

A KOMPARATÍV ELŐNYÖK MÉRÉSE*

FERTŐ IMRE

Az empirikus kereskedelemelmzés irodalmában általánosan elfogadott a komparatív előnyök különböző indexeinek alkalmazása a komparatív előnyök mérésére, illetve a kereskedelem specializációjára. A tanulmány megvizsgálja, hogy milyen módszertani kérdések vetődnek fel a megnyilvánuló komparatív előnyök indexeinek alkalmazása során. Először a megnyilvánuló komparatív előnyök mérése során felmerült elméleti problémákat vesszük szemügyre. Ezt követően a Balassa-index alkalmazásakor felmerülő gyakorlati kérdéseket, illetve az azokra adott válaszokat mutatjuk be. Végezetül, a megnyilvánuló komparatív előnyök stabilitásának vizsgálatára alkalmazott módszereket ismertetjük.

TÁRGYSZÓ: Nemzetközi kereskedelem. Specializáció. Komparatív előnyök.

A komparatív előnyök koncepciójának központi szerepe van a nemzetközi kereskedelem vizsgálatának elméletében. Noha a nyolcvanas években, az új kereskedelemelmélet megjelenésével, a méretgazdaságosság hasonló fontosságra tett szert annak magyarázatában, hogy miért kereskednek az egyes országok egymással, mégis a (tényezőellátottságban és technológiában) különböző országok közötti kereskedelmi folyamatok előrejelzésében a komparatív előnyök elve maradt a fő elméleti magyarázat (Davis; 1997).

A hagyományos kereskedelemelmélet szerint, a szabadkereskedelem feltételei mellett, az egyes országok olyan jószágok termelésére specializálódnak, illetve olyanokból lesznek nettó exportőrök, amelyekből komparatív előnyeik vannak. Elméletileg, a statikus keresleti és kínálati hatásokat figyelembe véve, a következő állítás kellően világos és eléggé általános (Deardoff; 1980): annak megállapítására, hogy egy országnak mely termékből van komparatív előnye, elég megfigyelni az autark állapot és a szabadkereskedelem melletti relatív árak közötti különbség előjelét. Ha az előjel pozitív, akkor az adott országnak komparatív előnye van az adott jószág termelésében és exportjában, ha az előjel negatív, akkor az országnak komparatív hátránya van. Amennyiben az elmélettől a mérés felé haladunk, több fontos problémával is szembe kell néznünk. Nevezetesen, a komparatív előnyök elméletét rendkívül nehéz számszerűsíteni, illetve közvetlenül tesztelni, mert a relatív árak a feltételezett autarkiaiban nem figyelhetők meg. Továbbá, ha a relatív árak megfigyelhetők lennének, korántsem biztos, hogy ezek előre jeleznék az igazi komparatív előnyöket. Végezetül, a komparatív előnyök nem tételeznek fel egysze-

* A tanulmány alapjául szolgáló kutatást az OKTK „Komparatív előnyök a magyar mezőgazdaságban” és az OTKA „Kereskedelemelmélet és magyar agrárkereskedelem” című programjai támogatták.

rű determinisztikus kapcsolatot közte és a kereskedelem volumene között, amit gyakran elfelednek az empirikus munkákban (*Greenaway–Milner*; 1993).

Mindezen nehézségek ellenére a komparatív előnyöknek nagyon fontos szerepe van mind az elméleti, mind pedig a gyakorlati politikai elemzésben. Ezért jelentős erőfeszítéseket tettek annak feltárására, hogy miként lehet alkalmazni a komparatív előnyök elvét valós körülményeik között. Ezek alapvetően közvetett módszereket jelentenek, melyek ex post kereskedelmi adatokat alkalmaznak, és bizonyos feltevésekkel élnek a megfigyelt és a meg nem figyelhető változók közötti kapcsolatokról.

E megközelítések közül a megnyilvánuló komparatív előnyök (Revealed Comparative Advantage – RCA) koncepciója vált népszerűvé az empirikus kereskedelemelemzésben mind a különböző országok, mind pedig az egyes ágazatok közötti vizsgálatokban. Noha számos kísérletet tettek a megnyilvánuló komparatív előnyök koncepciója és a komparatív előnyök elmélete közötti kapcsolat megteremtésére (*Hillman*; 1980, *Bowen*; 1983), az általánosan bevett megközelítés, hogy összehasonlítják a nemzeti ágazati arányokat a nemzetköziekkel, így következtetve a komparatív előnyökre a termelési és kereskedelmi adatok vizsgálatával. Az ilyen megközelítés esetén azonban számos megoldás létezhet a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésére, amelyek export, import és termelési adatokat, illetve ezek valamilyen kombinációját alkalmazzák. Ennek megfelelően sok kutató kísérletet tett a megnyilvánuló komparatív előnyök megfelelő indexének definiálására (például *Balassa*; 1965, *Bowen*; 1983, *Donges–Riedel*; 1977, *Kunimoto*; 1977, *Vollrath*; 1987, 1989).

Sajátos módon a mérési problémák az elmúlt évtizedekben nagymértékben függetlenedtek az elmélettől. Ennek következményeként jelentős szabadságot kaptak a kutatók arra, hogy megválasszák milyen RCA-indexeket használjanak a nemzetközi kereskedelem empirikus elemzése során. A kutatóknak ugyanakkor fokozottan tisztában kell lenniük az egyes RCA-indexek kiválasztásánál az elméleti és a gyakorlati következményekkel.

A kilencvenes években Magyarországon is újra népszerűvé vált a különböző RCA-indexek használata az empirikus kereskedelemelemzésben (például *Halpern*; 1994, *Fertő–Hubbard*; 2001, 2002), továbbá *Török* (1996) rámutatott a Balassa-mutató (B) néhány hiányosságára. Mind ez idáig azonban nem került sor a hazai irodalomban a megnyilvánuló komparatív előnyök koncepciójának, illetve indexeinek részletesebb módszertani elemzésére. E tanulmány célja, hogy ezt a hiányosságot részlegesen pótolja. Ennek megfelelően arra vállalkozik, hogy a Balassa-indexet kiindulópontként választva megvizsgálja, milyen gondok merülnek fel a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésével kapcsolatban. Először a megnyilvánuló komparatív előnyök mérése során felmerült elméleti problémákat vesszük szemügyre. Ezt követően a Balassa-index alkalmazása során felmerülő gyakorlati kérdéseket, illetve az azokra adott válaszokat mutatjuk be. Végezetül, a megnyilvánuló komparatív előnyök stabilitásának vizsgálatára alkalmazott módszereket ismertetjük.

Illusztrációként a magyar mezőgazdaság komparatív előnyeinek vizsgálata során elért eredményeket használjuk fel. Ennek során négy különböző RCA-indexet számoltunk ki Magyarország 1992–1998. évi agrárkereskedelmére vonatkozóan, ahol az EU 15 tagállamának adatai szolgáltak összehasonlítási alapul. A vizsgálat során használt adatok az OECD adatbázisából származnak, SITC- (Standard International Trade Classification) rendszerben. A mezőgazdasági kereskedelmet az Európai Unióban szokásos módon hatá-

roztuk meg. Ez azt jelenti, hogy az SITC-rendszer négy számjegyű bontásában 253 termékcsoport tartozik a mezőgazdasági kereskedelemhez, amelyekhez hozzávettük a búza- és a kukoricakeményítőt is. A teljes minta ezért 255 termékcsoportot tartalmaz, és a Magyarország és az EU közötti kétoldalú teljes kereskedelmet jelenti mind a hét évre.

A MEGNYILVÁNULÓ KOMPARATÍV ELŐNYÖK MÉRÉSÉNEK ELMÉLETI PROBLÉMÁI

A komparatív előnyök és a versenyképesség koncepcióját gyakran összekeverik, noha a két fogalom a valóságban teljesen különbözik egymástól. Két lényeges különbséget érdemes megemlíteni (Lafay; 1992). Egyrészt, amíg a versenyképességet országok között mérhetjük egy adott termék esetében, addig a komparatív előnyt termékek között mérhetjük egy adott ország esetében. Másrészt, míg a versenyképesség nagyon érzékeny a makroökonomiai helyzet változásaira (például az árfolyamváltozásra), addig a komparatív előny alapvetően strukturális természetű. Például, ha az árfolyam változékonysága nagy amplitúdójú egyensúlytalanságokhoz vezet, akkor a versenyképesség vizsgálata súlyos problémákkal néz szembe, következésképpen bármilyen elemzés nem megfelelő eredményekhez vezethet. Ez az egyik fő oka annak, hogy a nemzetközi specializáció vizsgálata egyre inkább a megnyilvánuló komparatív előnyök különböző indexeit részesíti előnyben.

