

A tervgazdaságtól a piaci árakig: az inflációs tényezők az új Üzbegisztánban

Davlatov Elyor¹ – Sági Judit²

ABSZTRAKT: A tanulmány az infláció mozgatórugóit elemzi Üzbegisztán gazdasági fejlődésének új szakaszában, a 2017-es liberalizációt követően. Az Autoregresszív Elosztott Késleltetésű (ARDL) modell alkalmazásával a kutatás a monetáris, nem monetáris és külső tényezők közötti kapcsolatokat vizsgálja 2017 októbere és 2025 májusa között. Az eredmények szerint hosszú távon a pénzmennyiség és a termelői árindex (PPI) jelentős hatást gyakorolt az inflációra. Rövid távon erős inflációs tehetetlenség mutatkozott, és a PPI statisztikailag szignifikáns hatással volt a fogyasztói árindexre (CPI). A Toda–Yamamoto-féle oksági vizsgálat egyirányú oksági kapcsolatot tárt fel a széles értelemben vett pénzmennyiség és a CPI, valamint a PPI és a CPI között. Ezek az összefüggések kulcsfontosságúak a döntéshozók számára az inflációs nyomás kezelésében és a hosszú távú gazdasági stabilitás előmozdításában Üzbegisztánban. Az Üzbegisztáni Központi Banknak (CBU) fenn kell tartania a monetáris szigorítást az infláció monetáris tényezőinek kordában tartása érdekében a liberalizáció időszakában. Az állami szerepvállalás korlátozása és a kereskedelmi vámok eltörlése fokozza a versenyt, ezáltal hozzájárul a költségoldali infláció mérsékléséhez.

KULCSSZAVAK: ARDL, infláció, pénzmennyiség, Üzbegisztán

JEL-KÓDOK: E44; E52; E58

DOI: https://doi.org/10.35551/PFQ_2025_3_2

Bevezetés

Üzbegisztán gazdasága jelentős átalakuláson ment keresztül a 2017-es liberalizációt követően. Az új reformok közé tartozik a devizapiac liberalizálása, amelynek eredményeként a hivatalos és a feketepiaci árfolyamok kiegyenlítődték. Üzbegisztán 2020-ban bejelentette az inflációs célkövetési rendszerre való áttérést, amely a korábbi árfolyam-stabilizálási cél helyett az árstabilitásra helyezte a hangsúlyt. Az új

1 Davlatov Elyor, doktorjelölt, Szegedi Tudományegyetem, davlatov.elyor@o365.u-szeged.hu

2 Sági Judit: Dr. habil. Sági Judit PhD. egyetemi docens, Budapesti Gazdaságtudományi Egyetem, sagi.judit@uni-bge.hu

rezsim és a kapcsolódó reformok célja az üzbég gazdaság stabilizálása és az infláció hosszú távú csökkentése (Al Rasasi & Cabezon, 2022). A reformfolyamat célja a stabil árak és árfolyamok biztosítása (Ismailov, 2023). Eredetileg az Üzbegisztáni Központi Bank (CBU) 2023-ra tűzte ki az 5%-os inflációs célt, azonban a piaci zavarok miatt ezt a célt 2025 második felére halasztották. 2025 júniusában az éves inflációs ráta 8,7% volt, amely továbbra is meghaladja a CBU célértékét. Ezért az inflációs tényezők vizsgálata továbbra is kiemelten fontos nemcsak a gazdaságpolitikai döntéshozók, hanem a tudományos szakirodalom számára is.

Az infláció a termékek és szolgáltatások általános árszintjének emelkedését jelenti. A negatív adó kifejezés arra utal, hogy az infláció csökkenti a vásárlóerőt, ezáltal korlátozza a fogyasztási lehetőségeket (Karki & Risal, 2020). A stabil infláció kiemelt jelentőségű, mivel a túl magas, túl alacsony vagy ingadozó infláció jelentős gazdasági költségekkel jár. A magas infláció csökkenti a háztartások vásárlóerejét, különösen a fix jövedelműek esetében, ezáltal rontja az életszínvonalat. A vállalatok számára a magas infláció komoly kihívásokat jelent, beleértve az ellátási láncok zavarait és a fokozott bizonytalanságot, amelyek akadályozzák a döntéshozatalt és a hosszú távú tervezést. Ezért a stabil infláció elengedhetetlen a gazdasági jólét előmozdításához és a pénzügyi sérülékenységek csökkentéséhez mind a háztartások, mind a vállalkozások számára.

Az inflációs tényezőket számos tanulmány vizsgálta, azonban az eredmények országonként és időszakonként jelentős eltéréseket mutatnak. Az infláció mozgatórugói lényegesen különböznek a fejlett gazdaságokban, illetve az átmeneti és feltörekvő országokban. A kínálati oldali inflációs tényezők különösen nagy figyelmet kaptak az ipari országokban a COVID-19 világjárvány és az orosz-ukrán konfliktus után. Diaz és munkatársai (2024) empirikus vizsgálata kimutatta, hogy a globális ellátási láncok zavarai és a nyersanyagár-sokkok váltak az infláció meghatározó tényezőivé Németországban, Japánban és az Egyesült Államokban. Egy újabb kutatás, amely főkomponens-analízist alkalmazott, szintén arra jutott, hogy a kínálati oldali zavarok domináns forrásai a fogyasztói árindex (CPI) és a bruttó hazai termék (GDP) deflátor inflációjának (Abu Asab, 2025). A kínálati zavarok tehát meghatározó szerepet játszanak az infláció alakulásában a feltörekvő piacgazdaságokban (EME). Alam és Alam (2016) a Bounds-teszt módszerével kimutatták, hogy Indiában a rövid távú inflációt a termelési és elosztási láncokban jelentkező kínálati zavarok befolyásolják. Hasonlóképpen, az átmeneti gazdaságokban a kínálati oldali tényezők különösen relevánsak a köztes és tőkejavak magas importfüggősége miatt. Kazahsztánban a kínálati oldali tényezők tűnnek a fő hajtóerőnek az infláció mögött, különösen az árfolyamhatásokon keresztül az importált termékek esetében (Ybrayev et al., 2024). Az Üzbegisztáni Központi Bank (CBU) is kiemelte, hogy az ellátási láncok tartós zavarai az elmúlt években jelentős mértékben hozzájárultak a magas inflációhoz (CBU, 2024).

A kínálati oldali tényezők mellett a kutatások a keresleti oldali hatásokat is azonosították, amelyek különböző makrogazdasági csatornákon keresztül érvényesülnek. Corbo és Di Casola (2022) szerint a globális keresleti sokk a fogyasztói árak inflációjának fő meghatározója Svédországban és Kanadában. Bár a hagyományos keresleti oldali tényezők továbbra is hatással vannak az inflációra, ezek szerepe a fel-

törekvő gazdaságokban viszonylag korlátozott (Mohanty & Klau, 2001). Baranov és Somova (2015) kimutatták, hogy a monetáris tényezők, különösen a pénzkínálat, statisztikailag szignifikáns hatással vannak az inflációra. Elméletileg az expanzív fiskális politika növeli az aggregált keresletet, ami nyomást gyakorol az árakra. Lim és Papi (1997) megállapították, hogy Törökországban az államháztartási hiány volt az infláció elsődleges mozgatórugója. Ezt az eredményt erősítette meg Catao és Terrones (2005), akik szerint a költségvetési hiány jelentős inflációs hatást gyakorol a legtöbb országban, különösen a fejlődő gazdaságokban. Hasonlóképpen Üzbegisztánban, a monetáris expanzióval finanszírozott nagy államháztartási hiány volt az infláció fő oka (Akimov, 2001). A tanulmány hangsúlyozza a CBU függetlenségének fontosságát az árstabilitás biztosítása érdekében.

Tanulmányunk célja, hogy feltárja az infláció elsődleges mozgatórugóit Üzbegisztánban, amely egy posztszovjet, feltörekvő gazdaságként strukturális átalakuláson megy keresztül. A jelentős növekedési potenciál ellenére Üzbegisztán továbbra is komoly kihívásokkal szembesül, mint például a piaci hatékonyság hiányosságai, az állam domináns szerepe a kulcsfontosságú ágazatokban, valamint a külső sokkoknak való kitettség. A tanulmány elsődleges célja, hogy értékelje a keresleti (monetáris és fiskális politika), kínálati és külső tényezők inflációra gyakorolt hatását Üzbegisztán strukturális átalakulásának legutóbbi szakaszában. Az elemzés különös figyelmet fordít a kamatlábak, a pénzmennyiség növekedése, az árfolyamok, a termelői árak, az importnövekedés és a globális nyersanyagárak inflációs dinamikára gyakorolt hatására. Az empirikus rész az Autoregresszív Elosztott Késleltetésű (ARDL) modellt alkalmazza, amely lehetővé teszi a változók közötti rövid és hosszú távú kapcsolatok feltárását.

