

VARGA JÁNOS ZOLTÁN–SOÓS GÁBOR DÁNIEL

# A magyar fogyasztói és üzleti bizalom makrogazdasági vonatkozásai

A tanulmány célja kettős: egyrészt azt vizsgáljuk, hogy a makrogazdasági stabilitás/bizonytalanság hogyan hat a reálgazdaságra Magyarországon, másrészt pedig azt, hogy magát a bizonytalanságot milyen konkrét makrogazdasági tényezők befolyásolják. Eredményeink szerint a bizalom szintjét nemcsak a gazdasági indikátorok értékei, hanem azok ingadozásai is szignifikánsan befolyásolják. Minél nagyobb a makrogazdasági változók volatilitása, annál kisebb a bizalom szintje. Az infláció, az árfolyam, a bérnövekedés és a kamatkörnyezet ingadozása is formálja a gazdasági szereplők bizalmát. Továbbá Granger-okság és kointegrációs-hibakorrekciós modellek szerint a bizalmi mutatók érdemi addicionális információt hordoznak a reálgazdasági folyamatok modellezésére. A bizonytalanságot így összekapcsoltuk a bizalmi indexeken keresztül a reálgazdaság alakulásával: a kisebb bizonytalanság az erősebb bizalmon keresztül támogatja a fogyasztást és a beruházásokat; a háztartási és vállalati döntésekben a stabilitás önmagában érték.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E21, E22, E32.

## Bevezetés

A bizalom olyan tényező, amelynek jelentős a hatása a gazdasági szereplők (a háztartások és a vállalatok) döntéseire, így közvetlenül befolyásolja egy ország gazdasági teljesítményét. A bizalom mértékét – jellegéből adódóan – nehéz közvetlenül számszerűsíteni,

\* A szerzők köszönettel tartoznak *Balaton* Andrásnak a koncepció kialakításához adott javaslataiért, támogatásáért, *Baksay Gergely*nek (MNB) és *Virág Barnabás*nak (MNB) a munkafolyamat során adott észrevételeiért, valamint *Csorba Norbert*nek (MNB), akivel a fejlesztések különböző modelleredményeit is megvitattuk. Köszönet illeti továbbá a tanulmány két névtelen lektorát, akik észrevételeikkel elősegítették, hogy a tanulmány még pontosabb, informatívabb és gazdagabb legyen.

Jelen cikk a szerzők nézeteit tartalmazza, és nem feltétlenül tükrözi a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontját.

Varga János Zoltán közgazdasági elemző, Magyar Nemzeti Bank (e-mail: vargajanos@mn.hu), egyetemi adjunktus, Szegedi Tudományegyetem.

Soós Gábor Dániel főosztályvezető, Magyar Nemzeti Bank (e-mail: soosg@mn.hu).

A kézirat első változata 2025. szeptember 3-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2025.12.1179>

emiatt különféle úgynevezett bizalmi indexeket használhatunk, amelyeket kérdőíves felmérések eredményeiből számítanak ki (Ludvigson [2004]). A bizalmi indexek a fogyasztók és a vállalatok aktuális helyzetértékelését, illetve jövőbeli (tipikusan 12 hónapra előretekintő) várakozását tükrözik, számszerűsítik, és mindkettőt jelentősen befolyásolhatja a válaszadók által érzékelt bizonytalanság (Coibion és szerzőtársai [2024]).

Bloom [2014] áttekintő munkája szerint a bizonytalanság és a makrogazdaság közötti kapcsolat számos elméleti modellben megtalálható, ugyanakkor az erre vonatkozó empirikus eredmények nem kielégítőek. Kutatásunk célja az, hogy a bizonytalanságot (vagy éppen a stabilitást) a bizalmi indexeken keresztül explicit módon összekössük a reálgazdasági változókkal. Tanulmányunkban ezért egyrészt a hazai fogyasztói és üzleti bizalmi indexekre ható tényezőket igyekszünk feltárni, különös tekintettel a bizonytalanság hatására. A bizonytalanságot a lakosság és a vállalatok szempontjából releváns gazdasági indikátorok (például a forint euróval szembeni árfolyama, a bértömeg növekedése) második momentumával (szórásával), illetve a bizonytalansággal kapcsolatos egyéb indikátorokkal (munkanélküliségi ráta, VIX,<sup>1</sup> EPU)<sup>2</sup> ragadtuk meg. Emellett megvizsgáltuk, hogy a bizalmi mutatók érdemi információt hordoznak-e a reálgazdasági folyamatok (a lakossági fogyasztás és a vállalati beruházások) modellezéséhez. Azt találtuk, hogy a háztartási és a vállalati döntésekben a stabilitás önmagában érték: a kisebb bizonytalanság az erősebb bizalom révén támogatja a tartós fogyasztást és a vállalati beruházásokat. Tanulmányunk gazdaságpolitikai üzenete, hogy a fogyasztói és az üzleti bizalmon keresztül a fogyasztást és a vállalati beruházást érdemben növeli minden olyan intézkedés, amely mérsékli a kulcsváltozók (infláció, árfolyam, bérdinamika, kamatkörnyezet) ingadozását, ezért *a stabilitást célzó politika önmagában is növekedésbarát.*

Hozzájárulásunk a szakirodalomhoz két pontban ragadható meg. 1. A bizalom meghatározó okait szisztematikusan választjuk szét szint- és volatilitáshatásokra, ami közvetlenül teszteli a gazdasági stabilitás szerepét. Tudomásunk szerint a szakirodalomban erre eddig nem került sor korábban. 2. A szakirodalommal összhangban, de az eddigi eredményeket kiterjesztve, egy egységes lépésben értékeljük a fogyasztói/üzleti bizalmi index szerepét az ökonometriai modellezésben: a Granger-okság<sup>3</sup> és a kointegrációs-hibakorrekciós modell<sup>4</sup> eredményei egymást kiegészítve rajzolják ki a kapcsolat irányát és tartósságát. További hasznos következménynek tekintjük, hogy eredményeink könnyen beilleszthetők hasonló módszertant követő makrogazdasági

<sup>1</sup> A VIX az S&P500 tőzsdeindex-opcióból számított implikált volatilitás, azaz megmutatja a volatilitásra vonatkozó piaci várakozást.

<sup>2</sup> Az *Economic Policy Uncertainty Index* (a továbbiakban EPU) mutatót szövegelemzéssel számítják ki: az Európara vonatkozó adatok a legnagyobb európai országok befolyásos folyóirataiban a bizonytalansággal kapcsolatos kifejezések előfordulását számszerűsítik (Baker és szerzőtársai [2016]).

<sup>3</sup> A Granger-okság értelmében, ha az  $x$  idősor ismerete javítja az  $y$  idősor előrejelzését, akkor  $x$  tekinthető  $y$  Granger-okának. A Granger-okság tehát valójában az előrejelzői teljesítményről szól, nem pedig arról, hogy valódi oksági kapcsolat áll-e fenn a változók között.

<sup>4</sup> Ez a modellezési keretrendszer lehetővé teszi a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatok (kointegrációs egyenlet) és a rövid távú dinamika (hibakorrekciós egyenlet) modellezését is. Kointegráción azt értjük, hogy a vizsgált idősorok valamilyen lineáris kombinációja stacionárius, azaz nincsen trendje, hanem egy konstans érték körül ingadozik, illetve az ingadozás mértékének sincs trendje.

modellkeretbe,<sup>5</sup> színesítve, gazdagítva a modellezési eszköztárat, és elősegítve a gazdasági folyamatok minél jobb megértését.

A tanulmány szerkezete a következő: a szakirodalmi áttekintés röviden bemutatja a bizalmi indexek kialakulását, és összegzi az ökonometriai alkalmazások fő tanulságait. Ezt követően ismertetjük az empirikus vizsgálatban felhasznált adatforrásokat és az alkalmazott eljárásokat. Utána részletesen bemutatjuk a kutatás eredményeit és azok értelmezését, végül összegezzük a fő következtetéseinket, és röviden jelezzük a lehetséges szakpolitikai implikációkat.

## Szakirodalmi áttekintés

A bizalmi indexek története az 1930-as évekre nyúlik vissza: a statisztikai mintavételezés új eredményeit használva a pszichológusok ekkor kezdték el az attitűdkutatásokat, amelyek az egyének más személyekhez, dolgokhoz, kulturális tartalmakhoz, intézményekhez kapcsolódó véleményét, értékelését vizsgálják (*Banaji–Heiphetz* [2010]). A II. világháború során az Egyesült Államok kormánya attitűdkutatások segítségével monitorozta a lakosság háborúhoz való viszonyulását (*Katona* [1951]), majd a háborút követően ezekből fejlődött ki a rendszeresen elvégzett, megkérdezésen alapuló fogyasztói felmérés. A magyar származású George Katona és kollégái a *University of Michigan Survey Research Centerben* az 1940-es és 1950-es években dolgozták ki azt a módszertant, amely a fogyasztói bizalom mérésére nagyrészt azóta is használatos (*Vuchelen* [2004]). Az Egyesült Államokban a *Michigan Consumer Sentiment*-felmérés mellett a hasonló módszertant alkalmazó *Conference Board Consumer Confidence Index* a két leginkább figyelt fogyasztói bizalmi index (*Ludvigson* [2004]). 1972-től az Európai Közösség is készít felméréseket, amelyek jórészt a Katona által kidolgozott kérdőíveken alapulnak (*Logemann* [2020]).

Az egyik alapvető kérdés a fogyasztói bizalmi felmérésekkel kapcsolatosan, hogy valójában milyen információt tartalmaznak. Az egyik megközelítés szerint alapvetően a gazdasági szereplők lelkiállapotát, hangulatát tükrözik. Keynes ezt nevezte „*animal spirits*”-nek (*Akerlof–Schiller* [2010]). A másik megközelítés szerint a gazdasági szereplők által fogyasztott hírek, ismeretek tükröződnek vissza a felmérésekben (*Barsky–Sims* [2012]). Az utóbbi esetben tehát az egyén folyamatosan különféle híreknek és egyéb információknak van kitéve, ám ezeknek csupán egy részét képes feldolgozni. A részlegesen informált egyének válaszainak aggregálása révén formálódik a bizalmi index. E megközelítés kiemeli, hogy a mutató azokat a makrogazdasági vagy pénzügyi statisztikákban nem megjelenő tényezőket is tükrözheti, amelyek az egyén közvetlen saját tapasztalataiból fakadnak. Így például nincs szükség arra, hogy a válaszadónak legyenek a gazdaság egészére vonatkozó átfogó ismeretei vagy véleménye; elegendő, ha érzékeli a munkahelyi környezetének aktuális folyamatait (*Cochrane* [1994]). A két megközelítés természetesen nem egymást kizáró:

<sup>5</sup> Ilyen például az MNB által alkalmazott Polaris makroökonometriai modell (*Soós és szerzőtársai* [2020]).

a megkérdézésen alapuló felmérésekkel megragadott bizalomban mindkét tényező megjelenhet (Barsky–Sims [2012], Ha–So [2023]).

