

FERTŐ IMRE

A társulási szerződés alkalmazkodási költségei a magyar élelmiszeriparban

A cikk a magyar élelmiszer-ipari külkereskedelem expanzióját vizsgálja 1995–2003 között és annak következményeit a munkaerő-piaci alkalmazkodásra. A külkereskedelmi és a foglalkoztatási adatok ökonometriai elemzése azt mutatja, hogy a belföldi fogyasztás és termelékenység változásának szignifikáns hatása van a foglalkoztatottságban bekövetkezett változásokra. A piaci koncentrációnak pozitív és szignifikáns, míg a külföldi működőtőkének nincs hatása a foglalkoztatásra. Eredményeink nem adnak egyértelmű bizonyítékot a sima alkalmazkodás hipotézisére. Végezetül, számításainkat csak óvatosan szabad értelmezni, mivel érzékenyek a periódus és a késleltetés megválasztására.*

Journal of Economics Literature (JEL) kód: F19.

Az ágazaton belüli kereskedelem irodalmában az elmúlt másfél évtizedben két fontos fejlemény történt. Egyrészt, a kutatások különösen nagy hangsúlyt helyeznek az empirikus vizsgálatokban arra, hogy megkülönböztessék a horizontális és a vertikális differenciált termékek esetében az ágazaton belüli kereskedelmet azért, hogy a különböző elméletek predikcióit közvetlenül lehessen ellenőrizni. A másik kutatási irány arra a kérdésre keresi a választ, hogy a külkereskedelem liberalizálásakor az ágazaton belüli kereskedelem vajon tényleg relatíve alacsonyabb alkalmazkodási költségekkel jár-e. A külkereskedelem liberalizálásának hatása ugyanis attól függ, hogy a partnerek közötti kereskedelem ágazatok közötti vagy ágazaton belüli. Míg az előbbi az erőforrások *ágazatok közötti* reallokációjával jár, addig az utóbbi az erőforrások *ágazaton belüli* reallokációjához vezet. A nemzetközi kereskedelem elméletében azt a tételt, amely szerint az ágazaton belüli kereskedelem alacsonyabb alkalmazkodási költségekkel jár a tényezőpiacokon, a sima alkalmazkodás hipotézisének (*smooth adjustment hypothesis*) nevezik (Brülhart [1999]). Ez a cikk az ágazaton belüli kereskedelem irodalmának utóbbi vonulatához tartozik.

Az eddigi empirikus vizsgálatok elsősorban a fejlett országok tapasztalataira, ezen belül is az EU–12 tagállamaira és Ausztráliára koncentráltak, nyolcvanas évekbeli adatokat használva. Joggal feltételezhetjük azonban, hogy a külkereskedelem liberalizálásából származó alkalmazkodási költségek talán még jelentősebbek lehetnek az átmeneti országok esetében. Ennek ellenére a kelet-közép-európai országokkal foglalkozó ilyen témájú vizsgálatok meglehetősen ritkák (például Kandogan [2003]).

Az ágazaton belüli kereskedelemre vonatkozó tanulmányok gyakran mellőzik a mezőgazdaság vizsgálatát az empirikus kutatásokban. A fő oka ennek, hogy a mezőgazdaságot

* A cikk alapjául szolgáló kutatást az OTKA Nemzetközi agrárkereskedelem és gyakorlat című programja támogatta. (Témaszám: K60240.)

általában úgy tekintik, mint amely jól leírható a tökéletes verseny modelljével. A legújabb tanulmányok szerint azonban az ágazaton belüli kereskedelemnek egyre nagyobb szerepe van a mezőgazdasági termékek kereskedelmében, különösen a fejlett országok között (*Henderson és szerzőtársai* [1998]). Továbbá, az ágazaton belüli kereskedelem magas szintjéből a gazdasági integráció magasabb fokára lehet következtetni, és az általában pozitívan korrelál a szabadkereskedelmi társulásokban való részvétellel. Ez utóbbi szintén jellemző a mezőgazdasági termékekre, ahogy azt például *Qasmi–Fausti* [2001] a NAFTA-n belül és *van Berkum* [1999] a társulási szerződés esetében tíz közép-európai országra bemutatta. A legújabb tanulmányok további bizonyítékokkal szolgálnak az ágazaton belüli kereskedelem fontosságára a mezőgazdasági és élelmiszer-ipari termékek esetében (*Luka–Lekovych* [2004], *Bojnec és szerzőtársai* [2005], *Fertő* [2005b], *Sarker–Surry* [2005]).

Magyarország a kilencvenes évek elején jelentősen liberalizálta külkereskedelmét. A liberalizálási folyamat egyik legfontosabb eleme volt az EU-val 1991-ben kötött *társulási szerződés*, amely a teljes értékű tagság előzményeként egy részleges kereskedelem-liberalizálást jelentett az elmúlt évtizedben. A magyar gazdaság fejlődésével – különösen az EU-hoz való magasabb fokú integrációjával – a kereskedelmi hatások természetükből és terjedelmükből adódóan valószínűleg erőteljesebbé lesznek a tényezőpiaci alkalmazkodás költségeire és a gazdaság átstrukturálódására.

Ez a cikk szorosan kapcsolódik egy másik kutatáshoz (*Fertő* [2005a]), amely szintén magyar élelmiszeripar esetében vizsgálta a kereskedelem-liberalizálásból fakadó alkalmazkodási költségeket 1992 és 2002 között. Ennek a tanulmánynak a horizontja azonban szűkebb, kizárólag az 1995 és 2003 közötti időszak társulási szerződésből származó alkalmazkodási költségeire összpontosít. A cikk elején röviden bemutatjuk az ágazaton belüli kereskedelem és az alkalmazkodási költségekkel kapcsolatos elméleti megfontolásokat. Majd ismertetjük a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* (*marginal intra-industry trade*) fogalmát, és az annak mérésére kidolgozott különböző indexeket. Kitérünk az empirikus vizsgálatok két alapproblémájára: a periódus és a késleltetés hosszának a megválasztására. Az eddigi kutatások nem adnak megfelelő elméleti támpontot annak eldöntésére, hogy miként mérjük az ágazaton belüli kereskedelmet az alkalmazkodási költségek összefüggésében. Elemzésünk során ezért a nemzetközi irodalom által felkínált indexekből többet is alkalmazunk, hogy ellenőrizzük eredményeink mennyire robusztusak az egyes specifikációkra. Végezetül összegezzük eredményeinket, és megfogalmazunk néhány következtetést a magyar élelmiszeripar alkalmazkodási költségeire vonatkozóan.

