

CSILLAG BALÁZS–NESZVEDA GÁBOR

# A gazdasági várakozások hatása a tőzsdei momentumstratégiára

A momentumstratégia az egyik legelterjedtebb és leggyakrabban vizsgált tőzsdei stratégia. A nemzetközi és a magyar piacokon elvégzett kutatások eredményei megmutatták, hogy a momentum – azaz a részvények múltbeli teljesítménye – szignifikánsan képes előre jelezni a következő időszak várható hozamát. Számos lehetséges magyarázat között a momentumstratégia jövedelmezőségének egyik jelentős magyarázata a viselkedési tudományokra épít. A tanulmány célja a részvények hozamának előrejelzésére használt momentumstratégia vizsgálata a magyar tőkepiacra a gazdasági várakozások alakulásának függvényében. Ha a momentumstratégia jövedelmezősége valóban az emberi viselkedés miatt van jelen, akkor a túlzottan pozitív gazdasági várakozások esetén erősebb hatás várható a stratégiától.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: G11, G12.

Az empirikus eszközárzás napjaink pénzügyi kutatásainak egyik rendkívül népszerű témája. A tanulmányban a momentumtényezőt vizsgáljuk Magyarországon a gazdaság jövőjébe vetett bizalom tükrében. A jövőbeli hozamok magyarázatára használt tényezők közül a négy nagymértékben elfogadott: a piaci  $\beta$ , a piaci méret, valamint a piaci méret és a könyv szerinti érték hányadosa, illetve a momentum (Carhart [1997]). A momentumot a vizsgált hónap előtti 12. hónap és 2. hónap közötti időszak hozamaként definiáljuk Jegadeesh–Titman [1993] alapján. A momentumhatás azt mutatja meg, hogy azon részvényeknek várhatóan emelkedni fog az árfolyamuk, amelyeknek eddig is emelkedett, és várhatóan esni fog azoknak a részvényeknek az árfolyama, amelyeknek eddig is csökkent. A múltban jól teljesítő részvények hozamai a következő időszakban átlagosan 1 százalékos havi többlethozammal felülmúlják a múltban gyengén teljesítő részvények hozamait az amerikai piacokon (Jegadeesh–Titman

\* A tanulmány alapjául szolgáló kutatást az Innovációs és Technológiai Minisztérium által meghirdetett Felsőoktatási Intézményi Kiválósági Program támogatta, a kutatás a Budapesti Corvinus Egyetem Pénzügyi és Lakossági Szolgáltatások tématerületi programja (NKFIH-1163-10/2019) keretében zajlott.

Csillag Balázs, Budapesti Corvinus Egyetem.

Neszveda Gábor, Budapesti Corvinus Egyetem (e-mail: gabor.neszveda@uni-corvinus.hu).

A kézirat első változata 2020. május 11-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2020.11.1093>

[1993]). *Mérő és szerzőtársai* [2019] által a magyar piacon elvégzett kutatás eredményei alapján látható, hogy a momentumhatás a hazai piacon is szignifikánsan képes megmagyarázni a jövőbeli hozamokat. Ezt az eredményt az itt elvégzett tesztek is alátámasztják. A momentumhatás tehát egy létező piaci anomália, amelyre a pénzügyi kutatások régóta keresik a választ. A szakirodalom a befektetői irracionálisra építve különböző magatartási modellekkel is magyarázta a jelenséget (*Daniel és szerzőtársai* [1998]). *Barberis és szerzőtársai* [1998] a momentum létezését a hírek jelentőségének alulértékelésével magyarázza. A kisbefektetők alulreagálnak a folyamatosan, kisebb mennyiségben érkező hírekre, ami a hírek árra gyakorolt hatását rövid távon csökkenti, hosszú távon viszont erősíti (*Da és szerzőtársai* [2014]).

A fentiek miatt a momentumhatás szignifikanciáját teszteljük a fogyasztói bizalom függvényében. A gazdasági várakozások reprezentálására a fogyasztói bizalmi indexet (*Consumer Confidence Index, CCI*) használjuk (*OECD* [2020a]). A magas fogyasztói bizalom új kisbefektetőket vonzhat, és irracionálisan pozitív hangulatot teremthet, ami táptalaja lehet a félrearázásoknak, így akár a momentumstratégia sikerességének is. Kutatásunkban teszteljük, hogy tényleg erősebb lesz-e a momentumhatás a magas fogyasztói bizalom esetében. Megvizsgáljuk, hogy azokban a hónapokban, amikor a bizalmi indexek értéke 100 alatti, illetve 100 feletti volt, mennyire volt képes az általunk vizsgált tényező szignifikánsan megmagyarázni a jövőbeli hozamokat. A vizsgált időszakban a fogyasztói bizalom indexének átlaga (100,1545) és mediánja (100,3769) (lásd később a 2. táblázatban) is 100 körül volt, ezért választottuk a fenti értéket a vizsgálat tárgyának. Ezeket a felvetéseket egyváltozós sorba rendezés segítségével teszteljük, egyenlő, illetve piaci súlyozású portfóliók esetében is, és Fama–MacBeth-féle regressziók segítségével is megvizsgáljuk a faktor magyarázó erejét (*Fama–MacBeth* [1973]). Azt találtuk, hogy magas fogyasztói bizalom mellett a momentumfaktor szignifikáns volt, azonban az alacsony fogyasztói bizalommal jellemezhető hónapokban nem volt sikeres a momentumstratégia. A jelenségnek oka lehet, hogy amikor a fogyasztók úgy gondolják, hogy konjunktúra várható, alapvetően optimista hangulat jellemzi a piacot, ami miatt sok kisbefektető jelenhet meg, ami erősebb anomáliákhoz vezetve erősíti a pszichológiai hatások erejét.

Ezek után a kapott eredmények robusztus vizsgálatához a fenti kérdést az üzleti bizalmi indexen (*Business Confidence Index, BCI*) keresztül is megvizsgáltuk (*OECD* [2020b]), így alternatív magyarázatot adva a korábban levont következtetésekre. Eredményeink azt sugallják, hogy a momentumhatást nem kizárólag a kisbefektetők jelenléte, hanem az általános pozitív hangulat generálja jobban, míg a gazdaság jövőjét illetően pesszimistább időszakokban nem figyelhető meg a jelenség.

## Szakirodalmi áttekintés

A következőkben áttekintjük azokat a legfontosabb kutatási eredményeket, amelyek a fogyasztói bizalom és a részvényhozamok magyarázatára vonatkoznak. A fogyasztói bizalmi index átfogó képet ad arról, hogy a fogyasztók hogyan ítélik meg a gazdaság, illetve saját háztartásuk általános helyzetét, emiatt az index értéke egy ország

gazdasági fejlődésének szempontjából meghatározó jelentőségű. A háztartások kiadásai általában a bruttó hazai termék 60 százalékát teszik ki (OECD [2020a] *Household spending indicator*), ezért a fogyasztók bizalmának folyamatos értékelése és befolyásolása a kormányok kiemelkedő fontosságú feladata. A fogyasztói bizalmi index és a részvényhozamok kapcsolatát sok kutató számtalan módon vizsgálta.

