éppenhogy csökkenti azt. Tehát a feltörekvő piacokon megfigyelt tartós duális inflációk kialakulásához hozzájárulhat néhány kiegészítő tényező, de ezek önmagukban tartós aszimmetrikus termelékenység növekedés nélkül nem magyarázhatják az empirikusan megfigyelt jelenségeket.

7. Következtetések

Ebben a tanulmányban azt vizsgáltuk, hogy a feltörekvő piacokon gyakran megfigyelhető tartós duális infláció, azaz a tradable (T) és a non-tradable (N) szektor inflációs rátájának szignifikáns mértékű eltérése, valamint az ezzel együtt járó hosszútávú reálleértékelődés miként illeszthető be a nyitott gazdaságok új

makroökonómiájának (NOEM) a modelljeibe.

A duális infláció és a reálfelértékelődés együttes jelenlétét általában a Ballasa-Samuelson (BS) hatással magyarázzák, azaz a T szektor termelékenységének a gyorsabb növekedésével. A BS hatást hagyományosan rugalmas áras modellekben és nemzetközileg homogén árústruktúrájú modellekkel magyarázzák. Ezzel szemben a NOEM modelljei ragadós árakat és/vagy béreket feltételeznek, valamint heterogén árústruktúrát. A NOEM modellek vizsgálatának a fókuszja a belső reálárfolyam meghatározóinak a vizsgálatáról a nominális és reáláváltozók, például a nominális és a reálárfolyam kapcsolatának a tanulmányozására tolódott.

Megmutattuk, hogy egy NOEM modell csak akkor képes egyidejűleg reprodukálni a nominális és a reálárfolyam szoros együttmozgását és a BS hatást, ha feltételezzük a nemzetközi árdiszkriminációt. Ez az eredmény független attól, hogy az árdiszkrimináció mellett azt tesszük fel, hogy az exportárak a célország vagy a termelő valutájában ragadósak (local currency pricing, LCP illetve producer currency pricing, PCP).

Ez utóbbi állításból adódóan ebben az írásban foglaltunk állást az LCP vs. PCP vitában mivel a nemzetközi árdiszkrimináció feltevése mindkét megközelítés mellett összegeztethetővé teszi a NOEM modelleket a BS hatással. Ugyan a PCP feltevést a modellekben a legtöbbször nem kapcsolják össze az árdiszkrimináció feltevésével, de eredményeink rávilágítanak arra, hogy legalábbis, ha a feltörekvő piacok sajátosságait akarjuk modellezni, akkor szükséges a PCP megközelítést is társítani a nemzetközi árdiszkriminációval.

Vizsgáltuk azt is, hogy miként módosítják az aszimmetrikus termelékenység növekedésnek a duális inflációra kifejtett hatását a nominális merevségek és a beruházások igazodási költségei. Megmutattuk, hogy ezen feltevések mellett érvényesülő keresleti hatások gyengítik a termelékenység növekedés különbségének a hatását a szektorális inflációs ráták eltérésére.

Megfontoltuk a duális infláció és a vele együtt járó reálfelértékelődés alternatív magyarázatait is. Azt találtuk, hogy az N szektor áraiban bekövetkező árregulációs sokk szignifikáns mértékben hozzájárulhat az inflációs különbséghez, de szimulációs eredményeink szerint összességében az alternatív tényezők csak mint kiegészítő magyarázatok fogadhatóak el az aszimmetrikus termelékenység növekedés mellett.

A. Függelék

A.1. A modell stacioner állapota

A stacioner állapotban nincs különbség a három modell verzió között, mivel $eP^x = P^{x*}$ valamint a T és az exportszektor technológiája megegyezik, továbbá ilyenkor ragadós árakról sincs értelme beszélni. Ezért ebben a szakaszban elégséges az A verziót vizsgálni, tehát a T index a belföldi és az exportált tradable jószágokra is utal egyben (a kivételeket külön fogjuk jelezni). A modellben a szektorokon belüli, illetve a háztartások közötti heterogenitás egyetlen forrása a ragadós és aszinkronizált ár- és bérmegállapítás volt. Mivel a stacioner állapotban ezek nem játszanak szerepet, ezért a háztartások j és a vállalatok i indexeit elhagyhatjuk a jelölésből.

Feltesszük, hogy $P = P^T = P^N = 1$. Ekkor az (5) és a (34) egyenletek alapján

$$c^T = a_T c, \quad c^N = a_N c, \quad \mathcal{I}^{TT} + \mathcal{I}^{TN} = a_T I^T, \quad \mathcal{I}^{NT} + \mathcal{I}^{NN} = a_T I^N. \quad (\text{A1})$$

Feltesszük továbbá, hogy $Px = eP^{m*}m$, tehát

$$GDP = a^T (c^T + \mathcal{I}^{TT} + \mathcal{I}^{TN}) + a^N (c^N + \mathcal{I}^{NT} + \mathcal{I}^{NN}) = c + I.$$

Mivel $\Phi_s(I^s/k^s) = I^s/k^s$ és $\Phi'_s(I^s/k^s) = 1$, ezért a stacioner állapotban nincsenek a beruházásoknak igazodási költségei. Továbbá mivel a stacioner állapotban nem értelmezhetőek a nominális rigiditások, ezért a vállalatok problémája azonos lesz azzal, amikor létezik a fizikai tőkének bérleti piaca, és a tőke reál bérleti díját a reálkamatláb és az amortizáció határozza meg. A (6) egyenlet implikálja, hogy a reálkamatláb $1/\beta - 1$ -gyel egyenlő. Ha a tőke szektoronként megegyező reál bérleti díját r -rel jelöljük, akkor

$$r = \frac{1}{\beta} - 1 + \delta.$$

Amint arra a 3.2. szakaszban utaltunk, ez tulajdonképpen nem más, mint a (21) egyenlet stacioner állapotbeli alakja. Feltesszük, hogy τ^T és τ^N olyan, hogy a haszonkulcsokra igaz, hogy $\mu^T = \mu^N = 1$. Ekkor minden szektorban igaz, hogy a tőke határterméke megegyezik r -rel. Tehát a (17) egyenlet alapján

$$\varkappa = \left(\frac{r}{\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}},$$

ahol $\varkappa = z^T/k^T = z^N/k^N$. Továbbá a (17), (36) és (38) egyenletek alapján az is igaz, hogy

$$c^T + I^T + x = k^T \varkappa^{1-\alpha}, \quad c^N + I^N = k^N \varkappa^{1-\alpha}. \quad (\text{A2})$$

Ezenkívül a (19) egyenlet stacioner állapotbeli alakja implikálja, hogy $I^s = \delta k^s$. Ebből adódik, hogy ha definiáljuk $k = k^T + k^N$ aggregált tőkeállományt, akkor $I = \delta k$.

Feltesszük, hogy $w = W = eP^{m*}$. Ebből a (18) egyenlet alapján az következik, hogy $w^{z,s} = w$ mindkét szektorban. Mivel mindkét szektorban $w^{z,s}$ megegyezik a z^s határtermékével, ezért

$$w = (1 - \alpha)\varkappa^{-\alpha}.$$

A modell alapváltozatában $w = 1,212$.

A modellben az s_x -szel jelölt export/GDP arányt egzogénnek tekintjük, és az $s_x = 0,6$ értékkel számolunk. Mivel $x = eP^{m^*}m$, ezért

$$s_x = \frac{x}{c + I} = \frac{eP^{m^*}m}{c + I}. \quad (\text{A3})$$

A (24) exportkeresleti egyenletből következik, hogy

$$m = (1 - n_T)z^T + (1 + n_N)z^N.$$

Feltesszük $(1 - n_N) = v(1 - n_T)$, ahol v egzogén paraméter, a modell alapváltozatában $v = 1$. Belátható, hogy

$$m = (1 - n_T)\varkappa(k^T + vk^N) = (1 - n_T)\mathbf{N}\varkappa k, \quad (\text{A4})$$

ahol

$$\mathbf{N} = \frac{a_T + s_x + va_N}{1 + s_x},$$

ugyanis az (A1), (A2) és (A3) egyenletek alapján $k^T/k = (a_T + s_x)/(1 + s_x)$ és $k^N/k = a_N/(1 + s_x)$.

Felhasználva azt, hogy $I = \delta k$ és az m -re az imént kapott kifejezést az (A3) egyenletből adódik, hogy

$$c = \mathbf{K}k, \quad (\text{A5})$$

ahol

$$\mathbf{K} = eP^{m^*}(1 - n_T)\mathbf{N}\varkappa s_x^{-1} - \delta.$$

Az (A2) egyenlet segítségével hasonló módon belátható, hogy

$$k\varkappa^{1-\alpha} = c + \delta k + x = (eP^{m^*}(1 - n_T)\mathbf{N}\varkappa s_x^{-1} - \delta)k + \delta k + eP^{m^*}(1 - n_T)\mathbf{N}\varkappa k.$$

Ez alapján

$$n_T = 1 - \frac{\varkappa^{1-\alpha}}{eP^{m^*}\mathbf{N}\varkappa(1 + s_x^{-1})}, \quad n_N = 1 - v(1 - n_T).$$

A modell alapváltozatában $n_T = n_N = 0,526$.

A (14) egyenlet a stacioner állapotban a következő alakot ölti a $\mu^w = 1$ feltevés mellett:

$$[(1 - h)c]^\sigma l^\varphi = w. \quad (\text{A6})$$

Az importhoz hasonló módon kifejezhető a munkafelhasználás:

$$l = \frac{n_T(a_T + s_x) + n_N a_N}{1 + s_x} \varkappa k. \quad (\text{A7})$$

Behelyettesítve az (A6) egyenletbe az (A5) és az (A7) egyenleteket a tőkeállományra a következő kifejezést kapjuk:

$$k = \left\{ w [(1 - h)\mathbf{K}]^{-\sigma} \left[\frac{(a_T + s_x)n_T + a_N n_N}{1 + s_x} \varkappa \right]^{-\varphi} \right\}^{\frac{1}{\sigma + \varphi}}.$$

Ez alapján az alapváltozatban $k = 21,008$, illetve $I = \delta k = 0,525$. Majd számolható az (A5) formula alapján a fogyasztás: $c = 2,076$. Illetve az (A7)

egyenlet alapján a munkafelhasználás: $l = 1,43$. Ezután a (49) és (50) egyenletekben szereplő együtthatók is kiszámolhatóak: $\bar{c} = c/(c + I) = 0,798$ és $\bar{x} = I/(c + I) = 0,22$. Továbbá kiszámolható $rk/(c + I)$, a tőke részesedése a GDP-ből. Az α értékének úgy választottuk meg, hogy a tőke részesedés 1/3-dal legyen egyenlő.

