

Balogh Jeremiás Máté¹⁹ – Sárvári Balázs²⁰

Az élelmiszerár-infláció meghatározó tényezői az Európai Unió 27 tagállamában

Jelen kutatás célja az élelmiszerár-infláció főbb meghatározó tényezőinek a vizsgálata az Európai Unió 27 tagállamában 2001. január és 2022. május között. A kutatás a tőzsdei nyersolajárak és a valutaárfolyam-ingadozások szerepére helyezi a hangsúlyt. Az elemzéshez kiegyensúlyozott panel adatbázist készítettünk havi adatok felhasználásával. A korábbi vizsgálatok eredményei nyomán az alábbi becslési módszereket alkalmaztuk: véletlen hatások (RE), panelkorrigált standard hibák (PCSE), módosított legkisebb négyzetek kointegrált becslése (FMOLS), valamint dinamikus legkisebb négyzetek (DOLS) regressziós módszere. Eredményeink azt mutatták, hogy az élelmiszerár-inflációt az olajárak növekedése és a valutaárfolyam-ingadozás egyaránt jelentős mértékben befolyásolták.

Kulcsszavak: élelmiszerárak; olajárak; élelmiszerinfláció; Európai Unió; panelbecslés
JEL kódok: E31, O13, C23

Determinants of food price inflation in the European Union 27 Member States

The objective of our research is to investigate the main determinants of food price inflation in the European Union 27 Member States between January 2001 and May 2022. Our research focuses on the role of oil prices, exchange rate volatility, and the impact of the Russian-Ukrainian war that started in February 2022. We compiled a strongly balanced panel dataset based on monthly values. Based on the a priori test results Random Effects (RE), linear regression with panel-corrected standard errors (PCSE), cointegration regression using fully modified ordinary least squares (FMOLS), and dynamic ordinary least squares (DOLS) regression methods were applied. Our result shows that both the increasing crude oil prices and the fluctuating exchange rates stimulated significantly food price inflation in the EU-27. Data demonstrates that Russia's war against Ukraine also contributes to increasing food prices in the EU-27. In this regard, we provide country-level analysis as well.

Keywords: food prices; oil prices; food inflation; European Union; panel estimation
JEL codes: E31, O13, C23

<https://doi.org/10.32976/stratfuz.2025.6>

Bevezetés

A 2021 második felétől 1,5 éven át folyamatosan növekvő infláció mozgatórugóinak a feltárása a gazdaságpolitika központi kérdése lett. Spanyolországtól Görögorszáig a megélhetési költségek új csúcspontokat döntöttek, ami számos nehézség elé állította az Európai Unió több millió háztartását. A növekvő infláció minden ország számára komoly kihívást jelent, habár az utóbbi évtizedben meglehetősen új jelenségnek számít, ugyanis az elmúlt bő egy évtizedben (2020 előtti időszakban) mérsékelt infláció volt az Unióban. A 2008-ban bekövetkező pénzügyi világválság a gazdasági növekedés lassulásához és a fogyasztói kereslet csökkenéséhez vezetett, amely hozzájárult az alacsony inflációhoz. Számos fejlett országban, ideértve az Európai Uniót is, 2009 és 2020 között általában alacsony infláció volt.

¹⁹ egyetemi docens, Budapesti Corvinus Agrárgazdaságtan Tanszék; email: jeremias.balogh@uni-corvinus.hu

²⁰ tudományos munkatárs, Budapesti Metropolitan Egyetem Green Transition; email: bsarvari@metropolitan.hu; adjunktus, Közgazdaságtan Intézet, Budapesti Corvinus Egyetem, e-mail: balazs.sarvari@uni-corvinus.hu

Ebben a gazdasági környezetben az Európai Központi Bank (ECB) több olyan gazdaságnövelő intézkedést - például alacsony kamatlábakat - vezetett be, amelyek később magasabb inflációt eredményeztek. Az ECB döntésein kívül számos további tényező is hozzájárult a növekvő inflációhoz. Ezek közé sorolhatjuk a pandémia következtében akadozó ellátási láncokat, az egyes hullámokat követő lezárásokat, valamint az ösztönző intézkedések miatti megnövekedett keresletet (ECB, 2022). A nyersanyagárak emelkedése és a gazdasági aktivitás fellendülése is hozzájárult az inflációs nyomáshoz.

A fogyasztói árindexen belül kutatásunk az élelmiszerár-inflációra fókuszálva vizsgálja az élelmiszerárak növekedését. Ennek hátterében számos tényező állhat, ideértve a piaci egyensúlyhiányt, az időjárási viszonyokat, az árfolyam-ingadozást, a világgazdasági sokkokat (köztük a háborús eseményekkel kapcsolatos hatásokat), illetve a fogyasztói preferenciákat. Az élelmiszerár-infláció jelentős hatást gyakorolhat a gazdaságra is, mivel az infláció a fogyasztói kiadások és a gazdasági növekedés csökkenéséhez vezethet.

A magas szintű gazdasági integráció és az egységes valutaövezet miatt homogén inflációs várakozások várhatók az eurózónában. Azonban nem minden EU-tagállam tagja az eurózónának, így az árfolyam ingadozása eltérően érintette az eurózónán kívüli országokat. Amennyiben a fogyasztói árindex helyett az élelmiszer-inflációt helyezzük előtérbe, az EU 27 tagállama között is jelentős eltérés figyelhető meg. Az élelmiszer-infláció 2020 után szélsőséges értékeket mutatott Magyarországon. Habár a többi EU tagállamhoz képest jelenleg az élelmiszerinfláció területén Magyarország vezet a listát, a többi tagországban is megfigyelhető volt az árak növekedése. Tanulmányunk elsősorban a nyersolajárak és az valutaárfolyam-változással kapcsolatos tényezők, valamint az élelmiszerárak közötti ok-okozati összefüggéseket vizsgálta. A nyersolajárak szerepe meghatározó a mezőgazdaságban, mivel olyan alapvető termékek előállításához használják fel, mint a műtrágyák és a növényvédő szerek, valamint szükségesek a mezőgazdasági járművek működtetéséhez is. Továbbá a nyersolaj a legmeghatározóbb tényező az Európai Unió bruttó energiafogyasztásában első helyen álló fosszilis tüzelőanyagokon belül. (EUROSTAT, 2022) A valutaárfolyamok vizsgálatát az élelmiszerinfláció országoként eltérő értékei indokolták. Kutatásunk újnak tekinthető abban az értelemben, hogy ezeket a tényezőket havi bontásban vizsgálja meg a 2001. január és 2022. május között, ami korábbi elemzésben még nem jelent meg. Eredményeink további szempontokat biztosítanak mind az élelmiszeripar, mind az infláció szakpolitikai szabályozásához, valamint a hatékonyabb árpolitika kialakítását sürgetik az élelmiszeripar tekintetében.

A tanulmány a következőképpen épül fel. A második fejezet három csoportra osztva foglalja össze a szakirodalomban a korábbi vizsgálatokat és módszertanokat. Megkülönböztettünk országos, regionális és a globális kutatásokat. A harmadik részben a hipotéziseink kerülnek bemutatásra. A tanulmány negyedik fejezetében kitérünk a módszertanra, az adatokra, az alkalmazott változóinkra, valamint ezek kiválasztásának szakirodalmi megalapozására. Az ötödik fejezet az empirikus eredményeinket mutatja be. A hatodik fejezet az eredmények összesítését tartalmazza, illetve rávilágít a kutatás főbb korlátaira és további lépéseket javasol a jövőbeli kutatáshoz.

