

# Infláció és bizonytalanság: eredmények a GARCH-MIDAS-in-Mean modellezésből\*

Chaoyi Chen  – Barkó Tamás  – Nagy Olivér 

*Tanulmányunkban az infláció és az inflációs bizonytalanság kapcsolatát vizsgáljuk egy újszerű GARCH-MIDAS-in-Mean megközelítés alkalmazásával, amely lehetővé teszi az inflációs bizonytalanság rövid távú és időben változó, hosszú távú komponenseinek szétválasztását. Modellünket brit adatokon teszteltük. Eredményeink azt mutatják, hogy a makrogazdasági és pénzügyi változók jelentős hatást gyakorolnak az inflációs bizonytalanság hosszú távú összetevőjére. Azáltal, hogy a MIDAS-szűrés segítségével engedjük, hogy a hosszú távú bizonytalanság időben változzon, kimutatjuk, hogy a múltbeli infláció rövid távú bizonytalanságot növelő hatására vonatkozó bizonyíték gyengül, összehasonlítva azokkal az eredményekkel, amelyek egy állandó hosszú távú inflációs bizonytalanságot feltételeznek. Ugyanakkor eredményeink alátámasztják a Cukierman–Meltzer-hipotézist: az inflációs bizonytalanság inflációra gyakorolt hatása robusztusabbá és kifejezetten erőteljessé válik hosszabb idősorok használatakor, bár ez az összefüggés érzékeny a strukturális törésekre, például az áfa-csökkentésre és a Covid19-járványra. Emellett nem találtunk bizonyítékot arra, hogy az infláció változásai visszahatnának a rövid távú bizonytalanságra.*

**Journal of Economic Literature (JEL) kódok:** E31, E52, C22

**Kulcsszavak:** infláció, inflációs bizonytalanság, GARCH-MIDAS modellek

## 1. Bevezetés

Az infláció és az inflációs bizonytalanság kapcsolatának megértése az egyik legfontosabb kérdés a monetáris hatóságok számára, hiszen vita tárgyát képezi mind az infláció saját bizonytalanságára gyakorolt hatása, mind pedig az inflációs bizonytalanságnak az inflációs rátákra gyakorolt visszahatása (*Greenspan 2004*).

---

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

Chaoyi Chen: Magyar Nemzeti Bank, vezető oktatási és kutatási szakértő; Budapesti Metropolitan Egyetem – MNB Intézet, vendégelőadó. E-mail: chenc@mnbb.hu

Barkó Tamás: Quoniam Asset Management GmbH, kutató; Budapesti Metropolitan University – MNB Intézet, vendégelőadó. E-mail: tamas.barko@gmail.com

Nagy Olivér: Eötvös Loránd University – Gazdálkodás- és Szervezéstudományi Doktori Iskola, PhD-jelölt. E-mail: naoliphth@gmail.com

A szerzők szeretnének köszönetet mondani az MNB Intézetben megrendezett Mesterséges Intelligencia Workshop résztvevőinek értékes hozzászólásaiért. Hálásak vagyunk a szerkesztőnek és a két anonim bírálóknak is a konstruktív visszajelzéseikért és átgondolt javaslataikért, amelyek jelentősen javították a tanulmány minőségét és érthetőségét. A jelen dokumentumban kifejtett nézetek és vélemények a szerzők álláspontját tükrözik, és nem feltétlenül tükrözik munkaadóik álláspontját.

Az angol nyelvű kézirat első változata 2025. március 31-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.25201/HSZ.24.3.54>

A meglévő szakirodalom vegyes bizonyítékokat kínál, ami rávilágít az infláció és a bizonytalanság közötti kapcsolat összetettségére. Különösen fontos, hogy a szakirodalom jelentős része GARCH(-in-Mean) modellekre támaszkodik, amelyek eleve feltételezik, hogy a hosszú távú bizonytalanság időben állandó – ez szigorú és nem intuitív feltevés.<sup>1</sup> Tanulmányunk célja ennek a feltevésnek a feloldása. Hozzájárulásunk a szakirodalomhoz az, hogy alkalmazzuk az *Engle és szerzőtársai (2013)* által megfogalmazott új GARCH-MIDAS-in-Mean modellt az infláció és a bizonytalanság kapcsolatának vizsgálatára. Modellkeretünk lehetővé teszi, hogy az inflációs bizonytalanságot rövid távú és időben változó, hosszú távú komponensekre bontsuk, feltételezve, hogy a hosszú távú komponenst a kisimított (hosszabb távú) realizált volatilitás vagy más makropénzügyi változók vezérik. Ez a megközelítés lehetővé teszi számunkra, hogy (1) felmérjük az infláció rövid távú inflációs bizonytalanságra gyakorolt hatását, amely gyakran kritikusabb a simább természetű, hosszú távú bizonytalanságnál, valamint (2) értékeljük az összesített inflációs, általunk az időben változó rövid távú és hosszú távú komponensek szorzataként definiált bizonytalanság inflációra gyakorolt hatását.

Egy frissített, 2023-ig terjedő brit adatbázist elemzünk, és összehasonlítjuk a GARCH-MIDAS-in-Mean modellből nyert eredményeinket a *Kontonikas (2004)* által használt GARCH-in-Mean modellel kapottakkal. Eredményeink a következőképpen foglalhatók össze: Először, a mintaidőszak 2002-ről (a *Kontonikas 2004* tanulmányban használt végpontról), 2023-ra történő kiterjesztésével azt találjuk, hogy az inflációs bizonytalanság inflációra gyakorolt pozitív hatása kifejezetten erőteljesebbé válik a GARCH-in-Mean modellben, bár ez a hatás gyengül, ha kizárjuk az áfa-csökkentési epizódot vagy a Covid19 időszakát. Másodszor, bár az eredmények a különböző mintavételi időszakokon eltérőek, azt találtuk, hogy a teljes minta elemzésekor a realizált volatilitások jelentősen hozzájárulnak a hosszú távú inflációs bizonytalansághoz. Elemzésünk továbbá azt mutatja, hogy a makrogazdasági és pénzügyi változók erős hatást gyakorolnak az inflációs bizonytalanság hosszú távú összetevőjére. Harmadszor, a MIDAS-szűrés révén lehetővé tett időben változó, hosszú távú bizonytalanság mellett ugyanakkor azt tapasztaljuk, hogy a múltbeli infláció jelenlegi rövid távú bizonytalanságra gyakorolt hatása elenyészővé válik. Ez az eredmény óvatosságra int: az infláció növekedésére adott válaszként (a rövid távú) inflációs bizonytalanság növekedésére utaló bizonyítékok részben abból a korlátozó feltételezésből eredhetnek, hogy a hosszú távú bizonytalanság idővel állandó marad. Mindazonáltal kimutatható, hogy az inflációs bizonytalanság pozitív és szignifikáns hatást gyakorol az inflációra szinte minden GARCH-MIDAS-in-Mean specifikációban. Ugyanakkor nem találtunk bizonyítékot arra, hogy az infláció változásai befolyásolnák a rövid távú bizonytalanságot.

<sup>1</sup> Itt a hosszú távú bizonytalanságot a hosszú távú trendvolatilitás helyett az infláció hosszabb időhorizonton megfigyelhető volatilitásaként definiáljuk.

A tanulmány további része a következőképpen épül fel: a *második részben* áttekintjük a szakirodalmat, a *harmadik rész* ismerteti az empirikus módszereket, majd a *negyedik rész* bemutatja az adatokat és az eredményeket. Az *ötödik rész* szakpolitikai ajánlásokkal zárul.

## 2. Szakirodalmi áttekintés

Az infláció szintje és bizonytalansága közötti kapcsolat elméleti alapjai régóta vitatottak, számos érv szól amellett, hogy az infláció hatással van az inflációs bizonytalanságra, valamint fordítva, a bizonytalanság is visszahat az inflációra.

*Friedman (1977)* szerint az inflációs nyomás gyakran következetlen és kiszámíthatatlan reakciókat vált ki a monetáris hatóságokból, ami fokozott bizonytalanságot teremt a jövőbeli inflációval kapcsolatban, és potenciálisan lassítja a kibocsátás növekedését.<sup>2</sup> *Pourgerami és Maskus (1987)* ezzel szemben arra mutatnak rá, hogy negatív hatás is fennállhat, mivel a magasabb infláció arra ösztönözheti a releváns gazdasági szereplőket, hogy több erőforrást fektessenek a pontos előrejelzések készítésébe.<sup>3</sup>

Az inflációs bizonytalanságnak az inflációra gyakorolt hatásáról is egymással versengő nézőpontok alakultak ki. *Cukierman és Meltzer (1986)* olyan modellt javasolnak, amelyben a pénzkínálat növekedési ütemével és a döntéshozók céljaival kapcsolatos nyilvános bizonytalanság expanzív monetáris politikához vezethet, amelynek célja, hogy a döntéshozók inflációval lepják meg a közvéleményt. Ebben a keretrendszerben a nagyobb inflációs bizonytalanság arra ösztönzi a politikai döntéshozókat, hogy inflációs meglepetésekkel éljenek a kibocsátás átmeneti fellendítése érdekében. Ezzel szemben *Holland (1995)* negatív összefüggést feltételez, amely szerint az inflációs bizonytalanság visszafoghatja az inflációt. Holland érvelése szerint a politikai döntéshozók bizonytalanság idején kerülnek az inflációs meglepetéseket annak érdekében, hogy alakítsák a közvélemény inflációs várakozásait, és elkerüljék a potenciális inflációs spirál kialakulását.

