KÖZGAZDASÁGI SZEMLE, LXXIII. ÉVF., 2026. OKTÓBER (1173–1208. o.)

KAZMIN ERNESZT–VÁRY MIKLÓS

A monetáris politika hatásossága az euróövezetben

Országok közötti összehasonlítás vektor-autoregresszív modellekkel

A tanulmány azt vizsgálja, hogy mennyire heterogén módon hatnak az Európai Központi Bank (EKB) monetáris politikai sokkjai az euróövezet tagállamainak gazdaságaira. A közös monetáris politikai sokkok sorozatát előjel-korlátozott strukturális vektor-autoregresszív (VAR) modell segítségével azonosítja, majd exogén változóként beépíti országspecifikus VAR-modellekbe. Ez lehetővé teszi a tagállamok ugyanazon sokkokra adott kibocsátási és árszínvonal-reakcióinak becslését. Az eredmények azt mutatják, hogy az EKB monetáris politikája általában erősebben hat a fejlettebb országok gazdasági teljesítményére, mint a kevésbé fejlett országokéra. Egyik országcsoport kibocsátási reakciói sem tűnnek azonban szignifikánsan különbözőnek az euróövezet aggregált reakciójától. Az árszínvonalra gyakorolt hatások szempontjából pedig még a két országcsoport között sem mutatkoznak ennyire jelentős különbségek. Arra utalnak az eredmények, hogy a bankpiaci verseny intenzitásának és a pénzügyi fejlettségnek az eltérései magyarázhatják a monetáris politika hatásosságában mutatkozó országok közötti aszimmetriákat. Az következik mindebből, hogy a koncentráltabb bankpiaccal és kevésbé fejlett pénzügyi piacokkal rendelkező euróövezeti tagállamok számára fontosabb lehet a nemzeti szakpolitikáikra támaszkodni az üzleti ciklusaik befolyásolása érdekében. Az országspecifikus kibocsátási és árszintreakciók, illetve az euróövezet egészének reakciói közti inszignifikáns eltérések ugyanakkor optimizmusra adnak okot a közös monetáris politika lehetséges optimalitását illetően aszimmetrikus sokkok hiányában.*

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: C32, C54, E31, E32, E52, E58, F45.
Kulcsszavak: monetáris politika, euróövezet, strukturális vektor-autoregresszív modell, Európai Központi Bank.

* Köszönettel tartozunk *Horváth Péternek, Karádi Péternek, Kónya Istvánnak, Gregor von Schweinitznak, Vonnák Balázsnak, Tomasz Woźniaknak* és az *anonim lektornak* a kutatómunkánkhoz nyújtott értékes tanácsaikért, megjegyzéseikért. Az esetlegesen fennmaradó hibákért természetesen kizárólag a szerzőket terheli a felelősség.

Kazmin Erneszt PhD-hallgató, Central European University Department of Economics; és végzett MA-hallgató, Budapesti Corvinus Egyetem (e-mail: kazmin_erneszt@phd.ceu.edu).
Váry Miklós adjunktus, Budapesti Corvinus Egyetem Közgazdaságtan Intézet; és tudományos munkatárs, ELTE Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaságtudományi Intézet (e-mail: miklos.vary@uni-corvinus.hu).

A tanulmányra a Creative Commons CC-BY irányelvei érvényesek.

A kézirat első változata 2026. április 15-én érkezett szerkesztőségünkbe.
DOI: https://doi.org/10.18414/KSZ.2026.10.1173

Monetary policy effectiveness in the euro area: A cross-country analysis with vector autoregressions

ERNESZT KAZMIN AND MIKLÓS VÁRY

This paper revisits the question of how heterogeneously the European Central Bank's (ECB's) monetary policy shocks affect the economies of individual euro area (EA) member states. The series of common monetary policy shocks is identified using a sign-restricted structural vector autoregressive (VAR) model and then included as an exogenous variable in country-specific VARs. This enables estimating member states' output and price-level responses to the same shocks. The results show that ECB monetary policy is generally more effective in influencing economic activity in more developed countries than in less developed ones. However, none of the two country groups' output responses are found to differ significantly from the EA's aggregate response. In terms of price level effects, differences are shown to be less important, even between the two groups of countries. The results suggest that differences in the intensity of competition in the banking market and in financial development may explain cross-country asymmetries in monetary policy effectiveness. All this implies that for EA member states with more concentrated banking markets and less developed financial markets, it may be more important to rely more on their national policies to influence their business cycles. However, the insignificant differences between the country-specific output and price level responses and the EA's aggregate responses give reason for optimism regarding the common monetary policy's potential optimality in the absence of asymmetric shocks.

Journal of Economic Literature (JEL) codes: C32, C54, E31, E32, E52, E58, F45.
Keywords: monetary policy, Euro Area, structural vector autoregression, European Central Bank.

Bevezetés

Az európai gazdasági és monetáris unió létrehozásának költségeit és hasznait évtizedek óta vizsgálják a közgazdászok az optimális valutaövezetek *(Optimum Currency Area, OCA)* elméletének (Mundell, 1961) alapján. A költség-haszon elemzés során négy tényezőre érdemes összpontosítani: a kereskedelem nyitottságára, az üzleti ciklusok szinkronizáltságára, a munkaerő mobilitásának mértékére, valamint a kockázatok tagállamok közötti – például fiskális transzferek révén történő – megosztásának rendszerére (Frankel & Rose, 1998). Ha gazdaságaik e szempontok szerint erősen összefonódnak, akkor élvezhetik a közös valutaövezet kínálta előnyöket, így többek között csökkenhetnek a tranzakciós költségek, a gazdasági bizonytalanság és az inflációs ráták, miközben élénkülhet a kereskedelem (Santos Silva & Tenreyro, 2010). Ugyanakkor meg kell fizetniük a közös valuta bevezetésének költségeit is, amelyek legfontosabb tétele, hogy elveszítik monetáris függetlenségüket. Az euróövezetben egy közös intézmény, az Európai Központi Bank jár el monetáris politikai döntéshozóként valamennyi tagállam számára, vagyis a nemzeti központi bankok nem folytatnak önálló monetáris politikát (De Grauwe, 2018).

Amíg az országokat csak szimmetrikus sokkhatások érik, és a monetáris politika transzmissziós csatornái egyformán hatásosak valamennyiükben, addig a monetáris függetlenség feladásából nem származik érdemi hátrány, mivel a közös monetáris politika mind az egyes tagállamok, mind a valutaövezet egésze számára optimális. Ha azonban az országok aszimmetrikus sokkokkal szembesülnek, és/vagy a monetáris transzmissziós csatornák eltérően működnek az egyes tagállamokban, akkor a közös központi bank csak tökéletlen helyettesítője lehet a korábban független nemzeti jegybankoknak (Soós, 2021).

E tanulmány a második okra összpontosít, amely miatt költséges lehet a monetáris függetlenség elvesztése a valutaövezet tagjai számára: a monetáris politika hatásosságának országok közötti eltéréseire. Azt a kutatási kérdést vizsgálja, hogy mennyire heterogén módon hatnak az Európai Központi Bank monetáris politikai sokkjai az egyes euróövezeti tagállamok gazdaságaira. A korábbi tanulmányokhoz képest hosszabb időszakot felölelő mintát használ, amely a globális pénzügyi válság és a Covid-járvány közötti időszakra is kiterjed. Mivel 2007 és 2019 között hét ország csatlakozott az euróövezethez, a tanulmányban bemutatott elemzés több tagállam adataira támaszkodhat, mint azok a korábbi kutatások, amelyek mintája a globális pénzügyi válság kezdetének időszakában zárult (Cavallo & Ribba, 2015; Georgiadis, 2015).

A minta olyan időszakot is magában foglal, amelyben az euróövezetben a jegybanki alapkamat elérte a nulla alsó korlátot, ezért a közös jegybank nemkonvencionális monetáris politikai eszközöket is alkalmazott. Felmerül ezért a kérdés, hogy ez az időszak megváltoztatta-e az EKB monetáris politikai sokkjainak transzmissziójában megnyilvánuló országok közötti aszimmetriák jellegét. Ha ezek az aszimmetriák jelentéktelennek bizonyulnak, akkor arra a következtetésre juthatunk, hogy a monetáris függetlenség elvesztésének az üzleti ciklusok szinkronizáltságától független költségei – amelyek a monetáris transzmissziós csatornák erősségének országok közti aszimmetriáiból fakadnak, és megakadályozhatják, hogy valamennyi tagállamban elérje az inflációs célját a közös jegybank – csekélyek az egyes tagállamok számára. Ha azonban jelentősnek bizonyulnak, akkor az EKB-nak monetáris politikai beavatkozásai tervezése során figyelembe kell vennie, hogy azok eltérő mértékben hatnak az árszínvonalra és az üzleti ciklusokra az euróövezet egyes tagállamaiban.

Nem egyértelmű, hogy az EKB közös monetáris politikája az euróövezet valamennyi tagállamában hasonlóan hatásos-e. A monetáris unió csökkentheti a tagállamai közötti gazdasági aszimmetriákat (Frankel & Rose, 1998; Mongelli & De Grauwe, 2005), a tagállamok azonban továbbra is jelentősen eltérhetnek egymástól a pénzügyi fejlettség, a kereskedelmi nyitottság, az iparági szerkezet, a bankpiaci verseny erőssége és más strukturális jellemzők tekintetében. Ezek a gazdaságok közötti strukturális különbségek eltéréseket eredményezhetnek a monetáris transzmisszió hatásosságában, ami fenntarthatja a monetáris politika hatásosságának országok közötti heterogenitását.

További kutatási kérdésként azt is vizsgálja a tanulmány, hogy az euróövezet gazdaságainak mely strukturális jellemzőiben megfigyelhető különbségek magyarázhatják a közös monetáris politika hatásosságának országok közti eltéréseit. A korábbi

kutatásokhoz képest az országspecifikus strukturális jellemzők szélesebb körét veszi figyelembe a monetáris politika hatásosságának országok közötti eltérései magyarázatához. Célja a lehetséges magyarázó változók átfogó körének azonosítása, amelyek többsége összefüggésben állhat a lehetséges monetáris transzmissziós csatornák hatásosságával. Mivel az euróövezet tagállamainak lehetséges száma korlátos, a kis mintaelemszám nem teszi lehetővé oksági összefüggések feltárását a monetáris politika hatásossága és a strukturális jellemzők között. Ezért csupán a közöttük megfigyelhető korrelációs mintázatokat vizsgáljuk.

A kutatási kérdések megválaszolásának első lépéseként egy, az euróövezetre vonatkozó, a GDP-növekedést, az inflációs rátát és egy árnyékkamatláb-mutatót tartalmazó, előjel-korlátozott strukturális vektor-autoregresszív (VAR) modellt becsülünk az EKB közös monetáris politikai sokkjai idősorának identifikálása céljából. A második lépésben ezt az idősort exogén változóként beépítjük ugyanezen endogén változók országspecifikus VAR-modelljeibe. Ezek a modellek figyelembe veszik az országszintű és az euróövezeti szintű makrogazdasági aggregátumok közötti visszacsatolásokat, valamint valamennyi országra vonatkozó közös kamatszabályt tartalmaznak. Ez lehetővé teszi a tagállamok közös monetáris politikai sokkokra adott kibocsátási és árszintreakcióinak becslését impulzusválasz-függvények *(Impulse Response Functions, IRF)* segítségével.

Ezt követően az IRF-ekből monetáris politikai multiplikátorokat számítunk a monetáris politika országspecifikus hatásosságának mérésére. Ezek a kibocsátás és az árszínvonal százalékos változását fejezik ki a jegybanki alapkamat egy százalékpontos emelésére adott válaszként. A multiplikátorokat három különböző időtávon számítjuk ki: rövid távon (azonnali hatás), középtávon (a sokkot követő 4. negyedévben) és hosszú távon (a sokkot követő 20. negyedévben).

A becslések jelentős országok közötti heterogenitást mutatnak a közös monetáris politika kibocsátásra gyakorolt hatásában, miközben az árszínvonalra gyakorolt hatás tekintetében jóval kisebb eltérések figyelhetők meg. Az eredmények arra utalnak, hogy a kibocsátási hatások országok közötti különbségeit elsősorban a bankpiaci verseny és a pénzügyi fejlettség eltérései magyarázhatják.

A továbbiakban először bemutatjuk, milyen új eredményekkel járul hozzá munkánk a szakirodalomhoz, majd identifikáljuk az EKB közös strukturális monetáris politikai sokkjait, és megbecsüljük az euróövezeti tagállamok kibocsátásának és árszínvonalának ezekre adott reakcióit. Ezt követően a reakciók országok közötti eltéréseit az euróövezeti gazdaságok bizonyos strukturális jellemzőiben megfigyelhető különbségekkel magyarázzuk. A tanulmány zárásaként összefoglaljuk a főbb következtetéseket.

Hozzájárulás a szakirodalomhoz

Az EKB monetáris politikai sokkjainak transzmissziójában megnyilvánuló országok közötti heterogenitás intenzív kutatás tárgya volt az elmúlt mintegy 25 évben. A korai tanulmányok az európai gazdaságok országspecifikus monetáris politikai sokkokra

adott reakcióit vizsgálták az eurózóna létrehozása előtti időszakban (Bean et al., 2002; Ehrmann, 2000; Mojon & Peersman, 2001; Peersman & Smets, 2003). Angeloni és Ehrmann (2003) az elsők között elemezték a valutaunió időszakát, de a rendelkezésre álló rövid idősorok miatt még nem tudták megbecsülni a közös monetáris politikai sokkok makrogazdasági hatásait, ezért a monetáris transzmissziós csatornák működésének szűkebb aspektusaira összpontosítottak.

Az EKB monetáris politikai sokkjainak országspecifikus makrogazdasági hatásait megfelelően identifikált strukturális VAR-modellekkel vizsgáló fontosabb tanulmányok közé tartozik Cavallo és Ribba (2015), Georgiadis (2015), Mandler és szerzőtársai (2022), valamint Corsetti és szerzőtársai (2022) munkája. E tanulmány ezekhez képest három fő szempontból járul hozzá a szakirodalomhoz.

1. Hosszabb időszak és nagyobb minta. Cavallo és Ribba (2015), valamint Georgiadis (2015) mintája a pénzügyi válság kezdetén vagy aközben zárult, Mandler és szerzőtársai (2022), Corsetti és szerzőtársai (2022) mintája pedig 2014-ben, illetve 2016-ban. E tanulmány 2019 végéig, vagyis a koronavírus-járvány kezdetéig terjeszti ki a mintaidőszakot, így az EKB nagy volumenű eszközvásárlási programjainak 2015 eleji megkezdése utáni időszakot is figyelembe veszi. Emellett a 2007 és 2019 között csatlakozott hét ország bevonásával összesen 19 euróövezeti tagállamra becsüli az EKB monetáris politikai sokkjainak hatásait.

2. Módszertani hozzájárulás. A tanulmány megőrzi a Cavallo és Ribba (2015) által alkalmazott országonkénti VAR-megközelítés egyszerűségét, de kiküszöböli azt a korlátját, hogy az euróövezeti szintű makrováltozókat függetlennek tekinti az országszintű változóktól. Az első lépésben az EKB közös monetáris politikai sokkjait az euróövezet strukturális VAR-modelljével identifikáljuk, majd exogén változóként beépítjük országspecifikus VAR-modellekbe. Az utóbbiak a főbb euróövezeti szintű aggregátumokat is tartalmazzák, így figyelembe veszik az ezek és az országszintű makrováltozók közötti dinamikus visszacsatolásokat. Ez lehetővé teszi, hogy ugyanazon monetáris politikai sokkok országonként eltérő hatásait becsüljük, miközben az országszintű változók euróövezeti szintű aggregátumokra gyakorolt visszahatását is figyelembe vesszük.