Szakirodalmi áttekintés

Országos szintű vizsgálatok

Az országos szintű tanulmányok közül először két érdekes kutatást szeretnénk kiemelni, amelyek a Nigériában tapasztalt inflációt tárgyalják. Tule et al. (2019) az inflációt a mezőgazdasági nyersanyagárak felől közelíti meg. A tanulmány két mérőszám: a fogyasztói árindex és az élelmiszer-infláció alapján vizsgálja az inflációt. A szerzők Nigéria tizenkét legtöbbet fogyasztott mezőgazdasági termékét választották ki (ideértve különböző fajta kukorica fajtákat, a rizst, burgonyát és szójababot), hogy felmérjék azok élelmiszer-inflációra és fogyasztói árindexre vonatkozó hatását. Vizsgálatukban az 1991-től 2018-ig tartó időszakot vették figyelembe és az adatokat havi bontásban elemezték. Különböző módszertani megközelítések közé tartozik a

Westerlund és Narayan-féle (2015) becslés, a véletlen bolyongás modell és a növekvő Phillips-görbe modellje. Tanulmányukban a kutatók bebizonyították, hogy a mezőgazdasági áruk külön-külön hatékonyabban jelzik előre mind a fogyasztói árindexet, mind az élelmiszer-inflációt, mint a véletlen bolyongás modell. Kutatásuk másik fontos előnye, hogy a szerzők a főkomponens-elemzést alkalmazva átfogó indexet hoztak létre valamennyi kiválasztott mezőgazdasági árucikkre vonatkozóan. Három évvel később Umar és Umar (2022) egy másik ok-okozati összefüggést választottak. Azt vizsgálták, hogyan hat az árfolyam az élelmiszer-inflációra. Nemlineáris autoregresszív osztott késleltetésű modell alkalmazásával a 2008-tól 2020-ig terjedő negyedéves adatokra támaszkodva igazolták a hosszú távú kapcsolatot az árfolyam, az élelmiszer-infláció és a GDP között. A szerzők bebizonyították, hogy a GDP negatív és szignifikáns hatással bír az élelmiszer-inflációra, míg az árfolyam mind hosszú, mind rövid távon aszimmetrikus pozitív szignifikáns összefüggést mutat az élelmiszer-inflációval.

Ibrahim (2015) szintén nemlineáris autoregresszív osztott késleltetésű (NARDL) modellt alkalmazott a malajziai olaj- és élelmiszerárak összefüggéseinek elemzésére. Kutatásai több mint négy évtizedet öleltek fel (1971-től 2012-ig) és elemzése a reál-GDP, valamint a West Texas Intermediate nyersolaj árának évente rögzített adatai alapján készültek. A szerző hosszú távon különböző eredményekre jutott: amikor az olaj ára emelkedett ez jelentős hatással volt az élelmiszer árára, de ha az olaj ára csökkent, annak hatását nem lehetett kimutatni a élelmiszerek árára.

A fent említett országokénti vizsgálatokhoz hasonlóan az elmúlt két évben két másik kutatás is görcső alá vette az élelmiszer-inflációt. Ezek hasonló megközelítéseket alkalmaztak a brazil, illetve lengyel adatokon alapuló kutatásokhoz. Barros et al. (2022) várt és váratlan ársokkokat elemzett a mezőgazdasággal és az inflációval kapcsolatban 2001 és 2019 között. Az ellátási problémákat figyelembe véve a szerzők magyarázatot tudtak adni a brazil hivatalos inflációs index előrejelzési hibáinak változékonyságára. E magyarázatot a várható inflációra vonatkozó adatokból, a gabona- és gázolajárakból, valamint az árfolyamból vezették le. Mintájuk alapján bizonyítani tudták azt is, hogy a nemzetközi ár- és árfolyamsokkok hatnak a belföldi aggregált mezőgazdasági árra. Az inflációs várakozásokon kívül elemzéseik a mezőgazdaságot, az energiát és az átváltási árfolyamokat is összevetették egymással, ami a jelen tanulmány megközelítésének alapjául is szolgált. Habár mi az adatainkat havi bontásban gyűjtöttük, ők a mezőgazdasági és állattenyésztési termékcsoportok (gabonák, állattenyésztés és kertészet) termelői árindexének, az IMF nemzetközi élelmiszer- és itálárindexének, a nemzetközi dolláráraknak, valamint az átlagos gázolaj forgalmazási árának negyedéves árváltozását vették figyelembe.

A napi adatok segítségével Jaworski (2021) rövidebb időszakot elemzett (2015 júliusától 2020 augusztusáig), amelybe a koronavírus-járvány első hullámát is beleszámította. Célja az volt, hogy valós idejű élelmiszerárakat mérjen Lengyelországban. A szerző bebizonyította, hogy a napi adatok segítségével megbízható becsléseket lehet adni a havi és éves élelmiszer-inflációra vonatkozóan, a hivatalos indexek publikálása előtt körülbelül 30 nappal. Annak érdekében, hogy bemutassa az árak gyors változását, Jaworski (2021) körülbelül 20 000 termékből (köztük alkoholmentes italokból is) álló ártörténetet hozott létre. A nagy adathalmaz vizsgálatához webkapatásos (web scraping) módszert alkalmazott az online áradatok összegyűjtésére.

Az élelmiszer-infláció országokénti elemzéséhez Mawejje (2016) az éghajlati viszonyokat is figyelembe vette. Egyenletmodell (single equation model) segítségével három vektoros hibakorrekciós modellt dolgozott ki az energia- és klímasokkok ugandai élelmiszerárakra gyakorolt hatásának vizsgálatára. Az energiaárak tekintetében az eredményei hosszú távú, kointegrációs összefüggést mutattak az élelmiszerárakra vonatkozóan. Az éghajlattal kapcsolatos adatok azt mutatták, hogy a hőmérséklet-változások jobban befolyásolják az élelmiszerárakat, mint az esőzések.

Regionális szintű kutatások

Habár időben és témakörben Borkowski et al. (2008) kutatása nem közvetlen előzménye a jelen elemzésnek, mivel tanulmányuk Európát vizsgálta, szükséges az ő eredményeikre is hivatkoznunk. Az éves adatok és a korrespondencia, klaszterelemzés (Grade Correspondence - Cluster Analysis), és az ARMA (p, q) – GARCH (1,1) modell felhasználásával jelentős eltéréseket mutattak ki 23 EU-tagállam termelésében és fogyasztásában (Ciprus és Luxemburg kivételével), valamint az ilyen különbségek csökkentésében is. Kétoldalú összehasonlítás segítségével bebizonyították, hogy a görög és lengyel fogyasztói, illetve termelői piacok olyan mértékben különböznek egymástól, hogy sokkal inkább egymás lehetséges partnereinek, mintsem versenytársainak tekinthetők. Borkowski et al. (2008) ugyan nem tértek ki az árra és az inflációra, összegezték viszont a kibővült Európai Unió élelmiszer-termelési és fogyasztási struktúrájának változási irányait 1993 és 2003 között. Megmutatták, hogy ez a tendencia sokkal több hasonlóságot mutat, mint eltérést. Eredményük további uniós szintű vizsgálatra készítette a kutatókat.

Liontakis és Kremmydas (2014) tanulmánya Liontakis korábbi kutatásaira (Liontakis & Papedas, 2010; Liontakis, 2012) épül, amely térbeli megközelítés segítségével szemlélte az élelmiszer-infláció konvergenciáját. Az Európai Unió élelmiszer-inflációját eloszlási és területi szempontból elemezték. Mintájukban 25 EU-tagállam szerepelt, valamint éves inflációs rátákat gyűjtöttek össze az 1997 januárjától 2011 márciusáig tartó időszakból. A Getis térbeli szűrő segítségével a szerzők kimutatták, hogy a 25 EU-tagállamon belül létezik egy térbeli autokorreláció, amely cáfolja a függetlenségre vonatkozó feltételezést. Ezért nem jelent minden ország adatsora független megfigyeléseket. Ennélfogva nem biztosítanak egyedi és nélkülözhetetlen információkat az infláció változásának előrejelzéséhez. A konvergencia trendek létezése abba az irányba mutat, hogy az inflációval kapcsolatos elemzéseket a nemzeti szintű jelenségek helyett a nemzetközi folyamatok felé érdemes irányítani. Az ebből levont következtetés segítette elő kutatásunk változóinak kiválasztását is.

