

TDK-dolgozat

2024

NEUMANN JÁNOS EGYETEM
MNB INTÉZET: FENNTARTHATÓ PÉNZÜGYEK KÖZPONT
NEMZETKÖZI GAZDASÁG ÉS GAZDÁLKODÁS MESTERSZAK



A JEGYBANKI KOMMUNIKÁCIÓ PIACI HATÁSA
MAGYARORSZÁGON

THE MARKET IMPACT OF CENTRAL BANK COMMUNICATION
IN HUNGARY

Molnár Tamás

Konzulens: Vonnák Balázs

Kézirat lezárásának dátuma: 2024. 04. 15.

ABSZTRAKT

Ebben a tanulmányban a Magyar Nemzeti Bank által publikált jegybanki közlemények piaci hatását vizsgáltam meg a forintárfolyam (EURHUF) és a 3 hónap múlva induló 3 hónapos határidős kamatláb-megállapodási ügylet (3X6 FRA) esetében. A vizsgálatot nagyfrekvenciás eseményelemzés segítségével végeztem el, míg a közlemények irányultságának megállapításához különböző szövegelemző módszerek használtam fel, melynek segítségével relatíve hatékonyan tudtam identifikálni a monetáris politika hangvételét, hogy az szigorító (hawkish), vagy lazító (dovish). A piaci várakozások proxyjaként az előző időszakos jegybanki közlemény szentimentje mellett makrogazdasági adatokat és piaci mutatók változását is vettem. Vizsgálatom során azt az eredményt kaptam, hogy mennyiben a jegybank által publikált közlemény szentimentje eltér a piaci várakozásoktól, akkor statisztikailag szignifikáns hatása van az EURHUF árfolyamra és a 3X6-os FRA hozamra, amely hatás a vizsgált időablakok hosszától is függ. Az FRA hozamnál időben csökkenő, míg az EURHUF árfolyamnál növekvő hatást tudtam kimutatni, melynek hátterében több tényező is állhat. A jegybanki közlemény meglepetés-komponense mellett az euró-dollár keresztárfolyam is szignifikáns hatást gyakorol mindkét eredményváltozóra. A magyarázóváltozók szórásának vizsgálatával viszont arra az eredményre jutottam, hogy a vizsgált időablakban történő eszközárváltozás számottevő hányada a közlemény által okozott meglepetéshez köthető. Ezek alapján feltételezhető, hogy a jegybanki kommunikáció, azon belül is a publikált közleményben szereplő üzenetek statisztikailag kimutatható hatással vannak a pénzügyi eszközárakra. Így összességében elmondható, hogy a közlemények tartalmára, és azon belül az egyes kiemelt témájú üzenetek pontosságra nagyfokú figyelmet érdemes fordítania a jegybankoknak.

TARTALOMJEGYZÉK

1.	BEVEZETÉS	1
2.	KORÁBBI TANULMÁNYOK	5
3.	MÓDSZERTAN.....	9
3.1.	A MONETÁRIS POLITIKAI SOKK IDENTIFIKÁLÁSA	9
3.2.	SZÖVEGELEMZÉS MÓDSZERTANA.....	11
4.	FELHASZNÁLT ADATOK	14
5.	EREDMÉNYEK	17
5.1.	JEGYBANKI KÖZLEMÉNYEK IRÁNYULTSÁGÁNAK ALAKULÁSA MAGYARORSZÁGON	17
5.2.	A PIACI VÁRAKOZÁSOK PROXYJAKÉNT FELHASZNÁLT KÖZLEMÉNY ELŐÁLLÍTÁSÁNAK EREDMÉNYEI	21
5.3.	A JEGYBANKI KÖZLEMÉNYEK IRÁNYULTSÁGÁNAK PÉNZPIACI HATÁSA	27
6.	KONKLÚZIÓ	33
IRODALOMJEGYZÉK		35
MELLÉKLETEK.....		I
1.	MELLÉKLET: A 3. EGYENLETBEN FELHASZNÁLT MAGYARÁZÓVÁLTOZÓK KÖZÖTT FENNÁLLÓ EXOGENITÁSI SORREND	II
2.	MELLÉKLET: A MAGYARÁZÓ VÁLTOZÓK SZÓRÁSEGYSÉGNYI ELMOZDULÁSÁNAK ÁRFOLYAMHATÁSA	II
3.	MELLÉKLET: AZ ECONOMIC SIGNIFICANCE MUTATÓ IDŐBELI ALAKULÁSA AZ EURHUF ÁRFOLYAM ESETÉBEN	III
4.	MELLÉKLET: A MAGYARÁZÓVÁLTOZÓK SZÓRÁSEGYSÉGNYI ELMOZDULÁSÁNAK HATÁSA A KAMATVÁRAKOZÁSOKRA.....	III
5.	MELLÉKLET: AZ ECONOMIC SIGNIFICANCE MUTATÓ IDŐBELI ALAKULÁSA AZ FRA HOZAM ESETÉBEN	IV

TÁBLÁZAT- ÉS ÁBRAJEGYZÉK

1. táblázat: Példa a mondatrész szentimentjének meghatározására.....	12
2. táblázat: A mondatban szereplő szavak kombinációjának irányultsága	12
3. táblázat: Az aktuális jegybanki közlemény szentimentjének becslése	21
4. táblázat: Cholesky dekompozícióval, illetve anélkül készített regressziók eredményei	24
5. táblázat: A jegybanki közlemény meglepetés-komponensének forintárfolyamra gyakorolt hatása	27
6. táblázat: A jegybanki közlemény meglepetés-komponensének kamatvárokozásokra gyakorolt hatása	30
1. ábra: A kutatás során használt időablakok	14
2. ábra: A jegybanki közlemények irányultságának alakulása Magyarországon.....	17
3. ábra: Az inflációs szentiment index és az inflációs ráta alakulása.....	19

1. BEVEZETÉS

A gazdaságpolitika egyik elsődleges célja a stabil, hosszú távon fenntartható gazdasági növekedés biztosítása a társadalompolitikai célok összeegyeztetése mellett. Egy modern piacgazdaságban elengedhetetlen, hogy a gazdaságpolitikáért felelős szervek a hatékonyság maximalizálása érdekében biztosítsák a verseny kialakulását és meglétét, továbbá olyan alapvető funkciókat lássanak el, mint a redisztribúció, allokáció és stabilitás. Az utóbbi feltételért az országok központi bankjai felelősek, nem véletlen, hogy elsődleges céljuk az árstabilitás elérése és fenntartása, amit elsősorban kiszámítható és hiteles monetáris politika folytatásával tudnak abszolválni. Az ehhez szükséges egyik legfontosabb mérőföldkő az inflációs célkövető monetáris politikai rezsim (inflation targeting, IT) alkalmazása, amelyet ma már számtalan ország jegybankja alkalmaz az árstabilitás elérése érdekében. Frederic Mishkin, a Federal Reserve korábbi döntéshozója definiálta azt az öt stratégiai elemet, amelyek elengedhetetlenek az inflációs célkövetési rendszer sikeres működtetéséhez (Mishkin, 2000). Ezek közé tartozik 1) egy számszerű, középtávú inflációs cél deklarálása; 2) a központi bank elköteleződése az árstabilitás elérése mellett; 3) széles információs bázison alapuló stratégia; 4) jegybank elszámoltathatósága a cél el nemérése esetén és végül 5) a piacok és a nyilvánosság felé történő kommunikáció. A központi bankok különböző kommunikációs csatornákon keresztül hatékonyan képesek befolyásolni a gazdasági szereplők várakozásait – például az inflációs várakozásokat – amely a kiszámíthatóság növelésével mérsékli a bizonytalanságot és ezáltal erősíti a monetáris politika hatásmechanizmusát. Ez a felismerés az elmúlt évtizedekben jelentősen megváltoztatta a monetáris politikai kommunikációját, amelynek közül az egyik legfontosabb eredmény, hogy a központi bankok sokkal egyértelműbb üzenetek megfogalmazásával próbálják a várakozásokat alakítani, ami elsősorban a megfogalmazott üzenetek komplexitásának csökkenésében fedezhető fel. A fejlett és feltörekvő országok esetében is megfigyelhető volt az a trend, hogy a jegybankok a korábban megszokott homályos és kétértelmű („Fedspeak”) monetáris politikai nyelvezet helyett egyre egyszerűbb és közérthetőbb formában próbálják meg eljuttatni a célzott üzeneteiket. Ennek az explicit kommunikációs formának az elnevezése az előretekintő iránymutatás (forward guidance), amely azóta a nemkonvencionális eszköztár szerves részét képezi. A korábban felsorolt tényezők mellett az előretekintő iránymutatást követő jegybankokra jellemző, hogy nyilvánosságra hozzák monetáris politikai stratégiájuk részleteit, a jegybank által felhasznált információbázist és a gazdaság várható alakulásáról alkotott

képüket. Az előretekintő iránymutatást számos fejlett piaci jegybank alkalmazta annak érdekében, hogy csökkentsék a kamatpálya körül fennálló piaci bizonytalanságokat, míg a mennyiségi lazítási programok (QE) segítségével a hozamgörbe hosszú végén lévő hozamokat tudták hatékonyan kontrollálni (Lehmann et al., 2023). A Fed már 2009-ben használt időfüggő előretekintő iránymutatást, míg az EKB 2013 júliusában vette azt fel eszköztárába. Utóbbi esetében egyes tanulmányok kimutatták, hogy a jegybanki kommunikáció 2013 után jelentősen kisebb mértékben volt képes meglepetést okozni a piacokon, ami annak volt köszönhető, hogy a gazdaság szereplőinek sokkal kevésbé zajos képük volt a kamatpálya alakulását illetően.

A jegybanki kommunikáció szerepe jelentősen felértékelődött az elmúlt időszakban, ami abból látszik, hogy a piaci szereplők egyre jobban figyelnek a jegybank minden szavára. Ennek a következtében a jegybanki kommunikációban bekövetkező változás új irányt adhat a gazdaság szereplőinek, akik így megváltoztathatják a jövőre vonatkozó várakozásaikat, ami lecsapódhat a pénzpiaci eszközárakban. Ez elsősorban a piaci szereplők kamatvárakozásainak módosulása következtében történhet meg, mivel a jegybanki irányadó kamat közvetett módon megjelenik a pénzpiaci eszközök árazásában. Ráadásul egy olyan jegybanki kommunikáció, amely a korábbihoz képest eltérő képet fest a gazdaság jövőbeli állapotáról a kockázatvállalási hajlandóság változásán keresztül is eszközár változást idézhet elő.

Vizsgálatom során a Magyar Nemzeti Bank (MNB) által publikált jegybanki közlemények monetáris politikai irányultságának pénzpiaci hatását vizsgáltam meg. A közleményben megfogalmazott üzenetek részletes elemzést szolgáltatnak arról, hogy az MNB hogyan érzékeli a reálgazdasággal összefüggő növekedési és külső egyensúlyi, illetve az elsődleges cél szempontjából a leginkább releváns inflációs folyamatok múltbéli és jövőbeli alakulását. Ezáltal teljesül az a feltétel, hogy a közleményen keresztül a piaci szereplők számára rendelkezésre áll a jegybank információ bázisa, amely alapján dönt a kamatkondíciók alakításáról. A publikált közleményben szereplő információk tehát elméletileg képesek lehetnek hatékonyan befolyásolni a piaci szereplők jövőbeli kamatpályára vonatkozó várakozásait. Ennek pedig tovaggyűrűző hatása lehet a pénzügyi piaci eszközárakra, amelynek vizsgálatát egy további tényező is pozitívan érinti. Az általam vizsgált időablakban a Monetáris Tanács jegybanki kamatlábakról szóló döntése a kamatdöntés napján 14.00 órakor kerül nyilvánosságra, míg a jegybanki közlemény csak 1 órával később, 15.00 órakor publikálják. Ezáltal jól szétválasztható a kamatdöntésre adott piaci reakció a közlemény eszközárakra gyakorolt hatásától, ráadásul az 1 óras különbség elméletileg elég időt szolgáltat arra, hogy a döntés hatása teljesen beépüljön a piaci várakozásokba és azon keresztül az árfolyamba,

pénzpiaci hozamokba is. Például egy vártnál nagyobb mértékű kamatemelés hatására a piaci szereplők közleménnyel kapcsolatos várakozásai szigorúbb irányba változnak, így a számolás során az aznapi kamatdöntést is felhasználtam a várható közlemény előállításához. Ahhoz viszont kellően közel van egymáshoz a két esemény, hogy a jegybank már nem reagál a közleményben a kamatdöntésre adott piaci reakcióra.

Ebben a tanulmányban magasfrekvenciás eseményelemzés segítségével azt vizsgáltam meg, hogy a Magyar Nemzeti Bank által publikált közleményekben foglalt információ hogyan hat a pénzpiaci eszközárakra. Feltételezésem szerint a közlemény irányultságát nem az egyel korábbi időperiódusban publikált közlemény, hanem a piac által várt közlemény szentimentjéhez kell viszonyítani. Ezt megerősíti Bauer és Swanson (2020) tanulmánya, akik szerint a jegybankok nem képesek a piacnál jobb előrejelzéseket készíteni a gazdaság jövőbeli állapotáról, így nem azzal okoznak meglepetést, hogy új információt hoznak napvilágra, hanem azzal, hogy a vártnál érzékenyebben reagálnak a makrogazdasági adatokra. A mögöttes intuíció az, hogy az inflációs célkövető rendszer és az előretekintő iránymutatás egyre elterjedtebb alkalmazásának következtében a piaci szereplők minden lényeges információval rendelkeznek arra vonatkozóan, hogy adott információs bázis mellett mi a legvalószínűbb monetáris politikai reakció. Piaci pozícióikat a szereplők a legvalószínűbb forgatókönyv szerint veszik fel. Amennyiben a publikált közlemény ettől eltér, ezek a szereplők pozícióik átalakításával reagálnak a kialakult helyzetre, ami eszközár változashoz vezet. Ezt a várt közleményt a piaci szereplők a valós közlemény publikálása előtt elérhető információs bázis (makrogazdasági adatok, belföldi és külföldi piaci mutatók változása) alapján „állítják össze”, de fontos tisztázni, hogy nem egy létező közleményről beszélünk. Ez egy jelentős különbség a korábbi tanulmányokhoz képest (Parle, 2022), ugyanis a legtöbb esetben a két egymást követő közlemény szentiment-változásának függvényében vizsgálják a piaci hatást. Azonban a két közlemény között eltelt időben jelentős mennyiségű információ lát napvilágot, amelyek akár irrelevánssá tehetik a korábbi időperiódusban megjelent közleményt.

A közlemény irányultságát (szentimentjét) több szövegelemzési módszer aggregálásával hoztam létre, amelyek többnyire szótár alapú módszerek, kis részben transzformer modelleket – (BERT és GPT) is használnak. A szövegmódszer jelentős részben Fülöp és Kocsis (2023), illetve Evdokimova és szerzőtársai (2023) eredményeire épít, akik Gonzalez és Tadler (2022) tanulmányát használták fel a módszertanhoz. Szentiment elemzés során a közleményben szereplő mondatok irányultságát próbáltuk meg besorolni aszerint, hogy

azok inkább héja vagy galamb üzeneteket közvetítenek. Héja (galamb) irányultságú kommunikáció alatt azokat a szavakat értjük, amik elsősorban az infláció gyorsulásával (lassulásával), illetve gazdasági expanzióval (recesszióval) kapcsolatosak, és amelyek így megnövelik a monetáris szigorítás (lazítás) valószínűségét. Sztenderd modellben a várható piaci reakció héja (galamb) irányultságú kommunikáció esetében a devizaárfolyam felértékelődése (leértékelődése), a hozamok feljebb (lejjebb) tolódása és a részvényárak csökkenése (emelkedése).

