

A nagy európai bortermelők piaci árazási stratégiája

Balogh Jeremiás Máté,
a Budapesti Corvinus Egyetem
PhD-hallgatója
E-mail: jeremias.balogh@uni-
corvinus.hu

Napjainkban a globális borpiac erősen koncentrált ágazatnak tekinthető, mivel közel 50 százalékát Franciaország, Olaszország és Spanyolország adja. Ennek fényében fontos megvizsgálni, hogy a nagy európai bortermelők milyen piaci árazási stratégiát alkalmaznak, illetve képesek-e az árdiszkriminációra az Európai Unión kívüli borexport piacain. A nemzetközi szakirodalomban ezeknek a kérdéseknek a megválaszolására többnyire a piaci árazás modellje használatos, amely az árfolyamváltozások eredményezte desztinációspecifikus exportárváltozásokat méri. A szerző ezt a modellt alkalmazza az öt legjelentősebb európai bortermelő ország Unión kívüli országokba irányuló exportjának vizsgálatára a 2000 és 2013 közötti időszakban. Továbbá ezeken a célpiacokon a valutaárfolyam-változások aszimmetrikus hatását is elemzi. Az eredmények alapján Franciaország és Olaszország képes árdiszkriminációt érvényesíteni a tengerentúli borexport piacain, ellentétben Spanyolországgal, Portugáliával és Németországgal, esetükben nem figyelhető meg piaci dominancia. Az aszimmetrikus hatások vizsgálata alapján elmondható, hogy az ausztráliai, a hongkongi és a szingapúri dollár euróhoz viszonyított leértékelődésének hatása magasabb, mint a helyi valuták felértékelődése, míg a kanadai és szingapúri dollár felértékelődése meghaladja a leértékelődés hatását.

TÁRGYSZÓ:
Piaci árazás modellje.
Borexport.
Aszimmetrikus hatás.

DOI: 10.20311/stat2017.04.hu0382

A világ borpiaca erősen koncentrált ágazatnak tekinthető. A brit Liv-ex Fine Wine Index alapján a világ leghíresebb 100 bormárkája közül 84 francia eredetű. Emellett a globális bortermelés közel 84 százalékát a 12 vezető bortermelő ország adja, a termelés 50 százaléka pedig Franciaországra, Olaszországra és Spanyolországra koncentrálódik (*BNP Paribas* [2015]).

Az említett adatok tükrében időszerű megvizsgálni, hogy a nagy európai bortermelő országok milyen árazási stratégiát alkalmaznak, képesek-e a piaci erőfölényükkel, illetve árdiszkriminációval élni a borexportcélországokkal szemben? Milyen piaci struktúra jellemzi az export piacait? Ezeknek a kérdéseknek a megválaszolására a nemzetközi szakirodalomban gyakran a PTM- (pricing to market – piaci árazás) modellt használják.

A PTM-modellt elsőként *Krugman* [1986] alkalmazta az amerikai-német ipari kereskedelmi kapcsolatok elemzésére, *Knetter* [1993] a modell iparágak és exportáló országok közötti kiterjesztését javasolta, mivel ez eredmények országonként széles körben változhatnak.

Az ipari termékek vizsgálatát követően az árdiszkriminációs jelenség elemzése a mezőgazdasági termékek esetében is egyre népszerűbbé vált. Az mezőgazdaságban végzett empirikus PTM-vizsgálatok többsége olyan agrár-élelmiszeripari ágazatokra összpontosít, mint a gabonáé, az amerikai húsipar (*Saghaian–Reed* [2004]), a japán rizstermelés (*Griffith–Mullen* [2001]), illetve a német sörkereskedelem (*Fedoseeva–Werner* [2014]). Ezzel szemben a bortermelő országok árazási magatartását a szakirodalomban eddig még nem elemezték PTM-modell segítségével.

Kutatásom célja, hogy pótolja ezt a hiányosságot, és árdiszkriminációs (PTM-) modellel vizsgálja az Európai Unió öt vezető bortermelő országának (Franciaország, Olaszország, Spanyolország, Portugália és Németország) exportpiacait, havi borexport- és valutaárfolyam-adatok segítségével. Az alkalmazott minta 2000. január és 2013. december közötti kiegyensúlyozott panel adatokat (HS-6 [World Customs Organization's Harmonized System – a Vámügyi Világszervezet harmonizált vámtarifá-alszámla rendszere] szintű bontásban, 220421-es termékcsoportot¹) tartalmaz.

A cikk felépítése: az első és második fejezet a PTM-modell elméleti és módszertani hátterét tárgyalja rövid irodalmi áttekintéssel. A harmadik fejezet az alkalmazott adatbázisokat és a vizsgált hipotéziseket mutatja be, a negyedik leíró statisztikákat tartalmaz, az ötödik különböző tesztek segítségével ellenőrzi a panel regressziós előfeltevések teljesülését. A hatodik fejezet ismerteti a regressziós becslés eredményeit, a hetedik pedig levonja a végső következtetéseket.

¹ A kétliteresnél kisebb kiszerelésű, friss szőlőből készült bort, alkoholtartalmú borokat és szőlőmustot is beleértve.

1. Elméleti háttér

Egy adott piacon a tökéletes verseny feltétele akkor érvényesül, ha sokszereplős. Míg a monopolisztikus struktúra esetén egy eladó uralja az egész piacot (*Varian* [2010] 439. old.).

A modern kereskedelemelméletek gyakran azt feltételezik, hogy a nemzetközi piacokat a tökéletes verseny helyett inkább a monopolisztikus vagy oligopolisztikus piaci szerkezet, míg a neoklasszikus elméletek szerint a tökéletes verseny és az integráltság jellemzi. Utóbbi feltétel érvényesülésekor az egy ár törvénye kimondja, hogy azonos termékek esetén a vevők (importőrök) földrajzi elhelyezkedése nem befolyásolja a piaci árakat, mivel az árkülönbségeket az arbitrázs kiegyenlíti (*Goldberg–Knetter* [1997], [1999]).

A profitmaximalizáló exportőr optimális döntése érdekében az exportár nagysága és szabályozása a legfontosabb tényező. Az árdiszkrimináció képessége a reziduális kereslet rugalmasságától is függ. Nem lehetséges árdiszkriminációt alkalmazni, amennyiben a reziduális kereslet rugalmas, ha viszont rugalmatlan, akkor az exportőr a különböző piacokon különböző árakat alkalmazhat. (*Goldberg–Knetter* [1997], [1999]).

Varian [1989] szerint az árdiszkrimináció megvalósulásának a három alapfeltétele, hogy az eladó (exportőr) az árakat a határkölség felett határozza meg, a különböző vevők (importőrök) esetén eltérő árakat alkalmazzon, valamint feltételezi, hogy az arbitrázsnek is van költsége.

A piaci erőfölény megléte elengedhetetlen az árdiszkrimináció gyakorlásához, mert az adott szereplő csak így képes az árat (p) a határkölségek (MC) felett meghatározni (*Lerner* [1934]).

