

9. Dinamikus ágazaton belüli kereskedelem és alkalmazkodási költségek – a magyar élelmiszeripar esete

Az ágazaton belüli kereskedelem irodalmában az elmúlt másfél évtizedben két fontos fejlemény történt. Egyrészt, a kutatások igyekeztek az ágazaton belüli kereskedelem különféle elméleteit összhangba hozni az empirikus elemzések eredményeivel, kiküszöbölni a korábbi anomáliákat, amelyek az elmélet és a gyakorlat között feszültek. Különösen nagy hangsúlyt fektettek az empirikus vizsgálatokban arra, hogy megkülönböztessék a horizontálisan és a vertikálisan differenciált termékek esetében az ágazaton belüli kereskedelmet azért, hogy a különböző elméletek predikcióit közvetlenül lehessen ellenőrizni. A másik kutatási irány arra a kérdésre kereste a választ, hogy vajon a külkereskedelem liberalizálásakor az ágazaton belüli kereskedelem valóban viszonylag alacsonyabb alkalmazkodási költségekkel jár. 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* újraelosztásához vezet. A nemzetközi kereskedelem elméletében azt a tételt, amely szerint az ágazaton belüli kereskedelem alacsonyabb alkalmazkodási költségekhez vezet a tényezőpiacokon, a *sima alkalmazkodás hipotézisének* (*smooth adjustment hypothesis*) hívják (Brülhart [1999]). Ebben a fejezetben bemutatott kutatásunk az ágazaton belüli kereskedelem irodalmának utóbbi vonulatához kapcsolódik.

A korábban publikált empirikus vizsgálatok – nyolcvanas évek adatait használva – elsősorban a fejlett országok tapasztalataira, ezen belül is az EU-12 tagállamaira és Ausztráliára koncentráltak. Bár a külkereskedelem liberalizálásából származó alkalmazkodási költségek még jelentősebbek lehetnek az átmeneti országok esetében, a kelet-közép-európai országokra vonatkozó ilyen témájú vizsgálatok meglehetősen ritkák. *Kandogan* [2003b] az ágazaton belüli kereskedelem empirikus irodalmától némileg eltérő fogalmi keretben vizsgálta meg a társulási szerződés okozta alkalmazkodási költségeit Németország és négy kelet-közép-európai ország esetében. A *Fertő* [2004d] a magyar ipar esetében elemezte a társulási szerződésből származó alkalmazkodási költségeket 1990 és 1998 között. E tanulmányokhoz kapcsolódó kutatás volt az első, amely egy átmeneti ország élelmiszeriparában vizsgálta meg a *sima alkalmazkodás hipotézisét* (lásd még *Fertő* [2005a], [2006b]).

Magyarország az Európai Unióval 1991-ben kötött társulási szerződést követően, a kilencvenes évek elején jelentősen liberalizálta külkereskedelmét. Hasonlóképpen említhetnénk más kereskedelmi egyezményeket (WTO-megállapodás, CEFTA-ragság stb.), amelyek további részleges kereskedelem liberalizáláshoz vezettek. magyar gazdaság fejlődésével – különösen az EU-hoz való magasabb fokú integrációjával – a kereskedelmi hatások természetükből és terjedelmükből adódóan valószínűleg erőteljesebbek lesznek a tényezőpiaci alkalmazkodás költségeire és a gazdaság átstrukturálódására. E

fejezetben kibővítjük az elemzés horizontját, nem csupán az EU-val folytatott, hanem a teljes kereskedelemre koncentrálunk.

A következőkben élelmiszer-ipari termékek esetében vizsgáljuk meg, hogy milyen alkalmazkodási költségekkel járt Magyarországon a külkereskedelem liberalizálása az 1992 és 2002 közötti periódusban. Először röviden bemutatjuk az ágazaton belüli kereskedelemmel és az alkalmazkodási költségekkel kapcsolatos elméleti megfontolásokat. Majd ismertetjük az ágazaton belüli marginális kereskedelem fogalmát, és a mérésére kidolgozott különböző mutatókat. 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 költség függvényében. Elemzésünk során ezért a nemzetközi irodalom által felkínált mutatókból többet is alkalmazunk, hogy ellenőrizzük eredményeink mennyire robusztusak összehasonlítva más specifikációkkal. Végezetül összegezzük eredményeinket, és megfogalmazunk néhány következtetést a magyar élelmiszeripar alkalmazkodási költségeire vonatkozóan.

9.1. Ágazaton belüli kereskedelem és alkalmazkodási költségek

Az ágazaton belüli kereskedelem elemzése szoros kapcsolatban áll a kereskedelem-liberalizálás, valamint a nemzetközi kereskedelem alkalmazkodásának vizsgálatával. *Balassa* [1966] volt az első, aki azt feltételezte, hogy a magas, illetve a növekvő ágazaton belüli kereskedelem alacsonyabb alkalmazkodási költséggel jár, mint az ágazatok közötti kereskedelem. Az alkalmazkodási költség a piac működésének átmeneti zavarai-ból származik, amikor a piac nem képes azonnal reagálni a keresletben és a kínálatban bekövetkezett változásokra. A kereskedelemelmélet az alkalmazkodást azokkal a jóléti veszteségekkel méri, amelyet a kereskedelem indukál a tényező-költségekben vagy a munkanélküliségben. Az ágazaton belüli kereskedelem irodalma szerint könnyebb az időleges bérkülönbségekben és munkanélküliségben mért alkalmazkodás, ha a növekvő vagy megszűnő tevékenységek egy adott iparághoz, mint ha azok különböző ágazatokhoz tartoznak. A sima alkalmazkodás hipotézise tehát az alkalmazkodási folyamatnak két egymáshoz kapcsolódó oldalát foglalja magában. Egyrészt, az alkalmazkodás a kereskedelem expanziójához kapcsolódó alkalmazkodás mennyire könnyű vagy olcsó az ágazatokon belül az ágazatok közöttihez képest, másrészt az alkalmazkodás milyen méretű (a munkaerő-reallokációját) az ágazaton belül az ágazatok közöttihez képest.

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 egyaránt termel, illetve fogyaszt export- és importjóságokat meghatározott világpiacon ár mellett. A munkaerő szabadon mozog az iparágak között, de az egyes országok között inmobil. Továbbá, a többi termelési tényező rögzített, és a tényezőinputoknak csökkenő határjödeme van. Tegyük fel, hogy ezt a kis, nyitott

¹ A sima alkalmazkodás hipotézisének elméleti hátterét *Brühlhart–Elliott* [1998], [2002] alapján ismertetjük.

országot egy keresleti sokk éri, például a kormányzat néhány kereskedelmi korlátozást csökkent vagy megszüntet. Ennek következtében megváltoznak a relatív termékárak, ami jelzés a termelési tényezők számára, hogy az egyik szektorból a másikba áramoljanak. Ha ez a sokk az importverseny növekedéséhez vezet egy adott iparágban, akkor csökkenni 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 inmobilitásának számos oka lehet, mint például az ágazatspecifikus tudás, a földrajzi inmobilitás vagy a vállalathoz való hűség. Ha exportfellendülést követően az importszektorban dolgozó munkások nem tudnak, vagy nem akarnak az exportszektorba 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 szűkülő importszektorból a bővülő exportszektorba való munkaerő-áramlás azonban pótlólagos erőforrás-felhasználással jár. Ilyen lehet például új munkahely keresése, továbbképzés vagy új lakóhelyre való költözés – ezek 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 szükségszerű feltétele a tényezőpiaci alkalmazkodásnak. Ez az oka annak, hogy a szektorok közötti bérkülönbséget a munkaerő specifikumának egyik mutatójaként szokták használni.