Az eredeti RCA-indexet Balassa (1965)-ben megjelent tanulmányában mutatta be, és a következőképpen definiálta:

$$B_{ij} = (x_{ij} / x_{it}) / (x_{nj} / x_{nt}), \quad /1/$$

ahol:

- x – az exportot,
- i – egy adott országot,
- j – egy meghatározott terméket,
- t – a termékek egy csoportját,
- n – az országok adott csoportját reprezentálja.

B a megfigyelt kereskedelem szerkezetén alapul, egy meghatározott terméknek a teljes hazai exportbeli arányát veti össze a terméknek meghatározott országcsoport kereskedelmében betöltött részesedésével. Balassa tanulmányában a t index 74 ipari termék kombinált exportját, az n index pedig 11 fejlett ipari ország együttesét jelezte. Ha $B > 1$, akkor megnyilvánuló komparatív előnyről beszélhetünk. Könnyen belátható, hogy a B -index olyan globális mércévé terjeszthető ki, amely minden terméket és minden országot magában foglal (Vollrath; 1991).

A B -index alapvető feltevése, hogy az exportszerkezet egyaránt érzékeny a relatív költségekre és a nem árjellegű tényezőkben meglevő különbségekre, és ezért a komparatív előnyök várhatóan meghatározzák az export szerkezetét. Balassa azonban elemzését az ipari termékek vizsgálatára korlátozta abból a megfontolásból, hogy a nyersanyagok kereskedelmét eltorzítják a különböző kereskedelmi korlátozások, ezért a B -indexek nem fejezik ki a komparatív előnyöket. Erre a problémára később visszatérünk.

Hillman (1980) azt vizsgálta, hogy milyen kapcsolat van a B -index és a komparatív előnyök között, amelyeket a kereskedelmi forgalomba kerülés előtti relatív árak mutat-

nak, eltekintve az exportintervenciók alkalmazásának lehetőségétől. Arra a kérdésre kereste a választ, hogy ha egy kéttermékes gazdaság esetében a B -index nagyobb az első jószág esetében, mint a második esetében, akkor ez azt is jelenti-e, hogy az első jószágot relatíve olcsóbban termelték-e a kereskedelem előtti állapotban, mint a második terméket. Hillman diagram segítségével mutatta meg, hogy a B -index értéke azonos lehet, noha a termékek iránti preferenciák különbözhetnek egymástól. Továbbá, a B -index értéke független attól, hogy melyik jószág előállítása olcsóbb az autark állapotban, azaz a B -index független a komparatív előnyöktől, amelyeket a ricardoi értelemben vett kereskedelem előtti relatív árak mellett kapunk. Következésképpen, a B -index nem alkalmas a termékek közötti összehasonlításban a komparatív előnyök mérésére.

Az elemzését kiterjesztve az országok közötti összehasonlításra Hillman kérdése a következő volt: két ország esetében, ha a B -index adott jószág esetében az első országban nagyobb, mint a másodikban, akkor ez azt feltételezi-e, hogy az autarkiában az adott jószág termelése az első országban relatíve olcsóbb volt, mint a másodikban? Mivel a termékek közötti helyzetre vonatkozó előbbi érvelést hasonló eredménnyel erre a helyzetre is ki lehet terjeszteni, ezért Hillman kidolgozott egy feltételt, amelynek érvényesülése esetén az egyes országok közötti összehasonlításban egy adott termék esetében elérhető a megfelelő kapcsolat a B -index és a kereskedelem előtti relatív árak között. Bizonyította, hogy egy i termék és j ország esetében a komparatív előnyök megfelelnek a kereskedelem előtti relatív áraknak, ha érvényesül a következő szükséges és elégséges feltétel:

$$1 - \frac{X_{ij}}{W_i} > \frac{X_{ij}}{X_j} \left(1 - \frac{X_j}{W} \right), \quad /2/$$

ahol:

X_{ij} – i termék exportja j országba,
 X_j – j ország összes exportja,
 W_i – a világ exportja i termékből,
 W – a világ összes exportja.

Párhuzamos és azonos preferenciákat feltételezve az országok között a /2/ egyenlőtlenségben levő feltétel szükséges és elégséges annak biztosítására, hogy a B -indexben bekövetkezett változások teljesen konzisztensek legyenek az országok viszonylagos tényezőellátottságában végbement változásokkal. Ez a feltétel biztosítja, hogy adott országban egy termék exportszintjében bekövetkezett növekedés egyúttal a B -index értékében is növekedést eredményez. Hillman hangsúlyozta, hogy e feltétel általánosságban nem szükségszerűen érvényesül, ezért azt empirikusan felül kell vizsgálni. Ha egy ország részesedése elég kicsi a világkereskelemből (X_j/W), akkor az egyenlőtlenség jobb oldalán a zárójelben levő kifejezés közel van egyhez, ezért az akár el is hagyható.

Az empirikus tesztelés lehetőségének érdekében *S. Marchese* és *F. N. de Simone* 1989-ben Hillman feltételét a következőképpen alakították át:

$$HI = \left(1 - \frac{X_{ij}}{W_i} \right) / \frac{X_{ij}}{X_j} \left(1 - \frac{X_j}{W} \right). \quad /3/$$

Ha HI nagyobb, mint egy, akkor a B -index az országok közötti összehasonlításban alkalmas indikátor a komparatív előnyök mérésére. A szerzők úgy érvelnek továbbá, hogy a Hillman-indexet ki kell számítani az olyan empirikus vizsgálatokban, amelyek a kereskedelem szerkezetét a B -index segítségével vizsgálják. Mind ez ideig azonban csak két tanulmány alkalmazta a Hillman-indexet. Marchese és de Simone eredményei azt mutatják, hogy a Hillman-feltétel nem teljesült 118 fejlődő ország 1985. évi exportjának 9,5 százalékában. A *Hinlopen* és *van Marrewijk* (2001) által vizsgált adatbázisban a Hillman-feltétel nem volt érvényes az exportérték 7 százalékában és a megfigyelések számának 0,5 százalékában. Az általunk használt adatbázisban a Hillman-feltétel tökéletesen teljesült. Ezek az eredmények arra utalnak, hogy a Hillman-feltétel kevésbé korlátozó jellegű, mint ahogy azt várni lehetne, ugyanakkor az empirikus vizsgálatokban tesztelése célszerű, mivel így bizonyosságot nyerhetünk, hogy a B -index egyik elméleti megfontolása mennyiben teljesül.

Yeats (1985) arra a kérdésre kereste a választ, hogy a B -index alkalmas-e arra, hogy ordinális vagy akár kardinális mérceként szolgáljon adott ország komparatív előnyeinek megállapítására. A szerző megvizsgálta a B -index 1976 és 1978 közötti eloszlását 129 ország és 40 iparág esetében. Eredményei szerint a B -index nem alkalmas ordinális mérce, mivel nem képes az egyes iparágakat a komparatív előny alapján konzisztensen rangsorolni. Előfordulhat ugyanis, hogy az adott országnak a többi országhoz képest meghatározott termékből a legnagyobb komparatív előnye van (vezető termék a referenciapiacra), ennek ellenére az adott országon belül nem ennek a terméknek van a legmagasabb értékű B -indexe. Ez az eltérés nagyobb lehet, ha az országok olyan iparágait hasonlítjuk össze, amelyeknél az egyes országok B -indexeinek az eloszlása jelentősen különbözik. Másképpen fogalmazva, az országok közötti nemzetközi versenyképességi vizsgálatok B -indexen alapuló eredményeit csak nagy óvatossággal szabad értelmezni. E problémák ellenére *Yeats* rámutatott arra, hogy az RCA elméletén alapuló kvantitatív vizsgálatok eredményei teljesen konzisztensek a tényezőarányok elméletének előrejelzéseivel.