Az első bizalmi felmérés óta számos tanulmány vizsgálta a bizalmi indexek statisztikai-ökonometriai modellezésben előrejelzésre való használhatóságát. Az egyik korai kutatást a *Federal Reserve Board* külön erre a célra létrehozott bizottsága végezte el. Azt vizsgálták, hogy a Michigan-kérdőívben szereplő kérdésekre adott válaszok mennyiben jelzik előre a kérdőívet kitöltő egyének fogyasztási, megtakarítási döntéseit. Az eredmény negatív volt, vagyis azt találták, hogy ezek a felmérések kevésbé alkalmasak az egyéni viselkedés mikroökonómiai vizsgálatára (Tobin [1959]). George Katona is hangsúlyozta, hogy a bizalmi index elsősorban az aggregált gazdasági teljesítmény előrejelzését, magyarázatát segítheti elő (Dominitz–van Soest [2018]). Ennek a hipotézisnek az egyik korai tesztelését Mueller [1963] végezte el, aki azt találta, hogy a fogyasztói bizalmi index a fogyasztásra felírt regressziós egyenletben a fogyasztás késleltetett értéke mellett is szignifikáns magyarázó változó marad. Mishkin és szerzőtársai [1978] szerint a fogyasztói bizalmi index a pénzügyi súrlódások, zavarok lakosság által várt valószínűségét ragadja meg, ezért figyelhető meg összefüggés elsősorban a tartós termékek fogyasztása és a bizalmi index között. Carrol és szerzőtársai [1994] szerint a bizalmi index a gazdasági-pénzügyi változók (jövedelem, GDP, kamatok) szerepeltetése mellett is hozzájárul a fogyasztás előrejelzéséhez. Vektor-autoregressziót (VAR) és Granger-okságot alkalmazó kutatásukban Matsusaka–Sbordone [1995] az Egyesült Államok 1953 és 1988 közötti adatait vizsgálva arra a megállapításra jutottak, hogy a fogyasztói bizalom változásának mérhető hozzájárulása van a gazdaság ingadozásaihoz. Batchelor és Dua [1998] historikus elemzésükben azt találták, hogy a *Blue Chip Economic Indicator* Egyesült Államokra vonatkozó konszenzusos GDP-előrejelzését nem javította a fogyasztói bizalmi indexek beépítése a modellekbe az 1978 és 1993 közötti időszakban. Howrey [2001] VAR-modellje alapján a Michigan fogyasztói bizalmi index javítja a recesszió valószínűségének előrejelzését, és további információt nyújt a lakossági fogyasztás prognózisához. Mustre-del-Río és Nichols [2025] összehasonlító kutatása szerint a fogyasztási kiadások egyszerű, csak a fogyasztás saját késleltetettjét és a jövedelem változását magyarázó változóként tartalmazó modelljéhez képest a bizalmi index beépítése csekély mértékben módosítja az előrejelzést.

A legtöbb empirikus kutatás az Egyesült Államokra vonatkozó adatokat használ, de emellett a kutatók találtak szignifikáns kapcsolatot a bizalmi indexek, illetve a fogyasztás és/vagy a GDP alakulása között például Lengyelországban (Kłopotcka [2017]), Norvégiában (Österholm [2013]) és Japánban is (Utaka [2003]). Dées és Soares Brinca [2013] lineáris egyenletek, VAR-modellek és nemlineáris küszöbmodellek alkalmazásával az Egyesült Államokra és az euróövezetre vizsgálta, hogy a fogyasztói bizalmi indikátor a megszokott változókon (jövedelem, vagyon, kamatok) túl mennyiben járul hozzá a lakossági fogyasztás magyarázatához. Eredményeik szerint a fogyasztói bizalmi index turbulens időszakokban (válságok, nagy kilengések idején) érdemi többletinformációt hordoz, és javítja a fogyasztási előrejelzések pontosságát, míg nyugodt időszakokban a szerepe jóval korlátozottabb.

A hazai bizalmi indexet Vadas [2003] vizsgálta először: Carroll és szerzőtársai [1994] módszertanát alkalmazva azt találta, hogy a fogyasztási kiadásokra és egyes részleteikre

(tartós fogyasztási célú, valamint új gépjármű vásárlására fordított kiadások) felírt regressziós egyenletek magyarázóerejét a fogyasztói bizalmi index javította. *Bodnár* [2010] a fogyasztói felmérés kérdéseinek,<sup>6</sup> illetve az azokból különböző módokon (azaz más kérdések átlagolásával) számolt fogyasztói bizalmi indexek addicionális magyarázóerejét vizsgálta a fogyasztási kiadások vonatkozásában. A kompozit bizalmi indexek esetében az előrejelző teljesítményüket is elemezte. Eredményei szerint a fogyasztói felmérés egyes kérdései és a bizalmi indexek valamelyest képesek javítani a magyarázóerőt, de az előrejelzés esetében nem volt érdemi javulás a vizsgált időszakban.

Jóval kevesebb tanulmány vizsgálta a bizalmi indexet meghatározó tényezőket. Regressziós modelljének eredményei alapján *Fuhrer* [1993] az 1960 és 1990 közötti időszakot áttekintve megállapítja, hogy a *Michigan Consumer Sentiment Index* ingadozásainak 70 százalékát a szabadon elkölthető jövedelem, a munkanélküliségi ráta, az infláció és a reálkamatláb (3 hónapos állampapír hozama, korrigálva az inflációval) magyarázzák. Portugál adatokat elemezve *Ramalho és szerzőtársai* [2011] nem tudtak kimutatni hosszú távú – kointegrációs – kapcsolatot a gazdasági és pénzügyi változók, illetve a fogyasztói bizalmi index között, rövid távon azonban azt találták, hogy a GDP, a munkanélküliségi ráta, az infláció és a kamat mellett a politikai ciklusok is befolyásolják a fogyasztói bizalmi indexet. *Barsky és Sims* [2012] VAR-modelleket alkalmazó empirikus elemzésükben többek között arra a kérdésre keresték a választ, hogy milyen információk mozgatják a fogyasztói bizalmi indexet. Arra a következtetésre jutottak, hogy a bizalmi index alapvetően azért használható előrejelzésre, mert aggregálja a fogyasztók rendelkezésére álló, a hivatalos gazdasági-pénzügyi statisztikákban – még – nem megjelenő információkat is (például a válaszadó munkahelyének rövid távú gazdasági kilátásait, amelyek aztán következésképpen hatással vannak a válaszadó jövedelmi/fogyasztási várakozásaira is). *Hardi és szerzőtársai* [2024] ARDL-modellel<sup>7</sup> vizsgálták a fogyasztói bizalmi index meghatározó tényezőit Indonéziában. Eredményeik szerint a GDP növekedése, a fogyasztói árindex, a munkanélküliségi ráta, a kormányzati kiadások, a kamatok és a tőzsdei árfolyamok szignifikáns magyarázó változók. A már említett *Bodnár* [2010] a hazai fogyasztói index vizsgálata során azt találta, hogy nagyrészt a reáljövedelem, a munkanélküliségi ráta, a fogyasztói árindex és a választási ciklusok magyarázzák az index alakulását.

## Adatok és módszertan

Az alábbiakban ismertetjük az elemzésben felhasznált adatforrásokat, a bizalmi indikátorok felépítését, majd bemutatjuk azokat az ökonometriai eljárásokat, amelyek segítségével a bizalom, a bizonytalanság és a gazdasági teljesítmény közötti kapcsolatot számszerűsítjük.

<sup>6</sup> A fogyasztói felmérés 15 kérdést tartalmaz, amelyek közül négyet felhasználva készül a fogyasztói bizalmi index kompozit mutatója.

<sup>7</sup> Az ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) modell olyan időszerelemzéshez használatos módszer, amelyben a függő változó késleltetett értékei és a magyarázó változók különböző késleltetési egyszerű szerepelnek (*Pesaran* [2015]).

### *A fogyasztói és üzleti bizalom mérése*

Elemzésünk egyik fontos célja a fogyasztói és az üzleti bizalomra ható tényezők feltárása. A fogyasztói és üzleti bizalmi index az Európai Bizottság *Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys* havi kérdőíves felmérésének összetett mutatója (*European Commission* [2025]). A program keretében minden hónapban mintegy 32 ezer uniós fogyasztót kérdeznek meg nem, életkor, végzettség, jövedelem, foglalkozás szerint rétegzett mintavétellel a tagállami statisztikai hivatalokkal vagy kutatóintézetekkel együttműködésben. (Magyarországon a GKI Gazdaságkutató Zrt. az Európai Bizottság partnerintézménye.) A fogyasztói kérdőív 15 kérdést tartalmaz, a kérdések többsége ötfokozatú skálán mér („sokkal rosszabb lett/lesz”, „rosszabb lett/lesz”, „nem változott”, „kicsit jobb lett/lesz”, „sokkal jobb lett/lesz”). A válaszok százalékos megoszlásából egyenleget képeznek:

*Egyenleg* = nagyon pozitív % +  $\frac{1}{2} \times$  kissé pozitív % –  $\frac{1}{2} \times$  kissé negatív % – nagyon negatív %.

A fogyasztói bizalom összetett mutatója a fogyasztói kérdőív négy kérdése egyenlegének az egyszerű számtani átlagaként adódik. A négy kérdés közül kettő az elmúlt 12 hónapra, kettő pedig a következő 12 hónappal kapcsolatos várakozásokra vonatkozik. A fogyasztói bizalmi index főbb adatait a függelék *F1. táblázata* összegzi.

Az üzleti bizalmi index az ágazati bizalmi indexekből számított összetett mutató. Az Európai Bizottság havi kérdőíves felmérésének keretében ágazatonként (ipar, építőipar, szolgáltatások, kereskedelem) 21–48 ezer vállalatot kérdeznek meg az EU-ban. Hasonlóan a fogyasztói bizalmi indexhez, az üzleti felméréseknél az egyes kérdésekre adott válaszok arányából egyenlegmutatót képeznek, és ezekből számítják ki az ágazati bizalmi indexeket. Az üzleti bizalmi index pedig az ágazati bizalmi indexek súlyozott átlagaként áll elő. (Az aggregált magyar üzleti bizalmi indexet a GKI számítja ki.) Az Európai Bizottság az ágazati bizalmi indexek és a fogyasztói bizalmi index összesúlyozásával egy általános, a gazdaságban a bizalom helyzetét megragadni hivatott összetett mutatót közöl (*Economic Sentiment Index, ESI*). Az üzleti bizalmi index főbb adatait a függelék *F2. táblázata* összegzi.

