

Fertő Imre*

Megnyilvánuló komparatív előnyök a magyar mezőgazdaságban: kaotikus vagy koherens szerkezet?

A cikk a magyar mezőgazdaság megnyilvánuló komparatív előnyeit vizsgálja a Balassa- index alkalmazásával 1992 és 2002 között különböző referenciapiacokon és aggregációs szinten. Eredményeink azt mutatják, hogy a magyar mezőgazdaság megnyilvánuló komparatív előnyei meglehetősen változékonyak mind az egyes aggregációs szintek között, mind a különböző referenciapiacok között. A kereskedelem specializációja csökkenő trendet mutat mindegyik referenciacsoportban, azaz a hazai agrárszektor elveszítette komparatív előnyeit számos termékcsoporthoz a vizsgált időszakban. A B-indexek közelebbi elemzése azt mutatja, hogy azok konvergáltak egymáshoz, de az egyes termékcsoporthoz az indexek nagyobb változékonyt mutattak. Meglehetősen nagy annak a valószínűsége, hogy egy termékcsoporthoz specializációja csökkenjen, míg annak növekedésére alig van esély.

Kulcsszavak: komparatív előnyök, magyar mezőgazdaság

Journal of Economic Literature (JEL) kód: Q 12

Bevezetés

A megnyilvánuló komparatív előnyök koncepciója komoly karriert futott be a nemzetközi kereskedelem empirikus elemzésében. Noha Balassa (1965) eredeti javaslatát a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésére az elmúlt évtizedekben sokan próbálták javítani, illetve módosítani, mégis az eredeti Balassa-index maradt továbbra is a leggyakrabban használt elemzési eszköz az empirikus kutatásokban (Fertő (2003b)). A Balassa-indexet és más hasonló mérőszámokat több referenciacsoporthoz (pl. világpiac, OECD, EU stb.) is ki lehet számolni. Richardson – Zhang (1999) munkája kivételével azonban eddig nem született vizsgálat arról, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezete hogyan változik szimultán módon a különböző regionális piacokon, az idő változásával és az egyes szektorok között. Korábbi vizsgálataink arra utaltak, hogy a magyar agrárszektor komparatív előnyei különbözők lehetnek a világpiacon és az Európai Unióban, illetve azok szerkezete időben is változhat (Fertő 2004). Az eddigi szórványos empirikus tanulmányok eredményei alapján ezért indokolt feltenni a kérdést: mennyire stabilak a komparatív előnyök az egyes referencia piacok között (pl.

* A szerző az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének és a Budapesti Corvinus Egyetem Agrárgazdaságtan és Vidékfejlesztési Tanszékének tudományos főmunkatársa. A cikk alapjául szolgáló kutatást az OTKA T037868 sz. Kereskedelemelmélet és magyar agrárkereskedelem című programja támogatta.

EU, OECD, világpiac stb.), illetve vajon változnak-e az idő múlásával? Míg az utóbbi kérdésre az elmúlt években egyre több tanulmány keresi a választ (pl. *Brasili és társai 2000*; *Proudmann – Redding 2000*; *Hinloopen – van Marrewijk 2001*; *Fertő 2003a*; *Fertő – Hubbard 2003*; *2005*), addig az első probléma mindeddig kívül maradt a kutatások érdeklődési körén.

A nemzetközi kereskedelem empirikus elemzésénél az egyik kiinduló kérdés, hogy milyen mély bontású adatokat használjunk. Nincs ez másképp a megnyilvánuló komparatív előnyök vizsgálatánál sem. A különböző kutatások összehasonlítását ugyanis nagyban megnehezíti, hogy a szerzők általában különböző aggregációs szinten végezték el vizsgálatukat. *Richardson – Zhang (1999)* munkájától eltekintve azonban nem vizsgálták meg eddig, hogy az miképp befolyásolja az eredményeket, ha a Balassa-indexeket eltérő aggregáltsági szinten számoljuk ki. Nyilvánvaló, hogy a Balassa-index értéke termékcsoportról termékcsoportra változik, de ezek a különbségek érdekes módon eltérhetnek aszerint, hogy miképp definiáljuk a termékcsoportokat. Hazánkknak lehetnek megnyilvánuló komparatív előnyei mélyebb bontású termékcsoportokban, míg ezek eltűnhetnek magasabb aggregációs szinten. Ugyanakkor ennek az ellenkezője is igaz lehet.

A dolgozat több ponton járul hozzá a jelenlegi irodalomhoz. Egyrészt, korábbi tanulmányainkat kiegészítve (*Fertő 2003a*, *Fertő – Hubbard 2003* és *2005*), a magyar agrárkereskedelem komparatív előnyeit egyszerre nem csak egy, hanem párhuzamosan több referenciapiacra is megvizsgáljuk. Másrészt, részletesen elemezzük a külkereskedelmi adatok különböző aggregációs szintjének hatását az eredményekre. Végezetül, a nemzetközi kereskedelem empirikus irodalmában alkalmazott legújabb módszertani eszközöket hasznosítjuk a magyar agrárkereskedelem szerkezetének elemzésében.

A tanulmány célja ezért, hogy több szempontból is részletesen elemezze a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezetének változásait a magyar mezőgazdaság példáján keresztül. A dolgozat szerkezete a következő. Először röviden áttekintjük az alkalmazott módszertant. Ezt követően három részben ismertetjük eredményeinket. Először az aggregáció problémájával foglalkozunk. Másodsor a Balassa-indexek eloszlását vesszük szemügyre. Harmadsor a magyar agrárexport strukturális változásait elemezzük. Végezetül összefoglaljuk eredményeinket és megfogalmazunk néhány következtetést.

Az alkalmazott módszertan

A tanulmányban a *Brasili és társai (2000)*, *Proudmann 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 koncentrálnunk, és megvizsgáljuk a B-indexek stabilitását Magyarország esetében. A megnyilvánuló komparatív előnyök eredeti verzióját *Balassa (1965)* fejlesztette ki, és a következőképpen definiálta:

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

ahol x reprezentálja az 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 ex-

portban 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 kiterjeszthető egy olyan globális mércévé, amely minden terméket (t) és minden országot (n) magában foglal (Vollrath 1991).

Hillman (1980) elméleti megalapozást adott a Balassa-indexnek, és kidolgozott egy empirikusan is ellenőrizhető feltételt, amelynek teljesülése esetén a Balassa-index alkalmazható a komparatív előnyök mérésére¹.

A tanulmányban a B-indexek stabilitására koncentrálnak az idő folyamán az egyes referenciacsoportokban, és azok között. Kétféle 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 többféleképpen vizsgáljuk. Egyrészt, *Brasili és társai* (2000) valamint *Hinloopen és Van Marrewijk* (2001) módszerét alkalmazva a B-index eloszlásának formáját Kernel-féle 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. Korábbi kutatásainkban (pl. *Fertő 2003a; Fertő és Hubbard 2005*) a B-index szimmetrikus transzformációját (RSCA) alkalmaztuk a regressziós elemzésben, hogy elkerüljük a B-index ferdeségéből származó problémákat. Eredményeink azonban nem lettek szignifikánsan jobbak a módosított index alkalmazásával sem, ezért úgy döntöttünk, hogy a jelen vizsgálatban maradunk az eredeti mérőszámnál. Ennek megfelelően a következő regressziót becsüljük:

$$B_{ij}^{t2} = \alpha_i + \beta_i B_{ij}^{t1} + \varepsilon_{ij}, \quad (2)$$

ahol $t1$ és $t2$ felső indexek a kezdő és a végső évet jelölik. A függő változó, B $t2$ időpontban i szektorban j országban, tesztelték a független változóval, amelyből B $t1$ megelőző év; α és β a standard lineáris regresszió paraméterei és ε a reziduális tag. A regresszió mögött húzódó megfontolás az, hogy ha $\beta = 1$, akkor az B-index eloszlásának változatlan-ságát 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 azon termékcsoportok értéke, amelyek kezdetben alacsony vagy negatív B-indexekkel voltak jellemezhetőek, növekedett az idővel, míg a magas és pozitív B-indexekkel rendelkező termékcsoport értéke csökkent. Speciális esetben, ha $\beta < 0$, ez arra utal, hogy 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:

$$\sigma_i^{2t2} / \sigma_i^{2t1} = \beta_i^2 / R_i^2. \quad (3a)$$

¹ A Hillman-feltételről magyarul bővebben lásd: (Fertő 2003b).