Az empirikus szakirodalom folyamatosan bővül, és értékeli az inflációs szint és a bizonytalanság közötti összefüggésre vonatkozó elméleti modellek legújabb fejleményeit.<sup>4</sup> Az infláció és bizonytalansága közötti kapcsolat elemzésének de facto standardját az *Engle (1982)* által kidolgozott ARCH-modellek jelentik, amelyek azt

---

<sup>2</sup> *Ball (1992)* Friedman érvelését a nyilvánosság és a döntéshozók közötti aszimmetrikus információs játék keretében formalizálja.

<sup>3</sup> Ezt az érvelést *Ungar és Zilberfarb (1993)* formalizálta.

<sup>4</sup> Az empirikus szakirodalom nagy részében az inflációs bizonytalanságot az inflációs innovációk feltételes varianciájaként definiálják, amely különbözik a monetáris politikai bizonytalanságtól, ami általában a politikai döntések vagy a központi bank reakciófüggvényének kiszámíthatatlanságára utal. Köszönettel tartozunk egy anonim lektornak, aki kiemelte ezt a fontos különbséget.

mutatják, hogy az Egyesült Királyság inflációja előre jelezhető, időben változó volatilitással rendelkezik.

*Kontonikas (2004)* például GARCH-in-Mean modellt alkalmaz brit havi adatokra, és pozitív összefüggést talál a múltbeli inflációs ráták és a jelenlegi bizonytalanság szintjei között. Hasonlóképpen, *Fountas és Karanasos (2007)* a G7-országokat egyváltozós GARCH-moddal vizsgálva arra jutnak, hogy az infláció hajlamos növelni az inflációs bizonytalanságot, bár vegyes bizonyítékokat találnak arra, hogy az inflációs bizonytalanság visszahat-e az inflációra. *Bredin és Fountas (2009)* EU-országokra alkalmazott kétváltozós GARCH-in-Mean modellel erős bizonyítékot szolgáltat a *Cukierman–Meltzer-hipotézis* mellett, ami azt mutatja, hogy számos európai környezetben az inflációs bizonytalanság valóban erősíti az inflációs nyomást, mivel a döntéshozók inflációs meglepetésekkel próbálják ösztönözni a gazdasági növekedést. *Fountas és szerzőtársai (2004)* hat EU-ország adatait elemezve arra jutnak, hogy az infláció következetesen növeli az inflációs bizonytalanságot minden vizsgált országban, kivéve Németországot, ami Friedman hipotézisét támasztja alá. Ugyanakkor korlátozott bizonyítékot találnak a fordított hatásra, vagyis az inflációs bizonytalanság inflációra gyakorolt hatására, amelyre heterogén eredményeket kaptak a vizsgált országokban. Továbbá, *Daal és szerzőtársai (2005)* a latin-amerikai gazdaságok inflációs dinamikáját vizsgálva azt mutatják ki, hogy bár az infláció tipikusan növeli az inflációs bizonytalanságot, a fordított oksági kapcsolat vegyes képet mutat, ami megerősíti ennek a kapcsolatnak a bonyolultságát, különösen a feltörekvő piacokon.

A G7 országok adatait felhasználva *Balcilar és Ozdemir (2013)* gördülő (rolling) VAR- és MS-VAR-modellekkel kimutatják, hogy az infláció és a bizonytalanság közötti kapcsolat időben változó, és gyakran strukturális törésekkel tarkított. Erős bizonyítékot találnak Holland hipotézisére Kanadában, Franciaországban, Németországban, Japánban, az Egyesült Királyságban és az Egyesült Államokban, ami arra utal, hogy az inflációs bizonytalanság bizonyos esetekben fékezheti az inflációt. Ugyanakkor megerősítik Friedman hipotézisét is Kanadában és az Egyesült Államokban, ahol az infláció fokozza a bizonytalanságot. *Caporale és Kontonikas (2009)* az euroövezetben vizsgálja e kapcsolat alakulását, kiemelve az országok közötti heterogenitást és a gyakori strukturális töréseket, különösen az euro bevezetése előtti időszakban. *Chang (2012)* módosított rezsimváltó GARCH-moddal használva arra a következtetésre jut, hogy az Egyesült Államokban az inflációs bizonytalanság különböző inflációs rezsimek mellett sem gyakorol erős hatást az inflációra, ami alátámasztja, hogy az infláció és bizonytalanság közötti dinamika rezsimfüggő lehet.

Újabb tanulmányok, például *Barnett és szerzőtársai (2020)* félig-parametrikus megközelítést alkalmazva öt fejlett és feltörekvő gazdaságban mutatják ki, hogy stabil időszakokban pozitív rövid és középtávú kapcsolat áll fenn, összhangban Friedman elméletével, míg válságidőszakokban negatív kapcsolat figyelhető meg. *Apergis és szerzőtársai (2021)* a strukturális törésekre érzékeny ökonometriai módszereket

használva Törökországban egyirányú oksági kapcsolatot találnak az infláció és az inflációs bizonytalanság között, bár ez csak bizonyos részidőszakokban áll fenn. *Bareith és Varga (2022)* azt találja, hogy Magyarország inflációs célkövető rendszere jelentősen mérsékelte a maginflációt, de nem volt érdemi hatással az inflációra vagy annak volatilitására, és az intézményi tényezők, például a jegybank függetlensége is befolyásolta az eredményeket. *Sipiczki és szerzőtársai (2024)* a rendkívül magas magyar inflációt vizsgálva szétválasztják a globális tényezőket a kifejezetten hazai („hungarikum”) hatásoktól, és megállapítják, hogy a belföldi tényezők – például az árszabályozási politikák, az árfolyam-begyűrzés és a fiskális intézkedések – a nemzetközi inflációs nyomás mellett jelentős szerepet játszottak. *Balatonai és Quittner (2024)* a magyarországi 2021–2023-as inflációs hullám okait elemzi, és kiemeli a globális kínálati sokkok, az energiaárak emelkedése és a hazai tényezők – például a fiskális ösztönzés, a bérnövekedés és az árfolyam-leértékelődés – együttes hatását. *Martin és Nagy Mohácsi (2024)* a magyar inflációs célkövető rendszert értékelve arra a következtetésre jut, hogy bár ez hosszú távon hozzájárult az infláció mérsékléséhez, hatékonyságát alapvetően a szélesebb körű intézményi hitelesség és a fiskális, illetve monetáris politika összhangja határozta meg.

Összességében tehát kiterjedt szakirodalom foglalkozik az infláció és az inflációs bizonytalanság kapcsolatával, az eredmények azonban országonként és időszakonként eltérnek. Az uralkodó feltételezés ugyanakkor az, hogy a hosszú távú inflációs bizonytalanság állandó. Tanulmányunk újdonsága, hogy feloldjuk ezt a feltételezést, és számszerűsítjük annak hatását.

### 3. Ökonometriai keretrendszer

Az inflációs bizonytalanságot jellemzően GARCH-modellek segítségével becsülik. *Kontonikas (2004)* például a következő GARCH-in-Mean modellt alkalmazza a havi infláció és az inflációs bizonytalanság kapcsolatának vizsgálatára:

$$\begin{aligned}\pi_t &= \gamma_0 + \gamma_1\pi_{t-1} + \gamma_2\pi_{t-3} + \gamma_3\pi_{t-6} + \gamma_4\pi_{t-12} + \delta\sqrt{\tau h_t} + \mu_t \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \lambda^\top z_t \\ \mu_t &= \sqrt{\tau h_t} \varepsilon_t\end{aligned}\tag{1}$$

ahol  $\pi_t$  a havi inflációs ráta az adott  $t$  időszakban,  $\tau$  az inflációs bizonytalanság hosszú távú komponensét mérő konstans,  $h_t$  az infláció feltételes varianciája, amely egy GARCH(p,q) folyamatot követ és az inflációs bizonytalanság rövid távú komponensét méri,  $z_t$  a varianciát magyarázó egyéb exogén változókat tartalmazó vektor, míg  $\varepsilon_t$

független és azonos eloszlású (i.i.d.) hibatag. A  $\delta$  paraméter az inflációs bizonytalanságnak az inflációra gyakorolt hatását mutatja. Továbbá, ha feltételezzük, hogy ebben a tanulmányban  $z_t$  csak egyetlen változót tartalmaz, nevezetesen  $\pi_{t-1}$ -et, akkor  $\lambda$  a múltbeli infláció jelenlegi inflációs bizonytalanságra gyakorolt hatását méri. Ezért az (1) egyenlet mindkét irányú kapcsolat vizsgálatát lehetővé teszi: egy szignifikáns  $\lambda$  azt a nézetet támasztja alá, hogy az infláció szintje hatással van saját bizonytalanságára (Friedman 1977; Pourgerami és Maskus 1987), míg egy szignifikáns  $\delta$  azzal az érveléssel van összhangban, hogy az inflációs bizonytalanság hatással van az infláció szintjére (Cukierman és Meltzer 1986; Holland 1995).