### *A kutatás módszertana*

Kutatásunk során egy kétlépcsős ökonometriai modellt becsültünk. Tanulmányunk legfontosabb hozzáadott értéke a szakirodalomhoz a bizalmi index mozgatórugóinak a feltárása, ezért az elemzés első lépésében azonosítottuk a fogyasztói és az üzleti bizalom alakulását meghatározó tényezőket. Ennek keretében regressziós egyenleteket becsültünk, amelyekben a függő változó a fogyasztói/üzleti bizalmi index szintje. A második lépésben a fogyasztói bizalmi index és a fogyasztási kiadások, illetve az üzleti bizalmi index és a vállalati beruházások közötti kapcsolatot vizsgáltuk. Először az okság irányát próbáltuk azonosítani a Granger-teszt segítségével, majd a fogyasztásra és a vállalati beruházásra

becsültünk kointegrációs és hibakorrekciós egyenleteket, ahol a magyarázó változók közé beemeltük a bizalmi indexeket.

Kutatásunk fontos célja, hogy a bizonytalanságot a bizalmi indexeken keresztül kössük össze a reálgazdasági változókkal, ezért a bizalmi indexek modelljeibe a magyarázó változók között releváns gazdasági mutatók volatilitását (második momentumát), illetve a bizonytalanságot megragadni képes egyéb indikátorokat építettünk be és teszteltünk. Az ilyen magyarázó változók használatát az indokolja, hogy a bizalmi indexek összeállításának alapjául szolgáló kérdőívekben a kérdések egy része a válaszadó jelenlegi gazdasági helyzetének megítélésére, a többi pedig a jövőbeli (jellemzően egy éven belüli) helyzetével kapcsolatos várakozásaira irányul, és mindkettőt jelentősen befolyásolhatja a válaszadók által érzékelt bizonytalanság (*Coibon és szerzőtársai [2024]*).

A bizonytalanság nem közvetlenül megfigyelhető változó, a szakirodalomban ezért különböző típusú proxy indikátorok használatosak:

- gazdasági, pénzügyi változók volatilitásai – ha például az infláció volatilitása megnövekszik, akkor azt nehezebbé válik előre jelezni is, ez pedig utal a megnövekedett bizonytalanságra;

- szövegalapú mutatók (például az EPU), amelyek a sajtóban és/vagy szakmai kiadványokban megjelenő szövegek alapján próbálják számszerűsíteni a bizonytalanságot;

- előrejelzői várakozások szórása – makrogazdasági kontextusban a megnövekedett bizonytalanságot jelezheti, ha a bankok, elemzőházak, hivatásos elemzők várakozásai nagyobb változékonyságot mutatnak; valamint

- „meglepetés”-alapú indikátorok – az előzőkhöz kapcsolódó tartalmú mutatók, amelyek a tényadatok meglepetéstartalmát ragadják meg a várakozások és a tényadatok eltérésén keresztül (*Bloom [2014]*).

A bizalmi indexek modelljeiben használt magyarázó változók az infláció, a forint euróval szembeni árfolyama, a 3 havi EURIBOR és a nemzetgazdasági bértömeg változásának szint- és volatilitásmutatói, a munkanélküliségi ráta, továbbá egyéb bizonytalansági indikátorok (EPU, VIX).

Az *Economic Policy Uncertainty Index* (EPU) Európára vonatkozó adatainak a segítségével lehetséges az általános európai gazdasági bizonytalanság modellben történő megjelenítése. A stanfordi és a chicagói egyetem kutatói által kifejlesztett mutatót szövegelemzéssel számítják ki: a legnagyobb európai országok befolyásos folyóirataiban a bizonytalansággal kapcsolatos kifejezések előfordulását számszerűsítik (*Baker és szerzőtársai [2016]*). Az EPU mellett felhasználtuk a VIX-indexet is, amely tőzsdei hangulatindexként (félelemindexként) is ismert, és a tőkepiaci bizonytalanságok megaragadására alkalmas. A VIX az S&P500 tőzsdeindex-opcióból számított implikált volatilitást, azaz a volatilitásra vonatkozó piaci várakozást tükrözi. A 3 havi EURIBOR (*European Interbank Offered Rate*) az az átlagos kamatláb, amely mellett a nagy európai bankok kölcsönt nyújtanak egymásnak.

A volatilitásokat az infláció, a bértömeg változása és az EURIBOR esetében az elmúlt 12 havi érték szórásával, míg az árfolyam esetében az adott hónapon belüli napi HUF/

EUR megfigyelések relatív szórásával becsültük. A volatilitások számítási módjánál követtük a vonatkozó szakirodalmat (*Gruen [1995]*, *Cariolle [2012]*), emellett eltérő módokon is figyelembe vettük a szórásokat (például 12 hónap helyett 6 és 18 hónapot is vizsgáltunk), de ez érdemben nem befolyásolta az eredményeket.

A minta időtávja a fogyasztói bizalom becsült egyenleteinek esetében 2012. január – 2025. március (mintanagyság: 159), míg az üzleti bizalmi index becsült egyenleteiben 2002. január – 2025. március (mintanagyság: 279). Az eltérés oka, hogy a bruttó nemzetgazdasági keresettömeg havi részletezettséggel csak 2010 januárjától áll rendelkezésre, így az éves változásokból számított volatilitás időszora 2012-től indul.<sup>8</sup> A becslések során felhasznált mutatók összefoglaló adatait a függelék *F3. táblázata* tartalmazza; a becsléseket havi adatokon végeztük el. A változók stacionaritástesztjeinek eredménye a függelék *F5. táblázatában* található. A stacionaritás azt jelenti, hogy az idősor első és második momentumának értéke független az időtől, formálisan:  $E[y_t] = u_y$  minden  $t \in T$  esetén, és  $E[(y_t - u_y)(y_{t-h} - u_y)] = y_h$  minden  $t \in T$  és  $h$  olyan egészre, amelyre teljesül, hogy  $t - h \in T$  (*Maddala–Kim [1999]*). A tesztek alapján megállapítható, hogy nem mindegyik változó stacionárius, ezért megvizsgáltuk, hogy a változók között van-e hosszú távú kapcsolat. Ennek ellenőrzésére kointegrációs teszteket<sup>9</sup> hajtottunk végre, amelyek eredményeit a függelék *F6. táblázata* tartalmazza. Kointegráción azt értjük, hogy a vizsgált idősorok valamilyen lineáris kombinációja stacionárius, azaz nincs trendje, hanem egy konstans érték körül ingadozik, illetve az ingadozás mértékének sincs trendje. Ezek alapján megállapítható, hogy a vizsgált változók között hosszú távú kapcsolat van. A becsléseket Phillips–Hansen-féle FM-OLS (*Fully Modified OLS*) eljárással végeztük el, amely az OLS eljárást úgy módosítja, hogy egyszerre kezeli az autokorreláció és az endogenitás paraméterbecslésre gyakorolt nemkívánatos hatásait (*Maddala–Kim [1999]*).

Ezt követően a fogyasztói bizalmi index és a fogyasztási kiadások, illetve az üzleti bizalmi index és a vállalati beruházások közötti kapcsolatot modelleztük Granger-okság és kointegrációs-hibakorrekciós módszerek segítségével.

A Granger-okság értelmében, ha az  $x$  idősor ismerete javítja az  $y$  idősor előrejelzését, akkor  $x$  tekinthető  $y$  Granger-okának. A nullhipotézis ebben az esetben az, hogy  $x$  nem Granger-oka  $y$  időornak. A Granger-okság tehát valójában az előrejelzői teljesítményről szól, nem pedig arról, hogy valódi oksági kapcsolat áll-e fenn a változók között. Ezt követően kointegrációs és hibakorrekciós egyenleteket becsültünk a fogyasztásra (egészen pontosan a tartós és félig tartós termékekre fordított kiadásokra) és a vállalati beruházásokra is. Ez a modellezési keretrendszer lehetővé teszi a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatokat (kointegrációs egyenlet) és a rövid távú dinamika (hibakorrekciós egyenlet) modellezését is. Kointegráció esetén a kointegrációs

<sup>8</sup> A becsléseink során a nemzetgazdasági keresettömeg helyett a nemzetgazdasági átlagbért használva (amely rendelkezésre áll havi alapon a teljes vizsgált időszakban) a kapott eredmények nagyon hasonlóak, az illeszkedés viszont valamelyest rosszabb volt, ezért döntöttünk a keresettömeg használata mellett.

<sup>9</sup> Az Engle–Granger- és Johansen-tesztek mellett ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) kointegrációs tesztet is végrehajtottunk, ugyanis abban az esetben, ha a változók között van  $I(0)$  és  $I(1)$  változó is, akkor ez megbízhatóbb eredményt ad (*Pesaran és szerzőtársai [2001]*, *Varga [2021]*).

egyenlet tekinthető az idősorok közötti hosszú távú egyensúlyi modellnek, és lehetőség van hibakorrekciós modell becslésére is, ami az egyensúlytól eltérő helyzet rövid távú dinamikáját ragadja meg. A becslések a bizalmi idősorokon kívül számos más meghatározó makrogazdasági változó felhasználásával készültek, ezek összefoglaló adatait a függelék *F4. táblázata*, a stacionaritásteszteket pedig a függelék *F7. táblázata* tartalmazza. A becsléseket negyedéves adatokon végeztük el, a minta időtávja 2002. I. negyedév – 2024. IV. negyedév. A hosszú távú (kointegrációs) egyenletekben az eredmény- és a magyarázó változók *log*-szintben, a rövid távú (hibakorrekciós) egyenletekben negyedéves változásokban szerepelnek. A hosszú táv esetében a becslült egyenletek a következő alakot öltik:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

ahol  $Y_t$  a célváltozót (tartós és félig tartós termékekre fordított fogyasztási kiadások, illetve vállalati beruházások),  $X_t$  pedig a magyarázó változókat jelöli. A becslést FM-OLS-eljárással végeztük.

A rövid táv egyenletei:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 \Delta Z_t + \beta_3 \text{Bizalmi\_Index}_t + \beta_4 \varepsilon_{t-1} + u_t, \quad (2)$$

ahol  $\Delta$  az első differenciaoperátort,  $Z_t$  a csak a rövid távú egyenletben szereplő változókat, *Bizalmi\_Index*<sub>*t*</sub> a fogyasztói vagy üzleti bizalmi indexet jelöli,  $\varepsilon_{t-1}$  pedig a hibakorrekciós tag.

A bizalmi index fogyasztásra és vállalati beruházásokra gyakorolt hatásának időbeli változását több egymást kiegészítő módszerrel vizsgáltuk. Készítettünk gördülő és bővülő mintás becsléseket, azaz az egyenleteket fix hosszúságú (30 negyedév), illetve növekvő mintán újrabecsülve vizsgáltuk a bizalmi indexhez tartozó együttható időbeli alakulását. Ez vizuális és számszerű információt is ad a fokozatos eltolódásokról, amelyeket a diszkrét töréssztek esetleg nem jeleznek. Emellett Bai–Perron-eljárást alkalmaztunk, amely módszer a minta egészét vizsgálja meg, és keresi a statisztikailag megalapozott töréspontokat. Végül Chow-féle törésponttesztet is használtunk: gazdaságilag indokolt időpontoknál (például járványkezdet, pénzügyi válság) előre rögzített töréspontok adhatók meg, és a teszt az így kijelölt időintervallumokban ellenőrzi, hogy az érintett paraméter együtthatói azonosak-e; ez célzott hipotézisvizsgálatot tesz lehetővé konkrét dátumokra. A három megközelítés együtt átfogó képet ad: a gördülő/bővülő ablak a folyamatos eltolódást, a Bai–Perron-eljárás az endogén módon meghatározott tartós töréseket, míg a Chow-eljárás az *a priori* fontos időpontokhoz kötött, diszkrét szerkezeti változásokat azonosítja (Pesaran [2015]).

