

A fiskális dominancia, a strukturális merevségek és az infláció politikai gazdaságtana Indiában: A nehruai tervezéstől a monetáris politikai keretrendszerig*

C. M. Denny 

India tartós inflációja a fiskális dominanciát, a strukturálisan torzult mezőgazdasági piacokat és az elosztási politika árstabilitással szembeni elsőbbségét tükrözi. A tanulmány az 1955. I. negyedétől 2024. IV. negyedévéig terjedő időszakra vonatkozó negyedéves adatokon, ARDL határteszt, Toda–Yamamoto-féle Granger-oksági teszt, Bai–Perron struktúratörés-elemzés (feltétel nélküli és feltételes) és a feltételes átlagra és varianciára egyaránt törési fiktív változókat tartalmazó GARCH(1,1) modell alkalmazásával az inflációs perzisztencia három strukturális meghatározó tényezőjét azonosítja: a monetizációtól elkülönülő csatornákon ható költségvetési hiányokat; a minimális felvásárlási árakra vonatkozó szakpolitikákat, amelyek a fogyasztói árindexben magas élelmiszer-részarányon keresztül költségoldali inflációs sokkokat közvetítenek; valamint a várakozások tehetetlenségét. A 2014. III. negyedében bekövetkezett átmenet, amely egybeesett az inflációs célkövetés bevezetésével, statisztikailag látható rezsimváltást jelent mind az infláció szintje, mind annak feltételes volatilitása tekintetében. A keretrendszer tartóssága a folyamatos költségvetési konszolidációtól és a mezőgazdasági reformtól függ.

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: E31, E52, E62, O11, Q18

Kulcsszavak: Inflációs célkövetés, fiskális dominancia, minimális felvásárlási ár, ARDL, GARCH, strukturális törések, India, élelmiszer-infláció, Phillips-görbe, Kelet-Közép-Európa

* A jelen kiadványban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, ami nem feltétlenül egyezik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.

C. M. Denny: St Mary's College (Puthanangadi, Kerala, India), igazgató. E-mail: dennyscholar@stmaryscollege.info

A szerző ezúton mond köszönetet a két anonim bírálónak és a szerkesztőbizottságnak a tanulmány színvonalának növelését eredményező észrevételeikért.

Az angol nyelvű kézirat első változata 2026. március 27-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.25201/HSZ.25.3.26>

1. Bevezetés

India – függetlenné válása óta mért – inflációs adatai paradox képet mutatnak. Az ország soha nem tapasztalt olyan hiperinflációt, mint Argentína; *Blejer (2025)* dokumentálja, hogy 1945 és 1992 között miként veszített az argentin peso tizenhárom nullát az értékéből. India az árstabilitással küzdött, hosszabb ideig ugyanis nem tudta 5 százalék alatt tartani az inflációt. A tervgazdasági korszak tartósan egyszámjegyű inflációjától a 2009–2014 közötti, kétszámjegyű élelmiszerár-emelkedéseken át az inflációs célkövetés (IT) rendszerében a közelmúltban bekövetkezett dezinflációig, India árstabilitáshoz fűződő viszonyát inkább a kontrollált inflációval való együttélés, semmint annak határozott leküzdése jellemezte.

Ez a tendencia elsősorban nem a monetáris politika szakmai hiányosságainak következménye. Történetének túlnyomó részében az Indiai Központi Bank (Reserve Bank of India, RBI) magas szintű technikai és szakmai felkészültségű intézmény volt. A tartós infláció olyan strukturális és politikai-gazdasági tényezőkre vezethető vissza, amelyek ismételten korlátozzák a monetáris politika hatékonyságát: a fiskális célkitűzések elsőbbsége a monetáris célokkal szemben; a mezőgazdasági garantált felvásárlásiár-politika beágyazottsága, amely költségoldali inflációs nyomást közvetít a fogyasztói árindexbe (CPI); valamint az aszimmetrikus föderális berendezkedés, amelyben az inflációt gerjesztő kiadások huszonnyolc tagállam között oszlanak meg, miközben az infláció elleni fellépés felelőssége a szövetségi kormányzatnál és az RBI-nél összpontosul.

Két további strukturális jellemzőt érdemes kiemelni. Először is, a bankrendszert az állami tulajdonú bankok (Public Sector Banks, PSB-k) dominálják, amelyek a szektor eszközállományának mintegy kétharmadát birtokolják, és olyan, nem kizárólag üzleti szempontokon alapuló mandátumok alapján működnek, amelyek gyengítik a kamatcsatornát. *Mishra és Montiel (2013)* szerint Indiában az irányadó kamatláb hitelkamatokba való átgyűrűzése az egyik leggyengébb Ázsiában, ami jelentős részben a mérlegfeszültségekre, az irányított hitelezési kötelezettségekre, valamint az PSB-k által dominált piacon alkalmazott, hatóságilag szabályozott betéti kamatokra vezethető vissza. Másodszor, az élelmiszerek és az italok aránya az összindiai fogyasztóiár-index kosarában megközelítőleg 45,86 százalék, ami jóval magasabb, mint a fejlett gazdaságokban (jellemzően 10–15 százalék), valamint a legtöbb hasonló feltörekvő piaci gazdaságban. Az élelmiszerek ilyen jelentős aránya felerősíti az alábbiakban azonosított, a minimális felvásárlási ár (Minimum Support Price, MSP) által vezérelt költségoldali inflációs csatornát, és korlátozza a jegybank azon képességét, hogy aránytalanul magas kibocsátási költségek nélkül érjen el olyan eredményeket, amelyek összhangban állnak az inflációs céllal. A gyenge banki transzmissziós csatorna és a hatóságilag meghatározott mezőgazdasági árak erőteljes átgyűrűzésének kölcsönhatása teremti meg azt a feltételrendszert, amelyben az inflációs célkövetésnek működnie kell.

A feltörekvő piacokon tapasztalható infláció tartósságával foglalkozó összehasonlító szakirodalom a magyarázatok két tág csoportját különbözteti meg: egyrészt az árszínvonal fiskális elméletét, amely szerint a tartós költségvetési hiányok végső soron – a jegybank preferenciáitól függetlenül – monetáris alkalmazkodást tesznek szükségessé (Sargent – Wallace 1981; Cochrane 2023); másrészt azokat a strukturális elméleteket, amelyek a kínálati oldali merevségeket, a múltbeli folyamatokra visszatekintő árképzést és a reformokkal szembeni ellenállás politikai gazdaságtanát hangsúlyozzák (Akerlof et al. 2000; Blejer 2025). India esete mindkét megközelítést szükségessé teszi: a fiskális és a kínálati oldali csatornák empirikusan elkülöníthetők, statisztikailag szignifikánsak, és szakpolitikai szempontból kölcsönösen erősítik egymást.

A tanulmány öt szempontból járul hozzá a szakirodalomhoz. Először, több módszert ötvöző időszerelemzési keretrendszert alkalmaz az 1955. I. negyedévéől 2024. IV. negyedévéig terjedő negyedéves adatokra: ARDL-határtesztelést, VAR-alapú Granger-oksági vizsgálatot, Bai–Perron-féle struktúratörés-elemzést (feltétel nélküli és feltételes megközelítésben), valamint a feltételes átlagban és varianciában törési fiktív (dummy) változókat tartalmazó GARCH-modellezést. Ez kiegészíti Rastogi és Kanoujiya (2024) közelmúltbeli munkáját, amely az inflációs célkövetés bevezetése utáni inflációs volatilitást a nyersanyagárak és az árfolyam-átgyűrűzés figyelembevételével modellezi. Ez a tanulmány abban tér el ettől, hogy egységes empirikus stratégián belül együtt alkalmazza a hosszú távú kointegrációt, a többváltozós Granger-okságot, az endogén töréspont-meghatározást és a feltételes volatilitást. Másodszor, az MSP-indexet a CPI-infláció statisztikailag szignifikáns hosszú távú meghatározó tényezőjeként azonosítja, olyanként, amely a monetáris aggregátumok kontrollálása mellett is szignifikáns marad. Ez közvetlen empirikus alátámasztást ad a strukturális élelmiszerár-csatornának, amely mellett eddig elsősorban intézményi alapon érveltek (Gokarn 2011; Rangarajan – Mishra 2013). Harmadszor, a tanulmány dokumentálja, hogy az inflációs célkövetés az infláció szintjében és feltételes volatilitásában egyaránt statisztikailag azonosítható eltolódással jár együtt, összhangban Rastogi és Kanoujiya (2024), valamint Bhalla et al. (2026) eredményeivel. E megállapítást ugyanakkor Eichengreen és Gupta (2024) eredményeinek fényében óvatosan értelmezi, akik szerint a 2016 utáni reakciófüggvény igazolhatóan nem vált szigorúbbá. Negyedszer, a tanulmány ezeket a megállapításokat összehasonlító politikai gazdaságtani keretbe helyezi, és az argentinai tapasztalatokra (Blejer 2025) támaszkodva világít rá az infláció tartós fennmaradásának közös strukturális logikájára azokban az esetekben, amikor az elosztási politika korlátozza a reformok végrehajtását. Ötödször, az indiai átmenet tapasztalatai alapján fontos intézményi tanulságokat fogalmaz meg más feltörekvő piaci gazdaságok inflációs célkövető keretrendszerei, köztük a kelet-közép-európai országok számára.

A tanulmány egészére egy módszertani megjegyzés vonatkozik. A jelentős operatív tapasztalattal rendelkező jegybanki szakemberek megközelítését követve a statisztikai kauzalitási kapcsolatokat – akár Granger-féle tesztekből, akár kointegrációs vizsgálatokból származnak – a feltételezett gazdasági mechanizmusokkal összeegyeztethető alátámasztásnak tekintjük, nem pedig az alapvető oksági kapcsolat igazolásának, mivel a mintán belüli együttmozgások nem szükségszerűen felelnek meg szakpolitikai célokra használható ok-okozati mechanizmusoknak. Ahol a tanulmány arról számol be, hogy egy változó „Granger-okozza” a másikat, az állítás statisztikai előrejelző tartalomra vonatkozik, nem pedig a szakpolitika szempontjából kihasználható alapvető okságra.

A tanulmány felépítése a következő: A 2. fejezet a történeti folyamatokat tekinti át. A 3. fejezet bemutatja az adatokat és a módszertant. A 4. fejezet ismerteti az ökonometriai eredményeket, beleértve a 4.6. alfejezetben szereplő robusztussági vizsgálatokat, amelyek az egységgyök-robusztusságra, a negyedéven belüli endogenitásra és a rezsimspecifikus becslésre terjednek ki. Az 5–7. fejezetek a strukturális és politikai gazdaságtani értelmezést fejtik ki; a 7. fejezet a keretrendszer 2026. márciusi megújítását is figyelembe veszi. A 8. fejezet tömör összehasonlító intézményi tanulságokat fogalmaz meg. A 9. fejezet összegzi a tanulmány következtetéseit.

2. Infláció Indiában: történelmi áttekintés

Indiában az infláció nem pusztán monetáris jelenség; alakulását a mezőgazdasági körülmények, a központi kormányzat és a tagállamok közötti fiskális kapcsolatok, valamint politikai tényezők is befolyásolják. Az indiai infláció 1950 óta megfigyelhető alakulása négy szakaszra osztható (1. táblázat). Az első szakaszt (1950–1960-as évek) a termelői árindex (WPI) alapján számítva mérsékelt, 3 százalék alatti infláció jellemezte, amelyet a hatósági árak alacsony szinten tartottak, azonban strukturálisan így is sérülékeny maradt.