További két új tanulmány a klímaváltozást és a fenntarthatóságot a mezőgazdasági termeléssel és az inflációval kötötte össze. Agovino et al. (2019) a 2005 és 2014 közötti időszakot vizsgálta az EU 28 tagállamában, és több változó között kontrollálta az ok-okozati összefüggéseket, ideértve néhány energiával kapcsolatos változót (köztük a megújuló energiát is), a munkaerőpiacot, az éghajlatot, és néhány társadalmi vonatkozású adatsort (pl. a nemek közötti foglalkoztatottsági különbséget, a szegénységre vonatkozó társadalmi transzferek hatását) is. A paneladatok Granger-okság tesztjének felhasználásával bebizonyították, hogy negatív kétirányú kapcsolat van mind a klímaváltozás és a mezőgazdasági hozamok, mind a klímaváltozás és a fenntartható mezőgazdaság között. Azt is kimutatták továbbá, hogy a hagyományos mezőgazdaság negatív hatással van a fenntartható mezőgazdaságra. Hozzáadott értékeik közé tartozik a wroclawi taxonómiai módszerrel összeállított „Fenntartható mezőgazdasági index” (Index of Sustainable Agriculture) összetett mutatója.

Odongo et al. (2022) megállapította, hogy a fő források az ellátás problémáiból erednek, amelyeket a csapadék mennyiségével és az importált élelmiszerárak inflációjával mértek meg, miközben a fő kiváltó okok az olajárak, a támogatások, és az importált infláció volt. Ez a kutatás részben a mintában szereplő tíz kelet- és dél-afrikai országot érintő sokféle hektikus éghajlatváltozással kapcsolatos eseményre épült, amelyek egyre nagyobb intenzitással fordultak elő. A szerzők az éghajlatváltozás és az infláció összefüggését 2001-től 2020-ig elemezték. A tanulmányban leíró elemzést és paneladatokat használó dinamikus modellt alkalmaztak, valamint számos változó havi adatait használták fel, köztük a fogyasztói árakat és a különböző élelmiszerár-indexeket, a hitelkamatokat, az átváltási árfolyamokat, a GDP-t, a globális olajárindexet, valamint a csapadék- és hőmérséklet-adatokat.

Globális szintű vizsgálatok

Az élelmiszerárak, valamint az eltérő kereskedelempolitikák multiplikátor hatásának vizsgálatához Giordani et al. (2016) hat kontinens 77 országát választotta ki (ideértve pl.: Brazíliát, Kanadát, Kínát, Magyarországot, Indiát, Kazahsztánt, Új-Zélandot, Dél-Afrikát, Svájcot és az Amerikai Egyesült Államokat), és az 2008–2011 közötti időszakra havi információkat gyűjtött a kereskedelmi intézkedésekre vonatkozóan, valamint havi adatokat gyűjtött 32 élelmiszeripari termékre és makroökonómiai mutatókra vonatkozóan. A szakirodalomban értekezések hosszú sora foglalkozik az élelmiszerválságok és a kereskedelempolitika okozati összefüggéseivel. A modellek és a regressziók eredményei bebizonyították, hogy a kereskedelmi intézkedések más kormányzatok lépéseire adott reakciók. Az egyik fél érdeke az, hogy hatásosabb védelmet alakítson ki a másikkal szemben, a másik pedig arra törekszik, hogy a védelem dacára is előnyös helyzetbe kerüljön, ez az akció-reakció láncolat megsokszorozza a kezdeti sokkra adott intézkedés hatását. Továbbá arra a következtetésre jutottak, hogy a kormányok akkor igyekeznek védeni a gazdaságot a nagyobb nemzetközi élelmiszerár-sokkóktól, ha a lakosság inkább kockázatkérülő.

Számos cikk elemezte globális összefüggésben az olaj- és élelmiszertermékek árai közötti kölcsönhatást 2022-ben. Karakotsios et al. (2021) lineáris autoregresszív osztott késleltetésű (ARDL) és aszimmetrikus autoregresszív osztott késleltetésű modellt (ASARDL) alkalmaztak, hogy megvizsgálják a két tényező rövid és hosszú távú dinamikus összefüggéseit. Ennek érdekében havi szintű adatokat (globális olajár-index és világpiaci élelmiszerár-index) gyűjtöttek a 2000. január és 2015. december közötti időszakból. A lineáris keret azt az újdonságot nyújtotta, hogy bizonyíthatták az okozati összefüggést, hogy az olajárak hogyan befolyásolják az élelmiszerárakat, az aszimmetrikus keretben pedig azt igazolhatták, hogy mindkét tényező hatással van a másikra.

A világpiaci élelmiszerár-index és annak alkategóriái voltak Hanif et al. (2021) kezdeti referenciaértékei, hogy bizonyítékokat gyűjtsenek az olaj- és élelmiszerárak széleken való összefüggésből fakadó kockázatairól és a továbbgyűrűző hatásokról. Komplex módszertani megközelítést alkalmaztak a statikus és dinamikus kétváltozós kopulák, a kockázatot (VaR) és a feltételes kockázatot (CoVaR) számítási módszerek, valamint az ARMA-GARCH marginális eloszlási modell kombinálásával. Havi gyakoriságú adatokra támaszkodtak, amelyek az 1990. január és 2018. február közötti időszakot fedték le. Az eredményeik az mutatják, hogy a piac fellendülése és hanyatlása során mind az olaj-, mind az aggregált élelmiszerárak egymástól függetlenül mozognak, miközben kétirányú aszimmetrikus továbbgyűrűző hatásokat is kimutattak egyes élelmiszeripari termékek és az olaj között. A szerzők a felső és alsó széleken összefüggést fedeztek fel az olajárak és a gabonafélék, a növényi olajok és a cukor árai között. Ez a megfigyelés azonban nem érintett más élelmiszeripari alkategóriákat (a tejtermékek kivételével).

Az olajárak és az élelmiszerárak közötti kölcsönhatás tekintetében Peersman et al. (2021) nemrég széles körű történeti értékelést mutatott be, mivel a kutatásban három évtizedet fedtek le az 1990-es évektől a 2010-es évek végéig. Strukturális, időben változó paraméterű Bayes-i megközelítésű, vektoros autoregressziós (TVP-BVAR) keretet alkalmaztak, és különböző, az ezredforduló előtt és utáni tendenciákat igazoltak. Az 1990-es években az olajellátási zavarok és az ezzel kapcsolatos árnövekedések nem voltak kihatással az élelmiszerárakra. Érdekes módon ez a tendencia később megváltozott, és pozitív továbbgyűrűző hatásokat mértek – ez különösen igaz volt a nagy gazdasági világválság időszakában. Megfigyeléseik kétirányúak voltak, vagyis az ezredforduló óta a nyersolajárak növekednek azokban az időszakokban, amikor a termés gyenge, és a világpiaci élelmiszerellátás nem jól teljesít.

Khalfaoui et al. (2022) az energiaárak, valamint az élelmiszer- és mezőgazdasági nyersanyagpiacok közötti kölcsönhatás további dimenzióit emelték ki, mivel elemzésükbe bevonták az ásványi anyagokat és a nemesfémeket is. Az 1960 és 2021 közötti időszakra vonatkozó havi adatokat használtak, és Baruník és Kley (2019) kvantilis koherencia módszerét alkalmazták. Számos érdekes eredményt értek el, de a mi tanulmányunk szempontjából a leglényegesebb az, hogy eredményeik az olaj és a mezőgazdaság külföldi piacain mind rövid, mind hosszú távon kevesebb továbbgyűrűző kapcsolatot jeleztek.