A piaci integráció, a szegmentáció és a verseny között három fontos összefüggés mutatható ki. A tökéletes piacok egyben integráltak is, mivel ez esetben az ár egyenlő a határkölséggel. Az integrált piacokon a verseny lehet tökéletes vagy nem tökéletes. A monopolista eladó, amennyiben nem képes az árdiszkrimináció gyakorlására, egységes árrést alkalmazhat az összes piacokon. A szegmentált piacok nem tökéletesek, mivel az ár nem egyenlő a határkölséggel, így az árdiszkrimináció ezeken a piacokon megvalósítható. Az optimális ár a tökéletes és a tökéletlen piacokon egyaránt az eladó határkölségének nagyságától és a reziduális kereslet rugalmasságától függ. A reziduális kereslet rugalmassága a versenytársak keresleti és kínálati rugalmasságának a különbsége. Tökéletes piacokon – mivel az ár egyenlő a határkölséggel – a reziduális kereslet rugalmassága végtelen. Az eladó képes piaci áron akár mekkora mennyiségben értékesíteni, a piaci ár felett viszont az értékesítés nem lehetséges. Tökéletlen piacokon a reziduális kereslet rugalmassága véges, ezért az eladó a határkölségek (árrés) feletti áron is értékesíthet (*Varian* [2010]).

A piaci árképzés kétoldalú valutaárfolyamok által indukált PTM-modelljét *Krugman* [1987] dolgozta ki.

Amennyiben a nemzetközi piacokon a tökéletes verseny és az integráltság feltétele teljesül, az árak egyenlők a határköltséggel ($p = MC$), ha viszont az árak eltérnek a határköltségtől ($p \neq MC$), a tökéletes verseny feltétele nem teljesül.

Az exportáló ország valutájának leértékelődésekor az import árak eltérő mértékben változhatnak, ami a relatív világpiaci árakat is befolyásolhatja. Ennek eredményeként az exportár magában foglalhatja a határköltségekre irányuló desztinációs-specifikus felárat is. Így az exportőr országok az importáló országok keresleti szerkezte alapján, eltérő árazási stratégiát – árdiszkriminációt – alkalmazhatnak: megemelhetik vagy csökkenthetik az exportárakat (*Pall et al.* [2013]).

Knetter ([1993] 473. old.) szerint a PTM-modell, az árfolyamváltozások által indukált desztinációs-specifikus exportárak változását méri. Ez azt jelenti, hogy a valutaárfolyamok változása nem teljes mértékben jelenik meg az exportárak változásában, így eltérő ármozgások figyelhetők meg a különböző exportpiacokon (*Krugman* [1986]). A PTM-modellek egyre nagyobb figyelmet kapnak, mivel az exportőrök árdiszkriminációjának képességét tesztelik, illetve megmutatják a piaci árak közötti konvergencia mértékét a kereskedelemben (*Krugman* [1986], *Jin* [2008]).

Számos empirikus vizsgálat látott napvilágot, amely PTM-modelleket alkalmaz a nemzetközi kereskedelemben. A korábbi empirikus kutatások középpontjában inkább az ipari termékek és gépek kereskedelme állt, és csak korlátozott számú kutatás foglalkozott a mezőgazdasági, élelmiszeripari termékek kereskedelmének elemzésével (*Pick-Park* [1991], *Lavoie* [2005], *Jin* [2008], *Pall et al.* [2013], [2014]).

Krugman [1986] Németország és az Egyesült Államok közötti kereskedelmi adatok elemzése alapján arra a következtetésre jutott, hogy a gépipari kereskedelemben a PTM jelensége volt megfigyelhető. *Knetter* [1993] munkájában azt tapasztalta, hogy a PTM nagysága és mértéke a különböző exportáló országok iparágai között széles sávban ingadozhat. Időközben egyre nagyobb érdeklődés mutatkozott az agrár-élelmiszerkereskedelmi termékek árazási stratégiái iránt. A piaci versennyel és erőfölénnyel kapcsolatos kérdések az élelmiszeripari ágazatban összetettebbek és mélyebb kutatásokat igényelnek (*OECD* [2013] 29. old.). Az 1. táblázat az agrár-élelmiszeripari ágazatban alkalmazott empirikus PTM-kutatásokról nyújt rövid áttekintést.

Bár több mezőgazdasági és élelmiszeripari ágazatra korábban már alkalmaztak PTM-modelleket, de a borágazatban a monopolisztikus verseny és a piaci erőfölény jelenségét eddig még nem vizsgálták.

1. táblázat

A PTM-modellt alkalmazó tanulmányok áttekintése az agrár-élelmiszeripari ágazatban

Szerző	Exportáló ország és terméke	Adatok és vizsgált időszak	Eredmény
<i>Varma–Isaar</i> [2015]*	India: élelmiszer	Top 10 mezőgazdasági termékek, 2006–2014	A helyi árstabilitás erősebb, mint az árfolyamváltozások okozta árváltozás
<i>Gafarova–Perekhozjuk–Glauben</i> [2014]**	Kazahsztán, Oroszország és Ukrajna: búza	ENSZ Comtrade éves búzaexportadatai, 1996–2012	Ezek az országok képesek árdiszkriminációt alkalmazni a célországokban, ahol tökéletes verseny legtöbb esetben nem érvényesül
<i>Fedoseeva–Werner</i> [2014]***	Németország: sör	EU16, havi adatok, 1991–2012	A nem lineáris eltérések fontos szerepet játszanak a PTM-döntésekben
<i>Lavoie</i> [2005]	Kanada: búza	Havi áradatok, 1982–1994	Kanada képes árdiszkriminációt alkalmazni
<i>Saghalian–Reed</i> [2004]	Egyesült Államok: marha, sertés és csirke nyershús	Havi adatok, 1994–2000	A nemzetközi hús piacokon az amerikai árak kiegyenlítették a marhahús kivételével
<i>Griffith–Mullen</i> [2001]	Japán: rizs	A rizstermelő szövetkezetek havi áradatai, 1982–1995	Japán képes árdiszkriminációt és a piaci erőfölényt gyakorolni
<i>Pick–Carter</i> [1994]	Egyesült Államok, Kanada: búza	Negyedéves adatok, 1978–1988	Érvényesült a PTM a Kanadából Egyesült Államokba exportált búza esetében
<i>Pick–Park</i> [1991]	Észak-Amerika: búza	Panel adatbázis, 1978–1988	A tanulmány alátámasztja az amerikai árdiszkriminációt
<i>Pall et al.</i> [2013]	Oroszország: búza	Havi adatok, 2002–2009	Az orosz búzaexport inkább kompetitív, árdiszkrimináció csak öt exportcélország esetében tapasztalható

* PCSE- (panel corrected standard error – panel korrigált standard hiba) becslés.

** Fixhatásbecslés.

*** Parciális dekompozíció.

Forrás: Saját szerkesztés.

2. Alkalmazott módszertan

A regressziós modellemben a nemzetközi borexportárak és borexport desztinációs-specifikus árfolyamok közötti ártranszmissziót vizsgálom a borkereskedelemben, a PTM-összefüggés segítségével. (*Knetter* [1989], *Krugman* [1987]). Az

ökonometriai modell a különböző piaci struktúrákat is teszteli. A PTM-modell a következő regressziós egyenlettel írható fel (Knetter [1993]):

$$\ln P_{it} = \beta_i \ln ER_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad /1/$$

- ahol $\ln P_{it}$ az i borimportáló országba irányuló export egységértéke, az exportőr ország valutájában (jelen esetben euróban) kifejezve, t időszakban, logaritmus formájában;
- $\ln ER_{it}$ a desztinációs-specifikus valutaárfolyamokat képviseli, a helyi valuta árfolyama az exportáló ország valutájában, logaritmusban kifejezve;
- λ_i az ország-specifikus hatásokat méri;
- β_i az árfolyamváltozások által eredményezett exportár-rugalmasságot jelzi (PTM-együttható);
- ε_{it} a hibát jelöli.

Mivel a modellt logaritmus formában becslöm, így β_i a valutaárfolyamváltozások hatására bekövetkezett, az exportáló ország valutájában kifejezett exportár-rugalmasságot méri. A becült paraméterek (λ_i , β_i) különböző előjelek esetén eltérő piaci forgatókönyveket és árszkriminációs stratégiát rajzolnak ki (Knetter [1993]).