A tőzsdei teljesítmény, illetve a fogyasztói bizalom vizsgálatában az ezredforduló környéken vetették fel a kutatások, hogy a részvénytőzsdák jó teljesítménye pozitív hatással lehet a fogyasztók jövőbeli gazdasági várakozásaira, ami pozitív hatással van a fogyasztásokra. Ez utóbbi kapcsolatot több kutatás is alátámasztja. Az amerikai (Carrol és szerzőtársai [1994], Bram–Ludvigson [1998]), illetve az európai piacra elvégzett (Nahuis [2000]) kutatások is bebizonyították, hogy a fogyasztói hangulat javulása rövid távon ösztönzi a fogyasztás növekedését. A magasabb részvényárfolyamoknak a bizalmon keresztül a fogyasztásra kifejtett pozitív hatása mögött két ok állhat. Egyik ok a közvetlen kapcsolat a magasabb részvényárfolyamok, illetve a nagyobb vagyon (és az ezáltal okozott fogyasztói optimizmus) között. Ez a hatás azonban Európában, ahol a háztartások kisebb hányada fektet be a részvénytőzsdákra, kevésbé fontos. A másik ok lehet, hogy a magas részvényárfolyamokat az elemzők a kedvező jövőbeli gazdasági helyzet jeleként értékelik. Így a részvényárfolyamok befolyásolhatják a fogyasztók magatartását, függetlenül attól, hogy befektetnek-e a tőzsdén, vagy sem. A tőkeérték változása és a fogyasztói érzékenység egymással korrelálnak, illetve a részvényárfolyamok növekedése kis késéssel növeli a fogyasztói bizalom értékét (Otoo [1999]). A magas fogyasztói bizalom erősen összefügg a jövőbeli reál-GDP-növekedéssel, míg az alacsony fogyasztói bizalom növeli a gazdasági recesszió valószínűségét (Howrey [2001]). Sum [2014] 31 ország (többek között Magyarország) piacán elvégzett elemzései megmutatták, hogy az üzleti és a fogyasztói bizalom egyaránt pozitív hatással van a tőzsdei hozamokra, de a fogyasztói bizalom változása erősebb hatást gyakorol a részvényhozamokra, mint az üzleti bizalom változása.

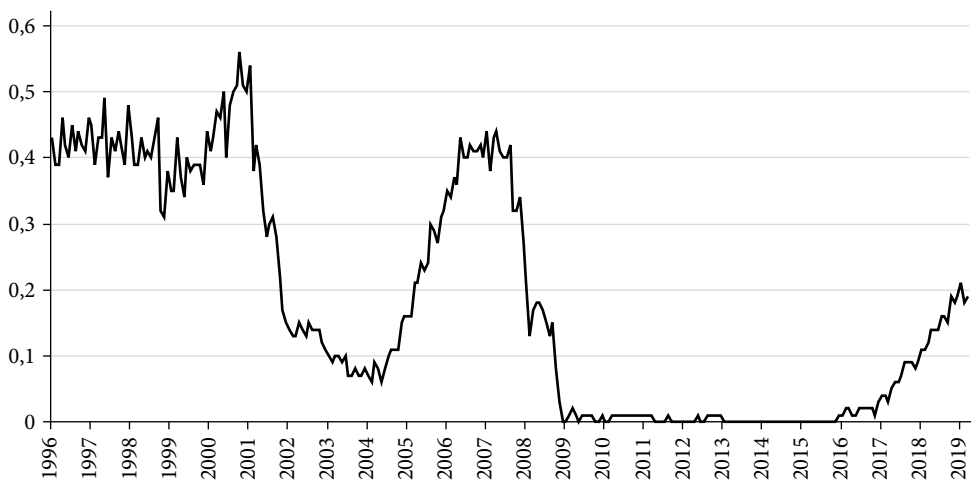
Baker–Wurgler [2006] kutatása a befektetői érzelmek (*investor sentiment*) árfolyamra gyakorolt hatására összpontosít. A gyakorlatban azokkal az értékpapírokkal, amelyeknek az értékét nehéz megbecsülni, bonyolultan valósítható meg arbitrázs kereskedés. Emiatt a befektetői érzelmekre leginkább azoknak a vállalatoknak a részvényei lesznek érzékenyek, amelyeknek nehéz megállapítani az értékét. Ilyenek lehetnek az olyan vállalatok részvényei, amelyek nemrég alakultak, kisebb méretűek, volatilisabbak, nem jövedelmezők, nem fizetnek osztalékot, nehéz gazdasági helyzetbe jutottak, rendkívüli növekedési potenciállal vagy ehhez hasonló jellemzőkkel rendelkeznek. Ezzel szemben a „kötvényszerű” (*bond-like*) részvényeket kevésbé fogja irányítani a befektetői érzelmek változása. Például egy fiatal, jelenleg nem jövedelmező, de kedvező kilátású cég esetében a múltbeli adatok hiánya, illetve a bizonytalan jövő kombinációja miatt a befektetői érzelmeknek sokkal nagyobb hatása lehet. Ezzel szemben egy olyan vállalat esetében, amelynek múltbeli adatai léteznek, rendelkezik eszközökkel, stabilan fizet osztalékot, sokkal kevésbé van szükség szubjektív értékelésre, így valószínűleg ez a részvény kevésbé lesz érzékeny a befektetői érzelmekre (Baker–Wurgler [2006]).

## Az adatok bemutatása

Az elemzéshez a Thomson Reuters Eikon adatbázisából a Budapesti Értéktőzsdén kereskedett részvényekre vonatkozó adatokat használtuk. A vizsgált idősor az 1996-tól 2019-ig terjedő időszakot öleli fel. Csak a klasszikus értelemben vett részvényekkel (*common shares*) foglalkozunk, egyéb termékek a mintában nem szerepelnek. A mintánkban a mai napig kereskedett részvényeken (*active*) kívül a már kivezetett részvények is benne vannak. Ennek oka, hogy egyrészt így elkerülhető a túlélési torzítás (*survival bias*) (Shumway [1997]), amely miatt a megfigyelés a valóságnál pozitívabb lenne, hiszen csak azokat a vállalatokat venné figyelembe, amelyek túléltek a vizsgált időszakot. Másrészt a vizsgálatunkban egy olyan kereskedési stratégiát modellezünk, amely a  $t$ -edik időpontban elérhető adatok alapján megvalósítható volt. Természetesen a  $t$ -edik időpontban nem tudhattuk, hogy egy adott részvényt például a  $t + i$ -edik időpontban kivezetnek a tőzsdéről, ezért indokolt az aktív részvényeken kívül a kivezetett részvények vizsgálata is a múltban. A mintánkban csak az elsődleges (*quote: primary*) és magas besorolású (*security: major*) részvények szerepelnek. A tanulmányban kockázatmentes hozamként, Fama–French [2004] modelljét követve, az Egyesült Államok egy hónapos kincstárjegyeinek (*Treasury-bill*) hozamát tekintjük (1. ábra). Az ehhez tartozó leíró statisztikát az 1. táblázat tartalmazza.

### 1. ábra

Az Egyesült Államok egy hónapos kincstárjegyeinek hozama (1996. január–2018. december)



Forrás: Kenneth French honlapja ([https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html)).

A részvényekre vonatkozóan öt változót vizsgáltunk, amelyek közül a KORRIGÁLATLAN ÁR (*unadjusted price*), a KERESKEDÉSI VOLUMEN (*turnover by volume*), a TELJES HOZAM INDEXE (*total return index*) változók a Datastream adatbázisból, a RÉSZVÉNYSZÁM (*common shares outstanding*) és az EGY RÉSZVÉNYRE JUTÓ KÖNYV SZERINTI ÉRTÉK (*book value per share*) adatok pedig a Worldscope adatbázisból származnak.

