

# A vásárlóerő-paritási rejtély lehetséges magyarázatai, az elméleti modell javításai

SZABÓ ANDREA

egyetemi tanársegéd, Debreceni Egyetem, Gazdaságtudományi Kar  
E-mail: szabo.andrea@econ.unideb.hu

A vásárlóerő-paritás (PPP) kiemelkedő jelentőségű elméleti megközelítés a nemzetközi közgazdaságtanban. Ennek ellenére empirikus igazolása napjainkban is vitatott kérdés, melyre vásárlóerő-paritási rejtélyként hivatkoznak az irodalomban (Rogoff 1996). A tanulmányban a PPP empirikus kudarcainak különböző magyarázatait, illetve a PPP modell javítására tett kísérleteket összegezzük, majd rávilágítunk arra, hogy a tesztelés során alkalmazott módszertan hangsúlyos szerepet tölt be a PPP rejtély feloldásában, vagy éppen a PPP cáfolásában.

**Journal of Economic Literature (JEL) kódok:** F31, F41

**Kulcsszavak:** vásárlóerő-paritás, egységes ár elve, Balassa–Samuelson-hatás

## 1. Bevezetés

A vásárlóerő-paritás (*purchasing power parity* – PPP) meghatározó elméleti modell a nemzetközi közgazdaságtanban. Kezdetben rövid távú eszközként kezelték, majd a hosszú távú reál- és nominális árfolyam vizsgálatához használták. Tesztelésének rendkívül széles körű irodalma van, de ez idáig sem sikerült konszenzusra jutni a PPP empirikus érvényességének tekintetében. Napjaink tanulmányaiban is megfigyelhetők a változatos eredmények, például *Lothian (2016)* három történelmi időszakban is igazolást talált a PPP mellett, míg *Huang és Yang (2015)* nem jutott kedvező eredményre az euróözonek országainak vizsgálatánál. A PPP empirikus kudarcára az irodalomban vásárlóerő-paritási rejtélyként hivatkoznak.

A PPP kétféleképpen tesztelhető: a nominális árfolyam és a megfelelő árszínvonalak vizsgálatával; illetve a reálárfolyam tanulmányozásával, azaz a PPP-től vett eltérések megfigyelésével. Mindkét megközelítés népszerű az irodalomban, de mindkét esetben változatosak az eredmények. A PPP puzzle feloldására számos kísérletet tettek, többek között a PPP modell javításával, több változó figyelembe vételével, illetve új modellek létrehozásával. A tanulmányban a PPP empirikus kudarcainak különböző magyarázatait, illetve a PPP modell javítására tett kísérleteket összegezzük, majd

rávilágítunk arra, hogy a tesztelés során alkalmazott módszertan hangsúlyos szerepet tölt be a PPP rejtély feloldásában, vagy éppen a PPP cáfolásában.

## 2. A vásárlóerő-paritási rejtély

A PPP volt az első árfolyammodell, mely a nominális árfolyamok viselkedését magyarázza. Az 1920-as évek végén látott napvilágot, Gustav Cassel munkássága nyomán (Cassel 1921, 1922, 1928). Eszerint, ha nincsenek tranzakciós költségek, illetve az áruk és szolgáltatások homogének (nincs minőségbeli különbség köztük), akkor ugyanannak az árunak ugyanaz kell, hogy legyen az ára, ha azonos valutában fejezzük ki azt, különben arbitrázsra lenne lehetőség. Azaz feltételezzük, hogy teljesül az egységes ár elve. Ha ez az áruk széles körére teljesül, akkor két ország valutaárfolyama kifejezhető a két ország árszínvonalának hányadosaként:

$$E = \frac{\sum_{i=1}^N \alpha_i P_i}{\sum_{i=1}^N \alpha_i P_i^*} \quad (1)$$

ahol  $P = \sum_{i=1}^N \alpha_i P_i$  a hazai árszínvonal,  $P^* = \sum_{i=1}^N \alpha_i P_i^*$  a külföldi árszínvonal,  $\alpha_i$  az  $i$

-edik jószág (legyen az kereskedelmi forgalomba kerülő vagy kereskedelmi forgalomba nem kerülő<sup>1</sup>) árának súlya az alkalmazott árindex számításakor, illetve a súlyok

összege egy:  $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$  (Marsh et al. 2012). Az (1) összefüggésre az irodalomban

abszolút vásárlóerő-paritásként hivatkoznak. Tekintsük a változók logaritmusát, akkor az abszolút PPP a következő alakban írható fel:

$$e = p - p^* \quad (2)$$

ahol a kisbetűk a változók logaritmusait jelölik. Viszont a teszteléskor több esetben a relatív PPP került előtérbe, eszerint a nominális árfolyamváltozás egyenlő az adott árszínvonal-változások (inflációs ráták) különbségével:

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^* \quad (3)$$

1 A tanulmány egészében a súlyok jelölésére az  $\alpha$  paramétert alkalmazzuk, de a Balassa–Samuelson-hatást tárgyaló részben az  $\alpha$  paraméter a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árának részesedését jelöli a teljes árszínvonalban.

ahol a  $\Delta$ -ák a változók változását jelölik (például:  $\Delta e_t = e_t - e_{t-1}$ ). Rogoff (1996) szerint az empirikus irodalomból két tény jól kirajzolódik: 1) „a reálárfolyam (ami tulajdonképpen a PPP-től való eltérés:  $q = e - p + p^*$ , ahol  $q$  a reálárfolyam logaritmus) nagyon hosszú távon a PPP felé tendál, de a PPP-hez való konvergálás sebessége extrém módon lassú, évenként csak 15%-ot csökken az eltérés mértéke. 2) A nominális árfolyam rövid távú eltérései a PPP-től nagyok és volatilisak, még akkor is, amikor a nagymértékben kereskedett áruk relatíve homogén csoportjaira koncentrálunk” (Rogoff 1996:647). Ekkor a PPP puzzle a következő: „hogyan lehet kibékíteni a reálárfolyam nagymértékű rövid távú volatilitását az extrém módon lassú rátával, amin már a sokkok eltűnni látszanak?” (Rogoff 1996:647).