A második esetben a bérráta 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 az egyensúlyi szint fölött vannak, a munkaerő iránti teljes keresletet a teljes kínálat szűkössége határozza meg, és a munkások elveszítik a munkahelyüket az importszektorban 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 munkaerő-piaci alkalmazkodás határ- és az átlagköltsége nagyobb lehet az ágazatok közötti, mint 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–Nelson [2002] egy specifikustényező- és általános egyensúlyi modellben kimutatta, hogy a kereskedelem liberalizálásához kötődő nettó kereskedelmi változások döntően ágazatok közötti természetűek, ugyanakkor a munkaerő reallokációja alapvetően ágazaton belüli jellegű. Egy korábbi tanulmányban (Lovely–Nelson [2000]) a szerzőpáros viszont egy olyan modellt szerkesztett, ahol a külkereskedelem liberalizálása után a kereskedelem szerkezete és a munkaerő-piaci alkalmazkodás éppen 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.

9.2. Az ágazaton belüli marginális kereskedelem mérése

Az első – és a kilencvenes évek közepéig leggyakrabban alkalmazott – módszer az ágazaton belüli marginális kereskedelem mérésére a Grubel–Lloyd-mutató (GL) első differenciája két periódus között:

$$MITT_{GL} = \Delta GL = GL_t - GL_{t-n} = \left(1 - \frac{|M-X|}{(M+X)}\right)_t - \left(1 - \frac{|M-X|}{(M+X)}\right)_{t-n}, \quad (1)$$

ahol M jelöli az importot, és X az exportot, t a periódus utolsó évét, n pedig az évek számát a periódus kezdő és befejező éve között.

Ennek a módszernek azonban számos hátránya van, amire többen rámutattak az elméleti irodalomban az elmúlt évtizedben. A kereskedelem liberalizálás irodalmában jól ismert – bár gyakran hallgatóságos – hipotézis az, hogy a GL -index magas értéke alacsony alkalmazkodási költségekkel jár együtt. Az alkalmazkodási költség azonban dinamikus jelenség, ezért a statikus GL -mutató valószínűleg nem megfelelő mérce ebben az esetben. Hamilton–Kniest [1991] úgy érvelnek, ha a magas GL -indexet figyelünk

meg egy meghatározott időpontban, ebből még *a priori* módon nem jelezhetünk előre a kereskedelem szerkezetében végbemenő hasonló változásokat egy későbbi periódusban. A statikus *GL*-mutató értékében bekövetkezett növekedés két időpont között ugyanis elrejtetheti azokat az egyenlőtlen változásokat a kereskedelem szerkezetében, amelyek inkább az ágazatok közötti, mintsem az ágazaton belüli alkalmazkodás következményei.

Brühlhart [1994] azonban megjegyzi, hogy a fenti hiányosság ellenére lehet értelme a *GL*-indexek idősoros vizsgálatának, ha a kutatás célja, hogy a kereskedelem szerkezetét különböző időpontokban hasonlítsa össze. A *GL*-mutatók intertemporális összehasonlításának másik hátránya abból származik, hogy egy országra koncentrálnak. A *GL*-index értékének növekedése egy meghatározott periódusban egyaránt eredhet a nettóexportőr-pozíció romlásából és a szektorális kereskedelmi deficit javulásából. Nyilvánvaló, hogy ennek a két lehetőségnek teljesen más következménye van az alkalmazkodási folyamatra egy adott ország vagy ágazat számára.

Hamilton–Kniest [1991] ezért a következő mérőszámot javasolja:

$$\begin{aligned}
 MIIT_{HK} = & \frac{X_t - X_{t-n}}{M_t - M_{t-n}}, \text{ ha } M_t - M_{t-n} > X_t - X_{t-n} > 0, \\
 & \frac{M_t - M_{t-n}}{X_t - X_{t-n}}, \text{ ha } X_t - X_{t-n} > M_t - M_{t-n} > 0,
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

nem definiált, ha $X_t < X_{t-n}$ vagy $M_t < M_{t-n}$

ahol X_t (M_t) és X_{t-n} (M_{t-n}) egy adott iparág exportját (importját) mutatja a t -edik és $t - n$ -edik években, és n jelöli azoknak az éveknek a számát, amelyek a mutató két évet elválasztják egymástól.

Ez a módszer megoldja $MIIT_{GL}$ -mutató problémáját a kereskedelem szerkezeti változásának elemzésében. *Greenaway és szerzőtársai* [1994b] azonban megjegyzi, hogy a nem definiált megfigyelések – amelyek az export vagy az import két időpont között történt csökkenése miatt következhetnek be – a statisztikai megfigyelések jelentős számú nem véletlen jellegű kizárásához vezethet a mintában, amely félrevezető eredményeket adhat. Továbbá, *Hamilton–Kniest* [1991] szerint bármely helyzetben, ahol a mutatószám definiálatlan marad, az export növekedése és az import csökkenése (vagy fordítva) ágazatok közötti kereskedelemre utal. A szerzők mérőszáma azonban definiálatlan marad akkor is, ha mind az export, mind pedig az import csökken, és ilyen helyzetben ágazaton belüli marginális kereskedelmet kellene mutatnia. Röviden, a szerzők szándékával ellentétesen, indexük nem ad semmilyen információt az ágazaton belüli marginális kereskedelem szerkezetéről, ha az nem definiált.

Greenaway és szerzőtársai [1994b] tanulmány hangsúlyozza, hogy a $MIIT_{HK}$ -mutató csak az exportban és az importban nominálértékben végbement változásokat tudja számba venni. Ha a két periódus között infláció volt az adott gazdaságban, akkor ez a mérőszám felfelé torzít. *Brühlhart* [1994] azonban megjegyzi, hogy ez a probléma az ágazaton belüli marginális kereskedelem mérésénél is felmerül. Következésképpen az export- és az importadatokat korrigálni kell az inflációval.

Greenaway és szerzőtársai [1994b] ezért egy másik mérőszámot javasolnak az ágazaton belüli kereskedelem mérésére (az indexben a Greenaway, Hine, Milner és Elliott nevek kezdőbetűi):

$$MIIT_{GHME} = [(X + M) - (X - M)]_t - [(X + M) - (X - M)]_{t-n} \quad (3)$$

vagy $MIIT_{GHME} = \Delta[(X + M) - (X - M)]$.