Az előbbi modell azonban konstans  $\tau$ -t feltételez, és nem veszi figyelembe annak lehetőségét, hogy a rövid távú és a hosszú távú inflációs bizonytalanság egyaránt időben változó lehet, jelentősen különbözhet egymástól, és eltérő módon befolyásolhatja az inflációs várakozásokat. Ezért Engle és szerzőtársai (2013) nyomán módosítjuk az (1) egyenletet, és beépítünk egy MIDAS-megközelítést a hosszú távú bizonytalanság becslésére. A modell ekkor a következő alakot ölti:

$$\begin{aligned}\pi_t &= \gamma_0 + \gamma_1\pi_{t-1} + \gamma_2\pi_{t-3} + \gamma_3\pi_{t-6} + \gamma_4\pi_{t-12} + \delta\sqrt{\tau_t h_t} + \mu_t \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1\mu_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \lambda^\top z_t \\ \tau_t &= m + \theta \sum_{k=1}^K \phi_k(\omega_1, \omega_2)x_{t-k} \\ \mu_t &= \sqrt{\tau_t h_t} \varepsilon_t\end{aligned}\tag{2}$$

ahol  $\varepsilon_t$  független és azonos normális eloszlású,  $k=1, \dots, K$  értékekre  $\phi_k(\dots)$  súlyfüggvény, melyet a  $(\omega_1, \omega_2)$  paraméterek határoznak meg, és  $x_{t-k}$  MIDAS magyarázó változó. A (2) egyenlet számos elemzési és elméleti előnnyel jár az (1) egyenlethez képest. Először is, lehetővé teszi a hosszú távú volatilitás időbeli változását azáltal, hogy nagyfrekvenciás makropénzügyi változókból származó információt épít be a MIDAS-szűrés mechanizmusán keresztül. Megjegyzendő, hogy a (2) egyenlet tartalmazza a hagyományos GARCH-in-Mean specifikációt is egy speciális esetként, amikor  $\theta=0$ . Másodszor, bár a MIDAS súlyfüggvényt meghatározó paraméterek száma rögzített, értékeiket az adatokból becsülik, nem pedig előre meghatározzák azokat, így a modell kompaktabb, mint a komplex komponens-volatilitási modellek, ugyanakkor rugalmasabb, mint az előre meghatározott súlyokon alapuló megközelítések. Ennek eredményeként a GARCH-MIDAS keretrendszer hasznos egyensúlyt teremt az empirikus rugalmasság és a modell kezelhetősége között.

Az időben változó, hosszú távú komponensek megragadásának alternatív módszerei – mint például a nem megfigyelt komponensű modellek, a Kalman-szűrés, a Bayes-féle időben változó paraméterű (TVP) modellek vagy a simaátmenet-modellek

– jellemzően látens változókra támaszkodnak, amelyeket simasági vagy trendfeltételek határoznak meg. Bár ezek a megközelítések hatékonyak a perzisztencia megragadásában, gyakran erős parametrikus feltételezéseken alapulnak, és olyan szűrési technikákat alkalmaznak, amelyek csökkenthetik az átláthatóságot és nehezítik a közgazdasági értelmezést.

Ezzel szemben a MIDAS-megközelítés a hosszú távú volatilitás komponensét közvetlenül a nagyobb frekvencián mintavételezett, megfigyelhető makropénzügyi változókhoz köti. Ez a stratégia számos gyakorlati előnnyel jár: (i) elkerüli az önkényes trendspecifikációkat; (ii) fokozza az átláthatóságot azáltal, hogy a hosszú távú komponens mérhető indikátorok függvényeként határozza meg; (iii) rugalmasan kezeli a különböző prediktorok időben változó hozzájárulásait a késleltetett változók súlyainak kompakt struktúrája révén; és (iv) számítási szempontból hatékony és kompatibilis a kvázi-maximum likelihood becsléssel (QMLE). A hosszú távú volatilitás tényleges gazdasági adatokhoz kötése az absztrakt látens konstrukciók helyett a MIDAS-t értelmezhetőbbé és szakpolitika számára relevánsabb eszközzé teszi. Emellett szorosan illeszkedik a központi bankok és a szakpolitikai intézmények által alkalmazott, valós idejű előrejelzési gyakorlatokhoz is. E tekintetben a GARCH-MIDAS-specifikáció a tartós volatilitási dinamika modellezésére robusztus, átlátható alternatívát kínál a kevésbé áttekinthető, látens változójú modellekhez képest. Tanulmányunkban *Ghysels és szerzőtársai (2004)*, valamint *Engle és szerzőtársai (2013)* nyomán empirikusan egy béta függvényt használunk a súlyozási séma meghatározására a következő formában:

$$\phi_k(\omega_1, \omega_2) = \frac{(k/K)^{\omega_1-1}(1-k/K)^{\omega_2-1}}{\sum_{k=1}^K (k/K)^{\omega_1-1}(1-k/K)^{\omega_2-1}}.$$

A gyakorlatban az  $x_t$  sokdimenziós lehet. Ebben az esetben egy felügyelet nélküli gépi tanulási módszer alkalmazható a dimenziócsökkentésre. Például első lépésként főkomponens-analízist (PCA) alkalmazhatunk az  $x_t$ -re. Ezután az első főkomponenset (lásd például *Chen et al. 2023b*) használhatjuk látens MIDAS-prediktorként.

#### 4. Becslési eredmények

Ebben a fejezetben bemutatjuk az adatokat és a becslési eredményeket. Az 1972–2023 időszakot lefedő havi (szezonálisan igazított) brit inflációs adatokat a Global Financial Database-ből szereztük be. Az inflációt a következőképpen definiáltuk:

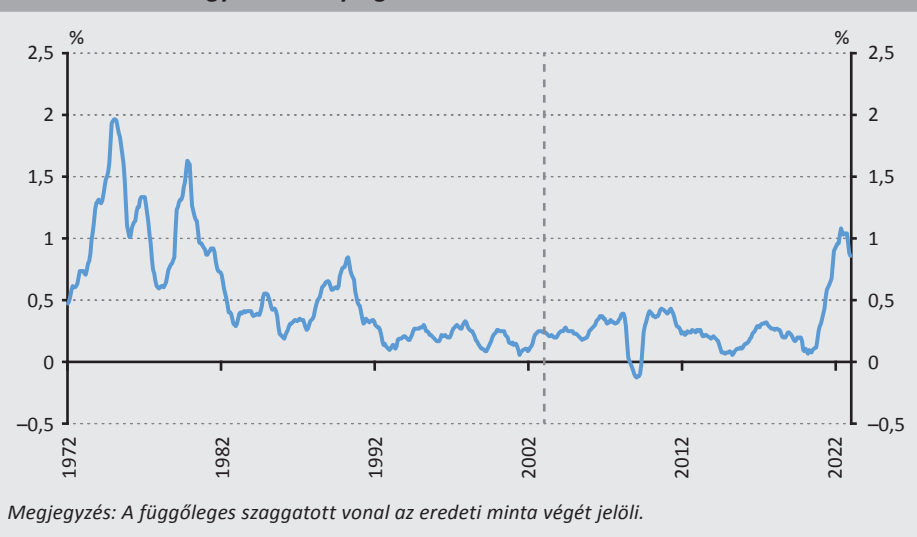
$$\pi_t = (CPI_t - CPI_{t-1})/CPI_{t-1} \times 100.$$

Összhangban *Kontonikas (2004)* eredményeivel, 1972 és 2003 között azt figyeltük meg, hogy a magasabb átlagos inflációs időszakokat nagyobb inflációs volatilitás

jellemezte. Emellett az inflációs ráta mind rövid, mind a hosszú időhorizonton különösen volatilis volt az inflációs célkövetés 1992-es bevezetése előtt. 2003 után azonban azt találtuk, hogy az inflációs ráta hosszú időhorizonton alacsony maradt, és jellemzően sokkal simább, mint az infláció rövid időhorizonton, kivéve a globális pénzügyi válság és a legutóbbi turbulencia (Covid19-járvány, orosz–ukrán háború) átmeneti sokkhatásait. Az 1. ábra alapján egyértelmű, hogy az infláció hosszú távú volatilitása valóban időben változó.

**1. ábra**

**A havi infláció az Egyesült Királyságban 1972 és 2023 között**



Fontos kérdés, hogy vajon a makrogazdasági és pénzügyi változók meghatározhatják-e a hosszú távú inflációs bizonytalanságot, és ha igen, hogyan befolyásolják az infláció–bizonytalanság kapcsolatot. Ennek vizsgálatához a korábbi szakirodalom (Baker et al. 2016; Grimme et al. 2014; Chen et al. 2023b) alapján a következő makro-pénzügyi mutatókat vettük figyelembe a hosszú távú komponenst meghatározó változókként: a brit gazdaságpolitikai bizonytalansági index (EPU), a hozamfelár (definíció szerint a három hónapos bankközi kamatláb és a három hónapos kincstárjegy hozama közötti különbség) és a CBOE Volatilitási Index (VIX) mint a MIDAS magyarázóváltozói.<sup>5</sup> Az adatok rendelkezésre állásának figyelembevételével kigyűj-