Végül a (48), (54) és az (55) egyenletek együtthatóit fejezzük ki. Az (A1) egyenlet alapján

$$\begin{aligned}\hat{c} &= \frac{c}{GDP + x} = \frac{a_T \bar{c}}{a_T + s_x}, & \hat{I} &= \frac{I}{GDP + x} = \frac{a_T \bar{I}}{a_T + s_x}, \\ \hat{x} &= \frac{x}{GDP + x} = \frac{s_x}{a_T + s_x}.\end{aligned}$$

Az (A1) és az (A2) egyenletek és az $I^s = \delta k^s$ összefüggés alapján az A verzióban

$$\bar{I}^T = \frac{I^T}{I} = \frac{a_T + s_x}{1 + s_x}, \quad \bar{I}^N = \frac{I^N}{I} = \frac{a_N}{1 + s_x}.$$

A B és C verzió esetén a \bar{I}^N ugyanaz marad. A T és az exportszektor esetében pedig

$$\bar{I}^T = \frac{I^T}{I} = \frac{a_T}{1 + s_x}, \quad \bar{I}^x = \frac{I^x}{I} = \frac{s_x}{1 + s_x},$$

ahol az ebben a szakaszban alkalmazott konvenciótól eltérően a T index most csak a belföldre termelő T szektorra utal. Az (A7) egyenlethez hasonló módon kifejezhető l^T és l^N . Ez alapján az A verzióban

$$\bar{l}^T = \frac{l^T}{l} = \frac{n_T(a_T + s_x)}{\mathbf{n}}, \quad \bar{l}^N = \frac{l^N}{l} = \frac{n_N a_N}{\mathbf{n}},$$

ahol $\mathbf{n} = n_T(a_T + s_x) + n_N a_N$. Az \bar{l}^N változatlan marad a B és a C verzióban is. Végül a jelöléseket megfelelően módosítva:

$$\bar{l}^T = \frac{l^T}{l} = \frac{n_T a_T}{\mathbf{n}}, \quad \bar{l}^x = \frac{l^x}{l} = \frac{n_T s_x}{\mathbf{n}}.$$

A.2. Ragadós bér- és árképzés

Ragadós bérek

Ahogy azt a 3.1. szakaszban leírtuk, ha a j háztartás a T . időperiódusban racionálisan előre tekintve határozza meg a nominális bérét, akkor $W_T(j)$ szerint a maximalizálja a

$$\sum_{t=T}^{\infty} (\beta \gamma_w)^{t-T} \mathbb{E}_T [\mathcal{U}(H_t, l_t(j))]$$

kifejezést a (3), (9) és (11) korlátok mellett. A megoldáshoz célszerű a (9) és a (11) korlátokat a (3) költségvetési korlátba helyettesíteni.

Az optimális megoldás kereséséhez természetesen felhasználjuk az optimális fogyasztási pályára vonatkozó információkat. A fogyasztás szerinti elsőrendű feltételt a bérmegállapítás szempontjából releváns világállapotokban a

$$(\beta \gamma_w)^{t-T} \frac{u'(c_t)}{P_t} = \kappa_t$$

kifejezés határozza meg, ahol κ_t a költségvetési korláthoz tartozó Lagrange szorzó. A $W_T(j)$ szerinti elsőrendű feltétel pedig

$$\sum_{t=T}^{\infty} (\gamma_w \beta)^{T-t} \mathbf{E}_T \left[b_t(j) \left\{ v'(l_t(j)) \theta_w W_T(j)^{-1} + \kappa_t \frac{(1-\theta_w)}{\tau_t^w} \bar{P}_{t-1} \right\} \right] = 0,$$

ahol $\bar{P}_{t-1} = P_{t-1}^{\theta_w} P_{T-1}^{-\theta_w}$ és $b_t(j) = l_t W_t^{\theta_w} W_T(j)^{-\theta_w} \bar{P}_{t-1}^{-\theta_w}$. Behelyettesítve ebbe a fogyasztás szerinti elsőrendű feltételt a

$$\sum_{t=T}^{\infty} (\gamma_w \beta)^{t-T} \mathbf{E}_T \left[b_t(j) \left\{ [l_t(j)]^\varphi \theta_w W_T(j)^{-1} + \frac{c_t^{-\sigma}}{\tau_t^w P_t} (1-\theta_w) \bar{P}_{t-1} \right\} \right] = 0$$

kifejezést kapjuk. Ezt loglinearizálva és átrendezve a

$$\frac{\widetilde{W}_T(j)}{1 - \beta \gamma_w} = \sum_{t=T}^{\infty} (\beta \gamma_w)^{t-T} \mathbf{E}_T \left[\widetilde{W}_t + \widetilde{mrs}_t(j) - \widetilde{w}_t + \widetilde{\tau}_t^w - \vartheta_w (\widetilde{P}_{t-1} - \widetilde{P}_{T-1}) \right]$$

egyenlethez jutunk. Mivel a fogyasztás minden háztartásban megegyezik, ezért az egyedi és az átlagos helyettesítési határráták között fennáll az

$$\widetilde{mrs}_t(j) = \widetilde{mrs}_t + \varphi [\widetilde{l}_t(j) - \widetilde{l}_t]$$

összefüggés. Ebbe behelyettesítve a (9) keresleti egyenletet az

$$\widetilde{mrs}_t(j) = \widetilde{mrs}_t - \theta_w \varphi [\widetilde{w}_t(j) - \widetilde{w}_t]$$

kifejezést kapjuk. Majd helyettesítsük be ebbe a loglinearizált (11) egyenletet, ekkor az

$$\widetilde{mrs}_t(j) = \widetilde{mrs}_t - \theta_w \varphi [\widetilde{w}_T(j) - \widetilde{w}_t - \vartheta_w (\widetilde{P}_{T-1} - \widetilde{P}_{t-1})]$$

formulát kapjuk. Kombinálva ezt a $\widetilde{W}_T(j)$ -t meghatározó loglinearizált egyenlettel a

$$\frac{\widetilde{W}_T(j)}{1 - \beta \gamma_w} = \sum_{t=T}^{\infty} (\beta \gamma_w)^{t-T} \mathbf{E}_T \left[\widetilde{W}_t + \frac{\widetilde{mrs}_t - \widetilde{w}_t + \widetilde{\tau}_t^w}{1 + \theta_w \varphi} - \vartheta_w (\widetilde{P}_{t-1} - \widetilde{P}_{T-1}) \right]$$

összefüggéshez jutunk.

Mivel a jobb oldalon már nincs j -től függő tag, ezért $\widetilde{W}_T(j) = \widetilde{W}_T^{new}$ minden j esetén. Definiáljuk a következő változókat:

$$X_t = \widetilde{W}_t - \vartheta_w \widetilde{P}_{t-1}, \quad \bar{X}_t = \widetilde{W}_t^{new} - \vartheta_w \widetilde{P}_{t-1}.$$

Ekkor az új változókat felhasználva az előző egyenlet a következő formát ölti:

$$\bar{X}_T = (1 - \beta \gamma_w) \sum_{t=T}^{\infty} (\beta \gamma_w)^{t-T} \mathbf{E}_T \left[X_t + \frac{\widetilde{mrs}_t - \widetilde{w}_t + \widetilde{\tau}_t^w}{1 + \theta_w \varphi} \right].$$

Ebból adódik, hogy

$$\bar{X}_T - \beta\gamma_w \mathbb{E}_T [\bar{X}_{T+1}] = (1 - \beta\gamma_w) \left(X_T + \frac{\widetilde{mrs}_T - \widetilde{w}_T + \widetilde{\tau}_T^w}{1 + \theta_w \varphi} \right). \quad (\text{A8})$$

A bérindex alakulását a (10) formula alapján a következő egyenlet írja le:

$$W_T^{1-\theta_w} = \gamma_w \left[W_{T-1} \left(\frac{P_{T-1}}{P_{T-2}} \right)^{\vartheta_w} \right]^{1-\theta_w} + (1 - \gamma_w)(W_T^{new})^{1-\theta_w}.$$

Ezt loglinearizálva a

$$\widetilde{W}_T = \gamma_w \widetilde{W}_{T-1} + \gamma_w \vartheta_w (\widetilde{P}_{T-1} - \widetilde{P}_{T-2}) + (1 - \gamma_w) \widetilde{W}_T^{new}$$

alakot ölti. Ebből adódik az

$$X_T = \gamma_w X_{T-1} + (1 - \gamma_w) \bar{X}_T. \quad (\text{A9})$$

kifejezés. Helyettesítsük be az (A8) egyenletbe \bar{X}_T -t és $\mathbb{E}_T [\bar{X}_{T+1}]$ -t az (A9) egyenlet alapján. Ekkor némi átrendezés után a

$$dX_T = \beta \mathbb{E}_t [dX_{T+1}] + \xi_w (\widetilde{mrs}_T - \widetilde{w}_T + \widetilde{\tau}_T^w),$$

a kifejezéshez jutunk ahol,

$$\xi_w = \frac{(1 - \gamma_w)(1 - \gamma_w \beta)}{\gamma_w (1 + \theta_w \varphi)}.$$

Mivel $dX_T = \pi_T^W - \vartheta_w \pi_{t-1}$, ezért a fenti egyenlet éppen a (12) ragadós bér egyenlettel azonos.