3. Az országok közötti heterogenitás strukturális magyarázatai. A korábbi kutatások több olyan országspecifikus strukturális jellemzőt azonosítottak, amelyek összefüggésben állhatnak a monetáris politika hatásosságával; ilyen többek között az iparági szerkezet, a munkaerőpiac merevsége, a kereskedelmi nyitottság, a banki hitelezés, a bankpiaci koncentráció, valamint a háztartások és a vállalatok pénzügyi jellemzői (Corsetti et al., 2022; Georgiadis, 2015; Mandler et al., 2022). E tanulmány a korábbi kutatásokban relevánsnak bizonyult strukturális jellemzők széles körét veszi figyelembe, és további változókkal egészíti ki őket. Mivel az euróövezet tagállamainak száma továbbra is korlátozza az empirikus elemzés lehetőségeit, nem oksági összefüggéseket azonosítunk, hanem a monetáris politika hatásossága és a strukturális jellemzők közötti korrelációs kapcsolatokat vizsgáljuk.

Az elemzés eredményei jelentős országok közötti heterogenitást tárnak fel az EKB monetáris politikájának kibocsátásra gyakorolt hatásában, miközben az árszínvonalra

gyakorolt hatás tekintetében jóval kisebb eltérések figyelhetők meg. Az eredmények arra utalnak, hogy a kibocsátási hatások országok közötti különbségeit elsősorban a bankpiaci verseny és a pénzügyi fejlettség eltérései magyarázhatják.

Az EKB monetáris politikai sokkjainak identifikálása

Ahogyan az a monetáris makroökonómia empirikus szakirodalmában megszokott, a közös monetáris politikai sokkok országspecifikus hatásosságának becslésére szolgáló empirikus stratégiánk VAR-modellezésen alapul (Camehl & von Schweinitz, 2026; Christiano et al., 1999; Fry & Pagan, 2011; Kovács et al., 2016; Szabó, 2015), és két lépésből áll. Az első lépésben az euróövezet makrogazdasági aggregátumaira strukturális VAR-modellt becsülünk a strukturális monetáris politikai sokkok euróövezeti szintű identifikálása céljából. A második lépésben az első lépésben identifikált sokkokat exogén változóként beépítjük országspecifikus VAR-modellekbe, hogy megbecsüljük az egyes országok közös monetáris politikai sokkokra adott egyedi reakcióit. Ez a kétlépcsős stratégia lehetővé teszi országspecifikus impulzusválasz-függvények becslését ugyanazon közös monetáris politikai sokkok alapján. Végül három különböző időhorizonton országspecifikus monetáris politikai multiplikátorokat számítunk, amelyek tömören összegzik az IRF-eknek a monetáris politika hatásosságára vonatkozó információját, és lehetővé teszik az euróövezeten belüli monetáris transzmisszió aszimmetriájának számszerűsítését.

Ez a fejezet az empirikus stratégia első lépését mutatja be, beleértve az alkalmazott módszertan részleteit és az ebben a szakaszban kapott eredményeket.

Empirikus specifikáció és identifikáció az euróövezet szintjén

Az empirikus stratégia első lépésében az euróövezet *(Euro Area, EA)* makrogazdasági aggregátumaira strukturális VAR-modellt becsülünk, amelyből az euróövezet szintjén a közös monetáris politikai sokkok idősorát identifikáljuk. A modell redukált formája a következő:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c}^{EA} + \sum_{k=1}^{p} \mathbf{A}_k \mathbf{y}_{t-k} + \mathbf{u}_t, \tag{1}$$

ahol $\mathbf{y}_t = \left(\Delta \log P_t^{EA},\ \Delta \log Y_t^{EA},\ i_t\right)'$ az endogén változók vektora, amelyben P_t^{EA} jelöli az euróövezet átlagos árszínvonalát, Y_t^{EA} az aggregált reál-GDP-jét, i_t pedig a nominális kamatláb egy mérőszámát. Az árszínvonal és a reál-GDP logaritmikus változásai szerepelnek a modellben a változók nemstacionárius jellege miatt; ezek a növekedési rátáikat közelítik. $\mathbf{c}^{EA}$ a konstans tagok vektora, $\mathbf{A}_k$ pedig egy 3×3-as együtthatómátrix, amely $\mathbf{y}_t$ k-adik késleltetettjéhez tartozik. A VAR késleltetési rendje p. Végül $\mathbf{u}_t = \left(u_t^{P^{EA}},\ u_t^{Y^{EA}},\ u_t^{i}\right)' \sim \left(\mathbf{0},\ \mathbf{\Sigma}_u\right)$ a redukált forma reziduumainak vektora, amelynek mindegyik eleme nulla várható értékű, autokorrelálatlan, a kovarianciamátrixuk pedig $\mathbf{\Sigma}_u = \mathbb{E}\left(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t'\right)$.

Az $\mathbf{u}_t$ elemei nem rendelkeznek közgazdasági értelmezéssel, mivel korrelálhatnak egymással. Bizonyos identifikációs megkötések alkalmazásával azonban felbonthatók kölcsönösen korrelálatlan strukturális sokkok hozzájárulásaira. A redukált forma reziduumai a strukturális sokkok lineáris kombinációjaként írhatók fel:

$$\mathbf{u}_t = \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

ahol $\mathbf{B}$ strukturális paraméterek egy 3×3-as mátrixa, amelynek elemei megmutatják a strukturális sokkok egyidejű hatásait az endogén változókra, ezért strukturális impaktmátrixnak szokás nevezni. $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \left(\varepsilon_t^{AS}, \varepsilon_t^{AD}, \varepsilon_t^{MP}\right)' \sim \left(\mathbf{0}, \mathbf{I}\right)$ a strukturális sokkok vektora, amelynek minden eleme nulla várható értékű, egységnyi varianciájú, autokorrelálatlan és kölcsönösen korrelálatlan a többi elemmel. A három strukturális sokkot aggregált kínálati (*AS*), aggregált keresleti (*AD*) és monetáris politikai (*MP*) sokkokként interpretáljuk. $\mathbf{I}$ a 3×3-as egységmátrixot jelöli.

A strukturális impaktmátrixot előjelmegkötésekkel identifikáljuk Rubio-Ramírez és szerzőtársai (2010) módszerét követve: az endogén változók strukturális sokkokra adott impulzusválaszainak előjeleit az újkeynesi monetáris elmélettel összhangban korlátozzuk. Az előjelmegkötések csak halmazidentifikációt tesznek lehetővé: segítségükkel az (1) VAR-modell lehetséges strukturális formáinak egy halmazát tudjuk azonosítani, amely formák mindegyike egyaránt összhangban van a becsült redukált formával és az előjelmegkötésekkel. Ez növeli a becslés bizonytalanságát. Ennek csökkentésére az előjelmegkötésekkel identifikált VAR-modelleket rendszerint bayesi megközelítéssel becsülik, amely lehetővé teszi a redukált forma paramétereire vonatkozó *a priori* vélekedések figyelembevételét a becslés során, ezáltal csökkentve a becslés bizonytalanságát (Kilian & Lütkepohl, 2017). Így járunk el mi is.

A becsléshez Wang és Woźniak (2025) bsvarSIGNs R csomagját használjuk. A csomag elsőként megbecsüli az $\left\{\mathbf{A}_k\right\}_{k=1}^{p}$ és a $\boldsymbol{\Sigma}_u$ mátrixokban szereplő paraméterek együttes poszterior eloszlását egy normális inverz-Wishart prior alapján, amelynek paraméterei a Minnesota regularizációs sémát követik. Utóbbi hiperparamétereinek megválasztása pedig a perem-likelihood maximalizálásával történik Giannone és szerzőtársai (2015) javaslata alapján. Mivel az (1) VAR-modell endogén változói stacionáriusak, az együtthatómátrixok elemeinek prior várható értékét nullára állítjuk. Ettől eltekintve megtartjuk a Giannone és szerzőtársai (2015) által javasolt alapbeállításokat.

A becslés elvégzését követően a csomag véletlenszerűen kiválaszt egy paraméterkombinációt a redukált forma paramétereinek együttes poszterior eloszlásából, majd keres egy olyan lehetséges strukturális impaktmátrixot, amely konzisztens a redukált forma paramétereivel és az előjelmegkötésekkel. Úgy állítjuk be a csomagot, hogy minden poszterior mintavételhez csak egyetlen ilyen mátrixot generáljon, és mindaddig újabb paraméterkombinációkat válasszon a redukált forma paramétereinek együttes poszterior eloszlásából, amíg 10 000 olyan strukturális formát nem azonosít, amelyek megfelelnek az előjelmegkötéseknek. Ennek megfelelően mind a 10 000 elfogadott strukturális forma különböző poszterior mintavételhez tartozik.

Mivel számos, az identifikációs feltevéseinkkel konzisztens strukturális formát azonosítunk, az ezekből származó strukturális monetáris politikai sokkidősorok információtartalmát egyetlen reprezentatív idősorban kell összefoglalnunk. Fry és Pagan (2011) mediáncél-megközelítését követjük, vagyis azt a sokkidősort tekintjük becsült sokkidősornak, amely a 10 000 identifikált sokkidősor mediánjához a legközelebb áll.[1] ε_t^{MP}-t egységnyi varianciájúként definiáltuk, ezért végül az identifikált idősorait átskálázzuk b_{33}-mal, vagyis a **B** mátrix megfelelő elemének inverzével skálázzuk át minden elfogadott strukturális forma mellett, hogy ingadozásuk nagyságrendje összehasonlítható legyen a kamatlábváltozóéval.

Az *1. táblázat* összefoglalja az euróövezeti szintű aggregátumok különböző strukturális sokkokra adott azonnali impulzusválaszaira vonatkozó előjelmegkötéseinket, amelyek a Fry és Pagan (2011) által javasolt sémát követik. Az újkeynesi monetáris elmélet (Galí, 2015) szerint egy pozitív előjelű aggregált kínálati sokk nem járhat az árszínvonal csökkenésével vagy a kibocsátás növekedésével, a központi bank pedig nem reagálhat rá kamatcsökkentéssel. Egy pozitív aggregált keresleti sokk nem járhat sem az árszínvonal, sem a kibocsátás csökkenésével, és a központi bank erre sem reagálhat kamatcsökkentéssel. Végül egy restriktív monetáris politikai sokk nem járhat a kamatláb csökkenésével, az árszínvonal és a kibocsátás pedig nem reagálhat rá növekedéssel. Read (2023) nyomán nem teszünk megkötéseket a hosszabb időtávokra, mivel érvelése szerint az előjelmegkötések hitelessége az időtáv növekedésével csökken.

1. táblázat
Az endogén változók azonnali impulzusválaszaira tett előjelmegkötések

Változó	Jelölés	Sokk		
		aggregált kínálati (AS)	aggregált keresleti (AD)	monetáris politikai (MP)
Árszínvonal-változás	$\Delta \log P_t^{EA}$	≥ 0	≥ 0	≤ 0
GDP-növekedés	$\Delta \log Y_t^{EA}$	≤ 0	≥ 0	≤ 0
Kamatláb	i_t	≥ 0	≥ 0	≥ 0

Euróövezeti szintű adatok

Az (1) VAR-modellt 1999 I. negyedévétől 2019 IV. negyedévéig terjedő negyedéves mintán becsüljük. A minta 84 megfigyelésből áll, az euróövezet létrehozásával kezdődik, és a koronavírus-járvány kitörése előtt ér véget. A 2019 utáni éveket kizárjuk a mintából, mivel ebben az időszakban számos különböző típusú, szélsőséges sokk érte az euróövezetet, ami megnehezítheti a világos statisztikai

[1] Az így választott sokkidősor ugyanahhoz a strukturális formához tartozik, amelyet akkor választanánk, ha az aggregált kínálati, aggregált keresleti és monetáris politikai sokkidősorok mediánjaiktól való átlagos négyzetes eltérését kívánnánk minimalizálni.

következtetések levonását. Az adatok forrása az Eurostat. Az árszínvonalat a harmonizált fogyasztói árindexszel *(Harmonized Index of Consumer Prices, HICP)* mérjük, a reál-GDP idősora pedig szezonálisan és naptárhatástól tisztított. Mindkét változó az euróövezet egészére vonatkozó aggregátum, amelyeket a tagállamok változó összetételét figyelembe véve mérnek.

Az EKB monetáris politikai irányvonalát Krippner (2020) euróövezetre vonatkozó árnyékkamatláb-becsléseivel közelítjük. Ezeket a szerző a hozamgörbéből származó információk alapján készíti, és hónapról hónapra frissíti. A számításaink véglegesítésekor, 2026 márciusában elérhető legfrissebb becsléseket használjuk. Az árnyékkamatláb változásai a monetáris politikai irányvonal konvencionális és nemkonvencionális beavatkozásokból eredő együttes módosulásait közelítik. Jelentős eltérések csak a 2010-es években figyelhetők meg az árnyékkamatláb és a jegybanki alapkamat között, miután az alapkamat elérte a nulla alsó korlátját. Ezekben az években az árnyékkamatláb nulla alá süllyedt, mivel változásai azokat a hipotetikus konvencionális monetáris politikai döntéseket tükrözik, amelyeknek a hozamgörbe hosszú végére gyakorolt hatásai egyenértékűek lettek volna az EKB által ténylegesen végrehajtott nemkonvencionális beavatkozások hatásaival. Így az (1) modell segítségével becsült strukturális monetáris politikai sokkidősor a konvencionális és a nemkonvencionális sokkokat egyaránt tartalmazza.

A következő adattisztítási műveleteket hajtjuk végre. Az árszínvonal idősorát az X-13ARIMA-SEATS szűrővel szezonálisan kiigazítjuk (Sax & Eddelbuettel, 2018), majd log-differenciáljuk. Az Eurostat havi frekvencián teszi elérhetővé a HICP-adatokat, ezért a negyedéves log-változásokat úgy számítjuk ki, hogy a szomszédos negyedévek utolsó hónapjaihoz tartozó HICP-értékek logaritmusainak különbségét vesszük. A reál-GDP idősora negyedéves frekvenciájú, és az Eurostat adatbázisában szezonálisan kiigazított formában érhető el, ezért ezt csak log-differenciáljuk. Az árnyékkamatláb idősora viszont havi frekvenciájú, ezért negyedévesre aggregáljuk úgy, hogy kiszámítjuk az azonos negyedévhez tartozó bruttó havi értékek mértani átlagát, majd levonunk belőle 1-et.