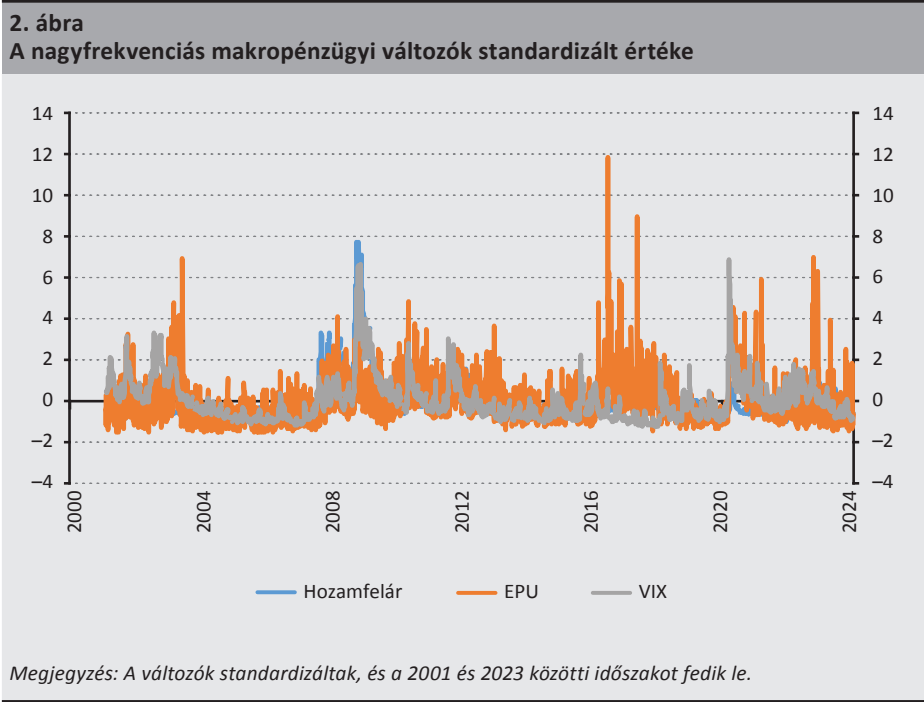
<sup>5</sup> A hozamkülönbséget, amely a három hónapos bankközi kamatláb és a három hónapos kincstárjegy-kamatláb közötti különbségként definiált, általában a rövid távú finanszírozási stressz és kockázati prémiumok mutatójaként értelmezik. A pénzügyi piaci stressz és bizonytalanság időszakában általában megnő, így előretekintő jelzést ad a romló pénzügyi feltételekről, amelyek gyakran egybeesnek a fokozott makrogazdasági és inflációs bizonytalansággal. Az empirikus becsléshez az EPU és a VIX értékeit átskáláztuk: az EPU esetében a  $\log(EPU + 1) * 0,01$  monoton transzformáció alkalmazásával, míg a VIX esetében a  $\log(VIX) * 0,01$  transzformációt alkalmaztuk. Ezen transzformációk nélkül a nyers változók nagyságrendje torzítná a becslési eredményeket. Köszönetet mondunk egy anonim bírálónak, hogy felhívta erre a figyelmünket.

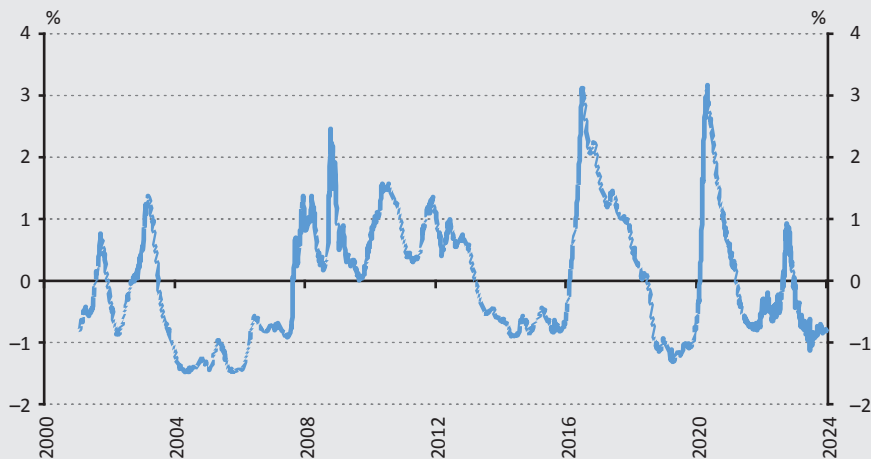
töltük ezeket a mutatókat a 2003–2023 közötti időszakra. Az 1. táblázat a változók leíró statisztikáit mutatja be.

| 1. táblázat        |          |          |         |            |             |                     |                     |
|--------------------|----------|----------|---------|------------|-------------|---------------------|---------------------|
| Leíró statisztikák |          |          |         |            |             |                     |                     |
|                    | Átlag    | Szórás   | Min     | Max        | Variancia   | Ferdeség (Skewness) | Laposság (Kurtosis) |
| $\pi$              | 0,4666   | 0,4003   | −0,1264 | 2,0041     | 0,1602      | 1,6157              | 2,2566              |
| EPU                | 294,7170 | 194,7631 | 0,0000  | 2 610,0600 | 37 932,6448 | 2,1686              | 11,5161             |
| Hozamfelár         | 0,2321   | 0,3391   | −0,1213 | 2,8613     | 0,1150      | 3,8254              | 19,0868             |
| VIX                | 20,2523  | 9,0781   | 9,1400  | 82,6900    | 82,4125     | 2,0400              | 6,3582              |

Megjegyzés: A sorok az egyes gazdasági és pénzügyi mutatók leíró statisztikáit mutatják.

A 2. ábra az EPU-index, a hozamkülönbség és a VIX standardizált értékeit ábrázolja. A 3. ábra az ezekből a makroszintű pénzügyi változókból kinyert első főkomponenst mutatja, amely azok közös faktorát ragadja meg. A 2003 és 2023 közötti időszakban az egyes idősorok csúcsai – különösen a globális pénzügyi stressz időszakában, például 2008-ban, 2012-ben és 2020-ban – általában egybeesnek a megemelkedett havi inflációval. Az első főkomponens ezeket a szinkronizált csúcsokat tükrözi, ami a makroszintű pénzügyi bizonytalanság és az inflációs nyomás erős együttmozgását jelzi a turbulens időszakokban.



**3. ábra****Az első főkomponens a nagyfrekvenciájú makropénzügyi mutatókban**

Megjegyzés: A változók standardizáltak, és a 2001 és 2023 közötti időszakot fedik le.

A szakirodalom régóta vegyes bizonyítékokat közöl arról, hogy a brit inflációs ráta stacionárius-e, ami függ a választott mintaperiódustól. *Joyce (1995)* megállapította, hogy a kiterjesztett Dickey–Fuller (ADF) tesztek nem utasítják el az egységgyök nullhipotézisét az 1976–1994 közötti időszakban. *Grier és Perry (1998)* szerint a fogyasztói árindex a második világháború utáni időszakban nem stacionárius. Ezzel szemben *Kontonikas (2004)* azt találta, hogy 1972–2002 között az ADF- és a Phillips–Perron-tesztek határozottan elutasítják a nullhipotézist. Ezért mind a teljes mintán, mind időszakonként lefuttattuk az ADF-egységgyökteszteket  $\pi$ -re. Az eredményeinket a 2. táblázat mutatja be. *Kontonikas (2004)* kutatásával összhangban az ADF-tesztek határozottan elutasítják az egységgyök nullhipotézisét ugyanazon időszak alatt. Eredményeink szerint az infláció stacionárius volt a Covid19 előtti időszakban, azonban a Covid19 és a Covid utáni időszakban (2019–2023 között) a teszt már nem tudta elutasítani a nemstacionaritást.

**2. táblázat****ADF-egységgyökteszt  $\pi$ -re a teljes mintán és az egyes részmintákon**

|                 | Teljes időszak | 1972–2002 | 2002–2019 | 2019–2023 |
|-----------------|----------------|-----------|-----------|-----------|
| ADF-statisztika | –4,35***       | –4,82***  | –4,10***  | –0,90     |
| p-érték         | 0,00           | 0,00      | 0,01      | 0,96      |
| Késleltetés     | 5              | 5         | 5         | 5         |
| Megfigyelések   | 606            | 366       | 198       | 30        |
| Krit. ért. 1%   | –3,97          | –3,98     | –4,01     | –4,30     |
| Krit. ért. 5%   | –3,42          | –3,42     | –3,43     | –3,57     |
| Krit. ért. 10%  | –3,13          | –3,13     | –3,14     | –3,22     |

Megjegyzés: Az ADF-regressziók tartalmaznak konstans és trendet, az optimális késleltetést az AIC-kritérium alapján határoztuk meg, legfeljebb öt késleltetést felhasználva. A teljes időszak 1972-től 2023-ig terjed. A \*, \*\*, és \*\*\* az egységgyök nullhipotézisének elvetését jelzik rendre 10 százalékos, 5 százalékos, illetve 1 százalékos szignifikanciaszinten.