A második szakaszt (1970–1980-as évek) az olajársokkok, az aszályok és a fiskális expanzió által fűtött gyorsulás jellemezte; eközben a széles értelemben vett pénzmennyiség (M3) – amely a készpénzen és a látra szóló betéteken túl a lekötött bankbetéteket is magában foglalja – növekedése meghaladta az évi 16 százalékot. A harmadik szakasz (1991–2016) magában foglalja mind az 1991–1993-as válságot és stabilizációt követő fordulóponthoz, mind pedig az élelmiszerár-infláció újbóli, magas szintre emelkedését az Egyesült Progresszív Szövetség (United Progressive Alliance, UPA) kormányzása alatt. A negyedik szakasz (2017–2024) az inflációs célkövetés időszaka: az átlagos infláció csökkent, ugyanakkor a strukturális inflációs nyomás tartósan fennmaradt.

1. táblázat

Infláció, monetáris bővülés és fiskális egyenleg évtizedenként Indiában (negyedéves átlagok)

Időszak	Átlagos WPI (%)	Átlagos CPI (%)	Átlagos M3-pénz-mennyiség növekedés (%)	Költségvetési hiány (a GDP százalékában)	Főbb strukturális háttér
1951–1960	1,7	2,1	6,8	~2,0	Nehru-féle importhelyettesítő iparosítás (ISI); az ötéves tervek (FYP) keretében történő erőforrás-allokáció
1961–1970	6,4	7,0	9,2	~3,0	Átmenet a zöld forradalom időszakába; aszályok
1971–1980	9,6	8,3	16,4	~4,5	Olajársokkok; a bankok államosítása
1981–1990	7,1	8,9	17,3	~8,0	Fiskális expanzió; az SLR 38,5 százalékos csúcsot ér el
1991–2000	7,6	9,4	15,1	~5,8	Fizetésimérleg-válság; részleges liberalizáció
2001–2010	5,5	5,9	17,0	~4,8	Gyors növekedési ütemű évtized; az MSP felgyorsulása
2011–2016	6,2	9,5	13,1	~4,9	Magas élelmiszerár-infláció; UPA II
2017–2024	4,1	5,4	10,2	~5,8	Az inflációs célkövetés időszaka; covid-sokk; dezinfláció 2024–2025-ben

Megjegyzés: WPI = termelői árindex (Wholesale Price Index); CPI = fogyasztói árindex (Consumer Price Index); az M3-pénzmenység növekedése tág értelemben vett pénzmenység-növekedést jelent. A költségvetési hiány adatai a központi kormányzati hiány hozzávetőleges GDP-arányos értékeit jelzik. ISI: Importhelyettesítő iparosítás; FYP: ötéves terv; SLR: kötelező likviditási ráta; BOP: fizetési mérleg; MSP: minimális felvásárlási ár; UPA: Egyesült Progresszív Szövetség.

Forrás: RBI Statisztikai Kézikönyv (2024), a pénzügyminisztérium éves jelentései, világbanki World Development Indicators (fejlettségi mutatók)

Amint azt az 1. táblázat mutatja, a költségvetési hiány és az infláció között a vizsgált részidőszakok többségében tartós pozitív kapcsolat van, amelyet csak az 1991 utáni reformidőszak, illetve részben az inflációs célkövetés kezdeti időszaka szakított meg. Az M3-pénzmenység és az infláció közötti összefüggés hasonlóképpen megfigyelhető az inflációs célkövetést megelőző időszakban, ami hosszabb időtávon összhangban áll a mennyiségi elmélettel (bár önmagában nem bizonyítja azt). Az ilyen kétváltozós együttmozgások közös háttértényezők hatását vagy alkalmazkodó monetáris politikai reakciókat is tükrözhetnek, nem pedig azt, hogy a pénzmenység növekedése önálló oksági tényezőként hat. Következésképpen ezt az összefüggést a monetáris elméleti értelmezésekkel összeegyeztethetőnek tekintjük, anélkül azonban, hogy abból közvetlenül kiaknázható ok-okozati kapcsolatra következtetnénk. A 2011–2016 közötti időszak sajátossága – vagyis a magas CPI-infláció a csökkenő WPI és a mérsékelt pénzmenység-növekedés ellenére – arra a strukturális élelmiszerár-csatornára utal, amelynek létét a 4. fejezet formálisan is igazolja.

3. Adatok és módszertan

3.1. Adatok

Az elemzés az 1955. I. negyedétől a 2024. IV. negyedévéig terjedő negyedéves adatokat használja, azaz 280 megfigyelést. A fő változó az országos indiai CPI-infláció, azaz az árszint évesített negyedéves logaritmikus differenciája. A 2011. előtti időszakra – amikor az új, országos indiai CPI még nem állt rendelkezésre – az ipari munkavállalók fogyasztói árindexét (CPI-IW) használjuk, amelyet az RBI gyakorlatával összhangban álló standard indexláncolási módszerrel illesztettünk az új idősorhoz.¹

A magyarázó változók öt kategóriába sorolhatók: (i) *fiskális változók*: a központi kormányzat GDP-arányos költségvetési hiánya (*fd*) és annak összetevői; (ii) *monetáris változók*: a tág értelemben vett M3-pénzmennyiség növekedése (*m*) és a reálkamatláb (*r*); (iii) *mezőgazdasági árpolitika*: az összes termékre vonatkozó MSP-index (*m_{sp}*), amely a CACP által lefedett huszonhárom mezőgazdasági termék minimális felvásárlási árszintjének súlyozott átlaga;² (iv) *keresleti és külső tényezők*: a Hodrick–Prescott-szűrővel előállított kibocsátási rés (*gap*), a nominális effektív árfolyam (*er*), valamint a rúpia alapú nyersolajár-index (*oil*);³ továbbá (v) *várakozások*: az RBI negyedéves, háztartási inflációs várakozási felmérése (*pe*), amely 2006. III. negyedétől áll rendelkezésre, és amelyet modellezés alapján becsült értékekkel vetítettünk vissza a korábbi időszakra. A konzisztens negyedéves munkanélküliségi adatok nem állnak rendelkezésre a teljes vizsgálati időszakból, ezért a keresleti oldal proxyváltozójaként a kibocsátási rés szolgál. *Kapur (2013)* a 2010. utáni időszakról kiegészítő, munkanélküliség alapú Phillips-görbe-elemzést kínál.

Minden idősor az *RBI statisztikai kézikönyvéből (2024)*, a Kereskedelmi Információszerzési és Statisztikai Főigazgatóság (Directorate General of Commercial Intelligence and Statistics, DGCIS), a Mezőgazdasági Költségek és Árak Bizottsága (Commission for Agricultural Costs and Prices, CACP) éves jelentéseiből, valamint az IMF nemzetközi pénzügyi statisztikáiból (IFS) származik. A várakozásokat is figyelembe vevő modellek becslése a 2006. III. negyedév és a 2024. IV. negyedév közötti mintán történt (73 megfigyelés, a késleltetéseket figyelembe véve 68). Az összehasonlíthatóság érdekében az 5. táblázatban szereplő mind a négy ARDL-

¹ A 2011 előtti időszakra vonatkozó CPI-adatok az ipari munkavállalók fogyasztói árindexének (CPI-IW) idősorán alapulnak. Ezt az idősor bázisának módosítását követően, az RBI gyakorlatával összhangban álló standard indexláncolási módszerrel, 2011. IV. negyedévéig illesztettük az új, országos CPI-idősorhoz. Az alternatív idősor-láncolási módszerekkel végzett érzékenységvizsgálat – így a mezőgazdasági munkavállalók súlyozására vonatkozó CPI-AL idősor, valamint a CPI-IW, a CPI-AL és a CPI-RL közötti láncolt, súlyozott átlagának alkalmazása – a fő változók tekintetében minőségileg hasonló együtthatókat és azonos strukturális töréspontokat eredményez; a részletes eredmények kérésre a szerzőnél állnak rendelkezésre.

² Az MSP-indexet a CACP által huszonhárom termékre meghirdetett minimális felvásárlási árak mértani súlyozott átlagaként képezzük, ahol a súlyok az ötévente aktualizált felvásárlási volumenek. Az index előállításának teljes módszertana kérésre a szerzőnél áll rendelkezésre.

³ A kibocsátási rés becslése egyoldali Hodrick–Prescott-szűrő alkalmazásával történik, negyedéves adatokra alkalmazott $\lambda = 1600$ simitási paraméter mellett, a 2011–2012-es változatlan árakon számított reál-GDP idősorra alkalmazva. A szűrő peremérték-problémáját az RBI végponti megköthető módszerével kezeljük.

modell ezt a mintát használja; a teljes mintán végzett robusztussági vizsgálatok – a pe változó kizárásával – minőségileg hasonló együttthatókat eredményeznek az fd , az $M3$, az MSP és a kibocsátási rés tekintetében. A monetáris és a fiskális változók – ha azt a stacionaritás-vizsgálat megköveteli – logaritmikus differenciák formájában szerepelnek.

Módszertani szempontból ugyanakkor szükséges megjegyzést fűzni az egyes módszertani felülvizsgálatok közötti konzisztencia kérdéséhez. A CPI-kosár és az IFS idősorai 1955 és 2024 között definíciós változásokon mentek keresztül – ideértve a 2011-es CPI-átállást, a költségvetési hiány fogalmának időszakos újradefiniálását és az IMF módszertani aktualizálásait –, amelyek torzíthatják a töréspont-becsléseket az átállási dátumok irányába. A fő Bai–Perron-eljárás újraszámítása kizárólag az RBI kézikönyv idősorain, illetve önállóan az IFS idősorain legfeljebb két negyedévvel eltérő töréspontokat eredményez; a fő töréspontok – 1991. III. negyedév, 2007. IV. negyedév és 2014. III. negyedév – azonban mindkét esetben egybeesnek. További aggály, hogy a törésponttesztek olyan időpontokat is statisztikailag szignifikánsnak minősíthetnek, amelyek valójában statisztikai felülvizsgálatokat tükröznek. Emiatt a kisebb töréspontokat – különösen az 1997. II. negyedévi törést, amely időben közel esik az 1999-es költségvetési számviteli reformhoz – kellő óvatossággal kezeljük, és az értelmezés során nem tulajdonítunk nekik okozati jelentőséget.

3.2. Ökonometriai keretrendszer

Az elemzési stratégia öt szakaszból áll, követve a hosszú időhorizonton bekövetkező rezsimváltások azonosítására, a strukturális változások melletti kointegráció vizsgálatára és a feltételes volatilitás modellezésére vonatkozó idősoelemzés szakirodalmi előzményeit (*Hamilton 1994; Stock – Watson 2003; Lütkepohl 2005*).

Az első szakaszban egységgyök-tesztet végzünk a kiterjesztett Dickey–Fuller-tesztel (ADF-teszt), ahol a késleltetési hosszt az Akaike-féle információs kritérium (AIC) alapján választjuk ki:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ahol a $H_0: \gamma = 0$ (egységgyök) nullhipotézist teszteljük a $H_1: \gamma < 0$ (stacionaritás) alternatív hipotézissel szemben, egyrészt csak konstanst, másrészt konstanst és trendet is tartalmazó specifikációk mellett.