Az $MIIT_{HK}$ -indexszel ellentétben ez a mérőszám minden esetben definiálva van, de ugyanattól a problémától szenved, mint az $MIIT_{GL}$. Brühlhart [1994], [1999] úgy érvelt, hogy az $MIIT_{GHME}$ -mutató hasonló az $MIIT_{GL}$ -mutatóhoz, mert ugyanúgy a GL -index két időpont közötti különbségén alapul. Ezért ugyanúgy tökéletlen mérőszáma a kereskedelem szerkezetében végbement strukturális változások számbavételének. Következésképpen, Hamilton és Kniest kritikája szintén érvényes a GL -indexek összehasonlításán alapuló módszer esetében. Brühlhart azonban megjegyzi, hogy az $MIIT_{GHME}$ alapvetően különbözik a $MIIT_{GL}$ és a $MIIT_{HK}$ -mutatóktól, mert az ágazaton belüli kereskedelem abszolút értékét mutatja, nem pedig annak arányát. Ennek a tulajdonságnak az a következménye, hogy a $MIIT_{GHME}$, ellentétben a hagyományos mérőszámokkal, nem képes számba venni az ágazaton belüli marginális kereskedelem arányát az ágazatok közötti kereskedelemhez viszonyítva. Ezt a mutatót azonban lehet skálázni egy adott iparág termelésével vagy értékesítésével, amely fontos lehet az alkalmazkodási folyamat elemzésekor.

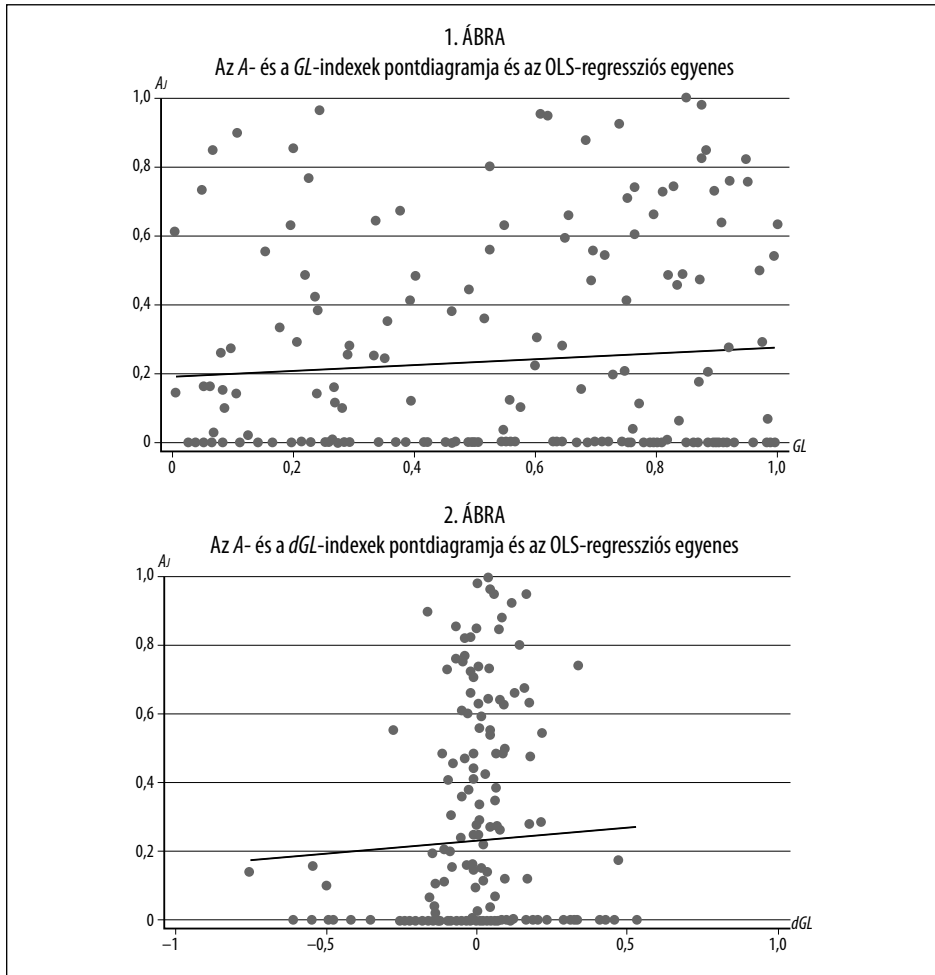
Brühlhart [1994] a következő mutatószámot javasolta:

$$A_i = 1 - \frac{|\Delta X_i - \Delta M_i|}{|\Delta X_i| + |\Delta M_i|}, \quad (4)$$

ahol az egyes változóknak (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 -mutató 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 (lásd a 7. fejezetet). Az A -indexet – megfelelő súlyokat alkalmazva – aggregálhatjuk iparági szintre, mint a GL -index esetében. A most ismertetett különböző mutatók közül az A -index vált a legnépszerűbbé az ágazaton belüli marginális kereskedelemről szóló legújabb empirikus irodalomban (például Fidrmuc és szerzőtársai [1999], Brühlhart–Hine [1999]).

Az ágazaton belüli kereskedelemben a marginális és a statikus megkülönböztetése nem túlzottan érdekes, ha a két változó erősen korrelál egymással. Brühlhart [2000] – az ír feldolgozóipari adatokon végzett vizsgálatának – eredményei azonban azt mutatták, hogy az A_j és a GL -indexek, illetve a GL -index első differenciája között nem volt kapcsolat. Az empirikus vizsgálat részletes megkezdése előtt ezért mi is megvizsgáltuk a különböző mutatószámok közötti kapcsolatot. Az 1. és 2. ábrából láthatjuk, hogy az egyes változók nem korrelálnak egymással, azaz eredményeink megerősítik Brühlhart felismerését a mi adatbázisunkra.

Az A -mutató elsősorban a multilaterális megközelítések számára lehet megfelelő, amelyek az általános alkalmazkodási folyamatokhoz kapcsolódnak. Az A -mutató hasz-



nálhatósága azonban korlátozott egy ország vizsgálatában, mivel nem ad információt a kereskedelem által indukált nyereségek és veszteségek eloszlásáról az országok vagy az ágazatok között. *Brühlhart* [1994] ezért egy másik mérőszámot javasolt:

$$B = \frac{\Delta X - \Delta M}{|\Delta X| + |\Delta M|}, \quad (5)$$

ahol $|B| = 1 - A$. A B -mutató értéke -1 és 1 között mozog. A B -mutató kétdimenziós: egyaránt információt ad a marginális, ágazaton belüli kereskedelem arányáról, és az országspecifikus szektorális teljesítményről. Egyrészt, a B értéke 0 , ha a marginális kereskedelem egy adott ágazatban teljesen ágazaton belüli, míg -1 és 1 , ha a marginális kereskedelem ágazatok közötti. Másrészt, ha a szektorális teljesítményt az export- és importváltozások egymáshoz viszonyított arányával definiáljuk, akkor a B -mutató

közvetlenül kapcsolódik a szektorális teljesítményhez. Ha $B > 0$, akkor $\Delta X > \Delta M$, és ha $B < 0$, $\Delta X < \Delta M$. Az A -mutatóval szemben a B -mutatót nem lehet aggregálni az ágazatok között. *Brühlhart* [1994] egy harmadik módszert is javasolt:

$$C = (|\Delta X| + |\Delta M|) - |\Delta X - \Delta M|, \quad (6)$$

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

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

$$UMCIT = |\Delta X - \Delta M| \quad (7).$$

Ezt a mutatót szintén lehet osztani és aggregálni. *Menon–Dixon* [1997] ismertet egy olyan helyzetet, amikor a *Brühlhart*-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* és *Brühlhart*-féle mérőszámok között.

