

## Egy lehetséges megoldás a vásárlóerő-paritási rejtélyre: panel kointegráció

---

**Szabó Andrea,**

a Debreceni Egyetem egyetemi tanársegédje

E-mail:  
szabo.andrea@econ.unideb.hu

A vásárlóerő-paritás az egyik meghatározó modell a nemzetközi közgazdaságtanban, mely a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedését magyarázza. Empirikus érvényessége azonban vitatott kérdés, melyre *Rogoff* [1996] nyomán vásárlóerő-paritási rejtélyként hivatkoznak az irodalomban. Több javaslat született a modell javítására, illetve a vásárlóerő-paritás empirikus kudarcainak magyarázatára, de általában ezen elgondolások között nem szerepel hangsúlyosan a megfelelő módszertani eljárás megválasztása. A vásárlóerő-paritás hosszú távú egyensúlyi modell, ezért az ilyen típusú kapcsolatok megragadásához kointegrációs eljárás alkalmazása szükséges.

Mivel a panelben végzett becslések hatékonysága nagyobb a magasabb megfigyelésszámnak köszönhetően, ezért a vásárlóerő-paritás érvényességét három panelen, háromféle kointegrált panel becslési eljárással (dinamikus fixhatás-, csoportátlag- és összevont csoportátlag-becsléssel) vizsgálta a szerző. A dinamikus fixhatásbecslés mindhárom mintán igazolta a vásárlóerő-paritást. A legjobb eredményt (mely a legtöbb elméleti feltevésnek felel meg) az 1985. I. és 2011. IV. negyedév közötti panel mutatta.

TÁRGYSZÓ:

Vásárlóerő-paritási rejtély.  
Panel kointegráció.

DOI: 10.20311/stat2017.03.hu0256

A PPP (purchasing power parity – vásárlóerő-paritás) az egyik olyan árfolyam-modell, mely a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedését magyarázza, és a nemzetközi közgazdaságtanban is meghatározó szerepet tölt be, de empirikus igazolása vitatott kérdés. Ez a bizonytalan empirikus igazoltság az, amire PPP-rejtélyként utalnak az irodalomban. A PPP-nek rendkívül széles körű irodalma van, melyben változó eredmények figyelhetők meg: hol az elmélet megerősítésével, hol annak empirikus cáfolatával találkozhatunk az egyes tanulmányokban. Például nem talált igazolást a PPP-re többek között *Krugman* [1978], *Frenkel* [1981], *Harris–Leybourne–McCabe* [2005]. Az egyes időszakokban különböző módszertani eljárásokat lehet megfigyelni a tesztelésben: lineáris regressziós eljárások a nominális árfolyamra, a hazai és a külföldi árszínvonalra (*Frenkel* [1978]); egységgyöktesztek alkalmazása a reálárfolyamra (*Hakkio* [1984]); a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezésének vizsgálata a nominális árfolyam és az árszínvonalak között kointegrációs tesztek segítségével (*Mark* [1990]); illetve megfigyelhető a panelbe rendezett adatok tesztelése is (*Narayan* [2008]). Több magyar tanulmány is foglalkozott a témával, többek között *Erdey–Földvári* [2009], *Györfly* [2009], *Sebestyén* [1998]. Meg kell jegyezni, hogy bár klasszikus, az 1920-as években kialakult modellről van szó, a PPP empirikus érvényessége napjainkban is élénken kutatott téma (*Lothian* [2016], *Bahmani-Oskooee–Chang–Lee* [2016], *Huang–Yang* [2015], *Robertson–Kumar–Dutowsky* [2014], *He–Ranjbar–Chang* [2013], *Wu–Lee–Wang* [2011], *Chang et al.* [2011]). *Bahmani-Oskooee–Chang–Lee* [2016] tizenegy fejlődő országot vizsgált 1994 januárja és 2003 márciusa között, s erős támogatást talált a PPP mellett. *Lothian* [2016] három történelmi időszakban tanulmányozta a PPP-t panel adatokon, mely során szintén kedvező eredményekre jutott. *Wu–Lee–Wang* [2011] és *Chang et al.* [2011] is pozitív eredményeket kapott a PPP-re, de *Huang–Yang* [2015] tizenegy eurózónabeli ország esetén nem talált erős támogatást a PPP empirikus érvényessége mellett, illetve *He–Ranjbar–Chang* [2013] is csak a vizsgált országok felénél ért el pozitív eredményt: Magyarországnál, Csehországnál és Oroszországnál nem talált bizonyítékot a PPP fennállására. Láthatóan az újabb eredmények is változatosak a PPP empirikus érvényessége tekintetében.

Többféle elgondolás született a PPP javítására, illetve az empirikus kudarcok magyarázatára: a nem megfelelő árindexek megválasztása; a Balassa–Samuelson-hatás, valamint egyéb változók (például a közösségi szolgáltatásokra fordított kormányzati kiadásoknak [*Froot–Rogoff* [1991], *Ricci–Milesi-Ferretti–Lee* [2013]], a folyó fizetési mérleg pozíciójának [*Bayoumi et al.* [1994]]) modellbe foglalása; a feltételek teljesülésének vizsgálata; nemzetközi árupiacok integráltságának vizsgálata. Ugyanakkor meg kell említeni, hogy hosszú távú egyensúlyi modellről van szó, így a megfelelő mód-

szertan alkalmazása a tesztelés során nem elhanyagolható kérdés. Az 1980-as évek végéig a nem stacioner idősorok közötti hosszú távú kapcsolatok vizsgálata problémát okozott, majd *Engle–Granger* [1987]-es tanulmánya hozta meg az áttörést a kointegráció<sup>1</sup> fogalmának bevezetésével. Ettől kezdve a nem stacioner idősorok közötti hosszú távú kapcsolatok is vizsgálhatóvá váltak, ha azok között létezik kointegráció.

A nem megfelelő technikák alkalmazása hamis regresszióhoz vezethet, ezért a PPP-rejtély feloldásánál fontos az alkalmas módszertani eljárás megválasztása. Az idősoros egységgyök- és kointegrációs tesztek ereje alacsony, ezért az 1990-es években egyre inkább panelbe rendezett adatokon kezdték tesztelni a PPP-t, mivel ezáltal a tesztek és a becslések pontossága is növelhető a nagyobb megfigyelésszám révén. Így ebben a tanulmányban kointegrált panel becslési eljárásokkal vizsgáljuk meg a PPP empirikus érvényességét, feltételezve, hogy a megfelelő módszertan (kointegrációs eljárás) alkalmazása része lehet azon elgondolásoknak, melyek a PPP-rejtély feloldására törekednek.

## 1. A PPP és a PPP-rejtély

A PPP volt az első modell, amely a nominális árfolyamok viselkedését magyarázta. Az elmélet az 1920-as évek végén látott napvilágot *Gustav Cassel* munkássága nyomán (*Cassel* [1921, 1922, 1928]). Bár a klasszikusok is foglalkoztak ezzel a témával, úgy mint *John Stuart Mill*, *Viscount Goschen*, *Alfred Marshall*, *Ludwig von Mises*, de Cassel volt az első, aki empirikusan alkalmazható elméleti formába dolgozta át a vásárlóerő-paritás modelljét (*Rogoff* [1996]).

A PPP egyik fontos feltétele a LOP (law of one price – egységes ár elve) teljesülése. Eszerint ugyanannak az árunak ugyanaz az ára a különböző országokban, ha azonos valutában fejezzük ki azokat. Ha a különböző országokban eltérés mutatkozik egy adott áru árán, akkor arbitrázslehetőség nyílna a piacokon, amit a piaci szereplők kihasználnának, ezáltal pedig az árak kiegyenlítődnének. Tehát az áruarbitrázs az, ami az egyes áruk árát nemzetközileg kiegyenlíti. Ekkor az egységes ár elvének abszolút verziójáról beszélünk:

$$P_i = EP_i^*, \quad /1/$$

ahol  $P_i$  az  $i$ -edik áru ára a hazai országban hazai valutában kifejezve,  $P_i^*$  az  $i$ -edik áru ára a külföldi országban külföldi valutában kifejezve,  $E$  pedig a nominális árfolyam.