Elméleti háttér

A sima alkalmazkodás hipotézise mögötti elméleti megfontolásokat a neoklasszikus kereskedelemelmélet Jones–Samuelson-féle specifikustényező-modelljének segítségével lehet illusztrálni.¹ Induljunk ki egy kis, nyitott gazdaságból, amely a tökéletes verseny körülményei között meghatározott világszintű ár mellett, egyaránt termel, illetve fogyaszt export- és importjóságokat. A munkaerő szabadon mozog az iparágak között, de az egyes országok között immobilis. Továbbá, a többi termelési tényező rögzített, és a tényezőinputoknak csökkenő határjövödelme van. Tegyük fel, hogy ezt a kis, nyitott országot egy keresleti sokk éri, például a kormányzat néhány kereskedelmi korlátozást csökkent vagy megszüntet. Ennek következtében megváltoznak a relatív termékárak, amely jelzést ad a termelési tényezők számára, hogy az egyik szektorból a másikba áramol-

¹ A sima alkalmazkodás hipotézisének elméleti hátterét *Brülhart–Elliott* [1998] és [2002] alapján ismer-tjük.

janak. Ha ez a sokk az importverseny növekedéséhez vezet egy adott iparágban, akkor csökkeni fog az iparág termelési tényezői iránti kereslet. Feltételezzük, hogy a munkaerő a legmobilabb termelési tényező rövid távon, amelyik azonnal érzékeli az alkalmazkodási kényszert. A munkaerőpiacra gyakorolt hatás egyrészt függ a munkaerőpiac szerkezetétől, másrészt a változásoknak a bérekre, illetve a munkanélküliségre gyakorolt kombinált hatásától. A sima alkalmazkodás hipotézise szerint, ha az egyidejű export- és importsokkok ellensúlyozzák egymást egy ágazaton belül, akkor az alkalmazkodás költségei alacsonyabbak, mintha ezek a sokkok különböző ágazatokra hatnának. Ha az alkalmazkodás tökéletesen sima, akkor a gazdaság azonnal egy új egyensúlyi állapotba kerül, ahol az egész gazdaságra érvényes bérek az exportjóságok bérében kifejezve csökkennek, valamint a munkaerő egy része az összehúzódó importszektorból a növekvő exportszektorba áramlik.

Az első esetben az ágazatukhoz kötött, alacsony képzettségű munkások nem tudnak költség nélkül munkahelyet váltani, noha a bérek teljesen rugalmasak. A munkaerő immobilitásának számos oka lehet, mint például az ágazatspecifikus tudás, a földrajzi immobilitás vagy a vállalathoz való hűség. Ha egy exportfellendülést követően az importszektorban dolgozó munkások nem tudnak, vagy nem akarnak az exportáló szektorba átmenni, akkor az importszektor relatív bérei csökkenni fognak. Idővel a magasabb bérek miatt azonban egyre több munkás áramlik az exportszektorba, és a gazdaság valószínű, hogy a hosszú távú egyensúly felé tart. Addig is az alkalmazkodási költségek a szektorok közötti bérkülönbségekben jelennek meg. A bérkülönbségek természetesen nem jelentenek önmagukban alkalmazkodási költséget. A csökkenő importszektorból a növekvő exportszektorba való munkaerő-áramlás azonban pótlólagos erőforrás-felhasználással jár. Ilyenek lehetnek például új munkahely keresése, továbbképzés vagy új lakóhelyre való költözés, amelyek mind munkahelyváltással kapcsolatos költséget jelentenek. E költségek miatt a képzetlen munkaerő piaca szegmentálttá válik rövid távon, és ez időlegesen bérkülönbségekhez vezethet a két szektor között. Az időleges tényezőár-eltérés ugyanakkor szükségzerű feltételét jelenti a tényezőpiaci alkalmazkodásnak. Ez az oka annak, hogy a szektorok közötti bérkülönbséget a munkaerő specifikumának egyik indikátoraként szokták használni.

A második esetben a berráta lefelé merev, és alapvetően a növekvő szektor határozza meg. Ilyen helyzetben az exportszektor fellendülése kezdetben a bérek általános emelkedéséhez vezet, amelyet az exportszektor megnövekedett munkaerő-kereslete húz. Amíg a bérszintek a piactisztító szint fölött vannak, a munkaerő iránti teljes keresletet a teljes kínálat szűkössége határozza meg, és a munkások elvesztik a munkahelyüket az importáló szektorban anélkül, hogy új munkahelyet találnának. Idővel a piaci erők lehetőséget teremtenek arra, hogy a munkanélküliek tárgyalhassanak a bérek csökkenéséről, de addig az alkalmazkodási költségek az időleges munkanélküliség formájában jelennek meg. Előfordulhat, hogy az alkalmazkodási költségek meghaladják a külkereskedelemből származó nyereséget, ezért a kereskedelem liberalizálása Pareto-inferior lehet (*Baldwin és szerzőtársai* [1980]). A költség-haszon mérleg az alkalmazkodási költségek terjedelmétől, a külkereskedelemből származó nyereségtől és a társadalmi diszkontrátától függ.

Összegezve, a specifikustényező-modell szerint az alkalmazkodási költségeknek két lehetséges forrása van (*Neary* [1985]). Egyrészt a munkaerő tökéletlen helyettesíthetősége az egyes ágazatok között, másrészt pedig a nominális bérek merevsége. Ezek megjelenési formája a munkanélküliség és a tényezőár-különbségek. A gyakorlatban a két jelenség nagy valószínűséggel egyszerre jelenik meg.

Noha a marginális és az átlagköltsége a munkaerő-piaci alkalmazkodásnak nagyobb lehet az ágazatok közötti, mint az az ágazaton belüli kereskedelem esetében, a teljes költség az ágazatok közötti és az ágazatokon belüli alkalmazkodás relatív nagyságától is függ. Az alkalmazkodás relatív nagysága viszont a tényezőintenzitás szerkezetétől függ.