Ragadós árak

A 3.2. szakaszban megmutattuk, hogy ha az s szektor i vállalata a T . időperiódusban reacionálisan akarja megváltoztatni az outputja árát, akkor $P_T^s(i)$ és $y_t^s(i)$ szerint maximalizálja a

$$\mathbb{E}_T \left[\gamma_s^{t-T} D_{T,t} \left\{ \frac{P_T^s(i)}{\tau_t^s} \left(\frac{P_{t-1}^s}{P_{T-1}^s} \right)^{\vartheta_s} - MC_t^s(i) \right\} \right]$$

várható profit függvényt a (16) korlát mellett. A korlátot a célfüggvénybe helyettesítve a következő loglinearizált elsőrendű feltételhez jutunk:

$$\sum_{t=T}^{\infty} (\beta\gamma_s)^{t-T} \mathbb{E}_T [(X_T^s(i) - X_t^s) - \widetilde{mc}_t^s(i) + \widetilde{\tau}_t^s] = 0,$$

ahol $X_T^s(i) = \widetilde{P}_T^s(i) - \vartheta_s \widetilde{P}_{T-1}^s$, $X_t^s = \widetilde{P}_t^s - \vartheta_s \widetilde{P}_{t-1}^s$ és az egyedi reálhatárkölség $\widetilde{mc}_t^s(i) = \widetilde{MC}_t^s(i) - \widetilde{P}_t^s$. Mivel a $\widetilde{w}_t^{z,s}$ reál inputár és a termelékenységi faktor minden s szektorbeli vállalat esetében megegyezik, ezért az egyedi és az átlagos iparági reálhatárkölség között a következő összefüggés áll fenn:

$$\widetilde{mc}_t^s(i) = \widetilde{mc}_t^s + \hat{\alpha} (\widetilde{y}_t^s(i) - \widetilde{y}_t^s) - \hat{\alpha} \hat{k}_t^s(i),$$

ahol $\hat{k}_t^s(i) = \tilde{k}_t^s(i) - \bar{k}_t^s$. Helyettesítsük az előző kifejezésbe a loglinearizált változatát a (16) keresleti egyenletnek, ekkor az

$$\widetilde{mc}_t^s(i) = \widetilde{mc}_t^s - \theta \hat{\alpha} \left(\widetilde{P}_t^s(i) - \widetilde{P}_t^s \right) - \hat{\alpha} \hat{k}_t^s(i)$$

összefüggés adódik. A bérindexálás miatt $\widetilde{P}_t^s(i) = \widetilde{P}_T^s(i) + \vartheta_s \left(\widetilde{P}_{t-1}^s - \widetilde{P}_{T-1}^s \right)$, tehát

$$\widetilde{mc}_t^s(i) = \widetilde{mc}_t^s - \theta \hat{\alpha} (X_T^s(i) - X_t^s) - \hat{\alpha} \hat{k}_t^s(i).$$

Ezt behelyettesítve az elsőrendű feltételbe a

$$\sum_{t=T}^{\infty} (\beta \gamma_s)^{t-T} \mathbf{E}_T \left[(1 + \theta \hat{\alpha}) (X_T^s(i) - X_t^s) - \widetilde{mc}_t^s + \tilde{\tau}_t^s + \hat{\alpha} \hat{k}_t^s(i) \right] = 0 \quad (\text{A10})$$

kifejezés adódik.

Elimináljuk ebből az egyenletből a $\hat{k}_t^s(i)$ tagokat. A 3.5. szakaszban mutatottak alapján

$$\begin{aligned} \varepsilon_s^\phi \left(\hat{k}_{t+1}^s(i) - \hat{k}_t^s(i) \right) &= \beta \varepsilon_s^\phi \mathbf{E}_t \left[\hat{k}_{t+2}^s(i) - \hat{k}_{t+1}^s(i) \right] \\ &+ [1 - \beta(1 - \delta)] \hat{\alpha} \mathbf{E}_t \left[\hat{y}_{t+1}^s(i) - \hat{y}_{t+1}^s - \hat{k}_{t+1}^s(i) \right]. \end{aligned}$$

Behelyettesítve ebbe a (16) egyenletet és az árindexálási összefüggést a

$$\begin{aligned} \beta^{-1} \Theta (X_T^s(i) - X_{t+1}^s) &= \\ \hat{k}_{t+2}^s(i) - \beta^{-1} [1 + \beta + (1 - \beta(1 - \delta) \hat{\alpha} (\varepsilon_s^\phi)^{-1})] \hat{k}_{t+1}^s(i) + \beta^{-1} \hat{k}_t^s(i) \end{aligned}$$

differencia egyenletet kapjuk, ahol

$$\Theta = \frac{1 - \beta(1 - \delta) \hat{\alpha} \theta}{\varepsilon_s^\phi} > 0.$$

A fenti differencia egyenlet által meghatározott késleltetési polinom gyökei λ_{s1} λ_{s2} . Belátható, hogy $0 < \lambda_{s1} < \lambda_{s2}$. Ezeket felhasználva a differencia egyenlet megoldása a következő:

$$\hat{k}_{t+1}^s(i) = \lambda_{s1} \hat{k}_t^s - \beta^{-1} \Theta \sum_{l=1}^{\infty} \lambda_{s2}^{-l} (X_T^s(i) - X_{t+l}^s).$$

Amiből adódik, hogy

$$\begin{aligned} \sum_{t=T}^{\infty} (\beta \gamma_s)^{t-T} \mathbf{E}_T \left[\hat{k}_t(i) \right] &= \frac{1}{1 - \gamma_s \beta \lambda_{s1}} \hat{k}_T(i) \\ - \Omega \left[\sum_{t=T}^{\infty} \lambda_{s2}^{-(t-T)} \mathbf{E}_T [X_T^s(i) - X_t^s] - \sum_{t=T}^{\infty} (\beta \gamma_s) \mathbf{E}_T [X_T^s(i) - X_t^s] \right], \end{aligned} \quad (\text{A11})$$

ahol

$$\Omega = \frac{\beta \gamma_s}{1 - \gamma_s \beta \lambda_{s1}} \frac{\Theta}{\beta(1 - \gamma_s \beta \lambda_{s2})}.$$

Mivel $\hat{k}_t(i) = 0$ ezért behelyettesítve az (A11) egyenletet az (A10) egyenletbe egy olyan kifejezést kapunk, ahol $X_T^s(i)$ csak aggregált változóktól függ, ezért minden i -re megegyezik. Jelöljük ezt a közös változót \bar{X}_T^s -vel. Ekkor a

$$\begin{aligned} (\mathbf{a} - \mathbf{b}) (\bar{X}_T^s - X_T^s) &= \sum_{t=T}^{\infty} (\beta\gamma_s)^{t-T} \mathbf{E}_T [\widetilde{m}c_t^s + \tilde{\tau}_t^s] + \mathbf{a} \sum_{t=T}^{\infty} (\beta\gamma_s)^{t-T} \mathbf{E}_T [dX_t^s] \\ &- \mathbf{b} \sum_{t=T}^{\infty} (\lambda_{s2})^{-(t-T)} \mathbf{E}_T [dX_t^s] \end{aligned}$$

kifejezéshez jutunk, ahol $dX_t^s = X_t^s - X_{t-1}^s$ és

$$\begin{aligned} \mathbf{a} &= \hat{\alpha} \frac{\gamma_s}{1 - \beta\gamma_s} \frac{\Theta}{(1 - \beta\gamma_s\lambda_{s1})(1 - \beta\gamma_s\lambda_{s2})} + \frac{1 + \theta\hat{\alpha}}{1 - \beta\gamma_s} > 0, \\ \mathbf{b} &= \hat{\alpha} \frac{\gamma_s}{1 - \lambda_{s2}^{-1}} \frac{\Theta}{(1 - \beta\gamma_s\lambda_{s1})(1 - \beta\gamma_s\lambda_{s2})} > 0. \end{aligned}$$

Kvázidifferenciálva az egyenletet az

$$\begin{aligned} (\mathbf{a} - \mathbf{b}) \mathbf{E}_T [(1 - \beta\gamma_s L^{-1}) (1 - \lambda_{s2}^{-1} L^{-1}) (\bar{X}_T^s - X_T^s)] &= \\ \mathbf{a} \beta \gamma_s \mathbf{E}_T [(1 - \lambda_{s2}^{-1} L^{-1}) dX_{T+1}^s] - \mathbf{b} \beta \lambda_{s2}^{-1} \mathbf{E}_T [(1 - \beta\gamma_s L^{-1}) dX_{T+1}^s] &+ \\ + \mathbf{E}_T [(1 - \lambda_{s2}^{-1} L^{-1}) \widetilde{m}c_T^s + \tilde{\tau}_T^s] & \quad (\text{A12}) \end{aligned}$$

összefüggés adódik, ahol L a késleltetési operátor. A (15) egyenlet alapján a loglinearizált árindex alakulását a következő egyenlet írja le:

$$X_T^s = \gamma_s X_{T-1}^s + (1 - \gamma_s) \bar{X}_T^s.$$

Ebből adódik, hogy

$$\bar{X}_T^s - X_T^s = \frac{\gamma_s}{1 - \gamma_s} dX_T^s.$$

Ezt behelyettesítve az (A12) egyenletbe, majd azt átrendezve azt kapjuk, hogy

$$dX_t^s = \psi_s^1 \mathbf{E}_t [dX_{t+1}^s] - \psi_s^2 \mathbf{E}_t [dX_{t+2}^s] + \xi_s^0 (\widetilde{m}c_t^s + \tilde{\tau}_t^s) - \xi_s^1 \mathbf{E}_t [\widetilde{m}c_{t+1}^s + \tilde{\tau}_{t+1}^s],$$

ahol

$$\xi_s^0 = \frac{1 - \gamma_s}{\gamma_s} \frac{1}{\mathbf{a} - \mathbf{b}}, \quad \xi_s^1 = \frac{\xi_s^0}{\lambda_{s2}},$$

és

$$\psi_s^1 = \frac{\mathbf{a} (\beta + \lambda_{s2}^{-1}) - \mathbf{b} (\beta\gamma_s + \gamma_s^{-1} \lambda_{s2}^{-1})}{\mathbf{a} - \mathbf{b}}, \quad \psi_s^2 = \frac{\beta}{\lambda_{s2}}.$$

Mivel $dX_t^s = \bar{\pi}_t^s$, ezért ez éppen a (25) ragadós ár egyenlettel azonos.

Vizsgáljunk meg néhány speciális esetet. Tegyük fel, hogy végtelen nagy a beruházások igazodási költsége, azaz $\varepsilon_s^\phi = \infty$. Ekkor a tőkeállomány rögzített, csak z_t -t használják változó inputként, tehát a technológia csökkenő hozadéku. Ekkor $\lambda_{s1} = 1$, $\lambda_{s2} = 1/\beta$ és $\Theta = 0$. Ezért

$$\mathbf{a} = 1 + \frac{\theta\hat{\alpha}}{1 - \beta\gamma_s}, \quad \mathbf{b} = 0,$$

ebből adódóan pedig

$$\xi_s^0 = \frac{(1 - \gamma_s)(1 - \beta\gamma_s)}{\gamma_s(1 + \theta\hat{\alpha})}, \quad \xi_s^1 = \beta\xi_s^0,$$

továbbá $\psi_s^1 = 2\beta$ és $\psi_s^2 = \beta^2$. Ekkor az árazási egyenlet a következő formát ölti:

$$\begin{aligned} \mathbf{E}_T [(1 - \beta L^{-1}) \bar{\pi}_T^s] = \\ \xi_s^0 \mathbf{E}_T [(1 - \beta L^{-1}) (\widetilde{m}c_T + \tilde{\tau}_T^s)] + \beta \mathbf{E}_T [(1 - \beta L^{-1}) \bar{\pi}_{T+1}^s]. \end{aligned}$$

Ennek a differencia egyenletnek a korlátos megoldása éppen megegyezik a következő egyszerűbb összefüggés megoldásával:

$$\mathbf{E}_T [\bar{\pi}_T^s] = \xi_s^0 (\widetilde{m}c_T + \tilde{\tau}_T^s) + \beta \mathbf{E}_T [\bar{\pi}_{T+1}^s]. \quad (\text{A13})$$

Tehát ilyen esetben az árazási egyenlet éppen megegyezik a szokványos Calvo-féle árazási formula indexálással kiegészített változatával.

