

• Kónya Márton •

VERSENY ÉS ÁRTRANSZMISSZIÓ VÁLSÁGIDŐSZAKBAN

Elemzés a fogyasztói tej magyarországi piacáról

Magyarországon és térségében 2020 óta egymást követték azok a gazdasági válsághelyzetek (koronavírus-járvány, energiaválság, orosz–ukrán háború, jelentős aszály), amelyek lényegesen befolyásolták a mezőgazdasági termelési láncokat, hozzájárulhattak az élelmiszer-inflációhoz, és az élelmiszer-biztonság csökkenéséhez. A tejtermékek áremelkedése Magyarországon 2022 novembere és decembere között drasztikus módon elérte a 80 százalékos szintet. Jelen tanulmány a magyarországi tejvertikum dinamikáját vizsgálja a 2019–2022 időszakban aszimmetrikus hibakorrekciós modell segítségével. Eredményeink a magyar tejfeldolgozói szinten indikálnak aszimmetrikus ártranszmissziót, ezzel együtt relatív piaci erőt. Ez a piaci erő tulajdonítható a válságidőszakban stimulált keresletnek, valamint a krízisek által megzavart termelési láncok által okozott kínálati sokkoknak. E helyzet lehetővé tette feldolgozó vállalatok számára, hogy továbbadják a megemelkedett költségeiket, azonban nem kötelezte őket arra, hogy reagáljanak a fluktuáló keresletre. Az eredményeink alapján más kutatásokkal szemben nem a kiskereskedői, hanem a feldolgozói szinten elhelyezkedő vállalatok rendelkeztek piaci erővel egy olyan periódusban, amelyet gazdasági krízisek és rekordmagas infláció jellemezett. Megállapítható, hogy a termelési láncok ellenálló képességének növelésével és a piaci verseny élénkítésével csökkenthető az élelmiszerpiacok inflációnak való kitettsége.

BEVEZETŐ

A 2021 második felében kialakuló rendkívüli inflációs környezet európai viszonylatban kivételesen súlyosan érinti a magyar gazdasági szereplőket. A fogyasztók és így a kormányzat számára is az infláció legégetőbb tünete 2022 végétől a hónapról hónapra mért élelmiszer-infláció tartósan 40 százalék feletti értéke volt (*KSH* [2023]), ami az európai uniós átlag több mint kétszerese. Az inflációs hatás rendkívüli mértékének okai között felmerülhetnek olyan tényezők, amelyek az adott piac szerkezetére vonatkoznak. Felvetődhet – ahogy közbeszédben gyakran fel is vetődik – az a hipotézis, hogy az élelmiszerárak meredek emelkedésében szerepe lehet az ezeken a piacokon uralkodó tökéletlen versenynek, „összejátszásnak”, „profitinflációnak”, ahol az élelmiszer-vertikum egyes szereplői az erőfölényükkel visszaélve az inflációs nyomás hatására megnövekedett költségeiket aránytalanul hárítják át további vertikális szintekre és a fogyasztókra, növelve a saját nyereségüket. Ez a kritika

leggyakrabban a kiskereskedői szintet éri, ahol legközvetlenebbül jelenik meg a fogyasztói termékek árnövekedése. Emellett általánosságban is fontos kérdés, hogy az élelmiszer-vertikum hogyan reagált a rekordmagas infláció mellett felmerülő egyéb gazdasági válságokra (koronavírus-járvány, energiaválság, orosz–ukrán háború, aszály a mezőgazdaságban). Sem a világpolitikai feszültségek, sem a környezeti, illetve egészségügyi katasztrófák nem váltak valószínűtlenebbé a közeljövőben, így felmerülhet a kérdés, hogy hogyan tehető az élelmiszeripar ellenállóbbá az ilyen válságokkal szemben.

Jelen tanulmány ezen kérdések alapján vizsgálja a magyar élelmiszerpiac változásait, azon belül az egyik legdrasztikusabb fogyasztóiár-növekedést tapasztaló termékcsoport piacán, a tejpiacon. Ártranszmissziós elemzést alkalmazva bizonyítékot keresünk arra, hogy 2019–2022 között a tejvertikum egyes szintjei eltérően továbbították az input-, illetve outputoldalról érkező árjelzéseket. Ennek megfelelően a kutatási kérdésünk a következő. Felfedezhető-e a vizsgált időszakban a magyar tejtermelési vertikum valamely szintjén piaci erőfölény aszimmetrikus ártranszmissziós elemzés alapján? Azt állítjuk, hogy ha a vertikum egy szintje gyorsan továbbítja a számára kedvezőtlen árváltozásokat, viszont lassan vagy egyáltalán nem továbbítja a számára kedvező árváltozásokat, azon a szinten feltételezhető az iparági verseny valamilyen formájú tökéletlensége, torzulása. Az árak ilyenfajta ragadóságára vonatkozó ökonometriai elemzésünk eredménye összhangot mutat a magyar tejipar szerkezetével és sajátosságaival. Az általunk alkalmazott módszertan alapján megmutatjuk, hogy más tanulmányokkal ellentétben az árak aszimmetrikus áthárítása nem a kiskereskedői szintre jellemző, hanem a feldolgozói szintre. Végül javaslatokat fogalmazunk meg, amelyek ellenállóbbá tennék az élelmiszeripart az inflációval szemben, és növelhetik az ország élelmiszer-biztonsági helyzetét.

SZAKIRODALMI ÖSSZEFOGLALÓ

Az aszimmetrikus ártranszmisszió elméleti megalapozottsága lényeges, de vitatott terület. Az elméleti háttérrel írt tanulmányokról kimerítő összefoglalót ad *Bakucs–Fertő* [2014] és *Bakucs és szerzőtársai* [2013]. A szerzők megjegyzik, hogy az ártranszmissziós elemzések nagyrésze a piaci erő jelenlétét emeli ki az aszimmetrikus transzmisszió okaként. Ezek a tanulmányok úgy érvelnek, hogy ha a vertikum egy szintjén a szereplők piaci erővel rendelkeznek, képesek azt kihasználni a versenyzői – a termelői vagy a feldolgozói és kiskereskedelmi – szintekkel szemben oly módon, hogy át tudják más szintekre hárítani a saját árrésüket szűkítő árváltozásokat (például az inputáruk növekedését vagy outputáruk csökkenését), viszont nem ösztönöztek arra, hogy áthárítsák az árrésük szempontjából kedvező árváltozásokat (például inputáruk csökkenése vagy outputáruk növekedése). E mögött az érv mögött az az intuíció, hogy versenyzői vertikális szintekkel szemben a piaci erővel rendelkező vagy összejátszó vállalatok képesek érvényesíteni a saját nyereségüket

növelő árváltozásokat, azonban nem ösztönöztek arra, hogy maguk versenyezzenek, akár az input-, akár az outputáraikban. Mindez jóléti vonzatain kívül csorbíthatja az adott piac allokációs tulajdonságait, hiszen akadályozhat akár keresleti, akár kínálati oldalról érkező árinformációkat abban, hogy időben beépüljenek az egyensúlyi árba. Ennek következtében a gazdasági szereplők nem teljes vagy pontatlan ösztönzői rendszerrel szembesülhetnek, aminek következtében az optimálisnál rosszabb döntéseket hozhatnak.

