

## 6. Az agrárkereskedelem dinamikája – a csatlakozó országok esete

Ebben a fejezetben a korábban bemutatott módszertant kiegészítve, a világpiacon vizsgáljuk meg a nyolc kelet-közép-európai (Csehország, Észtország, Lettország, Litvánia, Magyarország, Lengyelország, Szlovákia és Szlovénia) ország agrárkereskedelmének 1992 és 2002 közötti dinamikáját. Az eddigi empirikus irodalomhoz több ponton is hozzájárulunk. Egyrészt, részletesen foglalkozunk az időszakon belüli dinamika problémájával, másrészt – hasonlóan az előző fejezet Magyarországra vonatkozó elemzéséhez – nemcsak a kereskedelem szerkezetének általános dinamikáját vizsgáljuk, hanem külön kitérünk a fontosabb termékcsoportok szerinti szerkezetváltásra. Végezetül szemügyre vesszük, hogy a csatlakozó országok mezőgazdasági kereskedelme mennyire igazodott a világ keresletének változásaihoz. Ez a fejezet közvetlen folytatása egy korábbi kutatásunknak (*Fertő–Hubbard* [2005]), amelyben egy újonnan kidolgozott empirikus módszert alkalmaztunk a kelet-közép-európai országok agrárkereskedelem szerkezetének dinamikájának elemzésére az Európai Unió piacán 1992 és 2000 között.

A volt szocialista országok mezőgazdaságának átalakulásáról folyamatosan növekvő irodalom ad számot. A kutatások középpontjában eddig elsősorban a földtulajdon, a privatizáció és a mezőgazdasági szerkezet átalakulása (*Brooks–Nash* [2002]), az egyes üzemművek termelési hatékonysága (*Gorton–Davidova* [2004]), a reform és a hatékonyság közötti kapcsolat (*Rozelle–Swinnen* [2004]) állt. Eddig sokkal kevesebb figyelmet kapott az a kérdés, hogyan befolyásolta a mezőgazdaság ilyen nagy mértékű és történelmi léptékben rendkívül gyors átalakulása az átalakuló országok mezőgazdasági kereskedelmét. Az elmúlt években megújult érdeklődés tapasztalható a Kelet-Európa és Nyugat-Európa közötti mezőgazdasági kereskedelem elemzésében (például *Eiteljörge–Hartmann* [1999], *Frohberg–Hartmann* [1999], *Bojnec* [2001], *Fertő–Hubbard* [2003a]).

Ezek a tanulmányok azonban nem foglalkoznak a kereskedelem szerkezetének átalakulásával, 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 „hibás specializációja” (*Lucas* [1988], *Young* [1991], *Grossman–Helpman* [1991]). Az elméletek másik iránya a tényezőfelhalmozás szerepét hangsúlyozza a nemzetközi kereskedelem szerkezetének meghatározásában (*Findlay* [1970], [1995], *Deardorff* [1974]). A kereskedelem szerkezetének átalakulása általában a gazdaság egészében végbemenő mély strukturális változások következménye. A komparatív előnyök megváltozása hosszú időt vesz igénybe, azonban előfordulhat néhány kivétel. A termelés rendszerét érheti valamilyen hirtelen sokk, amelyet kiválthat egy háború vagy egy teljesen új technológia elterjedése, vagy erőteljes intézményi változások. A kelet-közép-európai régióban végbement po-

litikai és gazdasági átalakulás joggal tekinthető ilyen kivételes esetnek, amelyik nemcsak a mezőgazdaságot, hanem mindegyik ország gazdasági szerkezetét is jelentősen átalakította. Következésképpen, okkal feltételezhetjük, hogy a gazdaság ilyen nagy mértékű átalakulása befolyásolhatta a külkereskedelem és benne a mezőgazdasági kereskedelem szerkezetét is.

A fejezet a következőképpen épül fel. Először röviden áttekintjük a kereskedelem szerkezetének dinamikájáról szóló elméleti irodalmat. Külön kitérünk a kormányzati beavatkozás lehetséges problémáira, amelyek befolyásolhatják a komparatív előnyök, illetve a kereskedelem szerkezetének elemzésének eredményeit. Majd több lépcsőben ismertetjük eredményeinket. Először a mezőgazdasági kereskedelem komparatív előnyeinek eloszlását, illetve az eloszláson belüli dinamikát elemezzük. Ezt követően az agrárkereskedelemben végbement strukturális változásokat vizsgáljuk különös tekintettel a világ keresletében végbe ment folyamatokra. Végezetül megfogalmazunk néhány konklúziót.

### 6.1. A kereskedelem dinamikájáról

A standard Heckscher–Ohlin-elmélet szerint a kereskedelem szakosodásának szerkezete csak akkor változik meg, ha az egymás között kereskedelmet folytató országok relatív tényezőellátottsága változik. Ez a nyilvánvalóan egyszerű következtetés azt sugallja, hogy a kereskedelem szerkezetében megfigyelhető tartósság teljesen megfelel a Heckscher–Ohlin-modelnek, ha a vizsgálatba kerülő országoknak nem változik meg a kereskedelmi partnereikkel szembeni tényezőellátottságuk szerkezete.

Az új kereskedelemelmélet hangsúlyozza a növekvő skáláhozadék fontosságát, amely bonyolítja az elmélet kereskedelem dinamikájára vonatkozó előrejelzéseit. Ebben az esetben sok múlik azon, hogy milyen feltételezésekkel élünk a növekvő skáláhozadék természetét illetően. Ha a vállalatok belső skáláhozadékából indulunk ki – ahogy ezt *Helpman* [1981] és *Helpman–Krugman* [1985] kimutatta –, a Chamberlin–Heckscher–Ohlin-modell keretében a tényezőarányok tételének következményei 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] 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 túlcsordulása (*spillover*) nemzetközi. Az elméletek egy másik csoportja azonban megmutatja, hogy a dinamikus mérethozadék a termelés általi tanulás hatásából származik, amely országspecifikus, és amelyet a kereskedelem szerkezetének szakosodásához fűződő bezártsági hatás (*lock-in*) kísér. *Krugman* [1987], *Lucas* [1988], *Grossman–Helpmann* [1991] és *Redding* [1999] demonstrálják, hogy a dinamikus skáláhozadék jelenlétében a hosszú távú kereskedelmi szerkezetet alapvetően a kezdeti komparatív előnyök határozzák meg. Noha az új kereskedelemelmélet modelljeinek természete és előrejelzései

változnak, a fő empirikus megállapítása ennek az irodalomnak, hogy a nemzetközi kereskedelem szerkezete egyre polarizáltabbá válik.

*Proudman–Redding* [2000] kidolgoztak egy, a nemzetközi kereskedelem és az endogén technológiai fejlődést vizsgáló modellt, és bemutatták, hogy még egy jól specifikált modell sem nyújt 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.