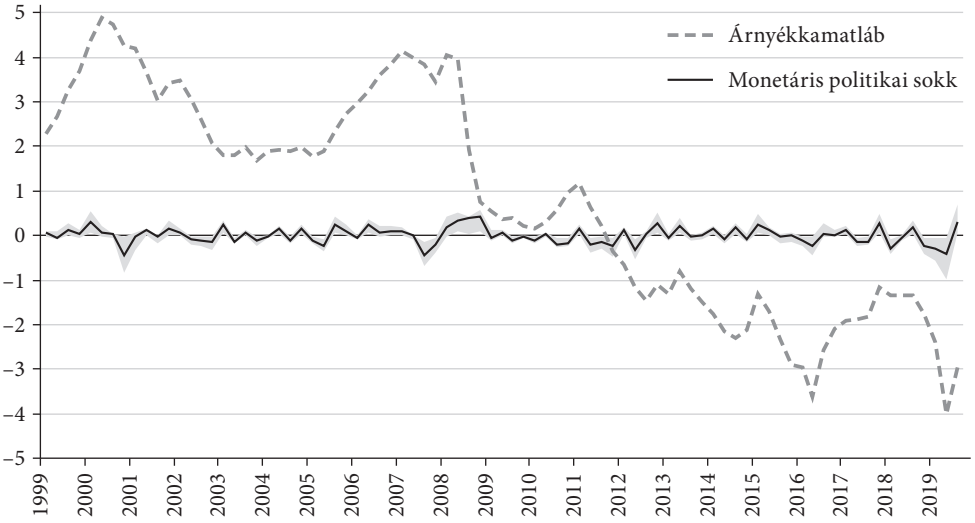
Ezekkel a tisztított adatokkal becsüljük az (1) VAR-modell redukált formáját, amelynek késleltetési rendjét az Akaike-, a Schwarz- és a Hannan–Quinn-féle információs kritériumok, valamint Akaike végső predikciós hiba *(Final Prediction Error, FPE)* kritériuma alapján határozzuk meg. Minden kritérium $p = 1$-et javasol. A becsült VAR-modell stabil.

Euróövezeti szintű eredmények

Az *1. ábrán* látható az (1) VAR-modell mediáncél-megközelítéssel kiválasztott strukturális formájához tartozó monetáris politikai sokkidősor a 68 százalékos konfidenciasávjával és az árnyékkamatláb idősorával együtt.

Szembetűnő, hogy az exogén monetáris politikai sokk idősora közel sem minden negyedévben mozog együtt az árnyékkamatlábéval, ami arra utal, hogy az árnyékkamatláb változásainak jelentős része endogén, vagyis az euróövezet gazdaságának

1. ábra
Az Európai Központi Bank strukturális monetáris politikai sokkjainak becsült idősora és az árnyékkamatláb felhasznált idősora (százalék)



Megjegyzés: a szürke sáv a sokkidősor 68 százalékos bayesi konfidenciaintervalluma.
Forrás: az árnyékkamatláb idősorát Krippner (2020) becsülte.

állapotával magyarázható. Az EKB monetáris politikájának legjelentősebb, az árnyékkamatláb 0,3 százalékpontnál nagyobb csökkenését előidéző exogén lazításaira a 2001–2002-es recesszió idején (2001 I. negyedévében), a pénzügyi válság Egyesült Államokban való kibontakozásakor (2007 IV. negyedévében), az azt követő recesszió vége felé (2012 III. negyedévében), valamint az eszközvásárlási programok 2019. szeptemberi újraindításának bejelentésekor (2019 III. negyedévében) került sor. A legfontosabb, az árnyékkamatláb 0,25 százalékpontnál nagyobb emelkedését előidéző exogén szigorításokra 2000 II. negyedévében, 2008 III. negyedévétől 2009 I. negyedévéig, 2013 I., 2015 II., 2018 I. és 2019 IV. negyedévében került sor.

Különösen meglepő lehet ezek közül a 2008–2009-es és a 2015-ös exogén szigorítás. Az előbbi idején csökkent az árnyékkamatláb, ám nem olyan mértékben, amilyenben a gazdaság teljesítményének a pénzügyi válság globálissá válásával összefüggő visszaesése indokolta volna, és ezt a modell exogén szigorításként értékeli. Az eredmény összhangban áll Pelle és Végh (2025) megállapításaival, amelyek szerint az EKB szintén elégtelen mértékben csökkentette az alapkamatot a pénzügyi válság idején. A 2015-ös exogén szigorítás pedig hiába esik egybe az EKB nagy volumenű eszközvásárlásainak első szakaszával, az árnyékkamatláb emelkedésének nem mond ellent. Az EKB már 2014-ben bejelentette a program megkezdését, amelynek a hosszú kamatokra gyakorolt hatását a piac már abban az évben beárazhatta, amit az árnyékkamatláb 2014-ben megfigyelhető csökkenése is jelez.

Nem találunk szignifikáns autokorrelációt a monetáris politikai sokk becsült idősorában, ami összhangban áll annak exogenitásával.

A monetáris politika hatásosságának becslése országspecifikus VAR-modellekkel

Ebben a fejezetben mutatjuk be empirikus elemzésünk második lépését, amelynek során az előző fejezetben identifikált közös monetáris politikai sokkot exogén változóként használjuk országspecifikus VAR-modellekben, hogy megbecsülhessük az euróövezet gazdaságainak ugyanazokra a sokkokra adott reakcióit.

Empirikus országszintű specifikáció

Az euróövezet mind a 19 elemzett tagállamára becsülünk egy-egy országspecifikus VAR-modellt. A *j* ország esetén a VAR redukált formája a következő:

$$\mathbf{x}_t^j = \mathbf{c}^j + \sum_{l=1}^{q^j} \mathbf{C}_l^j \mathbf{x}_{t-l}^j + \sum_{m=0}^{r^j} \mathbf{d}_m^j \varepsilon_{t-m}^{MP} + \mathbf{v}_t^j, \tag{2}$$

ahol $\mathbf{x}_t^j = \left(\Delta \log P_t^j,\ \Delta \log Y_t^j,\ \Delta \log P_t^{EA},\ \Delta \log Y_t^{EA},\ i_t\right)'$ az endogén változók vektora, amelyben P_t^j jelöli a *j* ország árszínvonalát, Y_t^j pedig a reál-GDP-jét. P_t^{EA} az euróövezet átlagos árszínvonalát, míg Y_t^{EA} az aggregált reál-GDP-jét jelöli továbbra is, i_t pedig ugyanaz a kamatlábmutató, amely az euróövezet (1) VAR-modelljében is szerepelt. Az utóbbi három változó azonos az összes országspecifikus VAR-modellben. $\mathbf{c}^j$ a konstans tagok vektora; az $\mathbf{x}_t^j$ *l*-edik késleltetettjéhez tartozó $\mathbf{C}_l^j$ együtthatómátrix 5×5-ös, és úgy korlátozzuk az elemeit, hogy ne reagálhasson a kamatláb az országspecifikus makrováltozók, $\Delta \log P_t^j$ és $\Delta \log Y_t^j$ késleltetettjeire. ε_t^{MP} egy exogén skalárváltozó, amely az EKB közös monetáris politikai sokkját képviseli, és amelynek idősorát már az előző fejezetben identifikáltuk. Az *m*-edik késleltetettjéhez tartozó $\mathbf{d}_m^j$ együtthatóvektor 5×1-es. A VAR késleltetési rendje q^j, és az exogén változó r^j késleltetettje szerepel minden egyenletben. Végül $\mathbf{v}_t^j = \left(v_t^{P^j},\ v_t^{Y^j},\ v_t^{P^{EA}},\ v_t^{Y^{EA}},\ v_t^i\right)' \sim \left(\mathbf{0},\ \mathbf{\Sigma}_v^j\right)$ a redukált forma reziduumainak vektora, amelynek elemei nulla várható értékűek, autokorrelálatlanok, a kovarianciamátrixuk pedig $\mathbf{\Sigma}_v^j$.

A (2) VAR-specifikációnak négy fontos előnye van:

1. Biztosítja, hogy minden országra pontosan ugyanazon monetáris politikai sokkok hatásait becsüljük, feltéve, hogy az országspecifikus becslések ugyanazon a mintaidőszakon alapulnak.

2. Összhangban áll az EKB tényleges gyakorlatával abban az értelemben, hogy a közös jegybank kizárólag az euróövezeti szintű makrogazdasági aggregátumokra reagál.

3. Ennek következtében valamennyi országspecifikus VAR-modell ugyanazt a kamategyenletet tartalmazza, feltéve, hogy ugyanazon a mintaidőszakon és azonos számú késleltetéssel becsüljük őket. Ez összhangban áll azzal, hogy minden ország esetében ugyanaz a monetáris politikai döntéshozó, az EKB hozza meg a kamatdöntéseket.

4. A későbbi reakciók viszont eltérhetnek országonként, még akkor is, ha valamennyi országspecifikus VAR-modellt ugyanazon a mintaidőszakon és azonos számú késleltetéssel becsüljük. Ennek oka, hogy figyelembe vesszük az országszint és az

euróövezet szintje közötti dinamikus visszacsatolásokat. Egy közös monetáris politikai sokk hat az országspecifikus makrováltozókra, amelyek hatással lehetnek az euróövezeti aggregátumokra. Ezek változásaira reagál az EKB a kamatdöntéseivel, amelyek ismét hatással vannak az országspecifikus makrováltozókra, és így tovább.

Az országspecifikus VAR-modelleket arra használjuk, hogy megbecsüljük az egyes országok árszínvonalának és kibocsátásának egy közös monetáris politikai sokkra adott impulzusválaszait. Ezt követően a becsült impulzusválasz-függvényekből *monetáris politikai multiplikátorokat* számítunk Alessandri és szerzőtársai (2025) nyomán a monetáris politika hatásosságának mérése érdekében. Két monetáris politikai multiplikátort számítunk ki három különböző időtávon. A (3) egyenlet a *kibocsátási multiplikátor,* a (4) egyenlet pedig az *árszint-multiplikátor* számítására használható H negyedéves időtávon:

$$\Psi_Y^{j,H} = \frac{\sum_{h=0}^{H} \Delta \log Y_h^{j,IRF}}{i_0^{IRF}} \quad \text{és} \tag{3}$$

$$\Psi_P^{j,H} = \frac{\sum_{h=0}^{H} \Delta \log P_h^{j,IRF}}{i_0^{IRF}}, \tag{4}$$

ahol $\Psi_Y^{j,H}$ és $\Psi_P^{j,H}$ a j ország kibocsátási és árszint-multiplikátorai a H negyedéves időtávon, $X_h^{j,IRF}$ pedig a j ország tetszőleges X változójának IRF-értéke h negyedévvel a sokk érkezését követően. A multiplikátorok a j ország kibocsátásának és árszínvonalának azokat a százalékos változásait fejezik ki, amelyek az EKB árnyékkamatlábának egy százalékpontos exogén emelkedése hatására következnek be H negyedévvel a sokk bekövetkezése után. A kibocsátás és az árszínvonal log-változásainak IRF-értékeit kumuláljuk a számlálókban, hogy megkapjuk a sokkra adott *szintbeli* reakcióikat, a nevezőkben viszont nem kumulálunk: a kibocsátás és az árszínvonal szintbeli reakcióit minden H időtávon az árnyékkamatlábnak a sokk bekövetkezésekor – 0 negyedévvel utána – előálló azonnali exogén változásához viszonyítjuk.[2] Azért nem egyszerűen

[2] Próbálkoztunk a *kumulatív multiplikátor* koncepciójának (Spilimbergo et al., 2009) a fiskális politikai szakirodalomból való adaptálásával is, amelynek alkalmazása esetén a gazdaságpolitikai eszköz IRF-értékeit is kumulálni kell a nevezőben H negyedéves időtávon. Ez a koncepció felismeri, hogy a gazdaságpolitikai eszköz sokkra adott reakciója is perzisztens lehet, és ezt a perzisztenciát is figyelembe veszi a multiplikátor számításakor. Esetünkben a kumulatív multiplikátor azt számszerűsítené, hogy hány százalékkal változik a kibocsátás, illetve az árszínvonal H negyedév alatt az árnyékkamatláb ezen H negyedév folyamán *átlagosan* bekövetkező egy százalékpontos emelkedésének hatására. Azért nem kumulatív multiplikátorokat számítunk, mert több ország esetében is negatív tartományba kerül az árnyékkamatláb IRF-je a kezdeti emelkedést követően, ha restriktív monetáris politikai sokkot adunk a VAR-modelljeiknek. Hosszú időtávok esetén ezért előfordulhat, hogy a kumulált kamatváltozás negatívra vált a multiplikátorok nevezőiben, aminek következtében a multiplikátorok előjele pozitívra változik, tévesen azt jelezve, hogy egy exogén monetáris szigorítás hatására emelkedik a kibocsátás és az árszínvonal, miközben valójában negatívnak becsüljük az impulzusválaszaikat. A hosszú időtávokon előforduló negatív kumulált kamatreakciók a hozamgörbe várakozási elmélete alapján azt jelezhetik, hogy a hosszú kamatoknak csökkenniük kell egy exogén monetáris szigorítás hatására, hiába emelkedik a rövid távú árnyékkamatláb. Lehetséges ugyanakkor, hogy a lejárati

a számlálókban szereplő kumulált IRF-értékekkel mérjük a monetáris politikai sokk hatásosságát, mert a különböző mintaidőszakkal rendelkező országok esetében eltérő lehet az árnyékkamatláb azonnali reakciója egy egyszórásnyi sokkra az eltérő mintán becsült kamategyenlet miatt. Az országok közötti összehasonlíthatóság érdekében ezért szükséges ezeket az azonnali kamatreakcióval normálni: így az eredményül kapott multiplikátorok minden ország esetében egy 1 százalékpontos exogén kamatemelés kibocsátásra és árszínvonalra gyakorolt hatását fejezik ki.

A multiplikátorokat három különböző időtávon számítjuk ki. A $H = 0$ esetén adódó értékeik a makrováltozók monetáris politikai sokkra adott azonnali, vagyis rövid távú reakcióit tükrözik. A $H = 4$ időtávhoz tartozó multiplikátorok az EKB monetáris politikájának középtávú hatásosságát fejezik ki az országban 4 negyedévvel, azaz 1 évvel a sokk bekövetkezése után, míg a $H = 20$ esetén adódó értékek a hosszú távú hatásosságot mérik 20 negyedévvel, azaz 5 évvel a sokk bekövetkezése után. Becsléseink eredményei szerint a monetáris politikai sokk hatásai 20 negyedéven belül minden esetben lecsengenek.

Országszintű adatok

A mintaidőszak – amelyen megbecsüljük a (2) VAR-modellt a *j* országra – abban az időpontban kezdődik, amelyben a *j* ország csatlakozott az euróövezethez. A mintaidőszak vége 2019 IV. negyedéve minden ország esetében, összhangban az előző fejezetben elvégzett, euróövezeti szintű becsléssel. A *2. táblázat* közli a mintaidőszakot és a megfigyelések számát minden megvizsgált euróövezeti tagállam esetében. Az adatok itt is negyedévesek.

A változókat ugyanúgy mérjük, ahogyan az előző fejezet euróövezet-szintű becsléseiben, azzal a kiegészítéssel, hogy az egyes országok árszínvonalának és kibocsátásának méréséhez országspecifikus HICP- és reál-GDP-idősorokat használunk. Ugyanazokat az adattisztítási műveleteket hajtjuk végre, mint az (1) euróövezeti szintű VAR-modell becslése során. Ezúttal ezeket az országspecifikus makrováltozókra is alkalmazzuk. Az egyetlen újdonság, hogy az ír reál-GDP-változás idősorából kiszűrünk egy kiugró értéket. Ez 2015 I. negyedévéhez tartozik, amikor az Apple adózási okokból Írországba helyezte át szellemi tulajdonának jelentős részét. Ez az ír GDP-idősorban hirtelen, 26 százalékos szintemelkedést eredményezett (Pogatchnik, 2021). A kiugró érték helyére a két szomszédos negyedév értékeinek átlagát imputáljuk.