Menon–Dixon [1997] két másik mutatót is kifejlesztett a kereskedelem növekedéséből származó tényezőpiaci törések (*factor market disruption*) mérésére. A szerzők először a következő indikátort definiálták:

$$C_{iiij} = \frac{\Delta[(X_j + M_j) - |X_j - M_j|]}{(X_j + M_j)}, \quad (8)$$

Ez a mutató megfelelő módon veszi figyelembe ágazaton belüli kereskedelem növekedését, ha az a kereskedelem növekedéséhez kapcsolódik. A szerzők azonban hangsúlyozzák, hogy félrevezető lehet, ha a kutatás a kereskedelem növekedéséből származó alkalmazkodási költségekre koncentrálna, mivel a mutató túlbecsülheti a töréseket nem okozó kereskedelem (*non-disruptive trade*) növekedésének hozzájárulását. Ennek a problémának az elkerülésére a következő mérőszámot javasolják:

$$C_{diiij} = \frac{[(\Delta X_j + \Delta M_j) - |\Delta X_j - \Delta M_j|]}{(X_j + M_j)}. \quad (9)$$

A mutató a dinamikus ágazaton belüli kereskedelem részesedését mutatja. *Dixon–Menon* [1997] igazolta, hogy C_{iiij} mindig kisebb, mint C_{diiij} , és gyakran inkább nagyobb. Ausztrál feldolgozóipari adatokat használva illusztrálta, hogy a C_{iiij} torzítása jelentős, ezért mindkét mutatót érdemes használni a tényezőpiaci törések elemzésében.

Az előzőkben már részletesen volt arról szó, hogy az ágazaton belüli kereskedelmet két csoportra oszthatjuk: horizontális (egy termék differenciált, és a fogyasztók kifejezik preferenciájukat a termékválaszték iránt) és vertikális (a különböző típusú termékek egyúttal eltérő minőséget is jelentenek). *Thom–McDowell* [1999] úgy érvel,

hogy míg a Brühlhart-féle A -index megfelelő lehet az ágazaton belüli horizontális kereskedelem mérésére, azonban nem képes megkülönböztetni a horizontális és a vertikális ágazaton belüli kereskedelmet. Ezért alulbecsülheti az ágazaton belüli kereskedelem jelentőségét, és alulbecsülheti az alkalmazkodási költségek fontosságát. Ez további megfontolásokra ad okot a marginális, ágazaton belüli kereskedelem és az alkalmazkodási költségek közötti kapcsolat között. Az ágazaton belüli vertikális kereskedelem ugyanis a tényezőellátottsághoz és a szakosodáshoz kapcsolódik, ezért közelebb áll az ágazatok közötti kereskedelemhez. *Thom–McDowell* [1999] azonban a hagyományostól eltérően definiálja a vertikális ágazaton belüli kereskedelmet, mint ami a végső termék termelési folyamatának vertikális széttagolását jelenti, például a mezőgazdaságban a takarmánytermelés a szarvasmarha-hízlalásban. Ágazaton belül a horizontális kereskedelmet a megszokott módon határozza meg, amikor a fogyasztók kifejezik a termékválaszték iránti preferenciájukat. Ez a megkülönböztetés azt igényli, hogy az ágazaton belüli marginális kereskedelmet iparági és szakágazati szinten is mérjük. A szerzők a következőképpen különböztetik meg az ágazaton belül zajló horizontális és vertikális marginális kereskedelmet. A_w a Brühlhart-index súlyozott változatát j -edik iparágban N szakágazaton keresztül kell kiszámolni,

$$A_w = \sum_{i=1}^N A_i w_i \quad (10)$$

ahol w_i a megfelelő súly.

A_j méri a teljes ágazaton belüli marginális kereskedelmet.

$$A_j = 1 - \frac{|\Delta X_j - \Delta M_j|}{\sum_{i=1}^N |\Delta X_i| + \sum_{i=1}^N |\Delta M_i|} \quad (11)$$

ahol $X_j = \sum_{i=1}^N X_i$ és $M_j = \sum_{i=1}^N M_i$.

A_w a horizontális ágazaton belüli marginális kereskedelem, ezért $A_j - A_w$ jelöli a vertikális ágazaton belüli marginális kereskedelmet.

Thom–McDowell [1999] a fenti mérőszámokat alkalmazva bemutat néhány empirikus tény az ágazaton belüli vertikális és a horizontális marginális kereskedelem megkülönböztetésének fontosságára, felhasználva az EU és három kelet-közép-európai ország közötti kereskedelmi adatok elemzéséhez. A szerzőpáros megjegyzi, hogy a mutatók kiszámítása nem elegendő arra, hogy határozott következtetéseket vonjunk le a kereskedelem liberalizálásából fakadó alkalmazkodási költségekre vonatkozóan. Ennek az a fő oka, hogy a kereskedelmi folyamatok empirikus vizsgálata mindig olyan kritika tárgya, amely azt hangsúlyozza, hogy az adatok nem kapcsolódnak az iparágak közötti valóságos határokhoz, legalábbis akkor, ha azokat végső felhasználás szempontjából mérjük. Ezért bármilyen eredményt a kereskedelmi adatokhoz alkalmazott torzított iparági definíciók miatt csak óvatosan szabad értelmezni.

Azhar–Elliott [2003] szerint a kereskedelem indukálta alkalmazkodási folyamatok mérőszámának négy egyszerű kritériumnak kell meg felelni. Először, a mutató növekvő függvénye kell hogy legyen a nettó kereskedelem (export-import) változásának (monotonitás). Másodszor, egy adott szakágazat expanziójához kapcsolódó alkalmazko-

dási költségek belföldön egyenlők azokkal a költségekkel, amelyek az adott szakágazat összehúzóadásához kapcsolódnak a külföldön (konzisztencia). Harmadszor, fel kell ismernie, hogy egy országban az adott ágazat „ki” vagy „befele” specializálódik (ország-specifikusság). Végezetül, ha az ágazat teljes keresletét nem befolyásolják a kereskedelmi folyamatok, akkor azok nem igényelnek alkalmazkodási költségeket. A szerzők a következő mérőszámot javasolják a kereskedelem okozta alkalmazkodás mérésére, amely kielégíti a fenti feltételeket:

$$S = \frac{\Delta X - \Delta M}{2(\max\{|\Delta X|, |\Delta M|\})}, \quad (12)$$

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

Az ágazaton belüli marginális kereskedelem irodalmában a különböző szerzők eddig elsősorban arra fektették a hangsúlyt, hogy megtalálják a megfelelő mérőszámot. Lényegesen kisebb figyelmet szenteltek azonban a gyakorlati alkalmazás kérdéseire. Számos olyan probléma van az ágazaton belüli marginális kereskedelem mérésénél, amelyek ugyanúgy befolyásolhatja az eredményt, mint az ágazaton belüli statikus kereskedelem esetében. Ezek közé tartoznak a termékcsoporthoz tartozó származó torzítások, a súlyozási kérdések, a kereskedelem egyensúlytalanság hatásának megfelelő korrekciója, a földrajzi torzítás az ágazaton belüli kereskedelem foka és szintje közötti különbség. Meglepő módon azonban a marginális kereskedelem méréséről szóló irodalomban általában figyelmen kívül hagyják ezeket a megoldatlan kérdéseket. Két módszertani kérdés azonban speciálisan a marginális kereskedelem méréséhez kapcsolódik (*Brühlhart [2000]*). Egyrészt a periódus hosszának megválasztása a marginális kereskedelem különböző mutatóinak kiszámításánál, másrészt a kereskedelmi és tényezőpiaci hatások milyen hosszú idő alatt fejtik ki a hatásukat.