Az ADF-tesztet is alkalmazzuk a MIDAS-komponensekben használt nagyfrekvenciás makropénzügyi változók stacionaritásának elemzésére. A 3. táblázatban ismertetett eredmények azt mutatják, hogy az egységgyök nullhipotézisét minden változó esetében elvetjük (legalább 10 százalékos szignifikanciaszinten), ami arra utal, hogy minden idősor stacionárius.

| 3. táblázat                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                               |            |           |          |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------|-----------|----------|
| ADF-egységgyökteszt, nagyfrekvenciás változók                                                                                                                                                                                                                                                                                                                             |            |           |          |
|                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                           | Hozamfelár | EPU       | VIX      |
| ADF-statisztika                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                           | -3,25*     | -12,05*** | -5,84*** |
| p-érték                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                   | 0,07       | 0,00      | 0,00     |
| Késleltetések                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                             | 4          | 5         | 5        |
| Megfigyelések                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                             | 5 718      | 5 717     | 5 717    |
| Krit. ért. 1%                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                             | -3,98      | -3,96     | -3,96    |
| Krit. ért. 5%                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                             | -3,411     | -3,411    | -3,411   |
| Krit. ért. 10%                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            | -3,128     | -3,128    | -3,128   |
| Megjegyzés: Az ADF-regressziók tartalmazzak konstans és trendet, az optimális késleltetést az AIC-kritérium alapján határoztuk meg, legfeljebb öt késleltetést felhasználva. A teljes időszak 1972-től 2023-ig terjed ki. A *, ** és *** az egységgyök nullhipotézisének elvetését jelzik rendre 10 százalékos, 5 százalékos, illetve 1 százalékos szignifikanciaszinten. |            |           |          |

Ezután Kontonikas (2004) modelljét kiterjesztve GARCH-in-Mean becslést futtatunk 2023-ig terjedő adatokkal.<sup>6</sup> Az eredményeket a 4. táblázat foglalja össze. A Kontonikas (2004) által definiált, 1972-től 2002-ig terjedő, eredeti időszakra vonatkozó eredményeket közöljük. A kibővített időszakunk („Teljes”) ezt az időkeretet kiterjeszti az 1972-től 2023-ig tartó időszakra. Az „Adócsökkentés kizárása” specifikáció nem tartalmazza az Egyesült Királyságban 2009-ben végrehajtott áfacsökkentéssel kapcsolatos megfigyeléseket, míg a „Covid kizárása” minta 2019 decemberében ér véget, hogy elkerülje a világjárványhoz kapcsolódó torzításokat.<sup>7</sup> Az eredmények azt mutatják Kontonikas (2004)-el összhangban, hogy az eredeti, 1972–2002 közötti időszakra vonatkozóan a  $\lambda$  becslése pozitív és szignifikáns, ami alátámasztja a Friedman–Ball-hipotézist. Emellett a Cukierman–Meltzer-előrejelzést is megerősítjük: az inflációs bizonytalanság pozitív és szignifikáns hatást gyakorol az átlagos inflációra. Az olyan potenciális strukturális törésekkel kapcsolatos aggodalmak kezelése érdekében, mint a 2009-es ideiglenes áfacsökkentés és a Covid19-világjárvány, további becsléseket végzünk, amelyek során elhagyjuk ezeket az időszakokat. A 4. táblázatban bemutatott eredmények azt mutatják, hogy a  $\lambda$  és  $\delta$  becslései általában

<sup>6</sup> Kontonikas (2004) kimutatta, hogy a legtöbb esetben, amikor GARCH(1,1) egyenletet használunk, a standardizált és a négyzetre emelt standardizált reziduuumok Ljung–Box-teszt statisztikái mind inszignifikánsak, ami a modell megfelelő specifikációját jelzi. Kontonikas (2004)-gyel összhangban az (1) egyenlet GARCH(1,1) specifikációját választjuk.

<sup>7</sup> Wald-statisztikát használunk a paraméterkorlátozás tesztelésére az  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$  nullhipotézis mellett. A nullhipotézist minden esetben elvetjük, ami alátámasztja a GARCH(1,1) specifikáció stabilitását.

pozitívak és statisztikailag szignifikánsak maradnak, megerősítve a fő következtetéseket. Különösen a  $\delta$  pozitív hatása válik erősebbé, ha a mintavételi időszakot 2002-től 2023-ig kiterjesztjük. Ez az erősebb hatás azonban csökken, ha kizárjuk az áfacsökkentéssel vagy a Covid19-válssággal kapcsolatos megfigyeléseket.

| 4. táblázat<br>A GARCH-in-Mean-modell szerinti becslés eredményei |                  |                        |                |            |
|-------------------------------------------------------------------|------------------|------------------------|----------------|------------|
| $z_t$                                                             | $\pi_{t-1}$      |                        |                |            |
|                                                                   | Eredeti periódus | Kiterjesztett periódus |                |            |
|                                                                   |                  | Adócsökkentés kizárása | Covid kizárása | Teljes     |
| $\nu_0$                                                           | -0,0022          | 0,0006                 | -0,0024        | -0,0031    |
|                                                                   | (0,0040)         | (0,0033)               | (0,0037)       | (0,0045)   |
| $\nu_1$                                                           | 1,2686***        | 1,2612***              | 1,2555***      | 1,2407***  |
|                                                                   | (0,0346)         | (0,0282)               | (0,0380)       | (0,0408)   |
| $\nu_2$                                                           | -0,2679***       | -0,2535***             | -0,2511***     | -0,2299*** |
|                                                                   | (0,0470)         | (0,0388)               | (0,0485)       | (0,0518)   |
| $\nu_3$                                                           | -0,0471**        | -0,0496***             | -0,0331*       | -0,0464**  |
|                                                                   | (0,0261)         | (0,0210)               | (0,0208)       | (0,0212)   |
| $\nu_4$                                                           | 0,0238**         | 0,0176**               | 0,0097         | 0,0120*    |
|                                                                   | (0,0102)         | (0,0084)               | (0,0077)       | (0,0087)   |
| $\delta$                                                          | 0,3906**         | 0,3313**               | 0,3381**       | 0,4454**   |
|                                                                   | (0,2128)         | (0,1979)               | (0,1898)       | (0,2153)   |
| $\alpha_0$                                                        | 0,0001           | 0,0001**               | 0,0001***      | 0,0002***  |
|                                                                   | (0,0001)         | (0,0000)               | (0,0000)       | (0,0000)   |
| $\alpha_1$                                                        | 0,5438***        | 0,5663***              | 0,6542***      | 0,6288***  |
|                                                                   | (0,1290)         | (0,1068)               | (0,1191)       | (0,1171)   |
| $\beta_1$                                                         | 0,0935           | 0,1184**               | 0,1011**       | 0,0980**   |
|                                                                   | (0,0828)         | (0,0607)               | (0,0530)       | (0,0572)   |
| $\lambda$                                                         | 0,0008***        | 0,0008***              | 0,0005***      | 0,0005***  |
|                                                                   | (0,0002)         | (0,0001)               | (0,0001)       | (0,0001)   |
| Wald-statisztika                                                  | 5,6002**         | 6,5881**               | 3,5224*        | 4,3986**   |
| p-érték                                                           | 0,0180           | 0,0103                 | 0,0605         | 0,0360     |

Megjegyzés: Zárójelekben a standard hibák vannak feltüntetve. A \*, \*\*, és \*\*\* az egységgyök nullhipotézisének elvetését jelzik rendre 10 százalékos, 5 százalékos, illetve 1 százalékos szignifikanciaszinten. Az eredeti időszak, ahogyan azt Kontonikas (2004) is tárgyalja, 1972-től 2002-ig tart. A kibővített („Teljes”) időszakunk ezt az időkeretet kiterjeszti az 1972-től 2023-ig tartó időszakra. Az „Adócsökkentés kizárása” nem tartalmazza a 2009-es áfacsökkentést az Egyesült Királyságban, a „Covid kizárása” pedig 2019 decemberéig terjed. Wald-teszt a stacionaritásra: A nullhipotézis  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ . A közölt értékek a Wald-teszt statisztikái és a p-értékek.

Felismerve a GARCH-modell korlátait, amely állandó hosszú távú bizonytalanságot feltételez, a GARCH-MIDAS-modellt alkalmazzuk az infláció és az inflációs bizonytalanság közötti kapcsolat vizsgálatára. Az 5. táblázat a GARCH-MIDAS-eredményeket mutatja, a realizált volatilitást a hosszú távú inflációs volatilitás magyarázó tényezőjeként használva.<sup>8</sup> Mivel a havi realizált volatilitások általában zajosak, a MIDAS-szűrés (MIDAS) súlyozott átlagokat alkalmaz a simított volatilitási mérték meghatározásához. Érdekes módon azt találtuk, hogy a  $\theta$  paraméter becslése szignifikáns a teljes kiterjesztett mintavételi időszakon, ami arra utal, hogy a realizált volatilitások súlyozott átlaga jelentősen hozzájárul a hosszú távú inflációs bizonytalansághoz ezen az időhorizonton. Ez a hatás azonban elhanyagolhatóvá válik, ha a becslést az eredeti mintavételi időszakra (1972–2002) vagy a kiterjesztett időszakra korlátozzuk, amelyből kizárjuk vagy az áfacsökkenést vagy a Covid-epizódot. Figyelemre méltó, hogy a GARCH-MIDAS-in-Mean modellben a  $\lambda$  becslése szintén veszít jelentőségéből, ami azt jelenti, hogy a múltbeli infláció nem tudja megjósolni a rövid távú inflációs bizonytalanságot, ha a hosszú távú komponensek időben változhatnak. Fontos megjegyezni, hogy ez nem feltétlenül jelenti azt, hogy a GARCH-MIDAS-in-Mean specifikáció eredményei ellentmondanak a Friedman–Ball hipotézisnek. Inkább óvatosságra intő perspektívát kínálnak: az a bizonyíték, miszerint az infláció növeli a várható rövid távú inflációs bizonytalanságot, amint azt a hagyományos GARCH-in-Mean modellben a szignifikáns  $\lambda$  együtttható ragadja meg, részben tükrözheti azt a korlátozást, hogy állandó hosszú távú inflációs bizonytalansági komponenst feltételezünk. Ha ezt a korlátozást enyhítjük, az infláció hatása a várható rövid távú inflációs bizonytalanságra kevésbé lesz markáns. Ez a megállapítás rávilágít arra, hogy az infláció és a bizonytalanság kapcsolatának értékelésekor fontos gondosan megkülönböztetni a bizonytalanság rövid és hosszú távú komponenseit.