Vizsgáljuk meg, hogy miként változik az árazási probléma, ha az árak rugalmasak, azaz, ha $\gamma_s = 0$, de a beruházások továbbra is vállalatspecifikusak. Ilyenkor a (28) egyenlet alapján – kihasználva a (17) Cobb-Douglas termelési függvény konkrét alakját – az árazási formula a

$$1 = \mu_t^s m c_t^s = \frac{\mu_t^s}{1 - \alpha_t} w_t^{z,s} \left(\frac{y_t^s}{k_t^s} \right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha}} (A_t^s)^{\frac{-1}{1-\alpha}}$$

alakra egyszerűsödik az összes s szektorbeli vállalat estében (az $s = x$ esetben, az $e_t = 1$ normalizálást alkalmazzuk, rugalmas árak esetén ezt megtehetjük az általánosság megsértése nélkül). Ebből adódik, hogy

$$\mu_t^s w_t^{z,s} = A_t^s (1 - \alpha) \left(\frac{k_t^s}{z_t^s} \right)^\alpha,$$

azaz z_t^s reálára a haszonkulccsal megszorozva éppen a z_t^s határtermékével lesz egyenlő. A (22) egyenlet alapján

$$r_t^s = \frac{\alpha}{1 - \alpha} w_t^{z,s} \frac{z_t^s}{k_t^s}.$$

Ebbe behelyettesítve a $w_t^{z,s}$ -re kapott összefüggést a

$$\mu_t^s r_t^s = A_t^s \alpha \left(\frac{z_t^s}{k_t^s} \right)^{1-\alpha}$$

formulát kapjuk, ami éppen a tőke határterméke. Tehát rugalmas árak esetén úgy viselkedik a modell, mintha lenne a fizikai tőkének szektoronkénti bérleti piaca: A tőke bérleti díja r_t^s lenne (az igazodási költségek miatt az r_t^s -k nem feltétlenül egyenlítődnek ki). Továbbá r_t^s a tőke, $w_t^{z,s}$ pedig z_t^s határtermékével lesz egyenlő. Belátható továbbá, hogy az összes szektorbeli vállalat reálhatár-költsége az

$$m c_t^s = \frac{(r_t^s)^\alpha (w_t^{z,s})^{1-\alpha}}{A_t^s \alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha}}, \quad (\text{A14})$$

kifejezéssel egyezik meg. Tehát a vállalatok árazása a konstans skálahozadékú technológiák esetében megszokott módon alakul.

Végül tekintsük azt az esetet, amikor az árak ragadósak, viszont a fizikai tőke nem vállalatspecifikus, hanem szektorspecifikus és létezik a szektorális tőkejárságoknak bérleti piaca. Ekkor a vállalatok reálhatárkölsége az (A14) formulával lesz azonos. A szektorális áralakulást pedig az (A13) egyenlet fogja meghatározni, de módosul a reálhatárkölség együttthatójának a formája:

$$\xi_s^0 = \frac{(1 - \gamma_s)(1 - \beta\gamma_s)}{\gamma_s}.$$

Inflációs különbség

Ebben a szakaszban megvizsgáljuk, hogy a modell egyes feltevéseinek a módosítása esetén milyen összefüggések határozzák meg a $\pi_t^R = \pi_t^T - \pi_t^N$ inflációs különbséget.

Tekintsük azt az esetet, amikor létezik a szektorális tőkejárságoknak bérleti piaca. Ekkor a loglinearizált határkölség a következő alakú lesz:

$$\widetilde{m}c_t^s = \alpha \widetilde{r}_t^s + (1 - \alpha)n_s \widetilde{w}_t + (1 - \alpha)(1 - n_s) \left(\widetilde{P}_t^{m*} + \widetilde{q}_t \right) - \widetilde{A}_t^s,$$

Tegyük fel, hogy az (A13) formulában $\xi_T^0 = \xi_N^0 = \xi^0$ és $\vartheta_T = \vartheta_N = \vartheta$. Ekkor az inflációs különbséget a

$$\bar{\pi}_t^R = \xi_s^0 \widetilde{m}c_t^R + \beta E_t [\bar{\pi}_{t+1}^R]$$

egyenlet határozza meg, ahol $\bar{\pi}^R = \bar{\pi}^N - \bar{\pi}^T$. A relatív reálhatárkölség pedig

$$\begin{aligned} \widetilde{m}c_t^R &= \widetilde{A}_t^T - \widetilde{A}_t^N + \alpha (\widetilde{r}_t^N - \widetilde{r}_t^T) + (1 - \alpha) (n_N - n_T) \widetilde{w}_t \\ &+ (1 - \alpha) (n_T - n_N) \left(\widetilde{P}_t^{m*} + \widetilde{q}_t \right) - \widetilde{P}_t^R \end{aligned} \quad (\text{A15})$$

alakú lesz. Látható, hogy ebben az esetben már nem hat a kereslet közvetlenül a szektorális relatív árra csak közvetve a \widetilde{r}^T és \widetilde{r}_t^N tőke real bérleti díját mérő változókon keresztül.

A hagyományos modellekben az árak rugalmasak. Tehát a reálhatárkölségek konstansak, vagyis $\widetilde{m}c_t^s = 0$. Ebből adódóan mindkét szektorban

$$\widetilde{P}_t^{s*} = \alpha \widetilde{R}_t^{s*} + (1 - \alpha)n_l \widetilde{W}_t^* + (1 - \alpha)n_l \widetilde{P}_t^{m*} - \widetilde{A}_t^l,$$

ahol \widetilde{R}_t^{s*} és \widetilde{W}_t^* a nominális tőke bérleti költség és a bér külföldi valutában kifejezve. Ebből a kifejezésből a szektorális relatív árra a

$$\begin{aligned} \widetilde{P}_t^R &= \widetilde{A}_t^T - \widetilde{A}_t^N + \alpha \left(\widetilde{R}_t^{T*} - \widetilde{R}_t^{N*} \right) \\ &+ (1 - \alpha) (n_N - n_T) \widetilde{W}_t^* + (1 - \alpha) (n_T - n_N) \widetilde{P}_t^{m*} \end{aligned}$$

összefüggést kapjuk. Ez viszont tovább egyszerűsödik, ha a hagyományos modellek további feltevéseit felhasználjuk: Egyrészt, a T szektor nemzetközileg homogén, tehát fennáll a PPP. Másrészt, a fizikai tőkét a T szektor áruiból állítják elő igazodási költségek nélkül, és a finanszírozási piacok is homogének nemzetközileg. Ebből adódik, hogy \widetilde{R}_t^{s*} mindkét szektorban azonos lesz és a világpiacon kamatláb határozza meg őket. Az egyszerűség kedvéért a külföldi

árakat és kamatokat tekintsük rögzítettnek. Ekkor $\tilde{P}_t^{T*} = \tilde{R}_t^{s*} = \tilde{P}_t^{m*} = 0$. Behelyettesítve ezeket a \tilde{P}_t^{T*} -t determináló egyenletbe a

$$\tilde{W}_t^* = \frac{\tilde{A}_t^T}{(1-\alpha)n_T}$$

kifejezéshez jutunk. Helyettesítsük ezt vissza a relatív árra kapott kifejezésbe:

$$\tilde{P}_t^R = \frac{n_N}{n_T} \tilde{A}_t^T - \tilde{A}_t^N.$$

Ebben az esetben a szektorális relatív árat már semmilyen formában nem befolyásolják keresleti tényezők, kizárólag csak technológiai faktorok. Látható, hogy ha az N szektor munkafelhasználási technológia paramétere nagyobb, mint a T szektoré, akkor a \tilde{A}_t^T együtthatója nagyobb lesz 1-nél.

A.3. A modell másodrendű momentumai

Ebben a részben megmutatjuk, hogy miként számolhatóak ki a 4. szakaszban található korrelációs együtthatók. Első lépésként egyésszítsük ki a 3.5. szakaszban található modell verziókat két új változóval, $d\tilde{q}_t$ -vel és $d\tilde{q}_t^T$ -vel, és az őket definiáló két egyenlettel:

$$d\tilde{q}_t = \tilde{q}_t - \tilde{q}_{t-1}, \quad d\tilde{q}_t^T = \tilde{q}_t^T - \tilde{q}_{t-1}^T.$$

Jelöljük Y_t -vel a fenti két változóval kiegészített endogén változók vektorát. Mivel vizsgálataink során feltételeztük, hogy az egyes sokkok korrelálatlanok, ezért elkülönítve vizsgálhatjuk a hatásaikat. A vizsgálat során az éppen figyelembe vett n . sokkot jelöljük \mathcal{S}_t^n -vel. Feltevésünk szerint a sokk pályáját egy elsőrendű autoregresszív folyamattal írja le:

$$\mathcal{S}_t^n = \varrho_n \mathcal{S}_{t-1}^n + \epsilon_t^n, \quad |\varrho_n| < 1, \quad \mathbb{E}[\epsilon_t^n] = 0, \quad \mathbb{E}[(\epsilon_t^n)^2] = \varsigma_n^2.$$

A loglinearizált modell megoldására használt algoritmus, a meghatározatlan együtthatók módszere outputja a Q és R mátrixok.²⁴ Ezek segítségével a következő módon írható le az endogén változók pályája:

$$Y_t = QY_{t-1} + R\mathcal{S}_t^n.$$

Definiáljuk a következő változókat és mátrixot:

$$\bar{Y}_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ \mathcal{S}_{t+1}^n \end{bmatrix}, \quad \mathcal{E}_t = \begin{bmatrix} 0 \\ \epsilon_{t+1}^n \end{bmatrix}, \quad F = \begin{bmatrix} Q & R \\ \varrho_n & 0 \end{bmatrix}.$$

Ekkor a loglinearizált modell reprezentelhető egy *elsőrendű vektor autoregresszív* folyamattal:

$$\bar{Y}_t = F\bar{Y}_{t-1} + \mathcal{E}_t.$$

A \bar{Y} , illetve \mathcal{E}_t elemeinek számát jelöljük g -vel. A \mathcal{E}_t feltétel nélküli kovariancia mátrixát pedig Σ -val. Σ egy $g \times g$ méretű mátrix, aminek minden eleme zérus kivéve a g . főátlóbeli elemet, ami ς_n^2 .