Bowen (1983) rávilágított arra, hogy a B -index használatában van egy implicit feltevés, nevezetesen valamennyi országnak minden terméket kell exportálnia. Ez a feltevés viszont ellentétes a komparatív előnyök elvével, hiszen a klasszikus kereskedelemelmélet alapfeltevései szerint egy ország nem exportálhatja és importálhatja egyidejűleg ugyanazt a terméket. A szerző a *Kunimoto* (1977) által kidolgozott valószínűségi keretben, amelyben a B -indexet úgy lehet értelmezni, mint az aktuális és a várható kereskedelem

arányát: $B_{ij} = \frac{X_{ij}}{E(X_{ij})}$; $E(X_{ij}) = \left(\sum_j X_{ij} \right) \frac{\sum_i X_{ij}}{\sum_i \sum_j X_{ij}}$ igazolta, hogy ha ez a feltétel nem tel-

jesül, akkor a várható kereskedelem mennyisége zero minden termékre. Következésképpen, nincs megfelelő elméleti bázis a B -index általánosan elterjedt értelmezésére, miszerint ha a B -index értéke nagyobb (kisebb) mint egy, akkor komparatív előnyt (hátrányt) regisztrálhatunk. Bowen következtetése hasonló Hillmanéhoz, csak általánosabb jellegű. Míg Hillman megmutatta, hogy a B -index nem alkalmas ordinális mérceként a termékek közötti összehasonlításban, viszont korlátozó feltételekkel alkalmazható az országok közötti vizsgálatban, addig Bowen szerint a B -index értéke (kisebb vagy nagyobb egynél) nem használható a komparatív előnyök meghatározására. Mindezek mellett a B -index megfelelő mérce lehet a kereskedelem intenzitásának mérésére. Bowen az elméleti prob-

lémák megoldására két indexet javasolt, amelyek nemcsak kereskedelmi, hanem termelési és fogyasztási adatokat is használnak.

$$I_{ik}^T = \frac{T_{ik}}{(S_i Q_{wk})}, \quad I_{ik}^Q = \frac{Q_{ik}}{(S_i Q_{wk})}, \quad /4/$$

ahol:

T – a nettó kereskedelem (export mínusz import),

Q – a termelés,

i – az ország,

k – a termék,

w – a világot jelenti.

A szerző feltevése szerint az egyes országok preferenciái megegyeznek és homotetikusak, ezért $S_i = Y_i / Y_w$, ahol S_i i ország százalékos koefficiense, Y_i és Y_w pedig i ország, illetve a világ jövedelmét (GNP-ben mérve) jelzi. A Bowen-index alkalmazásával kapcsolatban azonban súlyos gyakorlati nehézségek merülnek fel. Egyrészt a Bowen-mutatónak rendkívül nagy az adatigénye. Másrészt, a kereskedelmi adatokat csak jelentős nehézségek árán lehet a termelési adatokkal megfeleltetni, és ráadásul ez is csak az ipari termékek és meghatározott országok esetében, illetve bizonyos aggregációs szint felett lehetséges. Ez a korlát eleve szűkíti a vizsgálható termékek körét, így például kizárja a mezőgazdasági árukat is. Továbbá, a kereskedelmi adatokat lehetetlen megfeleltetni a fogyasztási adatoknak. E nehézségek miatt a Bowen-index inkább csak elméleti lehetőség maradt, amelynek alkalmazása nem vert gyökeret az empirikus vizsgálatokban.

A MEGNYILVÁNULÓ KOMPARATÍV ELŐNYÖK MÉRÉSÉNEK MÓDSZERTANI PROBLÉMÁI

A mérések módszertani problémái között elsőként a kereskedelemtorzító politika hatásával foglalkozom, majd az aszimmetria problémájára és az alkalmazott indexek konzisztenciájára térek ki.

A kereskedelemtorzító politikák hatása

A klasszikus Balassa-indexet számos ok miatt szokták kritizálni. Az első és egyik leggyakoribb kifogás B - és a hozzá hasonló indexekkel kapcsolatban, hogy a megfigyelt kereskedelmi szerkezetet a különböző állami beavatkozások és kereskedelmi korlátozások eltorzítják, ezért azok nem reprezentálhatják megfelelően a komparatív előnyöket. Ez különösen igaz a mezőgazdaságra, ahol az állami beavatkozás inkább szabály, mint kivétel, ahogy erre már *Balassa* (1965) is rámutatott.

Vollrath ezért három különböző specifikációját javasolta a megnyilvánuló komparatív előnyöknek, amelyeket a mezőgazdaság nemzetközi versenyképességének vizsgálatára alkalmazott (*Vollrath*; 1987, 1989, *Vollrath-Vo*; 1990). Az első index az ún. relatív kereskedelmi előny (Relative Trade Advantage – RTA), amely mind az export, mind az import oldalt figyelembe veszi. A relatív kereskedelmi előny indexét a relatív export-

előnyként (Relative Export Advantage – RXA) definiálja. Az RXA valójában a Balassa-index, és import oldali ellentétpárjának, a relatív importelőnynek (Relative Import Advantage – RMA) és a relatív exportelőnynek a különbsége. A relatív kereskedelmi előny indexét formálisan a következőképpen definiálja:

$$RTA_{ij} = RXA_{ij} - RMA_{ij}, \quad /5/$$

ahol $RXA_{ij} = B_{ij}$ és $RMA_{ij} = (m_{ij} / m_{it}) / (m_{nj} / m_{nt})$ (m reprezentálja az importot). Ezért,

$$RTA_{ij} = [(x_{ij} / x_{it}) / (x_{nj} / x_{nt})] - [(m_{ij} / m_{it}) / (m_{nj} / m_{nt})].$$

Az RXA-, RMA- és RTA-indexeket alkalmazta például *Eiteljörge* és *Hartmann* (1999), valamint *Fertő* és *Hubbard* (2001, 2002).

Vollrath második RCA-indexe a relatív exportelőnyök logaritmus (lnRXA). A harmadik mércét pedig a relatív versenyképességnek (Revealed Competitiveness – RC) nevezte el és a következő módon definiálta:

$$RC_{ij} = \ln RXA_{ij} - \ln RMA_{ij}. \quad /6/$$

Az RTA-, az lnRXA- és az RC-indexek pozitív értékek esetében a komparatív versenyelőnyöket mutatják, míg a negatív értékek a komparatív versenyhátrányokat jelzik. A szerző szerint az RTA- és az RC-indexeknek két előnye van a B -indexekkel szemben. Egyrészt tartalmazzák mind az export-, mind az importoldali kereskedelemtorzításokat. Másrészt, konzisztensek azzal a ténnyel, hogy egy termékcsoportban létezhet ágazaton belüli kereskedelem. Ez utóbbi tulajdonság azonban egyben az RC-index hátránya is. Ha nincs ágazaton belüli kereskedelem, akkor az RC-indexet vagy nem lehet értelmezni (ha nincs import az adott termékből), vagy az RC-index értéke nulla (ha nincs export az adott áruból).

Gazdag irodalma van a mezőgazdasági kereskedelem liberalizálásából származó jóléti nyereségeknek, lásd például *Tyers és Anderson* (1988, 1992), valamint *The Uruguay round...* (1995). Ezek a tanulmányok azt sugallják, hogy az agrárpolitikáknak jelentős hatása kell legyen a kereskedelmi folyamatokra (a volumenre) és a kereskedelem lehetséges mintájára (irányára). *Peterson és Valluru* (2000) azonban nem tudták igazolni, hogy a kormányzatoknak jelentős hatása lenne a kereskedelem mintájára. A szerzők arra a következtetésre jutottak, hogy a természeti tényezőknek elsődleges fontosságuk van, ahogy azt a hagyományos kereskedelemelmélet hangsúlyozza. Az agrárpolitikák befolyásolják ugyan a kereskedelmi folyamatokat, de nem változtatják meg a kereskedelem irányát. Az agrárpolitika politikai gazdaságtanának irodalma gyakran hangsúlyozza a protekcionizmus és a komparatív előnyök közötti fordított kapcsolatot (*Olper*; 2001, *van Bastelaer*; 1998). Korábban, 1990-ben Vollrath és Vo úgy találták, hogy az exportteljesítményt jobban befolyásolják a gazdasági alapok, mint a kormányzati intézkedések, míg ennek az ellenkezője igaz az import viselkedésére. Az általunk definiált négy indexből a B - és a lnRXA-indexek csak exportadatokat, míg az RTA- és az RC-indexek importadatokat is tartalmaznak. Ez vezette *Vollrath-ot* (1991) arra, hogy a B - és a lnRXA-indexek alkalmazását javasolja az RTA- és az RC-indexek helyett, mert az előbbi kettő kevésbé érzékeny a politikailag előidézett torzításokra, amelyek hatásosabbak az importoldalán. Az export-

támogatások azonban gyakorta használatosak a mezőgazdasági, különösen az EU és Magyarország közötti kereskedelemben, ezért a B - és a $\ln RXA$ -indexek melletti érvelés ebben az esetben kevésbé megalapozott.

A kormányzati beavatkozások kereskedelemtorzító hatásaival kapcsolatos megfontolásokat nem lehet teljesen lezárni, annyit azonban állíthatunk, hogy a bemutatott négy RCA-index, amennyiben körültekintően alkalmazzuk, mégis megfelelő útmutatóként szolgálhat a komparatív és a versenyelőnyökhöz a magyar élelmiszer-gazdaságban. Végezetül, Vollrath 1989. évi tanulmányában megjegyzi, hogy a kormányzati intervenciók és versenyképesség fordított viszonyban állnak egymással. Ez azt sugallja, hogy azok a termékcsoportok, amelyeknek komparatív előnyük van, nemzetközileg még versenyképesebbek lennének, ha a piacok nyitottabbá válnának.