## 1. táblázat

Az amerikai egy hónapos kincstárjegyek hozamának percentilisei, átlaga, szórása és varianciája (1996. január–2018. december)

Percentilis	Érték
1.	0,00
5.	0,00
10.	0,00
25.	0,01
50.	0,13
75.	0,38
90.	0,43
95.	0,46
99.	0,51
Leíró statisztika	
Átlag	0,18036
Standard szórás	0,17601
Variancia	0,03098

A KORRIGÁLATLAN ÁR a részvény záró árfolyamát adja meg az adott időpontra vonatkozóan, amit utólagosan nem korrigáltunk. Ez a szám tehát a nap folyamán rögzített tényleges árakat reprezentálja. A KERESKEDÉSI VOLUMEN (*turnover by volume*) ezerben kifejezve az adott időszakra vonatkozóan mutatja meg, hogy hány részvény cserélt gazdát. A TELJES HOZAM INDEXE egy adott részvény 100-ról induló elméleti érték-növekedését adja meg adott időszakra vonatkozóan, feltéve, hogy az osztalékokból az osztalékfizetés után érvényes áron (*ex-divident date*) újra részvényeket vásárolnak. A teljes hozam indexe így korrigálja a részvényfelosztás (*split*), illetve az osztalékfizetés okozta árfolyamváltozásokat. A RÉSZVÉNYSZÁM (*common shares outstanding*) a vállalat év végén forgalomban lévő részvényeinek számát mutatja meg. Az összes kibocsátott részvény és a vállalat saját részvényeinek különbsége. A RÉSZVÉNYEN-KÉNTI KÖNYV SZERINTI ÉRTÉK (*book value per share*) a vállalat egy részvényre jutó könyv szerinti értékét mutatja az adott pénzügyi év végén. A könyv szerinti érték a vállalati vagyontárgyak nettó értéke (ingatlan, eszközök stb.). A cég mérlegében szereplő eszközeinek tulajdonosokat illető hányada.

Így az adatbázisunkban tisztítás előtt 28 548 megfigyelés található. A vizsgálatunkban dollárban kifejezett értékeket használunk. Az adatbázisból letöltött adatok segítségével további fontos mutatókat tudunk létrehozni. A piaci értéket a részvénytársam és az ár szorzatának logaritmizálásával kapjuk meg. Ebből létrehozható a KÖNYV SZERINTI ÉRTÉK ÉS A PIACI ÉRTÉK HÁNYADOSA (*book to market ratio, B/M*). Ennek jelentése, hogy az adott vállalat vagyontárgyainak értéke (jövőbeli érték nem szerepel) hogyan aránylik a piaci értékéhez. Túlárzottságot sejtet, ha a hányados alacsony, mert ekkor a piaci érték jóval nagyobb, mint a vállalat könyv szerinti értéke. Ezzel

szemben, ha a mutató nagyon magas, azaz a könyv szerinti érték jóval magasabb, mint a piaci érték, akkor lehetséges, hogy a vállalat akár csődeljárás alatt van, vagy esetleg alulértékelt. A havonkénti hozamot a következőképpen számoltuk ki:

$$R_{t+1} = \frac{\text{total return index}_{t+1}}{\text{total return index}_t} - 1. \quad (1)$$

Ezekén kívül létrehoztunk egy LIKVIDITÁSI MUTATÓT (*turnover*) is, amelyet a kereskedési volumen és a részvénytársak hányadosaként definiáltunk. Ez azt mutatja, hogy a részvények hány százaléka cserél gazdát egy hónapban, az adott részvényt milyen könnyen tudják eladni. Minél kisebb ez a szám, annál kevésbé likvid az adott részvény. Ez a mutató azért fontos, mert a befektetők illikviditási felárat (*premium*) várnak el attól a részvénytől, amely nehezen forgatható. A piaci  $\beta$ -t a napi adatokon kiszámolt értéként kapjuk meg.

A tanulmányban azt vizsgáljuk, hogy a momentum (MOM) változó mennyire jól jelzi előre a várható hozamokat, és azt teszteljük, hogy e tényező statisztikai szignifikanciája hogyan változik a fogyasztói bizalmi index (*Consumer Confidence Index, CCI*), az üzleti bizalmi index (*Business Confidence Index, BCI*) bizonyos szintjei mellett. A két mutatót a többi adathoz képest két hónappal késleltettük, mivel az indexeket nem a befektetők által figyelt hírként értékeljük, hanem a piaci hangulat leírására használjuk, amit akár már maguk a befektetők is fel tudnak mérni. A bizalmi indexek magas értékei mellett valószínűleg sok kisbefektető is megjelenik a piacon, így több irracionális döntés is születhet, aminek eredményeképpen nagy az esélye a félrearázásoknak. A késleltetett piaci hangulat leírására használt indikátorok így megmutatják, hogy mennyire racionális a hangulat, annak ellenére, hogy a befektetők mindig a legfrissebb adatok figyelembevételével hozzák meg döntéseiket, és már képesek jól felmérni, hogy éppen milyen a piaci hangulat.

A momentumot *Jegadeesh–Titman* [1993] alapján a vizsgált hónap előtti 12. hónap és 2. hónap közötti időszak hozamaként definiáljuk. A nemzetközi, illetve a magyar piacon végzett kutatások eredményei megmutatták, hogy várhatóan azon részvények árfolyama emelkedik, amelyeknek eddig is emelkedett, és várhatóan esni fog azon részvények árfolyama, amelyeknek eddig is csökkent (*Jegadeesh–Titman* [1993], *Mérő és szerzőtársai* [2019]).

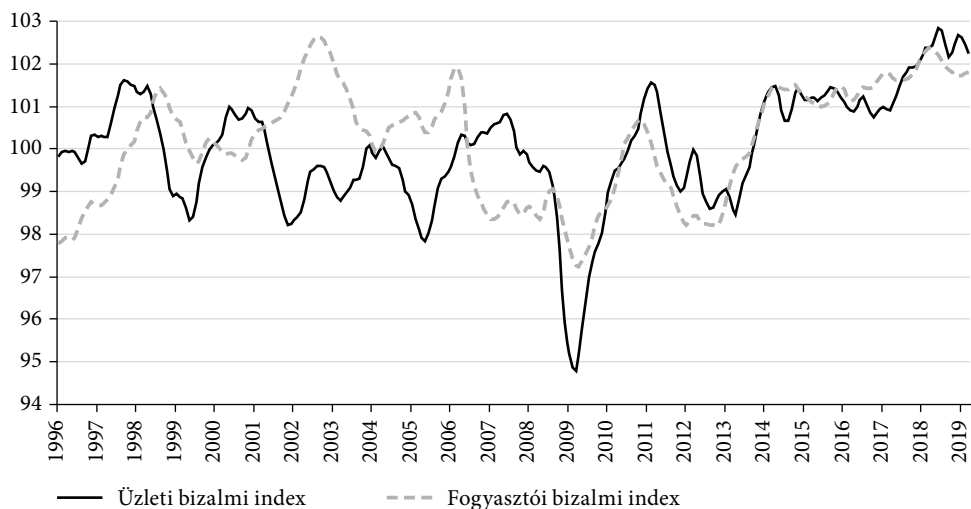
A kutatáshoz használt adatokat (BCI, CCI) az OECD honlapjáról töltöttük le (*OECD* [2020a], [2020b]). A fogyasztói bizalmi index egy indikátor, amely a fogyasztók/háztartások reprezentatív mintájának megkérdezésén alapszik. A megkérdezettek értékelik, hogy miként látják a saját, illetve a nemzetgazdaság anyagi helyzetét és jövőbeli kilátásait. A kérdőíves felmérés során különböző kérdéscsoportokra adott válaszok alapján hozzák létre a fogyasztói bizalmi index értékét, és ezen keresztül mutatják meg a háztartások fogyasztásának, illetve megtakarításának jövőbeli alakulását. Ha a mutató értéke 100 felett van, az azt jelzi, hogy a fogyasztók bíznak abban, hogy a jövőben kedvező lesz a gazdasági helyzet, ami miatt kevesebbet takarítanak meg, és inkább hajlandók nagy összegű vásárlásokra pénzt fordítani a következő 12 hónapban. Ezzel szemben a 100 alatti érték a fogyasztók negatív várakozását mutatja a gazdaság jövőjével kapcsolatban, ami

miatt valószínű, hogy kevesebbet fogyasztanak, jobban figyelik a kiadásait, és többet takarítanak meg.

