

Fertő Imre

## A magyar agrárkereskedelem dinamikája a világpiacon

*A tanulmány Magyarország agrárkereskedelmi szerkezetének dinamikáját vizsgálja meg 1990 és 2000 között, egy újonnan kidolgozott empirikus módszert alkalmazva a magyar agrárkereskedelem szerkezetének dinamikájának elemzésére. A kereskedelem specializációjának mérésére a klasszikus Balassa (B) indexet, illetve annak szimmetrikus transzformációját használtuk. A B indexek eloszlásának vizsgálata arra utal, hogy nem növekedett hazánk specializációja a kilencvenes években. A B indexek közelebbi elemzése azt mutatja, hogy azok konvergáltak egymáshoz a vizsgált időszakban. Továbbá, 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.\**

### 1. Bevezetés

Az elmúlt években megújult érdeklődés tapasztalható a Kelet- és Nyugat-Európa közötti mezőgazdasági kereskedelem elemzésében (pl. *Eiteljörge és Hartmann 1999; Froberg és Hartmann 1999; Bojnec 2001; Fertő és Hubbard 2002*). 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 határozódnak meg az idő múlásával. Az irodalom egyik ága igazolta, hogy egy ország növekedési rátáját folyamatosan csökkentheti a kereskedelem „rossz specializációja” (*Lucas 1988; Young 1991; Grossman és Helpman 1991*). A elméletek másik iránya a tényezőakkumuláció szerepét hangsúlyozza a nemzetközi kereskedelem szerkezetének meghatározásában.

#### A kereskedelem dinamikájáról

A standard Heckscher–Ohlin elmélet szerint a kereskedelem specializációjának szerkezte csak akkor változik meg, ha az egymás között 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 modellel, ha a vizsgálatba kerülő országoknak nem változott meg a tényezőellátottságuk szerkezte 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 természetét illetően. Ha a belső skáláhozadékból indulunk ki a vállalatot illetően, ahogy ezt *Helpman (1981)* és *Helpman és Krugman (1985)* megmutatta, a Chamberlain–Heckscher–Ohlin modell keretében a tényezőarányok tételeinek implikációi lényegében változatlanok maradnak. Hasonló eredményre juthatunk, ha a külső gazdaságosságból fakadó mérethozadék elhanyagolható a két szektor közötti tényezőintenzitásában meglévő különbségek tekintetében, lásd *Kemp (1969)*, valamint *Markusen és Melvin (1981)*. Néhány modellben azonban a skáláhozadék jelentősen befolyásolhatja a kereskedelem alakulását (*Won 1995*).

\* Fertő Imre az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont tudományos főmunkatársa, email: fert@econ.core.hu.

A cikk alapjául szolgáló kutatást az OTKA „Kereskedelemelmélet és a magyar agrárkereskedelem” című programja támogatta.

*Grossman és Helpman (1990, 1991)* demonstrálják, 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 túlsordulása (spillover) nemzetközi. Az elméletek egy másik csoportja azonban megmutatja, hogy a dinamikus mérethozadék a termelés általi tanulás hatásból származik, amely országspecifikus, és bezárkózási hatást gyakorol a kereskedelem szerkezetének specializációjára. *Krugman (1987)*, *Lucas (1988)*, *Grossman és Helpmann (1991a)*, valamint *Redding (1999)* demonstrálják, hogy a dinamikus skálahozadék jelenlétében a hosszú távú kereskedelmi szerkezetet alapvetően a kezdeti komparatív előnyök határozzák meg. Noha az új kereskedelemelmélet modelljeinek természete és előrejelzései változóak, a fő empirikus implikációja ennek az irodalomnak, hogy a nemzetközi kereskedelem szerkezete egyre polarizáltabbá válik.

*Proudman és Redding (2000)* kidolgoztak egy, a nemzetközi kereskedelem és az endogén technológiai fejlődést vizsgáló modellt, és illusztrálták, hogy még egy korrekt módon specifikált modell sem eredményez szükségszerűen egyértelmű következtetéseket a nemzetközi kereskedelem szerkezetének állandóságára, illetve mobilitására. A szerzők arra a következtetésre jutnak, 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 indexe, amelynek eredeti verzióját *Balassa (1965)* fejlesztette ki, és a következőképpen definiált:

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

ahol  $x$  reprezentálja exportot,  $i$  egy adott országot,  $j$  egy meghatározott terméket,  $t$  a termékek egy csoportját, valamint  $n$  az országok egy adott csoportját.  $B$  a megfigyelt kereskedelem szerkezetén alapul, egy meghatározott termék arányát a teljes hazai exportban veti össze ennek a terméknek egy meghatározott országcsoport kereskedelmében betöltött részesedésével. Ha  $B > 1$ , akkor megnyilvánuló komparatív előnyről beszélhetünk. Könnyen belátható, hogy a  $B$  index kiterjeszhető egy olyan globális mércévé, 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 és 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 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 ferde lesz. Ez azt jelenti, hogy egy adott szektor relatív súlyát túlbecsüljük, ha a  $B$  index nagyobb, mint egy azokhoz az ágazatokhoz viszonyítva, ahol a  $B$  index értéke kisebb, mint egy (*De Benedictis és Tamperi 2001*). Ez a probléma különösen akkor lesz lényeges, ha egy ökonometriai elemzés a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezetét vizsgálja, ahogy ezt *Dalum és társai (1998: 427)* 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 transzformációt

alkalmazzuk, mivel például egy változásnak a B indexben 0,01-ről 0,02-re ugyanakkora hatása lesz, mint egy változásnak a B indexben 50-ről 100-ra. *Dalum és társai (1998)* ezért a megnyilvánuló szimmetrikus komparatív előnyök (revealed symmetric comparative advantage, RSCA) index bevezetését javasolták a ferde eloszlás problémájának megoldására:

$$\text{RSCA} = (B-1) / (B+1) \quad (2)$$

Az RSCA értéke mínusz egy plusz egy között mozog, ráadásul elkerüli még a nulla érték problémáját, amely a logaritmus átalakításnál 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 aszimmetria nem szükségszerűen implikálja a normalitást a hibatagban, és a mesterséges szimmetria elrejtheti a B index mögötti dinamikát (*De Benedictis és Tamberi 2001*).

*Proudman és Redding (2000)* rámutattak annak fontosságára, hogy a B index számtani átlaga a szektorok között nem szükségszerűen egyenlő eggyel. Úgy érveltek, hogy a számláló az (1) egyenletben a súlyozatlan arányát mutatja egy adott terméknek 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 a referencia-piacon (például világpiacon, vagy EU), akkor ez magas értéket eredményez a számlálóban és kis értéket 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 egy ország félrevezető változásokat mutathat a specializáció átlagos terjedelmében, amelyet a B mérőszám mutat. A szerzők ezért egy alternatív megoldást javasolnak a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésére. Ennek lényege, hogy egy adott ország export arányát egy meghatározott termék esetében elosztják az összes termék átlagos piaci részesedésével, amelyet formálisan az alábbi módon fejezhetünk ki:

(3)

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

A normalizált B index átlaga a (3) egyenletben konstans és egyenlő eggyel. Az index interpretációja a következő: egy meghatározott időpontban nor-

malizáljuk a B indexet a keresztszeti átlaggal azért, hogy eltekinthessünk a specializáció átlagos terjedelmében bekövetkezett változásoktól. *De Benedictis és Tamberi (2001)* azonban rámutatnak, hogy a *Proudman és Redding* 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, amelyek a ricardói értelemben vett kereskedelem előtti relatív árak mellett kapunk. *Yeats (1985)* empirikus eredményei szerint a B index nem alkalmas ordinális vagy kardi-

nális mérceként szolgálni, mivel nem képes az egyes iparágakat konzisztensen rangsorolni a komparatív előny alapján. Ennek ellenére a szerző rámutatott arra, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyök koncepcióján alapuló kvantitatív vizsgálatok eredményei teljesen konzisztensek a tényezőarányok elméletének előrejelzéseivel.

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

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

ahol  $X_{ij}$   $i$  termék  $j$  országban,  $X_j$   $j$  ország összes exportja,  $W_i$  a világ exportja  $i$  termékből, és  $W$  a világ összes exportja. Homotetikus 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 tényező ellátottságában végbe ment változásokkal. Ez a feltétel biztosítja, hogy egy termék exportszintjében bekövetkezett növekedés egy adott országban egyúttal a B index értékében is növekedést eredményez.

Az empirikus tesztelés érdekében Marchese és Nadal de Simone (1989) a Hillman-feltételt a következőképpen alakították át:

(5)

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

Ha HI nagyobb, mint egy, 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 az olyan empirikus vizsgálatokban, amelyek megpróbálják meghatározni a kereskedelem-liberalizálás hosszú távú hatásait a B index segítségével. Mindeztáig azonban összesen csak két tanulmány alkalmazta a Hillman indexet. Marchese és Nadal de Simone (1989) eredményei azt mutatják, hogy a Hillman-feltétel nem teljesült 118 fejlődő ország exportjának 9,5 százalékában 1985-ben. A Hinloopen és 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 vámi lehetne.