Az endogén és az exogén változók késleltetési rendjének megválasztásakor fontos szempont, hogy valamennyi ország esetében ugyanazt a késleltetési rendet alkalmazzuk. Ez biztosítja ugyanis, hogy az azonos mintaidőszakon becsült országspecifikus VAR-modellek kamategyenleteinek specifikációja megegyezzen, összhangban azzal, hogy valamennyi tagállam kamatkörnyezetét ugyanaz a monetáris

---

és/vagy kockázati prémiumok is emelkednek a szigorítás következtében, megakadályozva a hosszú kamatok visszaesését, amint azt például Gertler és Karádi (2015) is kimutatta amerikai adatokon. Az érdeklődésünk tárgyát képező kibocsátási és árszintreakciók mindezektől függetlenül intuitív előjelűek minden időtávon.

2. táblázat
Mintaidőszakok az országspecifikus VAR-modellek becsléséhez

Ország	Mintaidőszak		Megfigyelések száma
	kezdete	vége	
Ausztria	1999Q2	2019Q4	83
Belgium	1999Q2	2019Q4	83
Ciprus	2008Q1	2019Q4	48
Észtország	2011Q1	2019Q4	36
Finnország	1999Q2	2019Q4	83
Franciaország	1999Q2	2019Q4	83
Görögország	2001Q1	2019Q4	76
Hollandia	1999Q2	2019Q4	83
Írország	1999Q2	2019Q4	83
Lettország	2014Q1	2019Q4	24
Litvánia	2015Q1	2019Q4	20
Luxemburg	1999Q2	2019Q4	83
Málta	2008Q1	2019Q4	48
Németország	1999Q2	2019Q4	83
Olaszország	1999Q2	2019Q4	83
Portugália	1999Q2	2019Q4	83
Spanyolország	1999Q2	2019Q4	83
Szlovákia	2009Q1	2019Q4	44
Szlovénia	2007Q1	2019Q4	52

politikai döntéshozó szabályozza. Az azonos késleltetési rend alkalmazása az eredmények országok közötti összehasonlíthatóságát is javítja, ahogyan arra Bayoumi és Eichengreen (1992) is rámutatott.

Minden j ország esetében megvizsgáltuk, hogy mely (q^j, r^j) késleltetésszámpár minimalizálja az Akaike-, a Schwarz- és a Hannan–Quinn-féle információs kritérium, valamint az Akaike-féle FPE-kritérium értékét. A különböző kritériumok heterogén eredményeket adtak, ugyanakkor szinte minden j ország esetében találtunk legalább egy olyan kritériumot, amely $q^j = 1$ késleltetést javasolt. Az endogén változók késleltetési rendjét ezért valamennyi országspecifikus VAR-modellben 1-re állítjuk. Szlovákia jelenti az egyetlen kivételt, ennek VAR-modellje 1-es késleltetési rend mellett egységgyök-dinamikához közeli viselkedést mutat: egyes endogén változói instabilitás jeleit mutatják, ha a modellnek egyszeri, átmeneti monetáris politikai sokkot adunk. A szlovák VAR-modell esetében ezért az endogén változók késleltetési rendjét 2-re állítjuk.

Az exogén változók javasolt késleltetési rendje tekintetében nagyobb szóródás figyelhető meg a különböző információs kritériumok között. A viszonylag alacsony

mintaelemszám miatt elsősorban a Schwarz-féle bayesi információs kritérium javaslatára támaszkodunk, mivel ez bünteti legerősebben a becsülendő paraméterek számának növelését, ami kis mintán előnyös tulajdonság. A kritérium 19 országból 7 esetében 0, további 7 esetében 1, míg 5 esetében 1-nél több késleltetést javasol. Kompromisszumos megoldásként ezért $r^j = 0$-ra állítjuk az exogén változók késleltetési rendjét valamennyi ország esetében. A viszonylag kevés megfigyelés miatt ugyanis holtverseny esetén a kisebb késleltetési rendet részesítjük előnyben a 0 és 1 késleltetés között. Ennek eredményeként valamennyi VAR-modell egyenleteiben csak az egyidejű strukturális monetáris politikai sokk jelenik meg, az exogén változó késleltetett értékei nem jelennek meg.

Országszintű eredmények

A *3. táblázat* közli az euróövezet valamennyi vizsgált tagállamára becsült kibocsátási multiplikátorokat a hozzájuk tartozó 68 százalékos konfidenciaintervallumokkal együtt. A konfidenciaintervallumokat standard reziduumalapú rekurzív bootstrap-eljárással számítottuk.[3] Az országok az azonnali multiplikátor nagysága szerinti csökkenő sorrendben szerepelnek a táblázatban. Az értékek könnyebb összehasonlíthatósága érdekében közöljük az euróövezet egészére számított medián multiplikátorértékeket is, amelyeket az előző fejezetben becsült euróövezet-szintű VAR IRF-jeiből számítottunk. Az ezekhez tartozó konfidenciaintervallumok bayesi konfidenciaintervallumok: az egyes multiplikátorok poszterior eloszlása alapján határoztuk meg őket.

Eredményeink szerint az EKB monetáris politikája az országok nagyjából felében, valamint az euróövezet egészében gyakorol közgazdasági és statisztikai szempontból is szignifikáns hatást a gazdasági teljesítményre. Ez függetlennek tűnik a hatás időtávjától: egy monetáris politikai sokk még 5 évvel annak bekövetkezését követően is szignifikánsan befolyásolhatja a reálkibocsátást az euróövezeti tagállamok nagyjából felében. Ez összhangban áll a hosszú távú monetáris semlegesség érvényesülését cáfoló, közelmúltban publikált empirikus bizonyítékokkal (Jordà et al., 2024).

Az EKB monetáris politikájának legnagyobb rövid távú reálhatását Szlovéniában, Németországban, Luxemburgban, Finnországban, Franciaországban, Hollandiában, Olaszországban, Portugáliában és Máltán becsüljük. Máltán a hatás statisztikailag rövid távon nem szignifikáns, közép- és hosszú távon azonban azzá válik. Ausztria esetében minden időtávon statisztikailag szignifikáns reálhatásokat becsülünk, közgazdasági szempontból azonban ezek csekélyebbek. Spanyolország esetében a rövid távú reálhatást statisztikailag szignifikánsnak becsüljük, a közép- és hosszú távú reálhatást azonban nem.

Eredményeink szerint a kibocsátás 0,4 és 2,3 százalék közötti nagyságrendben csökkent átlagosan rövid távon az árnyékkamatláb 1 százalékpontos emelkedésének hatására a közös monetáris politikára szignifikánsan reagáló országok körében az

[3] A módszer didaktikus bemutatása megtalálható például Kilian és Lütkepohl (2017) könyvében.

3. táblázat. A monetáris politika kibocsátási multiplikátorai az euróövezet egészében és tagállamaiban

Ország	$H=0$		$H=4$		$H=20$	
	multiplikátor	konfidenciaintervallum	multiplikátor	konfidenciaintervallum	multiplikátor	konfidenciaintervallum
Euróövezet	–1,303*	(–3,697, –0,196)	–2,387*	(–6,361, –0,369)	–2,458*	(–6,555, –0,302)
Szlovénia	–2,266*	(–3,998, –1,234)	–5,429*	(–9,084, –3,182)	–4,855*	(–7,710, –3,145)
Németország	–2,096*	(–3,418, –1,354)	–3,944*	(–6,224, –2,596)	–3,877*	(–5,683, –2,744)
Luxemburg	–1,983*	(–3,617, –0,905)	–1,914*	(–3,995, –0,323)	–1,897*	(–3,838, –0,246)
Finnország	–1,474*	(–2,728, –0,722)	–3,880*	(–6,930, –2,209)	–3,784*	(–6,526, –2,123)
Franciaország	–1,184*	(–2,012, –0,745)	–2,231*	(–3,744, –1,335)	–2,344*	(–3,696, –1,402)
Hollandia	–1,010*	(–1,712, –0,610)	–2,648*	(–4,486, –1,473)	–2,854*	(–4,407, –1,633)
Olaszország	–0,825*	(–1,507, –0,412)	–1,594*	(–3,247, –0,529)	–1,639*	(–3,158, –0,652)
Portugália	–0,792*	(–1,545, –0,282)	–1,503*	(–2,942, –0,445)	–1,413*	(–2,569, –0,264)
Málta	–0,668	(–1,677, 0,338)	–2,563*	(–4,110, –1,283)	–2,389*	(–3,999, –1,207)
Görögország	–0,462	(–1,855, 0,666)	0,017	(–2,717, 1,967)	–0,118	(–3,080, 2,156)
Ausztria	–0,430*	(–1,062, –0,019)	–1,665*	(–3,049, –0,716)	–1,752*	(–3,049, –0,791)
Spanyolország	–0,411*	(–0,863, –0,119)	–0,917	(–2,373, 0,141)	–1,190	(–2,706, 0,268)
Belgium	–0,262	(–0,688, 0,008)	–0,437	(–1,488, 0,219)	–0,478	(–1,367, 0,149)
Írország	–0,201	(–1,946, 1,439)	–2,428	(–5,447, 0,044)	–2,237	(–4,383, 0,378)
Szlovákia	0,012	(–0,226, 0,231)	0,562	(–0,558, 1,730)	0,438	(–1,177, 2,371)
Észtország	0,144	(–0,237, 0,546)	–0,472	(–1,202, 0,165)	–0,637	(–1,551, 0,215)
Litvánia	0,191	(–0,175, 0,469)	–0,292	(–1,199, 0,233)	–0,445	(–1,311, 0,202)
Lettország	0,259	(–0,156, 0,613)	0,486	(–0,459, 1,021)	0,586	(–0,502, 1,268)
Ciprus	0,303	(–0,288, 0,883)	–0,601	(–2,387, 0,741)	–0,258	(–2,546, 1,301)

Megjegyzés: a multiplikátor a kibocsátás százalékos változását fejezi ki az EKB árnyékkamatlábának egy exogén monetáris szigorítás hatására bekövetkező, 1 százalékpontos azonnali emelkedésére válaszként. A konfidenciasávok 68%-os megbízhatósági szinthez tartoznak, és standard reziduumalapú rekurzív bootstrap-eljárással számítottuk őket. * = a konfidenciasáv nem tartalmazza a 0-t. $H=0$ az azonnali, $H=4$ a 4, $H=20$ a 20 negyedéves időtáv.

országspecifikus mintaidőszakaik alatt. Ez a hatás az 1,4 és 4,9 százalék közötti tartományba növekszik hosszú távon. Némi átrendeződés történik az országok kibocsátási multiplikátor szerinti rangsorában az egyes időtávok között, ám ezek a legtöbb esetben nem szignifikánsak.

Az inszignifikáns, illetve sok esetben közgazdasági intuícióval ellentétes, pozitív előjelű kibocsátási multiplikátorokkal rendelkező országok Ciprus, Lettország, Litvánia, Észtország, Szlovákia, Írország, Belgium és Görögország. A statisztikai szignifikancia hiányát okozhatja, hogy a felsorolt országok többsége az euróövezet újabb tagállamai közé tartozik, ezért monetáris politikai multiplikátoraikat rövidebb mintán tudtuk becsülni, mint a régebbi tagállamok esetében. Érdemes ugyanakkor megjegyezni, hogy a multiplikátorok pontbecslései is jellemzően ezekben az országokban adódtak a legkisebbeknek, ami arra utal, hogy valóban ezekben lehet a legkisebb a közös monetáris politika reálhatása.

Általános konklúzióként megállapítható, hogy az euróövezet legfejlettebb magországai többségben vannak az EKB monetáris politikájára legérzékenyebben reagáló országok között, míg a legkevésbé érzékenyen reagáló euróövezeti tagállamok között a kevésbé fejlett, periferikus országok vannak többségben. Eredményeink szerint tehát az EKB monetáris politikája nagyobb reálhatást gyakorol az euróövezet fejlettebb országaiban, mint a kevésbé fejlett országokban. Számos országpár esetében találunk egymással nem átfedő konfidenciaintervallumokat, ami arra utal, hogy az országok közötti különbségek sok esetben statisztikailag is szignifikánsak.

A *4. táblázat* közli a becsült árszint-multiplikátorokat a standard reziduumalapú rekurzív bootstrap-eljárással számított 68 százalékos konfidenciaintervallumaikkal együtt. Az országok ismét az azonnali multiplikátor nagysága szerinti csökkenő sorrendben szerepelnek a táblázatban, és ezúttal is közöljük az euróövezet egészére vonatkozó multiplikátorértékeket a könnyebb összevetés érdekében. Az árszint-multiplikátorok statisztikai és közgazdasági szempontból egyaránt szignifikánsak minden időtávon, szinte minden ország esetében. Az egyedüli kivételek Litvánia és Málta a $H = 0$ időtávon, illetve Görögország és az euróövezet egésze a $H = 20$ időtávon.

Az EKB közös monetáris politikája képes tehát hatni az árszínvonalra az euróövezet valamennyi tagállamában. Az árszint-multiplikátorok tipikusan nagyobbá válnak az időtáv növekedésével. Ez összhangban áll azzal az elképzeléssel, amely szerint az árak ragadósságuk miatt lassan reagálnak a monetáris politikai sokkokra.

A pontbecslések szerint az árnyékkamatláb 1 százalékpontos emelkedése rövid távon átlagosan 0,1–1,5 százalékkal csökkentette az árszínvonalat az országspecifikus mintaidőszakokban. A hatások hosszú távon 0,8–3,4 százalék közötti értékekre nőnek. Az árszint-multiplikátorok szerinti országrangsorban is megfigyelhető némi átrendeződés az egyes időtávok között, az országspecifikus konfidenciaintervallumok átfedései azonban a $H = 4$ és $H = 20$ időtávokon arra utalnak, hogy az országok közötti eltérések többnyire inszignifikánsak. A $H = 0$ időtávon még felfedezhetők szignifikáns különbségek a legérzékenyebben és a legkevésbé érzékenyen reagáló országok árszint-multiplikátorai között, összességében azonban az országok közötti eltéréseket kisebbnek becsüljük az EKB monetáris politikájának árszínvonalra gyakorolt hatásában, mint a kibocsátásra gyakorolt hatásában.

