

A versenyképesség meghatározó tényezői a borágazatban

Balogh Jeremiás Máté,
a Budapesti Corvinus Egyetem
PhD-hallgatója

E-mail:
jeremias.balogh@gmail.com

A vezető bortermelő országok hosszú távú export versenyképességének fenntartása egyre nagyobb jelentőségűvé válik az erősödő nemzetközi verseny és a kereskedelem liberalizációjával összhangban. Mégis kevés olyan kutatás látott napvilágot, amely a vezető bortermelő országok hosszú távú versenyképességének és export specializációjának elemzésével foglalkozik. A szerző tanulmányának fő célja, hogy átfogó képet nyújtson a világ 38 legnagyobb bortermelő országának piaci versenyképességéről. Elemzésében négy megnyilvánuló komparatív előny mutatót alkalmaz a legfontosabb bortermelők világpiaci helyzetének értékelésére és a versenyképességet meghatározó tényezők vizsgálatára a 2000 és 2013 közötti időszakban. A komparatív előny indexek eredményei alapján Franciaország, Olaszország, Spanyolország, Chile, Ausztrália és az Egyesült Államok a legversenyképesebb. A mutatók értékei a komparatív előnyök időbeli divergenciáját mutatják a világpiacon. A regressziós eredmények alapján az adott bortermelő ország GDP-je és a valutaárfolyam-változások negatív irányba, míg a szőlőtermő terület, a mezőgazdasági lakosság aránya és a WTO-tagság pozitív módon befolyásolják a versenyképességet. Az eredmények relatíve stabilnak mondhatók az alternatív versenyképességi mutatók esetében is.

TÁRGYSZÓ:
Megnyilvánuló komparatív előnyök.
Borágazat.
Versenyképességi tényezők.

DOI: 10.20311/stat2016.03.hu0279

A bortermelő országok hosszú távú export versenyképességének fenntartása egyre meghatározóbbá válik az erősödő nemzetközi piaci versenyben. Ennek ellenére eddig csak kevés kutatás foglalkozott a bortermelő országok hosszú távú világpiacon való versenyképességével. Anderson [2013] a grúz borágazat versenyképességének meghatározó tényezőit elemezte komparatív előny indexek, és a megnyilvánuló komparatív előny mutatók számításával. Kutatásában a bortermelést befolyásoló három fő versenyképességi tényezőként a tradíciót, a technológiát és a termőhelyet azonosította. Anderson–Wittwer [2013] a globális borpiac változásának a versenyképességre gyakorolt hatását modellezte, a reálárfolyamok változásának a hatását is figyelembe véve. A szerzők megállapították, hogy az utóbbi években az árfolyamváltozások domináns szerepet játszottak az egyes országok borpiacának versenyképességében. Van Rooyen–Stroebel–Esterhuizen [2010] a dél-afrikai borágazat versenyképességi teljesítményét elemezték, a versenyképesség relatív kereskedelmi előny mutatóinak segítségével. A kutatás alátámasztja, hogy a világpiacon való versenyképességben való helytállás azonos a kereskedelmi pozíció folyamatos fenntartásával. Egy adott ország borágazata akkor lehet igazán versenyképes, ha legalább ugyanolyan vagy magasabb áron és volumenben képes kereskedni nemzetközi szinten is, mint a többi versenytársai. Vlahović–Puškarić–Tomašević [2013] a világ borpiacát, annak jellemzőit és a jelenlegi világpiacon való trendeket vizsgálta a nemzetközi borexport és import szerkezetének elemzésén keresztül. A szerzők a világ borpiacának stagnálására hívják fel a figyelmet a jövőben.

A cikk célja, hogy megvizsgálja a bortermelő országok export versenyképességét és azok meghatározó tényezőit a világpiacon. A tanulmány három kutatási kérdésre keresi a választ. Egyrészt megvizsgálja, hogy a fontosabb bortermelő országoknak van-e a megnyilvánuló komparatív előnye a világpiacon, illetve ezek időben hogyan alakultak. Másodsorban, követve a nemzetközi irodalmat (Bojnec–Fertő [2008], [2009], [2014], [2015]) a komparatív előnyök konvergenciáját elemzi. Végül panel modellek segítségével vizsgálja meg a megnyilvánuló komparatív előnyöket meghatározó tényezőket. A cikk több ponton is hozzájárul a hazai és a nemzetközi irodalomhoz. Egyrészt, míg a megnyilvánuló komparatív előnyök indexeit széles körben alkalmazzák mind a hazai és mind a nemzetközi irodalomban, a nemzetközi agrárkereskedelem elemzésében, addig ez a tanulmány az első a hazai szakirodalomban, amely a bor világpiacon való versenyképességét elemzi ezzel az eszközzel. Másrészt, a kapcsolódó kutatások elsősorban a komparatív előnyök azonosításával, illetve azok dinamikájával foglalkoznak, de azok meghatározó tényezőivel nem, kivéve Sarker–Ratnasena [2014] munkáját. Végezetül, megjegyzem, hogy az említett tanulmányok nagy része csak egy meghatározott indexet használ az elemzésben. Jelen cikkemben azonban négy

különböző mérőszámot, ezen belül is két újonnan kifejlesztett indexet alkalmazok eredményeim robusztusságának ellenőrzésére.

A cikk első fejezetében áttekintem a megnyilvánuló komparatív előnyök különböző indexeit, különösen tekintettel a legújabb fejleményekre. A harmadik részben bemutatom az empirikus elemzés módszertanát. A negyedik fejezetben ismertetem empirikus eredményeimet, majd az utolsó fejezetben megfogalmazom legfontosabb következtetéseimet.

1. Komparatív előnyök és versenyképesség mérése

A versenyképesség mérésén általában egy adott termék országok közötti összehasonlítását értjük, míg a komparatív előnyök vizsgálata több termék egy adott országon belüli összehasonlítását jelenti (*Bojnec–Fertő* [2014]). A versenyképesség elemzésének széles körben alkalmazott módszere a különböző mutatószámok alapján történő vizsgálatok. A RCA- (revealed comparative advantage – megnyilvánuló komparatív előnyök) mutató az egyik leggyakrabban alkalmazott eszköz annak meghatározására, hogy egy adott ágazat egy adott termék tekintetében mennyire versenyképes. A megnyilvánuló komparatív előnyöknek számos változata vált ismertté az elmúlt évtizedekben (*Fertő* [2003]), a mutató alapötletét *Liesner* [1958] cikkét követően *Balassa Béla* magyar közgazdász dolgozta ki. *Balassa* [1965] szerint a komparatív előny magas, míg a komparatív hátrány alacsony exportpiaci részesedés formájában nyilvánul meg. A mutató számítása a következő:

$$RCA_{ij} = B_{ij} = \left(\frac{X_{ij}}{X_{it}} \right) / \left(\frac{X_{nj}}{X_{nt}} \right), \quad /1/$$

ahol X az exportot, i egy adott országot, j egy adott terméket, t termékcsoporthoz, n egy adott országcsoporthoz jelöl (*Balassa* [1965]).

A komparatív előny-index /1/ egy adott ország relatív versenyelőnyét vagy versenyhátrányát méri egy adott termék, vagy termékcsoporthoz viszonyítva. A B-index 1-nél nagyobb értéke megmutatja, hogy adott i ország j termék esetében komparatív előnyöket élvez-e, míg az index 0 és 1 közötti értékei komparatív hátrányt jeleznek az adott termék esetében. Magasabb B-index értékek magasabb fokú komparatív előnyről tanúskodnak. Mivel a magasabb exportot kereskedelem és piactorzító politikák (agrártámogatások, árfolyam ingadozások) is befolyásolhatják, az RCA-index alkalmasabb a versenyképesség, mint a komparatív előnyök mérésére (*Siggel* [2006]).