Az ágazaton belüli marginális kereskedelem méréséhez 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 megfontolás áll. A kereskedelem szerkezetében középtávon végbement változások korrelálnak valószínűleg a legerősebben a tényezőpiaci változásokkal. A rövid távú változások zajosak lehetnek vagy túlzottan volatilisak, ezért valószínűleg nem befolyásolják érzékelhetően a vállalatok beruházási és munkaerő-piaci döntéseit. Ha viszont a hosszú távú változásokra koncentrálunk, akkor szemünk előtt veszíthetjük magát az átmeneti folyamatot mint a vizsgálat tárgyát, amelyre tulajdonképpen a sima alkalmazkodás hipotézise vonatkozik. A középtáv meghatározása azonban elméleti fogódzók híján továbbra is empirikus kérdés marad.

Az ágazaton belüli marginális kereskedelem mérőszámai közül csak az A -mutatószám statisztikai tulajdonságait vizsgálták meg részletesebben. *Oliveras–Terra [1997]* rámutat arra, hogy az A -mutató több tekintetben nem rendelkezik a GL -mutató kedvező statisztikai tulajdonságaival. Egyrészt az A értéke nem csökken szisztematiku-

san, amikor csökkentjük a statisztikai aggregáltságot, azaz egyre mélyebb bontásban számoljuk a ki a mutató értékét. Másrészt nincs általános kapcsolat az A egy adott periódusban és annak alperiódusaiban kiszámított értékei között. Hasonlóképpen nincs kapcsolat az A egy meghatározott iparágra számított értéke és az adott iparág szakágazatainak értéke között. Következésképpen az A -mutató 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 az idősorokban ne legyen nagy ingadozás. Továbbá azt ajánlják, hogy az ágazaton belüli marginális kereskedelem mutatóit több aggregációs szinten is ki kell számítani, hogy elkerüljük annak az esélyét, hogy a megfigyelt iparág alkalmazkodási folyamatát nem megfelelően értelmezzük.

Fertő–Hubbard [2001b] a mezőgazdasági termékek ágazaton belüli kereskedelmét vizsgálva Magyarország és az EU között, úgy találták, hogy az A -mutatónak a teljes időszakra (1992–1998), illetve a két alperiódusra kiszámított mutatói közötti korreláció igen gyenge volt. *Brühlhart* [2000] tanulmány az egyetlen, amely részletesen vizsgálja az intervallum megválasztásának a problémáját az empirikus elemzésben. Az ír feldolgozóipari adatokon kapott eredményei azt mutatják, hogy az ágazaton belüli marginális 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. Az ágazaton belüli marginális 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 bérjegyzekekben történő változások csak bizonyos késleltetéssel követik az eladásokban végbement változásokat. Rövid távon a vállalatok elnyelik a változásokat a készletek szintjének és a munkaidő megváltoztatásán keresztül. Nincsen azonban sem elméleti, sem gyakorlati megfontolás a késleltetés hosszáról. *Brühlhart* [2000] ezért amellet érvel, hogy a késleltetés problémáját részletesen elemezni kell az empirikus vizsgálatokban.

9.3. *Empirikus eredmények*

Az empirikus eredmények ismertetése előtt röviden bemutatjuk az alkalmazott adatbázisokat. A külkereskedelmi adatok az OECD adatbázisából származnak az SITC-rendszerben öt számjegyű bontásban, dollárban. Az export- és importadatokat transzformáltuk az ISIC négy számjegyű bontásának megfelelően, így a teljes minta 18 élelmiszeripari szakágazatot tartalmaz az 1992 és 2002 közötti időszakra. Az egyes szakágazatokra vonatkozó termelési és foglalkoztatási adatokat a KSH ipargazdaság-statisztikai évkönyveiből származnak. A termelési adatokat reálárfolyamon átszámoltuk dollárra.

Brühlhart–Elliott [1998] munkáját követve, regressziós elemzést végeztünk az ágazaton belüli marginális 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 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. Végezetül, azokban a szektorokban, ahol az ágazaton belüli marginális kereskedelem magas, relatíve stabil a foglalkoztatási helyzet, azaz a növekvő ágazaton belüli kereskedelem kapcsolódik a szektorok közötti munkaerő alkalmazkodáshoz, és ezért kicsi a munkaerő-áramlás a szektorok között.

A fenti hipotéziseknek megfelelően a foglalkoztatásban bekövetkezett változásokra két modellt becslünk. Az elsőben feltételezzük, hogy a termelékenységben történt változások endogének, és függetlenek a kereslet változásaitól. Ennek megfelelően a következő egyenletet becsljük:

$$\Delta \text{EMPL}_{it} = \beta_1 + \beta_2 \Delta \text{PROD}_{it} + \beta_3 \Delta \text{CONS}_{it} + \beta_4 \text{TPER}_{it} + \beta_5 \text{MIIT}_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

ahol ΔEMPL_{it} a foglalkoztatásban történt változás i -edik ágazatban t -edik intervallumban, PROD a munkatermelékenység (output/munkaerő) és CONS a belföldi fogyasztás. TPER egy dummyváltozó, amely a kereskedelem teljesítményét méri. A TPER változó értéke 1, ha $B \geq 0$, egyébként 0. A MIIT az ágazaton belüli marginális kereskedelem egyik korábban definiált mutatója. Mivel nincs egyetértés az irodalomban, hogy melyik a legjobb mérce a marginális kereskedelem mérésére, ezért eredményeink érzékenyek lehetnek, hogy melyik mutató szerepel az egyenletben. Ennek kiderítésére több, itt bemutatott mutatóval mértük a marginális kereskedelmet, és ezekkel külön-külön megbecsültük az egyenletet. A második modellben azt feltételezzük, hogy a termelékenység változásait endogén módon befolyásolják a belföldi fogyasztásban és a kereskedelem szerkezetében végbement változások. Ezért a második modellből kihagytuk a PROD változót, és a redukált egyenletet újrabecsültük. A számításokat szintén elvégeztük az ágazaton belüli marginális kereskedelem különböző mutatóira.

9.3.1. Az évről évre becsült regressziók eredményei

Az 1. táblázat a korrelációs együtthatókat mutatja a (13) egyenlet változói között, amelyeket egyéves intervallum alapján számoltunk ki. Az első oszlopban láthatjuk a foglalkoztatás változása (ΔEMPL) és a magyarázó változók közötti korrelációkat. Számításaink csak részben erősítik meg az elméletből származtatható várakozásokat. A foglalkoztatás változása és a termelékenység változása között szignifikánsan negatív, míg a foglalkoztatás változása és a belföldi fogyasztás változása között szignifikánsan pozitív kapcsolatot találunk. A foglalkoztatás változása és a külkereskedelmi változásokhoz kapcsolódó változók a várakozásokkal szemben többnyire ellentétes előjelűek, kivéve az UMCIT mutatót. Másrészt ezek a kapcsolatok nem tekinthetők szignifikánsnak, kivéve az S indexet.