A különböző áru piacok közötti összefüggések elemzése mellett néhány kutatás a gazdálkodás jövőjére fókuszál. Az egyik nemrégiben kiadott ilyen tanulmányt Giller et al. (2021) publikálta. A szerzők leíró statisztikát használtak a mezőgazdasági kereskedelem globális összefüggéseinek feltárására és annak gazdaságainkban betöltött szerepére. Globális elemzéseik sok régiót külön-külön érintenek, és az 1980 és 2019 közötti időszakot fedik le. Következtetésük rávilágít arra, hogy a gazdaságok termelési költségeit főként a globális piacok határozzák meg, és hogy a kistermelő gazdaságok alapvető fontosságúak a globális élelmiszerbiztonság szempontjából. Írásunk már kitért arra, hogy ezek a gazdaságok érzékenyek az energiaárakra és az éghajlatváltozásra, ezért további szakpolitikákra és befektetésekre lenne szükség annak érdekében, hogy azok stabilak maradjanak a globális élelmiszer-ellátás szempontjából.

A kézirat elkészültéig az áru piacokra gyakorolt legutóbbi globális hatás Oroszország Ukrajna ellen indított háborúja miatt következett be. Alexander et al. (2022) meglehetősen baljósan látják a jövőt, ugyanis szerintük csupán 2023-ban egymillióan fognak meghalni az élelmiszer-infláció következtében, még úgy is, hogy azt feltételezik, hogy Ukrajna a kapacitásához képest nem korlátozza majd az élelmiszerexportot. A globális élelmiszerpiac vizsgálatához a szerzők négy stilizált forgatókönyvet írtak le, és a LandSyMM élelmiszerekre vonatkozó modelljét alkalmazták. Eredményük bebizonyította, hogy a mezőgazdasági inputköltségek hatással vannak az élelmiszerárakra, így racionalizálható a hiányzó orosz és ukrán export.

Elemzésünk hipotézise

Az utóbbi években számos tényező járulhatott hozzá az élelmiszerár-inflációhoz az Európai Unióban. Szakirodalmi áttekintésünk alapján ilyen meghatározó tényezők közé sorolhatjuk a kereslet és kínálat egyensúlytalanságait, az árfolyam-ingadozásokat, az emelkedő nemzetközi nyersanyagárakat, a szakpolitikákat és az adózási rendszereket. Az élelmiszerárakat a nemzetközi ellátási lánc zavarai is befolyásolhatják, például természeti katasztrófák, járványok, időjárási viszonyok, amelyek a terméshozam csökkenéséhez és az élelmiszerárak növekedéséhez vezethetnek. Továbbá az valutaárfolyam változása a kereskedelem költségeit is befolyásolhatja, ami az élelmiszerárak változásához vezethet. A nyersanyagok, például az olaj, a gabona és a fémek ára hatással lehet az élelmiszertermelés költségeire, ami szintén az élelmiszerárak változásához vezethet. Mindemellett az adók, vámok, élelmiszerbiztonsági előírások, valamint a kormányzati politikák is befolyásolhatják az élelmiszerár-inflációt, mivel ezek az előállítási és az értékesítési költségeket is növelik. Fontos megjegyezni, hogy az élelmiszerárak inflációja összetett jelenség, amelyet számos tényező is befolyásolhat és egyes tényezők hatása az adott élelmiszertől és az adott régiótól függően változhat. Ezen összefüggések alapján az alábbi három fő tényezőt választottuk ki, hogy teszteljük az élelmiszer-inflációra gyakorolt hatásukat.

A szakirodalomban több szerző is egyetért abban, hogy az élelmiszerár-infláció fő oka az emelkedő olaj- és energiaár volt (Hanif et al., 2021; Karakotsios et al., 2021; Odongo et al., 2022; Khalfaoui et al., 2022). Első hipotézisünk ezt a hatást vizsgálja a mintánkon:

H1 A nyersolajárak növekedése megnövelte az élelmiszerár-inflációt az Európai Unió 27 tagállamában.

Adatbázisunk alapján 2001 és 2022 között a legmagasabb élelmiszer-inflációt elszenvedő országok listájának a második helyén Magyarország szerepel (1. és 2. ábra), valamint az euró forint árfolyamában volt a legnagyobb változás (4. ábra). Emellett megvizsgáltuk a valutaárfolyamok és az élelmiszer-infláció közötti összefüggést is. Más kutatók eredményei további inspirációt szolgáltattak, akik kimutatták, hogy az árfolyam hosszú és rövid távon is pozitív és szignifikáns összefüggésben van az élelmiszer-inflációval (Umar & Umar, 2022; Barros et al., 2022; Odongo et al., 2022). A fent említett összefüggések alapján a második hipotézisünk a következőképpen fogalmazható meg:

H2 Az átlagos árfolyamingadozások jelentős szerepet játszottak az EU 27 tagállamában tapasztalható élelmiszerár-emelkedésben.

Módszertan és adatok

Elemzésünkben egy kiegyensúlyozott panel adatbázist hoztunk létre az Európai Unió 27 tagállamának 2001. január és 2022. június közötti havi adatait felhasználva. Az adatok a FAOSTAT (2022), az ECB (Európai Központi Bank, 2022) és a FRED (2023) adataiból származnak. Az EU-s élelmiszerár-inflációra vonatkozóan az alábbi egyenletet állítottuk fel:

$$\ln(\text{élelmiszerinfláció})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{nyersolaj árak})_{it} + \beta_2 \ln(\text{valutaárfolyam})_{it} + \beta_3 \text{orosz-ukrán háború}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ahol:

i az Európai Unió 27 tagállamát jelöli

t az idő hónapokban kifejezett

β_1 ..i a panelmodell becsült együtthatóit mutatja.

β_0 a konstans

A vizsgálat alapján elvethetjük a Breusch és Pagan (1980) féle Lagrange multiplikátor teszt véletlen hatásokra vonatkozó nullhipotézisét mely szerint a legkisebb négyzetek módszere (OLS) előnyösebb a véletlen hatások modelljével szemben. Hausman (1978) specifikációs tesztje (p-érték: 0,968) szerint a véletlen hatások modellje hatásosabb mint az állandó hatások becslése. A paneladatok autokorrelációjára vonatkozó Wooldridge (2002) teszt megerősíti az elsőrendű autokorrelációt az adatokban. A Pesaran (2004) teszt igazolja a keresztmetszeti függőséget. Az első és második generációs panel egységgyök tesztek (Maddala – Wu, 1999; Pesaran, 2007) jelzik az egységgyök meglétét. A kointegrációs tesztek (Kao, 1999; Pedroni, 1999; Westerlund, 2005) alátámasztják a kointegrációs összefüggést a változók között (Függelék). A vizsgálatok eredményeit alapul véve az alábbi becslési módszereket alkalmaztuk az élelmiszerinflációt meghatározó tényezők becslésére: véletlen hatások (RE), panelkorrigált standard hibák módszere (PCSE), kointegrációs regresszió módosított legkisebb négyzetek módszerének (FMOLS) használatával és dinamikus legkisebb négyzetek (DOLS) módszere. A változók részletes leírását az 1. táblázat mutatja be.