A felhasznált szövegelemző módszer a jelentős zaj mellett relatíve hatékonyan képes volt megállapítani a korábbi Magyar Nemzeti Bank által publikált közlemények irányultságát. Az eredmények során részletesen bemutatom, hogy a szentiment index konzisztensen együttmozog az éppen aktuális irányadó kamat alakulásával. Ráadásul akkor is jól megragadja a jegybank éppen aktuális gazdasági és pénzügyi folyamatokra adott reakcióját, amikor effektíve nem módosulnak a kamatkondíciók (2017-2020). A piaci várakozások proxyjaként az előző időszaki jegybanki közlemény szentimentje mellett makrogazdasági adatokat és piaci mutatók változását is vettem és ezáltal eredményesen meg tudtam magyarázni korábbi adatok felhasználásával az adott hónapban publikált közlemény szentimentjét. Az így kapott piaci várakozásoktól való eltérés statisztikailag is szignifikáns hatással van a forintárfolyam és a 3X6-os FRA hozam alakulására. A két eszköz változása a közlemény függvényében az időablakok növelése hatására eltérő képet mutat. Az FRA hozamnál időben csökkenő, míg az EURHUF árfolyamnál növekvő hatást tudtam kimutatni, melynek háttérében több tényező is állhat. A jegybanki közlemény irányultságának meglepetés-komponensén túl az euró-dollár keresztárfolyam is szignifikáns hatást fejt ki mindkét eredményváltozó esetében. A magyarázóváltozók szórásának vizsgálatával viszont arra az eredményre jutottam, hogy a vizsgált időablakban történő eszközárváltozás számottevő hányada a közlemény által okozott meglepetéshez köthető.

Jelen dolgozat az alábbiak szerint épül fel: a 2. fejezetben egy részletes szakirodalmi áttekintés található, amelyben a monetáris politikai sokk identifikálásával kapcsolatos tanulmányok mellett a szövegelemzés témakörében publikált, monetáris politikához kapcsolódó tanulmányok is bemutatásra kerülnek. Ezt követően a 3. fejezet tartalmazza a tanulmányban felhasznált adatokat, illetve részletes leírást ad az adattisztítás és a számolás folyamatáról is. A 4. fejezet ismerteti a magas frekvenciás azonosítás és a szövegelemzés módszerét, míg az 5. fejezet a tanulmány főbb eredményeit mutatja be részletesen. Végül a 6. fejezet összefoglalja a tanulmány eredményeit és ismerteti konklúzióját.

2. KORÁBBI TANULMÁNYOK

Manapság a jegybankok aktívan használják a különböző kommunikációs csatornákat annak érdekében, hogy képesek legyenek hatékonyan kontrollálni a piaci várakozásokat. Ez az újfajta monetáris politikai eszköz nem csak a jegybankok, hanem a tudományos világ érdeklődését is felkeltette, ami a témával foglalkozó szakirodalom terjedelmességében is tetten érhető, ugyanis a 2000-es évek elejétől rendkívül gyors ütemben nőtt a jegybanki kommunikációval foglalkozó tanulmányok száma (Hansen & McMahon, 2016b). Ennek ellenére a tudomáson szerint csupán néhány tanulmány foglalkozik kimondottan a feltörekvő piacok és azon belül Magyarország kommunikációjának alakulásával, és még kevesebb azok száma, akik ennek a piaci hatását vizsgálják.

Jelen tanulmány esetében a jegybanki kommunikációval foglalkozó szakirodalmat érdemes szétbontani a magas frekvenciás identifikációval, illetve a szövegelemzéssel foglalkozó tanulmányokra. A monetáris politikai sokk identifikációjának jelentős szakirodalma van. Az azonosítás a hatékony piacok elméletére épít, miszerint a piaci árakba már minden elérhető információ beárazódott, köztük a várakozások is. Kuttner (2001) nagyhatású tanulmányában magas frekvenciás identifikációval vizsgálta meg a monetáris politikai sokk piaci hatását és azt az eredményt kapta, hogy a bejelentés „meglepetés” komponensének szignifikánsan erősebb hatása van a hozamokra, mint magának a targetált kamatszint megváltoztatásának. A magas frekvenciás vizsgálat miatt valószínűtlen annak a lehetősége, hogy a monetáris politikai bejelentésen túl egy másik szisztematikus sokk is jelen legyen a vizsgált időablakon belül.

Gürkaynak, Sack és Swanson (2004) tanulmányukban az állampapírpiacon vizsgálták nagyfrekvenciás eseményelemzéssel a Fed bejelentések körüli időablakban és azt találták, hogy a hozamok elmozdulását majdnem 75 százalékban a döntéshozói testület bejelentése magyarázza, és mindössze csak 25 százalék köthető az irányadó kamat megváltoztatásához. Továbbá megállapították, hogy a Fed által publikált közleménynek jelentős hatása van a hosszú lejáratú hozamokra, amellyel kapcsolatban kiemelték, hogy az egyértelmű kommunikációval hatékonyan lehet hatni a piaci várakozásokra. A monetáris politikai sokkok elemzése és a jegybanki kommunikáció növekvő szerepének felismerése igazán ennek a tanulmánynak köszönhetően kapott nagyobb nyilvánosságot. Gürkaynak et al. (2004) eredményeit később Swanson (2021) bővítette tovább azzal, hogy elkülönítette egymástól a Fed előretekintő iránymutatásához, illetve az eszközvásárlási programjaihoz (Large-scale

asset purchases, LSAPs) köthető hatást. Megállapítása az volt, hogy a két említett változó-nak statisztikailag szignifikáns, a kamatdöntésnél jelentősebb piaci hatása van: a rövid távú hozamok esetében az előretekintő iránymutatás, míg a hosszabb hozamok esetében az esz-közhírség programok váltanak ki nagyobb elmozdulást. Tovább bővíti az amerikai piacon vizsgált monetáris politikai sokk identifikációjával foglalkozó szakirodalom sorát Jaro-cinski és Karadi (2020) tanulmánya, akik azzal egészítik ki a koncepciót, hogy szétválasz-tották a megjelent új információkat aszerint, hogy azok monetáris politikával vagy a gazda-ság állapotának kilátásaival kapcsolatosak. Ezenkívül a tanulmány részletes leírással szolgál azzal kapcsolatban, hogy a jegybanki bejelentéseknek – ezen két csatornán keresztül – miért lehet piaci hatása. A jegybanki kommunikáció ezen hatásmechanizmusait és az „informá-ció csatorna” működését számos egyéb tanulmány részletesen tárgyalja (Miranda-Agrip-pino and Ricco, 2015; Nakamura and Steinsson, 2018; Bauer és Swanson, 2022), jelen ku-tatásban nem tértem ki ezen hatásmechanizmus részletesebb vizsgálatára.

Gürkaynak et al. (2004) felfedezéseit később Ehrmann és Fratzscher (2009) imple-mentálta az eurózóna esetében, ahol a szerzők azt állapították meg, hogy az Európai Köz-ponti Bank sajtótájékoztatóinak nagyobb piaci hatása van, mint a magának kamatdöntésnek és ez a hatás „gazdaságilag bizonytalan” periódusokban még jelentősebb. Az eurozónát vizsgáló tanulmányok sorát bővíti még Brand et al. (2010), Whelan et al. (2017) és Altavilla et al. (2019) kutatása, az eredmények pedig egybehangzóak az amerikai piacot vizsgáló ta-nulmányok eredményeivel: a kommunikációs sokk hatása jelentősebb a standard monetáris politikai sokk hatásától. A monetáris politikai sokk hatásást nem csak a hozamok, hanem a részvénypiac esetében is megvizsgálták. Az első ilyen kutatást Bernanke és Kuttner (2005) készítették, majd egy lényegesen részletesebb vizsgálatot D’Amico és Farka (2011) publi-kált. A két szerzőpáros egybehangzóan azt az eredményt kapta, hogy egy meglepetésszerű szigorítás szignifikánsan negatívan hat a részvényárfolyamokra.

Ahhoz, hogy képesek legyünk a jegybanki közlemények pénzpiacra gyakorolt hatá-sát közvetlenül megvizsgálni, először is meg kell néznünk a szövegek tonalitását és ezt va-lahogyan kvantitatív formába transzformálnunk. Ehhez elsősorban szövegbányászati és ter-mészletes nyelvfeldolgozási (Natural Language Processing, NLP) technikákat tudunk alkal-mazni. Ezekkel a módszerekkel olyan adatok válnak számszerűsíthetővé, amelyek korábban nem, mint például a jegybanki közlemények irányultsága. Kezdetekben ahhoz, hogy szám-szerű információkat tudjanak kinyerni különböző jegybanki közleményekből, egyaránt al-kalmaztak automatizált (Lucca & Trebbi, 2009) és manuális módszereket (Rosa, 2011) is.

Az első jelentős újítás Hansen és McMahon (2016) kutatásához kötődik, akik látens Dirichlet-allokációval (Latent Dirichlet Allocation, LDA) analizálták gazdaságpolitikai dokumentumok szövegeit. Carvalho et al. (2013) készítették el az egyik legelső tanulmányt, ami azt vizsgálja, hogy a központi bank által publikált közlemény szövege inkább héja (hawkish) vagy galamb (dovish) irányultságú. A brazil hozamgörbét vizsgáló kutatásban egyértelmű piaci hatást tudtak kimutatni a rövid és a hosszú lejáratú hozamok esetében egyaránt. Egy későbbi tanulmányban Tadler (2019) is előállított egy szótár alapú Hawk-Dove indexet, amelynek elsődleges célja, hogy megragadja a jegybanki közlemény szövegének tonálisát és megvizsgálta, hogy az előállított index változása hogyan hat a piac egészére. Tadler módszertanát felhasználva Parle (2022) az EKB sajtótájékoztatóin elhangzó jegybanki üzenetek irányultságának hatását vizsgálta meg a tőkepiacok esetében és arra jutott, hogy a héja hangvételű üzeneteknek pozitív hatása van a részvényekre. Ezt azzal indokolta, hogy a piaci szereplők a monetáris politikai kondíciók szigorítását a gazdaság jövőbeli állapotára nézve kedvezőnek látják, és ennek a pozitív hatása a részvényárakra nagyobb, mint magának a kamatemelésnek a negatív hatása. Továbbá azt az eredményt kapta, hogy az előretekintő iránymutatás implementálását követően az előbb említett hatás gyengébb volt, mint az azt megelőző időszakban.

A jelentős szakirodalommal rendelkező szótár alapú szentiment elemzés mellett a közlemények esetében topik elemzéssel is több tanulmány (Hansen et al., 2019; Hansen & McMahon, 2016) foglalkozik. Ennek lényege, hogy a szövegelemző algoritmus különböző kiemelt témákat azonosít a jegybanki közleményekben, ami által lehetővé válik a jegybank által leginkább fókuszban lévő témák azonosítása, illetve azok időbeli változásának megfigyelése.

Jelen tanulmány elsősorban Evdokimova et al. (2023), Gonzalez és Tadler (2022), illetve Fülöp és Kocsis (2023) tanulmányának módszertanát használja fel a szövegelemzés elkészítéséhez, amely tanulmány erősen épít Gonzalez és Tadler (2022) módszertanára. Ezek a tanulmányok alapvetően szótáralapú szentiment és topik elemzést, illetve gépi tanulás (Machine Learning, ML) alapú módszerrel végeztek el szövegelemzést több fejlett és feltörekvő piaci jegybanki közlemény esetében. Az általuk használt módszertan ebben a tanulmányban a 3. fejezetben részletesen kifejtésre kerül.

A monetáris politikai közleményekkel kapcsolatban a tonalitáson túl számos további információ is hasznos lehet a jegybanki kommunikációval kapcsolatban, ilyenek például a szöveg hossza és komplexitása, aminek szintén jelentős irodalma van. Az IMF (2018) által publikált tanulmányban 5 latin amerikai ország központi bankjának a sajtóközleményeit

vizsgálták meg olvashatóság szempontjából és azt a megállapítást tették, hogy annál biztonságosabb a közlemény előrejelző képessége, minél olvashatóbbnak minősül a vizsgált szöveg. Mathur és Sengupta (2019) az indiai központi bank közleményeit vizsgálták meg a korábban említett szempontok alapján és azt az eredményt kapták, hogy az idő előrehaladtával a közlemények hossza folyamatosan rövidült, míg olvashatóság és komplexitás szempontjából szignifikánsan javult, amelyben jelentős szerepet tulajdonítanak az inflációs célkövető monetáris politikai rezsim bevezetésének, illetve az aktuálisan regnáló jegybank elnök személyének. Továbbá megállapították, hogy a hosszabb és komplexebb közlemények a részvénypiaci volatilitás mellett a forgalmat is megnövelik, mivel a nehezebben érthető szöveg hatására megemelkedik annak a valószínűsége, hogy a piaci szereplők eltérően interpretálják a közzétett információkat. Ezzel megegyező eredményre jutottak az amerikai piac vizsgálata során Smales és Apergis (2017), akik úgy értelmezték az eredményeket, hogy a relatíve komplex közlemények heterogén várakozásokat képez a piaci szereplők körében, ami így nem csak a részvény-, hanem a kötvény- és devizapiaci volatilitás növekedésében csapódik le. Ráadásul a pénzügyi piacok sokkal érzékenyebben reagálnak a monetáris politikai döntésekre recesszió idején.

Jelen tanulmányhoz szorosan kapcsolódó kutatás Rozkrut et al. (2007), akik a magyar, lengyel és cseh jegybank kommunikációjának hatását vizsgálták a pénzügyi piacok esetében és arra az eredményre jutottak, hogy a jegybanki kommunikációnak kimutatható hatása van a piaci szereplők jövőbeli kamatpálya alakulásával kapcsolatos várakozásaira, és ennek hatékonysága függ a kommunikáció formájától, ami szerintük jelentősen eltér a KKE régiós országok között.

3. MÓDSZERTAN

A következőkben a tanulmányban felhasznált módszertan kerül bemutatásra. Ennek során külön-külön ismeretem a monetáris politikai sokk hatásának méréséhez alkalmazott lépéseket és a hozzájuk tartozó egyenleteket. Ezt követően áttérek a szövegelemzési módszertan ismertetésére, ahol részletesen bemutatom hogyan zajlott NLP módszerek felhasználásával a jegybanki közlemények irányultságának azonosítása.