A regressziós elemzés eredményeit a 2. táblázat mutatja. Az első modellben, nem meglepő módon, a regressziós koefficiensek a termelékenység és a hazai kereslet változásaira szignifikánsak, és az előjelük a várakozásoknak megfelelő. Másként fogalmazva,

1. TÁBLÁZAT
Korrelációs koefficiensek az évről évre becsült változók között

Változó	Δ EMPL	Δ PROD	Δ CONS	TPER	A_j	C	UMCIT	S
Δ EMPL	1,000							
Δ PROD	-0,468*	1,000						
Δ CONS	0,148*	0,054	1,000					
TPER	-0,110	0,066	-0,085	1,000				
A_j	-0,065	0,061	-0,012	0,080	1,000			
C	-0,001	0,011	-0,018	0,091	0,487*	1,000		
UMCIT	0,004	-0,027	-0,031	0,050	-0,231*	0,199*	1,000	
S	-0,134*	0,101	-0,069	0,873*	0,116	0,090	0,015	1,000

* 10 százalékos szinten szignifikáns.

Megjegyzés: az A, C, UMCIT és S azt jelzi, hogy melyiket alkalmaztuk az MIIT mérésére.

2. TÁBLÁZAT

A foglalkoztatottságban bekövetkezett változások (Δ EMPL) és ágazaton belüli kereskedelem évről évre: állandó hatású panelbecslések 1992–2002 között

Változó	A_j	C	UMCIT	S
Δ PROD	-0,291***	-0,293***	-0,293***	-0,291***
Δ CONS	0,004**	0,004***	0,004**	0,004***
TPER	-0,021	-0,023	-0,022	0,002
MIIT	-0,016	1,304e-07	-2,005e-09	-0,026
Konstans	-0,101	0,006	-0,007	0,006
N	180	180	180	180
R ²	0,255	0,254	0,253	0,255

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

Megjegyzés: az A, C, UMCIT és S jelzi, hogy melyiket alkalmaztuk az MIIT mérésére.

a keresletnövekedés a foglalkoztatás növeléséhez, míg a termelékenység javulása annak csökkenéséhez vezet. A szektorális kereskedelmi teljesítmény változója (TPER) nem szignifikáns és negatív előjelű, kivéve az S-mutatóhoz kapcsolódó specifikációt. Az ágazaton belüli marginális kereskedelem és a foglalkoztatás változása között negatív, de nem szignifikáns kapcsolatot találtunk, kivéve amikor a C-mutatót alkalmaztuk az ágazaton belüli marginális kereskedelem mérésére. Röviden, a külkereskedelem változásához kapcsolódó változóknak a várakozásokkal ellentétes jelük van, és nem szignifikánsak. Az eddigieket összefoglalva azt mondhatjuk, hogy a különböző specifikációk lényegében közel azonos eredményre vezettek.

A második modellben, amikor a termelékenység változását mérő változót kihagytuk, a változók előjele nem változott, ugyanakkor továbbra is csak a belföldi fogyasztás változója maradt szignifikáns. A modell magyarázóereje drasztikusan csökkent függetlenül attól, hogy melyik változót alkalmaztuk az ágazaton belüli marginális kereskedelem mérésére (3. táblázat).

3. TÁBLÁZAT

A foglalkoztatottságban bekövetkezett változások ($\Delta EMPL$) és ágazaton belüli kereskedelem évről évre: állandó hatású panelbecslések 1992–2002 között (korlátozott modell)

Változó	A_j	C	$UMCIT$	S
$\Delta CONS$	0,003*	0,003*	0,003*	0,003*
$TPER$	-0,032	-0,034	-0,034	0,0154
$MIIT$	-0,031	1,007e-07	1,038e-07	-0,0542
Konstans	0,002	-0,005	-0,006	-0,031
N	180	180	180	180
R^2	0,035	0,032	0,032	0,038

* 10 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, *** 1 százalékos szinten szignifikáns.
Megjegyzés: az A , C , $UMCIT$ és S jelzi, hogy melyiket alkalmaztuk az MIIT mérésére.

9.3.2. A periódus hossza

Az ágazaton belüli marginális kereskedelem mutatóinak értéke érzékeny arra, hogy milyen hosszú periódusra számítják ki. Az empirikus irodalomban Brühlhart [2000] munkáját leszámítva, eddig nem foglalkoztak kimondottan 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 tíz évet tartalmaz (1992–2002). A lehetséges intervallumok hosszának alsó határa két év, míg a felső határa tíz év. Az intervallumok empirikus megállapítása során meg kell határozni a megfelelő bázis- és a végső periódust. Érdemesnek 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 tízéves periódust kiindulópontnak véve, a bázisperiódust meghatározhatjuk az időszak első évével (1992), míg a végső periódust a tizedik évvel (2002). A másik lehetőség, ha az első öt év átlagát vesszük a kiinduló időszaknak, míg a befejező periódusnak a második öt év átlagát. Brühlhartot követve, az utóbbi megoldás mellett döntöttünk, hogy csökkentjük a rövid távú adatok volatilitását, amikor a periódus hosszát növeljük.

Az elmondottak formalizálását a közép távú A -mutató példáján szemléltetjük:

$$A_{\overline{BE}} = 1 - \frac{|(X_E - X_B) - (M_E - M_B)|}{|(X_E - X_B) + (M_E - M_B)|}, \quad (14)$$

ahol B a bázisperiódust, míg E a befejező periódust jelöli. A korábbiaktól eltérően t jelöli az intervallum első évét, míg I a teljes intervallum hosszát, ekkor a bázis-, illetve a végső periódusra vonatkozó exportmutatókat a (15) képlettel számoljuk ki:

$$X_B = \frac{\sum_{y=t}^{t+\text{int}(I/2)} X_y}{\text{int}(I/2)} \quad \text{és} \quad X_E = \frac{\sum_{y=t+\text{int}(I/2)}^{t+I} X_y}{\text{int}(I/2)}, \quad (15)$$

lefelé kerekítést feltételezve az egészszám-függvényben. Az import esetében ugyanúgy definiáljuk a kezdő és a végső periódust. Az empirikus modell többi változóját is hasonló módon alakítottuk át a megfelelő időintervallumra.

A regressziós eredmények érzékenységét úgy vizsgáltuk, hogy újrabecsültük a teljes (8) modellt úgy, hogy a modell változóit különböző intervallumokra (kettő, öt és nyolc év) számítottuk ki. A 4. táblázatból láthatjuk, hogy a termelékenység változásának koefficiense (ΔPROD) szignifikáns és negatív mindegyik időtartamra és specifikációra. A hazai kereslet változásának (ΔCONS) változója nem szignifikáns, ha a periódus hossza két év, azonban ismét szignifikáns lesz, ha az intervallum hosszát öt vagy nyolc évre növeljük függetlenül attól, hogy az ágazaton belüli marginális kereskedelem melyik indikátorral szerepel együtt a modellben. A szektorális kereskedelmi teljesítmény koefficiense előjelet vált a vizsgált periódusok között, ha az ágazaton belüli marginális kereskedelem három indexszel (A_j , C és UMCIT) szerepel egy modellben. Az ágazaton belüli marginális kereskedelem különböző mutatói szintén előjelet váltanak, kivéve az S -t, amelyik koefficiense mindegyik periódusban negatív. Érdeemes megfigyelni a periódus hosszának növelésével nő a marginális kereskedelem különböző mutatóinak szignifikanciaszintje. Hasonlóképpen az intervallum időtartamának kiterjesztésével nő a modellek magyarázóereje. Összegezve, az előzetes várakozásoknak megfelelően eredményeink egyaránt érzékenyek a periódus hosszának és a marginális kereskedelem különböző mutatószámainak a megválasztására.