<sup>1</sup> A kointegrációról magyarul olvashatunk többek között *Kovács* [1989], *Kőrösi–Mátyás–Székely* [1990] és *Darvas* [2004] munkáiban.

lyam (a külföldi valuta ára hazai valutában). A LOP relatív verziója egy gyengébb feltételt jelent:

$$\frac{P_{it+1}}{P_{it}} = \frac{E_{it+1}}{E_{it}} \cdot \frac{P_{it+1}^*}{P_{it}^*}$$

vagy másképp:

$$\frac{E_{it+1}}{E_{it}} = \frac{P_{it+1}}{P_{it}} \cdot \frac{P_{it}^*}{P_{it+1}^*} \quad /2/$$

A /2/ egyenlet szerint a nominális árfolyam arányosan változik az  $i$ -edik áru relatív árának változásával. Látható, hogy az áruarbitrázs központi szerepet játszik a PPP teljesülésénél. De ahhoz, hogy az egységes ár elve érvényesüljön, további feltételeket kell tenni: a piacokon ne legyenek tranzakciós költségek (például szállítási költségek, adók, vámok, illetékek, egyéb nem vámjellegű akadályok), illetve a kereskedett áruk és szolgáltatások homogének legyenek, azaz ne legyen közöttük minőségi eltérés. Ha az említett feltételek az áruk elég széles körére teljesülnek, akkor azonos valutában kifejezve a megfelelő országok árszínvonalai egyenlők, vagy másképp, a nominális árfolyam meghatározható az adott két ország árszínvonalának hányadosaként (*Rogoff* [1996]). Az árszínvonalat az áruk széles körének aggregálásából kapjuk meg:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i P_i = E \sum_{i=1}^N \alpha_i P_i^* \quad /3/$$

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, illetve

a súlyok összege egy:  $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$  (*Marsh–Passari–Sarno* [2012]). Cassel eredetileg

abból a megfigyelésből indult ki, hogy az árfolyam két valuta relatív ára, illetve, hogy egyensúlyban a valuták relatív értékeinek a relatív vásárlóerejüket kell tükrözniük. A hazai valuta vásárlóereje  $\frac{1}{P}$ , a külföldi valuta vásárlóereje pedig  $\frac{1}{P^*}$ , így az

árfolyam  $E = \frac{P}{P^*}$  kell, hogy legyen (*Mark* [2001]). Erre az összefüggésre abszolút

PPP-ként hivatkozik az irodalom. Tekintsük a változók logaritmusát, akkor az abszolút PPP a következő alakban írható fel:

$$e = p - p^* \quad /4/$$

ahol a kisbetűk a változók logaritmusait jelölik. Mivel az abszolút PPP feltételei szigorúak, amik a valóságban gyakran nem teljesülnek, és a tesztelésnél különböző problémák merültek fel (úgy, mint az árindexek nemzetközi eltérései és adathiány), ezért a relatív PPP került előtérbe a vizsgálatok során. A relatív PPP a nominális árfolyam változását magyarázza a megfelelő országok árszínvonal-változásának (inflációjának) különbségével. Azaz a relatív PPP csak azt kívánja meg, hogy az árfolyam növekedési rátája egyenlítse ki a hazai és a külföldi árindexek növekedési rátái közötti különbséget (Rogoff [1996]). A relatív PPP a következő alakban írható fel:

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^*, \quad /5/$$

ahol a  $\Delta$  -ák a változást jelölik (például  $\Delta e_t = e_t - e_{t-1}$ ).

Kezdetben a PPP-t rövid távú eszközként kezelték, később a hosszú távú reál- és nominális árfolyam vizsgálatához használták. Vannak tanulmányok, melyek a nominális árfolyam és az árszínvonalak együttmozgását, és vannak, melyek a reálárfolyam visszatérését tanulmányozzák egy hosszú távú egyensúlyi szinthez. Ekkor tulajdonképpen a PPP-től való eltérést teszteljük:

$$q = e - p + p^*, \quad /6/$$

ahol  $q$  jelöli a reálárfolyam logaritmusát. Látható, hogyha nincs eltérés a PPP-től, akkor  $q = 0$ . Praktikusan ekkor a reálárfolyam stacionaritását vizsgálják. (Chinn [2012]) Ebben a tanulmányban a PPP-t a nominális árfolyam segítségével teszteljük.

Bárhogyan is tekintünk a PPP-re, tesztelésének rendkívül széles körű irodalma van, viszont a vizsgálatok sok esetben nem igazolták érvényesülését. Az irodalomban empirikus kudarcára, vagyis az árfolyam extrém mértékű rövid távú volatilitására és az árfolyam PPP szinthez való lassú visszatérésére Rogoff [1996]-os tanulmánya nyomán „PPP-puzzle-ként” hivatkoznak.

## 2. A PPP tesztelése kointegrált panel becslési eljárással: módszer

A következőkben azt teszteljük, hogy a megfelelő módszertani eljárás megválasztása esetén igazolható-e a PPP feltevései, azaz feloldható-e a PPP-rejtély. Mivel a PPP hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot ír le az árfolyam és a megfelelő árszínvonalak között, ezért a hosszú távú hatások megragadásához kointegrációs eljárás alkalmazása szükséges.

A teszteléshez panel adatokat állítottunk össze, mert az idősoros egységgyök- és a kointegrációs teszteknek alacsonyabb az erejük, mint a panelben alkalmazható megfelelőjüknek (*Shiller–Perron* [1985], *Otero–Smith* [2000]), illetve ezáltal a becslések pontossága is növelhető. A tesztelni kívánt empirikus modell bemutatását követően ismertetjük a tesztelés menetét és az alkalmazott módszereket.

## 2.1. A modell

A PPP szerint a nominális árfolyamot hosszú távon a hazai és a külföldi árszínvonal határozza meg. Így a tesztelt empirikus modell a következő:

$$e_{it} = \beta_1 p_{it} + \beta_2 p_t^* + u_{it}, \quad /7/$$

ahol  $p_{it}$  az  $i$ -edik ország árszínvonalának logaritmus a  $t$ -edik időpontban,  $p_t^*$  pedig az Egyesült Államok árszínvonalának logaritmus a  $t$ -edik időpontban, míg  $u_{it}$  fehérzajfolyamat. A PPP erős változata megkívánja, hogy  $\beta_1 = 1$  és  $\beta_2 = -1$  legyen, azaz feltételezi az egységnyi árrugalmasságot mind a hazai, mind a külföldi árindex esetén, tehát egyfajta szimmetria áll fenn. De esetünkben a PPP igazolásához megelégszünk azzal, ha a becsült együtthatók előjelei megfelelnek az elméleti feltételeknek, és mértékük közelíti a vártat. A PPP-re becsült panel hibakorrekciós modell:

$$\Delta e_{it} = \gamma(e_{it-1} - \beta_1 p_{it-1} - \beta_2 p_{t-1}^*) + \alpha_1 \Delta p_{it} + \alpha_2 \Delta p_t^* + u_{it}, \quad /8/$$

ahol  $\gamma$  az alkalmazkodási paraméter (hibakorrekciós együttható), a  $\beta$ -ák jelölik az árszínvonalak hosszú távú hatását a nominális árfolyamra,  $\alpha$ -ák pedig a rövid távú hatásokat.