## Eredmények

Ebben a részben ismertetjük a bizalmi indexekre ható tényezők modelljeinek, valamint a fogyasztásra és vállalati beruházásra vonatkozó kointegrációs és hibakorrekciós modelleknek az eredményeit.

*A bizalmi indexre ható tényezők*

A fogyasztói bizalmi index esetében eredményeink szerint minél kisebb az infláció, az árfolyam, a bértömeg növekedésének az ingadozása, a munkanélküliség és az általános gazdasági bizonytalanság (amelyet az EPU Európára vonatkozó adataival ragadtunk meg), annál nagyobb mértékű a fogyasztói bizalom. Ezeknek a mutatóknak tehát nemcsak a szintje, hanem az ingadozása (illetve a stabilitása) is jelentős mértékben befolyásolja a bizalmat és azon keresztül a gazdasági növekedést (1. táblázat). Az eredmények robusztusságának ellenőrzésére a becslést olyan specifikációban (2. specifikáció az 1. táblázatban) is elvégeztük, amikor az infláció, a bértömeg növekedési üteme és a forint euróval szembeni árfolyamának éves változása is (azaz az *ingadozás* mellett az *éves változás* is) szerepel a magyarázó változók

*1. táblázat*

A fogyasztói bizalmi indexre ható tényezők becslése

Változó	1. specifikáció	2. specifikáció
Infláció volatilitása	-2,192*** (0,473)	-1,21*** (0,457)
Infláció (-1)		-0,907*** (0,176)
Árfolyam volatilitása (-1)	-9,535*** (2,202)	-3,998** (1,898)
Árfolyam éves változása (-1)		-0,284* (0,153)
Bértömeg növekedésének volatilitása	-2,866*** (0,631)	-2,042*** (0,531)
Bértömeg éves változása (-1)		0,174 (0,182)
Munkanélküliségi ráta (-1)	-3,997*** (0,392)	-4,031*** (0,402)
EPU (-1)	-0,082*** (0,011)	-0,069*** (0,009)
Konstans	38,417*** (4,131)	42,104 (28,739)
Módosított $R^2$	0,75	0,84
Elemszám	159	159

*Megjegyzés:* a becslült paraméterek alatt zárójelben a standard hibák szerepelnek.

\*\*\* 1 százalékos, \*\* 5 százalékos, \* 10 százalékos szinten szignifikáns.

A nemzetgazdasági bruttó keresettömeg havi alapon csak 2010 januárjától áll rendelkezésre, így az éves változásokból számított volatilitási idősor 2012-től indul.

A változó neve mellett zárójelben „-1”-gyel jelöltük, amikor egy időszaki késleltetéssel szerepel az adott változó.

*Forrás:* saját számítás.

## 2. táblázat

Az üzleti bizalmi indexre ható tényezők becslése

Változó	1. specifikáció	2. specifikáció
Infláció volatilitása	-1,041** (0,465)	-0,67** (0,329)
Infláció (-1)		0,106 (0,137)
Árfolyam volatilitása (-1)	-1,846** (0,871)	-1,407 (0,979)
Árfolyam éves változása (-1)		-0,192* (0,105)
EURIBOR volatilitása	-8,07*** (2,228)	-6,448*** (1,88)
EURIBOR (-1)		-1,509*** (0,445)
Munkanélküliségi ráta (-1)	-1,363*** (0,305)	-1,241*** (0,299)
VIX (-1)	-0,483*** (0,101)	-0,442*** (0,11)
Konstans	18,858*** (2,702)	37,217*** (10,371)
Módosított $R^2$	0,61	0,66
Elemszám	281	281

Megjegyzés: a becült paraméterek alatt zárójelben a standard hibák szerepelnek.

\*\*\* 1 százalékos, \*\* 5 százalékos, \* 10 százalékos szinten szignifikáns.

A VIX az S&P500 tőzsdeindex-opcióból számított implikált volatilitás, azaz megmutatja a volatilitásra vonatkozó piaci várakozást.

A változó neve mellett zárójelben „-1”-gyel jelöltük, amikor egy időszaki késleltetéssel szerepel az adott változó.

Forrás: saját számítás.

között. Az együtthatók értékei valamelyest módosulnak, de továbbra is szignifikánsak és helyes előjelűek maradnak, ami megerősíti azt, hogy a gazdasági stabilitás nagyban befolyásolja a fogyasztói bizalmat. A modell alkalmazhatóságának jó fokmérője, hogy az illeszkedés meglehetősen jó: a módosított  $R^2$  értéke rendre 0,75 és 0,84. Azaz ezek a változók és ingadozások a bizalmi index alakulásának jelentős részét megmagyarázzák (1. ábra).

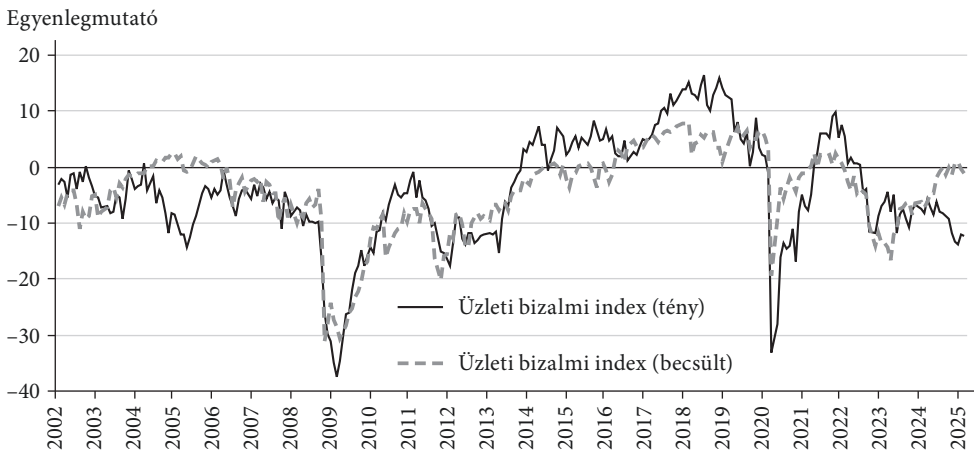
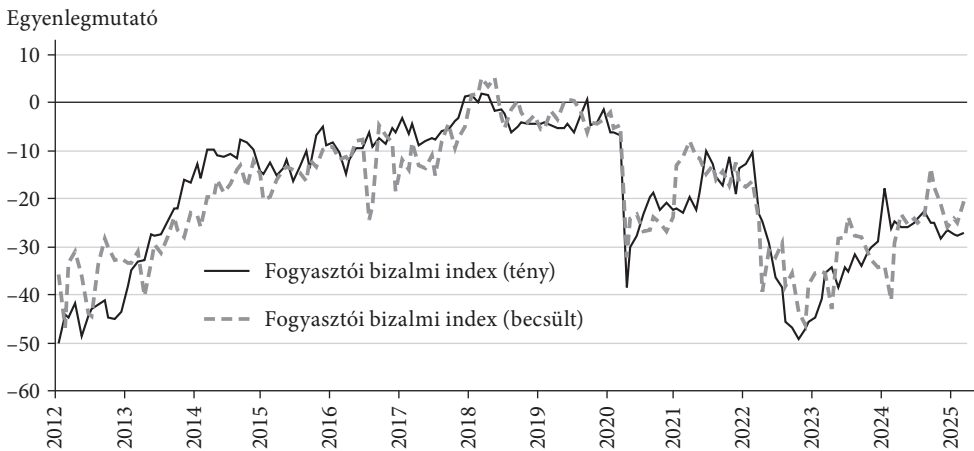
Hasonló képet mutat az üzleti bizalom becslésének eredménye is (2. táblázat): a változóhalmaz valamelyest eltér a fogyasztói bizalmi index esetében használttól; ez természetesen tükrözi azt, hogy a vállalati szféra számára nem szükségszerűen ugyanaz a releváns információs bázis. A becslések szerint az infláció és az árfolyam ingadozása, valamint a munkanélküliségi ráta az üzleti bizalom esetében is szignifikánsan negatívan hatnak, ezt egészíti ki az általános tőkepiaci bizonytalanságot megragadó VIX-index és

a külföldi kamatkörnyezet bizonytalansága, amelyet az EURIBOR szórásával becsültünk. Szintén két specifikációt készítettünk a modelltől; a második tartalmazza az infláció és az árfolyam éves változását, illetve az EURIBOR szintjét is. Ebben az esetben is elmondható, hogy a szintek mellett is szignifikánsak maradtak a volatilitások.

Az 1. táblázatban alkalmazott jelöléssel itt is feltüntettük a késleltetett értékek használatát, míg az infláció volatilitása, a bértömeg növekedésének volatilitása és az EURIBOR volatilitása esetében az elmúlt 12 havi értékből számolt szórást építettük be a modellbe (gyakorlatilag mozgó szórás). Így tudtuk biztosítani, hogy a modellben adott havi adatok nem kerülnek be a magyarázó változók közé. Erre azért van szükség, mert a bizalmi indexek kérdőíves felmérése adott hónap második hetében kezdődik el, így az arra adott válaszok nem tükrözhetik ezen mutatók adott havi értékét.

### 1. ábra

A fogyasztói és az üzleti bizalmi index, valamint a stabilitási tényezőkből becsült értékük alakulása



Megjegyzés: a becsült értékek az 1. specifikáció becslései.

Forrás: Európai Bizottság, GKI, saját számítás.

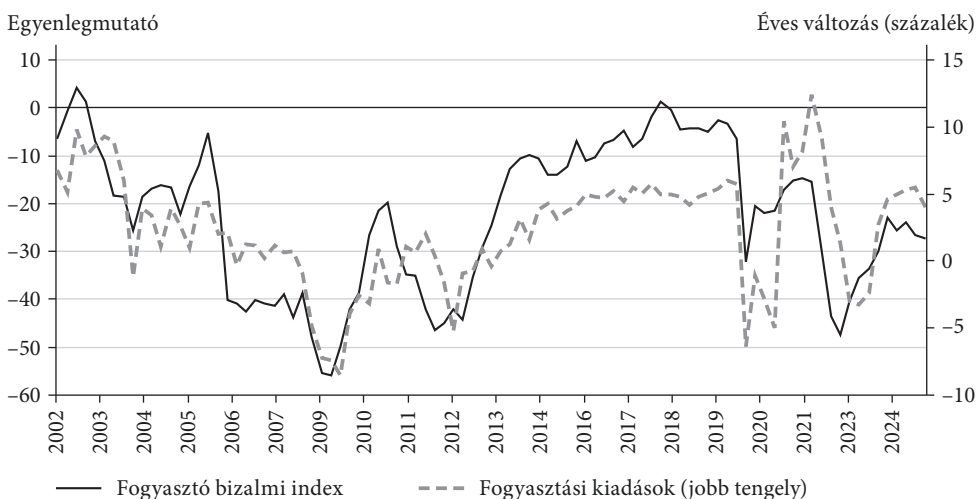
## A bizalmi index és a reálgazdaság kapcsolata

Miután az előző szakaszban azonosítottuk a bizalmi indexekre ható fő stabilitási tényezőket, most megvizsgáljuk, hogy a bizalmi mutatók érdemi információt hordoznak-e a reálgazdasági folyamatok (lakossági fogyasztás és vállalati beruházás) modellezéséhez. Ehhez a fogyasztói bizalmi index és a fogyasztási kiadások, illetve az üzleti bizalmi index és a vállalati beruházások közötti kapcsolatot igyekszünk feltárni.