3.1. A MONETÁRIS POLITIKAI SOKK IDENTIFIKÁLÁSA

Kutatási kérdésem során arra kerestem a választ, hogy egy monetáris politikai sokk egységnyi változása, hogyan hat a különböző pénzpiaci eszközárakra. Ehhez Kuttner (2001) nagyhatású munkája óta széles körben elterjedt magas frekvenciás identifikációt használtam, amely azonosítás alapvetően a hatékony piacok elméletén nyugszik. A t időpontnak a közlemény publikálását vettem, amely körül 10, 30, 60, 90 és 120 perces időablakokban vizsgáltam a jegybanki közlemény hatását. Ezek az intervallumok kellően hosszúak ahhoz, hogy jól azonosítható legyen az, hogy a jegybanki közlemény milyen irányba lepte meg a piacokat, azonban kellően rövid ahhoz, hogy két felmerülő problémát kezeljen: az endogenitás és a kihagyott változóból eredő torzítás. Ilyen rövid időablakon belül a jegybank nem reagál a közlemény okozta eszközárváltozásra, így a kauzalitás iránya egyértelmű, továbbá egy hosszabb időablakhoz képest a közleményen túl kisebb mértékben vannak szisztematikusan jelen legyenek egyéb sokkok, amelyek hatással vannak a forintárfolyamra és az FRA hozamra. A magas frekvenciás elemzéshez lineáris regressziót használtam, melyhez a paramétereket OLS módszerrel becsültem meg:

$$\Delta PénzpiaciEszközár_t = \alpha + \beta_1 * mps_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

ahol $\Delta PénzpiaciEszközár_t$ a t időpontbeli eszközár változást jelöli, α és β a regressziós modellből számított koefficiensek az illeszkedést, illetve érzékenységet mutatják, míg az ε_{1t} a hibtag. A mps_t pedig a t időpontbeli monetáris politikai sokkot jelöli, amelyet a következőképpen definiáltunk:

$$mps_t = KÖZL_{sent_t} - E [KÖZL_{sent_t} | I_{t-10m}] \quad (2)$$

ahol $KÖZL_{sent_t}$ a t időpontban publikált közlemény szentimentjét, míg I_{t-10m} a közlemény publikálása előtt 10 perccel elérhető információs halmazt jelöli. Ezek alapján a monetáris politikai sokkot úgy kaptuk meg, hogy az adott időperiódusban publikált közlemény szentimentjéből kivontuk a piaci szereplők által, a közlemény publikálása előtti időpontban ismert, piaci információk alapján várt közlemény szentimentjét. Amennyiben a 2. egyenlet eredménye pozitív, az azt jelenti, hogy a jegybanki kommunikáció a szigorú (hawkish) irányba lepte meg a piacot, míg negatív érték esetén lazító (dovish) irányba. Amennyiben az mps értéke nulla, a központi bank irányultsága a piaci várakozásokkal megegyezik.

Két közlemény publikálása közötti időszakban több makrogazdasági és piaci adat lát napvilágot, amelyek alapján a piaci szereplők kialakítják várakozásaikat a közleményt illetően. Amennyiben a publikált közlemény ettől eltér az egyben azt is jelenti, hogy a jegybank – a piaci várakozásokhoz képest – túl vagy éppen alul reagálta az időközben megjelenő adatokat. A piaci szereplők várakozásának proxyjaként használt hipotetikus közleményt a következő regresszió segítségével állítottam elő:

$$KÖZL_{sent_t} = \alpha + \beta_1 * KÖZL_{sent_{t-1M}} + \beta_2 * BBGSURP_{X_{\{t-1M;t-10m\}}} + \beta_3 * \Delta PIAC_{\{t-1M;t-10m\}} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

ahol $KÖZL_{sent_{t-1M}}$ az egy időperiódussal korábbi közlemény szentimentjét, a $BBGSURP_{X_{\{t-1M;t-10m\}}}$ a két közlemény publikálása közötti időintervallumban publikált összes releváns makrogazdasági adatot, míg $\Delta PIAC_{\{t-1M;t-10m\}}$ a belföldi és külföldi piaci mutatók változását jelöli. Utóbbi mutatót kiemelten fontosnak tartom a hipotetikus közlemény előállításához, ugyanis feltételezésünk szerint ezek árfolyamába az összes olyan, monetáris politika szempontjából releváns információ beépül, amely meghatározza a piaci szereplők közleményre vonatkozó várakozásait is.

Ebből a regresszióból a várt közlemény szentiment, az eredményváltozó várható értéke:

$$E [KÖZL_{sent_t} | I_{t-10m}] = \alpha + \beta_1 * KÖZL_{sent_{t-1M}} + \beta_2 * BBGSURP_{X_{\{t-1M;t-10m\}}} + \beta_3 * \Delta PIAC_{\{t-1M;t-10m\}} \quad (4)$$

3.2. SZÖVEGELEMZÉS MÓDSZERTANA

A közlemény információinak számszerűsítésére több, a szakirodalomban elfogadott szövegelemző technikát is felhasználtam. Azonban fontos kiemelni, hogy a használt módszertan nagy százalékban épít Evdokimova et al. (2023), Gonzalez és Tadler (2022) illetve Fülöp és Kocsis (2023) tanulmányára, akik RegEx, BERT, GPT és szótár alapú modellek segítségével állapították meg egy adott szöveg szentimentjét (vagy másképp tonálisát), ahogy azt tettem én is jelen tanulmány esetében.

Tömören összefoglalva, az említett módszerek segítségével szentiment indexeket állítottam elő monetáris politika, reálgazdaság és infláció témakörökre. A szentiment index -1 és +1 intervallumon belül bármilyen értéket felvehet. Amennyiben pozitív tartományban van az adott közlemény szentiment indexe az inkább galamb (dovish) irányultságot jelent, negatív tartományban pedig inkább héjabbat (hawkish), míg a 0 esetén semleges a közlemény irányultsága. Az indexek elkészítése során a közleményben szereplő szöveget mondatokra/mondatrészekre osztottam, majd ezekre alkalmaztam az említett szerzők módszereit. A legegyszerűbb szótáralapú módszerek esetében ez azt jelenti, hogy a szövegrészben, ha találunk egy adott topikhoz tartozó szótárszavakat (pl. 'infláció'), akkor a szövegrész tonális szavak alapján kiértékeljük (pl. 'nőtt/gyorsult/magas') az ahhoz tartozó numerikus tonálisértékkel. Az adott témakörhöz tartozó tonálisértékeket felaggregálva a teljes közleményre megkapjuk a módszer szentiment indexét. A legtöbb módszer igyekszik valahogy kezelni a negációt a szövegben, illetve azt, hogy azonos tonálisú szavak a topik szavaktól függően ellentétes tonális értéket kapnak (pl. 'a munkanélküliség nőtt' vs 'foglalkoztatottság nőtt').

A módszer részletesebb kifejtéséhez vegyük Gonzalez és Tadler (2022) tanulmányában található leírást, ahol alapvetően a közleményekben szereplő szavakat két csoportra bontják: *kulcsszavakra* és *módosítószavakra*. A kulcsszavak olyan főnevek, amelyek a mondatban szereplő gazdasági fogalomra utalnak, és grammatikai szempontból tárgyként szerepelnek. Ezzel szemben módosítószavaknak azokat a mellékneveket és igéket nevezzük, amelyek a kulcsszóval kapcsolatban állapítanak meg valamit. A közlemények vizsgálata előtt ezeket a szavakat kategorizáltam aszerint, hogy azok inkább hawkish vagy dovish irányultságúak. Szövegelemzés során a modell először megkeresi a szövegben ezeket a kulcsszavakat, azonosítja, hogy azok mely kategóriába sorolhatóak, majd megkeresi az adott mondatrészben a hozzá tartozó módosítószót, és amennyiben az létezik a kettő kombinációjából kiszámolja az adott mondatrész szentiment értékét. Vegyük példának a következő mondatot,

ami a Magyar Nemzeti Bank honlapján publikált 2022. május 31-i Monetáris Tanács ülésről szóló közleményben szerepelt:

1. táblázat: Példa a mondatrész szentimentjének meghatározására

„Az egyre tartósabbá váló magas inflációra reagálva...”¹

Pozitív
Pozitív
Hawkish

Forrás: Magyar Nemzeti Bank

A mondatban szereplő „infláció” szó a szigorító hangvételű szavak közé van besorolva, ugyanis az esetek többségében szigorításra utaló kontextusban jelenik meg a közleményekben. A „tartósabb” és „magas” szavak a mondat módosítószavai, amelyeknek egyértelműen pozitív jelentésük. A szövegelemző módszer esetében, ha egy hawkish kulcsszó van kombinálva inkább pozitív, mint negatív irányultságú módosítószavakkal, akkor minden esetben szigorító hangvételűnek van identifikálva a vizsgált mondatrész és ezáltal „+1” érték lesz hozzárendelve.

2. táblázat: A mondatban szereplő szavak kombinációjának irányultsága

		Módosítószó	
		Pozitív	Negatív
Kulcsszó	Hawkish	-1	+1
	Dovish	+1	-1

Forrás: Gonzalez & Tadler, 2022

A 2. táblázatban látható az, hogy adott kulcsszó-módosítószó kombinációk esetében milyen értéket vesz fel az adott mondatrész. Az így kapott számokat ezt követően aggregáljuk, és elosztjuk a vizsgált mondatrészek számával, amelynek eredménye a -1 és +1 intervallumon bármilyen valós számértéket felvehet. Ennek az átskálázott változatát használtam fel a jegybanki közlemények szentiment indexeként.

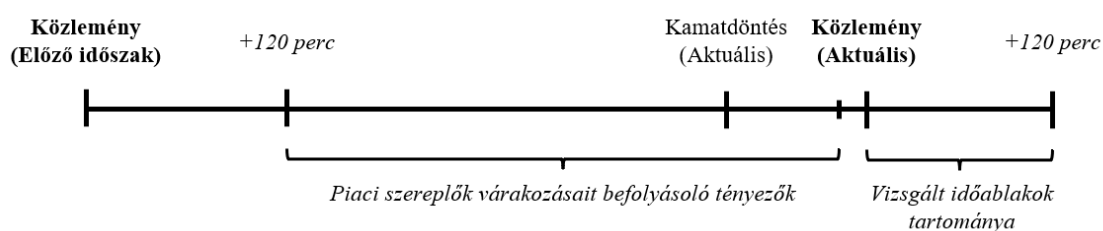
¹ Közlemény a Monetáris Tanács 2022. május 31-i üléséről (<https://www.mnb.hu/monetaris-politika/a-monetaris-tanacs/kozlemenyek/2022/kozlemeny-a-monetaris-tanacs-2022-majus-31-i-uleserol>)

A szótáralapú módszereken felül Evdokimova et al. (2023) két transzformer modellt is alkalmaz a szentimentindex előállítására, én is felhasználok a szerzők által közölt kódot az MNB közleményeinek kiértékelésére. A különböző módszerek eredményeinek aggregálása valószínűségi főkomponens-analízissel (PPCA, Probabilistic principal component analysis) történt, amely Tipping és Christopher (1999) munkáján alapul. Ez a maximum likelihood becslésen alapuló módszer abban különbözik a Pearson féle (Pearson, 1901; Wold et al., 1987) főkomponens-elemzéstől, hogy főkomponensekhez valószínűségi eloszlást rendel, ami egyrészt lehetővé teszi az adatok pontosabb leírását és a különböző forrásokból származó zajok kezelését, másrészt praktikus megoldást jelent a hiányzó adatokat tartalmazó idősorok esetében a főkomponens elemzésre.

A szövegelemzéssel összefüggő lépéseket és a különböző módszerek aggregálást több szentiment index esetében is külön-külön elkészítettem. Ennek során az összesített indexen kívül, amely a közlemény minden mondatát vizsgálja, létrehoztam infláció, monetáris politika és reálgazdaság témára fókuszáló szentiment indexeket, amelyek így nem a jegybanki közlemény egészének, hanem adott topikok irányultságának azonosítására alkalmasak. Fontos azonban megjegyezni, hogy ez a 3 említett alindex nem az összesített index alábontásai, hanem PPCA módszerrel, külön-külön aggregált indexek, így értékeik összege nem feltétlenül egyezik meg az összesített index értékével.

4. FELHASZNÁLT ADATOK

Mielőtt az adattisztításnak és a számolási folyamatoknak neki kezdtem volna, első lépésben megállapítottam, hogy mi az az intervallum, ahol a jegybanki közlemények hatását érdemes megvizsgálni. Mivel kizárólag a Magyar Nemzeti Bank által közzétett közlemények hatását vizsgáltam, így nulladik időpontnak mindig azt vettem, amikor a közlemények a jegybank honlapján publikálásra kerülnek. Ez minden vizsgált esetben a Monetáris Tanács kamatdöntése után történik meg, előre bejelentett időpontban. A Monetáris Tanács havonta kétszer ülésezik, ebből minden második alkalommal döntenek a monetáris kondíciókról. A kamatdöntés nyilvánosságra hozatalának időpontja 14.00 óra, míg a jegybanki közleményt csak 1 órával később, 15 órakor publikálják. Ezáltal, ahogy korábban említettem, jól szétválasztható a kamatdöntésre adott piaci reakció a közlemény eszközárakra gyakorolt hatásától, ráadásul az 1 órás különbség elméletileg elég időt szolgáltat arra, hogy a döntés hatása teljesen beépüljön a piaci várakozásokba és az árfolyamba is.



1. ábra: A kutatás során használt időablakok

Forrás: Saját készítés

Ahogy az 1. ábrán is látható, a piaci várakozások meghatározásához azt az időintervallumot vettem, aminek kezdőpontja az előző időszak közleményét követő 120 perces időszak vége, és 10 perccel az aktuális közlemény előtt ér véget. Ezen két időpont között megjelenő makrogazdasági adatok, illetve külföldi és belföldi piaci mutatók változása a feltételezésem szerint hatással van a piaci szereplők jegybanki közleményre vonatkozó várakozásaira. Fontos kiemelni, hogy ebbe a kamatdöntés is beletartozik. Az előző időszak közlemény után azért hagytam ki egy 120 perces intervallumot, mivel a korábbi időperiódusban ott vizsgáltam a közlemény pénzpiaci hatását, így a két ablak átfedésben lenne egymással. Az aktuális közlemény publikálása előtt hagytam 10 perc pedig kellő megbízhatóságot ad arra, hogy a közlemény publikálásának hatása nem lóg bele a piaci szereplők várakozásai-

nak meghatározására szánt időablakba, viszont valószínűtlen, hogy ilyen rövid idő alatt jelentős változás következzen be a piaci mutatókban. A közlemény publikálását (t) követően, annak hatását $t+10$, $t+30$, $t+60$, $t+90$, illetve $t+120$ perces időtávon is megvizsgáltam.

A kutatáshoz felhasznált makrogazdasági adatokat (GDP, CPI, PPI, munkanélküliségi ráta) a Bloomberg Terminálról, míg a piaci mutatókat (EURHUF, EURUSD, 3X6 FRA) pedig a LSEG (Refinitiv) adatbázisból töltöttem le. A makrogazdasági adatok esetében az adott mutató szintjét, változását és a piaci elemzői várakozásokhoz viszonyított meglepetés mértékét is felhasználtam a tanulmányban és összességében 3 kategóriába osztottam be ezeket (GDP, CPI, PRI). A GDP kategóriába a gazdasági teljesítménnyel kapcsolatos változók kerültek, olyanok, mint a nominális és reál GDP, illetve a munkaerőpiaccal kapcsolatos adatközlések, míg a CPI kategóriába a fogyasztói árindex éves és havi változásával kapcsolatos adatok szerepelnek. Ezenkívül a termelői árakkal (PPI) és egyéb árszinttel kapcsolatos mutatók a PRI kategóriába lettek besorolva. A piaci mutatóknál az 1. ábrán feltüntetett eredményeken túl a -1 és +1 perces adatokat is letöltöttem, így abban az esetben, ha valamilyen adathiba miatt a 0. időpontbeli adat nem állt rendelkezésre, azokat használtam fel. Minden esetben a 2007 és 2023 közötti időszakot vizsgáltam. Az adattisztításhoz és a számoláshoz MATLAB R2022b programcsomagot használtam.