4. táblázat. A monetáris politika árszint-multiplikátorai az euróövezet egészében és tagállamaiban

Ország	$H=0$		$H=4$		$H=20$	
	multiplikátor	konfidenciaintervallum	multiplikátor	konfidenciaintervallum	multiplikátor	konfidenciaintervallum
Euróövezet	–0,963*	(–2,659, –0,180)	–1,306*	(–4,212, –0,206)	–1,162	(–4,830, 0,156)
Luxemburg	–1,519*	(–2,644, –0,911)	–2,108*	(–3,646, –1,246)	–2,159*	(–3,877, –1,120)
Szlovénia	–1,482*	(–2,685, –0,800)	–1,653*	(–3,172, –0,690)	–2,048*	(–4,027, –0,564)
Portugália	–1,374*	(–2,164, –0,896)	–2,089*	(–3,483, –1,297)	–2,373*	(–4,293, –1,158)
Spanyolország	–1,353*	(–2,331, –0,893)	–1,974*	(–3,513, –1,128)	–2,125*	(–4,131, –0,897)
Írország	–1,233*	(–2,000, –0,814)	–2,151*	(–3,855, –1,166)	–2,664*	(–5,059, –0,970)
Ciprus	–1,221*	(–1,925, –0,572)	–1,981*	(–3,112, –0,774)	–2,152*	(–3,399, –0,660)
Szlovákia	–1,123*	(–1,682, –0,744)	–3,005*	(–4,704, –1,751)	–3,401*	(–5,048, –2,004)
Belgium	–1,085*	(–1,767, –0,719)	–1,983*	(–3,428, –1,289)	–1,905*	(–3,434, –1,246)
Németország	–1,063*	(–1,679, –0,713)	–1,489*	(–2,378, –0,960)	–1,548*	(–2,503, –0,939)
Franciaország	–0,834*	(–1,331, –0,538)	–1,466*	(–2,434, –0,955)	–1,620*	(–2,701, –0,908)
Ausztria	–0,823*	(–1,328, –0,527)	–1,424*	(–2,397, –0,933)	–1,484*	(–2,419, –0,961)
Görögország	–0,799*	(–1,269, –0,493)	–1,209*	(–2,264, –0,351)	–1,443	(–3,535, 0,109)
Olaszország	–0,679*	(–1,102, –0,452)	–1,325*	(–2,278, –0,766)	–1,264*	(–2,749, –0,461)
Hollandia	–0,619*	(–1,040, –0,336)	–0,815*	(–1,572, –0,241)	–1,035*	(–2,135, –0,181)
Észtország	–0,567*	(–0,968, –0,300)	–1,066*	(–2,081, –0,471)	–1,083*	(–2,273, –0,270)
Lettország	–0,495*	(–1,007, –0,145)	–1,390*	(–2,367, –0,870)	–1,519*	(–2,372, –0,988)
Finnország	–0,492*	(–0,833, –0,289)	–1,259*	(–2,188, –0,645)	–1,409*	(–2,676, –0,544)
Litvánia	–0,190	(–0,601, 0,047)	–1,015*	(–1,780, –0,673)	–1,317*	(–1,871, –0,891)
Málta	–0,124	(–0,420, 0,149)	–0,767*	(–1,372, –0,175)	–0,834*	(–1,501, –0,111)

Megjegyzés: a multiplikátor a kibocsátás százalékos változását fejezi ki az EKB árnyékkamatlábának egy exogén monetáris szigorítás hatására bekövetkező, 1 százalékpontos azonnali emelkedésére válaszként. A konfidenciasávok 68%-os megbízhatósági szinthez tartoznak, és standard reziduumalapú rekurzív bootstrap-eljárással számítottuk őket. * = a konfidenciasáv nem tartalmazza a 0-t. $H=0$ az azonnali, $H=4$ a 4, $H=20$ a 20 negyedéves időtáv.

Pusztán a pontbecslések alapján ezúttal is a kibocsátási multiplikátorokéhoz hasonló kép rajzolódik ki. Az országrangsor első felében ismét inkább fejlett magországokat találunk, míg a második felét periferikusabb tagállamok dominálják. A kép azonban kevésbé egyértelmű, mint a kibocsátási multiplikátorok esetében, hiszen a rangsor elején olyan PIIGS-országok is megjelennek, amelyek a mintaidőszak nagy részében jelentősen eladósodottak voltak, például Portugália, Spanyolország és Írország. Szlovákia és Ciprus nagynak becsült árszint-multiplikátorai szintén árnyalják a képet, akárcsak Hollandia és Finnország viszonylag kisebb becsült értékei.

Az eredmények monetáris politikai implikációi szempontjából fontos megjegyezni, hogy sem az országspecifikus kibocsátási, sem az árszint-multiplikátorok nem különböznek szignifikánsan az euróövezet egészére vonatkozó megfelelő multiplikátoroktól egyik időtávon és szinte egyik ország esetében sem. Az országspecifikus multiplikátorok 68 százalékos konfidenciaintervallumai szinte minden esetben átfednek az euróövezet egészére vonatkozó megfelelő konfidenciaintervallumokkal. Csupán a Lettországra és Litvániára vonatkozó rövid távú kibocsátási multiplikátorok jelentenek ezalól kivételt. Nem tudjuk tehát elvetni azt a nullhipotézist, amely szerint az EKB közös monetáris politikai sokkjai hasonlóan fejtik ki hatásukat az euróövezet tagállamainak kibocsátására és árszínvonalára, mint az euróövezet egészére. Nem zárható ki tehát, hogy kidolgozható olyan monetáris politikai stratégia, amely az euróövezet egésze és az egyes tagállamok számára egyaránt optimális lenne, ha csak szimmetrikus sokkok érnék őket.

A monetáris politika hatásosságában becsült országok közötti eltérések magyarázata

Ebben a fejezetben megkísérlünk magyarázatot adni az előző fejezetben bemutatott becslések által feltárt, euróövezeti tagállamok közötti eltérésekre a monetáris politika hatásosságában a gazdaságaik néhány strukturális jellemzője közötti különbségek vizsgálatával. A korlátozott mintaelemszám miatt nem célunk oksági összefüggések feltárása: a monetáris politikai multiplikátorokat mindössze 19 euróövezeti tagállamra tudtuk megbecsülni. Ehelyett a multiplikátorok és a vizsgált strukturális jellemzők közötti korrelációs mintázatokat keressük.

Strukturális jellemzők és adatok a korrelációs elemzéshez

A monetáris politika hatásossága a transzmissziós csatornáinak erősségétől függ. Az EKB monetáris politikai sokkjainak hatásosságában megnyilvánuló országok közötti eltéréseknek tehát visszavezethetőknek kell lenniük a monetáris transzmissziós csatornák erősségének országok közötti különbségeire. Ez azt jelenti, hogy azok az országspecifikus strukturális jellemzők magyarázhatják legkézenfekvőbben a közös monetáris politika hatásosságának országok közötti eltéréseit, amelyek összefüggésben állhatnak a monetáris politika legalább egy transzmissziós csatornájának

erősségével, és ezért korrelálhatnak a monetáris politikai multiplikátorokkal. Az alábbiakban felsoroljuk azokat a transzmissziós csatornákat, amelyeket Mishkin (2022) alapján figyelembe veszünk, specifikáljuk, hogy mely változókkal közelítjük az erősségüket, és hogyan mérjük azokat. A *függelék F1. táblázata* összefoglalja a strukturális jellemzők méréséhez használt adatokra vonatkozó információkat. Közli minden figyelembe vett strukturális jellemző esetén a méréséhez használt közelítő változót és annak forrását, továbbá feltünteti, hogy mely országok és évek esetében hiányoznak egyes változók értékei. Mivel az előző fejezetben becsült monetáris politikai multiplikátorok az EKB monetáris politikájának átlagos hatásosságát mérik az országspecifikus mintaidőszakok alatt, kiszámítjuk a táblázatban felsorolt összes változó időbeli átlagát minden országra a saját mintaidőszakán. Az esetlegesen hiányzó értékeket nem vesszük figyelembe az átlagszámítás során. Ennek eredménye egy keresztmetszeti adatállomány, amelyben a 19 euróövezeti tagállam alkotja a megfigyelési egységeket. A figyelembe vett transzmissziós csatornák és a hozzájuk kapcsolódó strukturális jellemzők a következők:

1. Kamatcsatorna • Egy restriktív monetáris politikai sokk megemeli a reálkamatokat, ezáltal drágábbá teszi a hitelfelvételt. Ez csökkenti a beruházásokat és a tartós fogyasztási cikkekre fordított kiadásokat, ami az aggregált kereslet csökkenését vonja maga után. A következő strukturális jellemzőkkel közelítjük a csatorna erősségét:

– *Hitelezési aktivitás.* Ha jelentősebb a hitelezési aktivitás egy gazdaságban, akkor várhatóan erőteljesebb hatása lesz a kamatlábak változásainak a magánszektor aggregált keresletére. Ezt a strukturális jellemzőt a bankhitelek GDP-hez viszonyított arányával mérjük.

– *Változó kamatozású hitelezés.* Ha a hitelek nagyobb része változó kamatozású egy gazdaságban, akkor könnyebben gyűrűzhetnek át a jegybanki alapkamat változásai a kereskedelmi banki kamatokba, hiszen a kihelyezett hitelállomány kamatterhei közvetlenül vagy közvetve az előbbi változásaihoz kötődnek. Ebben az esetben az alapkamat változásai erőteljesebben befolyásolhatják az aggregált keresletet. Az EKB havi gyakoriságú adatokat közöl a változó kamatozású hitelek összes, magánszektornak nyújtott hitelen belüli arányáról. Lényeges, hogy csak az újonnan folyósított hiteleken belüli arányukról érhetők el adatok, a teljes hitelállományon belüli arányukról nem.

– *Bankpiaci verseny.* Ha intenzívebb a verseny a kereskedelmi bankok között, és ennek következtében kisebb a kamatmeghatározó erejük, akkor várhatóan hatékonyabban gyűrűznek át a központi bank irányadó kamatlábának változásai a kereskedelmi banki kamatokba, amelyek ezáltal erőteljesebb hatást gyakorolhatnak a magánszektor aggregált keresletére. A bankpiaci verseny erősségét a bankok nettó kamatmarzsával ragadjuk meg, mivel feltételezhető, hogy a nagyobb piaci erővel rendelkező bankok nagyobb különbözetet tudnak kialakítani a betéti és a hitelkamatlábaik között.

– *Államadósság.* Ha egy ország kormánya nagyobb mértékben támaszkodik kötvénykibocsátásra a kiadásainak finanszírozásához, akkor a kamatkörnyezet változásai

várhatóan erőteljesebb hatást gyakorolnak az állam termékek és szolgáltatások iránti keresletére. Ezt a strukturális jellemzőt a GDP-arányos államadóssággal mérjük.

– *Kamatérzékeny keresletet kielégítő termelés.* Ha egy gazdaság bruttó hozzáadott értékének nagyobb részét olyan ágazatokban állítják elő, amelyek beruházási vagy tartós fogyasztási javak előállítására specializálódtak – és amelyek vásárlásait nagyobb arányban finanszírozzák hitelből, ezért a kereslet kamatérzékenyebb e javak iránt –, akkor a kamatlábak változásai várhatóan erőteljesebb hatást gyakorolnak a gazdaságra. Ezt a strukturális jellemzőt az építőipar, valamint a beruházási és tartós fogyasztási javakat előállító ágazatok bruttó hozzáadott értékből való részesedésével közelítjük.[4]

2. Árfolyamcsatorna • Amikor a reálkamatok esnek, az euróövezeti pénzügyi eszközök veszítenek vonzerejükből a külföldi eszközökhöz képest. Ennek következtében az euró leértékelődik, ami olcsóbbá teszi az euróövezeti gazdaságok által előállított termékeket a külföldön előállítottakhoz képest. Ez az euróövezet nettó exportjának növekedéséhez vezet, bővítve az euróövezetben előállított termékek iránti aggregált keresletet. Ennek a csatornának az erősségét a következő strukturális jellemzővel közelítjük:

– *Kereskedelmi nyitottság.* Minél nyitottabb egy euróövezeti tagállam külkereskedelmi szempontból, várhatóan annál nagyobb hatással jár az euró leértékelődése a kereskedelmi mérlegének egyenlegére, ami az aggregált kereslet nagyobb mértékű változásához vezet. Alapvetően a külkereskedelem GDP-hez viszonyított arányával mérjük a kereskedelmi nyitottságot, ahol a gazdaság teljes termék- és szolgáltatásexportjának és -importjának összegét értjük külkereskedelem alatt. Azonban mivel az euróövezeti tagállamok kereskedelmének jelentős része az euróövezeten belülre irányul, csak azt a részét befolyásolhatják az euró monetáris politikai beavatkozások által okozott árfolyamváltozásai, amely az euróövezeten kívülre irányul. Ezt a részt igyekszünk külön is közelíteni Mandler és szerzőtársai (2022) nyomán az egyes országok Európai Unión kívülre irányuló exportjának és onnan érkező importjának összegével, majd ennek is vesszük a GDP-hez viszonyított arányát.[5]

3. Eszközárcsatorna • A kamatlábak csökkenése maga után vonja a részvényárak emelkedését. Ez a háztartások vagyonának növekedése révén bővítheti a fogyasztási keresletet, valamint a beruházási keresletet is, mivel lehetővé teszi a vállalatok számára, hogy kevesebb részvény kibocsátásával is könnyebben vonjanak be tőkét működésük finanszírozására. A csatorna erősségét a következő két strukturális jellemzővel közelítjük:

[4] A következő feldolgozóipari ágazatokat soroljuk a beruházási és tartós fogyasztási javakat előállítók közé Georgiadis (2015) nyomán: fa, fa- és parafa termékek a bútorok kivételével; szalmából és fonóanyagokból készült cikkek gyártása; egyéb nemfém ásványi termékek gyártása; alapfémek gyártása; fémtermékek gyártása a gépek és berendezések kivételével; gépek és berendezések gyártása; gépjárművek, pótkocsik, félpótkocsik és egyéb közlekedési eszközök gyártása.

[5] Fontos, hogy az Eurostat az EU-n kívüli kereskedelem esetében csak az áruk exportjáról és importjáról közöl adatokat, a szolgáltatásokéról nem.

– *Pénzügyi fejlettség.* Ha egy országban fejlettebbek a pénzügyi piacok, akkor várhatóan több háztartás fektet be a tőzsdén, így a vállalatok is könnyebben támaszkodhatnak részvényfinanszírozásra. Mindez felerősítheti a részvényárak változásának hatását az aggregált keresletre. Ezt a strukturális jellemzőt a Nemzetközi Valutaalap pénzügyi fejlettségi indexével *(Financial Development Index, FDI)* közelítjük. Az FDI egy ország pénzügyi intézményeinek és piacainak mélységét (méretét és likviditását), hozzáférhetőségét és hatékonyságát méri (International Monetary Fund, 2026).

– *Tőkepiaci kapitalizáció.* Ha a vállalatok nagyobb mértékben támaszkodnak a részvénypiacra tevékenységük finanszírozásához, akkor várhatóan nagyobb hatással járnak a részvényárak változásai a beruházási keresletükre. Ezt a strukturális jellemzőt a tőzsdén jegyzett hazai vállalatoknak a GDP százalékában kifejezett piaci kapitalizációjával ragadjuk meg.

4. HITELCSATORNA • A kamatlábak csökkenése bővítheti a hitelkínálatot is, ösztönözve a beruházásokat. Ez a banki tartalékok emelkedése révén *(banki hitelezési alcsatorna)* vagy a háztartások és a vállalatok mérlegpozíciójának a részvényárak, az ingatlanárak és egyéb eszközárak emelkedése által kiváltott javulása révén valósulhat meg, ami enyhíti az információs aszimmetriát a hitelpiacon *(mérlegalcsatorna)*. Ennek a csatornának az erősségét a következő strukturális jellemzőkkel közelítjük:

– *Pénzügyi szolgáltatások részesedése.* Ha nagyobb a pénzügyi szektor egy gazdaságban, akkor várhatóan számottevőbben bővül a hitelkínálat, ezáltal egy adott kamatcsökkentés nagyobb mértékű beruházásnövekedést eredményez. Meg kell ugyanakkor jegyezni, hogy ez a strukturális jellemző a kamatcsatorna és az eszközárcsatorna erősségével is összefüggésben állhat. Ezt a pénzügyi és biztosítási tevékenységeknek a gazdaság bruttó hozzáadott értékéből való részesedésével mérjük.

– *Kisvállalatok részesedése.* A kisvállalatok jobban rá vannak szorulva a bankhitelekre tevékenységeik finanszírozásához, mint a tőzsdén aktívabb nagyvállalatok. Ők szembesülnek élesebben a hitelpiac működését meghatározó információs aszimmetriából adódó problémákkal is, mert nehezebben tudnak kellően értékes fedezetet biztosítani a hitelezőknek. Ha tehát nagyobb a kisvállalatok súlya egy gazdaságban, akkor a kamatlábak csökkenése több vállalat számára könnyítheti meg a hitelhez jutást, így jelentősebb beruházásnövekedés valósulhat meg. Ezt a strukturális jellemzőt az 50-nél kevesebb főt foglalkoztató vállalatok összes foglalkoztatáson belüli részesedésével ragadjuk meg Mandler és szerzőtársai (2022) nyomán.