2. táblázat

Becült PTM-paraméterek és a különböző piaci forgatókönyvek közötti összefüggések

Eset	Aleset	λ_i	β_i	Piaci forgatókönyv
1.	1/A	Nem szignifikáns	Nem szignifikáns	Tökéletes verseny vagy tökéletlen verseny egységes árréssel
	1/B	Szignifikáns	Nem szignifikáns	A reziduális kereslet rugalmassága magasabb, mint az árrés változása, amely az országok között eltérő lehet
2.	2/A	Nem szignifikáns/ Szignifikáns	Szignifikáns, pozitív	Tökéletlen verseny esete: a reziduális kereslet rugalmasságának változása magasabb, mint az árrés változása, amely egyes országok között eltérő lehet A PTM exportra gyakorolt hatásai erősebbek, mint a helyi valuták stabilitása (PTM-hatás)
	2/B		negatív	A helyi valuták árstabilitása (LCPS) magasabb, mint a PTM-hatások

Megjegyzés. LCPS (local currency price stability): helyi valuta árstabilitása.
Forrás: Knetter [1993], Pall et al. [2011].

Tökéletes versenyre utal az export célpiacokon, ha a becsült paraméterek (λ_i és β_i) statisztikailag nem szignifikánsak (1. eset).

A nem szignifikáns változók két esetét lehet megkülönböztetni:

- az első (1/A) a tökéletes piaci struktúrára utal, amikor az árfolyamváltozások nem befolyásolják az exportárak nagyságát, azok minden célpiacon egységesek ($\beta_i = 0$ és $\lambda_i = 0$).

- ugyanezek a feltételek a tökéletlen verseny és az exportpiacokon alkalmazott azonos árrés esetén is érvényesek lehetnek (1/B). Ekkor bár az országspecifikus- és árfolyamhatások nem érvényesülnek ($\beta_i = 0$ és $\lambda_i = 0$), de az exportár a határkölségek fölötti árrést is tartalmazhat.

A 2. esetben amennyiben a becsült változók szignifikánsan különböznek nullától ($\beta_i \neq 0$ és $\lambda_i \neq 0$), a tökéletlen verseny jelensége érvényesülhet, és az exportőr árdiszkriminációt alkalmazhat. E forgatókönyvnél az exportőr ország ($\beta_i \neq 0$) az optimális profit elérése érdekében exportpiaconként különböző árakat alkalmaz ($\lambda_i \neq 0$), amit az árfolyamok változtatásával (az exportár szabályozásával) érhet el (*Pall et al.* [2011]). Ez esetben az árfolyamváltozások hatására a reziduális keresletrugalmasság megváltozik. Itt is két különböző esetet különböztethetünk meg:

- az első (2/A), a szignifikáns változók forgatókönyv szerint, minden importáló országban konstans keresletrugalmasságot feltételezünk, ami a határkölségek feletti egységes árrés kialakulásához vezet ($\beta_i \neq 0$). Ez az árrés exportcélországoként eltérő lehet, ami alapján az országspecifikus hatások is érvényesülhetnek ($\lambda_i \neq 0$). Ugyanakkor az országspecifikus hatások (λ_i) a minőségkülönbségeket is tartalmazhatják, ezért a szignifikáns országspecifikus hatások ($\lambda_i \neq 0$) nem feltétlenül utalnak tökéletlen versenyre (*Knetter* [1989]). A szignifikáns pozitív árrugalmassági (β_i) együtthatók és a szignifikáns országspecifikus hatások (λ_i) azt jelzik, hogy az exportőrök a desztinációspecifikus árfolyamváltozások révén növelik az exportpiacokon érvényesülő árhatást. Amennyiben mindkét változó – az országspecifikus ($\lambda_i \neq 0$) és az árfolyamváltozás ($\beta_i \neq 0$) – hatása szignifikáns és ezen felül az árfolyamváltozás is pozitív ($\beta_i > 0$), az adott célpiacon a PTM jelensége érvényesül (2/A). Ekkor a PTM-hatás azt mutatja, hogy az adott exportőr ország képes árdiszkriminációt alkalmazni adott exportpiacon (azaz az importáló országban).

– *Knetter* [1993] emellett különbséget tesz pozitív ($\beta_i > 0$) és negatív előjelű ($\beta_i < 0$) együtthatók között. A negatív β_i együtthatók (exportár rugalmasság) azt jelzik, hogy az exportőrök nem képesek árdiszkriminációt gyakorolni (2/B), mivel az árakat az importáló ország devizaárfolyamai stabilizálják (jelezve a helyi valuta árstabilitását).

Az exportárak és az árfolyamváltozások közötti aszimmetrikus változások tesztelése érdekében az /1/ egyenlet újradefiniálható. Az árfolyam bináris (dummy) változók kölcsönhatásainak modellbe építése révén az árfolyamok felértékelődése és leértékelődése is elemezhető (*Knetter* [1993], *Vergil* [2011]). Az árfolyam- és a bináris változók kölcsönhatása a következőképpen írható fel:

$$E_t = (\beta_1 + \beta_2 D_t) E_t = \beta_1 E_t + \beta_2 D_t \times E_t. \quad /2/$$

A bináris változók értéke 1 az árfolyam felértékelődésének az időszakában (E_t a csökkenést jelöli) és 0 leértékelődése esetén, ami a következő módon írható fel:

- $D_t = 1$, ha $\Delta E_t > 0$ (az exportőr valutaárfolyamának a felértékelődése);
- $D_t = 0$, ha $\Delta E_t < 0$ (az exportőr valutaárfolyamának a leértékelődése).

Ezzel összhangban a /1/ egyenlet a következő módon definiálható:

$$\ln p_{it} = \lambda_i + \beta_1 (\ln e_{1t}) + \beta_2 (\ln e_{2t}) + u_{it}, \quad /3/$$

$$\ln p_{it} = \lambda_i + \beta_1 (\ln e_{1t}) + \beta_2 (\ln e_{2t} \times D_t) + u_{it}. \quad /4/$$

A /4/-es egyenletben, az aszimmetrikus árfolyam-ingadozások hatásait az interakciós hatás méri ($\ln e_{2t} \times D_t$). Ha az interakciós hatás együtthatója statisztikailag szignifikáns és pozitív előjelű, akkor az exportáló ország valutaárfolyam-felértékelődésének az exportárakra gyakorolt hatása nagyobb, mint az árfolyam leértékelődésének hatása. Hasonlóképpen, a negatív szignifikáns együttható azt jelenti, hogy az exportőr valutaárfolyamok leértékelődésének exportárakra gyakorolt hatása nagyobb, mint az árfolyam felértékelődés hatása (*Byrne–Chavali–Kontonikas* [2010]).

A panel adatok idősor dimenzióval is rendelkeznek, így azok ökonometriai elemzése megkívánják néhány előfeltétel teljesülését. Az egységgyöktesztek nullhipotézisének elvetése igazolja az idősorok konvergenciáját az egyensúlyi álla-

pothoz, és kizárja az olyan gazdasági események, sokkok hatását az adatokban, amelyek eltéríthetik azokat az egyensúlyi állapottól. A konvergencia/divergencia hipotézis tesztelésére a következő első és második generációs panel egységgyökteszteket alkalmazom, a trendhatást és a trend nélküli esetet is egyaránt számításba véve: IPS (Im–Pesaran–Shin W -statisztika), Fisher-ADF χ^2 (augmented Dickey–Fuller – kiterjesztett Dickey–Fuller) és Fisher-PP χ^2 (Phillips–Perron) (Maddala–Wu [1999], Pesaran [2007]).