Bakucs és szerzőtársai [2013] szerint bár ez a gondolatmenet belátható, nem bizonyítja egyértelműen, hogy egy oligopolisztikus, erőfölényes piacszerkezet feltétlenül aszimmetrikus ártranszmisszióhoz vezet. Horizontális összjátás esetén a piaci részesedés elvesztésétől való félelem, a kartellártól való eltérést sújtó büntetés elkerülése, illetve különleges költségszerkezetek ösztönözhetnek effektív piaci erejű szereplőket is szimmetrikus ártranszmisszióra. Ugyanakkor egyes specifikus iparágakat bemutató esettanulmányok alátámasztják a fenti gondolatmenetet (például *Borenstein és szerzőtársai* [1997] a nyersolaj piacára).

McCorriston és szerzőtársai [1998] egy oligopolmodell felhasználásával elméleti keretben vizsgálta a vertikális szintek közötti ártranszmisszió rugalmasságát. A tanulmány szerint két tényező befolyásolja az ártranszmissziós rugalmasságot. A termelői szint inputjai közötti helyettesíthetőség, amelynek növekedése növeli az ártranszmissziós rugalmasságot, illetve a piacon jelenlévő vállalatok piaci ereje, amelynek erősödése csökkenti az ártranszmissziós rugalmasságot. *Lloyd és szerzőtársai* [2003] a kergemarhakór hatását vizsgálta az Egyesült Királyság húspiacán, ebben felépített egy elméleti konstrukciót, amely szintén azt támasztotta alá, hogy effektív piaci erő jelenléte esetén exogén sokkokra aszimmetrikusan reagál az erőfölényes vertikális szint, így tovább bizonyítva, hogy a piaci erő és az aszimmetrikus ártranszmisszió között pozitív kapcsolat áll fenn. A szerzők megállapították, hogy bár az árak általánosan csökkentek a marhahúsipar minden szintjén, a szintek közötti árrések növekedtek, amiből arra következtettek, hogy a kergemarhakór a kevésbé koncentrált termelőket sújtotta leginkább, kevésbé a feldolgozókat és legkevésbé a koncentrált kiskereskedői szektort. Mindezek mellett azonban elmondható, hogy az ártranszmisszió jelenlegi szakirodalmának döntő része viszonylag kevés figyelmet szentel az elméleti mechanizmus leírására az ökonometriai tárgyalással szemben.

Meyer-von Cramon-Taubadel [2004] részletesen összefoglalja az empirikus módszertant. Ebben a szerzők megkülönböztetnek preointegrációs módszereket [például változók szétválasztásán alapuló (*variable splitting*) VAR modelleket, illetve rezsimváltó modelleket] és kointegrációs módszereket. Ez utóbbiak jelentik a legkorszerűbb ártranszmissziós módszereket, és így tanulmányunk szempontjából ezek a relevánsak. Ebből a számunkra lényeges ökonometriai megfontolásokat a módszertani ismertetőben tárgyaljuk.

A tej vagy más tejtermékek piacának vizsgálata igen gyakran tárgya az ártranszmissziós elemzéseknek. Ez a kiemelet figyelem azzal magyarázható, hogy a tejter-

mékek kifejezetten alkalmasak ilyenfajta elemzésre. A tej viszonylag gyorsan romló élelmiszertípus, csak rövid ideig lehet raktározni, emiatt az input- vagy keresleti oldalon bekövetkezett változások rövid időn belül megjelennek árváltozások formájában. Emellett éves szinten a tehenészetek nyerstej-termelése egyenletes, így jól összevethető a termelői szint dinamikája a további termelési szintekével.¹

Hozzánk hasonló módon hibakorrekciós modellt alkalmaz *Fałkowski* [2010]: 1998 és 2006 közötti időszakra vizsgálja a lengyel tejvertikumot, azonban a kiskereskedői és a feldolgozói (keresleti) szintet együttesen állítja szembe a termelői szinttel. Azt találja, hogy ebben az időszakban hosszú és rövid távon is aszimmetrikus az árinformáció, oly módon, hogy a keresleti oldal alkuereje magas a termelői oldallal szemben. Azt várja azonban, hogy az európai uniós tejkvóták miatt kialakuló nyerstej-hiány az ellenkező irányba mozdíthatja el az aszimmetriát, azaz jelentősen növelheti a termelői szint alkuerejét.

Bakucs és szerzőtársai [2012] hasonló időszakra, 1995 és 2007 között hasonlítja össze a lengyel és a magyar tejvertikumok ártranszmisszióját. A strukturális töréssel kiegészített vektor-hibakorrekciós (*Vector Error Correction, VEC*) modelljük szerint a fenti időszakban a lengyel tejvertikumot aszimmetrikus, míg a magyar vertikumot hosszú és rövid távon is szimmetrikus transzmisszió jellemezte. A szerzők a különbség fő okának egyrészt azt tartják, hogy a rendszerváltás során eltérően fejlődött a két ország tejtermelési lánc, másrészt azt, hogy Magyarországon jelentősebb mértékű volt a külföldi működőtőke jelenléte ebben a szektorban, amely jelenlétet gyakran azonosítanak magas fokú innovációval és strukturális hatékonyságjavítással agrárközgazdaságban.

Kharin és szerzőtársai [2017] a szlovák tejipar vertikális láncolatát vizsgálta 2010 és 2016 között. Az elemzésben kiemelt helyet kapott az európai uniós tejkvóták 2015-ös eltörlése. A szerzők VEC modelljük alapján azt találják, hogy a kvóták eltörlését megelőző időszakban Szlovákiában a keresleti oldal vezérelte az árak alakulását, azaz a kiskereskedői oldal aszimmetrikusan reagált a termelői árak változására. Ezzel szemben szimmetrikus ártranszmisszió érzékelhető a termelői és feldolgozói árak között. A szerzők szerint ennek az az oka, hogy a kvóta eltörlését követően lecsökkent a termelői vállalatok száma, koncentráltabb lett ez a szint, így nőhetett a termelők alkuereje a feldolgozókkal szemben. Emellett a szerzők úgy látják, hogy az ez alatt az időszak alatt létrejövő termelői szakmaközi szervezetek alakulása is hozzájárulhatott a termelők alkuerejének növeléséhez.

Antonlioli–Santeramo [2022] az európai uniós közös agrárpolitika két reformjának (2003-ban a Fischler-reform, 2007-ben az úgynevezett Mezőgazdasági Piacok

¹ Ezzel ellentétben áll például a legtöbb növényalapú élelmiszer piaca. Itt a betakarítás szezonálisága miatt előfordulnak olyan időintervallumok, ahol bár a termelői szinten már megjelent valamilyen változás (például inputár-növekedés), azt a következő betakarítási szezonig nem jelenik meg az átadási árakban, így az ilyen termelési láncok ártranszmissziójára tett megfigyeléseink is problémákba ütközhetnek.

Közös Szervezése)² hatását vizsgálta az olasz tejiparra VEC modell segítségével, 2000 és 2015 közötti időszakra. Mindkét agrárpolitikai reform piacliberalizációs hatást gyakorolt a korábban erőteljesen állami támogatásokra támaszkodó olasz tejiparra. A szerzők szerint a szubvenciók politikán alapuló időszakban az ártranszmisszió aszimmetrikus jellegű volt, míg a reformok után az árinformáció hatékonyabban haladt át a vertikum egyes szintjein.

MÓDSZERTAN

A kointegrációs módszer *Granger–Newbold* [1974] tanulmányából indul ki, amelyben a szerzők bemutatják, hogy nem stacioner folyamatok vizsgálata esetén nagy az esélye annak, hogy hagyományos autoregresszív elemzési módszereket alkalmazva valós regresszióként identifikálunk olyan folyamatok közötti kapcsolatokat, amelyek között valójában semmilyen oksági kapcsolat nincs, csupán az időbeli sztochasztikus változások összességéből adódik egy hamis regresszió.³ *Von Cramon-Taubadel* [1998] az elsők közt hívta fel a figyelmet arra, hogy az ártranszmisszió vizsgálatára használt prekointegrációs módszerek is ebben a hibában szenvednek, így létrehozott egy hibakorrekciós (*Error Correction Model, ECM*) modellspecifikációt ártranszmissziós elemzésekhez.