A 2. ábrán látható a fogyasztói bizalmi index és a fogyasztási kiadások éves változásának alakulása, illetve a 3. ábrán az üzleti bizalmi index és a vállalati beruházások éves változásának alakulása. A korreláció és a Granger-okság eredményeit a 3. táblázat tartalmazza. A bizalmi indikátorok és a reálgazdasági célváltozók közötti egyszerű együttmozgás erős, és összhangban van a várakozásokkal: a fogyasztói bizalmi index és a fogyasztás közötti korreláció 0,703, míg az üzleti bizalmi index és a vállalati beruházások közötti korreláció 0,547.

### 2. ábra

A fogyasztói bizalmi index és a fogyasztási kiadások alakulása

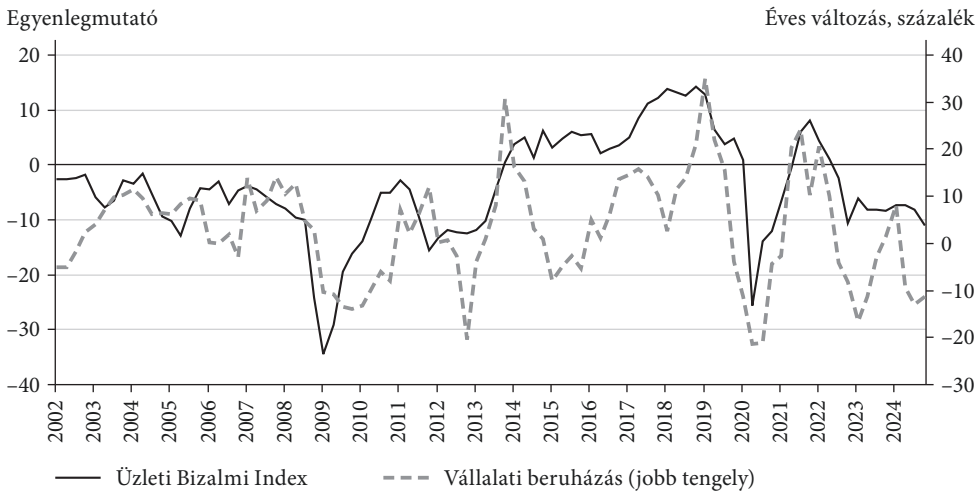


Forrás: Európai Bizottság, KSH.

A Granger-oksági tesztek alapján a kapcsolat iránya egyértelmű: a fogyasztói bizalmi index Granger-oka a tartós fogyasztási kiadások éves változásának ( $F = 3,992$ ;  $p = 0,022$ ), miközben a fordított irányú kapcsolat nem igazolható ( $p = 0,298$ ). Hasonlóképpen az üzleti bizalmi index szignifikánsan „megelőzi” a vállalati beruházás alakulását ( $F = 8,301$ ;  $p < 0,001$ ), a vállalati beruházás azonban nem Granger-oka az üzleti bizalmi indexnek ( $p = 0,132$ ). Mindez azt jelzi, hogy a fogyasztói, illetve az üzleti bizalmi index értékének előzetes ismerete információt hordoz a reálgazdasági döntésekre vonatkozóan, nem pusztán együtt mozog velük (3. táblázat).

## 3. ábra

Az üzleti bizalmi index és vállalati beruházások alakulása



Forrás: GKI, KSH.

## 3. táblázat

Számítások a korrelációról és a Granger-okságról

Korreláció		
Fogyasztói bizalmi index és fogyasztási kiadások között		0,703
Üzleti bizalmi index és vállalati beruházások között		0,547
Granger-okság		
Nullhipotézis	F-statisztika	p-érték
A fogyasztói bizalmi index nem Granger-oka a fogyasztási kiadásnak	3,992	0,022**
A fogyasztási kiadás nem Granger-oka a fogyasztói bizalmi indexnek	1,227	0,298
Az üzleti bizalmi index nem Granger-oka a vállalati beruházásnak	8,301	0,000***
A vállalati beruházás nem Granger-oka az üzleti bizalmi indexnek	2,064	0,132

Megjegyzés: a fogyasztási kiadások és a vállalati beruházások esetében éves változás. \*\*\*, \*\* jelzi, hogy a nullhipotézist a teststatisztika értéke alapján elvetjük rendre 1 és 5 százalékos szignifikanciaszinten.

Forrás: saját számítás.

A következő kérdés, hogy a bizalmi indexek felhasználhatók-e a fogyasztás és/vagy a vállalati beruházások ökonometriai modellezése során. Kointegrációs és hibakorrekciós modelleket becsültünk a fogyasztási kiadásokra és a vállalati beruházásokra is. A szakirodalom korábbi megállapításaival összhangban (Mishkin és szerzőtársai [1978]) a nem tartós termékek és a szolgáltatások fogyasztása esetében nem mutatható ki kapcsolat, ezért az eredményváltozó ebben az esetben a tartós és félig tartós

termékekre fordított kiadások összege. Az eredményeinket a 4. és az 5. táblázat foglalja össze. A kointegrációs-hibakorrekciós modellezési keretben mindkét reálgazdasági egyenletben kimutatható a stabil, hosszú távú kapcsolat, és a rövid távú korrekció is jelentős. A bizalmi index a szakirodalomban leginkább használatos magyarázó változók szerepeltetése mellett is szignifikáns (Ludvigson [2004], Carrol [2004], Crawley-Theloudis [2024], Fagereng és szerzőtársai [2024], Bethlendi [2006], Alan és szerzőtársai [2018]). A fogyasztási kiadások egyenletében a bizalmi index 6 százalékponttal, míg a vállalati beruházások esetében 4 százalékponttal javítja a rövid távú egyenlet magyarázóerejét. Mivel a rövid távú (ECM) egyenlet a *log*-szintekből képzett első differenciákra van felírva, az adatok gyakorisága pedig negyedéves, a fogyasztói bizalmi index 0,07-os paramétere azt jelenti, hogy egy tartós 10 pontos pozitív elmozdulás a bizalmi indexben egy év alatt a tartós és félig tartós termékek fogyasztását nagyjából 2,8 százalékkal növeli meg. A KSH adatai szerint a tartós és félig tartós termékek aránya a teljes fogyasztási kiadásokon belül 2024-ben 13,2 százalék volt. Ennek alapján a teljes fogyasztás szintje nagyjából 0,4 százalékkal lenne magasabb, ha a bizalom 10 ponttal javulna. Hasonlóképpen, a vállalati beruházások egyenletében az üzleti bizalmi index 0,1-es paramétere azt jelenti, hogy az üzleti bizalmi index tartós 10 pontos pozitív elmozdulása a vállalati beruházásokat mintegy 4 százalékkal növelné meg. Itt fontos hangsúlyozni, hogy a bizalom egyéb csatornákon is hathat a reálgazdaságra, amely hatásokat a bizalmi indexek segítségével kevésbé tudjuk megragadni. Így például a bizalom az eszközárakon, a kockázati prémiumon, a bankok hitelezési standardjaiban (ár és nem ár jellegű kondícióiban) bekövetkező változásokon keresztül is visszacsatol a gazdaságra.

A két kointegrációs és hibakorrekciós modell együtt azt rajzolja ki, hogy a bizalmi indexek nem csupán „kísérőjelenségek”, hanem a rövid távú dinamikákban érdemi szereplők: a fogyasztói bizalmi index a tartós fogyasztási termékekre fordított kiadások negyedéves változását, az üzleti pedig a vállalati beruházási aktivitást segíti magyarázni, miközben a hosszú távú egyensúlyi viszonyokat a klasszikus fundamentumok befolyásolják.

Érdemes lehet megnézni, hogy vajon válságok időszakában a bizalmi indexek szerepe fontosabbá válik-e. A cél annak a vizsgálata, hogy a háztartási bizalmi index fogyasztásra gyakorolt hatása időben állandó maradt-e, illetve azonosíthatók-e diszkrét törések vagy fokozatos elmozdulások. Ehhez egymást kiegészítő eljárásokat alkalmaztunk: gördülő és bővülő mintás becsléseket (a mintanagyság 30 negyedév) az együttthatók időbeli pályájának feltárására, Bai–Perron-féle többlettöréses tesztet endogén módon meghatározott szerkezeti törések kimutatására, valamint Chow-tesztet előre megjelölt (gazdaságilag indokolt) dátumoknál. Az alábbiakban e három megközelítés eredményeit egységes keretben mutatjuk be.

A 4. ábrán látható a fogyasztási kiadások egyenletének gördülő és bővülő mintás becslése alapján a fogyasztói bizalmi index paraméterének időbeli alakulása. A bővülő minta alapján viszonylag stabil a paraméterérték, a gördülő mintán 2010 I. és 2020 III. negyedévében figyelhető meg lokális csúcs; ez arra utalhat, hogy modellezési szempontból válságidőszakokban a fogyasztói bizalmi index fontossága növekszik. Az üzleti bizalom esetében (5. ábra) a gördülő mintás becslés alapján 2020 I.

## 4. táblázat

A tartós és félig tartós termékek fogyasztására ható tényezők becslési eredménye

	Hosszú táv (kointegrációs egyenlet)	Rövid táv (hibakorrektív egyenlet)
Tartós jövedelem	0,596*** (0,001)	0,510*** (0,000)
Nem tartós jövedelem	0,268*** (0,001)	0,084*** (0,009)
Háztartások pénzügyi vagyona	0,465*** (0,002)	
Háztartások beruházási kiadásai	0,092 (0,105)	
3 havi BUBOR		-0,357 (0,414)
Fogyasztói bizalmi index		0,07*** (0,001)
Hibakorrektív tag		-0,217*** (0,001)
Trend	-0,013** (0,015)	
Konstans	-4,778** (0,012)	0,018*** (0,004)
Dummy változó: 2020. II. negyedév – 2021. III. negyedév	-0,055** (0,040)	
Dummy változó: 2020. II. negyedév		-0,135*** (0,000)
Dummy változó: 2020. III. negyedév		0,099*** (0,000)
Minta elemszáma	91	90
Módosított $R^2$	0,978	0,591
F-statisztika		19,387***
Durbin–Watson-statisztika		2,079

Megjegyzés: \*\*\* 1 százalékos, \*\* 5 százalékos szinten szignifikáns.

