

FERTŐ IMRE–LIONEL J. HUBBARD

## Az agrárkereskedelem dinamikája – A csatlakozó országok esete

---

A tanulmány a közép-európai országok agrárkereskedelmi szerkezetének dinamikáját vizsgálja meg 1992 és 2000 között. A kereskedelem specializációjának mérésére a klasszikus Balassa-indexet (B-indexet), illetve annak szimmetrikus transzformációját használtuk. A kereskedelem specializációja csökkenő trendet mutat, azaz a közép-európai országok a vizsgált időszakban számos termékcsoportban elveszítették komparatív előnyeiket. A Balassa-indexek közelebbi elemzése azt mutatja, hogy azok konvergáltak egymáshoz, de az egyes termékcsoportokra az indexek nagyobb változékonyságot mutattak. Meglehetősen nagy annak a valószínűsége, hogy egy termékcsoport specializációja csökkenjen, míg annak növekedésére alig van esély. Végezetül, eredményeink nem támogatják az önmegerősítő mechanizmus létét, amely mellett olyan erősen érvel az endogén növekedés és a kereskedelemelmélet egyik része.\*  
Journal of Economic Literature (JEL) kód: Q12.

---

Az elmúlt években megújult érdeklődés tapasztalható a Kelet- és Nyugat-Európa közötti mezőgazdasági kereskedelem elemzésében (például *Eiteljörge–Hartmann* [1999], *Bojnec* [2001], *Fertő–Hubbard* [2003]). Ezek a tanulmányok azonban nem foglalkoznak a kereskedelem szerkezetének alakulásával, noha a gazdasági növekedésről és a kereskedelemről szóló elméleti irodalom hangsúlyozza, hogy a komparatív előnyök dinamikusak, illetve endogén módon alakulnak ki az idő múlásával. Az irodalom egyik ága igazolta, hogy egy ország növekedési rátáját folyamatosan csökkentheti a kereskedelem „rossz specializációja” (*Lucas* [1988], *Young* [1991], *Grossman–Helpman* [1991]). Az elméletek másik iránya a tényezőakkumuláció szerepét hangsúlyozza a nemzetközi kereskedelem szerkezetének meghatározásában (*Findlay* [1970], [1995] *Deardorff* [1974]).

Ebben a tanulmányban egy újonnan kidolgozott empirikus módszert alkalmazunk a közép-európai országok (Csehország, Észtország, Lettország, Litvánia, Magyarország, Lengyelország, Szlovákia és Szlovénia) agrárkereskedelmi szerkezeti dinamikájának elemzésére. A dolgozat a következőképpen épül fel. Először röviden áttekintjük a kereskedelem szerkezetének a dinamikájáról szóló elméleti irodalmat. Majd ismertetjük a kereskedelem specializációjának mérésére alkalmazott mérőszámokat. Ezt követően bemutatjuk az általunk használt empirikus modelleket és módszereket. Külön kitérünk a kormányzati intervenciók lehetséges problémájára, majd ismertetjük eredményeinket. Végezetül megfogalmazunk néhány következtetést.

\* A kutatást az OTKA Kereskedelemelmélet és magyar agrárkereskedelmi című programja támogatta. A tanulmány korábbi változata elhangzott az MTA KTI 2003. évi Nyári Műhelyén, valamint a Brit Agrárgazdasági Társaság 2004. évi konferenciáján (London). A szerzők köszönetet mondanak a résztvevők értékes megjegyzéseiért.

### A kereskedelem dinamikájáról

A standard Heckscher–Ohlin-elmélet szerint a kereskedelem specializációjának szerkezete csak akkor változik meg, ha az egymás közötti kereskedelmet folytató országok relatív tényezőellátottságában változásokat tapasztalunk. Ez a nyilvánvalóan egyszerű következtetés azt sugallja, hogy a kereskedelem szerkezetében megfigyelhető tartósság teljesen konzisztens a Heckscher–Ohlin-moddal, ha a vizsgálatba kerülő országoknak nem változott meg a tényezőellátottság-szerkezete a kereskedelmi partnereiket illetően.

Az új kereskedelemelmélet hangsúlyozza a növekvő skáláhozadék fontosságát, amely bonyolítja az elmélet előrejelzéseit a kereskedelem dinamikájára vonatkozóan. Ebben az esetben sok múlik azon, hogy milyen feltételezésekkel élünk a növekvő skáláhozadék természetére vonatkozóan. Ha a vállalati belső skáláhozadékból indulunk ki – ahogy ezt *Helpman* [1981] és *Helpman–Krugman* [1985] kimutatta –, a Chamberlain–Heckscher–Ohlin-modell keretében a tényezőarányok tetelének következtetési lényegében változatlanok maradnak. Hasonló eredményre juthatunk, ha a külső gazdaságosságból fakadó mérethozadék elhanyagolható a két szektor közötti tényezőintenzitásban meglévő különbségek tekintetében (lásd *Kemp* [1969], valamint *Markusen–Melvin* [1981]). Néhány modellben azonban a skáláhozadék jelentősen befolyásolhatja a kereskedelem alakulását (*Wong* [1995]).

*Grossman–Helpman* [1990], [1991] kimutatja, hogy egy ország termelési szerkezetének története nem befolyásolja hosszú távon a kereskedelem szerkezetét, amely csak az elsődleges erőforrások relatív ellátottságától függ – feltéve, hogy a tudás tovagyrúzó hatása (*spillover*) nemzetközi. Az elméletek egy másik csoportja azonban megmutatja, hogy a dinamikus mérethozadék a tevékenység általi tanulás következménye, amely országspecifikus, és egy bezárkózási hatással jár a kereskedelem szerkezetének specializációjára. *Krugman* [1987], *Lucas* [1988], *Grossman–Helpmann* [1991a] és *Redding* [1999] bebizonyítják, hogy dinamikus skáláhozadék jelenlétében a hosszú távú kereskedelmi szerkezetet alapvetően a kezdeti komparatív előnyök határozzák meg. Noha az új kereskedelemelmélet modelljeinek természete és előrejelzései különböznek egymástól, ennek az irodalomnak a fő empirikus következtetése, hogy a nemzetközi kereskedelem szerkezete egyre polarizáltabbá válik.

*Prouman–Redding* [2000] tanulmány kidolgozott egy, a nemzetközi kereskedelem és az endogén technológiai fejlődést vizsgáló modellt. A szerzőpáros bemutatta, hogy még helyesen specifikált modell sem vezet szükségszerűen a nemzetközi kereskedelem szerkezetének állandóságára, illetve mobilitására vonatkozó egyértelmű következtetésekhez, s arra a következtetésre jutottak, hogy a nemzetközi kereskedelmi folyamatok állandósága vagy mobilitása végső soron empirikus kérdés.