Tegyük fel, hogy egy y_t magyarázott és egy x_t magyarázó folyamat mindegyike elsőrendben integrált egységgyökfolyamat, és felírható rájuk

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 x_t + u_t \quad (1)$$

kapcsolat, amelyről tudjuk, hogy nem hamis regresszió, illetve tudjuk, hogy u_t hibatag stacioner folyamat. Ekkor a stacioner hibatag felírható

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 x_t \quad (2)$$

formában. Ez alapján y_t -nek és x_t -nek létezik olyan lineáris kombinációja, amely stacioner. Ekkor definíció szerint azt mondjuk, hogy y_t és x_t kointegrált folyamatok. A (2) egyenlet ilyenkor a két folyamat közötti hosszú távú, egyensúlyi kapcsolatot

² Ezek egyike a Közös Agrárpolitika 2003-as reformja, amelynek keretében az EU-s tejiparban az addigi árszabályozásokat felváltotta a termelők közvetlen jövedelmi támogatása, illetve felszámolták az évtizedek óta fennálló nemzeti tejtermelési kvótákat. 2007-ben az úgynevezett közös piac szervezésének egységesítése volt hatással a tejiacra, ahol nullára redukálódott a tej exporttámogatása, és egyes termékek intervenciók árai megváltoztak. Összességében mindkét reform liberalizációt jelentett a tejiacra.

³ *Granger–Newbold* [1974] Monte-Carlo-szimulációval hozott létre véletlenszerű, egymástól független egységgyök-folyamatokat, és a prekointegrációs módszerek rendre erős kapcsolatot mutattak ki közöttük.

tesztésíti meg, és kointegrációs regresszióknak nevezzük, $\widehat{\beta}_1$ paraméter pedig a hosszú távú kapcsolat koefficiense. *Von Cramon-Taubadel* [1998]) alapján adjuk meg az (1) kapcsolat egyszerű formában felírt hibakorrekciós specifikációját. Itt továbbra is feltesszük, hogy a folyamatok első differenciája stacioner, és a két stacioner folyamat közötti hibatag között hosszú távú kapcsolat áll fenn, amit a hibatag egy időszakkal késleltetett értékével reprezentálunk a modellben és π_1 paraméterrel mérjük:

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \beta_2 \Delta x_t - \pi_1 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

ahol Δy_t a magyarázott folyamat első differenciája, Δx_t a magyarázó folyamat első differenciája, \hat{u}_{t-1} a kointegrációs reláció hibatagjának egy időszakkal késleltetett értékei, α_2 konstans koefficiens, ε_t pedig a fennmaradó fehérzajhibatag. A β_2 a rövid távú hatásokat megragadó koefficiens, amely megadja az x_t -ben bekövetkezett változások azonos időszakbeli hatását y_t változására. Behelyettesítve a (2) egyenletet a (3) egyenletbe, jobban látható a specifikáció szerkezete:

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \beta_2 \Delta x_t - \pi_1 (y_{t-1} - \widehat{\alpha}_1 - \widehat{\beta}_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (4)$$

ahol π_1 az úgynevezett hibakorrekciós koefficiens. Amennyiben y_t és x_t valóban kointegrált folyamatok hosszú távú egyensúlyi kapcsolattal, azaz amennyiben a közöttük fennálló \hat{u}_t hibatag valóban stacioner folyamat, ez azt implikálja, hogy a π_1 hibakorrekciós koefficiens a két folyamat egyensúlyba való visszatérését írja le. Azt mondjuk, hogy π_1 képes megadni a hosszú távú egyensúlyi relációtól való eltérés korrekciójának sebességét. Amennyiben a két folyamat a kointegrációs egyensúly állapotában van, akkor $\hat{u}_{t-1} = y_{t-1} - \widehat{\alpha}_1 - \widehat{\beta}_1 x_{t-1} = 0$. Ha viszont a rendszer rövid távon kilép valamilyen irányba az egyensúlyi relációból, \hat{u}_{t-1} azt fogja megadni, hogy a rendszer mennyiben tért el rövid távon a $t - 1$ -edik periódusban az egyensúlyi relációtól. Mivel viszont hosszú távon fennáll y_t és x_t között a kointegrációs egyensúly, a folyamatok idővel vissza fognak térni az egyensúlyi szintbe, és ennek a visszatérésnek az átlagos sebességét méri y_t differenciájában π_1 .

A π_1 hibakorrekciós tag akkor vesz fel -1 és 0 közötti értékeket egy jól specifikált hibakorrekciós modellben, ha

- $\pi_1 = -1$, azt jelenti, hogy átlagosan az egyensúlytalanság 100 százaléka korrekcióra kerül rögtön a következő időpontban, azaz a folyamatok közti korrekció teljes és azonnali,
- $\pi_1 = -0,5$, akkor átlagosan az egyensúlytalanság 50 százaléka kerül korrekcióra,
- $\pi_1 = 0$, nem lép fel korrekció.

Ennek megfelelően aszimptotikusan a teljes korrekció sebessége $\frac{1}{\pi_1}$ ($\pi_1 \neq 0$)

időszakra becsülhető. A fenti egyszerű esetet ismét *von Cramon-Taubadel* [1998] nyomán egészítjük ki két elemmel. Egyrészt bevezetjük x_t több rövid távú késlelte-

tett hatását, másrészt felbontjuk a hibakorrekciós tagot oly módon, hogy alkalmas legyen pozitív és negatív hibakorrekció magyarázatára:

$$\Delta y_t = \alpha_3 + \sum_{j=1}^K \beta_j \Delta x_{t-j} + \pi_2^+ \hat{u}_{t-1}^+ + \pi_2^- \hat{u}_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (5)$$

Az (5) egyenletben bevezetjük x_t változásnak j_1, j_2, \dots, K időszakkal késleltetett értékének hatását y_t változására, ezzel többfajta késleltetési struktúrát engedélyezve. Az \hat{u}_{t-1} hibakorrekciós tagot felbontottuk a következő módon:

$$\hat{u}_{t-1}^+ = \begin{cases} \hat{u}_{t-1}, & \text{ha } y_t - \widehat{\alpha}_1 - \widehat{\beta}_1 x_t > 0, \\ \text{ellenkező esetben } 0 \end{cases},$$

$$\hat{u}_{t-1}^- = \begin{cases} \hat{u}_{t-1}, & \text{ha } y_t - \widehat{\alpha}_1 - \widehat{\beta}_1 x_t < 0. \\ \text{ellenkező esetben } 0 \end{cases}.$$

Ezzel a felbontással elkülönítjük azokat az egyensúlytalansági sokkokat, amelyek folyamatot x_t -vel való egyensúlyi relációhoz képest pozitív (\hat{u}_{t-1}^+) vagy negatív (\hat{u}_{t-1}^-) irányba mozdítják el. Ha például feltesszük, hogy az általunk vizsgált egyensúlyban minden helyen x_t -től nagyobb értékeket vesz fel (például, ha y_t egy termék kiskereskedelmi értékesítési ára, x_t pedig annak beszerzési ára), úgy a pozitív hibakorrekciós tag azon sokkokat foglalja magába, amikor y_t az egyensúlyi relációtól pozitívan tér el, a negatív hibakorrekciós tag pedig azon sokkokat, amikor y_t az egyensúlyi relációtól negatívan tér el. Így π_2^+ és π_2^- itt is a hibakorrekció átlagos sebességét határozza meg, azonban elkülönítve adják meg y_t korrekcióját pozitív, illetve negatív egyensúlytalanságok esetén.