²⁴A Q mátrix sajátértékei abszolútértékben 1-nél kisebbek.

Az \bar{Y}_t vektorhoz tartozó *feltétel nélküli variancia-kovariancia* márixot jelöljük V_0 -lal, azaz

$$V_0 = E [\bar{Y}_t \bar{Y}_t'] .$$

A szóbanforgó mátrix i . sorában és j . oszlopában elhelyezkedő elemet pedig jelöljük $V_0(ij)$ -vel. Hamilton (1994) könyvének (10.2.16) és (10.2.17) formuláját alkalmazva V_0 kiszámolható:

$$\text{vec}(V) = (I_{g^2 \times g^2} - \mathcal{A})^{-1} \text{vec}(\Sigma),$$

ahol $I_{g^2 \times g^2}$ egy megfelelő méretű egységmátrix, $\mathcal{A} = F \otimes F$. A \otimes szimbólum a *Kronecker szorzatot* jelenti, a *vec* operátor pedig egy négyzetes mátrixból egy vektort képez annak oszlopvektorait egymásra helyezve.

A l -ed rendű *autokovariancia* mártixot a

$$V_l = E [\bar{Y}_t \bar{Y}_{t-l}']$$

kifejezés definiálja. A (10.2.21) formula alapján ez a

$$V_l = F^l V_0$$

kifejezés segítségével számolható.

Az i . endogén változó, azaz \bar{Y}_t i . elemének a *szórásnegyzete*: $V_0(ii)$. Az i . és j . endogén változó *kovarianciája*: $V_0(ij)$. A *korrelációs együthatójuk* pedig: $V_0(ij) [V_0(ii)V_0(jj)]^{-\frac{1}{2}}$. Az i . változó l -ed rendű *autokovarianciáját* pedig a $V_l(ii)V_0(ii)^{-1}$ formula definiálja.

Hivatkozások

- [1] Arratibel, O., D. Rodríguez-Palenzuela és C. Thiman, 2002, Inflation Dynamics and Dual Inflation in Accession Countries: A “New Keynesian” Perspective, European Central Bank Working Paper, No. 132.
- [2] Backus, D.K., P.J. Kehoe és F.E. Kydland, 1994, Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?, *American Economic Review* 84 (1), 84-103.
- [3] Balassa, B., 1964, The Purchasing Power Doctrine: a Reappraisal, *Journal of Political Economy* 72, 584-96.
- [4] Benigno, G., 2004, Real Exchange Rate Persistence and Monetary Policy Rules, *Journal of Monetary Economics* 51, 473-502.
- [5] Benigno, G. és C. Thoenissen, 2002, Equilibrium Exchange Rates and Supply-Side Performance, Bank of England Working Paper, No. 156.
- [6] Bergin, P.R., 2004, How Well Can the New Open Economy Macroeconomics Explain the Exchange Rate and Current Account?, NBER Working Paper 10356.
- [7] Betts, C. és M. Devereux, 1998, Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing to Market, *Journal of International Economics* 47, 569-598.
- [8] Burnstein, A.T., M. Eichenbaum és S. Rebelo, 2002, Why are Rates of Inflation so Low after Large Devaluations?, NBER Working Paper 8748.
- [9] Calvo, G., 1983, Staggered Price Setting in a Utility Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics* 12, 383-398.
- [10] Calvo, G. és C. Reinhart, 2002, Fear of Floating, *Quarterly Journal of Economics* 117 (2), 379-408.
- [11] Chari, V.V., P.J. Kehoe és E.R. McGrattan, 2002, Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?, Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report 277.
- [12] Christiano, L.J., M. Eichenbaum és C.L. Evans, 2001, Nominal Rigidities and the Effects of a Shock to Monetary Policy, NBER Working Paper 8403.
- [13] Clarida, R. és J. Galí, 1994, Sources of Real Exchange rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 41, 1-56.
- [14] Darvas Zs., 2001, Exchange Rate Pass Through and Real Exchange Rate in the EU Candidate Countries, Discussion Paper of the Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank 10/01.
- [15] De Gregorio, J. és H.C. Wolf, 1994, Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate, NBER Working Paper 4807.
- [16] Devereux, M. és C. Engel, 1999, The Optimal Choice of Exchange-Rate Regime: Price-Setting Rules and Internationalized Production, NBER Working Paper 6992.

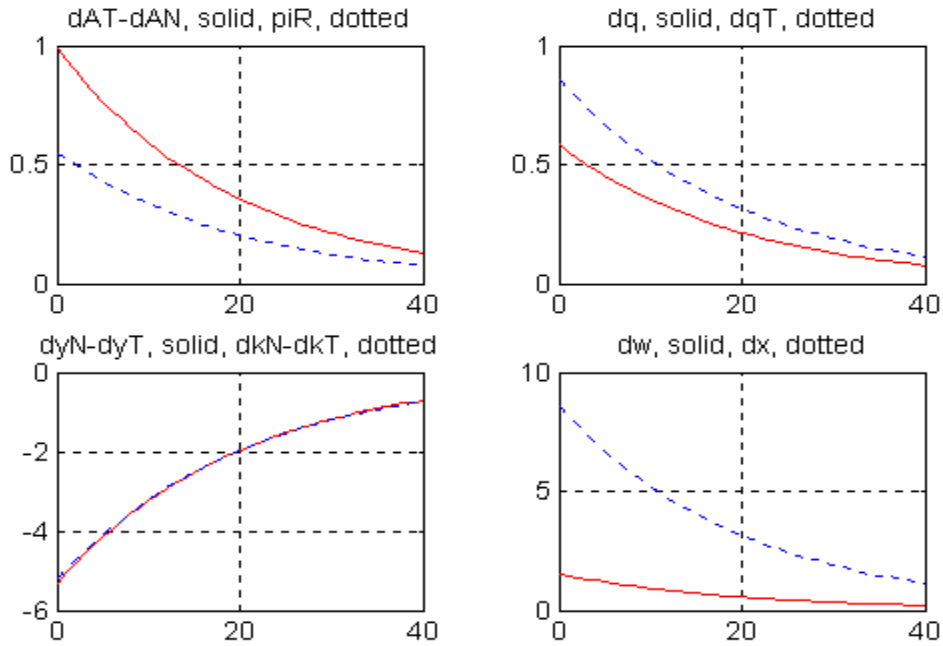
- [17] Diebold, F.X., S. Husted és M. Rush, 1991, Real Exchange Rate under the Gold Standard, *Journal of Political Economy* 99, 1252-1271.
- [18] Engel, C., 1999, Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes, *Journal of Political Economy* 107, 507-538.
- [19] Engel, C., 2002a, The Responsiveness of Consumer Prices to Exchange Rates and Implications for Exchange-Rate Policy: A Survey of a Few Recent New Open-Economy Macro Models, NBER Working Paper 8725.
- [20] Engel, C., 2002b, Expenditure Switching and Exchange Rate Policy, NBER Working Paper 9016.
- [21] Engel, C. és J.C. Morley, 2001, The Adjustment of Prices and the Adjustment of the Exchange Rate, NBER Working Paper 8550.
- [22] Erceg, J.C., D.W. Henderson és A.T. Levin, 2000, Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts, *Journal of Monetary Economics* 46, 281-313.
- [23] Fagan, G., V. Gaspar és A. Pereira, 2003, Macroeconomic Adjustment to Structural Change, az MNB által 2003. február 27-28-án rendezett *Monetary Strategies for Accession Countries* című konferencián előadott tanulmány.
- [24] Galí, J. és M. Gertler, 2000, Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, NBER Working Paper 7551.
- [25] Galí, J., M. Gertler és J.D. López-Salido, 2001, European Inflation Dynamics, NBER Working Paper 8218.
- [26] Galí, J. és T. Monacelli, 2002, Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, NBER Working Paper 8905.
- [27] Halpern L. és C. Wyplosz, 2001, Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson connection, in *Economic Survey of Europe 2001*, No 1, Chapter 6, Geneva, United Nations Economic Commissions for Europe.
- [28] Hamilton, J.D., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [29] Hart, O., 1995, *Firms, Contracts and Financial Structure*, Oxford: Oxford University Press.
- [30] Hornok C., Jakab M. Z., Reppa Z. és Villányi K., 2002, Inflation Forecasting at the National Bank of Hungary, kézirat, MNB.
- [31] Ito, T., P. Isard és S. Symansky, 1997, Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia, NBER Working Paper 5979.
- [32] Ireland, P., 2004, Technology Shocks in the New Keynesian Modell, NBER Working Paper 10309.

- [33] King, R.G. és S.T. Rebello, 1999, Resuscitating Real Business Cycles, in: *Handbook of Macroeconomics* Vol. 1, eds. J.B. Taylor és M. Woodford, Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- [34] Koren M., Szeidl Á. és Vincze J., 2004, Export Pricing in New Open Economy Macroeconomics: An Empirical Investigation, kézirat, Harvard University és Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem.
- [35] Kovács M.A., szerk., 2002, On the Estimated Size of the Balassa-Samuelson Effect in Five Central and Eastern European Countries, MNB füzetek 2002/5.
- [36] Laxton, D. és P. Pesenti, 2003, Monetary Rules for Small, Open, Emerging Economies, NBER Working Paper 9568.
- [37] Lothian, J.R. és M.P. Taylor, 1996, Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries, *Journal of Political Economy* 107, 507-538.
- [38] McCallum, B.T. és E. Nelson, 2001, Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative Framework with Optimizing Agents and Sticky Prices, NBER Working Paper 8175.
- [39] Meese, R. és K. Rogoff, 1983, Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out Of Sample?, *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- [40] Monacelli, T., 2003, Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment, European Central Bank Working Paper, No. 227.
- [41] Monacelli, T., 2004, Into the Mussa Puzzle: Monetary Policy Regimes and the Real Exchange Rate in a Small Open Economy, *Journal of International Economics* 62, 191-217.
- [42] Mussa, M., 1986, Nominal Exchange Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 117-214.
- [43] Obstfeld, M., 2001, International Macroeconomics: Beyond the Mundell-Fleming Model, NBER Working Paper 8369.
- [44] Obstfeld, M., 2002, Exchange Rate and Adjustment: Perspectives from the New Open Economy Macroeconomics, NBER Working Paper 9118.
- [45] Obstfeld, M. és K. Rogoff, 1995, Exchange Rate Dynamics Redux, *Journal of Political Economy* 103, 624-660.
- [46] Obstfeld, M. és K. Rogoff, 1996, *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, MA: MIT Press.
- [47] Obstfeld, M. és K. Rogoff, 2000, New Directions for Stochastic Open Economy Models, *Journal of International Economics*, 50 (1), 117-153.
- [48] Rogoff, K., 1996, The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34 (2), 647-668.