– *Lakástulajdonlás.* Ha egy gazdaság háztartásainak nagyobb hányada lakik saját tulajdonú ingatlanban, akkor a kamatlábak csökkenését követően többen lehetnek képesek nagyobb értékű ingatlanfedezetet nyújtani a hitelpiacon, így több háztartás számára enyhülhetnek az információs aszimmetriából fakadó hitelkorlátok, erőteljesebben bővülhet a hitelkínálat, és ezzel együtt az árupiaci aggregált kereslet is. A lakástulajdonlás mértékét a saját tulajdonú lakásban élő háztartások összes háztartáson belüli arányával mérjük.

– *Likviditási korlátok.* Ha nagyobb a hitelfelvételben korlátozott, vagyis a likviditáskorlátos háztartások aránya egy gazdaságban, akkor több, egymással ellentétes mechanizmus befolyásolhatja a monetáris politika hatásosságát. A hatásosság

erősödésének irányába mutat, hogy a pénzügyi eszközök és az ingatlanok kamatcsökkenés miatt bekövetkező felértékelődése több háztartás számára enyhítheti a likviditási korlátokat, aminek nagyobb lehet a tartós fogyasztási javak és az ingatlanok iránti keresletre gyakorolt hatása. Ahogy a heterogén szereplős újkeynesi modellek irodalma rámutat, a likviditáskorlátos háztartások fogyasztási határhajlandósága nagyobb, mint a többi háztartásé, ezért fogyasztási keresletük erősebben reagál jövedelmük egységnyi növekedésére, elősegítve a megképződött többletjövedelem multiplikálódását (Galí et al., 2007; Kaplan et al., 2018). Ez a mechanizmus tovább erősítheti a monetáris politika hatásosságát, ha nagy a likviditáskorlátos háztartások aránya. A hitelfelvételben korlátozott háztartások árupiaci keresletének a kamatváltozásokra való érzéketlensége viszont hatástalanabbá teheti a konvencionális monetáris politikát. A kamatpolitika aggregált keresletre gyakorolt közvetlen hatása tehát gyengülhet, az eszközárakon és a jövedelmeken keresztül érvényesülő közvetett hatása viszont erősödhet, ha nagyobb a likviditáskorlátos háztartások aránya. Ezt az arányt a váratlan pénzügyi kiadásokkal megküzdeni képtelen háztartások arányával közelítjük.

Nominális és reálmerevségek • A monetáris politika hatásosságát befolyásolhatja a gazdaságban tapasztalható nominális és reálmerevségek mértéke is, a monetáris transzmisszió hagyományos csatornáitól függetlenül, ezért az ezekhez köthető strukturális jellemzőket is figyelembe vesszük elemzésünkben:

– *Munkaerőpiaci merevségek.* Ha nehezebben alkalmazkodik a foglalkoztatás – és ezáltal a kibocsátás – a monetáris politikai sokkokhoz, akkor nagyobb valószínűséggel reagálnak rájuk a vállalatok az árak módosításával. Így egy sokk kibocsátásra gyakorolt hatása várhatóan gyengébb, az árakra gyakorolt hatása pedig várhatóan erősebb lesz, ha nehezebb elbocsátani a munkavállalókat. Az elbocsátás nehézségét az OECD foglalkoztatásvédelem-szigorúsági indexével *(Strictness of Employment Protection Index)* közelítjük. Az index konkrétan a határozatlan idejű munkaszerződéssel rendelkező munkavállalók egyéni és kollektív elbocsátásának nehézségét méri. A reálbérek merevsége viszont erősítheti egy monetáris politikai sokk foglalkoztatási és kibocsátási hatásait, mert mennyiségi alkalmazkodásra kényszerítheti a vállalatokat. A reálbérek merevségét a szakszervezeti tagsággal rendelkező alkalmazottak arányával közelítjük. Az adat forrása szintén az OECD.

– *A bérek és az árak merevsége.* Ha merevebbek a nominális bérek és az árak egy gazdaságban, akkor a vállalatok várhatóan nagyobb mértékben reagálnak a kibocsátás módosításával, semmint az árak változtatásával egy monetáris politikai sokkra. A nominális bérek merevségét a bért évi egy alkalomnál ritkábban változtató vállalatok arányával mérjük. Branten és szerzőtársai (2018) közölnek ezzel kapcsolatos országspecifikus adatokat a *Wage Dynamics Network* WDN3 kérdőíves felmérésének eredményei alapján, amelyet 2014-ben végeztek, és a 2010–2013 közötti időszakra vonatkozó kérdéseket tartalmazott. Az árak rugalmasságát pedig a termékek és szolgáltatások átmeneti leárazások nélkül számított havi átlagos árváltozási gyakoriságával mérjük. Erről Gautier és szerzőtársai (2024) közölnek adatokat több európai országra vonatkozóan.

– *Közbülső termékek felhasználásának intenzitása.* A termelési hálózattal bővített újkeynesi modellek viszonylag fiatal szakirodalma mutatott rá arra, hogy a gazdaság ágazatait összekötő input-output hálózat felerősítheti a monetáris politika kibocsátási hatásait az árak ragadósságának a szállító ágazatoktól a vevő ágazatok felé történő terjedése révén. A ragadós árú köztes inputok vevőinek határköltségei kevésbé ingadoznak, ennek következtében az áralkalmazkodás gyengébbé válik, ami növelheti a monetáris politikai sokkok reálhatásait (Ghassibe, 2021). Ez a hálózati amplifikációs hatás várhatóan erősebb lesz, ha a gazdaságban működő vállalatok intenzívebben támaszkodnak közbülső inputokra. Ezt a gazdaság bruttó kibocsátásának azzal a hányadával ragadjuk meg, amelyet folyó termelőfelhasználásra fordítanak.

ALAPVETŐ STRUKTURÁLIS JELLEMZŐK • Végül a gazdaságok néhány alapvető strukturális jellemzőjét is bevonjuk az elemzésbe, amelyek nem köthetők ugyan közvetlenül a monetáris transzmissziós csatornák egyikéhez sem, de elképzelhető, hogy összefüggésbe hozhatók a monetáris politika hatásosságával. Ezek a következők:

– *Gazdasági fejlettség.* Az általános gazdasági fejlettséget az egy főre jutó GDP-vel közelítjük, amelyet vásárlóerő-paritáson mérünk. Egy adott ország egy főre jutó GDP-jét az euróövezeti gazdaságok átlagértékének százalékában fejezzük ki, hogy időben összehasonlítható relatív értékeket kapjunk, amelyek időbeli átlagolása értelmes. Az átlagot úgy számítjuk ki, hogy összeadjuk az országok vásárlóerő-paritáson számított GDP-értékeit, és elosztjuk az összeget az euróövezet teljes népességével minden évre. Tekintettel vagyunk arra, hogy az euróövezet országösszetétele változott az idők folyamán: az átlag számításakor egy adott évre vonatkozóan csak azoknak az országoknak a GDP- és népességértékeit vesszük figyelembe, amelyek abban az évben a közös valutát használták.

– *Gazdasági méret.* Egy ország gazdasági méretét a GDP-jével ragadjuk meg, amelyet ismét az euróövezet GDP-jének százalékában fejezünk ki, hogy időben összehasonlítható relatív értékeket kapjunk. Itt is figyelembe vesszük, hogy az övezet országösszetétele változott az idők folyamán.

– *A gazdaság átlagos növekedési rátája.* Egy gazdaság átlagos növekedési rátáját a reál-GDP-nek a mintaidőszak alatti átlagos éves növekedési rátájával mérjük.

– *Átlagos inflációs ráta.* Az átlagos infláció rátáját ugyanezen időszak alatti átlagos éves HICP-növekedési rátájával ragadjuk meg.

A korrelációs elemzés eredményei

Elemzésünkben egyszerű Pearson-féle lineáris korrelációs együtthatókat számítunk a becsült monetáris politikai multiplikátorok és a bemutatott strukturális jellemzők között, hogy kiderítsük, melyek állnak kapcsolatban a monetáris politika hatásosságának becsült mutatóival. Az *5. táblázat* közli a korrelációs együtthatókat a három szokásos időtávon. Az EKB árnyékkamatlábának emelkedése szinte mindig csökkenti az euróövezeti tagállamok kibocsátását és árszintjét, ezért a multiplikátorok jellemzően negatívak. Ez azt jelenti, hogy a negatív korrelációs együtthatók a strukturális jellemzők és a monetáris

politika hatásossága közötti pozitív kapcsolatra utalnak. A zárójelekben a nulla korreláció nullhipotézisét tesztelő kétoldali *t*-próbák *p*-értékei láthatók.[6]

A strukturális jellemzők és a kibocsátási multiplikátorok között több statisztikailag szignifikáns korrelációs kapcsolatot mérünk, mint az előbbiek és az árszint-multiplikátorok között. Ez nem meglepő annak tükrében, hogy a kibocsátási multiplikátorok *3. táblázatban* közölt becslései között jelentősebb különbségek mutatkoztak, mint az árszint-multiplikátorok *4. táblázatban* olvasható becslései között. Az utóbbiak között nem voltak statisztikai értelemben szignifikáns különbségek a legtöbb országpár viszonylatában, különösen közép- és hosszú távon, ezért természetes, hogy a strukturális jellemzők többsége nem képes szignifikánsan magyarázni ezeket a különbségeket. A pénzügyi fejlettségi index és a rövid távú árszint-multiplikátor között találunk csupán 10 százalékos szinten szignifikáns, közepes erősségű korrelációs kapcsolatot.

A kibocsátási multiplikátorok esetében a korrelációs elemzésünk megerősíti a *3. táblázatban* közölt eredmények alapján már megállapított intuíciót: jellemzően hatásosabb a monetáris politika az euróövezet fejlettebb – és egyúttal nagyobb – gazdaságaiban. Közepesen erős és 5 százalékos szinten szignifikáns korrelációt mérünk ugyanis a gazdasági fejlettség és a rövid távú kibocsátási multiplikátor, valamint hasonló erősségű és 10 százalékos szinten szignifikáns korrelációt a gazdasági méret és ugyanezen multiplikátor között. Ezek a kapcsolatok gyengülnek, és elvesztik statisztikai szignifikanciájukat közép- és hosszú távon, de a várt előjelűek maradnak. Szintén a várt előjelű, ám gyenge és inszignifikáns a kapcsolat a gazdasági fejlettség, valamint az árszint-multiplikátorok között.

Felmerül a kérdés, hogy milyen tulajdonsággal rendelkezhetnek az euróövezet fejlettebb tagállamai a kevésbé fejlettekhez képest, aminek következtében esetükben nagyobbnak becsüljük a közös monetáris politika reálhatását. Az *5. táblázatban* közölt eredmények szerint a kulcsfontosságú tulajdonság az, hogy intenzívebb a verseny a bankpiacaikon, de számíthat az is, hogy fejlettebbek a pénzügyi piacaik. A bankok nettó kamatmarzsa korrelál ugyanis a legerősebben – ám továbbra is csak közepesen erősen – a kibocsátási multiplikátorokkal. Az összefüggés 5 százalékos szinten is szignifikáns mindhárom időtávon. Az EKB monetáris politikája tehát általában hatásosabb azokban az euróövezeti tagállamokban, amelyekben a kereskedelmi bankok átlagosan kisebb marzsot alkalmaznak a betéti és a hitelkamatlábaik között, vagyis amelyekben kisebb a bankok kamatmeghatározó ereje, ezért hatékonyabban gyűrűzhetnek át a határköltségeik változásai az általuk meghatározott kamatokba. A jegybanki alapkamat változásai pedig éppen a kereskedelmi bankok határköltségeinek befolyásolása révén gyűrűzhetnek át a kereskedelmi banki kamatokba, és fejthetik ki hatásukat az aggregált keresletre. Közepesen erős a korreláció a pénzügyi fejlettség és a kibocsátási multiplikátorok között is, de csak rövid távon szignifikáns 5 százalékos szinten; közép- és hosszú távon csak 10 százalékos szinten tekinthető annak.

[6] Ezeket kiszámoltuk a változók értékeinek véletlen permutálásán alapuló Monte Carlo-szimulációs eljárással is, amely a *t*-próbával ellentétben nem feltételezi az utóbbiak normális eloszlását, és hasonló eredményekre jutottunk.

5. táblázat
Az EKB kibocsátási és árszint-multiplikátorai, valamint a strukturális jellemzők közötti Pearson-féle korrelációk

Strukturális jellemző	Kibocsátási multiplikátor			Árszint–multiplikátor		
	$H=0$	$H=4$	$H=20$	$H=0$	$H=4$	$H=20$
Kamatcsatorna						
Bankhitelek (a GDP százalékában)	0,07 (0,791)	–0,05 (0,838)	–0,03 (0,917)	–0,36 (0,131)	–0,14 (0,573)	–0,12 (0,610)
Változó kamatozású hitelek aránya (százalék)	0,14 (0,578)	0,09 (0,716)	0,14 (0,562)	–0,01 (0,963)	0,07 (0,768)	0,10 (0,676)
Bankok nettó kamatmarzsa (százalékpont)	0,55** (0,014)	0,51** (0,027)	0,56** (0,013)	0,10 (0,680)	–0,10 (0,676)	–0,12 (0,611)
Államadósság (a GDP százalékában)	0,05 (0,848)	0,10 (0,681)	0,10 (0,669)	–0,12 (0,634)	–0,02 (0,929)	0,01 (0,971)
Építőipari és tartós javak (a GVA százalékában)	–0,07 (0,782)	–0,08 (0,749)	–0,08 (0,757)	–0,07 (0,793)	–0,29 (0,258)	–0,24 (0,359)
Árfolyamcsatorna						
Kereskedelem (a GDP százalékában)	–0,02 (0,923)	0,04 (0,881)	0,07 (0,784)	–0,12 (0,614)	–0,22 (0,369)	–0,22 (0,370)
EU-n kívüli árukereskedelem (a GDP százalékában)	0,18 (0,463)	–0,05 (0,854)	–0,05 (0,853)	0,25 (0,309)	0,13 (0,582)	0,07 (0,764)
Eszközárcsatorna						
Pénzügyi fejlettségi index	–0,47** (0,043)	–0,39* (0,094)	–0,44* (0,061)	–0,41* (0,084)	–0,06 (0,797)	0,00 (0,990)
Piaci kapitalizáció (a GDP százalékában)	–0,30 (0,260)	0,00 (0,988)	–0,06 (0,835)	–0,18 (0,501)	0,11 (0,699)	0,17 (0,534)
Hitelcsatorna						
Pénzügyi és biztosítási tevékenységek (a GVA százalékában)	–0,31 (0,197)	–0,07 (0,778)	–0,05 (0,827)	–0,39 (0,102)	–0,21 (0,391)	–0,14 (0,557)
Kisvállalatok foglalkoztatása (az összes foglalkoztatás százalékában)	0,26 (0,291)	0,32 (0,188)	0,32 (0,187)	0,19 (0,443)	–0,01 (0,973)	–0,03 (0,905)
Lakástulajdonlási ráta (százalék)	0,50** (0,029)	0,48** (0,039)	0,50** (0,029)	0,21 (0,391)	–0,15 (0,546)	–0,22 (0,372)
Likviditáskorlátosok aránya (százalék)	0,48** (0,038)	0,38 (0,109)	0,44* (0,062)	0,12 (0,612)	–0,07 (0,785)	–0,15 (0,526)
Nominális és reálmerevségek						
Foglalkoztatásvédelem-szigorúsági index	–0,08 (0,754)	0,17 (0,515)	0,17 (0,503)	–0,04 (0,874)	0,03 (0,917)	0,07 (0,797)
Szakszervezeti lefedettség (százalék)	–0,33 (0,199)	–0,35 (0,170)	–0,34 (0,181)	–0,09 (0,722)	–0,08 (0,747)	–0,01 (0,975)
Bérek merevsége (százalék)	0,14 (0,575)	0,11 (0,640)	0,15 (0,543)	–0,26 (0,287)	–0,20 (0,414)	–0,29 (0,231)