### A kereskedelem specializációjának mérése

A nemzetközi specializáció mérésére alkalmazott legnépszerűbb módszer a megnyilvánuló komparatív előnyök különböző indexei, amelyek eredeti változatát *Balassa* [1965] fejlesztette ki, és a következőképpen definiált:

$$B = (x_{ij}/x_{ii})/(x_{nj}/x_{ni}), \quad (1)$$

ahol  $x$  az exportot,  $i$  egy adott országot,  $j$  egy meghatározott terméket,  $t$  a termékek egy csoportját, valamint  $n$  az országok egy adott csoportját reprezentálja. A  $B$  a megfigyelt kereskedelem szerkezetén alapul: egy meghatározott termék arányát a teljes hazai exportban összeveti ennek a terméknek egy meghatározott országcsoport kereskedelmében betöltött részesedésével. Ha  $B > 1$ , akkor megnyilvánuló komparatív előnyről (*Revealed*

*Comparative Advantage, RCA*) beszélhetünk. Könnyen belátható, hogy a Balassa-index (B-index) olyan globális mércévé terjeszthető ki, amely minden terméket ( $t$ ) és minden országot ( $n$ ) magában foglal (Vollrath [1991]).

Sok kutató megpróbálta módosítani, illetve javítani a megnyilvánuló komparatív előnyök indexét (például *Donges-Riedel* [1977], *Kunimoto* [1977], *Bowen* [1983] és *Vollrath* [1987, 1989 és 1991]). *Iapadre* [2001] tanulmányában részletes kritikai elemzés található a nemzetközi specializáció mérésére alkalmazott leggyakoribb indexekről.

A Balassa-mércével kapcsolatos egyik probléma, hogy értéke aszimmetrikus: egytől a végtelenig terjed, ha egy országnak valamely 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 nagyobb, mint mediánja, akkor a  $B$  eloszlása jobbra ferde lesz. Ez azt jelenti, hogy azoknak a szektoroknak a relatív súlyát túlbecsüljük, amelyek esetében  $B > 1$ , azokhoz az ágazatokhoz viszonyítva, amelyek esetében  $B < 1$  (*De Benedictis-Tamberi* [2001]). Ez a probléma különösen akkor lesz lényeges, ha egy ökonometria elemzés a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezetét vizsgálja, ahogy ezt *Dalum és szerzőtársai* ([1998] 427. o.) kifejtik: „A ferde eloszlás sérti a hibátag normalitásának a feltevését a regressziós elemzés során, ezért nem ad megfelelő  $t$ -statisztikát. Ráadásul az B-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-re ugyanakkora hatása lesz, mint 50-ről 100-ra. *Dalum és szerzőtársai* [1998] ezért a megnyilvánuló szimmetrikus komparatív előnyök (*revealed symmetric comparative advantage, RSCA*) index bevezetését javasolták a ferde eloszlás problémájának megoldására:

$$RSCA = (B - 1)/(B + 1). \quad (2)$$

Az *RSCA* értéke  $-1$  és  $+1$  között mozog, ráadásul elkerüli még a 0 érték problémáját, amely a logaritmikus átalakítás során felmerül. A fő előnye ennek a módszernek, hogy a változásoknak ugyanakkora súlyt ad mindkét irányban – növekedés, illetve csökkenés a komparatív előnyökben/hátrányokban. Fő hátránya ennek a megoldásnak, hogy a csökkentett aszimmetriából nem szükségszerűen következik a hibátag normalitása, és a mesterséges szimmetria elrejtheti a B-index mögötti dinamikát (*De Benedictis-Tamberi* [2001]).

*Proudman-Redding* [2000] tanulmány rámutatott annak a fontosságára, hogy a B-index számtani átlaga a szektorok között nem szükségszerűen egyenlő eggyel. Úgy érveltek, hogy az (1) egyenletben a számláló egy adott termék súlyozatlan arányát mutatja a teljes exportban, míg a nevezőben az összes termék súlyozott részesedését találhatjuk. Ezért, ha egy ország kereskedelme néhány termékre koncentráldódik, amelyeknek kis részesedése van a referenciapiacra (például a világpiacra vagy az EU-ban), akkor magas lesz az érték a számlálóban, és alacsony a nevezőben. Így a  $B$  értékek átlaga egynél nagyobb lesz az adott országban. A B-index átlagértékei azonban változhatnak az idővel, ezért egy ország félrevezető változásokat mutathat a specializáció átlagos terjedelmében, amelyet a  $B$  mérőszám mutat. A szerzők ezért egy másik megoldást javasolnak a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésére. Ennek lényege, hogy egy adott ország exportarányát egy meghatározott termék esetében elosztják az összes termék átlagos piaci részesedésével, amelyet formálisan a (3) módon fejezhetünk ki:

$$\bar{B}_{ij} = \frac{B_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_j B_{ij}}. \quad (3)$$

A normalizált B-index átlaga a (3) egyenletben konstans, és egyenlő eggyel. Az index magyarázata a következő: egy meghatározott időpontban normalizáljuk a B-indexet a keresztmetszeti átlaggal azért, hogy eltekinthessünk a specializáció átlagos terjedelmében bekövetkezett változásoktól. *De Benedictis–Tamperi* [2001] azonban rámutat, hogy a *Proudman–Redding* [2000] által javasolt normalizációs eljárás nem megfelelő. A szerzők úgy érvelnek, hogy a normalizált B-index elveszíti konzisztenciáját az eredeti *B* mérőszámhoz viszonyítva. Ennek oka, hogy a normalizált B-index ellentétes komparatív előny/hátrány állapotot mutat az eredeti B-indexen alapuló számításokhoz képest, azokban az esetekben, ahol *B* értéke egy és az átlag közé esik.

*Hillman* [1980] megvizsgálta, hogy milyen kapcsolat van a B-index és a komparatív előnyök között, amelyeket a kereskedelem előtti relatív árak mutatnak, eltekintve az exportintervenciók alkalmazásának lehetőségétől. A szerző megmutatta, hogy a B-index nem megfelelő a komparatív előnyök mérésére a termékek közötti összehasonlításban, mert ebben az esetben a B-index független a komparatív előnyöktől, amelyeket a ricardói értelemben vett kereskedelem előtti relatív árak mellett kapunk. *Yeats* [1985] empirikus eredményei szerint a B-index nem szolgál ordinális vagy kardinális mérceként, mivel nem képes az egyes iparágakat konzisztensen rangsorolni a komparatív előny alapján. Ennek ellenére a szerző rámutatott arra, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyök fogalmán alapuló kvantitatív vizsgálatok eredményei teljesen konzisztensek a tényezőarányok elméletének előrejelzéseivel.