A B-index értéke 0-tól pozitív végtelen irányba terjedhet (nullára aszimmetrikus). Az RCA Balassa-féle indexének kifejlesztése óta a mutató számos módosított változata jelent meg a tudományos cikkek világában. *Vollrath* megnyilvánuló komparatív előnyök három alternatív specifikációját dolgozta ki a B-index hátrányainak kiküszöbölése érdekében (*Vollrath* [1991]). Az RTA- (relative trade advantage – relatív kereskedelmi előny) index, amely az export és az import oldalt is figyelembe veszi. A relatív kereskedelmi előny-index /3/, az RXA- (relative export advantage – relatív export előny) index, amely azonos a Balassa-indexszel /1/ – és ellentétes oldali párja, az RMA- (relative import advantage – relatív import előny) -indexek különbsége.

$$RMA_{ij} = \left(\frac{M_{ij}}{M_{it}} \right) - \left(\frac{M_{nj}}{M_{nt}} \right), \quad /2/$$

$$RTA = RXA - RMA = \left(X_{ij} / X_{it} \right) / \left(X_{nj} / X_{nt} \right) - \left(M_{ij} / M_{it} \right) / \left(M_{nj} / M_{nt} \right), \quad /3/$$

ahol X exportot, M az importot, i az adott országot, j az adott terméket, t adott termékcsoportot, n az adott ország csoportot szimbolizálja.

Ha RTA értéke nagyobb nullánál, az adott ország vizsgált ágazatának komparatív előnye relatíve nagyobb a kereskedelem esetében. A Balassa-féle B-index aszimmetrikus problematikájának kiküszöbölése érdekében *Hoehn–Oosterhaven* [2006] az ARCA- (additive index of revealed comparative advantage – additív megnyilvánuló komparatív előny) mutatóját dolgozták ki /4/:

$$ARCA_{ij} = \left(\frac{X_{ij}}{X_{it}} \right) - \left(\frac{X_{nj}}{X_{nt}} \right). \quad /4/$$

Az ARCA értékei -1 és $+1$ között szóródnak, 0 demarkációs ponttal. *Yu et al.* [2009], [2010] a komparatív előnyök dinamikájának értékelésére egy másik alternatív mérési módszert fejlesztettek ki, melyet NRCA- (normalised revealed comparative advantage – normalizált megnyilvánuló komparatív előny) -mutatónak nevezték el. Az NRCA-mutató /3/ kiküszöböli az eredeti RCA-index /1/ statikus természetét, a komparatív előnyök térben és időbeni történő mérését is lehetővé teszi. *Yu–Cai–Leung* [2009] az NRCA-indexet a következő módon definiálták:

$$NRCA_{ij} = \left(\frac{E_{ij}}{E} \right) - \left(\frac{E_i}{E} \right) \left(\frac{E_j}{E} \right), \quad /5/$$

ahol E a teljes világkereskedelmet jelöli. E_{ij} i ország, j termékének világgiazi exportja, E_i adott i ország teljes exportja, E_j a világ összes országának exportja j termékből.

Ha az NRCA nagyobb mint nulla, az adott ország adott termék (termékcsoport) kereskedelme esetén komparatív előnyöket élvez a világgiacon. Az NRCA-mutató értékeinek eloszlása szimmetrikus a nullára, $-1/4$ és $+1/4$ közötti értékeket vehet. Mivel az eredmények érzékenyek lehetnek a különböző RCA-indexekre (Fertő–Hubbard [2003]), ezért számításaim robusztusságának ellenőrzésére elemzésemben mind a négy bemutatott indexet alkalmazom.

2. Módszertan

Az agrártermékek megnyilvánuló komparatív előnyének időbeli változásaival foglalkozó irodalom központi kérdése, hogy vajon azok konvergálnak vagy divergálnak egymáshoz (lásd például Bojnec–Fertő [2009], [2015]). Az idősoros adatok konvergenciájának vizsgálata az elmúlt évtizedekben sokat fejlődött a Galtoni-regressziótól a panel egységgyöktesztekig (Fertő–Varga [2014]). Az egységgyök teszt null-hipotézisének elvetése alátámasztja az idősorok egyensúlyi állapotához történő konvergenciáját és elveti az olyan gazdasági események, sokkok létezését, amelyek eltéríthetik az adatokat az egyensúlyi állapottól. A konvergencia-/divergenciahipotézis tesztelése céljából három egységgyökvizsgálatot végeztem el, trendet és trend nélküli teszteket egyaránt számításba véve: Im–Pesaran–Shin [2003] módszere (egyedi egységgyök-tesztelési folyamat), ADF–Fisher χ^2 , és PP–Fisher χ^2 egységgyöktesztek (Maddala–Wu [1999], Choi [2001]) segítségével.

Emellett Ng–Perron [2001] javaslatai alapján az időbeli késleltetés magyarázó változóként történő alkalmazását is beépítettem a modellbe, amely MAIC (modified Akaike information criterion – módosított Akaike-féle információs kritérium) alapján lett kiválasztva. A szakirodalom szerint az idősor konvergenciájának empirikus elemzésénél, a keresztmetszeti függőség figyelembe vétele nem számottevő fontosságú. Ugyanakkor bizonyos tanulmányok esetében, amelyek országok közötti összehasonlításokat vizsgálnak kimutatható, hogy az idősoros adatok között egyidejű autokorreláció problémája léphet fel (Breitung–Pesaran [2008]). Ezért Pesaran [2004] által kidolgozott teszt segítségével ellenőriztem a keresztmetszeti függőség jelentését az adatbázisban. A Pesaran-teszt igazolta a keresztmetszeti függőséget, ezért második generációs panel egységgyökteszteket is alkalmaztam az idősoron. A második

generációs panel egységgyöktesztek megkövetelik a hosszabb időintervallumot paneladatok esetén – mint például a *Bai–Ng*- [2004] teszt – tanulmányomban *Pesaran*- [2007] tesztet futtattam, amely jól alkalmazható kismintás vizsgálatokon (*Moscone–Tosetti* [2009]) is.

Elemzésem második lépcsőjében a komparatív előnyöket meghatározó tényezőkre koncentráltam. *Sarker–Ratsanena* [2014] munkáját követve a változók három fő csoportjára fókuszáltam: tényezőellátottság (szőlőterület nagysága, mezőgazdasági dolgozók aránya), országspecifikus jellemzők (gazdasági fejlettség, piac nagysága), és politikai változók (valutaárfolyamok és a kereskedelempolitikát képviselő WTO-tagság). Az előzőekben kifejtettek alapján a következő regressziós modellt becsültem:

$$RCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{percapita_{it}} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 Agremp_{it} + \beta_4 \ln Grapeland_{it} + \beta_5 \ln Xrate_{it} + \beta_6 WTO_{it} + \varepsilon_{it} \quad /6/$$

ahol i az adott országot, t az adott évet, β_0 a konstans tagot, β_i a becsült koefficien-
seket, ε_{it} a hibtagot jelöli. (A rövidítések jelentéseit lásd az 1. táblázatban.)