A 2. ábrán az üzleti bizalmi index (*Business Confidence Index, BCI*) értékeit is feltüntettük. Ez a mutató információkat szolgáltat a jövőbeni gazdasági fejlődésről az ipari szektor termelésének növekedése, a megrendelések és a késztermékek készleteinek alakulásáról készített közvélemény-kutatások alapján. Az index használható a termelés növekedésének nyomon követésére, illetve a gazdaság fordulópontjainak előrejelzésére. A mutató 100 feletti értékei növekvő bizalmat jeleznek a közeljövő üzleti teljesítményét illetően, míg a 100 alatti értékek a jövőbeli teljesítmény pesszimista megítélését tükrözik. A két indexhez tartozó leíró statisztikát a 2. és a 3. táblázat tartalmazza.

## 2. ábra

A fogyasztói bizalmi index és az üzleti bizalmi index alakulása (1996. január–2018. december)



Forrás: OECD [2020a], [2020b].

A mintánkból elhagytuk azokat a megfigyeléseket, amelyeknél hiányzott akármelyik fontos változó értéke, azaz a méret, a hozam, a likviditási mutató, a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa ( $B/M$ ), a piaci  $\beta$ , a momentum vagy a CCI, BCI indexek akármelyike. Mivel az indexeket (CCI, BCI) egységesen két hónappal késleltettük, és az üzleti bizalmi index értékei csak 1996 januárjától elérhetők, ezért a tisztítás során 1996 első két hónapját is elhagytuk az adatokból. A potenciális adathibák okozta zaj csökkentése érdekében üresnek kezeljük a minta azon elemeit, amelyek havi 200 százaléknál magasabb hozamot értek el (követve például *Nartea és szerzőtársai* [2017] tanulmányát), illetve ahol a teljes hozam indexének értéke kisebb, mint 0,01. Ezekkel a módosításokkal kezeljük a kiugró értékeket, amelyek sok esetben hibás adatnak köszönhetők, és erősen befolyásolhatják az eredményt. Minden hónapban töröltük a legkevesbé likvid részvényeket (a likviditási mutató alapján az alsó 10 százalék), mert ezen megfigyelések pénzügyi jelentősége megkérdőjelezhető. Ugyanezen

*2. táblázat*

A fogyasztói bizalmi index értékének percentilisei, átlaga, szórása és varianciája, Magyarország, 1996. január–2018. december

Percentilis	Érték
1.	97,3653
5.	98,1758
10.	98,3382
25.	98,8930
50.	100,3769
75.	101,2499
90.	101,7562
95.	102,1352
99.	102,5694
Leíró statisztika	
Átlag	100,1545
Standard szórás	1,3172
Variancia	1,7351

*Forrás: OECD [2000a].*

*3. táblázat*

Az üzleti bizalmi index értékének percentilisei, átlaga, szórása és varianciája, Magyarország, 1996. január–2018. december

Percentilis	Érték
1.	95,1289
5.	97,7745
10.	98,4411
25.	99,0871
50.	99,9432
75.	100,9095
90.	101,4358
95.	101,9055
99.	102,6624
Leíró statisztika	
Átlag	99,9054
Standard szórás	1,3693
Variancia	1,8749

*Forrás: OECD [2000b].*



ok miatt elhagytuk azokat a részvényeket, amelyeknek egy hónapban nincs legalább öt kereskedési adata. Ezenkívül – a statisztikai tesztek elvégezhetősége és megbízhatósága miatt – töröltük a mintánkból azokat a hónapokat, amelyeknek az adott hónapban 10-nél kevesebb megfigyelése van. Ennél több tisztítást nem végeztünk az adatbázison, hogy ne veszítsünk több adatot. A momentum létrehozásához legalább 12 hónapnyi adatra van szükségünk, így az adatbázis első egy évét automatikusan töröltük. Az adatok 1996. március és 2018. december (274 hónap) közötti időszakra vonatkoznak. A tisztítás után 6882 megfigyelésünk maradt a mintában, ami átlagosan 25 körüli havi részvényt számot jelent.

## A momentumfaktor vizsgálata

A következőkben az egyváltozós sorba rendezés és a Fama–MacBeth-féle regressziók segítségével megvizsgáljuk, hogy az 1996 és 2018 közötti időszakban mennyire volt sikeres a momentumra épülő kereskedési stratégia.

### *Egyváltozós sorba rendezés*

Az egyváltozós sorba rendezés egyenlő, illetve piaci értékkel súlyozott portfóliók esetében érvényes eredményeit az alábbi táblázatokban ismertetjük. Megvizsgáltuk, hogy a piaci  $\beta$ , a piaci méret, a piaci méret és a könyv szerinti érték hányadosa ( $B/M$ ), illetve a momentumfaktor ( $MOM$ ) szignifikanciája miként alakul a vizsgált időszak egészében.

A 274 hónapra vonatkozó eredményeket a 4. táblázatban közöltük. A piaci bétákra ( $\beta$ ) vonatkozóan rögtön látható, hogy nem teljesül a tőkepiaci eszközárzási modell (*Capital Asset Pricing Model*, *CAMP*) azon következtetése, miszerint a magasabb  $\beta$ -értékkel rendelkező részvényekből képzett piaci portfólió szignifikánsan magasabb hozamot eredményez, mint az alacsony  $\beta$ -értékű részvényekből képzett portfólió. Ez alátámasztja a *Fama–French* [2004] által bemutatott empirikus vizsgálatot, amely szerint a  $\beta$  magyarázó ereje gyenge. Ennek oka lehet a piaci  $\beta$  nehéz mérhetősége is (*Roll* [1977]). A súlyozástól függetlenül a legnagyobb és a legkisebb piaci méretű portfólió hozamkülönbsége nem szignifikáns, ezt mutatják a hozzá tartozó  $p$ -értékek is. A harmadik tényező, a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa ( $B/M$ ) szerint képzett portfóliók esetében egyenlő súlyozás mellett –0,23 százalékos, piaci súlyozásnál pedig 0,19 százalékos hozamkülönbséget kapunk. Ez az eredmény nem tekinthető szignifikánsnak.