A becslött paraméterek alatt zárójelben a  $p$ -értékek szerepelnek.

A hosszú távú egyenletben a változók logaritmus-szintértékei szerepelnek, míg a rövid távú egyenletben azok negyedéves változásai.

Forrás: saját számítás.

és IV. negyedévében látható nagyobb kiugrás, a bővülő mintás becslés alapján ez is viszonylag stabilnak tűnik. A gördülő mintás becslés azonban a kicsi mintanagyság miatt inkább csak iránymutatással tud szolgálni a paraméterstabilitást illetően, ezért formális tesztek is elvégeztünk az esetleges strukturális törések azonosítására, amelyek eredménye a 6. táblázatban látható. A Bai–Perron-teszt mindkét bizalmi

## 5. táblázat

A vállalati beruházásokra ható tényezők becslése

	Hosszú táv (kointegrációs egyenlet)	Rövid táv (hibakorrekciós egyenlet)
Lakossági fogyasztási kiadások	0,898*** (0,000)	
Export	0,272*** (0,002)	0,303*** (0,008)
Vállalati profit	0,483** (0,046)	0,088 (0,405)
Munkaerő-egységköltség	-0,390*** (0,000)	-0,417 (0,173)
Vállalati hitelállomány	0,170*** (0,009)	0,435*** (0,000)
Reálárfolyam		-0,204 (0,139)
Üzleti bizalmi index		0,1** (0,044)
Hibakorrekciós tag		-0,254*** (0,003)
Konstans	-8,396*** (0,000)	0,006 (0,364)
Minta elemszáma	92	91
Módosított $R^2$	0,930	0,44
Durbin-Watson-statisztika		1,74

Megjegyzés: \*\*\* 1 százalékos, \*\* 5 százalékos szinten szignifikáns.

A becslült paraméterek alatt zárójelben a  $p$ -értékek szerepelnek.

A hosszú távú egyenletben a változók logaritmus-szintértékei szerepelnek, míg a rövid távú egyenletben azok negyedéves változásai.

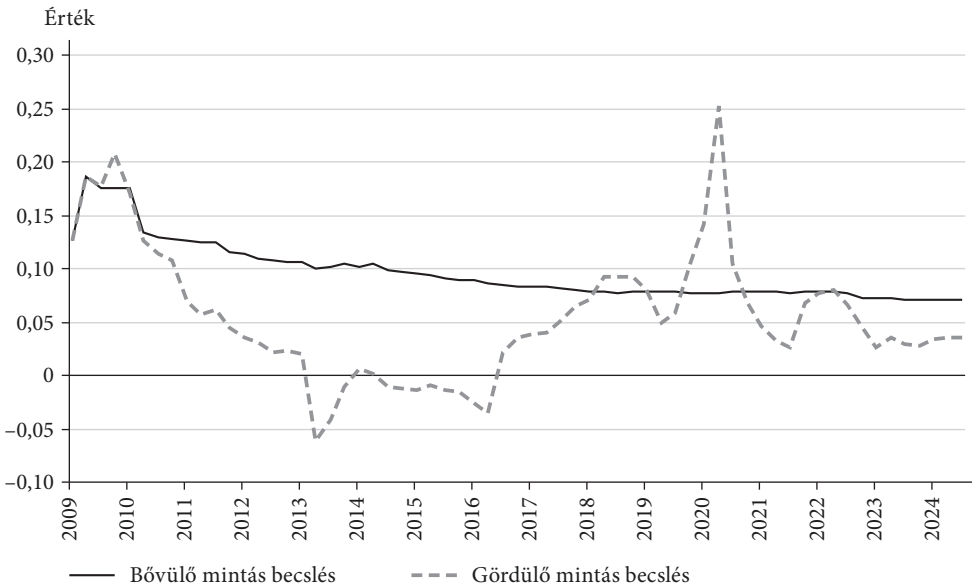
Forrás: saját számítás.

index esetében azt mutatja, hogy nincs detektálható törés a paraméterértékekben. Ezt a Chow-tesztek is alátámasztják, azzal a megállapítással, hogy a fogyasztói bizalmi index esetében 2020 III. negyedévére 10 százalékos szignifikanciaszinten elutasítható a nullhipotézis, miszerint nem volt törés a paraméterértékben. Mindezek alapján úgy tűnik, hogy a vizsgált mintán a fogyasztói és az üzleti bizalmi index paramétere is viszonylag stabilnak tekinthető.

A fenti eredményeink szerint tehát a makrogazdasági stabilitás a bizalmon keresztül hatással van lakosság fogyasztási kiadási és a vállalati szféra beruházási döntéseire, ezek révén pedig a GDP-re. A tanulmány által azonosított sematikus hatásmechanizmus a 6. és a 7. ábrán látható. A nemzetközi és a hazai szakirodalommal (Vadas [2003], Bodnár [2010]) összevetve a tanulmányunk legfontosabb hozzájárulása, hogy a fókusz a bizalmi indexeket meghatározó stabilitási tényezőkön van, amelyeket

## 4. ábra

A fogyasztói bizalmi index paraméterértékének alakulása a lakossági fogyasztás becslésében

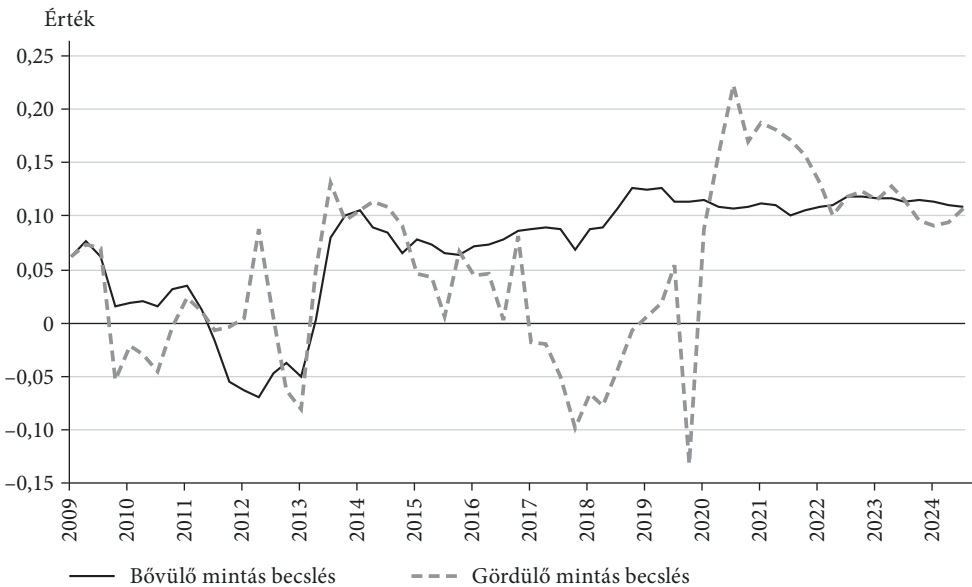


Megjegyzés: a gördülő mintás becslés mintanagysága 30.

Forrás: saját számítás.

## 5. ábra

Az üzleti bizalmi index paraméterértékének alakulása a vállalati beruházások becslésében



Megjegyzés: a gördülő mintás becslés mintanagysága 30.

Forrás: saját szerkesztés.

## 6. táblázat

A fogyasztói és üzleti bizalmi index paraméterstabilitásának tesztjei

	Bai–Perron-teszt		Chow-teszt		
	<i>F</i> -statisztika	kritikus érték	negyedév	<i>F</i> -statisztika	<i>p</i> -érték
Fogyasztói bizalmi index paramétere	6,04	8,58	2008. IV.	0,14	0,71
			2010. I.	1,33	0,25
			2020. II.	0,49	0,49
			2020. III.	2,87	0,09
Üzleti bizalmi index paramétere	15,47	23,70	2008. IV.	1,56	0,22
			2013. I.	0,21	0,65
			2020. I.	0,08	0,78
			2020. IV.	0,03	0,87

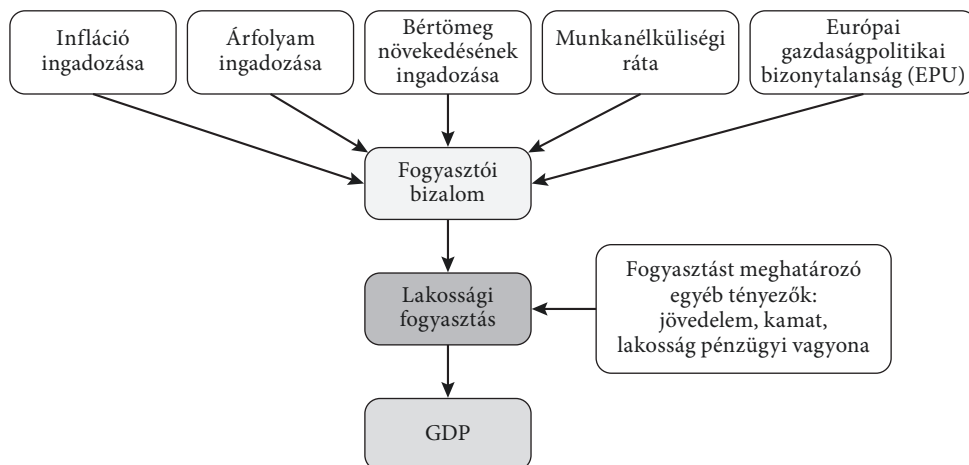
*Megjegyzés:* a Bai–Perron-teszt esetében az eljárás endogén módon keresi az esetleges töréseket. A nullhipotézis az, hogy nincsen strukturális törés. Ha az *F*-statisztika a kritikus értéktől elmarad, akkor nem tudjuk elvetni a nullhipotézist. A Chow-teszt esetében az a nullhipotézis, hogy a vizsgált negyedévben nincs strukturális törés.

*Forrás:* saját számítás.

kiegészítve egy kointegrációs-hibakorrekciós keretrendszerrel, modellünk a stabilitás reálgazdasági hatásait képes megragadni. Érdeemes megjegyezni, hogy az általunk feltárt mechanizmus két parciális modell összekapcsolásán alapul. További hasznos következménynek tekintjük, hogy eredményeink könnyen beilleszthetők hasonló módszertant követő makrogazdasági modellkeretbe, színesítve, gazdagítva a modellezési eszköztárat, és elősegítve a gazdasági folyamatok minél jobb megértését.