Az árfolyammodelleket, és így a PPP-t is, kétféleképpen értékeli az irodalom: a mintavétel időszakára megbecslik a modellt, s a kapott együtthatókat összevetik az elméleti modell együtthatóival; a másik módszer, hogy megvizsgálják, az adott modell mennyire képes előrejelezni az árfolyam mozgását. Többek között a PPP kudarcáról számolnak be Krugman (1978), Frenkel (1981), valamint Harris és szerzőtársai (2005). Krugman (1978) öt árfolyamot (brit font, francia frank, német márka, olasz líra, svájci frank dollárárfolyamok) vizsgált meg az 1920-as és 1970-es években havi adatokon, de nem talált igazolást a PPP-re. Frenkel (1981) az 1970-es évek időszakában (1973. június – 1979. július) tesztelt három árfolyamot (dollár–font, dollár–frank és dollár–márka) havi adatokon kétfokozatú regresszióval, de nem járt sikerrel. Harris és szerzőtársai (2005) panel stacionaritás tesztet vizsgáltak a havi reálárfolyamok stacionaritását a dollárral szemben 17 ország esetén 1973. január és 1998. december között. Még akkor is elutasították a nullhipotézist, ha a panel egyes egyedei esetén különböző töréspontokat engedtek az egyes idősorokban. A teszt a keresztmetszeti függőséget is kezelte.

Tehát a PPP puzzle alapján az árfolyammodelleknek két kihívással kell szembenéznük: 1) hogyan lehet modellezni az árfolyam hosszú távú viselkedését, melyben hosszan elnyúló perzisztens eltérések tapasztalhatók annak hosszú távú egyensúlyi szintjétől; 2) hogyan modellezhető az árfolyam extrém mértékű rövid távú volatilitása. Ma sem létezik olyan árfolyammodell, amely mindkét jelenséget egyszerre képes magyarázni, bár a makro és mikro megközelítés egyesítése az árfolyammodellezésben – ami tulajdonképpen közelíti a rövid és a hosszú távú árfolyamviselkedés modellezésének elkülönítését – népszerű terület.

### 3. A PPP rejtély lehetséges magyarázatai

#### 3.1. A feltételek teljesülésének vizsgálata

A „puzzle” megoldását, magyarázatát több aspektusból is meg lehet közelíteni, a kudarcnak több oka is lehet. Az egyik ok, hogy a PPP központi feltétele, az egységes ár elve (*Law of One Price* – LOP), nem teljesül, mivel általában az árfolyam sokkal

volatilisabb, mint a relatív árak. A korai tanulmányok tipikusan nem tudták igazolni a LOP feltevéseit (Isard 1977; Richardson 1978). Valószínűleg azért, mert számos kereskedelmi forgalomba kerülő áru inputja nagymértékben tartalmaz kereskedelmi forgalomba nem kerülő javakat. A kereskedelmi forgalomba nem kerülő jóságoknak pedig nem tud az ára nemzetközi viszonylatban kiegyenlítődni (Richardson 1978). Burstein és szerzőtársai (2003) is felhívják a figyelmet, hogy a gazdaságok közel sem olyan nyitottak a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk növekvő részesedése miatt. Másrészt, bár a vámok jelentősen csökkentek, a nem vámjellegű korlátozásoknak még mindig jelentős szerepük van (Knetter 1997). Egy másik elterjedt nézet a „piachoz való árazás” (*pricing-to-market* – PTM) a LOP empirikus kudarcának magyarázatára. Krugman 1978-as tanulmányában állapítja meg, hogy ugyanannak az árunak különböző országokban különböző lehet az ára, ha azokat oligopolisztikus cégek értékesítik, vagyis árdiszkrimináció merülhet fel (Krugman 1978). A PTM irodalmáról Goldberg és Knetter (1997) ad széleskörű áttekintést. A nemzetközi áruarbitrázs másik fontos akadályozó tényezője a távolság. Engel és Rogers (1996) az USA-ban és Kanadában vizsgálta meg a LOP-tól való eltéréseket. Megállapították, hogy a városok közötti távolság jelentős mértékben magyarázza ugyanazon áruk árának eltérését különböző városokban. De az árkülönbségek sokkal nagyobbak voltak olyan városokban, amelyek a határ különböző oldalán helyezkedtek el, olyan áruk áraihoz képest, amelyek azonos távolságban lévő városokban találhatóak, de egy országhatáron belül. Ezt a jelenséget az irodalom „határhatásnak” nevezi. Rogers és Jenkins (1995) szerint a „határhatás” nemcsak az árkülönbségek volatilitását növeli, de azok perzisztenciáját is. Ezen kívül megállapítják, hogy a ragadós árak és a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk jelenléte is hozzájárul ahhoz, hogy a PPP nem teljesül. A kompetitív piac feltételeinek sérülése (például tranzakciós költségek jelenléte) szintén nem kedvez a LOP teljesülésének (Davutyan–Pippenger 1991). Többen a reálárfolyam hosszú távú egyensúlyi szinthez való nemlineáris alkalmazkodását a tranzakciós költségek jelenlétére vezetik vissza (Sercu et al. 1995; O’Connel–Wei 2002). Ugyanakkor panelben tesztelve a LOP-ot Parsley és Wei (1996) gyorsabb konvergenciát tapasztalt, de az alkalmazkodás nemlineáris. A PPP-től való eltérés és a LOP eltérésének vizsgálatánál is azt feltételezzük, hogy a reálárfolyam egy stationer adatgeneráló folyamatból származik, azaz az egyensúlyi szinthez való visszatérés konstans sebességű. De a tesztelések során kiderült, hogy ez nem így van. Továbbá az empirikus tesztek alapján kivehető, hogy a LOP hosszú távon érvényesül.

A feltételek további sérülése – úgymint tranzakciós költségek, szállítási költségek, vámok, nem vámjellegű korlátozások jelenléte – további eltérésekhez vezet a PPP-től (Ricci et al. 2013). A harmadik feltétel, hogy az áruk homogének legyenek. Sajnos több vizsgálat szembesült azzal a problémával, hogy viszonylag homogén áruk vizsgálata esetén sem állt fenn a LOP (Engel 1993), azaz ennek a feltételnek a sérülése is csak részben magyarázza a PPP bizonytalan igazolását. Az áruipiacok és tőkeipiacok eltérése is nagymértékű volatilitást okozhat a nominális árfolyamban. Mivel az áruipiacokon

rövid távon az árak ragadósak, ezzel szemben az árfolyam gyorsan alkalmazkodik az új információkhoz. Így rövid távon az árfolyam túllendülhet a hosszú távú egyensúlyi szintjén, ezért a PPP csak hosszú távon érvényesülhet (*Dornbusch 1976*).

### 3.2. Az árindek megválasztásának problémája

Egy másik ok az egyes javak árának aggregálásával kapcsolatos. Mivel a PPP-t az egyes áruk árából képzett árindekkel teszteljük, ezért az indexekkel kapcsolatos összes probléma felmerül.

