

OTDK-dolgozat

2025

NEUMANN JÁNOS EGYETEM
MNB INTÉZET



A historikus részvénypiaci teljesítmény prediktív ereje a Budapesti Értéktőzsdén

-MOMENTUM KERESKEDÉSI STRATÉGIA AZ INFORMÁCIÓS BIZONYTALANSÁG ÁRNYÉKÁBAN-

*Momentum Trading Strategies in the Face of Information Uncertainty:
Evidence from the Hungarian Stock Exchange*

Till Gábor

Egyetemi témavezető: Dr. Neszveda Gábor

Kézirat lezárásának dátuma: 2024. április 17.

Absztrakt

A tanulmány a részvények várható hozamait vizsgáló szakirodalomba illeszkedik, fókuszában az eltérő időszakokra kalkulált momentum kereskedési stratégiák empirikus tesztelése, valamint a jelenség kiváltó okainak elemzése áll. A kutatás arra a kérdésre keresi a választ, hogy a Budapesti Értéktőzsdén rövid és hosszú távon nyereségesnek bizonyul-e a momentum kereskedési stratégia, azaz a részvények múltbeli teljesítménye képes-e szignifikánsan predesztinálni a részvényhozamok jövőbeli alakulását. Ezek teszteléséhez a tanulmányban ötvözésre kerül a portfóliószintű vizsgálat és részvénytípusú Fama-MacBeth regresszió, amelyek egységesen alátámasztják a momentum stratégia abnormalis hozamát a magyar részvényt piacon. A szerző öt eltérő faktort próbál megmagyarázni a vállalatokban rejlő egyedi információk bizonytalanságát és a hipotézist alátámasztó eredményekre jut. A momentum stratégia hozama és részvénytípusú idioszinkratikus bizonytalanság közti összefüggés pozitív, ugyanis az magasabb a kisebb kapitalizációval rendelkező, nagyobb historikus volatilitást mutató, elemzői EPS várakozások tekintetében jobban szóródó és kevesebb részvényelemző által követett vállalatok esetén.

Kulcsszavak: *momentum kereskedési stratégia, információk bizonytalanság, Budapesti Értéktőzsde*

JEL klasszifikáció: *G11, G12*

Abstract

This paper contributes to the literature on the cross-section of expected stock returns, focusing on the empirical testing of various momentum trading strategies and investigating the drivers of the momentum phenomenon. The study examines the profitability of the momentum strategy over both the short and long term on the Budapest Stock Exchange, i.e. whether the historical performance of stocks can significantly predict future stock returns. To test these hypotheses, the study combines portfolio-level univariate sorting with stock-level Fama-MacBeth regressions, both of which confirm the existence of momentum abnormal returns on the Budapest Stock Exchange. The author explores the impact of information uncertainty on the momentum abnormal returns by employing five idiosyncratic factors. The findings provide robust support for the hypothesis, revealing a positive relationship between momentum returns and information uncertainty, as abnormal returns are higher among companies characterized by smaller market capitalization, higher historical volatility, greater dispersion in analysts' EPS expectations, and limited financial analyst coverage.

Keywords: *momentum trading strategy, information uncertainty, Budapest Stock Exchange*

JEL classification: *G11, G12*

Tartalomjegyzék

I. Bevezetés	1
II. Irodalmi áttekintés a momentum stratégiát kiváltó elméletekről	4
III. Alkalmazott módszertanok.....	8
IV. Budapesti Értéktőzsde vállalatainak és történelmének áttekintése	15
IV.I Részvénytőzsdei empirikus adatok.....	15
IV.II. BÉT működésének történelmi áttekintése	18
V. Empirikus vizsgálat eredményei	19
V.I. Momentum stratégiák jövedelmezőségének vizsgálata	20
V.II. Az információs bizonytalanság szerepe a jelenség magyarázatában	28
VI. Robusztusságvizsgálat és kitekintés.....	30
VII. Konklúzió	35
Irodalomjegyzék.....	37

Ábrajegyzék

1. <i>ÁBRA</i> Momentumon kereskedési eljárás programozásának iteratív lépései	10
2. <i>ÁBRA</i> Modellezett momentum kereskedési stratégiák visszatekintési időszaka.....	11
3. <i>ÁBRA</i> Gördülő keresztmetszeti Fama-MacBeth regressziós eljárás lépései	13
4. <i>ÁBRA</i> Strukturális törések a <i>VIX</i> indexet alapján	25

Táblázatok jegyzéke

1. <i>TÁBLÁZAT</i> Adatbázis kulcsváltozóinak leíró statisztikája az adattisztítást követően.....	18
2. <i>TÁBLÁZAT</i> Eltérő momentum stratégiák teljesítménye egyváltozós sorbarendezés alapján.....	21
3. <i>TÁBLÁZAT</i> Naptári hónapok szerinti hathavi és egyéves momentum stratégia hozamok	24
4. <i>TÁBLÁZAT</i> Robusztusságvizsgálat a strukturális törések és piaci kapitalizáció szerint	27
5. <i>TÁBLÁZAT</i> Információs bizonytalanság szerinti momentum stratégia elemzés	30
6. <i>TÁBLÁZAT</i> A legjövedelmezőbb momentum stratégiák keresztmetszeti vizsgálata	32
7. <i>TÁBLÁZAT</i> Egyéves momentum stratégia hozama fundamentális tényezők szerint.....	34

I. Bevezetés

A nemzetközi pénzügyi irodalom az 1970-es évek óta számos fundamentális és technikai faktorról próbálja magyarázni a várható részvényhozamok alakulását. Viszont az empirikus tőzsdei kutatásokban a Sharpe (1964), Lintner (1965) és Mossin (1966) által bemutatott hagyományos tőkepiaci árfolyamok modelljének (*CAPM, Capital Asset Pricing Model*) publikálását követően bő harminc évnek kellett eltelnie, míg a Chicago Booth School of Business kutatói képesek voltak egy a szakma által elfogadott és a historikus adatra jobban illeszkedő háromfaktoros modellt publikálni. Fama és French (1992) a NYSE, AMEX és NASDAQ harmincéves tőzsdei adatbázisán empirikus eredményekkel cáfolta meg a tradicionális béta és részvényhozamok közötti statisztikai kapcsolatot. A szerzők egy innovatívnak megközelítéssel a vállalat piaci kapitalizációjából, valamint a vállalat könyv szerinti és piaci érték hányadosából képzett fakorral magyarázták a hagyományos béta mellett a részvények hozamát. Az eredmények erős prediktív ereje, robusztussága és gyakorlati relevanciája nagy figyelmet irányított a háromfaktoros modellre, amely azóta is fontos viszonyítási alap a pénzügyi elemzésekben. Az ezredforduló óta számos makroökonómiai, fundamentális, pszichológiai (*Fear and Greed Index, Sentiment index*) és múltbeli mintázatokra alapuló faktort azonosítottak, amelyeknek bizonyos piacokon prediktív erővel rendelkeznek az egyedi részvényhozamok tekintetében. A teljesség igénye nélkül ezek közül a rövid-távú visszafordulások (Lehmann, 1990; Nagel, 2012), a momentum jelenség (Jegadeesh-Titman, 1993; Carhart, 1997), az osztalékhozam (Naranjo et al., 1998), az elemzői jövedelmezőségi várakozások szóródása (Diether et al., 2002), a kutatás-fejlesztési kiadásokra fordított összeg (Eberhart et al., 2004), a relatív erő (Gatev et al., 2006), közép-távú szezonális (Heston-Sadka, 2008), a MAX hatás (Bali et al., 2011) és kilátásméret index (Barberis et al., 2016) tekinthető a legrelevánsabbnak.

Fontos kiemelni, hogy ezen faktorok közül statisztikai és gazdasági értelemben is a momentum jelenség bizonyul a legrobusztusabbnak, ugyanis az egyedi aggregált hozamok időbeli autokorrelációjára építő kereskedési eljárás a világ számos országában időtávtól függetlenül szignifikáns hozamot generál. A momentum stratégia alapján a múltban piacot felül (alul) teljesítő részvények várhatóan a jövőben is az átlagosnál nagyobb (kisebb) hozamot generálnak majd. A logikát követve a momentumon kereskedési stratégia hozama a long és rövidre eladás (*short*) befektetési láb különbségéből adódik, azaz a historikus aggregált hozam alapján felülteljesítő részvények hozamából kell levonni a historikus aggregált hozam alapján alul teljesítő részvények hozamát. A stratégiát szokás eltérő hozam aggregálási (*look back*

period) és különböző befektetés tartási időszak alapján is vizsgálni. A momentum jelenség erősen szignifikáns, kiugró hozamát először az amerikai piacokon riportálták (Jegadeesh-Titman, 1993; Carhart, 1997; Jegadeesh-Titman, 2001), majd az angol (Galariotis et al., 2007), német (Glaser-Weber, 2003; Till, 2021), magyar (Mérő et. al., 2019; Csillag-Neszveda, 2020; Neszveda-Simon, 2021; Neszveda-Vágó, 2021), ausztrál (O'Brien et al., 2010), kínai (Cheema-Nartea, 2014) és számos fejlődő ország tőzsdéjén is azonosították a jelenséget (Chui et al., 2010; Fama-French, 2012; Subrahmanyam, 2018). Az nemzetközi értékpapírpiacon közül a Japán tőzsde tekinthető atipikusnak a momentum jelenség szempontjából, ugyanis a tokiói tőzsdén (TSE) csak gyengén (Hanauer, 2014) vagy egyáltalán nem (Asness, 2011) azonosítható a momentum stratégia világ többi tőzsdéjén mérhető szignifikáns havi 0,85-1,96%-os hozama.

A momentum stratégia hozama Jegadeesh és Titman (2001) cikkében szabályos mintázatokat követ, a szerzők minden hónapban a részvények elmúlt hat hónapos teljesítménye alapján fektettek a múltban „nyertes” tíz százaléknyi részvénybe és shortolták a múltban „vesztes” tíz százaléknyi részvényt. A befektetési módszertan alapján megképzett portfóliók hozamkülönbsége a vizsgált időszak átlagában (1965-1998) 6 hónapos tartási időszak mellett havi 1,23% volt. Ez a hozamtöbblet nagyon robusztusnak bizonyult, főleg annak tudatában, hogy az eljárás kizárólag a részvények múltbeli teljesítményét veszi figyelembe. Figyelemre méltó eredmény, hogy a múltban nyertes és vesztes részvényekből képzett portfoliók nagyságrendileg egyenlő mértékben járultak hozzá a momentum stratégia hozamához. A felső kvintilis átlagosan havi 0,56%-kal teljesítette felül a piaci indexet, míg az alsó kvintilisből képzett portfólió átlagosan 0,67%-kal maradt el attól. A stratégia kumulált hozama a tartási hónapok függvényében 1-től 12 hónapig monoton emelkedett 12,2%-os maximumáig. Ennél hosszabb tartási időszak esetén már a negatív momentum, azaz a reversal jelenség (*visszafordulások*) érvényesült az amerikai adatokon. Másképp megfogalmazva egy évnél hosszabb tartási időszak esetén a momentum stratégia kumulált hozama fokozatosan csökken, amely öt éves tartási időszak esetén már a negatív tartományba lép át.