## 6. ábra

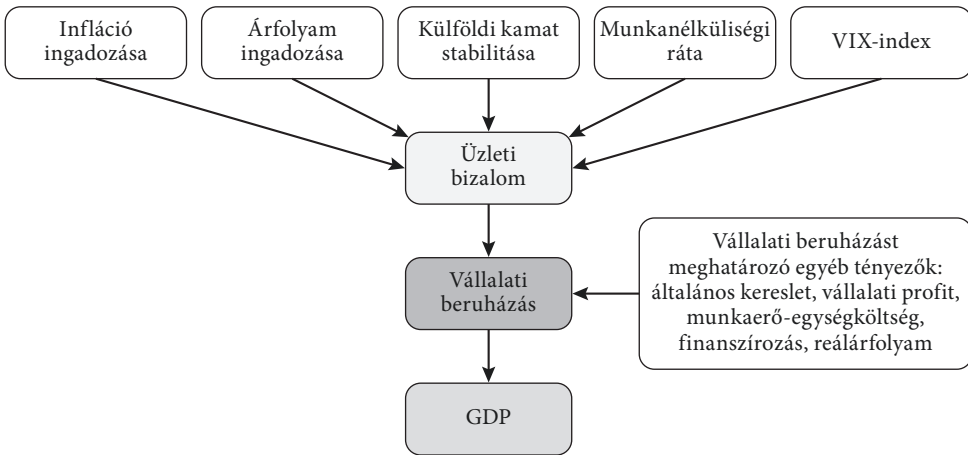
A fogyasztói bizalmi index alakulását meghatározó főbb tényezők



*Forrás:* saját szerkesztés.

## 7. ábra

Az üzleti bizalmi indexet meghatározó főbb tényezők



*Forrás:* saját szerkesztés.

## Összegzés

Tanulmányunk két kérdésre keresett választ. Egyrészt megvizsgáltuk, hogy a makrogazdasági bizonytalanság hatással van-e a fogyasztói és az üzleti bizalom alakulására, másrészt, hogy a bizalom befolyásolja-e a reálgazdaság alakulását. Eredményeink alapján a válasz mindkét kérdésre igenlő.

A bizalmat magyarázó egyenletek legfontosabb tanulsága, hogy a gazdasági változóknak nemcsak a szintje, hanem a volatilitása is meghatározó. A fogyasztói oldalon az infláció, az árfolyam és a bértömeg növekedésének ingadozása, továbbá a munkanélküliségi ráta és az általános európai gazdaságpolitikai bizonytalanság (EPU) negatívan hatnak a bizalomra. Az üzleti oldalon az infláció és az árfolyam ingadozása mellett a tőkepiaci bizonytalanságot mérő VIX és a külső kamatkörnyezet ingadozása (EURIBOR-volatilitás) szintén szignifikáns tényezőnek bizonyul. Eredményeink robusztusak akkor is, ha a volatilitás (második momentumok) mellé a megfelelő szinteket (infláció, árfolyam, kamat, a bértömeg növekedése) is bevonjuk.

A Granger-oksági tesztek szerint a fogyasztói bizalom előre jelzi a tartós és félig tartós javakra fordított kiadások éves változását, míg az üzleti bizalom előre jelzi a vállalati beruházások alakulását; a fordított okság egyik esetben sem kapott megerősítést.

A kointegrációs és a hibakorrekciós modellekben a bizalmi indexek a hagyományos makrogazdasági mutatók (tartós és nem tartós jövedelem, export, hitelállomány stb.) mellett is szignifikánsak maradtak. A hibakorrekciós tagok előjele és nagysága azt jelzi, hogy az eltérések negyedéves távon érdemben korrigálódnak ( $-0,22$  és  $-0,25$  közötti értékek), ami konzisztens a stabil hosszú távú kapcsolat fennállásával.

A háztartási és a vállalati döntésekben tehát a stabilitás önmagában érték: a kisebb bizonytalanság az erősebb bizalmon keresztül támogatja a tartós fogyasztást és

a beruházásokat. A kutatás során így sikerült a bizonytalanságot a bizalmi indexeken keresztül összekapcsolni a reálgazdaság alakulásával. A tanulmány gazdaságpolitikai üzenete, hogy a fogyasztói és az üzleti bizalmon keresztül a fogyasztást és a vállalati beruházást érdemben növeli minden olyan intézkedés, amely mérsékli a kulcsváltozók (infláció, árfolyam, bérdinamika, kamatkörnyezet) ingadozását, ezért a stabilitást célzó politika önmagában is növekedésbarát.

Összességében a bizalmi mutatók – különösen volatilitásérzékenységük miatt – hasznos kiegészítő információt nyújtanak a magyar gazdaság rövid és középtávú dinamikáinak modellezéséhez.

### Hivatkozások

- AKERLOF, G. A.–SHILLER, R. J. [2021]: *Animal spirits: How human psychology drives the economy, and why it matters for global capitalism*. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- ALAN, S.–BROWNING, A.–EJRŊÆS, M. [2018]: Income and consumption: A micro semistructural analysis with pervasive heterogeneity. *Journal of Political Economy*, 126. évf. 5. sz. 1827–1864. o. <https://doi.org/10.1086/699186>.
- BAKER, S. R.–BLOOM, N.–DAVIS, S. J. [2016]: Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131. évf. 4. sz. 1593–1636. o. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>.
- BANAJI, M. R.–HEIPHETZ, L. [2010]: *Attitudes*. Megjelent: *Fiske, S. T.–Gilbert, D. T.–Lindzey, G. (szerk.): Handbook of social psychology*. John Wiley & Sons, Hoboken, NJ. 353–393. o.
- BARSKY, R. B.–SIMS, E. R. [2012]: Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence. *American Economic Review*, 102. évf. 4. sz. 1343–1377. o. <https://doi.org/10.1257/aer.102.4.1343>.
- BATCHELOR, R.–DUA, P. [1998]: Improving macro-economic forecasts: The role of consumer confidence. *International Journal of Forecasting*, 14. évf. 1. sz. 71–81. o.
- BETHLENDI ANDRÁS [2006]: A hitelpiac szerepe a hazai háztartások fogyasztási és megtakarítási döntéseiben. *Közgazdasági Szemle*, 54. évf. 12. sz. 1041–1065. o.
- BLOOM, N. [2014]: Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28. évf. 153–176. o. <https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153>.
- BODNÁR KATALIN [2010]: A háztartások fogyasztási kiadásai és a lakossági bizalmi indikátor. *MNB-Szemle*, március, 6–19. o.
- CARIOLE, J. [2012]: Measuring macroeconomic volatility – Applications to export revenue data, 1970–2005. FERDI Working Paper Series, No. 114.
- CARROLL, C. D. [2004]: Housing wealth and consumption expenditure. Paper prepared for Academic Consultants’ meeting of the Board of Governors of the Federal Reserve System, január 30.
- CARROLL, C. D.–FUHRER, J.–WILCOX, D. [1994]: Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why? *American Economic Review*, 84. évf. 1. sz. 1397–1408. o.
- COCHRANE, J. H. [1994]: Shocks. NBER Working Paper, No. w4698. [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w4698/w4698.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w4698/w4698.pdf).
- COIBION, O.–GEORGARAKOS, D.–GORODNICHENKO, Y.–KENNY, G.–WEBER, M. [2024]: The effect of macroeconomic uncertainty on household spending. *American Economic Review*, 114. évf. 3. sz. 645–677. o. <https://doi.org/10.1257/aer.20221167>.
- CRAWLEY, E.–THELOUDIS, A. [2024]: Income shocks and their transmission into consumption. FEDS Working Paper, No. 2024-38. <https://doi.org/10.17016/FEDS.2024.038>.

- DEES, S.–SOARES BRINCA, P. [2013]: Consumer confidence as a predictor of consumption spending: Evidence for the United States and the Euro area. *International Economics*, 134. köt. 1–14. o. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2013.05.001>.
- DOMINITZ, J.–VAN SOEST, A. [2018]: Survey data, analysis of. *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Palgrave Macmillan, London. 13355–13361. o. [https://doi.org/10.1057/978-1-349-95189-5\\_2523](https://doi.org/10.1057/978-1-349-95189-5_2523).
- EUROPEAN COMMISSION [2025]: The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys – User guide. Brüsszel. [https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/4f162b92-e654-4cef-beed-38960dae1b09\\_en?filename=bcs\\_user\\_guide.pdf](https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/4f162b92-e654-4cef-beed-38960dae1b09_en?filename=bcs_user_guide.pdf).
- FAGERENG, A.–ONSHUUS, H.–TORSTENSEN, K. [2024]: The consumption expenditure response to unemployment: Evidence from Norwegian households. *Journal of Monetary Economics*, 146. köt. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2024.103578>.
- FUHRER, J. C. [1993]: What role does consumer sentiment play in the US macroeconomy? *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston. Január, 32–44. o. <https://ideas.repec.org/a/fip/febne/y1993ijanp32-44.html>.
- GRUEN, D. [1995]: Financial market volatility and the world-wide fall in inflation. RBA Research Discussion Papers, rdp9513. Reserve Bank of Australia, Sydney. <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/1995/pdf/rdp9513.pdf>.
- HA, J.–SO, I. [2023]: Global confidence, uncertainty, and business cycles. *Journal of Central Banking*, 19. évf. 1. sz. 451–493. o. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3748156>.
- HARDI, I.–RAY, S.–DUWAL, N.–IDROES, G. M.–MARDAYANTI, U. [2024]: Consumer confidence and economic indicators: A macro perspective. *Indatu Journal of Management and Accounting*, 2. évf. 2. sz. 81–95. o. <https://doi.org/10.60084/ijma.v2i2.241>.
- HOWREY, P. E. [2001]: The predictive power of the index of consumer sentiment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2001. évf. 1. sz. 208–216. o. <https://doi.org/10.1353/eca.2001.0010>.
- KATONA, G. [1951]: *Psychological analysis of economic behavior*. McGraw-Hill, New York, NY.
- KŁOPOCKA, A. M. [2017]: Does consumer confidence forecast household saving and borrowing behavior? Evidence for Poland. *Social Indicators Research*, 133. köt. 2. sz. 693–717. o. <https://doi.org/10.1007/s11205-016-1376-4>.
- LOGEMANN, J. [2020]: Measuring and managing expectations: Consumer confidence as an economic indicator, 1920s–1970s. Megjelent: *Fritsche, U.–Köster, R.–Lenel, L.* (szerk.): *Futures past. Economic forecasting in the 20<sup>th</sup> and 21<sup>st</sup> century*. Peter Lang, Berlin. 43–74. o. <https://doi.org/10.3726/b16817>.
- LUDVIGSON, S. C. [2004]: Consumer confidence and consumer spending. *Journal of Economic Perspectives*, 18. évf. 2. sz. 29–50. o. <https://doi.org/10.1257/0895330041371222>.
- MADDALA, G. S.–KIM, I.-M. [1999]: *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge University Press, Cambridge, MA. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511751974>.
- MATSUSAKA, J. G.–SBORDONE, A. M. [1995]: Consumer confidence and economic fluctuations. *Economic Inquiry*, 33. évf. 2. sz. 296–318. o.
- MISHKIN, F.–HALL, R.–SHOVEN, J.–JUSTER, T.–LOVELL, M. [1978]: Consumer sentiment and spending on durable goods. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1978. köt. 1. sz. 217–232. o. <https://doi.org/10.2307/2534366>.
- MUELLER, E. [1963]: Ten years of consumer attitude surveys: Their forecasting record. *Journal of the American Statistical Association*, 58. évf. 304. sz. 899–917. o.
- MUSTRE-DEL-RÍO, J.–NICHOLS, J. [2025]: Forecasting with feelings: The modest link between consumer sentiment and spending. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Bulletin*, május.