*Hillman* [1980] kidolgozott egy feltételt, amelynek érvényesülése esetén egy adott termék esetében elérhető a megfelelő kapcsolat a B-index és a kereskedelem előtti relatív árak között az egyes országok közötti összehasonlításban. Bebizonyította, hogy a komparatív előnyök megfelelnek a kereskedelem előtti relatív áraknak az *i*-edik termék és a *j*-edik ország esetében, ha érvényesül a következő szükséges és elégséges feltétel:

$$1 - \frac{X_{ij}}{W_i} > \frac{X_{ij}}{X_j} \left( 1 - \frac{X_j}{W} \right), \quad (4)$$

ahol  $X_{ij}$  az *i*-edik termék exportja a *j*-edik országban,  $X_j$  a *j*-edik ország összes exportja,  $W_i$  a világ exportja *i*-edik termékből, és  $W$  a világ összes exportja. Homotetikusan és azonos preferenciákat feltételezve, az országok között a (4) egyenlőtlenségben lévő feltétel szükséges és elégséges annak garantálására, hogy a B-indexben bekövetkezett változások teljesen konzisztensek az országok relatív tényezőellátottságában végbement változásokkal. Ez a feltétel biztosítja, hogy egy termék exportszintjében bekövetkezett változásnak megfelelően változzon egy adott ország B-indexének értéke is.

Az empirikus ellenőrzés érdekében *Marchese–Nadal de Simone* [1989] a Hillman-feltételt a következőképpen alakította át:

$$HI = \left( 1 - \frac{X_{ij}}{W_i} \right) / \frac{X_{ij}}{X_j} \left( 1 - \frac{X_j}{W} \right). \quad (5)$$

Ha  $HI > 1$ , akkor a B-index az országok közötti összehasonlításban megfelelő indikátor a komparatív előnyök mérésére. A szerzők úgy érvelnek továbbá, hogy a Hillman-indexet ki kell számítani azokban az empirikus vizsgálatokban, amelyek a kereskedelem-liberalizálás hosszú távú hatásait a B-index segítségével próbálják meghatározni. Mind ez idáig azonban összesen csak két tanulmány alkalmazta a Hillman-indexet. *Marchese–Nadal de Simone* [1989] eredményei azt mutatják, hogy a Hillman-feltétel nem teljesült 118 fejlődő ország 1985-ös exportjának 9,5 százalékában. A *Hinlopen–van Marrewijk*

[2001] által vizsgált adatbázisban a Hillman-feltétel nem volt érvényes az exportérték 7 százalékában és a megfigyelések számának 0,5 százalékában. Ezek az eredmények arra utalnak, hogy a Hillman-feltétel kevésbé korlátozó jellegű, mint ahogy azt várni lehetne.

### Empirikus modellek és az alkalmazott módszertan

Kutatásunkban *Brasili és szerzőtársai* [2000], *Proudman–Redding* [2000], valamint *Hinloopen–van Marrewijk* [2001] által alkalmazott módszertant követtük. Míg ezek a tanulmányok kizárólag az ipari ágazatokkal foglalkoztak, mi az élelmiszer-gazdaságra koncentrálnunk, és megvizsgáljuk a B-indexek stabilitását Magyarország esetében.

Néhány specifikáció célja, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyöket globális szinten mérje (például *Vollrath* [1991]), mások regionális vagy szubglobális szintre koncentrálnak, míg vannak, akik az elemzést a bilaterális – két ország vagy kereskedelmi partner közötti – kereskedelemre korlátozzák (például *Dimelis–Gatsios* [1995], *Gual–Martin* [1995]). Ebben a tanulmányban a magyar agrárkereskedelem szerkezetének dinamikájával foglalkozunk, a B-indexeket a világpiacon vonatkozóan számoljuk ki.

*Marchese–Nadal de Simone* [1989] javaslatát követve, vizsgáltuk a Hillman-feltételt az adatbázisunkra. Eredményeink azt mutatták, hogy a B-indexek kiszámítása teljesen konzisztens a Hillman-feltétellel.

A B-indexek időbeli stabilitására koncentrálnunk. Kétféle stabilitást különböztethetünk meg: 1. a B-indexek eloszlásának stabilitását egyik periódusról a másikra; 2. a B-indexek értékének a stabilitását az adott termékcsoportokban egyik periódusról a következőre (*Hinloopen–van Marrewijk* [2001]).

Az első típusú stabilitást kétféleképpen vizsgáljuk. Egyrészt, *Brasili és szerzőtársai* [2000], valamint *Hinloopen–van Marrewijk* [2001] módszerét követve, a B-index eloszlásának formáját sűrűségfüggvény segítségével elemezzük. Másodsor, *Dalum és szerzőtársai* [1998], *Laursen* [2000] javaslata alapján regressziós elemzéssel vizsgáljuk, hogy a B-index értéke mennyire és hogyan változott. Ehhez az RSCA-mutató (2) egyenletét alkalmazzuk, hogy elkerüljük a B-index eloszlásának ferdeségéből származó problémákat. Ennek megfelelően a következő regressziót becsüljük:

$$RSCA_{ij}^{t_2} = \alpha_i + \beta_i RSCA_{ij}^{t_1} + \varepsilon_{ij}, \quad (6)$$

ahol  $t_1$  és  $t_2$  felső indexek a kezdő és a végső évet jelölik. Az RSCA a  $t_2$  időpontban, az  $i$ -edik szektorban, a  $j$ -edik országban a függő változó; az RSCA a  $t_1$  megelőző évben a független változó;  $\alpha$  és  $\beta$  a standard lineáris regresszió paraméterei,  $\varepsilon$  a maradéktag. A regresszió mögött meghúzódó megfontolás az, hogy ha  $\beta = 1$ , akkor az RSCA-index eloszlásának változatlanóságát mutatja a  $t_1$  és a  $t_2$  periódus között. Ha  $\beta > 1$ , akkor az adott ország még inkább azokra a termékekre szakosodik, amelyekre már korábban is, illetve egyre kevésbé szakosodik azokra a termékekre, amelyekre korábban sem szakosodott. Más szavakkal, az adott ország már meglévő szakosodása tovább erősödött. Ha  $0 < \beta < 1$ , ez azt jelenti, hogy azon termékcsoportok értéke, amelyek kezdetben alacsony vagy negatív RSCA-indexekkel voltak jellemezhetőek, növekedett az idővel, míg a magas és pozitív RSCA-indexű termékcsoport értéke csökkent. Speciális esetben, ha  $\beta < 0$ , ez arra utal, hogy az index előjele megváltozott. *Dalum és szerzőtársai* [1998] rámutatnak arra, hogy  $\beta > 1$  nem szükséges feltétele az általános specializáció növekedésének. Ezért a szerzők, *Cantwell* [1989] munkáját követve, úgy érvelnek, hogy megmutatható:

$$\sigma_i^{2t_2} / \sigma_i^{2t_1} = \beta_i^2 / R_i^2. \quad (7a)$$

Ezért

$$\sigma_i^{t_2} / \sigma_i^{t_1} = |\beta_i| / |R_i|, \quad (7b)$$

ahol  $R$  a korrelációs koefficiens a regressziós egyenletből, és  $\sigma^2$  a függő változó varianciája. Ebből az következik, hogy egy adott eloszlás szerkezete változatlan, ha  $\beta = R$ . Ha  $\beta > R$ , akkor a szakosodás foka növekszik, míg ha  $\beta < R$ , akkor a szakosodás foka csökken.