Az 5. táblázat folytatása

Strukturális jellemző	Kibocsátási multiplikátor			Árszint–multiplikátor		
	$H=0$	$H=4$	$H=20$	$H=0$	$H=4$	$H=20$
Árak rugalmassága (százalék)	0,39 (0,231)	0,44 (0,175)	0,44 (0,171)	–0,17 (0,610)	–0,36 (0,283)	–0,36 (0,281)
Folyó termelőfelhasználás (a bruttó kibocsátás százalékában)	–0,21 (0,383)	–0,06 (0,808)	–0,04 (0,884)	–0,26 (0,277)	–0,36 (0,126)	–0,29 (0,234)
Alapvető strukturális jellemzők						
Gazdasági fejlettség (az euróövezeti átlag százalékában)	–0,47** (0,045)	–0,28 (0,248)	–0,30 (0,215)	–0,35 (0,142)	–0,16 (0,522)	–0,10 (0,687)
Gazdasági méret (az euróövezet GDP-jének százalékában)	–0,42* (0,074)	–0,31 (0,203)	–0,36 (0,134)	–0,06 (0,803)	0,10 (0,679)	0,17 (0,490)
A reál-GDP trendnövekedési rátája (százalék)	0,26 (0,279)	0,02 (0,938)	0,03 (0,892)	0,33 (0,173)	0,12 (0,614)	0,06 (0,804)
A HICP trendinflációs rátája (százalék)	–0,03 (0,908)	0,09 (0,729)	0,03 (0,915)	0,15 (0,548)	0,29 (0,233)	0,33 (0,170)

Megjegyzés: a zárójelekben a *p*-értékek. *** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

Mivel a fejlettebb pénzügyi piacokkal rendelkező országokban a bankok nettó kamatmarzsa is jellemzően kisebb (a korreláció a két változó között –0,64, és 1 százalékos szinten is szignifikáns), nem lehet egyértelműen megállapítani, hogy mindkét tényező döntő szerepet játszik-e a közös monetáris politika hatásosságának meghatározásában, vagy csak az egyikük. A bankpiaci verseny erősségének elsődlegessége mellett szól, hogy a bankok nettó kamatmarzsa erősebben korrelál a kibocsátási multiplikátorokkal, mint a pénzügyi fejlettségi index.

A kibocsátási multiplikátor és a lakástulajdonlási ráta, valamint a kibocsátási multiplikátor és a likviditáskorlátos háztartások aránya között is statisztikailag szignifikáns, közepes erősségű korrelációt mérünk szinte minden időtávon. Ezek a kapcsolatok azonban pozitív előjelűek, vagyis arra utalnak, hogy a közös monetáris politika kevésbé hatásos az euróövezet azon tagállamaiban, ahol a háztartások nagyobb hányada lakik saját tulajdonú ingatlanban, illetve ahol magasabb a likviditáskorlátos háztartások aránya. Az előbbi eredmény intuícióellenes, az utóbbi pedig attól függően lehet az, hogy miként ítéljük meg a likviditási korlátok szerepét a monetáris politika hatásosságának meghatározásában.

A meglepő eredmények egyik lehetséges magyarázata, hogy a lakástulajdonlási ráta és a likviditáskorlátos háztartások aránya is korrelál a bankok nettó kamatmarzsával (a korrelációs együtthatók rendre 0,57 és 0,46, és mindkettő 5 százalékos szinten szignifikáns), valamint a pénzügyi fejlettségi indexszel (a korrelációs együtthatók rendre –0,68 és –0,6, és mindkettő 1 százalékos szinten is szignifikáns). Ez arra utalhat, hogy a lakástulajdonlási ráta és a likviditáskorlátos háztartások aránya részben a bankpiaci verseny és a pénzügyi fejlettség hatását tükrözi. Az euróövezet fejlettebb tagállamaiban jellemzően a háztartások kisebb hányada lakik saját tulajdonú ingatlanban (a korreláció

–0,38, bár a kapcsolat a szokásos szinteken nem szignifikáns), és alacsonyabb a likviditáskorlátos háztartások aránya (a korreláció –0,52, és 5 százalékos szinten szignifikáns). Ugyanezekben az országokban erősebb a bankpiaci verseny (a gazdasági fejlettség és a bankok nettó kamatmarzsa közötti korreláció –0,61, és 1 százalékos szinten is szignifikáns), és fejlettebbek a pénzügyi piacok is (a gazdasági fejlettség és a pénzügyi fejlettségi index közötti korreláció 0,5, és 5 százalékos szinten szignifikáns).

Ha a bankpiaci verseny erősségét és a pénzügyi fejlettséget tekintjük a monetáris politika országonként eltérő reálhatása legfontosabb magyarázó tényezőinek, akkor nem meglepő, hogy hatásosabbnak becsüljük a monetáris politikát az alacsonyabb lakástulajdonlási rátával és arányaiban kevesebb likviditáskorlátos háztartással rendelkező országokban, hiszen ezekben erősebb a bankpiaci verseny, és fejlettebbek a pénzügyi piacok.[7]

A likviditási korlátok és a monetáris politika hatásossága közötti negatív kapcsolat azonban csak akkor intuícióellenes, ha a likviditási korlátok elsődleges szerepének azt tekintjük, hogy erősítik a monetáris politikának az aggregált keresletre az eszközárakon és a jövedelmeken keresztül gyakorolt közvetett hatásait. Ha inkább gyengítik a monetáris politika hatásosságát azáltal, hogy a háztartások árupiaci kereslete kevésbé reagál a kamatváltozásokra, akkor a kibocsátási multiplikátor és a likviditáskorlátos háztartások aránya közötti negatív empirikus korreláció összhangban áll az elméleti várakozásokkal.

A fent leírt okok miatt azonban bizonytalanok vagyunk abban, hogy valóban releváns összefüggést találtunk-e a likviditási korlátok mértéke és a monetáris politika hatásossága között, ezért ennek az eredménynek kisebb hangsúlyt adunk.

Eredményeink összességében arra utalnak, hogy az EKB közös monetáris politikájának az euróövezet fejlettebb országaiban megfigyelt nagyobb hatásossága összefügghet a kereskedelmi bankok kisebb kamatmeghatározó erejével, ami megkönnyíti a jegybanki alapkamat változásainak a kereskedelmi banki kamatokba történő átgyűrűzését. Fontos lehet emellett az is, hogy a fejlettebb euróövezeti tagállamok pénzügyi piacai mélyebbek, hozzáférhetőbbek és hatékonyabbak, ami elősegítheti az eszközárcsatornán keresztüli monetáris transzmissziót. Georgiadis (2015), valamint Mandler és szerzőtársai (2022) eredményeivel ellentétben nem találtunk szignifikáns összefüggést a munkaerőpiaci merevségek mértéke és a közös monetáris politika hatásossága között, és az iparági szerkezet jelentősége is elhanyagolhatónak tűnik. Eredményeink tehát inkább a pénzügyi piacokkal kapcsolatos változók és a monetáris politika hatásossága közötti összefüggés jelentőségére, semmint a reálgazdasági változók szerepére utalnak.

[7] Többváltozós lineáris regressziókat is becsültünk, amelyekben a különböző időtávokhoz tartozó kibocsátási multiplikátorok alakulását a bankok nettó kamatmarzsával, a pénzügyi fejlettségi indexszel, a lakástulajdonlási rátával és a likviditáskorlátos háztartások arányával magyaráztuk. Azt vizsgáltuk, hogy a multiplikátorok és az utóbbi két strukturális jellemző között kimutatott szignifikáns kapcsolat fennmarad-e akkor is, ha a bankok nettó kamatmarzsára és a pénzügyi fejlettségi indexre kontrollálunk. A regressziókban azonban egyik változó sem bizonyult szignifikáns magyarázó változónak. Ennek oka az lehetett, hogy a mindössze 19 megfigyelésből álló mintához képest viszonylag sok együtthatót kellett becsülni, miközben a magyarázó változók között is jelentős korreláció állt fenn, ami megnövelte a regressziós együtthatók standard hibáit. Ezért az elemzésben végül az egyszerű korrelációs elemzés mellett döntöttünk.

Összefoglalás

A tanulmány a monetáris politika transzmisszióját vizsgálta az euróövezet tagállamaiban annak feltárására, hogy milyen mértékben heterogén az egyes tagállamok reakciója az EKB közös monetáris politikai sokkjaira. Egy kétlépcsős vektor-autoregresszív elemzést mutattunk be, amelynek eredményei arra utalnak, hogy az EKB monetáris politikájának hatásosságában jelentős országok közötti eltérések vannak, különösen a kibocsátásra gyakorolt hatásokat illetően. Ezek tekintetében Szlovéniában, Németországban, Luxemburgban, Finnországban, Franciaországban, Hollandiában, Olaszországban, Portugáliában és Máltán becsültük a leghatásosabbnak az EKB monetáris politikáját, míg Cipruson, Lettországban, Litvániában, Észtországban, Szlovákiában, Írországban, Belgiumban és Görögországban a legkevésbé hatásosnak. Ez arra utal, hogy az EKB monetáris politikája általában hatásosabb az euróövezet fejlettebb magországaiban, mint a kevésbé fejlett tagállamokban. Az árhatások tekintetében ez a mintázat kevésbé egyértelműen bontakozott ki, de némileg itt is megfigyelhető volt. Ebből a szempontból Luxemburgban, Szlovéniában, Portugáliában, Spanyolországban, Írországban, Cipruson és Szlovákiában becsültük a leghatásosabbnak az EKB monetáris politikáját, míg Máltán, Litvániában, Finnországban, Lettországban, Észtországban, Hollandiában, Olaszországban és Görögországban a legkevésbé hatásosnak. Fontos hangsúlyozni, hogy eredményeink szerint az EKB az euróövezet valamennyi tagállamában képes szignifikánsan hatni az árszínvonalra, míg a reálgazdaság teljesítményére csak a tagállamok nagyjából felében. Az országok között többnyire nem találtunk nagy és statisztikailag szignifikáns eltéréseket a közös monetáris politika árszínvonalra vonatkozó hatásosságában, a kibocsátásra gyakorolt hatások esetében viszont nagyobb különbségeket becsültünk, amelyek erősebb statisztikai szignifikanciát mutattak.

Egyszerű korrelációs elemzésünk arra utal, hogy a közös monetáris politika kibocsátásra gyakorolt hatásának országok közötti eltérései elsősorban a bankpiaci verseny erősségével, másodsorban pedig a pénzügyi piacok fejlettségével függnek össze. Az a megállapításunk, hogy az EKB monetáris politikája hatásosabb az euróövezet fejlettebb tagállamaiban, összefüggésben állhat azzal, hogy ezekben az országokban intenzívebb a verseny a kereskedelmi bankok között. A bankok kisebb kamatmeghatározó ereje elősegítheti a jegybanki alapkamat változásainak a kereskedelmi banki kamatokba történő átgyűrűzését. Emellett az euróövezet fejlettebb tagállamainak pénzügyi piacai mélyebbek, hozzáférhetőbbek és hatékonyabbak, ami elősegítheti az eszközárcsatornán keresztüli monetáris transzmissziót. Az EKB monetáris politikájának árszínvonalra gyakorolt hatása esetében nem találtunk hasonlóan meghatározó magyarázó tényezőket: az árszint-multiplikátorok között megfigyelt kisebb országok közötti különbségek nem álltak statisztikailag szignifikáns összefüggésben a strukturális jellemzők eltéréseivel.

Az eredmények fontos gazdaságpolitikai következményekkel járnak az EKB, valamint az euróövezet egyes tagállamai számára. Az EKB-nak érdemes figyelembe vennie, hogy a tagállamok reálgazdaságai eltérő módon reagálhatnak a monetáris politikai beavatkozásaira. Még ha szimmetrikus sokkok érik is őket, a monetáris stabilizáció hatásai akkor is aszimmetrikusak lehetnek. Ha erősebb nominális merevségek állnak a kevésbé fejlett tagállamok közös monetáris politikai sokkokra adott gyengébb

reakciójának hátterében, akkor optimális lehet nagyobb súlyt adni kibocsátásuknak és/vagy árszintjüknek a megcélzott kibocsátási és/vagy árindex számítása során (Benigno, 2004; Soares, 2008). Eredményeink ugyanakkor arra utalnak, hogy elsődleges célja, az árszínvonal stabilizálása szempontjából az EKB-nak kevésbé kell aggódnia az országok közötti hasonló aszimmetriák miatt. A tagállamok ugyanakkor saját szakpolitikákkal is ellensúlyozhatják a közös monetáris politikára adott gyengébb reakcióikat, például azáltal, hogy nagyobb mértékben támaszkodnak fiskális stabilizációra. A tanulmány eredményei arra is utalnak, hogy a bankpiaci verseny élénkítését és a pénzügyi piacok mélyítését célzó strukturális reformok hosszú távon erősíthetik a tagállamoknak a közös monetáris politikára adott reakcióját. E nemzeti szakpolitikák és strukturális reformok szükségességét azonban árnyalja, hogy bár a pontbecslések alapján a fejlettebb tagállamok fő makrováltozói általában erősebben, míg a kevésbé fejlett tagállamokéi gyengébben reagálnak a közös monetáris politikai sokkokra, ezek a különbségek statisztikailag nem szignifikánsak az euróövezet egészére vonatkozó reakciókhoz képest. Nem vethető el tehát az a nullhipotézis, hogy kidolgozható lenne az euróövezet egésze és az egyes tagállamok számára egyaránt optimális monetáris politikai stratégia, amennyiben nem érik őket aszimmetrikus sokkok.

A jövőbeli kutatások egyik érdekes iránya lehet annak vizsgálata, hogy mennyiben tér el az euróövezet tagállamainak az EKB konvencionális és nemkonvencionális monetáris politikai sokkjaira adott reakciója. Fontos lenne továbbá, hogy az egyszerű korrelációs mintázatok elemzése mellett feltárjuk az EKB monetáris politikájának hatásossága és az euróövezet tagállamainak strukturális jellemzői közötti oksági összefüggéseket is.