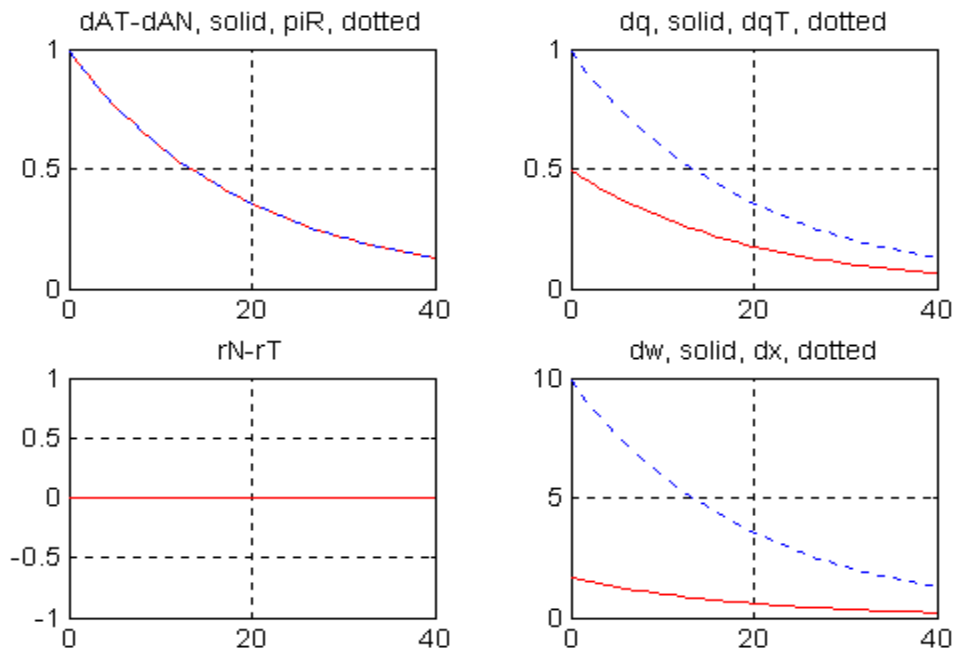
- [49] Samuelson, P.A., 1964, Theoretical Notes on Trade Problems, *Review of Economics and Statistics* 46, May 145-54.
- [50] Smets, F. és R. Wouters, 2002, Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy, *Journal of Monetary Economics* 49, 947-981.
- [51] Smets, F. és R. Wouters, 2003, An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area, *Journal of the European Economic Association* 1, 1123-1175.
- [52] Uhlig, H., 1999, A Toolkit for Analyzing Dynamic Stochastic Models Easily, in *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, eds. R. Marimon és A. Scott, Oxford: Oxford University Press.
- [53] Woodford, M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

1. ábra

Balassa-Samuelson hatás
Nincs nemzetközi ársziskrimináció – A verzió
Alapváltozat

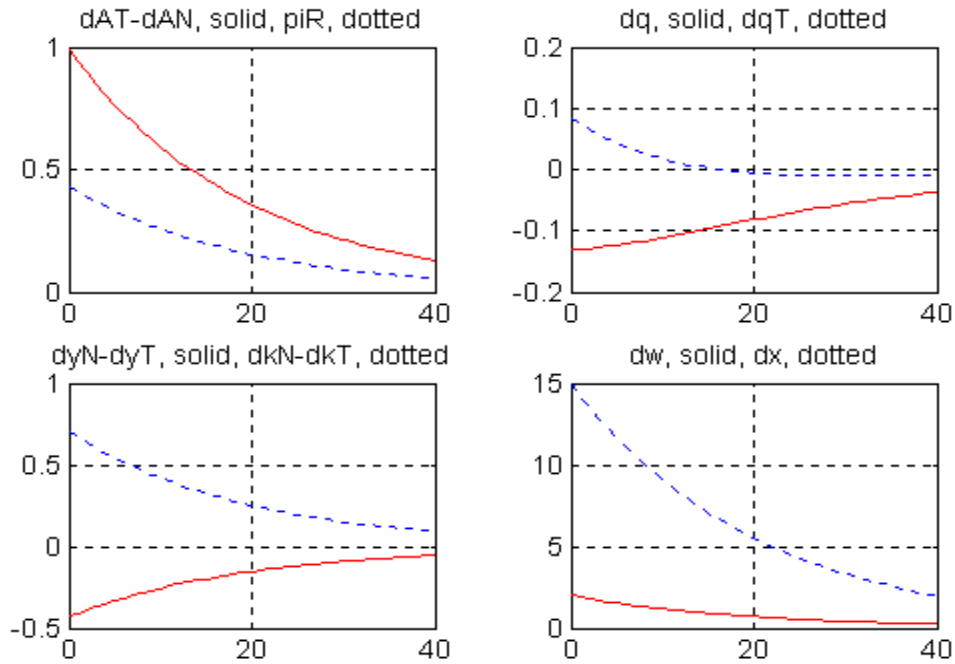


Nincs nemzetközi ársziskrimináció – A verzió
Rugalmas árak és bérek, a beruházásoknak nincsenek igazodási költségei

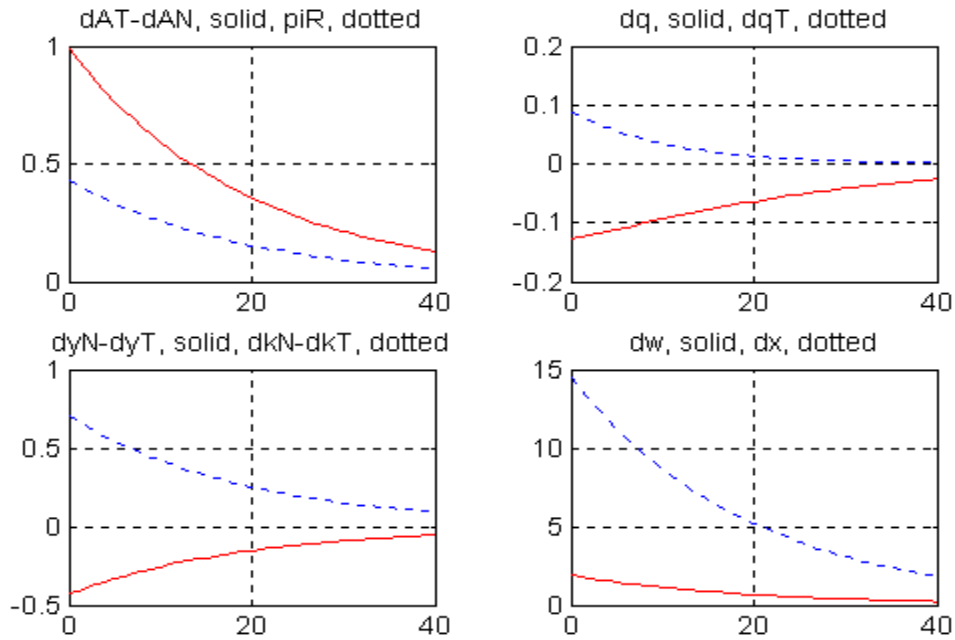


A vízszintes tengelyeken az egységek negyedéveket, a függőlekesen százalékpontokat reprezentálnak.
A növekedési ütemek évesítve szerepelnek az ábrán.

2. ábra
Balassa-Samuelson hatás
Nemzetközi ársziskrimináció – B verzió
Alapváltozat



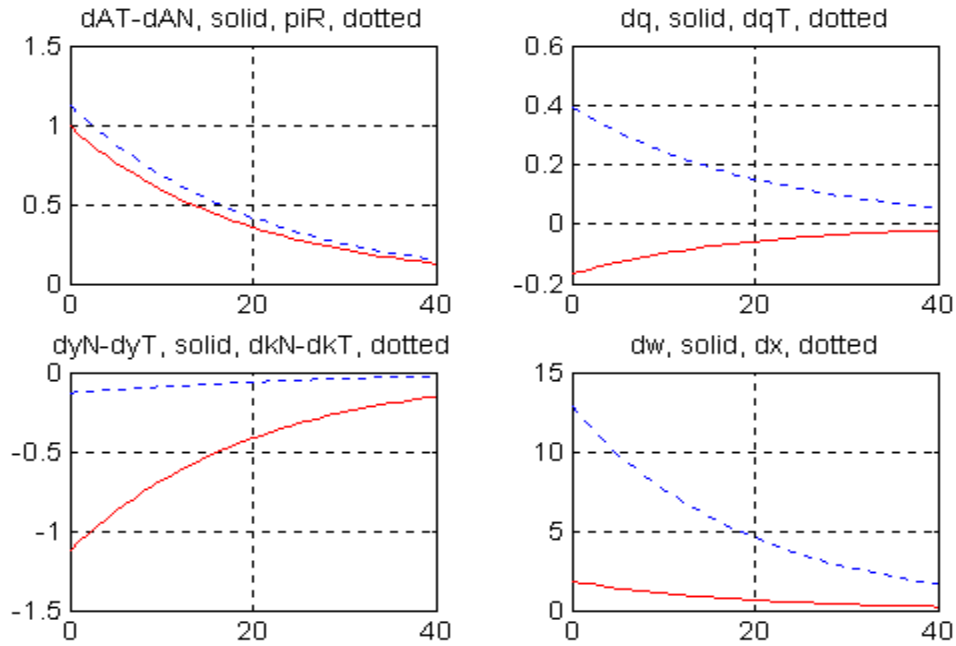
Nemzetközi ársziskrimináció – C verzió
Alapváltozat



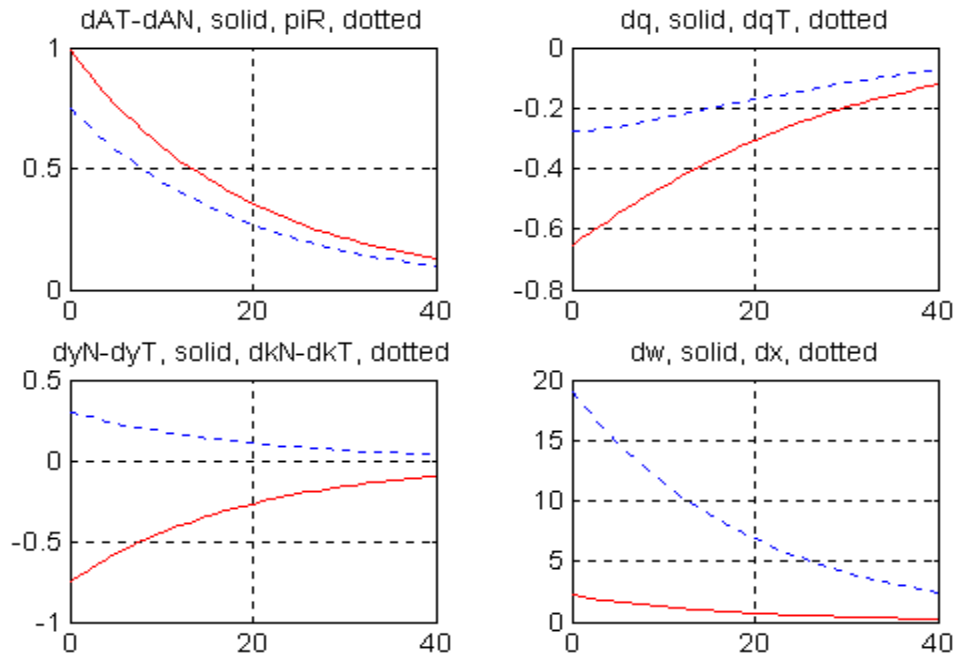
A vízszintes tengelyeken az egységek negyedéveket, a függőlekesen százalékpontokat reprezentálnak.
.A növekedési ütemek évesítve szerepelnek az ábrán.