A második szakaszban a *Pesaran et al. (2001)* által kidolgozott ARDL-határtesztet (autoregressive distributed lag bounds test) alkalmazzuk. A nem korlátozott hibakorrekciós modell a következő:

$$\Delta \pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j' \Delta X_{t-j} + \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2' X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ahol X a magyarázó változók vektora. A p és q késleltetési rendeket az AIC alapján választjuk meg, legfeljebb négy negyedéves késleltetéssel; az optimális struktúra ARDL(2,1,1,1,0,1,1,0). A határteszt a $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = 0$ nullhipotézist vizsgálja a Pesaran *et al.* (2001) F-statisztikájának kritikus értékei alapján. A hosszú távú együtthatókat (5. táblázat) a $\vartheta = -\lambda_2 / \lambda_1$ normalizálással számítjuk vissza.

A harmadik szakaszban redukált formájú VAR-modellt becslünk, amelynek késleltetési rendjét a Schwarz-kritérium alapján választjuk meg, majd Toda – Yamamoto (1995) eljárását alkalmazzuk az integráltsági foktól függetlenül érvényes Granger-oksági tesztekre, elkerülve az előtesztelési torzításokat.⁴ Az okságot statisztikai előrejelző információtartalomként értelmezzük, nem pedig kiaknázható oksági kapcsolatként. A keretrendszer azonosítja a késleltetéseken alapuló információtartalmat, ugyanakkor nem képes kizárni az infláció, a fiskális és a monetáris változók közötti, negyedéven belüli endogenitást. Ezt a 4.6. alfejezetben az ARDL-modell késleltetésekkel vagy instrumentált egyidejű regresszorokkal történő újrabecslésével kezeli.

A negyedik szakaszban a Bai és Perron (1998, 2003) által kidolgozott többszörös töréspont-tesztet alkalmazzuk két specifikációban: egy feltétel nélküliben, amelyben az inflációt kizárólag konstanssal magyarázza, valamint egy feltételesben, amely ezenfelül az egyidejű költségvetési hiányt, az M3-pénzmennyiség növekedést és az MSP-indexet is tartalmazza. A feltételes specifikáció azt vizsgálja, hogy ezek a strukturális csatornák együttesen magyarázzák-e a megfigyelt rezsimműltásokat. A teszt m számú törést enged meg a következő modellben:

$$\pi_t = x_t' \beta_j + \varepsilon_t, \text{ ahol } t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, j = 1, \dots, m+1 \quad (3)$$

ahol a $\{T_1, \dots, T_m\}$ törésidőpontokat a rezsimspecifikus paraméterekkel együtt becsljük, a reziduumok négyzetösszegének globális minimalizálásával. A supF- és a kettősmaximum-tesztek (UDmax, WDmax) a törések jelenlétét és számát vizsgálják.

Az ötödik szakaszban az infláció feltételes átlagát és varianciáját egyaránt GARCH(1,1)-modellel (Bollerslev 1986) modellezzük, mindkét egyenletben struktúratöréshatárokkal kiegészítve:

$$\pi_t = \mu + \varphi D_{IT} + \rho \pi_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4)$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma D_{IT} \quad (5)$$

⁴ A Toda és Yamamoto (1995) által alkalmazott konvenciót követjük: a VAR-modellt szintbeli változókkal, $k + d_{max}$ késleltetéssel becsljük, ahol k az optimális késleltetési hossz, d_{max} pedig a változók maximális integráltsági foka; ezt követően a módosított Wald-tesztet kizárólag az első k késleltetés együtthatóira alkalmazzuk. Ez a megközelítés a változók integráltsági fokától függetlenül standard aszimptotikus eloszlás χ^2 -tesztstatisztikákat eredményez.

ahol D_{IT} értéke 2016. I. negyedévtől kezdődően 1, φ az inflációs célkövetéshez kapcsolódó várhatóérték-eltolódást, γ pedig a varianciaeltolódást ragadja meg. A φ szerepeltetése összhangban áll a Bai–Perron-teszt eredményeivel (4.4. alfejezet), amelyek szerint az inflációs célkövetés bevezetése nem pusztán a volatilitás eltolódásával, hanem az infláció szintjének eltolódásával is együtt járt. Az $\alpha + \beta$ összeg a volatilitás perzisztenciáját méri. A (4)–(5) egyenleteket együttesen, kvázi maximum likelihood módszerrel becsüljük, Bollerslev–Wooldridge-féle robusztus standard hibákkal.

4. Empirikus eredmények

4.1. Egységgyök-tesztek

A 2. táblázat valamennyi változóra vonatkozóan bemutatja az ADF-tesztek eredményeit, mind szintbeli adatokon, mind első differenciákon. A kibocsátási rés kivételével – amely konstrukciójából adódóan stacionárius – valamennyi változó első rendben integrált idősor, azaz $I(1)$, mivel szintbeli adatokon nem vethető el az egységgyök fennállására vonatkozó nullhipotézis, míg első differenciákon az határozottan elvethető (MacKinnon 1996). Ez az eredmény mindkét specifikáció esetében következetesen fennáll. Ez indokolja az ARDL-határteszt alkalmazását, amely $I(0)$ és $I(1)$ regresszorok bármely kombinációja esetén alkalmazható. Amint azt a 4.6. alfejezet bemutatja, az endogén strukturális töréseket megengedő eljárásokkal (Zivot – Andrews 1992; Lee – Strazicich 2003) végzett újrabecslés megőrzi a változók integráltsági fok szerinti besorolását.

2. táblázat

A kiterjesztett Dickey–Fuller-féle egységgyökteszt eredményei

Változó	Szint-konstans	Szint-trend	Késleltetések	Δ -konstans	Δ -trend	Késleltetések	Az integráltság foka
CPI-infláció (π)	–1,42	–1,61	3	–6,83***	–6,79***	2	$I(1)$
WPI-infláció (π_w)	–1,67	–1,88	2	–7,12***	–7,08***	1	$I(1)$
Költségvetési hiány (fd)	–1,29	–1,47	4	–5,94***	–5,90***	3	$I(1)$
M3- pénzmennyiség-növekedés (m)	–2,01	–2,14	2	–6,41***	–6,38***	1	$I(1)$
MSP-index (m_{sp})	–1,55	–1,72	3	–5,78***	–5,74***	2	$I(1)$
Kibocsátási rés (gap)	–3,12**	–3,34**	2	–7,91***	–7,85***	1	$I(0)$
Árfolyam (er)	–1,83	–1,99	3	–6,02***	–5,97***	2	$I(1)$
Globális nyersolajár (oil)	–1,47	–1,63	2	–6,25***	–6,21***	1	$I(1)$
Reálkamatláb (r)	–2,88*	–3,05**	3	–6,78***	–6,74***	2	$I(1)$
Inflációs várakozások (pe)	–1,96	–2,12	4	–5,55***	–5,51***	3	$I(1)$

Megjegyzés: Az ADF t-statisztikák az egységgyök nullhipotézisére. A késleltetési hossz az AIC alapján választottuk meg, legfeljebb 8 késleltetés megengedésével. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$ a MacKinnon (1996) kritikus értékeihez viszonyítva. Minta: 1955. I. negyedév – 2024. IV. negyedév ($N = 280$).

A multikollinearitás előzetes vizsgálataként a páronkénti korrelációs mátrix (Függelék, 10. táblázat) azt mutatja, hogy valamennyi páronkénti korreláció abszolút értéke 0,50 alatt marad, a variancianövelő tényezők (VIF) pedig jóval az általánosan alkalmazott 5-ös küszöbérték alatt vannak. Ez arra utal, hogy a multikollinearitás nem torzítja érdemben az ARDL-becsléseket.

4.2. ARDL-határteszt

A 3. táblázat az ARDL-határteszt F-statisztikáit mutatja be hét különböző specifikációra. A teljes modell esetében az F-statisztika értéke 6,84, ami 5 százalékos szignifikanciaszinten jelentősen meghaladja a felső, I(1) kritikus értéket (4,35), igazolva a kointegráció jelenlétét; a hét specifikációból öt F-statisztika meghaladja a felső kritikus értéket. Önmagában az izolált fiskálisdominancia-modell [$\pi = f(fd)$] eredménye nem egyértelmű, ami arra utal, hogy a költségvetési hiány több csatornán keresztül fejti ki hatását, nem pedig kizárólag monetizáció révén (Pesaran et al. 2001).

3. táblázat

ARDL-határteszt a hosszú távú kointegráció vizsgálatára

Modellspecifikáció	F-statisztika	Alsó kritikus érték I(0) (5%)	Felső kritikus érték I(1) (5%)	Döntés a kointegrációról
$\pi = f(fd, m, msp, gap, er, oil)$	6,84***	3,23	4,35	Kointegrált
$\pi = f(fd, m, msp)$	5,91***	3,23	4,35	Kointegrált
$\pi = f(m, gap, er, oil, pe)$	7,12***	3,23	4,35	Kointegrált
$\pi = f(msp, fd, r, gap)$	5,47***	3,23	4,35	Kointegrált
$\pi w = f(fd, m, msp, er, oil)$	4,88**	3,23	4,35	Kointegrált
$\pi = f(fd)$ – fiskálisdominancia-alapmodell	3,01	3,23	4,35	Nem egyértelmű
$\pi = f(m)$ – monetáris alapmodell	5,22***	3,23	4,35	Kointegrált

Megjegyzés: Az F-statisztikák a H_0 : nincs hosszú távú kapcsolat nullhipotézist tesztelik. A kritikus értékek forrása: Pesaran et al. (2001), III. eset (korlátozás nélküli konstans, trend nélkül). *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$. Valamennyi modell tartalmaz egy, az 1991. III. negyedévi strukturális törést jelölő fiktív változót. A késleltetési hosszt az AIC alapján választottuk meg (legfeljebb négy negyedév).

A hosszú távú együttthatókat a 4. táblázat tartalmazza: 1. modell (teljes), 2. modell (fiskális változók és MSP), 3. modell (monetáris és keresleti változók), valamint 4. modell (élelmiszerár-fókuszú). Az inflációs várakozások változójával való összehasonlíthatóság érdekében mind a négy modell a közös, 2006. III. negyedév és a 2024. IV. negyedév közötti mintát használja (a késleltetések figyelembevételét követően 68 megfigyelés). A *pe* változót kizáró, teljes mintán végzett ellenőrzések kvantitatíve hasonló együttthatókat eredményeznek (ezek az eredmények kérésre a szerzőnél rendelkezésre állnak). Valamennyi specifikációban az együttthatók előjelei összhangban állnak az elméleti várakozásokkal, és a szokásos szignifikanciaszinten szignifikánsak.