Mivel a második generációs panel egységgyöktesztek rendszerint megkövetelik a hosszabb időtávot a panel adatoknál, ezért tanulmányomban Pesaran- [2007] tesztet futtatok.

Olyan elemzések esetében, amelyek országok közötti összehasonlításokat vizsgálnak, általában az idősoros adatok között a hibatagok (reziduumok) autokorrelációjának problémája léphet fel (Breitung–Pesaran [2008]). Ezért a Pesaran [2004] által kidolgozott teszt segítségével ellenőrzöm a keresztmetszeti függőséget az adatbázisomban.

3. Adatok és vizsgált hipotézisek

A tanulmány öt vezető európai bortermelő ország – Franciaország, Olaszország, Spanyolország, Portugália és Németország – EU-n kívülre irányuló havi borexport- és valutaárfolyam-adatait elemzi, 2000. január és 2013. december közötti időszakban. Az általam használt kiegyensúlyozott panel adatbázis számos borexportcélszámot és 14 éves (168 hónapos) időperiódust tartalmaz. A borexportadatok az Eurostat Nemzetközi Kereskedelem Adatbázisának havi borexportadataiból származnak, euróban és kilogrammban kifejezve. Az valutaárfolyam-adatokat az Európai Központi Bank [2015] statisztikai adatbázisából töltöttem le (a borimportáló ország helyi valutaárfolyamait euróban kifejezve). A tanulmányban a következő panel regressziós összefüggést becsültem:

$$\ln x_{i,t} = \alpha + \beta \ln x_{rate_{i,t}} + \lambda_t + a e_{i,t} + u_{i,t}, \quad /5/$$

ahol i az adott borexportáló országot, míg t az adott időszakot (hónapot) jelöli. A modell függő változóját az átlagos borexportárak (export unit values, $\ln x_{i,t}$) képviselik. A borexport egységértékének számítása a következő módon történt: havi borexport értéke euróban kifejezve, osztva a havi borexport mennyiségével, kilogrammban kifejezve. A bilaterális valutaárfolyamokat az $\ln x_{rate}$ változó képviseli: amely a

borimportáló ország pénznemének egy egysége euróban kifejezve. Az ország fixhatásokat bináris változók segítségével, manuálisan építettem az egyenletbe (λ_t). Az idő fix hatások a becslési módszer által (STATA xtpcse parancs) szerepelnek az egyenletben. Az exportárok és az árfolyamváltozások közötti aszimmetrikus hatásokat az ae_{it} képviseli /2/. Elemzésem során a következő hipotéziseket vizsgálom az EU kívül irányuló borexport célpiacaira:

H1: EU top öt borexportőrök egyes Unión kívüli borexportpiacokon képesek árdiszkriminációt is alkalmazni.

A világ borpiacán tapasztalható erős koncentrációnak köszönhetően a legnagyobb piaci szereplők képesek alakítani borexportáraikat a különböző célpiacokon.

H2: A vezető európai bortermelők borexportcélpiacain a verseny nem tökéletes, monopolisztikus piaci struktúra és piaci erőfölény érvényesül.

Amennyiben a domináns piaci szereplők képesek árdiszkriminációt alkalmazni az exportpiacokon, a tökéletes verseny feltétele nem teljesül.

H3: A valutaárfolyamok aszimmetrikus hatásainak a jelensége fellelvezhető több borexportpiacon.

A helyi valuták euróhoz viszonyított különböző árfolyamváltozások hatásai feltételezhetően nem szimmetrikusak, esetenként a valuta fel- vagy leértékelődésének hatása az erősebb.

4. Leíró statisztikák

Az EU vezető öt borexportáló országa 2000 és 2013 között 91 százalékkal részesedett az EU27 összes tengerentúli borexportjából. (Lásd a 3. táblázatot.) Franciaország különösen kiemelkedik, mert az Unión kívüli exportból 42 százalékkal részesedik, Olaszországot megelőzve világviszonylatban is a legnagyobb borexportőrnek számít.

A minta adatai alapján az európai (EU27) borexportáló országok legnagyobb piacai az Egyesült Államok, Kanada, Svájc, Japán, Hongkong és Kína voltak a vizsgált időszakban. (Lásd a 4. táblázatot.) Ezek az országok az EU27 Unión kívülre irányuló borkereskedelmének közel 88 százalékát tették ki.

3. táblázat

*A legnagyobb öt vezető európai bortermelő ország
Unión kívüli borexport-részesedése, 2000–2013*

Borexportőr ország	Az Unió kívüli borexport (millió euróban)	Az Unió kívüli borexport aránya az EU27 százalékában
Franciaország	25 809,1	42
Olaszország	18 546,6	30
Spanyolország	5 975,6	10
Németország	3 044,9	5
Portugália	2 465,9	4
<i>Összesen</i>	<i>55 842,1</i>	<i>91</i>

Forrás: Itt és a 4. táblázatnál az Eurostat adatbázisa alapján saját szerkesztés.

4. táblázat

A tíz legnagyobb Unió kívüli borexportcélország, 2000–2013

Borexportcélország	Unió kívüli borexport (millió euróban)	Az Unió kívüli borexport aránya az EU27 százalékában
Egyesült Államok	21 971,53	36
Kanada	6 569,49	11
Svájc	6 535,70	11
Japán	6 425,35	11
Hongkong	3 227,80	5
Kína	2 787,68	5
Oroszország	2 554,65	4
Norvégia	1 651,08	3
Brazília	778,47	1
Szingapúr	728,03	1
<i>Összesen</i>	<i>53 229,78</i>	<i>88</i>

Az 5. táblázat azokat a borexportcélországokat tartalmazza, amelyek jelentős bort importáltak a vezető európai bortermelőktől. Az Egyesült Államok borimportjának 43, Japánnak 14,2, míg a kanadai 10,8 és a svájci borimport 12,5 százaléka származott a vizsgált EU-tagországo kból. Jól látható, hogy a francia és az olasz borok domináns szerepet töltek be az Egyesült Államok piacán (18 százalékos importrészesedéssel), de csupán mérsékelten voltak jelen a japán és a svájci borpiacon. Míg Spanyolország 10 százalékkal, addig Németország és Portugália ennél jóval alacsonyabb részesedést ért el a vizsgált célországok EU-ból származó borimportjában.

5. táblázat

*Az öt vezető európai bortermelő országból származó borimport aránya
a vizsgált exportcélországokban, 2000–2013
(százalék)*

Borimportáló országok	Franciaország	Olaszország	Spanyolország	Németország	Portugália	Összesen
Ausztrália	1,62	0,41	0,09	0,03	0,04	2,19
Kanada	5,09	3,81	0,89	0,63	0,36	10,78
Hongkong	2,40	0,18	0,08	0,02	0,12	2,79
Japán	10,47	2,26	0,93	0,09	0,41	14,16
Malajzia	0,13	0,02	0,01	0,00	0,00	0,18
Mexikó	0,38	0,20	0,63	0,02	0,05	1,28
Norvégia	1,27	1,12	0,57	0,14	0,31	3,41
Fülöp-szigetek	0,02	0,01	0,03	0,00	0,00	0,07
Oroszország	2,13	1,90	1,14	0,06	0,38	5,62
Szingapúr	3,40	0,15	0,03	0,01	0,04	3,63
Dél-Afrikai Köztársaság	0,16	0,02	0,01	0,01	0,00	0,20
Svájc	5,56	4,36	1,86	0,32	0,40	12,49
Thaiföld	0,15	0,03	0,00	0,00	0,00	0,19
Egyesült Államok	18,63	18,07	3,66	1,04	1,68	43,08
Összesen	51,40	32,54	9,93	2,38	3,80	100,00

Megjegyzés. Az értékek kerekítés miatt nem adják ki az összesent.