1. táblázat: A változók leírása
Table 1: Description of the variables

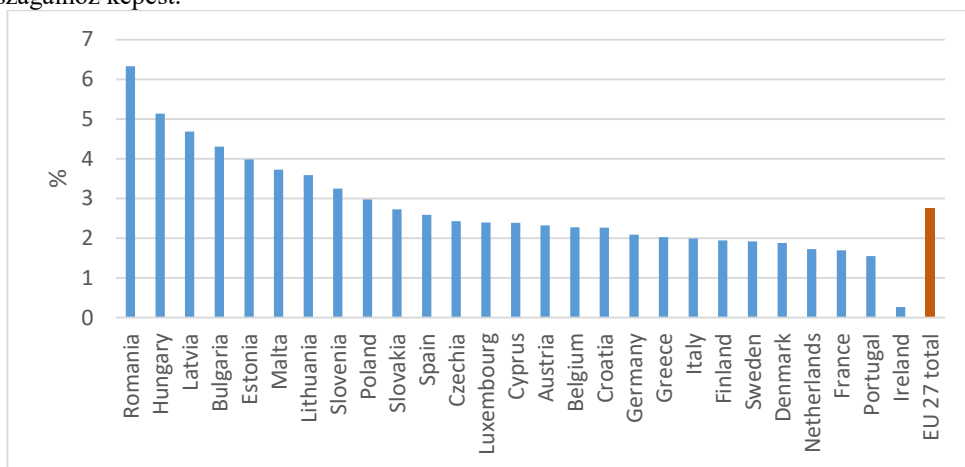
Változónév	Leírása	Forrás
$\ln(\text{élelmiszerinfláció})_{it}$	Az élelmiszerárak inflációja átlagos százalékos változás az előző év azonos hónapjához viszonyítva százalékban kifejezve	FAOSTAT (2022)
$\ln(\text{valutaárfolyam})_{it}$	Havi átlagos valutaárfolyam változás euró értéke helyi pénznemben kifejezve, EUR/helyi pénznem (az eurózóna országaiban értéke 1)	Európai Központi Bank (2022)
$\ln(\text{nyersolaj árak})_{it}$	Nyersolajárak, West Texas Intermediate (WTI) Cushing, Oklahoma, USD/hordó	FRED (2023)
Orosz-ukrán háború _{it}	hónap = 1, ha a hónap 2022 februárja, illetve azt követő hónapok (az orosz-ukrán háború kezdete), 0 máskülönben	saját szerkesztés

Forrás: saját szerkesztés

Eredmények

A tavalyi év során az élelmiszerár-infláció jelentős mértékben ingadozott, amely leginkább a koronavírus-járvánnyal kezdődött, majd nagymértékben megugrott, legfőképp az orosz-ukrán háború kitörése utáni időszakban. Az élelmiszerárak inflációja Romániában érte el a legmagasabb értéket (6,32%), melyet Magyarország (5,14%), Lettország (4,68%), Bulgária (4,30%) és Észtország (3,98%) követett 2001-2022 átlagos értékei alapján (1. ábra). Mindez jól mutatja, hogy

az eurozónán kívüli országok jobban ki vannak téve az élelmiszerár-inflációnak az eurózóna országaihoz képest.



1. ábra: Élelmiszerár-infláció az EU 27 tagállamában, 2001. január és 2022. május között, időszaki átlagos értékek

Figure 1: Food price inflation in the 27 EU member states, between January 2001 and May 2022, period average values

Forrás: FAOSTAT (2022)



2. ábra: Élelmiszerár-infláció az egyes EU tagállamokban

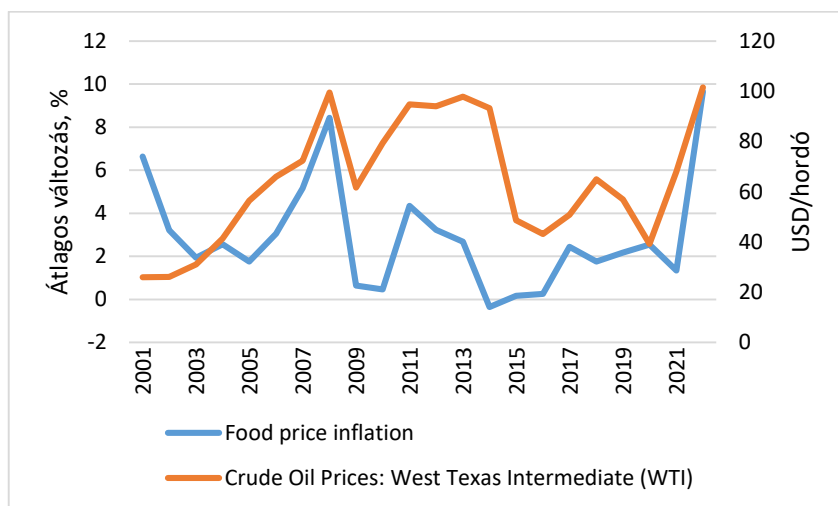
Figure 2: Food price inflation in individual EU member states

Forrás: saját szerkesztés

Az EU a felhasznált energia 58%-át importálta 2020-ban; ami a termelés szükségleteinek mindössze 42%-át fedezte. 2020-ban az EU energiaszerkezetének 35%-a olaj- és kőolajtermékekből, 24%-a földgázból, 17%-a megújuló energiából, 13%-a atomenergiából és

11%-a szilárd fosszilis tüzelőanyagokból tevődött össze. Oroszország volt az EU legnagyobb földgáz-, kőolaj- és szénbeszállítója 2022 előtt, amely anyagok az EU energiamixének legfőbb energiahordozói voltak. A földgáz a villamosenergia-termelés és fűtés fő forrása az EU-ban. Ezen felül a földgáz esetében volt a legnagyobb az orosz importnak való kitettség. 2020-ban az EU a földgázimport 46%-át Oroszországból kapta, ezáltal a bruttó rendelkezésre álló energia 41%-a földgázból származott (EUROSTAT, 2023). Viszont 2022 januárja és novembere között már az EU földgázimportjának kevesebb mint negyede érkezett Oroszországból, a vezetékes gázt és az LNG-importot is beleértve (European Council, 2023).

Az élelmiszerár-infláció és a nyersolajárak alakulását tekintve (3. ábra), ezek 2005-től egymáshoz képest aránylag párhuzamosan változtak az EU tagállamaiban. A nyersolajárakkal összhangban az élelmiszerár-infláció 2021-ben átlagosan 10%-os növekedési csúcsot ért el egy nagyon alacsony (2% alatti) szintről indulva.



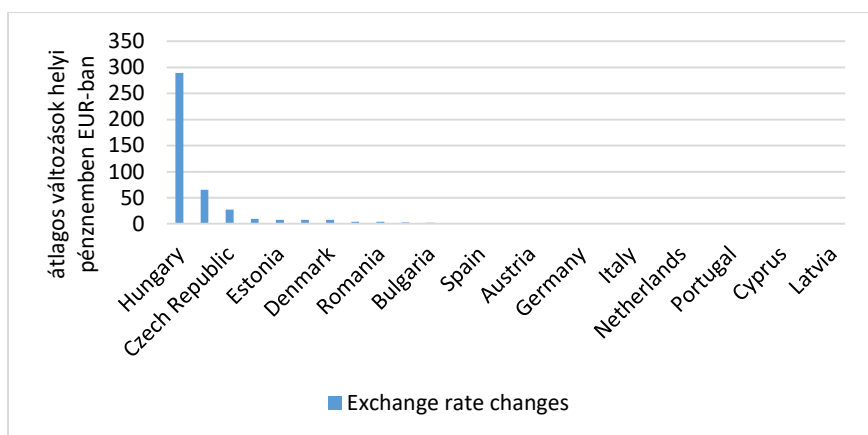
3. ábra: Élelmiszerár-infláció az EU 27 tagállamában és nyersolajárak alakulása, 2001. január és 2022. május közötti átlagok

Figure 3: Food price inflation in the 27 EU member states and trends in crude oil prices, averages between January 2001 and May 2022

Forrás: FAOSTAT (2022) és FRED (2023)

Az árfolyamváltozás 2001 és 2022 között Magyarországon volt a legmagasabb egységnyi euró árfolyama helyi valutában (289,39 HUF/EUR) kifejezve, ezt követte Szlovénia (65,65), a Cseh Köztársaság (27,48), Svédország (9,52) és Észtország (7,81) (4. ábra).²¹

²¹ Fontos megjegyeznünk, hogy Szlovénia 2007. január 1-jén, Észtország pedig 2011. január 1-jén vezette be az eurót hivatalos pénznemként.