4. táblázat**ARDL hosszú távú együttható-becslések: a függő változó a CPI-infláció (π)**

Regresszor	1. modell (teljes)	2. modell (fiskális)	3. modell (monetáris)	4. modell (élelmiszerár)	Várható előjel
Költségvetési hiány (<i>fd</i>)	0,312*** (0,081)	0,387*** (0,094)	–	0,241** (0,097)	+
M3-pénzmenyiség- növekedés (<i>m</i>)	0,418*** (0,073)	–	0,511*** (0,088)	0,329*** (0,076)	+
MSP-index (<i>m</i> <i>sp</i>)	0,287*** (0,068)	0,341*** (0,079)	–	0,348*** (0,072)	+
Kibocsátási rés (<i>gap</i>)	0,196** (0,084)	–	0,241*** (0,079)	–	+
Árfolyam (<i>er</i>)	0,143** (0,062)	–	0,167** (0,071)	–	+
Globális nyersolajár (<i>oil</i>)	0,098* (0,053)	–	0,112** (0,057)	–	+
Inflációs várakozások (<i>pe</i>)	0,221*** (0,066)	–	0,198*** (0,071)	0,244*** (0,069)	+
Konstans	–1,204** (0,491)	–0,874* (0,508)	–1,567*** (0,472)	–0,991** (0,467)	–
R^2	0,847	0,721	0,803	0,776	
Korrigált R^2	0,821	0,701	0,783	0,754	
AIC	–2,341	–1,978	–2,219	–2,108	
Durbin–Watson	1,943	1,871	1,988	1,924	
Breusch–Godfrey LM <i>p</i>	0,312	0,271	0,394	0,341	
RESET-teszt <i>p</i> -értéke	0,481	0,398	0,512	0,443	
A megfigyelések száma	68	68	68	68	

Megjegyzés: A hosszú távú együtthatókat az UECM-normalizációból ($\vartheta = -\lambda_2/\lambda_1$) határoztuk meg. Zárójelben a Newey–West-féle HAC-robosztus standard hibák szerepelnek. Az egyes modellek oszlopaiiban az „–” azt jelzi, hogy az adott változó nem szerepel az adott modellben. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Mind a négy modellt a közös, 2006. III. negyedév és 2024. IV. negyedév közötti mintán becsültük ($N = 73$, amely a késleltetések figyelembevételét követően 68-ra csökken).

Az 1. modellben a költségvetési hiány 0,312-es együtthatója ($p < 0,01$) azt jelenti, hogy – egyéb feltételek változatlansága mellett – a GDP-arányos hiány 1 százalékpontos emelkedése az egyensúlyi CPI-infláció 0,31 százalékpontos emelkedésével jár együtt. Ez az eredmény a 2. és a 4. modellben is robusztus. Az, hogy az *fd* az *m* változó figyelembevétele mellett is szignifikáns, arra utal, hogy a fiskális hatás túlmutat az egyszerű monetizáción, összhangban az árszínvonal fiskális elméletével.

Az MSP 0,287-es együtthatója ($p < 0,01$; a legmagasabb érték a 4. modellben: 0,348) a tanulmány szakpolitikai szempontból legjelentősebb eredménye. Megerősíti, hogy a mezőgazdasági felvásárlásiár-politikák a CPI-infláció önálló strukturális hajtóerejét jelentik egy, a monetáris feltételektől független költségoldali inflációs csatornán keresztül. Az MSP 10 százalékos emelkedése – amely hozzávetőleg megfelel a 2011–2014 közötti éves emelések mértékének – az egyensúlyi infláció 2,87 százalékpontos növekedésével jár együtt; ezt a hatást tovább erősíti az élelmiszerek magas súlya a CPI-kosárban. Az inflációs várakozások együtthatója (az 1. modellben 0,221) az inflációs tehetetlenséget ragadja meg: a háztartások előző időszaki inflációs várakozásainak 1 százalékpontos emelkedése a tényleges infláció 0,22 százalékpontos növekedésével jár együtt. Ez összhangban áll a visszatekintő árképzéssel, amely az egyidejű keresleti vagy monetáris feltételektől függetlenül is hozzájárul az infláció fennmaradásához.

4.3. VAR Granger-oksági elemzés

Az 5. táblázat a Toda – Yamamoto (1995)-féle Granger-oksági tesztek eredményeit mutatja be egy szintbeli VAR(4) modell alapján. Az oksági kifejezést itt úgy használjuk, hogy a tesztek a változók statisztikai előrejelző információtartalmát, nem pedig az alapvető ok-okozati kapcsolatokat értékelik. A mintázat egyértelmű és aszimmetrikus: a költségvetési hiány, a pénzmennyiség növekedése, az MSP-árak, az árfolyammozgások és a globális nyersolajárak mind statisztikailag Granger-értelemben okozzák a CPI-inflációt, míg a fordított irányú Granger-okság általában nem igazolható. A legerősebb hatás az M3-pénzmennyiség esetében tapasztalható ($\chi^2 = 21,54$; $p = 0,000$), ezt követi az MSP (18,92; $p = 0,001$), az inflációs várakozások (16,74; $p = 0,002$), majd a költségvetési hiány (14,32; $p = 0,006$). Az inflációs várakozások és a tényleges infláció közötti kétirányú kapcsolat összhangban áll egy önmagát erősítő mechanizmussal. A statisztikák érték szerinti sorrendje önmagában nem állít fel oksági hierarchiát: a pénzmennyiség-növekedésnek a költségvetési hiányénál erősebb szignifikanciája egyaránt tükrözhet jobb előrejelző-képességet vagy a monetáris aggregátumok alacsonyabb mérési zaját.

5. táblázat

A Toda–Yamamoto-féle Granger-oksgási teszt eredményei (VAR-rendszer, 4 késleltetés)

Nullhipotézis	χ^2 -statisztika	df	p-érték	Döntés
$fd \rightarrow \pi$	14,32***	4	0,006	Elvetjük
$\pi \rightarrow fd$	3,41	4	0,492	Nem vetjük el
$m \rightarrow \pi$	21,54***	4	0,000	Elvetjük
$\pi \rightarrow m$	5,87	4	0,209	Nem vetjük el
$m_{sp} \rightarrow \pi$	18,92***	4	0,001	Elvetjük
$\pi \rightarrow m_{sp}$	2,14	4	0,710	Nem vetjük el
$er \rightarrow \pi$	9,67**	4	0,046	Elvetjük
$\pi \rightarrow er$	6,43	4	0,169	Nem vetjük el
$oil \rightarrow \pi$	11,28**	4	0,024	Elvetjük
$\pi \rightarrow oil$	1,98	4	0,740	Nem vetjük el
$pe \rightarrow \pi$	16,74***	4	0,002	Elvetjük
$\pi \rightarrow pe$	8,41*	4	0,077	Elvetjük 10%-os szinten
$gap \rightarrow \pi$	7,82*	4	0,098	Elvetjük 10%-os szinten
$\pi \rightarrow gap$	4,11	4	0,391	Nem vetjük el

Megjegyzés: $X \rightarrow Y$: Az X változó Granger-értelemben nem okozza Y-t. A Toda – Yamamoto (1995) módosított Wald-teszt statisztikái, amelyek $I(1)$ vagy kointegrált változók esetében érvényesek. A VAR késleltetési rendje = 4, amelyet a Schwarz-féle BIC alapján választottunk meg. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Minta: 1955. I. negyedév–2024. IV. negyedév ($N = 280$ az alapváltozók esetében; 2006. III. negyedév–2024. IV. negyedév a pe esetében). A tesztek a statisztikai előrejelző-képességet, nem pedig az alapvető gazdasági ok-okozati összefüggéseket vizsgálják.

4.4. Bai–Perron-féle struktúratörés-teszt

A Bai–Perron-eljárást két specifikációban alkalmazzuk. A feltétel nélküli specifikációban az inflációt kizárólag konstansra regresszáljuk, ezáltal a feltétel nélküli átlagban bekövetkező töréseket azonosítjuk be; a feltételes specifikáció ezen kívül a költségvetési hiányt, az M3-pénzmenyiség növekedését és az MSP-indexet is tartalmazza.

A 6. táblázat a feltétel nélküli specifikáció eredményeit mutatja be: a vizsgált mintában hét szignifikáns töréspont azonosítható. A supF-teszt határozottan elveti a strukturális törések hiányára vonatkozó nullhipotézist ($p < 0,001$), a kettősmaximum-tesztek pedig ($UD_{max} = 31,4$; $WD_{max} = 38,2$; mindkettő esetében $p < 0,001$) megerősítik több strukturális törés jelenlétét.

6. táblázat

A Bai–Perron-féle többszörös struktúratörés-teszt eredményei: feltétel nélküli specifikáció, CPI-inflációs idősor, 1955. I. negyedév – 2024. IV. negyedév

Törések száma	A törés időpontja	95% konfidencia-intervallum	A rezsím átlagos CPI-je (%)	Gazdasági narratíva
1	1973. III. né.	[1972. IV. né. – 1974. II. né.]	9,81	Az első olajársokk és aszály együttes hatása
2	1984. I. né.	[1983. II. né. – 1984. IV. né.]	9,14	A fiskális expanszió tetőzése; a válságot megelőző felhalmozódás
3	1991. III. né.	[1991. I. né. – 1992. I. né.]	13,24	Fizetésimérleg-válság; stabilizációs fordulópont
4	1997. II. né.	[1996. IV. né. – 1997. IV. né.]	5,22	A reformokat követő dezinfláció megszilárdulása
5	2007. IV. né.	[2007. II. né. – 2008. II. né.]	9,87	Globális élelmiszer- és üzemanyagár-sokk; UPA II expanszió
6	2014. III. né.	[2014. I. né. – 2015. I. né.]	4,41	Az inflációs célkövetés hitelességének erősödése; kedvező kínálati feltételek
7	2020. II. né.	[2019. IV. né. – 2020. IV. né.]	6,93	A covid19-világjárvány okozta kínálati zavarok

Megjegyzés: A Bai és Perron (1998, 2003) féle szekvenciális eljárás legfeljebb 8 töréssel és $\varepsilon = 0,10$ csonkolási paraméter mellett. A törésidőpontokat a reziduuumok négyzetösszegének globális minimalizálásával becsültük. A 95 százalékos konfidenciaintervallumokat az aszimptotikus eloszlás alapján határoztuk meg. A rezsím átlagos CPI-je az egyes rezsimeken belüli átlagos, évesített negyedéves inflációt jelenti.

A 7. táblázat a feltételes specifikáció eredményeit mutatja be. Itt a konstans helyett a késleltetett inflációt, a költségvetési hiányt, az M3-pénzmennyiség növekedését és az MSP-indexet tartalmazó regressziót alkalmazunk. Ebben a specifikációban már csak három törés marad fenn: 1991. III. negyedév (fizetésimérleg-válság), 2007. IV. negyedév (globális élelmiszer- és üzemanyagár-sokk), valamint 2014. III. negyedév (az inflációs célkövetés hitelességéhez kapcsolódó átmenet). Az a tény, hogy a feltétel nélküli specifikációban azonosított törések közül négyet a strukturális regresszorok magyaráznak, közvetlen bizonyítékot szolgáltat arra, hogy a fiskális, a monetáris és az élelmiszerár-csatornák együttesen magyarázzák az indiai infláció közepes frekvenciájú szinteltolódásait. A fennmaradó három töréspont olyan eseményeknek felel meg, amelyek a regresszoroktól független csatornákon keresztül fejtették ki hatásukat: külső válság, globális nyersanyagár-sokk, illetve intézményi rezsímváltás.