A (6) egyenletben leírt ECM specifikációtól azt várjuk, hogy alkalmas lesz az általunk vizsgált ártranszmissziós folyamatok vizsgálatára. Azonos termékpiac különböző vertikális szintjeinek átlagáraitól elvárjuk, hogy hosszú távú kointegrációs egyensúly álljon fel közöttük. Ha ki tudjuk mutatni ezt a kointegrációs relációt, jól specifikált modellek segítségével képesek leszünk összehasonlítani a modellekben a pozitív, illetve a negatív hibakorrekciós tagokat. Mivel vertikálisan összekapcsolódó szintek árai esetén a folyamatok közötti hibatag maga a bruttó árrés változása, ezért képesek leszünk elemezni, hogy az egyes termelési szintek hogyan reagálnak az árrésüket növelő vagy azt csökkentő sokkhatásokra.

ADATOK

Az általunk felhasznált adatok a Gazdasági Versenyhivatal 2023-as, tejpiacra vonatkozó ágazati vizsgálata során gyűjtött vállalati adatszolgáltatásokból adódtak (GVH [2023]). A GVH a tejvertikumban három alapvető szintet különböztetett meg a vizsgálata során:

- termelői szint (a nyers tej előállításával foglalkozó mezőgazdasági vállalatok),
- feldolgozó szint (a nyers tejet fogyasztói tejjé alakító és kiskereskedelmi forgalmazásra előkészítő vállalatok),
- kiskereskedelmi szint.

A vizsgálat során a GVH igyekezett mindhárom vertikális szinten azoktól a vállalatoktól adatokat bekérni, amelyek meghatározók a tejj piac dinamikájában, hanyagolva a kisebb árbevételű, jelentéktlenebb szereplőket. Az egyes vertikális szintek árfolyamatai a szintekhez tartozó vállalatok átlagárait tartalmazzák, így az adatok anonimizáltak. Emellett csak azon vállalatok adataival dolgozunk, amelyek heti szintű adatokat adtak meg.

A termelői szint elemzéséhez négy nagy nyers tehéntejtermelő gazdaság heti értékesítési adatait használtuk fel. A termelői szinten a négy vállalat által értékesített nyers tej értékesítési árának átlagát használjuk fel az országos nyerstej-árak leírásához.

A feldolgozó és a kiskereskedői szint esetén mindkét szintre két terméktípus árának átlagát használtuk fel: a 1,5 százalékos és a 2,8 százalékos zsírtartalmú ESL tehéntej árát. Ennek oka, hogy ezen terméktípusok ára nem került az árstop-szabályozás hatálya alá,⁴ viszont fogyasztói szempontból jól helyettesítik egymást mint fogyasztóitej-típusok, így a két termék együttes felhasználása jobban leírja a fogyasztói tej piacának dinamikáját, mintha csak egyiket vagy másikat alkalmaznánk. A feldolgozó szintet tíz nagy magyarországi kiskereskedő heti szintű, 1,5 és 2,8 százalékos ESL tehéntej beszerzési árának átlagával írjuk le, míg a kiskereskedelmi szintet ugyanezen kiskereskedők ugyanezekre a terméktípusokra vonatkozó heti szintű értékesítési árának átlagával.

A Gazdasági Versenyhivatal versenystatisztikai adatbázisa⁵ alapján a vizsgált termelői vertikum szintjei közül mind a feldolgozó, mind a kiskereskedői szint koncentrált piacszerkezetű. A releváns időperiódusban a nettó árbevétel alapú CR10 index⁶ 86–87 százalék a tejtermék-feldolgozó vállalatok esetében, illetve 80–83 százalék kiskereskedői vállalatok esetében. Mivel az adataink a tíz legjelentősebb magyarországi kiskereskedő által árusított ESL tejek beszerzési és kiskereskedői árát tartalmazzák, biztosak lehetünk abban, hogy ez a minta jól lefedi az országos piacot. Ugyanez a CR10 mutató nyerstej-termelők esetében 27–29 százalék, így a vertikumnak ez a szintje fragmentáltabbnak mondható. Emiatt a tejtermelőkre vonatkozó megállapításaink kevésbé általánosak.

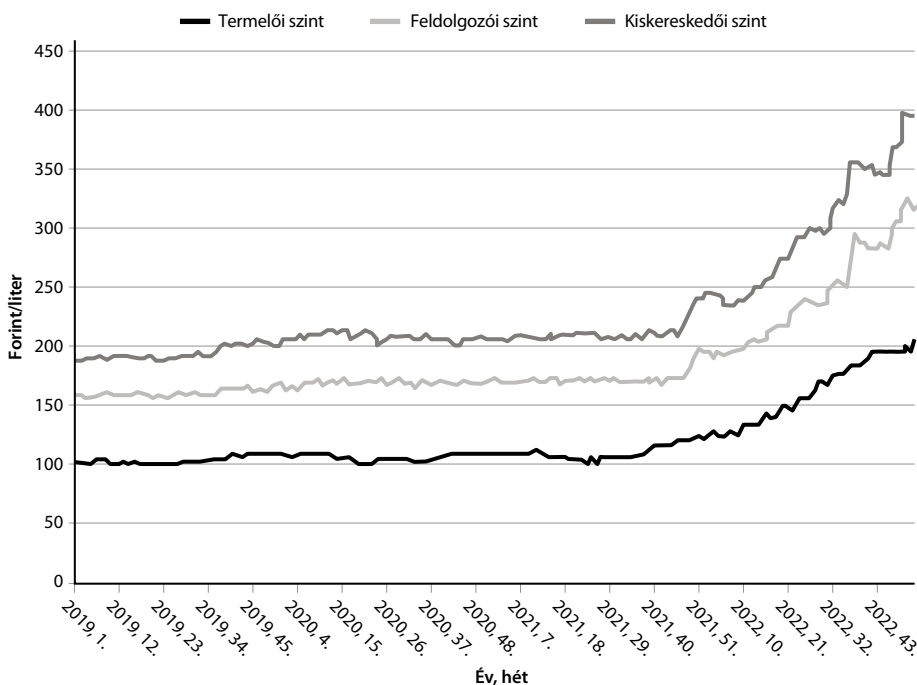
⁴ A kormány – válaszul 2021 őszén emelkedő élelmiszer-inflációra – a 6/2022. (I. 14.) kormányrendelettel élelmiszer-ársapkát vezetett be egyes alapvető élelmiszerekre (például tej, búzaliszt, kristálycukor, étolaj, sertéshús stb.) 2023 nyaráig.

⁵ https://gvh.hu/gvh/versenykultura_fejlesztes/gvh-mnb-versenystatisztika-adatbazis/gvh-mnb-versenystatisztika-adatbazis.

⁶ A tíz legnagyobb cég együttes részesedése.

A versenystatisztikai adatbázis alapján a tej feldolgozói szintje is erősen koncentrált (CR10 = 80–83 százalék a vizsgált években), így országosan is viszonylag kevés tejmárka versenyez a fogyasztókért a lokális piacokon. Így a fogyasztói tej esetében még a nagyobb országok elemzésekor sem szokásos a lokális piacokat megkülönböztetni, ellentétben például *Hillen* [2021] svájci sajtokra vonatkozó munkájával, ahol a helyi kis kézműves sajtkészítők jelenléte szükségessé tette ugyanezt. Tejtermelők esetében sokkal valószínűbb, hogy helyi gazdák csak a helyi telephellyel rendelkező tejfeldolgozó(k)nak szállítanak. A nyers tej alapárának a tanulmány későbbi részében tárgyalt prognózisa miatt azonban valószínűsíthető, hogy országos szinten viszonylag homogén a nyers tej átadási ára, hiszen pontosan ez a célja ennek a laza ármegeállapodásnak.