Ha a portfólióban szereplő részvényeket egyenlően súlyozzuk, a momentumhatás alapján az elmúlt egy év nyerteseiből képzett portfólió hozama 2,23 százalék, a vesztesékből képzett portfólió hozama 0,46 százalék. Az így kapott hozamkülönbség (1,78 százalék) és a hozzá tartozó  $p$ -érték (0,0019) alapján 1 százalékos szinten szignifikáns. A *Newey–West*-féle korrigált  $t$ -értékhez tartozó  $p$ -érték (0,003) szerint 1 százalékos szinten is szignifikáns a hozamkülönbség (*Newey–West* [1987]). A portfóliókban az egyes részvényeket a piaci értéküknek megfelelő súllyal szerepeltetve, a momentumfaktor

## 4. táblázat

A részvényportfóliók hozamai piaci  $\beta$ , méret, B/M és a MOM szerint rendezve, egyenlő és piaci súlyozású portfóliók esetében, teljes időszak (274 hónap)

Tercilis	$\beta$	Méret	B/M	MOM
EGYENLŐ SÚLYOZÁS – átlagos hozam (A)				
1.	0,0124735	0,0125418	0,0158019	0,0045648
2.	0,0122181	0,009375	0,0094708	0,0118188
3.	0,0126746	0,0168886	0,0135395	0,0222829
3.–1.	0,0002011	0,0043468	–0,0022625	0,0177181
$t$ -érték	0,0410 (0,04)	0,7640 (0,7628)	–0,4598 (–0,46)	3,1406 (2,96)
$p$ -érték	0,9673 (0,969)	0,4455 (0,452)	0,6460 (0,649)	0,0019*** (0,003)
EGYENLŐ SÚLYOZÁS – átlagos érték (B)				
1.	–0,5105511	8,830213	–2,253744	–0,2757786
2.	0,3803807	11,44845	–0,3267208	0,1337604
3.	1,285486	14,8641	0,8013776	1,066518
PIACI SÚLYOZÁS				
PIACI SÚLYOZÁS – átlagos hozam (C)				
1.	0,0115675	0,0108841	0,0197886	0,0064115
2.	0,0182615	0,0101019	0,0084006	0,0141551
3.	0,0163256	0,0169021	0,0217059	0,0237909
3.–1.	0,004758	0,006018	0,0019173	0,0173794
$t$ -érték	0,9749 (0,84)	1,0488 (1,05)	0,3803 (0,31)	3,0030 (3,18)
$p$ -érték	0,3305 (0,401)	0,2952 (0,294)	0,7040 (0,759)	0,0029*** (0,002)
PIACI SÚLYOZÁS – átlagos érték (D)				
1.	–0,5105511	8,830213	–2,253744	–0,2757786
2.	0,3803807	11,44845	–0,3267208	0,1337604
3.	1,285486	14,8641	0,8013776	1,066518

Megjegyzés: a Newey–West-féle korrigált  $t$ -statisztikák eredményeit, illetve az ehhez tartozó  $p$ -értéket zárójelben közöltük. A csillagokkal jelzett szignifikanciaszint az egyszerű  $t$ -statisztikához tartozó  $p$ -értékre vonatkozik.

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Forrás: saját számítás.

továbbra is 1 százalékos szignifikanciaszinten képes előre jelezni a hozamokat. A nagy momentumértékű portfólió hozama 2,38 százalék, a faktor szerint kis értékű részvények hozama 0,64 százalék. Az így kapott 1,74 százalékos hozamkülönbség a Newey–West-féle korrigált  $t$ -értékhez tartozó  $p$ -érték (0,002) szerint is szignifikáns 1 százalékon.

*Fama–MacBeth-féle regresszió*

A Fama–Macbeth-féle regressziós próba célja (Fama–MacBeth [1973]), hogy megvizsgáljuk egy faktor hatását egy adott portfólió vagy részvény hozamára, azaz a hozzájuk kapcsolódó kockázati prémiumot az ezen faktoroknak való kitettséggel tudjuk megmagyarázni. A próba annak eldöntésére szolgál, hogy az új faktor nem egy már meglévő faktor hatását ragadja-e meg, csak más megközelítésben (5. táblázat).

*5. táblázat*

A részvényszintű Fama–MacBeth-féle regressziók, teljes időszak (274 hónap)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\beta$						
Átlagos hozam	0,0008951				–0,003324	–0,002368
<i>t</i> -érték	0,3039 (0,34)				–1,0206 (–1,07)	–0,7737 (–0,75)
<i>p</i> -érték	0,7615 (0,738)				0,3083 (0,283)	0,4398 (0,453)
Méret						
Átlagos hozam		0,000842			0,0040842	0,0031411
<i>t</i> -érték		0,9292 (1,00)			3,2024 (2,57)	2,5137 (2,25)
<i>p</i> -érték		0,3536 (0,318)			0,0015 (0,011)***	0,0125 (0,026)**
B/M						
Átlagos hozam			–0,0008014		0,0042705	0,0038882
<i>t</i> -érték			–0,4983 (–0,55)		2,1708 (1,65)	1,9430 (1,74)
<i>p</i> -érték			0,6186 (0,580)		0,0308 (0,1)**	0,0530 (0,083)*
MOM						
Átlagos hozam				0,0146046		0,0178812
<i>t</i> -érték				1,9810 (1,93)		2,5300 (2,36)
<i>p</i> -érték				0,0486 (0,055)**		0,0120 (0,019)**

*Megjegyzés:* a Newey–West-féle korrigált *t*-statisztikák eredményeit, illetve az ehhez tartozó *p*-értéket zárójelben közöltük. A csillagokkal jelzett szignifikanciaszint az egyszerű *t*-statisztikához tartozó *p*-értékre vonatkozik.

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

*Forrás:* saját számítás.

Amennyiben a regresszióban a momentumot egyedül szerepeltetjük [(4) modell], 0,0146-os koefficienset kapunk, ami a hozzá tartozó *p*-érték (0,0486) alapján

5 százalékos szignifikanciaszint mellett különbözik nullától. Ha a Fama–MacBeth-féle regresszióban az összes tényezőt egyszerre szerepeltetjük [(6) modell], akkor a momentum szignifikanciája tovább erősödik ugyan ( $p$ -érték 0,0120), de továbbra is 5 százalékos szint mellett lesz szignifikáns. Ebben az esetben az együttható értéke 0,0179 volt. Az 5. táblázatban bemutatott eredményeken látszik, hogy a Fama–MacBeth-féle regresszió esetén más tényezők is szignifikánsak lettek. Ezek vizsgálata és értelmezése túlmutat ezen tanulmány keretein, ezért ezzel az írásban nem foglalkozunk. A piaci  $\beta$ , piaci méret, valamint a könyv szerinti érték és a piaci méret hányadosa tényezők vizsgálata további kutatások alapja lehet.

Ezek az eredmények összhangban vannak *Mérő és szerzőtársai* [2019] eredményeivel, amelyek szerint a momentumhatás magyarázó ereje szignifikáns a magyar piacon. Ezt az eredményt tehát az általunk elvégzett vizsgálatok is alátámasztják. Ez alapján indokolt a momentumtényező szignifikanciájának vizsgálata a fogyasztók gazdaságba vetett bizalmának tükrében.