A múltbeli hozamok alapján kialakított befektetési stratégiák vizsgálata egy rendkívül érdekes területe a pénzügyi közgazdaságtannak, ugyanis a részvények historikus teljesítményén alapuló faktor jövedelmezősége ellentmond a hagyományos piaci nézeteknek a piacok hatékonyságát illetően (Fama, 1970). Viszont amíg a befektetők alul- vagy túlreagálják az új piaci információk szerepét, továbbá a friss híreket követően sokkok és ingadozások alakulnak ki, valamint időbe telik az új egyensúlyi szint, azaz az a piaci konszenzus megtalálása, addig létezni fognak a múltbeli trendekre épülő eredményes kereskedési stratégiák. Ebből kifolyólag akadémiai és gyakorlati szempontból is kiemelten érdekes a kereskedési stratégiák empirikus

vizsgálata, az ilyen jellegű kutatások eredményei főleg a kevésbé vizsgált piacokon bírnak befektetési és hatósági szempontból hozzáadott értékkel.

Ez a tanulmány a momentum jelenséget vizsgálja a Budapesti Értéktőzsde (BÉT) historikus adatain. Az elemzés fő célja, hogy a nyugati piacokhoz képest kevésbé kutatott magyar tőzsdén tesztelje a friss momentummal kapcsolatos eredményeket. Továbbá a kutatás nem titkolt motivációja, hogy nemzetközi sztenderdeknek megfelelő adatbázison, általánosan elfogadott módszertanokkal végrehajtott eredményeket riportáljon, ezzel is népszerűsítve a jelenleg perifériára szorult, nem kellően likvid magyar értékpapírpiacot.

A tanulmány a faktormodellek irodalmába illeszkedik és hozzájárulása legalább négyrétű: a Budapesti Értéktőzsdén alapítástól napjainkig nyúló adatbázison (1990–2024) tesztel hat eltérő visszatekintési időszakokkal rendelkező momentum stratégiát (1); azonosítja a legjövedelmezőbb stratégiát eltérő strukturális törések és a január hatásra való érzékenység vonatkozásában is (2); öt részvénytőzsdén bizonytalanságot megragadó változóval teszteli a momentum jelenség és információs bizonytalanság közt fennálló összefüggést (3); végül az eredmények robusztusságát az akadémiai irodalomban elfogadott háromfaktoros modellre és likviditásra kontrollálva is közli (4). A kutatás a nemzetközi eredményeket alapul véve az alábbi három hipotézisre épít:

- 1) A magyar tőzsdén az összes éven belüli momentum stratégia szignifikánsan pozitív hozamot generál, amely további fundamentális változók beépítésével fokozható is
- 2) A momentum stratégia eltérő historikus időszakokat figyelembe véve is azonosítható
- 3) Az információs bizonytalanság és momentum stratégia jövedelmezősége közti kapcsolat pozitív, azaz a stratégia hozama magyarázható az egyedi információs bizonytalanságból eredő magasabb kockázattal

Előzetes várakozásaim szerint a likviditására és piaci méretére való kontrollálás nem erodálja a magyar piacon sem a stratégia hozamát, annak ellenére, hogy a Budapesti Értéktőzsde részvények szerinti számossága elhanyagolható a nyugati tőzsdéken jegyzett vállalatok számához képest.

A későbbiekben a tanulmány a következő felépítést követi. A második fejezet strukturáltan áttekinti az irodalomban elterjedt nézeteket a momentum jelenséget illetően. Ezt követően a harmadik fejezet ismerteti az alkalmazott módszertanok logikáját, a negyedik fejezet az empirikus adatbázis felépítését mutatja be. Az ötödik fejezet részletesen riportálja az eredményeket és választ ad az eredetileg megfogalmazott három fő hipotézisre. A hatodik fejezet a robusztusságtesztek eredményeit, továbbá a fundamentális faktorokkal kiegészített

momentum stratégiák jövedelmezőségét közli. Végül a konklúzió röviden összegzi az empirikus eredményeket és a magyar piacon azonosított sajátosságokat.

II. Irodalmi áttekintés a momentum stratégiát kiváltó elméletekről

A korábbiak alapján adódik a kérdés, hogy miért figyelhetők meg a részvénytőzsiacokon historikus teljesítményen alapuló szabályszerűségek, valamint miért maradnak fenn évtizedeken keresztül olyan erős mintázatok, mint a momentum jelenség?

Először is fontos kiemelni, hogy nem kockázatmentes hozamról van szó, ugyanis a momentum stratégia hozama időben rendkívül volatilis, továbbá piaci turbulenciák idején a stratégia jövedelmezősége gyakran el is tűnik. Zhang (2006) kiemelte, hogy e tekintetben a többi faktorhoz hasonlóan a momentum stratégia esetében is tekinthetünk a stratégia hozamára úgy is, mint egyféle kompenzáció a befektetésnél vállalt extra kockázatért. Ez a kockázat főként a stratégia során tartott portfólió részét képező vállalatok körüli magasabb információs bizonytalanságból eredeztethető (Jiang et al., 2005; Chen-Zhao, 2012). Az elmélet alapján a historikus aggregált hozam kapcsolatban áll a vállalat egyedi bizonytalanságával, tehát a nyertes részvényekben lévő long és vesztes részvényekben lévő short pozíció interpretálható a magas bizonytalanságot hordozó vállalatokba való befektetéssel és a mérsékelt bizonytalanságot hordozó vállalatok rövidre eladásaként is. Ebben a megvilágításban a momentum jelenség pusztán a vállalatok körüli információs bizonytalanságot megragadó faktor. Az analógia összhangban áll azzal a stratégiát támadó teóriával, miszerint az hozam jelentős része az alacsony volatilitású, kis részvényekből ered. Ehhez kapcsolódóan a momentum jelenség magyarázható úgy is, hogy a vállalatok a K+F szakaszban, folyamatok átszervezések, M&A tranzakciók, új piacokra való belépéskor vagy termék piacra vezetések megnövekedett bizonytalansággal szembesülnek. Ilyenkor a befektetők megkérdőjelezzik az átalakítások és új fejlesztések jövőbeli hasznosulását, továbbá azok kezdeti befektetéshez mért profittermelő képességét is. Utóbbi jelenséget jól tükrözi az elemzői egy részvényre jutó eredmény (EPS) vagy szabad pénzáramlási (FCF) várakozások szóródása, valamint a változtatást követő első negyedéves pénzügyi jelentést megelőző és azt követően tapasztalható megnövekedett piaci volatilitás és kereskedési volumen. Ha az implementált lépés operatív szinten és pénzügyileg is pozitív, akkor a bizonytalanságot követően a részvényárfolyam a jövőben emelkedni fog (momentum), míg kudarc esetén csökkenni, amely bizalomvesztéssel és pesszimista várakozásokkal is párosul.

Másrészről a momentum jelenség okait szokás a viselkedési közgazdaságtan elméleteivel is magyarázni, miszerint a jelenséget a befektetők viselkedési torzításai generálják. Ilyen a

befektetői elfogultság, hírek szubjektív értelmezése, elkésett helyzetfelismerés és téves, valamint nem kellő léptékű hírekre való reakció (Novy-Marx, 2012; Da et al., 2014). Ezen megközelítések feloldják a homo economicus-ra vonatkozó feltevéseket és a szereplők korlátozott racionalitására irányuló premisszából indulnak ki. Ha a múltban lezárt pozíciók okozta érzelmekre és hírekkel kapcsolatos értelmezés belső szubjektivitására gondolunk, akkor beláthatjuk, hogy az érzelmi torzításokon alapuló megközelítések pontosabb képet adnak egy átlag befektető viselkedéséről, mint a teljeskörű objektivitáson és racionalitáson nyugvó modellek. Kereskedés közben magas fogú önuralmat igényel a racionalitás megőrzése, hiszen átélt hasonló helyzetek és szubjektív tapasztalatok, a kockára tett vagyon, szakértők véleménye, valamint a rendelkezésre álló hírek sokasága tudat alatt valamilyen szinten rontja az objektív ítélőképességünk. Viszont ezeket a hatásokat nehéz jól megragadni, így nem meglepő, hogy a momentum jelenséget illetően a viselkedési közgazdaságtan és emberi pszichológián alapuló kutatások egyre kedveltebbek az akadémiai irodalomban.

A momentum jelenség kapcsán azonosíthatunk több pszichológiai magyarázatot is. Az egyik csoport a befektetők túlreagálásával magyarázza, hogy miért hoznak magasabb hozamot az elmúlt év nyertesei, mint vesztesei. Daniel és szerzőtársai (1998) szerint a befektetők kognitív elfogultságuk okán a befektetéseikkel kapcsolatos pozitív fejleményeket saját részvénykiválasztási képességeiknek tudják be, míg a veszteségeket a balszerencsének tulajdonítják. Ennek eredményeként a befektetők fokozatosan túlságosan magabiztossá válnak és nem lesznek képesek különbséget tenni a befektetésre érdemes és kevésbé attraktív vállalatok között. A befektetők korábbi pozitív tapasztalataik és hozzáértésük túlbecslése okán végső soron túlreagálják a részvényekre vonatkozó hírek relevanciáját. A modellben a pozitív visszacsatolások momentum hatást eredményeznek, azaz a nyertes (vesztes) részvények árfolyama jóval a fundamentális értékük fölé (alá) kerül. Ez az elmélet összhangban áll a korábban leírt momentum jelenség hozam mintázataival, ugyanis a késleltetett túlreagálás kezdetben a momentum stratégiai nyereségét táplálja, amely végül hosszú távon negatív momentumba, azaz reversal jelenségbe fordul, amikor az árfolyamok visszakorrigálnak a valós fundamentális értékük szintjére.