Más ártranszmissziós elemzések nyomán (például *Bakucs és szerzőtársai* [2012]) kiszűrtük az adatsorokból az általános inflációs trendet, hogy áradataink lehetőleg csak a tejvertikum dinamikáját tükrözzék, a nemzetgazdasági szintű áremelkedést ne. Ehhez a KSH havi fogyasztóiár-index adatait használtuk fel (*KSH* [2023]). Az 1. ábrán látható, hogy a fogyasztói árak emelkedésének kiszűrése ellenére alig csökkent az ár-emelkedés trendje, ami illusztrálja, hogy a tejtermékek áremelkedése jelentősen meghaladta az általános inflációs trendet. Számításainkban ezt a deflált idősort használtuk fel.



1. ÁBRA • A tej termelési láncának egyes szintjeinek deflált idősoros átlagairól, 2019–2022 (forint/liter)

EREDMÉNYEK

Első lépéseként azt vizsgáljuk, hogy az idősoraink alkalmasak-e kointegrációs kapcsolat elemzésére. A módszertani szakaszunk alapján ehhez azt várjuk, hogy a folyamataink elsőrendben integrált egységgyökfolyamatok legyenek. Ennek teszteléséhez a kiterjesztett Dickey–Fuller-tesztet (ADF) alkalmazunk, amely H_0 hipotézise, hogy a folyamat nem stacioner, egységgyököt tartalmaz.

Az 1. táblázat alapján látható, hogy mindhárom folyamat első differenciája esetén 5 százalékos szignifikanciaszint mellett elvethetjük a H_0 hipotézist, azaz a három differenciált folyamat stacioner. Ez alapján a folyamataink első fokon integráltak.

1. TÁBLÁZAT • Az ADF-tesztek eredménye

Folyamat	Tesztstatisztika értéke	p -érték
Δ Termelői	-3,4856	0,045
Δ Feldolgozói	-6,1802	< 0,01
Δ Kiskereskedelmi	-6,6832	< 0,01

Johansen-teszttel vizsgáltuk, hogy a folyamataink között páronként fennáll-e kointegrációs reláció. Ez a teszt többváltozós VEC modellek esetén is alkalmas kointegráció kimutatására. A H_0 hipotézisei arra vonatkoznak, hogy egy VEC specifikációval megadott

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \mu + \varepsilon_t \quad (7)$$

modell esetén a hosszú távú kapcsolatot mérő mátrix legfeljebb hányas ranggal rendelkezik. Amennyiben legfeljebb 0, nem áll fenn kointegrációs kapcsolat, amennyiben legfeljebb n , akkor n számú kointegrációs kapcsolat áll fenn. Mivel mi páronként vizsgálunk kointegrációs relációkat ezért $r \leq 1$ a legmagasabb rangszám amelyre teszteltünk (2. táblázat).

2. TÁBLÁZAT • Johansen-tesztek kointegrációs kapcsolat tesztelésére

H_0	Tesztstatisztika	Kritikus érték		
		10 százalékos	5 százalékos	1 százalékos
<i>Termelői–kiskereskedői szint</i>				
$r \leq 1$	2,83	7,52	9,24	12,97
$r = 0$	14,17	17,85	19,96	24,60
<i>Termelői–feldolgozói szint</i>				
$r \leq 1$	1,71	7,52	9,24	12,97
$r = 0$	31,53***	17,85	19,96	24,60
<i>Feldolgozói–kiskereskedői szint</i>				
$r \leq 1$	7,17	7,52	9,24	12,97
$r = 0$	34,37***	17,85	19,96	24,60

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

A teszt elvégzése előtt késleltetett kiválasztás (*lag selection*) módszerével megnéztük, hogy milyen VAR modell képes legjobban leírni páronként az egyes folyamatok rövid távú dinamikáját. A késleltetési struktúra kiválasztásához Akaike-féle információs kritériumot (AIC) használtunk, a késleltetett kiválasztási függvénynek maximálisan 12 késleltetést engedélyezve, tej esetén ugyanis a termék romlandósága miatt nem várjuk, hogy rövid távon ennél hosszabb időhorizonton is hatással lennének egymásra a folyamatok késleltetett értékei. Az elemzés hátralevő részében az egyes folyamatpárokra alkalmazott modellek vagy tesztek esetén a 3. táblázatban található késleltetéseket használjuk.

3. TÁBLÁZAT • Késleltetési struktúra Akaike-féle információs kritérium alapján

Folyamatpárok	AIC minimalizáló késleltetés száma
Termelői–feldolgozói	8
Feldolgozói–kiskereskedői	8
Termelői–kiskereskedői	5

A fenti késleltetések felhasználásával páronként Johansen-teszteket alkalmaztunk a folyamatokra. A 4. táblázat outputja alapján látható, hogy 5 százalékos szignifikanciaszint mellett mindhárom folyamatpár esetén elvetjük a H_0 hipotézist, miszerint a folyamatok nem kointegráltak.

4. TÁBLÁZAT • Engel–Granger-féle kointegrációs teszt eredményei

Folyamatpárok	Tesztstatisztika értéke	p -érték
Termelői–feldolgozói	-2,9664	0,0438
Feldolgozói–kiskereskedői	-3,53	< 0,0
Termelői–kiskereskedői	-3,0983	0,0348

A hibakorrekciós modellek felépítése előtt meg kellett bizonyosodnunk arról, hogy a modelljeink lehetséges kauzális specifikációi közül melyek írnak le valós rövid távú kapcsolatot (5. táblázat). Az idősorpárok közötti rövid távú kauzális kapcsolat létét és irányát Granger-okság tesztelésére alkalmas Granger-teszt felhasználásával mutatuk ki. A tesztekre itt is a 2. táblázatban látható késleltetési struktúrát alkalmaztuk.

5. TÁBLÁZAT • Granger-okság tesztek eredménye

Tesztelt kauzális kapcsolat és iránya	Tesztstatisztika értéke	p -érték
Termelői → feldolgozói	2,307	0,022
Feldolgozói → termelői	1,123	0,349
Termelői → kiskereskedői	1,967	0,085
Kiskereskedői → termelői	1,025	0,404
Kiskereskedői → feldolgozói	13,011	< 0,01
Feldolgozói → kiskereskedői	1,055	0,3866

Az 5. táblázat eredményei alapján látható, hogy nem minden vizsgált kauzális kapcsolat mutat szignifikáns Granger-oktságot. A termelői és a kiskereskedelmi szint között például egyik irányba sem szignifikáns a kapcsolat, ami nem meglepő, hiszen ezek a szintek közgazdaságtani szempontból sem kapcsolódnak össze közvetlenül. A kapcsolódó szinteken a feldolgozó szint reagál szignifikánsan a termelői, illetve a kiskereskedői szinten bekövetkezett sokkokra. Ezek az eredmények összhangban vannak Popovics–Tóth [2006] 360. o.) szintén a magyar tejpiacra vonatkozó tanulmányának oksági irányjaival. Ezekből a teszteredményekből két hibakorrekciós modell adódik: az első, amelyben a feldolgozó szint a magyarázott és a termelői szint a magyarázó változó; illetve egy olyan, amelyben a feldolgozó szint a magyarázott, és a kiskereskedelmi szint a magyarázó változó.