Első lépésben a Bloombergről letöltött adatokat szétválogattam aszerint, hogy azok reálgazdasági (real, output, employment), inflációs (inflation, CPI, prices) vagy monetáris politikai (mpol) besorolást kaptak az adatbázisban. Ezt követően tovább kategorizáltam őket aszerint, hogy szint, változás vagy meglepetés típusú változónak sorolhatóak-e be, majd a hiányos (NaN) adatokat eltávolítottam az adattáblából. Következő lépésben a kutatáshoz felhasznált, PPCA módszerrel aggregált összes szentiment indexet, makrogazdasági és piaci változót egy táblába összesítettem, illetve összepárosítottam őket dátum szerint, majd az egyes közlemények időpontjának közelében létrehoztam a fentebb definiált időablakokat. A regressziók futtatása előtt a módszertani fejezetben ismertetett 3. egyenlet magyarázóváltozóinál elvégeztem a Choleksy-dekompozíciót, mivel a modellbe bevont változók között erős multikollinearitás állt fent, a felbontás segítségével viszont tisztább képet kaptam a magyarázóváltozók egyéni hatásairól. Ennek során exogenitási sorrendet állítottam fel a magyarázó változók között (1. melléklet) és a leginkább endogénnek definiált változót regresszáltam az összes (exogénebbnek definiált) változóra, és a további számítások során csak az egyéni hatását (a regresszió hibatagját) használtam az endogén változóknak. Például az EURHUF közleményre gyakorolt hatásában benne lehet az EURUSD hatása, mivel utóbbi változásától nem teljesen független az EURHUF árfolyam, ezért a forint változásából ki kell

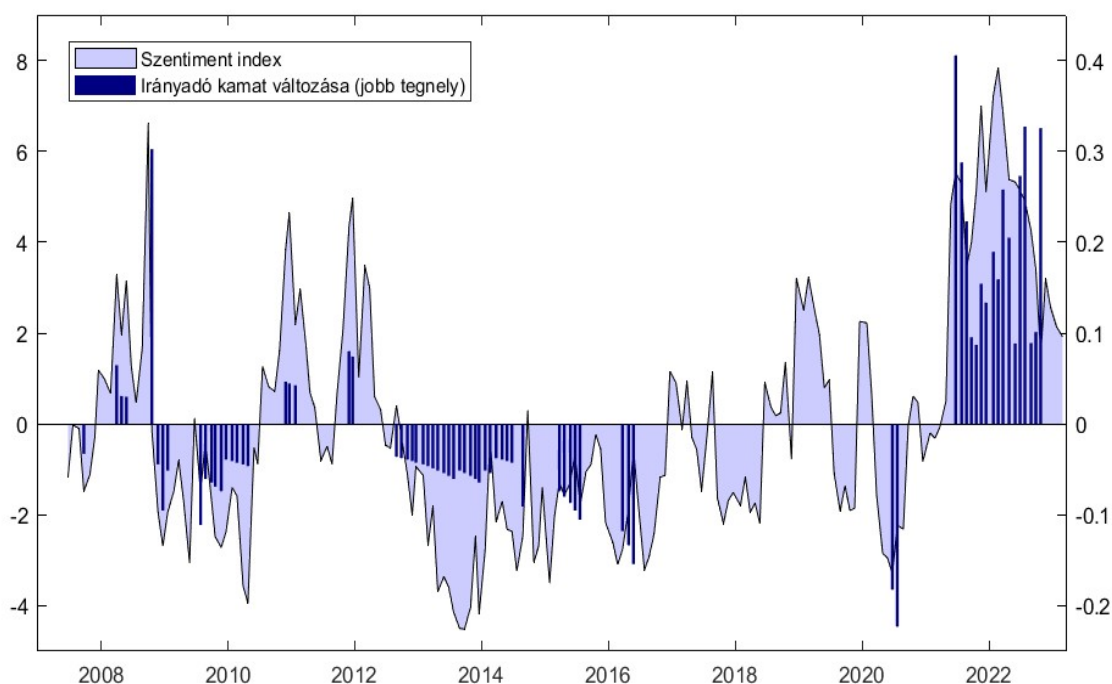
szűrni azt a komponenst, amelyet a dollár változása magyaráz. Ugyanez a helyzet áll fenn az FRA hozamok közleményre gyakorolt hatásánál, ugyanis azt feltételeztem, hogy a kamatvárakozások változásának egy részét a forintárfolyam alakulása magyarázhatja, amiről pedig már tudjuk, hogy függ a dollár elmozdulásától. Ebben az esetben az FRA hozam egyedi hatásának az EURHUF és EURUSD árfolyam hatásától megtisztított komponenst vettem. A pénzpiaci reakció vizsgálatát ugyan a Cholesky-felbontással számított regresszió eredményével végeztem el, azonban az eredményekről szóló fejezetben mind a Cholesky, mind az előző közlemény szentimentje nélkül kalkulált regressziók eredményeit is bemutattam, így ezek is kiszámolásra kerültek. A 3. egyenletben magyarázóváltozóknak az előző időszaki közlemény szentimentjén túl az említett makrogazdasági szint, változás és meglepetés adatokat vettem, melyek historikusan normálva lettek, illetve a piaci mutatók adott időszaki változásának a logaritmusát. Ezzel a módszerrel készítettem el az összesített index mellett az inflációs, reálgazdasági és monetáris politikai indexeket is. A módszertani fejezet 2. egyenletével megállapítottam, hogy a piaci várakozásokhoz képest mekkora meglepetést okozott az adott időszakban publikált jegybanki közlemény, majd külön-külön elkészítettem az 1. egyenlet alapján a forintárfolyam és az FRA hozam esetében a pénzpiaci hatást bemutató regressziót. Ezekben magyarázóváltozóként a 4 szentiment indexet és az euró-dollár árfolyamváltozását használtam. Jelen esetben a változóknál nem csináltam Cholesky-dekompozíciót. Az 1. egyenletben látható regressziót az összes említett időtávra (10, 30, 60, 90, 120 perc) elvégeztem.

Ezzel a fő számítási folyamat végére értem, azonban további számolásokat végeztem el az eredmények hatásának bemutatása érdekében. Ilyen volt az egy szórásra jutó hatás, illetve az *economic significance* értékének megállapítása. Előbbi esetében az 1. egyenlet regressziójához felhasznált magyarázóváltozók szórását (százalékos formában) megszoroztam az említett regresszió együttthatóival (kivéve a konstans), ekkor technikailag azt kaptam meg, hogy a magyarázóváltozók egységnyi szórása mekkora változást eredményez az eredményváltozóban. Ez a számítás jobban mutathatja egy-egy magyarázóváltozó relatív hatását az eredményváltozóra, hiszen a magyarázóváltozók tipikus értékei/változásai nagyságrendileg eltérők lehetnek. Az *economic significance* mutatót pedig a következő módon kaptam meg: az előző számolás eredményét leosztottam az 1. egyenlet eredményváltozójának szórásával és megszoroztam százzal. Ennek a mutatónak a praktikus haszna, hogy a vizsgált rövid időablakokon nagyon alacsony az eredményváltozó szórása is, ehhez igazítva jobban látható, hogy a magyarázóváltozók hatása mekkora az eredményváltozó „tipikus” elmozdulásaihoz mérten.

5. EREDMÉNYEK

Ebben a fejezetben a tanulmány fő kutatási kérdésének eredményei kerülnek bemutatásra. Elsőként az előállított jegybanki közlemény irányultságának proxyjaként felhasznált szentiment index időbeli alakulását mutatom be az azt befolyásoló gazdasági és pénzügyi folyamatokkal együtt. Röviden kitérek arra milyen nemzetközi és országspecifikus tényezők alakították a jegybank kommunikációját 2007 és 2023 között. Ezt követően a piaci szereplők által várt hipotetikus közleményt előállító regresszió eredményeit mutatom be, külön összehasonlítva az eltérő témákra vonatkozó indexek, illetve a Cholesky-regressziók eredményeit. Végül a tanulmány fő kutatási kérdésére választ adó eredmények kerülnek bemutatásra, ahol a jegybanki közlemény meglepetés-komponensének forintárfolyamra és 3X6-os FRA hozamra gyakorolt hatását szemléltetem.

5.1. JEGYBANKI KÖZLEMÉNYEK IRÁNYULTSÁGÁNAK ALAKULÁSA MAGYARORSZÁGON



2. ábra: Magyar jegybanki közlemények szentiment indexének és az irányadó kamat havi változásának alakulása 2007 és 2023 között

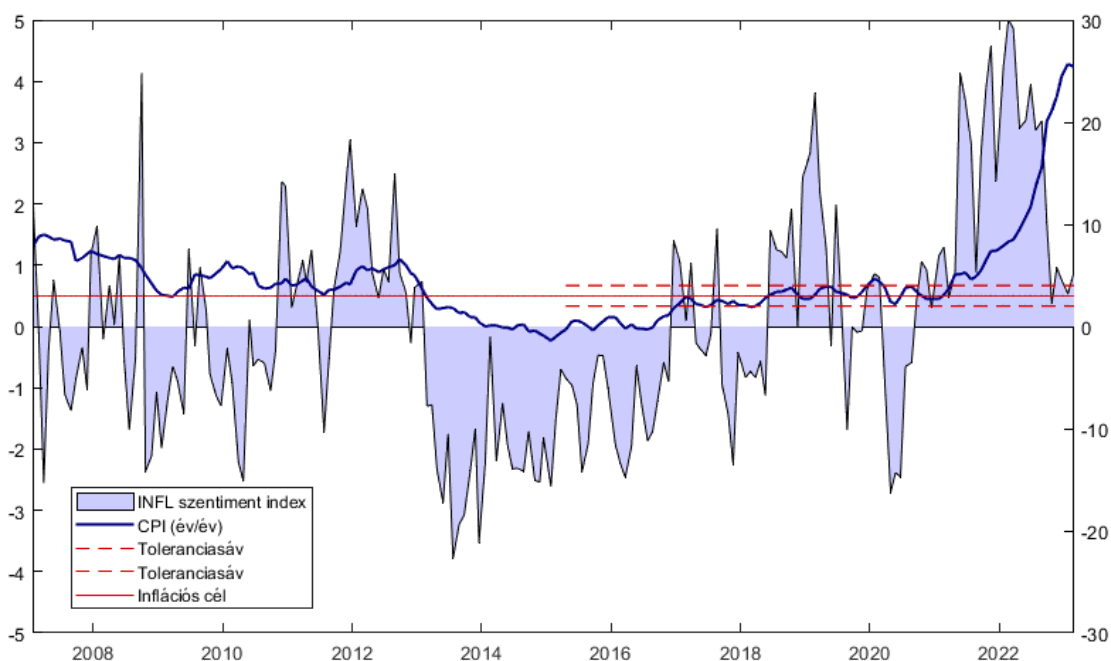
Forrás: Saját készítés

Az 1. ábrán az Magyar Nemzeti Bank által publikált közlemények irányultsága, illetve az alapkamat változása látható. Ezek alapján megállapítható, hogy az általam készített szentiment index konzisztens az alapkamat változásával az egyes időszakokban. A kamatkondíciók enyhítésekor a közlemény irányultsága inkább lazító (dovish), míg kamatemelés során inkább héjább (hawkish) hangvétellű volt.

A 2008-as gazdasági és pénzügyi világválság (GFC) kirobbanásával véget ért a „Great Moderation”-nek elnevezett, stabil gazdasági növekedéssel és alacsony inflációs környezettel jellemezhető időszak, ami eltérő jegybanki reakciókat váltott ki a fejlett és feltörekvő országok jegybankjaiból. A Fed a monetáris kondíciók enyhítésével reagált a kialakuló válságra, amit ugyan késve, de az EKB is követett. Ezzel szemben a feltörekvő országok jegybankjai jellemzően kamatemelést hajtottak végre annak érdekében, hogy védjék az árfolyamot a leértékelődéstől, és kellő kamatfelárat biztosítsanak egy jóval kockázatkerülőbb piaci környezetben. Az MNB ugyan 2007-ben még 2 darab 25 bázispontos csökkentést hajtott végre, 2008 áprilisától kezdődően 7,5 százalékról 11,5 százalékra emelte az irányadó kamatot. Az 1. ábrán mindkét folyamat kirajzolódik a szentiment index értékein keresztül, ahol az látszik, hogy a kamatsökkentéssel párhuzamosan inkább lazító, még 2008 elejétől egyre inkább szigorító a közlemények irányultsága, sőt egy ponton kiugróan magas az index értéke, ami nagyon szigorú hangvétellű kommunikációt indikál. Ez időben a Lehman Brothers csődjét követő időszakra datálható, melynek következtében likviditási zavar keletkezett a hazai pénzügyi piacokon: egy napra befagyott a magyar állampapírpia és illikviddé vált a bankközi swappiac is (Király, 2008). Erre reagálva a Monetáris Tanács 300 bázispontos kamatemelést hajtott végre. Evdokimova et al. (2023) tanulmányának eredményei alapján elmondható, hogy 2009-től a Fed tovább lazított kommunikációjának hangvételén, míg ezzel egyidőben az EKB és a feltörekvő országok jegybankjai is elkezdtek lazítani, ami nem csak a kamatkondíciókon látszódott meg, hanem a kommunikáción is. Ezzel megegyező folyamatok láthatóak az 1. ábrán a magyar jegybank esetében is, ugyanis 2009-től egyre lazítóbb hangvétellűvé váltak a közlemények, miközben az alapkamat szintje fokozatosan csökkent.

A 2010-es évek jegybanki kommunikáció szempontjából az 1. ábra alapján három részre bontható. Az elsőben az európai szuverén adósságválság következtében az EKB és egyes periféria országok szigorítottak monetáris politikájuk irányultságán. A magyar index esetében ebben az időszakban két lokális csúcspont is látható. Ebben a nemzetközi hatások mellett országspecifikus tényezők is szerepet játszottak, ugyanis ekkorra tehető időben egy

újabb IMF-megállapodás bejelentése, amellyel párhuzamosan a monetáris politika hangvétele is szigorodott. Az ezt követő időperiódust globálisan alacsony inflációs környezet és viszonylag stabil növekedési epizód követte, ahol a jegybankok beleütköztek a zéró alsó korlátba (ZLB – zero lower bound). Ennek következtében addicionális gazdaságélénkítést már csak a nemkonvencionális eszköztár bevetésével tudtak elérni, melynek része volt a különböző mennyiségi lazítási programok és az előretekintő iránymutatáson keresztül a jegybanki kommunikáció is. Ebben az időszakban az MNB (a világ legtöbb központi bankjával együtt) a szentiment index alapján kiugróan magas értékben folytatott lazító irányultságú kommunikációt a közleményeiben, amelyben szerepet játszhatott az átmeneti deflációs periódus elleni küzdelem is. Végül az említett harmadik szakaszban az inflációs félelmek felerősödésével és az amerikai repó piaci turbulencia kialakulásával újra szigorodó hangvételűvé váltak a közlemények. Ezt egyedül a COVID-19 okozta reálgazdasági sokk törte meg, igaz csak átmenetileg, ugyanis 2022-től ismételten folytatódott a hawkish kommunikáció. A vizsgált időszak során ekkor figyelhető meg a legmagasabb érték az indexen, ami azt indikálja, hogy a magyar jegybanki kommunikáció a közleményeken keresztül szigorúbb volt a 2008-as pénzügyi válság legturbulensebb időszakához képest is.