A magyarázatok egy másik nagy csoportja a befektetők alul reagálásával magyarázza a momentum stratégia kiugró hozamát. Grinblatt and Han (2005) arra a következtetésre jut, hogy a diszpozíciós hatás (*disposition effect*), azaz a veszteséges pozíciók eladásától való vonakodás és a nyereséges pozíciók eladására való korai hajlam a részvényárfolyamok hírekre való alul reagálását okozza. Ezáltal a hírek hatása mind pozitív mind negatív esetben csak fokozatosan tud csak beépülni az árfolyamba, ami a hozamok rövid távú kiszámíthatóságot eredményezi.

Összefoglalva az elméleti a momentum jelenséget a túl hamar és túl későn realizált pozíciók okozta lendületből vezeti le.

Egy hasonló magyarázattal szolgál a kognitív disszonancia (*cognitive dissonance*) is, miszerint a befektetők helyesen reagálnak a hiedelmeiket megerősítő új információkra, de jellemzően alul reagálják, olykor ignorálják az előzetes feltételezéseikkel, várakozásaikkal ellentmondó hírek jelentőségét. A tőzsdei események kiszámíthatósága okán utóbbi gyakrabban következik be, így végső soron a befektetők átlagosan alul reagálják az eseményeket. Ezzel a feltételezésekhez való ragaszkodással az új információ fokozatosan tud csak beépülni a részvények árfolyamába, ezzel momentum jelenséget eredményezve (Antoniou et al., 2013). Ehhez hasonlóan Da és szerzőtársai (2014) is a befektetők alul reagálásával magyarázzák a jelenséget, ugyanis a befektetők hajlamosak az apró részletekben érkező információkat ignorálni (*conservatism bias*). Ezzel szemben a sokkszerű hírek már képesek az előzetes várakozásokat felülmúlni és azonnali kereskedési reakciókat kiváltani, azonban ezek léptéke olykor túlzó a váratlan helyzet okozta borúlátás és korlátozott ítélőképesség okán. A szerzők egy tanulságos párhuzamot vonnak az átlag befektető és egy tűz feletti serpenyőben lévő béka állapota között. Az állat csak akkor figyel fel a melegre, amikor először megégeti magát, addig pedig nem vesz a folyamatosan melegebb közegről tudomást. Pszichológiai okokból gyakran még a várakozásainkkal gyökeresen szembe menő történések ellenérse sem vagyunk hajlandók elfogadni azokat és felülmúlni apriori feltételezéseinket. Általánosságban az emberi viselkedésre tipikus a múlthoz való, valamint a változástól való félelme. Az elmélet alapján a befektetők alul reagálása egy bizonyos fokú előre jelezhetőséget visz a részvényhozamokba a hírek fokozatos árfolyamokba való beépülése miatt. Viszont az új egyensúly létrejöttét követően a részvények hozama ismételten kiszámíthatatlanná válik, így idővel eltűnik a momentum stratégia hozama.

Az elméletek harmadik csoportja fundamentális magyarázattal szolgál a momentum jelenségre. Barberis és társai (1998) szerint a befektetők egy része technika indikátorok, míg sokak érték alapon, a vállalat várható jövőbeli pénzáramlásainak diszkontált jelenértéke alapján hoznak befektetési döntést. A megközelítés alapján kezdetben a fundamentális kereskedők indítják be a momentum jelenséget, amikor az aktuális makrogazdasági és iparági várakozások megváltozását követően találnak egy alulértékelt vagy túlértékelt vállalatot. Az értékalapú befektetők okozta árfolyammozgás idővel a technikai, azaz a múltbeli trendeket figyelő kereskedők érdeklődését is felkelti, majd a technikai kereskedők a fundamentális befektetők árnyékát követve hozott befektetési döntések (relatív erő, trendkövetés) momentumot generálnak az árfolyam lendületben tartása révén.

Végül, amikor az árfolyam már túl messzire kerül a fundamentális értéktől a jelenség fordítottja következik be, azaz a korrekció egy új trendet indít el. Ez a magyarázat összhangban áll a 12 hónapnál hosszabb tartási időszakokkal rendelkező momentum stratégiák csökkenő jövedelmezőségével és a hosszú távú átlaghoz való visszahúzás jelenségével is. Ebben a modellben a két befektetői kör különböző információkészlet¹ alapján hoz befektetési döntést és végső soron a hozamok kiszámíthatósága abból ered, hogy mindkét csoport eltérő részinformációkat használ fel várakozásának frissítéséhez (Hong-Stein, 1999). Bizonyos nézetek a növekedési ütemből és a működési kockázat okozta prémiumból próbálják levezetni a momentum jelenséget (Johnson, 2002), de az empirikus eredmények alapján a múltban nyertes és vesztes részvények kockázata (béta) nem különböző, továbbá a momentum stratégia jövedelmezőségét sem kizárólag a stratégia long vagy short lábából ered (Jegadeesh-Titman, 2001). Hasonlóan Zhang (2006) is a magasabb vállalt kockázat kompenzációjának tudja be a momentum stratégia profitját, ugyanis eredményei alapján azon vállalatok esetén nagyobb a momentum hozam, ahol a befektető magasabb fokú információs bizonytalansággal szembesül. Novy és Marx (2012) cikkében azzal érvel, hogy a momentum jelenség valójában a vállalati életciklusból levezethető folytatódó trend eredménye. A szerzők szerint a múltban nyertes részvények azért tudják felülmúlni a múltban alul teljesítő részvényeket, mert a kiugrást előidéző fundamentális tényező hatása várhatóan hét-tizenkét hónapig még előnyt kecsegtet.

A bemutatott modelleken túl számos hasonló elmélet él párhuzamosan a nemzetközi szakirodalomban, ugyanis még napjainkra sem született általánosan elfogadott magyarázat a momentum jelenségre (Subrahayam, 2018). A jelenség azonosításakor az akadémiai irodalom arra számított, hogy a professzionális intézményi szereplők aktivitása megszünteti a stratégia hozamát, azonban ez a hozamcsökkenés még az automatizált kereskedési rendszerek elterjedése ellenére sem következett be. Ennélfogva a téma napjainkban is széles körben kutatott mind az akadémiai mind a gyakorlati szereplők körében.

¹ Múltbeli árfolyamok trendjei és várható jövőbeli pénzáramlások jelenértéke

III. Alkalmazott módszertanok

A nemzetközi irodalomban sztenderd módszertanok alakultak ki a faktorokon alapuló kereskedési stratégiák modellezésre. Jellemző a portfóliószintű vizsgálat (*univariate sort*) és a részvényszintű keresztmetszeti regressziós statisztikai elemzések elvégzése a Fama-MacBeth (1973) módszertannal, valamint ezen eljárások ötvözése. Az egyváltozós sorbarendezés előnye, hogy elvégzéséhez nincs szükség semmilyen előzetes feltételezésre a részvényhez tartozó jellemző és jövőbeli hozam kapcsolatára. Az eljárás kizárólag az egyedi jellemző szerint sorbarendezt két extrém portfólió hozamkülönbségét vizsgálja. Ezzel szemben a Fama-MacBeth regresszió lineáris kapcsolatot feltételez az egyedi jellemző és jövőbeli hozam között, azonban portfóliószint helyett részvényszinten képes ugyanazt a kutatási kérdést megválaszolni. Till (2021, 2022) részletesen összefoglalja az egyes módszerek előnyét és hátrányát, valamint az együttes alkalmazásban rejlő szinergiákat.

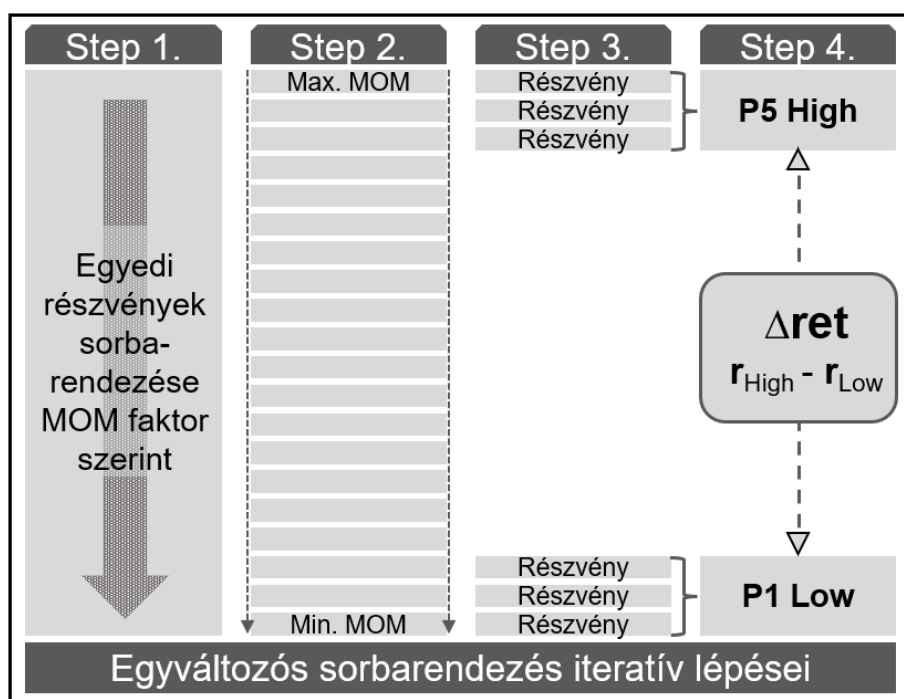
A momentum stratégia egy neutrális kereskedési eljárás, ugyanis a befektető az elmúlt időszakban nyertes részvények egy részében long, míg az elmúlt időszak vesztes részvények ugyanakkora részében short pozíciót vesz fel. A stratégia a margin számla okán igényel némi kezdeti letétet, de önmagában a befektetési pozíció önfinanszírozó. Az irodalom a visszatekintési időszak tekintetében a nagyon rövid távtól egészen az öt éves aggregálási időszakig vizsgálja a momentum jelenséget (Jegadeesh-Titman, 2001; Zhang, 2006; Nagel, 2012). A kereskedett részvények mennyiségét pedig kvantilisok alapján szokás meghatározni, amelyek közül a leggyakoribb a kvintilisen vagy tercilisen alapuló vizsgálat, de indokolt esetben jellemző a kvintilisen vagy kvartilisen alapuló portfólióképzés is. A kvintilisok definiálásakor ügyelni kell a kereskedési stratégia alapjául szolgáló egyedi jellemző értékkészletére², valamint az időszakban tőzsdén jegyzett vállalatok számosságára. A Budapesti Értéktőzsde a részvények számossága okán nem vizsgálható kvintilis alapon, mivel a portfólióképzéshez szükség lenne minden hónapban legalább 50-100 részvényre. ezért a momentum elemzéseket kvintilis alapon hajtottam végre. Az információs bizonytalanságot megragadó változók önálló vizsgálatakor a vállalatot követő részvényelemzők száma (*#EPS est*), vállalat életkora (*Age*) és az egy részvényre jutó várható nyereség variációs együtthatójának (*C.V. EPS*) kisebb adatbázislefedettsége miatt át kellett térnem a tercilis alapú vizsgálatra.