A 6. táblázatban látható a termelői és a feldolgozó szintre felépített hibakorrekciós modell. Láthatjuk, hogy míg a negatív hibakorrekciós tag szignifikáns és nullától eltérő negatív értékkel rendelkezik, addig a pozitív hibakorrekciós tag nulla körüli és nem szignifikáns. Ezek alapján arra következtethetünk, hogy a feldolgozó ár nem szimmetrikusan reagál a termelői szinttel felvett egyensúlytól való eltérésekre. Amikor a feldolgozó ár negatívan tér el az egyensúlytól (azaz amikor összeszűkül a feldolgozó termelővel szembeni árrése), akkor azt viszonylag gyorsan és szignifi-

6. TÁBLÁZAT • Az 1. hibakorrekciós modell outputtáblázata
 $y = \Delta$ Feldolgozó

Változó	Becsült érték	Standard hiba	t-statisztika	p-érték
Konstans	0,000	0,001	0,285	0,776
Termelői (t-1)	-0,064	0,102	-0,633	0,527
Termelői (t-2)	-0,001	0,103	-0,010	0,992
Termelői (t-3)	0,068	0,102	0,665	0,507
Termelői (t-4)	-0,127	0,098	-1,294	0,197
Termelői (t-5)	0,151	0,102	1,478	0,141
Termelői (t-6)	-0,117	0,107	-1,095	0,275
Termelői (t-7)	-0,013	0,106	-0,120	0,904
Termelői (t-8)	-0,044	0,104	-0,421	0,675
Feldolgozó (t-1)	0,146	0,078	1,860	0,065*
Feldolgozó (t-2)	0,016	0,079	0,205	0,838
Feldolgozó (t-3)	0,077	0,079	0,979	0,329
Feldolgozó (t-4)	-0,093	0,076	-1,224	0,223
Feldolgozó (t-5)	0,040	0,075	0,541	0,589
Feldolgozó (t-6)	0,082	0,073	1,126	0,262
Feldolgozó (t-7)	-0,040	0,077	-0,515	0,607
Feldolgozó (t-8)	-0,107	0,078	-1,383	0,168
ECT ⁺	-0,080	0,065	-1,240	0,217
ECT ⁻	-0,249	0,078	-3,205	0,002***

ECT (error correction term): hibakorrekciós tag [az (5) egyenletben \hat{u}_{t-1}].

kánsan korrigálja. Amikor azonban a feldolgozó ár pozitívan tér el a termelői ártól (tehát megnő a feldolgozó termelővel szembeni árrése), azt a feldolgozó nem korrigálja szignifikáns módon.

Lefuttattunk egy F -próbát, amely megvizsgálja a $H_0: ECT^+ = ECT^-$ nullhipotézist, amely arra vonatkozik, hogy a két ártranszmissziós folyamat aszimmetrikusnak tekinthető-e. A próba 0,099 p -értéket ad (F -érték: 2,753), így 5 százalékos szignifikanciaszint mellett ezt a nullhipotézist nem tudjuk elutasítani, azonban a koefficiensek értékére és szignifikanciájára hivatkozva továbbra is mondhatjuk, hogy az ártranszmisszió aszimmetrikus. A negatív hibakorrekciós tag $-0,249$ értéke az (5) egyenletünk alapján azt jelenti, hogy amennyiben a feldolgozó szint az árrését szűkítő egyensúlytalanság lép fel, a következő időszakban annak 24,9 százalékát korrigálja.

A második hibakorrekciós modellünk a kiskereskedelmi és a feldolgozó szint közötti dinamikát vizsgálja, melynek outputját a 7. táblázat tartalmazza. A rövid távú kapcsolatot mérő paraméterek jellemzést adnak a két folyamat közötti kapcsolt irányáról. Látható, hogy a kiskereskedői szint késleltetett értékeinek növekedése pozitívan hat a feldolgozó szintre. Itt is a hibakorrekciós tagok a leglényegesebbek számunkra. Ahogyan az 1. modellben, itt is a negatív hibakorrekciós tag szignifikáns, az előző esethöz is nagyobb abszolút értékkel; a pozitív hibakorrekciós tag pedig

7. TÁBLÁZAT • A 2. hibakorrekciós modell outputtáblázata
 $y = \Delta$ Feldolgozó

Változó	Becsült érték	Standard hiba	t-statisztika	p-érték
Konstans	-0,002	0,002	-1,050	0,295
Kiskereskedői ($t-1$)	0,484	0,108	4,481	0,000***
Kiskereskedői ($t-2$)	0,051	0,111	0,459	0,647
Kiskereskedői ($t-3$)	0,342	0,107	3,210	0,002***
Kiskereskedői ($t-4$)	0,059	0,112	0,530	0,597
Kiskereskedői ($t-5$)	0,253	0,108	2,356	0,020**
Kiskereskedői ($t-6$)	-0,025	0,105	-0,235	0,814
Kiskereskedői ($t-7$)	0,074	0,101	0,733	0,465
Kiskereskedői ($t-8$)	-0,033	0,095	-0,346	0,730
Feldolgozó ($t-1$)	-0,219	0,117	-1,878	0,062*
Feldolgozó ($t-2$)	-0,259	0,118	-2,195	0,029**
Feldolgozó ($t-3$)	-0,216	0,116	-1,866	0,064*
Feldolgozó ($t-4$)	-0,298	0,112	-2,664	0,008***
Feldolgozó ($t-5$)	-0,147	0,112	-1,317	0,190
Feldolgozó ($t-6$)	-0,033	0,102	-0,328	0,743
Feldolgozó ($t-7$)	-0,020	0,097	-0,207	0,836
Feldolgozó ($t-8$)	-0,103	0,085	-1,212	0,227
ECT^+	0,229	0,150	1,523	0,130
ECT^-	-0,422	0,133	-3,173	0,002***

ECT (error correction term): hibakorrekciós tag [az (5) egyenletben \hat{u}_{t-1}].

itt sem szignifikáns 5 százalékos szignifikanciaszint mellett. A 2. modell esetén az interpretáció a kauzalitás iránya szerint változik meg. Amennyiben a feldolgozó ár negatívan tér el a kiskereskedelmi ártól (azaz, amikor nő a kiskereskedő árrése), akkor a feldolgozó szint gyorsan és szignifikánsan korrigálja ezt az eltérést. Amennyiben a feldolgozó ár pozitívan tér el a kiskereskedelmi szinttel szemben (csökkentve a kiskereskedői árrést), azt a feldolgozó szint nem korrigálja szignifikánsan.

Itt is megvizsgáltuk a (7) egyenletben szereplő hipotézis fennállását F -próba segítségével. A kapott 0,003 p -érték (F -értéke: 8,818) mellett 5 százalékos szignifikanciaszinten elutasítjuk a nullhipotézist, alátámasztva, hogy az ártranszmisszió aszimmetrikus. A negatív hibakorrekciós tag $-0,422$ értéke az (5) egyenletünk alapján azt jelenti, hogy a feldolgozó szint az árrését szűkítő egyensúlytalanságokat átlagosan 1,26 hét alatt korrigálta.