## 6.2. A kormányzati beavatkozások

Mielőtt ismertetjük eredményeinket, szükséges a figyelmünket röviden azokra a problémákra irányítani, amelyek a kormányzati beavatkozások miatt merülhetnek fel. Ha ugyanis a megfigyelt kereskedelmi adatok alapján igyekszünk meghatározni a komparatív előnyöket, figyelembe kell vennünk, hogy a valóságban a kormányzati beavatkozások eltorzíthatják a kereskedelmi folyamatokat. A kormányzati beavatkozások a mezőgazdaságban mind a fejlett országokban, mind pedig a legutóbb csatlakozott országokban szerteágazók, ráadásul ez utóbbi országokban sokat változott az Európai Unió közös agrárpolitikájának átvételére való felkészülés során. Mindazonáltal a mezőgazdasági protekció szintje a kelet-közép-európai országokban általában alacsonyabb volt a vizsgált periódusban, mint az például az EU-ban. A teljes protekció szintjének mérőszáma, az átlagos *PSE* (*Producer Support Estimate*), amelyet az OECD számít ki, a szlovén 39 százaléktól a litván mínusz 57 százalékig (azaz Livániában 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 milyen mértékben torzíthatja el a mezőgazdasági protekció a Balassa-indexeket. Ideális esetben úgy kellene ezt a problémát megoldani, hogy az összes kormányzati beavatkozás hatását kiszűrjük a modelltől. Míg a hasonló típusú vizsgálatok gyakoriak (lásd például *Tyers–Anderson* [1992] és *OECD* [1995]), hasonlóan nem lehet elvégezni olyan mélyebb aggregációs (termék vagy termékcsoport) szinten, mint amelyet a Balassa-indexek számításakor általában alkalmaznak. A kereskedelmi adatok használata a Balassa-indexek számításakor pontosan azért népszerű, mert nem lehet a komparatív előnyöket *ex ante* azonosítani, továbbá mert autark szituációban nem figyelhetjük meg a relatív árakat. Egyszerű próbaként azonban megvizsgálhatjuk a Balassa-indexek és a mezőgazdasági protekció közötti lehetséges kapcsolatot. Ennek érdekében regressziós elemzést végeztünk el a Balassa-indexek és a *PSE*-mérőszámok között mind a termékcsoportok, mind az egyes országok esetében. Sajnos a *PSE*-mutatókat csak olyan, tágabban definiált termékcsoportok esetén számítják ki, mint a búza, cukor, tej stb. Az olyan állati termékekre, mint a marhahús, bányahús, sertéshús, baromfi, azonban nem állnak rendelkezésre megfelelően teljes kereskedelmi adatok. Mindazonáltal a Balassa-indexeket olyan szintre aggregáltuk, ahol megfeleltethettük a *PSE*-mutatók által definiált termékcsoportokkal: nevezetesen a búza, árpa, kukorica, olajos növények, cukor, tej és tojás esetében. A teljes minta így 507 megfigyelést tar-

talmazott. A teljes mintára a PSE-mutató együttthatója szignifikáns és negatív előjelű (1.a táblázat). Szembetűnő, hogy a kiigazított  $r^2$  értékei nagyon alacsonyak, ami arra utal, hogy az egyes termékek B-indexeinek értékét a PSE-mutatókon kívül más változók is magyarázhatják, mint például az adott ország tényezőellátottsága. Az egyes termékcsoportok némileg változatosabb képet mutatnak. A hét termékből öt esetében a PSE-változó koefficiense negatív és szignifikáns legalább öt százalékos szinten. Egyedül a cukor esetében pozitív a PSE-index együttthatója, viszont nem szignifikáns.

A regressziós elemzés hasonló eredményt mutat, ha a mintát az egyes országok szerint bontjuk meg (1.b táblázat). A nyolc országból ötben a PSE-mutató együttthatója negatív és szignifikáns, míg két esetben (Szlovákia és Szlovénia) pozitív, ellenben nem szignifikáns. Eredményeink tehát alátámasztják Vollrath [1989] álláspontját, aki szerint a kormányzati beavatkozások és a versenyképesség fordított kapcsolatban állnak 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 Bastalaer [1998] és Olper [2001]).

1.A TÁBLÁZAT

Regressziós elemzés a B-index és a PSE-mutató között termékcsoportok szerint

Termékcsoport	$\beta$	$p$ érték	Kiigazított $R^2$	$N$	$F$
Árpa	-0,005	0,130	0,018	71	2,34
Búza	-0,015	0,001	0,111	82	11,16
Cukor	0,000	0,914	-0,013	76	0,01
Kukorica	-0,056	0,001	0,235	42	13,57
Olajos növények	-0,042	0,000	0,184	72	1,17
Tej	-0,058	0,000	0,423	82	60,34
Tojás	-0,011	0,028	0,047	82	5,00
Összes	-0,014	0,021	0,009	507	5,38

Forrás: a szerző számításai az OECD [2004] adatbázisa alapján.

1.B TÁBLÁZAT

Regressziós elemzés a B-index és a PSE-mutató között országok szerint

	$\beta$	$p$ érték	Kiigazított $R^2$	$N$	$F$
Csehország	-0,017	0,000	0,064	60	5,02
Észtország	-0,024	0,086	0,037	55	3,07
Lengyelország	-0,021	0,015	0,076	65	6,23
Lettország	-0,002	-0,550	-0,012	60	0,30
Litvánia	-0,043	0,000	0,235	60	19,09
Magyarország	-0,038	0,000	0,191	77	18,91
Szlovákia	0,002	0,505	-0,008	70	0,45
Szlovénia	0,005	0,306	0,001	60	1,07

Forrás: a szerző számításai az OECD [2004] adatbázisa alapján.

A kormányzati beavatkozásoknak 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 a legtöbb kelet-közép-európai országban valószínűleg inkább az indexek általános szintjére, mintsem azok stabilitására gyakorolt hatást. Ezekkel a fenntartásokkal ismertetjük empirikus eredményeinket a következő alfejezetben.

### 6.3. Empirikus eredmények

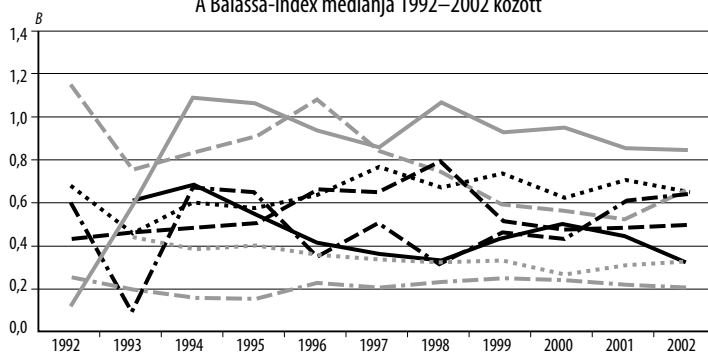
Néhány kutatás célja, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyöket globális szinten mérje (például *Vollrath* [1991]), mások regionális vagy szubglobális szintre koncentrálnak, míg vannak, akik az elemzést a bilaterális – két ország vagy kereskedelmi partner közötti – kereskedelemre korlátozzák (például *Dimelis–Gatsios*, [1995], *Gual–Martin* [1995]). Ebben a fejezetben a kelet-közép-európai országok agrárkereskedelme szerkezetének dinamikájával foglalkozunk 1992 és 2002 között. A Balassa-indexeket – ahogy *Vollrath* [1991] is – a világpiacra számoljuk ki. *Marchese–de Simone* [1989] javaslatát követve, ellenőriztük a – 4. fejezetben ismertetett – Hillman-feltételt az adatbázisunkra. Eredményeink azt mutatták, hogy a Balassa-indexek kiszámítása teljesen megfelel a Hillman-feltételnek. A vizsgálat során használt adatok az UNCTAD-adatbázisból származnak, SITC-rendszerben (a teljes minta három számjegyű bontásában 59 termékcsoportból áll).