## 2.2. Tesztelés menete

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat kointegrációs eljárás segítségével megragadható. A kointegráció fogalmát *Engle–Granger* [1987]-es munkájukban<sup>2</sup> határozták meg. Eszerint két nem stacioner folyamat kointegrált, azaz létezik köztük hosszú távú

<sup>2</sup> Az integráció és a kointegráció fogalmát már *Granger* [1981] definiálta.

egyensúlyi kapcsolat, ha van olyan lineáris kombinációjuk, mely stacioner.<sup>3</sup> De a kointegráció csak nem stacioner változók között értelmezhető, ezért meg kell vizsgálni a változóink integráltságának fokát. Mivel az egységgyöktesztek általában nagyon érzékenyek, ezért az eredmények robusztusságának ellenőrzésére több tesztet is alkalmaztunk: Fisher-ADF- (augmented Dickey–Fuller – kiterjesztett Dickey–Fuller), Fisher-PP- (Phillips–Perron), valamint Hadri-tesztet (*Maddala–Wu* [1999], *Hadri* [2000]). A Hadri-teszt az egyedüli, amelynek nullhipotézise a stacionaritás (alternatív hipotézise, hogy néhány egyed a panelben egységgyököt tartalmaz), a másik két teszt panel egységgyökteszt. A Fisher-féle tesztek kombinálják az  $i$ -edik keresztmetszeti egységre vonatkozó egységgyöktesztek  $p$ -értékeit, így tesztelik, van-e egységgyök a panel adatokban. Nullhipotézisük szintén az egységgyök feltételezése az idősorokban (*Maddala–Wu* [1999], *Baltagi* [2008]). A Fisher-ADF-tesztnél a segédregresszióban levő késleltetések számát automatikus módszerrel, Schwarz információs kritérium alapján határoztuk meg, a Fisher-PP- és a Hadri-tesztnél pedig Bartlett kernelt alkalmaztunk a lehetséges autokorreláció korrigálására. Több modellezési lehetőséget is megvizsgáltunk – *a*) az idősorok egyedi tengelymetszetet tartalmaznak; *b*) egyedi tengelymetszetet és trendet is tartalmaznak – annak érdekében, hogy lássuk, mennyire robusztusak az eredmények. A tesztek kiválasztását azok feltételei befolyásolták. A tesztek egy csoportja azonos autoregresszív struktúrát feltételez az egyes keresztmetszeti egyedek esetén, ami a valóságtól elég távol álló feltételezés. Az általunk választott tesztek ezt nem feltételezik, megengedik az idősorok eltérő autoregresszív struktúráját, kivéve a Hadri-tesztet (de jelenleg csak ez az egy szoftvercsomagok által támogatott panel stacionaritásteszt áll rendelkezésre).<sup>4</sup>

Mivel kointegrált panel becslési eljárásokat alkalmazunk, ezért feltételezzük, hogy a vizsgált változók között létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat. Ez panel kointegrációs tesztekkel ellenőrizhető, de ha a becslések során nem kapunk szignifikánsan negatív alkalmazkodási paramétert, akkor az a kointegráció hiányát fogja jelezni. Így nem tartjuk feltétlen szükségesnek a kointegráció tesztelését, egyrészt ellentétes eredményeket is kaphatunk a becslések eredményeivel, másrészt a tanulmánynak nem célja a PPP gyenge koncepcióban történő tesztelése.

A három panel esetén háromféle kointegrációs technikát alkalmaztunk a PPP-re: DFE- (dynamic fixed-effects estimation – dinamikus fixhatásbecslés), MG- (mean-group – csoportátlag) (*Pesaran–Smith* [1995]) és PMG- (pooled mean-group estimation – összevont csoportátlag) (*Pesaran et al.* [1999]) becslést. Így ellenőriz-

<sup>3</sup> Mivel empirikus tanulmányok alapján a gazdasági idősorok általában első fokon integráltak ( $I(1)$ ) (*Hendry–Juselius* [2000]), és kointegráltság esetén ezek lineáris kombinációjának alacsonyabb rendű integráltságúnak kell lennie, így két első fokon integrált folyamat lineáris kombinációja stacioner kell, hogy legyen. Egy általánosabb megfogalmazás a következő: legyen két  $I(d)$  ( $d > 0$ ) folyamat. Ekkor a két folyamat kointegrált, ha létezik olyan lineáris kombinációjuk, amely  $I(d-b)$  ( $d \geq b > 0$ ), azaz az így képzett folyamat integráltsági foka alacsonyabb (*Engle–Granger* [1987], *Darvas* [2004]).

<sup>4</sup> A panel egységgyöktesztek rövid bemutatását a szerző 2014-es tanulmánya (*Szabó* [2014]) is tartalmazza.

hető az eredmények robusztussága. A modellek igazolásában nem tekintjük feltételnek, hogy az arányossági hipotézis és a szimmetria hipotézise teljesüljön, bár megvizsgáljuk azokat. Ha a becült kointegrációs vektorokban az előjelek megegyeznek az elmélet által várt előjelekkel, és a változók együttthatóinak mértéke közelíti<sup>5</sup> a várt mértéket, akkor empirikusan igazoltnak tekintjük a PPP-t. A DFE-, az MG- és a PMG-becslés panel hibakorrekciós modellt becsül, mely során ezek az eljárások a hibakorrekciós együttthatókat is becslik. Így akkor tekintjük igazoltnak a PPP-t, ha van kointegráció – azaz kimutatható az alkalmazkodás az egyensúlyhoz –, a kointegrációs vektorban szereplő változók előjele megfelel az elméleti feltevéseknek, és az együttthatók mértéke közelít a vártnak. Ha létezik kointegráció, de az előjelek nem jók, azaz nem a PPP feltevéseit tükröző kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, akkor a PPP-t nem tekintjük empirikusan igazoltnak. Illetve, ha sikerült egy megfelelő kointegrációs vektort becsülni, de ehhez nem alkalmazkodik az árfolyam, akkor sem tekintjük igazoltnak a modellt.

A DFE, az MG és a PMG becslési eljárások elsősorban olyan nem stationer, heterogén panelek becslésére alkalmasak, amelyekben mind az időintervallum, mind a keresztmetszeti egyedek száma nagy. A DFE egy hagyományos fixhatásbecslés, míg az MG és a PMG viszonylag új eljárások, melyeket *Pesaran–Smith* [1995] és *Pesaran–Shin–Smith* [1999] fejlesztettek ki. A három becslési eljárás abban különbözik egymástól, hogy a becült paramétereket mennyire engedik változni a keresztmetszeti egyedek szerint. A DFE-becslés csak a tengelymetszetek heterogenitását engedi meg (például  $\Delta e_{it} = \alpha_{i0} + \gamma (e_{it-1} - \beta_1 p_{it-1} - \beta_2 p_{it-1}^*) + \alpha_1 \Delta p_{it} + \alpha_2 \Delta p_{it}^* + u_{it}$ ). Az MG-becslés az  $N$  keresztmetszeti egyed paramétereinek az átlagát illeszti (például  $\Delta e_{it} = \alpha_0 + \gamma (e_{it-1} - \beta_1 p_{it-1} - \beta_2 p_{it-1}^*) + \alpha_1 \Delta p_{it} + \alpha_2 \Delta p_{it}^* + u_{it}$ ), így ebben az esetben a tengelymetszetek, a meredekségi együttthatók és a reziduumok varianciája is változhat a keresztmetszeti egyedek szerint. A PMG-becslés esetén az összes keresztmetszeti egyednél azonosnak feltételezzük a kointegrációs vektort – azaz egyetlen közös kointegrációs vektort becsülünk –, de az alkalmazkodási paraméter és a rövid távú hatások (a tengelymetszetek, a rövid távú együttthatók és a reziduumok varianciái) egyedenként eltérhetnek (például  $\Delta e_{it} = \alpha_{i0} + \gamma_i (e_{it-1} - \beta_1 p_{it-1} - \beta_2 p_{it-1}^*) + \alpha_{i1} \Delta p_{it} + \alpha_{i2} \Delta p_{it}^* + u_{it}$ ). A PMG maximum likelihood módszerrel becsli meg a

<sup>5</sup> Mivel idősoros vizsgálatok esetén akár két számjegyű együttthatókkal is szembesülhetünk a becslés során, így pozitív eredménynek értékeltük, hogy a panelben végzett vizsgálatoknál valamennyi esetben egy számjegyű együttthatókat becsültünk. Abszolút értékben a legkisebb együtttható, melynél még igazoltnak tekintettük a vizsgált modellt, 0,798, a legnagyobb 2,097. De kaptunk abszolút értékben egyhez egészen közeli értékeket is, így ha szigorúbb kritériumrendszer alapján értékelnénk a becsléseket, akkor is találnánk empirikus igazolást a PPP empirikus érvényessége mellett, csak kicsit kevesebb esetben. Viszont, ha mind az arányosság, mind a szimmetria hipotézisének teljesülését megkövetelnénk az eredmények értékelésekor, akkor csak egy esetben tudnánk empirikusan igazoltnak tekinteni a PPP-t.