Rögtön az első kérdés, hogy milyen árindeket alkalmazzunk a teszteléshez. A casseli megközelítés olyan árindeket javasolt, amely az általános árszínvonalat reprezentálja, mivel nem tartotta fontosnak, hogy az alkalmazott árindek ne foglalja magába a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk árát (*Mark 2001*). Ezt a megközelítést többen is követték, többek között *Frenkel (1978)*, aki szerint a PPP tesztelések az áraknak a valuták belső értékét kell tükrözni, és ez nem csak a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát jelenti. Kifejezetten a teljes árszínvonalat reprezentáló indexszel kell elvégezni a PPP-vel kapcsolatos vizsgálatokat. Az irodalom nagy része így a fogyasztói árindeket (*Consumer Price Index – CPI*) alkalmazta a vizsgálatok során (*Hakkio 1984; Abuaf–Jorion 1990; Kim–Lima 2010*).

Akik inkább azt a nézetet képviselték, hogy a PPP elsősorban a kereskedelmi forgalomba kerülő árukra teljesül (*Officer 1986; Sarno–Chowdhury 2003*), többnyire a termelői árindeket (*Producer Price Index – PPI*, vagy *Wholesale Price Index – WPI*) alkalmazták a vizsgálataik során (*Cheung–Lai 1993; Wu 1996; Lafrance et al. 1998; Erdey–Földvári 2009*).

De vannak olyanok is, akik saját maguk állítottak elő árindeket, hogy az minél kevésbé tartalmazza a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk árát. Például ezt szem előtt tartva *Sarno és Chowdhury (2003)* negyedéves árindeket készített hat országra: Németország, Franciaország, Olaszország, Nagy-Britannia, Japán, Amerikai Egyesült Államok.

A másik probléma az egyes országok árindexeiben szereplő árukosarak különbözősége, illetve közel hasonló árukosár alkalmazása esetén is valószínűleg az árukosarakban szereplő javak különböző súlyllyal szerepelnek az árindekben az egyes országok eltérő fogyasztási szokásainak köszönhetően. Az elérhető áruk köre is eltérhet országonként, holott az elmélet hasonló áruk és árukosarak összehasonlítását javasolja. Minél nagyobb az eltérés a súlyokban, annál nagyobb lesz az eltérés a PPP-től, még akkor is, ha a LOP fennáll az egyes árukra. Az árukosarak különbözőségénél ugyanez a helyzet. Nem várhatjuk, hogy különböző árukosarak árindexe egyenlő legyen azonos valutában kifejezve (*Rogoff 1996; Marsh et al. 2012*).

Voltak próbálkozások, melyek megkísérelték kiküszöbölni a felmért árukosarak különbözőségéből származó problémát. *Summers és Heston (1991)* magából a megbecsült abszolút PPP-kből készített adatbázist a „Nemzetközi Összehasonlítási Prog-

ram” (*International Comparison Programme* – ICP) keretében, ezért az irodalomban ICP adatbázisként hivatkoznak rá. Az adatbázis előnye, hogy azonos árukосарakat használtak a becslés során az egyes országok esetén. De sajnos komoly hátránya, hogy nem rendszeresen gyűjtötték össze az adatokat (1970-től öt évenként), ezért az adatbázis sok extrapolációt tartalmaz, illetve kevés országra közöltek információt.

Az áruk közötti minőségbeli eltéréseknek is szerepe van a PPP nehézkes empirikus igazolásában, viszonylag hasonló áruk esetén is (*Rogoff 1996; Marsh et al. 2012*).

### 3.3. A Balassa–Samuelson-hatás modellbe foglalása

A nominális árfolyam hosszú távú PPP-től való eltéréseinek az egyik legnépszerűbb magyarázata a *Balassa (1964)*<sup>2</sup> és *Samuelson (1964)* által kidolgozott Balassa–Samuelson-modell<sup>3</sup> a szektorok közötti termelékenységekülönbségekkel kapcsolatban. Állításuk szerint a gazdag országokban magasabb a munkatermelékenység, és ez a termelékenységekülönbség elsősorban a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában jellemző. A modell szerint, ha azonos valutában fejezzük ki az országok árszintjeit (például dollárban), akkor a gazdag országoknak magasabb az árszínvonala, mint a szegényeknek, azaz pozitív kapcsolatot találtak az egy főre jutó jövedelem és az árszínvonal között<sup>4</sup>.

Szerintük ennek a jelenségnek az az oka, hogy a gazdag országok relatíve termelékenyebbek a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában, mint a szegény országok. Így utóbbiakban az alacsony termelékenység miatt alacsonyak a bérek a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában, ami relatíve alacsony árat eredményez a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk szektorában is – még akkor is, ha itt a termelékenységük ugyanakkora, mint a gazdag országokban. A gazdag országokban a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában magas bérek alakulnak ki, ami magas bérekhez vezet a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk szektorában is, noha a termelékenység ott nem nagyobb, mint a szegény országokban. Így a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk drágábbak a gazdag országokban, mint a szegényekben (*Balassa 1964; Samuelson 1964*).

2 Balassa Béla 1964-es munkáját (*Balassa 1964*) magyarul olvashatjuk *Darvas és Halpern (1998)* tanulmánykötetében.

3 A modellre az irodalomban Harrod–Balassa–Samuelson-hatásként is hivatkoznak, többnyire *Harrod (1933, 1939)* munkái alapján.

4 *Kravis és Lipsey (1983)*, illetve *Bhagwati (1984)* is kidolgozott egy modellt, amelyben szintén arra a következtetésre jutnak, hogy a gazdag országok árszínvonala magasabb a szegény országok árszínvonalánál. Ők abból a feltételezésből indulnak ki, hogy a tőke–munkaerő-arány a gazdag országokban nagyobb (a nem tőkés tőkeáramlás miatt), így magasabb a bérrátájuk a szegény országokhoz képest. A munkaerő relatíve olcsóbb a szegény országokban, a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk pedig munka-intenzívek. A végkövetkeztetés ugyanaz, mint a Balassa–Samuelson-modellben.