A második típusú stabilitást átmeneti valószínűségi mátrixok segítségével vizsgáljuk, amely a B-index tartósságának és mobilitásának meghatározására alkalmas. Ezt a megközelítést *Proudman–Redding* [2000] javasolta először az empirikus munkákban, majd *Brasili és szerzőtársai* [2000] és *Hinloopen–van Marrewijk* [2001] alkalmazták. *Hinloopen–van Marrewijk* [2001] munkáját követve négy csoportba osztjuk 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) osztály azokat a termékeket mutatja, ahol 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), közepes komparatív előny (c) és erős komparatív előny (d).

Másodszor, a szakosodásszerkezet mobilitásának fokát a mobilitási indexek segítségével vizsgálhatjuk. Ezek formálisan értékelik a mobilitás fokát a B-index teljes eloszlásán keresztül, és lehetővé teszik az országok közötti összehasonlítást. Az első index ( $M_1$ ) az átmeneti valószínűségi mátrixok nyomát ( $\text{tr}$ ) vizsgálja (*Shorrocks* [1978]):

$$M_1 = \frac{K - \text{tr}(P)}{K - 1}, \quad (8a)$$

ahol  $K$  a cellák száma és  $P$  az átmeneti valószínűségi mátrix.

A második index ( $M_2$ ) átmeneti valószínűségi mátrixok determinánsára ( $\det$ ) koncentrálna (*Shorrocks* [1978] és *Geweke és szerzőtársai* [1986]):

$$M_2 = 1 - |\det(P)|. \quad (8b)$$

Mindkét index esetében a magasabb értékek a nagyobb mobilitásra utalnak, míg a nulla érték a tökéletes immobilitást mutatja.

## A kormányzati beavatkozások

Mielőtt ismertetjük eredményeinket, szükséges a figyelmünket röviden a kormányzati beavatkozások okozta problémára irányítani. Ha ugyanis a megfigyelt kereskedelmi adatok alapján igyekszünk meghatározni a komparatív előnyöket, figyelembe kell vennünk, hogy a valóságban a kereskedelmi folyamatokat a különböző kormányzati beavatkozások eltorzíthatják. A kormányzati beavatkozások a mezőgazdaságban mind az Európai Unióban, mind pedig a csatlakozó országokban szerteágazók, noha módosultak az EU közös agrárpolitikájának átvételére való felkészülés során. Mindazonáltal a mezőgazdasági protekció szintje a közép-európai országokban általában alacsonyabb volt a vizsgált periódusban, mint az EU-ban. A teljes protekció szintjének mérőszáma, az átlagos PSE (*Producer Support Estimate*), amelyet az OECD számít ki, Szlovénia 39 százalékától Litvánia



–57 százalékaig (azaz a mezőgazdaságot adóztatták) ingadozott a csatlakozó országok esetében, szemben az EU 36 százalékos átlagával. Ezek az átlagszámok azonban elrejtik az egyes termékcsoportok között meglévő nagymértékű szóródást.

A kérdés az, vajon a mezőgazdasági protekció milyen mértékben torzíthatja el az RCA-indexeket. Ideális esetben úgy kellene ezt a problémát megoldani, hogy az összes kormányzati beavatkozás hatását kiszűrjük a modellből. Míg a hasonló típusú vizsgálatok gyakorlati (lásd például Tyers–Anderson [1992] és OECD [1995]), hasonlóan nem lehet elvégezni olyan mélyebb aggregációs (termék vagy termékcsoport) szinten, mint amelyet az RCA-indexek számításakor általában alkalmaznak. A kereskedelmi adatok használata az RCA-indexek számításakor pontosan azért népszerű, mert nem lehet a komparatív előnyöket *ex ante* azonosítani, továbbá mert autark helyzetben nem figyelhetjük meg a relatív árakat.

Egyszerű próbaként azonban megvizsgálhatjuk a B-indexek és a mezőgazdasági protekció közötti lehetséges kapcsolatot. Ennek érdekében regressziós elemzést végeztünk el a B-indexek és a PSE-mérőszámok között mind a csatlakozó országok, mind az EU esetében. Az intuitív várakozásunk a következő volt. A hazai PSE-mutatónak pozitív hatása van a B-indexre, mivel inflálja az  $x_{ij}$  értékét az (1) képletben, míg az EU PSE-mutatójának negatív hatása van, mivel az  $x_{is}$  értékét inflálja. Sajnos a PSE-mutatókat csak olyan tágabban definiált termékcsoportok esetén számítják ki, mint a búza, cukor, tej stb. Továbbá az olyan állati termékekre, mint a marhahús, bárányhús, sertéshús, baromfihús, nem állnak rendelkezésre megfelelő kereskedelmi adatok. Mindazonáltal a B-indexeket olyan szintre aggregáltuk, ahol megfeleltethetjük a PSE-mutatók által definiált termékcsoportokkal: nevezetesen a búza, rozs, kukorica, olajos növények, cukor, tej és tojás esetében. A teljes minta így 348 megfigyelést tartalmazott. A nyolc csatlakozó országot együttvéve mindkét magyarázó változónak várakozásainkkal ellentétes előjele van, továbbá a csatlakozó országok saját PSE-mutatója szignifikáns (1. táblázat).

1 táblázat  
Regressziós elemzés B- és a PSE-mutató között

Ország	Hazai PSE	EU–PSE	Kiigazított R <sup>2</sup>	n
Összes	–0,00976***	0,001971	0,12	348
Csehország	–0,00505	–0,00548	0,01	46
Észtország	–0,01516**	–0,006	0,09	36
Magyarország	–0,02238***	–0,01532**	0,30	63
Lettország	–0,00114	0,003988	0,03	27
Litvánia	–0,00561	0,030212*	0,10	32
Lengyelország	0,008208**	0,015848***	0,24	54
Szlovákia	–0,00059	0,000396	–0,04	51
Szlovénia	0,000442	0,001372	–0,00	39

\* 10 százalékos szinten, \*\* 5 százalékos szinten \*\*\*1 százalékos szinten szignifikáns.