² Abban az esetben, ha a faktor nagyon gyakran veszi fel a zero értéket a decilis elvű portfólióképzés nem alkalmazható, ugyanis esetenként előfordulhat, hogy a részvények még a második vagy harmadik decilisben is az extrém szélső értékkel megegyező nullás faktorértéket vesznek fel (például osztalékhozam vagy EPS esetén). Ilyenkor a szélső decilis hozamkülönbsége torzítottá válna (D10-D1), így át kell térni kvintilis vagy tercilis alapú elemzésre.

A momentumon alapuló kereskedési stratégia iteratív lépéseit az 1. ábra szemlélteti. Első lépésként a panel adatbázis minden részvényére a vizsgált időszak minden hónapjában kiszámoljuk a momentum értéket, azaz a részvény elmúlt időszak (1, 3, 6, 11, 35, 59 hónap) aggregált hozamát. Ezt követően minden hónapban sorbarendezzük a tőzsdén jegyzett összes részvényt az egyedi momentum értékek szerint. A harmadik lépésben a momentum érték alapján sorbarendezett részvényekből havi rendszerességgel kvintilisportfóliókat képzünk (P1, P2, P3, P4, P5). Az adott hónap első kvintilise (P1) tartalmazza a legkisebb aggregált hozammal rendelkező 20% részvényt („vesztesek”), míg az ötödik kvintilis (P5) a legmagasabb aggregált hozammal rendelkező 20% részvényt („nyertesek”). A stratégia alapján a nyertes részvényportfólióban long (P5), míg a vesztes részvényportfólióban (P1) short pozíciót vesz fel a stratégiát követő befektető. A befektetés tartási időszaka egy hónap, így a kvintilis hozama a portfólióban szereplő részvények következő havi hozamának átlagaként³ adódik. Az eljárás utolsó lépése, hogy kiszámolja a szélső kvintilisportfóliók következő havi hozamának különbségét ($ret_{P5} - ret_{P1}$), amely a momentum stratégia hozamát adja az adott hónapra. Ezen iteratív eljárást elvégezzük minden hónapban a teljes mintán, strukturális törések szerinti részmintákon és kontrollváltozókat beépítve is. A közölt momentum profitok mindig a vizsgált időszak havi hozamainak átlagaként értelmezhetők. A szélső kvintilisportfóliók hozamkülönbsége ($ret_{P5} - ret_{P1}$) önmagában nem eléendő statisztikai következtetésekhez, ezért minden esetben azt a hipotézist tesztelem, hogy a kereskedési stratégia havi hozama szignifikánsan különbözik-e nullától. Követve a nemzetközi standardokat ennek elvégzésére az egyszerű nagy mintás t-próba helyett a Newey-West (1987) korrigált t-statisztikát alkalmazom, így a becslés eredménye heteroszkedaszticitás és autokorreláció mellett is torzítatlan marad. Minden riportált eredmény esetén a tizenkét havi, azaz éves szezonálisra kontrollálok, így tizenketted rendű autokorrelációig tekinthető torzítatlannak az eredmény.

³ Az egyenlően súlyozott (EW) kvintilisportfóliók esetén a portfólió következő havi hozama a részvények következő havi hozamának egyszerű számtani átlaga. Piaci kapitalizáció szerinti súlyozás (VW) esetén a kvintilisportfólió hozamának meghatározásához a részvények hozamát súlyozni kell az adott részvény piaci méretével.

1. ábra Momentumon kereskedési stratégia iteratív lépései



Forrás: Saját szerkesztés Till (2021) alapján

A tanulmány hat eltérő aggregálási időszakkal rendelkező momentum kereskedési stratégiát vizsgál. A kereskedési stratégiák alapjául szolgáló jellemző minden esetben a visszatekintési időszak historikus hozamain alapulnak, amelyet igazodva az irodalomhoz (Carhart, 1997) az osztalékkal és felaprózódással korrigált árfolyamból számoltam ki (*Total Return Index*). A vizsgált hat momentum faktor az alábbi:

$$\text{Egyhavi momentum} \quad MOM_{M1} = ret_{T-1} \quad (1)$$

$$\text{Háromhavi momentum} \quad MOM_{M3} = [(1 + ret_{T-1}) \times (1 + ret_{T-2}) \times (1 + ret_{T-3})] - 1 \quad (2)$$

$$\text{Hathavi momentum} \quad MOM_{M6} = \prod_{i=-1}^5 (1 + ret_{T-i}) - 1 \quad (3)$$

$$\text{Egyéves momentum} \quad MOM_{Y1} = \prod_{i=-1}^{11} (1 + ret_{T-i}) - 1 \quad (4)$$

$$\text{Hároméves momentum} \quad MOM_{Y3} = \prod_{i=-1}^{35} (1 + ret_{T-i}) - 1 \quad (5)$$

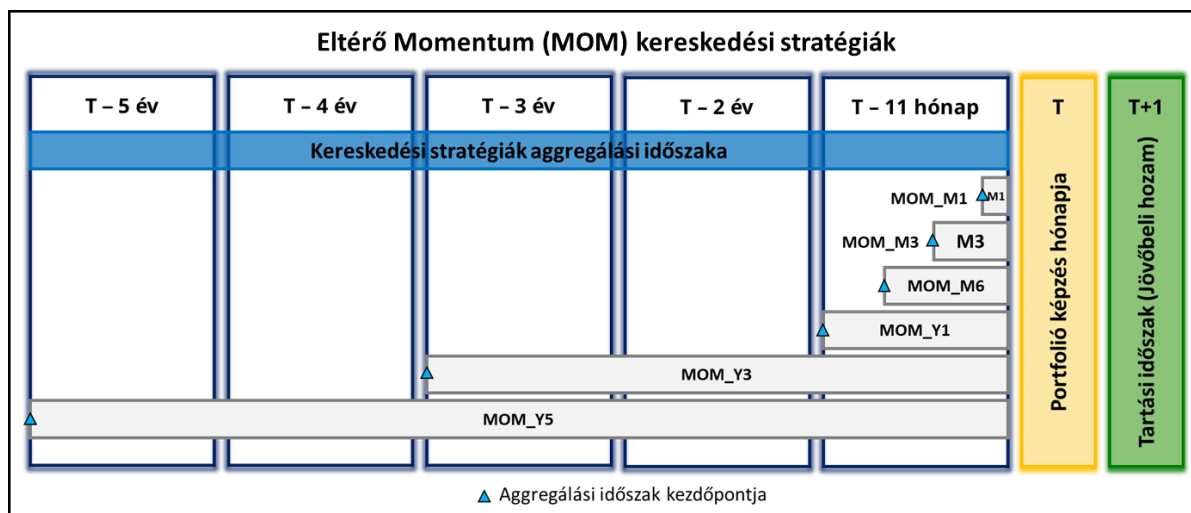
$$\text{Ötéves momentum} \quad MOM_{Y5} = \prod_{i=-1}^{59} (1 + ret_{T-i}) - 1 \quad (6)$$

ahol T jelöli az aktuális hónapot, amely utolsó napján valósul meg a portfólióképzés. Az extrém kvintilisportfóliók esetén a befektetés tartási időszaka mindig egy hónap ($T+1$. hónap elejétől a $T+1$. hónap végéig). A stratégia havi hozama ezek alapján a nyertes (P10) és vesztes kvintilis (P1) $T+1$ -beli teljesítményének különbségéből adódik. Az egyes stratégiák hozam aggregálási időszakát a 2. ábra összegzi.

Példaként a háromhavi momentum stratégiát szemléltetve (MOM_{M3}) 2024 január 31.-én a kereskedési szabály alapján azon részvények 20 százalékába vennénk fel long (short) pozíciót, amelyek aggregált hozama 2023 október, november és december alapján a

legmagasabb (legalacsonyabb) volt. A felvett long és short pozíciót egy hónapig, azaz 2024 február 29.-ig tartanánk, végül likvidálnánk és a korábbiakhoz hasonlóan azon részvényekben vennénk fel long (short) pozíciót, amelyek aggregált hozama 2023 november, december, valamint 2024 január alapján a legmagasabb (legalacsonyabb) volt. Az egyes stratégiákhoz tartozó momentum profitok az egyhónapos tartási időszak long és short lábának különbségének teljes időszakra kalkulált számtani átlagából adódnak.

2. ábra Modellezett momentum kereskedési stratégiák visszatekintési időszaka



Forrás: Saját szerkesztés

A portfóliószintű vizsgálatot elvégeztem a legkisebb és legnagyobb kapitalizációjú vállalatokra, illetve a legkevesbé és leginkább likvid részvényekre is, ugyanis ezen bontásban a momentum stratégia jövedelmezősége eltéréseket mutathat (Jegadeesh-Titman, 2001; Glaser-Weber, 2003). Továbbá az információs bizonytalanság megragadásához létrehoztam négy változót, amelyek rendre a részvények elmúlt 12 havi (*Last Twelve Months*) gördülő volatilitását (*LTM_VOL*), a vállalat életkorát (*AGE*), a várt egy részvényre jutó eredmény variációs együtthatóját (*C.V. EPS*), valamint a vállalatot követő részvényelemzők számát (*#EPS est.*) számszerűsítik. Zhang (2006) cikkéhez hasonlóan én is bevettem a piaci kapitalizációt (*Mrkt.cap.*) kontrollváltozóként az elemzésbe, mint egy további információs bizonytalanságot megragadó faktor. Nagyobb tőzsdéken a piaci kapitalizáció kevésbé hozható összefüggésbe a bizonytalansággal, mert a tőzsdei vállalatok már mind nagyok és jólszervezettek. Viszont a magyar tőzsde e tekintetben sajátosságokat mutat. Előfordul, hogy a kisebb vállalatok irányítás és folyamatszervezés szempontjából még nem sztenderdizáltak, így érdekes lehet vizsgálni a kapitalizáció szerepét is.

$$\text{Mrkt.cap.}^4 = \ln(\text{Korrigálatlan záróárfolyam}_T \times \text{Forgalomban levő részv. darabszáma}_T) \quad (7)$$

A részvény likviditását Amihud és szezőtársai (2015) cikke alapján a *turnover%* változóval ragadtam meg, amely azt mutatja meg, hogy a forgalomban levő részvények (*Common shares outstanding*) mekkora arányával zajlott kereskedés az adott hónapban. Ezek alapján a kapitalizációhoz hasonlóan ismét *turnover%* szerinti harmadolópontoknál állapítottam meg a leginkább és legkevésbé likvid részvények körét.

$$\text{turnover\%} = \frac{\text{Kereskedett részvények darabszáma}_T}{\text{Forgalomban levő részvények darabszáma}_T} \quad (8)$$

A piaci kapitalizációra és a négy információs bizonytalansági proxy-ra (*LTM_VOL*, *AGE*, *C.V. EPS*, *#EPS est.*) való kontrolláskor is minden hónapban a tőzsdén jegyzett részvények alsó harmadát tekintettem faktor szempontjából alacsony vállalatoknak és a felső harmadát faktor szempontjából magas vállalatnak. Ezen logikát követi az összes végrehajtott faktor szerinti kontrollálás, mint például a magas és alacsony volatilitású vállalatok izolált elemzése.