#### Empirikus modellek és az alkalmazott módszertan

Vizsgálatunkban Brasili és társai (2000), Proudman és Redding (2000) valamint Hinloopen és van Marrewijk (2001) által alkalmazott módszertant követjük. Míg ezek a tanulmányok kizárólag az ipari ágazatokkal foglalkoztak, mi az élelmiszer-gazdaságra koncentrálunk, és megvizsgáljuk a B indexek stabilitását Magyarországon 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 korlá-

tozzák. (például *Dimelis és Gatsios 1995; Gual és Martin 1995*). A magunk részéről e tanulmányban a magyar agrárkereskedelem szerkezetének dinamikájával foglalkozunk, a B indexeket a világpiac kontextusában számoljuk ki.

*Marchese és Nadal de Simone (1989)* javaslatát követve, teszteltük a Hillman-feltételt az adatbázisunkra. Eredményeink azt mutatták, hogy a B indexek kiszámítása teljesen konzisztens a Hillman-feltétellel.

A tanulmányban a B indexek stabilitására koncentrálnak az idő folyamán. Két típusú stabilitást különböztethetünk meg: egyrészt a B indexek eloszlásának stabilitását egyik periódusról a másikra, másrészt a B indexek értékének a stabilitását az adott termékcsoportokban egyik periódusról a következőre (*Hinloopen and Van Marrewijk 2001*).

Az első típusú stabilitást kétféleképpen vizsgáljuk. Először *Brasili és társai (2000)* valamint *Hinloopen és Van Marrewijk (2001)* módszerét alkalmazva a B index eloszlásának formáját sűrűségfüggvény alkalmazásával elemezzük. Másodsor, *Dalum és társai (1998)*, *Laursen (2000)* javaslatát követve regressziós elemzést alkalmazunk annak vizsgálatára, hogy a B index értéke mennyire és hogyan változott. Ehhez az RSCA mutatót (2) alkalmazzuk, hogy elkerüljük a B index eloszlásának ferdeségéből származó problémákat. Ennek megfelelően a következő regressziót becsüljük:

$$RSCA_{ij}^{t2} = \alpha_i + \beta_i RSCA_{ij}^{t1} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

ahol t1 és t2 felső indexek a kezdő és a végső évet jelölik. A függő változó, RSCA t2 időpontban i szektorban j országban, tesztelték a független változóval, amelyből RSCA t1 megelőző év;  $\alpha$  és  $\beta$  a standard lineáris regresszió paraméterei és  $\varepsilon$  a reziduális tag. A regresszió mögött meghúzódó megfontolás az, hogy ha  $\beta=1$ , akkor az RSCA index eloszlásának változatlanosságát mutatja t1 és t2 periódus között. Ha  $\beta>1$ , akkor az adott ország még jobban azokra a termékekre specializálódik, amelyekre már korábban is specializálódott, illetve egyre kevésbé specializálódik azokra a termékekre, amelyekre korábban sem specializálódott. Más szavakkal, az adott ország már meglévő specializációja tovább erősödött. Ha  $0<\beta<1$ , ez azt jelenti, hogy azok a termékcsoportok, amelyek a kezdetben alacsony vagy negatív RSCA indexekkel voltak jellemezhetők, értéke növekedett az idővel, míg a magas és pozitív RSCA indexekkel rendelkező termékcsoport értéke csökkent. Speciális esetben, ha  $\beta<0$ , az index előjele megváltozott. *Dalum és társai (1998)* rámutatnak arra, hogy  $\beta>1$  nem szükséges feltétele az általános specializáció növekedésének. Ezért a szerzők, *Cantwell (1989)* munkáját követve, úgy érvelnek, hogy megmutatható:

$$\sigma_i^{2t2} / \sigma_i^{2t1} = \beta_i^2 / R_i^2 \quad (7a)$$

Ezért

$$\overline{\sigma_i^{t2}} / \overline{\sigma_i^{t1}} = |\beta_i| / |R_i| \quad (7b)$$

ahol R 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 specializáció foka növekszik, míg ha  $\beta<R$ ,

akkor a specializáció foka csökken.