Ezt az eredményt megerősíti a 3. ábra, amely az egyes változók koefficienseit mutatja az összes intervallumra egy és nyolc év között, a modellben az ágazaton belüli

4. TÁBLÁZAT

A foglalkoztatottságban bekövetkezett változások és ágazaton belüli kereskedelem változó periódus hossz mellett, állandó hatású panelbecslések 1992–2002 között

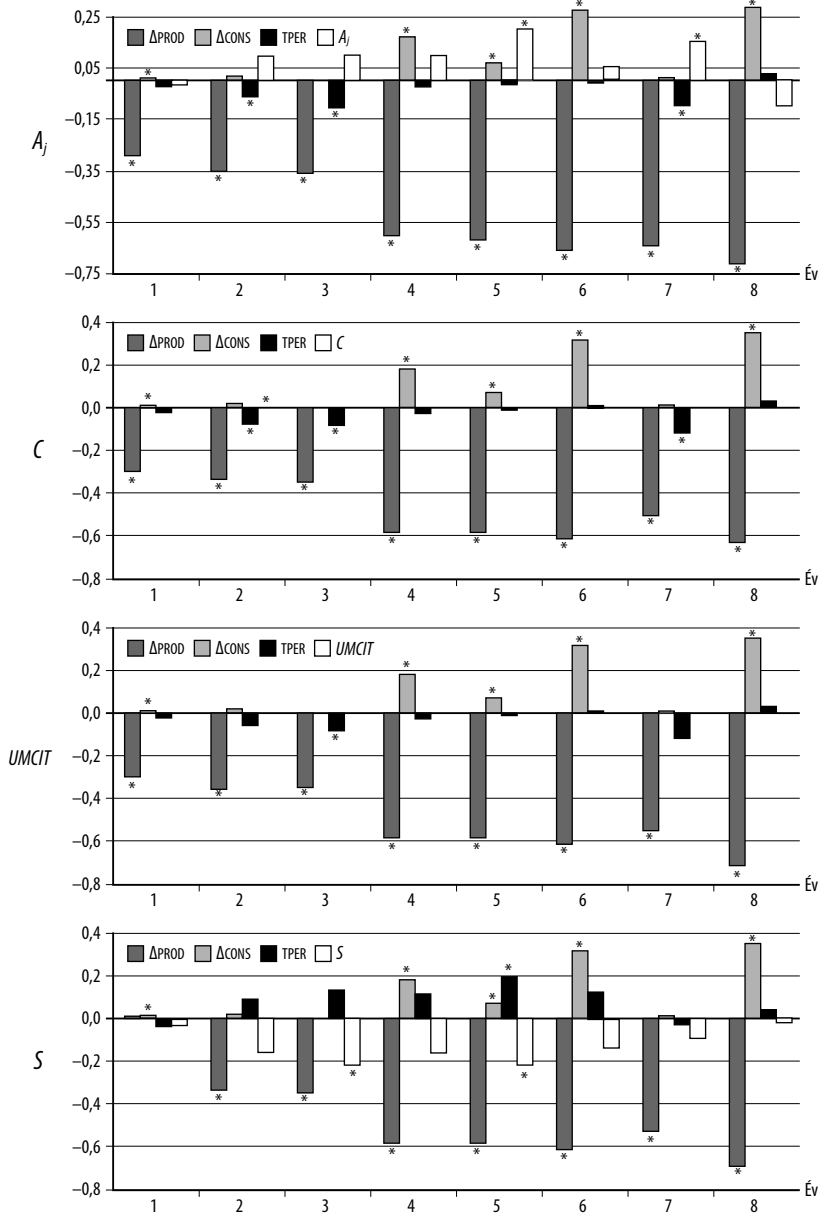
Változó	A_j			C		
	2 év	5 év	8 év	2 év	5 év	8 év
ΔPROD	-0,341***	-0,603***	-0,658***	-0,333***	-0,581***	-0,625***
ΔCONS	0,015	0,068**	0,348***	0,014	0,067***	0,349***
TPER	-0,061	-0,002	0,055	-0,072*	-0,003	0,028
MIIT	0,110*	0,207***	-0,158*	2,322e-06***	1,858e-06	-2,146e-06
Konstans	-0,005	-0,082**	-0,088**	-0,002	-0,053*	-0,093**
N	162	108	54	162	108	54
R^2	0,229	0,479	0,484	0,216	0,462	0,498

Változó	UMCIT			S		
	2 év	5 év	8 év	2 év	5 év	8 év
ΔPROD	-0,343***	-0,577***	-0,700***	-0,341***	-0,566***	-0,695***
ΔCONS	0,015	0,069***	0,346***	0,013	0,066***	0,347***
TPER	-0,048	-0,004	0,034	0,09	0,191*	0,041
MIIT	-2,356e-07	-9,595e-07	1,732e-07	-0,148	-0,218*	-0,009
Konstans	0,022	-0,008	-0,115**	-0,058	-0,129**	-0,115**
N	162	108	54	162	108	54
R^2	0,219	0,453	0,530	0,224	0,494	0,533

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

Megjegyzés: az A , C , UMCIT és S jelzi, hogy melyiket alkalmaztuk az MIIT mérésére.

3. ÁBRA
A magyarázó változók koefficiensei változó periódushossz mellett



Megjegyzés: a csillag a változók szignifikanciáját mutatja legalább 10 százalékos szinten.

marginális kereskedelem különböző mutatói mellett. Egyrészt láthatjuk, hogy általában a termelékenység és a hazai kereslet változásának koefficiensei növekvő tendenciát mutatnak a periódus hosszának a kiterjesztésével. Másrészt a Δ PROD változó együttműködője szignifikáns marad mindegyik periódusban és mutatóra, míg a Δ CONS változó a második, a harmadik, illetve a hetedik évre nem szignifikáns.

A TPER külkereskedelmi változó együttműködőjének értéke nemcsak ingadozik, hanem előjelet is vált, ha periódus hosszát nyolc évre növeljük. A változó szignifikáns lesz, amikor a periódus hosszát kettő vagy három évre növeljük, kivéve, amikor az S-mutató szerepel a modellben. Az ágazaton belüli marginális kereskedelem mutatói közül az A_j -nek van a várakozásoknak megfelelő előjele, amikor a periódus hosszát kettőtől hét évig növeljük. A C és UMCIT esetén az együttműködő értéke nagyon közel van 0-hoz, míg az S-nek a várakozásokkal szemben negatív előjele van. Az ágazaton belüli marginális kereskedelem mutatói többségükben szignifikánsak, amikor a periódus hosszát növeljük.