A megnyilvánuló komparatív előnyök indexeinek számításához alkalmazott kereskedelmi adatok forrásául a WITS (world integrated trade solution – integrált világhandkereskedelmi megoldások) adatbázisát használtam (HS-6 szintű, 2204-es kóddal rendelkező borkereskedelmi kategóriát kiválasztva, a világba irányuló borkereskedelemmel összevetve). A tényezőellátottság-, gazdaságfejlettségi adatok az ENSZ Élelmezés-
ügyi és Mezőgazdasági Szervezete (*FAO* [2014]) és a Világbank WDI (world development indicators – világ fejlettségi mutatói) adatbázisaiból származnak (*World Bank* [2013b]). A WTO-tagság alapjául a WTO online adatbázisa szolgált (*WTO* [2014]). A változók leírását és az adatok forrását az 1. táblázat mutatja be. Az egyes változók leíró statisztikáit pedig a Függelék tartalmazza.

A regressziós becsléseknél számos módszert és tesztet alkalmaztam a /6/ egyenlet becslésére. Mivel a WTO-változó időben változatlan, ezért első lépcsőben egy véletlen hatású panelmodellt becsültem. A modellek helyességének tesztelésére számos specifikációs tesztet végeztem. A véletlen hatás tesztjei arra utalnak, hogy véletlen hatású modell nem megfelelően specifikált. A *Wooldridge*-teszt (*Wooldridge* [2002]) szerint nem utasíthatjuk el, hogy modellünkben nincs autokorreláció. A panelmodellek másik fontos alapfeltevése, hogy a hibtagok függetlenek egymástól keresztmetszetben. A *Pesaran*-teszt ezzel szemben (*Pesaran* [2004]) elutasítja a hibtagok egymástól való függetlenségét. A jelzett problémák megoldására ezért PCSE (panel corrected standard error – panelkorrigált standard hiba) becslési eljárást alkalmaztam, amelynek kiinduló feltevése a heteroszkedaszticitás és autokorreláció megléte. A PCSE becslési módszer képes kezelni a heteroszkedaszticitást, az AR(1) típusú

autokorrelációt és panelek közötti korreláció problémáját (*Beck–Katz* [1995], [1996]). Az elemzést a világ 38 borexportáló országának export- és importadatait tartalmazó kiegyensúlyozott paneladatbázis alapján végeztem el, a világ borpiacával összevetve a 2000 és 2013 közötti időszakra.

1. táblázat

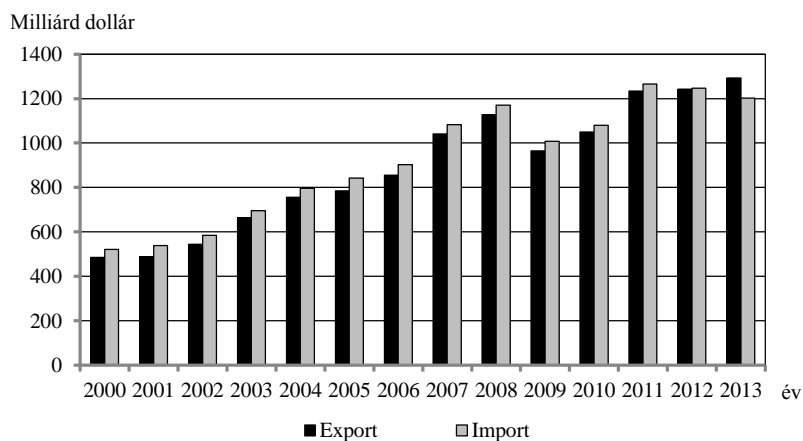
A modellben szereplő függő és független változók bemutatása

Változó	Változó megnevezése	Adatbázis	Előjel
Függő			
RCA	Megnyilvánuló komparatív előnyök index (<i>Balassa</i> [1965])	WITS	0/+
RTA	Relatív kereskedelmi előnyök index (<i>Vollrath</i> [1991])	WITS	-/+
ARCA	Additív megnyilvánuló komparatív előnyök index (<i>Hoens-Oosterhaven</i> [2006])	WITS	-/+
NRCA	Normalizált megnyilvánuló komparatív előnyök-index (<i>Yu et al.</i> [2010])	WITS	-/+
Független			
lnGDPpercapita	Egy főre jutó GDP (2005-ös folyóáron, dollár)	WDI	+
lnGDP	GDP (2005-ös folyóáron, dollár)	WDI	+
Agremp	Mezőgazdaságban dolgozók a teljes foglalkoztatottság százalékában kifejezve (százalék)	WDI	+
lnGrapeland	Szőlőtermő terület (hektár)	FAO	+
lnXrate	Az adott ország valutaárfolyama amerikai dollárban kifejezve	WDI	+
WTO (bináris változó)	A változó értéke 1, ha az adott ország tagja a WTO-nak, 0 egyébként	WTO	0/1

3. Empirikus eredmények

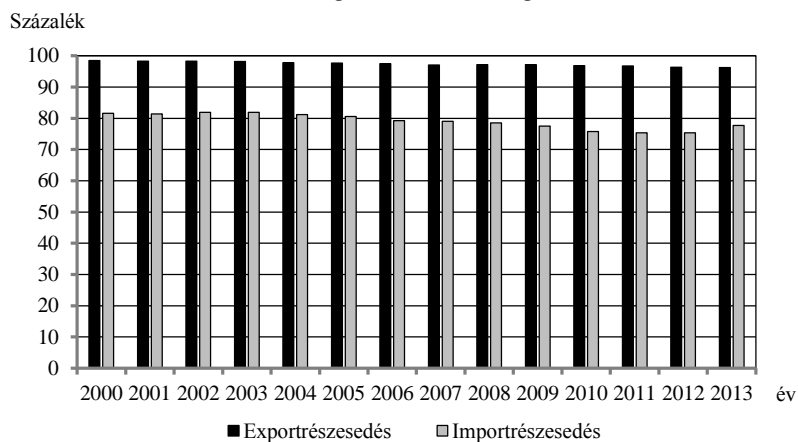
Áttekintve a világ borkereskedelmének piacvezető országait megállapítható, hogy a vizsgált időszakban a világ borkereskedelmében jelentős mértékű növekedés volt tapasztalható. (Lásd az 1. ábrát.) Az export és az import értéke több mint kétszeresére növekedett ezen időszak alatt. Két fontos tényezőt is megfigyelhetünk a kereskedelem szerkezetének vizsgálatakor: a 2004-es EU-bővítés után a borkereskedelem ugrásszerű növekedését, illetve a 2008/2009-es világgazdasági válság utáni jelentős visszaesést. Az ágazat 2011-re tudta csak kiheverni és helyreállítani a gazdasági válság okozta problémákat. Különös módon a borfogyasztás visszaesése is megfigyelhető az utolsó 3 évben.

1. ábra. A világ borkereskedelmének alakulása



Forrás: Itt és a 2–5. ábrák, a 2–3. és az 5. táblázatok esetén saját számítás a Világbank WITS-adatbázisa alapján.