A modellből látható, hogy ebben a koncepcióban a PPP elsősorban a kereskedelmi forgalomba kerülő árukra érvényesül. Tekintsünk egy kétszektoros kis nyitott gazdaságot, amely a kereskedelmi forgalomba kerülő és a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk szektorából áll. Legyen két termelési tényező: a munka és a tőke. A modellben tökéletes tőkeáramlásról beszélhetünk az egyes országok között, de a munkaerő immobil a nemzetközi forgalomban. A kis nyitott ország számára a világkamat adott, ami meghatározza a béreket a határköltségek kiegyenlítődése és a világpiacon ár által. A szektorok között tökéletes a tényezőáramlás (mind a munka, mind a tőke esetén), ami biztosítja a tényezőárak kiegyenlítődéset a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk és a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk szektorában, azaz a munkabérek egyenlők lesznek a két szektorban (*De Gregorio–Wolf 1994*). Legyen a teljes árszínvonal egy Cobb–Douglas függvény által formalizálva. Ekkor a hazai és a külföldi árszínvonal a következő:

$$P = (P^T)^\alpha \cdot (P^{NT})^{1-\alpha} \quad (4)$$

$$P^* = (P^{T*})^\alpha \cdot (P^{NT*})^{1-\alpha} \quad (5)$$

ahol  $P^T$  a kereskedelmi forgalomba kerülő javak ára (traded goods),  $P^{NT}$  a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak ára (nontraded goods),  $\alpha$  az egyes szektorok árszínvonalának részesedése a teljes árszínvonalban, a csillag a külföldi ország változóit jelöli. Az egyszerűség kedvéért legyen  $\alpha = \alpha^*$ . Vegyük a hazai és a külföldi árszínvonal logaritmusát:

$$p = \alpha p^T + (1-\alpha)p^{NT} \quad \text{és} \quad (6)$$

$$p^* = \alpha p^{T*} + (1-\alpha)p^{NT*} \quad (7)$$

ekkor az árszínvonalak a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő javak árainak súlyozott átlagaként állnak elő. Ebben a koncepcióban a reálárfolyam logaritmusát a következőképpen dekomponálhatjuk:

$$q = (e + p^{T*} - p^T) + (1-\alpha)(p^{NT*} - p^{T*}) - (1-\alpha)(p^{NT} - p^T) \quad (8)$$

$$q = q^T + (1-\alpha)(p^{NT*} - p^{T*}) - (1-\alpha)(p^{NT} - p^T) \quad (9)$$

ahol  $q^T$  a kereskedelmi forgalomba kerülő javakra érvényes reálárfolyam. Ebben az esetben a PPP csak a kereskedelmi forgalomba kerülő javakra érvényesül, így az a következő formában írható fel:

$$e = p^T - p^{T*} \quad (10)$$

A (8) egyenletből látható, hogy ha a PPP-től való eltérés nulla ( $e + p^{T*} - p^T = 0$ ), akkor a reálárfolyamot teljes mértékben a kereskedelmi forgalomba nem kerülő és kerülő javak relatív ára határozza meg.

Természetesen a modellt a termelékenységek bevonásával is felírható. Legyen a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő javak ára a hazai országban:

$$P^T = \frac{W}{A^T} \text{ és} \quad (11)$$

$$P^{NT} = \frac{W}{A^{NT}} \quad (12)$$

illetve külföldön:

$$P^{T*} = \frac{W^*}{A^{T*}} \text{ és} \quad (13)$$

$$P^{NT*} = \frac{W^*}{A^{NT*}} \quad (14)$$

ahol  $W$  és  $W^*$  jelöli a hazai és a külföldi béreket,  $A$  pedig a termelékenységet az egyes szektorokban belföldön és külföldön, az eddigi jelöléseknek megfelelően. A kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő áruk relatív ára arányosan változik a termelékenységek különbségeivel:

$$\frac{P^{NT}}{P^T} = \frac{A^T}{A^{NT}}$$

logaritmizálva:

$$p^{NT} - p^T = a^T - a^{NT} \quad (15)$$

ahol a kisbetűk továbbra is a változók logaritmusait jelölik. Ekkor a reálárfolyam logaritmusát a következőképpen írható fel:

$$q = q^T + (1 - \alpha)(a^{T*} - a^{NT*}) - (1 - \alpha)(a^T - a^{NT}) \quad (16)$$

$$q = (e + (w^* - a^{T*}) - (w - a^T)) + (1 - \alpha)(a^{T*} - a^{NT*}) - (1 - \alpha)(a^T - a^{NT}) \quad (17)$$

ahol  $e_i + (w_i^* - a_i^{T*}) - (w_i - a_i^T)$  a kereskedelmi áruk szektorában az egységnyi munkaerő költségei különbsége azonos valutában kifejezve,  $a^{T*} - a^{NT*}$  és  $a^T - a^{NT}$  pedig a termelékenységek különbségei a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő javak szektorai között külföldön és belföldön (Hsieh 1982).

Tegyük fel, hogy megnő a termelékenység a kereskedelmi forgalomba kerülő javak szektorában. Mivel tökéletes versenyt feltételezünk, ezért a kereskedelmi forgalomba kerülő javak ára rögzített, és a határköltségükön egyenlítődnek ki. A szektorokban a tényezőárak adottak, így a termelékenység a kereskedelmi forgalomba nem kerülő



javak szektorában meghatározza a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árát. Minden más tényező változatlansága mellett a kereskedelmi forgalomba kerülő javak szektorának magasabb termelékenysége magasabb bért is eredményez ebben a szektorban, és a szabad tényezőáramlás miatt a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak szektorában is. Emiatt megnő a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak ára ( $p^{NT} \uparrow$ ), ami reálfelértékelődést okoz a hazai ország valutájában (*De Gregorio–Wolf 1994*). Tehát a Balassa–Samuelson-modell szerint a szegény országok (a gyors növekedési rátájú országok<sup>5</sup>) valutája felértékelt.

A Balassa–Samuelson-hatás nem igazolható egyértelműen, találunk mellette és ellene szóló empirikus tanulmányokat is. *Officer (1976)* szerint a termelékenységkülönbségek nem magyarázzák jelentős részét a reálárfolyam varianciájának az általa vizsgált fejlett iparosodott országoknál. Ezzel ellentétben *Hsieh (1982)* azt találta, hogy a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő áruk szektora közötti munkatermelékenység-eltérések jól magyarázzák az árfolyam PPP-től való eltérését. A márka és a jen árfolyamát vizsgálta meg 1954 és 1976 között úgy, hogy a külföldi ország változóit súlyozott átlaggal számították ki, az adott országok főbb kereskedelmi partnereinek változóiból. A Balassa–Samuelson-hatást többnyire egy fejlett és egy fejletlen ország valutája között vizsgálják, de vizsgálható két fejlett ország között is. *Marston (1986)* a jen–dollár árfolyam esetén vizsgálta meg a relatív termelékenységkülönbségek reálárfolyamra és relatív bérnövekedésre gyakorolt hatását 1973 és 1983 között. A vizsgált időszakban a japán kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában gyorsabb termelékenységnövekedést tapasztalt, mint az USA hasonló szektorában. A tanulmány becslése szerint egy általános árindexen (GDP deflátor, CPI) alapuló reálárfolyamnak 38 százalékkal kellett volna esnie a „kereskedhető” szektor munka egységköltségén alapuló reálárfolyamhoz képest, hogy az USA kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorának versenyképessége megmaradjon. Az amerikai reál és nominális béreknek szintén csökkennie kellett volna, hogy helyreállítsák az amerikai versenyképességet a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában.