A második típusú stabilitást átmeneti valószínűségi mátrixokat alkalmazásával vizsgáljuk, amely a B index tartósságának és mobilitásának meghatározására alkalmas. Ezt a megközelítést Proudman és Redding (2000) javasolta először az empirikus munkákban, majd Brasili és társai (2000) és Hinloopen és Van Marrewijk (2001) alkalmazták. Hinloopen és Van Marrewijk (2001) munkáját követve négy csoportba osztjuk a B indexeket, amelyek könnyen értelmezhetőek:

a osztály:  $0 < B < 1$ ;

b osztály:  $1 < B < 2$ ;

c osztály:  $2 < B < 4$ ;

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, durván az alábbi csoportosításban: gyenge komparatív előny (b osztály), közepes komparatív előny (c osztály) és erős komparatív előny (d osztály).

#### A magyar agrárkereskedelem dinamikája

A magyar agrárkereskedelem dinamikáját a B index (1) és az RSCA index (2) segítségével elemezzük az 1990 és 2000 közötti időszakra, és a világkereskedelem szolgál összehasonlítási alapul. A vizsgált periódus utolsó éve megválasztásának oka, hogy noha magyar adatok a későbbi időre is rendelkezésre állnak, a világkereskedelemre vonatkozó adatok csak 2000-ig. A vizsgálat során használt adatok az UNCTAD adatbázisból származnak, SITC rendszerben. A SITC-rendszer három számjegyű bontásában 61 termékcsoportból a teljes minta.

#### Az eloszlás alakja

Az 1. táblázat felső felében a percentilis pontokat mutatjuk 5–95-ig. Ez részletes képet ad a B index kumulatív eloszlásáról. Például 1990-ben a p-25 pont 0,16, ami azt jelenti, hogy a megfigyelések 25 százaléka 1990-ben 0,16 alatt volt (első oszlop), és 75 százaléka pedig 0,16 fölött volt. Hasonlóan, a p-95 pont 2000-ben 3,62 volt, ami azt mutatja, hogy a megfigyelések 95 százalékának a B indexe 3,62 alatti, míg 5 százalékuknak 3,62 fölötti B indexe volt (utolsó oszlop). Az eredmények arra utalnak, hogy a különböző percentilis értékek folyamatosan csökkentek a kérdéses idő-

1. táblázat

A B index empirikus eloszlása

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
P-5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
P-10	0.01	0.03	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
P-25	0.16	0.17	0.13	0.28	0.17	0.09	0.13	0.06	0.13	0.10	0.05
P-50	0.83	0.91	1.08	0.74	0.82	0.84	1.06	0.74	0.71	0.59	0.55
P-75	3.19	3.04	2.79	2.46	2.44	2.60	2.48	2.17	2.27	1.56	1.39
P-90	5.88	7.94	5.55	5.40	4.98	5.97	6.03	4.46	3.30	2.93	3.31
P-95	10.89	11.06	9.73	8.76	8.21	8.28	8.03	5.47	4.95	4.36	3.62
átlag	2.37	3.18	2.45	2.15	2.03	2.08	2.15	1.66	1.38	1.17	1.16
maximum	23.83	45.78	29.56	21.02	15.88	14.28	18.04	10.80	9.12	10.43	11.89
szórás	4.05	6.55	4.40	3.58	3.11	2.94	3.12	2.20	1.75	1.76	1.85
B<1	0.55	0.51	0.49	0.58	0.55	0.55	0.46	0.57	0.58	0.67	0.67
B<2	0.73	0.68	0.66	0.69	0.64	0.67	0.66	0.74	0.73	0.83	0.83
B<4	0.82	0.76	0.83	0.86	0.87	0.84	0.85	0.85	0.91	0.94	0.97
B<8	0.93	0.90	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95	0.98	0.99	0.99	0.99

Forrás: Saját számítás az UNCTAD adatbázisa alapján

szak alatt. Míg a megfigyelések 50 százalékának a B indexe 1990-ben 0.83 alatt volt, ez az érték csak 0.55 volt 2000-ben. Ez azt jelzi, hogy a B index eloszlása balra tolódott.