4. ábra: Árfolyamváltozások az EU 27 tagállamában egy egységnyi euró helyi pénzben kifejezve, 2001 és 2022 közötti átlagos változás

Figure 4: Exchange rate changes in the 27 EU member states expressed as one unit of euro in local currency, average change between 2001 and 2022

Forrás: ECB (2022)

Az EU összes tagországra vonatkozó regressziós eredmények azt mutatják, hogy a növekvő nyersolajárak jelentősen serkentették az élelmiszerár-inflációt az Európai Unióban. Az euróban kifejezett árfolyam-változások jelentős mértékben stimulálták az élelmiszerár-inflációt az EU-ban (2. táblázat). Végezetül, a vizsgált időszak során az orosz-ukrán háború is hozzájárult az EU 27 tagállamának növekvő élelmiszeráraihoz.

2. táblázat: Panel regressziós becslés eredményei, EU 27 összes tagállamának mintája, 2001-2022

Table 2: Results of panel regression estimation, sample of all EU 27 member states, 2001-2022

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RE	FE	PCSE	FMOLS	DOLS
VÁLTOZÓK	ln_élelmiszerin fláció	ln_élelmiszerin fláció	ln_élelmiszerin fláció	ln_élelmiszerin fláció	ln_élelmiszerin fláció
ln_nyersolaj árak	0,0593** (0,0289)	0,0587** (0,0289)	0,0423 (0,117)	0,0618 (0,0967)	0,0785 (0,111)
ln(valutaárfol yam) _{it}	0,0871*** (0,0205)	0,0844*** (0,0231)	0,0584*** (0,0155)	0,0889*** (0,0295)	0,0960*** (0,0325)
orosz-ukrán háború	1,320*** (0,0860)	1,320*** (0,0860)	0,707*** (0,235)	1,310*** (0,289)	1,480*** (0,387)
Konstans	0,563*** (0,133)	0,568*** (0,121)	0,207 (0,477)	0,555 (0,395)	0,475 (0,453)
Megfigyelése k	5,638	5,638	5,638	5,637	5,635
R-négyzet		0,046		0,038	0,062
Megfigyelése k száma	27	27	27	27	27

A standard hibák zárójelben szerepelnek

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Megjegyzés: RE - véletlen hatások, FE - állandó hatások, panelkorrigált standard hibák (PCSE), módosított legkisebb négyzetek (FMOLS) és dinamikus legkisebb négyzetek (DOLS).

Az EU 27 tagállamának eredményeihez hasonlóan a tagországokénti elemzésben is pozitívan befolyásolták az élelmiszerár-inflációt a kiválasztott változók (nyersolajár, árfolyamváltozás és az orosz-ukrán háború). A legtöbb tagállamban az élelmiszerárak inflációja 2001 és 2022 között emelkedő tendenciát mutatott (a becslt együtthatók értékei pozitívak voltak). A legnagyobb növekedést azonban a kelet-európai és balti országok, illetve az eurózónán kívüli országok érték el.

3. táblázat: A panel regressziós számítások eredményei EU tagállamok szerinti bontásban, 2001-2022 között

Table 3: The results of the panel regression calculations, according to EU member states, between 2001-2022

VÁLTOZÓK	(1) RE ln élelmiszerinfláció	(2) PCSE ln élelmiszerinfláció	(3) FMOLS ln élelmiszerinfláció	(4) DOLS ln élelmiszerinfláció
ln_nyersolaj árak	0,0587** (0,0289)	0,0433 (0,118)	0,115 (0,0723)	0,0729 (0,0860)
ln(valutaárfolyam) _{it}	0,0844*** (0,0231)	-0,0185 (0,0350)	0,0951* (0,0578)	0,0879 (0,0669)
orosz-ukrán háború	1,320*** (0,0860)	0,746*** (0,242)	1,236*** (0,215)	1,441*** (0,379)
Ausztria	0,247** (0,104)	-0,690*** (0,212)	0,279 (0,260)	0,240 (0,298)
Belgium	0,379*** (0,105)	-0,663*** (0,213)	0,390 (0,264)	0,372 (0,302)
Bulgária	0,828*** (0,101)	-0,351* (0,204)	0,798*** (0,252)	0,808*** (0,288)
Bulgária	0,257*** (0,0956)	-0,818*** (0,225)	0,248 (0,239)	0,242 (0,273)
Ciprus	0,776*** (0,113)	-0,340 (0,249)	0,826*** (0,283)	0,791** (0,324)
Cseh Köztársaság	0,558*** (0,100)	-0,384*** (0,140)	0,575** (0,251)	0,536* (0,287)
Dánia	0,115 (0,0952)	-1,168*** (0,194)	0,149 (0,238)	0,0946 (0,272)
Észtország	0,817*** (0,0967)	-0,817*** (0,184)	0,849*** (0,242)	0,798*** (0,277)
Finnország	0,346*** (0,109)	-1,038*** (0,231)	0,401 (0,272)	0,334 (0,312)
Franciaország	0,00344 (0,106)	-1,192*** (0,241)	-0,0723 (0,265)	-0,0103 (0,303)
Németország	0,269** (0,106)	-0,884*** (0,213)	0,277 (0,266)	0,262 (0,305)
Görögország	0,373*** (0,109)	-0,743*** (0,221)	0,309 (0,273)	0,367 (0,313)
Magyarország	0,555*** (0,120)		0,446 (0,300)	0,518 (0,345)
Írország	0,206* (0,122)	-1,176*** (0,282)	0,154 (0,305)	0,182 (0,350)
Olaszország	0,111	-1,068***	0,0709	0,0977

	(0,105)	(0,213)	(0,263)	(0,301)
Lettország	0,899***	-0,971***	0,943***	0,911***
	(0,109)	(0,256)	(0,273)	(0,313)
Litvánia	0,744***	-0,513**	0,749***	0,740***
	(0,1000)	(0,235)	(0,250)	(0,286)
Luxemburg	0,372***	-1,136***	0,354	0,362
	(0,104)	(0,229)	(0,260)	(0,298)
Málta	0,764***	-0,413*	0,785***	0,768**
	(0,107)	(0,228)	(0,269)	(0,308)
Hollandia	0,134	-1,146***	0,0619	0,117
	(0,107)	(0,236)	(0,268)	(0,308)
Lengyelország	0,540***	-0,530***	0,514**	0,520*
	(0,0944)	(0,203)	(0,236)	(0,270)
Portugália	0,0787	-1,043***	0,0376	0,0565
	(0,107)	(0,211)	(0,268)	(0,307)
Románia	1,017***	-0,368	0,840***	0,987***
	(0,0944)	(0,281)	(0,236)	(0,270)
Szlovákia	0,755***	-0,420*	0,750***	0,745**
	(0,108)	(0,216)	(0,271)	(0,310)
Szlovénia	0,556***	-0,821***	0,528**	0,538**
	(0,0948)	(0,194)	(0,237)	(0,272)
Spanyolország	0,444***	-0,649***	0,382	0,432
	(0,105)	(0,214)	(0,262)	(0,300)
Svédország		-0,894***		
		(0,206)		
Konstans	0,117	1,010**	-0,144	0,0648
	(0,148)	(0,498)	(0,369)	(0,435)
Megfigyelések száma	5,638	5,638	5,637	5,635
R-négyzet			0,056	0,152
Országok száma	27	27	27	27

A standard hibák zárójelben szerepelnek

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Megjegyzés: RE - véletlen hatások, FE - állandó hatások, panelkorrigált standard hibák (PCSE), teljesen módosított legkisebb négyzetek (FMOLS) és dinamikus legkisebb négyzetek (DOLS).

A (2) modellben Magyarország míg az (1), (3) és (4) modellekben Svédország kiesett a konstanssal való kollinearitás miatt.