(tőke/munka arány) az ágazaton belül és az ágazatok között. Továbbá, függ a különböző típusú kereskedelmi expanzió általános egyensúlyi hatásától, amely tartalmazza a hazai keresletben bekövetkező változásokat vagy azok felszívódását a termelésben. *Lovely és Nelson* [2002] egy specifikustényező- és általános egyensúlyi modellben kimutatták, hogy a kereskedelem liberalizálásához kötődő nettó kereskedelmi változások döntően ágazatok közötti természetűek, ugyanakkor a munkaerő reallokációja alapvetően ágazaton belüli jellegű. *Lovely és Nelson* [2000] egy korábbi tanulmányukban viszont egy olyan modellt szerkesztettek, ahol a külkereskedelem liberalizálása után a kereskedelem szerkezete és a munkaerő-piaci alkalmazkodás a fentiekkel ellentétes képet mutat, azaz az ágazaton belüli kereskedelem általában ágazatok közötti alkalmazkodási folyamatokat indukál.

Az elméleti irodalomban tehát jelenleg nincs egyetértés az ágazatok közötti és az ágazaton belüli munkaerő-piaci alkalmazkodás relatív nagyságáról, amely az ágazaton belüli vagy az ágazatok közötti külkereskedelmi expanzióhoz kapcsolódik. Ezért az elméleti kétértelműség tudomásul vétele mellett fogunk az empirikus elemzésbe.

A marginális, ágazaton belüli kereskedelem mérése

Az ágazaton belüli kereskedelem mérésére a klasszikus Grubel–Lloyd- (GL) indexet szokták használni (*Grubel–Lloyd* [1975]). A külkereskedelmi folyamatokhoz történő tényezőpiaci alkalmazkodás azonban dinamikus jelenség, ezért a statikus GL-index nem megfelelő mérce ebben az esetben. A legújabb elméleti fejlemények ezért a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* fontosságát hangsúlyozzák a kereskedelem liberalizálás alkalmazkodási költségeinek elemzésében (*Hamilton–Kniest* [1991], *Greenaway és szerzőtársai* [1994], *Brühlhart* [1994 és 1999], *Thom–McDowell* [1999]). A *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* fogalma egy mérési problémához kapcsolódik, amely a kereskedelmi folyamatok dinamikáját igyekszik számba venni. Más szavakkal, a különböző szerzők arra voltak kíváncsiak, hogy miként lehet két tetszőlegesen kiválasztott időpont között az ágazaton belüli kereskedelem alakulását számszerűsíteni. A marginális kifejezés ebben az összefüggésben a kereskedelmi folyamatokban időben bekövetkező változásokra utal. Az elmúlt években több különböző indexet fejlesztettek ki a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* mérésére.² *Brühlhart* [1994] a következő indexet javasolta:

$$A_i = 1 - \frac{|\Delta X_i - \Delta M_i|}{|\Delta X_i| + |\Delta M_i|}, \quad (1)$$

ahol az egyes változóknak (export és import, X_i és M_i) ugyanaz a jelentése, mint a GL-index esetében, és Δ jelöli a kereskedelmi folyamatokban bekövetkezett változást két év között. Hasonlóan a GL-indexhez, az A index értéke is 0 és 1 között változik, ahol a szélső értékek azt jelölik, hogy a kereskedelmi folyamatokban végbement változások teljesen ágazatok közötti (0) vagy ágazaton belüli (1) természetűek. Az A indexet – megfelelő súlyokat alkalmazva – aggregálhatjuk iparági szintre, mint a GL-index esetében. A különböző mércék közül az A index vált a legnépszerűbbé a *marginális, ágazaton belüli kereskedelemről* szóló legújabb empirikus irodalomban (például *Fidrmuc és szerzőtársai* [1999], *Brühlhart–Hine* [1999]).

Brühlhart [1994] egy másik módszert is javasolt :

$$C = (|\Delta X| + |\Delta M|) - |\Delta X - \Delta M|, \quad (2)$$

² Lásd *Azhar és szerzőtársai* [1998] és *Brühlhart* [1999] kitűnő kritikai áttekintését a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* különböző indexeiről.

amelyet osztani lehet ágazati szinten is olyan változókkal, mint a bruttó kereskedelem, a termelés, az értékesítés vagy a foglalkoztatás.

Menon–Dixon [1997] bírálták a C indexet, mert az nem ad információt a kereskedelmi változások mértékéről, amelyek ágazatok közötti tényezőmozgással járnak. Ezért egy olyan mérőszámot javasoltak, amely az ágazatok közötti kereskedelemre koncentrál.

$$UMCIT = \Delta X - \Delta |M|. \quad (3)$$

Ezt az indexet szintén lehet osztani és aggregálni. *Menon–Dixon* [1997] ismertet egy olyan helyzetet, amikor a Brülhart-féle mérőszám nem reagál a különböző ágazatok közötti tényezőmozgásokra, míg az $UMCIT$ igen. A szerzők ezért úgy érvelnek, hogy noha a C index jó indikátora a kereskedelmi változások terjedelmének, de nem megfelelő az ágazatok közötti tényezőmozgások számbavételére. Gyenge korrelációt találtak az $UMCIT$ index és Brülhart-féle mérőszámok között.

Azhar–Elliott [2003] egy további mérőszámot javasolt a kereskedelem okozta alkalmazkodás mérésére:

$$S = \frac{\Delta X - \Delta M}{2(\max\{|\Delta X|, |\Delta M|\})}, \quad (4)$$

ahol $t \in N$, $N = \{1, 2, 3, \dots, n\}$. Az S index értéke -1 és 1 között mozog, az S index negatív, ha a vizsgált idő intervallumban a szektorális kereskedelmi egyensúly rosszabb lett, és pozitív, ha a szektorális kereskedelmi egyensúly javult.

A *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* irodalmában a különböző szerzők eddig elsősorban arra helyezték a hangsúlyt, hogy megtalálják a megfelelő mérőszámot. Két speciális módszertani kérdés kapcsolódik a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* méréséhez (*Brülhart* [2000]). Egyrészt a periódus hosszának megválasztása a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* különböző indexeinek kiszámításához, másrészt milyen hosszú idő alatt fejtik ki a hatásukat a kereskedelmi és tényezőpiaci hatások.