Ha az egyes országokat külön-külön vizsgáljuk, akkor csak Lengyelország (hazai PSE) és Magyarország (EU–PSE) esetében kapunk szignifikáns és várakozásainknak megfelelő előjelű együtthatókat. A hazai PSE-koefficienseknek a kilenc esetből hétben negatív előjele van, amelyek alátámasztják Vollrath [1989] álláspontját, aki szerint a kormányzati intervenciók és a versenyképesség fordított kapcsolatban áll egymással. Ez azt sugallja, hogy azok a termékcsoportok, amelyeknek komparatív előnye van, még versenyképesebbé válnának, ha a piacok nyitottabbak volnának. Továbbá az agrárpolitika politikai

gazdaságtanának egyik stilizált ténye, hogy a protekció szintje és a komparatív előnyök fordított kapcsolatban állnak egymással (például *van Bastalaer* [1998] és *Olper* [2001]).

A kormányzati intervencióknak a kereskedelemre gyakorolt pontos hatásai nem világosak, ezért ez további kutatások tárgya marad. Jelen összefüggésben, érdeklődésünk középpontjában az indexek időbeli stabilitása áll. Ezért érvelhetünk úgy, hogy a vizsgált időszakban a protekció szintje az EU-ban és a legtöbb közép-európai országban valószínűleg inkább az indexek általános szintjére, mintsem azok stabilitására gyakorolt hatást. Ezekkel a fenntartásokkal ismertetjük empirikus eredményeinket a következő részben.

### Empirikus eredmények

Néhány modellspecifikáció célja, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyöket globális szinten mérje (például *Vollrath* [1991]), mások regionális vagy szubglobális szintre koncentrálnak, míg vannak, akik az elemzést a bilaterális – két ország vagy kereskedelmi partner közötti – kereskedelemre korlátozzák (például *Dimelis–Gatsios* [1995], *Gual–Martin* [1995]). Ebben a tanulmányban a közép-európai országok agrárkereskedelem-szerkezetének dinamikájával foglalkozunk 1992–2000 között, a B-indexeket az EU-ra vonatkozóan számoljuk ki. *Marchese–Nadal de Simone* [1989] javaslatát követve, vizsgáltuk a Hillman-feltételt az adatbázisunkra. Eredményeink azt mutatták, hogy a B-indexek kiszámítása teljesen konzisztens a Hillman-feltétellel. A vizsgálat során használt adatok az OECD-adatbázisból származnak, SITC (*Standard International Trade Classification*) rendszerben. Az SITC rendszer három számjegyű bontásában 64 termékcsoportból áll a teljes minta.

### Az eloszlás dinamikája

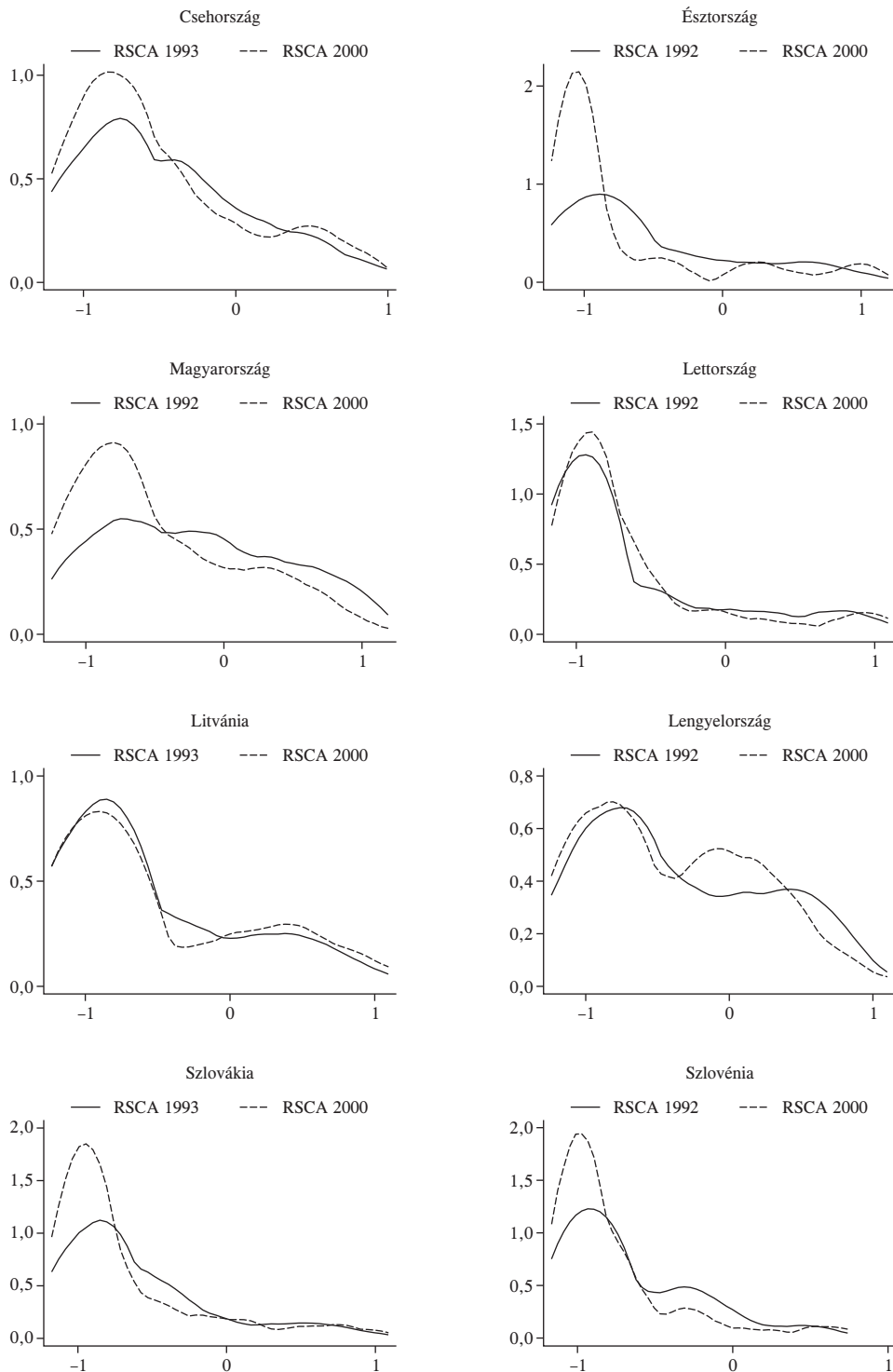
A normalizált B-indexet, amelyet *Prouzman–Redding* [2000] javasolt [lásd a (3) egyenlet], nem alkalmaztuk az empirikus elemzésben a *De Benedictis–Tamberi* [2001] által említett konzisztencia probléma miatt. Azon termékcsoportok aránya, ahol a B-index 1 és az átlag közötti értéket vett fel, 10 százalék fölött volt – ez az összes esetnek közel egynegyede. Az elemzés során ezért a B-indexet és annak szimmetrikus transzformációját az RSCA-mutatót alkalmaztuk.