Ezért,

$$\sigma_i^{t2} / \sigma_i^{t1} = |\beta_i| / |R_i|, \quad (3b)$$

ahol R korrelációs koefficiens a regressziós egyenletből és σ^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.

Harmadszor, nemcsak arra vagyunk kíváncsiak, hogy miként alakul a B -indexek eloszlása az egyes piacokon, hanem azt is megvizsgáljuk, miként alakult azok eloszlása az egyes referenciacsoportokhoz viszonyítva. *Amiti* (1998 és 1999) nyomán Gini-koefficiensekkel mérjük, hogy mekkora a különbség a magyar agrárexport és a referenciacsoportok agrárexportjának specializációja között. A Gini-index értéke 0 és egy között mozog. Ha a Gini-együttható közel van egyhez, akkor ez azt jelenti, hogy hazánk agrárexportja specializációjának a szerkezete megegyezik a referenciacsoportok mezőgazdasági exportja specializációjával. Ha az index közel van egyhez, akkor az arra utal, hogy Magyarország teljesen egy olyan termék exportjára specializálódik, amelynek kicsi a részesedése a referenciacsoport exportjában.

A második típusú stabilitás elemzésére *Proudman és Redding* (2000) *Brasili és társai* (2000) és *Hinloopen és Van Marrewijk* (2001) munkáit követve átmeneti valószínűségi mátrixokat alkalmazunk a B -index tartóságának és mobilitásának meghatározására. A B -indexeket különböző osztályközökbe sorolhatjuk, és ez alapján számolhatjuk ki az átmeneti valószínűségi mátrixokat. Az irodalomban alapvetően két megoldás terjedt el. A tanulmányok többsége a B -indexeket valamilyen percentilisebe sorolja (általában kvartilisebe), mint például *Proudman és Redding* (2000), *Brasili és társai* (2000), *Redding* (2002). A másik módszer, *Hinloopen és Van Marrewijk* (2001) munkáját követve négy csoportba oszthatjuk a B -indexeket:

Osztály a : $0 < B \leq 1$;

Osztály b : $1 < B \leq 2$

Osztály c : $2 < B \leq 4$;

Osztály d : $4 < B$.

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). Ennek az eljárásnak az előnye, hogy könnyen értelmezhető. A különböző percentilisen alapuló vizsgálatok esetében ugyanis gyakran előfordul, hogy több percentilis is egynél kisebb, ezért közgazdaságilag nehéz értelmezni kapott eredményeket, ha az adott jószág B -indexének az értéke két egynél kisebb percentilis között mozog két időpont között. A másik előnye abból származik, ha a kutatás során több ország kereskedelmi szerkezetében végbement változásokat akarjuk összehasonlítani. Ebben az esetben ugyanis az egyes országok percentiliseinek az értéke nagy valószínűséggel különbözik egymástól, ami megakadályozza a korrekt elemzést. Ha viszont követjük a *Hinloopen és Van Marrewijk* (2001) által javasolt csoportosítást, akkor az országok közötti összehasonlításnak könnyen azonosítható közgazdasági értelmezése van.

Másodsor, a specializáció szerkezete mobilitásának fokát a mobilitási indexek segítségével vizsgálhatjuk. Ezek formálisan értékelik a mobilitás fokát a B-index teljes eloszlásán keresztül, és lehetővé teszik az országok és/vagy referenciapiacok közötti összehasonlítást. Az első index M_1 (Shorrocks 1978) az átmeneti valószínűségi mátrixok nyomát (tr) vizsgálja.

$$M_1 = \frac{K - \mathbf{t}(P)}{K - 1}, \quad (4a)$$

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

A második index M_2 , (Shorrocks 1978; Geweke és társai 1986) átmeneti valószínűségi mátrixok determinánsára (det) koncentrálnak.

$$M_2 = 1 - |\text{det}(P)|. \quad (4b)$$

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

Empirikus eredmények

Jelen tanulmányban Magyarország agrárkereskedelme szerkezetének dinamikájával foglalkozunk 1992–2002 között. A B-indexeket öt különböző referenciacsoportra számoltuk ki, melyek a következők: világpia, fejlett országok, Európai Unió, fejlődő országok, közép-európai országok². Az EU esetében a 15 tagállamot vettük figyelembe, míg a közép-európai országoknál az EU-hoz újonnan csatlakozó nyolc ország közül csak hetet vettünk figyelembe (Csehország, Észtország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Szlovákia és Szlovénia), mert hazánkat a halmozódás problémája miatt kihagytuk. A vizsgálat során használt adatok az UNCTAD adatbázisból származnak SITC rendszerben (*Standard International Trade Classification*). Az SITC rendszer háromszámjegyű bontásában 59 termékcsoportból áll a teljes minta. Marchese és Nadal de Simone (1989), valamint Hinloopen és van Marrewijk (2004) javaslatát követve, teszteltük a Hillman-feltételt az adatbázisunkra. Eredményeink azt mutatták, hogy a B-indexek kiszámítása teljesen konzisztens a Hillman-feltétellel.

Az aggregáció problémája

A Balassa-indexeket három különböző aggregátsági szinten számoltuk ki: az SITC egy-, kettő- és háromszámjegyű bontásában 1992 és 2002 között mindegyik referenciacsoportban. Az áttekinthetőség kedvéért csak a B-indexek átlagát mutatjuk be, de a részletesebb évenkénti eredmények is közel azonos eredményt mutatnak. Számításaink ismertetését a legmagasabb aggregátsági szinten kezdjük.

² A fejlett és a fejlődő országok csoportjába sorolt országok listáját lásd: www.unctad.org.

1. táblázat

A B-indexek átlaga termékcsoportonként és régióként 1992 és 2002 között

	Világ- piac	Fejlett országok	Európai Unió	Fejlődő országok	Közép-európai országok
0 Élelmiszer, élő állatok	1,75	1,84	1,61	1,52	2,48
1 Italok, dohány	1,09	0,97	0,75	1,53	1,33
2 Nyersanyagok	1,17	1,28	1,87	1,07	0,73
4 Állati és növényi olajok és zsírok	1,16	1,74	1,43	0,63	2,62

Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben egyszámjegyű bontásban.

Megjegyzés: a besötétített számok azt mutatják, hogy melyik termékcsoportban nincs megnyilvánuló komparatív előny.

Az 1. táblázat tanúsága szerint a magyar agrárexportnak mindegyik terméknel vannak megnyilvánuló komparatív előnye, termékcsoportonként legalább három referenciacsoportban. Az élelmiszerek és élőállatok esetében Magyarországnak mindegyik referenciapiacra van megnyilvánuló komparatív előnye. Hazánknak nincs komparatív előnye az Európai Unióban és a fejlett országokban az italoknál és a dohányynál. A nyersanyagok és az állati és növényi olajok esetében Magyarországnak nincs megnyilvánuló komparatív előnye a közép-európai országokban, illetve a fejlődő országokban.