A *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* mérésénél meg kell határozni a vizsgálat számára legmegfelelőbb intervallumot. A periódus hosszának megválasztása mögött azonban nincs semmilyen elméleti megfontolás, és ez eddigi empirikus vizsgálatok sem adnak további támpontokat. A periódus megválasztása mögött általában a következő intuíció áll. Valószínűleg a kereskedelem szerkezetében középtávon végbement változások korrelálnak a legerősebben a tényezőpiaci változásokkal. A kereskedelem szerkezetében megfigyelt rövid távú változások zajosak lehetnek vagy túlzottan volatilisak, ezért valószínűleg érzékelhetően nem befolyásolják a vállalatok beruházási és munkaerő-piaci döntéseit. Ha viszont a hosszú távú változásokra koncentrálunk, akkor szemünk előtt veszítjük magát az átmeneti folyamatot mint a vizsgálat tárgyát, amelyre tulajdonképpen a sima alkalmazkodás hipotézise vonatkozik. A középtáv meghatározása azonban elméleti fogódzó híján továbbra is empirikus kérdés marad.

A *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* mérőszámai közül csak az A index statisztikai tulajdonságait vizsgálták meg részletesebben. *Oliveras–Terra* [1997] rámutatnak arra, hogy az A index több tekintetben nem rendelkezik a GL-index kedvező statisztikai tulajdonságaival. Egyrészt az A index értéke nem csökken szisztematikusan, amikor a statisztikai aggregátságot csökkentjük, azaz egyre mélyebb bontásban számoljuk ki az indexet. Másrészt nincs általános kapcsolat az A index egy adott periódusban kiszámított értéke és annak alperiódusaiban kalkulált értéke között. Hasonlóképpen nincs kapcsolat az A index egy meghatározott iparágra számított értéke és az adott iparág szakágazatainak értéke között. Következésképpen az A index értéke különösen érzékeny a vizsgált periódus és aggregációs szint megválasztására. *Oliveras–Terra* [1997] ezért azt javasolja, hogy a vizsgált periódus hosszát úgy kell megválasztani, hogy ne legyen nagy ingado-

zás az idősorokban. Továbbá azt ajánlják, hogy a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* indexeit több aggregációs szinten is ki kell számítani, hogy elkerüljük annak az esélyét, hogy a megfigyelt iparág alkalmazkodási folyamatát helytelenül értelmezzük.

Fertő-Hubbard [2001] a mezőgazdasági termékek ágazaton belüli kereskedelmét vizsgálva Magyarország és az EU között úgy találták, hogy az *A* indexnek a teljes időszakra (1992–1998), illetve a két alperiódusra kiszámított indexei közötti korreláció igen gyenge volt. Brühlhart [2000] tanulmánya az egyetlen, amely részletesen vizsgálja az intervallum megválasztásának a problémáját az empirikus elemzésben. Az ír feldolgozóipari adatokon kapott eredményei azt mutatják, hogy a *marginális, ágazaton belüli kereskedelemnek* inkább rövid távon van hatása a munkaerő-piaci alkalmazkodásra. Röviden, az eddigi próbák megerősítik az elméleti megfontolásokat, amely szerint az empirikus eredmények igen érzékenyek lehetnek a vizsgált periódus hosszának a megválasztására.

A második probléma ahhoz kapcsolódik, hogy a külkereskedelem szerkezetében végbement változások milyen késleltetéssel jelennek meg a tényezőpiaci alkalmazkodás folyamatában. A *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* empirikus irodalma kizárólag a munkaerő-piaci hatásokkal foglalkozik, és eltekint a többi tényezőpiacon végbemenő alkalmazkodási költségektől. Az eddigi kutatások abból indultak ki, hogy a vállalati bérjegyzékekben történő változások csak bizonyos késleltetéssel követik az eladásokban végbement változásokat. Rövid távon a vállalatok a készletek szintjének és a munkaidő megváltoztatásán keresztül elnyelik a változásokat, de sem elméleti, sem gyakorlati megfontolás nincs a késleltetés hosszáról. Brühlhart [2000] ezért amellett érvel, hogy a késleltetés problémáját részletesen kell elemezni az empirikus vizsgálatokban.

Adatok és hipotézisek

Az empirikus eredmények ismertetése előtt röviden bemutatjuk a felhasznált adatbázisokat. A külkereskedelmi adatok az OECD adatbázisából származnak az SITC (*Standard International Trade Classification*) rendszerben öt számjegyű bontásban, dollárban. Az export- és importadatokat átranzformáltuk az ISIC négy számjegyű bontásának megfelelően, így a teljes minta 18 élelmiszer-ipari szakágazatot tartalmaz az 1995 és 2003 közötti időszakra. Az egyes szakágazatokra vonatkozó termelési és foglalkoztatási adatok a KSH iparstatisztikai évkönyveiből származnak. A termelési adatokat reálárfolyamon átszámoltuk dollárra. A piaci koncentrációra, illetve a működőtőke-részesedésre vonatkozó adatok az Agrárgazdasági Kutató Intézetből származnak.