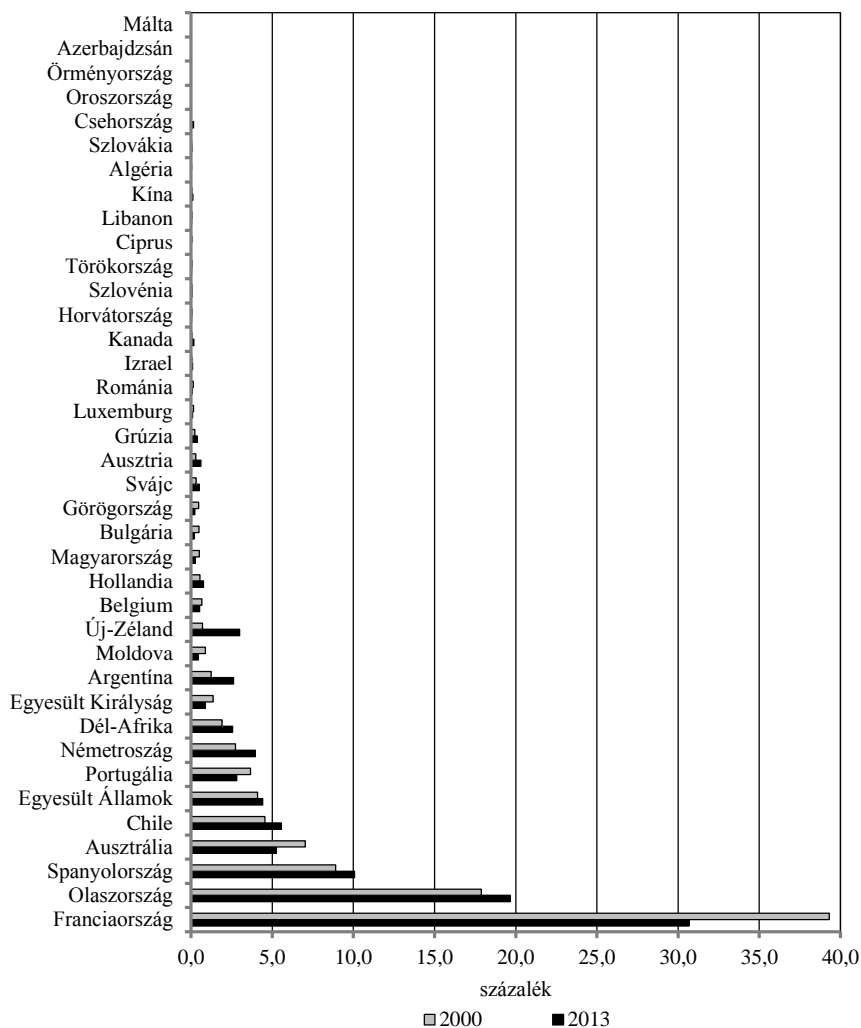
2. ábra. A mintabeli országok részesedése a világ borkereskedelméből



A mintabeli országok jelentős szerepet töltenek be a világ borkereskedelmében. A mintában szereplő országok aránya világ borexportjából 90 százalék feletti értéket képvisel, míg a borimport aránya 80 százalék körüli, amely gazdasági válság után csökkenő trendet mutatott. (Lásd a 2. ábrát.)

A legnagyobb borexportáló országok Franciaország, Olaszország, Spanyolország, Chile és Ausztrália voltak 2000-ben és 2013-ban egyaránt. Az országok relatív pozíciója időben változott a vizsgált időszakban. Megállapítható, hogy főleg néhány kisebb európai bortermelő ország nem volt képes megőrizni a világpiaci részesedését.

3. ábra. A mintabeli országok részesedése a világ borkereskedelméből országonkénti bontásban



3.1. Komparatív előnyök a világ borpiacán

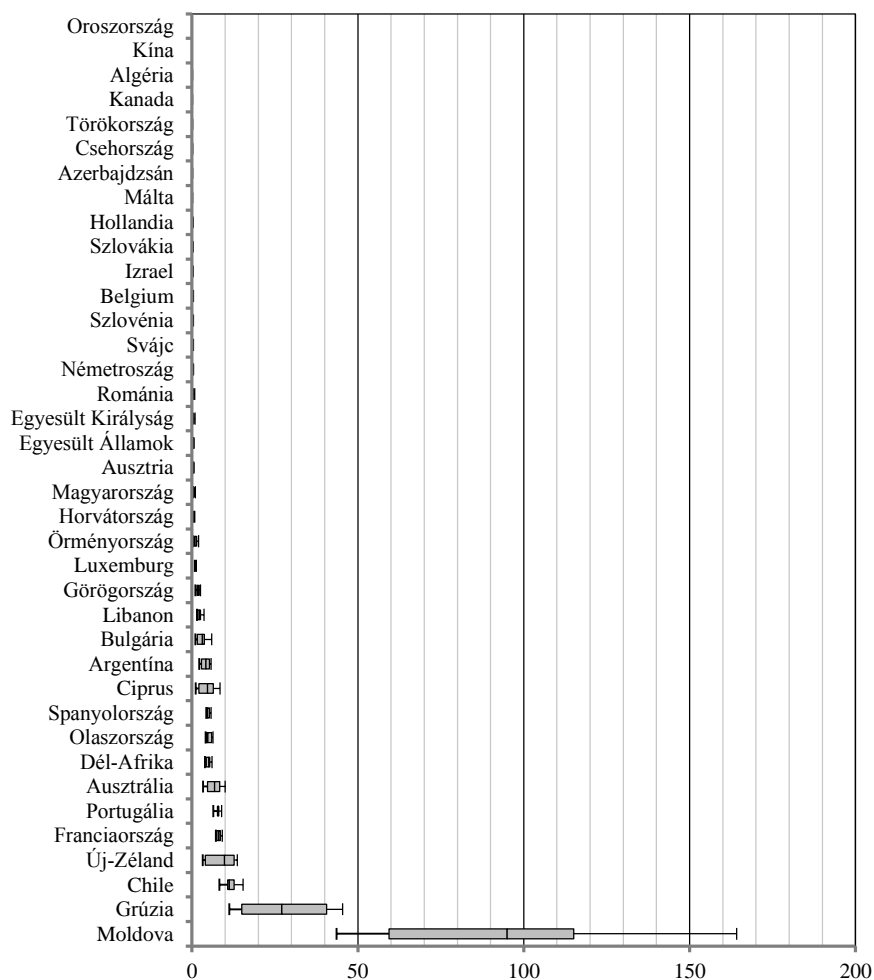
Ebben a részben a borkereskedelmi versenyképesség-mutatókkal történő elemzésnek eredményeit ismertetem, 38 bortermelő ország adatait alapul véve. A kalkulált komparatív előny és versenyképességi indexek (RCA, RTA, ARCA, NRCA) alapján a versenyképes borexportáló országok között európai (Olaszország, Franciaország, Spanyolország, Portugália, Görögország) és újvilági (Argentína, Ausztrália, Chile,