2. táblázat

A B-indexek átlaga termékcsoportonként és régióként 1992 és 2002 között kétszámjegyű bontásban

Termékcsoport	Világ- piac	Fejlett országok	Európai Unió	Fejlődő országok	Közép-európai országok
00 Élőállat	3,57	3,23	2,86	5,40	3,22
01 Hús és húskészítmény	4,43	3,78	3,37	8,20	6,99
02 Tejtermék, tojás	0,72	0,55	0,39	4,55	0,70
03 Hal, rák, puhatestű állat	0,04	0,06	0,08	0,02	0,08
04 Gabona, gabonakészítmény	1,83	1,65	1,91	2,45	3,27
05 Zöldségféle és gyümölcs	2,07	2,44	1,67	1,45	3,08
06 Cukor, cukorkészítmény, méz	0,94	1,34	1,01	0,53	0,90
07 Kávé, tea, kakaó, fűszer	0,72	1,24	0,86	0,34	1,74
08 Állati takarmány	0,99	1,07	1,13	0,88	2,55
09 Egyéb, táplálkozásra alkalmas termék és készítmény	2,07	1,78	1,51	3,53	2,91
11 Ital	1,62	1,32	0,86	4,01	1,91
12 Dohány és dohányáru	0,35	0,37	0,41	0,31	0,45
21 Nyersbőr és kikészítetlen szőrme	0,54	0,46	0,55	1,37	0,28
22 Olajos mag és olajos tartalmú gyümölcs	2,17	2,25	8,32	2,30	2,36
23 Nyersgumi	0,02	0,39	0,33	0,01	0,56

Termékcsoport	Világ- piac	Fejlett országok	Európai Unió	Fejlődő országok	Közép-európai országok
24 Fa és parafa	1,11	1,14	1,90	1,62	0,38
26 Textilrost és hulladékai	0,19	0,26	0,79	0,12	0,70
29 Állati és növényi eredetű nyersanyag	1,91	1,90	1,45	1,81	4,61
41 Állati olaj és zsír	1,22	0,97	1,61	3,62	2,96
42 Növényi olaj és zsír	1,38	2,31	1,76	0,69	3,33
43 Feldolgozott állati és növényi olaj és zsír	0,08	0,09	0,07	0,05	0,21

Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben kétszámjegyű bontásban.

Megjegyzés: a besötétített számok azt mutatják, hogy melyik termékcsoportban nincs megnyilvánuló komparatív előny.

A 2. táblázat árnyalja a magyar mezőgazdaság megnyilvánuló komparatív előnyeiről kialakított előbbi képünket. Az élelmiszerek és élőállatok esetében a halaknál egyik referenciacsoportban sincs komparatív előnyünk. A tej esetében csak a fejlődő országokban, a cukornál a fejlett országokban és az EU-ban, a kávénál a fejlett országokban és a közép-európai országokban, míg az állati takarmánynál a fejlett országokban, az EU-ban és a közép-európai országokban van komparatív előny. A tíz termékcsoportból csak ötben van mindegyik referenciapiacra megnyilvánuló komparatív előnye a magyar mezőgazdaságnak: az élőállat, a hús, a gabona, a zöldség és gyümölcs, valamint az egyéb táplálkozásra alkalmas termékek esetében.

A másik három nagyobb termékcsoport esetében is hasonló a helyzet. Az italok és a dohány közül az utóbbiban nincs komparatív előnyünk egyik piacon sem. A nyersanyagoknál a hat termékcsoportból kettőben van komparatív előny mindegyik referenciapiacra: az olajos magvak és az állati és növényi eredetű nyersanyagok esetében. Az állati és növényi olajoknál és zsíroknál nincs komparatív előny egyik piacon sem a feldolgozott állati és növényi olajok és zsírok esetében.

Összefoglalva, a kétszámjegyű bontásban a magyar agrárexport komparatív előnyei sokkal változékonyabbak a termékek és a referenciapiacok között, mint egyszámjegyű bontásban. Továbbá, míg magasabb aggregáltsági szinten a magyar mezőgazdaságnak a termékcsoportok és a referenciapiacok többségében komparatív előnye volt, addig a komparatív előnyökkel rendelkező termékek aránya mélyebb bontásban lényegesen alacsonyabb.

3. táblázat

**A B-indexek átlaga termékcsoportonként és régióként 1992 és 2002 között
háromszámjegyű bontásban**

Termékcsoport	Világ- piac	Fejlett országok	Európai Unió	Fejlődő országok	Közép-európai országok
001 élőállat	3,57	3,23	2,86	5,40	3,22
011 friss hús	4,20	3,52	3,35	8,34	8,09
012 szárított hús	0,68	0,49	0,31	13,53	3,46
014 feldolgozott hústermék	6,97	7,03	4,90	8,20	4,89
022 tej	0,48	0,37	0,27	2,10	0,37
023 vaj	0,32	0,24	0,18	4,43	0,33
024 sajt	0,86	0,62	0,42	15,01	1,51
025 tojás	2,78	2,44	1,77	5,22	2,14
034 friss hal	0,10	0,11	0,16	0,07	0,15
035 szárított hal	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
036 fagyasztott hal	0,01	0,01	0,02	0,00	0,04
037 feldolgozott haltermék	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
041 búza	2,04	1,65	2,98	6,17	3,70
042 rizs	0,01	0,02	0,02	0,00	0,10
043 árpa	1,33	1,04	0,90	8,44	1,60
044 kukorica	4,29	4,02	9,10	5,48	11,92
045 cereáliák	1,99	1,61	3,20	4,92	3,92
046 búzaliszt	3,39	3,43	2,59	4,07	3,42
047 egyéb liszt	2,33	2,55	2,95	2,12	2,28
048 feldolgozott cereáliák	0,70	0,58	0,42	1,38	1,19
054 friss zöldség	1,64	1,72	1,33	1,40	2,67
056 feldolgozott zöldség	5,57	6,56	4,77	4,13	7,01
057 friss gyümölcs	0,77	0,98	0,85	0,46	2,72
058 feldolgozott gyümölcs	4,01	5,08	4,10	2,78	2,58
061 cukor és méz	0,94	1,55	1,16	0,47	0,96
062 cukortermékek	0,95	0,95	0,72	1,04	0,78
071 kávé	0,38	1,06	0,75	0,14	1,67
072 kakaó	0,02	0,04	0,03	0,01	0,29
073 csokoládé	1,45	1,13	0,80	6,31	1,66
074 tea	0,44	1,72	1,10	0,14	1,78
075 fűszerek	2,43	7,95	5,72	0,83	5,49
081 állati takarmány	0,99	1,07	1,13	0,88	2,55
091 margarin	1,51	1,48	1,08	1,71	1,29
098 egyéb termék	2,14	1,82	1,57	3,86	3,27
111 alkoholmentes italok	2,16	2,01	1,45	2,82	2,33
112 alkoholos italok	1,53	1,22	0,79	4,54	1,83
121 feldolgozatlan dohány	0,21	0,32	0,50	0,11	0,33

Termékcsoport	Világ-piac	Fejlett országok	Európai Unió	Fejlődő országok	Közép-európai országok
122 feldolgozott dohány	0,41	0,37	0,40	0,51	0,63
211 nyersbőr	0,63	0,55	0,74	1,38	0,32
212 szőrme	0,14	0,11	0,08	1,58	0,09
222 olajos mag étkezési olajhoz	1,94	2,00	7,88	2,11	2,22
223 olajos mag egyéb olajhoz	5,94	7,07	12,94	5,01	3,65
232 nyersgumi	0,02	0,39	0,33	0,01	0,56
244 fa	0,01	0,00	0,00	0,01	0,22
245 tűzifa	14,41	41,10	37,67	7,82	2,69
246 papírfa	0,10	0,09	0,29	0,10	0,13
247 egyéb fa	2,00	2,81	5,68	2,77	0,40
248 megmunkált fa	0,76	0,71	1,13	1,38	0,32
261 selyem	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
263 gyapot	0,07	0,12	0,62	0,05	0,70
264 juta	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03
265 növényi rostok	0,63	0,69	0,44	0,55	0,57
268 gyapjú	0,44	0,40	1,29	0,55	1,33
291 állati eredetű nyersanyag	6,68	8,33	8,37	4,57	8,61
292 növényi eredetű nyersanyag	0,76	0,72	0,53	0,80	2,39
411 állati olaj és zsír	1,22	0,97	1,61	3,62	2,96
423 növényi olaj étkezési	2,37	2,70	2,00	1,95	3,37
424 egyéb növényi olaj	0,08	0,28	0,26	0,03	3,70
431 feldolgozott állati és növényi olaj	0,08	0,09	0,07	0,05	0,21

Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

Megjegyzés: a besötétített számok azt mutatják, hogy melyik termékcsoportban nincs megnyilvánuló komparatív előny.