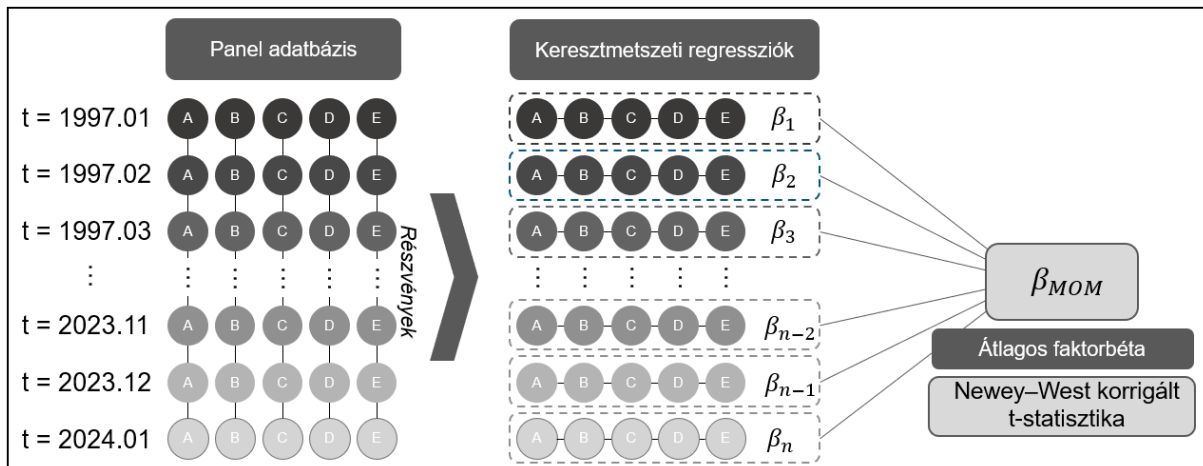
Az egyváltozós sorbarendeázés előnye, hogy képes bárhányad rangú összefüggést előzetes feltételezések nélkül kimutatni, továbbá a módszertan képes dedikált hónapokat is külön vizsgálni. Nemzetközi eredmények alapján a momentum stratégiát adóoptimalizációs szempontból a decemberi és pszichológiai szempontból a január hónapokban (január-hatás) érdemes külön is vizsgálni (Jegadeesh-Titman, 2001; Haug-Hirschey, 2006; Ciccone, 2011). A sorbarendeázés révén lehetőség van finomítani a momentum alapú kereskedési stratégián. Például lehetőség van eltérő súlyozás, kontrollváltozók, dedikált hónapok, tartási időszak megváltoztatása is. A módszertan hátránya a portfólióképzéskor történő nagy fokú információvesztés, amely okán érdemes robusztusság vizsgálatként keresztmetszeti részvényszintű regressziókat is végezni.

A Fama-MacBeth (1973) regresszió abban különbözik a hagyományos regressziótól (*pooled regression*), hogy az nem egy nagy mintaként kezeli a részvényszintű megfigyeléseket, hanem havi keresztmetszeti szegmensekre bontja a panel adatbázist. Elveit tekintve mindkét regresszió a legkisebb négyzetek összege (*OLS*) módszerét alkalmazza a faktorhoz tartozó kockázati prémium meghatározására, azonban a koefficiens értéke a hagyományos regressziónál egyetlen *pooled regression*, míg a Fama-MacBeth módszernél havi szintű keresztmetszeti regressziók eredményének átlagaként áll elő. A részvényhozamok elemzésekor utóbb leírt módszertani különbségek nagy jelentőséggel bírnak, mivel a tőkepiacokról a

⁴ A piaci kapitalizáció esetén logaritmizált értékekkel kalkulálok, hogy a kiugró (*outlier*) mérettel bíró vállalatok kevésbé torzítsák az eredményt. Általában a vállalatok piaci kapitalizáció szempontjából balra ferde eloszlást követnek, tehát a vállalatok nagy része egy bizonyos érték köré összpontosul és piaconként csupán néhány megavállalat működik. A logaritmizálás az extrém érték törlése helyett egy bevett eljárás az irodalomban is.

közelmúltra sokkal több megfigyelés áll rendelkezésre, mint az ezredforduló előtti évekre. Ezáltal, ha az panel adatbázis részvénytípusú megfigyeléseire egyetlen pooled regressziót futtatnánk, akkor a becslés a közelmúltra torzítottá válna, hiszen az OLS regresszió a legkisebb négyzetösszeg okán a nagyobb adathalmaz irányába tolódna el. A problémát kezelendő a Fama-MacBeth módszer minden hónapot külön keresztmetszeti mintaként kezel, így a havi regresszió koefficiensei egyenlő súllyal szerepelnek a végső, teljes mintára vonatkozó átlagolt kockázati prémium értékében. További előny, hogy a rendkívüli események és sokkhatások okozta zaj csupán egy hónap koefficiens értékét torzítja, míg más esetben egy outlier érték a teljes időszaki koefficiens értékét módosítaná. Végül a keresztmetszeti struktúra miatt a hozamok stacionerrel tételével (*logdifferentiálásával*) sem kell foglalkozni. Az eljárás a portfóliószintű sorbarendezéssel szemben szimultán akár több egyedi jellemző hatására is képes kontrollálni, így a legjövődélmezőbb momentum stratégiák a Fama-French (1992) háromfaktoros modell változói mellett célszerű vizsgálni (*béta, piaci kapitalizáció, könyv szerinti és piaci érték hányados*).

3. ábra Gördülő keresztmetszeti Fama-MacBeth regressziós eljárás lépései



Forrás: Saját szerkesztés

A Fama-Frech háromfaktoros modellhez szükséges fundamentális kontrollváltozókat a panel adatbázisból számoltam ki. A részvénytípusú CAPM bétákhoz először minden részvényhez, minden hónapra kiszámoltam a részvénytípusú kockázati prémiumot ($ret_{i,T} - risk\ free_T$) és a piaci kockázati prémiumot ($MRP_T = ret_{market,T} - risk\ free_T$), majd a CAPM alapján az alábbi mindig öt évre⁵ visszatekintő gördülő regressziót futtattam:

$$ret_{i,T} - risk\ free_T = \alpha_{i,T} + \beta_{i,T} MRP_{i,T} + e_{i,T} \quad (9)$$

⁵ A leggyakrabban öt éves bétával szokás dolgozni. A vállalatértékelésben ökölszabály, hogy olyan visszatekintési időszakokkal kalkulált bétával dolgozzunk, amilyen hosszú az értékeléshez használt modell előrejelzésének explicit időszaka

A regresszió $\beta_{i,T}$ tagja adja az adott hónap i . részvényének öt éves historikus bétáját ($BETA$), amelyet kontrollváltozóként használok. A piaci kapitalizáció változót a korábban leírt (7)-es egyenlet alapján kalkuláltam, könyv szerinti és piaci érték hányadosát (BTM) pedig az alábbi egyenletből adódik:

$$BTM^6 = \left(\frac{\text{Egy részvényre jutó könyv szerinti érték}_T \times \text{Forgalomban levő részvények darabszáma}_T}{e^{Mrkt.cap_T}} \right) \quad (10)$$

A statisztikai próbát tekintve a Fama-MacBeth regressziók esetén az a hipotézis kerül tesztelésre, hogy a havi regressziók eredményeként kapott faktorhoz tartozó átlagos kockázati prémium szignifikánsan különbözik-e nullától. Ennek tesztelésére ismételt a Newey és West (1987) korrigált t-statisztikát használtam, hogy a becslés eredménye heteroszkedaszticitás és tizenketted rendű autokorreláció mellett is torzítatlan maradjon.

A részvénytípus robusztusság vizsgálatokhoz az alábbi struktúrával bíró regressziós egyenleteket futtattam. A (11)-es egyenlet önállóan teszteli az egyes momentum faktorok magyarázó erejét, míg a (12)-es egyenlet kontrollál a Fama-French háromfaktoros modell változóira is.

$$ret_{i,T+1} = \alpha_{i,T} + MOM_{i,T} * \gamma_{1,T} + e_{i,T} \quad (11)$$

$$ret_{i,T+1} = \alpha_{i,T} + BETA_{i,T} * \gamma_{1,T} + Mrkt.cap_{i,T} * \gamma_{2,T} + BTM_{i,T} * \gamma_{3,T} + MOM_{i,T} * \gamma_{4,T} + e_{i,T}, \quad (12^7)$$

ahol $ret_{i,T+1}$ az i . részvény következő periódusra vonatkozó hozama (eredményváltozó), a $BETA_{i,T}$ a tradicionális béta becsült értéke az i . részvényre, a $Mrkt.cap_{i,T}$ az i . részvény piaci kapitalizációjának a logaritmus, a $BTM_{i,T}$ a piaci és könyv szerinti érték hányados, a $MOM_{i,T}$ pedig az i . részvényhez tartozó momentum faktor. Az adott faktor izolált hatását mindenhol a gamma koefficiens (γ) ragadja meg, amely az adott faktorhoz tartozó kockázati prémiumként interpretálható. Ha egy vállalat piaci kapitalizációja a T . időpontban ceteris paribus egységnivel nő, akkor a regresszió alapján a vállalat részvényeinek jövőbeli hozama várhatóan $\gamma_{2,T}$ százalékponttal emelkedik.

A különböző MOM változók gamma értékei és a MOM változókon alapuló egyváltozós sorbarendezés hozamkülönbségei egybevágóak, ugyanis mindkettő a momentum változó prediktív erejét ragadja meg. Az eltérés abban mutatkozik meg, hogy a sorbarendezés portfóliósinten, míg a regresszió részvénytípuson vizsgálja a változó előrejelző képességét.