A 2. táblázat a két specializációs index, *B* és *RSCA*, szórását mutatja a periódus elején és végén. A nemzetközi kereskedelem specializációjának általános csökkenése nyilvánvaló Csehország, Magyarország és Szlovákia esetében, ahol mindkét index szórása csökkent. A kép kevésbé világos Észtországban, Lettországban és Szlovéniában, a B-index szórása ugyanis emelkedett, a specializáció növekedését sugallva, míg az RSCA-mutató ennek ellenkezőjét mutatja. Csak egy ország, nevezetesen Litvánia mutatja a specializáció növekedését mind a B-index, mind pedig az RSCA-mutató alapján.

Teljesebb képet kaphatunk, ha az RSCA-indexek szektorális eloszlását vizsgáljuk meg. Az 1. ábra az RSCA-mutatók Kernel-féle sűrűségfüggvényeit mutatja minden egyes országra a kezdő és az utolsó évben. A Kernel-féle sűrűségfüggvények eloszlása aszimmetrikus és jobbra elnyúló. Ellentétben *Hinloopen–van Marrewijk* [2001] várakozásaival, az eloszlások egyik esetben sem monoton csökkenők. Litvánia kivételével a Kernel-féle sűrűségfüggvények eloszlása arra utal, hogy a nulla alatti szektorok száma megnövekedett a periódus végére, azaz a közép-európai országok elveszítették komparatív előnyeiket számos agrártermék esetében. A Kernel-féle sűrűségfüggvények jobbra tolódásának a hiánya azt mutatja, hogy a vizsgált periódusban nem növekedett a szakosodás.



1. ábra  
A Kernel-féle sűrűségfüggvények



2. táblázat  
A B-index és az RSCA-index szórása

Ország	Év	Szórás	
		B-index	RSCA-index
Csehország*	1993	1,65	0,53
	2000	0,89	0,48
Észtország	1992	5,93	0,60
	2000	7,28	0,56
Magyarország	1992	4,84	0,63
	2000	1,45	0,52
Lettország	1992	4,30	0,58
	2000	14,24	0,54
Litvánia	1992	2,38	0,59
	2000	2,87	0,65
Lengyelország	1992	2,31	0,61
	2000	1,59	0,54
Szlovákia*	1993	2,93	0,50
	2000	1,09	0,44
Szlovénia	1992	0,69	0,42
	2000	0,80	0,39

\* Az adatok hiánya miatt Csehország és Szlovákia esetében a kezdőév 1993.

3. táblázat  
Az RSCA indexek stabilitása 1992–1993 és 2000 között

Ország	$\alpha$	$\beta$	$R$	$\beta/R$	$J - B^+$
Csehország	-0,252	0,679	0,741	0,916	65,819
Észtország	-0,285	0,687	0,740	0,928	75,520
Magyarország	-0,338	0,755	0,907	0,832	2,156
Lettország	-0,167	0,723	0,774	0,935	1,416
Litvánia	-0,153	0,644	0,585	1,102	18,350
Lengyelország	-0,165	0,692	0,775	0,893	2,869
Szlovákia	-0,311	0,652	0,741	0,879	6,679
Szlovénia	-0,239	0,735	0,803	0,915	4,040

Megjegyzés: + Jarque-Bera test:  $\chi^2_{2,5\%} = 5,99$ .

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 az utolsó év RSCA-indexeinek eloszlása között. Eredményeink azt mutatták, hogy Csehország, Észtország, Lengyelország, Magyarország és Szlovákia esetében 10 százalékos konfidenciaszinten elvethetjük azt a hipotézist, hogy az RSCA-indexek eloszlása változatlan maradt.

A (6) egyenleten alapuló regressziós eredményeket a 3. táblázat mutatja. Vizsgálatunk arra utal, hogy a kereskedelem szerkezete nem változott jelentősen a kezdő és az utolsó év között. A  $\beta/R$  arányok azt mutatják, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezete

konvergált, kivéve Litvániát. Továbbá eredményeink arra is utalnak, hogy az RSCA-indexek eloszlásának szóródása relatíve stabil maradt. A normalizációs javaslat szándékaival ellentétben (*Dalum és szerzőtársai* [1998] és *Laursen* [1998]) azonban a Jarque–Bera-tesztek a nyolc regresszióból négy esetben a hibátág nem normalitását mutatják.

#### Az eloszláson belüli dinamika

További információkat szerezhethetünk a kereskedelmi indexek dinamikájáról a Markov-féle átmenetmátrixok elemzésének segítségével. Az általunk becslött átmenet-valószínűségi mátrix kilencéves perióduson alapul, és a valószínűségeket hasonlítja össze közvetlenül – azaz egyik állapotból a másikba való kerülés relatív gyakoriságát – a kezdő év (1992/1993) és a záró év (2000) között. Az átmenetmátrixok a 4. táblázatban azt sugallják, hogy az 1-nél kisebb B-indexű megfigyelések (megnyilvánuló komparatív hátrány) meglehetősen stabilnak bizonyultak mindegyik országban [*a*] osztály] 1992/1993 és 2000 között. Ebben az osztályközben az átlóban lévő elemek értéke 0,82 vagy magasabb mindegyik országra, ami arra utal, ha egy terméknek megnyilvánuló komparatív hátránya van a periódus elején, akkor nagy valószínűséggel ebben a státuszban marad az időszak végén is. A *b*), *c*) és *d*) osztályban lévő indexek azonban lényegesen nagyobb változékonyságot mutatnak. A komparatív előny elvesztésének valószínűsége a gyenge megnyilvánuló komparatív előnnyel rendelkező megfigyelések [*b*] osztály] esetében magas, kivéve Litvániát és Szlovéniát. Nulla a valószínűsége a *c*) osztályból (közepes komparatív előny) a *d*) osztályba (erős komparatív előny) való kerülésnek Csehország, Lengyelország, Litvánia és Szlovákia esetében. Összefoglalva, az eredmények arra utalnak, hogy míg a Balassa-indexeknek jelentős esélye van az alacsonyabb értékű csoportokba való kerülésre, addig csak kicsiny esélyük van helyzetük javítására. A határeloszlás megerősíti az aszimmetriát mindegyik országra, illetve a jobbra elnyúló eloszlás tendenciáját, kivéve Litvániát, ahol egy polarizáltabb eloszlás kialakulását jelzi előre.