- ÖSTERHOLM, P. [2013]: Survey data and short-term forecasts of Swedish GDP growth. *Applied Economics Letters*, 21. évf. 2. sz. 135–139. o. <https://doi.org/10.1080/13504851.2013.844317>.
- PESARAN, M. H. [2015]: *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press, Oxford. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198736912.001.0001>.
- PESARAN, M. H.–SHINT, Y.–SMITH, R. J. [2001]: Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16. évf. 3. sz. 289–326. o. <http://www.jstor.org/stable/2678547>.
- RAMALHO, E.–CALEIRO, A.–DIONFSIO, A. [2011]: Explaining consumer confidence in Portugal. *Journal of Economic Psychology*, 32. évf. 1. sz. 25–32. o. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2010.10.004>.
- SOÓS GÁBOR DÁNIEL–KELEMEN JÓZSEF–HORVÁTH MILÁN [2020]: Polaris, új eszköz a jegybanki előrejelzésekhez. MNB Working Paper, 2020/1. <https://www.mnb.hu/letoltes/mnb-wp-2020-1-final.pdf>.
- TOBIN, J. [1959]: On the predictive value of consumer intentions and attitudes. *The Review of Economics and Statistics*, 41. évf. 1. sz. <https://doi.org/10.2307/1925452>.
- UTAKA, A. [2003]: Confidence and the real economy – the Japanese case. *Applied Economics*, 35. évf. 3. sz. 337–342. o. <https://doi.org/10.1080/00036840210135205>.
- VADAS GÁBOR [2003]: Túl a makrováltozókon: a lakossági bizalmi index és a magyar háztartások fogyasztási kiadásai. *Statisztikai Szemle*, 81. évf. 3. sz. 252–266. o.
- VARGA, J. Z. [2021]: Effects of the financial crisis and low interest rate environment on interest rate pass-through in Czech Republic, Hungary and Romania. *Acta Oeconomica*, 71. évf. 4. sz. 551–567. o. <http://doi.org/10.1556/032.2021.00039>.
- VUCHELEN, J. [2004]: Consumer sentiment and macroeconomic forecasts. *Journal of Economic Psychology*, 25. évf. 4. sz. 493–506. o. [https://doi.org/10.1016/S0167-4870\(03\)00031-X](https://doi.org/10.1016/S0167-4870(03)00031-X).

## Függelék

### *F1. táblázat*

A fogyasztói bizalmi index adatforrása

Adatforrás	Európai Bizottság
Időtáv	1996. január –
Gyakoriság	Havi
Kérdések	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Hogyan változott az Ön háztartásának pénzügyi helyzete a 12 hónappal ezelőtti állapothoz képest?</li> <li>• Véleménye szerint hogyan fog változni az Ön háztartásának pénzügyi helyzete a következő 12 hónap alatt?</li> <li>• Ön szerint a következő 12 hónapban hogyan alakul a nagy értékű fogyasztási cikkekre szánt pénze az előző 12 hónaphoz képest?</li> <li>• Véleménye szerint hogyan fog alakulni az ország gazdasági helyzete a következő 12 hónap folyamán?</li> </ul>
Mintanagyság	1000 fő

*Forrás: European Commission [2025] alapján saját szerkesztés.*

## F2. táblázat

Az üzleti bizalmi index adatforrása

Adatforrás	Európai Bizottság, GKI Gazdaságkutató Zrt.	
Időtáv	1996. január –	
Gyakoriság	Havi	
<i>Indikátor</i>	<i>Kérdések tartalma</i>	<i>Mintanagyság (Magyarország)</i>
Ipari bizalmi index	<ul style="list-style-type: none"> <li>• rendelésállomány szintjének megítélése</li> <li>• saját termelésű készletek megítélése</li> <li>• várható termelés 3 hónapon belül</li> </ul>	1500
Építőipari bizalmi index	<ul style="list-style-type: none"> <li>• rendelésállomány szintjének megítélése</li> <li>• a következő 3 hónapra vonatkozó foglalkoztatási várakozások</li> </ul>	1500
Szolgáltatói bizalmi index	<ul style="list-style-type: none"> <li>• a jelenlegi üzleti pozíció megítélése</li> <li>• a következő 3 hónapra vonatkozó forgalmi várakozások</li> <li>• a következő 3 hónapra vonatkozó foglalkoztatási várakozások</li> </ul>	1250
Kereskedelmi bizalmi index	<ul style="list-style-type: none"> <li>• az eladási pozíció megítélése</li> <li>• készletek megítélése</li> <li>• értékesítési kilátások megítélése a következő három hónap során</li> </ul>	570

*Forrás: European Commission [2025] és a GKI adatközlése alapján saját szerkesztés.*

## F3. táblázat

A fogyasztói és üzleti bizalom modelljében használt mutatók

Mutató neve	Megjegyzés	Forrás
Fogyasztói bizalmi index		Európai Bizottság
Üzleti bizalmi index		GKI
Infláció volatilitása	az elmúlt 12 hónap év/év inflációs adat szórása	KSH alapján, saját számítás
Infláció	a fogyasztói árindex éves változása	KSH
Árfolyam éves változása	a forint euróval szembeni árfolyamának éves változása	MNB alapján saját számítás
Árfolyam volatilitása	a forint euróval szembeni napi árfolyamadatainak relatív szórása	MNB alapján saját számítás
Bértömeg éves változása	a bruttó nemzetgazdasági keresettömeg éves változása	KSH alapján saját számítás
Bértömeg változásának volatilitása	az elmúlt 12 hónap bruttó nemzetgazdasági keresettömeg év/év változásának szórása	KSH alapján saját számítás
EURIBOR		<a href="http://www.euribor-rates.eu">www.euribor-rates.eu</a>
EURIBOR volatilitása	az elmúlt 12 hónapban a 3 havi EURIBOR szórása	<a href="http://www.euribor-rates.eu">www.euribor-rates.eu</a> alapján saját számítás
EPU	az Economic Policy Uncertainty Európára vonatkozó adatsora	<a href="http://www.policyuncertainty.com">www.policyuncertainty.com</a>
VIX		FRED
Munkanélküliségi ráta		KSH

*Megjegyzés:* havi adatok, időtáv: 2002. január – 2025. március.

A nemzetgazdasági bruttó keresettömeg havi bontásban csak 2010 januárjától áll rendelkezésre.

*Forrás:* saját szerkesztés.

*F4. táblázat*

A tartós és félig tartós termékekre fordított kiadások, illetve a vállalati beruházás modelljében használt adatok

Mutató neve	Megjegyzés	Forrás
Fogyasztási kiadások 2021. évi áron		KSH
Vállalati beruházás 2021. évi áron		KSH
3 havi BUBOR		MNB
Tartós jövedelem	a nettó munkajövedelem és a háztartások részére juttatott pénzügyi transzferek összege	KSH
Vállalati hitelállomány	a teljes vállalati szektor pénzügyi közvetítőrendszerrel szembeni hitelállománya	MNB
Nem tartós jövedelem	a háztartások osztalék- és kamatjövedelme, illetve a háztartásokhoz érkező EU-transzferek összege	KSH, MNB alapján saját számítás
Export	2021. évi áron	KSH
Vállalati profit		MNB
Egységnyi munkaerőköltség		KSH alapján saját számítás
Reálárfolyam	CPI-alapú reálárfolyam	KSH, MNB alapján saját számítás
Tartós fogyasztási kiadások	a tartós és félig tartós fogyasztási kiadások összege 2021. évi áron	KSH alapján saját számítás

*Megjegyzés:* negyedéves adatok, időtáv: 2002. I. negyedév – 2024. IV. negyedév.

*Forrás:* saját szerkesztés.

## F5. táblázat

A modellekben szereplő változók stacionaritástesztjei

	PP	KPSS	DF-GLS
Fogyasztói bizalmi index	-2,278	0,233	-1,827*
Üzleti bizalmi index	-2,821*	0,367*	-2,936***
VIX	-4,896***	0,118	-4,472***
3 hónapos EURIBOR	-1,894	0,664**	-1,365
3 hónapos EURIBOR volatilitása	-3,31**	0,153	-4,1825***
Infláció volatilitása	-2,901**	0,481**	-2,982***
Infláció	-2,827*	0,235	-1,235
Árfolyam volatilitása	-13,816***	0,206	-1,762*
Árfolyam éves változása	-4,756***	0,246	-4,299***
Bértömeg növekedésének volatilitása	0,514	0,488**	-2,341**
Bértömeg éves változása	-3,698***	1,027***	-1,641*
Munkanélküliségi ráta	-0,703	0,827***	-0,851
EPU	-1,201	1,712***	-0,146

Megjegyzés: a PP- és a DF-GLS-teszt esetében a nullhipotézis az egységgyök létezése, míg a KPSS-teszt esetében a nullhipotézis az, hogy az idősor stacioner.

\*\*\*, \*\*, \* jelzi, hogy a nullhipotézist a tesztstatisztika értéke alapján elvetjük rendre 1, 5 és 10 százalékos szignifikanciaszinten.

Forrás: saját számítás.

## F6. táblázat

Kointegrációs tesztek

Modell	Engle-Granger	Johansen	ARDL
Fogyasztói bizalmi index modell, 1. specifikáció	***	***	***
Fogyasztói bizalmi index modell, 2. specifikáció	***	***	***
Üzleti bizalmi index modell, 1. specifikáció	**	***	***
Üzleti bizalmi index modell, 2. specifikáció	**	***	***

Megjegyzés: a nullhipotézis mindhárom teszt esetében az, hogy nincs kointegráció a változók között. \*\*\* és \*\* azt mutatja, hogy a nullhipotézist elvetjük 1, illetve 5 százalékos szignifikanciaszinten.

Forrás: saját számítás.

*F7. táblázat*

A tartós és félig tartós fogyasztási kiadások és a vállalati beruházások egyenleteiben szereplő változók stacionaritástesztjei

Változó	DF-GLS	KPSS
Tartós és félig tartós fogyasztási kiadások	1,327	0,911***
Tartós jövedelem	3,831	1,190***
Nem tartós jövedelem	0,668	0,968***
Lakossági beruházások	0,035	0,801***
Lakosság nettó pénzügyi vagyona	5,032	1,183***
Vállalati beruházások	-1,539	0,001***
Vállalati hitelállomány	-2,487	1,232
Működési eredmény	-0,860	1,087***
Export	-1,026	1,221***
Lakossági fogyasztási kiadások	0,413	0,932***
Munkaerő-egységköltség	5,306	1,094***

*Megjegyzés:* a DF-GLS-teszt esetében a nullhipotézis az egységgyök létezése, míg a KPSS-teszt esetében a nullhipotézis az, hogy az idősor stacioner.

\*\*\* jelzi, hogy a nullhipotézist a tesztstatisztika értéke alapján elvetjük 1 százalékos szignifikanciaszinten.

*Forrás:* saját számítás.