---

<sup>8</sup> A tényleges adatok 1976-tól 2023-ig terjednek.

5. táblázat

A GARCH-MIDAS-in-Mean modell becslési eredményei: RV mint a MIDAS feltételes változója

| $z_t$      | $\pi_{t-1}$      |                        |                |           |
|------------|------------------|------------------------|----------------|-----------|
|            | Eredeti periódus | Kiterjesztett periódus |                |           |
|            |                  | Adócsökkentés kizárása | Covid kizárása | Teljes    |
| $\nu_0$    | -0,0047          | 0,0046                 | 0,0041*        | 0,2924*** |
|            | (0,0066)         | (0,0039)               | (0,0030)       | (0,0090)  |
| $\nu_1$    | 1,2150***        | 1,2128***              | 1,2298***      | -0,0038   |
|            | (0,0404)         | (0,0385)               | (0,0332)       | (0,0084)  |
| $\nu_2$    | -0,2086***       | -0,1961***             | -0,2301***     | 0,2452    |
|            | (0,0569)         | (0,0505)               | (0,0449)       | (0,1938)  |
| $\nu_3$    | -0,0697**        | -0,0612***             | -0,0391*       | -0,2667*  |
|            | (0,0347)         | (0,0249)               | (0,0249)       | (0,1885)  |
| $\nu_4$    | 0,0133           | 0,0047                 | 0,0029         | -0,1298   |
|            | (0,0151)         | (0,0107)               | (0,0113)       | (0,1057)  |
| $\delta$   | 0,8522**         | 0,3227*                | 0,2621*        | 0,3306*** |
|            | (0,3832)         | (0,2018)               | (0,1774)       | (0,0553)  |
| $\alpha_0$ | -0,0006          | 0,0350                 | 0,1442         | 0,3308*** |
|            | (0,0013)         | (0,1554)               | (0,9289)       | (0,0266)  |
| $\alpha_1$ | 0,3756***        | 0,5039***              | 0,4221***      | 0,2133*** |
|            | (0,1280)         | (0,1256)               | (0,1049)       | (0,0352)  |
| $\beta_1$  | 0,0436           | 0,0901                 | 0,0000         | 0,0000    |
|            | (0,1299)         | (0,1054)               | (0,1635)       | (0,1262)  |
| $\lambda$  | -0,0010          | 0,1773                 | 0,1767         | 0,0591    |
|            | (0,0024)         | (0,7820)               | (1,1563)       | (0,1877)  |
| $m$        | -0,2283          | 0,0030                 | 0,0009         | 0,0030*** |
|            | (0,5234)         | (0,0133)               | (0,0060)       | (0,0000)  |
| $\theta$   | -0,3357          | 0,0008                 | 0,0021         | 0,3492*** |
|            | (0,9653)         | (0,0037)               | (0,0134)       | (0,0589)  |
| $\omega_1$ | 4,5093**         | 4,5016                 | 4,5175         | 4,5190    |
|            | (2,4549)         | (6,1963)               | (6,2885)       | (3,6012)  |
| $\omega_2$ | 2,7584           | 2,7864                 | 2,7623         | 2,7630    |
|            | (6,3777)         | (10,6942)              | (5,4596)       | (2,2411)  |

Megjegyzés: Zárójelekben a standard hibák vannak feltüntetve. A \*, \*\*, és \*\*\* az egységgyök nullhipotézisének elvetését jelzik rendre 10 százalékos, 5 százalékos, illetve 1 százalékos szignifikanciaszinten. A táblázat a GARCH-MIDAS-in-Mean becslési eredményeket mutatja abban az esetben, amikor a realizált volatilitás a MIDAS komponens magyarázóváltozója. Az eredeti időszak, ahogyan azt Kontonikas (2004) is tárgyalja, 1972-től 2002-ig terjed. A mi bővített ("Teljes") időszakunk ezt kiterjeszti az 1976-tól 2023-ig tartó időszakra. Az „Adócsökkentés kizárása” nem tartalmazza a 2009-es áfacskökkentést az Egyesült Királyságban, a „Covid kizárása” pedig 2019 decemberéig terjed.

Egy kulcsfontosságú kérdés, amelyre választ kell adnunk, hogy a makrogazdasági és pénzügyi változók befolyásolhatják-e a hosszú távú inflációs bizonytalanságot, és ha igen, hogyan alakíthatja ez az infláció és a bizonytalanság közötti kapcsolatot. Ennek vizsgálatára a makrogazdasági és pénzügyi változók (a fentebb tárgyaltak szerint) magyarázóváltozóként való használatát vizsgáljuk.<sup>9</sup> A 6. táblázat a GARCH-MIDAS-eredményeket tartalmazza, amelyek azt mutatják, hogy mind az EPU, mind a hozamkülönbséget súlyozott átlaga jelentősen befolyásolja a hosszú távú infláció volatilitását. Ez a megállapítás arra utal, hogy a hosszú távú volatilitás valóban változik a makrogazdasági és pénzügyi feltételekkel.<sup>10</sup> A realizált volatilitást magyarázóváltozóként használó eredményekkel összhangban azt találjuk, hogy  $\lambda$  minden specifikációban elhanyagolható. Ez arra utal, hogy amint a modell rugalmasan figyelembe veszi az időben változó, hosszú távú bizonytalanságot, a rövid távú bizonytalanság magasabb inflációt előidéző hatására vonatkozó bizonyíték lényegesen gyengébbé válik. A fordított oksági összefüggéssel kapcsolatban azt tapasztaljuk, hogy az inflációs bizonytalanság pozitív hatással van az inflációra, amikor a bizonytalanság hosszú távú komponensét az EPU vagy a hozamkülönbséget függvényében modellezzük, összhangban Cukierman és Meltzer (1986) hipotézisével. Ez a hatás azonban eltűnik, ha a VIX-et használjuk feltételes változóként.

Míg a tartós infláció általában a hosszú távú inflációs bizonytalanság kialakulásához kapcsolódik, az infláció változásai intuitívabban a rövid távú inflációs bizonytalansághoz kapcsolódnak. Ezért az infláció változásai és a rövid távú inflációs bizonytalanság közötti kapcsolatot is értékeljük, és az eredményeket a 7. táblázatban közöljük.<sup>11</sup> A korábbi elemzésekhez hasonlóan három makrogazdasági és pénzügyi változót használunk. Amint a 7. táblázat szemlélteti, a  $\lambda$  becslések egyik specifikációban sem szignifikánsak, ami azt jelzi, hogy az infláció változásai nem befolyásolják a jövőbeni rövid távú inflációs bizonytalanságot. Ugyanakkor a Cukierman–Meltzer-összefüggés továbbra is fennáll, kivéve a VIX-alapú modellt.

<sup>9</sup> Bár a  $\tau_t$ -t a keretrendszerünkben hosszú távú inflációs bizonytalanságként vezetjük be és értelmezzük, fontos megjegyezni, hogy makropénzügyi változók – nevezetesen az EPU, a VIX és a hozamkülönbséget – segítségével becsüljük. Ezért a  $\tau_t$  tágabb értelemben is tekinthető a tartós makroszintű bizonytalanság vagy trendje mérőszámaként, amely gyakran átfedésként van az inflációs bizonytalansággal, de nem korlátozódik arra. Ezt a tágabb értelmezést indokolja az a változók és az inflációs dinamika között megfigyelt szoros együttmozgás a pénzügyi stressz időszakában. Ennek megfelelően a  $\tau_t$ -t látens tényezőként kell értelmezni, amely mind a hosszú távú inflációs bizonytalanságot, mind az általánosabb, makroszintű pénzügyi kockázati feltételeket megragadja, amelyek befolyásolják a várakozásokat és a volatilitást az inflációs folyamatban. Köszönettel tartozunk egy anonim lektornak, hogy erre rámutatott.

<sup>10</sup> Bár a  $\tau_t$  a hosszú távú inflációs bizonytalanságot ragadja meg, olyan makropénzügyi változók mozgatják, amelyek önmagukban is tükrözhetik a tágabb gazdasági és pénzügyi feltételeket. Ezért a  $\tau_t$  egyidejűleg a közös mögöttes sokkokból eredő együttes mozgásokat is megragadhatja. Mint ilyenek, az eredményeket feltételes korrelációkként, nem pedig strukturális ok-okozati hatásokként kell értelmezni.

<sup>11</sup> A 6. és a 7. táblázat specifikációja közötti egyetlen különbség a  $z_t$  változó definíciójában rejlik: míg a 6. táblázat a  $\pi_{t-1}$  késleltetett inflációt használja, a 7. táblázat az infláció abszolút változásával,  $|\Delta\pi_{t-1}|$ -del helyettesíti azt.