3. ábra: Az inflációs szentiment index és az inflációs ráta alakulása

Megjegyzés: A táblázatban az inflációs szentiment index és a magyar inflációs ráta alakulása látható. A bal oldali tengelyen az index értékei, míg a jobb oldali tengelyen az év/év alapú CPI van. Piros folytonos vonallal jelöltem a 2005. augusztusától bevezetett jegybanki inflációs célt, míg piros szaggatott vonallal a 2015. márciusában deklarált ± 1 százalékpontos toleranciasáv alsó és felső határát.

Forrás: Saját készítés

Fontos kiemelni, hogy a Magyar Nemzeti Bank volt az egyik első feltörekvő piaci jegybank, aki kamatemelési ciklusba kezdett az inflációs félelmek eszkalálódásának korai időszakában. Azonban ez nem csak a kamatkondíciók változásán, hanem a jegybanki kommunikáció irányultságán is tetten érhető, ugyanis ahogy a 3. ábrán látszik, az inflációs szentiment index már 2020 ősztől a szigorító irányultságú, 0 feletti tartományban van. Ez azt mutatja, hogy a jegybank már ekkor elkezdte a verbális szigorítást, annak ellenére, hogy az inflációs ráta még bőven toleranciasávon belül volt. Amikor pedig a céltartományon kívülre került, az árstabilitás elérése érdekében a Magyar Nemzeti Bank jelentősen szigorított a kommunikációján, majd 2 hónappal később a Monetáris Tanács kamatot emelt. Ez az eredmény egybevághat Evdokimova et al. (2024) tanulmányával, akik azt állapították meg, hogy a MNB valamennyi jegybankkal ellentétben nem csak reagált rá, hanem kommunikációjában 4 hónappal előre is jelezte az inflációs folyamatok fokozódását. Tanulmányuk kitér többek között arra is, hogy a monetáris politikai nyilatkozatok hangvétele és az irányadó kamatlábak közötti korreláció és az IT rendszer bevezetésének éve között negatív irányú kapcsolat fedezhető fel. Vagyis azokban az országokban, ahol hamarabb vezették be az inflációs célkövetési rendszert, az irányadó kamatláb és a közlemények irányultságának változása között szorosabb együttmozgás fedezhető fel. Az említett tanulmány (Evdokimova et al., 2024) alapján a magyar jegybanki közlemények és az irányadó kamat korrelációjának 45 százalékos körül kellene alakulnia, ennek ellenére 10 százalékos értéket kaptak az együttmozgás erősségére, ami gyenge kapcsolatnak minősül. Ezzel ellentétes eredményekre jutottam a két idősor vizsgálatával, ugyanis 65 százalékos összefüggést találtam a magyar közlemények irányultsága és az irányadó kamat változása között, ami erős kapcsolatot indikál. Az eltérés valószínűleg az eltérő szentiment indexeknek köszönhető. Ugyan jelen tanulmányban nagyrészt építettem a szerzők korábbi kutatásának módszertanára (Evdokimova et al., 2023), de felhasználtam egyéb módszereket is az irányultság pontosabb azonosítása érdekében.

Érdemes továbbá megfigyelni a 2. ábrán, hogy a kamatkondíciók tényleges megváltoztatása előtt a közlemény irányultsága a későbbi döntéseknek megfelelő irányba mozdul, amiből arra lehet következtetni, hogy az MNB a közleményekben jellemzően felkészítette a piacot a közelgő kamatváltoztatásra. Kivételt képeznek azok az időszakok, ahol a pénzügyi vagy gazdasági kondíciók megkívánták a gyors reakciót, mint például 2008 októbere.

5.2. A PIACI VÁRAKOZÁSOK PROXYJAKÉNT FELHASZNÁLT KÖZLEMÉNY ELŐÁLLÍTÁSÁNAK EREDMÉNYEI

A következőkben ismertetett eredmények a 3. egyenlet regressziójának eredményeit tartalmazzák, vagyis azt a lépést amikor az előző időszaki közlemény szentimentjével, a két közlemény közötti időszakban publikált makrogazdasági adatokkal és különböző piaci mutatók változásával magyaráztam az aktuális közlemény szentimentjét. A 3. táblázatban a különböző témák szerint (összesített, monetáris politika, infláció, realgazdaság) megbontott várható közlemények eredményei láthatóak, míg a 4. táblázat az összesített index értékeit hasonlítja össze Cholesky dekompozícióval, illetve anélkül.

A 3. táblázatban a 2007 és 2023 között vizsgált időszak közleményeinek regressziói láthatóak topikok szerinti bontásban. Az összes feltüntetett változó esetében elvégeztem a Cholesky dekompozíciót, így a magyarázó változók között nincs multikollinearitás. A modellbe bevont magyarázó változók és az összesített szentiment index segítségével 83,5 százalékban meg tudtam magyarázni a tárgyidőszakban publikált közleményt. A 83,5 százalékos R^2 azért is mondható relatíve magasnak, mivel a közleményben nem csak a gazdaság állapotának változása szerepel, hanem – elsősorban az előretekintő iránymutatás miatt – a monetáris politika jövőbeli alakulása is megjelenik, amit egyik felhasznált gazdasági és pénzügyi változó sem tud megragadni, így ideális esetben sem lehetne 100% az R^2 . A korrigált R^2 értéke is 80% körül van, tehát a lineáris modell illeszkedése nem csak a vizsgálatba bevont magyarázó változók száma miatt relatíve magas.

3. táblázat: Az aktuális jegybanki közlemény szentimentjének becslése

	Overall_C	Mpol_C	Infl_C	Real_C
(Intercept)	0,016 (0,123)	-3,948 (3,047)	-5,963* (3,138)	-0,307 (2,533)
GDP_surp	0,213* (0,109)	0,038 (0,106)	-0,012 (0,107)	0,070 (0,090)
GDP_change	0,119* (0,062)	0,009 (0,064)	0,099 (0,064)	-0,040 (0,052)
GDP_level	0,050 (0,087)	0,108 (0,085)	0,063 (0,087)	0,106 (0,072)
CPI_surp	0,168* (0,088)	0,085 (0,098)	0,133 (0,096)	-0,093 (0,08)
CPI_change	-0,079 (0,091)	0,096 (0,175)	0,229 (0,171)	0,336** (0,142)
CPI_level	0,146	-0,183	-0,433*	-0,252

	(0,154)	(0,251)	(0,255)	(0,204)
PRI_surp	3,946	3,152	0,005	4,179**
	(2,461)	(2,123)	(2,026)	(1,704)
PRI_change	-0,142	-0,466**	-0,476**	-0,290
	(0,183)	(0,221)	(0,216)	(0,184)
PRI_level	0,733**	0,570*	0,542*	0,544**
	(0,288)	(0,292)	(0,283)	(0,246)
MPOL_surp	-0,063	-0,192	-0,165	-0,241
	(0,127)	(0,218)	(0,208)	(0,176)
MPOL_change	0,094	0,046	0,137	0,317
	(0,253)	(0,242)	(0,233)	(0,196)
MPOL_level	0,667*	0,301	0,417	0,675**
	(0,373)	(0,316)	(0,354)	(0,294)
dEURUSD	3,018	2,154	4,094	0,785
	(6,205)	(5,405)	(5,213)	(4,367)
dFRA_lag	0,196	0,064	0,097	0,160
	(0,213)	(0,226)	(0,218)	(0,182)
dEURHUF	-3,549	2,157	-9,047	-12,596*
	(9,391)	(8,340)	(8,000)	(6,760)
dFRA	-0,256	-0,264	-0,027	-0,156
	(0,341)	(0,295)	(0,281)	(0,236)
EURHUF	0,022**	0,011	0,017*	0,000
	(0,011)	(0,009)	(0,009)	(0,008)
Y1_lag	0,756***	0,699***	0,736***	0,640***
	(0,086)	(0,094)	(0,099)	(0,104)
dY1_lag	-0,045	0,029	-0,122	-0,251**
	(0,114)	(0,114)	(0,121)	(0,104)
R^2	0,835	0,790	0,777	0,670
korr. R^2	0,798	0,744	0,727	0,597
F-statisztika	22,839	17,062	15,745	9,190
p-érték	8,65E-26	1,48E-21	1,92E-20	1,12E-13
Megfigyelések	106	106	106	106

Megjegyzés: A 3-4. táblázatban az aktuális közlemény irányultságát becsültem meg az első oszlopban feltüntetett magyarázó változók segítségével, a táblázat a lineáris regresszió koefficienseit és standard hiba értékeit tartalmazza. A „surp” változók a makrogazdasági adatok eltérését mutatják az elemzői várakozásokhoz képest, a „change” a mutató változását az előző periódushoz viszonyítva, míg a „level” a változó tárgyidőszaki szintjét reprezentálja. Az „MPOL” változó alatt a monetáris politika szempontjából releváns rövid kamatot értem. A Y1_lag az 1 időperiódussal késleltetett közlemény szentimentjét, míg dY1_lag az előző és az azelőtti időperiódus közötti változást jelöli. Az első sorban látható eredményváltozók pedig sorban az összesített, a monetáris politikai, az inflációs és a reálgazdasági indexet jelölik, míg a „C” arra utal, hogy a magyarázó változók Cholesky-transzformáltak. Az 1, 5 és 10 százalékos konfidenciaszinten szignifikáns értékeket sorban „***”, „**” és „*”-gal jelöltem.

Az összesített szentiment indexel elkészített regressziós modell magyarázó változói közül több egyénileg is szignifikáns, azonban fontos megemlíteni, hogy a legtöbb csak 10 százalékos konfidenciaszinten, mint például a rövid hozamok szintje, a GDP változása, illetve a fogyasztói árindex és GDP meglepetése. A meglepetés komponens azt mutatja meg,

hogy az elemzői várakozásokhoz képest mennyivel tért el a publikált adat, így az mekkora mértékben lepte meg a gazdaság szereplőit. Fontos kiemelni, hogy az elemzői várakozások eloszlásának módusza és várható értéke aszimmetrikus várakozások esetén eltérhet egymástól, ami torzíthatja a várakozások valós képét (Horváth et al., 2014). Az árszint (PRI – a fogyasztói árszínvonal mellett a termelői árakat is tartalmazza) szintjének változója, az euró-forint árfolyam és az előző időszaki közlemény szentimentje már 95 százalékos konfidenciaszinten is szignifikáns magyarázó változó. Az eredményekből az is kiolvasható, hogy 1 egységnyi változás az előző időszaki közlemény irányultságában 0,756 változást okoz a tárgyidőszaki szentiment értékében, ami úgy interpretálható, hogy idővel ugyan csökken a korábbi közlemény irányultságának jelentősége a piaci szereplők várakozásaiban, de nem teljesen semleges. Ebből arra is lehetett következtetni, hogy az MNB a kommunikációját jellemzően fokozatosan építette a vizsgált időszak során, nem jellemzőek a hirtelen kommunikációs fordulatok és ezáltal az előző időszaki közlemény irányultsága megjelenik a piaci várakozásokban is.

A 3. táblázatban szereplő koeficiensek értékeinek előjele megegyezik azzal, amit intuitíve gondolnánk arról, hogy a piaci szereplők hogyan módosítják várakozásaikat egy esemény bekövetkezése után. Például a hazai árszintben bekövetkező növekedés hatására a klasszikus modellek szerint azt várnánk, hogy a jegybank a monetáris kondíciók szigorításán keresztül reagál az eseményekre. Mivel a piaci szereplők számára elméletileg ismert jegybanki reakciófüggvény és az információs bázis, ami a jegybanknak rendelkezésére áll, így a szigorítást beépítik a várakozásaikba és a közleményre vonatkozó predikcióikba. Jelen esetben az eredményekből az látható, hogy az árszintben (PRI) vagy az inflációs mutatókban (CPI) bekövetkező egységnyi változás azonos irányú elmozdulást generál az aktuális szentiment értékében, ami összhangban van a korábban kifejtettekkel. Hasonló módon belátható ez a GDP változása esetén, ahol egységnyi csökkenés a GDP változásában csökkenti a szentiment indexet, ami a jegybanki kommunikációban lazító (dovish) irányba történő elmozdulást jelent. Ez az eredmény megegyezik Laungaram és Wongwachara (2017) tanulmányának eredményével, akik szintén az inflációs és növekedési mutatókat találták a legrelevánsabbnak monetáris politikai szempontból. Az EURHUF árfolyam logaritmusának 1 százalékos elmozdulása (a Cholesky dekompozíció miatt kontrollálva az előtte lévő változókra) mindössze 0,022 százalékos változást idéz elő a szentiment index értékében, amely változó ugyan szignifikáns, de relatíve kis mértékű elmozdulásról van szó. Ez konzisztens azzal, hogy a Magyar Nemzeti Banknak hivatalosan nincs árfolyamcélja, így a monetáris

politikának elméletileg közvetlenül nem kell reagálnia az árfolyamváltozásnak arra a részére, ami az inflációs kilátásoktól független. Ellenben a pénzügyi stabilitás fenntartása és a monetáris transzmissziós folyamatokban betöltött kiemelt szerepe indokolhatja az árfolyam fontosságát (Velasco, 2022).

A fő regresszió eredményeit összehasonlítva azokkal az eredményekkel, amikor a közleményből csak az adott topikba tartozó mondatok szentimentjét vizsgáltam (3. táblázat, 3-5. oszlop), megállapítható, hogy az összesített indexnek nagyobb a magyarázó ereje, mint az alindexeknek. Ugyan az összesített szentiment index nem a 3 alindex összegeként áll elő, könnyen interpretálható, hogy ha csak egy téma alapján elemezzük a közleményt az információvesztéssel járhat, ugyanis a jegybankok reakciófüggvényében az infláció mellett a reálgazdaság és egyéb faktorok is szerepet játszanak. A magyarázó változóknál továbbra is szignifikáns az előző időszaki közlemény irányultsága és az árszint, azonban az inflációs topik eredményeinél megfigyelhető, hogy szignifikáns magyarázó változóként jelenik meg a CPI szintje és az árszint változása. Ezenél a változóknál azonban ellentmondás figyelhető meg, ugyanis az árszint változásának egységnyi gyorsulása esetén 0,476, míg a fogyasztói árindex szintjének egységnyi növekedésénél 0,433 értékkel változik a lazítás irányába a szentiment index. Az összesített indexben ilyen ellentmondás nem található, ráadásul mind a PRI, mind a CPI szignifikáns változóinál az intuitív értelemben vett megfelelő irányú változás történik.