További sikereket ért el a termelékenységkülönbségek reálárfolyamra gyakorolt hatásának igazolásában *Marston (1990)*, *De Gregorio és Wolf (1994)*, *Strauss (1996)*, *Chinn és Johnston (1996)*, valamint *Chinn (1997b)*. *De Gregorio és Wolf (1994)* nemcsak a termelékenységkülönbségek változását, de a külkereskedelmi cserearány változás hatását is vizsgálta. Ezeket egy modellben foglalta össze, így egyszerre vizsgálhatta a két tényező hatását a reálárfolyamra. Mindkét tényező szignifikánsan befolyásolta a reálárfolyamot.

*Canzoneri és szerzőtársai (1999)* OECD országokat vizsgáltak meg panelbecsléssel (FM-OLS). Munkerő-termelékenységekkel becsülték meg a Balassa–Samuelson-

5 A modell dinamikus szemléletű leírását *Rogoff (1992)* és *Mark (2001)* írásában olvashatjuk részletesen.

hatást, ami szignifikánsnak bizonyult, és a kapcsolat is megfelelő irányú volt. De a kereskedelmi forgalomba kerülő árukra nem tudták igazolni a PPP-t, mert bár találtak kointegrációt, a becslült változók előjelei nem az elmélet által javasoltak voltak. Így a Balassa–Samuelson-hatás igazolása nem volt maradéktalanul sikeres. *Lee és Tang (2007)* 12 OECD országból összeállított adatbázist vizsgált meg FM-OLS (teljesen módosított legkisebb négyzetek módszere) és DOLS (dinamikus legkisebb négyzetek módszere) panelbecsléssel. A becslések során a termelékenységet kétféleképpen is proxizták: a munkatermelékenységgel és a teljes tényező termelékenységgel (*total factor productivity* – TFP). A munkatermelékenységgel az irodalomban hagyományosnak számító eredményt kapták: a magasabb munkatermelékenység hajlamos felértékelni a reálárfolyamot. Viszont a teljes tényező termelékenységgel becslve a modellt ellentétes eredményre jutottak: ekkor a magasabb TFP hatására a reálárfolyam leértékelődött, és ez inkább az adott országok kereskedelmi forgalomba kerülő áruinak relatív árán keresztül valósult meg ( $q_t^T$ -n keresztül), mintsem – a hagyományos szemlélet szerint – a kereskedhető és nem kereskedhető áruk relatív árán keresztül. Tehát a kapcsolat érzékenynek bizonyult a termelékenység mérésére.

*Lothian és Taylor (2008)* is bizonytalan a tekintetben, hogy a vizsgált font–dollár és frank–font reálárfolyamok közül csak a font–dollár esetén találtak szignifikáns Balassa–Samuelson-hatást. De szerintük ennek az lehet az oka, hogy a francia és a brit ipari termelékenység, illetve technológiai fejlődés között nincs olyan nagymértékű különbség, mint az amerikai és a brit ipari termelékenység között. Éves adatokon becsültek ESTAR (*Exponential Smooth Transition Autoregressive*) modelleket, a font–dollár esetén 1820-tól 2001-ig, a frank–font esetén 1820-tól 1998-ig. Az időhorizont függvénye, hogy a reálárfolyam-változásoknak hány százalékát magyarázza a Balassa–Samuelson-hatás. Egy év esetén ez nagyon kevés, hét év esetén a 9 százalékát, a teljes mintaidőszak alatt körülbelül a reálárfolyam-változások 40 százalékát magyarázzák a relatív termelékenységkülönbségek. Ellenben mindkét árfolyamnál szignifikáns nemlineáris alkalmazkodási folyamatot tapasztaltak az adott reálárfolyam egyensúlyi szintjéhez. *Ricci és szerzőtársai (2013)* panelben vizsgálták meg 48 fejlett és fejlődő országot 1980 és 2004 között, éves adatokon, FM-OLS és DOLS panelbecslési módszerekkel. Bár a termelékenységkülönbségek szignifikáns hatást gyakoroltak a reálárfolyamra, a hatás meglehetősen kicsi a többi megvizsgált tényezőéhez képest (külföldi eszközfelhalmozás, kormányzati kiadások, kereskedelmi korlátozások). Valamelyest biztató, hogy *Bergin és szerzőtársai (2006)* megállapították: a Balassa–Samuelson-hatás időben változik. Egyrészt, mert a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk részesedése egyre nő, másrészt valószínűleg a termelékenység javulása is eltérő az egyes időszakokban.

Valójában az is nehezíti a Balassa–Samuelson-modell igazolását, hogy sok esetben nem olyan egyszerű szétválasztani a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő javakat (például egy kereskedelmi forgalomba kerülő árunak lehet szolgáltatás-intenzív az inputja). Másrészt a modell feltételezi, hogy a szolgáltatások relatíve

munka-intenzívek, és nem kerülnek kereskedelmi forgalomba, de ez nincs mindig így – például a pénzügyi szolgáltatás a bankokon keresztül külkereskedelmi forgalomba kerül, a szállítmányozás pedig meglehetősen tőke-intenzív (Mark 2001). Illetve valószínű, hogy a kereskedelmi forgalomba kerülő javak szektorában bekövetkező termelékenység-növekedésnek nagyobb hatása van az egyes országok közötti kereskedhető áruk árára, mint a kereskedhető és nem kereskedhető áruk relatív árára egy országon belül (Chinn 2012).

### 3.4. Egyéb változók modellbe foglalása

De a kereskedhető és a nem kereskedhető áruk relatív árát a termelékenységekülönbségeken kívül más tényezők is befolyásolhatják. Nemcsak kínálati, de keresleti tényezők is indukálhatnak relatív árváltozást. Hosszú távon a fogyasztók preferenciái megváltozhatnak, eltolódhatnak a szolgáltatások felé, azaz a fogyasztók előnyben részesíthetik a szolgáltatásokat más javakkal szemben. A szolgáltatásokról pedig általában feltételezzük, hogy nem kerülnek kereskedelmi forgalomba, ez pedig növekedést okozhat a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árában (Chinn 2012).