#### 6.3.1. Az eloszlás dinamikája

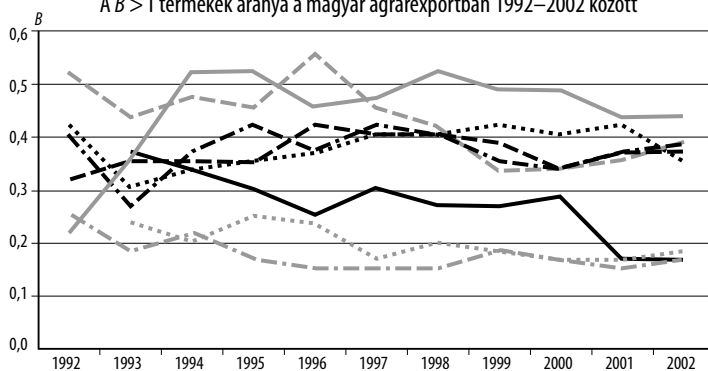
Az elemzést a Balassa-index empirikus eloszlásának néhány jellemző tulajdonságával kezdjük. Az 1. ábra a Balassa-indexek mediánját mutatja az összes országra. Számításaink alapján következő megfigyeléseket tehetjük. A Balassa-indexek mediánja egyrészt jelentősen szóródik az egyes országok között, másrészt erőteljesen ingadozik az országok többségében, különösen a vizsgált periódus első felében. Harmadszor, az elemzett időszak végére az országok két csoportját különböztethetjük meg. Az első csoportban a Balassa-indexek mediánja magasabb 0,6-nél: Lengyelország, Lettország, Litvánia és Magyarország. A második csoportban ez az érték 0,4 alatt van: Csehország, Szlovákia és Szlovénia. Észtország a két csoport között helyezkedik el. Végezetül, a Balassa-indexek mediánja csak két országban haladta meg az 1-et (Litvánia, Magyarország), de a kilencvenes évek második felében már ezekben az országokban is 1 alá süllyedt. Másképpen fogalmazva, a vizsgált periódus végére a kelet-közép-európai országok mezőgazdasági exportjába kerülő termékek kevesebb mint a felének volt megnyilvánuló komparatív előnye.

A 2. ábra a megnyilvánuló komparatív előnyt élvező termékek ( $B > 1$ ) számának arányát mutatja a teljes magyar agrárexportban, míg a 3. ábra az összes agrárterméken belüli hányadukat. A 2. ábra megerősíti, hogy a kelet-közép-európai országok két markáns csoportját különböztethetjük meg a Balassa-indexek alapján. Az elsőben a kilencvenes évek első felében a megnyilvánuló komparatív előnnyel jellemezhető termékek számának aránya csökkenő tendenciát mutatott, majd 0,4 körül stabilizálódott: a balti államok,

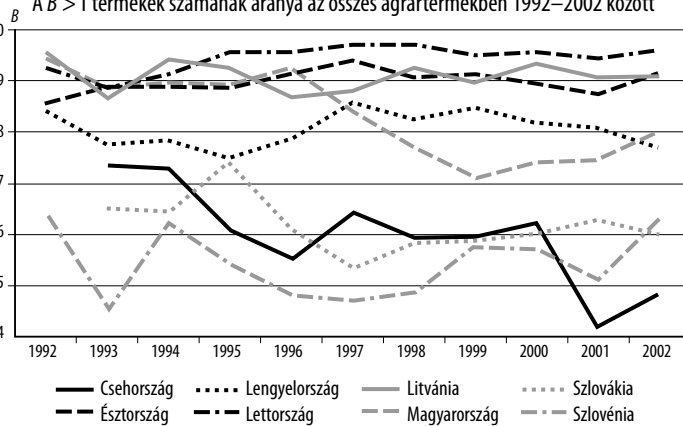
1. ÁBRA  
A Balassa-index mediánja 1992–2002 között



2. ÁBRA  
A  $B > 1$  termékek aránya a magyar agrárexportban 1992–2002 között



3. ÁBRA  
A  $B > 1$  termékek számának aránya az összes agrártermékben 1992–2002 között



Forrás: a szerző számításai az UNCTAD-adatbázis alapján SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

Lengyelország és Magyarország. A második csoportban a komparatív előnyt felmutató termékek aránya a periódus végére 0,2 alá süllyedt: Csehország, Szlovákia és Szlovénia.

A 3. ábra tovább árnyalja az előbbi képet. A megnyilvánuló komparatív előnyökkel rendelkező termékcsoportok aránya a teljes agrárexportban a kelet-közép-európai országok három csoportját jelöli ki. Az első csoportot a balti államok képviselik, ahol az ilyen termékek aránya végig magas volt, a periódus végére meghaladta a kilencven százalékot. A második csoportot Lengyelország és Magyarország alkotják, ahol az effajta termékek hányada közel nyolcvan százalék. Végezetül, Csehország, Szlovákia és Szlovénia jelentik a harmadik csoportot, ahol ez az arány 65 százalék alatt van. Fontos, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyökkel rendelkező termékek számának aránya az összes agrárterméken belül alacsonyabb, mint amekkora súlyt képviselnek ezek a jószágok a teljes agrárexportban.

Teljesebb képet kaphatunk, ha az Balassa-indexek szektorális eloszlását vizsgáljuk meg. A 4. ábra a Balassa-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–Marrewijk* [2001] várakozásaival az eloszlások nem monoton csökkenők egyik esetben sem. Litvánia kivételével a Kernel-féle sűrűségfüggvények eloszlása arra utal, hogy a 1 alatti szektorok száma megnövekedett a periódus végére, azaz a kelet-közép-európai országok elveszítették komparatív előnyeiket számos agrártermék esetében. A Kernel-féle sűrűségfüggvények jobbra tolódásának a hiánya azt mutatja, hogy nem növekedett a specializáció a vizsgált periódusban.

Annak érdekében, hogy értékelni tudjuk a jelzett változások statisztikai szignifikanciáját, kétoldali Wilcoxon-féle rangösszegpróbát hajtottunk végre. A nullhipotézis az volt, hogy nincs eltérés az utolsó év és a megelőző évek Balassa-indexeinek eloszlása között. Eredményeink azt mutatták, hogy a megfigyelések negyven százalékában 10 százalékos szignifikanciaszinten elvethetjük azt a hipotézist, hogy az Balassa-indexek eloszlása változatlan maradt (2. táblázat). Csehország és Magyarország esetében a megfigyelések döntő többségében a Balassa-indexek eloszlása megváltozott, míg Lettországon, Szlovákiában és Szlovéniában változatlan maradt.