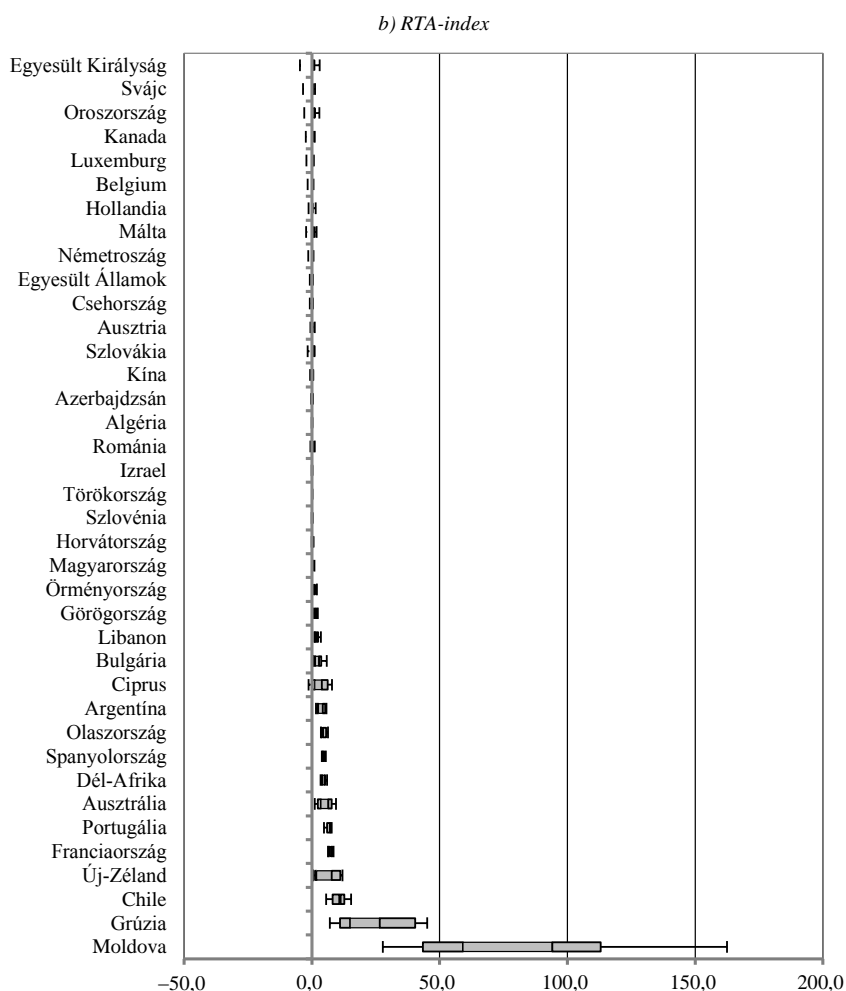
Új-Zéland, Dél-Afrika) bortermelő országok egyaránt megtalálhatók. Moldova és Grúzia esetében a B-, RTA- és ARCA-indexek szórása elég jelentős volt, ugyanakkor a legmagasabb mutatókat ezek az országok mondhatták magukénak. (Lásd a 4. ábrát.) Chile a harmadik helyet foglalta el a rangsorban.

Anderson [2013] tanulmánya megerősíti, hogy a borexport tekintetében az elmúlt évtizedben Grúzia erős komparatív előnyöket élvezett.

4. ábra. A B- és RTA-mutatók dobozábrái országonkénti bontásban, 2000–2013

a) B-index





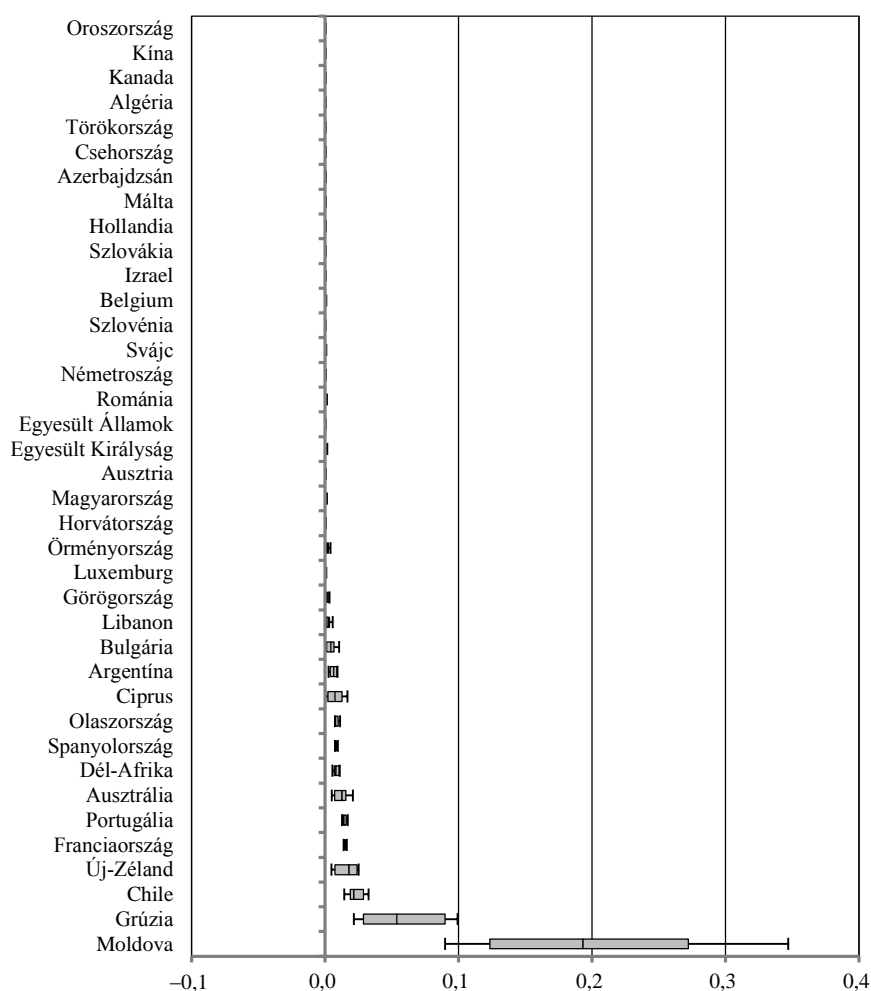
A termőhely egyedisége és az évszázados hagyományok kulcsfontosságúak voltak a grúz borágazat versenyképességében. Ugyanakkor Grúzia és Moldova hosszú távú versenyképességét jelentős mértékben befolyásolják Oroszországhoz fűződő kereskedelmi kapcsolatai (Anderson [2013]).

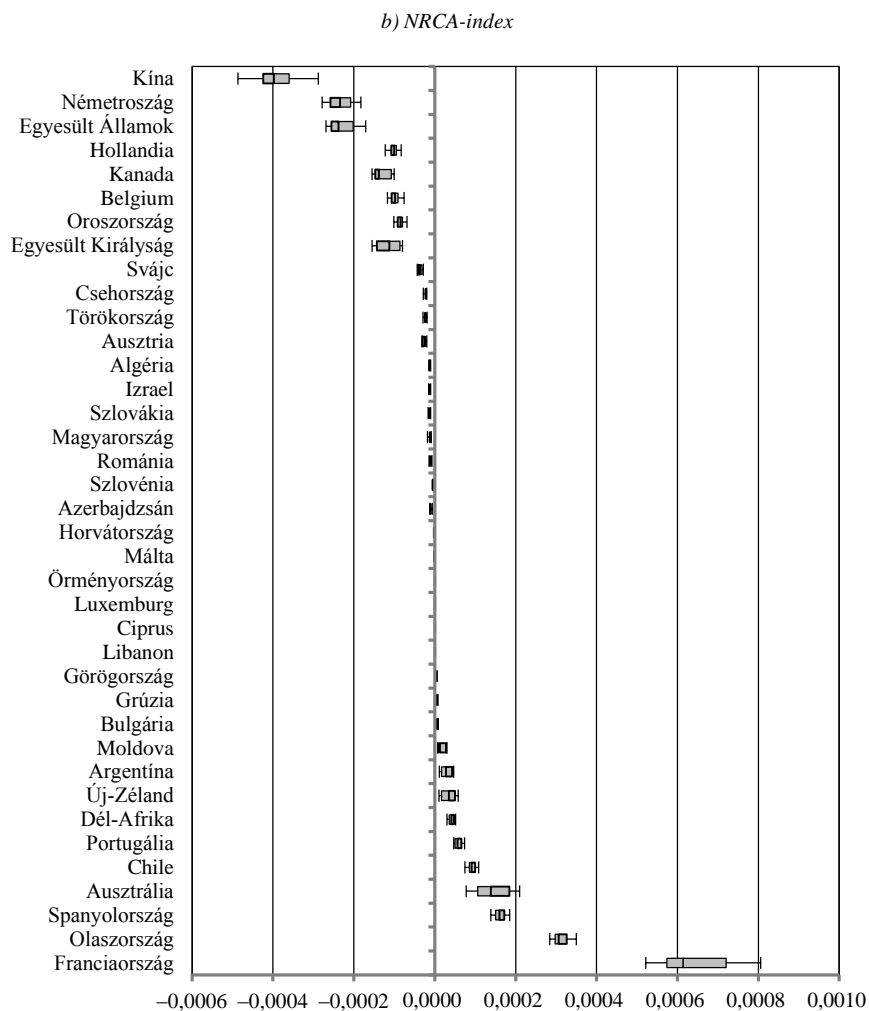
Ezeket az eredmények azonban csak óvatosan érdemes kezelni, mivel Grúzia és Moldova, bár nagymennyiségű bort exportálnak a különböző országokba, minőségi palackozott borok tekintetében valószínűleg nem túl versenyképesek a világ borpiaacán. Emellett az indexeknek számos korlátja is van – például nem veszik figyelembe a kormányzati politikák kereskedelemtorzító hatásait – amelyek erősen eltéríthetik az indexek értékeit.