Rövid távon a közösségi szolgáltatásokra fordított kormányzati kiadások is módosíthatják a relatív árakat (Froot–Rogoff 1991; Rogoff 1992; De Gregorio et al. 1994; Alesina–Perotti 1995; Chinn 1997a, 1999; Ricci et al. 2013). Illetve a hosszan tartó folyó fizetési mérleg hiány és a hosszú távú reálárfolyam-leértékelődés között is lehet kapcsolat empirikus tanulmányok szerint (Hooper–Morton 1982; Obstfeld–Rogoff 1994; Bayoumi et al. 1994; Krugman 1990; Ricci et al. 2013). Lane és Milesi-Ferretti (2002) két lépésben vizsgálták meg a lehetséges hatást. Először megfigyelték a nemzetközi nettó eszközpozíció és a külkereskedelmi mérleg közötti, majd a külkereskedelmi mérleg és a reálárfolyam közötti kapcsolatot. Végül a külkereskedelmi mérleg és a hosszú távú reálárfolyam között negatív kapcsolatot mutattak ki.

## 4. Következtetések

Bár a Balassa–Samuelson-modell és több tényező (például kormányzati kiadások, külkereskedelmi cserearány vagy nettó eszközpozíció) bevonása az empirikus modellekbe választ ad arra, miért fordulhat elő az, hogy a PPP bizonyos esetekben nem áll fenn a teljes árszínvonalra, de azt nem tudja megmagyarázni, hogy a kereskedelmi forgalomba kerülő árukra egyes esetekben miért nem áll fenn a PPP.

Rogoff (1996) szerint az egyik jelentős ok az lehet, hogy a nemzetközi árupiacok még nem olyan integráltak, mint a hazaiak (felmerülnek szállítási költségek, vámok, nem vám jellegű korlátozások, információs költségek, illetve a munkaerő is kevésbé mobil az országok között). Másrészt az empirikus irodalomból kitűnik, hogy nem mindegy, milyen módszertani eljárással becsüljük meg a PPP-t. A PPP kétféleképpen

tesztelhető. Egyrészt vizsgálható a nominális árfolyam és az árszínvonalak együttmozgása, illetve ezekre a változókra futtathatók különböző becslési eljárások. Másrészt vizsgálható, hogy a reálárfolyam visszatér-e egy hosszú távú egyensúlyi szinthez. Ekkor tulajdonképpen a PPP-től való eltérést teszteljük:  $q = e - p + p^*$ , ahol  $q$  jelöli a reálárfolyam logaritmusát. Látható, hogy ha nincs eltérés a PPP-től, akkor  $q = 0$ . Praktikusan ekkor a reálárfolyam stacionaritását tesztelik (Chinn 2012).

Mindkét megközelítéshez megfelelő módszertani eljárás alkalmazása szükséges. Egyrészt kiderült, hogy a PPP egy hosszú távú összefüggés a nominális árfolyam és az adott két ország árszínvonala között (Lothian 1997), melyet kointegrációs eljárással érdemes közelíteni. Ezt Engle és Granger úttörő munkája az ökonometria terén lehetővé is tette (Engle–Granger 1987). Másrészt az idősoros tesztelesek eredményei sok esetben nem támasztották alá a modell állítását (Krugman 1978; Frenkel 1981; Meese–Rogoff 1983), ellenben a panelmódszer alkalmazása a PPP empirikus igazolásában több pozitív eredményt hozott (Papell 2002; Im et al. 2005; Pedroni 2004).

Ha pedig közvetetten, a reálárfolyam vizsgálatával teszteljük a PPP-t, akkor számolnunk kell vele, hogy a PPP-től való eltérések különböző nagyságúak, és az alkalmazkodási folyamat nemlineáris: minél nagyobb az eltérés a PPP-től, annál gyorsabb az alkalmazkodás egy egyensúlyi reálárfolyamhoz (Taylor 2001, 2002; Jiang et al. 2016). Az empirikus irodalom eredményei alapján az ilyen teszteleseknél ESTAR (Exponential Smooth Transition Autoregressive Model) modellekkel érdemes dolgozni, mert az átmenet folyamatosabb (Lothian–Taylor 1996; Michael et al. 1997), mint a LOP tesztelése esetén, ahol a TAR (Threshold Autoregressive Model) modellek alkalmazása javasolt (Sarno et al. 2004).

Az ilyen típusú nemlineáris modellek (STAR modellek) lényege, hogy véges számú lineáris rezsimet feltételeznek, s a rezsimék közötti átmenetet egy átmeneti függvény határozza meg<sup>6</sup> (Teräsvirta 1998). Például az egyik legnépszerűbb átmeneti függvény  $G(s_t, \gamma, c)$ , ahol  $s_t$  egy átmeneti változó (kapcsoló), amely átbillenti a folyamatot egyik rezsimből a másikba. Ez általában egy késleltetett endogén változó, vagy a késleltetett endogén változók egy függvénye, de akár exogén változó vagy egy lineáris trend is lehet.  $\gamma$  az átmenet folyamatosságát jelölő paraméter;  $c$  pedig egy küszöbérték, amely érték elérése esetén megtörténik a rendszerek közötti váltás (van Dijk et al. 2002). Különböző átmeneti függvények választása esetén különböző rendszerváltási viselkedéseket kapunk. Ez alapján a STAR modelleknek két interpretációja lehetséges: beszélhetünk LSTAR (Logistic Smooth Autoregressive Model) és ESTAR modellekről. Az LSTAR modellek esetén a választott átmeneti függvény egy logisztikus függvény, míg ESTAR modelleknél exponenciális függvényt

6 Két nemlineáris modellcsaládról beszélhetünk: STAR modellekről és Markov-rezsimváltó modellekről. A STAR modellek esetén egy megfigyelt változó függvényében változnak az autoregresszív modell paraméterei, a Markov-rezsimváltó modelleknél egy látens (nem megfigyelhető) változó függvényében változnak az adott modell paraméterei (Darvas–Schepp 2007:503).

alkalmazunk átmeneti függvényként. Az LSTAR modellek egyik speciális fajtája a TAR modell, amelynél az átmeneti függvény egyfajta dummyként működik, ekkor a rendszerek azonnali váltását tapasztaljuk a küszöbérték elérésekor (*van Dijk et al. 2002*). A modellek előnye, hogy több rezsimit is képesek azonosítani, illetve az egyes rezsimekbe történő különböző átmeneti viselkedések az átmeneti függvény megfelelő megválasztásával megragadhatók, alkalmazásuk VAR modellekre és panelbecslési eljárásokra is kiterjeszhető.

*Michael és szerzőtársai (1997)* a két világháború közötti havi adatokon és két évszázadot átívelő éves adatokon igazolták a reálárfolyam nemlineáris alkalmazkodását egy ESTAR modellkeretben. *Taylor (2001)* szimulációkkal igazolta, hogy a tranzakciós költségek jelenléte a reálárfolyam nemlineáris alkalmazkodásához vezethet. *Jiang és szerzőtársai (2016)* nemlineáris küszöbérték egységgyök tesztet alkalmaztak tíz kelet-közép-európai ország reálárfolyamának vizsgálatakor. A konvergencia vizsgálata Taylor-szabályon alapult. Hét kelet-közép-európai ország esetén találtak igazolást a PPP mellett, illetve megállapították, hogy a nemlineáris egységgyök tesztnek nagyobb az ereje, mint a lineáris változatának, ha a tényleges adatgeneráló folyamat egy stationer nemlineáris folyamat.