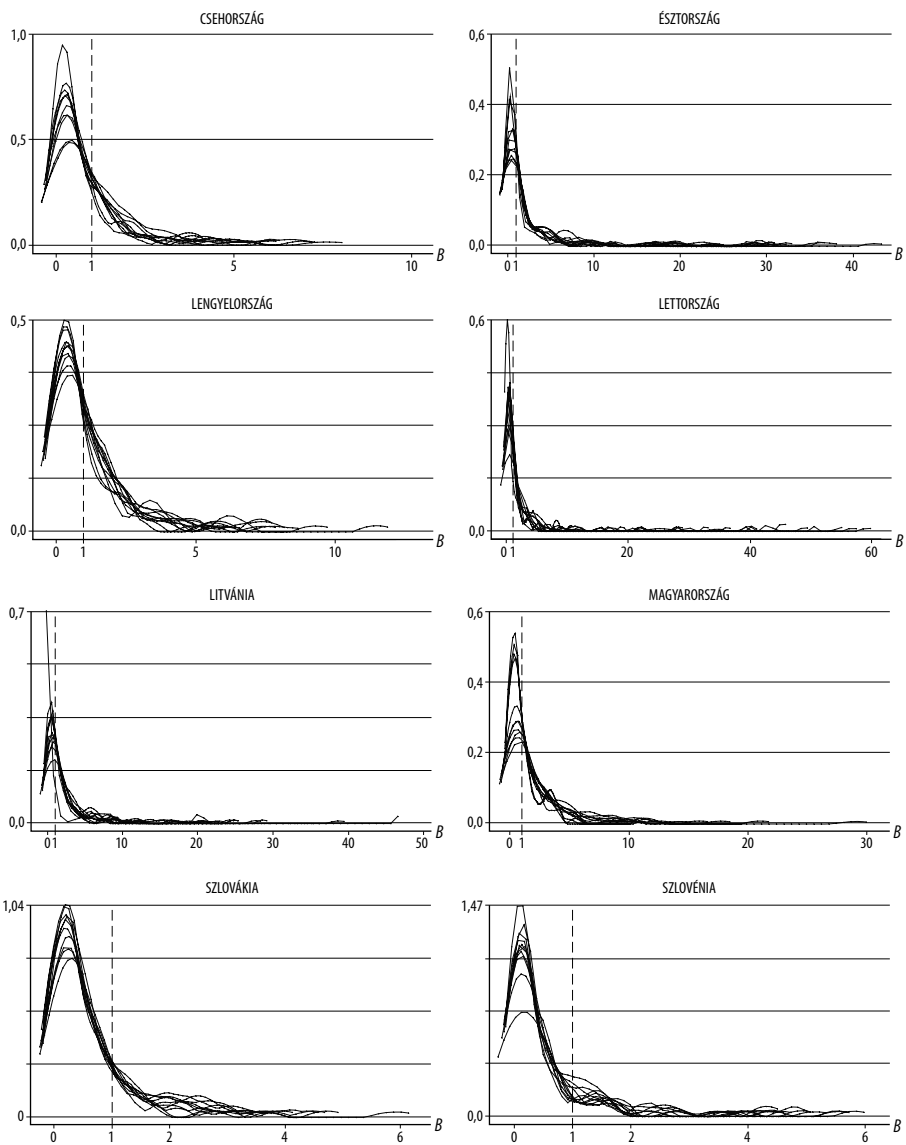
## 2. TÁBLÁZAT

A Kernel-féle sűrűségfüggvények kétoldali Wilcoxon-féle rangösszegpróbájának *p* értékei (bázis év = 2002)

Ország	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Csehország		0,000	0,000	0,000	0,001	0,001	0,006	0,001	0,000	0,000
Észtország	0,279	0,340	0,344	0,196	0,196	0,303	0,417	0,444	0,078	0,269
Lengyelország	0,022	0,621	0,459	0,256	0,008	0,001	0,005	0,066	0,002	0,357
Lettország	0,973	0,021	0,703	0,244	0,786	0,406	0,792	0,667	0,430	0,624
Litvánia	0,005	0,076	0,214	0,064	0,296	0,824	0,889	0,190	0,175	0,153
Magyarország	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,002	0,598	0,295	0,018
Szlovákia		0,060	0,106	0,230	0,056	0,172	0,958	0,327	0,497	0,656
Szlovénia	0,001	0,928	0,556	0,792	0,511	0,723	0,319	0,202	0,012	0,224

Forrás: a szerző számításai az UNCTAD-adatbázis alapján SITC-rendszerben, három számjegű bontásban.

4. ÁBRA  
A Balassa-indexek Kernel-féle sűrűségfüggvényei



Forrás: a szerző számításai az UNCTAD-adatbázis alapján SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.



### 6.3.2. Regressziós elemzés

Ahogy az 5. fejezetben a Magyarországi adatok elemzése során elmondtuk: az irodalomban alapvetően két eljárás terjedt el az adatok kezelésére a 4. fejezet (9) egyenletéhez hasonló regressziós modellek becslésében (1. két időpont adatainak összehasonlítása, 2. kombinált keresztmetszeti és idősoros adatbázis készítése, majd ezt követően különböző idejű késleltetéssel a (9) egyenlet megbecslése). A két eljárás megegyezik, ha csak a kezdő és az utolsó évet hasonlítjuk össze. Mivel a perióduson belüli dinamikára is kíváncsiak vagyunk, ezért a kombinált adatbázis használata tűnik célszerűnek. Az összes lehetséges késleltetési időtartamra megbecsültük a modellünket. A (9) egyenleten alapuló regressziós eredményeket a 3. táblázat mutatja. Összesen a 78 regressziós modellt becsltünk meg, amelyekből illusztráció céljából csak az egy és a tíz év késleltetés melletti számításokat ismertetjük.

3. TÁBLÁZAT  
A Balassa-indexek stabilitása 2002 és 1992 között

Ország	$\beta$	$p$ érték	$R^2$	$\beta/R$	$N$
<b>Egyéves késleltetés</b>					
Csehország	0,896	0,000	0,869	0,961	531
Észtország	0,956	0,000	0,844	1,040	590
Lengyelország	0,885	0,000	0,870	0,949	590
Lettország	0,865	0,000	0,737	1,008	590
Litvánia	0,718	0,000	0,622	0,910	590
Magyarország	0,807	0,000	0,823	0,889	590
Szlovákia	0,905	0,000	0,804	1,009	531
Szlovénia	0,943	0,000	0,932	0,976	590
<b>Tízéves késleltetés</b>					
Csehország*	0,491	0,000	0,4515	0,730	59
Észtország	0,601	0,002	0,156	1,521	59
Lengyelország	0,421	0,000	0,578	0,554	59
Lettország	1,536	0,000	0,648	1,907	59
Litvánia	0,154	0,022	0,088	0,518	59
Magyarország	0,370	0,000	0,866	0,398	59
Szlovákia*	0,805	0,000	0,542	1,094	59
Szlovénia	0,652	0,000	0,714	0,772	59

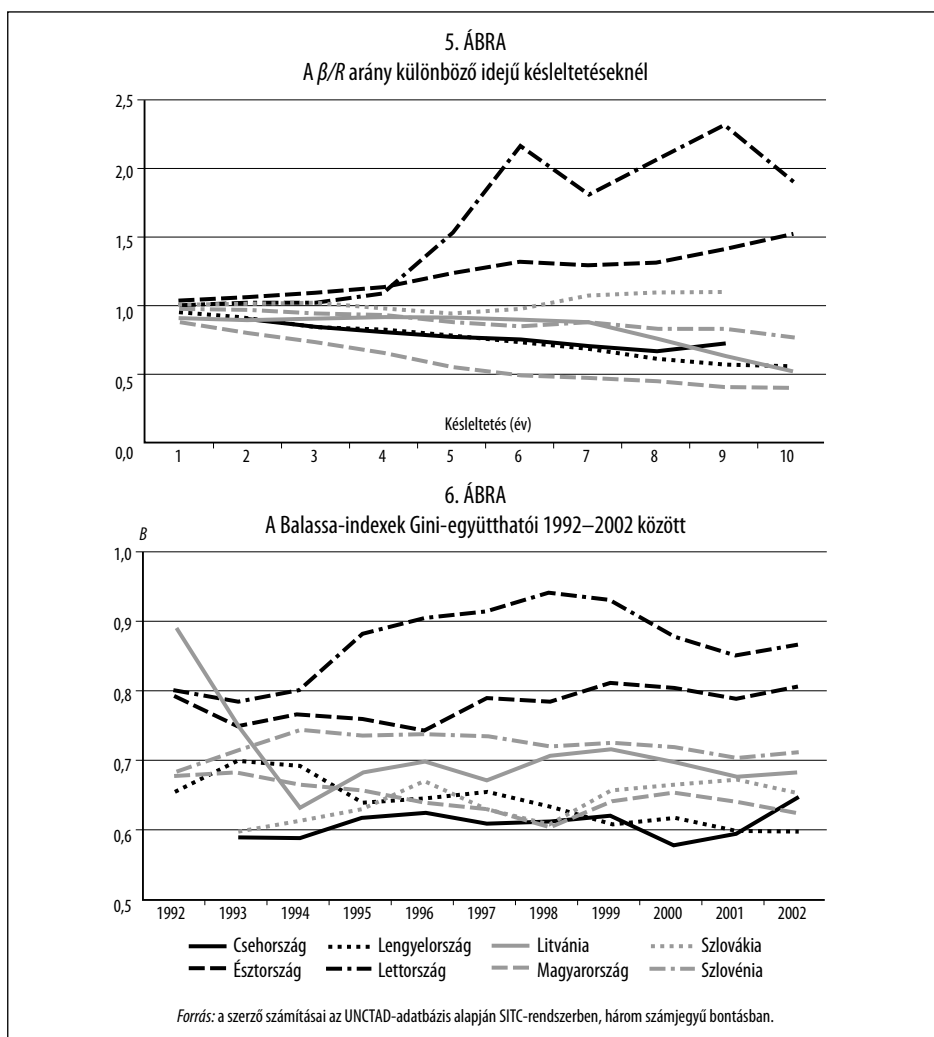
\* Csehország és Szlovákia esetében 9 éves késleltetést alkalmaztunk, mivel az adatok csak 1993-tól állnak rendelkezésre.