A megnyilvánuló komparatív előnyök vizsgálata érdekesebbé válik, ha mélyebb bontású adatokat használunk. Magyarországnak 21 termékből van komparatív előnye a lehetséges 59 jószág közül mindegyik referenciapiacra, ugyanakkor 20 termékből egyik piacon sincs komparatív előnye (3. táblázat). A kétszámjegyű bontáshoz viszonyítva némi változást tapasztalunk a komparatív előnyök szerkezetében. A továbbiakban azokat a termékeket vizsgáljuk meg részletesebben, ahol komparatív előnye volt a magyar mezőgazdaságnak magasabb aggregáltsági szinten. A hústermékeknél a szárított húsoknak, míg a gabonafélék esetében a rizsnek és a feldolgozott cereáliáknak nincs komparatív előnye három, illetve egyik piacon sem. Hasonló jelenséget tapasztalunk a zöldség és gyümölcs esetében, valamint az állati és növényi eredetű nyersanyagoknál, ahol nincs komparatív előnye négy referenciacsoportban a friss gyümölcsnek és a növényi eredetű nyersanyagoknak.

A 3. táblázat módot ad arra is, hogy azonosítani tudjuk a lehetséges piaci réseket mind földrajzilag, mind termékcsoportok szintjén. A magyar mezőgazdaságnak a világpiacon, illetve a fejlett régiókban kevesebb számú termék esetében van komparatív előnye, mint a fejlődő országokban vagy a közép-európai országokban. Így például a szárított hús, a sajt és a feldolgozott cereáliák esetében komparatív előnyeink vannak a fejletlenebb régiókban, míg ennek a hiánya jellemző a fejlett országoknál és a világpiacon.

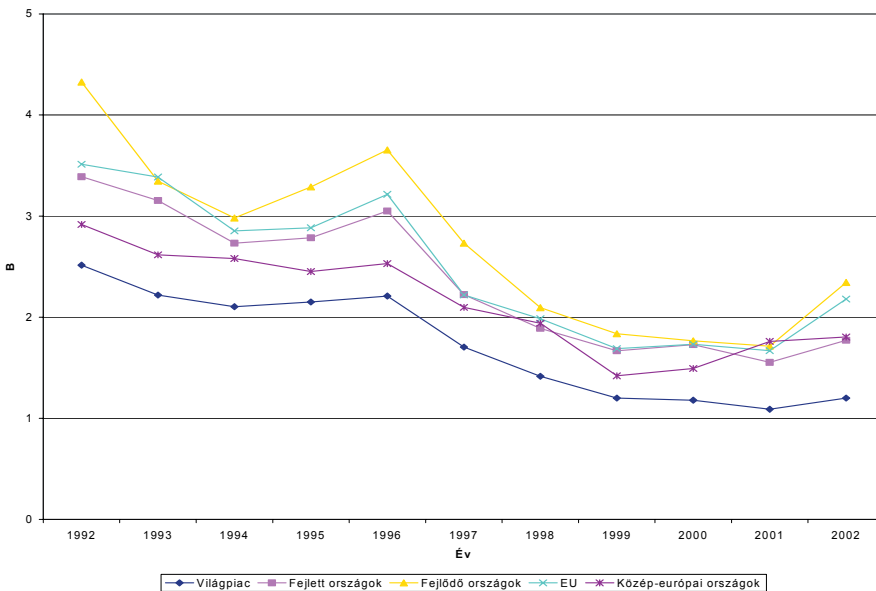
Röviden, a háromszámjegyű bontásban a magyar agrárexport komparatív előnyei hasonlóan változékonyak a termékek és a referenciapiacok között, mint kétszámjegyű bontásban. Továbbá, megerősítve a korábbi eredményeinket, míg magasabb aggregáltsági szinten a magyar mezőgazdaságnak a termékcsoportok többségében és a referenciapiacokon komparatív előnye volt, addig a mélyebb bontás felé haladva a komparatív előnyökkel rendelkező termékek aránya egyre csökken.

Az eloszlás dinamikája

Az elemzést a B-index empirikus eloszlásának néhány jellemző tulajdonságával kezdjük. Az 1. ábrán a B-indexek átlagát láthatjuk az összes referenciapiacra. Az 1. ábra tanúsága szerint a B-indexek átlaga jelentős szóródást mutat az egyes referenciacsoportok között, azonban mindegyik esetében csökkenő trendet tapasztalhatunk. A visszaesés üteme különösen 1996–1999 között volt erős, utána a B-indexek átlagának értéke stabilizálódott. A vizsgált időszakban a B-indexek átlaga a fejlődő országok esetében volt a legmagasabb, míg a világpiacon a legalacsonyabb. Érdeemes megjegyezni, hogy a B-inde-

1. ábra

A B-index átlaga 1992–2002 között

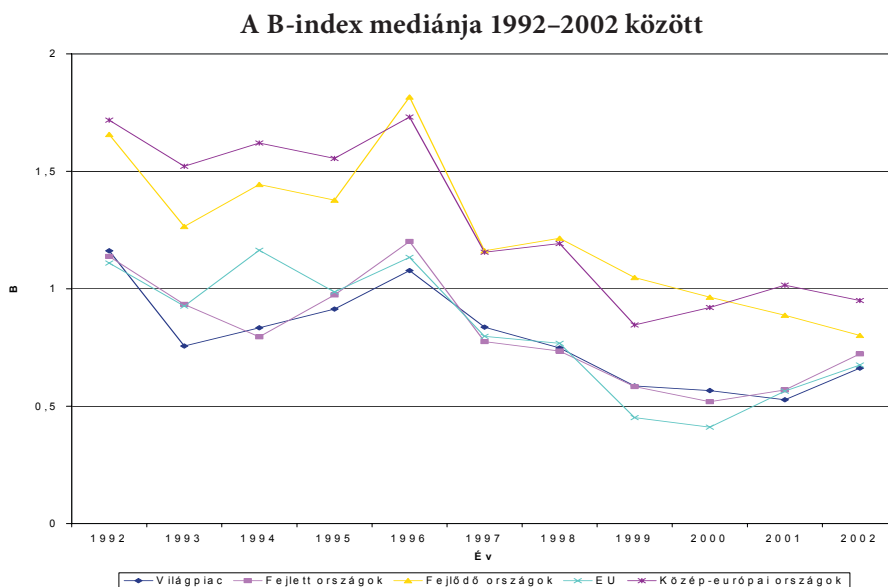


Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

kek átlagának legmagasabb és legalacsonyabb értéke közötti különbség csökkent, azaz a magyar agrártermékek B-indexeinek átlaga nagyobb mértékben esett vissza a fejlődő országokban, mint a világpiacon. Végül megállapíthatjuk, hogy 1992–2002 között a B-indexek átlaga mindegyik referenciacsoportban egynél magasabb volt.

A 2. ábra a B-indexek mediánját mutatja az összes referenciapiacon. Számításaink alapján a következő megfigyeléseket tehetjük. Egyrészt, a B-indexek mediánja mindegyik referenciacsoport esetében csökkent, különösen 1996–1999 között. Másrészt, a B-indexek mediánja az egész periódusban magasabb volt a közép-európai országok és a fejlődő országok esetében, mint a másik három piacon. Harmadszor, 1997-től a medián kisebb volt egynél a világpiacon, a fejlett országok és az EU esetében. Végezetül, 1999-től a B-indexek mediánja mindegyik referenciacsoportnál egy alá esett. Másképpen fogalmazva, a kilencvenes évek végére a magyar agrárexportba kerülő termékeknek kevesebb, mint a felének volt megnyilvánuló komparatív előnye.

2. ábra



Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

A 3. ábra a megnyilvánuló komparatív előnyökkel rendelkező termékek ($B > 1$) arányát mutatja a teljes magyar agrárexportban, míg a 4. ábra az összes agrárterméken belüli hányadukat. A 3. ábra azt sugallja, hogy a magyar agrárexport 90 százaléka 1996-ig olyan termékekre specializálódott, amelyekből megnyilvánuló komparatív előnyei voltak hazánknak, bármely referenciacsoportot is nézzük. Ez az arány jelentősen csökkent a periódus végére, de még mindig 75 százalék fölött volt. A visszaesés dinamikája az egyes referenciacsoportokban azonban különböző volt 1997–1999 között, a fejlődő országokban és a közép-európai országokban kisebb, míg a fejlett régiókban nagyobb. Az utóbbiakban a komparatív előnnyel bíró termékek aránya közel 10 százalékot emelkedett az utolsó három évben.