3. ábra

Balassa-Samuelson hatás
 Nemzetközi ársziskrimináció – B verzió
 A beruházásoknak nincsenk igazodási költségei



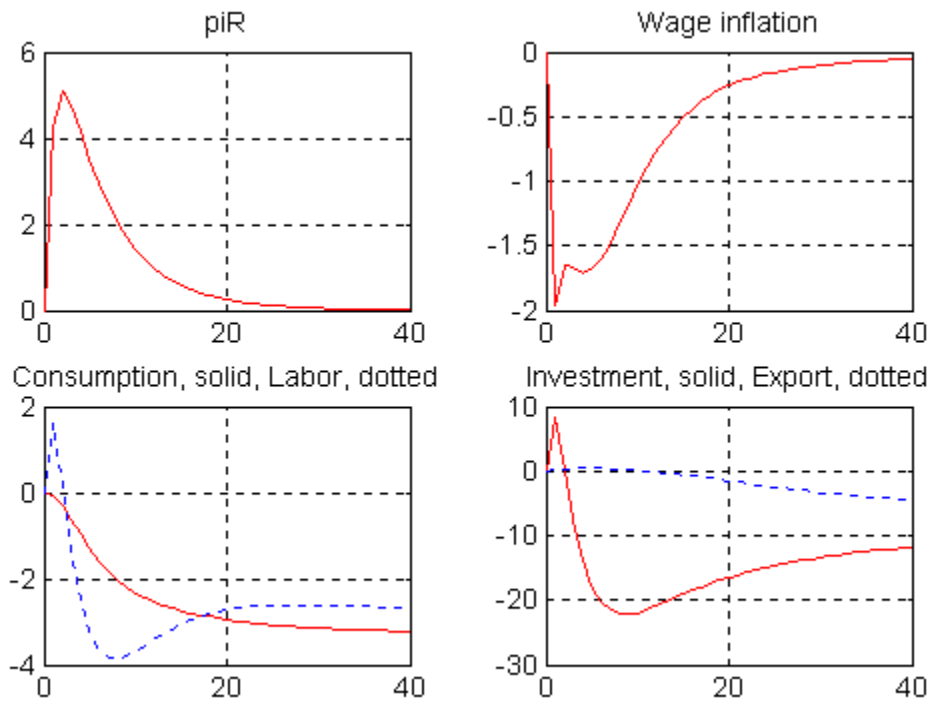
Nemzetközi ársziskrimináció – B verzió
 Kismértékű ármerevség ($\gamma_I = \gamma_x = \gamma_N = 0,333$)



A vízszintes tengelyeken az egységek negyedéveket, a függőlekesen százalékpontokat reprezentálnak.
 A növekedési ütemek évesítve szerepelnek az ábrán.

4. ábra

Regulációs sokk az N szektorban (v^N)
Nemzetközi árszűkítés – B verzió
Alapváltozat



A vízszintes tengelyeken az egységek negyedéveket, a függőlekesen százalékpontokat reprezentálnak.
Az inflációs mérőszámok évesítve szerepelnek az ábrán.

MNB Füzetek <http://www.mnb.hu/>

MNB Working Papers <http://english.mnb.hu/>

1995/1

SIMON, András: Aggregált kereslet és kínálat, termelés és külkereskedelem a magyar gazdaságban 1990-1994
Aggregate Demand and Supply, Production and Foreign Trade in the Hungarian Economy, 1990-1994 (available only in Hungarian)

1995/2

NEMÉNYI, Judit: A Magyar Nemzeti Bank devizaadósságán felhalmozódó árfolyamveszteség kérdései
Issues of Foreign Exchange Losses of the National Bank of Hungary (available only in Hungarian)

1995/3

KUN, János: Seignorage és az államadóság terhei
Seigniorage and the Burdens of Government Debt (available only in Hungarian)

1996/1

SIMON, András: Az infláció tényezői 1990-1995-ben
Factors of Inflation, 1990-1995 (available only in Hungarian)

1996/2

NEMÉNYI, Judit: A tőkebeáramlás, a makrogazdasági egyensúly és az eladósodási folyamat összefüggései a Magyar Nemzeti Bank eredményének alakulásával
The Influence of Capital Flows, Macroeconomic Balance and Indebtedness on the Profits of the National Bank of Hungary (available only in Hungarian)

1996/3

SIMON, András: Sterilizáció, kamatpolitika az államháztartás és a fizetési mérleg
Sterilization, Interest Rate Policy, the Central Budget and the Balance of Payments (available only in Hungarian)

1996/4

DARVAS, Zsolt: Kamatkülönbség és árfolyam-várakozások
Interest Rate Differentials and Exchange Rate Expectations (available only in Hungarian)

1996/5

VINCZE, János — ZSOLDOS, István: A fogyasztói árak struktúrája, szintje és alakulása Magyarországon 1991-1996-ban; Ökonometriai vizsgálat a részletes fogyasztói árindex alapján
The Structure, Level and Development of Consumer Prices in Hungary, 1991-1996 — An Econometric Analysis Based on the Detailed Consumer Price Index (available only in Hungarian)

1996/6

CSERMELY, Ágnes: A vállalkozások banki finanszírozása Magyarországon 1991-1994
Bank Financing of Enterprises in Hungary, 1991-1994 (available only in Hungarian)

1996/7

BALASSA, Ákos: A vállalkozói szektor hosszú távú finanszírozásának helyzete és fejlődési irányai
The Development of Long-term Financing of the Enterprise Sector (available only in Hungarian)

1997/1

CSERMELY, Ágnes: Az inflációs célkitűzés rendszere
The Inflation Targeting Framework (available only in Hungarian)

1997/2

VINCZE, János: A stabilizáció hatása az árakra, és az árak és a termelés (értékesítés) közötti összefüggésekre
The Effects of Stabilization on Prices and on Relations Between Prices and Production (Sales) (available only in Hungarian)

1997/3

BARABÁS, Gyula — HAMECZ, István: Tőkebeáramlás, sterilizáció és pénzmennyiség
Capital Inflow, Sterilization and the Quantity of Money

1997/4

ZSOLDOS, István: A lakosság megtakarítási és portfólió döntései Magyarországon 1980-1996
Savings and Portfolio Decisions of Hungarian Households, 1980-1996 (available only in Hungarian)

1997/5

ÁRVAI, Zsófia: A sterilizáció és tőkebeáramlás ökonometriai elemzése
An Econometric Analysis of Capital Inflows and Sterilization (available only in Hungarian)

1997/6

ZSOLDOS, István: A lakosság Divisia-pénz tartási viselkedése Magyarországon
Characteristics of Household Divisia Money in Hungary (available only in Hungarian)

1998/1

ÁRVAI, Zsófia — VINCZE, János: Valuták sebezhetősége: Pénzügyi válságok a '90-es években
Vulnerability of Foreign Currency: Financial Crises in the 1990s (available only in Hungarian)

1998/2

CSAJBÓK, Attila: Zéró-kupon hozamgörbe becslés jegybanki szemszögből
Zero-coupon Yield Curve Estimation from a Central Bank Perspective

1998/3

KOVÁCS, Mihály András - SIMON András: A reálárfolyam összetevői
Components of the Real Exchange Rate in Hungary

1998/4

P.KISS, Gábor: Az államháztartás szerepe Magyarországon
The Role of General Government in Hungary

1998/5

BARABÁS, Gyula — HAMECZ, István — NEMÉNYI, Judit: A költségvetés finanszírozási rendszerének átalakítása és az eladósodás megfékezése; Magyarország tapasztalatai a piacgazdaság átmeneti időszakában
Fiscal Consolidation, Public Debt Containment and Disinflation; Hungary's Experience in Transition

1998/6

JAKAB M., Zoltán — SZAPÁRY, György: A csúszó leértékelés tapasztalatai Magyarországon
Hungary's Experience of the Crawling Peg System (available only in Hungarian)

1998/7

TÓTH, István János — VINCZE János: Magyar vállalatok árképzési gyakorlata
Pricing Behaviour of Hungarian Firms (available only in Hungarian)

1998/8

KOVÁCS, Mihály András: Mit mutatnak? Különböző reálárfolyam-mutatók áttekintése és a magyar gazdaság ár- és költség-versenyképességének értékelése

The Information Content of Real Exchange Rate Indicators (available only in Hungarian)

1998/9

DARVAS, Zsolt: Moderált inflációk csökkentése; Összehasonlító vizsgálat a nyolcvanas-kilencvenes évek dezinflációit kísérő folyamatokról

Moderate Inflation: a Comparative Study (available only in Hungarian)

1998/10

ÁRVAI, Zsófia: A piaci és kereskedelmi banki kamatok közötti transzmisszió 1992 és 1998 között
The Interest Rate Transmission Mechanism between Market and Commercial Bank Rates

1998/11

P. KISS, Gábor: A költségvetés tervezése és a fiskális átláthatóság aktuális problémái
Topical Issues of Fiscal Transparency and Budgeting (available only in Hungarian)

1998/12

JAKAB M., Zoltán: A valutakosár megválasztásának szempontjai Magyarországon
Deriving an Optimal Currency Basket for Hungary (available only in Hungarian)

1999/1

CSERMELY, Ágnes — VINCZE, János: Leverage and foreign ownership in Hungary
Tőkeáttétel és külföldi tulajdon (csak angol nyelven)