Forrás: a szerző számításai az UNCTAD-adatbázis alapján SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

A regressziós együttható minden esetben szignifikánsan nagyobb nullánál, ami arra utal, hogy elvethetjük azt a hipotézist, hogy a kelet-közép-európai országokban az agrár-kereskedelem szerkezete véletlenszerűen vagy ellentétes irányban változott meg. A  $\beta/R$  arányok nagyon közel vannak 1-hez, ami azt sugallja, hogy a kereskedelem szerkezete nem változott meg jelentősen, ha csak egyéves késleltetést alkalmazunk. Eredményeink azt mutatják, hogy a mezőgazdasági kereskedelem specializációjában divergencia ment végbe Észtország, Lettország és Szlovákia esetében, míg a többi ország esetében a jelek

inkább konvergenciára utalnak. A számítások azonban nagyobb változásokra utalnak a Balassa-index eloszlásában a kezdő és az utolsó év között. A  $\beta/R$  arányok egyre távolodnak 1-től, amely azt mutatja, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezetének konvergenciája, illetve divergenciája hosszabb távon erősebb. Jól mutatja ezt az 5. ábra, amely szerint a késleltetés hosszának növelésével a  $\beta/R$  arányok is folyamatosan csökkennek, vagy nőnek a konvergencia, illetve a divergencia erősödésére utalva. A divergencia különösen Észtországban és Lettorszáiban volt erőteljes.

A 6. ábra azt mutatja, hogy Észtország és Lettország agrárkereskedelmének a szerkezete tér el legjobban a világpiac szerkezetétől, míg Lengyelország és Magyarország specializációja hasonlít leginkább hozzá. Annak érdekében, hogy a specializációban



végbement változásokat formálisan is értékelni tudjuk, a Gini-indexek logaritmusá és az időtrend között regressziós becslést végeztünk. Eredményeink azt mutatják, hogy míg a specializáció Észtországban, Lettországban és Szlovákiában növekedett, addig Magyarország és Lengyelország esetében csökkent (4. táblázat). Ez megerősíti korábbi eredményeinket, miszerint Észtország, Lettország és Szlovákia agrárkereskedelmének szerkezete divergált, és ezzel párhuzamosan a világpiac szerkezetéhez képest is erősödött a specializációja. Ennek az ellenkezője igaz Lengyelországra és Magyarországra, ahol a komparatív előnyök szerkezete közelített a világpiacihoz, amihez viszonyítva gyengült a specializációjuk.

4. TÁBLÁZAT  
A Gini-együtthatókon alapuló regressziós eredmények

	$\beta$	$p$	$R^2$	$N$
Csehország	0,004	0,357	0,107	10
Észtország	0,006	0,040	0,389	11
Lengyelország	-0,014	0,000	0,773	11
Lettország	0,010	0,089	0,288	11
Litvánia	-0,012	0,154	0,212	11
Magyarország	-0,007	0,021	0,463	11
Szlovákia	0,010	0,030	0,465	10
Szlovénia	0,000	0,939	0,001	11

Forrás: a szerző számításai az UNCTAD-adatbázis alapján SITC-rendszerben, három számjegyjű bontásban.

### 6.3.3. Az eloszláson belüli dinamika

További információkat szerezhetünk a kereskedelmi indexek dinamikájáról a Markov-átmenetmátrixok elemzésének segítségével. Az általunk becsült 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 becsültünk meg. Mivel hat ország esetében tíz különböző késleltetést, míg kettőnél kilencet alkalmaztunk, ezért összesen 78 átmenet-valószínűségi mátrixot kaptunk. Az eredmények áttekinthetősége érdekében a lehetséges tíz (kilenc) átmenet-valószínűségi mátrix átlagát minden országra kiszámoltuk, amelyeket a 5. táblázat mutat.

A 4. fejezetben elmondottakat követve, négy csoportba osztottuk a  $B$ -indexeket:  $a$  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  $b$  osztály gyenge, a  $c$  osztály a közepes és a  $d$  osztály az erős komparatív előnyt jelenti. Az 5. táblázatbeli átmenetmátrixok azt sugallják, hogy az 1-nél kisebb Balassa-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 (kivéve Litvániát, ahol 0,68), amely arra utal, ha egy terméknek megnyilvánuló komparatív hátránya van a periódus

## 5. TÁBLÁZAT

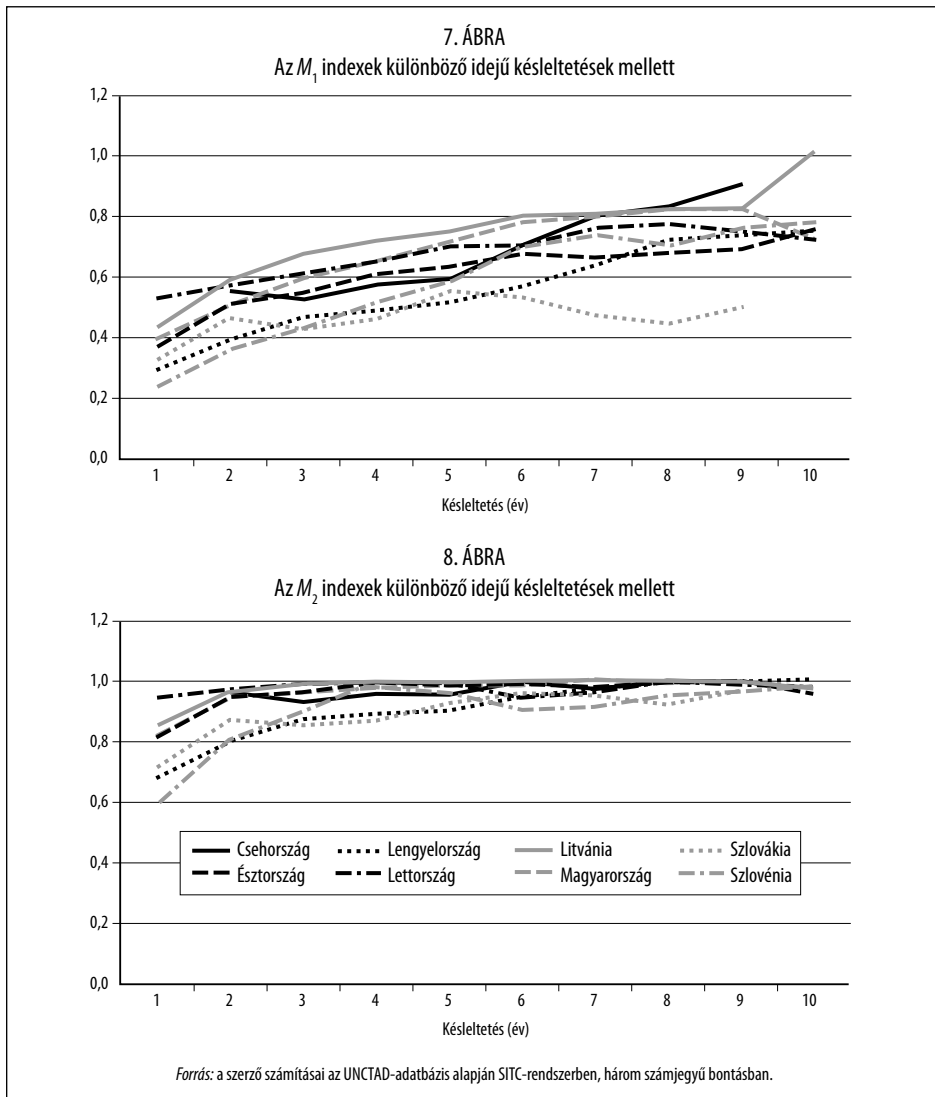
A Balassa-indexek átmenet-valószínűségi mátrixainak átlaga