Az aszimmetria problémája

A Balassa-mércével kapcsolatos másik probléma, hogy annak értéke aszimmetrikus: egytől a végtelenig terjed, ha egy országnak egy termékből komparatív előnyei vannak, viszont csak nulla és egy között mozog az értéke, ha egy áruból komparatív hátránya van. Ez az aszimmetria legalább két problémát okoz. Egyrészt, ha a B -index átlaga magasabb, mint a medián, akkor a B eloszlása jobbra elnyúló lesz. Ez azt jelenti, hogy ha a B -index nagyobb mint egy, az adott szektor relatív súlyát túlbecsüljük azokhoz az ágazatokhoz viszonyítva, ahol a B -index értéke kisebb, mint egy (De Benedictis–Tamberi; 2001).

Ez a probléma különösen akkor lesz lényeges, ha az ökonometria elemzés a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezetét vizsgálja. Ahogy ezt Dalum, Laursen és Villumsen (1998. 427. old.) kifejtik: „A ferde eloszlás sérti a normalitás feltevését a hibatagban a regressziós elemzés során, ezért nem ad megfelelő t -statisztikát. Ráadásul az RCA-index használata a regressziós elemzésben sokkal nagyobb súlyt ad az egynél magasabb értékeknek, összehasonlítva az egy alatti megfigyelésekkel.”

A módszertani probléma akkor is fennmarad, ha a Balassa-index logaritmikus transzformációit alkalmazzuk, mivel például a B -indexben egy változásnak 0,01-ről 0,02-ra ugyanakkora hatása lesz, mint egy változásnak 50-ről 100-ra. Ez a fajta kifogás kiterjeszthető a Vollrath által javasolt indexekre is. Magától értetődő, hogy az RMA-index szintén szenved a ferde eloszlás problémájától. Ezért az RTA- és az RC-indexeknél hasonló problémák jelentkeznek, noha értékük az origóra nézve szimmetrikus. Összegezve, az aszimmetriából fakadó problémák felvetik, hogy vajon lehet-e a B -indexet egyértelműen értelmezni. A vázolt nehézségek néhány, elsősorban a kereskedelem dinamikájával foglalkozó kutatót arra vezettek, hogy a B -index módosításával megoldást találjanak az aszimmetria okozta gondokra.

Dalum Laursen és Villumsen 1998. évi dolgozatukban a megnyilvánuló szimmetrikus komparatív előnyök (Revealed Symmetric Comparative Advantage – RSCA-) index bevezetését javasolták a ferde eloszlás problémájának megoldására:

$$RSCA = (B-1) / (B+1). \quad /7/$$

Az RSCA értéke mínusz egy és plusz egy között mozog, és nulla, ha a B -index értéke egy, ezért szimmetrikus. Ha egy országnak komparatív hátránya van, akkor RSCA értéke

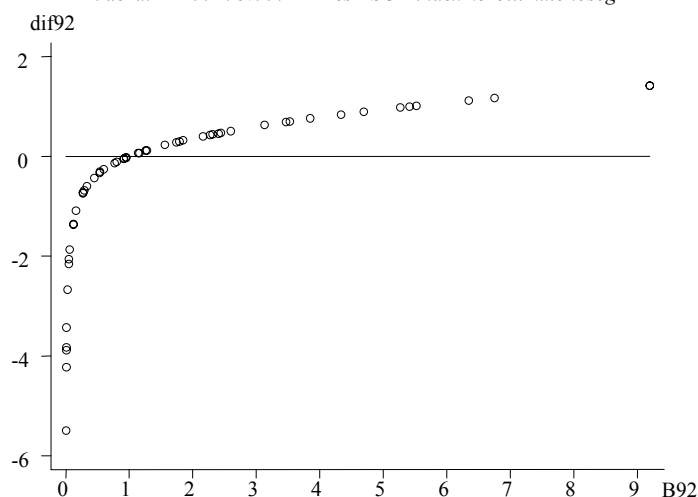
mínusz egy és nulla között, ha komparatív előnye van, akkor nulla és plusz egy között mozog. Az RSCA-index egyik előnye, hogy a logaritmikus átalakításnál elkerüli a nulla érték problémáját, másrészt a változásoknak ugyanakkora súlyt ad mindkét irányban, növekvés, illetve csökkenés esetén a komparatív előnyökben, illetve hátrányokban.

Az RSCA-index alapvető értelmezése azonban nem könnyű. Mivel az RSCA-mutató egy kvázi logaritmikus átalakítása a B -indexnek, van egy tapasztalaton alapuló interpretációja: a vizsgált ország ágazati szerkezetének százalékos különbségét mutatja az összehasonlított piachoz (például világ, EU, OECD) képest. A probléma abból fakad, hogy az RSCA- és a B -index logaritmikus transzformáltja ($\ln RXA$) tökéletesen megegyezik, ha a B -mutató egyenlő eggyel, de a két transzformáció értékei a B -index eloszlásának extrém értékeinél fokozatosan divergálnak. A különbség általában annál nagyobb, minél mélyebb bontású adatokat használunk (*De Benedictis–Tamberi*, 2001).

Az 1. ábrán a függőleges tengely az $\ln RXA$ - és az RSCA-mutatók közötti különbséget (dif92) mutatja, amelyet a magyar mezőgazdaságnak az EU piacain való komparatív előnyeire számoltunk ki 1992-re, három számjegyű bontásban. A minta 55 megfigyelést tartalmaz. A vízszintes tengelyen B -index értékei ($B92$) találhatók.

Az ábrán nyilvánvalók az RSCA-index okozta torzítások a B -index eloszlásának extrém értékeinél (a nullához közeli, illetve az ötnél nagyobb értékeknél). Noha, az RSCA-index megőrzi az eredeti B -mutató fontosabb eloszlási tulajdonságait, és a B -index elegánsabb helyettesítőjének tekinthetjük, nem mentes a problémáktól. A fő hátránya ennek a megoldásnak, hogy a csökkentett aszimmetria nem szükségszerűen tételezi föl a normalitást a hibatagban, és a mesterséges szimmetria elrejtheti a B -index mögötti dinamikát, különösen az extrém értékek esetében.

1. ábra. Az 1992. évi $\ln RXA$ - és RSCA-index közötti különbség



Proudman és *Redding* (2000) rámutattak annak fontosságára, hogy a B -index szektorok közötti számtani átlaga nem szükségszerűen egyenlő eggyel. Úgy érveltek, hogy a számláló az $1/$ egyenletben egy adott termék súlyozatlan arányát mutatja a teljes exportban, míg a nevezőben az összes termék súlyozott részesedését találhatjuk. Ezért, ha

egy ország kereskedelmének a szerkezete néhány termékre koncentrálódik, amelyeknek kis részesedése van az összehasonlítás alapjául szolgáló piacon (például világgpiac vagy EU), akkor magas érték jelentkezik a számlálóban és kis érték a nevezőben. Ez azt eredményezi, hogy a B -értékek átlaga egynél nagyobb lesz az adott országban. A B -index átlagértékei azonban változhatnak az idővel, ezért az adott ország félrevezető változásokat jelezhet a specializáció átlagos terjedelmében, amelyet a B -mérőszám mutat. A szerzők ezért alternatív megoldást javasolnak a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésére. Ennek lényege, hogy az adott ország egy meghatározott terméke exportjának arányát elosztják az összes termék átlagos piaci részesedésével, amelyet formálisan a következő módon fejezhetünk ki:

$$\bar{B}_{ij} = \frac{B_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_j B_{ij}} \quad /8/$$

A normalizált B -index átlaga a /8/ egyenletben egyenlő eggyel. Az index értelmezése a következő: egy meghatározott időpontban normalizáljuk a B -indexet a keresztmetszeti átlaggal azért, hogy eltekinthessünk az specializáció átlagos terjedelmében bekövetkezett változásoktól. *De Benedictis és Tamberi* (2001) azonban rámutattak, hogy a Proudman és Redding által javasolt normalizációs eljárás nem megfelelő. Úgy érvelnek, hogy a normalizált B -index elveszíti konzisztenciáját az eredeti B -mérőszámhoz viszonyítva. Ennek oka, hogy a normalizált B -index azokban az esetekben, ahol B értéke egy és az átlag közé esik, ellentétes komparatív előnyt, illetve hátrányt mutat az eredeti B -indexen alapuló számításokhoz képest. A komparatív előnyökben mutatkozó előjelváltás aránya vizsgálatunkban a minta 18-25 százalékát tette ki az vizsgált időszakban, azaz jelentős problémát okozott volna a javasolt normalizáció alkalmazása eredményeink értelmezése során.