paramétereket (*Pesaran–Smith* [1995], *Pesaran–Shin–Smith* [1999]). De sajnos a DFE- és a PMG-beclés nem minden esetben ad konzisztens eredményeket. A DFE-beclés rákényszeríti a modellre a meredekségi együtthatók azonosságát, de ha a valóságban a meredekségi együtthatók heterogének, akkor a DFE-beclés inkonzisztens és torzított eredményekhez vezet. Ezen kívül a DFE-modell általában torzításnak van kitéve az endogenitás miatt, ami az egyenletek bal oldalán levő késleltetett függő változó és a hiba között van. A PMG-beclés pedig a hosszú távú hatások homogenitását kényszeríti az adatokra. Ha ez a restriktió igaz, akkor a PMG hatékony és konzisztens becslést biztosít. Viszont, ha a hosszú távú hatások heterogének a keresztmetszeti egyedek szerint, akkor a PMG becslés is inkonzisztens lesz. Az MG-beclés akkor is konzisztens, ha az eredeti modell együtthatói homogének, illetve akkor is, ha heterogének. Így Hausman-tesztel vizsgálható, hogy a három becslés közül melyik illik jobban a vizsgált adatokhoz (*Blackburne III–Frank* [2007]).

### 3. Eredmények

A következőkben bemutatjuk a felhasznált adatokat, az egyes változókra vonatkozó panel egységgyökteszt eredményeit, illetve a kointegrált panel becslési eljárások eredményeit.

#### 3.1. Adatok

A panel adatok összeállításánál az OECD Statistics (MEI [main economic indicators – főbb gazdasági mutatók]) adatbázisát használtuk fel. Három panelt állítottunk össze, amelyek a keresztmetszeti egyedek számában és a mintaidőszakban is eltérnek egymástól: az időben hosszú (például 1973. I. negyedévtől 2011. IV. negyedévig terjedő) panel kevesebb keresztmetszeti egyedet tartalmaz, az időben rövidebb (például 1996. I. negyedévtől 2011. IV. negyedévig terjedő) pedig többet. A panelek összeállítását az 1. táblázat tartalmazza, melyben a valuták helyett az országok neveit tüntettük fel.

A legtöbb keresztmetszeti egyedet tartalmazó panel esetén összesen 15 OECD-ország (egészen pontosan: 14 ország, illetve az eurózóna) dollárfolyamait vizsgáltuk meg negyedéves bontásban. Az országok árfolyam-politikáját a mintavétel időszakára döntően a lebegtetés jellemzi. Az eredeti adatok havi bontásúak, de ebben a tanulmányban negyedéves adatokkal dolgoztunk. Ennek két oka is van. Az egyik, hogy így egy keresztmetszeti egyeddel többet tesztelhetünk, mert Ausztrália CPI-je

(consumer price index – fogyasztói árindex) csak negyedéves bontásban volt elérhető. A másik ok, hogy számos, pozitív eredményt elérő tanulmány negyedéves adatokat alkalmaz. Az adatokat átlagolással kaptuk meg. Mivel a PPP-t teszteltük, így a változóink a nominális árfolyam és a megfelelő CPI voltak. A nominális árfolyam átlagos időszaki érték, tehát a havi átlagos értékekből számoltunk negyedéves átlagot. Mivel a leghosszabb időtávra és a legtöbb országra a CPI állt rendelkezésre, ezért mi is – mint a tanulmányok többsége – ezt alkalmaztuk a vizsgálat során. A CPI szezonálisan nincs kiigazítva, mert az OECD, megfigyelései alapján úgy ítélte meg, a szezonális hatások nem annyira szignifikánsak, hogy azokat érdemben kezelni kellene,<sup>6</sup> így a szezonális kiigazítástól mi is eltekintettünk. A CPI báziséve 2005., és a felkínált árukosár-kategóriák közül a „minden tételt tartalmazó” kategóriát alkalmaztuk. A teszteléshez a Stata 13-as programot használtuk.

1. táblázat

Az OECD-országok dollárárfolyamainak paneljei

Keresztmetszeti egységek sorszáma	1973. I.	1985. I.	1996. I.
	és 2011. IV. negyedév közötti mintaidőszak panelje		
1.	Kanada	Ausztrália	Ausztrália
2.	Norvégia	Dánia	Csehország
3.	Svájc	Egyesült Királyság	Dánia
4.	Svédország	Japán	Egyesült Királyság
5.		Kanada	Euróóóna
6.		Mexikó	Japán
7.		Norvégia	Kanada
8.		Svájc	Korea
9.		Svédország	Lengyelország
10.		Törökország	Magyarország
11.			Mexikó
12.			Norvégia
13.			Svájc
14.			Svédország
15.			Törökország
Megfigyelések száma	624	1 080	960

<sup>6</sup> Lásd [http://stats.oecd.org/OECDStat\\_Metadata/PrinterFriendly.aspx?SourceU](http://stats.oecd.org/OECDStat_Metadata/PrinterFriendly.aspx?SourceU) vagy [http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/presentation/wcms\\_331153.pdf](http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/presentation/wcms_331153.pdf) (p. 228.)

### 3.2. Panel egységgyöktesztek eredményei

Mivel a kointegráció csak nem stacioner<sup>7</sup> változók között értelmezhető, ezért szükséges a változók integráltsági fokának tesztelése. Az empirikus modell a vizsgált változók logaritmusát tartalmazza, ezért minden esetben a változók logaritmusának integráltsági fokát teszteltük. Ehhez három tesztet alkalmaztunk: Fisher-ADF-, Fisher-PP- és Hadri-tesztet (*Maddala–Wu* [1999], *Hadri* [2000]). Az eredmények robusztuságának vizsgálata érdekében több modellezési lehetőségre is lefuttattuk a teszteket. Azok eredményei sok esetben nem egyértelműek, ezért a változók idősorainak ábráit is figyelembe vettük a változók integráltsági fokának meghatározásakor.<sup>8</sup> Mivel a vizsgált árszínvonalaknál szinte valamennyi esetben egyértelműen trend azonosítható az idősorokban, a stacionaritás kizárható. Így ezekben az esetekben nem futtattunk egységgyökteszteket az árszínvonalak logaritmusának szintjére. Az Egyesült Államok árszínvonalának logaritmusát a különböző időintervallumokra idősoros egységgyöktesztekkel vizsgáltuk meg. Az Egyesült Államok árszínvonalára futtatott ADF- és Ng–Perron-egységgyökteszt, illetve KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin) stacionaritásteszt eredményeit a 2. táblázat tartalmazza (*Dickey–Fuller* [1979], *Ng–Perron* [2001], *Kwiatkowski et al.* [1992]).

Az Egyesült Államok árszínvonalának logaritmusára nem mutat teljesen egyértelmű képet. Mivel az idősorban jól kivehető trend rajzolódik ki, ezért a stacionaritást kizárjuk. Bár az ADF-teszt mindhárom mintaidőszakra egyértelműen első fokon integrált ( $I(1)$ ) folyamatot jelez, de a KPSS- és az Ng–Perron-teszt bizonytalanabb. A KPSS-teszt a leghosszabb mintaidőszakon másodfokú integráltságot ( $I(2)$ ) mutat, míg a másik két időintervallum esetén  $I(1)$ -et vagy  $I(2)$ -öt. Az Ng–Perron-teszt 1973. I. és 1985. I. negyedévtől jelzi ugyanezt, ellenben az 1996. I. negyedévtől kezdődő mintán már  $I(1)$ -nek mutatja a folyamatot. Az idősor első differenciájában jól megfigyelhető egy kiugró érték, ez okozhatja a tesztek bizonytalankodását. Így ezt a folyamatot  $I(1)$ -nek ítéljük.