Brühlhart-Elliott [1998] és Brühlhart [2000] munkáját követve regressziós elemzést végzünk a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* és az alkalmazkodás közötti kapcsolat vizsgálatára. Pontosabban: arra a kérdésre keressük a választ, hogy vajon a külkereskedelem liberalizálása utáni foglalkoztatásváltozás az élelmiszeriparban kapcsolatban van-e a kereskedelemmel, illetve a kereskedelem szerkezetével. A vizsgált hipotézisek a következők: egyrészt, a munkatermelékenység javulása negatívan befolyásolja a foglalkoztatás növekedését. Másrészt, a hazai kereslet növekedése pozitív kapcsolatban áll a foglalkoztatás növekedésével. Harmadszor, azokban az ágazatokban, ahol jó szektorális kereskedelmi teljesítményt figyelhetünk meg, azaz nettó exportnövekedést, ott a foglalkoztatásnak is nőnie kell. Negyedszer, azokban a szektorokban, ahol a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* magas, relatíve stabil a foglalkoztatási helyzet, azaz a növekvő ágazaton belüli kereskedelem a szektorok közötti munkaerő-alkalmazkodáshoz kapcsolódik, és ezért kicsi a munkaerő-áramlás a szektorok között. Végezetül, azt várjuk, hogy a magasan koncentrált ágazatokban alacsony szektorok közötti munkaerő-reallokáció tapasztalható. Más szavakkal, negatív kapcsolat van a foglalkoztatásban bekövetkezett vál-

tozások és a piaci koncentráció között. Az ismertett hipotéziseknek megfelelően a következő egyenletet becsüljük:

$$\Delta\text{EMPL}_{it} = \beta_1 + \beta_2\Delta\text{PROD}_{it} + \beta_3\Delta\text{CONS}_{it} + \beta_4\text{TRADE}_{it} + \beta_5\text{MIT}_{it} + \beta_6\text{CONC}_{it} + \beta_7\text{WAGE}_{it} + \beta_8\text{FDI}_{it} + v_i + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

ahol ΔEMPL_{it} a foglalkoztatásban történt változás az i -edik ágazatban és a t -edik intervallumban, a PROD a munkatermelékenység (output/munkaerő), CONS a belföldi fogyasztás. A TRADE változó az import és az export arányát méri a termeléshez viszonyítva. A MIT a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* egyik korábban definiált indexe. Mivel nincs egyetértés az irodalomban, hogy melyik a legjobb mérce a marginális, ágazaton belüli kereskedelmet mérésére, ezért eredményeink érzékenyek lehetnek arra, hogy melyik index szerepel az egyenletben. Ennek kiderítésére több, fent bemutatott indexsel mértük a marginális, ágazaton belüli kereskedelmet, és ezekkel külön-külön megbecsültük az egyenletet. A CONC az ötvállalatos koncentrációs rátát jelöli. Továbbá két kontrollváltozót alkalmaztunk, amelyek fontosak lehetnek a magyar élelmiszeripar foglalkoztatásának alakulásában, de ezek közül egyiknek sincs elméletileg elvárt előjele: az ágazati átlagbér (WAGE) és a külföldi tőke aránya a jegyzett tőkében (FDI).

Empirikus eredmények

Az évről évre becsült regressziók eredményei

Az állandó hatású panelmodell eredményeit az 1. táblázat mutatja. A koefficiensok a termelékenység (ΔPROD) és a hazai kereslet (ΔCONS) változásaira szignifikánsak, és az előjelük a várakozásoknak megfelelő. Másként fogalmazva, a keresletnövekedés a foglalkoztatás növeléséhez, míg a termelékenység javulása annak csökkenéséhez vezet. A szektorális kereskedelmi teljesítmény változója (TRADE) nem szignifikáns, és a várakozásoknak megfelelő előjelű. A *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* változói nem mutatnak egyértelmű eredményt. Az A index előjele szignifikáns, és a várt előjelű, míg a

1. táblázat

A foglalkoztatottságban bekövetkezett változások és ágazaton belüli kereskedelem évről évre – állandó hatású panelbecslések 1995–2003 között

Változó	A_j	C	UMCIT	S
	ΔEMPL			
ΔPROD	-0,785***	-0,788***	-0,783***	-0,788***
ΔCONS	0,555***	0,551***	0,553***	0,550***
TRADE	0,202	0,180	0,206	0,198
MIT	-0,037**	0,000**	-0,000	-0,004
WAGE	0,000	0,000	0,000*	0,000*
CONC	0,325***	0,327***	0,318**	0,304**
FDI	-0,027	-0,023	-0,028	-0,021
Konstans	-0,221***	-0,252***	-0,247***	-0,243***
N	144	144	144	144
R^2	0,6742	0,6689	0,6679	0,6749

* 10 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, ***1 százalékos szinten szignifikáns.
Az A , C , $UMCIT$ és S azt jelzi, hogy melyik indexet alkalmaztuk az MIT mérésére.

C indexnek ellentétes előjele van. A másik két index esetében a becslések nem szignifikánsak, és a várakozásokkal ellentétes előjelűk van. A $CONC$ változó szignifikáns, de a várakozásokkal ellentétes előjele van, azaz a piaci koncentráció pozitívan kapcsolódik a foglalkoztatásban végbement változásokhoz. Eredményeink tehát ellentétesek azzal a várakozással, hogy a nagyszámú vállalat által kikényszerített piaci verseny és a növekvő külkereskedelmi nyitottság a szektoron belüli nagyobb munkaerő-reallokációhoz vezet.

Meglehető módon az FDI -nak nincs szignifikáns hatása a szektorok közötti munkaerő-alkalmazkodásra. A bér ($WAGE$) változó együttthatója pozitív és szignifikáns az $UMCIT$ és az S indexeket tartalmazó specifikációra. Az eddigieket összefoglalva azt mondhatjuk, hogy a különböző specifikációk lényegében hasonló eredményre vezettek, kivéve a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* indexeit.

A periódus hossza

A *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* indexeinek értéke érzékeny arra, hogy milyen hosszú periódusra számítják ki. Az empirikus irodalomban Brühlhart [2000] munkáját leszámítva, eddig nem foglalkoztak explicit módon ezzel a problémával. A következőkben ezért Brühlhart stratégiáját követve, részletesen megvizsgáljuk, hogyan befolyásolja az eredményeket, ha a vizsgálat időtartamát egy évről hosszabb időtávra növeljük.