A B-, RTA- és ARCA-mutatók dobozábrái alapján Grúzia, Moldova és Chile a három legversenyképesebb borexportáló ország a világpiacon. Ezzel szemben a dinamikus komparatív előny indexek (NRCA) Franciaországot, Olaszországot, Spanyolországot, Ausztráliát és Chilét sorolják az első öt legversenyképesebb borexportőr közé.

5. ábra. Az ARCA- és NRCA-mutatók dobozábrái országonkénti bontásban, 2000–2013

a) ARCA-index





A B- és az ARCA-indexek értékei alapján Oroszország bizonyult a legkevésbé versenyképes borkereskedőnek a világszinten a 2000 és 2013 közötti időszakban.

A vizsgált négy komparatív előny index grafikonja hasonló képet mutat az adatbázisban. Az RCA-index leggyakoribb értelmezése, hogy megmutatja, mely országnak van komparatív előnye, hátránya egy adott termék esetében.

Ballance–Forstner–Murray [1987] két másik értelmezést is megemlít, melyek szerint: az indexek alapján terméksorrendek is felállíthatók a komparatív előnyök növekvő mértéke szerint; másrészt az indexek origó pontjai határvonalat is képezhetnek a komparatív előnyök és hátrányok között. E három – kardinális, sorrendi és

bináris tagolású – értelmezést alapul véve a szerzők konzisztenciatesztet is javasolnak az indexek összehasonlításának esetében.

2. táblázat

Az RCA-indexek közötti páronkénti korrelációs együtthatók

Index/függő változó	RCA	RTA	ARCA	NRCA
RCA	1,0000			
RTA	0,9983	1,0000		
ARCA	0,9973	0,9953	1,0000	
NRCA	0,1083	0,1171	0,1065	1,0000

Az indexek konzisztenciatesztjei, kardinális mérési szinten az indexek közötti páros korrelációs együtthatókon alapulnak, a vizsgált időszak adatait figyelembe véve. A hat lehetséges páronkénti indexkombinációból csak három (B-, RTA-, ARCA-) index mutat magas korrelációt ($\geq 0,99$). Az NRCA-mutató gyengébben korrelál a többi mutatóval. (Lásd az 1. táblázatot.) Ezen eredmények alapján az indexek nem alkalmasak a komparatív előnyök kardinális mérésére.

A sorrendi skálán mért konzisztenciateszt számítása és eredményei hasonlók azokhoz a kardinális mérési szintekhez, melyek az egyes mutató páronkénti rangkorrelációs koefficiensein alapulnak. (Lásd a 2. táblázatot.) A páronkénti ragkorrelációs együttható értékei alapján a mutatók erősen konzisztensek a versenyképesség nagysága szerint sorba rendezett termékcsoportok esetében, minden együttható 0,8-nál magasabb korrelációval rendelkezik.

3. táblázat

A mutatók közötti Spearman-féle rangkorrelációs értékek

Index/függő változó	RCA	RTA	ARCA	NRCA
RCA	1,0000			
RTA	0,8116	1,0000		
ARCA	0,9886	0,8060	1,0000	
NRCA	0,8246	0,8414	0,8213	1,0000

Az indexek dichotómiaesztje azoknak a termékcsoportoknak a páronként arányát méri, amelyek komparatív előnyt vagy hátrányt jeleznek. Az RCA-, ARCA- és NRCA-indexek teljes mértékben konzisztensek. Az RTA-indexek szintén konzisz-

tensek 0,79-nél nagyobb megoszlással. Ezek az egyszerű tesztek rávilágítanak arra, hogy az indexek alapján levont következtetéseket kellő körültekintéssel kell kezelni, és alátámasztják, hogy az indexek kevésbé konzisztensek, *Ballance–Forstner–Murray* [1987] és *Fertő–Hubbard* [2003] eredményeivel összhangban. Ugyanakkor a tesztek eredményei lehetővé teszik a komparatív előnyök sorrendi vagy bináris skálán történő értelmezését. Ezzel összhangban megállapítható, hogy az RCA-mutatók jól alkalmazhatók annak meghatározására, hogy egy adott ország komparatív előnyöket vagy hátrányokat élvez-e a bor területén, kevésbé alkalmasak viszont a komparatív előnyök nagyságának értékelésére.

3.2. A komparatív előnyök konvergenciája

A komparatív előny indexek időbeli konvergenciájának vagy divergenciájának vizsgálatát, trendet tartalmazó illetve trend nélküli panel egységgyöktesztek segítségével értékeltém. (Lásd a 3. táblázatot.) A három különböző panel egységgyökteszt eredményei azt mutatják, hogy az összes index esetében az adatok tartalmazznak egységgyököt, egyetlen kivétel a trendet tartalmazó PP-teszt eredménye volt a B-index esetében. Mindez arra utal, hogy a komparatív előny indexek nem stacionáriusak és a mutatók dinamikájában feltételezett konvergencia hipotézisét el kell vetnünk.

4. táblázat

A komparatív előny indexek panel egységgyöktesztjei, p szignifikancia szinten, 2000–2013

Index/függő változó	Trend nélkül			Trenddel		
	IPS	ADF	PP	IPS	ADF	PP
RCA	0,8277	0,4140	0,0648	0,5152	0,4051	0,0053
RTA	0,9139	0,7599	0,0876	0,9856	0,7940	0,0632
ARCA	0,8099	0,9362	0,6317	0,3112	0,5200	0,0650
NRCA	0,7871	0,8142	0,7177	0,3712	0,4583	0,1796

Megjegyzés. IPS (Im–Pesaran–Shin- W -statisztika), ADF (ADF–Fisher χ^2), PP (PP–Fisher χ^2) egységgyöktesztek eredményei.

Forrás: Saját számítás a Világbank (WITS) adatbázisa alapján (*World Bank* [2013a]).

A komparatív előny indexek keresztmetszeti függőség-tesztelése érdekében Pesaran-tesztet alkalmaztam (*Pesaran* [2004]). A tesztek eredményei különböző képet mutatnak az egyes indexeknél. Az RCA, RTA, ARCA és az NRCA esetében sem vehetjük el a keresztmetszeti függetlenséget.