A tanulmány szerkezete a következőképpen épül fel: a következő szakasz Üzbegisztán gazdasági szerkezetét és az inflációs dinamikát mutatja be. A harmadik rész elméleti keretet és irodalmi áttekintést tartalmaz. A negyedik szakasz ismerteti a módszertant és az adatokat. Az ötödik rész a kutatás eredményeit mutatja be, míg az utolsó szakasz a tanulmány következtetéseit foglalja össze.

Üzbegisztán gazdasági szerkezete és inflációs dinamikája

Üzbegisztán gazdasága viszonylag kis méretű: az ország bruttó hazai terméke (GDP) 2023-ban 90,9 milliárd amerikai dollár volt, ami körülbelül 2500 USD egy főre jutó jövedelmet jelent (World Bank World Development Indicators, 2023). Az 1. táblázat Üzbegisztán gazdaságának szektorális szerkezetét mutatja be különböző időszakokban. A gazdaság szerkezete 2006 óta nem mutat jelentős átalakulást. Miközben az ipar részesedése növekedett, a mezőgazdaság hozzáadott értéke csökkenő tendenciát mutat a GDP-n belüli arányát tekintve.

1. táblázat: Üzbegisztán GDP-jének ágazati megoszlása (százalékban)

	Ipar	Mezőgazdaság, erdőgazdálkodás és halászat	Építőipar	Szolgáltatás
2	22,1	24	5	48
2012	24,0	17,5	5,9	52,6
2018	26,3	32,4	5,7	35,6
2023	26,1	24,3	6,2	43,4

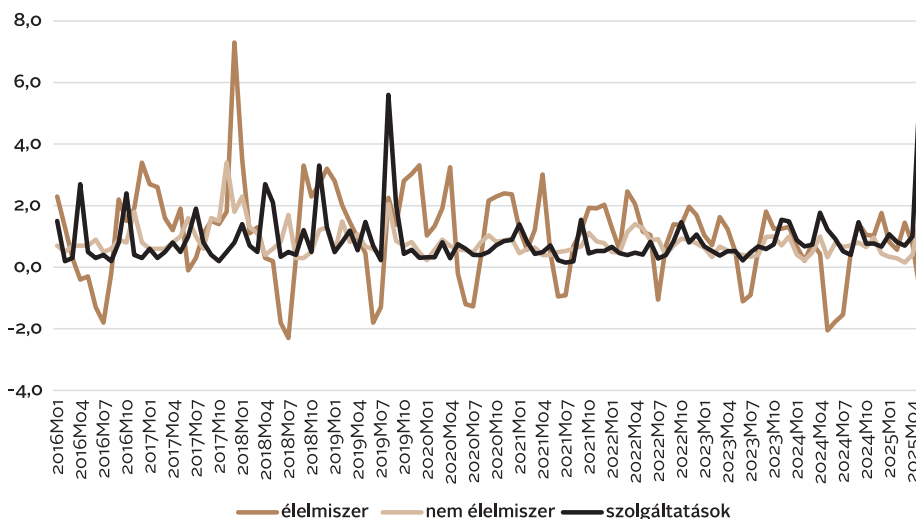
Forrás: A szerzők saját szerkesztése az Üzbegisztáni Statisztikai Hivatal adatai alapján

Az infláció stabilitásának fenntartása Üzbegisztánban számos strukturális probléma miatt nehézségekbe ütközik. Az üzbég gazdaság túlnyomórészt állami tulajdonban van, ami több olyan tényezőt eredményez, amelyek akadályozzák a monetáris politika hatékonyságát, és hozzájárulnak a magas inflációhoz. A 2017-es liberalizációs intézkedéseket követően az üzbég kormány továbbra is támogató iparpolitikát folytatott, amely adókedvezményeket, energiaár-támogatásokat és az importtal szembeni védelmi intézkedéseket foglalt magában. E kedvezmények ellenére az érintett ágazatokban az árszintek továbbra is kiugróan magasak. További kihívást jelent az állami tulajdon dominanciája a legnagyobb vállalatok és bankok körében. 2021-ben az állami tulajdonú bankok 12-t tettek ki a 33 kereskedelmi bankból, és ezek birtokolták az összes banki eszköz és hitel 80%-át (Babasyan et al., 2023). A piaci alapú eszközökkel nehéz befolyásolni ezen állami vállalatok és bankok működését, ezért elengedhetetlen egy stratégiai privatizációs megközelítés. Az energiaszektor az egyik tényező, amely hátráltatja az inflációs folyamatok valós piaci alakulását Üzbegisztánban. Az üzbég kormány az állami költségvetésen keresztül támogatja az energiaszektor, ami az utóbbi időben jelentős terhet rótt a költségvetésre. Például az állami költségvetésből nyújtott támogatások két év alatt ötszörösére nőttek: 5,63 billió szumról 29,25 billió szumra (ami 2,5 milliárd amerikai dollárnak felel meg). Ebből 18 billió szum a gáz beszerzési és értékesítési ára közötti különbséget fedezte, míg 1,02 billió szumot geológiai kutatásokra költöttek³. A közelmúltban az üzbég kormány új rendeletet adott ki, amely fokozatosan megszünteti az energiaárak állami támogatását, és piaci mechanizmusokra tér át az árképzésben. A háztartások és vállalkozások számára ún. szociális normát vezettek be, például 200 kWh villamos energiát háztartásonként. A fogyasztók eddig a határig támogatást kapnak, az ezen felüli fogyasztást pedig piaci áron kell megfizetniük. Az IMF előrejelzései szerint ez a lépés kulcsfontosságú tényező lehet a jövőbeni gazdasági növekedés szempontjából (IMF, 2024). Összességében a fent említett tényezők akadályozzák a monetáris és fiskális politika hatékony működését, amelyek az árstabilitás biztosításának legfontosabb eszközei.

3 Az adatokat az Üzbegisztáni Gazdasági és Pénzügyminisztérium Telegram-csatornájáról gyűjtöttük. <https://t.me/minecofinuz/9021>

Az Üzbegisztáni Statisztikai Hivatal, mint felelős intézmény, a fogyasztói árindexet (CPI) alkalmazza az árszint proxy változójaként. Az üzbég CPI 510 élelmiszeripari, nem élelmiszeripari terméket, valamint szolgáltatást tartalmaz. Az alábbi ábra a havi CPI alakulását mutatja 2016 és 2025 között.

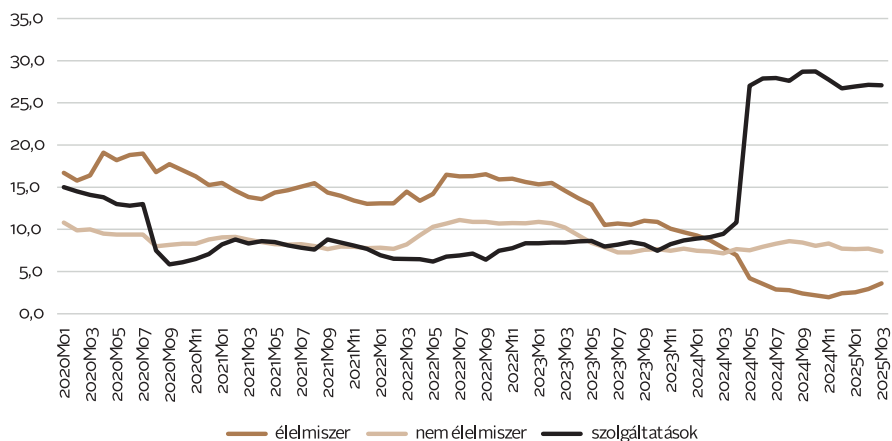
1. ábra: A CPI összetevői (az előző hónaphoz képest)



Forrás: A szerzők saját szerkesztése az Üzbegisztáni Statisztikai Hivatal adatai alapján