7. táblázat

A Bai–Perron-féle többszörös struktúratörés-teszt eredményei: feltételes specifikáció, CPI-inflációs idősor, 1955. I. negyedév – 2024. IV. negyedév

Törések száma	A törés időpontja	95% CI	SupF-statisztika	Értelmezés
1	1991. III. né.	[1991. I. né. – 1992. II. né.]	27,4***	Fizetésimérleg-válság: a regresszoroktól független külső törés
2	2007. IV. né.	[2007. II. né. – 2008. II. né.]	19,8***	Globális nyersanyagár-sokk: költségoldali törés
3	2014. III. né.	[2014. I. né. – 2015. I. né.]	23,1***	Az inflációs célkövetés hitelességéhez kapcsolódó átmenet: intézményi törés

Megjegyzés: Feltételes Bai–Perron-eljárás, legfeljebb 8 törés és $\varepsilon = 0,10$ csonkolási paraméter mellett. Regresszorok: a CPI-infláció egyidőszakkal késleltetett értéke, a költségvetési hiány, az M3-pénzmennyiség növekedése és az MSP-index. $UD_{max} = 24,7$; $WD_{max} = 31,3$ (mindkettő esetében $p < 0,001$).

Szakpolitikai szempontból a legjelentősebb törés a 2014. III. negyedévi feltételes törés, amely egybeesik az inflációs célkövetés formális bevezetését megelőző dezinflációs átmenettel. A magas inflációval jellemezhető UPA-időszakbeli rezsimről (9,87 százalékos feltétel nélküli átlag, 6. táblázat) az inflációs célkövetés időszakának rezsimjére (4,41%) való elmozdulás jelenti az összes rezsimváltás közül a legnagyobb infláció-csökkenést. Ez arra utal, hogy az RBI 2013-tól kezdődő hitelességi elköteleződése, az Urjit Patel-bizottság 2014. januári jelentése (*RBI 2014*), valamint a 2015. februári keretrendszer tényleges rezsimváltást jelentett, nem pusztán konjunkturális mérséklődést. Az, hogy ez a törés a feltételes specifikációban is fennmarad – miközben a fizetésimérleg-válsághoz és a nyersanyagár-sokkhoz kapcsolódó törések a regresszorok jelenlétében eltűnnek –, közvetlen bizonyítékot szolgáltat arra, hogy az inflációs célkövetésre való átmenet a strukturális hajtóerőktől empirikusan elkülönülő hitelességi csatornán keresztül fejti ki hatását.

4.5. GARCH feltételes átlag- és volatilitáselemzés

A 8. táblázat a GARCH(1,1)-modell becsléseit mutatja be, ahol a törési fiktív változók mind a feltételes átlag (ϕ), mind a variancia (γ) egyenletben szerepelnek. Az $\alpha + \beta$ összeg minden időszakban közel áll az egyhez (0,910–0,942), ami az infláció volatilitásának majdnem integrált, rendkívül perzisztens jellegére utal (*Bollerslev 1986*). A teljes mintában az inflációs célkövetési fiktív változó mind az átlag- ($\phi = -1,823$; $p < 0,01$), mind a varianciaegyenletben ($\gamma = -0,641$; $p < 0,01$) szignifikáns negatív együtthatóval szerepel. Ez megerősíti, hogy az inflációs célkövetés bevezetése statisztikailag szignifikáns csökkenést eredményezett mind az infláció feltételes szintjében, mind annak volatilitásában, összhangban a 4.4. alfejezet eredményeivel és a nemzetközi empirikus tapasztalatokkal (*Bernanke et al. 1999*; *Lin – Ye 2009*; *Bhalla et al. 2026*).

8. táblázat

GARCH(1,1) feltételes átlag- és volatilitásbecslések: CPI-infláció, 1955. I. negyedév – 2024. IV. negyedév

Paraméter	Teljes időszak (1955–2024)	Az inflációs célkövetést megelőző időszak (1955–2015)	Az inflációs célkövetés időszaka (2016–2024)	Értelmezés
Átlagegyenlet				
Konstans (μ)	6,523*** (0,467)	7,214*** (0,538)	4,882*** (0,321)	Hosszú távú átlagos infláció
IT-átlag fiktív (φ)	-1,823*** (0,541)	–	–	Az inflációs célkövetés csökkenti a feltételes átlagot
AR(1)-perzisztencia (ρ)	0,628*** (0,069)	0,712*** (0,088)	0,488*** (0,064)	Tehetetlenségi komponens
Varianciaegyenlet				
Konstans (ω)	0,412*** (0,118)	0,487*** (0,137)	0,318** (0,142)	Alapvariancia
ARCH-tag (α)	0,287*** (0,074)	0,341*** (0,091)	0,198** (0,082)	A sokkok volatilitásra gyakorolt hatása
GARCH-tag (β)	0,654*** (0,088)	0,601*** (0,104)	0,712*** (0,097)	Volatilitási perzisztencia
$\alpha + \beta$ (perzisztencia összege)	0,941	0,942	0,910	Egységyökhöz közeli volatilitás
IT-variancia fiktív (γ)	-0,641*** (0,198)	–	–	Az inflációs célkövetés csökkenti a feltételes varianciát
Log-likelihood	-139,4	-118,4	-31,2	
AIC	3,221	3,494	2,817	
Ljung–Box Q(10) p-érték	0,408	0,388	0,521	
ARCH–LM-teszt p-érték	0,341	0,291	0,477	
Megfigyelések száma	276	243	33	

Megjegyzés: A paraméterek oszlopban az IT az inflációs célkövetést jelenti. A GARCH(1,1) becslések kvázi-maximum likelihood módszerrel, Bollerslev–Wooldridge-féle robusztus standard hibákkal (a standard hibák a zárójelben szerepelnek). $D_{IT} = 1$ a 2016. I. negyedévtől kezdődően; a teljes mintás specifikáció mind az átlag- (φ), mind a varianciaegyenlethez (γ) tartozó fiktív változót tartalmazza. Az inflációs célkövetést megelőző időszakokra és az inflációs célkövetés időszakára vonatkozó oszlopok összehasonlítás céljából közölt, fiktív változók nélküli részmintás becsléseket tartalmaznak. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$. Diagnosztika: Ljung–Box Q(10)-teszt a standardizált reziduumokra; ARCH–LM-teszt a standardizált reziduumok négyzeteire. Az inflációs célkövetés időszakára vonatkozó részminta ($N = 33$) szemléltető jellegű; az elsődleges statisztikai következtetések alapjául a teljes mintán becsült, fiktív változókat tartalmazó specifikáció szolgál.

A részmintákat összehasonlítva az ARCH-együttható (α) 0,341-ről (az inflációs célkövetés előtt) 0,198-ra (az inflációs célkövetés időszaka) csökken, ami arra utal, hogy a sokkok feltételes varianciára gyakorolt azonnali hatása mérséklődött. A GARCH-együttható (β) továbbra is magas, így a sokkok hatása tartósan fennmarad, kezdeti intenzitásuk azonban alacsonyabb, ami összhangban van a szabályalapú monetáris politikai keretrendszer megnövekedett hitelességével. Ezek az eredmények egybecsengenek *Rastogi és Kanoujiya (2024)* megállapításaival, akik az inflációs célkövetés bevezetését követően a volatilitás csökkenését dokumentálják. Keretrendszerünk ezen kívül az átlagegyenlet fiktív változója révén statisztikailag szignifikáns lefelé irányuló szinteltolódást is azonosít, amelyet az ő specifikációjuk nem tartalmaz. Az általuk kimutatott, a nyersolaj- és az aranyárakból, valamint az árfolyamokból eredő volatilitási átgyűrűzési hatások megfelelnek az árfolyam- és a nyersolajár-együtthatóink által a 4. táblázatban megragadott szinthatásoknak.

4.6. Robusztussági vizsgálatok: struktúratörésre robusztus egységgyökök, negyedéven belüli endogenitás és rezsimspecifikus becslés

Három további vizsgálat teszteli a fő következtetések robusztusságát.⁵

Struktúratörésre robusztus egységgyök-következtetés: Strukturális törések jelenlétében az ADF-teszt statisztikai ereje csökken, ami törést tartalmazó trend körül stacionárius idősorok esetében a nullhipotézis téves elfogadásához vezethet. A modellt újra becslve az egy törést megengedő *Zivot – Andrews- (1992)*, valamint a két törést engedélyező *Lee – Strazicich- (2003)* eljárással a CPI-infláció, a költségvetési hiány, az M3-pénzmenyiség növekedése és az MSP-index esetében rendre $-4,18$, $-4,02$, $-4,51$ és $-3,98$ t-statisztikát eredményez, így 5 százalékos szignifikanciaszinten egyik esetben sem vetjük el az egységgyök nullhipotézisét (kritikus érték: $-5,08$). Az endogén törésidőpontok 1991. III. negyedév és 2014. III. negyedév körül koncentrálnak. Az $I(1)$ besorolás tehát robusztus; a 2. táblázatban szereplő ADF-teszt alapján történő el nem vetés nem a törés okozta torzítás következménye.

Negyedéven belüli endogenitás: Annak vizsgálatára, hogy az egyidejű fiskális és monetáris együtthatók negyedéven belüli egyidejűségeit tükrözznek-e, az 1. modellt újra megbecsüljük: (i) az egyidejű regresszorokat első késleltetésükkel helyettesítve, illetve (ii) azokat a második és harmadik késleltetésekkel instrumentálva egy IV-ARDL keretrendszerben. A költségvetési hiány (0,291 és 0,305; mindkettő esetében $p < 0,01$), valamint az MSP-index (0,262 és 0,279; mindkettő esetében $p < 0,01$) hosszú távú együtthatói szignifikánsak maradnak, és közel állnak a 0,312-es, illetve 0,287-es alapbecslésekhez. Az M3-pénzmenyiség együtthatója enyhén csökken

⁵ A 4.6. alfejezetben bemutatott, struktúratörést megengedő egységgyök- és kointegrációs eljárásokat (*Zivot – Andrews 1992; Lee – Strazicich 2003; Gregory – Hansen 1996*) az R „urca” és „tseries” csomagjaiban elérhető standard implementációival becsültük meg. A teljes becslési eredmények kérésre a szerzőnél állnak rendelkezésre.

(0,382-re, illetve 0,395-re), de továbbra is erősen szignifikáns. A fő hosszú távú kapcsolatokat tehát nem a negyedéven belüli egyidejűség magyarázza, ugyanakkor az egyidejű hatások pontos nagysága nem azonosítható külső instrumentumok nélkül, amelyek ebben a vizsgálati keretben nem állnak rendelkezésre.

Rezsimspecifikus becslés: A teljes ARDL-modell különálló újrabecslése a feltételes törések által meghatározott négy rezsimre – a liberalizáció előtti időszak (1955. I. negyedév – 1991. II. negyedév); a reformokat követő, 2007. előtti időszak (1991. III. negyedév – 2007. III. negyedév); az UPA-időszaki élelmiszerár-inflációs rezsimje (2007. IV. negyedév – 2014. II. negyedév); valamint az inflációs célkövetés időszaka (2014. III. negyedév – 2024. IV. negyedév) – azt mutatja, hogy az MSP együttthatója mind a négy rezsimben pozitív és szignifikáns, értéke pedig 0,21-ről 0,34-re emelkedik. Ez összhangban áll az MSP növekvő politikai gazdaságtani jelentőségével. A fiskális együtttható a liberalizáció előtti és az inflációs célkövetés rezsimjében szignifikáns, a köztes időszakokban azonban gyengébb. Ez azzal cseng egybe, hogy a fiskális csatorna eltérően működik pénzügyi represszió és hiteles szakpolitikai elköteleződés mellett, mint a részleges liberalizáció idején. A várakozások együttthatója kizárólag az inflációs célkövetés rezsimjében szignifikáns, ami összhangban van azzal, hogy az inflációs várakozások csak a 2015-ös keretrendszer bevezetését követően kötődtek a hivatalos célhoz. Ezek a becslések – noha rövidebb mintákon alapulnak – megerősítik, hogy a strukturális csatornák értelmezhető változékonysággal működnek a különböző konfigurációkban. A teljes táblázatok kérésre a szerzőnél rendelkezésre állnak.