Az adatbázisunk nyolc évet tartalmaz (1995–2003). A lehetséges intervallumok hosszának alsó határa két év, míg a felső határa nyolc év. Az intervallumok empirikus definíciójának meg kell határoznia a releváns bázis- és a végső periódust. Érdeemesnek látszik úgy megalkotni a két alperiódust, hogy azok hossza egyenlő legyen, és ne fedjék át egymást. Ebben az esetben két lehetőségünk van az alperiódusok meghatározására. A nyolcéves periódust kiindulópontnak véve, a bázisperiódust definiálhatjuk az időszak első évével (1995), míg a végső periódust a nyolc évvel (2003). A másik lehetőség, ha az első négy év átlagát vesszük a kiinduló időszaknak, míg a befejező periódusnak a második négy év átlagát. Brühlhartot követve, az utóbbi megoldás mellett döntöttünk, hogy csökkentjük a rövid távú adatok volatilitását, amikor a periódus hosszát növeljük. Formálisan kifejezve ezt a közép távú A index példáján szemléltetjük:

$$A_{BE} = 1 - \frac{|(X_E - X_B) - (M_E - M_B)|}{|(X_E - X_B)| + |(M_E - M_B)|}, \quad (6)$$

ahol B a bázisperiódust, míg E a befejező periódust jelöli. A korábbiaktól eltérően t jelölje az intervallum első évét, míg I a teljes intervallum hosszát, ekkor a bázis-, illetve a végső periódusra vonatkozó exportindexeket a (7) képlettel számoljuk ki.

$$X_B = \frac{\sum_{y=t}^{t+\text{int}(I/2)} X_y}{\text{int}(I/2)} \quad \text{és} \quad X_E = \frac{\sum_{y=t+I\text{int}(I/2)}^{t+1} X_y}{\text{int}(I/2)}, \quad (7)$$

lefelé kerekítést feltételezve az integer függvényben. Az import esetében ugyanúgy definiáljuk a kezdő és a végső periódust. Az empirikus modellben a $\Delta EEMPL$, a $\Delta PROD$, a $\Delta CONS$ és a $TRADE$ változók igényeltek hasonló. A $CONC$, az FDI és a $WAGE$ változók esetében az adaptáció az I intervallumra vonatkozó számtani átlagot jelentette.

A regressziós eredmények érzékenységét úgy vizsgáltuk, hogy újrabecslöttük a teljes modellt [(5) egyenlet] oly módon, hogy a modell változóit különböző intervallumokra (három, öt és nyolc év) számítottuk ki. A 2. táblázatból láthatjuk, hogy a termelékenység

2. táblázat
A foglalkoztatottságban bekövetkezett változások és ágazaton belüli kereskedelem változó periódushossz mellett, állandó hatású panelbecslések
1952–2003 között

Változó	A_j				C				UMCIT				S		
	3 év	5 év	8 év	3 év	5 év	8 év	3 év	5 év	8 év	3 év	5 év	8 év	3 év	5 év	8 év
Δ PROD	-0,863***	-0,902***	-0,478***	-0,870***	-0,919***	-0,544***	-0,867***	-0,907***	-0,498***	-0,883***	-0,889***	-0,542***	-0,883***	-0,889***	-0,542***
Δ CONS	0,514***	0,622***	-0,021	0,507***	0,612***	-0,022	0,518***	0,642***	0,039	0,518***	0,641***	0,022	0,518***	0,641***	0,022
TRADE	0,078**	0,177***	0,008	0,070*	0,172***	-0,027	0,082**	0,189***	-0,029	0,082**	0,163***	-0,026	0,082**	0,163***	-0,026
MIT	-0,022	-0,042**	-0,073**	0,000**	0,000**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,048**	-0,045	0,000	0,048**	-0,045
WAGE	0,000**	-0,000	0,143	0,000**	0,000	-0,195	0,000**	-0,000	-0,322	0,000**	0,000	-0,188	0,000**	0,000	-0,188
CONC	0,410*	0,329	0,001***	0,337	0,206	0,001***	0,420*	0,285	0,001***	0,498**	0,032	0,001***	0,498**	0,032	0,001***
FDI	-0,111	-0,173	-0,394	-0,062	-0,090	-0,135	-0,115	-0,183	-0,295	-0,127	-0,161	-0,363	-0,127	-0,161	-0,363
Konstans	-0,251**	-0,063	0,024	-0,249**	-0,074	-0,003	-0,273**	-0,061	0,190	-0,316**	0,055	0,121	-0,316**	0,055	0,121
N	108	72	36	108	72	36	108	72	36	108	72	36	108	72	36
R ²	0,7220	0,8934	0,5669	0,7554	0,9111	0,6308	0,7205	0,8956	0,7907	0,6769	0,9309	0,7558	0,6769	0,9309	0,7558

* 10 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, ***1 százalékos szinten szignifikáns.
Az A, C, UMCIT és S jelzi, hogy melyik indexet alkalmaztuk az MIT mérésére.

változásának koefficiense (Δ_{PROD}) szignifikáns és negatív mindegyik időtartamra és specifikációra. A hazai kereslet változásának (Δ_{CONS}) változója szignifikáns, ha a periódus hossza három vagy öt év, azonban nem szignifikáns, ha az intervallum hosszát nyolc évre növeljük függetlenül attól, hogy a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* melyik indexével van együtt a modellben. Hasonlóan, a szektorális kereskedelmi teljesítmény együttthatója pozitív és szignifikáns, ha a periódus hossza három vagy öt év, de nem szignifikáns nyolcéves intervallumra.

A *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* különböző indexeinek előjelei nem változnak az egyéves intervallumhoz képest, kivéve az S indexet. Az index együttthatójának előjele mindegyik periódusban negatív, az öt-, illetve a nyolcéves intervallumra pedig szignifikáns. A C indexnek pozitív, azaz a várakozásokkal ellentétes előjele van, és szignifikáns a három- és az ötéves periódusra. A bér ($WAGE$) változónak pozitív előjele van, és szignifikáns a hároméves intervallumra. A periódus kiterjesztése megerősíti azt az eredményt, hogy az FDI -nak nincs szignifikáns hatása a foglalkoztatásra.

Érdemes megfigyelni, hogy a periódus hosszának növelésével, az intervallum időtartamának kiterjesztésével nő a modellek magyarázóereje öt évig, majd ezt követően csökken. Összegezve, az előzetes várakozásoknak megfelelően eredményeink egyaránt érzékenyek a periódus hosszának és a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* különböző indexeinek a megválasztására.