Az 1. ábra a fogyasztói árindex (CPI) havi alakulását mutatja, az előző hónaphoz viszonyított árváltozásokat tükrözve. Az adatok egyértelmű szezonális mintázatot jeleznek a CPI egyes komponenseiben. Az év elején jellemzően minden komponens emelkedő tendenciát mutat. Ez az emelkedés elsősorban a zöldségek és más napi mezőgazdasági termékek árának növekedéséből fakad a téli hónapokban, amikor a kínálat korlátozott. Ezzel szemben a nyári időszakban a CPI csökkenő tendenciát mutat, mivel a betakarítási szezon jelentősen megnöveli a mezőgazdasági termékek és zöldségek kínálatát, ami lefelé irányuló nyomást gyakorol az inflációra. A nem élelmiszeripari termékek és a szolgáltatások komponenseiben megfigyelhető ingadozások az energiaszektor árainak liberalizációjával magyarázhatók, amely közvetlen hatással van ezekre a kategóriákra. Nehéz egyértelmű következtetéseket levonni az ábrából, mivel az az előző hónaphoz viszonyított változásokat mutatja, nem pedig az abszolút trendeket. Fontos megjegyezni, hogy a szolgáltatások komponensének értéke 2025 májusában 5,91% volt, amely nagyrészt a közüzemi díjak emelkedésével áll összefüggésben.

2. ábra: A CPI-komponensek éves növekedése



Forrás: A szerzők saját szerkesztése az Üzbecisztáni Statisztikai Hivatal adatai alapján

A 2. ábra az egyes CPI-komponensek éves változását mutatja az előző év azonos időszakához képest. Ily módon informatívabb, mint az 1. ábra, mivel kiszűri a szezonális hatásokat és a strukturális inflációs trendeket tükrözi. Például a szolgáltatások komponense 2024 májusában meredek áremelkedést mutatott. Ebben a hónapban módosított, sávos tarifarendszert vezettek be a háztartási villamosenergia- és gázfogyasztásra. A tarifák az egyes fogyasztói kategóriák arányai alapján kerültek kialakításra, és összhangban állnak a nemzetközi gyakorlattal. Ugyanezen szabályozási keret alapján a sűrített földgáz ára 2024 májusától kilogrammonként 1600 üzbégszumra emelkedett.

Az Üzbecisztáni Központi Bank (CBU) rendszeresen végez felméréseket a háztartások és vállalatok inflációs várakozásainak és érzékelt inflációjának vizsgálatára. A CBU 2024 decemberében végzett felmérése szerint a háztartások inflációs várakozásait elsősorban az energiaárak várható emelkedése (57%), a közüzemi díjak növekedése (56%) és az árfolyamgyengülés (55%) határozták meg. 2024 decemberében az összesített érzékelt infláció 14,7%-ra emelkedett, amely a legmagasabb érték 2023 februárja óta, és 0,6%-os növekedést jelent novemberhez képest. Az infláció hatása különösen erőteljesen jelentkezett Taskentben, ahol a lakosok 18,3%-os érzékelt inflációról számoltak be. Az energiaárak 2024-ben tapasztalt tartós emelkedése láncreakciót váltott ki a gazdaság egészében, ui. számos termék és szolgáltatás árának jelentős növekedéséhez vezetett. A decemberi felmérés szerint az energiaárak 2024. év során tartósan emelkedtek, ami láncreakció-szerűen hatott a gazdaság egészére továbbá rámutatott az infláció érzékelésében megjelenő társadalmi-gazdasági különbségekre, különösen arra, hogy az alacsony jövedelmű háztartások aránytalanul nagyobb terhet viselnek.

Empirikus szakirodalom

Az empirikus szakirodalom kiválasztása a tanulmány célkitűzése és földrajzi fókusz alapján történt. Az inflációs dinamikáról szóló kutatások Üzbegisztánban kifejezetten korlátozottak, ezért bevontunk olyan tanulmányokat is, amelyek poszt-kommunista vagy hasonló átmeneti gazdaságokat vizsgálnak. A poszt-kommunista gazdaságok jellemzően kis, nyitott gazdaságok, magas dollárosítottsággal és szigorú árfolyam-szabályozással. Az árfolyamsokk jelentős nyomást gyakorol az árakra. Például Lissovolik (2003) Ukrajna inflációs dinamikáját vizsgálta feláras modell és pénzpiaci modell alkalmazásával. A tanulmány arra a következtetésre jutott, hogy a bérek és az árfolyamok hosszú távon jelentős inflációs tényezők, míg a monetáris tényezők inkább rövid távon hatnak. Hasonlóan, Siliverstovs és Bilan (2005) megerősítették, hogy Ukrajnában az inflációt elsősorban a gazdasági szereplők árfolyam-leértékelési várakozásai vezérlik. A közép-ázsiai gazdaságokra fókuszálva Isakova (2007) Kirgyszstan inflációs dinamikáját elemezte kointegrációs és hibakorrekciós modellek segítségével. A tanulmány szerint a belső tényezők, mint az inflációs tehetetlenség és az árfolyam-ingadozások jelentős hatással vannak az aktuális inflációra. Ybrayev és munkatársai (2024) Kazahsztánban vizsgálták az inflációs tényezőket, összehasonlítva a kínálati és keresleti oldali hajtóerőket. Kazahsztánban az inflációt nagyrészt kínálati tényezők vezérlik, különösen az árfolyamváltozásoknak az importtartalmú termékek árára gyakorolt hatása révén, azaz a monetáris transzmisszió árfolyamcsatornáján keresztül. Junior (2007) szerint az árfolyamok inflációra gyakorolt hatása gyengült, különösen a fejlődő országokban, az inflációs célkövetés bevezetése miatt. Ugyanakkor Nasir és Vo (2020) empirikus eredményei azt mutatják, hogy az inflációs célkövetési keretrendszer alkalmazása erősebb árfolyam-infláció transzmisszióhoz vezetett.

Egy másik meghatározó inflációs tényező a monetáris expanzió. Számos poszt-kommunista országban a központi bankok nem rendelkeznek teljes de facto függetlenséggel, ami növeli annak kockázatát, hogy a monetáris expanzió nem kapcsolódik a kibocsátáshoz, ez pedig felfelé irányuló nyomást gyakorol az árakra. Ezt az érvet empirikus tanulmányok is alátámasztják, amelyek pozitív összefüggést dokumentálnak a monetáris expanzió és az inflációs nyomás között a poszt-kommunista gazdaságokban. Például Oroszországban az infláció elsősorban monetáris jelenség (Koen & Marrese, 1995; Hoggarth, 1996; Korhonen, 1998). Nikolic (2000) tanulmánya a monetáris aggregátumok (M₀, monetáris bázis, M₂ és széles értelemben vett pénzmennyiség) és az infláció közötti kapcsolatot vizsgálta, és a széles pénzmennyiség növekedési ütemét az infláció egyik kulcsfontosságú meghatározójaként azonosította Oroszországban. Budina és munkatársai (2006) szerint az inflációt elsősorban a monetáris expanzió vezérelte. Majidov (1999) a központi banki függetlenség és az infláció közötti kapcsolatot vizsgálta a posztszovjet országokban, és erős pozitív korrelációt tárt fel a két tényező között. Bár a posztszovjet gazdaságok inflációs dinamikájáról kiterjedt kutatások állnak rendelkezésre, Üzbegisztánra vonatkozóan továbbra is jelentős empirikus hiány mutatkozik. Ez a szakirodalmi hiány rámutat az inflációs tényezők üzbeisztaní vizsgálatának szükségességére, amelyet jelen tanulmány célul tűzött ki.