A B>1 termékek aránya a magyar agrárexportban 1992–2002 között



Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

A 4. ábra hasonló képet mutat. A megnyilvánuló komparatív előnyökkel rendelkező termékcsoportok száma minden referenciacsoportban csökkenő tendenciát mutat. Az egyes régiók ebben az esetben is jelentős szóródást mutatnak. A fejlődő országokban és a közép-európai országokban az egész periódusban magasabb volt a megnyilvánuló komparatív előnyökkel bíró termékek száma, arányuk az összes mezőgazdasági termékcsoponton belül 60 százalékról 50 százalék alá esett. A világpiacon, a fejlett országokban és az EU-ban ez a hányad 50 százalékról 40 százalék alá süllyedt. A visszaesés üteme itt is 1996 és 1999 között volt a legerőteljesebb. Fontos megjegyezni, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyökkel rendelkező termékek számának aránya az összes agrártermékben belül alacsonyabb, mint amekkora súlyt képviselnek ezek a jószágok a teljes agrár-exportban.

4 ábra

A B>1 termékek számának aránya az összes agrártermékben 1992–2002 között

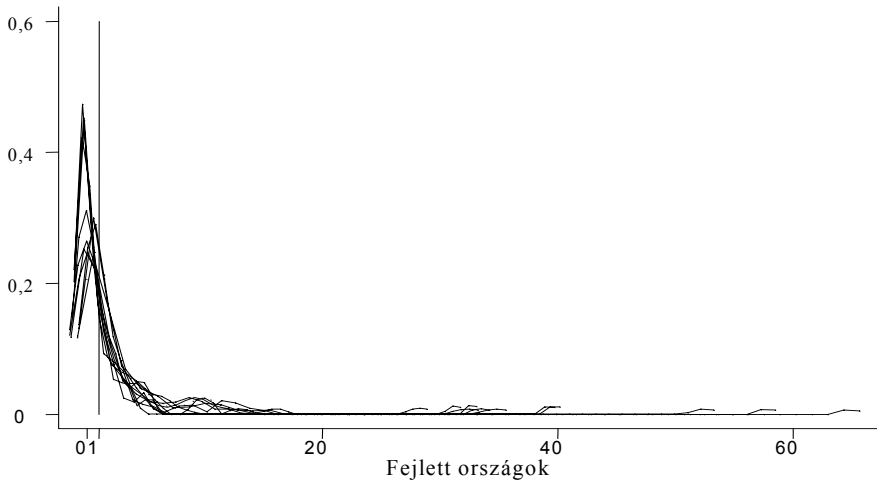
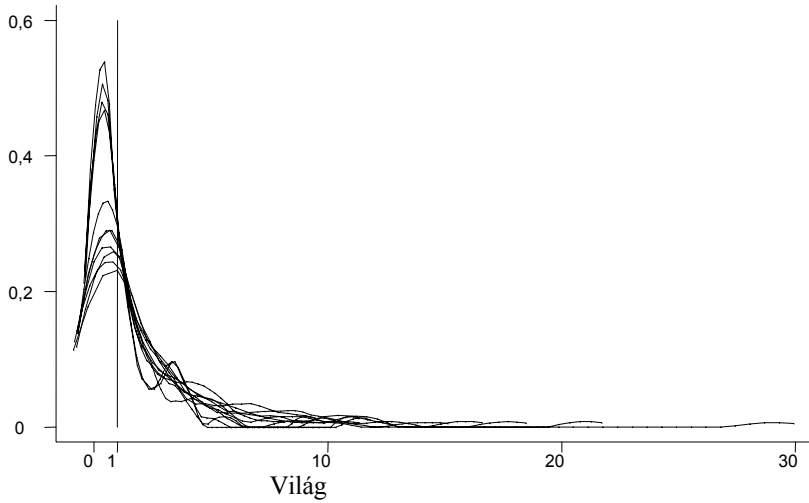


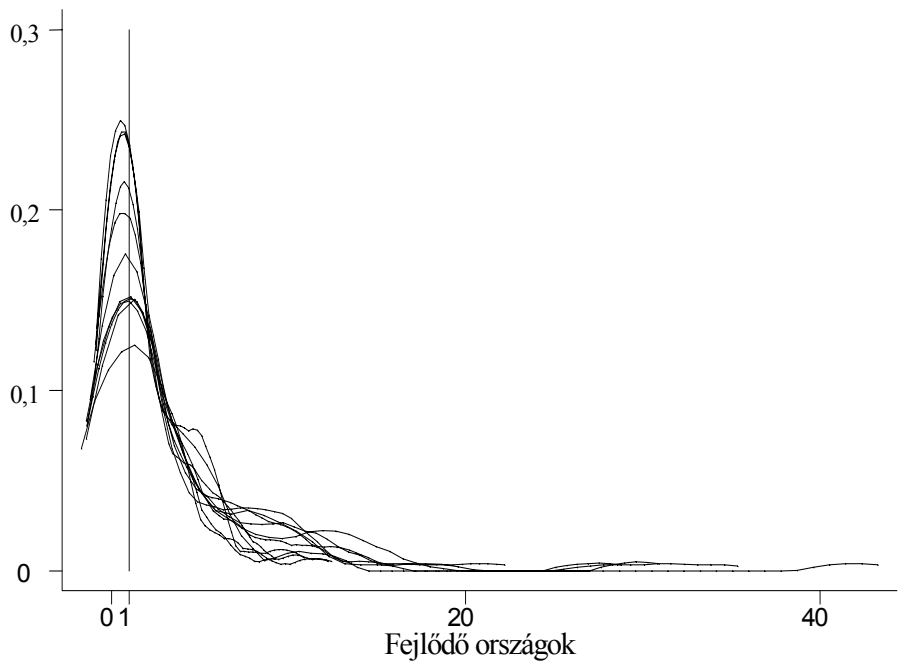
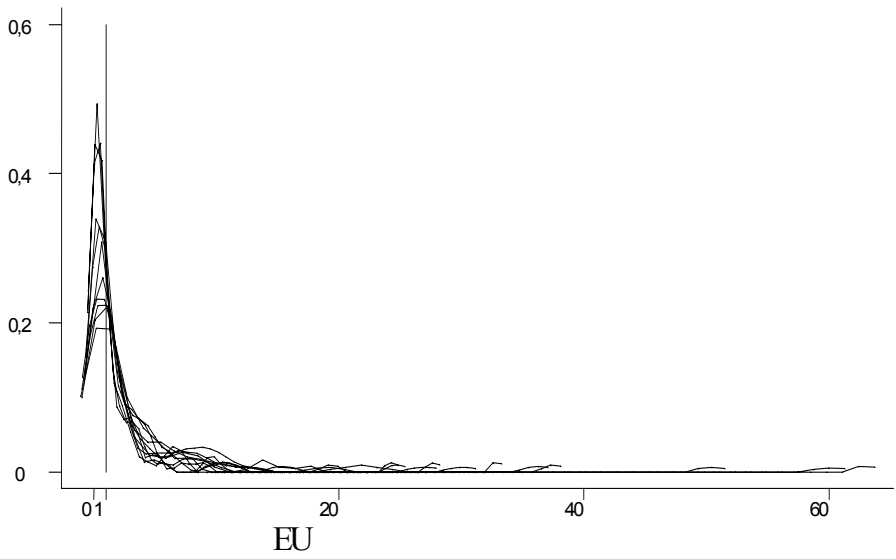
Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