5. A nehru-i örökség és a fiskális dominancia intézményi architektúrája

India fiskális dominanciájának – amelyet a 4–7. táblázatok eredményei empirikusan is alátámasztanak – intézményi gyökerei a Jawaharlal Nehru hivatali ideje alatt kialakított gazdaságkormányzási modellre vezethetők vissza. Tizennégy kereskedelmi bank 1969-es államosítása az SLR- és CRR⁶-követelményeken keresztül tovább mélyítette a pénzügyi repressziót. Amint *McKinnon (1973)* kimutatta, az ilyen típusú pénzügyi represszió természeténél fogva inflációs hatású: visszafogja a megtakarításokat, és a beruházások finanszírozásához magasabb ütemű monetáris expanziót tesz szükségessé. Az importhelyettesítő iparosítás magas költségintű ipari szektort hozott létre, amely költségoldali inflációs nyomást generált. Amint *Bhagwati és Desai (1970)* dokumentálta, az engedélyezési rendszer (a licence raj) járadékokat biztosított a már piacon lévő szereplők számára, visszafogta a termelékenység javulását, és tartós inflációs nyomást idézett elő.

⁶ Capital Requirements Regulation (Tőkekövetelmény-rendelet)

5.1. A fiskális dominancia politikai gazdaságtana

A peronista Argentínával való analógia tanulságos, de nem tökéletes. *Blejer (2025)* a peronista gazdaságpolitika három alapvető inflációs mechanizmusát nevezi meg: az átpolitizált szakszervezeti bértárgyalások által fenntartott strukturális bér–ár dinamikát; a monetáris expanzióból finanszírozott fiskális populizmust; valamint a visszatekintő indexálást, amely beépíti a várakozásokat a szerződésekké. India nehruista rendszerében mindhárom elem megfigyelhető, de a bér–ár mechanizmus a városi szakszervezeti béralku helyett az MSP és a mezőgazdasági munkaerő közötti kapcsolaton, míg az indexálás a közalkalmazottak megélhetésijutalék-rendszerén keresztül működik, ami a múltbeli inflációt becsatornázza a jelenlegi bérköltségekbe.

Ami Indiát Argentínával összeköti, az az „inflációs csapda”: az a politikai-intézményi konfiguráció, amelyben az infláció strukturális forrásai annyira beágyazódtak a gazdaságba, hogy egyetlen kormány sem volt képes vagy hajlandó azokat átfogóan kezelni. A monetáris politika mérsékelheti az inflációs időszakokat, de nem képes orvosolni az alapvető torzulásokat olyan kiegészítő fiskális és kínálati oldali reformok nélkül, amelyeket a politikai és a gazdasági keretek korlátoznak.

5.2. A munkaerőpiac szerkezete és a lapos Phillips-görbe

Noha a bér–ár dinamika elsősorban a mezőgazdaság és az MSP közötti összefonódás révén érvényesül, indokolt a tágabb munkaerőpiac vizsgálata is. *Behera et al. (2018)* rámutatnak a munkanélküliség és az infláció közötti átváltás jelentős ellaposodására a 2010 utáni időszakban: a kínálati oldali kontrollváltozók bevonásával a munkanélküliségi rés együtthatója a legtöbb specifikációban insignifikánssá vált. Ez összhangban áll azzal a megállapításunkkal, hogy az *1. modellben* a kibocsátási rés együtthatója (0,196; *4. táblázat*) – bár pozitív és szignifikáns – lényegesen kisebb, mint a költségvetési hiány (0,312), az M3-pénzmenyiség-növekedés (0,418) és az MSP-index (0,287) együtthatója. Olyan gazdaságban, ahol a költségoldali inflációs csatornák a hatósági mezőgazdasági árakon keresztül működnek, és ahol a formális szektor a teljes foglalkoztatásnak csak kis hányadát adja, a Phillips-görbe keresleti oldali mechanizmusa a kínálati oldali és a fiskális csatornákhöz képest gyengébben érvényesül. A teljes vizsgálati időszakra vonatkozóan nem állnak rendelkezésre konzisztens negyedéves munkanélküliségi adatok; ezt a 2010. utáni mintára épülő jövőbeli kutatások korlátjának tekintjük.

6. Az élelmiszer-infláció politikai gazdaságtana: India MSP-csapdája

A tanulmány gazdaságpolitikai szempontból legjelentősebb megállapítása az az ARDL-eredmény, miszerint az MSP-index CPI-inflációra vonatkozó hosszú távú együtthatója 0,287–0,348 közötti – és minden specifikációban szignifikáns és robusztus. Empirikusan is megerősíti azt, amit az intézményi elemzés sugall: a minimális felvásárlási ár rendszere az infláció olyan strukturális forrása, amely

minőségileg eltér a fiskális és a monetáris csatornáktól, és azoktól empirikusan is elkülöníthető. A hatást tovább erősíti az élelmiszerek és az italok magas, mintegy 45,86 százalékos súlya a CPI-kosárban, így még a mérsékelt MSP-emelések is számottevő változást idézhetnek elő a teljes CPI-inflációban.

Az MSP-rendszert 1966-ban, az élelmezésbiztonsági sérülékenységekre adott válaszul hozták létre. 2007 és 2014 között a rizsre vonatkozó MSP éves emelkedése átlagosan 14,3 százalék volt, ami jelentősen meghaladta az általános inflációt. *Rangarajan és Mishra (2013)* kimutatta, hogy ezek az emelések számottevően meghaladták a nem élelmiszer jellegű termékek inflációját, ezáltal tartós emelkedő trendet idéztek elő az élelmiszerárakban, amelyet a monetáris politika csak túlzott kibocsátási és foglalkoztatási veszteségek árán tudott volna ellensúlyozni.

Az 5. táblázatban bemutatott Granger-oksági teszt szerint az *msp* statisztikailag Granger-okozza a π -t ($\chi^2 = 18,92$; $p = 0,001$), miközben π nem Granger-okozza az *msp*-t ($\chi^2 = 2,14$; $p = 0,710$). Ez az MSP inflációra vonatkozó aszimmetrikus előrejelző-képességét igazolja, összhangban a politikai gazdaságtani értelmezéssel: az MSP szintjének meghatározását elsősorban választáspolitikai megfontolások, nem pedig az általános inflációs feltételek vezérlik, ezáltal a teljes CPI-infláció monetáris politikai eszközökre nem reagáló, exogén hajtóerejét hozva létre. Ismételten hangsúlyozzuk, hogy a Granger-okság nem jelent alapvető, kiaknázható oksági kapcsolatot; mindazonáltal az MSP meghatározására vonatkozó intézményi bizonyítékok összhangban állnak az adatokban megfigyelhető aszimmetrikus mintázattal.

A 2020–2021-es mezőgazdasági törvények esete természetes kísérlet a politikai gazdaságtani korlát illusztrálására. A három törvényt a tartós tiltakozások után 2021 novemberében visszavonták, ami az inflációs csapda egyik legegységesebb közelmúltbeli példája: egy jelentős hosszú távú makrogazdasági előnyökkel járó reformot felülírtak a koncentrált politikai költségek. Ez strukturális párhuzamot mutat *Blejer (2025)* elemzésével, amely szerint az egymást követő argentinai kormányok képtelenek voltak felszámolni a peronista munkaerőpiaci politika örökségét.

7. Az inflációs célkövető keretrendszer: hitelesség, a közelmúlt dezinflációja és a 2026-os megújítás

A 2014. III. negyedévi törés mindkét Bai–Perron-specifikációban (6. és 7. táblázat), valamint a GARCH átlag- ($\phi = -1,823$, $p < 0,01$) és varianciaegyenletben ($\gamma = -0,641$, $p < 0,01$) szignifikáns negatív inflációs célkövetés fiktív változói együttesen megerősítik, hogy a rugalmas inflációs célkövetés valódi intézményi rezsimváltást jelent. A 9. táblázat összehasonlító perspektívába helyezi India teljesítményét az inflációs célkövetésben.

9. táblázat

Az inflációs célkövetés teljesítménye: India összehasonlító szemszögből, 2017–2024

Ország	Az inflációs célkövetés bevezetése	CPI-cél (%)	Átlagos infláció	Átlagos költségvetési hiány (a GDP százalékában)	Értékelés
India	2016	4±2	5,4	~5,8	Részleges; strukturális korlátok továbbra is vannak
Indonézia	2005	3±1	3,4	~2,6	Sikeres; fiskális támogatással
Dél-Korea	1998	2±0,5	1,5	~1,4	Erős teljesítmény; intézményi hitelesség
Brazília	1999	3,5±1,5	5,1	~7,1	Vegyes; fiskális–monetáris feszültségek
Fülöp-szigetek	2002	3±1	3,9	~3,1	Sikeres; nyersanyagár-kitettség
Törökország	2006	5±2	42,7	~3,5	Sikertelen; politikai beavatkozás
Argentína	2016*	N.A.	51,4	~5,4	Feladva; intézményi összeomlás

Megjegyzés: A 2017–2024 közötti időszak átlagai. *Argentína 2016-ban vezette be az inflációs célkövetést, de 2019-re gyakorlatilag feladta a keretrendszert. A költségvetési hiányra vonatkozó adatok az államháztartás hozzávetőleges egyenlegét mutatják. A hét gazdaság között három ázsiai feltörekvő (Indonézia, Dél-Korea és a Fülöp-szigetek), egy hasonló fiskális kihívásokkal szembesülő latin-amerikai ország (Brazília), valamint az inflációs célkövetés kudarcának vagy feladásának két esete (Törökország és Argentína) szerepel. Az inflációs célkövetést bevezető fejlett gazdaságokat kizárjuk az összehasonlításból, mivel kevésbé informatívak a tartós célkövetés intézményi előfeltételeinek értékeléséhez egy feltörekvő piaci kontextusban.

Források: IMF (2024), nemzeti jegybankok kiadványai, Világbank, World Development Indicators (<https://databank.worldbank.org>)

India inflációs célkövetés időszakában mért átlagos CPI-inflációja (5,4%) jóval alacsonyabb az inflációs célkövetést bevezetése előtti átlagnál, valamint a gyengébb keretrendszerű hasonló gazdaságok inflációjánál. Ugyanakkor 1,4 százalékponttal meghaladja a 4 százalékos inflációs cél közéértékét, és továbbra is magasabb egyes hasonló ázsiai országok, például Indonézia (3,4%) és a Fülöp-szigetek (3,9%) értékénél. Ez a különbség az ökonometriai elemzésben megnevezett strukturális korlátokat tükrözi: az MSP által vezérelt élelmiszer-inflációt és a tartós költségvetési hiányt.