5. táblázat

Keresztmetszeti függőség (CD) -tesztek

Index/függő változó	CD-teszt	<i>p</i> -érték
RCA	1,48	0,140
RTA	4,73	0,000
ARCA	7,62	0,000
NRCA	0,62	0,534

Végül a Pesaran-féle (Pesaran [2007]) panel egységgyökteszt segítségével is ellenőriztem a keresztmetszeti függőséget, 0–2 éves időbeli késleltetést alkalmazva. A tesztek eredményei megerősítik a fenti hipotéziseket, miszerint az adatsor minden mutató esetén tartalmaz egységgyököt, azaz az RCA-indexek divergálnak.

6. táblázat

Pesaran-féle panel egységgyökteszt (p-értékek)

Index/függő változó	Trend nélkül			Trenddel		
	Időbeli késleltetés					
	0	1	2	0	1	2
	(év)					
RCA	0,995	0,948	1,000	0,935	0,994	0,988
RTA	0,995	0,948	1,000	1,000	1,000	1,000
ARCA	0,517	0,010	0,166	0,981	0,767	0,966
NRCA	0,917	0,823	0,989	0,977	0,934	1,000

Forrás: Saját számítás a Világbank (WITS) adatbázisa alapján (Pesaran [2007]).

3.3. A regressziós becslések eredményei

A következőkben a regressziós modellek becslési eredményeit mutatom be.

A regressziós becslés eredményei azt mutatják, hogy a változók együttthatóinak többsége az RCA, RTA, ARCA és NRCA esetében szignifikánsan különbözik nullától. Az egy főre jutó GDP (lnGDPpercapita), az ország szőlőtermő területének nagysága (lnGrapeland), a mezőgazdasági lakosság aránya (agrem), mint a természeti adottságokat képviselő változók, pozitív irányban befolyásolhatják a borkereskedelem versenyképességét. Másrészt a gazdasági méretet képviselő GDP és az árfo-

lyamváltozásokat reprezentáló $\ln X_{rate}$ változó negatív mértékben hatnak a versenyképességre. A szabad kereskedelmet szimbolizáló WTO minőségi, bináris változó alátámasztja a kereskedelmi akadályok leépítésének pozitív hatását a borkereskedelem versenyképességére (változó értéke 1, ha az adott bortermelő ország tagja a WTO-nak, illetve egyébként 0). A versenyképesség tényezőit vizsgáló modell megerősíti a hipotéziseket, miszerint a bortermelő ország tényezőellátottsága, fejlettsége és a mezőgazdasági népesség nagysága, illetve az ország WTO-tagsága jelentős pozitív hatással van a borkereskedelem versenyképességére. Az eredmények három indikátor esetén (B, RTA, ARCA) erősen, míg NRCA-index esetén mérsékelt szignifikáns eredményeket mutatnak.

7. táblázat

Panel regressziós becslések eredményei

Változó	RCA	RTA	ARCA	NRCA
$\ln GDP_{percapita}$	0,053 (1,159)	-0,390 (1,111)	0,000 (0,002)	0,203*** (0,000)
$\ln GDP$	-2,612*** (0,938)	-2,428*** (0,873)	-0,005*** (0,001)	-0,173*** (0,000)
Agremp	0,414*** (0,106)	0,412*** (0,104)	0,001*** (0,000)	-0,017*** (0,000)
$\ln Grapeland$	1,333*** (0,440)	1,335*** (0,403)	0,003*** (0,000)	0,245*** (0,000)
$\ln X_{rate}$	-0,245* (0,132)	-0,263** (0,130)	-0,001** (0,000)	-0,030*** (0,000)
WTO (bináris változó)	12,83*** (3,023)	12,59*** (2,987)	0,027*** (0,007)	-0,063 (0,000)
Konstans	41,85* (23,68)	40,87* (22,98)	0,081* (0,048)	0,489 (0,000)
Megfigyelések száma	532	532	532	532
R-négyzet	0,237	0,248	0,206	0,185
Országok száma	38	38	38	38

Megjegyzés. Standard hibák zárójelben. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Forrás: Saját számítás a FAO és a Világbank (WITS és WDI) adatbázisai alapján.

4. Következtetések és korlátok

Bár számos nemzetközi elemzés látott napvilágot a különböző bortermelő országok versenyképességének vizsgálata témakörében, kevés azon kutatások száma, melyek regressziós elemzéseken keresztül vizsgálják a versenyképességet befolyásoló tényezőket.

A tanulmány a versenyképesség dinamikus vizsgálatát és az azt meghatározó tényezők kapcsolatát helyezi új megvilágításba 38 nagy bortermelő ország borkereskedelmét figyelembe véve 2000 és 2013 közötti időszakban. A kutatás négy Balassa-féle komparatív előny mutatót alkalmaz (RCA, RTA, ARCA, NRCA) a világ fő borexportőr-országainak világszintű értékelésére és a versenyképességet meghatározó tényezők vizsgálatára.

A versenyképességi mutatók elemzése alapján a versenyképes borexportáló országok között európai (Olaszország, Franciaország, Spanyolország, Portugália, Görögország), a tengeren túli (Argentína, Ausztrália, Chile, Új-Zéland, Dél-Afrika) és a fejlődő (Grúzia, Moldova) bortermelő országok egyaránt megtalálhatók.

Az indexek konzisztencia tesztjei alátámasztják, hogy a kereskedelmi indexek jól alkalmazhatók a komparatív előnyök bináris vagy sorrendi skálán történő értékelésére, ugyanakkor kevésbé jól használhatók kardinális indikátorként.

A panel egységgyöktesztek eredményei megerősítik azt a hipotézist, miszerint az adatsor minden mutató esetén tartalmaz egységgyököt, azaz az RCA-indexek időben széttartanak.

A regressziós becslés eredményei azt mutatják, hogy a természeti adottságokkal való ellátottság (egy főre eső GDP, az ország szőlőtermő területének nagysága, a mezőgazdasági lakosság aránya a foglalkoztatottságban), illetve WTO-tagság pozitív irányban befolyásolhatja a borkereskedelmi versenyképességet, míg a gazdasági méret és az árfolyam-ingadozások negatívan hatnak a versenyképességre.

A kutatásnak ugyanakkor számos korlátja is van. Az eredményeket jelentős mértékben befolyásolták egyes változók mérésének módszertani korlátai és a versenyképességi mutatók számításának a hiányosságai is, mint például kereskedelemtorzító politikák hatásának figyelmen kívül hagyása. A tanulmány a versenyképességet makroszinten vizsgálta a borkereskedelmet és a bort, homogén termékként kezeli. A jövőben további ökonometriai kutatások is szükségesek a bor-versenyképességet befolyásoló tényezők jobb megismerése, farmszintű elemzések és a mélyebb összefüggések feltárása érdekében.

Függelék

A magyarázó változók leíró statisztikája

Index/függő változó	Megfigyelés	Átlag	Standard hiba	Minimum	Maximum
RCA	532	5,284	16,577	0,002	164,205
RTA	523	4,523	16,516	-4,424	162,536
ARCA	532	0,009	0,036	-0,002	0,347
NRCA	532	0,000	0,000	0,000	0,001
lnGDP	532	25,899	1,989	20,976	30,452
lnGDP/fő	532	9,463	1,174	5,869	11,627
Agremp	445	11,832	13,913	0,600	55,300
lnGrapeland	532	10,425	2,403	2,197	13,986
lnXrate	532	1,489	2,553	-0,694	10,454
WTO (bináris változó)	532	0,895	0,307	0,000	1,000

Forrás: A Világbank (WITS és WDI) és a FAO adatbázisai alapján saját számítás.