Csehország					Litvánia				
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>		<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
<i>a</i>	0,96	0,04	0,00	0,00	<i>a</i>	0,68	0,19	0,09	0,03
<i>b</i>	0,59	0,35	0,06	0,00	<i>b</i>	0,43	0,33	0,21	0,02
<i>c</i>	0,11	0,52	0,31	0,06	<i>c</i>	0,24	0,20	0,22	0,35
<i>d</i>	0,00	0,00	0,59	0,41	<i>d</i>	0,26	0,09	0,13	0,52
Észtország					Magyarország				
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>		<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
<i>a</i>	0,85	0,10	0,03	0,02	<i>a</i>	0,92	0,05	0,02	0,00
<i>b</i>	0,54	0,25	0,07	0,14	<i>b</i>	0,56	0,33	0,09	0,02
<i>c</i>	0,20	0,22	0,38	0,20	<i>c</i>	0,21	0,44	0,31	0,04
<i>d</i>	0,07	0,05	0,21	0,67	<i>d</i>	0,04	0,11	0,46	0,39
Lengyelország					Szlovákia				
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>		<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
<i>a</i>	0,82	0,16	0,02	0,00		0,93	0,06	0,01	0,00
<i>b</i>	0,40	0,48	0,11	0,01		0,61	0,34	0,04	0,01
<i>c</i>	0,14	0,29	0,51	0,06		0,24	0,23	0,51	0,02
<i>d</i>	0,16	0,03	0,30	0,50		0,00	0,00	0,19	0,81
Lettország					Szlovénia				
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>		<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
<i>a</i>	0,85	0,10	0,04	0,02	<i>a</i>	0,97	0,03	0,00	0,00
<i>b</i>	0,44	0,21	0,25	0,10	<i>b</i>	0,43	0,47	0,10	0,00
<i>c</i>	0,16	0,35	0,34	0,14	<i>c</i>	0,07	0,51	0,21	0,20
<i>d</i>	0,12	0,15	0,17	0,56	<i>d</i>	0,00	0,00	0,42	0,58

Forrás: a szerző számításai az UNCTAD-adatbázis alapján SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

elején, akkor nagy valószínűséggel ebben a státusban marad az időszak végén is. A *b*, *c*, *d* osztályban lévő indexek azonban lényegesen nagyobb változékonyságot mutatnak. A komparatív előny elvesztésének valószínűsége a gyenge megnyilvánuló komparatív előnnyel rendelkező megfigyelések (*b* osztály) esetében relatíve magas, több mint negyven százalék mindegyik országban. Nagyon kicsi a valószínűsége a *c* osztályból (közepes komparatív előny) a *d* osztályba (erős komparatív előny) való kerülésnek Csehország, Lengyelország, Magyarország és Szlovákia esetében. Továbbá, 15 százalék alatt van annak a valószínűsége, hogy a gyenge komparatív előnyökkel jellemezhető termékek az erős komparatív előnyt élvező termékek csoportjába kerüljenek. 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.

A 7. és a 8. ábra mutatja a specializáció szerkezeti mobilitásának fokát mérő – a 4. fejezetben ismertetett –  $M_1$  és  $M_2$  mobilitási indexeket, mindegyik kelet-közép-euró-



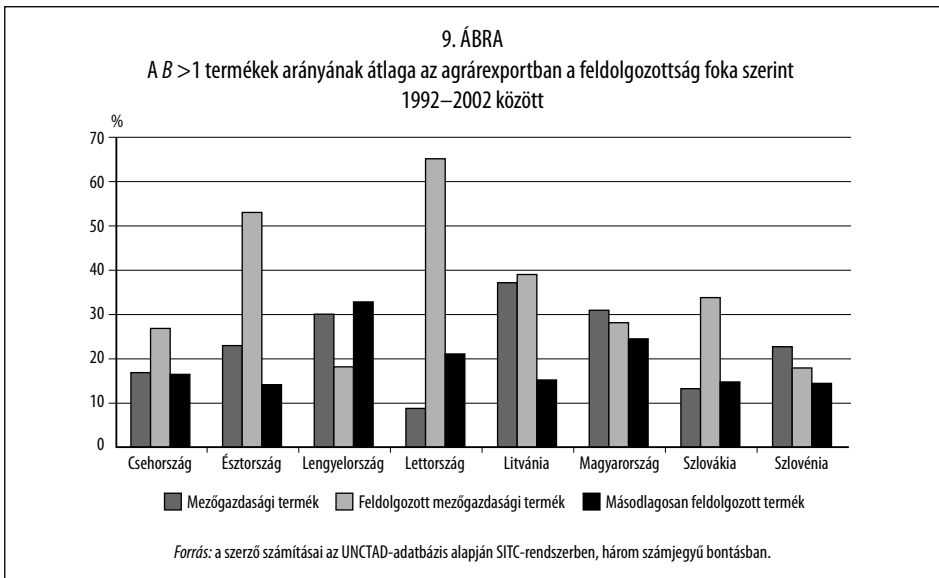
pai országra különböző idejű késleltetések mellett. Mindkét index szerint a mobilitás csökkenése figyelhető meg a késleltetés idejének egyidejű növelésével, bár az  $M_2$  index értéke öt év késleltetés után stabilizálódik. Ez arra utal, hogy a kelet-közép-európai országok agrárkereskedelmének szerkezete rövid távon lényegesen stabilabb, mint hosszabb távon. Meg kell jegyezni azonban, hogy a két index nem ad konzisztens rangsort az országok között.

#### 6.3.4. Strukturális változások a megnyilvánuló komparatív előnyökben

Ebben a pontban részletesebben elemezzük három számjegyű bontásban a kelet-közép-európai mezőgazdaságok komparatív előnyeiben meglévő strukturális változásokat. Ahogy az előző fejezetben is, az egyes termékeket Lange [1989] alapján három csoportba soroljuk: mezőgazdasági termék, feldolgozott mezőgazdasági termék és tovább feldolgozott termék. A 9. ábra a komparatív előnyökkel rendelkező termékek arányának átlagát mutatja az agrárexportban a feldolgozottság foka szerint 1992–2002 között. Láthatjuk, hogy a magyar és a szlovén agrárexportban leginkább a mezőgazdasági termékeknek van komparatív előnye, míg Lettországból a legkevésbé. A komparatív előnyt mutató mezőgazdasági termékek aránya az összes agrárexportban 30 százalék körül mozog Magyarországon, míg Szlovéniában csak 22 százalék.