Fontos megállapítást tesz *Eichengreen és Gupta (2024)*, akik szerint az RBI 2016. utáni reakciófüggvénye bizonyíthatóan nem restriktívabb a korábbinál. Ez felveti azt a kérdést, hogy a megfigyelt dezinfláció milyen mértékben tükrözte a monetáris politikai irányultság tényleges megváltozását, illetve a kedvező kínálati oldali és a globális feltételeket. Eredményeink nem mondanak ellent az ő megállapításainak: a strukturális törési és a volatilitáscsökkenési eredmények (6–8. táblázat)

a kimeneteket – az infláció feltételes szintjét és varianciáját – ragadják meg, míg az ő elemzésük a szakpolitikai inputokat vizsgálja. A két eredmény összeegyeztethető, ha a keretrendszer elsődlegesen a várakozási csatornán és az intézményi elköteleződésen keresztül fejtette ki hatását, nem pedig szisztematikusan agresszívebb kamatláb-változtatások révén. Ez összhangban áll az inflációs várakozásoknak az inflációs célkövetés bevezetését követő csökkenésével, amelyet ARDL-modellünkben a *pe* változó együttthatója ragad meg.

7.1. A közelmúlt dezinflációja és a keretrendszer 2026. márciusi megújítása

A teljes CPI-infláció 2024. folyamán mérséklődött, és 2026 elejére a 4 ± 2 százalékos toleranciasávon belüli szintre csökkent, a GDP 5 százalékát meghaladó központi költségvetési hiány és a változatlan formában működő MSP-rendszer ellenére. 2026 márciusában a kormány és az RBI újabb ötéves időszakra megújította a keretrendszert, fenntartva a 4 százalékos inflációs célt és az ahhoz tartozó ± 2 százalékpontos toleranciasávot; Gupta (2026) beszámolója szerint a döntést széles körű szakmai támogatás övezte.

Ez a dezinfláció inkább összhangban áll a strukturális keretrendszerrel, mintsem ellene szóló bizonyítékul szolgálna. A strukturális csatornák a hosszú távú kointegráció értelmében működnek: a kedvező élelmiszer-kínálati feltételekből, bázishatásokból és a globális nyersanyagárak mérséklődéséből eredő ciklikus dezinfláció együtt járhat olyan strukturális inflációs nyomásokkal, amelyek kedvezőtlenebb körülmények között ismét felerősödnek. Erre példa az 1997–2003 közötti dezinfláció, amelyet a 2007–2014 közötti élelmiszerár-emelkedés felgyorsulása követett. Az a GARCH-eredmény, amely szerint a feltételes volatilitás az inflációs célkövetés időszakában számottevően csökkent, önmagában is részleges választ ad a strukturális kritikára: még ha az infláció feltételes átlaga továbbra is érzékeny a strukturális hajtóerőkre, a feltételes eloszlás szűkülése kevesebb szélsőséges epizódot jelent, az intézményi elköteleződés pedig olyan „horgony”, amely az inflációs célkövetést megelőző rezsimből hiányzott.

A 4 százalékos inflációs cél megfelelőségét illetően becsléseink arra utalnak, hogy a 3 százalékos költségvetési hiány (az FRBM⁷-cél), valamint az általános inflációhoz igazodó MSP-indexálás együttesen mintegy 1,4–1,9 százalékponttal csökkentené az egyensúlyi inflációt az inflációs célkövetés időszakának 5,4 százalékos átlagához képest, így az megközelítőleg 3,5–4,0 százalékra mérséklődne. Alacsonyabb inflációs cél (például 3 százalék, mint Indonéziában és a Fülöp-szigeteken) csak akkor lenne összhangban az empirikus eredményekkel, ha ilyen strukturális reformok is kísérnék. A gyenge monetáris transzmisszió miatt kizárólag monetáris politikai eszközökkel ez a cél nem érhető el túlzott kibocsátási és foglalkoztatási veszteségek nélkül. A 4 százalékos inflációs cél 2026. márciusi fenntartása ezért a megoldatlan strukturális

⁷ Fiscal Responsibility and Budget Management

korlátokat figyelembe véve észszerű intézményi döntésnek tekinthető; a célérték bármilyen csökkentését össze kellene hangolni fiskális és mezőgazdasági reformokkal, és azok mérhető előrehaladásához kellene kötni.

7.2. Az indiai inflációs célkövető keretrendszer fennmaradó sérülékenységei

Sargent és Wallace (1981) fiskális–monetáris koordinációs problémája továbbra is a keretrendszer legfőbb sérülékenysége. A központi költségvetési hiány az inflációs célkövetés időszakában átlagosan a GDP mintegy 5,8 százalékát tette ki, szemben az FRBM 3,0 százalékos célértékével. A célt 2,8 százalékponttal meghaladó hiány önmagában a fiskális pozícióból eredően – az *1. modell* 0,312-es együtthatója alapján – mintegy 0,87 százalékpontos egyensúlyi inflációs nyomást implikál, ami jelentős hányadát adja az inflációs-cél-követés időszakának átlagos inflációja és a 4 százalékos célközép közötti 1,4 százalékpontos eltérésnek. A keretrendszer tartóssága ezért továbbra is a fiskális konszolidáció megvalósulásától függ, amelyet a politikai gazdaságtani korlátok mindeddig megakadályoztak.

8. Intézményi tanulságok inflációs célkövető gazdaságok számára

India tapasztalata – a nehruista intézmények alatti fiskális dominanciától a 2016-ban bevezetett és 2026-ban megújított hiteles inflációs célkövetés keretrendszeréig tartó, több évtizedes átmenet – összevetési szempontból is releváns intézményi tanulságokkal szolgál, többek között a kelet-közép-európai (KKE) gazdaságok számára is, amelyek saját dezinflációs pályáikat az európai uniós csatlakozási folyamat és a maastrichti kritériumok mentén horgonyozták le. Három átfogó strukturális tanulságot emelünk ki, hangsúlyozva ugyanakkor, hogy India és a KKE-gazdaságok makrogazdasági szerkezete, nyitottsága és gazdaságpolitikai eszköztára alapvetően eltér egymástól. Az összehasonlítás ezért szemléltető jellegű, nem pedig közvetlenül áttűtethető gazdaságpolitikai mintaként értelmezendő.

Először is, a dezinflációs hitelesség forrása eltérő. A KKE-gazdaságok áttérése az inflációs célkövetésre az 1990-es évek végén és a 2000-es évek elején külső elköteleződési mechanizmusra – a kilátásba helyezett uniós csatlakozás folyamatára és a maastrichti kritériumokban foglalt fiskális fegyelemre – támaszkodott, és viszonylag gyorsan ment végbe. India, hasonló regionális horgony hiányában, a hitelességet kizárólag belső intézményi innováció révén építette fel, lényegesen hosszabb idő alatt. A fő tanulság az, hogy a belföldi horgonyzású hitelesség kialakítása hosszabb ideig tart, és az átmenet során érzékenyebb a politikai gazdaságtani sokkokra, ugyanakkor megszilárdulását követően tartósnak bizonyulhat, amint azt a 2014. III. negyedévi törés és a keretrendszer folyamatos fennmaradása is jelzi. Azok a gazdaságok, amelyek külső intézményi horgonyai gyengülnek, tanulságosnak találhatják az indiai példát a belső intézményi elköteleződés szempontjából.

Másodszor, a monetáris politikai irányultságtól függetlenül működő strukturális költségoldali csatornák dezinflációs időszakokban is hajthatják az általános infláció alakulását, miközben e csatornák politikai gazdaságtani jellege országonként eltér. Indiában ez a csatorna mezőgazdasági és belpolitikai eredetű: az MSP-rendszert a választói csoportok érdekeire érzékeny intézmény működteti. A KKE-gazdaságokban az ehhez hasonló csatorna elsősorban az energiaárakhoz kapcsolódik, és nagyrészt külső tényezők határozzák meg, amint azt a 2022–2023-as időszak is szemléltette. A közös fő tanulság az, hogy az a keretrendszer, amely kizárólag a keresleti csatornán keresztül működik, anélkül, hogy a költségoldali csatornákat intézményileg megfelelő módon kezelné, a költségoldali sokkok idején tartós eltéréseket fog mutatni az inflációs céltól. A megfelelő intézményi válasznak ezért inkább az adott csatornát meghatározó politikai gazdaságtani sajátosságokhoz kell igazodnia, nem pedig egyetlen sablonhoz.

Harmadszor, a fiskális-monetáris koordináció minden esetben az inflációs célkövető keretrendszer fenntarthatóságának egyik alapvető feltétele. Az az indiai empirikus eredmény, amely szerint az 5,8 százalékos költségvetési hiány a 3 százalékos referenciaértékhez képest mintegy 0,87 százalékpontnyi inflációs nyomással jár együtt, általánosabb következtetést is lehetővé tesz: fiskális konszolidáció nélkül az inflációs célkövető keretrendszerekben az infláció tartósan meghaladhatja a célt még akkor is, ha a várakozások nominálisan rögzítettek. Tágabb értelemben véve mindez arra utal, hogy az inflációs célkövetés intézményi architektúrája nem alakítható ki attól a strukturális politikai gazdaságtani konfigurációtól függetlenül, amelyben működik.

9. Következtetések és gazdaságpolitikai tanulságok

E tanulmány átfogó idősoelemzési keretrendszer alkalmazásával négy empirikus megállapítást fogalmaz meg az indiai infláció perzisztenciájára vonatkozóan. Először is, a CPI-infláció, a költségvetési hiány, az M3-pénzmennyiség növekedése, az MSP-index és a legtöbb külső változó I(1) integráltságú és kointegrált; ez a besorolás a struktúratöréseket megengedő egységgyöktesztekkel szemben is robusztus (4.6. alfejezet). Másodszor, az ARDL-bebecslések azt mutatják, hogy a költségvetési hiány ($\beta \approx 0,31-0,39$), az MSP-index ($\beta \approx 0,29-0,35$) és az M3-pénzmennyiség növekedése ($\beta \approx 0,33-0,51$) szignifikáns, pozitív, hosszú távú hatást gyakorol a CPI-inflációra. Az eredmények akkor is robusztusak maradnak, ha az egyidejű regresszorokat azok késleltetett vagy instrumentált megfelelőivel helyettesítjük, miközben a hatások változása az egyes rezsimek között értelmezhető. Harmadszor, a fiskális, a monetáris és a mezőgazdasági árváltozók Granger-okozzák az inflációt, fordított Granger-okság azonban nem áll fenn; a legerősebb előrejelző-képesség az M3-pénzmennyiség növekedése és az MSP-index esetében figyelhető meg. Negyedszer, az inflációs célkövetés bevezetése statisztikailag azonosítható törést jelent mind az infláció

sintjében ($\phi = -1,823$), mind annak feltételes volatilitásában ($\gamma = -0,641$). A 2014. III. negyedében bekövetkezett törés a strukturális magyarázó változók bevonását követően is fennmarad, ami összhangban áll a hitelesség szerepét hangsúlyozó értelmezéssel.

Ezek az eredmények alátámasztják a fő állítást: az infláció tartós fennmaradása Indiában olyan strukturális politikai gazdaságtani konfigurációt tükröz, amelyben a monetáris politika a fiskális dominancia és a mezőgazdasági árpolitika által meghatározott környezetben működik. A párhuzam *Blejer (2025)* értelmezésével – amely szerint az argentin infláció intézményi jellegű, nem pedig kizárólag monetáris eredetű – empirikusan megalapozott, jóllehet a nagyságrendek jelentősen eltérnek. Mindkét esetben megfigyelhető valamiféle „inflációs csapda”, amelyben a strukturális hajtóerők olyannyira beágyazódtak a rendszerbe, hogy az egymást követő kormányok nem voltak képesek, vagy nem voltak hajlandók kezelni azokat. A 2024–2025-ös dezinfláció és a 2026. márciusi megújítás a 2014. óta végrehajtott reformok részleges sikerét igazolja. A strukturális csatornák ugyanakkor továbbra is működnek, és kedvezőtlenebb körülmények között ismét felerősödnének.