## A fogyasztói bizalom hatása a momentum szignifikanciájára

Az előzőkben megmutattuk, hogy a momentumstratégia a magyar piacon is nullától szignifikánsan eltérő hozamot eredményez. A pénzügyi kutatások a momentumtényezőt azzal magyarázzák, hogy a hírek nem azonnal épülnek bele a részvényárfolyamokba, ezért a megjelenésük utáni időszakokban is kifejtethetik a hatásukat (*Barberis és szerzőtársai* [1998]). A momentumjelenségen vizsgálhatjuk egy adott hír terjedésének sebességét, azaz hogy mennyi időre van szükség, hogy egy részvénnel kapcsolatos változás beépüljön a kisbefektetők véleményébe. A következőkben azt vizsgáljuk, hogy a momentumhatás mennyiben köszönhető a fogyasztók gazdaság jövőjével kapcsolatos várakozásainak. Ennek vizsgálatához a fogyasztói bizalmi indexet használjuk (*OECD* [2020a]). Ha az index értéke 100 alatt van, az azt jelenti, hogy a fogyasztók negatívan ítélik meg a gazdaság jövőjét, többet takarítanak meg, és nagyobb kiadásait elhalasztják. Abban az esetben, amikor az index 100 feletti értéket vett fel, a fogyasztók pozitívan értékelik a gazdaság jövőjét, kevesebbet takarítanak meg, és inkább hajlandók nagy összegű vásárlásokra pénzt fordítani a következő 12 hónapban.

### *Egyváltozós sorba rendezés egyenlően súlyozott portfóliók esetén*

A 6. táblázatban mutatjuk be a fogyasztói bizalom hatását a momentumra egyváltozós sorba rendezés esetén. A vizsgált időszakban 115 hónapban az index értéke 100 alatt volt, és 159 hónapban 100 felett. A táblázatokban a többi tényező: a piaci  $\beta$ , a piaci méret, valamint a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa (B/M) tesztelésének eredményeit is közöljük. Ezen tanulmány keretein belül azonban ezeket nem elemezzük részletesen.

Az (1) és (2) oszlopban bemutatjuk, hogy miként változik a tényezők szignifikanciája, ha azt az időszakot tekintjük, amikor a mutató értéke 100 felett volt, tehát kihagyjuk

## 6. táblázat

A részvényportfóliók hozamai piaci  $\beta$ , méret, B/M és a MOM szerint rendezve, egyenlő súlyozású portfóliók esetében, a fogyasztói bizalmi index átlag feletti és átlag alatti értékei mellett

Tercilis	CCI > 100 (159 hónap)		CCI < 100 (115 hónap)	
	átlagos hozam (1)	átlagos érték (2)	átlagos hozam (3)	átlagos érték (4)
$\beta$				
1.	0,0142448	-0,6154337	0,0100244	-0,3655395
2.	0,0151233	0,3714382	0,0082014	0,3927446
3.	0,0191656	1,348584	0,0037001	1,198247
3.-1.	0,0049207		-0,0063243	
$t$ -érték	0,7181		-0,9262	
$p$ -érték	0,4738		0,3563	
Méret				
1.	0,020981	8,795971	0,0008737	8,877556
2.	0,0125663	11,3823	0,0049628	11,5399
3.	0,0172133	14,84925	0,0164397	14,88462
3.-1.	-0,0037677		0,015566	
$t$ -érték	-0,5485		1,6197	
$p$ -érték	0,5841		0,1081	
B/M				
1.	0,0201847	-2,132202	0,0097424	-2,421789
2.	0,0137511	-0,2340867	0,0035529	-0,4547974
3.	0,0161592	0,7407212	0,0099174	0,8852415
3.-1.	-0,0040255		0,000175	
$t$ -érték	-0,6194		0,0232	
$p$ -érték	0,5365		0,9816	
MOM				
1.	0,0102922	-0,27911	-0,0033539	-0,2711725
2.	0,010863	0,0781332	0,0131402	0,210671
3.	0,0317769	1,205678	0,0091565	0,8741142
3.-1.	0,0214847		0,0125104	
$t$ -érték	3,0570		1,3448	
$p$ -érték	0,0026***		0,1814	

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Forrás: saját számítás.

a vizsgálatból azt a 115 hónapot, amikor a fogyasztói bizalmi index 100 alatti értéket vett fel. A piaci  $\beta$ , a piaci méret, illetve a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa (B/M) továbbra sem rendelkezik szignifikáns magyarázó erővel. A momentumtényező magas értéke alapján képzett portfólió hozama 3,12 százalék, míg az alacsony értéke alapján képzett portfólió hozama 1,03 százalék. Az így realizált hozamkülönbség 2,15 százalék, ami 1 százalékon szignifikáns eredménynek számít. A momentumtényező alapján képzett kereskedési stratégia tehát szignifikánsan nullától különböző hozamot eredményez, ha a fogyasztói bizalmi index értéke magas.

A (3) és (4) oszlopban foglaltuk össze a tesztelés eredményeit abban az esetben, amikor azokat a hónapokat vizsgáltuk, amikor a fogyasztói bizalmi index 100 alatti volt – azaz a fogyasztók negatívan ítélték meg a gazdaság jövőjét –, egyik tényező sem szignifikáns. Ebben az esetben elveszítette szignifikanciáját a momentumtényező is (amely szignifikáns volt a teljes időszakot vizsgálva, illetve amikor azokat a hónapokat vizsgáltuk, amikor a fogyasztói bizalmi index értéke 100 feletti volt). Ezeket a hónapokat vizsgálva, mind a magas momentumértékű, mind az alacsony momentumértékű részvényekből képzett portfólió hozama csökken. Az utóbbi 1,03 százalékról –0,34 százalékra csökkent, azaz azok a cégek, amelyek alacsony momentumértékkel rendelkeznek, negatív hozamot generáltak azokban a hónapokban, amikor a fogyasztók negatív jövőt jósoltak a gazdaságnak.

### *Egyváltozós sorba rendezés piaci értékkel súlyozott portfóliók esetén*

A 7. táblázatban található az egyváltozós sorba rendezés eredménye, ha a portfóliókban a részvények piaci értéküknek megfelelő súllyal szerepelnek. Az így kapott értékek alapján kijelenthetjük, hogy a súlyozástól függetlenül hasonló eredményeket kapunk. Amennyiben a magas fogyasztói bizalommal rendelkező hónapokra kontrollálunk, a momentumtényező szignifikanciája tovább erősödik a súlyozás megváltoztatásának hatására. A 2,35 százalékos hozamkülönbséget a nagy értékű portfólió 3,2 százalékos hozama és az utóbbi időszakban gyengén teljesítő részvényekből képzett portfólió 0,84 százalékos hozamaként kapjuk meg. A  $t$ -értékhez tartozó  $p$ -érték (0,0011) alapján a momentumstratégia 1 százalékos szint mellett nullától különböző hozamot eredményezett a vizsgált hónapokban.

Ha azt az időszakot elemezzük, amikor a fogyasztói bizalom értéke alacsony volt, a momentumtényező nem lesz szignifikáns. Ebben az esetben tehát nem eredményezett nullától szignifikánsan eltérő hozamot a momentumstratégia. Ezeket a hónapokat nem jellemezte az, hogy a múltban jól teljesítő részvények hozamai a következő időszakban felülmúlják a múltban gyengén teljesítő részvények hozamait.

A 6–7. táblázatban összefoglaltuk azt, hogy miként változik a momentumtényező szignifikanciája abban az esetben, ha a tesztelésben csak azokat a hónapokat vesszük figyelembe, amelyekben az index értéke 100 felett volt, illetve ha csak azokkal a hónapokkal dolgozunk, amelyekben az index 100 alatti értéket vett fel. A fenti kérdést egyváltozós sorba rendezés segítségével vizsgáltuk egyenlő és piaci értékkel súlyozott portfóliók esetében is.