A késleltetés hossza

A korábban kifejtett okok miatt a késleltetés problémája szintén külön vizsgálatot igényel. Ezért az eredeti modellt újra becsültük három különböző idejű késleltetéssel a magyarázó változókon, kettő, három- és négyéves késleltetéssel. A 3. táblázat mutatja a regressziós eredményeinket a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* különböző indexeire. A Δ_{PROD} és a Δ_{CONS} változóknak várakozásainknak megfelelő előjele van és szignifikánsak mindegyik késleltetésre, a $TRADE$ változó előjelet vált, és szignifikáns lesz a kétéves késleltetésre. A *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* indexei elveszítik szignifikanciájukat, ha a késleltetést kiterjesztjük két vagy három évre. Az A_j és az $UMCIT$ indexek együttthatói azonban szignifikánsak, és a várt előjelűek lesznek a négyéves késleltetés esetében. Eredményeink megerősítik, hogy a kontrollváltozók ($WAGE$ és FDI), illetve a piaci koncentrációnak nincs szignifikáns hatása a foglalkoztatás változására, ha késleltetés időtartamát kiterjesztjük.

Röviden, az alapmodell dinamikus szerkezetére vonatkozó érzékenységi elemzés azt mutatja, hogy a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* indexei a négyéves késleltetésre kapcsolódnak leginkább szignifikánsan a munkaerő-piaci reallokációhoz.

*

A tanulmányban a sima alkalmazkodás hipotézisének az ágazaton belüli kereskedelemhez kapcsolódó dinamikus vetületeivel foglalkoztunk. Az elemzés során konkrétan azt vizsgáltuk, hogy a *társulási szerződés* Magyarországon miként befolyásolta a foglalkoztatás változását az élelmiszeriparban, továbbá az milyen kapcsolatban van a külkereskedelemmel, illetve a külkereskedelem szerkezetével az 1995 és 2003 közötti periódusban. Eredményeink szerint a foglalkoztatás változására pozitívan hatott a belföldi kereslet, míg negatívan befolyásolta a munkatermelékenység javulása. Ugyanakkor nem találtunk szignifikáns kapcsolatot sem a jó szektorális kereskedelmi teljesítmény, illetve a foglalkoztatás változása között. Továbbá néhány specifikációban a *marginális, ágazaton belüli*

3. táblázat
A foglalkoztatottságban bekövetkezett változások és ágazaton belüli kereskedelem, változó késleltetés-hossz mellett, állandó hatású panelbecslések
1992–2002 között

Változó	A _j				C				UMCIT				S			
	2 év	3 év	4 év	2 év	3 év	4 év	2 év	3 év	4 év	2 év	3 év	4 év	2 év	3 év	4 év	
ΔPROD	-0,906***	-0,858***	-0,952***	-0,908***	-0,857***	-0,959***	-0,906***	-0,856***	-0,965***	-0,908***	-0,858***	-0,944***	-0,908***	-0,858***	-0,944***	
ΔCONS	0,743***	0,603***	0,861***	0,741***	0,606***	0,875***	0,744***	0,602***	0,869***	0,740***	0,603***	0,859***	0,740***	0,603***	0,859***	
TRADE	-0,486***	-0,086	0,081	-0,483***	-0,095	0,088	-0,487***	-0,089	0,051	-0,506***	-0,094	0,060	-0,506***	-0,094	0,060	
MIIT	0,013	0,006	0,033*	-0,000	0,000	-0,000**	0,000	0,000	0,000*	0,014	0,003	0,010	0,014	0,003	0,010	
WAGE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
CONC	0,128	-0,271	-0,120	0,136	-0,251	-0,090	0,124	-0,271	-0,139	0,118	-0,255	-0,153	0,118	-0,255	-0,153	
FDI	0,039	0,008	-0,023	0,038	0,002	-0,013	0,034	0,010	-0,029	0,050	0,005	-0,013	0,050	0,005	-0,013	
Konstans	-0,051	0,176	0,035	-0,046	0,170	0,035	-0,043	0,177	0,064	-0,042	0,171	0,077	-0,042	0,171	0,077	
N	108	90	72	108	90	72	108	90	72	108	90	72	108	90	72	
R ²	0,7017	0,7595	0,7850	0,6927	0,7758	0,8148	0,7280	0,7629	0,7880	0,6886	0,7758	0,7833	0,6886	0,7758	0,7833	

* 10 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, ***1 százalékos szinten szignifikáns.
Az A, C, UMCIT és S jelzi, hogy melyik indexet alkalmaztuk az MIIT mérésére.

kereskedelem indexeinek megfelelő előjele volt, illetve szignifikánsnak bizonyultak. A piaci koncentrációnak erős pozitív és szignifikáns hatása van, míg az FDI-nak nem nincs hatása a foglalkoztatás változására.

Az elemzés során nagy figyelmet fordítottunk két további kérdésre. Egyrészt, a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* megfelelő intervallumának meghatározására koncentráltunk a munkaerő-piaci alkalmazkodásban. Eredményeink inkább hosszabb távon bizonyultak jobbnak a sima alkalmazkodás hipotézise szempontjából, szemben az évről évre vonatkozó vizsgálatokkal. Másodszor, megvizsgáltuk, hogy milyen kapcsolat van a külkereskedelmi és a munkaerő-piaci változások között, ha különböző idejű késleltetést feltételezünk. Eredményeink azt sugallják, hogy ilyen kapcsolat inkább hosszabb távon létezhet. Összegezve, számításaink nem találtak egyértelmű bizonyítékot a sima alkalmazkodás hipotézise mellett. Végezetül fontos hangsúlyozni, hogy számításaink érzékenynek bizonyultak mind a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* indexeinek a megválasztására, mind a periódus és a késleltetés hosszára. Ez arra utal, hogy további kutatások szükségesek a *marginális, ágazaton belüli kereskedelem* megfelelő indexeinek kidolgozására, illetve a külkereskedelmi és a munkaerő-piaci folyamatok közötti kapcsolatok időbeliségének vizsgálatára.