A 8. fejezet összehasonlító elemzése az indiai átmenetet a feltörekvő piaci dezinflációs reformok tágabb kontextusába helyezi. A legfőbb tanulság az, hogy az inflációs célkövetés intézményi architektúrája nem alakítható ki attól a strukturális politikai gazdaságtani konfigurációtól függetlenül, amelyben működik: az indiai, MSP-vezérelt, illetve a KKE-régiós, energiaárak által vezérelt költségoldali inflációs csatornák ugyanazon alapvető probléma eltérő megnyilvánulásai, amelyek mindegyike a saját politikai gazdaságtani sajátosságaihoz igazított szakpolitikai választ igényel.

A gazdaságpolitikai következmények nagy kihívást jelentenek. A tartós megoldáshoz három, egymást kiegészítő reformra van szükség. Először, tényleges fiskális konszolidációra, amely a hiányt 3 százalékra vagy az alá csökkenti. Az 1. modell együtthatója alapján ez önmagában mintegy 0,87 százalékponttal csökkenthetné az egyensúlyi inflációt, és ezzel az inflációs célkövetés időszakának átlagos inflációját körülbelül 4,5 százalékra mérsékelhetné, vagyis az inflációs cél közepének közvetlen közelébe vihetné. Másodsor, az MSP–FCI⁸ rendszer politikailag megfelelően ütemezett reformja szükséges. A 0,287–0,348 közötti együttható alapján az éves MSP-emelések általános inflációs ütemhez történő igazítása további 0,5–1,0 százalékpontos csökkenést eredményezhetne az egyensúlyi élelmiszerár-inflációban. Harmadsor, a Monetáris Politikai Tanács intézményi függetlenségének megerősítésére van szükség annak érdekében, hogy a GARCH-moddal igazolt volatilitáscsökkenés tartósan fennmaradjon, továbbá a monetáris transzmissziós mechanizmus további javítására a *Mishra és Montiel (2013)* által dokumentált, az állami tulajdonú bankokhoz kapcsolódó merevségek kezelése érdekében.

⁸ Food Corporation of India.

Hogy India képes-e megvalósítani ezt a kombinációt, az meghatározó kérdés a makrogazdasági jövője szempontjából. Az empirikus eredmények egyaránt alátámasztják az inflációs célkövetés időszakában elért tényleges előrelépést és a továbbra is meglévő strukturális korlátokat. Az árstabilitás intézményi architektúrája kiépült; annak reálgazdasági és politikai gazdaságtani alapjai azonban továbbra is vitatottak. Az itt képviselt értelmezés – miszerint a statisztikai eredmények összeegyeztethetők a strukturális politikai gazdaságtani keretrendszerrel, de nem bizonyítják az alapvető oksági összefüggéseket – összhangban áll mind az empíriával, mind a hasonló környezetben működő jegybankok gyakorlati tapasztalataival.

Nyilatkozatok

Finanszírozás

A szerző nem részesült anyagi támogatásban a kézirat elkészítése során.

Összeférhetetlenség

A szerzőnek nincsenek olyan összeférhetetlen érdekeltségei, amelyek relevánsak a cikk tartalmával kapcsolatban.

Szerzői hozzájárulások

A kézirat valamennyi munkáját az egyedüli szerző végezte. A szerző elolvasta és elfogadta a kézirat végleges angol nyelvű változatát és hozzájárult a magyar nyelvű fordítás közzétételéhez.

Adatok elérhetősége

A tanulmány eredményeit alátámasztó adatok és kódok észszerű kérésre a szerzőtől elérhetők.

Etikai jóváhagyás

Nem alkalmazható. Ez a tanulmány nem vont be emberi résztvevőket, sem intézményi etikai jóváhagyást igénylő érzékeny személyes adatokat.

Mesterséges intelligencia eszközök használata

A kézirat elkészítése során a szerző nem használt semmilyen generatív mesterséges intelligenciát.

Felhasznált irodalom

- Akerlof, G.A. – Dickens, W.T. – Perry, G.L. (2000): *Near-rational wage and price setting and the long-run Phillips curve*. Brookings Papers on Economic Activity, 2000(1): 1–44. <https://doi.org/10.1353/eca.2000.0001>
- Bai, J. – Perron, P. (1998): *Estimating and testing linear models with multiple structural changes*. Econometrica, 66(1): 47–78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Bai, J. – Perron, P. (2003): *Computation and analysis of multiple structural change models*. Journal of Applied Econometrics, 18(1): 1–22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
- Behera, H. – Wahi, G. – Kapur, M. (2018): *Phillips curve relationship in an emerging economy: Evidence from India*. Economic Analysis and Policy, 59: 116–126. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2018.06.001>
- Bernanke, B.S. – Laubach, T. – Mishkin, F.S. – Posen, A.S. (1999): *Inflation targeting: Lessons from the international experience*. Princeton University Press.
- Bhagwati, J. – Desai, P. (1970): *India: Planning for industrialization*. Oxford University Press.
- Bhalla, S.S. – Bhasin, K. – Loungani, P. (2026): *Inflation targeting and monetary policy in India*. Economic and Political Weekly, 61(3). <https://doi.org/10.71279/epw.v61i3.44715>
- Blejer, M.I. (2025): *Az argentin infláció tartósságának okai: Peróntól Mileiig*. Hítelintézeti Szemle, 24(4): 5–21. <https://doi.org/10.25201/HSZ.24.4.5>
- Bollerslev, T. (1986): *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*. Journal of Econometrics, 31(3): 307–327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Cochrane, J.H. (2023): *The fiscal theory of the price level*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctv2sbm8kh>
- Eichengreen, B. – Gupta, P. (2024): *Inflation targeting in India: A further assessment*. NCAER Working Paper No. 174. National Council of Applied Economic Research. <https://www.ncaer.org/publication/inflation-targeting-in-india-a-further-assessment>
- Gokarn, S. (2011): *Food inflation: This time it's different*. Kale Memorial Lecture, Reserve Bank of India, 9 December. <https://www.bis.org/review/r111215e.pdf>. A letöltés ideje: 2026. március 27.
- Gregory, A.W. – Hansen, B.E. (1996): *Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts*. Journal of Econometrics, 70(1): 99–126. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)00063-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)00063-7)

- Gupta, P. (2026): *Inflation targeting in India – the past, the present and the future*. Speech at Joint Seminar and Discussion 'India's inflation targeting framework' and 'regional economic outlook for Asia and Pacific', National Council of Applied Economic Research (NCAER), New Delhi, 6 May. <https://www.bis.org/review/r260506b.htm>. A letöltés ideje: 2026. szeptember 9.
- Hamilton, J.D. (1994): *Time series analysis*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9780691218632>
- IMF (2024): *World economic outlook: Policy pivots, rising threats*. International Monetary Fund, October. <https://www.imf.org/-/media/files/publications/weo/2024/october/english/text.pdf>. A letöltés ideje: 2026. március 27.
- Kapur, M. (2013): *Revisiting the Phillips curve for India and inflation forecasting*. Journal of Asian Economics, 25: 17–27. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2012.12.002>
- Lee, J. – Strazicich, M.C. (2003): *Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks*. Review of Economics and Statistics, 85(4): 1082–1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Lin, S. – Ye, H. (2009): *Does inflation targeting make a difference in developing countries?*. Journal of Development Economics, 89(1): 118–123. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.04.006>
- Lütkepohl, H. (2005): *New introduction to multiple time series analysis*. Springer.
- MacKinnon, J.G. (1996): *Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests*. Journal of Applied Econometrics, 11(6): 601–618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T)
- McKinnon, R.I. (1973): *Money and capital in economic development*. Brookings Institution.
- Mishra, P. – Montiel, P. (2013): *How effective is monetary transmission in low-income countries? A survey of the empirical evidence*. Economic Systems, 37(2): 187–216. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2012.12.001>
- 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. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Rangarajan, C. – Mishra, P. (2013): *India's external sector: Do we need to worry?* Economic and Political Weekly, 48(7): 52–59. <https://www.jstor.org/stable/23391309>
- Rastogi, S. – Kanoujiya, J. (2024): *The volatility spillover effect of macroeconomic indicators and strategic commodities on inflation: evidence from India*. South Asian Journal of Business Studies, 13(2): 180–200. <https://doi.org/10.1108/SAJBS-10-2021-0387>

RBI (2014): *Report of the expert committee to revise and strengthen the monetary policy framework*. Urjit Patel Committee, Reserve Bank of India, January. <https://the1991project.com/sites/default/files/2024-12/2014%20Urjit%20Patel%20Committee%20Report.pdf>. A letöltés ideje: 2026. március 27.

RBI (2024): *Handbook of statistics on the Indian economy*. Reserve Bank of India.

Sargent, T.J. – Wallace, N. (1981): *Some unpleasant monetarist arithmetic*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 5(3). <https://doi.org/10.21034/qr.531>

Stock, J.H. – Watson, M.W. (2003): *Forecasting output and inflation: The role of asset prices*. Journal of Economic Literature, 41(3): 788–829. <https://doi.org/10.1257/jel.41.3.788>

Toda, H.Y. – Yamamoto, T. (1995): *Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes*. Journal of Econometrics, 66(1–2): 225–250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)

Zivot, E. – Andrews, D.W.K. (1992): *Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis*. Journal of Business & Economic Statistics, 10(3): 251–270. <https://doi.org/10.2307/1391541>

Függelék

10. táblázat							
A magyarázó változók páronkénti korrelációs mátrixa, 1955. I. negyedév – 2024. IV. negyedév							
	Δfd	Δm	Δmsp	gap	Δer	Δoil	Δpe
Δfd	1,00						
Δm	0,42	1,00					
Δmsp	0,38	0,31	1,00				
gap	0,15	0,18	0,12	1,00			
Δer	–0,21	–0,18	–0,14	–0,09	1,00		
Δoil	0,19	0,22	0,27	0,11	–0,32	1,00	
Δpe	0,34	0,41	0,47	0,18	–0,22	0,29	1,00
Megjegyzés: Az együttthatók a becslési minta alapján számított Pearson-féle korrelációs együttthatók, amelyek az I(1) változók esetében első differenciák, az I(0) integráltságú kibocsátási rés esetében pedig szintértékek alapján kerültek kiszámításra. Valamennyi páronkénti korreláció abszolút értéke 0,50 alatt marad, a variancianövelő tényezők (VIF; a táblázatban nem szerepelnek) pedig 1,18 (gap) és 2,31 (Δpe) között alakulnak, vagyis jóval a szokásosan alkalmazott 5-ös küszöbérték alatt vannak. Ez arra utal, hogy a multikollinearitás érdemben nem torzítja az ARDL-modell együttthatóinak becsléseit. A legmagasabb szintű korreláció Δmsp és Δpe között figyelhető meg (0,47), ami összhangban áll az élelmiszerárak dinamikájának a háztartások inflációs várakozásait meghatározó szerepével.							