6. táblázat

A GARCH-MIDAS-in-Mean modell becslési eredményei: Aktuális periódus (2001–2023) a MIDAS különböző feltételes változóival

| $z_t$      | $\pi_{t-1}$   |                     |            |           |
|------------|---------------|---------------------|------------|-----------|
|            | GARCH-in-Mean | GARCH-MIDAS-in-Mean |            |           |
|            |               | EPU                 | Hozamfelár | VIX       |
| $\gamma_0$ | 0,0072        | 0,0199***           | 0,0880**   | 0,0082**  |
|            | (0,0343)      | (0,0052)            | (0,0509)   | (0,0045)  |
| $\gamma_1$ | 1,1619***     | 0,5028***           | −0,0420    | 1,2009*** |
|            | (0,2038)      | (0,1217)            | (0,4031)   | (0,0661)  |
| $\gamma_2$ | −0,1360       | 0,5634***           | 0,2075     | −0,1884** |
|            | (0,1848)      | (0,1492)            | (0,5869)   | (0,0920)  |
| $\gamma_3$ | −0,0547***    | −0,0792*            | −0,3043    | −0,0365   |
|            | (0,0113)      | (0,0580)            | (0,4530)   | (0,0379)  |
| $\gamma_4$ | −0,0170*      | −0,1180***          | −0,1657    | −0,0197   |
|            | (0,0104)      | (0,0438)            | (0,3382)   | (0,0176)  |
| $\delta$   | 0,2479**      | 0,3064***           | 0,3716***  | 0,1860    |
|            | (0,1140)      | (0,0336)            | (0,0807)   | (0,3536)  |
| $\alpha_0$ | 0,0002***     | 0,0762*             | 0,4197***  | 0,1219    |
|            | (0,0000)      | (0,0473)            | (0,1178)   | (0,2580)  |
| $\alpha_1$ | 0,8146**      | 1,0000***           | 0,2019***  | 0,5364*** |
|            | (0,4843)      | (0,1687)            | (0,0281)   | (0,2019)  |
| $\beta_1$  | 0,0000        | 0,0911***           | 0,2004     | 0,0731    |
|            | (0,4654)      | (0,0373)            | (0,1643)   | (0,1188)  |
| $\lambda$  | 0,0004**      | 0,0167              | 0,0875     | 0,2443    |
|            | (0,0002)      | (0,1740)            | (0,1943)   | (0,5205)  |
| $m$        |               | −0,0172***          | 0,0141**   | −0,0044*  |
|            |               | (0,0000)            | (0,0055)   | (0,0094)  |
| $\theta$   |               | 0,3638***           | 0,4171***  | 0,2185    |
|            |               | (0,0012)            | (0,1564)   | (0,4622)  |
| $\omega_1$ |               | 4,5184***           | 4,5190     | 4,5199    |
|            |               | (1,3027)            | (4,3355)   | (10,7931) |
| $\omega_2$ |               | 2,7636***           | 2,7630     | 2,7582    |
|            |               | (0,7527)            | (3,0131)   | (4,7358)  |

Megjegyzés: Zárójelekben a standard hibák Vannak feltüntetve. A \*, \*\*, és \*\*\* az egységgyök nullhipotézisének elvetését jelzik rendre 10 százalékos, 5 százalékos, illetve 1 százalékos szignifikanciaszinten. A táblázat a GARCH-in-Mean és GARCH-MIDAS-in-Mean becslési eredményeket mutatja. A GARCH-MIDAS-in-Mean esetében a MIDAS komponens magyarázóváltozója rendre a Gazdaságpolitikai Bizonytalansági Index (EPU), a Ted szpred (Hozamfelár) és a CBOE Volatilitási Index (VIX) szolgált. Az időszak 2001-től 2023-ig terjed.

7. táblázat

A GARCH-MIDAS-in-Mean modell becslési eredményei: Aktuális periódus (2001–2023) a MIDAS különböző feltételes változóival,  $z_t = |\Delta\pi_{t-1}|$

| $z_t$      | $\Delta\pi_{t-1}$ |                     |            |            |
|------------|-------------------|---------------------|------------|------------|
|            | GARCH-in-Mean     | GARCH-MIDAS-in-Mean |            |            |
|            |                   | EPU                 | Hozamfelár | VIX        |
| $\gamma_0$ | 0,0120***         | 0,0175***           | 0,0989***  | 0,0076***  |
|            | (0,0038)          | (0,0021)            | (0,0353)   | (0,0021)   |
| $\gamma_1$ | 1,2062***         | 0,5273***           | −0,0342    | 1,1821***  |
|            | (0,0520)          | (0,0713)            | (0,3337)   | (0,0499)   |
| $\gamma_2$ | −0,2139***        | 0,5368***           | 0,2149     | −0,1696*** |
|            | (0,0740)          | (0,1844)            | (0,5003)   | (0,0686)   |
| $\gamma_3$ | −0,0222           | −0,0866             | −0,2978    | −0,0352    |
|            | (0,0348)          | (0,2129)            | (0,4105)   | (0,0333)   |
| $\gamma_4$ | −0,0142           | −0,1186             | −0,1617    | −0,0200    |
|            | (0,0142)          | (0,1072)            | (0,3198)   | (0,0178)   |
| $\delta$   | −0,0286           | 0,3506***           | 0,3717***  | 0,1902     |
|            | (0,1524)          | (0,0579)            | (0,1299)   | (0,1865)   |
| $\alpha_0$ | 0,0002***         | 0,1105***           | 0,4063**   | 0,0914     |
|            | (0,0001)          | (0,0341)            | (0,2134)   | (0,3320)   |
| $\alpha_1$ | 0,6951***         | 1,0000***           | 0,2054***  | 0,5709***  |
|            | (0,2251)          | (0,0779)            | (0,0266)   | (0,1943)   |
| $\beta_1$  | 0,0000            | 0,0398***           | 0,1982     | 0,0114     |
|            | (0,0175)          | (0,0061)            | (0,3589)   | (0,0476)   |
| $\lambda$  | 0,0062            | 0,1282              | 0,1293     | 0,2039     |
|            | (0,0050)          | (0,1512)            | (3,8907)   | (1,2992)   |
| $m$        |                   | −0,0145***          | 0,0058     | −0,0096    |
|            |                   | (0,0000)            | (0,0215)   | (0,0315)   |
| $\theta$   |                   | 0,3055***           | 0,4147**   | 0,4776     |
|            |                   | (0,0000)            | (0,2292)   | (1,5969)   |
| $\omega_1$ |                   | 4,5213***           | 4,5190     | 4,5181     |
|            |                   | (0,9698)            | (7,4625)   | (11,7613)  |
| $\omega_2$ |                   | 2,7589***           | 2,7631     | 2,7637     |
|            |                   | (0,2886)            | (2,5563)   | (6,5527)   |

Megjegyzés: Zárójelekben a standard hibák vannak feltüntetve. A \*, \*\*, és \*\*\* az egységgyök nullhipotézisének elvetését jelzik rendre 10 százalék, 5 százalék, illetve 1 százalékos szignifikanciaszinten. A táblázat a GARCH-in-Mean és GARCH-MIDAS-in-Mean becslési eredményeket mutatja.  $z_t = |\Delta\pi_{t-1}|$ . A GARCH-MIDAS-in-Mean esetében a MIDAS komponens magyarázóváltozója rendre a Gazdaságpolitikai Bizonytalansági Index (EPU), a Ted szpred (Hozamfelár) és a CBOE Volatilitási Index (VIX) szolgált. Az időszak 2001-től 2023-ig terjed.

## 5. Következtetések

Ebben a tanulmányban a brit adatokon alkalmazott GARCH-MIDAS-in-Mean-megközelítéssel újra megvizsgáltuk az infláció és az inflációs bizonytalanság kapcsolatát. Ez a modell lehetővé teszi, hogy az inflációs bizonytalanságot rövid távú és időben változó, hosszú távú komponensekre bontsuk. Eredményeink szerint a makrogazdasági és pénzügyi változók jelentős hatást gyakorolnak a hosszú távú inflációs bizonytalanságra. Továbbá, empirikus elemzésünk azt mutatja, hogy a hagyományos GARCH-in-Mean-modell pozitív és szignifikáns hatást talál az infláció és a bizonytalanság között, összhangban a Friedman–Ball-hipotézissel. Ugyanakkor, amikor a rövid távú bizonytalanságot elválasztjuk az időben változó hosszú távú bizonytalanságtól, a múltbeli infláció rövid távú bizonytalanságot növelő hatására vonatkozó bizonyíték sokkal gyengébbé válik. Ez arra utal, hogy a Friedman–Ball-hipotézis inkább a hosszú távú inflációs bizonytalanságra vonatkozhat, és kevésbé a rövid távú ingadozásokra. Emellett erős bizonyítékot találunk arra, hogy az inflációs bizonytalanság pozitív hatást gyakorol az inflációra, ami alátámasztja a Cukierman–Meltzer-hipotézist.