Forrás: A World Integrated Trade Solution adatbázisa alapján saját szerkesztés.

A következő részben a panel adatok konvergencia hipotézisét és az idősorok esetleges egyensúlyi állapotól való eltérését (egységgyököt) tesztelem.

5. A borexportadatok stabilitása

Az OLS- (ordinary least squares – legkisebb négyzetek) eljárás gyakran inkonzisztens becslést eredményez, ha a panel adatok eltérnek az egyensúlyi állapottól (azaz a változók egységgyököt is tartalmaznak). Az egyensúlyi állapottól függően és a konvergencia problémájának kezelése céljából megvizsgáltam, hogy a változók tartalmaznak-e egységgyököt, azaz stacionáriusak-e vagy sem. Ennek a hipotézisnek az ellenőrzésére számos vizsgálat található a szakirodalomban. Ebben a tanulmányban első és második generációs panel egységgyöktesztet alkalmaztam, 0–4 időbeli késleltetést vizsgálva, az autokorrelációt és a keresztmetszeti függőség

hatásait is figyelembe véve. Az első generációs egységgyöktesztek (IPS, Fisher-ADF és Fisher-PP) a francia borexportadatoknál a függő (export egységérték) és a független változó (valutaárfolyam) esetében is elutasítják azt a hipotézist, miszerint a panel adatok egységgyököt tartalmaznak. (Lásd a Függelék F1. táblázatát.) A második generációs panel egységgyöktesztek is alátámasztják, hogy a francia borexportadatok nem térnek el az egyensúlyi állapottól (lásd az F3. táblázatot), így megállapítható, hogy a francia borexport és valutaárfolyam-adatok időben nem tartanak szét.

Ami Olaszországot, Spanyolországot, Németországot és Portugáliát illeti, a borexport egységérték-/exportáradatok nem tartalmaznak egységgyököt, viszont az olaszországi és a partnerországok közötti árfolyamadatok igen. (Lásd az F2. és F4–F7. táblázatokat.) Mivel a többi négy vizsgált országnál a függő változóknál elvehető az egységgyök hipotézise, ezért nincs szükség további speciális módszerekre (korrekciós modellek) a panel regresszió futtatásához.

A PTM regresszióbecslése előtt a modellen előzetesen autokorreláció (Wooldridge- [2002] teszt) és keresztmetszeti függőséget vizsgáló (Pesaran- [2004]) teszteket végeztem. A Wooldridge-tesztek megerősítik az autokorreláció létezését Franciaország és Németország esetében (5 százalékos szignifikanciaszinten). A Pesaran-tesztek igazolják a keresztmetszeti függőség fennállását minden változónál.

6. táblázat

Autokorreláció és keresztmetszet függőségi tesztek eredményei

Teszt	Franciaország		Olaszország		Spanyolország		Németország		Portugália	
	$\ln x_{i,t}$	$\ln x_{i,t-1}$	$\ln x_{i,t}$	$\ln x_{i,t-1}$	$\ln x_{i,t}$	$\ln x_{i,t-1}$	$\ln x_{i,t}$	$\ln x_{i,t-1}$	$\ln x_{i,t}$	$\ln x_{i,t-1}$
Wooldridge-teszt	0,000		0,1471		0,8413		0,0188		0,0618	
Pesaran-teszt	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,00	0,000	0,000	0,000	0,000

Forrás: Itt és a következő két táblázatnál az Eurostat és az Európai Központi Bank adatai alapján saját számítás.

A tesztek eredményei alapján a regressziós egyenlet becslése során Franciaországnál és Németországnál PCSE-eljárást alkalmaztam, amelynek kiinduló feltevése a heteroszkedaszticitás és az elsőrendű AR(1) autokorreláció megléte volt (Beck–Katz [1995], [1996]). A többi ország esetén a becslés elsőrendű autokorreláció feltételezése nélkül történt. Emellett Byrne–Chavali–Kontonikas [2010] módszerét követve a valutaárfolyamok aszimmetrikus hatását is vizsgáltam.

6. A regressziós becslés eredményei

A PTM-modell regressziós becsléseit a 7. és 8. táblázat tartalmazza. Az eredmények alátámasztják, hogy Franciaország képes volt árdiszkriminációt alkalmazni az ausztrál, a hongkongi, a mexikói és az egyesült államokbeli borexportpiacokon (pozitív szignifikáns valutaárfolyam-változás és szignifikáns országspecifikus hatások). Franciaország mellett Olaszország is tudta szabályozni a borexportárait a japán, a mexikói és az egyesült államokbeli piacokon (pozitív szignifikáns PTM-hatások). Ezzel ellentétben a többi európai bortermelő országok – Spanyolország, Portugália és Németország – nem volt képest árdiszkriminációt gyakorolni az EU-n kívüli borexportpiacain. Az eredmények részben alátámasztják a *H1* és a *H2* hipotéziseket.

7. táblázat

PTM regressziós becslés eredményei elsődrendű autokorreláció szerint

Exportcélország	Franciaország			Németország		
	Árfolyamváltó- zás hatása	Országspeci- fikus hatás	Aszimmetrikus hatás	Árfolyamváltó- zás hatása	Országspeci- fikus hatás	Aszimmetrikus hatás
Ausztrália	0,261* (0,140)	1,165*** (0,334)	-0,172*** (0,0602)	-0,528*** (0,170)	-1,480 (1,384)	0,0522 (0,0768)
Kanada	-0,642*** (0,134)	1,247*** (0,329)	0,0668* (0,0392)	-0,602** (0,274)	-1,570 (1,383)	0,0939*** (0,0360)
Hongkong	1,107*** (0,111)	-1,005*** (0,370)	-0,0519*** (0,0118)	NA	NA	NA
Japán	0,0304 (0,0560)	1,014** (0,412)	0,000244 (0,00262)	0,134 (0,159)	-2,158 (1,580)	-0,00691 (0,00503)
Malajzia	0,657*** (0,237)	kihagyva	-0,0424 (0,0322)	NA	NA	NA
Mexikó	0,115* (0,0635)	0,772** (0,368)	0,00645 (0,0107)	NA	NA	NA
Norvégia	NA	NA	NA	-0,722 (0,661)	kihagyva	0,00324 (0,00747)
Fülöp-szigetek	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Oroszország	-0,556*** (0,172)	2,539*** (0,683)	0,00654 (0,0113)	-1,108*** (0,138)	1,600 (1,466)	-0,000526 (0,00874)
Szingapúr	0,204 (0,172)	1,292*** (0,323)	-0,122*** (0,0449)	-0,274 (0,395)	-0,959 (1,400)	-0,0314 (0,130)
Dél-afrikai Köztársaság	-0,518*** (0,120)	1,583*** (0,334)	0,0154 (0,0389)	NA	NA	NA

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Exportcélország	Franciaország			Németország		
	Árfolyamváltás hatása	Országspecifikus hatás	Aszimmetrikus hatás	Árfolyamváltás hatása	Országspecifikus hatás	Aszimmetrikus hatás
Svájc	-0,518*** (0,120)	1,583*** (0,334)	0,0154 (0,0389)	0,747*** (0,276)	-1,431 (1,385)	0,000836 (0,108)
Thaiföld	0,589** (0,297)	-1,212 (1,100)	0,00867 (0,0112)	NA	NA	NA
Egyesült Államok	0,161*** (0,0414)	1,228*** (0,330)	-0,0165 (0,0400)	0,316*** (0,0676)	-1,710 (1,381)	0,0493 (0,0482)
Konstans		-0,621* (0,331)			2,872** (1,381)	

Megjegyzés. Franciaországnál Malajzia, minden más esetben Norvégia töltötte be a konstans szerepét. Itt és a 8. táblázatnál NA: adatok hiánya miatt a kiegyensúlyozott panel adatok nem álltak rendelkezésre.