Az alkalmazott indexek konzisztenciája

Az előzőekben már említettük, hogy az RCA-indexek egész sorát fejlesztették ki és alkalmazták a komparatív előnyök mérésére. Ezért várható, hogy különböző indexek alkalmazásával némi inkonzisztencia lehet az eredményekben. Az RCA-indexek megszokott értelmezése, hogy terjedelmét meghatározza, hogy egy országnak van-e megnyilvánuló komparatív előnye (hátránya) egy meghatározott termékből egy meghatározott országgal vagy országcsoporttal szemben. *Ballance, Forstner és Murray* 1987. évi tanulmányukban két másik értelmezést is felajánlanak. Ezek szerint az indexek segítségével egyrészt rangsorolhatjuk a különböző termékeket a komparatív előnyök nagysága szerint. Másrészt az index alkalmazható a termékek bináris típusú elhatárolásának meghatározására annak alapján, hogy egy termékből egy adott országnak komparatív előnye vagy komparatív hátránya van. A három értelmezés felfogható úgy, mint a komparatív előnyök kardinális, ordinális és dichotóm mérésének a kérdése, amelyekre a szerzők egyaránt javasolnak különböző statisztikai tesztek. A komparatív előnyök kardinális mérésére a konzisztenciateszt egyszerű korrelációs együtthatói alkalmasak. Az RCA-indexek mint ordinális mérőszámok konzisztenciatesztje minden egyes RCA-indexpárra kiszámított rangkorrelációs együtthatókon nyugszik. Az RCA-indexek mint dichotóm mércék tesztje egy rendkívül egyszerű el-

járással készíthető. Ki kell számítani mindegyik RCA-párra, hogy mekkora azoknak a termékeknek (termékcsoportoknak) az aránya az összes terméken belül, amelyeknél egyaránt megnyilvánuló komparatív előnyt vagy hátrányt figyelhetünk meg az összehasonlított RCA-indexeknél. Az eltérő RCA-indexeken nyugvó számítások eredményeinek érzékenységi problémáit empirikusan igazolták *Ballance, Forstner és Murray* (1987) számításai. A szerzők, egyszerű statisztikai tesztek alkalmazásával, rámutattak arra, hogy az inkonzisztencia nagyobb akkor, ha a különböző RCA-indexeket kardinális mérőszámként akarjuk értelmezni, mint ha ordinális vagy dichotóm mérceként. Hasonló következtetésre jutottunk a magyar mezőgazdaság megnyilvánuló komparatív előnyeit vizsgálva.

1. tábla

Az RCA-indexek konzisztenciatesztjei
a magyar mezőgazdaság 1998. évi komparatív előnyei esetében*

Index	Kardinális teszt	Ordinális teszt	Dichotóm teszt (százalék)
<i>B:</i>			
RTA	0,99	0,45	86
lnRXA	0,43	1,00	100
RC	0,37	0,84	86
<i>RTA:</i>			
lnRXA	0,42	0,71	86
RC	0,41	0,89	100
<i>lnRXA:</i>			
RC	0,86	0,84	86

* Kardinális teszt: korrelációs együtthatók az egyes RCA-indexpárok között; ordinális teszt: Spearman-féle rangkorrelációs együtthatók az egyes RCA-indexpárok között; Dichotóm teszt: azon termékcsoportok aránya az összesen belül, amelyeknél egyaránt megnyilvánuló komparatív előnyt vagy hátrányt figyelhetünk meg az összehasonlított RCA-indexeknél.

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, négy számjegyű bontásban.

Noha a vizsgált probléma már régóta ismert, ennek ellenére általában csak önkényesen kiválasztott RCA-indexeket szoktak alkalmazni a megnyilvánuló komparatív előnyök meghatározására. Még ritkábban találkozhatunk olyan tanulmányokkal, amelyek noha különböző RCA-indexeket használnak, a szükséges konzisztenciateszteket is elvégzik (például *Fertő–Hubbard*; 2001, 2002).

A MEGNYILVÁNULÓ KOMPARATÍV ELŐNYÖK STABILITÁSA

Az empirikus kutatások sokszor nem állnak meg ott, hogy meghatározott időpontban vagy időszakban azonosítják a komparatív előnyök szerkezetét, hanem azt is kutatják, miként változtak meg a komparatív előnyök az idő folyamán. A komparatív előnyök stabilitásának mérésére számos eszköz áll rendelkezésre. Legalább kétféle stabilitást különböztethetünk meg. Egyrészt, az RCA-indexek eloszlásának stabilitását egyik periódusról a másikra, másrészt, az RCA-indexek értékének a stabilitását az adott termékcsoportokban egyik periódusról a következőre (*Hinloopen–van Marrewijk*; 2001).

Az első típusú stabilitást számos módon vizsgálhatjuk. Egyrészt *Hoekman és Djankov* (1997) munkáját követve az RCA-indexek két időpont közötti stabilitását korrelációs

együttható kiszámításával ellenőrizhetjük. A 2. táblában a magyar mezőgazdaság export-struktúrájára számítottuk ki a korrelációs együtthatókat a bázisév (1992) és a rákövetkező évek (1993–1998) között. A számításokat elvégeztük négy számjegy mélységig mind a négy RCA-indexre. Eredményeink szerint a korrelációs együtthatók, néhány kivétellel általában magasak. Ez arra utal, hogy a komparatív előnyök szerkezete a vizsgált időszakban nem változott meg lényegesen. A kivétel 1994-ben az RTA-index esetében a legjelentősebb, továbbá csökkenést tapasztalhatunk 1996 és 1998 között a *B*- és az RTA-mutatóknál, amelyek azt jelzik, hogy a komparatív előnyök szerkezete megváltozott az időszak végére, noha ezt a másik két mutató nem erősíti meg egyértelműen.

2. tábla

Az RCA-indexek közötti korrelációs együttható 1992 és 1993–1998 között							
Index	Bázisév	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.
		év és a bázisév közötti korreláció					
B	1992	0,82	0,74	0,76	0,84	0,65	0,32
RTA	1992	0,82	0,19	0,79	0,83	0,63	0,33
lnRXA	1992	0,86	0,78	0,76	0,75	0,70	0,63
RC	1992	0,87	0,85	0,74	0,73	0,70	0,70

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, négy számjegyű bontásban.

Másrészt az RCA-indexek stabilitását, *Hinloopen* és *van Marrewijk* (2001) módszerét alkalmazva elemezhetjük a *B*-index eloszlásának vizsgálatával. A 3. tábla háromfajta információt közöl a *B*-index eloszlásáról a magyar mezőgazdaság 1992 és 1998 közötti komparatív előnyeit illetően. Először: a percentilis pontok, *P*-*z* azt mutatják, ahol *z* értéke 5 és 95 között mozog. Ez részletes információval szolgál a *B*-index kumulatív eloszlásáról. Például, 1992-ben a *P*-25 pont értéke 0,27, ami azt jelenti, hogy a megfigyelések 25 százaléka *B*-indexének értéke 1992-ben 0,27 alatt volt. Másodszor: az eloszlás néhány összefoglaló statisztikai mérőszámát is bemutatjuk: az átlagot, a maximumot és a szórást. 1992-ben ezek értékei 2,62, 29,03, illetve 4,59 voltak. Harmadszor: a *B*-index értékeit *B*-*z* is láthatjuk, ahol *z* egy és nyolc között található. Például, a *B*-4 pont 1992-ben 0,82 volt, ami azt jelenti, hogy a megfigyelések 82 százalékának *B*-indexe 4 alatt volt, következésképpen 18 százalékuk 4 fölött volt.

A vizsgált időszakban a medián minden évben kisebb volt, mint az átlag, ami arra utal, hogy a *B*-index eloszlása jobbra elnyúló. Ez felveti a *B*-index értelmezésének az aszimmetriából fakadó azon problémáját, amelyet korábban már érintettünk: azaz az adott termékcsoport relatív súlyát túlbecsüljük, ha a *B*-index nagyobb, mint egy, azokhoz a jószágcsoportokhoz viszonyítva, amelyeknél a *B*-index értéke kisebb, mint egy (*De Benedictis–Tamberi*, 2001).