## 7. táblázat

A részvényportfóliók hozamai piaci  $\beta$ , méret, B/M és a MOM szerint rendezve, piaci értékkel súlyozott portfóliók esetében, a fogyasztói bizalmi index átlag feletti és átlag alatti értékei mellett

Tercilis	CCI > 100 (159 hónap)		CCI < 100 (115 hónap)	
	átlagos hozam (1)	átlagos érték (2)	átlagos hozam (3)	átlagos érték (4)
$\beta$				
1.	0,0158496	-0,6154337	0,0056471	-0,3655395
2.	0,016729	0,3714382	0,0203802	0,3927446
3.	0,0199214	1,348584	0,011354	1,198247
3.-1.	0,0040717		0,0057069	
$t$ -érték	0,6335		0,7575	
$p$ -érték	0,5273		0,4503	
Méret				
1.	0,0151697	8,795971	0,0049588	8,877556
2.	0,0145695	11,3823	0,003925	11,5399
3.	0,0181071	14,84925	0,0152361	14,88462
3.-1.	0,0029374		0,0102773	
$t$ -érték	0,4076		1,0952	
$p$ -érték	0,6841		0,2757	
B/M				
1.	0,0242164	-0,132202	0,0136668	-2,421789
2.	0,0074705	-0,2340867	0,0096866	-0,4547974
3.	0,0192608	0,7407212	0,0250865	0,8852415
3.-1.	-0,0049555		0,0114197	
$t$ -érték	-0,7989		1,3653	
$p$ -érték	0,4255		0,1748	
MOM				
1.	0,0084433	-0,27911	0,0036023	-0,2711725
2.	0,0122821	0,0781332	0,0167447	0,210671
3.	0,0319712	1,205678	0,0124807	0,8741142
3.-1.	0,0235279		0,0088783	
$t$ -érték	3,3215		0,9164	
$p$ -érték	0,0011***		0,3614	

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Forrás: saját számítás.

A teljes időszakot vizsgálva a momentumtényező a súlyozástól függetlenül szignifikáns volt. Ha a fogyasztói bizalmi index 100 alatt volt, vagyis a szereplők negatívan ítélték meg a gazdaság jövőjét, a tényező sem egyenlő, sem piaci súlyozás mellett nem képes előre jelezni a jövőbeli hozamokat. Ilyen időszakokban tehát az adott részvény tendenciája – vagyis az, hogy miként teljesített az előző hónapokban – nem jelzi előre, hogy milyen lesz a következő havi hozama. A jelenség mögött a negatív gazdasági időszakokra jellemző bizonytalan hangulat állhat, amikor a kisbefektetők nem szívesen jelennek meg a részvényt piacon.

Ha a gazdaság jövőjével kapcsolatban pozitív volt a fogyasztók várakozása, a tényező egyenlő és piaci értékű portfóliósúlyozás mellett is szignifikáns volt. Amikor a fogyasztók bátrabban költenek, pozitívan értékelik a jövőt, a múltban jól teljesítő részvények hozamai a következő időszakban felülmúlják a múltban gyengén teljesítő részvények hozamait. Ennek oka az lehet, hogy amikor a fogyasztók úgy gondolják, hogy konjunktúra várható, alapvetően pozitív hangulat jellemzi a piacot, ami miatt sok kisbefektető jelenhet meg a piacon. Az egyváltozós sorba rendezés eredményei alapján feltételezhetjük, hogy a momentumtényező szignifikanciáját a magyar piacon erősíti a kisbefektetők jelenléte.

Ezek a példák jól mutatják az egyváltozós sorba rendezés nagy előnyét. A vizsgálat során egyértelműen megállapíthattuk, hogy a vizsgált tényező mikor képes statisztikailag szignifikánsan megmagyarázni a jövőbeli részvényhozamokat.

## Alternatív magyarázat

A kutatásaink, illetve a hazai piacon elvégzett hasonló tesztek alapján beláthatjuk, hogy a momentumtényező szignifikánsan képes megmagyarázni a következő időszak várható hozamát. A vizsgált – 1996 és 2018 közötti – időszakban a múltban jól teljesítő vállalatok részvényei a következő hónapban is felülmúlják a múltban gyengén teljesítő részvények hozamát. Az egyváltozós sorba rendezés esetében egyenlően súlyozott portfólióknál 1,77 százalék, piaci értékű súlyozásnál pedig 1,74 százalék volt az átlagos hozamkülönbség (4. táblázat). A Fama–MacBeth-féle regresszióban a momentumtényezőt egyedül, illetve az összes faktort egyszerre szerepeltetve is szignifikáns volt.

A fogyasztói bizalmi index magas, illetve alacsony értékeire kontrollálva megállapítottuk, hogy a momentumhatás magas fogyasztói bizalom mellett szignifikáns marad. Amikor a fogyasztók negatívan értékelték a gazdaság jövőjét, akkor a múltbeli teljesítmény már nem volt képes előre jelezni a következő időszak várható hozamát. Ez alapján megállapíthatjuk, hogy a magyar piacon a momentumjelenség mögött a fogyasztói bizalom hatása is állhat. A fenti eredmény robusztusabb bemutatása érdekében megvizsgáljuk, hogy az üzleti élet szereplőinek gazdasági várakozásai miképpen hatnak a momentumtényezőre a hazai piacon.

Az üzleti bizalmi index (*Business Confidence Index*, BCI – OECD [2020b]) – az ipari szektor termelésének növekedése a megrendelések és a késztermékek készleteinek alakulásáról készített közvélemény-kutatások alapján – információkat szolgáltat a gazdaság jövőbeli fejlődéséről. Az index használható a termelés növekedésének



nyomon követésére, illetve a gazdaság fordulópontjainak előrejelzésére. A mutató 100 feletti értékei növekvő bizalmat jeleznek a közeljövő üzleti teljesítményét illetően, míg a 100 alatti értékek a jövőbeli teljesítmény pesszimista megítélését tükrözik. A következőkben azt vizsgáljuk, hogy az index magas, illetve alacsony értékei mellett mennyire volt sikeres a momentumstratégia. A kérdést a korábbiakban használt módszertanok: az egyváltozós sorba rendezés és a Fama–MacBeth-féle regresszió segítségével elemezzük.

Az egyváltozós sorba rendezésnél kapott eredményeket a 8. táblázat tartalmazza. Amennyiben az üzleti bizalmi index 100 feletti értéket vesz fel, és a részvényeket egyenlő súllyal szerepeltetjük a portfólióban, a momentumtényező [MOM (A)] 1 százalékon szignifikáns. A magas momentumértékű portfólió hozama 2,68 százalék, míg az alacsony momentumértékű részvények hozama negatív (–0,05 százalék) volt. Az így kapott hozamkülönbség 2,73 százalék, ami a hozzá tartozó  $p$ -érték (0,0009) alapján különbözik nullától. Amennyiben a portfóliókban a részvényeket a piaci méretüknek megfelelő súllyal szerepeltetjük [MOM (B)], a múltban jól teljesítő cégek átlagosan 1,73 százalékos hozammal teljesítettek jobban, mint a múltban is gyengén teljesítő cégek. Ez az eredmény 5 százalékos szignifikanciaszinten elfogadható.