Hivatkozások

Alessandri, P., Jordà, O., & Venditti, F. (2025). Decomposing the monetary policy multiplier. *Journal of Monetary Economics, 152,* 103783. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2025.103783

Angeloni, I., & Ehrmann, M. (2003). Monetary transmission in the euro area: Early evidence. *Economic Policy, 18*(37), 469–501. https://doi.org/10.1111/1468-0327.00113_1

Bayoumi, T., & Eichengreen, B. (1992). *Shocking aspects of monetary unification* (NBER Working Paper, No. 3949). https://doi.org/10.3386/w3949

Bean, C., Larsen, J. D. J., & Nikolov, K. (2002). *Financial frictions and the monetary transmission mechanism: Theory, evidence and policy implications* (ECB Working Paper, No. 113). https://doi.org/10.2139/ssrn.356761

Benigno, P. (2004). Optimal monetary policy in a currency area. *Journal of International Economics, 63*(2), 293–320. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00055-2

Branten, E., Lamo, A., & Rõõm, T. (2018). *Nominal wage rigidity in the EU countries before and after the Great Recession: Evidence from the WDN surveys* (ECB Working Paper, No. 2159). https://doi.org/10.2139/ssrn.3199722

Camehl, A., & von Schweinitz, G. (2026). What explains international interest rate co-movement? *Journal of Applied Econometrics, 41*(4), 343–359. https://doi.org/10.1002/jae.70044

Cavallo, A., & Ribba, A. (2015). Common macroeconomic shocks and business cycle fluctuations in euro area countries. *International Review of Economics & Finance, 38,* 377–392. https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.03.006

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of macroeconomics* (Vol. 1A, pp. 65–148). Elsevier Science. https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)01005-8

Corsetti, G., Duarte, J. B., & Mann, S. (2022). One money, many markets. *Journal of the European Economic Association, 20*(1), 513–548. https://doi.org/10.1093/jeea/jvab030

De Grauwe, P. (2018). *Economics of monetary union*. Oxford University Press.

Ehrmann, M. (2000). Comparing monetary policy transmission across European countries. *Weltwirtschaftliches Archiv, 136*(1), 58–83. https://doi.org/10.1007/BF02707396

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1998). The endogeneity of the optimum currency area criteria. *The Economic Journal, 108*(449), 1009–1025. https://doi.org/10.1111/1468-0297.00327

Fry, R., & Pagan, A. (2011). Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review. *Journal of Economic Literature, 49*(4), 938–960. https://doi.org/10.1257/jel.49.4.938

Galí, J. (2015). *Monetary policy, inflation, and the business cycle: An introduction to the New Keynesian framework*. Princeton University Press.

Galí, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association, 5*(1), 227–270. https://doi.org/10.1162/JEEA.2007.5.1.227

Gautier, E., Conflitti, C., Faber, R. P., Fabo, B., Fadejeva, L., Jouvanceau, V., Menz, J.-O., Messner, T., Petroulas, P., Roldan-Blanco, P., Rumler, F., Santoro, S., Wieland, E., & Zimmer, H. (2024). New facts on consumer price rigidity in the euro area. *American Economic Journal: Macroeconomics, 16*(4), 386–431. https://doi.org/10.1257/mac.20220289

Georgiadis, G. (2015). Examining asymmetries in the transmission of monetary policy in the euro area: Evidence from a mixed cross-section global VAR model. *European Economic Review, 75,* 195–215. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.12.007

Gertler, M., & Karádi, P. (2015). Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics, 7*(1), 44–76. https://doi.org/10.1257/mac.20130329

Ghassibe, M. (2021). Monetary policy and production networks: An empirical investigation. *Journal of Monetary Economics, 119,* 21–39. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2021.02.002

Giannone, D., Lenza, M., & Primiceri, G. E. (2015). Prior selection for vector autoregressions. *The Review of Economics and Statistics, 97*(2), 436–451. https://doi.org/10.1162/REST_a_00483

International Monetary Fund. (2026). *About Financial Development Index*. https://data.imf.org/en/Datasets/FDI/About-FDI

Jordà, O., Singh, S. R., & Taylor, A. M. (2024). The long-run effects of monetary policy. *The Review of Economics and Statistics.* https://doi.org/10.1162/rest_a_01527

Kaplan, G., Moll, B., & Violante, G. L. (2018). Monetary policy according to HANK. *American Economic Review, 108*(3), 697–743. https://doi.org/10.1257/aer.20160042

Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). *Structural vector autoregressive analysis*. Cambridge University Press.

Kovács, Gy., Kiss, G. D., & Varga, J. Z. (2016). Várakozások és a monetáris politika – különös tekintettel a magyarországi gyakorlatra. *Közgazdasági Szemle, 63*(11), 1192–1216. https://doi.org/10.18414/KSZ.2016.11.1192

Krippner, L. (2020). *Documentation for shadow short rate estimates*. https://www.ljkmfa.com/wp-content/uploads/2021/07/Documentation-for-SSR-estimates-29-May-2020.pdf

Mandler, M., Scharnagl, M., & Volz, U. (2022). Heterogeneity in euro area monetary policy transmission: Results from a large multicountry BVAR model. *Journal of Money, Credit and Banking, 54*(2-3), 627–649. https://doi.org/10.1111/jmcb.12859

Mishkin, F. S. (2022). *The economics of money, banking and financial markets*. Pearson.

Mojon, B., & Peersman, G. (2001). *A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the euro area* (ECB Working Paper, No. 92). https://doi.org/10.2139/ssrn.303801

Mongelli, F. P., & De Grauwe, P. (2005). *Endogeneities of optimum currency areas: What brings countries sharing a single currency closer together?* (ECB Working Paper, No. 468). https://doi.org/10.2139/ssrn.691864

Mundell, R. A. (1961). A theory of optimum currency areas. *American Economic Review, 51*(4), 657–665. https://www.jstor.org/stable/1812792

Peersman, G., & Smets, F. (2003). The monetary transmission mechanism in the euro area: Evidence from VAR analysis. In I. Angeloni, A. K. Kashyap, & B. Mojon (Eds.), *Monetary policy transmission in the euro area: A study by the Eurosystem Monetary Transmission Network* (pp. 36–55). Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511492372.004

Pelle, A., & Végh, M. Z. (2025). Válságok és alkalmazkodás: Az Európai Központi Bank monetáris politikájának fejlődése. *Közgazdasági Szemle, 72*(12), 1226–1244. https://doi.org/10.18414/KSZ.2025.12.1226

Pogatchnik, S. (2021). *Multinationals make Ireland's GDP growth 'clearly misleading'*. Politico. https://www.politico.eu/article/ireland-gdp-growth-multinationals-misleading/

Read, M. (2023). Estimating the effects of monetary policy in Australia using sign-restricted structural vector autoregressions. *Economic Record, 99*(326), 329–358. https://doi.org/10.1111/1475-4932.12749

Rubio-Ramírez, J. F., Waggoner, D. F., & Zha, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies, 77*(2), 665–696. https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2009.00578.x

Santos Silva, J., & Tenreyro, S. (2010). Currency unions in prospect and retrospect. *Annual Review of Economics, 2*(1), 51–74. https://doi.org/10.1146/annurev.economics.102308.124508

Sax, C., & Eddelbuettel, D. (2018). Seasonal adjustment by X-13ARIMA-SEATS in R. *Journal of Statistical Software, 87*(11), 1–17. https://doi.org/10.18637/jss.v087.i11

Soares, C. (2008). Heterogeneity in a monetary union and its impact on welfare. *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles and Banco de Portugal Economic Studies,* Autumn, 157–173. https://www.bportugal.pt/en/paper/heterogeneity-monetary-union-and-its-impact-welfare

Soós, K. A. (2021). Az optimális valutaövezet két elmélete – aszimmetrikus sokkok és nemzetközi pénzügyi integráció. *Közgazdasági Szemle*, *68*(12), 1250–1275. https://doi.org/10.18414/KSZ.2021.12.1250

Spilimbergo, A., Symansky, S., & Schindler, M. (2009). *Fiscal multipliers* (IMF Staff Position Notes, SPN/09/11). https://www.imf.org/external/pubs/ft/spn/2009/spn0911.pdf

Szabó, A. (2015). A monetáris makrogazdasági fundamentumok szerepe néhány OECD-ország devizaárfolyamának hosszú távú meghatározásában. *Szigma*, *46*(1-2), 17–70. https://journals.lib.pte.hu/index.php/szigma/article/view/240/168

Wang, X., & Woźniak, T. (2025). *Bayesian analyses of structural vector autoregressions with sign, zero, and narrative restrictions using the R package bsvarSIGNs (Version 2.0).* https://doi.org/10.48550/arXiv.2501.16711

Függelék

F1. táblázat
Az EKB monetáris politikájának hatásosságában megnyilvánuló országok közti különbségek magyarázatára szolgáló strukturális jellemzők mérése

Strukturális jellemző	Közelítő változó	Rövid címke	Forrás	Hiányzó értékek
Kamatcsatorna				
Hitelezési aktivitás	a bankok által a magánszektornak nyújtott hazai hitelek (a GDP százalékában)	bankhitelek (a GDP százalékában)	Világbank	valamennyi ország, 1999–2000
Változó kamatozású hitelezés	változó kamatozású hitelek aránya a háztartásoknak és a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hiteleken belül (százalék)	változó kamatozású hitelek aránya (százalék)	EKB	valamennyi ország, 1999–2002; Észtország, Finnország, Görögország, Lettország, Luxemburg (mindegyiknél több hónap elszórtan)
Bankpiaci verseny	bankok nettó kamatmarzsa (százalékpont)	bankok nettó kamatmarzsa (százalékpont)	Világbank	valamennyi ország, 1999; Finnország, 1999, 2001–2004; Görögország, 2001–2004; Írország, 1999, 2003–2005, 2008–2010, 2014
Államadósság	az állam konszolidált bruttó adóssága (a GDP százalékában)	államadósság (a GDP százalékában)	Eurostat	Ausztria, Finnország, Franciaország, Hollandia, Írország, Luxemburg, Németország, Olaszország, Portugália (mindegyiknél 1999)
Kamatérzékeny keresletet kielégítő termelés	építőipari és tartós feldolgozóipari javak bruttó hozzáadott értéke (az összes GVA százalékában)	építőipari és tartós javak (a GVA százalékában)	OECD STAN[a]	Ciprus, Málta (mindkettőnél 2008–2019)
Árfolyamcsatorna				
Kereskedelmi nyitottság	áruk és szolgáltatások exportja + importja (a GDP százalékában)	kereskedelem (a GDP százalékában)	Világbank	nincs
	EU-n kívüli áruexport + áruimport (a GDP százalékában)	EU-n kívüli árukereskedelem (a GDP százalékában)	Eurostat	valamennyi ország, 1999–2001

[a] OECD STAN – a Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet Strukturális Elemzés nevű adatbázisa.

Az *F1. táblázat folytatása*

Strukturális jellemző	Közelítő változó	Rövid címke	Forrás	Hiányzó értékek
Eszközárcsatorna				
Pénzügyi fejlettség	pénzügyi fejlettségi index	pénzügyi fejlettségi index	IMF	nincs
Tőkepiaci kapitalizáció	tőzsdén jegyzett hazai vállalatok piaci kapitalizációja (a GDP százalékában)	piaci kapitalizáció (a GDP százalékában)	Világbank	Belgium, 2019; Észtország, 2011–2019; Finnország, 2005–2019; Franciaország, 2019; Görögország, 2019; Hollandia, 2018–2019; Lettország, 2014–2019; Litvánia, 2015–2019; Olaszország, 2015–2019; Portugália, 2019; Szlovákia, 2015–2019
Hitelcsatorna				
Pénzügyi szolgáltatások részesedése	pénzügyi és biztosítási tevékenységek bruttó hozzáadott értéke (az összes GVA százalékában)	pénzügyi és biztosítási tevékenységek (a GVA százalékában)	Eurostat	nincs
Kisvállalatok részesedése	50-nél kevesebb főt foglalkoztató üzleti vállalatok részesedése az összes foglalkoztatásból (százalék)	kisvállalatok foglalkoztatása (az összes foglalkoztatás százalékában)	Eurostat	valamennyi ország, 1999–2009; Ausztria, 2015, 2017–2019; Ciprus, 2011–2014, 2016–2018; Észtország, 2018; Finnország, 2010; Franciaország, 2010–2011; Görögország, 2010–2011, 2013, 2015–2017; Hollandia, 2010–2011; Írország, 2010–2014; Németország, 2010–2011; Olaszország, 2010–2012, 2014, 2017–2018
Lakástulajdonlás	lakástulajdonos háztartások aránya az összes háztartáson belül (százalék)	lakástulajdonlási ráta (százalék)	Eurostat	valamennyi ország, 1999–2002; Ausztria, 2003–2006; Finnország, 2003; Franciaország, 2003–2004; Görögország, 2004–2006; Hollandia, 2003–2004; Luxemburg, 2003–2006; Németország, 2003, 2006–2009; Olaszország, 2003; Portugália, 2003; Spanyolország, 2003–2006
Likviditási korlátok	váratlan pénzügyi kiadásokkal megküzdeni képtelen háztartások aránya (százalék)	likviditáskorlátosok aránya (százalék)	Eurostat	valamennyi ország, 1999–2002; Finnország, 2003; Franciaország, 2003; Hollandia, 2003–2004; Németország, 2003–2004; Olaszország, 2003; Portugália, 2003; Spanyolország, 2003

Az *F1. táblázat folytatása*

Strukturális jellemző	Közelítő változó	Rövid címke	Forrás	Hiányzó értékek
Nominális és reálmerevségek				
Munkaerőpiaci merevségek	foglalkoztatásvédelem-szigorúsági index	foglalkoztatásvédelem-szigorúsági index	OECD	Ciprus, 2008–2019; Málta, 2008–2019
	szakszervezeti tagsággal rendelkező alkalmazottak aránya (százalék)	szakszervezeti lefedettség (százalék)	OECD	valamennyi ország, 1999; Franciaország, 2006–2007, 2009, 2011–2012, 2014–2015, 2017–2018; Görögország, 2000, 2002–2003, 2005–2006, 2008–2009, 2011–2012, 2014–2015, 2017–2019; Hollandia, 2018; Luxemburg, 2000–2002; Portugália, 2000–2001, 2005, 2007, 2012–2014, 2017–2019
Bérek és árak merevsége	évi egy alkalomnál ritkábban bért változtató vállalatok aránya (százalék)	bérek merevsége (százalék)	Branten et al. (2018)	csak a 2010–2013 közötti időszakra vonatkozó felméréséből származó adatok vannak meg
	termékek havi átlagos árváltozási gyakorisága átmeneti leárazások nélkül (százalék)	árak rugalmassága (százalék)	Gautier et al. (2024)	Ciprus, Észtország, Finnország, Hollandia, Írország, Málta, Portugália és Szlovénia teljesen hiányzik; hiányzik még: valamennyi ország, 1999; Ausztria, 2018–2019; Belgium, 2000–2006, 2016–2019; Franciaország, 2001–2002; Görögország, 2000–2001; Lettország, 2014–2016; Litvánia, 2019; Luxemburg, 2000–2004, 2018–2019; Németország, 2000–2009; Olaszország, 2000–2010, 2019; Spanyolország, 2000–2007, 2019; Szlovákia, 2009–2010
Közbülső termékek felhasználásának intenzitása	folyó termelőfelhasználás (a bruttó kibocsátás százalékában)	folyó termelőfelhasználás (a bruttó kibocsátás százalékában)	Eurostat	nincs

Az *F.1. táblázat folytatása*

Strukturális jellemző	Közelítő változó	Rövid címke	Forrás	Hiányzó értékek
Alapvető strukturális jellemzők				
Gazdasági fejlettség	egy főre jutó GDP vásárlóerő-paritáson (az euróövezeti átlag százalékában)	gazdasági fejlettség (az euróövezeti átlag százalékában)	Penn World Table	nincs
Gazdasági méret	GDP (az euróövezeti GDP százalékában)	gazdasági méret (az euróövezeti GDP százalékában)	Eurostat	nincs
A gazdaság átlagos növekedési rátája	a reál-GDP átlagos éves növekedési rátája (százalék)	reál-GDP trendnövekedési rátája (százalék)	Eurostat	nincs
Átlagos inflációs ráta	a HICP átlagos éves növekedési rátája (százalék)	HICP-trendinflációs ráta (százalék)	Eurostat	nincs