Itt és a 8. táblázatnál amennyiben az aszimmetrikus hatás statisztikailag szignifikáns és pozitív előjelű, a valutaárfolyam-felértékelődés exportára gyakorolt hatása nagyobb, mint a leértékelődésé. A negatív szignifikáns aszimmetrikus hatás azt jelenti, hogy a valutaárfolyam-leértékelődés exportára gyakorolt hatása a nagyobb (*Byrne–Chavali–Kontonikas* [2010]). Zárójelben a standard hibát tüntettem fel. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

8. táblázat

PTM regressziós becslés eredményei másodrendű autokorreláció szerint

Exportcélország	Olaszország			Spanyolország			Portugália		
	Árfolyamváltás hatása	Ország-specifikus hatás	Aszimmetrikus hatás	Árfolyamváltás hatása	Ország-specifikus hatás	Aszimmetrikus hatás	Árfolyamváltás hatása	Ország-specifikus hatás	Aszimmetrikus hatás
Ausztrália	-1,087*** (0,182)	0,159 (0,204)	0,158* (0,0834)	-0,107 (0,180)	-0,527 (0,498)	-0,0263 (0,0865)	NA	NA	NA
Kanada	-0,849*** (0,207)	0,102 (0,200)	-0,0212 (0,0774)	-1,546*** (0,167)	-0,183 (0,492)	0,144** (0,0644)	-0,547*** (0,177)	-0,121 (0,551)	0,0343 (0,0684)
Hongkong	-0,525*** (0,0929)	0,374** (0,189)	-0,0115 (0,0458)	-0,224 (0,269)	-0,693 (0,783)	-0,0356 (0,0344)	NA	NA	NA
Japán	0,588*** (0,137)	-0,941*** (0,357)	-0,0200 (0,0195)	-0,0157 (0,0995)	-1,130 (0,710)	0,00309 (0,0062)	0,106 (0,101)	-0,876 (0,741)	-0,00222 (0,00621)
Malajzia	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Mexikó	0,368*** (0,0570)	-2,049*** (0,322)	0,00314 (0,00347)	-0,163*** (0,0620)	-0,230 (0,526)	0,0182 (0,0112)	NA	NA	NA
Norvégia	-0,200*** (0,0717)	kihagyva	0,0197 (0,0144)	-0,359 (0,240)	kihagyva	0,0086 (0,0101)	-0,412 (0,267)	kihagyva	0,00191 (0,0119)
Fülöp-szigetek	-0,113 (0,364)	0,0239 (0,773)	-0,0176 (0,0162)	-0,996*** (0,140)	2,331*** (0,736)	0,00495 (0,0103)	NA	NA	NA

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Export-célország	Olaszország			Spanyolország			Portugália		
	Árfolyam-változás hatása	Ország-specifikus hatás	Aszimmetrikus hatás	Árfolyam-változás hatása	Ország-specifikus hatás	Aszimmetrikus hatás	Árfolyam-változás hatása	Ország-specifikus hatás	Aszimmetrikus hatás
Oroszország	-0,0997 (0,207)	-0,0826 (0,858)	-0,00520 (0,0162)	-0,721*** (0,131)	0,663 (0,684)	0,0206 (0,0130)	NA	NA	NA
Szingapúr	-0,800*** (0,161)	2,442*** (0,559)	0,0213 (0,0148)	-0,603* (0,340)	-0,178 (0,560)	0,199* (0,117)	NA	NA	NA
Dél-afrikai Köztársaság	0,354** (0,171)	0,247 (0,212)	-0,0399 (0,0584)	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Svájc	-0,664* (0,374)	1,687 (1,429)	0,00964 (0,0196)	-0,678*** (0,0917)	-0,253 (0,498)	-0,0787 (0,0499)	-0,00489 (0,122)	-0,564 (0,548)	0,0364 (0,0596)
Thaiföld	0,251*** (0,0458)	-0,292 (0,184)	0,0269 (0,0476)	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Egyesült Államok	0,341** (0,157)	-1,143*** (0,387)	0,000487 (0,0271)	-0,626*** (0,0443)	-0,448 (0,501)	0,0505 (0,0428)	-0,932*** (0,0941)	-0,204 (0,553)	0,127 (0,0991)
Konstans		1,435*** (0,187)			2,000*** (0,501)			1,854*** (0,553)	

Megjegyzés. A három ország esetében Norvégia töltötte be a konstans szerepét.

Meg kell említeni, hogy Kanada, Oroszország, Dél-afrikai Köztársaság, Svájc (francia borárok), Szingapúr (olasz borárok) és Fülöp-szigetek (spanyol borárok) esetében szignifikáns országhatásokat (λ_i) és negatív szignifikáns árfolyamhatásokat lehetett megfigyelni (negatív β_i), amelyek alapján a helyi valuták árstabilitása ezekben az országokban magasabb volt, mint a PTM-hatás. (Lásd a 7 és 8. táblázatot.)

A megfigyelések száma: Franciaország 1 848, Németország 1 344, Olaszország 2 184, Spanyolország 1 848, Portugália 840; az R^2 -értékek pedig rendre 0,527, 0,804, 0,599, 0,755, 0,614.

Az árfolyamok és borexportárok aszimmetrikus hatásainak vizsgálata igazolta, hogy Franciaország, Portugália és Németország kereskedelmében az ausztrál, hongkongi és a szingapúri dollár euróhoz viszonyított valutaárfolyamának leértékelődése erősebb volt, mint a felértékelődés.

Franciaország és Kanada közötti kereskedelem terén a kanadai dollár felértékelődésének hatása jelentősebb volt, mint a leértékelődésé. Olaszország-Szingapúr, illetve Kanada-Németország kapcsolatában a helyi valuták felértékelődésének hatása meghaladta a leértékelődését ($H3$).

Eredményeink azt mutatják, hogy számos francia és az olasz borexportpiacon a tökéletes verseny helyett monopolisztikus piaci erőfölény érvényesült a vizsgált idő-

szakban, azaz a legnagyobb EU-borexportőrök képesek voltak árdiszkriminációt érvényesíteni az Unión kívüli exportpiacokon. Kanadában, Oroszországban, Dél-afrikai Köztársaságban, Svájcban, Szingapúrban és a Fülöp-szigeteken a helyi valuták árstabilitásának hatása erősebb volt, mint az árfolyamváltozás hatása (PTM-hatás) a borkereskedelemben.

Az árfolyamváltozások borexportárakra gyakorolt aszimmetrikus hatásainak elemzésekor megmutatkozott, hogy több borexportáló ország (Franciaország, Portugália és Németország) az ausztrál, a hongkongi; a szingapúri dollár euróhoz viszonyított leértékelődésének hatása, szignifikánsabb volt, mint az árfolyamok felértékelődése. A kanadai és szingapúri dollár stabilitása erősebb volt, mint az árfolyam leértékelődésének hatása.

A kapott eredmények tehát alátámasztják a vizsgált hipotéziseket ($H1-H3$) a legnagyobb borpiaci szereplők (Franciaország és Olaszország) esetén, és igazolják a világ borpiacán a domináns szereplők export-árszabályozási képességét.