Következtetések

A növekvő infláció gyakran került az elemzők figyelmének a középpontjába 2021 végétől. Az Európai Unióban 2009 és 2020 között alacsony infláció volt tapasztalható. Azonban 2020 óta az infláció - ideértve az élelmiszerárak inflációját is - folyamatosan növekedett, legfőképp a 2021 utáni időszakban.

Az EU-ban a földgázszállítás volt leginkább kitéve az orosz importfüggőségnek. Míg 2020-ban az EU földgáz importjának 46%-a érkezett Oroszországból, 2022 januárja és novembere között ez az arány már csak 25% volt.

A kutatás a nyersolaj, a nemzetközi valutaárfolyam és az orosz-ukrán háború által okozott gazdasági sokkok/válságok hatásának vizsgálatával járul hozzá az empirikus szakirodalomhoz. Tanulmányunk célja, hogy mélyebb betekintést nyújtsunk az élelmiszeráremelkedés témájába, ami kulcsfontosságú lehet az élelmezésbiztonság fenntartása szempontjából. A meglévő szakirodalom felhasználásával az élelmiszerárak főbb mozgatórugójára fókuszáltunk a 2001. január és 2022. május közötti időszakban, és az Európai Unió 27 tagállamában tapasztalható élelmiszerár-infláció meghatározó tényezőit vizsgáltuk.

Az eredmények azt mutatták, hogy a növekvő nyersolajárak jelentős mértékben növelték az élelmiszerár-inflációt az Európai Unió 27 tagállamában. A hektikusan ingadozó árfolyam-változások jelentős mértékben növelték az élelmiszerár-inflációt az EU-ban. Továbbá a vizsgált időszak során az orosz-ukrán háború is hozzájárult az EU 27 tagállamának növekvő élelmiszeráraihoz.

A tagországok szintjén végzett elemzésünk kimutatta, hogy a nyersolajárak változásai és az árfolyamok ingadozása jelentős mértékben növelték az EU élelmiszerár-inflációját. A legtöbb EU-tagállamban az élelmiszerárak inflációja 2001 és 2022 között erősen növekvő tendenciát mutatott. Ezenkívül a legnagyobb növekedést a kelet-európai és balti országok, illetve az eurozónán kívüli országok könyvelhették el. Az eurozóna országai viszont ellenállóbbak voltak a növekvő energiaárakkal, az árfolyam-ingadozásokkal és a geopolitikai konfliktusok miatt megnövekedett gazdasági sokkokkal szemben.

A kutatásunkkal fő célunk az volt, hogy megbízható információkat biztosítsunk a politikai döntéshozók számára az élelmiszer-infláció, a nyersolajárak, az árfolyam-ingadozások hatásának összefüggéseivel kapcsolatban. Az élelmiszer-infláció és a gazdasági sokkok témaköre az elmúlt időszakban a politikai döntéshozók legfőbb napirendi pontjai között szerepelt. A döntéshozóknak lehetőségük van figyelembe venni az EU-n belüli főbb egyenlőtlenségeket, különös tekintettel az élelmiszer-inflációra és annak forrására ahhoz, hogy mérsékeljék ezeket a különbségeket. Tanulmányunk fontos mérföldkőként szolgálhat a jövőben az erre vonatkozó szakpolitikák számára. Az árfolyamok élelmiszer-inflációra gyakorolt hatásával kapcsolatos megfigyeléseink háttérként szolgálhatnak a monetáris politikai döntéshozók számára, hogy felmérjék a különböző szakpolitikák fogyasztókra gyakorolt lehetséges hatásait. Az Oroszországra kivetett szankciók, valamint a Fekete-tenger ukrajnai kikötőinek elzárása szintén hatással volt az élelmiszerárak alakulására 2022 tavasza óta. Ez a hatás szorosan összefügg az élelmiszerbiztonsággal. Tanulmányunk statisztikai megalapozást biztosít az ezzel kapcsolatos szakpolitikai döntésekhez. Ezekben a konkrét módszereken kívül elemzésünk segítségével sikerül jobban megérteni az élelmiszer-infláció működését és tágabb értelemben az EU 27 tagállamának jelenlegi helyzetét is. Vizsgálatunk főbb korlátai között említhető, hogy a havi paneladatok csak 2001. január és 2022. június közötti időszakokra voltak elérhetők. A korlátozottan hozzáférhető adatok behatárolták a magyarázó változók kiválasztását is.

Jövőbeli kutatási irányunk lehet az élelmiszerár-infláció további hatásainak, például az éghajlati és környezeti tényezők vizsgálata és az inflációhoz kapcsolódó fogyasztói magatartás számbavétele.

Irodalomjegyzék

- AGOVINO, M., CASACCIA, M., CIOMMI, M., FERRARA, M., & MARCHESANO, K. (2019). Agriculture, climate change and sustainability: The case of EU-28. *Ecological Indicators*, 105, 525–543. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2018.04.064>
- ALEXANDER, P., ARNETH, A., HENRY, R., MAIRE, J., RABIN, S., & ROUNSEVELL, M. (2022). Increasing food prices may cause up to a million deaths in 2023, even if Ukraine food exports are restored. *Research Square*, (preprint). <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-1851998/v1>
- BARROS, G. S. DE C., CARRARA, A. F., CASTRO, N. R., & SILVA, A. F. (2022). Agriculture and inflation: Expected and unexpected shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 83, 178–188. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.12.002>
- BARUNÍK, J., & KLEY, T. (2019). Quantile coherency: A general measure for dependence between cyclical economic variables. *The Econometrics Journal*, 22(2), 131–152. <https://doi.org/10.1093/ectj/utz002>
- BORKOWSKI, B., DUDEK, H., & SZCZESNY, W. (2008). Spatial Differentiation of Food Production Structure and Consumption Profile in Enlarged European Union. *The*

- Journal of Economic Asymmetries*, 5(2), 145–156.
<https://doi.org/10.1016/j.jeca.2008.02.009>
- BREUSCH, T. S., & PAGAN, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239–253.
<https://doi.org/10.2307/2297111>
- DRUKKER, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *Stata Journal*, 3(2), 168–177. <https://doi.org/10.1177/1536867X0300300206>
- ECB. (2022). Supply chain disruptions and the effects on the global economy. *ECB Economic Bulletin*, 8/2021. https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-bulletin/focus/2022/html/ecb.ebbox202108_01~e8ceebe51f.en.html (Letöltés ideje: 2023. február 9.)
- EUROPEAN COUNCIL (2023). *Infographic - Where does the EU's gas come from?* <https://www.consilium.europa.eu/en/infographics/eu-gas-supply/> (Letöltés ideje: 2023. február 2.)
- EUROSTAT (2022). *Energy statistics - an overview*. https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Energy_statistics_-_an_overview (Letöltés ideje: 2024. szeptember 1.)
- EUROSTAT (2023). *The EU imported 58% of its energy in 2020*. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/-/ddn-20220328-2> (Letöltés ideje: 2023. január 8.)
- FAOSTAT (2022). *Consumer Price Indices. Monthly Food CPI*. <https://www.fao.org/faostat/en/#data/CP> (Letöltés ideje: 2022. december 8.)
- FRED (2023). Federal Reserve Bank of St. Louis. Crude Oil Prices: West Texas Intermediate (WTI) - Cushing, Oklahoma (DCOILWTICO) <https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILWTICO> (Letöltés ideje: 2023. január 14.)
- GILLER, K., DELAUNE, T., SILVA, J., DESCHEEMAER, K., VEN, G. W. J., SCHUT, A. G. T., VAN WIJK, M., HAMMOND, J., HOCHMAN, Z., TAULYA, G., CHIKOWO, R., NARAYANAN, S., KISHORE, A., BRESCIANI, F., TEIXEIRA, H., ANDERSSON, J., & ITERSUM, M. (2021). The future of farming: Who will produce our food? *Food Security*, 13., 1073–1099. <https://doi.org/10.1007/s12571-021-01184-6>
- GIORDANI, P. E., ROCHA, N., & RUTA, M. (2016). Food prices and the multiplier effect of trade policy. *Journal of International Economics*, 101, 102–122.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.04.001>
- HANIF, W., AREOLA HERNANDEZ, J., SHAHZAD, S. J. H., & YOON, S.-M. (2021). Tail dependence risk and spillovers between oil and food prices. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 80, 195–209. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.01.019>
- HAUSMAN, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46, 1251–1271.
<https://doi.org/10.2307/1913827>
- IBRAHIM, M. H. (2015). Oil and food prices in Malaysia: A nonlinear ARDL analysis. *Agricultural and Food Economics*, 3(1), 2. <https://doi.org/10.1186/s40100-014-0020-3>
- JAWORSKI, K. (2021): Measuring food inflation during the COVID-19 pandemic in real time using online data: A case study of Poland. *British Food Journal*, 123(13). 260–280. o.
<https://doi.org/10.1108/BFJ-06-2020-0532>
- KAO, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1–44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- KARAKOTSIOS, A., KATRAKILIDIS, C., & KROUPIS, N. (2021). The dynamic linkages between food prices and oil prices. Does asymmetry matter? *The Journal of Economic Asymmetries*, 23, e00203. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2021.e00203>
- KHALFAOUI, R., SHAHZAD, U., GHAEMI ASL, M., & BEN JABEUR, S. (2023). Investigating the spillovers between energy, food, and agricultural commodity markets: New insights from the quantile coherency approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 88, 63–80. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.12.006>