Az 1973. I. negyedévtől 2011. IV. negyedévig tartó panel négy árfolyamot tartalmaz: a kanadai dollár, a norvég és a svéd korona, illetve a svájci frank dollárárfolyamát. Az OECD-országok árfolyamainak logaritmusait mind a három teszt  $I(1)$ -es folyamatoknak jelzi. Az OECD-országok árszínvonalainak logaritmusai szintén  $I(1)$ -es folyamatok a Fisher-ADF- és a Fisher-PP-teszt szerint. A stacionaritás kizárható, mert az idősorokban egyértelműen trend azonosítható. A Hadri-teszt viszont

<sup>7</sup> Általánosabb megközelítésben akkor nevezünk két nem stacioner idősort kointegráltnak, ha azok lineáris kombinációja alacsonyabb rendben integrált (*Darvas* [2004]). Mivel empirikus tanulmányok igazolják, hogy a gazdasági idősorok többsége egységgyökfolyamat (*Hendry–Juselius* [2000]), így azok akkor lesznek kointegráltak, ha lineáris kombinációjuk stacioner. Tehát az egységgyöktesztek során azt várjuk, hogy a vizsgált változók  $I(1)$ -es folyamatok legyenek.

<sup>8</sup> A szerző kérés esetén az idősorok ábráit rendelkezésre bocsátja.

$I(2)$ -öt jelez, amit okozhatnak az idősorokban megfigyelhető kiugró értékek, és lehetséges töréspontok (Kanada, Norvégia, Svédország). Így az OECD-országok árszínvonalait is  $I(1)$ -nek ítéljük.

2. táblázat

Az ADF-, az Ng–Perron- és a KPSS-egységgyök- és stacionaritástesztek eredményei az Egyesült Államok árszínvonalára vonatkozóan

Változó	ADF-teszt		KPSS-teszt		Ng–Perron-teszt	
	A	B	A	B	A	B
1973. I. és 2011. IV. negyedév közötti időszak						
$\Delta p_t^*$	-2,795*	-3,684**	1,054***	0,159**	-4,165	-19,199**
$\Delta^2 p_t^*$	-	-	0,008	0,008	-295,708***	-287,030***
1985. I. és 2011. IV. negyedév közötti időszak						
$\Delta p_t^*$	-5,232***	-5,680***	0,458*	0,064	-6,314*	-9,501
$\Delta^2 p_t^*$	-	-	0,059	0,044	-0,340	-198,124***
1996. I. és 2011. IV. negyedév közötti időszak						
$\Delta p_t^*$	-8,856***	-8,789***	0,171	0,150**	-91,075***	-89,650***
$\Delta^2 p_t^*$	-	-	0,188	0,146**	-	-

Megjegyzés. Az Ng–Perron-tesztnél csak az  $MZ_a$  tesztstatisztikát vettük figyelembe.

Itt és a 3. táblázat esetén A: Az idősor tartalmaz konstanst; B: konstanst és trendet is tartalmaz. \* 10, \*\* 5, \*\*\* 1 százalékos szignifikanciaszinten a nullhipotézist el lehet utasítani.

Az 1985. I. negyedévtől 2011. IV. negyedévig tartó panelbe hat újabb árfolyamot tudunk bevonni: az ausztrál dollár, a dán korona, az angol font, a japán jen, a mexikói peso és a török líra dollárárfolyamát, ezáltal sikerült növelni a megfigyelések számát az előző panelhez képest. Az OECD-országok árfolyamainak logaritmusaira viszont kifejezetten kedvezőtlen eredményeket kaptunk. A Fisher-tesztek stacionaritást jeleznek, a Hadri-teszt pedig bizonytalan. De úgy tűnik, hogy a legtöbb árfolyamnak trendje van, így nagy valószínűséggel nem lehetnek stacionerek. Az árfolyamok logaritmusainak differenciáiban megfigyelhető kiugró értékek pedig okozhatják a Hadri-teszt bizonytalanságát. Így ezen a mintán is inkább  $I(1)$ -nek tekintjük az árfolyamokat. Az OECD-országok árszínvonalainak eredményei hasonlóak az előző minta eredményeihez: a Fisher-tesztek  $I(1)$ -et jeleznek – miután a stacionaritás kizárható az idősorok logaritmusában látható trendek alapján –, a Hadri-teszt pedig az előző mintához hasonlóan kitarthat az  $I(2)$ -es folyamat mellett. Ez alapján a folyamatokat inkább  $I(1)$ -nek tekintjük.

3. táblázat

A Fisher-ADF-, a Fisher-PP-egységyök- és a Hadri stacionaritásteresztés eredményei  
az OECD-országok dollárpaneljei esetén

Változó	Fisher-ADF-teszt		Fisher-PP-teszt		Hadri-teszt	
	A	B	A	B	A	B
	1973. I. és 2011. IV. negyedév közötti időszak					
$e_{it}$	11,029	7,886	7,701	5,885	7,268***	5,530***
$\Delta e_{it}$	235,982***	216,368***	229,508***	209,749***	0,076	-0,335
$\Delta p_{it}$	14,001*	20,663***	185,191***	259,390***	12,809***	4,141***
$\Delta^2 p_{it}$	-	-	-	-	-1,699	-1,426
	1985. I. és 2011. IV. negyedév közötti időszak					
$e_{it}$	83,403***	46,307***	74,012***	41,911***	8,620***	8,653***
$\Delta e_{it}$	372,337***	338,429***	406,379***	368,626***	2,193**	4,586***
$\Delta^2 e_{it}$	-	-	-	-	1,398*	10,549***
$\Delta p_{it}$	99,196***	130,301***	487,763***	489,352***	9,012***	7,215***
$\Delta^2 p_{it}$	-	-	-	-	-1,938	-1,164
	1996. I. és 2011. IV. negyedév közötti időszak					
$e_{it}$	33,298	47,306**	43,237	30,525***	10,108***	8,716***
$\Delta e_{it}$	342,912***	292,416***	310,789***	252,381***	2,264**	3,761***
$\Delta^2 e_{it}$	-	-	-	-	3,480***	17,343***
$\Delta p_{it}$	276,651***	246,490***	555,328***	538,776***	6,754***	11,269***
$\Delta^2 p_{it}$	-	-	-	-	1,259	7,529***

Megjegyzés. A Fisher-ADF- és a Fisher-PP-teszt esetén is a  $\chi^2$ -statisztikát, a Hadri-tesztnél a heteroszkedasztikus konzisztens Z-statisztikát alkalmaztuk.

Az 1996. I. negyedévtől kezdődő mintán az OECD-országok árfolyamainak logaritmusai a Fisher-tesztek alapján  $I(1)$ -es vagy  $I(0)$ -ás folyamatok, a Hadri-teszt pedig  $I(3)$ -at mutat. Viszont jól kivehető, hogy a folyamatokban több kiugró érték is jelen van, erre érzékeny lehet a Hadri-teszt. Az sem valószínű, hogy ezek a folyamatok stacionerek lennének, mert a legtöbb vizsgált árfolyamnak trendje van, így  $I(1)$ -nek feltételezzük a vizsgált nominális árfolyamokat. Az OECD-országok árszínvonalainak logaritmusai  $I(1)$ -es folyamatok a Fisher-tesztek szerint, viszont a Hadri-teszt  $I(2)$ -őt vagy  $I(3)$ -at mutat. A stacionaritás kizárható az idősorokban megfigyelhető trendek alapján, ezért a szintekre nem is futtattunk tesztet. Ezen idősorok első diffe-

renciaiban nemcsak kiugró értékek figyelhetők meg, de néhány esetben töréspontra is gyanakodhatunk (Lengyelország, Mexikó, Törökország). Ez okozhatja, hogy a Hadri-teszt kissé irreális értéket mutat. Így ebben az esetben is  $I(1)$ -nek feltételezzük a folyamatokat. Az eredményeket a 3. táblázat tartalmazza.

A vizsgált idősorok integráltságának fokát a tesztek eredményeinek és az idősorok ábráinak figyelembevételével együtt határoztuk meg. Az Egyesült Államok árszínvonalának vizsgálatához idősoros egységgyökteszteket alkalmaztunk. Bár az eredmények kissé heterogének lettek, végül  $I(1)$ -es folyamatnak ítéltük az amerikai árszínvonalat. Az OECD-országok változói szintén nem mutattak egyértelmű képet minden esetben, de az idősorok ábrái segítségünkre voltak a döntésben. Az ábrák alapján egyértelműen trenddel rendelkező folyamatoknál kizártuk a stacionaritást. Az idősorok logaritmusának differenciái esetén több kiugró érték, illetve lehetséges töréspont is megfigyelhető, ami okozhatja a tesztek bizonytalanságát. Végül ezek figyelembevételével  $I(1)$ -nek ítéltük a vizsgált folyamatokat. Így értelmezhető a kointegráció a változók között, azaz meg tudjuk vizsgálni, hogy teljesülnek-e a vásárlóerő-paritás állításai.