Az árfolyam, a pénzmennyiség növekedése és az infláció közötti kapcsolatot széles körben elemezték a fejlődő és feltörekvő gazdaságokban. Loungani és Swagel (2001) a devizaárfolyam-rendszerek inflációra gyakorolt hatását tanulmányozta fejlődő országokban. Eredményeik szerint azokban az országokban, ahol lebegő árfolyamrendszer működik, az inflációt jelentősebben befolyásolják a pénzkínálat és az árfolyamváltozások, mint a fix árfolyamrendszert alkalmazó országokban. Hasonlóan, Deka és Dube (2021) Mexikó esetében kétirányú oksági kapcsolatot mutattak ki az árfolyam és az infláció között. Megállapításaik szerint az árfolyam leértékelődése közvetlenül hozzájárul az inflációs nyomáshoz. Osorio és Unsal (2013) az ázsiai inflációs folyamatokat elemezve arra jutott, hogy a monetáris és kínálati sokkok hatása idővel mérséklődött. Ehelyett a 2000-es években az inflációt elsősorban a belső kereslet alakította. Bui és Kiss (2021) VAR-modell segítségével kimutatták, hogy a pénzkínálat továbbra is meghatározó tényező a feltörekvő gazdaságok inflációjában. Az alacsony jövedelmű afrikai országokban szintén központi szerepet játszanak a monetáris tényezők. Moriyama (2008) Szudán esetében azt találta, hogy a pénzkínálat növekedése és a nominális árfolyamok ingadozása kulcsfontosságú tényezők, 18–24 hónapos késleltetéssel. Kuma és Gata (2023) az élelmiszerár-inflációt elemezték Etiópiában ARDL-modell alkalmazásával. Eredményeik megerősítették, hogy a monetáris tényezők – például a kamatlábak és a pénzkínálat – pozitív és statisztikailag szignifikáns kapcsolatban állnak az élelmiszerárak változásával. Valogo és munkatársai (2023) a devizaárfolyam-infláció transzmisszió küszöbhatását vizsgálták Ghánában. A modell eredményei szerint, ha az árfolyam havi szinten több mint 0,70%-kal gyengül, az inflációra gyakorolt hatás szignifikánsan pozitívvá válik. Ezek a tanulmányok összességében rámutatnak a monetáris tényezők jelentős szerepére az infláció alakulásában a fejlődő és alacsony jövedelmű gazdaságokban, miközben hangsúlyozzák a belső kereslet és az árfolyamdinamika fontosságát az adott gazdasági környezetben.

Módszertan és adatok

Elméleti modell

A tanulmány célja, hogy feltárja az inflációs folyamatokat befolyásoló tényezőket Üzbegisztánban. Az inflációs tényezők szélesebb körű vizsgálata érdekében monetáris, nem monetáris és külső tényezőket vettünk figyelembe. A következő elméleti egyenletet állítottuk fel.

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 reer_t + \beta_3 ppi_t + \beta_4 imp_t + \beta_5 wcp_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

π_t – fogyasztói árindex (infláció helyettesítő mutatója).

m_t – széles értelemben vett pénzmennyiség

$reer_t$ – reál effektív árfolyam

ppi_t – termelői árindex

imp_t – importvolumen

wcp_t – világgpiaci áruindex
 ε_t – hibatag

A szakirodalomban az egyenletben szereplő változókat széles körben alkalmazzák az inflációs folyamatok vizsgálatára. Az (1) egyenletben szereplő változók részletes bemutatása az aktuális szakirodalom alapján történik. Noha a pénzmennyiség növekedésének előrejelző képessége az árstabilitás szempontjából látszólag csökkent, a pénzaggregátum továbbra is számottevő hatással lehet az inflációs dinamikára (Amisano & Fagan, 2013; Ringwald & Zörner, 2023). Az egyenlet az árfolyamot is kulcsfontosságú tényezőként tartalmazza, tekintettel Üzbegisztán magas dollárosíthatóságára és importfüggőségére. A kínálati sokkok közelítésére a tanulmány a termelői árindexet alkalmazza, mint a hazai gazdaságban jelentkező határkölségek proxy változóját, valamint a világgpiaci nyersanyagár-indexet, mint a globális ellátási lánc zavarainak mutatóját. Az import volumen szerepeltetése az importált termelési tényezők, valamint áruk és szolgáltatások hatásának megragadását szolgálja.

Bounds-tesztelési megközelítés

Az Engle és Granger (1987), valamint Johansen (1988) által kidolgozott kointegrációs tesztek nem alkalmazhatók olyan idősorokra, amelyek eltérő integrációs fokúak. Pesaran, Shin és Smith (2001) azonban alternatív módszert vezettek be a kointegrációs kapcsolatok vizsgálatára, amikor az idősorok különböző stacionaritási szinteket mutatnak. A Bounds tesztelési keretben az előrejelzendő változónak elsőrendűen integrálnak kell lennie, míg a magyarázó változók lehetnek nulladrendűen vagy elsőrendűen integráltak; ugyanakkor nem lehetnek másodrendűek vagy annál magasabb fokúak. Ennek oka, hogy a bounds tesztelési megközelítés kifejezetten vegyes integrációjú idősorok esetén alkalmazható kointegrációs elemzésre.

Pesaran, Shin és Smith (2001) nyomán az ARDL Bounds teszt egyenlete az alábbiak szerint épül fel.

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t = & \beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2r_{t-1} + \beta_3m_{2,t-1} + \beta_4reer_{t-1} + \beta_5ppi_{t-1} + \beta_6imp_{t-1} + \beta_7wcp_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \alpha_1 \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_2 \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_3 \Delta m_{2,t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_4 \Delta reer + \sum_{i=0}^p \alpha_5 \Delta ppi_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p \alpha_6 \Delta imp_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_7 \Delta wcp_{t-i} + dummy + \varepsilon_t \quad (4) \end{aligned}$$

A (4) egyenlet tartalmazza az ARDL modell rövid és hosszú távú tagjait. A függő változó a CPI különbsége, az egyenletben szereplő β_1 -től β_7 -ig terjedő együtthatók a modell hosszú távú részét képviselik, és azt mutatják, hogy a CPI és a többi magyarázó változó késleltetett értékei hogyan befolyásolják az infláció aktuális változását. A második rész, amely a függő és független változók késleltetett különbségeinek összegzését tartalmazza, a modell rövid távú dinamikáját írja le. A rövid távú tag saját együtthatókkal rendelkezik α_1 -től α_7 -ig, ahol p a késleltetések

száma. Az árfolyam-liberalizáció 2017 szeptemberében történt bevezetését dummy változóval modellezzük.

Miután a kointegrációs kapcsolatot a bounds teszt segítségével meghatároztuk, elengedhetetlen az ARDL megközelítés alkalmazása a rövid és hosszú távú elemzéshez, mivel mindkét módszer hasonló módszertani alapokon nyugszik.

Az ARDL modell hibakorrekciós (ECM) reprezentációja az alábbiak szerint alakul.

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{q1} \alpha \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{p1} \delta_1 \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^{p2} \delta_2 \Delta m_{2t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \delta_3 \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=0}^{p4} \delta_4 \Delta ppi_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{p5} \delta_5 \Delta imp_{t-i} + \sum_{i=0}^{p6} \delta_6 \Delta wcp_{t-i} + \gamma ECT_{t-1} + dummy \\ & + \varepsilon_t \end{aligned}$$

A hibakorrekciós tag (ECT) a korrekciós sebességet, illetve a hosszú távú kapcsolatból való eltérést ragadja meg, γ együtthatóval. Ha az ECT együtthatója negatív ($\gamma < 0$) és statisztikailag szignifikáns, az azt jelzi, hogy a változók közötti rövid távú eltérések idővel csökkennek, és a sorozatok végül visszatérnek a hosszú távú egyensúlyi állapothoz.

Ez megerősíti, hogy a modell hibakorrekciós mechanizmusa hatékonyan működik, és további bizonyítékot szolgáltat a hosszú távú elemzés megbízhatóságára. Az eltérések γ százaléka korrigálódik minden periódusban, és az összes eltérés várhatóan $1/\gamma$ periódus alatt eltűnik.

A hosszú távú elemzés a változók szintértékeire összpontosít, és az ehhez tartozó egyenlet a következő:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{q1} \alpha \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{p1} \varphi_1 r_{t-i} + \sum_{i=0}^{p2} \varphi_2 m_{2t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \varphi_3 reer_{t-i} + \sum_{i=0}^{p4} \varphi_4 ppi_{t-i} + \sum_{i=0}^{p5} \varphi_5 imp_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{p6} \varphi_6 wcp_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5) \end{aligned}$$

$$\varphi_1 = \frac{\sum_0^{p1} \varphi_1}{1 - \sum_1^{p1} \alpha} \quad (6)$$

$$\varphi_2 = \frac{\sum_0^{p2} \varphi_2}{1 - \sum_1^{p1} \alpha} \quad (7)$$

Az (6) és (7) egyenlet a hosszú távú együtthatók matematikai kiszámítását mutatja be. Hasonló módszertant alkalmazunk az ARDL modell egyéb hosszú távú becslésének együtthatóira is.