7. Következtetések

A tanulmány a piaci árazás modelljét alkalmazta a borágazatra Franciaország, Olaszország, Spanyolország, Portugália és Németország esetében, az Európai Unión kívülre irányuló havi borexportadatokon, 2000 és 2013 közötti időszakban. Az elemzés első és második generációs panel egységgyöktesztek, autokorrelációteszt és keresztmetszeti függőség vizsgálata által biztosította a konzisztens eredményeket.

Hipotéziseim a borexportáló országok árdiszkriminációs képességét, a tökéletes verseny meglétét és az árfolyamváltozások aszimmetrikus hatását tesztelték.

A regressziós becslés eredményeként megállapítható, hogy a világ két legnagyobb borexportáló országa Franciaország és Olaszország, egyes Európán kívüli borexportpiacokon képes volt árdiszkriminációt alkalmazni.

Franciaország Ausztráliába, Hongkongba, Mexikóba és az Egyesült Államokba, míg Olaszország, Japánba, Mexikóba és az Egyesült Államokba irányuló borexportja terén tudta szabályozni az árait. Következésképpen bizonyos francia és olasz borexportpiacokon a tökéletes verseny helyett a monopolisztikus paci verseny érvényesült. A többi vezető európai borexportáló ország, Spanyolország, Portugália és Németország nem volt képes EU-n kívüli piaci erőfölényre szert tenni, mert ezeken a piacon a helyi árak stabilitása erősebbnek bizonyult, mint az árdiszkriminációs hatás.

Az árfolyamváltozások borexportárakra gyakorolt aszimmetrikus hatásainak elemzése több borexportáló országnál (Franciaország, Portugália és Németország) alátámasztotta, hogy a helyi valuták (ausztrál, hongkongi; szingapúri dollár) leértéke-

lődésének hatása jelentősebb, mint az euró felértékelődése, míg a kanadai és szingapúri dollár stabilitása erősebb az árfolyamok leértékelődésének a hatásánál.

A borexport átlagárakat tehát jelentős mértékben eltérítette a valutaárfolyamok változásának aszimmetrikus hatása az exportpiacokon.

Egy lehetséges jövőbeli kutatási irány az újvilági borexportáló országok árképzésének vizsgálata lehetne az uniós borpiacon.

Függelék

F1. táblázat

A változók első generációs panel egységgyöktesztjeinek p-értékei Franciaország esetében, 2000–2013

Változó	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
	egységgyökteszt					
	trend nélkül			trenddel		
$\ln xuv$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\ln xrate$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Megjegyzés. Itt és az F2. táblázatnál IPS: Im–Pesaran–Shin W-statisztika, Fisher-ADF χ^2 (augmented Dickey–Fuller): kiterjesztett Dickey–Fuller és Fisher-PP χ^2 : Phillips–Perron egységgyökteszt.

Forrás: Itt és a további táblázatoknál az Eurostat és az Európai Központi Bank adatai alapján saját számítás.

F2. táblázat

A változók első generációs panel egységgyöktesztjeinek p-értékei Olaszország esetében, 2000–2013

Változó	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
	egységgyökteszt					
	trend nélkül			trenddel		
$\ln xuv$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\ln xrate$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

F3. táblázat

A változók második generációs panel egységgyöktesztjeinek p-értékei Franciaország esetében, 2000–2013

Változó	Késleltetés	Maddala–Wu [1999] panel egységgyökteszt		Pesaran [2007] panel egységgyökteszt	
		trend nélkül	trenddel	trend nélkül	trenddel
$\ln x_{uv}$	1	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\ln x_{uv}$	2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\ln x_{uv}$	3	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\ln x_{uv}$	4	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\ln x_{rate}$	1	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\ln x_{rate}$	2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\ln x_{rate}$	3	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\ln x_{rate}$	4	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

F4. táblázat

A változók második generációs panel egységgyöktesztjeinek p-értékei Olaszország esetében, 2000–2013

Változó	Késleltetés	Maddala–Wu [1999] panel egységgyökteszt		Pesaran [2007] panel egységgyökteszt	
		trend nélkül	trenddel	trend nélkül	trenddel
$\ln x_{uv}$	1	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	2	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	3	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	4	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{rate}$	1	0,000	0,000	0,006	0,000
$\ln x_{rate}$	2	0,272	0,822	0,834	0,091
$\ln x_{rate}$	3	0,580	0,981	0,953	0,401
$\ln x_{rate}$	4	0,757	0,989	0,960	0,361

F5. táblázat

A változók második generációs panel egységgyöktesztheinek p-értékei Spanyolország esetében, 2000–2013

Változó	Késleltetés	Maddala–Wu [1999] panel egységgyökteszt		Pesaran [2007] panel egységgyökteszt	
		trend nélkül	trenddel	trend nélkül	trenddel
$\ln x_{uv}$	1	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	2	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	3	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	4	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{rate}$	1	0,283	0,935	0,988	0,967
$\ln x_{rate}$	2	0,372	0,981	0,995	0,994
$\ln x_{rate}$	3	0,211	0,953	0,989	0,990
$\ln x_{rate}$	4	0,072	0,811	0,996	0,995

F6. táblázat

A változók második generációs panel egységgyöktesztheinek p-értékei Portugália esetében, 2000–2013

Változó	Késleltetés	Maddala–Wu [1999] panel egységgyökteszt		Pesaran [2007] panel egységgyökteszt	
		trend nélkül	trenddel	trend nélkül	trenddel
$\ln x_{uv}$	1	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	2	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	3	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	4	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{rate}$	1	0,260	0,742	0,742	0,368
$\ln x_{rate}$	2	0,356	0,857	0,857	0,167
$\ln x_{rate}$	3	0,219	0,730	0,730	0,138
$\ln x_{rate}$	4	0,282	0,805	0,805	0,170

F7. táblázat

A változók második generációs panel egységgyöktesztjeinek p-értékei Németország esetében, 2000–2013

Változó	Késleltetés	Maddala–Wu [1999] panel egységgyökteszt		Pesaran [2007] panel egységgyökteszt	
		trend nélkül	trenddel	trend nélkül	trenddel
$\ln x_{uv}$	1	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	2	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	3	0,000	0,000	0,000	0,000
$\ln x_{uv}$	4	0,000	0,000	0,001	0,000
$\ln x_{rate}$	1	0,448	0,689	0,719	0,137
$\ln x_{rate}$	2	0,594	0,897	0,756	0,216
$\ln x_{rate}$	3	0,432	0,862	0,721	0,198
$\ln x_{rate}$	4	0,434	0,848	0,769	0,241

Irodalom

- BECK, N. – KATZ, J. N. [1995]: What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Sciences Review*. Vol. 89. Issue 3. pp. 634–647. <http://dx.doi.org/10.2307/2082979>
- BECK, N. – KATZ, J. N. [1996]: Nuisance vs. substance: Specifying and estimating time-series cross-section models. *Political Analysis*. Vol. 6. No. 1. pp. 1–36. <http://dx.doi.org/10.1093/pan/6.1.1>
- BNP PARIBAS [2015]: *New Producers, New Consumers: The Revolution of the Global Wine Market*. Paris. <http://www.bnpparibas.com/en/news/press-release/new-producers-new-consumers-revolution-global-wine-market>
- BREITUNG, J. – PESARAN, M. H. [2008]: Unit roots and cointegration in panels. *The Econometrics of Panel Data*. Vol. 46. pp. 279–322. http://dx.doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_9
- BYRNE, J. P. – CHAVALI, A. S. – KONTONIKAS, A. [2010]: *Exchange rate pass through to import prices: Panel Evidence from Emerging Market Economies*. Working Paper. No. 19. University of Glasgow. Glasgow. pp. 1–31. http://www.gla.ac.uk/media/media_164610_en.pdf
- CHOI, I. [2001]: Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 20. Issue 2. pp. 249–272. [http://dx.doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)
- FEDOSEEVA, S. – WERNER, L. M. [2014]: *Questioning Pricing-to-Market Linearity: Partial Sum Decomposition Approach Applied to Beer Export*. Proceedings of the EAAE 2014 Congress “Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies”. August 26–29. Ljubljana. http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/182784/2/Fedoseeva_Werner.pdf
- FERTŐ, I. – BALOGH, J. M. [2016]: *Are the Major European Wine Exporters Able to Price Discriminate Across Their EU Extra Wine Export Destinations?* Discussion Papers MT-DP 24. Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies. Budapest.