9.3.3. A késleltetés hossza

A korábban kifejtett okok miatt a késleltetés problémája szintén külön vizsgálatot igényel. Ezért az eredeti modellt újra becslültük három különböző idejű késleltetéssel a magyarázó változókon, két-, három- és négyéves késleltetéssel. Az 5. táblázat mutatja

5. TÁBLÁZAT

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

Változó	A_j			C		
	2 év	3 év	4 év	2 év	3 év	4 év
Δ PROD	-0,309***	-0,266***	-0,202***	-0,295***	-0,270***	-0,206***
Δ CONS	0,004**	0,004**	0,004	0,004**	0,004**	0,002
TPER	0,015	-0,010	0,044	0,019	-0,003	0,062*
MIIT	0,015	0,059	0,059	-1,058e-06	-3,069e-07	-1,270e-06
Konstans	-0,022	-0,028	-0,062**	-0,013	-0,012	-0,042**
N	144	126	108	144	126	108
R ²	0,258	0,248	0,177	0,264	0,246	0,195

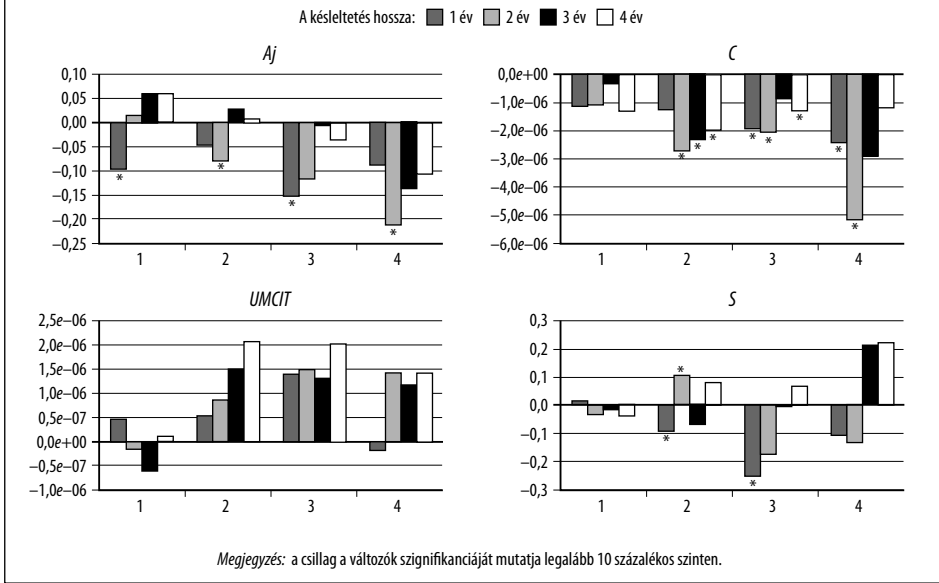
Változó	UMCIT			S		
	2 év	3 év	4 év	2 év	3 év	4 év
Δ PROD	-0,306***	-0,268***	-0,205***	-0,305***	-0,271***	-0,203***
Δ CONS	0,004**	0,004**	0,003	0,004**	0,004**	0,002
TPER	0,016	-0,003	0,053	0,044	0,005	0,082
MIIT	-1,542e-07	-6,002e-07	8,667e-08	-0,032	-0,012	-0,035
Konstans	-0,016	-0,005	-0,049*	-0,034	-0,020	-0,065*
N	144	126	108	144	126	108
R ²	0,258	0,251	0,170	0,263	0,244	0,172

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

Megjegyzés: az A, C, UMCIT és S jelzi, hogy melyiket alkalmaztuk az MIIT mérésére.

4. ÁBRA

A marginális ágazaton belüli kereskedelem koefficiensei változó periódus- és változó késleltetés mellett



a regressziós eredményeinket az ágazaton belüli marginális kereskedelem mindegyik mutatójára. A ΔPROD és a ΔCONS változónak várakozásainknak megfelelő előjele van, és mindkettő szignifikáns mindegyik késleltetésre, kivéve a ΔCONS változót a négyéves késleltetésre. A TPER változó előjelet vált az A_j , a C és az UMCIT változókat tartalmazó modellek esetében, míg az S változót tartalmazó specifikáció esetében az előjel végig pozitív. Továbbá, a TPER változó nem szignifikáns, kivéve a négyéves késleltetést és C változót tartalmazó modell esetében. Az ágazaton belüli marginális kereskedelem mutatói egyik esetben sem szignifikánsak, míg az A_j előjele pozitív, addig a többi mutatóé negatív. Összegezve, a regressziós eredményeket, noha érzékenyek a TPER változó esetében, valamint az ágazaton belüli marginális kereskedelem mutatóinak megválasztására, de ezek a változók általában nem szignifikánsak.

A 4. ábra a modell változó dinamikájának hatását mutatja az ágazaton belüli marginális kereskedelem mutatóira. Az egyes ábrákon a különböző mutatók koefficienseinek nagyságát mutatjuk négy különböző idejű késleltetés és négy eltérő hosszúságú periódus mellett. A képek azt sugallják, hogy az ágazaton belüli marginális kereskedelem mutatói együttthatóinak nagysága érzékeny a különböző késleltetési időtartam és periódus hosszúságra, kivéve a C-mutatót.

9.4. Összefoglalás

A tanulmányban a sima alkalmazkodás hipotézisének az ágazaton belüli kereskedelemhez kapcsolódó dinamikus megközelítésével foglalkoztunk. Az elemzés során konkrétan azt vizsgáltuk, hogy a külkereskedelem liberalizálása Magyarországon miként befolyásolta a foglalkoztatás változását az élelmiszeriparban, továbbá az milyen kapcsolatban van a külkereskedelemmel, illetve a külkereskedelem szerkezetével az 1992 és 2002 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 sem az ágazaton belüli marginális kereskedelem, illetve a foglalkoztatás változása között. Az elemzés során nagy figyelmet fordítottunk az ágazaton belüli marginális kereskedelem megfelelő intervallumának meghatározására és a hozzá kapcsolódó munkaerő-piaci alkalmazkodás vizsgálatára. Eredményeink elutasították, hogy a külkereskedelmi változók rövid távon (évről évre) befolyásolják a munkaerő-piaci alkalmazkodást. Ugyanakkor ezeket a hatásokat középtávon már nem zárhatjuk ki egyértelműen. Megvizsgáltuk továbbá, hogy a milyen kapcsolat van a külkereskedelmi és a munkaerő-piaci változások között, ha különböző idejű késleltetést feltételezünk. Eredményeink azt sugallják, hogy ilyen kapcsolat inkább középtávon létezhet.

Összegezve, eredményeink arra utalnak, hogy a külkereskedelem liberalizálása nem befolyásolta szignifikánsan a foglalkoztatás alakulását a magyar élelmiszeriparban. Másként fogalmazva: számításaink nem találtak bizonyítékot a sima alkalmazkodás hipotézise mellett. Végezetül fontos hangsúlyoznunk, hogy számításaink érzékenyek bizonyultak mind az ágazaton belüli marginális kereskedelem mutatóinak a megválasztására, mind a periódus és a késleltetés hosszára. Ez arra utal, hogy további kutatások szükségesek az ágazaton belüli marginális kereskedelem megfelelő mutatóinak a kidolgozására, illetve a külkereskedelmi és a munkaerő-piaci folyamatok közötti kapcsolatok időbeliségének vizsgálatára.