⁶ A piaci kapitalizáció és a könyv szerinti és piaci érték hányados esetében logaritmizált változókat használok, hogy az outlier vállalatok százalékosan közelebb kerüljenek egymáshoz. A logaritmizálás az extrém érték törlése helyett egy bevett eljárás az irodalomban is (Jegadeesh-Titman, 1993).

⁷ Ez a regressziós egyenlet feleltethető meg a Carhart (1997) négyfaktoros modelljének.

IV. Budapesti Értéktőzsde vállalatainak és történelmének áttekintése

Ez a fejezet az empirikus vizsgálathoz használt adatbázis forrásait és struktúráját mutatja be, továbbá kitér a Budapesti Értéktőzsdén jegyzett vállalatok sajátosságaira, valamint a tőzsde történelmi fejlődését tekinti át.

IV.I Részvénytőzsdén empirikus adatok

A részvényhozamok vizsgálatokhoz a pénzügyi irodalomban sztenderd adatbázisokat szoktak alkalmazni az empirikus vizsgálatokhoz. Az amerikai részvénytőzsdén elemzésekhez rendre a CRSP (*Center for Research in Security Prices*) adatbázisa tekinthető irányadónak (Jegadeesh-Titman, 1993; Carhart, 1997; Fama-French, 2012; Bali et al., 2011), míg a nemzetközi részvénytőzsdék vizsgálatához a Refinitiv Datastream (Ince-Porter, 2006; Amihud et al. 2015; Mérő et al., 2019; Till, 2021) használata terjed el. Ezen adatbázisok legnagyobb előnye, hogy számos országra sztenderd formában tartalmazzák az osztalékkal és felaprózódással korrigált árfolyamokat, valamint az idő közben tőzsdéről kivetett részvényeket adatait is.

A momentum stratégia az amerikai piacokon közkeletű kutatási terület, ezzel szemben az európai piacokra kevés nemzetközi bázisultra rendelkez, részletes vizsgálat készült. Kiemelten kevés kutatás vizsgálja a kelet európai piacokat, ezen belül is csak néhány kutatás foglalkozik a magyar tőzsdével. A Budapesti Értéktőzsde kereskedési forgalma és a tőzsdén jegyzett vállalatok főként lokális működése miatt is kisebb figyelem irányul rá, ezért több szempontból is hiánypótló ez a magyar piacot vizsgáló elemzés. A magyar tőzsdén egy nemzetközi befektető szempontjából főként a blue chip részvények likviditása tekinthető kielégítőnek, így többségében az OTP, MOL, Richet Gedeon és Magyar Telekom részvényei iránt van jelentős nemzetközi érdeklődés.

A vizsgálathoz használt adatokat a Refinitiv Datastream adatbázisából töltöttem le 1990 január és 2024 január közti időszakra részvényenként havi bontásban. Az elemzés célja a teljeskörűség volt, ezért az adatbázis lefedi a tőzsde alapításától egészen napjainkig terjedő időszak tőzsdén jegyzett összes részvényét. A túlélési torzítás (*survival bias*) kiküszöbölése miatt az időközben kivetett és kezdő dátum után tőzsdére bevezetett részvények egyaránt részét képezik az adatbázisnak (Shumway, 1997). Kizárólag a forintban jegyeztett, elsődleges (*primary*), fő (*major*) részvényekre fókuszál az elemzés, a befektetési alapok és reáleszközök nem elemei az adatbázisnak, mivel ezek hozama csak egyedi elbírálás alapján lenne értékelhető. A nem korrigált havi záróárfolyamon (*Unadjusted Price*) felül a Datastream és I/B/E/S⁸

⁸ The Institutional Brokers' Estimate System

adatbázisból minden vállalathoz letöltöttem a havi kereskedési volument (*Turnover by Volume*), osztalékkal és felaprózódással korrigált árfolyamot (*Total Return Index*), forgalomban lévő részvények darabszámát (*Common Shares Outstanding*), egy részvényre jutó könyv szerinti értéket (*Book Value Per Share*), várható egy részvényre jutó eredmény variációs együtthatóját (*Earnings Per Share Forecast Coefficient of Variation*); vállalatokat követő részvényelemzők darabszámát (*EPS Total Number of Estimates*). Kezdetben Free Cash Flow alapú mutatókat szerettem volna használni az információs bizonytalanság megragadásához, azonban ezek lefedettsége elmarad az egy részvényre jutó eredményétől, ugyanis néhány iparágban nem jellemző a FCF becslése. A hagyományos béta kiszámításához a magyar 10 éves államkötvények hozamát is letöltöttem a Bloomberg rendszerből, amelyet a kockázatmentes eszköz benchmarkjának használtam. Fontos, hogy a Budapesti Értéktőzsde szempontjából a magyar forintban denominált állampapírok tekinthetők risk free eszköznek csődkockázati szempontból, de nyilván ezen értékpapíroknak is van árfolyam és megújítási kockázata, kizárólag a default risk szempontból tekinthető egy állam saját devizájában kockázatmentesnek.

Az adattisztítási kérdésekben Ince és Porter (2006) javaslatait követem, amely kifejezetten a Datastream és CRSP adatbázisa közötti eltérésekre fókuszál az illikvid részvények elhagyása; penny stock-ok mintából való törlése; valamint a kiugró hozamok kezelését illetően. Az extrém értékek kezelésekor a pontos cut value-k meghatározásakor az adott változó eloszlását és az érintett részvények számosságát vettem figyelembe. Vezérelvként mindig a valós piaci helyzethez leginkább közel álló kép kialakítását tartottam szem előtt. A részvényhozamok vizsgálatokor kardinális szempont, hogy az implementált adattisztítási lépések ne okozzanak look-ahead bias-t, azaz a szűrés kizárólag olyan információkon alapuljon, amely egy befektető számára a döntés pillanatában is hozzáférhető volt. Hasonlóan robusztussági okokból az összes modellezett momentum stratégia esetében a historikus hozam aggregálási időszaka és a befektetés tartási időszaka között minden esetben kihagytam egy hónapot. Érdekes, hogy az akadémiai irodalom sem a magyar, sem a nemzetközi piacokon nem azonosít szignifikáns momentumot ezen az időtávon (Neszveda-Vágó, 2021).

A következő részben az elemzés reprodukálhatósága érdekében az elvégzett adattisztítási lépéseket fogom részletezni. A havi hozamok kiszámítása után első lépésként a +200% feletti havi hozamrekordokat töröltem az adatbázisból, ugyanis ezek szinte biztosan adatbeviteli hibák eredményei (Nartea et al., 2017). Ezt követően a hozamokat 1 és 99 százalékon winszorizáltam (Winsor, 1946). Ez a bevett eljárás az adatbázis kiugró hozamrekordjainak végleges törlése helyett, csupán a hozamok 99 százalékánál nagyobb és a hozamok 1 százalékánál kisebb hozamokat cseréli le rendre az első és kilencvenkilencedik percentilis értékére. A magyar

tőzsdén jegyzett vállalatok alacsony számossága, valamint az egyváltozós sorbarende­zés módszertana miatt fontos szempont, hogy úgy kezeljük az outlier változók kérdését, hogy lehetőség szerint ne veszítsünk megfigyelést az adatbázisból. Az IPO-k esetleges zavaró hatásainak (*IPO aftermarket performance bias*) elkerülése érdekében azokat a részvényeket is kiszűröm a mintából, amelyek hat hónapnál kevesebb múltbeli hozamrekorddal rendelkeznek a Datastream rendszerben (Zhang, 2006). Stilizált tény, hogy az újonnan tőzsdére lépett vállalatok részvényei az első napokban és hetekben jelentős árfolyam-ingadozásokat mutatnak. A részvények árfolyama az IPO-t követően az első napokban gyakran emelkedik (*IPO underpricing*), majd néhány hét vagy hónap elteltével kedvezőtlen esetben jelentősen csökken.

Az irodalomban elfogadott (Carhart, 1997; Jegadeesh-Titman, 2001; Fama-French, 2012), hogy az alacsony likviditású és néhány centes részvények nagy volatilitást okoznak, amelyet a regressziók OLS (*ordinary least squares*) illeszkedési elve miatt kezelni kell, hogy az outlier­ek négyzetes hatása semmiképp se torzítsa az elemzést. Ezenkívül azért is fontos ezen kis méretű és kereskedési forgalmú vállalatok elhagyása, mert a valóságban nem alkalmazható rajtuk a kereskedési stratégia, ugyanis rövid idő alatt nem lehet velük nagy mennyiségben tranzakciókat eszközölni. Ezen megfontolásokból töröltem azokat a megfigyeléseket, ahol a korrigálatlan záróárfolyam kisebb volt 10 forintnál, illetve a 100-as értékről induló *Total Return Index* alacsonyabb volt, mint 0,05. Ezt követően a kereskedési stratégia megvalósíthatósága miatt töröltem azokat a részvénytípusú havi megfigyeléseket is, ahol a részvényhez tartozó likviditás kisebb volt az adott hónapban a forgalomban levő részvények egy százalékánál (Amihud, 2015). Ezt követően a hiányzó adatrekordokat távolítottam el a hozam, jövőbeli hozam, piaci kapitalizáció, könyvszerinti és piaci hányados tekintetében.

Végül a portfólióképzés és statisztikai tesztek megbízhatósága miatt, azokat a hónapokat is kihagytam az elemzésből, amelyekhez havi szinten kevesebb mint húsz részvénytípusú megfigyelés állt rendelkezésre. Amerikai piacokon általában havi szinten minimum száz megfigyelést szokás megkövetelni a deciliképzés okán, azonban a magyar tőzsdén ezt a jegyzett vállalatok számossága nem teszi lehetővé, ugyanis az időszakról függően a 20 és 35-es sávban mozog. Ez indokolta a már korábban bemutatott áttérést a kvintilis alapú elemzésre is. Mindezek eredményeként az adatbázis 1997 január és 2024 január közti időszakra redukálódott, így összesen 10 138 havi részvénytípusú megfigyelésem maradt az adattisztítási lépések elvégzését követően. A vizsgált időszakban a tőzsdén jegyzett részvények átlaga havi 31 volt. A változók leíró statisztikáját az 1. Táblázat riportálja⁹.

⁹ Láthatóan az egyes momentum változók eltérő megfigyelésszámmal rendelkeznek. Logikus módon a faktor hozam aggregálási időtartama és a megfigyelések száma közti kapcsolat ellentétes.