A jelenlegi szakirodalmat követve (Alper et al., 2022; Sankaran et al., 2019), a tanulmány a Toda és Yamamoto (1995) által javasolt oksági vizsgálat alkalmazását javasolja, figyelembe véve az állandó és nem állandó változók keverékét. A Toda–Yamamoto (1995) oksági teszt robusztus keretet biztosít a hosszú távú oksági kapcsolatok elemzésére, még akkor is, ha az idősorok eltérő integrációs fokozatokat mutatnak. Ellentétben a hagyományos Granger-féle oksági teszttel, amely nem állandó sorozatok esetén megbízhatatlan eredményeket adhat, ez a módszer a változók szintértékeit használja, így mélyebb betekintést nyújt az oksági dinamikába. Fontos, hogy a teszt nem igényli azonos integrációs fokozatot

a változók között, sem pedig együttmozgási kapcsolat meglétét, ami kiemeli a módszer rugalmasságát a különböző adatszerkezetek esetén. Továbbá Toda és Yamamoto kimutatták, hogy a teszt aszimptotikusan χ^2 eloszlást követ, függetlenül attól, hogy az idősorok stacionáriusak, trend-stacionáriusak vagy együttmozgást mutatnak, ezáltal biztosítva a módszer robusztusságát az eltérő idősor-jellemzők mellett. A Toda–Yamamoto (1995) módszer alkalmazása három lépésből áll. Először egy vektor autoregressziós (VAR) modellt kell felállítani az optimális késleltetési hossz (p) meghatározására. Másodsor, a VAR modellt ki kell egészíteni az idősorok legmagasabb integrációs fokozatával (d_max), így a modell (p + d_max) késleltetést tartalmaz. Harmadsor, korlátozásokat alkalmazunk a (d_max)-hoz tartozó együtthatókra, és ezek szignifikanciáját a módosított Wald-teszt segítségével értékeljük.

Adatgyűjtés

Az infláció dinamikájának elemzéséhez kiemelten fontos figyelembe venni azokat a tényezőket, amelyek az inflációt alakítják egy átmeneti gazdaságban, mint amilyen Üzbegisztán. Ennek megfelelően az első egyenlet olyan változókat tartalmaz, amelyek az infláció keresleti, kínálati és nemzetközi tényezőit közelítik. A havi adatokat 2017 januárjától 2024 szeptemberéig gyűjtöttük az Üzbegisztáni Statisztikai Ügynökségtől, az Üzbegisztáni Központi Banktól, a Gazdasági és Pénzügyminisztériumtól, az IMF kibővített általános adatközlési rendszeréből (Enhanced General Data Dissemination System), valamint a Bruegel adatbázisból. 2017 októberét választottuk kezdő időpontnak, mivel 2017. szeptember 4-én liberalizálták az árfolyamrendszert. Ez történelmi reform volt, amely utat nyitott a szerkezeti változások előtt. Célunk, hogy az empirikus vizsgálatot egy kiegyensúlyozottabb és stabilabb gazdasági környezetben végezzük el.

A tanulmányban a fogyasztói árindex (CPI) szolgál az inflációs ráta közelítő változójaként. Mivel az üzbegisztáni statisztikai bizottság havi CPI-változásokat közöl az előző hónaphoz képest, a CPI-indexet 2016-os bázisával (2016 = 100) konstruáltuk. Az infláció monetáris meghatározóinak figyelembevétele érdekében a tanulmány bevonja a széles pénzkínálatot (M_2). Emellett szerepel a reál effektív árfolyam (REER), amely az árfolyamsokk inflációra gyakorolt hatását ragadja meg. Továbbá, mivel Üzbegisztán egy kis, nyitott és importfüggő gazdaság, az összes import volumenét is bevontuk, hogy megragadjuk az import hazai árakra gyakorolt hatását. A termelői árindex a határköltségek vagy kínálati tényezők közelítő változójaként szolgál, míg a világpiacon nyersanyagár-index a globális kínálati zavarok megragadására szolgál.

A tanulmány elsőként az adatok normalitását vizsgálta, hogy felmérje az egyes változók eloszlását és statisztikai tulajdonságait. A leíró statisztikák eredménye az 1. mellékletben található. Ezt követően elengedhetetlen annak ellenőrzése, hogy a változók legfeljebb nulladik vagy első fokon integráltak legyenek, de ne másodfokon vagy annál magasabban. Ezért kiemelten fontos a változók stacionaritásának vizsgálata az ARDL határérték tesztelési megközelítésben. A 2. melléklet összefoglalja az egységgyök- és stacionaritási tesztek eredményeit. Az elmúlt években Üzbegisztán

jelentős szerkezeti reformokat hajtott végre, amelyek hatással voltak olyan kulcsfontosságú gazdasági változókra, mint az árfolyam és az importvolumen. E változások figyelembevételére a tanulmány töréspontos egységyök tesztet alkalmazott az érinített változók stacionaritásának vizsgálatára, beépítve a reformok által okozott szerkezeti elmozdulások lehetséges hatásait.

Eredmények és diszkusszió

Az elemzés keretében ellenőriztük a változók stacionaritását, és azt találtuk, hogy az összes változó integrációs foka nulla vagy egy, de egyik sem haladja meg az egyet. Ennek megfelelően a következő lépés a kointegráció vizsgálata a Bounds teszt módszerével. Az eredmények értelmezése előtt ellenőriztük az ARDL modell stabilitását a maradéktagok sorozatkorrelációja, heteroszkedaszticitása, valamint a Ramsey RESET teszt alapján. A stabilitási tesztek eredményei kielégítőek, és a 3., 4. és 5. mellékletben találhatóak. Az alábbi ötös számú táblázat összefoglalja a kointegrációs teszt eredményeit.

2. táblázat: ARDL kointegrációs eredmények

Nullhipotézis: Nincs szintbeli (hosszú távú) kapcsolat						
Kointegrációs változók száma: 5						
Trend típusa: nem korlátozott konstans (3. eset)						
Minta mérete: 92						
Teszt	Érték					
F-statisztika	5,84477					
t-statisztika	-4.475925					
	10		5		1	
Minta	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F-statisztika						
Aszimptotikus	2,260	3,350	2,620	3,790	3,410	4,680
t-statisztika						
Aszimptotikus	-2,570	-3,860	-2,860	-4,190	-3,430	-4,790

*Az I(0) és I(1) rendre a stacionárius és nem stacionárius határértékeket jelölik

A Bounds teszt eredményei két fő részből állnak. Az első rész az F-statisztika és t-statisztika értékeit mutatja be, amelyek a teszt központi elemei. Konkrétan az F-statisztika értéke 5,84, míg a t-statisztika értéke -4,47. A táblázat második része a Bounds teszt kritikus értékeit tartalmazza, amelyeket az eredmények értelmezéséhez hasonlítottunk össze a számított statisztikákkal. A nullhipotézis szerint nincs kointegráció a változók között. Ennek értékeléséhez a számított tesztstatisztikákat összevetjük a kritikus értékekkel. Amint az a táblázatban látható, az F-statisztika felső kritikus értéke 5%-os szignifikanciaszinten 3,79, ami alacsonyabb, mint a számított

F-statisztika értéke (5,84). Ezért a nullhipotézist elutasítjuk, ami a változók közötti kointegráció fennállását jelzi. Hasonlóképpen, a t-statisztika eredményei további bizonyítékot szolgáltatnak. A kritikus t-statisztika értékét összevetjük a számított t-statisztika abszolút értékével. Ebben az esetben a számított t-statisztika abszolút értéke 4,47, ami meghaladja a kritikus érték abszolút értékét (4,19). Így a nullhipotézist a t-statisztika alapján is elutasítjuk, ami tovább erősíti a változók közötti kointegráció meglétét. Ez az eredmény megerősíti a Pesaran, Shin és Smith (2001) által kidolgozott elméleti keretet, amelyet a kointegráció vizsgálatára alkalmaznak olyan esetekben, amikor a változók szintjén stacionárius és nem stacionárius sorozatok is szerepelnek. Mivel a változók között hosszú távú kapcsolat áll fenn, a következő lépés az ARDL regressziós modell rövid és hosszú távú becslésének elvégzése.