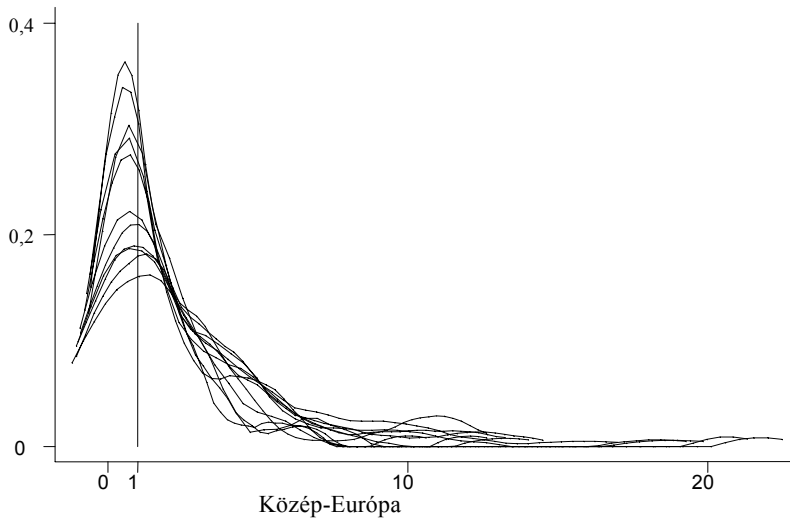
Teljesebb képet kaphatunk, ha a Balassa-indexek szektorális eloszlását vizsgáljuk meg. Az 5. ábra a Balassa-mutatók Kernel-féle sűrűségfüggvényeit mutatja minden egyes referenciacsoportra a vizsgálat minden egyes évében. A Kernel-féle sűrűségfüggvények eloszlása aszimmetrikus és jobbra elnyúló. Ellentétben *Hinloopen – van Marrewijk* (2001) várakozásaival az eloszlások nem monoton csökkenők egyik esetben sem. A Kernel-féle sűrűségfüggvények eloszlása arra utal, hogy a nulla alatti szektorok száma megnövekedett a periódus végére, azaz a magyar mezőgazdaság az összes referencia-piacon elveszítette komparatív előnyeit számos agrártermék esetében. Ez megerősíti a Balassa-indexek 3. és 4. ábrán alapuló számításaink eredményét. A Kernel-féle sűrűségfüggvények jobbra tolódásának a hiánya azt mutatja, hogy a vizsgált periódusban nem növekedett a specializáció.

5. ábra

A Balassa-indexek Kernel-féle sűrűségfüggvényei különböző referenciacsoportok esetében







Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

4. táblázat

A kétoldalú Wilcoxon-féle rangösszeg próbájának p értékei (bázis év=2002)

	Világpiac	Fejlett országok	EU	Fejlődő országok	Közép-európai országok
1992	0,000	0,000	0,000	0,003	0,001
1993	0,000	0,000	0,003	0,089	0,001
1994	0,000	0,000	0,008	0,127	0,006
1995	0,000	0,000	0,001	0,031	0,017
1996	0,000	0,000	0,000	0,035	0,004
1997	0,002	0,001	0,046	0,519	0,143
1998	0,002	0,001	0,063	0,671	0,790
1999	0,598	0,967	0,127	0,159	0,111
2000	0,295	0,113	0,004	0,132	0,558
2001	0,018	0,004	0,024	0,024	0,854

Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.
Megjegyzés: a félkövér számok a nullhipotézis elvetését mutatják 10 százalékos szignifikanciaszinten.

Annak érdekében, hogy értékelni tudjuk a jelzett változások statisztikai szignifikanciáját, kétoldalú Wilcoxon-féle rangösszeg próbát hajtottunk végre. A nullhipotézis az volt, hogy nincs eltérés a vizsgálat utolsó éve (2002) és azt megelőző évek B-indexeinek eloszlása között. Eredményeink azt mutatták, hogy az ötven lehetséges teszt közül tizenöt esetében 10 százalékos konfidencia szinten elvethetjük azt a hipotézist, hogy a B-indexek eloszlása változatlan maradt (4. táblázat). Érdekes módon a B-indexek 2002. évi eloszlása nem változott a vizsgálat első két évéhez viszonyítva. A B-indexek eloszlásában megfigyelhető változások döntő hányada a fejlődő és a közép-európai országokra koncentrálódik az 1997 utáni időszakban.

Az eloszláson belüli dinamika

Az irodalomban alapvetően két eljárás terjedt el az adatok kezelésére a (2) egyenlethez hasonló regressziós modellek becslésében. Az első megoldás, amikor két időpont adatait hasonlítjuk össze, például a periódus első és utolsó évét. A másik módszer, amikor adatainkból kombinált keresztmetszeti és idősoros (*pooled*) adatbázist készítünk, majd ezt követően különböző idejű késleltetéssel becsüljük meg a (2) egyenletet. A két eljárás eredménye megegyezik, ha a második módszerrel csak a kezdő és az utolsó évet hasonlítjuk össze. Mivel a perióduson belüli dinamikára is kíváncsiak vagyunk, ezért a kombinált adatbázis használata tűnik célszerűnek (pl. *Hinloopen – van Marrewijk 2004a*). Miután nincs általánosan elfogadott eljárás az irodalomban a késleltetés hosszának megválasztására, ezért az összes lehetséges késleltetési időtartamra (egyől tíz évig) megbecsültük a modellünket. A (2) egyenleten alapuló regressziós eredményeket az 5. tábla mutatja. Mivel nehézkes lenne az ötven regressziós modell eredményeinek a bemutatása, ezért illusztrációként csak az egy és a tíz év késleltetés melletti számításokat ismertetjük.

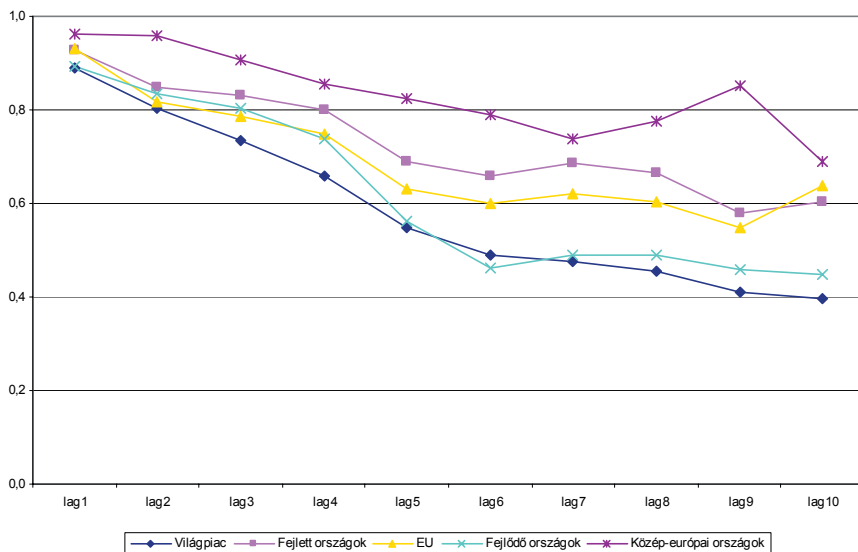
5. táblázat

A Balassa-indexek stabilitása 2002 és 1992 között

	β	P érték	R ²	β/R	N
Egy éves késleltetés					
Világpiac	0,807	0,000	0,823	0,889	590
Fejlett országok	0,872	0,000	0,886	0,927	590
Európai Unió	0,848	0,000	0,830	0,931	590
Fejlődő országok	0,651	0,000	0,531	0,894	590
Közép-európai országok	0,722	0,000	0,563	0,962	590
Tíz éves késleltetés					
Világpiac	0,370	0,000	0,866	0,398	59
Fejlett országok	0,590	0,000	0,957	0,603	59
Európai Unió	0,614	0,000	0,929	0,637	59
Fejlődő országok	0,248	0,000	0,304	0,450	59
Közép-európai országok	0,394	0,000	0,328	0,688	59

Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

A regressziós együttható minden esetben szignifikánsan nagyobb nullánál és kisebb egynél, ami arra utal, hogy elvethetjük azt a hipotézist, hogy a magyar agrárkereskedelem szerkezete véletlenszerűen vagy fordított irányban változott meg. Vizsgálatunk azt mutatja, hogy a kereskedelem szerkezete nem módosult jelentősen, ha csak egy éves késleltetést alkalmazunk. A számítások azonban nagyobb változásokra utalnak a Balassa-index eloszlásában a kezdő és az utolsó év között. A β/R arányok azt mutatják, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezete konvergált, függetlenül a választott késleltetés időtartamától (6. ábra). Továbbá láthatjuk, hogy a késleltetés hosszának növelésével a β/R arányok is folyamatosan csökkennek, ami a konvergencia erősödésére utal.