1. Táblázat Adatbázis kulcsváltozóinak leíró statisztikája az adattisztítást követően

Változó	N	1. Percentilis	99. Percentilis	Átlag	Szórás	C.V. ¹⁰	Ferdeség	Csúcsosság
<i>ret</i>	10,138	-30,41%	47,04%	0,87%	13,27%	15,28	1,54	11,85
<i>risk free</i>	10,138	0,16%	0,89%	0,53%	0,20%	0,37	-0,39	2,09
<i>MOM_1M</i>	10,138	-30,89%	45,45%	0,56%	13,10%	23,57	1,35	10,95
<i>MOM_3M</i>	10,138	-46,26%	76,05%	1,71%	21,42%	12,51	1,31	9,00
<i>MOM_6M</i>	10,138	-54,22%	98,08%	3,13%	28,23%	9,03	1,35	8,38
<i>MOM_1Y</i>	9,894	-72,89%	181,46%	8,79%	47,40%	5,39	1,54	7,75
<i>MOM_3Y</i>	8,764	-93,87%	371,35%	29,95%	92,87%	3,10	1,69	6,87
<i>MOM_5Y</i>	7,551	-97,57%	534,69%	60,74%	140,40%	2,31	2,03	9,35
<i>BETA</i>	8,662	-0,18	1,45	0,68	0,31	0,46	-0,18	5,22
<i>Mrkt.cap.</i>	10,138	11,61	23,29	16,98	2,54	0,15	0,24	3,11
<i>BTM</i>	10,138	0,00	10,32	1,22	2,03	1,66	5,79	10,57
<i>turnover%</i>	10,138	0,06	171,15	28,87	38,69	1,34	1,94	6,62
<i>LTM_VOL</i>	10,138	0,02	0,36	0,11	0,07	0,62	1,72	7,07
<i>AGE (év)</i>	10,138	3,75	30,75	13,99	6,96	0,50	0,58	2,43
<i>C.V. EPS</i>	4,087	0,40	149,09	20,24	27,47	1,36	5,64	9,86
<i>#EPS est.</i>	4,087	1,00	20,00	6,09	5,75	0,94	0,83	2,37

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

IV.II. BÉT működésének történelmi áttekintése

A Budapesti Értéktőzsde (BÉT) története 1989 októberében kezdődött, amikor a kormány zöld jelzést adott az értékpapírtörvény elkészítésének. A törvényjavaslat 1990 januárjában került a parlament elé, és március 1-jével lépett érvénybe. Ezzel egyidejűleg tűzték ki június 21-ére a BÉT alakuló közgyűlését, melyen 41 alapító taggal és egy bevezetett részvénnnyel, az IBUSZ-szal, megalakult a BÉT. A tőzsde aktív szerepet játszott a magyarországi privatizációban, magához vonzva számos vezető magyar társaság magánosítását.

A BÉT az évek során számos változáson ment keresztül. Az első kereskedési terem a Váci utcai Trade Centerben volt, majd 1992-ben átköltöztek a Deák Ferenc utca 5. alatti épületbe. 2007-ben újabb székhelyváltás történt az Andrássy úti Herczog-palotába. A BÉT 2015 februárjától 2022 februárjáig a Bank Centerben működtette a parkettet, majd a jelenlegi székhelyükre, a Magyar Nemzeti Bank Budai Központjába költözött. Az azonnali piac eleinte kizárólag nyílt kikiáltásos kereskedésen alapult, majd 1998 novemberéig mind a kereskedési teremben, mind távkereskedési rendszerben zajlott. Az új távkereskedési rendszer, a MultiMarket Trading System (MMTS) 1998 novemberében indult el és a határidős piac elektronikus távkereskedési platformba történő szervezésével 1999-ben végleg elektronikussá vált a kereskedés és elült a csend a tőzsdeparketten.

¹⁰ Coefficient of Variation (C.V.) = Szórás/Átlag

A BÉT származékos piaca 1995 óta működik, ahol határidős és opciós kontraktusokat kínálnak. A BUX kontraktussal a határidős piac 1995 óta aktív, nemsokkal később pedig bevezették az egyedi részvényeken alapuló kontraktusokat és megjelent az opciós piac is. A 2002-es átalakulás során a BÉT gazdasági társasági formát öltött, és 2002. július elsejével megalakult a Budapesti Értéktőzsde Részvénytársaság (2006 áprilisától: Zártkörűen Működő Részvénytársaság). A tulajdonosi szerkezet 2004-ben jelentősen átalakult, amikor osztrák bankok és intézmények vásárolták meg a BÉT többségi részesedését, azóta pedig nemezi többségi tulajdonba került.

2011 novemberében elindították az alternatív kereskedési platformot, a BÉTa piacot, majd 2013 decemberében bevezették az új kereskedési rendszert, a XETRA-t, amely lehetővé teszi a magyar tőzsdén jegyzett cégek számára az európai országokkal való közvetlen kapcsolatot. Az új tulajdonos elvárásainak megfelelően, a BÉT kijelölte a tőkepiac-fejlesztési céljait stratégiában. A menedzsment további fejlesztéseket tervez a hazai tőkepiac növelése és a vállalatok növekedésének támogatása érdekében, így a BÉT tevékenysége révén folyamatosan népszerűsíti a nyilvános működés előnyeit a hazai közép vállalatok körében.

V. Empirikus vizsgálat eredményei

A későbbiekben az elemzés logikai ívének megfelelően fogom ismertetni a kutatás eredményeit. Elsőként a hat eltérő momentumon kereskedési stratégián (havi, háromhavi, hathavi, egyéves, hároméves és ötéves momentum) alapuló egyváltozós sorbarendezés profitabilitását vizsgálom. Az egyes stratégiák jövedelmezősége azt demonstrálja, hogy átlagosan mekkora havi hozamra tett volna szert az a befektető, aki ezen stratégiákat követve befektetett volna a „nyertes” vállalatokba, míg a „vesztes” részvényeket shortolta volna. A modellezett stratégiák hozam mintázata összhangban áll az amerikai irodalom eredményeivel (Carhart, 1997; Jegadeesh-Titman, 2001), ugyanis a magyar piacon is az éven belüli aggregálási időszakokkal bíró momentum stratégiák bizonyulnak a legjövedelmezőbbnek. Éven belüli növelve a visszatekintési időszakot monoton nő a momentum stratégia profitabilitása, míg éven túl a várakozásokkal összhangban redukálódik a stratégia hozama és átlaghoz való visszahúzás érvényesül. Ezt követően második lépésben az egyváltozós sorbarendezés eredményeire építve a két legjövedelmezőbb, valamint statisztikai értelemben is leginkább szignifikáns hathavi (*MOM_6M*) és egyéves (*MOM_1Y*) stratégiát vizsgálom a január hatás és naptári hónapok vonatkozásában. Ennek oka, hogy az amerikai eredmények alapján a momentum stratégia januárban atipikus mintázatokat követ, időszaktól függően nem szignifikáns vagy negatív hozamot (reversal) eredményez a stratégia követése (Jegadeesh-Titman, 2001; Chui et al.,

2010). Ezenkívül az év utolsó hónapját is érdemes külön vizsgálni az év végi portfólió átrendezések és adózási szempontból lezárt ügyletek okán.

Az eredmények alapján megállapítottam, hogy a portfóliószintű vizsgálat eredményei alapján jövedelmezőségben, Sharpe-rátában és statisztikai megbízhatóságában egyaránt az egyéves momentum stratégiára (*MOM_1Y*) bizonyult a legkedvezőbbek, így a további mélyreható elemzéseket erre a stratégiára korlátoztam. Elsőként megvizsgáltam, hogy eltérő strukturális törések mentén, valamint kis és nagy piaci kapitalizációval bíró részvények esetében hogyan változik az egyéves stratégia hozama. Utóbbi azért bír kiemelt jelentőséggel, mert a momentum stratégiát bizonyos nézetek az alacsony likviditású, kis vállalatok okozta zajnak tulajdonítják. Ezt követően a második alfejezet a momentum stratégia és információs bizonytalanság kapcsolatára fókuszál. Ehhez minden bizonytalansági változóra egyváltozós sorbarendezést hajtottam végre tercilis alapon, majd változónként külön-külön megvizsgáltam, hogy az egyéves momentum stratégia (*MOM_1Y*) a magasabb vagy alacsonyabb információs bizonytalansággal bíró részvények esetében mutat magasabb jövedelmezőséget.

V.I. Momentum stratégiák jövedelmezőségének vizsgálata

A 2. táblázat eredményei alapján sikerült a momentum stratégia erős hozamát a magyar tőzsdén is azonosítani. A momentum stratégiák közül a háromhavi (*MOM_3M*), a hathavi (*MOM_6M*) és az egyéves (*MOM_1Y*) stratégiák hozama minden szokásos szignifikancia szint mellett jelentős a vizsgált időszakban (1997-2024). Egyenlő súlyozás esetén a háromhavi stratégia átlagos hozama havi 1,47%, míg a hathavi és egyéves stratégia havi hozama rendre 1,51% és 1,76% (2,99 és 2,70-es korrigált t-statisztika mellett). Néhány tanulmány a stratégia jövedelmezőségét a kis részvények hozamingadozásának tulajdonítja, de ennek ellentmond az az eredmény, hogy a momentum stratégia piaci mérettel súlyozott hozamai az egyenlő súlyozásnál magasabbnak bizonyultak (*MOM_1Y* esetén 1,84% 2,79-es korrigált t-statisztika). Az éven túli stratégiák közül sem a középtávú hároméves, sem pedig a hosszú távú ötéves momentum nem bizonyult sem gazdasági sem statisztikai szempontból relevánsnak. Ezek átlagos hozama a vizsgált időszakban rendre 0,25% és 0,02%, rendkívül alacsony korrigált t-statisztika mellett. A magyar piacon a nyugati tőzsdékhez hasonlóan az éven túli aggregálási időszakot bővítve eltűnik a momentum jelenség és átlaghoz való visszahúzás, azaz reversal érvényesül.