- GAFAROVA, G. – PEREKHOZHUK, O. – GLAUBEN, T. [2014]: *Price Discrimination and Pricing to Market Behavior of Black Sea Region Wheat Exporters*. Proceedings of the EAAE 2014 Congress “Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies”. August 26–29. Ljubljana. http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/182656/2/Gafarova-Price_discrimination_and_pricing_to_market_behavior-311_a.pdf
- GOLDBERG, P. K. – KNETTER, M. M. [1999]: Measuring the intensity of competition in export markets. *Journal of International Economics*. Vol. 47. Issue 1. pp. 27–60. [http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00015-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00015-4)
- GOLDBERG, P. K. – KNETTER, M. M. [1997]: Goods prices and exchange rates: What have we learned? *Journal of Economic Literature*. Vol. 35. No. 3. pp. 1243–1272.
- GRIFFITH, G. – MULLEN, J. [2001]: Pricing to market in NSW rice export markets. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. Vol. 45. Issue 3. pp. 323–334 <http://dx.doi.org/10.1111/1467-8489.00146>
- IM, K. S. – PESARAN, M. H. – SHIN, Y. [2003]: Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*. Vol. 115. Issue 1. pp. 53–74. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- JIN, H. [2008]: Competitive structure of Canadian wheat exports in the world market. *Applied Economics Letters*. Vol. 15. Issue 13. pp. 1059–1064. <http://dx.doi.org/10.1080/13504850600993531>
- KNETTER, M. M. [1993]: International comparisons of pricing-to-market behaviour. *American Economic Review*. Vol. 83. No. 3. pp. 473–486.
- KNETTER, M. M. [1989]: Price discrimination by US and German exporters. *American Economic Review*. Vol. 79. No. 1. pp. 198–210.
- KRUGMAN, P. [1986]: *Pricing to Market When the Exchange Rate Changes*. Working Paper. No. 1926. National Bureau of Economic Research. Cambridge.
- KRUGMAN, P. [1987]: Pricing to market when exchange rate changes. In: *Arndt, S. W. – Richardson, J. D. (eds): Real Financial Linkages Among Open Economies*. MIT Press. Cambridge, London. pp. 49–70.
- LAVOIE, N. [2005]: Price discrimination in the context of vertical differentiation: An application to Canadian wheat exports. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 87. Issue 4. pp. 835–854. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8276.2005.00773.x>
- LERNER, A. P. [1934]: The Concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *The Review of Economic Studies*. Vol. 1. Issue 3. pp. 157–175. <http://dx.doi.org/10.2307/2967480>
- 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>
- OECD [2013]: *Competition in the Food Chain: Background Note by the Secretariat*. Paris. [http://www.oecd.org/officialdocuments/publicdisplaydocumentpdf/?cote=DAF/COMP\(2013\)15&docLanguage=En](http://www.oecd.org/officialdocuments/publicdisplaydocumentpdf/?cote=DAF/COMP(2013)15&docLanguage=En)
- PALL, Z. – PEREKHOZHUK, O. – GLAUBEN, T. – PREHN, S. – TEUBER, R. [2011]: *Wheat Trade – Does Russia Price Discriminate Across Export Destinations?* Conference Paper. No. 15. Leibniz Institute of Agricultural Development in Transition Economies. Halle. <http://hdl.handle.net/10419/50794>

- PALL, Z. – PEREKHOZHUK, O. – GLAUBEN, T. – PREHN, S. – TEUBER, R. [2014]: Residual demand measures of market power of Russian wheat exporters. *Agricultural Economics*. Vol. 45. Issue 3. pp. 381–391. <http://dx.doi.org/10.1111/agec.12072>
- PALL, Z. – PEREKHOZHUK, O. – TEUBER, R. – GLAUBEN, T. [2013]: Are Russian wheat exporters able to price discriminate? Empirical evidence from the last decade. *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 64. Issue 1. pp. 177–196. <http://dx.doi.org/10.1111/1477-9552.12006>
- PESARAN, H. [2004]: *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*. Working Paper. No. 0435. University of Cambridge. Cambridge.
- PESARAN, M. H. [2007]: A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 22. Issue 2. pp. 265–312. <http://dx.doi.org/10.1002/jae.951>
- PICK, D. H. – PARK, T. A. [1991]: The competitive structure of U.S. agricultural exports. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 73. Issue 1. pp. 133–141. <http://dx.doi.org/10.2307/1242889>
- PICK, D. H. – CARTER, C. A. [1994]: Pricing to market with transactions denominated in a common currency. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 76. Issue 1. pp. 55–60. <http://dx.doi.org/10.2307/1243920>
- SAGHAIAN, S. H. – REED, M. R. [2004]: Integrating marginal cost into pricing-to-market models for U.S. agricultural products. *Current Agriculture, Food and Resource Issues*. No. 5. pp. 187–203 <https://caes.usask.ca/cafri/search/archive/2004-reed5-1.pdf>
- VARIAN, H. R. [1989]: *Price Discrimination*. Elsevier Science Publishers B.V. Amsterdam. https://eclass.uoa.gr/modules/document/file.php/D404/Study%20Material/Varian_Price%20discrimination_IOHanbook_1989.pdf 597-654
- VARIAN, H. R. [2010]: *Intermediate Microeconomics. A Modern approach*. W. W. Norton & Company Inc. New York.
- VARMAA, P. – ISSARB, A. [2015]: Pricing to market behaviour of India's high value agri-food exporters: An empirical analysis of major destination markets. *Agricultural Economics*. Vol. 47. No. 1. pp. 1–9. <http://dx.doi.org/10.1111/agec.12215>
- VERGIL, H. [2011]: Does trade integration affect the asymmetric behavior of export prices? The case of manufacturing exports of Turkey. *African Journal of Business Management*. Vol. 5. No. 23. pp. 9808–9813.
- WOOLDRIDGE, J. M. [2002]: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press. Cambridge. <http://dx.doi.org/10.1007/s00712-003-0589-6>

Summary

The world wine market is characterised by heavily concentrated production, the 50 percent of which is accounted for by France, Italy and Spain. Consequently, it is important to investigate the pricing strategies of the world's largest wine exporters (France, Italy, Spain, Portugal, Germany, etc.). Are they able to exploit their market power in the world market? To answer this question, the PTM (pricing to market) behaviour model (that refers to the destination-specific adjustment of mark-ups in response to exchange rate changes) is used most frequently in the literature.

The PTM behaviour model is used also by the author to study the exports of five major European wine exporters to non-EU countries between 2000 and 2013. The results suggest that France and Italy were able to pursue price discrimination in many wine export destinations; by contrast, the same advantage was not observable in the cases of Spain, Portugal and Germany. The analysis of the asymmetric effects of exchange rates on wine export prices show that fall in the value of the Australian, Hong Kong and Singapore dollars relative to the euro has a greater impact than the appreciation of the local currencies, while the appreciation of the Canadian and Singaporean dollars exceeds the depreciation effect on euro.