Eredményeink azt mutatják, hogy a hosszú távú inflációs bizonytalanság időben változó, és visszahat az inflációra. Ez azt sugallja, hogy a szakpolitikának a hosszú távú komponens meghatározó tényezőire kell összpontosítania. Először is, stabilizálni kell, és egyértelműen kommunikálni a jegybank reakciós függvényét (például szabályalapú döntéseket vagy állapotfüggő előzetekintő iránymutatást), hogy lehorgonyozza a várakozásokat, és csökkentse a gazdaságpolitikai bizonytalanságot. Másodszor, a monetáris és fiskális intézkedéseket össze kell hangolni (például áfa-változtatások esetén), és előre be kell jelenteni az időbeli lefutását, hogy elkerüljék azokat a meglepetésszerű rezsimváltásokat, amelyek strukturális töréseket okozhatnak. Harmadszor, érdemes a gazdaságpolitikai folyamatba beépíteni és nyilvánosan közöztetni egy valós idejű, MIDAS-alapú mutatórendszert (például EPU, hozamfelár, piaci volatilitás), amelynek kifejezett köztes célja a hosszú távú bizonytalanság mérséklése. Negyedszer, sokkok idején célszerű automatikus stabilizátorokat és lejáratí záradékkal rendelkező célzott intézkedéseket alkalmazni a nehezen előrejelezhető diszkrecionális programokkal szemben. Végül, mivel a rövid távú infláció a hosszú távú komponens változékonyságának figyelembevételével nem növeli következetesen a rövid távú bizonytalanságot, a döntéshozóknak kerülniük kell a túlzott reakciókat az átmeneti áremelkedésekre, és inkább a hosszabb távú várakozások lehorgonyzására kell összpontosítani.

Elemzésünk több irányban is továbbfejleszthető. Először is, bár a MIDAS-súlyfüggvényen belül megengedjük a nemlinearitást, a hosszú távú volatilitást lényegében lineárisnak feltételezzük a súlyozási séma alapján. Érdekes irányt jelentene a jövőbeli kutatások számára a MIDAS kiterjesztése egy nemlineáris keretrendszerre egy rezsimváltó modell segítségével, ahogy azt *Pan és szerzőtársai (2017)* tették,

egy küszöbérték modellel, ahogy *Chen és szerzőtársai (2023a)*, vagy egy töréspontos (kink) modellel, ahogy azt *Zhang és szerzőtársai (2024)* tették. Másodszor, bár tanulmányunk az Egyesült Királyságra fókuszált, érdemes lenne a modellt paneladatokon megbecsülni, és globális adatok felhasználásával újra megvizsgálni ezt az összefüggést. Harmadszor, jelen tanulmány kizárólag az inflációnak a rövid távú bizonytalanságra gyakorolt hatására összpontosított, anélkül, hogy a hosszú távú bizonytalanságot vizsgálta volna. További kutatásként érdemes lenne megvizsgálni, hogy a múltbeli infláció miként hat mind a rövid, mind a hosszú távú bizonytalansági komponensekre azáltal, hogy késleltetett inflációt további regresszorként bevezetjük a MIDAS-modellbe. Ezeket a lehetőségeket a jövőbeni kutatás számára nyitva hagytuk.

## Felhasznált irodalom

- Apergis, N. – Bulut, U. – Ucler, G. – Ozsahin, S. (2021): *The causal linkage between inflation and inflation uncertainty under structural breaks: Evidence from Turkey*. The Manchester School, 89(3): 259–275. <https://doi.org/10.1111/manc.12361>
- Baker, S.R. – Bloom, N. – Davis, S.J. (2016): *Measuring economic policy uncertainty*. The Quarterly Journal of Economics, 131(4): 1593–1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Balatoni András – Quittner Péter (2024): *A 2021–2023 közötti inflációs hullám okai és háttere*. Közgazdasági Szemle, 71(6): 671–689. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2024.6.671>
- Balcilar, M. – Ozdemir, Z.A. (2013): *Asymmetric and time-varying causality between inflation and inflation uncertainty in G-7 countries*. Scottish Journal of Political Economy, 60(1): 1–42. <https://doi.org/10.1111/sjpe.12000>
- Ball, L. (1992): *Why does high inflation raise inflation uncertainty?* Journal of Monetary Economics, 29(3): 371–388. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90032-W](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90032-W)
- Bareith Tibor – Varga József (2022): *Az inflációs célt követő rendszer hozzájárulása az infláció mérsékléséhez Magyarországon*. Közgazdasági Szemle, 69(9): 989–1008. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.9.989>
- Barnett, W.A. – Jawadi, F. – Ftiti, Z. (2020): *Causal relationships between inflation and inflation uncertainty*. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 24(5), 20190094. <https://doi.org/10.1515/snde-2019-0094>
- Bredin, D. – Fountas, S. (2009): *Macroeconomic uncertainty and performance in the European Union*. Journal of International Money and Finance, 28(6): 972–986. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.09.003>

- Caporale, G.M. – Kontonikas, A. (2009): *The Euro and inflation uncertainty in the European Monetary Union*. Journal of International Money and Finance, 28(6): 954–971. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.09.004>
- Chang, K.-L. (2012): *The impacts of regime-switching structures and fat-tailed characteristics on the relationship between inflation and inflation uncertainty*. Journal of Macroeconomics, 34(2): 523–536. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.12.001>
- Chen, C. – Stengos, T. – Sun, Y. (2023a): *Endogeneity in semiparametric threshold regression models with two threshold variables*. Econometric Reviews, 42(9–10): 758–779. <https://doi.org/10.1080/07474938.2023.2221558>
- Chen, C. – Sun, Y. – Rao, Y. (2023b): *Threshold MIDAS forecasting of inflation rate*. Working Paper No. 202314, University of Liverpool, Department of Economics. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:liv:livedp:202314>
- Cukierman, A. – Meltzer, A.H. (1986): *A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information*. Econometrica, 54(5): 1099–1128. <https://doi.org/10.2307/1912324>
- Daal, E. – Naka, A. – Sanchez, B. (2005): *Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries*. Economics Letters, 89(2): 180–186. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2005.05.024>
- Engle, R.F. (1982): *Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*. Econometrica, 50(4): 987–1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Engle, R.F. – Ghysels, E. – Sohn, B. (2013): *Stock market volatility and macroeconomic fundamentals*. Review of Economics and Statistics, 95(3): 776–797. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00300](https://doi.org/10.1162/REST_a_00300)
- Fountas, S. – Ioannidis, A. – Karanasos, M. (2004): *Inflation, inflation uncertainty and a common European Monetary Policy*. The Manchester School, 72(2): 221–242. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2004.00390.x>
- Fountas, S. – Karanasos, M. (2007): *Inflation, output growth, and nominal and real uncertainty: Empirical evidence for the G7*. Journal of International Money and Finance, 26(2): 229–250. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.10.006>
- Friedman, M. (1977): *Nobel lecture: Inflation and unemployment*. Journal of Political Economy, 85(3): 451–472. <https://doi.org/10.1086/260579>
- Ghysels, E. – Santa-Clara, P. – Valkanov, R. (2004): *The MIDAS touch: Mixed data sampling regression models*. CIRANO Working Papers 2004s-20, CIRANO. <https://ideas.repec.org/p/cir/cirwor/2004s-20.html>

- Greenspan, A. (2004): *Risk and uncertainty in monetary policy*. American Economic Review, 94(2): 33–40. <https://doi.org/10.1257/0002828041301551>
- Grier, K.B. – Perry, M.J. (1998): *On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries*. Journal of International Money and Finance, 17(4): 671–689. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(98\)00023-0](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(98)00023-0)
- Grimme, C. – Henzel, S.R. – Wieland, E. (2014): *Inflation uncertainty revisited: A proposal for robust measurement*. Empirical Economics, 47(4): 1497–1523. <https://doi.org/10.1007/s00181-013-0789-z>
- Holland, A.S. (1995): *Inflation and uncertainty: Tests for temporal ordering*. Journal of Money, Credit and Banking, 27(3): 827–837. <https://doi.org/10.2307/2077753>
- Joyce, M.A.S. (1995): *Modelling of UK inflation uncertainty: the impact of news and relationship with inflation*. Bank of England Working Paper 30. <https://ideas.repec.org/p/boe/boeewp/30.html>
- Kontonikas, A. (2004): *Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling*. Economic Modelling, 21(3): 525–543. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2003.08.001>
- Martin, R. – Nagy Mohácsi, P. (2024): *Fighting inflation within the monetary union and outside: The case of the Visegrad 4*. Financial and Economic Review, 23(4): 102–119. <https://doi.org/10.33893/FER.23.4.102>
- Pan, Z. – Wang, Y. – Wu, C. – Yin, L. (2017): *Oil price volatility and macroeconomic fundamentals: A regime switching GARCH-MIDAS model*. Journal of Empirical Finance, 43: 130–142. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2017.06.005>
- Pourgerami, A. – Maskus, K.E. (1987): *The effects of inflation on the predictability of price changes in Latin America: Some estimates and policy implications*. World Development, 15(2): 287–290. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(87\)90083-0](https://doi.org/10.1016/0305-750X(87)90083-0)
- Sipiczki, Z. – Imre, G. – Varga, J. (2024): *How “Hungaricum” is inflation in Hungary? The classical and specific factors of outstanding inflation in Hungary*. Journal of Infrastructure Policy and Development, 8(15), 8981. <https://doi.org/10.24294/jipd8981>
- Ungar, M. – Zilberfarb, B.-Z. (1993): *Inflation and its unpredictability – theory and empirical evidence*. Journal of Money, Credit and Banking, 25(4): 709–720. <https://doi.org/10.2307/2077800>
- Zhang, J. – Chen, C. – Sun, Y. – Stengos, T. (2024): *Endogenous kink threshold regression*. Journal of Business & Economic Statistics, 43(3): 556–567. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4742634>