A β/r arány különböző idejű késleltetéseknél

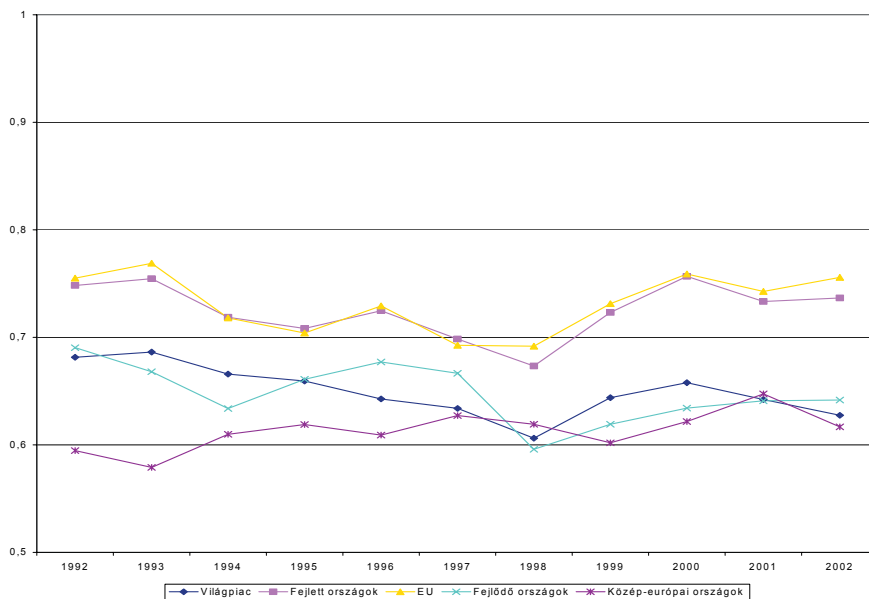
Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

A 7. ábra a Gini-indexek alakulását mutatja az egyes referenciacsoportokban 1992 és 2002 között. Láthatjuk, hogy a magyar agrárexport specializációja a fejlett országok és az EU specializációjához viszonyítva tér el leginkább, míg a specializációban meglévő különbségek a világpiacon, a fejlődő országok és a közép-európai országok esetében lényegesen kisebbek.

A Gini-együtthatók logaritmusára és az időtrend között regressziós elemzést végeztünk, hogy pontosabb képet kapjunk a magyar agrárexport specializációjának időbeli alakulásáról az egyes referenciapiacokon. Eredményeink tanúsága szerint a hazai agrárexport specializációja szignifikánsan csökkent a világpiachoz és a fejlődő országokhoz viszonyítva (6. táblázat). A közép-európai országokhoz képest viszont emelkedett a magyar mezőgazdasági export specializációja, míg a másik két referenciapiacra viszonyítva nem találtunk szignifikáns változást.

7. ábra

A B-indexek Gini-együtthatói 1992–2002 között



Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

6. táblázat

A Gini-együtthatókon alapuló regressziós eredmények

	β	p	R ²	N
Világ	-0,007	0,021	0,463	11
Fejlett országok	-0,001	0,861	0,004	11
Európai Unió	0,001	0,896	0,002	11
Fejlődő országok	-0,007	0,077	0,308	11
Közép-Kelet-Európa	0,006	0,024	0,448	11

Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

Az eloszláson belüli dinamika

További információkat szerezhetünk a kereskedelmi indexek dinamikájáról a Markov átmeneti mátrixok elemzésének segítségével. Az általunk becslt átmenet-valószínűségi mátrix egy tizenegy éves 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 (2002) között. Hasonlóan a regressziós elemzéshez itt is kombinált adatokat használtunk, amelyeket különböző idejű késleltetésekkel becsltünk meg. Mivel az öt referenciapiacra tíz különböző késleltetést alkalmaztunk, ezért összesen ötven valószínűségi átmeneti mátrixot kaptunk. Az eredmények könnyebb áttekinthe-

tősége érdekében, ezért kiszámítottuk a lehetséges tíz valószínűségi átmeneti mátrix átlagát minden referenciacsoportban. Eredményeinket a 7. táblázat mutatja.

7. táblázat

A Balassa-indexek valószínűségi átmeneti mátrixainak átlaga

Világpiac

B	a	b	c	d
a	0,92	0,05	0,02	0,00
b	0,56	0,33	0,09	0,02
c	0,21	0,44	0,31	0,04
d	0,04	0,11	0,46	0,39

Fejlett országok

B	a	b	c	d
a	0,92	0,06	0,02	0,00
b	0,55	0,35	0,07	0,02
c	0,23	0,41	0,34	0,02
d	0,05	0,06	0,39	0,50

Európai Unió

B	a	b	c	d
a	0,92	0,04	0,03	0,01
b	0,61	0,31	0,07	0,01
c	0,30	0,26	0,38	0,06
d	0,03	0,08	0,36	0,54

Fejlődő országok

B	a	b	c	d
a	0,93	0,02	0,05	0,00
b	0,39	0,39	0,15	0,07
c	0,17	0,32	0,31	0,20
d	0,05	0,09	0,34	0,52

Közép-európai országok

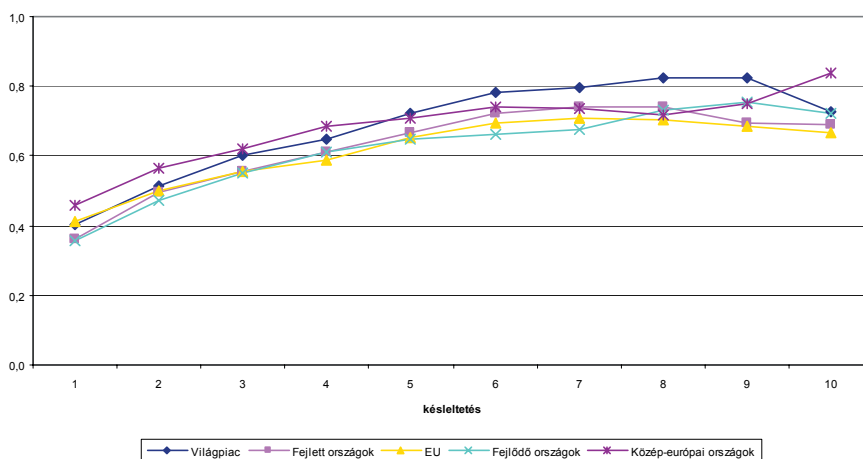
B	a	b	c	d
a	0,87	0,06	0,03	0,04
b	0,46	0,30	0,17	0,07
c	0,21	0,33	0,36	0,10
d	0,12	0,16	0,30	0,42

Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

A valószínűségi átmeneti mátrixok a 7. táblázatban azt sugallják, hogy az egynél kisebb B-indexű megfigyelések (azaz a megnyilvánuló komparatív hátrány) meglehetősen stabilnak bizonyultak mindegyik referenciacsoportban (*a* osztály) 1992 és 2002 között. Ebben az osztályközben az átlóban lévő elemek értéke 0,87 vagy magasabb mindegyik referenciapiacra, ami arra utal, hogy 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 ötven százalék fölött van a világpiacra és a fejlett régiókban, míg ez az arány legalább 10 százalékkal alacsonyabb a fejlődő országok és a közép-európai országok esetében. Hat százalék vagy annál kisebb a valószínűsége a *c* osztályból (közepes komparatív előny) a *d* osztályba (erős komparatív előny) való kerülésnek a világpiacra, a fejlett országok és az EU esetében. Az erős komparatív előnnyel rendelkező termékek 5 százalék alatti az esélyük, hogy teljesen elveszítsék a komparatív előnyeiket, kivéve a közép-európai országokat, ahol ez az arány némileg magasabb (12 százalék). Összefoglalva, az eredmények arra utalnak, hogy míg a Balassa-indexeknek jelentős esélyük van az alacsonyabb értékű csoportokba való kerülésre, addig csak kevés esélyük van helyzetük javítására.