A 3. táblában az eloszlás szinte minden mérőszáma azt mutatja, hogy a *B*-index alakjának eloszlása jelentősen megváltozott a vizsgált időszakban. Az egyes cellák értékei jórészt folyamatosan csökkentek. Míg 1992-ben a megfigyelések 50 százalékának *B*-indexe 0,95 alatt volt, addig 1998-ban csak 0,34 volt, azaz az eloszlás balra tolódott. Az átlag jelentősen csökkent 1993 után, míg a maximum és a szórás értéke ingadozott, lefelé tartó trendet mutatva. Az egynél kisebb *B*-értékek aránya (ahol komparatív hátrányt figyelhe-

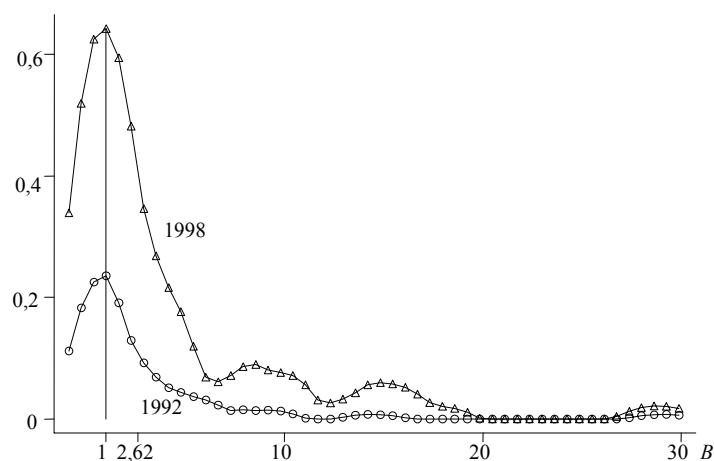
tünk meg) az összes megfigyelésben 44 százalékról 56 százalékra emelkedett. Hasonlóan, a kettőnél kisebb *B*-indexek részesedése is jelentősen, 64-ről 82 százalékra növekedett. Ez az emelkedő tendencia a kettőnél nagyobb *B*-indexek esetében már nem olyan erős.

3. tábla

<i>A B-index empirikus eloszlása</i>							
Megnevezés	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.
	évben						
<i>P</i> -5	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00
<i>P</i> -10	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,00
<i>P</i> -25	0,27	0,14	0,21	0,14	0,07	0,08	0,08
<i>P</i> -50	0,95	0,92	0,84	0,68	0,70	0,43	0,34
<i>P</i> -75	2,60	2,90	2,46	2,15	1,94	1,16	1,03
<i>P</i> -90	5,52	6,07	4,00	4,07	4,68	3,04	2,74
<i>P</i> -95	9,20	11,00	11,06	8,34	8,22	4,84	4,24
Átlag	2,62	2,80	2,07	1,85	1,97	1,14	1,05
Maximum	29,03	32,63	12,65	12,66	17,69	9,14	7,99
Szórás	4,59	5,16	3,03	2,71	3,28	1,76	1,55
<i>B</i> <1	0,44	0,51	0,49	0,51	0,44	0,49	0,56
<i>B</i> <2	0,64	0,65	0,64	0,73	0,75	0,82	0,82
<i>B</i> <4	0,82	0,78	0,87	0,85	0,84	0,91	0,93
<i>B</i> <8	0,93	0,91	0,93	0,93	0,95	0,98	1,00

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

Annak érdekében, hogy értékelni tudjuk a jelzett változások statisztikai szignifikanciáját, kétoldali Wilcoxon-féle rangösszegpróbát hajtottunk végre. A nullhipotézis az volt, hogy nincs eltérés a bázisév (1992) és a rá következő évek (1993–1998) *B*-indexeinek eloszlása között. Eredményeink azt mutatták, hogy öt százalékos konfidenciaszinten elvethetjük azt a hipotézist, hogy a *B* indexek eloszlása változatlan maradt. Összegezve, eredményeink azt mutatják, hogy a korrelációs együtthatókon alapuló elemzéssel szemben a *B*-index eloszlása megváltozott.

2. ábra. *A B-indexek Kernel sűrűségfüggvénye 1992-ben és 1998-ban*

A B -indexek eloszlásának alakját grafikusan Kernel sűrűségfüggvénnyel is elemezhetjük (Brasili–Epifani–Helg; 2000). A 2. ábra a B -indexek Kernel sűrűségfüggvényét mutatja vizsgálatunk kezdő (1992), illetve záró (1998) időpontjában.

Az ábrán a görbék alakja aszimmetrikus, jobbra elnyúló mindkét évben, ahogy ezt várhattuk az eloszlás különböző mutatói alapján. Érdekes ezen a ponton megjegyezni, hogy Hinloopen és van Marrewijk (2001) várakozásaival szemben a B -index eloszlása esetünkben nem monoton csökkenő. A Kernel sűrűségfüggvény görbéje 1992 és 1998 között felfelé tolódott, a B -indexek eloszlásának a hegye magasabb lett és meredekebbé vált. A B -indexek értékének a többsége közelebb került az eloszlás móduszához és egymáshoz is. A 2. ábrán az is megfigyelhető, hogy az egynél kisebb termékek aránya jelentősen növekedett, azaz Magyarország számos árucsoport esetében elveszítette komparatív előnyeit. Ugyanakkor a görbe nem mozdult el jobbra, ami azt jelzi, hogy a specializáció nem növekedett a vizsgált periódusban.

Dalum, Laursen és Villumsen (1998) javaslatát követve regressziós elemzést alkalmazhatunk annak vizsgálatára, hogy a B -index szintje mennyire és hogyan változott. A szerzők az RSCA-mutatót (/7/ egyenlet) használták, hogy elkerüljék a B -index eloszlásának ferdeségéből származó problémákat. Ennek megfelelően a következő regressziót becsülték:

$$RSCA_{ij}^{t2} = \alpha_i + \beta_i RSCA_{ij}^{t1} + \varepsilon_{ij}, \quad /9/$$

ahol $t1$ és $t2$ a kezdő és a végső évet jelölik. A függő változót, RSCA-t $t2$ időpontban i szektorban j országban tesztelték a független változóval, amelyből RSCA $t1$ a megelőző év, α és β a standard lineáris regresszió paraméterei és ε a maradéktag. A regresszió mögött meghúzódó megfontolás az, hogy ha $\beta=1$, akkor az RSCA-index eloszlásának $t1$ és $t2$ időszak közötti változatlanosságát mutatja. Ha $\beta>1$, akkor az adott ország még jobban azon termékek gyártására szakosodik, amelyekre már korábban is specializálódott, illetve egyre kevésbé azokra a termékekre, amelyekre korábban nem. Más szavakkal, az adott ország már meglévő specializációja tovább erősödött. Ha $0<\beta<1$, ez azt jelenti, hogy azon a termékcsoportok, amelyek a kezdetben alacsony vagy negatív RSCA-indexekkel voltak jellemezhetők, értéke időközben növekedett, míg a magas és pozitív RSCA-indexekkel rendelkező termékcsoportok értéke csökkent. Speciális esetben, ha $\beta<0$, ez arra utal, hogy az index előjele megváltozott. Dalum, Laursen és Villumsen (1998) rámutattak arra, hogy $\beta>1$ nem szükséges feltétele az általános specializáció növekedésének. Ezért a szerzők Cantwell (1989) munkáját követve, úgy érvelnek, hogy megmutatható:

$$\sigma_i^{2t2} / \sigma_i^{2t1} = \beta_i^2 / r_i^2, \text{ ezért } \sigma_i^{t2} / \sigma_i^{t1} = |\beta_i| / |r_i|, \quad /10/$$

ahol r a korrelációs koefficiens a regressziós egyenletből és σ^2 a függő változó varianciája. A /10/ egyenletből az következik, hogy adott eloszlás szerkezete változatlan marad, ha $\beta=r$. Ha $\beta>r$, akkor a specializáció foka növekszik, míg ha $\beta<r$ akkor a specializáció foka csökken.

A 4. tábla azt mutatja, hogy a β értékek jelentősen eltérnek nullától, illetve pozitívak. Ez arra utal, hogy elvethetjük a kereskedelem szerkezete irányának megfordulásáról szóló hipotézist. A β/r értékek azt mutatják, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezete

konvergált. A β/r arányok azonban közel vannak egyhez, ami azt jelzi, hogy a B -index eloszlása nem változott meg alapvetően. Más szavakkal, a regressziós elemzés megerősíti korábbi, korrelációs együtthatókon alapuló eredményeinket, miszerint az EU-val folytatott magyar agrárkereskedelem szerkezete nem változott meg jelentősen a vizsgált időszakban. Ez az eredmény azonban ellentmond a B -index eloszlásának vizsgálatán alapuló következtetésnek, miszerint a kereskedelem specializációja jelentősen megváltozott. Az eltérő eredmények az alkalmazott módszerek különbözőségeire vezethetők vissza.