#### 4. táblázat

A B-indexek valószínűségi átmenetmátrixai

B	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
Csehország				
<i>a</i>	0,92	0,04	0,04	0,00
<i>b</i>	0,57	0,29	0,14	0,00
<i>c</i>	0,50	0,00	0,50	0,00
<i>d</i>	0,00	0,25	0,75	0,00
Kezdő eloszlás				
	0,80	0,11	0,03	0,06
Végső eloszlás				
	0,81	0,08	0,11	0,00
Határeloszlás				
	0,87	0,05	0,08	0,00
Észtország				
<i>a</i>	0,94	0,02	0,02	0,02
<i>b</i>	1,00	0,00	0,00	0,00
<i>c</i>	0,25	0,25	0,00	0,50
<i>d</i>	0,33	0,33	0,17	0,17
Kezdő eloszlás				
	0,83	0,02	0,06	0,09
Végső eloszlás				
	0,84	0,06	0,03	0,06
Határeloszlás				
	0,91	0,03	0,02	0,03

4. táblázat (folytatás)

B	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
<b>Magyarország</b>				
<i>a</i>	0,98	0,02	0,00	0,00
<i>b</i>	0,78	0,22	0,00	0,00
<i>c</i>	0,50	0,00	0,00	0,50
<i>d</i>	0,08	0,50	0,33	0,08
Kezdő eloszlás	0,64	0,14	0,03	0,19
Végső eloszlás	0,77	0,14	0,06	0,03
Határeloszlás	0,97	0,02	0,01	0,00
<b>Lettország</b>				
<i>a</i>	0,96	0,04	0,00	0,00
<i>b</i>	1,00	0,00	0,00	0,00
<i>c</i>	0,00	0,00	0,00	1,00
<i>d</i>	0,00	0,20	0,40	0,40
Kezdő eloszlás	0,83	0,06	0,03	0,08
Végső eloszlás	0,86	0,05	0,03	0,06
Határeloszlás	0,96	0,04	0,00	0,00
<b>Litvánia</b>				
<i>a</i>	0,82	0,10	0,02	0,06
<i>b</i>	0,17	0,50	0,00	0,33
<i>c</i>	0,25	0,25	0,50	0,00
<i>d</i>	0,25	0,25	0,00	0,50
Kezdő eloszlás	0,78	0,09	0,06	0,06
Végső eloszlás	0,69	0,16	0,05	0,11
Határeloszlás	0,54	0,23	0,02	0,22
<b>Lengyelország</b>				
<i>a</i>	0,89	0,11	0,00	0,00
<i>b</i>	0,60	0,20	0,20	0,00
<i>c</i>	0,18	0,64	0,18	0,00
<i>d</i>	0,00	0,00	0,50	0,50
Kezdő eloszlás	0,69	0,08	0,17	0,06
Végső eloszlás	0,69	0,20	0,08	0,03
Határeloszlás	0,82	0,14	0,04	0,00
<b>Szlovákia</b>				
<i>a</i>	0,98	0,02	0,00	0,00
<i>b</i>	1,00	0,00	0,00	0,00
<i>c</i>	0,33	0,00	0,67	0,00
<i>d</i>	0,33	0,00	0,00	0,67
Kezdő eloszlás	0,88	0,03	0,05	0,05
Végső eloszlás	0,92	0,02	0,03	0,03
Határeloszlás	0,98	0,02	0,00	0,00

4. táblázat (folytatás)

B	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
Szlovénia				
<i>a</i>	1,00	0,00	0,00	0,00
<i>b</i>	0,00	0,00	1,00	0,00
<i>c</i>	0,00	0,33	0,00	0,67
<i>d</i>	0,00	0,00	0,00	0,00
Kezdő eloszlás	0,94	0,02	0,05	0,00
Végső eloszlás	0,94	0,02	0,02	0,03

Az 5. táblázat mutatja a mobilitási indexeket,  $M_1$  és  $M_2$ , mindegyik országra. Mindkét index szerint a mobilitás Szlovéniában a legnagyobb, míg a legalacsonyabb Litvániában figyelhető meg. Meg kell jegyezni azonban, hogy a két index nem eredményez konzisztens rangsort az országok között.

5. táblázat  
Mobilitási indexek

Ország	$M_1$	$M_2$
Csehország	0,763	1,000
Észtország	0,963	0,998
Magyarország	0,907	0,967
Lettország	0,880	0,985
Litvánia	0,560	0,935
Lengyelország	0,743	0,956
Szlovákia	0,560	0,992
Szlovénia	1,000	1,000

### Összefoglalás és következtetések

Ebben a tanulmányban a közép-európai országok agrárkereskedelmi szerkezetének dinamikáját vizsgáltuk meg 1992 és 2000 között. A kereskedelem szakosodásának mérésére a klasszikus Balassa-indexet, illetve annak szimmetrikus transzformációját használtuk. A közép-európai országok mezőgazdaságában lezajlott jelentős változások ellenére a B-indexek eloszlása meglehetősen stabilnak bizonyult. A közép-európai országok agrárkereskedelme azonban egy csökkenő specializáció trendjét mutatja. Más szavakkal, ezek az országok elveszítették komparatív előnyeiket számos termékcsoportban. A B-indexek közelebbi vizsgálata azt mutatja, hogy azok a vizsgált időszakban konvergáltak egymáshoz. A B-indexek stabilitása az egyes termékcsoportok szintjén már kevésbé mutatott állandóságot. Az átmenetmátrixok elemzése azt sugallja, hogy meglehetősen nagy annak a valószínűsége, hogy egy termékcsoport specializációja csökkenjen, míg annak növekedésére alig van esély.

Hogyan kapcsolódnak ezek a stilizált tények a bemutatott elméletek előrejelzéseihez? A teljes válasz nyilvánvalóan a gazdasági szerkezet további elemzését kívánja, amely túl van ennek a tanulmánynak a keretein. Mindazonáltal, a dolgozatban bemutatott eredmények alkalmasak néhány óvatos következtetés levonására. Egyrészt, a közép-európai or-

szágok esetében tendencia mutatkozik a B-indexek szimmetrikusabb és kevésbé polarizált eloszlása felé, amely egybevág más tanulmányok eredményeivel a fejlett országokra vonatkozóan (Balassa [1977], Amendola és szerzőtársai [1992], Laursen [2000], Proudman–Redding [2000] és Brasili és szerzőtársai [2000]). Másrészt, elméleti szempontból a megfigyelt tendencia a szimmetrikusabb és kevésbé polarizált eloszlású B-indexek irányába teljesen összhangban van a standard Heckscher–Ohlin-modell előrejelzéseivel. Továbbá, eredményeink nem támogatják az önmegerősítő mechanizmus létének ideáját, amelyet olyan erősen hangoztat az endogén növekedés- és kereskedelemelmélet egyik része.