### 3.3. DFE-, MG- és PMG-becslési eredmények

Mivel az idősoros kointegrációs teszteknek kisebb az erejük, mint a panel kointegrációs teszteknek, ezért az irodalom egyre inkább a panel technikák alkalmazása felé fordult a PPP tesztelése során, majd a panelben történő becslés is elterjedt az 1990-es évek végétől. *Pedroni* [1996]-ban írt tanulmánya egy korábbi változata [2001]-es munkájának, de első cikkében nemcsak szimulációkat végzett, hanem meg is becsülte a PPP-t FM-OLS (fully modified ordinary least squares – teljesen módosított legkisebb négyzetek) módszerrel. Havi és éves IFS (international financial statistics – nemzetközi pénzügyi statisztikák) adatokat egyaránt becsült 1974-től 1993-ig. A különböző vizsgálatok során 20-25 ország változói kerültek a panelekbe. Bár a szerző nem volt elégedett az eredményekkel, mert az alkalmazott teszt a legtöbb esetben elutasította, hogy az árszínvonal-különbség együtthatója egy, ennek ellenére a becsült együtthatók egyhez közeli értéket vettek fel, ami nem tekinthető teljesen negatív eredménynek. *Pedroni* [2001] már nemcsak FM-OLS-, hanem DOLS- (dynamic ordinary least squares – dinamikus legkisebb négyzetek) módszerrel is megbecsülte a PPP-t. Hasonló adatokat vizsgált meg, mint az 1996-os cikkében: havi IFS-adatokat 1973 júniusától 1993 novemberéig 20 országra. Az adott országok dollárfolyamait vizsgálta, és az árszínvonalat újra a CPI-vel közelítette. Az eredményeket továbbra is negatívan értékelte, mert el lehetett vetni a nullhipotézist, hogy a becsült meredekségi együtthatók egyet vesznek fel, bár az együtthatók közel voltak egyhez. *Robertson–Kumar–Dutkowsky* [2014]

nemcsak gyenge koncepcióban, de kointegrált panelbecsléssel is megvizsgálta a PPP fennállását a mexikói peso dollárárfolyamára 1982. I. és 2010. II. hónap között. Az összeállított panelt FM-OLS- és DOLS-módszerrel becsülték meg. Bár egyhez közeli értékeket kaptak a becsült együtthatókra, de a  $t$ -teszt elutasította, hogy az együtthatók 1-es értéket vettek fel, ezért a szerzők negatívan értékelték az eredményeiket. Ugyanakkor az aktívan kereskedett termékek esetén igazolható volt a PPP erős formája.

A panel becsléseink során mi is viszonylag kedvező eredményekre jutottunk. A következőkben a DFE-, az MG- és a PMG-eljárásokkal kapott eredményeket mutatjuk be. Ezek a becslések panel hibakorrektív modellt becsülnek. Ha a panel hibakorrektív modellben nem szignifikáns az alkalmazkodási paraméter, akkor nem beszélhetünk kointegrációról, empirikusan nem igazolható a vásárlóerő-paritás. Ezért a hosszú távú hatások mellett a hibakorrektív együtthatókat is közöljük. Bár a PMG-becslés megengedi, hogy az alkalmazkodási sebességek eltérjenek a különböző keresztmetszeti egyedeknél, ezeknek csak az átlagát jelentjük le.

A vizsgálat során minden esetben szignifikánsan negatív volt az alkalmazkodási paraméter. A szignifikáns alkalmazkodási együtthatók kointegráció jelenlétére utalnak, hiszen ez azt jelenti, hogy a rendszer leépíti a hosszú távú egyensúlyi pályától való eltérést. De az általunk meghatározott kritériumok alapján a helyes kointegráló vektorok jelenléte is szükséges lesz a PPP igazolásához. A teljes vizsgálat során csak egy esetben kaptunk az elméleti várakozásokkal ellentétes előjelet szignifikáns változónál: az 1996. I. negyedévtől 2011. IV. negyedévig tartó panelnél a PPP MG-becslésénél a hazai árszínvonalra. Ilyen kedvező eredmények általában nem jellemzők az idősoros becslések esetén. Mivel minden más szignifikáns változó előjele megfelel a várakozásoknak, így az előjelekre nem fogunk kitérni az eredmények bemutatásánál.

A vásárlóerő-paritást mindhárom mintán sikerült empirikusan igazolni legalább egy kointegrált panel becslési eljárással. Viszont a teljes vizsgálatot tekintve a kilenc esetből négyet tudunk kedvezőnek tekinteni. Ezekben az esetekben az árfolyam egy elfogadható kointegráló vektorhoz alkalmazkodott, azaz a kointegráló vektor előjelei megfeleltek az elméleti várakozásoknak és az együtthatók mértéke is közelítette az elvárt mértéket. Az eredmények az 1985. I. negyedévtől kezdődő panelen végzett becsléseknél lettek a legkedvezőbbek, mely valószínűleg a magas megfigyelésszámuk tulajdonítható.

Az arányossági hipotézis és a szimmetria hipotézisének teljesülését is megvizsgáltuk az egyes becslések esetén. A becsült szignifikáns együtthatók körülbelül 44 százalékánál nem lehetett elvetni az arányossági hipotézist, továbbá mintegy 33 százalékuknál nem lehetett elvetni, hogy a hazai és a külföldi változó együtthatója szimmetrikus. Az eredményeket a 4. táblázat tartalmazza.

4. táblázat

MG-, PMG-, DFE-becslések a PPP-re az OECD-országok dollár paneljei esetén

Változó, teszt	MG-	PMG-	DFE-
	becslés		
1973. I. és 2011. IV. negyedév közötti időszak			
$P_{it}$	-0,194 (0,120)	0,293 (0,411)	1,052*** (0,304)
$P_t^*$	-0,163 (0,228)	-0,506 (0,389)	-1,090*** (0,298)
Hibakorrekciós együttható	-0,178*** (0,016)	-0,084*** (0,012)	-0,083*** (0,009)
Wald-teszt ( $H_0 : \beta_p = 1$ )	-	-	0,03
Wald-teszt ( $H_0 : \beta_p = -1$ )	-	-	0,09
Wald-teszt ( $H_0 : \beta_p = -\beta_{p^*}$ )	-	-	0,11
Hausman-teszt (MG-PMG)		-	
Hausman-teszt (MG-DFE)		0,12	
1985. I. és 2011. IV. negyedév közötti időszak			
$P_{it}$	0,955 (0,643)	0,872*** (0,038)	0,938*** (0,019)
$P_t^*$	-0,934 (0,596)	-0,798*** (0,081)	-0,857*** (0,092)
Hibakorrekciós együttható	-0,127*** (0,022)	-0,104*** (0,022)	-0,094*** (0,011)
Wald-teszt ( $H_0 : \beta_p = 1$ )	-	11,41***	10,39***
Wald-teszt ( $H_0 : \beta_p = -1$ )	-	6,24**	2,40
Wald-teszt ( $H_0 : \beta_p = -\beta_{p^*}$ )	-	1,27	0,89
Hausman-teszt (MG-PMG)		0,07	
Hausman-teszt (MG-DFE)		0,00	
1996. I. és 2011. IV. negyedév közötti időszak			
$P_{it}$	-3,896** (1,599)	0,454 (0,281)	0,961*** (0,098)
$P_t^*$	-1,499 (0,999)	-1,826*** (0,282)	-2,097*** (0,196)
Hibakorrekciós együttható	-0,145*** (0,017)	-0,088*** (0,010)	-0,083*** (0,009)
Wald-teszt ( $H_0 : \beta_p = 1$ )	9,37***	-	0,16
Wald-teszt ( $H_0 : \beta_p = -1$ )	-	8,58***	31,51***
Wald-teszt ( $H_0 : \beta_p = -\beta_{p^*}$ )	-	-	46,66***
Hausman-teszt (MG-PMG)		6,53**	
Hausman-teszt (MG-DFE)		0,00	

Megjegyzés. A Wald-teszteknel a  $\chi^2$ -statisztikákat jelentettük le. \* 10, \*\* 5, \*\*\* 1 százalékos szignifikanciaszinten a nullhipotézist el lehet utasítani.