#### 8. táblázat

A részvényportfóliók hozamai a MOM szerint rendezve, egyenlő és piaci súlyozású portfóliók esetében, az üzleti bizalmi index átlag feletti és átlag alatti értékei mellett

Tercilis	BCI > 100 (134 hónap)		BCI < 100 (140 hónap)	
	átlagos hozam (1)	átlagos érték (2)	átlagos hozam (3)	átlagos érték (4)
Egyenlő súlyozás, MOM (A)				
1.	–0,0005242	–0,2002835	0,0094357	–0,3480381
2.	0,0098752	0,2109619	0,0136791	0,0598676
3.	0,0268088	10,574312	0,0179509	0,5804872
3.–1.	0,027333		0,0085152	
$t$ -érték	3,3961		1,0834	
$p$ -érték	0,0009***		0,2805	
Piaci súlyozás, MOM (B)				
1.	0,0005883	–0,2002835	0,0119851	–0,3480381
2.	0,0097491	0,2109619	0,0183722	0,0598676
3.	0,0179174	10,574312	0,0294126	0,5804872
3.–1.	0,0173291		0,0174275	
$t$ -érték	2,3643		1,9540	
$p$ -érték	0,0195**		0,0527*	

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Forrás: saját számítás.

Ha azokat a hónapokat vizsgáljuk, amikor az üzleti bizalmi index 100 alatti értéket vett fel, és a portfóliókat piaci értékkel súlyozzuk, a momentumtényező 10 százalékos szint mellett szignifikánsan képes megmagyarázni a hozamokat. A magas, illetve alacsony momentumértékű portfóliók hozamkülönbsége 1,74 százalék volt, ami a  $t$ -értékhez tartozó  $p$ -érték (0,0527) alapján szignifikáns eredmény. Kérdéses azonban, hogy a pénzügyi döntések meghozatalához mennyire elégséges a tényező 10 százalékos szignifikanciaszintje. Ha a portfóliókban egyenlően súlyozzuk a részvényeket, akkor a momentumtényező már nem képes megmagyarázni a jövőbeli várható hozamot.

## Összefoglalás

A tanulmányban a részvények hozamának előrejelzésére használt tényezők közül a momentumot (Carhart [1997]) vizsgáltuk meg Magyarországon a fogyasztói és üzleti bizalom függvényében. Ehhez a fogyasztói és üzleti bizalmi indexet (OECD [2020a], [2020b]) használtuk fel. Az e mutatók által bemutatott jelenségek hatását a részvényhozamok felől közelítettük meg.

Az eredményeink szerint abban az esetben, amikor a fogyasztókat pozitív hangulat jellemezte, a momentumtényező magyarázó ereje szignifikánsnak bizonyult. Beláttuk, hogy ha a fogyasztók negatívan látják a gazdaság jövőjét, többet takarítanak meg, s a momentumtényező már nem képes szignifikánsan előre jelezni a következő időszak várható hozamát. A jelenség oka a negatív gazdasági időszakokra jellemző bizonytalan hangulat lehet, amikor a kisbefektetők nem szívesen vannak jelen a részvényt piacon. Megállapíthattuk, hogy a magyar piacon a kisbefektetők jelenlétének is köszönhető a momentumhatás szignifikanciája. Ezen eredmény robusztusabb bemutatása érdekében megvizsgáltuk, hogy az üzleti élet szereplőinek gazdasági várakozásai miképpen hatnak a momentumtényezőre a hazai piacon.

Az üzleti bizalom hatásának vizsgálatánál kapott eredmények azt mutatják, hogy a magyar piacon optimista hangulat mellett a momentumhatás nem kizárólag a fogyasztók pozitív várakozásainak volt köszönhető. Ez alapján az eredmények azt sugallják, hogy a momentumhatást nemcsak a kisbefektetők jelenléte, hanem inkább az általános pozitív hangulat generálja jobban, míg pesszimistább hangulatban nem jelenik meg a hatás.

## Hivatkozások

- BAKER, M.–WURGLER, J. [2006]: Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, Vol. 61. No. 4. 1645–1680. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x>.
- BARBERIS, N.–SHLEIFER, A.–VISHNY, R. [1998]: A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, Vol. 49. No. 3. 307–343. o. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00027-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00027-0).
- BRAM, J.–LUDVIGSON, S. C. [1998]: Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race. *Economic Policy Review*, Vol. 4. No. 2. <https://ssrn.com/abstract=1023933>.

- CARHART, M. M. [1997]: On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, Vol. 52. No. 1. 57–82. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>.
- CARROLL, C. D.–FUHRER, J. C.–WILCOX, D. W. [1994]: Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why? *American Economic Review*, Vol. 84. No. 5. 1397–1408. o. <https://www.jstor.org/stable/2117779>.
- DA, Z.–GURUN, U. G.–WARACHKA, M. [2014]: Frog in the pan: Continuous information and momentum. *Review of Financial Studies*, Vol. 27. No. 7. 2171–2218. o. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu003>.
- DANIEL, K.–HIRSHLEIFER, D.–SUBRAHMANYAM, A. [1998]: Investor psychology and security market under- and overreactions. *Journal of Finance*, Vol. 53. No. 6. 1839–1885. o. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00077>.
- FAMA, E. F.–FRENCH, K. R. [2004]: The Capital Asset Pricing Model: Theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18. No. 3. 25–46. o. <https://doi.org/10.1257/0895330042162430>.
- FAMA, E. F.–MACBETH, J. D. [1973]: Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, Vol. 81. No. 3. 607–636. o. <https://doi.org/10.1086/260061>.
- HOWREY, E. P. [2001]: The predictive power of the index of consumer sentiment. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 32. 175–216. o. <https://doi.org/10.1353/eca.2001.0010>.
- JEGADEESH, N.–TITMAN, S. [1993]: Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, Vol. 48. No. 1. 65–91. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>.
- MÉRÓ BALÁZS–NAGY OLIVÉR–NESZVEDA GÁBOR [2019]: Új faktorkok tesztelése az empirikus eszközárazásban. *Sigma*, 50. évf. 4. sz. 263–281. o. <https://journals.lib.pte.hu/index.php/sigma/article/view/3197>.
- NAHUIS, N. J. [2000]: Are survey indicators useful for monitoring consumption growth: Evidence from European countries. Monetary and Economic Policy Department Working Paper, No. 2000-08. <https://econpapers.repec.org/paper/dnbmebser/2000-8.htm>.
- NARTEA, G. V.–KONG, D.–WU, J. [2017]: Do extreme returns matter in emerging markets? Evidence from the Chinese stock market. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 76. 189–197. o. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.12.008>.
- NEWEX, W. K.–WEST, K. D. [1987]: Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economic Review*, Vol. 28. No. 3. 777–787. o. <https://doi.org/10.2307/2526578>.
- OECD [2020a]: Consumer confidence index (CCI). OECD Data, <https://data.oecd.org/leadind/consumer-confidence-index-cci.htm>.
- OECD [2020b]: Business confidence index (BCI). OECD Data, <https://data.oecd.org/leadind/business-confidence-index-bci.htm>.
- OTOO, M. W. [1999]: Consumer Sentiment and the Stock market. Finance and Economics Discussion Series, No. 1999-60. 1–20. o. <https://doi.org/10.17016/feds.1999.60>.
- ROLL, R. [1977]: A critique of the asset pricing theory's tests. Part I. On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, Vol. 4. No. 2. 129–176. o. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(77\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-405x(77)90009-5).
- SHUMWAY, T. [1997]: The delisting bias in CRSP data. *Journal of Finance*, Vol. 52. No. 1. 327–340. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03818.x>.
- SUM, V. [2014]: Effects of business and consumer confidence on stock market returns: Cross-sectional evidence. *Economics, Management, and Financial Markets*, Vol. 9. No. 1. 21–25. o. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2117679>.