### Hivatkozások

- AMENDOLA, G.–GUERRIERI, P.–PADOAN, P. C. [1992]: International Patterns of Technological Accumulation and Trade. *Journal of International and Comparative Economics*, Vol. 1. 173–197. o.
- BALASSA, B. [1965]: Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage. *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 33. 99–123. o.
- BALASSA, B. [1977]: Revealed Comparative Advantage Revisited: An Analysis of Relative Export Shares of the Industrial Countries, 1953–71. *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 45. 327–344. o.
- BOJNEC, S. [2001]: Trade and Revealed Comparative Measures. *Regional and Central and East European agricultural trade. Eastern European Economics*, Vol. 39. No. 2. 72–98. o.
- BOWEN, H. P. [1983]: On the Theoretical Interpretation of Indices of Trade Intensity and Revealed Comparative Advantage. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 119. 464–472. o.
- BRASILI, A.–EPIFANI, P.–HELIG, R. [2000]: On the Dynamics of Trade Patterns. *De Economist*, Vol. 148. No. 2. 233–257. o.
- 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*, Vol. 12. 423–443. o.
- DEARDORFF, A. [1974]: Factor Proportions and Comparative Advantage in the Long Run: Comment. *Journal of Political Economy*, Vol. 82. 829–833. o.
- DE BENEDICTIS, L.–TAMBERI, M. [2001]: A note on the Balassa Index of Revealed Comparative Advantage. Kézirat.
- DIMELIS, S.–GATSIOS, K. [1995]: Trade with Central and Eastern Europe: The Case of Greece. Megjelent: *Faini, R.–Portes, R.* (szerk.): *EU Trade with Eastern Europe: Adjustment and Opportunities*. CEPR, London.
- DONGES, J. B.–RIEDEL, J. [1977]: The Expansion of Manufactured Exports in Developing Countries: an Empirical Assessment of Supply and Demand Issues. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 113. 58–87. o.
- EITELJÖRGE, U.–HARTMANN, M. [1999]: Central-Eastern Europe Food Chains Competitiveness. Megjelent: *The European Agro-Food System and the Challenge of Global Competition*. 12. fejezet. ISMEA, Róma.
- FERTÓ IMRE–HUBBARD, L.J. [2003]: Revealed Comparative Advantage and Competitiveness in Hungarian Agri-Food Sectors. *World Economy*, Vol. 26. No. 2. 247–259. o.
- FINDLAY, R. [1970]: Factor Proportions and Comparative Advantage in the Long Run: Comment. *Journal of Political Economy*, Vol. 78. 27–34. o.
- FINDLAY, R. [1995]: *Factor Proportions, Trade and Growth*. MIT Press, Cambridge.
- GEWEKE, J.–MARSHALL, R.–ZARKIN, G. [1986]: Mobility indices in continuous time Markov chains. *Econometrica*, Vol. 54. 1407–1423. o.
- GROSSMAN, G.–HELPMAN, E. [1990]: Comparative Advantage and Long-run Growth. *American Economic Review*, Vol. 80. 796–815. o.
- GROSSMAN, G.–HELPMAN, E. [1991]: *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press, Cambridge.
- GUAL, J.–MARTIN, C. [1995]: Trade and Foreign Direct Investment with Central and Eastern Europe: Its Impacts on Spain. Megjelent: *Faini, R.–Portes, R.* (szerk.): *EU Trade with Eastern Europe: Adjustment and Opportunities*. CEPR, London.



- HELPMAN, E.–KRUGMAN, P. [1985]: Market Structure and Foreign Trade. MIT Press, Cambridge.
- HELPMAN, E. [1981]: International Trade in the Presence of Product Differentiation, Economies of Scale and Imperfect Competition: A Chamberlain-Heckscher-Ohlin Approach. *Journal of International Economics*, Vol. 11. 305–340. o.
- HILLMAN, A. L. [1980]: Observation on the Relation between 'Revealed Comparative Advantage' and Comparative Advantage as Indicated by Pre-Trade Relative Prices. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 116. 315–321. o.
- HINLOOPEN, J.–VAN MARREWIK, C. [2001]: On the Empirical Distribution of the Balassa Index. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 137. 1–35. o.
- HOEKMAN, B.–DJANKOV, S. [1997]: Determinants of the Export Structure of Countries in Central and Eastern Europe. *World Bank Economic Review*, Vol. 11, 471–487. o.
- IAPARDE, L. P. [2001]: Measuring of International Specialization. *International Applied Economic Review*, Vol. 7. 173–183. o.
- KEMP, M. [1969]: The Pure Theory of International Trade and Investment. Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall.
- KRUGMAN, P. [1987]: The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequences of Mrs. Thatcher: Notes on Trade in the Presence of Dynamic Scale Economies. *Journal of Development Economics*, Vol. 27. 41–54. o.
- KUNIMOTO, K. [1977]: Typology of Trade Intensity Indices. *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 11. 15–32. o.
- LAURSEN, K. [1998]: Revealed Comparative Advantage and the Alternatives as Measures of International Specialisation. DRUID Working Paper, No. 98-30. Aalborg University.
- LAURSEN, K. [2000]: Trade Specialisation, Technology and Economic Growth. Edward Elgar, Cheltenham.
- LUCAS, R. [1988]: On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22. 3–22. o.
- MARKUSEN, J. R.–MELVIN, J. R. [1981]: Trade, Factor Prices and The Gains from Trade with Increasing Returns to Scale. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 14. 450–469. o.
- MARCHESE, S.–DE SIMONE, F. N. [1989]: Monotonicity of Indices of Revealed Comparative Advantage: Empirical Evidence on Hillman's Condition. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 125. 158–167. o.
- OLPER, A. [2001]: Determinants of Agricultural Protection: The Role of Democracy and Institutional Setting. *Journal of Agricultural Economics*, Vol 52. 2. sz. 75–91. o.
- PROUDMAN, J.–REDDING, S. [2000]: Evolving Patterns of International Trade. *Review of International Economics*, Vol. 8. 373–396. o.
- REDDING, S. [1999]: Dynamic Comparative Advantage and the Welfare Effects of Trade. *Oxford Economic Papers*, Vol. 51. 15–39. o.
- SHORROCKS, A. [1978]: The measurement of mobility. *Econometrica*, Vol. 46. 1013–1024. o.
- TYERS, R.–ANDERSON, K. [1992]: Disarray in World Food Markets: A Quantitative Assessment. New York: Cambridge University Press.
- VAN BASTELEAR, T. [1998]: The political economy of food pricing: An extended empirical test of the interest group approach. *Public Choice*, Vol. 96. 43–60. o.
- 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. [1991]: A Theoretical Evaluation of Alternative Trade Intensity Measures of Revealed Comparative Advantage. *Weltwirtschaftliches Archiv* Vol. 130. No. 2. 265–279. o.
- WONG, K. [1995]: International Trade in Goods and Factor Mobility. MIT Press, Cambridge.
- 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*, Vol. 121. 61–73. o.
- YOUNG, A. [1991]: Learning-by-doing and Dynamic Effects of International Trade. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106. 396–406. o.