ÉRTELMEZÉS

Az empirikus elemzésünk eredményei azt sugallják, hogy a feldolgozó ár mind a termelői, mind a kiskereskedői szinten aszimmetrikusan reagál az egyensúlyi árréstől való eltérésre. A következőkben ennek az eredménynek a közgazdasági értelmezését fejtjük ki. Mivel az elemzésünkben két kapcsolatot vizsgáltunk (a feldolgozó–termelői, illetve a feldolgozó–kiskereskedői kapcsolatot), ezért az eredményeinket két fő pontra bontjuk:

- A termelői szint esetében az eredményeink azt jelentik, hogy a feldolgozó szint csak akkor korrigálja szignifikánsan a rövid távú egyensúlytalanságokat, amikor azok a saját árrésének szűküléséhez vezethetnek, akkor viszont nem, amikor a saját árrésének növekedéséhez vezethetnek.
- Kiskereskedői szint esetén azt jelenti, hogy a feldolgozó szint akkor korrigál szignifikánsan, amikor a sokk a kiskereskedői árrést növeli. Amikor azonban csökken a kiskereskedelmi árrés – ami inflációs időszakban nem az értékesítési árak csökkenése miatt, hanem feltehetően leginkább a beszerzési árak növekedése miatt áll elő –, ezeket a kitéréseket nem korrigálja szignifikánsan.

Ezt a két következtetést megfelelő közgazdasági kontextusba helyezzük, aminek segítségével kimutathatjuk, hogy empirikus eredményeink összhangban vannak-e a tejpiac tulajdonságaival.

A feldolgozó és a termelői oldalt leíró 1. modellben azt találjuk, hogy a feldolgozó szint korrigálja a saját árrése számára kedvezőtlen sokkokat. Ilyen hatása lehet annak, hogy a feldolgozó szint értékesítési ára csökken, vagy a termelői nyers tej ára nő az egyensúlyi szinthez képest. Ezzel szemben, ha az egyensúlyi helyzethez képest pozitívan tér el a hibakorrekciós tag, azaz ha akár a feldolgozó ár nő, akár a nyers tej ára csökken az egyensúlyi helyzethez képest, a feldolgozó szint azt nem korrigálja. A nyers tej árának viszonylag egyenletesen változó szintje egyfajta alsó határként viszonyul a termelői árhoz. A nyers tej árának emelkedésével megemelke-

dik a feldolgozó ár, azonban a nyers tej árának időszakos csökkenései nem épülnek be hasonló módon a feldolgozó árba.

A 2. hibakorrekciós modellünk eredménye, hogy a feldolgozó és a kiskereskedelmi árak közötti hosszú távú egyensúlytól való eltéréseket is aszimmetrikusan korigálja a feldolgozó szint. Az egyensúlytól való negatív eltéréseket, tehát a kiskereskedői árrés növekedését szignifikánsan korigálja, míg az attól való pozitív eltéréseket, amelyek szűkítik a kiskereskedői árrést, nem korigálja szignifikánsan.

Agrárpiaci jelenségekre vonatkozó ártranszmissziós elemzések esetén viszonylag standard feltételezés, hogy a kiskereskedelmi piacok vannak erőfölényben a termelői piacokkal szemben (például: *Falkowski [2010]*, *Antonlioli–Santeramo [2022]*). Ezek az elemzések azonban jellemzően csak a termelői és a kiskereskedelmi árak dinamikáját vizsgálták, figyelmen kívül hagyva a kettő közé ékelődő feldolgozó szintet. Ez a módszer érthető lehet olyan esetben, amikor az elemzők nehezebben jutnak hozzá a beszerzési árak adataihoz. A kiskereskedelmi és a nyers tej árak adatai viszonylag egyszerűen hozzáférhetők, míg a feldolgozó átadási árak nem feltétlenül. Elemzésünk számára a termelési lánc mindhárom főbb szintjére rendelkezésre álltak adatok, ennek megfelelően az eredményeink is eltérnek egy olyan esettől, ahol a kiskereskedelmi szintet összevonták a feldolgozó szinttel.

A feldolgozó szint aszimmetrikus ártranszmissziója arra enged következtetnünk, hogy a feldolgozó szint képes megakadályozni, hogy a kiskereskedelmi árak növekedésével a kiskereskedő hosszú távon növelni tudja a saját árrését. Ennek az eredménynek a fényében megkérdőjelezhető, hogy a kiskereskedői szint erőfölénnyel rendelkezne a kiskereskedelmi vagy feldolgozó szintekkel szemben, és ezzel együtt az is, hogy ezt az erőfölényes helyzetet kihasználva a kiskereskedői szint lenne a magyar élelmiszer-infláció fő forrása. A Gazdasági Versenyhivatal jelentésében a kiskereskedelmi cégek élelmiszereken realizált nyereségének drasztikus csökkenése – bár erősen homogén képet mutat a kiskereskedőkről – nem támasztja alá ezt a vélekedést (*GVH [2023]*).

Ezzel szemben, ha összehasonlítjuk a tejfeldolgozó vállalatok 2022-es és 2021-es pénzügyi kimutatásait, láthatjuk, hogy ezek a vállalatok jelentős növekedést értek el. A három legjelentősebb hazai feldolgozó esetén a nettó árbevétel átlagosan 38,5 százalékkal nőtt a két év között, az adózás utáni eredmény pedig az előző év 223 százaléka növekedett. A kisebb feldolgozók esetén is rendre hasonló növekedés tapasztalható. Ahogy korábban említettük, a Gazdasági Versenyhivatal versenystatisztikai adatbázisa a vizsgált időszakban 80 százalék feletti CR10 koncentrációs indexet mutat a feldolgozó szintre, tehát alátámasztja a koncentrátságról alkotott vélelmet. Mindez megerősíti az ökonometriai eredményünket, miszerint a feldolgozó szint képes volt növelni az árrését az árjelzések aszimmetrikus továbbításával, és nem a kiskereskedői oldal „nyereszskéde” volt jellemző a vizsgált időszakban. Ezt a helyzetet erőteljesen befolyásolhatták a koronavírus-járvány gazdasági következményei. A járvány kitörését követő pánikszerű vásárlás, illetve az elkövetkező időszak jelentős kormányzati stimulussai magas szinten tartották a keresletet, míg

a lezárások és egyéb járványvédelmi szabályozások megszakították és lelassították a termelési láncokat. Az így átmenetileg megzavart termelési láncok hozzájárulhattak ahhoz, hogy esetünkben a kiskereskedői szinttel szemben a feldolgozók könnyen érvényesíthették az áremelésre vonatkozó érdekeiket. Az így kialakult viszonylag magas kereslet és a viszonylag visszaszorult kínálat képes volt növelni a feldolgozói szint alkuerejét és csökkenteni a köztük fennálló verseny szintjét (*Lusk és szerzőtársai* [2021]). Ennek értelmében lehetséges, hogy a magyarországi tejpiac egy átmeneti helyzetéről ad képet az elemzésünk, nem pedig általános tulajdonságairól. Ennek a kérdésnek a megválaszolása további kutatást igényel a koronavírus-járvány tejpiacra gyakorolt egyedi hatásainak vizsgálatában.