Mielőtt azonban rátérnék a jegybanki közlemény pénzpiaci eszközárakra gyakorolt hatásának eredményeire, először bemutatom, hogy milyen eredményeket kaptam abban az esetben, ha nem végeztem el a Cholesky dekompozíciót, illetve, ha a modellből kihagytam az előző időszaki közlemény szentimentjét, mint magyarázó változót. A 4. táblázatban ezek az eredmények láthatóak, de már csak az összesített szentiment index esetében.

4. táblázat: Cholesky dekompozícióval, illetve anélkül készített regressziók eredményei

	Overall_C	Overall_exC	Overall_C_exY	Overall_exC_exY
(Intercept)	0,016 (0,123)	-8,110** (3,657)	0,154 (0,174)	-16,459*** (5,059)
GDP_surp	0,213* (0,109)	0,051 (0,128)	0,467*** (0,135)	-0,021 (0,175)
GDP_change	0,119* (0,062)	0,063 (0,077)	0,078 (0,086)	-0,094 (0,104)
GDP_level	0,050	0,157	0,412***	0,508***

	(0,087)	(0,103)	(0,113)	(0,138)
CPI_surp	0,168*	0,151	0,565***	0,063
	(0,088)	(0,115)	(0,108)	(0,164)
CPI_change	-0,079	0,253	0,108	0,165
	(0,091)	(0,205)	(0,126)	(0,294)
CPI_level	0,146	-0,437	0,928***	-0,248
	(0,154)	(0,299)	(0,173)	(0,422)
PRI_surp	3,946	2,785	4,428	1,280
	(2,461)	(2,452)	(2,910)	(2,960)
PRI_change	-0,142	-0,639**	0,293	-1,104***
	(0,183)	(0,261)	(0,256)	(0,364)
PRI_level	0,733**	0,721**	2,083***	1,630***
	(0,288)	(0,345)	(0,36)	(0,479)
MPOL_surp	-0,063	-0,316	-0,245	-0,221
	(0,127)	(0,251)	(0,181)	(0,358)
MPOL_change	0,094	0,198	-0,671**	0,008
	(0,253)	(0,284)	(0,327)	(0,398)
MPOL_level	0,667*	0,634	1,758***	1,586***
	(0,373)	(0,390)	(0,486)	(0,516)
dEURUSD	3,018	4,863	-2,812	1,793
	(6,205)	(6,305)	(8,813)	(8,986)
dFRA2	0,196	0,075	0,392	0,503
	(0,213)	(0,265)	(0,305)	(0,374)
dEURHUF	-3,549	-8,199	11,214	0,330
	(9,391)	(9,681)	(13,104)	(13,599)
dFRA	-0,256	-0,256	0,251	0,252
	(0,341)	(0,341)	(0,483)	(0,483)
EURHUF	0,022**	0,022**	0,045***	0,045***
	(0,011)	(0,011)	(0,015)	(0,015)
Y1_lag	0,756***	0,756***		
	(0,086)	(0,086)		
dY1_lag	-0,045	-0,045		
	(0,114)	(0,114)		
R^2	0,835	0,835	0,644	0,644
korr. R^2	0,798	0,798	0,576	0,576
F-statisztika	22,839	22,839	9,560	9,560
p-érték	8,65E-26	8,65E-26	9,72E-14	9,72E-14
Megfigyelések	106	106	108	108

Megjegyzés: Az első sorban feltüntetett változók közül az „exC” azokat a regressziókat jelentik, ahol a magyarázó változók nem Cholesky-transzformáltak, így a modellben jelentős a multikollinearitás. Az „exY” pedig azokat a regressziókat mutatja be, ahol az előző időszaki közlemény irányultsága ki lett hagyva a modellbe bevont magyarázó változók köréből. A 1, 5 és 10 százalékos konfidenciaszinten szignifikáns értékeket sorban „***”, „**” és „*”-gal jelöltem.

Összehasonlítva a piac által várt jegybanki közlemény proxyjaként használt regresszió eredményeit (4. táblázat 2. oszlop) azzal a Cholesky regresszióval, amikor az előző időszaki közlemény szentimentjét kihagytam a magyarázó változók közül (4. táblázat 4.

oszlop), megállapítható, hogy ugyan alacsonyabb az R^2 értéke, de a többi magyarázó változó még továbbra is 64,4 százalékban magyarázza a tárgyidőszaki közlemény szentimentjét. Ez alapján feltételezhető, hogy a két jegybanki közlemény közötti időszakban publikált makrogazdasági adatok és pénzügyi mutatók változása befolyásolja a piaci szereplők közleményre vonatkozó várakozásait. Az árszintben bekövetkező egységnyi változás például 2,083 változást, míg a monetáris politika szempontjából relevánsnak tekinthető rövid kamatok 1,758 mértékű, azonos irányú változással jár az aktuális közlemény szentimentjének értékében. A felsoroltakon kívül a publikált GDP és CPI adat meglepetése, a reálgazdasági aktivitás szintje, a rövid kamatok változásának mértéke és az EURHUF árfolyam szintje is szignifikánsan befolyásolja a piaci szereplők várakozásait, így a 4. táblázatban felsorolt magyarázó változók elhagyása információvesztéssel járna. Ez pedig abszolút értékben nagyobb regressziós hibát eredményezne a tárgyidőszakban publikált közleményhez képest, ami pedig így torzítaná a pénzpiaci eszközárak reakciójának eredményeit.

A 4. táblázat utolsó két oszlopában megfigyelhető a Cholesky dekompozíció hatása is. Amennyiben nem végezzük el a felbontást, a regresszió eredményeinél megfigyelhető, hogy a szentiment index – a magyarázó változók közül – az árszint változásán kívül csak szint változókkal korrelált. Ez nem intuitív, mivel a közlemény szentimentje már kontrollált az előző közleményre és a piaci várakozásokra is (regresszióban lévő piaci változók által), így a közlemény változásának/meglepetés tartalmának sokkal inkább az időszak során megjelent makrogazdasági meglepetésekkel/változásokkal kellene együtt mozognia.

Ezzel szemben a Cholesky regresszió eredményeinél már látható az is, hogy az adott magyarázó változó meglepetésével és változásával is korrelál az aktuális közlemény. Ez annak köszönhető, hogy exogenitási szempontból egy gazdasági mutató változását exogenebbnek tekinthetjük, mint ugyanazon változó szintjét, így Cholesky dekompozíció nélkül a szint változónak az eredményváltozóra gyakorolt hatásában benne van az exogén változás hatása is (és a kezdeti szint változóé), ami kollinearitást és ezáltal a pontbecslések nagy becslési bizonytalanságát (nagy sztenderd hibát) eredményez a regresszióban. A Cholesky-felbontás segítségével viszont minden endogén változónál csak annak egyedi hatását hagytam benne a modellben, melynek hatására az R^2 nem változott, a magyarázó változók közül pedig több is szignifikáns lett, ami így már a valódi képet mutatja ezen mutatók és a szentiment index közötti korrelációról. Ugyanez a jelenség figyelhető meg abban az esetben is, amikor az előző időszaki közleményt bevontam a lineáris regresszióba, azzal a különbséggel, hogy a korábbi közlemény lerontja a többi magyarázó változó szignifikanciáját.

5.3. A JEGYBANKI KÖZLEMÉNYEK IRÁNYULTSÁGÁNAK PÉNZPIACI HATÁSA

Az összesített eredmények, a magas regressziós magyarázóerő alapján vélhető, hogy a modellbe bevont magyarázó változók segítségével viszonylag hatékonyan meg lehet állapítani, hogy a piacnak milyen várakozásai vannak a jegybanki közleményre vonatkozóan. A közleményekre vonatkozó piaci várakozások proxyjaként a 3. táblázatban szereplő regressziókat használtam fel, amiben az előző időszaki közlemény is szerepel, mint magyarázó változó. A pénzügyi eszközárak reakcióját az euró-forint árfolyam, illetve a 3 hónap múlva induló 3 hónapos határidős kamatláb-megállapodási ügylet (3X6 FRA) esetében vizsgáltam meg.

5. táblázat: A jegybanki közlemény meglepetés-komponensének forintárfolyamra gyakorolt hatása

	FX_10	FX_30	FX_60	FX_90	FX_120
(Intercept)	0,001 (0,010)	-0,012 (0,011)	-0,014 (0,013)	-0,032* (0,017)	-0,038** (0,016)
real_C	-0,002 (0,015)	-0,020 (0,017)	-0,032 (0,021)	-0,033 (0,026)	-0,035 (0,026)
infl_C	-0,060** (0,029)	-0,088*** (0,032)	-0,123*** (0,040)	-0,128*** (0,049)	-0,134*** (0,048)
mpol_C	-0,039 (0,026)	-0,068** (0,029)	-0,091** (0,036)	-0,085* (0,044)	-0,099** (0,044)
Overall_C	0,072* (0,038)	0,111*** (0,041)	0,149*** (0,051)	0,146** (0,063)	0,160** (0,062)
dEURUSD	-0,348*** (0,124)	-0,392*** (0,105)	-0,320*** (0,105)	-0,324*** (0,115)	-0,356*** (0,100)
R²	0,107	0,170	0,163	0,138	0,173
korr. R²	0,062	0,128	0,121	0,095	0,132
F-statisztika	2,393	4,095	3,893	3,210	4,189
p-érték	0,043	0,002	0,003	0,010	0,002
Megfigyelések	106	106	106	106	106

Megjegyzés: A 5-6. táblázat a publikált közlemény meglepetés-komponens által előidézett eszközárváltozás eredményeinek koefficiensei és standard hiba értékei láthatóak a különböző időablakok esetében. Eredményváltozóként az EURHUF árfolyam szerepel, az első sorban szereplő számok a percben kifejezett időablak hosszát jelölik. Magyarázó változóként pedig a korábban futtatott regressziók eredményeként előállított indexek, illetve a megegyező időablakban bekövetkező EURUSD árfolyam változása látható. A 1, 5 és 10 százalékos konfidenciaszinten szignifikáns értékeket sorban „***”, „**” és „*”-gal jelöltem.

Az 5. táblázatban az euró-forint árfolyam különböző időablakban vizsgált reakciójának eredményei láthatóak. A felhasznált szentiment indexek közül az összesített indexen túl az inflációs és monetáris politikai indexeknél is láthatók 5 és 1 százalékos konfidenciaszinten szignifikáns eredmények az összes vizsgált időablakban. Az R^2 értéke a 30, illetve 120 perces intervallumban a legmagasabb, amelyből több konklúzió is levonható. Először is úgy tűnik, hogy időre van szükség ahhoz, hogy a publikált közleményben szereplő információk beépüljenek a forintárfolyamba, mivel a két említett időablakban futtatott modell magyarázóereje nagyobb, mint a 10 percesé. Ez ellentétes azzal, amit a hatékony piacok elmélet alapján várnánk. Továbbá 60 és 90 perces időhorizonton vizsgált modellek magyarázó erejének csökkenését többek között az is befolyásolhatja, hogy az amerikai piacok akkorra már jellemzően kereskedési szakaszba lépnek, ami további zajt generál az EURHUF árfolyamban is. Ráadásul általában a tengerentúli piacnyitásra koncentrálódik a forgalom legnagyobb része, ami aztán az idő előrehaladtával folyamatosan csökken. Ezzel magyarázható a 120 perces időtávon megfigyelt R^2 értéke, amely pedig egybeesik az amerikai kereskedési szakasz átlagosan legalacsonyabb forgalmú szakaszával, illetve az európai piacok zárásával. Ezt alátámasztja Bubák et al. (2011) tanulmánya, akik azt az eredményt kapták, hogy ezekben az időszakokban csökken az amerikai piacok és az EURUSD volatilitása, így azok átgyűrűző hatása is jelentősen mérséklődik.

Ezenkívül érdemes megfigyelni, hogy az 5. táblázatban látható együtthatók értéke a 60 perces időablakig, abszolút értékben folyamatosan nő, míg azt követően jelentősen nem változik, ami akár annak a jele is lehet, hogy a közlemény meglepetés-komponensének információs tartalma körülbelül ekkorra épül be a forintárfolyamba.

Fontos azonban két dolgot kiemelni az 5. táblázatban látható eredmények kapcsán. Az inflációs és monetáris politikai szentiment indexek változása szignifikánsan és a vártnak megegyező irányba mozdítja el az árfolyamot. Ezeknek az indexeknek a 3. táblázat eredményei alapján kisebb az érzékenységük az előző havi közlemény szentimentjére, illetve az összesített indexel szemben olyan változók is szignifikánsak befolyásolják, mint a fogyasztói és termelői árak (PRI) változása. Az összesített szentiment index viszont a várthoz képest ellentétes előjelű reakciót vált ki a forintárfolyamból, mivel abban az esetben, ha a közlemény szigorú irányba lepi meg a piacot, az eredmények alapján az árfolyam gyengül. Intuitív módon ennek pont az ellenkezőjét várnánk, ugyanis a szigorító hangvételű üzenetek – főleg, ha azok meglepik a piaci várakozásokat – árfolyamerősödést generálnak. Ezek alap-

ján feltételezhető, hogy az összesített szentiment index nem tekinthető megbízható magyarázó változónak. Az árfolyam alakulására konzekvens módon az inflációs és monetáris politikai témákat megragadó index van hatással.

A modellbe bevont magyarázó változók között szerepel az euró-dollár árfolyamváltozása is, ugyanis empirikus tapasztalatok alapján a dollár erősödése negatív hatással van a feltörekvő piaci devizákra – a forintra is – így ennek kihagyása a modellből jelentős információvesztéssel járna. Látható, hogy az összes vizsgált időablakban szignifikáns eredményeket kaptam a dollár árfolyamváltozása esetében. Az EURUSD árfolyam egy százalékos felfelé mozdulása (dollár gyengülés) átlagosan 0,348 százalékkal mozdítja el ellentétes irányba az EURHUF árfolyamot (forint erősödés). Ezzel szemben az szentiment indexben bekövetkező egységnyi változás a 120 perces időablak esetében is mindössze 0,134 százalékos eltérő irányú elmozdulást eredményez az árfolyamban, ami majdnem a harmada a dollár árfolyamára való érzékenységhez képest.

A hatások mértékének intuitívebb, teljesebb megismeréséhez azonban érdemes megvizsgálni a magyarázó változó egységnyi szórására vetített hatásokat, ugyanis a vizsgált időintervallumokban a változók eltérő volatilitása is okozza az eltérő regressziós koefficienseket. Az 2. mellékletben szereplő eredményekből az látszik, hogy mind az inflációs, mind a monetáris politikai index szórásának egységnyi változása az összes vizsgált időablakban, abszolút értékben nagyobb változást eredményez a forintárfolyamban, mint az euró-dollár változása. A teljes mintában számolt átlagos 120 perces árfolyamváltozás 0,17% volt, ehhez képest a közlemény utáni 120 percben a szentiment meglepetés hatása 0,13%, ami jól mutatja, hogy csak a piac által nem várt komponens mekkora hatással van az árfolyamra. Az 2. melléklet táblázatának alsó részében szereplő eredményei láthatóak ábrázolva a 3. mellékleten, ahol az figyelhető meg, hogy a magyarázó változók volatilitása hány százalékát teszi ki az eredményváltozó szórásának. Az inflációs indexnél abszolút értékben növekvő folyamat figyelhető meg, amely a 30 perces időablakban éri el csúcspontját, ahol az EURHUF árfolyamváltozás szórásának 77,2 százalékát teszi ki az inflációs szentiment index szórásának változása. Ugyanez a folyamat látható a monetáris politikai indexnél is, ahol 50 százalék körül mozog az érték, míg az EURUSD árfolyam szórásának változása mindössze átlagosan 30 százalékát éri el az EURHUF szórás-változásának. Az összesített szentiment index hatásának iránya ellentmond az intuitív módon várt reakcióval, azonban azt fontos észrevenni, hogy a 3 alindex aggregált hatása, abszolút értékben nagyobb, mint az összesített szentiment indexé.