3. táblázat: Kointegrációs együtthatók

Változó	Együttható	Szórás	t-Statisztika	Valószínűségi értékek
M(-1)	0,001818	0,000232	7,835031	0
IMP(-1)	0,000817	0,000338	-2,416565	0,0178
REER	-0,002534	0,001131	-2,240172	0,0276
WCP(-1)	0,000471	0,000146	3,236396	0,0017
PPI (-1)	0,005303	0,000434	12,20849	0,000

Megjegyzés: *A CEC regresszióból származó együtthatók.

A 3. táblázatban bemutatott kointegrációs elemzés – amelyet korlátozás nélküli konstans specifikáció mellett (3. eset) végeztünk – tartós hosszú távú kapcsolatokat azonosít a vizsgált változók között. Az infláció első meghatározó tényezője a széles pénzkínálat, amely alapján az előző hónapban bekövetkező egy százalékos növekedés hosszú távon 0,2 százalékos inflációnövekedést eredményez, amit a pozitív együttható és a statisztikailag szignifikáns valószínűségi érték is alátámaszt. Ez összhangban áll azzal az elméleti várákozással, hogy a pénzmennyiség növekedése hosszú távon pozitív hatással van az árakra. Friedman és Schwartz (1963) tanulmánya erős empirikus bizonyítékot talált arra, hogy a pénzkínálat és az árak szoros összefüggést mutatnak, különösen hosszú távon. Ez alapozta meg a monetarista alapelvet, miszerint az infláció mindig és mindenhol monetáris jelenség. Az import hosszú távon elhanyagolható hatást gyakorolt az inflációra, az együttható értéke 0,0008, ugyanakkor statisztikailag szignifikáns. Ez összhangban áll Yılmaz és Bulut (2025) friss empirikus eredményeivel, akik Törökország esetében kimutatták az import inflációra gyakorolt transzmissziós hatását. Emellett a reál effektív árfolyam (REER) egy százalékos növekedése (felértékelődés) 0,2 százalékos inflációcsökkenéssel jár együtt. Ez megfelel a jelenlegi elméleteknek, mivel az árfolyam felértékelődése általában csökkenti az inflációt azáltal, hogy olcsóbbá teszi az importot, és mérsékli az importált inflációs nyomást. Az eredmény 5%-os szignifikanciaszinten statisztikailag szignifikáns. A jelenlegi szakirodalom hasonló eredményeket mutat, mind lineáris, mind nemlineáris modellek esetében (Kayamo, 2021; Aisen et al., 2021).

Bár Üzbegisztán korábban gázexportőr volt, 2020 körül nettó importőrré vált. Az energiaszektor nagymértékben függ az importált gépektől és köztes termékektől (például az alapvető vegyi anyagok 61%-a, a kompresszorok 72%-a importból származik) (UNDP, 2023). Fontos megjegyezni, hogy Üzbegisztán az új korszakban megnyitotta határait a világ felé, és gazdasága szoros kapcsolatban áll a globális gazdasággal. Ezért várható, hogy a világszerte nyersanyagárak hatással vannak a hazai árakra. Empirikus modellünk azt mutatta, hogy a világszerte nyersanyagárak kis mértékben befolyásolták az inflációt. Konkrétan, a világszerte árak előző havi egy százalékos növekedése hosszú távon 0,04 százalékos inflációnövekedést eredményezett. Az utolsó magyarázó változó a termelői árindex, amely szimmetrikus hatást gyakorol az árakra. Az előző hónapban bekövetkező egy százalékos változás a termelői árakban 0,5 százalékos inflációnövekedést eredményez. Ennek mértéke nagyobb, mint a többi változóé, és statisztikailag szignifikáns. Összességében ezek az eredmények kiemelik a kiválasztott változók jelentőségét a hosszú távú inflációs tendenciák magyarázatában.

4. táblázat: Az ARDL hibakorrekciós modell rövid távú eredményei

Függő változó: D(CPI) Módszer: ARDL Mintavételi időszak: 2017 október–2025 május Mintába bevont megfigyelések száma: 92 Függő változó késleltetései: 3 Automatikusan kiválasztott lineáris magyarázó változók (legfeljebb 3 késleltetéssel): M IMP REER WCP PPI Determinisztikus komponensek: korlátozás nélküli konstans, trend nélkül (3. eset) Modellválasztási módszer: Akaike-információs kritérium (AIC) Értékelt modellek száma: 3072 Kiválasztott modell: ARDL(3,2,1,0,1,3)				
Változó	Együttható	Szórás	t-Statistika	Valószínűség
COINTEQ*	-0,148973	0,024368	-6,113577	0
D(CPI(-1))	0,401394	0,085974	4,668766	0,0000
D(CPI(-2))	-0,279606	0,081236	-3,441908	0,0009
D(M)	-0,000196	0,000113	-1,741128	0,0855
D(M(-1))	-0,000465	0,000118	-3,958099	0,0002
D(IMP)	8,55E-05	9,93E-05	0,860883	0,3918
D(WCP)	-6,82E-05	7,17E-05	-0,951841	0,3440
D(PPI)	0,001845	0,000338	5,453866	0,000
D(PPI(-1))	-0,001224	0,000385	-3,178507	0,0021
D(PPI(-2))	0,000780	0,000354	2,200340	0,0306
C	0,246166	0,039748	6,193115	0,0000
R-négyzet	0,687322	Függő változó	0,006083	
Korrigált R-négyzet	0,648720	átlaga	0,005586	
A regresszió	0,003311	Függő változó	-8,471367	
standard hibája	0,000888	szórása	-8,169849	
Maradéknégyzetek	400,6829	Akaike-	-8,349671	
összege	17,80526	információs	2,104607	
Log-likelihood	0,0000	kritérium		
érték		Schwarz-		
F-próba értéke		kritérium		
F-próba		Hannan-		
valószínűségi		Quinn-		
értéke		kritérium		
		Durbin-		
		Watson		
		statistika		

* A p-értékek nem összeegyeztethetők a t-Bounds eloszlással.

A rövid távú ARDL modell dinamikája a 4. táblázatban több statisztikailag szignifikáns tényezőt azonosított az üzlegészeti havi CPI infláció meghatározóiként a 2017 október–2025 május időszakra. A hibakorrekciós tag (COINTEQ*) szignifi-

káns negatív együttthatóval rendelkezik ($-0,1489$; $p = 0,0000$), ami $14,08$ százalékos kiigazítási sebességet jelez periódusonként a hosszú távú egyensúly irányába. Ez arra utal, hogy a hosszú távú kapcsolattól való eltérések viszonylag lassan korrigálódnak a következő időszakokban, ami összhangban áll az elméleti várakozásokkal a gazdasági modellek részleges kiigazítási mechanizmusait illetően. Az infláció első késleltetett értékének együttthatója nagy ($0,4$) és erősen szignifikáns, ami erős inflációs tehetetlenségre utal. A széles pénzkínálat rövid távon negatív hatást gyakorolt az inflációra, ami a monetáris politika késleltetett transzmissziós mechanizmusával magyarázható, ugyanakkor statisztikailag nem szignifikáns. Figyelemre méltó, hogy az import volumen és a világgiazi nyersanyagárak rövid távon nem gyakoroltak statisztikailag szignifikáns hatást az inflációra. Ezzel szemben a termelői árindex statisztikailag szignifikáns együttthatókkal rendelkezett. Például a termelői árak egy százalékos növekedése az aktuális időszakban $0,1$ százalékos CPI inflációnövekedést eredményez. Összességében a rövid távú inflációs folyamatot elsősorban a CPI múltbeli dinamikája és a termelői árak befolyásolják, míg a monetáris és külső költségtényezők késleltetve vagy korlátozott jelentőséggel hatnak. Ez rámutat a hazai termelési költségek és az árképzési magatartás fontosságára a rövid távú inflációs eredmények alakulásában a liberalizáció utáni Üzbeisztánban.