Ezek alapján úgy tűnik, a módszertan megválasztása kiemelkedő jelentőséggel bírhat a PPP empirikus igazolásában, azaz a vásárlóerő-paritási rejtély feloldásában.

## Hivatkozások

- Abuaf, N. – Jorion, P. (1990): Purchasing power parity in the long run. *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 1:157–174.
- Alesina, A. – Perotti, R. (1995): Taxation and Redistribution in an Open Economy. *European Economic Review*, Vol. 39, No. 5:961–979.
- Balassa, B. (1964): The Purchasing Power Parity Doctrine: a Reappraisal. *Journal of Political Economy*, Vol. 72, No. 6:584–596.
- Bayoumi, T. – Clark, P. – Symansky, S. – Taylor, M. (1994): The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies. IMF Working Paper, No. 94/17:1–42.
- Bergin, P. – Glick, R. – Taylor, A. M. (2006): Productivity, tradability, and the long-run price puzzle. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, No. 8:2041–2066.
- Bhagwati, J. (1984): Why Are Services Cheaper in Poor Countries? *The Economic Journal*, Vol. 94, No. 374:279–286.
- Burstein, A. T. – Neves, J. C. – Rebelo, S. (2003): Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 6:1189–1214.

- Canzoneri, M. – Cumby, R. – Diba, B. (1999): Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries. *Journal of International Economics*, Vol. 47, No. 2:245–266.
- Cassel, G. (1921): *The World's Monetary Problem*. Constable, London.
- Cassel, G. (1922): *Money and Foreign Exchange After 1914*. Macmillan, New York.
- Cassel, G. (1928): *Post-war monetary stabilization*. Columbia University Press, New York.
- Cheung, Y. W. – Lai, K. S. (1993): Long-run purchasing power parity during the recent float. *Journal of International Economics*, Vol. 34, No. 1-2:181–192.
- Chinn, M. D. (1997a): Sectoral Productivity, Government Spending and Real Exchange Rates: Empirical Evidence for OECD Countries. NBER Working Paper, No. 6017:1–38.
- Chinn, M. D. (1997b): Whither the yen? Implications of an intertemporal model of the Yen/Dollar rate. *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 11, No. 2:228–246.
- Chinn, M. D. (1999): Productivity, Government spending and the real exchange rate: evidence for OECD countries. In: MacDonald, R. – Stein, J. (eds.) (1999): *Equilibrium Exchange Rates*. Kluwer Academic Publishers, Boston:163–190.
- Chinn, M. D. (2012): Macro Approaches to Foreign Exchange Determination. In: James, J. – Marsh, I. W. – Sarno, L. (eds.) (2012): *Handbook of exchange rates*, John Wiley & Sons Inc., Hoboken, New Jersey:45–71.
- Chinn, M. D. – Johnston, L. (1996): Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries. NBER Working Paper No. 5709:1–36.
- Darvas Zsolt – Halpern László (szerk.) (1998): *Árfolyamelmélet*. Osiris Kiadó, Láthatatlan Kollégium, Budapest.
- Darvas Zsolt – Schepp Zoltán (2007): Kelet-közép-európai devizaárfolyamok előrejelzése határidős árfolyamok segítségével. *Közgazdasági Szemle*, Vol. 65, No. 6:501–528.
- Davutyan, N. – Pippenger, J. (1991): Testing purchasing power parity: some evidence of the effects of transaction costs. *Econometric Reviews*, Vol. 9, No. 2:211–240.
- De Gregorio, J. – Giovannini, A. – Wolf, H. C. (1994): International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation. *European Economic Review*, Vol. 38, No. 6:1225–1244.
- De Gregorio, J. – Wolf, H. (1994): Terms of trade, productivity, and the real exchange rate. NBER Working Paper 4807:1–18.
- Dornbusch, R. (1976): Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6:1161–1176.
- Engel, C. – Rogers, J. H. (1996): How wide is the border? *American Economic Review*, Vol. 86, No. 5:1112–1125.

- Engel, C. (1993): Real Exchange Rates and Relative Prices? An Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 1:35–50.
- Engle, R. F. – Granger, C. W. J. (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2:251–276.
- Erdey, L. – Földvári, P. (2009): Do Purchasing Power and Interest Rate Parities Hold for the EUR/HUF Exchange Rate? A Time-series Analysis. *Acta Oeconomica*, Vol. 59, No. 3:289–306.
- Frenkel, J. A. (1978): Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s. *Journal of International Economics*, Vol. 8, No. 2:169–191.
- Frenkel, J. A. (1981): The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's. *European Economic Review*, Vol. 16, No. 1:145–165.
- Froot, K. A. – Rogoff, K. (1991): The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency. In: Fisher, S. – Blanchard, O. (eds.) (1990): *NBER Macroeconomics Annual*. MIT Press, Cambridge:269–317.
- Goldberg, P. K. – Knetter, M. M. (1997): Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 3:1243–1272.
- Hakkio, C. S. (1984): A Re-examination of purchasing power parity: a multicountry and multi-period study. *Journal of International Economics*, Vol. 17, No. 3-4:265–277.
- Harris, D. – Leybourne, S. – McCabe, B. (2005): Panel Stationarity Test for Purchasing Power Parity With Cross-Sectional Dependence. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, No. 4:395–409.
- Harrod, R. F. (1933): *International Economics*. Nisbet and Cambridge University Press, London.
- Harrod, R. F. (1939): An Essay in Dynamic Theory. *Economic Journal*, Vol. 49, No. 193:14–33.
- Hooper, P. – Morton, J. (1982): Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 1, No. 1:39–56.
- Hsieh, D. (1982): The determination of the real exchange rate: the productivity approach. *Journal of International Economics*, Vol. 12, No. 3-4:355–362.
- Huang, C-H. – Yang, C-Y. (2015): European exchange rate regimes and purchasing power parity: An empirical study on eleven eurozone countries. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 35, No. 1:100–109.
- Im, K. S. – Lee, J. – Tieslau, M. (2005): Panel LM unit-root tests with level shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3:393–419.
- Isard, P. (1977): How far can we push the "law of one price"? *American Economic Review*, Vol. 67, No. 5:942–948.
- Jiang, C. – Jian, N. – Liu, T-Y. – Su, T-W. (2016): Purchasing power parity and real exchange rate in Central Eastern European countries. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 44. No. 7:349–358.