Összességében megállapítható, hogy kizárólag az 5. táblázat eredményeit vizsgálva félrevezető képet kaphatunk a dollár, illetve a közlemény meglepetés-komponens változásának valódi hatásáról.

6. táblázat: A jegybanki közlemény meglepetés-komponensének kamatvárakozásokra gyakorolt hatása

	FRA_10	FRA_30	FRA_60	FRA_90	FRA_120
(Intercept)	-0,325 (0,273)	-0,785* (0,468)	-0,602** (0,282)	-1,133** (0,533)	-1,063* (0,538)
MNB_real	0,888** (0,433)	1,493** (0,750)	0,503 (0,450)	1,214 (0,841)	1,253 (0,851)
MNB_infl	0,756 (0,814)	1,094 (1,400)	0,200 (0,839)	0,977 (1,568)	0,912 (1,585)
MNB_mpol	0,476 (0,740)	0,661 (1,279)	0,102 (0,762)	0,594 (1,426)	0,677 (1,441)
MNB_overall	-0,660 (1,050)	-1,252 (1,808)	-0,237 (1,078)	-1,230 (2,016)	-1,251 (2,037)
dEURUSD	-8,963** (3,462)	-12,930*** (4,663)	-4,703** (2,192)	-7,209* (3,699)	-4,227 (3,314)
R²	0,121	0,109	0,059	0,057	0,037
korr. R²	0,077	0,065	0,012	0,010	-0,011
F-statisztika	2,749	2,449	1,247	1,206	0,762
p-érték	0,023	0,039	0,293	0,312	0,579
Megfigyelések	106	106	106	106	106

*Megjegyzés: A táblázatban eredményváltozóként a 3 hónap múlva induló 3 hónapos határidős kamatláb-megállapodás szerepel. A 1, 5 és 10 százalékos konfidenciaszinten szignifikáns értékeket sorban „***”, „**” és „*”-gal jelöltem.*

A 6. táblázatban a 3 hónap múlva induló 3 hónapos FRA ügylet eredményei láthatóak különböző időablakok szerinti bontásban. Az R^2 esetében itt egy időben egyértelműen csökkenő tendencia azonosítható, azonban fontos kiemelni, hogy a determinációs együttható értéke – a forintárfolyamtól eltérően – jelen esetben a 10 perces időablakban a legmagasabb, amiből arra lehet következtetni, hogy a közlemény információi hamarabb beárazódnak a pénzpiaci eszközárba. A 60 perces időablaktól hosszabb intervallumokban a 3X6-os FRA varianciájának mindössze kevesebb, mint 6 százalékát magyarázzák a modellben felhasznált magyarázó változók, ami arra enged következtetni, hogy a közlemény publikálásától távolodva egyre jobban megjelennek más faktorok hatásai, amelyek az EURHUF esetében nem voltak ennyire dominánsak a közlemény szentimentjéhez, illetve az EURUSD kereszt változásának hatásához képest.

Utóbbi itt is szignifikáns magyarázó változóként szerepel a modellben, azonban a vizsgált időtáv növelésével – az R^2 értékéhez hasonlóan – csökken a határidős kamatlábügyletekre gyakorolt hatása. A dollár árfolyamának 1 százalékos elmozdulása 4-13 bázispontos ellentétes irányú változást okoz a 3X6-os FRA hozamában, amely hatás a forint árfolyamán keresztül is begyűrűzhet, de magyarázhatja még a nemzetközi befektetői hangulat javulása is. Előbbi esetben, ahogy az az 5. táblázat eredményeinél is látható, a dollár erősödése leértékeli a forintot, melynek következtében a kamatvárakozások feljebb tolódnak. Ebben elsősorban a piaci szereplők olyan irányú várakozásai tükröződnek, hogy a jegybank a kamatpolitikájának változtatásával próbálja meg stabilizálni a pénzügyi kondíciókat. Ezenkívül a dollár gyengülése egy általános nemzetközi hangulatjavulás indikátora lehet, ugyanis turbulens piaci időkben megnő a dollár iránt kereslet, ami erősíti az árfolyamot, míg javuló piaci hangulat esetén élenkül a kockázattvállalási hajlandóság, ami portfólió-átrendezési hatással és ezáltal a dolláreszközök leépítésével járhat együtt. Amennyiben abból indulunk ki, hogy a Magyar Nemzeti Banknak nincs hivatalos árfolyamcélja, inkább az utóbbi érvelés lehet elfogadottabb, azonban egy kis, nyitott gazdaság szempontjából nem elhanyagolható a pénzügyi stabilitás fenntartása, így mindkét csatornán keresztül hatással lehet az FRA hozamokra.

A magyarázó változók közül az EURUSD árfolyamváltozáson kívül a reálgazdasági szentiment index korrelál szignifikánsan az FRA hozammal. Az euró-forint árfolyam vizsgálatkor kapott eredményekhez képest ez eltérést mutat, ugyanis ott egyedül ennél az indexnél nem szerepelt nullától szignifikáns eredmény egyetlen időablakban sem. Ezzel szemben az eredmények alapján az látszik, hogy leginkább a reálgazdaságra vonatkozó üzenetek befolyásolják a kamatvárakozások alakulását. Az eredmény olyan szempontból is meglepő, hogy az említett alindexnek volt a legkisebb magyarázó ereje az összes közül (3. táblázat). Emellett viszont a reálgazdasági szentiment index korrelál olyan változókkal, mint a CPI változása és az árszint szintje, illetve változásának meglepetése, míg érzékenysége az előző időszak közlemény szentimentjének egységnyi változására a legkisebb a vizsgált indexek közül. Az árszinttel kapcsolatos adatok publikálásával összefüggő egységnyi meglepetés 4,179 értékkel mozdítja el azonos irányba a reálgazdasági indexet. Az eredményeket összehasonlítva (3. táblázat) elmondható, hogy a reálgazdasági index egyes mutatók esetében relatíve érzékenyebb a többi indexhez képest. Vagyis az feltételezhető, hogy a fogyasztói vagy termelői árakban bekövetkező emelkedésre az MNB a reálgazdasággal kapcsolatos kommunikációjában reagál a legérzékenyebben szigorító irányba, ezért gyakorolhat jelen-

tősebb hatást az FRA hozamok változására. Ennek ellenére ez nem azt jelenti, hogy a reálgazdasági folyamatok határoznák meg leginkább a kamatpolitikát. A 10 és 30 perces időablakban azt az eredményt kaptam, hogy amennyiben a publikált közlemény és a várt közlemény különbsége pozitív (vártnál szigorúbb), akkor a kamatvárakozások feljebb tolódnak. Ez konzisztens Carvalho et al. (2013) eredményeivel, akik szintén pozitív kapcsolatot találtak a két változó között, ami annak köszönhető, hogy a jegybank a szigorú irányba okoz meglepetést a piaci szereplők várakozásaihoz képest, akik így átalakítják pénzpiaci pozícióikat. A paraméterek érzékenysége itt is relatíve alacsonynak mondható, a 30 perces időablakban például a reálgazdasági index egységnyi szigorodása mindössze 1,493 bázisponttal tolja feljebb az FRA hozamot, míg a dollár árfolyamváltozása ugyanezen időtávon 12,930 bázisponttal mozdítja el. A forinthez hasonlóan azonban érdemes megvizsgálni az egységnyi volatilitás változást is, hogy valósabb képet kapjunk a hatás méretéről. A számolás eredményei a 4. melléklet táblázatában látható, míg a 5. melléklet az korábban bemutatotthoz hasonlóan a magyarázó változók szórása hány százalékát teszi ki az eredményváltozó szórájának. A 30 perces időablak eredményeit vizsgálva megállapítható, hogy a reálgazdasági index szórás egységnyi változása (1,175) abszolút értékben továbbra is kisebb, mint az euródolláré (1,355), azonban a különbség közel sem olyan jelentős, mint a 6. táblázat koefficiensei között. A 10 és 30 perces időablakban a reálgazdasági index szórájának változása az FRA volatilitásának 25 százalékát teszi ki, amittől relatíve kis mértékben számít nagyobbnak a dollár 25-27 százalékos hatása. Az időablak növelésével ezek a hatások folyamatosan csökkennek, ráadásul nem is térnek el szignifikánsan nullától. Ahogy a forint válaszreakciójának vizsgálata során tapasztaltam, az FRA hozamnál is ellentmondásos eredményeket kaptam az összesített szentiment index esetében, mindazonáltal, ahogy a 5. melléklet ábráján látható, itt is nagyobb az alindexek aggregált hatása, mint az összesített indexé.

A reálgazdasági index volatilitásának változása a közlemény utáni 120 perces intervallumban 0,986 bázispontos változást eredményez a 3X6-os FRA-ban, amely a 2 óras teljes mintán vett mintaátlag (5,4 bázispont) kevesebb, mint ötöde. Ezek alapján kijelenthető, hogy a közlemény piaci várakozásokhoz mért meglepetés-komponense mérsékeltebb hatást gyakorol az FRA hozam változására, mint az EURHUF árfolyamra.

6. KONKLÚZIÓ

A tanulmányban a Magyar Nemzeti Bank által a kamatdöntés után publikált közlemény irányultságának pénzpiaci hatását vizsgáltam meg a forintárfolyam és a határidős kamatláb-megállapodási ügylet esetében 2007 és 2023 között.

Ehhez különböző makrogazdasági és pénzügyi mutatók alapján előállítottam a piaci várakozások proxyjaként funkcionáló hipotetikus közleményt, amelyben az említett változókön kívül, még az irányadó kamat változására adott pénzpiaci reakciókból kinyert információk is szerepelnek. Ez azért nem elhanyagolható, mert az MNB kamatdöntése és a közlemény publikálása közötti 1 órás időablakban történő változásokra a piaci szereplők várakozásaik alakításával reagálhatnak. Az viszont, hogy a két esemény egymástól eltérő időpontban történik, nagyban csökkenti annak a valószínűségét, hogy kimondottan a kamatdöntés hatása begyűrűzzön a közleményre adott piaci reakcióra. Ezáltal jól elkülöníthető a kamatsokk és a közlemény információtartalmának sokkja.

A kutatás során felhasznált szövegelemző módszer hatékonyan reprodukálta a közlemények irányultságának alakulását, amely így felhasználható volt a fő kutatási kérdés megválaszolására. Az eredmények során bemutattam, hogy az előállított szentiment index minden időszakban konzisztens volt az alapkamat változtatásának irányával, ráadásul olyan időszak jegybanki irányultsága is számszerűsíthetővé vált, ahol nem változtak a kamatkondíciók. A monetáris politikai sokk identifikálásához szükséges szövegelemző módszer eredményei megfelelőnek bizonyultak, így elvégezhetővé vált a sokk hatásának vizsgálata.

Összefoglalva az eredményeket elmondható, hogy a jegybanki közlemény irányultságának statisztikailag kimutatható hatása van a forintárfolyamra és a kamatvárakozásokra, amely hatás a különböző időablakok esetében eltérő. A forintárfolyamnál az időablakok növelésével emelkedik a közlemény szentimentjének magyarázó ereje, amely az információk elhúzódó beépülésére utalhat. Az árfolyam alakulását az inflációs és a monetáris politikai index befolyásolja szignifikánsan és konzisztens módon, míg az összesített index ugyan szintén szignifikánsan hat az eredményváltozóra, a hatás iránya intuitív módon nehezen interpretálható. Ezzel szemben a 3 hónap múlva induló 3 hónapos határidős kamatláb-megállapodási ügylet magyarázó ereje a 10 perces időhorizonton a legmagasabb, míg az időablakok növelésével folyamatosan csökken. Az FRA hozam változását szignifikánsan a reálgazdasági index változása befolyásolja, de csak az első két vizsgált időablakban. Fontos

azonban hozzátenni, hogy nem elhanyagolható az EURUSD árfolyam változása, ami jelentős hatást fejt ki mind a forintra, mind a hazai kamatvárakozásokra. A hatás nagysága azonban elsősorban a dollár és a szentiment index eltérő szórásából adódhat. Amennyiben a magyarázóváltozók szórásának egységnyi változásának hatását vizsgáltam arra az eredményre jutottam, hogy az eszközárváltozás számottevő hányada jellemzően a közlemény által okozott meglepetéshez köthető. A forintárfolyam esetében kizárólag a közlemény meglepetéskomponense a 120 perces időablakban 0,13 százalékos árfolyamváltozást eredményez, ami nem sokkal marad el a teljes mintából számított 0,17 százalékos átlagos 2 órás elmozdulással. Ehhez képest ugyanebben az intervallumban 0,986 bázispontos FRA hozam változást generál a közlemény piaci várakozásoktól eltérő hányada, szemben a 5,4 bázispontos átlagos 2 órás változástól. Továbbá azt is bemutattam, hogy a modellbe bevont változókkal hatékonyan magyarázhatóak a tárgyidőszaki közleményre vonatkozó piaci várakozások, amelyeket nem csak az előző időperiódusban közzétett közlemény irányultsága mozgat, hanem a két publikálás közötti időszakban publikált makrogazdasági adatok és piaci mutatók változása is.

Az elmondottak alapján további következtetések is levonhatóak a jegybanki kommunikációról. Az eredmények alátámasztják, hogy a jegybanki közlemények nem csupán reagálnak és információt közvetítenek a gazdaság pillanatnyi és jövőbeli állapotáról, hanem képesek befolyásolni a piaci várakozásokat és a pénzügyi eszközárakat is. Továbbá a központi bankok kommunikációja jelentős hatással lehet a gazdasági stabilitásra és a monetáris politika hatékonyságára, így ennek fejlesztése kiemelt figyelmet érdemel, ugyanis az átlátható és pontos kommunikáció elengedhetetlen a piaci várakozások alakításában. Ennek hatására a piaci szereplők várakozásainak szórása mérsékelhető lenne, ami pedig növelné a kiszámíthatóságot és ezáltal a jegybankba vetett bizalmat.

Jelen tanulmány kimondottan a magyar jegybank által publikált közlemény irányultságának pénzpiaci reakcióját vizsgálja, azonban a későbbiekben a kutatást érdemes lehet kibővíteni más jegybankok közleményeivel. Továbbá nem csak a közlemény, hanem a jegybankok egyéb kommunikációs formáinak piaci hatásának mérése is potenciális kutatási téma lehet, ugyanis ezekkel jól azonosíthatóvá válna a kommunikáció hatékonysága és hatásának nagysága.