5. táblázat: Toda és Yamamoto ok-okozati teszt eredménye

Granger-okozatisági és blokk-exogenitási Wald-tesztek VAR modellben			
Minta: 2017 október–2025 május			
Megfigyelések száma: 92			
Függő változó: CPI			
Kizárt változó	Chi-négyzet	df	Valószínűség
M	21,04107	3	0,0001
IMP	3,812964	3	0,2824
REER	5,968052	3	0,1132
WCP	4,695225	3	0,1955
PPI	8,406173	3	0,0383
Összesen	36,04678	15	0,0017

Az 5. táblázat a Toda és Yamamoto módszerrel végzett oksági vizsgálat eredményeit mutatja be. Első lépésként egy VAR rendszert állítottunk fel hat változóval, és a késleltetési hossz kritériumok alapján a második késleltetést választottuk. Mivel a legmagasabb integrációs fok egy, a d_{max} értéke három lett. Ezután minden endogén változót exogénként vettünk figyelembe három késleltetéssel, majd alkalmaztuk a VAR Granger-okozatisági / blokk-exogenitási Wald-tesztet. A táblázat csak azt az esetet mutatja, amikor a CPI a függő változó; a többi eset, amikor minden változó külön-külön függő változóként szerepel, a szoftverprogram fájljában található. Abban az esetben, amikor a CPI a függő változó, a pénzmennyiség ($p = 0,0001$) és a termelői árindex ($p = 0,0383$) szignifikánsan Granger-okozatot mutatnak a CPI irányába 5%-os

szignifikanciaszinten. Ez azt jelzi, hogy e változók múltbeli értékei hozzájárulnak a CPI előjelzéséhez. Ez az eredmény megerősíti az ARDL regressziós modell rövid és hosszú távú elemzésének eredményeit. Ugyanakkor a többi változó (REER, IMP és WCP) nem mutat szignifikáns Granger-okozatot a CPI irányába a vizsgált modellben, mivel p-értékeik meghaladják az 5%-os küszöbértéket. Az összes kizárt változóra vonatkozó együttes teszt χ^2 értéke 36,04678, szabadságfoka 15, p-értéke pedig 0,0017. Ez arra utal, hogy az összes változó késleltetett hatása együttesen szignifikánsan befolyásolja a CPI-t. Amikor a pénzmennyiség és a termelői árindex külön-külön függő változóként szerepeltek, a CPI nem mutatott Granger-okozatot sem az M, sem a PPI irányába, ami azt jelenti, hogy egyirányú oksági kapcsolat áll fenn a CPI és a pénzmennyiség, valamint a CPI és a termelői árindex között a 2017 és 2025 közötti időszakban.

Következtetés

Üzbeisztán, mint átmeneti gazdaság az elmúlt években jelentős szerkezeti átalakulásokon ment keresztül. Bár a gazdaságban a strukturális reformok fokozatosan kerültek bevezetésre, a magas infláció és a valuta leértékelődése továbbra is komoly kihívást jelentenek mind a pénzügyi, mind a reálgazdasági szektor számára. Jelen tanulmány célja az volt, hogy az infláció elsődleges tényezőit az ARDL Bounds teszt módszerrel azonosítsa az üzbeisztáni liberalizációt követően. Az átfogó historikus adatok gyűjtése nehézségekbe ütközött, ezért a vizsgálat 2017 januárjától 2025 májusáig terjedő havi adatokra épült. Empirikus kutatásunk három részből állt. Először Bounds tesztet alkalmaztunk a változók közötti kointegrációs kapcsolat ellenőrzésére, mivel a kiválasztott változók vegyes integrációs rendűek voltak. Miután a kointegrációs kapcsolatot azonosítottuk, rövid és hosszú távú ARDL regressziós elemzést végeztünk. Végül a Toda–Yamamoto-féle oksági tesztet alkalmaztuk a változók közötti oksági viszonyok feltárására.

A kutatás eredményei a következők szerint foglalhatók össze. Először is, a reál effektív árfolyam hosszú távon az infláció egyik fő mozgatórugójaként azonosítható. Ez az importfüggőséggel és a gazdaság magas dollárosítottságával magyarázható. A pénzmennyiség késleltetett értéke, az import, a világgpiaci nyersanyagárak és a termelői árindex statisztikailag szignifikáns hatást gyakoroltak a fogyasztói árindexre (CPI) hosszú távon. Másodsor, a rövid távú eredmények szerint a hibakorrekciós tag (ECM) szignifikáns negatív együtthatóval rendelkezik (-0,1489), ami 15%-os alkalmazkodási sebességet jelez periódusonként a hosszú távú egyensúly irányába. A CPI késleltetett értéke szignifikáns hatással van az aktuális CPI-re, 0,4-es együtthatóval. Emellett a termelői árak aktuális értéke és két késleltetett értéke szintén szignifikáns hatással bírnak a CPI inflációra rövid távon. A pénzmennyiség és az importált világgpiaci árak nem mutattak szignifikáns hatást az inflációra rövid távon. Harmadsor, egyirányú oksági kapcsolatokat azonosítottunk az infláció, a pénzmennyiség és a termelői árindex között a Toda–Yamamoto-féle teszt alapján.

A tanulmány szakpolitikai következtetései a következők. Mivel az empirikus eredmények azt mutatják, hogy a monetáris politikai változók és a termelői árak erőteljes

rövid és hosszú távú hatást gyakorolnak az inflációs mutatóra, amit a Toda–Yamamoto-féle oksági teszt is alátámaszt, az Üzbegisztáni Központi Banknak célszerű fenntartania a restriktív monetáris politikát, különösen az adminisztratív árak liberalizációjának időszakában proaktív szigorítással. Emellett az állami dominancia és a kereskedelmi korlátok csökkentése elősegíti a verseny erősödését a kulcsfontosságú ágazatokban, ami hozzájárul a költségoldali infláció mérsékléséhez, ahogyan azt a modellünkben a termelői árak proxizálják. Végül, a gazdaság szerkezeti reformjai – különösen az energia- és külső szektorban – elengedhetetlenek az infláció hatékony kezeléséhez.

Tanulmányunknak több korlátja is van, amelyek további vizsgálatok tárgyát képezhetik. Először is, nem szerepelnek benne bizonyos változók, mint például a kibocsátás és a fiskális kiadások, mivel ezek negyedéves bontásban érhetőek el, míg jelen elemzés havi adatokra épül. A jövőbeni kutatások ezeket a változókat negyedéves idősoros adatokkal bevonva átfogóbb elemzést nyújthatnak. Másodsor, a piaci torzító tényezők bevonása tovább javíthatná a modell eredményeit. ■

Irodalomjegyzék

1. Abu Asab, N., (2025). Are supply shocks a key driver of global inflation? Evidence from CPI and GDP deflator analysis. *Research in Globalization*, 10, 100279.
2. Aisen, A., Manguinhane, E., & Simione, F. F. (2021). *An empirical assessment of the exchange rate pass-through in Mozambique*. International Monetary Fund.
3. Akimov, A. (2001). Reforming the Financial System; The Case of Uzbekistan. *CASE Network Studies and Analyses*, (234).
4. Al Rasasi, M., Cabezón, E. (2022). Uzbekistan's Transition to Inflation Targeting. *IMF Working Papers*, 229, pp. 1-24.
5. Alam, M.Q. and Alam, M.S. (2016). The determinants of inflation in India: The bounds test analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(2), pp.544-550.
6. Alper, A. E., Alper, F. O., Ozayturk, G., & Mike, F. (2022). Testing the long-run impact of economic growth, energy consumption, and globalization on ecological footprint: new evidence from Fourier bootstrap ARDL and Fourier bootstrap Toda–Yamamoto test results. *Environmental Science and Pollution Research*, 1-16.
7. Amisano, G. and Fagan, G. (2013). Money growth and inflation: A regime switching approach. *Journal of International Money and Finance*, 33, pp.118-145.
8. Babasyan, D., Gu, Y., & Melecky, M. (2023). Late banking transitions: Comparing Uzbekistan to earlier reformers. *World Development Perspectives*, 30, 100493.
9. Baranov, A. O., & Somova, I. A. (2015). Analysis of main factors of inflation dynamics in post-Soviet Russia. *Studies on Russian Economic Development*, 26, 110-123.
10. Budina, N., Maliszewski, W., De Menil, G., & Turlea, G. (2006). Money, inflation and output in Romania, 1992–2000. *Journal of International Money and Finance*, 25(2), 330-347.
11. Bui, T. T., & Kiss, D. G. (2021). Measuring monetary policy by money supply and interest rate: evidence from emerging economies. *Review of Economic Perspectives*, 21(3), 347-367.