1999/2

TÓTH, Áron: Kísérlet a hatékonyság empirikus elemzésére a magyar bankrendszerben
An Empirical Analysis of Efficiency in the Hungarian Banking System (available only in Hungarian)

1999/3

DARVAS, Zsolt — SIMON, András: A növekedés makrogazdasági feltételei; Gazdaságpolitikai alternatívák
Capital Stock and Economic Development in Hungary

1999/4

LIELI, Róbert: Idősormodelleken alapuló inflációs előrejelzések; Egyváltozós módszerek
Inflation Forecasting Based on Series Models. Single-Variable Methods (available only in Hungarian)

1999/5

FERENCZI, Barnabás: A hazai munkaerőpiaci folyamatok Jegybanki szemszögből — Stilizált tények
Labour Market Developments in Hungary from a Central Bank Perspective — Stylized Facts

1999/6

JAKAB M., Zoltán — KOVÁCS, Mihály András: A reálárfolyam-ingadozások főbb meghatározói Magyarországon
Determinants of Real-Exchange Rate Fluctuations in Hungary

1999/7

CSAJBÓK, Attila: Information in T-bill Auction Bid Distributions
Az aukciós kínctárjegyhozamok információs tartalma (csak angol nyelven)

1999/8

BENCZÚR, Péter: A magyar nyugdíjrendszerben rejlő implicit államadósság-állomány változásának becslése
Changes in the Implicit Debt Burden of the Hungarian Social Security System

1999/9

VÍGH-MIKLE, Szabolcs — ZSÁMBOKI, Balázs: A bankrendszer mérlegének denominációs összetétele 1991-1998 között
Denomination Structure of the Balance Sheet of the Hungarian Banking Sector, 1991-1998 (available only in Hungarian)

1999/10

DARVAS, Zsolt — SZAPÁRY, György: A nemzetközi pénzügyi válságok tovaterjedése különböző árfolyamrendszerekben
Financial Contagion under Different Exchange Rate Regimes

1999/11

OSZLAY, András: Elméletek és tények a külföldi működőtőke-befektetésekről
Theories and Facts about Foreign Direct Investment in Hungary (available only in Hungarian)

2000/1

JAKAB M., Zoltán — KOVÁCS, Mihály András — OSZLAY András: Hová tart a külkereskedelmi integráció? Becslések három kelet-közép-európai ország egyensúlyi külkereskedelmére
How Far has Trade Integration Advanced? An Analysis of Actual and Potential Trade by Three Central and Eastern European Countries

- 2000/2**
VALKOVSZKY, Sándor — VINCZE, János: Estimates of and Problems with Core Inflation in Hungary
A maginfláció becslése és problémái (csak angol nyelven)
- 2000/3**
VALKOVSZKY, Sándor: A magyar lakáspiac helyzete
Situation of the Hungarian Housing Market (available only in Hungarian)
- 2000/4**
JAKAB M., Zoltán — KOVÁCS, Mihály András — LŐRINCZ Szabolcs: Az export előrejelzése ökonometriai módszerekkel
Forecasting Hungarian Export Volume
- 2000/5**
FERENCZI, Barnabás — VALKOVSZKY, Sándor — VINCZE, János: Mire jó a fogyasztói-ár statisztika?
What are Consumer Price Statistics Good for?
- 2000/6**
ÁRVAI, Zsófia — VINCZE, János: Financial Crises in Transition Countries: Models and Facts
Pénzügyi válságok átmeneti gazdaságokban: modellek és tények (csak angol nyelven)
- 2000/7**
SZAPÁRY, GYÖRGY: Maastricht and the Choice of Exchange Rate Regime in Transition Countries during the Run-Up to EMU
Maastricht és az árfolyamrendszer megválasztása az átmeneti gazdaságokban az EMU csatlakozást megelőzően (csak angol nyelven)
- 2000/8**
ÁRVAI, Zsófia — MENCZEL, Péter: A magyar háztartások megtakarításai 1995 és 2000 között
Savings of Hungarian Households, 1995-2000
- 2000/9**
DARVAS, Zsolt — SIMON, András: A potenciális kibocsátás becslése a gazdaság nyitottságának felhasználásával
Potential Output and Foreign Trade in Small Open Economies
- 2001/1**
SIMON, András — VÁRPALOTAI, Viktor: Eladósodás, kockázat és óvatosság
Optimal Indebtedness of a Small Open Economy with Precautionary Behavior
- 2001/2**
ÁRVAI, Zsófia — TÓTH, István János: Likviditási korlát és fogyasztói türelmetlenség
Liquidity constraints and consumer impatience
- 2001/3**
VALKOVSZKY, SÁNDOR — VINCZE, JÁNOS: On Price Level Stability, Real Interest Rates and Core Inflation
Árszintstabilitás, reálkamat és maginfláció (csak angol nyelven)
- 2001/4**
VINCZE, JÁNOS: Financial Stability, Monetary Policy and Integration: Policy Choices for Transition Economies
Pénzügyi stabilitás, monetáris politika, integráció: az átmeneti gazdaságok előtt álló választási lehetőségek (csak angol nyelven)
- 2001/5**
SZAPÁRY, GYÖRGY: Banking Sector Reform in Hungary: Lessons Learned, Current Trends and Prospects
A bankrendszer reformja Magyarországon: tanulságok, aktuális folyamatok és kilátások (csak angol nyelven)
- 2002/1**
TÓTH, István János: Vállalati és lakossági konjunktúra felmérések Magyarországon
Cyclical Surveys of the Hungarian Corporate and Household Sectors (available only in Hungarian)
- 2002/2**
BENCZÚR, Péter: A szuverén kötvényekben rejlő kockázatok azonosítása
Identifying Sovereign Bond Risks (available only in Hungarian)
- 2002/3**
JAKAB M., Zoltán — KOVÁCS Mihály András: Magyarország a NIGEM modellben
Hungary in the NIGEM model
- 2002/4**
BENCZÚR, Péter — SIMON, András — VÁRPALOTAI, Viktor: Dezinflációs számítások kisméretű makromodellel
Disinflation Simulations with a Small Model of an Open Economy (available only in Hungarian)
- 2002/5**
On the estimated size of the Balassa-Samuelson effect in five Central and Eastern European countries
Edited by Mihály András KOVÁCS (available only in English)
- 2002/6**
GYOMAI, György — VARSÁNYI, Zoltán Máté: Az MNB által használt hozamgörbe-becslő eljárás felülvizsgálata
A Comparison of Yield-curve Fitting Methods for Monetary Policy Purposes in Hungary (available only in Hungarian)
- 2003/1**
BENCZÚR, PÉTER: *The behavior of the nominal exchange rate at the beginning of disinflations*
A nominálárfolyam viselkedése monetáris rezsimváltás után (csak angol nyelven)
- 2003/2**
VÁRPALOTAI, Viktor: Numerikus módszer gazdasági adatok visszabecslésére
Numerical Method for Estimating GDP Data for Hungary (available only in Hungarian)
- 2003/3**
VÁRPALOTAI, Viktor: Dezinflációs számítások dezaggregált kibocsátási résekre alapzó makromodellel
Disinflation Simulations with a Disaggregated Output Gap Based Model (available only in Hungarian)

2003/4

VÁRPALOTAI, Viktor: Dezaggregált költségbegyűrés-alapú ökonometriai infláció-előrejelző modell
Disaggregated Cost Pass-Through Based Econometric Inflation-Forecasting Model for Hungary

2003/5

JAKAB M., ZOLTÁN — KOVÁCS, MIHÁLY ANDRÁS: *Explaining the Exchange Rate Pass-Through in Hungary: Simulations with the NIGEM Model*

Az árfolyam-begyűrés meghatározói: szimulációk a NIGEM modellel (csak angol nyelven)

2003/6

VADAS, GÁBOR: Modelling households' savings and dwellings investment — a portfolio choice approach (available only in English)

2003/7

PULA, GÁBOR: Capital Stock estimation in Hungary: A brief description of methodology and results

Tőkeállomány becslése Magyarországon a PIM módszerrel. Módszertani leírás és eredmények (csak angol nyelven)

2003/8

DARVAS, ZSOLT — VADAS, GÁBOR: *Univariate Potential Output Estimations for Hungary* (available only in English)

2003/9

BENCZÚR, PÉTER: Nominális sokkok átmeneti reálhatása egy kétszektoros növekedési modellben

Real Effects of Nominal Shocks: a 2-sector Dynamic Model with Slow Capital Adjustment and Money-in-the-utility

2003/10

MÉRŐ, Katalin — ENDRÉSZ VALENTINYI, Marianna: *The Role of Foreign Banks in Five Central and Eastern European Countries* (A külföldi bankok szerepe öt közép-kelet-európai országban) (csak angol nyelven)

2003/11

VILÁGI, Balázs: Az optimális euró konverziós ráta meghatározása egy sztochasztikus dinamikus általános egyensúlyi
The Optimal Euro Conversion Rate in a Stochastic Dynamic General Equilibrium Model

2003/12

MÓRÉ, Csaba — NAGY, Márton: A piaci struktúra hatása a bankok teljesítményére: empirikus vizsgálat Közép-Kelet Európára

Relationship between Market Structure and Bank Performance: Empirical Evidence for Central and Eastern Europe (available only in Hungarian)

2003/13

BENCZÚR, Péter — SIMON, András — VÁRPALOTAI, Viktor: Fiskális makropolitika és a növekedés elemzése kalibrált modellel

A Calibrated Model of Growth and Intertemporal Consumption Allocation in a Catching-up Country

2004/1

DARVAS, ZSOLT — SZAPÁRY, GYÖRGY: Konjunktúrciklusok együttmozgása a régi és új EU-tagországokban

Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU: Comovements in the New and Old Members

2004/2

NASZÓDI, ANNA: A sávmódosítások árfolyamhatásának vizsgálata opciós modell keretei között

Target zone rearrangements and exchange rate behavior in an option-based model

2004/3

TARJÁNI, HAJNALKA: A szakképzettséget felértékelő technológiai változás hatásának becslése a termelési tényezők keresletrugalmasságára Magyarországon

Estimating the Impact of SBTC on Input Demand Elasticities in Hungary

2004/4

ORBÁN, GÁBOR — SZAPÁRY, GYÖRGY: A Stabilitási és Növekedési Egyezmény az új tagállamok szemszögéből

The Stability and Growth Pact from the Perspective of New Member States

2004/5

VILÁGI, BALÁZS: Duális infláció és reálárfolyam a nyitott gazdaságok új makroökonómiaja megközelítésében

Dual inflation and real exchange rate in new open economy macroeconomics