Az 1973. I. negyedévtől 2011. IV. negyedévig tartó mintán sikerült kimutatni a legjobb (legtöbb szempontnak megfelelő) PPP-beclést. A DFE-beclésnél a kointegráló vektor oly mértékben közelíti az elméleti feltevéseket, hogy a Wald-teszt nem veti el sem az arányosság, sem a szimmetria hipotézisét, és az árfolyam is alkalmazkodik a megbecsült kointegráló vektorhoz. A Hausman-teszt is hatékonyan ítélte a DFE-beclést. Az MG- és a PMG-beclés összevetésekor nem teljesültek a teszt feltételei, így az nem futott le. Az MG- és a PMG-beclésnél a kointegráló vektor változói nem lettek szignifikánsak, ezekhez pedig hiába alkalmazkodik az árfolyam. Tehát ezen a mintán a DFE-becléssel erős bizonyítékot találtunk a PPP empirikus igazolása mellett.

Az 1985. I. és 2011. IV. negyedév közötti panelen a PPP-t rövidebb időintervallumon, de további hat valuta (az ausztrál dollár, a dán korona, az angol font, a japán jen, a mexikói peso és a török líra) dollárárfolyamának bevonásával tudtuk megvizsgálni, így ezáltal (változónként 1 080 darabbal) nőtt a megfigyelések száma. Ez a minta meglehetősen jó eredményeket hozott. A PMG- és a DFE-beclés is igazolta a PPP feltevéseit. A szimmetriát a hazai és a külföldi árszínvonal között egyik beclés esetén sem lehetett elvetni, az arányossági hipotézis teljesülésére pedig a DFE-beclésnél a külföldi árszínvonal esetén van esély. Az MG-beclésnél alkalmazkodik az árfolyam a megbecsült kointegráló vektorhoz, de abban egyik árszínvonal sem szignifikáns, így ez a beclés nem igazolja a PPP feltevéseit. A Hausman-teszt a PMG- és a DFE-beclést is hatékonyan mutatta.

Az 1996. I. negyedévtől 2011. IV. negyedévig tartó panelen a PPP-t a DFE-becléssel sikerült empirikusan igazolni. Az MG-beclésnél a kointegrációs vektorban nem szignifikáns a külföldi árszínvonal, és a szignifikáns hazai árszínvonal együtthatójának előjele ellentétes a várakozásokkal, bár az árfolyam alkalmazkodik ehhez a vektorhoz. A PMG-beclésnél is mutat alkalmazkodást az árfolyam, de a hazai árszínvonal nem szignifikáns a kointegrációs vektorban. Ellenben a DFE-beclésnél mindkét változó szignifikáns, az együtthatók mértéke nem tér el jelentősen egytől, és az árfolyam is alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz. A hazai árszínvonal esetén az arányossági hipotézis sem vethető el. A Hausman-teszt hatékonyan mutatta a DFE-beclést, illetve az MG-t preferálja a PMG-becléssel szemben.

Az eredmények alapján megállapítható, hogy elsősorban a DFE-becléssel sikerült empirikus igazolást találni a PPP mellett, illetve ezzel a beclési eljárással minden mintán sikerült igazolni a PPP empirikus érvényességét.

#### 4. Konklúzió

A PPP napjainkban is az egyik meghatározó modell a nemzetközi közgazdaságtanban, s az egyik olyan árfolyammodell, mely a nominális árfolyamok hosszú távú visel-

kedését magyarázza. Bár elméleti szerepe jelentős a nemzetközi közgazdaságtani modellekben, a PPP empirikus igazoltsága vitatott kérdés, melyre az irodalomban PPP-rejtélyként hivatkoznak Rogoff [1996] nyomán. Több magyarázat, illetve modelljavítás fellelhető a PPP-rejtély feloldására, de kevés tanulmány hangsúlyozza a megfelelő módszertani eljárás alkalmazásának jelentőségét a PPP empirikus igazolásában. Az 1980-as évek vége előtt korlátozottak voltak a lehetőségek a nem stacioner folyamatok közötti hosszú távú kapcsolatok vizsgálatára, ami a módszertani eljárásokat illeti. Az áttörést Engle–Granger [1987]-es tanulmánya hozta meg a kointegráció fogalmának bevezetésével. Ettől kezdve a nem stacioner idősorok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolatok is vizsgálhatóvá váltak, ha azok kointegráltak.

Mivel a PPP hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot feltételez a nominális árfolyam és a megfelelő árszínvonalak között, ezért a teszteléskor e hosszú távú hatások megragadásához kointegrációs eljárás alkalmazása szükséges. Ennek hiányában hamis regresszióból származó eredményeket kaphatunk. Ezért fontos hangsúlyozni, hogy a megfelelő módszertani eljárás alkalmazása egyike lehet azoknak az elgondolásoknak, melyek segítenek feloldani a PPP-rejtélyt. Bár az idősoros tesztelések során több esetben kointegrációs eljárással sem sikerült igazolni a PPP-t, de a becslések pontossága és a tesztek ereje a megfigyelések számának növelésével fokozható. Így a kilencvenes évektől egyre elterjedtebbé vált a kointegrált panel becslési eljárások alkalmazása a PPP tesztelésében is.

A tanulmányban adathiány miatt három panelen vizsgáltuk meg a PPP empirikus érvényességét háromféle kointegrált panel becslési eljárással (DFE, MG, PMG). Miután az egységgyöktesztek alapján meggyőződünk arról, hogy a vizsgált folyamatok valószínűleg egységgyökfolyamatok, lefuttattuk a becsléseket. A PPP igazolásában nem tekintettük elengedhetetlen feltételnek, hogy az arányosság és a szimmetria hipotézise teljesüljön, bár megvizsgáltuk azokat. A DFE-becsléssel minden mintán találtunk igazolást a PPP mellett, és a három panel közül az 1985. I. negyedévtől 2011. IV. negyedévig tartón értük el a legjobb eredményt (mely a legtöbb elméleti feltevésnek megfelel), valószínűleg azért, mert ez tartalmazza a legtöbb megfigyelést. Ezen a panelen a PMG-becsléssel is sikerült igazolást találni a PPP empirikus érvényessége mellett. Bizonyos esetekben a Wald-teszt nem vetette el az arányosság és a szimmetria hipotézisét, de csak e panel DFE-becslésénél van esély arra, hogy mindkét hipotézis teljesüljön.

Bár nem kaptunk egyértelműen meggyőző eredményeket, de mindhárom mintán sikerült igazolni a PPP empirikus érvényességét legalább egy eljárással, ami nem tekinthető negatív eredménynek. Mindenestre az elmondható, hogy a hosszú távú kapcsolatok megragadásához megfelelő módszertan (kointegrációs eljárás) alkalmazása szükséges. A panelbe rendezett adatokon végzett becslések pedig pontosabb képet adnak a PPP empirikus érvényességéről vagy annak hiányáról. Így a kointegrált panel becslési eljárások alkalmazása hozzájárulhat a PPP-rejtély feloldásához.