IRODALOMJEGYZÉK

- Altavilla, C., Brugnolini, L., Gürkaynak, R. S., Motto, R., & Ragusa, G. (2019). Measuring euro area monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 108, 162-179.
- bank communication. *Journal of Monetary Economics*, 108:185{202.
- Bauer, M. D., & Swanson, E. T. (2023). A reassessment of monetary policy surprises and high-frequency identification. *NBER Macroeconomics Annual*, 37(1), 87-155.
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?. *The Journal of finance*, 60(3), 1221-1257.
- Brand, C., Buncic, D., & Turunen, J. (2010). The impact of ECB monetary policy decisions and communication on the yield curve. *Journal of the European Economic Association*, 8(6), 1266-1298.
- Bubák, V., Kočenda, E., & Žikeš, F. (2011). Volatility transmission in emerging European foreign exchange markets. *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 2829-2841.
- Carvalho, C., Cordeiro, F., & Vargas, J. (2013). Just words?: A quantitative analysis of the communication of the Central Bank of Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 67, 443-455.
- D'Amico, S., & Farka, M. (2011). The Fed and the stock market: An identification based on int-raday futures data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(1), 126-137.
- Dániel, H., Péter, K., Zalán, K., & Imre, L. (2014). Milyen tényezők mozgatják a hozamgörbét. *MNB Szemle*, 28-39.
- Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2007). Explaining monetary policy in press conferences.
- Evdokimova, T., Mohacsi, P. N., Ponomarenko, O., & Ribakova, E. (2023). Overtaking the Masters? Comparison of Policy Communication of Emerging Market Central Banks with the Fed and ECB1.
- Evdokimova–Olga, N. M. P. T., & Ribakova, P. E. Jegybanki politika és kommunikáció a feltörekvő országokban: A nagy felzárkózás. *HITELINTÉZETI SZEMLE*, 29.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fulop, A., & Kocsis, Z. (2023). News indices on country fundamentals. *Journal of Banking & Finance*, 154, 106951.
- Gonzalez, M., Tadler, R. C., & Tadler, R. C. (2022). Monetary policy press releases: An international comparison (No. 1023). Bank for International Settlements.
- Gürkaynak, R. S., Sack, B. P., & Swanson, E. T. (2004). Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. *The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements* (November 2004).
- Hansen, S., & McMahon, M. (2016). Shocking language: Understanding the macroeconomic effects of central bank communication. *Journal of International Economics*, 99, S114-S133.

- Hansen, S., & McMahon, M. (2016). The nature and effectiveness of central-bank communication. URL: <http://voxeu.org/article/nature-and-effectiveness-central-bank-communication>.
- Hansen, S., McMahon, M., and Tong, M. (2019). The long-run information effect of central IMF, Regional Economic Outlook. Western Hemisphere: Seizing the Momentum
- Jarociński, M., & Karadi, P. (2020). Deconstructing monetary policy surprises—the role of information shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(2), 1-43.
- Király, J. (2008). Likviditás válságban (Lehman előtt–Lehman után). *Hitelintézeti szemle*, 7(8).
- Kuttner, K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of monetary economics*, 47(3), 523-544.
- Laungaram, P. – Wongwachara, W. (2017): More Than Words: A Textual Analysis of Monetary Policy Communication. PIER Discussion Paper No 54, Puey Ungphakorn Institute for Economic Research. https://www.pier.or.th/files/dp/pier_dp_054.pdf
- Lehmann, K., Neszveda, G., & Molnár, T. (2023). The effect of quantitative easing on US sector returns. *PÉNZÜGYI SZEMLE/PUBLIC FINANCE QUARTERLY* (1963-), 69(4), 7-26.
- Leombroni, M., Vedolin, A., Venter, G., & Whelan, P. (2021). Central bank communication and the yield curve. *Journal of Financial Economics*, 141(3), 860-880.
- Lucca, D. O., & Trebbi, F. (2009). Measuring central bank communication: an automated approach with application to FOMC statements (No. w15367). National Bureau of Economic Research.
- Magyar Nemzeti Bank. (2016). MNB Oktatási Füzetek, 2016/3. szám: Inflációs célkövetés. Letöltve: <mnboktatasi-fuzetek-2016-3szam-inflacios-celkovetes.pdf>
- Mathur, A., & Sengupta, R. (2019). Analysing monetary policy statements of the Reserve Bank of India. Available at SSRN 3383869.
- Miranda-Agrippino, S., & Ricco, G. (2021). The transmission of monetary policy shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(3), 74-107.
- Mishkin, F. S. (2000). Inflation targeting for emerging-market countries. *American Economic Review*, 90(2), 105-109.
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2018). High-frequency identification of monetary non-neutrality: the information effect. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1283-1330.
- Parle, C. (2022). The financial market impact of ECB monetary policy press conferences—A text based approach. *European Journal of Political Economy*, 74, 102230.
- Pearson, K. (1901). Principal components analysis. *The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science*, 6(2), 559.
- Persson, T., & Tabellini, G. (2002). *Political economics: explaining economic policy*. MIT press.

- Plosser, C. I. (2013, February). Forward guidance. In Prepared for Stanford Institute for Economic Policy Research's (SIEPR) Annual Meeting, Stanford, CA.
- Rosa, C. (2011). The high-frequency response of exchange rates to monetary policy actions and statements. *Journal of Banking & Finance*, 35(2), 478-489.
- Rozkrut, M., Rybiński, K., Sztaba, L., & Szwaja, R. (2007). Quest for central bank communication: Does it pay to be "talkative"? *European Journal of Political Economy*, 23(1), 176-206.
- Smales, L. A., & Apergis, N. (2017). Understanding the impact of monetary policy announcements: The importance of language and surprises. *Journal of Banking & Finance*, 80, 33-50.
- Swanson, E. T. (2021). Measuring the effects of federal reserve forward guidance and asset purchases on financial markets. *Journal of Monetary Economics*, 118, 32-53.
- Tadle, R. C. (2022). FOMC minutes sentiments and their impact on financial markets. *Journal of economics and business*, 118, 106021.
- Tipping, M. E., & Bishop, C. M. (1999). Probabilistic principal component analysis. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 61(3), 611-622.
- Velasco, A. (2022): Early to Hike, Early to Thrive? Project Syndicate, October 31. <https://www.project-syndicate.org/commentary/prospects-for-countries-that-raised-interest-rates-before-fed-and-ecb-by-andres-velasco-2022-10?barrier=accesspaylog>
- Wold, S., Esbensen, K., & Geladi, P. (1987). Principal component analysis. *Chemometrics and intelligent laboratory systems*, 2(1-3), 37-52.
- Woodford, M. (2013). Forward guidance by inflation-targeting central banks.

MELLÉKLETEK

**1. MELLÉKLET: A 3. EGYENLETBEN FELHASZNÁLT MAGYARÁZÓVÁLTOZÓK KÖZÖTT
FENNÁLLÓ EXOGENITÁSI SORREND**

	Makrogazdasági adatok	Piaci mutatók
<i>Exogén</i>	GDP_surp	dEURUSD
	GDP_change	dFRA_lag
	GDP_level	dEURHUF
	CPI_surp	dFRA
	CPI_change	
	CPI_level	
	PRI_surp	
	PRI_change	
	PRI_level	
	MPOL_surp	
	MPOL_change	
<i>Endogén</i>	MPOL_level	

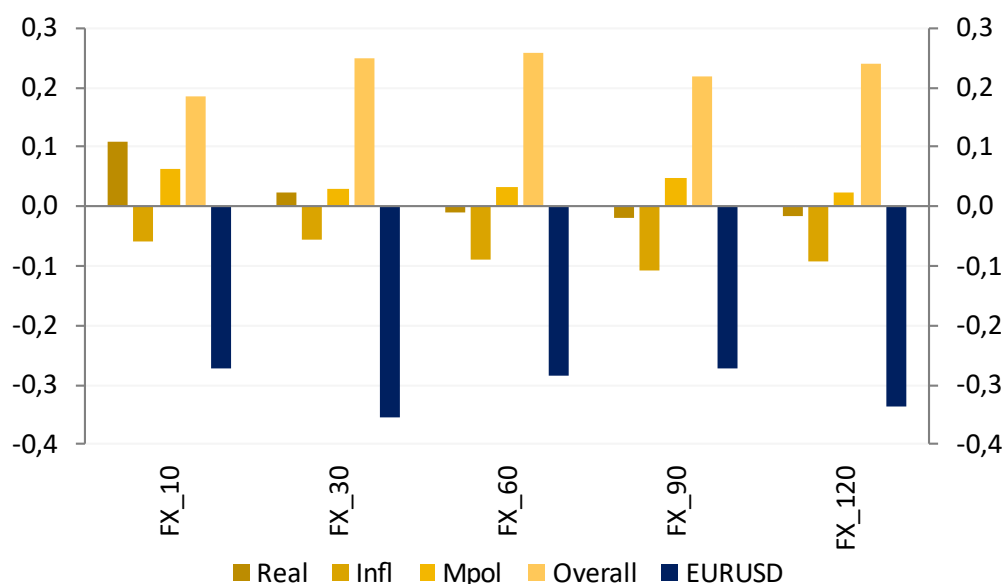
Magyarázat: A felhasznált adatokról szóló fejezetben részletesen bemutatott Cholesky-dekompozíció során ezt az exogenitási sorrendet feltételeztem a magyarázó változók között. A makrogazdasági adatoknál a GDP_surp változót, míg a piaci mutatóknál az dEURUSD változót tekintettem exogénnek, míg a többi változónál csak az egyedi hatást szerepeltettem a 3. regressziós egyenletben.

**2. MELLÉKLET: A MAGYARÁZÓ VÁLTOZÓK SZÓRÁSEGYSÉGNYI ELMOZDULÁSÁNAK
ÁRFOLYAMHATÁSA**

		FX_10	FX_30	FX_60	FX_90	FX_120
SE hatás	Real	0,011	0,003	-0,002	-0,004	-0,003
	Infl	-0,006	-0,007	-0,013	-0,019	-0,016
	Mpol	0,006	0,004	0,005	0,009	0,004
	Overall	0,019	0,029	0,039	0,038	0,042
	EURUSD	-0,028	-0,041	-0,043	-0,048	-0,059
Econ. sig.	Real	0,109	0,023	-0,011	-0,020	-0,015
	Infl	-0,060	-0,057	-0,089	-0,108	-0,093
	Mpol	0,063	0,030	0,034	0,049	0,024
	Overall	0,185	0,251	0,259	0,220	0,239
	EURUSD	-0,271	-0,354	-0,284	-0,273	-0,337

Megjegyzés: A táblázatban a magyarázóváltozók szórásában bekövetkező egységnyi változás hatása (SE hatás) és az economic significance (Econ. sig.) értékek láthatóak a különböző hosszúságú időablakokban. A felhasznált adatokról szóló 4. fejezetben részletesebb leírást látható a mutatók számítási módjáról.

3. MELLÉKLET: AZ ECONOMIC SIGNIFICANCE MUTATÓ IDŐBELI ALAKULÁSA AZ EURHUF ÁRFOLYAM ESETÉBEN



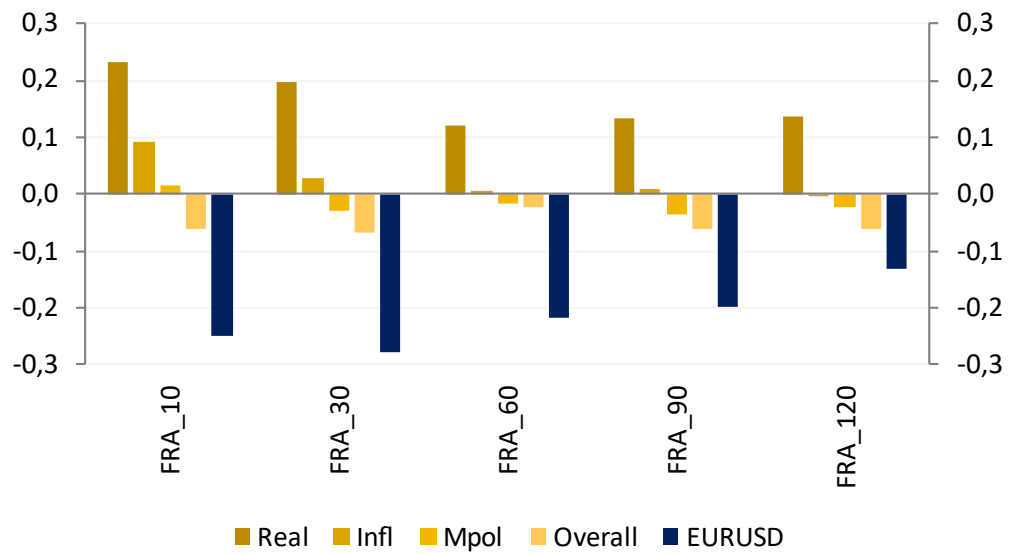
Megjegyzés: Az economic significance érték azt mutatja, hogy a magyarázó változó szórásának egységnyi elmozdulása mekkora változáshoz vezet az eredményváltozó szórásában. Az 2. mellékletben találhatóak az említett adatok. Az összesített (OVERALL) szentiment index hatásának iránya ellentmond az intuitív módon várt reakciónak. Azonban fontos hozzátenni, hogy a 3 alindex összege, abszolút értékben nagyobb, mint az összesített index economic significance értéke.

4. MELLÉKLET: A MAGYARÁZÓVÁLTOZÓK SZÓRÁSEGYSÉGNYI ELMOZDULÁSÁNAK HATÁSA A KAMATVÁRAKOZÁSOKRA

		FRA_10	FRA_30	FRA_60	FRA_90	FRA_120
SE hatás	Real	0,662	0,967	0,350	0,715	0,735
	Infl	0,264	0,144	0,016	0,042	-0,016
	Mpol	0,045	-0,138	-0,047	-0,186	-0,122
	Overall	-0,172	-0,327	-0,062	-0,321	-0,327
	EURUSD	-0,709	-1,355	-0,624	-1,055	-0,700
Econ. sig.	Real	0,233	0,197	0,122	0,134	0,138
	Infl	0,093	0,029	0,006	0,008	-0,003
	Mpol	0,016	-0,028	-0,016	-0,035	-0,023
	Overall	-0,061	-0,067	-0,022	-0,060	-0,061
	EURUSD	-0,249	-0,277	-0,218	-0,198	-0,131

Megjegyzés: A táblázatban a magyarázóváltozók szórásában bekövetkező egységnyi változás hatása (SE hatás) és az economic significance (Econ. sig.) értékek láthatóak a különböző hosszúságú időablakokban. A felhasznált adatokról szóló 4. fejezetben részletesebb leírást látható a mutatók számítási módjáról.

5. MELLÉKLET: AZ ECONOMIC SIGNIFICANCE MUTATÓ IDŐBELI ALAKULÁSA AZ FRA HOZAM ESETÉBEN



Megjegyzés: A 4. mellékletben találhatóak az említett adatok. Az összesített (OVERALL) szentiment index hatásának iránya ellentmond az intuitív módon várt reakciónak. Azonban fontos hozzátenni, hogy a 3 alindex összege, abszolút értékben nagyobb, mint az összesített index economic significance értéke.