JAVASLATOK ÉS KONKLÚZIÓ

A feldolgozói és a kiskereskedelmi szegmensekre vonatkozóan az eredményeink arra utalnak, hogy a feldolgozói szint képes érvényesíteni az átadási árak emelését a kiskereskedőknél. Ebből arra következtetünk, hogy a kiskereskedői szint nem rendelkezik olyan piaci erőfölénnyel, aminek köszönhetően anélkül emelhetné a saját értékesítési árait, hogy a feldolgozói szint korrigálná a kiskereskedői árrés bővülését. Egy ilyen eredmény arra is utal, hogy a fogyasztói tej árának drasztikus emelkedése sem azért állt elő, mert a kiskereskedők aránytalanul növelték volna az árrésüket. Ennek fényében javasolni lehet olyan kormányzati intézkedések kivezetését vagy módosítását, amelyek a kiskereskedői szintet sújtják az élelmiszerárak emelkedéséért. Ide sorolhatók az egyes élelmiszerek kiskereskedelmi árának legkülönfélébb szabályozásai. Amennyiben nem áll fenn profitinfláció a kiskereskedelmi szinten, ezek az intézkedések valószínűleg önmagukban forrásai lehetnek a fogyasztói jólét csökkenésének, akár a kínálat visszaszorulásán, akár a veszteséges kiskereskedelmi egységek bezárásán és ezen keresztül a kiskereskedelmi szint koncentrációján keresztül (*Szemlér* [2022]). Ehelyett a fogyasztókra nehezedő inflációs teher csökkentése érdekében alternatíva lehet a különféle forgalmi adók csökkentése. Megfontolandó emellett a kiskereskedelmi adóterhek csökkentése. Amennyiben a kiskereskedelmi szinten valóban effektív verseny uralkodik, az adóterhek csökkentése áttételesen hozzájárulhat a fogyasztói árak csökkentéséhez.

A feldolgozói szintnek fontos szerepet tulajdonítunk az eredményeink között, amelyek arra utalnak, hogy az nem optimálisan hárítja át az ársokkokat. Az eredményeink és a szakirodalom alapján úgy látjuk, érdemes versenyközgazdasági szempontból közelebbről megvizsgálni a feldolgozói szintet, ugyanis felmerül az a hipotézis, hogy a tejfeldolgozói piac nem versenyzői szerkezetű. A piaci koncentráció csökkentése valószínűleg hozzájárulhatna az árjelzések hatékonyabb transzmissziójához, így pedig alacsonyabb árakhoz, és sokkokkal szemben ellenállóbb élelmiszeriparhoz (*Acosta és szerzőtársai* [2019]).

A tanulmányunkban hibakorrekciós módszerrel ártranszmissziós elemzést végeztünk az utóbbi évek tejpiaci áaira. Sok hasonló tanulmánnyal szemben szétválasztottuk a kiskereskedői és a feldolgozó szintet, ahelyett, hogy csak az aggregált feldolgozó és kiskereskedelmi szintet hasonlítottuk volna össze a termelői szinttel. Azt találtuk, hogy nem a kiskereskedői szint volt képes a vizsgált időszak alatt növelni az árrését aszimmetrikus ártanszmisszió keresztül, hanem a feldolgozó szint, amely a termelési lánc mindkét irányába hatásosan adta tovább az árrésre kedvezőtlen ársokkakat, viszont kevésbé kellett továbbítania a számára kedvezőket. Ezeket az ökonometriai eredményeket empirikus adatok is alátámasztják. Mindezek alapján megfontolandó, hogy a fogyasztói tej piacon felmerülő problémákat ne a kiskereskedői szint szankcionálásával, hanem a feldolgozó szinten uralkodó verseny felülvizsgálatával, az azt torzító körülmények megszüntetésével kezeljük.

IRODALOM

- ACOSTA, A.–IHLE, R.–VON CRAMON TAUBADEL, S.[2019]: Combining market structure and econometric methods for pricetransmission analysis. *Food Security*, Vol. 11. 941–951. o.
- ANTONIOLI, F.–SANTERAMO, F. G. [2022]: On Policy Interventions and Vertical Price Transmissions: The Italian Milk Supply Chain Case. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 47. No. 2. 342–354. o.
- BAKUCS ZOLTÁN–FAŁKOWSKI, J.–FERTŐ IMRE [2012]: Price transmission in the milk sectors of Poland and Hungary. *Post-Communist Economies*, Vol. 24. No. 3. 419–432. o. <https://doi.org/10.1080/14631377.2012.705474>.
- BAKUCS ZOLTÁN–FAŁKOWSKI, J.–FERTŐ IMRE [2013]: Does Market Structure Influence PriceTransmission in the Agro-food Sector?A Meta-analysis Perspective. *Journal of Agricultural Economics* Vol. 65. No. 1. 1–25. o. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12042>.
- BAKUCS ZOLTÁN–FERTŐ IMRE [2014]: Fejezetek a mezőgazdasági árak elemzéséből. KTI Könyvek, 17. MTA KRTK Közgazdaság-tudományi Intézet, Budapest, <https://kti.krtk.hu/file/download/ktik17/tanulmany.pdf>.
- BORENSTEIN, S.–CAMERON, A. C.–GILBERT, R. [1997]: Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112. No. 1. 305–339. o. <https://doi.org/10.1162/003355397555118>.
- FAŁKOWSKI, J. [2010]: Price transmission and market power in a transition context: evidence from the Polish fluid milk sector. *Post-Communist Economies*, Vol. 22, No. 4, 513–529. o. <https://doi.org/10.1080/14631377.2010.518477>
- GRANGER, C. W. J.–NEWBOLD, P. [1974]: Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics*, Vol. 2. No. 2. 111–120. o. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7).
- GVH [2023]: Jelentés a tej és tejtermékek magyarországi piacon lefolytatott gyorsított ágazati vizsgálatról. Gazdasági Versenyhivatal, Budapest, https://gvh.hu/dontesek/agazati_vizsgalatok_piacelemzesek/agazati_vizsgalatok/vegleges-jelentes-a-tej-es-tejtermek-magyarorszag-piacan-lefolytatott-gyorsított-agazati-vizsgálatról.

- HILLEN, J. [2021]: Vertical price transmission in Swiss dairy and cheese value chains. *Agricultural and Food Economics*, Vol. 9. No.13. <https://doi.org/10.1186/s40100-021-00187-3>.
- KHARIN, S.–LAJDOVA, Z.–BIELIK, P. [2017]: Price transmission on the Slovak dairy market. *Studies in Agricultural Economics*, Vol. 119. 148–155. o. <https://doi.org/10.7896/j.1711>.
- KSH [2023]: A fogyasztóiár-index fogyasztási főcsoportok szerint és a nyugdíjas fogyasztóiár-index, havonta. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, https://www.ksh.hu/stadat_files/ara/hu/ara0040.html.
- LLOYD, T.–MCCORRISTON, S.–MORGAN, C. V.–RAYNER, A. J. [2001]: The impact of food scares on price adjustment in the UK beef market. *Agricultural Economics*, Vol. 25. 347–357. o. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2001.tb00214.x>.
- LUSK, J. L.–TONSOR, G. T.–SCHULZ, L. L. [2021]: Beef and Pork Marketing Margins and Price Spreads during COVID-19. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 43. 4–23. o. <https://doi.org/10.1002/aep.13101>.
- MCCORRISTON, S.–MORGAN, C. V.–RAYNER, A. J. [1998]: Processing Technology, Market Power, and Price Transmission. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 49. No. 2. 185–201. o. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.1998.tb01263.x>.
- MEYER, J.–VON CRAMON TAUBADEL, S. [2004]: Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 55. No. 3. 581–611. o. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>.
- POPOVICS PÉTER ANDRÁS–TÓTH JÓZSEF [2006]: Az ártranszmisszió és az árak aszimmetrikus alakulása Magyarország tejvertikumában. *Közgazdasági Szemle*, 53. évf. 4. az. 349–364. o.
- SZEMPLÉR TAMÁS [2022]: Inflation and counter-inflationary policy measures: The case of Hungary. *IMK Studies*, Vol. 83. No. 8. 1–18. o.
- VON CRAMON-TAUBADEL, S. [1998]: Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 25. No. 1. 1–18. o. <https://doi.org/10.1093/erae/25.1.1>.