4. tábla

<i>A B-index stabilitása 1998 és 1992 között</i>					
Év	α	β	r	β/r	J-B*
1992	-0,303	0,709	0,791	0,896	27,589
1993	-0,276	0,705	0,816	0,864	55,468
1994	-0,244	0,779	0,866	0,899	24,231
1995	-0,213	0,898	0,918	0,935	3,618
1996	-0,187	0,786	0,893	0,880	46,384
1997	-0,049	0,908	0,910	0,998	77,240

* Jarque–Bera-teszt: $\chi^2_{2,5\%} = 5,99$.

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

Végezetül, a *Dalum*, *Laursen* és *Villumsen* (1998), valamint *Laursen* (1998) által javasolt normalizációs eljárás eredeti szándékai ellenére a Jarque–Bera-teszt azt mutatja, hogy a hibátag normalitására vonatkozó hipotézist a hat regresszióból öt esetben elvethetjük.

A második típusú stabilitást kétféle módon is megvizsgálhatjuk. Az első módszert – durva megközelítést – *Hoekman* és *Djankov* (1997) fejlesztette ki. Ez a módszer azoknak a termékeknek a relatív súlyát méri, amelyeknek megnyilvánuló komparatív előnye (RCA) volt egy t időszakban, de megnyilvánuló komparatív hátránya (RDA) volt $t+1$ időszakban, illetve fordítva.

5. tábla

<i>A magyar agrárexport szerkezetének változása 1992 és 1998 között</i>				
Index	A termékcsoportok aránya teljes exportban ahol:			
	RCA ₉₂ és RDA ₉₈		RDA ₉₂ és RCA ₉₈	
	1992-ben	1998-ban	1992-ben	1998-ban
B	8,4	1,4	2,6	2,7
RTA	5,1	1,8	7,0	1,3
lnRXA	8,4	1,4	2,6	2,7
RC	5,1	1,8	7,0	1,3

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, négy számjegyű bontásban.

A számításokat négy számjegy mélységig mindegyik RCA-index esetében elvégeztük. Az 5. tábla azt mutatja, hogy azoknak a termékeknek az aránya az EU-ba szállított

magyar mezőgazdasági exportban, amelyeknek megnyilvánuló komparatív hátránya volt a bázisidőszakban, majd komparatív előnye lett 1998-ra, illetve fordítva, 12 százalék alatt van. Érdekes megjegyezni, hogy azoknak a termékeknek az aránya, amelyeknek megnyilvánuló komparatív előnyei (hátrányai) megváltoztak, csökkentek a vizsgált időszakban. A korrelációs és a regressziós elemzéshez hasonlóan ez arra utal, hogy hazánk megnyilvánuló komparatív előnyei nem változtak jelentősen a kilencvenes évek folyamán.

A második módszert *Proudman és Redding* (2000) javasolta először az empirikus munkákban, majd *Brasili, Epifani és Helg* (2000), valamint *Hinloopen és van Marrewijk* (2001) alkalmazták. Lényege, hogy átmenet-valószínűségi mátrixokat alkalmaznak a *B*-index tartósságának és mobilitásának meghatározására. Hinloopen és van Marrewijk munkáját követve négy csoportba oszthatjuk a *B*-indexeket, amelyek könnyen értelmezhetők:

a osztály: $0 < B \leq 1$,
b osztály: $1 < B \leq 2$,
c osztály: $2 < B \leq 4$,
d osztály: $4 < B$.

Az *a* osztályba azok a termékek tartoznak, amelyeknél nincs komparatív előny. A másik három osztály – *b*, *c* és *d* – a komparatív előnyökkel rendelkező termékeket mutatja, megközelítően a következő csoportosításban: gyenge komparatív előny (*b* osztály), közepes komparatív előny (*c* osztály) és erős komparatív előny (*d* osztály).

Az általunk becsült átmenet-valószínűségi mátrix egy hétéves perióduson alapul, és a valószínűségeket hasonlítja össze közvetlenül – azaz egyik állapotból a másikba való kerülés relatív gyakoriságát – a kezdő év (1992) és a záró év (1998) között. A 6. táblában a kezdő eloszlás azt mutatja, milyen volt a *B*-indexek eloszlása az egyes osztályközökben 1992-ben, míg a végső eloszlás ugyanezt jelzi a vizsgált időszak végére, 1998-ra. A határeloszlás azt mutatja, mi történne, ha a vizsgált időszakban megfigyelhető változások a *B*-index eloszlásában meghatározatlan ideig tartanának. A határeloszlást azonban nem szabad a jövőre vonatkozó előrejelzésként értelmezni, hanem csupán az idősorban bekövetkező mozgások jeleként.

6. tábla

<i>A B-index átmenet-valószínűségi mátrixa</i>				
1992	1998			
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
<i>a</i>	0,92	0,04	0,04	0,00
<i>b</i>	0,75	0,25	0,00	0,00
<i>c</i>	0,50	0,30	0,10	0,10
<i>d</i>	0,10	0,20	0,40	0,30
Kezdő eloszlás	0,49	0,15	0,18	0,18
Végső eloszlás	0,67	0,15	0,11	0,07
Határeloszlás	0,89	0,06	0,04	0,01

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

A 6. táblában az átlóban levő elemek azt mutatják, hogy az egynél kisebb B -indexű megfigyelések meglehetősen immobilak voltak 1992 és 1998 között. Más szavakkal, ha egy terméknek komparatív hátránya volt a vizsgált időszak elején, akkor az többé-kevésbé megmaradt az időszak végére. A közepes és a magasabb értékű indexek azonban jelentős változást mutatnak. Nulla annak a valószínűsége, hogy egy termék az a osztályból a d osztályba, illetve a b osztályból a c vagy a d osztályba kerüljön. Annak a valószínűsége, hogy a komparatív előnyből komparatív hátrány váljék magas a közepes osztályokban b és c esetében (75 és 50 százalék), míg viszonylag alacsony a d osztályban levő termékek számára. A határeloszlás a komparatív előnyökben a kezdő és a záró év között tapasztalható romló trend folytatását mutatja.

Összefoglalva, a kereskedelem alakulását különféle módszerekkel vizsgálva két megállapítást tehetünk. Egyrészt, az RCA-indexek eloszlásának stabilitását egyik időszokról a másikra vizsgálva nem fogalmazhatunk meg egyértelmű állítást. Míg a korrelációs együtthatókon és a regressziós elemzésen alapuló megközelítések azt sugallják, hogy a magyar mezőgazdaság megnyilvánuló komparatív előnyeinek szerkezete inkább stabil maradt, addig a B -index eloszlásának vizsgálata arra utal, hogy a hazai agrárkereskedelem specializációja lényegesen megváltozott a vizsgált időszak alatt. Másrészt, a *Hoekman és Djankov* (1997) által javasolt durva teszt arra utal, hogy a vizsgált időszakban az RCA-indexek értékei nem változtak meg jelentős mértékben. A Markov-mátrixok alkalmazása tovább árnyalja a képet, miszerint a komparatív előnyök értékei inkább konvergáltak egymáshoz. Ez egyébként összhangban van a regressziós elemzés eredményeivel.

Érdeemes hangsúlyozni, ahogy a korábban említett, konzisztencia-tesztet is alkalmazó tanulmányok eredményei arra utalnak, hogy a B -indexek önmagukban inkább csak bináris, mint ordinális vagy kardinális mérceként alkalmazhatók. Következésképpen a B -index stabilitásának vizsgálatát inkább ebben a szűkebb összefüggésben értelmezhetjük.

*

E tanulmányban a komparatív előnyök mérésére eddig kidolgozott eljárásokat vizsgáltuk. A leggyakrabban alkalmazott mérőszám a *Balassa* (1965) által javasolt B -index. Noha a B -indexet számosan bírálták az elmúlt évtizedekben, a korrekciós javaslatok szintén nem mentesek az ellentmondásoktól. Egyrészt: minden indexnek, amely ex post kereskedelmi adatokon alapul, szembe kell nézni azzal a problémával, hogy milyen kapcsolata van a hipotetikus autarkiában létező relatív árviszonyokkal. Másrészt: eddig csak korlátozott számú vizsgálat kísérelte meg felderíteni, hogy milyen kapcsolat van a komparatív előnyök indexei és a kereskedelemtorzító intézkedések hatásai között. Harmadrészt: továbbra is megoldatlan az RCA-indexek kapcsolata a kereskedelemelmélethez. Más szavakkal, egyik indexnek sincs megfelelő elméleti megalapozottsága.