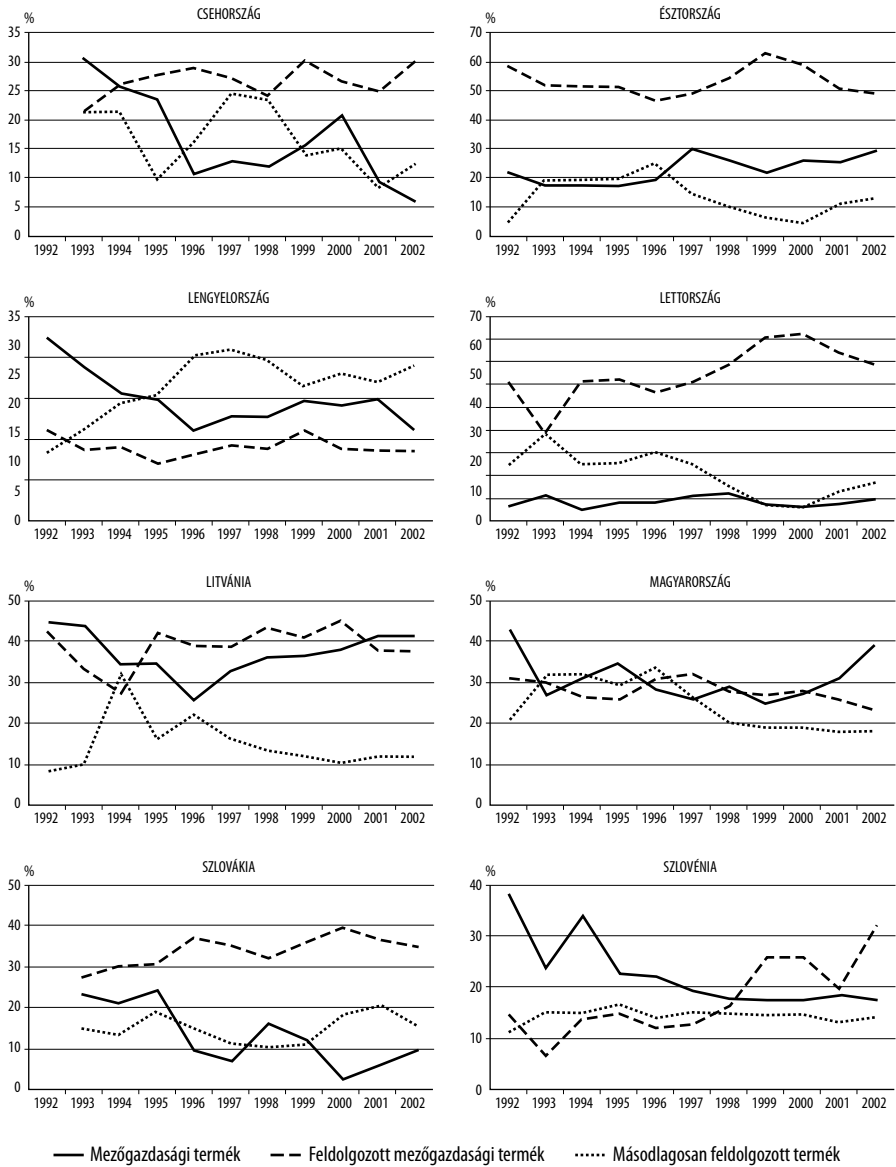
A komparatív előnyökkel rendelkező feldolgozott mezőgazdasági termékek aránya a legnagyobb az agrárexportban Csehország, a balti államok és Szlovákia esetében. A feldolgozott mezőgazdasági termékek részesedése különösen magas Észtországban (52 százalék) és Lettországból (65 százalék). A másodlagosan feldolgozott termékek aránya Lengyelországban a legnagyobb.

Az átlagok mögött azonban az egyes termékcsoportok relatív súlyának jelentős változásait figyelhetjük meg a vizsgált időszak alatt (10. ábra). A komparatív előnnyel rendelkező mezőgazdasági termékek aránya az összes agrárexportban erőteljesen csökkent Csehországban, Lengyelországban és Szlovéniában. A megnyilvánuló komparatív előnyökkel jellemzett feldolgozott mezőgazdasági termékek aránya növekvő trendet mutat Szlovéniában. A másodlagosan feldolgozott termékek részesedése legalább tíz



### 10. ÁBRA

A  $B > 1$  termékek aránya az agrárexportban a feldolgozottság foka szerint 1992–2002 között



Forrás: a szerző számításai az UNCTAD-adatbázis alapján SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

százalékkal visszaesett a kilencvenes évek második felében a balti államokban, Csehországban és Magyarországon. Ezzel szemben Lengyelországban a kilencvenes évek első felében nőtt a hányaduk, majd 35 százalék körül stabilizádott. Röviden, noha a Balassa-indexek eloszlása inkább stabilnak mutatkozott, különösen rövid távon, az egyes országban jelentős fluktuációt tapasztalhatunk az egyes termékcsoportok relatív súlyában egyik évről a másikkra.

#### 6.4. A világgpiaci kereslet változásai és a komparatív előnyök dinamikája

A Balassa-indexek stabilitására vonatkozó eredményeink azt mutatták, hogy relatíve erősödött az egyes indexek mobilitása a késleltetés idejének növelésével. További kérdés, hogy ezek a változások vajon mennyiben tekinthetőek egy olyan hatékony alkalmazkodás eredményeinek, amelyek a legdinamikusabban fejlődő termékcsoportok irányába mozdítják el a termelés szerkezetét? A kérdés megválaszolásához némi módosítással a *Zaghini* [2003] által javasolt módszert alkalmazzuk, amely mögött a következő megfontolások vannak. A külkereskedelem specializációja akkor lehet hatékony, ha az adott országnak azokban a termékkörökben van komparatív előnye, amelyekben a világ kereslete legerősebben növekedett. Következésképpen ez azt jelenti, hogy a megfigyelt ország képes volt világgpiaci részesedését ezekben a termékcsoportokban növelni. A hatékonyság fenti definíciójából következik, hogy a komparatív előnyök csökkenését az alacsony keresletnövekedéssel járó termékeknél pozitívnek értelmezhetjük, míg a hasonló csökkenést a magas keresletnövekedéssel jellemezhető áruk esetében negatívnak tekinthetjük.