2. táblázat

A B index stabilitása 1990 és 2000 között

	$\alpha$	$\beta$	R	$\beta/R$	J-B*
1990	-0.22	0.66	0.72	0.92	4.95
1991	-0.25	0.68	0.76	0.89	29.94
1992	-0.23	0.78	0.89	0.88	121.80
1993	-0.20	0.80	0.86	0.93	26.53
1994	-0.19	0.82	0.91	0.90	0.85
1995	-0.19	0.82	0.94	0.87	3.67
1996	-0.22	0.80	0.89	0.90	38.03
1997	-0.16	0.82	0.90	0.91	102.68
1998	-0.12	0.91	0.93	0.98	24.69
1999	-0.03	0.98	0.96	1.02	202.13

Megjegyzés: \* Jarque-Bera test:  $\chi^2_{2298} = 5.99$

Forrás: Saját számítás az UNCTAD adatbázisa alapján

A B index átlaga azonban csak 1996 után esett vissza jelentősen. Mindazonáltal a számítások azt mutatják, hogy a magyar mezőgazdaság globális versenyképessége romlott. Azoknak a termékcsoportoknak az aránya, ahol a B index kisebb egynél, 55 százalékról 67 százalékra emelkedett 1990 és 2000 között, azaz ezek a termékcsoportok elvesztették komparatív előnyeiket. Továbbá, ha összehasonlítjuk a kezdő és az utolsó év értékeit (az utolsó három sorban: B<2 – B<8), akkor arra következtethetünk, hogy a komparatív előnyök csökkentek a gyenge, közepes, illetve erős komparatív előnyökkel rendelkező termékcsoportokban.

3. táblázat

A B indexek Markov-mátrixa 1990 és 2000 között

B	a	b	c	d
a	0.82	0.12	0.06	0.00
b	0.82	0.18	0.00	0.00
c	0.50	0.33	0.17	0.00
d	0.18	0.09	0.55	0.18
kezdőeloszlás	0.54	0.18	0.10	0.18
végző eloszlás	0.67	0.15	0.15	0.03
határeloszlás	0.80	0.14	0.06	0.00

Forrás: Saját számítás az UNCTAD adatbázisa alapján

A 2. táblázat tanúsága szerint a  $\beta$  értékei szignifikánsan különböznek a nullától és pozitívek. Ez azt jelenti, hogy elvethetjük azt a hipotézist, hogy kereskedelem szerkezete alapvetően megváltozott volna a vizsgált periódusban. A negyedik oszlopban a  $\beta/R$  értékek azt sugallják, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezete inkább konvergált, kivéve 1999-ben. Meg kell jegyezni azonban, hogy a  $\beta/R$  arányok nagyon közel vannak egyhez, ezért azt mutatják, hogy a B indexek eloszlása nem változott meg alapvetően. Az RSCA indexek alkalmazásának motivációjával ellentétben a normalizációs eljárás nem vezetett arra, hogy a hibátag normalitásának problémáját el lehessen kerülni. A Jarque-Bera teszt azt mutatja ugyanis, hogy a 10 esetből hét regresszió szenved a normalitás hiányának problémájától.

### Az eloszlások közti dinamika

A B indexek dinamikájáról további információkat szerezhetünk a Markov-féle átmeneti valószínűségi mátrixok elemzésével. A becült átmeneti mátrix 11 éves bázison alapul, és azt mutatja, hogy mi a valószínűsége annak, hogy az egyik állapotból a másikba kerülünk a kezdő év (1990) és az utolsó év (2000) között.

A mátrix diagonális elemei annak valószínűségét mutatják, hogy a B indexek eloszlása nem változott az egyes méretkategóriákban. A 3. táblázatban láthatjuk, hogy az egynél kisebb B indexek meglehetősen stabilnak bizonyultak 1990 és 2000 között. A magasabb méretcsoportokban (b, c, és d) már jelentős változásokat tapasztalhatunk. Az egynél kisebb B indexeknek csak igen kis esélye van a magasabb méretosztályokba való kerülésre. Ugyanakkor az egynél nagyobb kategóriákban lévő B indexeknek jelentős esélyük van az alacsonyabb méretcsoportokba való visszalépésre, míg csak kicsiny esélyük van helyzetük javítására. A határeloszlás azt mutatja, hogy a B indexek eloszlásának eltolódása az alacsonyabb méretkategóriák felé a vizsgált periódusban némileg változhat a jövőben.

### Összefoglalás és következtetések

A kilencvenes években a hazai mezőgazdaságban lezajlott jelentős változások ellenére a B indexek eloszlása meglehetősen stabilnak bizonyult. A magyar agrárkereskedelem azonban egy csökkenő specializáció trendjét mutatja. Más szavakkal: *Magyarország elveszítette komparatív előnyeit számos termékcsoportban.*

A B indexek közelebbi vizsgálata azt mutatja, hogy azok konvergáltak egymáshoz a vizsgált időszakban. A B indexek stabilitása az egyes termékcsoportok szintjén már kevésbé mutatott állandóságot. Az átmeneti mátrixok elemzése azt sugallja, hogy meglehetősen nagy annak a valószínűsége, hogy egy termékcsoport specializációja csökkenjen, míg annak növekedésére alig van esély.