Irodalom

- ANDERSON, K. [2013]: Is Georgia the next “new” wine-exporting country? *Journal of Wine Economics*. Vol. 8. Issue. 1. pp. 1–28. <http://dx.doi.org/10.1017/jwe.2013.7>
- ANDERSON, K. – WITTWER, G. [2013]: Modeling global wine markets to 2018: Exchange rates, taste changes, and China's import growth. *Journal of Wine Economics*. Vol. 8. Issue. 2. pp. 131–158. <http://dx.doi.org/10.1017/jwe.2013.31>
- BAI, J. – NG, S. [2004]: A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*. Vol. 72. Issue 4. pp. 1127–1177. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x>
- BALASSA, B. [1965]: Trade liberalization and revealed comparative advantage. *The Manchester School of Economic and Social Studies*. Vol. 33. No. 2. pp. 99–123. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9957.1965.tb00050.x>
- BALLANCE, R. H. – FORSTNER, H. – MURRAY, T. [1987]: Consistency tests of alternative measures of comparative advantage. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 69. No. 1. pp. 157–161. <http://dx.doi.org/10.2307/1937915>
- 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. No. 3. pp. 634–647. <http://dx.doi.org/10.2307/2082979>
- BREITUNG, J. – PESARAN, M. H. [2008]: *Unit Roots and Cointegration in Panels*. Springer. Berlin. Heidelberg. http://dx.doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_9
- BOJNEC, Š. – FERTŐ, I. [2008]: European enlargement and agro-food trade. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. Vol. 56. No. 4. pp. 563–579. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1744-7976.2008.00148.x>

- BOJNEC, Š. – FERTŐ, I. [2009]: Agro-food trade competitiveness of Central European and Balkan countries. *Food Policy*. Vol. 34. No. 5. pp. 417–425.
- BOJNEC, Š. – FERTŐ, I. [2014]: Meat export competitiveness of European Union countries on global market. *Agricultural and Food Science*. Vol. 23. Issue 3. pp. 194–206.
- BOJNEC, Š. – FERTŐ, I. [2015]: Agri-food export competitiveness in European Union countries. *Journal of Common Market Studies*. Vol. 53. Issue. 3. pp. 476–492. <http://dx.doi.org/10.1111/jcms.12215>
- CHOI, I. [2001]: Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 20. No. 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)
- FAO [2014]: *FAOSTAT Database*. Rome. <http://faostat.fao.org/site/342/default.aspx> május 10.
- FERTŐ I. [2003]: A komparatív előnyök mérése. *Statisztikai Szemle*. 81. évf. 4. sz. 309–327. old.
- FERTŐ, I., – HUBBARD, L. J. [2003]: Revealed comparative advantage and competitiveness in Hungarian agri-food sectors. *The World Economy*. Vol. 26. Issue 2. pp. 247–259. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-9701.00520>
- FERTŐ I. – VARGA Á. [2014]: A jóllét területi különbségei Magyarországon: egy lehetséges térségfejlettségi index alkalmazása. *Statisztikai Szemle*. 92. évf. 10. sz. 874–891. old.
- HOEN, A. R. – OOSTERHAVEN, J. [2006]: On the measurement of comparative advantage. *The Annals of Regional Science*. Vol. 40. No. 3. pp. 677–691. <http://dx.doi.org/10.1007/s00168-006-0076-4>
- IM, K. – PESARAN, H. – SHIN, Y. [2003]: Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*. Vol. 115. No. 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)
- LIESNER, H. H. [1958]: The European common market and British industry. *Economic Journal*. Vol. 68. No. 270. pp. 302–316. <http://dx.doi.org/10.2307/2227597>
- 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. No.1. pp. 631–652.
- MOSCONE, F. – TOSETTI, E. [2009]: A review and comparison of tests of cross-section independence in panels. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 23. No. 3. pp. 528–561. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6419.2008.00571.x>
- 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>
- PESARAN, M. H. [2004]: *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*. CESifo Working Paper Series No. 1229; IZA Discussion Paper No. 1240. <http://ssrn.com/abstract=572504>
- PESARAN, M. H. [2007]: A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 22. No. 2. pp. 265–312. <http://dx.doi.org/10.1002/jae.951>
- SARKER, R. – RATNASENA, S. [2014]: Revealed comparative advantage and half-a-century competitiveness of Canadian agriculture: A case study of wheat, beef and pork sectors. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. Vol. 62. No. 4. pp. 519–544. <http://dx.doi.org/10.1111/cjag.12057>
- STIGGEL, E. [2006]: International competitiveness and comparative advantage: A survey and a proposal for measurement. *Journal of Industry, Competition and Trade*. Vol. 6. No. 2. pp. 137–159. <http://dx.doi.org/10.1007/s10842-006-8430-x>

- VAN ROOYEN, J. – STROEBEL, L. – ESTERHUIZEN, D. [2010]: *Analysing Competitiveness Performance in the Wine Industry: The South African case*. Paper for the pre-AARES conference workshop on The World's Wine Markets by 2030: Terroir, Climate Change, R&D and Globalization. Adelaide. https://www.adelaide.edu.au/wine-econ/events/2030workshop/pubs/van_WC0210.pdf
- VLAHOVIĆ, B. – PUŠKARIĆ, A. – TOMAŠEVIĆ, D. [2013]: *135 EAAE Seminar. Challenges for the Global Agricultural Trade Regime after Doha*. 28–30 August. Belgrade. http://portal.zzbaco.com/mojo_baco/Data/Sites/1/135th%20eaae%20seminar-belgrade-2013.pdf
- VOLLRATH, T. L. [1991]: A theoretical evaluation of alternative trade intensity measures of revealed comparative advantage. *Weltwirtschaftliches Archiv*. Vol. 127. Issue. 2. pp. 265–280. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02707986>
- WOOLDRIDGE, J. M. [2002]: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press. Cambridge.
- WORLD BANK [2013a]: *World Integrated Trade Solution Database (WITS)*. <http://www.wits.worldbank.org>
- WORLD BANK [2013b]: *World Development Indicators*. <http://data.worldbank.org/indicator>.
- WTO (WORLD TRADE ORGANISATION) [2014]: *Members and observers*. <http://www.wto.org>
- YU, R. – CAI, J. – LEUNG, P. S. [2009]: The normalized revealed comparative advantage index. *The Annals of Regional Science*. Vol. 43. No. 1. pp. 267–282. <http://dx.doi.org/10.1007/s00168-008-0213-3>
- YU, R. – CAI, J. – LOKE, M. K. – LEUNG, P. S. [2010]: Assessing the comparative advantage of Hawaii's agricultural exports to the US mainland market. *Annals of Regional Science*. Vol. 45. No. 2. pp. 473–485. <http://dx.doi.org/10.1007/s00168-009-0312-9>

Summary

The purpose of this study is to provide insight into the export competitiveness of the biggest 38 wine-producing countries on global markets. Four apparent comparative advantage indices are used to analyse the world market situation, the evolutions in the patterns of development in the export competitiveness of wine and their drivers over the analysed years of 2000 to 2013. The revealed comparative advantages on the global markets are the most robust for France, Italy, Spain, Chile, Australia and the United States. The author's estimations suggest a divergence in comparative advantage over time. The data show that the GDP and exchange rates have negative effects on wine export competitiveness, while agricultural employment, grape area harvested and WTO membership are positively associated with it. The results are relatively robust to alternative comparative advantage indicators.