- Kim, S. – Lima, L. R. (2010): Local persistence and the PPP hypothesis. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29, No. 3:555–569.
- Knetter, M. M. (1997): Why are Retail Prices in Japan so High? Evidence from German Export Prices. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 15, No. 5:549–572.
- Kravis, I. B. – Lipsey, R. E. (1983): Toward an explanation of national price levels. *Princeton Studies in International Finance*, No. 52. Princeton, In: International Finance Section, Department of Economics, Princeton University.
- Krugman, P. R. (1978): Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence. *Journal of International Economics*, Vol. 8, No. 3:397–407.
- Krugman, P. R. (1987): Pricing to market when the exchange rate changes. In: Arndt, S. W. – Richardson, J. D. (eds.) (1987): *Real-financial linkages among open economies*. MIT Press, Cambridge (MA):49–70.
- Krugman, P. R. (1990): Equilibrium Exchange Rates. In: Branson, W. H. – Frenkel, J. A. – Goldstein, M. (eds.) (1990): *International monetary policy coordination and exchange rate fluctuations*. University of Chicago Press, Chicago:159–187.
- Lafrance, R. – Osakwe, P. – St-Amant, P. (1998): Evaluating alternative measures of the real effective exchange rate. *Bank of Canada Working Paper*, No. 98-20:1–20.
- Lane, P. R. – Milesi-Ferretti, G. M. (2002): External wealth, the trade balance, and the real exchange rate. *European Economic Review*, Vol. 46, No. 6:1049–1071.
- Lee, J. – Tang, M.-K. (2007): Does productivity growth appreciate the real exchange rate? *Review of International Economics*, Vol. 15, No. 1:164–187.
- Lothian, J. R. (1997): Multi-country evidence on the behavior of purchasing power parity under the current float. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 1:19–35.
- Lothian, J. R. (2016): Purchasing power parity and the behaviour of prices and nominal exchange rates across exchange-rate regimes. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 69, No. 12:5–21.
- Lothian, J. R. – Taylor, M. P. (1996): Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries. *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 3:488–510.
- Lothian, J. R. – Taylor, M. P. (2008): Real Exchange Rates over the past Two Centuries: How Important Is the Harrod-Balassa-Samuelson Effect? *The Economic Journal*, Vol. 118, No. 532:1742–1763.
- Mark, N. C. (2001): *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods*. Wiley-Blackwell.
- Marsh, I. W. – Passari, R. – Sarno, L. (2012): Purchasing Power Parity in Tradeable Goods, In: James, J. – Marsh, I. W. – Sarno, L. (eds.) (2012): *Handbook of exchange rates*, John Wiley & Sons Inc., Hoboken, New Jersey:189–220.
- Marston, R. C. (1986): Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan. *NBER Working Paper*, No. 1922:1–36.



- Marston, R. C. (1990): Systematic movements in real exchange rates in the G-5: evidence on the integration of internal and external markets. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, No. 5:1023–1044.
- Meese, R. A. – Rogoff, K. S. (1983): Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics*, Vol. 14, No. 1-2:3–24.
- Michael, P. – Nobay, A. R. – Peel, D. A. (1997): Transaction Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 4:862–879.
- O’Connell, P. G. J. – Wei, S-J. (2002): The bigger they are, the harder they fall: retail price differences across U.S. cities. *Journal of International Economics*, Vol. 56, No. 1:21–53.
- Obstfeld, M. – Rogoff, K. (1994): The Intertemporal Approach to the Current Account. NBER Working Paper, No. 4893:1–75.
- Officer, L. H. (1976): Productivity bias and purchasing power parity: An econometric investigation. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, Vol. 23, No. 3:545–579.
- Officer, L. H. (1986): The Law of One Price Cannot be Rejected: Two Tests Based on the Tradeable/Non-tradeable Goods Dichotomy. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 8, No. 2:159–182.
- Papell, D. (2002): The great appreciation, the great depreciation, and the purchasing power parity hypothesis. *Journal of International Economics*, Vol. 57, No. 1:51–82.
- Parsley, D. C. – Wei, S-J. (1996): Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 4:1211–1236.
- Pedroni, P. (2004): Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, Vol. 20, No. 3:597–625.
- Ricci, L. A. – Milesi-Ferretti, G. M. – Lee, J. (2013): Real exchange rates and fundamentals: a cross-country perspective. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 45, No. 5:845–865.
- Richardson, J. D. (1978): Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. *Journal of International Economy*, Vol. 8, No. 2:341–351.
- Rogers, J. H. – Jenkins, M. (1995): Haircuts or hysteresis? Sources of movements in real exchange rates. *Journal of International Economics*, Vol. 38, No. 3-4:339–360.
- Rogoff, K. (1992): Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 10, No. 2:1–29.
- Rogoff, K. (1996): The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, No. 2:647–668.
- Samuelson, P. A. (1964): Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, No. 2:145–154.

- Sarno, L. – Chowdhury, I. (2003): The Behaviour of The Real Exchange Rate: Evidence From an Alternative Price Index. *Economic Notes*, Vol. 32, No. 3:295–333.
- Sarno, L. – Taylor, A. M. – Chowdhury, I. (2004): Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, No. 1:1–25.
- Sercu, P. – Uppal, R. – Van Hulle, C. (1995): The exchange rate in the presence of transaction costs: implications for tests of purchasing power parity. *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 4:1309–1319.
- Strauss, J. (1996): The cointegrating relationship between productivity, real exchange rates and purchasing power parity. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, No. 2:299–313.
- Summers, R. – Heston, A. (1991): The Penn World Table (Mark 5): an Expanded Set of International Comparisons, 1950–1988. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2:327–368.
- Taylor, A. M. (2001): Potential pitfalls for the purchasing power parity puzzle? Sampling and specification biases in mean reversion tests of the law of one price. *Econometrica*, Vol. 69, No. 2:473–498.
- Taylor, A. M. (2002): A century of purchasing power parity. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 1:139–150.
- Teräsvirta, T. (1998): Modelling economic relationships with smooth transition regressions. In: Dekker, M. (1998): *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York:507–552.
- van Dijk, D. – Teräsvirta, T. – Franses, P. H. (2002): Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey Of Recent Developments. *Econometric Reviews*, Vol. 21, No. 1:1–47.
- Wu, Y. (1996): Are real exchange rates nonstationary? Evidence from a panel data test. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, No. 1:54–63.

### ***Köszönetnyilvánítás***

*A szerző köszönetét fejezi ki Dr. Földvári Péternek útmutatásaiért, segítőkészségéért.*