12. Catao, L.A. and Terrones, M.E., 2005. Fiscal deficits and inflation. *Journal of Monetary Economics*, 52(3), pp.529-554.
13. Corbo, V. and Di Casola, P. (2022). Drivers of consumer prices and exchange rates in small open economies. *Journal of International Money and Finance*, 122, p.102553.
14. Deka, A. and Dube, S. (2021). Analyzing the causal relationship between exchange rate, renewable energy and inflation of Mexico (1990–2019) with ARDL bounds test approach. *Renewable Energy Focus*, 37, pp.78-83.
15. Diaz, E. M., Cunado, J., & de Gracia, F. P. (2024). Global drivers of inflation: The role of supply chain disruptions and commodity price shocks. *Economic Modelling*, 140, 106860.
16. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
17. Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A monetary history of the United States, 1867–1960*. Princeton University Press.
18. Hoggarth, G. (1996). Monetary policy in Russia. *Russia's Financial Markets and the Banking Sector in Transition*, *Bank of Finland Studies A*, 95, pp.53-82.
19. International Monetary Fund. (2024). Republic of Uzbekistan: 2024 Article IV Consultation-Press Release; and Staff Report.
20. Isakova, A. (2007). Modeling and forecasting inflation in developing countries: The case of economies in central Asia. *Center for Economic Research and Graduate Education, Discussion Paper*, (2007-174).
21. Ismailov, A. (2023). Urgent issues of regulation of money supply in the conditions of transition to the inflation targeting regime in Uzbekistan. *Economics & Education*, 24(2), pp. 53-57.
22. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
23. Karki, D. and Risal, H.G. (2020). Asymmetric impact of oil price on inflation: Evidence from Nepal. *NRB Economic Review*, 31(1), pp.21-46.
24. Kayamo, S. E. (2021). Asymmetric impact of real exchange rate on inflation in Ethiopia: a non-linear ARDL approach. *Cogent economics & finance*, 9(1), 1986931.
25. Koen, V. and M Marrese. (1995). Stabilization and Structural Change in Russia, 1992-1994. IMF Working Paper, WP 95/13. International Monetary Fund.
26. Korhonen, I. (1998). An error-correction model for prices. *Money, Output and interest rate in Russia*, *Bank of Finland, Review of Economies in transition*, 5, pp.33-44.
27. Kuma, B. and Gata, G. (2023). Factors affecting food price inflation in Ethiopia: An autoregressive distributed lag approach. *Journal of Agriculture and Food Research*, 12, p.100548.
28. Lim, M.G. and Papi, M.L. (1997). *An econometric analysis of the determinants of inflation in Turkey*. International Monetary Fund.
29. Lissovolik, M.B. (2003). Determinants of inflation in a transition economy: The case of Ukraine. IMF Working Paper, WP 03/126. International Monetary Fund.
30. Loungani, P. and Swagel, P. (2001). Sources of inflation in developing countries. IMF working paper series N-01/198

31. Majidov T. (1999) "Central Banking in Transition Countries", Dissertation in partial fulfilment of Msc in Banking and Finance, Department of Economics, University of Stirling, Stirling.
32. Mohanty, M.S. and Klau, M. (2001). What determines inflation in emerging market economies? *BIS Papers*, 8, pp.1-38.
33. Moriyama, M. K. (2008). *Investigating inflation dynamics in Sudan*. International Monetary Fund.
34. Nasir, M. A., Huynh, T. L. D., & Vo, X. V. (2020). Exchange rate pass-through & management of inflation expectations in a small open inflation targeting economy. *International Review of Economics & Finance*, 69, 178-188.
35. Nikolić, M. (2000). Money growth–inflation relationship in post-communist Russia. *Journal of Comparative Economics*, 28(1), 108-133.
36. Nogueira Junior, R. P. (2007). Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Economia Aplicada*, 11, 189-208.
37. Osorio, C. and Unsal, D.F. (2013). Inflation dynamics in Asia: Causes, changes, and spillovers from China. *Journal of Asian Economics*, 24, pp.26-40.
38. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
39. Ringwald, L. and Zörner, T.O. (2023). The money-inflation nexus revisited. *Journal of Empirical Finance*, 73, pp.293-333.
40. Sankaran, A., Kumar, S., Arjun, K., & Das, M. (2019). Estimating the causal relationship between electricity consumption and industrial output: ARDL bounds and Toda-Yamamoto approaches for ten late industrialized countries. *Helikon*, 5(6).
41. Siliverstovs, B., & Bilan, O. (2005). Modeling inflation dynamics in transition economies: The case of Ukraine. *Eastern European Economics*, 43(6), 66-81.
42. Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
43. Valogo, M.K., Duodu, E., Yusif, H. and Baidoo, S.T. (2023). Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant? *Research in Globalization*, 6, p.100119.
44. Ybrayev, Z., Shamar, B., & Mamatova, K. (2024). Domestic inflation decomposition in a small open economy: Evidence from import price dynamics in Kazakhstan. *Central Bank Review*, 24(4), 100179.
45. Yılmaz, E., & Bulut, N. (2025). *Inflation dynamics: Profits, wages and import prices. Economic Systems*.

1. melléklet: Leíró statisztikák és normalitási teszt eredmények

	CPI	M	IMP	REER	WCP	PPI
Átlag	169,3978	144411,7	14438,35	39,16464	151,0433	212,3978
Közép	169,8000	122271,9	12964,81	39,01271	157,5215	213,3000
Maximum	208,6000	292023,6	21034,82	43,54173	241,9187	269,4000
Minimum	120,4000	72736,60	7377,648	32,34435	85,04903	134,4000
Szórás	24,4206	62730,62	4295,271	2,497236	35,87315	36,19470
Ferdeség	-0,206206	0,698303	0,223138	-0,861891	0,554884	-0,508444
Kurtosis	1,899687	2,312617	1,600483	3,745855	2,838509	2,390390
Jarque-Bera	5,292959	9,288179	8,271600	13,52295	4,821046	5,388464
Valószínűség	0,070900	0,009618	0,015990	0,001158	0,089768	0,067594
Összesen	15584,60	13285881	1328328	3603,147	13895,98	19540,60
Összes négyzetes eltérés	54269,28	3,58E+11	1,68E+09	567,4933	117106,4	119215,1
Megfigyelések száma	92	92	92	92	92	92

2. melléklet: Unit root és stacionaritási tesztek eredményei

Változók	Integrációs szint	ADF-teszt		PP-teszt		Integrációs eredmény
		Intercept	Trend és intercept	Intercept	Trend és intercept	
CPI	Szint	0,2740	0,0232	0,1687	0,0678	I(0)
M	Szint	1,0000	0,9931	1,0000	0,9988	I(1)
	Az első differencia	0,0000	0,0000	0,0000	0,000	
WCP	Szint	0,1992	0,2443	0,5704	0,8538	I(1)
	Az első differencia	0,0000	0	0,0000	0	
PPI	Szint	0,5109	0,2826	0,1022	0,3017	I(1)
	Az első differencia	0,000	0	0,000	0,000	
Töréspont egységgyök-teszt						
IMP			Törés dátuma	Valószínűségi érték		I(0)
	Szint		2020m05	0,018		
REER	Szint		2022m06	0,2037		I(1)
	Az első differencia		2022m06	<0,01		I(0)

3. függelék: A maradékok sorozati korrelációjának vizsgálata

Breusch-Godfrey sorozatos korrelációs LM-teszt:

Nullhipotézis: Nincs sorozati korreláció legfeljebb 3 késleltetésig

F-statisztika	0,514893	F(2,85) valószínűség	0
Megfigyelésszám* R-négyzet	1,906379	Valószínűségi érték (Khi-négyzet) (2)	0,5921

4. függelék: Heteroszkedaszticitás-teszt: Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroszkedaszticitás-teszt: Breusch-Pagan-Godfrey

Nullhipotézis: Homoszkedaszticitás

F-statisztika	0,985150	F(15,87) valószínűség	0,4790
Megfigyelésszám*R-négyzet	14,97630	Valószínűségi érték (Khi-négyzet) (15)	0,4531
Skálázott magyarázott négyzetösszeg	21,55268	Valószínűségi érték (Khi-négyzet) (15)	0,1201

5. melléklet: Ramsey RESET teszt összefoglalása

Teszt	Statisztika	p-érték	Következtetés
t-próba	0,421775	0,6744	A nullhipotézis elutasítása sikertelen
F-próba	0,177894	0,6744	A nullhipotézis elutasítása sikertelen
Valószínűségi arány	0,217959	0,6406	A nullhipotézis elutasítása sikertelen

6. függelék: CUSUM-teszt eredménye