Hivatkozások

- AZHAR, A. K. M.–ELLIOTT, R. J. R.–MILNER, C. R. [1998]: Static and Dynamic Measurement of Intra-Industry Trade and Adjustment: A Geometric Reappraisal. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 134. No. 3. 404–422. o.
- AZHAR, A. K. M.–ELLIOTT, R. J. R. [2003]: On the Measurement of Trade-Induced Adjustment. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 139. No. 3. 419–439. o.
- BALASSA, B. [1966]: Tariff Reductions and Trade in Manufactures among the Industrial Countries. *American Economic Review*, Vol. 56. No. 3. 466–473. o.
- BALDWIN, R. E.–MUTTI, J. H.–RICHARDSON, J. D. [1980]: Welfare Effects on the United States of a Significant Multilateral Tariff Reduction. *Journal of International Economics*, Vol. 10. No. 3. 405–423. o.
- BOJNEC, Š.–MAJKOVIC, D.–TURK, J. [2005]: Trade Types in Slovenian Primary and Processed Agricultural Trade. XI. EAAE Congress, Copenhagen, augusztus, 24–27. o.
- BRÜLHART, M. [1994]: Marginal Intra-Industry Trade: Measurement and Relevance for Pattern of Industrial Adjustment. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 130. No. 3. 600–613. o.
- BRÜLHART, M. [1999]: Marginal Intra-Industry Trade and Trade-Induced Adjustment: A Survey. Megjelent: *Brühlhart, M.–Hine, R. C.* (szerk.): *Intra-Industry Trade and Adjustment. The European Experience*. Macmillan Press, London.
- BRÜLHART, M. [2000]: Dynamics of Intra-Industry Trade and Labour Market Adjustment. *Review of International Economics*, Vol. 8. No. 3. 420–435. o.
- BRÜLHART, M.–ELLIOTT, R. J. R. [1998]: Adjustment to the European single market: inferences from intra-industry trade patterns. *Journal of Economic Studies*, Vol. 25. No. 3. 225–247. o.
- BRÜLHART, M.–ELLIOTT, R. J. R. [2002]: Labour-Market Effects of Intra-Industry Trade: Evidence for the United Kingdom. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 138. No. 2. 207–228. o.
- BRÜLHART, M.–HINE, R. C. (szerk.) [1999]: *Intra-Industry Trade and Adjustment. The European Experience*. Macmillan Press, London.
- FERTŐ IMRE–LIONEL J. HUBBARD [2001]: A mezőgazdasági termékek ágazaton belüli kereskedelme Magyarország és az Európai Unió között. *Közgazdasági Szemle*, 9. sz. 766–778. o.
- FERTŐ IMRE [2005a]: Dinamikus ágazaton belüli kereskedelem és alkalmazkodási költségek. A magyar élelmiszeripar esete. *Külgazdaság*, 10. sz. 47–65. o.
- FERTŐ IMRE [2005b]: Vertically Differentiated Trade and Differences in Factor Endowment. The Case of Agri-Food Products between Hungary and the EU. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 56. No. 1. 117–134. o.

- FIDRMUC, J. [2000]: Restructuring European Union Trade with Central and Eastern European Countries. *Atlantic Economic Journal*, Vol. 28. No. 1. 83–92. o.
- FIDRMUC, J.–GROZEA–HELMENSTEIN, D.–WÖRGÖTTER, A. [1999]: East-West Intra-Industry Trade Dynamics. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 135. No. 2. 332–346. o.
- GREENAWAY, D.–HINE, R. C.–MILNER, C. R.–ELLIOTT, R. J. R. [1994]: Adjustment and the Measurement of Marginal Intra-Industry Trade. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 130. No. 2. 418–427. o.
- GRUBEL, H. G.–LLOYD, P. J. [1975]: *Intra Industry Trade*. Macmillan Press, London.
- HAMILTON, C.–KNIEST, P. [1991]: Trade Liberalisation, Structural Adjustment and Intra-Industry Trade: A Note. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 127. No. 2. 365–367. o.
- HENDERSON, D. R.–SHELDON, I. M.–PICK, D. H. [1998]: International commerce in processed foods: patterns and curiosities. Megjelent: *Pick, D. H.–Henderson, D. R.–Kinsey, J. D.–Sheldon, I. M.* (szerk.): *Global Markets for Processed Foods: Theoretical and Practical Issues*. Westview Press, Boulder Colorado.
- KANDOGAN, Y. [2003]: Reconsidering the adjustment costs of the Europe agreements. *Applied Economic Letters*, Vol. 10. No. 1. 63–69. o.
- LOVELY, M.–NELSON, D. R. [2000]: Marginal Intra-Industry Trade and Labor Adjustment. *Review of International Economics* Vol. 8. No. 3. 436–447. o.
- LOVELY, M.–NELSON, D. R. [2002]: Intra-Industry Trade as an Indicator of Labor Market Adjustment. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 138. No. 2. 179–206. o.
- MENON, J.–DIXON, P. B. [1997]. Intra-Industry versus Inter-Industry Trade: Relevance for Adjustment Costs. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 133. No. 1. 164–169. o.
- NEARY, J. P. [1985]: *Theory and Policy Adjustment in an Open Economy*. Megjelent: *Greenaway, D.* (szerk.): *Current Issues in International Trade*. Macmillan Press, London.
- LUKA O.–LEVKOVYCH, I. [2004]: Intra-Industry trade in agricultural and food products: the case of Ukraine. IAMO Discussion paper, No. 78. Halle. <http://www.iamo.de/dok/dp78.pdf>.
- OLIVERAS, J.–TERRA, I. [1997]: Marginal Intra-Industry Trade Index: The Period and Aggregation Choice. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 133. No. 1. 170–178. o.
- QASMI, B. A.–FAUSTI, S. W. [2001]: NAFTA Intra-industry Trade in Agricultural Food Products, *Agribusiness*, Vol. 17. No. 2. 255–271. o.
- SARKER, R.–SURRY, Y. [2005]: Product Differentiation and Trade in Agri-Food Products: Taking Stock and Looking Forward. Paper presented at the International Agricultural Trade Research Consortium annual meeting. San Diego, december, 4–6., http://www.iatrcweb.org/publications/Presentations/2005WinterMeetings/Sarker_Surry_IATRC_Dec05.pdf.
- THOM, R.–MCDOWELL, M. [1999]: Measuring Marginal Intra-Industry Trade. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 135. No. 1. 48–61. o.
- VAN BERKUM, S. [1999]: Patterns of Intra-Industry Trade and Foreign Direct Investment in Agro-Food Products: Implications for East-West Integration. *MOCT-MOST*, 9. 255–271. o.