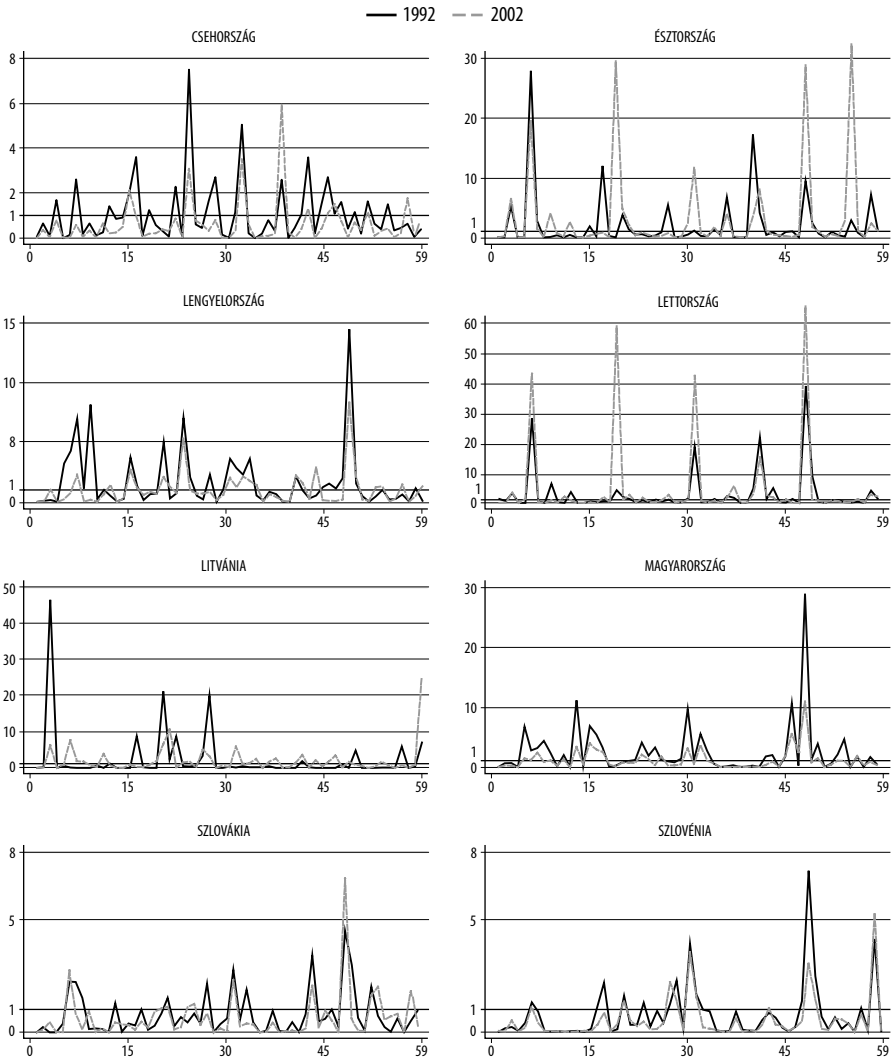
*Zaghini* [2003] munkáját követve kiszámítottuk a világ importjának átlagos növekedési rátáját 1992 és 2002 között mind az 59 termékcsoportban. Ezt követően az importkereslet növekedési rátáinak megfelelően emelkedő sorrendbe rendeztük a Balassa-indexeket. Az 59 termékcsoportot négy osztályközbe soroltuk, kezdve a leglassabban növekvőtől (1–15), a közepesen alacsonyan növekvőn (16–30) át, a közepesen magasan növekvőn (31–45) keresztül a legmagasabb növekedési rátájú (46–59) áruk csoportjáig. *Zaghini* [2003] szerint két fenntartást kell észben tartani az eredmények értékelésénél. Egyrészt, noha a világ importjának növekedési rátáját egy évtizedes időhorizonton számoltuk ki, de az adatok folyó áron dollárban állnak rendelkezésre, ezért a kalkulációt befolyásolhatja a valuta volatilitása. Másrészt, nem vettük figyelembe az egyes termékek relatív súlyát. Ezért előfordulhat, hogy egy jószág kereslete nagyon gyorsan nőtt a vizsgált időszakban, de csak nagyon kis részesedése van a világgpiacon.

Ha az alkalmazkodás, illetve a specializáció hatékony, akkor a magas értékű Balassa-indexű termékek oda koncentrálódnak, ahol gyors a kereslet növekedése. A 11. ábrán a folytonos vonal a Balassa-indexek eloszlását mutatja 1992/1993-ban, míg a szaggatott vonal 2002-ben. A 11. ábra tanúsága szerint kelet-közép-európai országok agrárkereskedelme nem a magas vagy közepes keresletnövekedésű termékcsoportokra koncentrálódik. Ezekben a csoportokban sok olyan terméket találunk, amelyekből nincs megnyilvánuló komparatív előnye egyik országnak sem. Továbbá, az alacsony keresletnövekedéssel jellemezhető csoportban erős komparatív előnnyel rendelkező termékeket is találhatunk. A Balassa-indexek eloszlása egyik kelet-közép-európai országok



sem mutatott jelentős változást 1992 és 2002 között, azaz a komparatív előnyökkel rendelkező termékek nem mozdultak el az ábra jobb oldalára. Más szavakkal, egyik ország sem alkalmazkodott hatékonyan a kereslet változásaihoz.

11. ÁBRA  
Az importkereslet és a komparatív előnyök dinamikája



Forrás: a szerző számításai az UNCTAD-adatbázis alapján SITC-rendszerben, három számjegű bontásban.

## 6.5. Összefoglalás

Ebben a fejezetben a kelet-közép-európai országok agrárkereskedelmi szerkezetének dinamikáját vizsgáltuk meg 1992 és 2002 között. A kereskedelem specializációjának mérésére a klasszikus Balassa-indexet használtuk. A kormányzati beavatkozások lehetséges hatásait elemezve, számításaink azt mutatták, hogy azok és a Balassa-indexek negatív kapcsolatban állnak egymással. A kelet-közép-európai országok mezőgazdaságában lezajlott jelentős változások eltérően befolyásolták a Balassa-indexek eloszlását. A Balassa-indexek mediánja, illetve a komparatív előnyökkel rendelkező termékek aránya (összes termékben vagy az agrárexportban) között pozitív kapcsolat van. Ez arra utal, hogy az országok egy csoportjának viszonylag sok termékből van megnyilvánuló komparatív előnye, és e termékek súlya jelentős (például a balti államok, Lengyelország és Magyarország). Ezzel szemben a volt Csehszlovákia államaiban és Szlovéniában viszonylag kevés terméknek van komparatív előnye, és ezek szerepe is kisebb.

A Balassa-indexek eloszlása meglehetősen stabilnak bizonyult Csehországban és Magyarországon, míg jóval nagyobb változékonyságot mutat Lettországon, Szlovákiában és Szlovéniában. A regressziós elemzés azt sugallja, hogy a Balassa-indexek konvergáltak egymáshoz Csehország, Lengyelország, Litvánia, Magyarország és Szlovénia esetében, míg a másik három országban divergáltak.

A Balassa-indexek stabilitása az egyes termékcsoportok szintjén már sokkal egységesebb képet mutatott. Az átmenetmátrixok elemzése mindegyik ország esetében azt sugallja, hogy meglehetősen nagy annak a valószínűsége, hogy egy termékcsoport specializációja csökkenjen, míg annak növekedésére alig van esély. Továbbá, az agrárkereskedelem specializációja egyik országban sem volt elég hatékony a világgpiaci kereslet növekedéséből fakadó lehetőségek kihasználásához.

Hogyan kapcsolódnak ezek a stilizált tények a bemutatott elméletek előrejelzéseihez? A teljes válasz nyilvánvalóan a gazdasági szerkezet további elemzését kívánja, amely túl mutat e könyv keretein. Mindazonáltal, az itt bemutatott eredmények alkalmasak néhány óvatos következtetés levonására. Egyrészt, a kelet-közép-európai országok esetében nincs egységes tendencia a Balassa-indexek szimmetrikusabb és kevésbé polarizált eloszlása felé, amely egybevágna más tanulmányok eredményeivel a fejlett országokra vonatkozóan (*Balassa [1977]*, *Amendola és szerzőtársai [1992]*, *Laursen [2000]*, *Proudman–Redding [2000]*, és *Brasili és szerzőtársai [2000]*). Másrészt, eredményeink alapján elméleti szempontból nem tehetjük le voksunkat egyértelműen sem a standard Heckscher–Ohlin-modell előrejelzései, sem az önmege erősítő mechanizmus létének elképzelése mellett, amelyet olyan erősen hangoztat az endogén növekedés- és kereskedelemelmélet egyik része.