## Irodalom

- BAHMANI-OSKOOEE, M. – CHANG, T. – LEE, K.-C. [2016]: Purchasing power parity in emerging markets: A panel stationarity test with both sharp and smooth breaks. *Economic Systems*. Vol. 40. No. 3. pp. 453–460. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecosys.2015.12.002>
- BALTAGI, B. H. [2008]: *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley. Chichester.
- BAYOUMI, T. – CLARK, P. – SYMANSKY, S. – TAYLOR, M. [1994]: *The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies*. Working Paper. No. 17. International Monetary Fund. Washington, D.C. <http://dx.doi.org/10.5089/9781451843477.001>
- BLACKBURNE III, E. F. – FRANK, M. W. [2007]: Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*. Vol. 7. No. 2. pp. 197–208.
- 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.
- CHANG, T. – LEE, C.-H. – CHOU, P.-I. – TANG, D.-P. [2011]: Revisiting long-run purchasing power parity with asymmetric adjustment for G-7 countries. *Japan and the World Economy*. Vol. 23. No. 4. pp. 259–264. <http://dx.doi.org/10.1016/j.japwor.2011.09.001>
- CHINN, M. D. [2012]: Macro approaches to foreign exchange determination. In: *James, J. – Marsh, I. W. – Sarno, L. (eds.): Handbook of Exchange Rates*. John Wiley & Sons Inc. Hoboken. pp. 45–71. <http://dx.doi.org/10.1002/9781118445785.ch2>
- DARVAS Zs. [2004]: Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobel-díjasok. *Statisztikai Szemle*. 82. évf. 3. sz. 296–320. old.
- DICKEY, D. A. – FULLER, W. A. [1979]: Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 74. No. 366. pp. 427–431. <http://dx.doi.org/10.2307/2286348>
- ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. [1987]: Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*. Vol. 55. No. 2. pp. 251–276. <http://dx.doi.org/10.2307/1913236>
- 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. pp. 289–306. <http://dx.doi.org/10.1556/AOecon.59.2009.3.2>
- FRENKEL, J. A. [1978]: Purchasing power parity: Doctrinal perspective and evidence from the 1920s. *Journal of International Economics*. Vol. 8. No. 2. pp. 169–191. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90021-1](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(78)90021-1)
- FRENKEL, J. A. [1981]: The collapse of purchasing power parities during the 1970's. *European Economic Review*. Vol. 16. No. 1. pp. 145–165. [http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921\(81\)90055-6](http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921(81)90055-6)
- FROOT, K. A. – ROGOFF, K. [1991]: The EMS, the EMU, and the transition to a common currency. In: *Fisher, S. – Blanchard, O. (eds.): NBER Macroeconomics Annual*. MIT Press. Cambridge. pp. 269–317. <http://dx.doi.org/10.1086/654171>
- GYÖRFFY B. [2009]: Világméretű vásárlóerőparitás-számítás. *Statisztikai Szemle*. 87. évf. 1. sz. 83–94. old.

- HADRI, K. [2000]: Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*. Vol. 3. No. 2. pp. 148–161. <http://dx.doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- 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. pp. 265–277. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(84\)90023-0](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(84)90023-0)
- 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. pp. 395–409. <http://dx.doi.org/10.1198/073500105000000090>
- HE, H. – RANJBAR, O. – CHANG, T. [2013]: Purchasing power parity in transition countries: Old wine with new bottle. *Japan and the World Economy*. Vol. 28. pp. 24–32. <http://dx.doi.org/10.1016/j.japwor.2013.06.002>
- HENDRY, D. F. – JUSELIOUS, K. [2000]: Explaining cointegration analysis: Part I. *The Energy Journal*. Vol. 21. No. 1. pp. 1–42. <http://dx.doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol21-No1-1>
- 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. pp. 100–109. <http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2014.09.008>
- KÓRÖSI G. – MÁTYÁS L. – SZÉKELY I. [1990]: *Gyakorlati ökonometria*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- KOVÁCS E. [1989]: Idősorok kointegrációja. *Statisztikai Szemle*. 67. évf. 5. sz. 599–619. old.
- KRUGMAN, P. R. [1978]: Purchasing power parity and exchange rates: Another look at the evidence. *Journal of International Economics*. Vol. 8. No. 3. pp. 397–407. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90003-X](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(78)90003-X)
- KWIATKOWSKI, D. – PHILLIPS, P. C. – SCHMIDT, P. – SHIN, Y. [1992]: Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*. Vol. 54. No. 1. pp. 159–178. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- 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. pp. 5–21. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.06.015>
- MADDALA, G. S. – WU, S. [1999]: A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 61. Issue S1. pp. 631–652. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- MARK, N. C. [1990]: Real and nominal exchange rates in the long run: An empirical investigation. *Journal of International Economics*. Vol. 28. No. 1–2. pp. 115–136. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(90\)90052-N](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(90)90052-N)
- MARK, N. C. – SUL, D. [2001]: Nominal exchange rates and monetary fundamentals. Evidence from a small post-Bretton woods panel. *Journal of International Economics*. Vol. 53. pp. 29–52. [http://www3.nd.edu/~nmark/wrkpaper/Panel\\_Extra\\_Fundmtls.pdf](http://www3.nd.edu/~nmark/wrkpaper/Panel_Extra_Fundmtls.pdf)
- MARSH, I. W. – PASSARI, R. – SARNO, L. [2012]: Purchasing power parity in tradeable goods. In: *James, J. – Marsh, I. W. – Sarno, L. (eds.): Handbook of Exchange Rates*. John Wiley & Sons Inc. Hoboken. pp. 189–220.
- NARAYAN, P. K. [2008]: The purchasing power parity revisited: New evidence for 16 OECD countries from panel unit root tests with structural breaks. *Journal of International Financial Mar-*

- kets, Institutions and Money*. Vol. 18. No. 2. pp. 137–146. <http://dx.doi.org/10.1016/j.intfin.2006.08.002>
- NG, S. – PERRON, P. [2001]: Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*. Vol. 69. No. 6. pp. 1519–1554. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0262.00256>
- OTERO, J. – SMITH, J. [2000]: Testing for cointegration: Power versus frequency of observation – further Monte Carlo results. *Economics Letters*. Vol. 67. No. 1. pp. 5–9. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765\(99\)00245-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765(99)00245-1)
- PEDRONI, P. [1996]: *Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity*. Working Paper. No. 96–020. Indiana University. Bloomington.
- PEDRONI, P. [2001]: Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 83. No. 4. pp. 727–731. <http://dx.doi.org/10.1162/003465301753237803>
- PESARAN, M. H. – SHIN, Y. – SMITH, R. P. [1999]: Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 94. No. 446. pp. 621–634. <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156>
- PESARAN, M. H. – SMITH, R. P. [1995]: Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*. Vol. 68. No. 1. pp. 79–113. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F)
- 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. pp. 845–865. <http://dx.doi.org/10.1111/jmcb.12027>
- ROBERTSON, R. – KUMAR, A. – DUTKOWSKY, D. H. [2014]: Weak-form and strong-form purchasing power parity between the US and Mexico: A panel cointegration investigation. *Journal of Macroeconomics*. Vol. 42. pp. 241–262. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.08.005>
- ROGOFF, K. [1996]: The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXIV. pp. 647–668.
- SEBESTYÉN A. [1998]: Árak, kamatok, árfolyamok (A vásárlóerő- és kamatparitás vizsgálata). *Bankszemle*. 42. évf. 5. sz. 34–48. old.
- SHILLER, R. J. – PERRON, P. [1985]: Testing the random walk hypothesis: Power versus frequency of observation. *Economics Letters*. Vol. 18. No. 4. pp. 381–386. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765\(85\)90058-8](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765(85)90058-8)
- SZABÓ A. [2014]: A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat tesztelése. *Competitio*. 13. évf. 2. sz. 36–58. old.
- WU, J.-L. – LEE, C. – WANG, T.-W. [2011]: A re-examination on dissecting the purchasing power parity puzzle. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 30. No. 3. pp. 572–586. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.01.004>

## Summary

PPP (purchasing power parity) explaining the long-run behaviour of nominal exchange rates is one of the most fundamental theories in international economics. Its empirical validity is controversial though, which is referred to as purchasing power parity puzzle in the literature. While many

possible improvements of the baseline model were suggested, the importance of the appropriate empirical methodology in testing PPP was given less attention. Since PPP describes a long-run equilibrium relationship, the proper testing method involves testing for cointegration.

As the efficiency of panel estimations is greater because of the high number of observations, this paper investigates the empirical validity of PPP with three cointegrated panel estimation methods (DFE [dynamic fixed-effects estimation], MG [mean-group estimation] and PMG [pooled mean-group estimation]) on three samples. PPP was confirmed in all samples by DFE estimator. The results matching most accurately the theoretical expectations were found in the 1985–2011 sample.