Az elmúlt években megnőtt az érdeklődés a kereskedelem változásainak jobb megértése iránt. Ebben az összefüggésben az RCA-indexek vizsgálatára számos statisztikai módszert használtak. A B -index korrekciójára javasolt eljárások, miközben számos hiányosságot megoldanak, újabb problémákat hoznak napvilágra. A B -indexek eloszlásának statisztikai vizsgálata az eddigi korlátozott eredmények szerint továbbra is érdekes információkkal szolgálhat egy ország komparatív előnyeinek állapotáról és változásáról.

Végezetül, megfontolandó, hogy az empirikus kereskedelemelemzésben egyszerre több RCA-indexet is használjunk a komparatív előnyök vizsgálatára. Ebben az esetben

azonban a szükséges konzisztenciatesztek elvégzése elengedhetetlen. Hasonlóan, az eddigieknél szélesebb körben szükséges a Hillman-feltételt alkalmazni az empirikus vizsgálatokban.

IRODALOM

- BALASSA, B. (1965): Trade liberalization and „revealed” comparative advantage. *The Manchester School*, 33. évf. 1. sz. 99–123. old.
- BALLANCE, R. H. – FORSTNER, H. – MURRAY, T. (1985): On measuring comparative advantage: A note on Bowen’s indices. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 121. évf. 2. sz. 346–350. old.
- BALLANCE, R. H. – FORSTNER, H. – MURRAY, T. (1986): More on measuring comparative advantage: A reply. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 122. évf. 2. sz. 374–378. old.
- BALLANCE, R. H. – FORSTNER, H. – MURRAY, T. (1987): Consistency tests of alternative measures of comparative advantage. *Review of Economics and Statistics*, 69. évf. 2. sz. 157–161. old.
- BOWDEN, R. J. (1987): A feldolgozóipari külkereskedelempolitikai vizsgálatának fogalmi alapjai: egy konstruktív kritika. In: *Salgó I. – Szegvári I. – Török A. (szerk. és ford.). Külkereskedelempolitikai és gazdasági fejlődés. Válogatott tanulmányok, Közgazdasági és Jogi Könyvtár, Budapest.* 191–226. old.
- BOWEN, H. P. (1983): On the theoretical interpretation of indices of trade intensity and revealed comparative advantage. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 119. évf. 3. sz. 464–472. old.
- BOWEN, H. P. (1985): On measuring comparative advantage: A reply and extension. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 121. évf. 2. sz. 351–354. old.
- BOWEN, H. P. (1986): On measuring comparative advantage: Further comments. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 122. évf. 2. sz. 379–381. old.
- BRASIL, A. – EPIFANI, P. – HELG, R. (2000): On the dynamics of trade patterns. *De Economist*, 148. évf. 2. sz. 233–257. old.
- CANTWELL, J. (1989): *Technological innovation and multinational corporations*. Blackwell. Oxford.
- DALUM, B. – LAURSEN, K. – VILLUMSEN, G. (1998): Structural change in OECD export specialisation patterns: de-specialisation and ‘stickiness’. *International Review of Applied Economics*, 12. évf. 3. sz. 423–443. old.
- DAVIS, R. D. (1997): Critical evidence on comparative advantage? North-North trade in a multilateral world. *Journal of Political Economy*, 105. évf. 5. sz. 1051–1060. old.
- DE BENEDICTIS, L. – TAMBERI, M. (2001): A note on the Balassa index of revealed comparative advantage. *Kézirat*.
- DEARDORFF, A. V. (1980): The general validity of the law of comparative advantage. *Journal of Political Economy*, 88. évf. 5. sz. 941–957. old.
- EITELJÖRGE, U. – HARTMANN, M. (1999): Central-Eastern Europe food chains competitiveness. In: *The European agro-food system and the challenge of global competition*. ISMEA. Rome.
- FERTŐ I. – HUBBARD, L. J. (2001): Versenyképesség és komparatív előnyök a magyar mezőgazdaságban. *Közgazdasági Szemle*, 48. évf. 1. sz. 31–43. old.
- FERTŐ I. – HUBBARD, L. J. (2002): Megnyilvánuló komparatív előnyök és versenyképesség a magyar élelmiszer-gazdaságban. *Közgazdaság*, 46. évf. 9. sz. 46–58. old.
- GREENAWAY, D. – MILNER, C. (1993): *Trade and industrial policy in developing countries: a manual of policy analysis*. Macmillan. Basingstoke.
- HALPERN L. (1994): Comparative advantage and likely trade patterns of CEECs. In: *R. Faini-Portes, R. (szerk.): EU trade with Eastern Europe: Adjustment and opportunities*. London. CEPR. 61–85. old.
- HILLMAN, A. L. (1980): Observation on the relation between ‘revealed comparative advantage’ and comparative advantage as indicated by pre-trade relative prices. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 116. évf. 2. sz. 315–321. old.
- HINLOOPEN, J. – VAN MARREWIK, C. (2001): On the empirical distribution of the Balassa index. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137. évf. 1. sz. 1–35. old.
- HOEKMAN, B. – DJANKOV, S. (1997): Determinants of the export structure of countries in Central and Eastern Europe. *World Bank Economic Review*, 11. évf. 3. sz. 471–487. old.
- KUNIMOTO, K. (1977): Typology of trade intensity indices. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 11. évf. 1. sz. 15–32. old.
- LAFAY, J. (1992): The measurement of revealed comparative advantages. In: *Dagenais, M. G. – Monet, P. A. (szerk.): International trade modelling*. Chapman and Hall, London. 209–234. old.
- LAURSEN, K. (1998): *Revealed comparative advantage and the alternatives as measures of international specialisation*. DRUID Working Paper No. 98–30. old. Aalborg University.
- MARCHESE, S. – DE SIMONE, F. N. (1989): Monotonicity of indices of revealed comparative advantage: Empirical evidence on Hillman’s condition. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 125. évf. 1. sz. 158–167. old.
- OLPER, A. (2001): Determinants of agricultural protection: The role of democracy and institutional setting. *Journal of Agricultural Economics*, 52. évf. 2. sz. 75–91. old.
- PETERSON, E. W. F. – VALLURU, S. R. K. (2000): Agricultural comparative advantage and government policy interventions. *Journal of Agricultural Economics*, 51. évf. 3. sz. 371–387. old.
- PROUDMAN, J. – REDDING, S. (2000): Evolving patterns of international trade. *Review of International Economics*, 8. évf. 3. sz. 373–396. old.
- RICHARDSON, J. D. – ZHANG, C. (1999): Revealing comparative advantage: Chaotic or coherent patterns across time and sector and U.S. trading partner. NBER Working Paper No. 7212
- The Uruguay round: A preliminary evaluation of the impacts of agreement on agriculture in the OECD countries* (1995). OECD. Paris.

- TÖRÖK Á. (1996): *A versenyképesség-elemzés egyes módszertani kérdései*. Versenyben a világgal, Műhelytanulmányok 8. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem. Budapest.
- TYERS, R. – ANDERSON, K. (1988): Liberalising OECD agricultural policies in the Uruguay round: Effects on trade and welfare. *Journal of Agricultural Economics*, 39. évf. 2. sz. 197–216. old.
- TYERS, R. – ANDERSON, K. (1992): *Disarray in world food markets: A quantitative assessment*. Cambridge University Press, New York.
- VAN BASTELAER, T. (1998): The political economy of food pricing: An extended empirical test of the interest group approach. *Public Choice*, 96. évf. 1. sz. 43–60. old.
- VOLLRATH, T. L. (1987): *Revealed competitive advantage for wheat*. Economic Research Service Staff Report No. AGES861030, United States Department of Agriculture, Washington. D. C.
- VOLLRATH, T. L. (1989): *Competitiveness and protection in world agriculture*. Agricultural Information Bulletin No. 567, Economic Research Service, United States Department of Agriculture, Washington. D. C.
- VOLLRATH, T. L. – DE HUU VO (1990): Agricultural competitiveness in an independent world. *Agriculture and governments in an independent world*. International Association of Agricultural Economists Occasional Paper No. 5. Gower. Hampshire (England) 141–150. old.
- VOLLRATH, T. L. (1991): A theoretical evaluation of alternative trade intensity measures of revealed comparative advantage. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130. évf. 2. sz. 265–279. old.
- YEATS, A. J. (1985): On the appropriate interpretation of the revealed comparative advantage index: implication of a methodology based on industry sector analysis. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 121. évf. 1. sz. 61–73. old.

SUMMARY

It is a common approach in the empirical trade literature to analyse comparative advantage and trade specialisation employing various indices of revealed comparative advantage (RCA). The study investigates methodological issues relating to indices of RCA. First, it analyses the theoretical shortcomings of RCA indices. Second, it explores the pros and cons of the RCA indices in empirical analysis. Finally, it shows commonly used strategies in order to investigate the dynamics of RCA.