- LIONTAKIS, A. (2012). Food Price Inflation Rates in the Euro Zone: Distribution Dynamics and Convergence Analysis. *Economics Research International*, 2012, e868216. <https://doi.org/10.1155/2012/868216>
- LIONTAKIS, A. & KREMMYDAS, D. (2014). Food Inflation in the European Union: Distribution Analysis and Spatial Effects. *Geographical Analysis*, 46. <https://doi.org/10.1111/gean.12033>
- LIONTAKIS, A. & PAPADAS, C. T. (2010). Stochastic Convergence and Distribution Dynamics of Food Price Inflation Rates in EU. *AUA Working Paper Series*, No2010-6.
- MADDALA, G. S., & WU, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631–652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- MAWEJJE, J. (2016). Food prices, energy and climate shocks in Uganda. *Agricultural and Food Economics*, 4(1), 4. <https://doi.org/10.1186/s40100-016-0049-6>
- ODONGO, M. T., MISATI, R. N., KAMAU, A. W., & KISINGU, K. N. (2022). Climate Change and Inflation in Eastern and Southern Africa. *Sustainability*, 14(22), 1–17. <https://doi.org/10.3390/su142214764>
- PEDRONI, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653–670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- PEERSMAN, G., RÜTH, S. K., & VAN DER VEKEN, W. (2021). The interplay between oil and food commodity prices: Has it changed over time? *Journal of International Economics*, 133, 103540. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2021.103540>
- PESARAN, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels' *IZA Discussion Paper*, No. 1240. <https://repec.iza.org/dp1240.pdf>
- PESARAN, M. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics*. 22. 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- TULE, M. K., SALISU, A. A., & CHIEMEKE, C. C. (2019). Can agricultural commodity prices predict Nigeria's inflation? *Journal of Commodity Markets*, 16, 100087. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2019.02.002>
- UMAR, U. A., & UMAR, A. (2022). Effects of Exchange Rate on Food Inflation in Nigeria: A Non-Linear ARDL Approach. *Gusau International Journal of Management and Social Sciences*, 5(1), 195–209. <https://www.gijmss.com.ng/index.php/gijmss/article/view/106/88>
- WESTERLUND, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews*, 24, 297–316. <https://doi.org/10.1080/07474930500243019>
- WESTERLUND, J., & NARAYAN, P. (2015). Testing for predictability in conditionally heteroskedastic stock returns. *Journal of Financial Econometrics*, 13(2), 342–375. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbu001>
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press. <https://doi.org/10.1007/s00712-003-0589-6>

Függelék

F1. táblázat Leíró statisztikák

Változó	Megfigyelés	Átlag	Standard eltérés	Min.	Max.
ln élelmiszerinfláció	5,638	0,905	1,037	-5,531	3,767
ln nyersolaj árak	6,966	4,058	0,442	2,806	4,896
ln valutaárfolyam	6,966	0,802	1,447	-0,926	5,983
Orosz-ukrán háború	6,966	0,019	0,137	0	1

Forrás: saját szerkesztés

F2. táblázat: Páronkénti korrelációs együtthatók

	ln_élelmiszerinfl áció	ln_nyersolaj árak	ln_Exchangerat es	Orosz- ukrán háború
ln_élelmiszerinfláció	1			
ln_nyersolaj árak	0,065*	1		
ln_valutaárfolyam	0,132*	-0,035*	1	
Orosz-ukrán háború	0,198*	0,189*	-0,008	1

*p> 5%

Forrás: saját szerkesztés

F3. táblázat Általános panel tesztek

Tesztek	Statisztikai adatok	p-érték
Breusch és Pagan (1980) Lagrangian multiplier teszt a véletlen hatások tesztelésére	chibar2(01) = 3778,52	0,000
Pesaran (2004) keresztmetszeti függetlenség tesztelése	89,932	0,000
Wooldridge (2002) és Drukker (2003) autokorrelációs teszt paneladatokban (Wald-teszt)	F(1, 26) = 138,451	0,000
Hausman (1978) specifikációs teszt véletlen és állandó hatások becslése közötti választáshoz	0,26	0,968

F4. Táblázat: Második generációs panel egységgyök tesztek, a CIPS-teszt keresztmetszeti függőséget feltételez

<i>Pesaran (2007) panel egységgyök teszt (CIPS)</i>					
Változó	<i>Specifikáció trend nélkül</i>			<i>Specifikáció trenddel</i>	
	időbeni késleltetés	Zt-bar	p-érték	Zt-bar	p-érték
ln_élelmiszerinfláció	0	-18,754	0,000	-17,705	0,000
ln_élelmiszerinfláció	1	-9,047	0,000	-6,789	0,000
ln_élelmiszerinfláció	2	-5,248	0,000	-2,774	0,003
ln_élelmiszerinfláció	3	-2,642	0,004	-0,067	0,473
ln_nyersolaj árak	0	25,124	1,000	25,417	1,000
ln_nyersolaj árak	1	25,124	1,000	25,417	1,000
ln_nyersolaj árak	2	25,124	1,000	25,417	1,000
ln_nyersolaj árak	3	25,124	1,000	25,417	1,000
ln_valutaárfolyam	0	11,675	1,000	13,713	1,000
ln_valutaárfolyam	1	11,48	1,000	12,61	1,000
ln_valutaárfolyam	2	11,803	1,000	13,286	1,000
ln_valutaárfolyam	3	11,987	1,000	13,244	1,000

CIPS-tesztek nullhipotézise: I(1) sorozat, CIPS-teszt feltételezi a keresztmetszeti függőséget az adatokban

F5. táblázat Panel kointegrációs tesztek

<i>Panel kointegrációs tesztek</i>	<i>Részletes leírás</i>	<i>Statisztikai adatok</i>	<i>p-érték</i>
Kao (1999)	Módosított Dickey-Fuller teszt	-26,808	0,000
	Dickey-Fuller teszt	-9,526	0,000
	Augmentált Dickey-Fuller teszt	-5,221	0,000
	Kiigazítás nélküli módosított Dickey-Fuller teszt	-36,590	0,000
	Kiigazított Dickey-Fuller teszt	-10,681	0,000
Pedroni (1999)	Módosított Phillips-Perron teszt	-20,722	0,000
	Phillips-Perron teszt	-13,947	0,000
	Augmentált Dickey-Fuller teszt	-3,365	0,000
Westerlund (2005)	Variance ratio	-3,050	0,001

Forrás: saját szerkesztés