Hogyan kapcsolódnak ezek a stílizált tények a bemutatott elméletek előrejelzéseikhez? 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 konklúzió levonására. Egyrészt hazánk esetében tendencia van a B indexek szimmetrikusabb és kevésbé polarizált eloszlása felé, amely egybevág más tanulmányok eredményeivel a fejlett országokra vonatkozóan (*Balassa 1977; Amendola et al 1992; Laursen 2000; Proudman és Redding 2000; Brasili et al 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
- Balassa, B. (1965): *Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage. The Manchester School of Economic and Social Studies, 33,* 99–123
- 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, 45,* 327–344.
- Bowen, H.P. (1983): *On the Theoretical Interpretation of Indices of Trade Intensity and Revealed Comparative Advantage. Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 119,* 464–472.



- Brasili, A., Epifani, P. and Helg, R. (2000): *On the Dynamics of Trade Patterns*. *De Economist*, 148, (2) 233–257.
- Cantwell, J. (1989): *Technological Innovation and Multinational Corporations*. Oxford: Blackwell
- Dalum, B.–Laurson, K.–Villumsen, G. (1998): *Structural Change in OECD Export Specialisation Patterns: De-Specialisation and 'Stickiness'*. *International Review of Applied Economics*, 12, 423–443.
- De Benedictis, L.–Tamberi, M. (2001): *A note on the Balassa Index of Revealed Comparative Advantage*. Kézirat
- Dimelis, S.–K. Gatsios (1995): *Trade with Central and Eastern Europe: The Case of Greece*, Megjelent: R. Faini és R. Portes (szerk.), *EU Trade with Eastern Europe: Adjustment and Opportunities* (London: CEPR).
- Eiteljörge, U.–M. Hartmann (1999): *Central-Eastern Europe Food Chains Competitiveness*, Megjelent: *The European Agro-Food System and the Challenge of Global Competition* (ISMEA: Rome).
- Fertő, Imre–Hubbard, L. J. (2002): *Megnyilvánuló komparatív előnyök és versenyképesség a magyar élelmiszergazdaságban*. *Külgazdaság*, 46, 46–58
- Grossman, G.–Helpman, E. (1990): *Comparative Advantage and Long-run Growth*. *American Economic Review*, 80, 796–815.
- Grossman, G.–Helpman, E. (1991): *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press, Cambridge
- Gual, J.–C. Martin (1995): *Trade and Foreign Direct Investment with Central and Eastern Europe: Its Impacts on Spain*, Megjelent: R. Faini és R. Portes (szerk.), *EU Trade with Eastern Europe: Adjustment and Opportunities* (London: CEPR).
- 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*, 11, 305–340.
- 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 Marrewijk, C. (2001): *On the Empirical Distribution of the Balassa Index*. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137, 1–35.
- Hoekman, B.–Djankov, S. (1997): *Determinants of the Export Structure of Countries in Central and Eastern Europe*. *World Bank Economic Review*, 11, 471–487.
- Iaparde, L. P. (2001): *Measuring of International Specialization*. *International Applied Economic Review*, 7, 173–183.
- 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*, 27, 41–54.
- Kunimoto, K. (1977): *Typology of Trade Intensity Indices*. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 11, 15–32.
- Laurson, K. (1998): *Revealed Comparative Advantage and the Alternatives as Measures of International Specialisation*. DRUID Working Paper No. 98–30, Aalborg University
- Laurson, K. (2000): *Trade Specialisation, Technology and Economic Growth*. Edward Elgar, Cheltenham.
- Lucas, R. (1988): *On the Mechanics of Economic Development*. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–22.

Marchese, S.–De Simone, F.N. (1989): *Monotonicity of Indices of Revealed Comparative Advantage: Empirical Evidence on Hillman's Condition*. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 125, 158–167.

Proudman, J.–Redding, S. (2000): *Evolving Patterns of International Trade*. *Review of International Economics*, 8, 373–396.

Redding, S. (1999): *Dynamic Comparative Advantage and the Welfare Effects of Trade*. *Oxford Economic Papers*, 51, 15–39.

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. (2) 265–279. o.

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, 61–73.

Young, A. (1991): *Learning-by-doing and Dynamic Effects of International Trade*. *Quarterly Journal of Economics*, 106, 396–406.