8. ábra

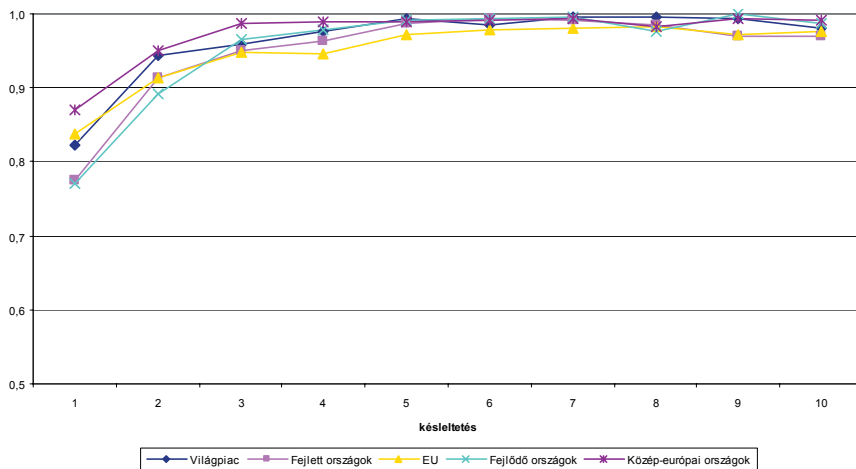
Az M1 indexek különböző idejű késleltetések mellett



Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

A 8. és a 9. ábra mutatja a mobilitási indexeket, M_1 és M_2 , mindegyik referenciacsoportra különböző idejű késleltetések mellett. Mindkét index szerint a mobilitás csökkenése figyelhető meg a késleltetés idejének egyidejű növelésével, bár az M_2 index értéke öt év késleltetés után stabilizálódik. Ez arra utal, hogy a magyar agrárkereskedelem szerkezete rövid távon lényegesen stabilabb, mint hosszabb távon, függetlenül a referenciapiacoktól. Meg kell jegyezni azonban, hogy a két index nem eredményez konzisztens rangsort az országok között.

Az M2 indexek különböző idejű késleltetések mellett



Forrás: A szerző számításai az UNCTAD adatbázis alapján SITC rendszerben háromszámjegyű bontásban.

Összefoglalás és következtetések

Tanulmányunkban a magyar agrárkereskedelem szerkezetének dinamikáját vizsgáltuk meg 1992 és 2002 között öt különböző referenciapiacra és három különböző aggregáltsági szinten. A kereskedelem specializációjának mérésére a klasszikus Balassa-indexet használtuk. A magyar mezőgazdaságban lezajlott jelentős változások ellenére a B-indexek eloszlása meglehetősen stabilnak bizonyult. A magyar agrárkereskedelem egy csökkenő specializáció trendjét mutatja mindegyik referenciacsoportban. Más szavakkal, hazánk elveszítette komparatív előnyeit számos termékcsoporthoz, függetlenül a vizsgált referenciapiactól. A B-indexek közelebbi vizsgálata azt mutatja, hogy azok konvergáltak egymáshoz a vizsgált időszakban. Az érzékenységi elemzés azt mutatta, hogy a magyar agrárexport szerkezete rövidebb távon stabilabb, mint hosszabb távon. Eredményeink tanúsága szerint a hazai agrárexport specializációja szignifikánsan csökkent a világpiachoz és a fejlődő országokhoz viszonyítva, míg a közép-európai országokhoz képest emelkedett. A B-indexek stabilitása az egyes termékcsoporthoz szintjén már kevésbé mutatott állandóságot. Az átmeneti mátrixok elemzése azt sugallja, hogy meglehetősen nagy annak a valószínűsége, hogy egy termékcsoporthoz specializációja csökkenjen, míg annak növekedésére alig van esély. Továbbá, hogy az egyes termékcsoporthoz mobilitása az idő előrehaladtával növekszik.

Hivatkozások

- Amiti, M. (1998): *New Trade Theories and Industrial Location in the EU. A Survey of Evidence*. Oxford Review of Economic Policy, 14/2. sz. 45–53.
- Amiti, M. (1999): *Specialization Patterns in Europe. A Survey of Evidence*. Weltwirtschaftliches Archiv, 135/4. sz. 573–593.

- Balassa, B. (1965): *Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage*. The Manchester School of Economic and Social Studies, 33/1. sz. 99–123.
- Brasili, A. – Epifani, P. – Helg, R. (2000): *On the Dynamics of Trade Patterns*. De Economist, 148/2. sz. 233–257.
- 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, 12/3. sz. 423–443.
- Fertő, I. (2003b): *A komparatív előnyök mérése*. Statisztikai Szemle, 81. évf. 4.sz. 309–327.
- Fertő, I. (2003a): *A magyar agrárkereskedelem dinamikájáról*. Competitio, 2. évf. 1. sz. 26–35.
- Fertő, I. (2004): *The Agri-Food Trade between Hungary and the EU*. Századvég Kiadó, Budapest.
- Fertő, I. – Hubbard, L. J. (2003): *Revealed Comparative Advantage and Competitiveness in Hungarian Agri-Food Sectors*. World Economy, 26/2. sz. 247–259.
- Fertő, I. – Hubbard, L. J. (2005): *Az agrárkereskedelem dinamikája – A csatlakozó országok esete*. Közgazdasági Szemle 51. évf. 1. sz. 77–89.
- Geweke, J. – Marshall, R. – Zarkin, G. (1986): *Mobility indices in continuous time Markov chains*. Econometrica, 54. évf. 1407–1423.
- Hinloopen, J. – van Marrewijk, C. (2001): *On the Empirical Distribution of the Balassa Index*. Weltwirtschaftliches Archiv, 137/1. sz. 1–35.
- Hinloopen, J. – van Marrewijk, C. (2004): *Empirical relevance of the Hillman condition and the comparative advantage*. Tinbergen Institute Discussion Paper, 019/2. Tinbergen Institute, Amsterdam.
- Hinloopen, J. – van Marrewijk, C. (2004a): *Dynamics of Chinese Comparative Advantage*. Tinbergen Institute Discussion Paper, 034/2. Tinbergen Institute, Amsterdam.
- Lange, D. (1989): *Economic Development and Agricultural Trade Pattern: An Empirical Cross-Country Analysis*. European Review of Agricultural Economics, 16/2. sz. 187–202.
- Laursen, K. (2000): *Trade Specialisation, Technology and Economic Growth*. Edward Elgar, Cheltenham.
- Proudman, J. – Redding, S. (2000): *Evolving Patterns of International Trade*. Review of International Economics, 8/3. sz. 373–396.
- Redding, S. (1999): *Dynamic Comparative Advantage and the Welfare Effects of Trade*. Oxford Economic Papers, 51/1. sz. 15–39.
- Richardson, J. D. – Zhang, C. (1999): *Revealing Comparative Advantage: Chaotic or Coherent Pattern across Time and Sector and U.S. Trading Partner*. NBER Working Paper, 7212. sz. Cambridge.
- Shorrocks, A. (1978): *The measurement of mobility*. Econometrica, 46 évf. 1013–1024.

Abstract

We describe the evolving pattern of Hungarian agri-food trade using recently developed empirical procedures based around the classic Balassa Index at various aggregation level and different benchmark between 1992 and 2002. Our results shows a significant geographical differences and across sub-sectors of 1, 2, and 3 digit SITC classification. The extent of trade specialisation exhibits a declining trend for all benchmarks; Hungary has lost comparative advantage for a number of product groups over time. The indices of specialisation have also tended to converge. For particular product groups, the indices display greater variation. They are stable for product groups with comparative disadvantage, but product groups with weak to strong comparative advantage show significant variation.