2. Táblázat Eltérő momentum stratégiák teljesítménye egyváltozós sorbarende­zés alapján

A táblázat hat eltérő momentum kereskedési stratégia jövedelmezőségét riportálja, amelyek kizárólag a hozam aggregálási intervallum hosszában térnek el egymástól. A két szélső érték az egyhónapos és ötéves momentum stratégia, ahol rendszerint a befektetési döntést megelőző egy hónap (*MOM_1M*), valamint elmúlt öt év (*MOM_5Y*) hozama kerül aggregálásra. Az első kvintilis (P1) a visszatekintési időszak alapján tartalmazza a legrosszabb húsz százaléknyi részvényt („vesztesek”), P2 az aggregált hozam alapján következő húsz százaléknyi részvényt, míg az ötödik kvintilis (P5) a „nyertes” húsz százaléknyi vállalatot tömöríti össze. A portfóliók havi rendszerességgel kerültek újra súlyozásra. Az elemzés tartalmazza az összes Budapesti Értéktőzsdén jegyzett, méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő forintban denominált elsődleges részvényt az 1997 január és 2024 január közti időszakra. A táblázat három panelből áll: az „A” panel közli az adott stratégiához és kvintilisportfólióhoz tartozó átlagos aggregált faktorértéket, a „B” panel a momentum stratégia alapján egyenlő súlyozással kalkulált kvintilisportfóliók hozamát, végül a „C” panel a piaci kapitalizációval súlyozott kvintilisportfóliók hozamát jeleníti meg. A P5-P1 sor a két szélső kvintilisportfólió átlagos havi hozamkülönbségét, azaz a neutrális kereskedési stratégia jövedelmezőségét számszerűsíti a vizsgált időszakra. Az átlagos hozamához tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztikát és Sharpe-rátát a táblázat alsó sorai közlik.

Kvintilis portfóliók	A – Átlagos múltbeli aggregált hozam kvintilisenként (%)						B – Egyenlően súlyozott portfóliók átlaghozama (%)						C – Piaci kapitalizációval súlyozott portfóliók átlaghozama (%)					
	MOM_1M	MOM_3M	MOM_6M	MOM_1Y	MOM_3Y	MOM_5Y	MOM_1M	MOM_3M	MOM_6M	MOM_1Y	MOM_3Y	MOM_5Y	MOM_1M	MOM_3M	MOM_6M	MOM_1Y	MOM_3Y	MOM_5Y
P1 (low)	-0,13	-0,20	-0,25	-0,36	-0,51	-0,55	0,35%	0,50%	0,28%	0,13%	0,86%	0,59%	0,29%	0,38%	0,16%	0,07%	0,83%	0,60%
P2	-0,04	-0,07	-0,08	-0,11	-0,12	-0,05	1,25%	0,65%	0,32%	0,75%	1,58%	1,42%	1,24%	0,70%	0,34%	0,70%	1,53%	1,39%
P3	0,00	0,01	0,02	0,07	0,23	0,54	0,66%	0,29%	1,08%	1,06%	0,95%	1,29%	0,68%	0,32%	1,08%	1,07%	1,00%	1,28%
P4	0,04	0,09	0,13	0,29	0,68	1,32	0,90%	1,41%	1,35%	1,18%	0,71%	1,16%	0,89%	1,39%	1,32%	1,15%	0,73%	1,15%
P5 (high)	0,17	0,31	0,47	1,04	1,65	2,76	1,55%	1,97%	1,79%	1,89%	1,12%	0,61%	1,52%	1,95%	1,83%	1,91%	1,08%	0,64%
P5-P1	–	–	–	–	–	–	1,21%	1,47%	1,51%	1,76%	0,25%	0,02%	1,23%	1,57%	1,66%	1,84%	0,26%	0,04%
(t-érték)	–	–	–	–	–	–	(2,54***)	(2,98***)	(2,99***)	(2,70***)	(0,47)	(0,04)	(2,57***)	(3,17***)	(3,29***)	(2,79***)	(0,51)	(0,06)
Sharpe	–	–	–	–	–	–	0,29	0,40	0,40	0,50	-0,10	-0,17	0,31	0,45	0,48	0,54	-0,10	-0,17

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

Az amerikai piacokon dokumentált momentum stratégiákban megjelenő mintázatok tükröződnek a 2. Táblázat eredményeiben, így e tekintetben a magyar eredmények illeszkednek a nemzetközi irodalomba (Chui et al., 2010; Fama-French, 2012) és összhangban állnak a magyar kutatásokkal is (Mérő et al., 2019; Neszveda-Simon, 2021). A korábban bemutatott viselkedési magyarázatok alapján rövid távon pozitív momentumot vártunk, amely az eredmények alapján a különböző stratégiák esetében éven belül monoton emelkedik. Viszont, ha az aggregálási időszak meghaladja az egy évet, akkor negatív momentum, azaz reversal jelenség érvényesül, amely szintén párhuzamban áll az amerikai kutatásokkal (Jegadeesh-Titman, 2001; Novy-Marx, 2012; Fama-French, 2012, Neszveda et al., 2022). Kijelenthető, hogy a kisebb likviditás és alacsony számosságú tőzsdén jegyzett vállalat ellenére a momentum stratégiák átlagos hozama és stratégia aggregálási időszaka közti fordított „U” alakú mintázat a magyar tőzsdén is azonosítható. Az egyhavi (MOM_1M) visszatekintési időszakkal rendelkező rövid távú stratégia átlagos hozama a legalacsonyabb (1,21% szignifikáns 2,54-es korrigált t-statisztika mellett), míg az egyéves (MOM_1Y) stratégia generálja a maximális hozamot, amelynek hozama havonta átlagosan 0,55%-kal magasabb. Az aggregálási időszak hosszát növelve arányosan emelkedik a momentum stratégia hozamaza és Sharpe rátája az egyéves stratégiáig, azonban ezt követően gazdasági és statisztikai értelemben is eltűnik a stratégia Low hozama (MOM_3Y 0,25%; MOM_5Y 0,02%).

A stratégiák sikerességét mérő dimenziókban (jövedelmezőség, statisztikai megbízhatóság és Sharpe-ráta) az egyéves momentum kimagaslik a többitől. Azonban összességében még a legjövedelmezőbb eljárás is jóval magasabb volatilitást mutat az amerikai és német eredményekhez képest (Fama-French, 2012; Till, 2021), ami a magyar piac sajátosságaival és az alacsonyabb elemszámú (kevésbé diverzifikált) High Minus Low kvintilisportfóliókkal magyarázható. A magas volatilitás mellett a magyar piac magasabb kockázatmentes hozama is erodálja a Sharpe ráta értékét, így a hazai piacon kevésbé tekinthető a momentum stratégia befektetői szempontból attraktívna (egyenlő és piaci súlyozás mellett is 0,50-0,54-es Sharpe ráta).

A momentum stratégiákat az irodalomban szokás a naptári hónapok szerint is vizsgálni, ugyanis az amerikai és európai piacokon is jellemző, hogy a részvényhozamok bizonyos hónapokban a többitől eltérően viselkednek. Az egyik ilyen elmélet a január hatás (Haug-Hirschey, 2006), miszerint a januári hozamok átlagosan felülmúlják az év többi hónapját. A

kiugró hozamokat a magyarázatok egy része adóoptimalizációval (*tax-loss selling*¹¹), egy másik csoport pedig az alapkezelők kirakatrendezéséből (*window dressing*¹²) vezeti le, de léteznek emberi pszichológiára visszavezethető magyarázatok¹³ is. Az anomália az amerikai eredmények alapján negatívan befolyásolja a momentum stratégiák jövedelmezőségét (Jegadeesh-Titman, 1993; Carhart, 1997; Jegadeesh-Titman, 2001; Fama-French, 2012), ugyanis az eredmények többsége januárban negatív momentumot (reversal) azonosít.

A 3. Táblázat eredményei alapján a budapesti tőzsdén is azonosítható a decemberi hónap atipikus viselkedése, ugyanis a vizsgált hathavi és egyéves momentum esetében is negatív a decemberi hozam (-1,38% és -1,09%). A hathónapos stratégia esetében januárban is átlag alatti a momentum stratégia jövedelmezőse, de még pozitív előjelű. Meglepő eredmény, hogy mindkét stratégia esetében júniusban átlagosan reversal tapasztalható és momentum szempontjából a februári, márciusi, áprilisi és májusi hónapok tekinthetők kiemelten erősnek. Ezen hónapokban a megfigyelések döntő többségében (65-74%) pozitív előjelű a momentum hozama. Az őszi hónapok szempontjából októberben mérhető erős momentum, mindkét esetben a hónapok több mint hetven százalékában volt pozitív a stratégia hozama az átlag pedig 2,22% és 3,17%-os szinten mozgott. Statisztikai szignifikancia szempontjából a hathavi (MOM_6M) stratégia esetén a februári, májusi, júliusi és októberi hónapok a legrelevánsabbak, ehhez hasonlóan az egyéves (MOM_1Y) stratégia szempontjából az áprilisi, májusi, júliusi és októberi hónapok tekinthetők erősnek.

A hozamok szempontjából atipikus januári és decemberi hónap kereskedési stratégiákból való kihagyásával enyhén mindkét momentum stratégia jövedelmezősége növelhető. A vizsgált időszak alapján a momentum stratégiát követő befektetőnek érdemes csak február és november közötti hónapokra koncentrálnia a pozíciók felvételét, mivel így enyhén növelhető az átlagos jövedelmezőség. A hathavi momentum stratégia átlagos havi hozama 1,51%-ról 1,88-ra (3,29-es korrigált t-statisztika), míg az egyéves momentum stratégia átlagos hozama 1,76%-ról 2,08%-ra (3,51-es korrigált t-statisztika) volt növelhető a januári és decemberi kereskedési hónapok mellőzésével (3. Táblázat).

¹¹ A befektetők decemberben adózási szempontból szándékosan realizálják a veszteséges pozíciók veszteségét, hogy kevesebb adót kelljen fizetniük az év közben elért nyereségek után. Ezt követően januárban extra keresletet generálva visszaállítják eredeti befektetési portfóliójukat (Haug-Hirschey, 2006).

¹² Az nyugdíjalapkezelők év végén próbálnak megszabadulni a veszteséges pozícióiktól és a közelmúltban prosperáló vállalatokban fektetni, hogy kedvezőbb színben tűntessék fel az alap teljesítményét az év végi jelentésekben. Ez a „kirakat rendezés” a részvények egy csoportján túlkeresletet, míg máshol túlkínálatot generál, amely hozamingadozásokhoz vezet januárban (Lakonishok et al., 1991).

¹³ A viselkedési közgazdaságtan egyes elméletei szerint az emberek az új évre mentálisan teljesen másképp reagálnak, így a túlzott optimizmus és bátor befektetési döntések is indukálhatják az kiugró januári hozamokat (Ciccone, 2011).

3. Táblázat Naptári hónapok szerinti hathavi és egyéves momentum stratégia hozamok

A táblázat a momentum hatás és a hozamok szempontjából atipikusan viselkedő januári és decemberi hónapok közti összefüggést vizsgálja. A két panel a fél éves (*MOM_6M*), valamint az éves momentum stratégia (*MOM_1Y*) naptári hónapok szerinti dekompozícióját számszerűsíti a befektetési döntést követő egy hónapos tartási időszakot feltételezve. Az elemzés tartalmazza az összes Budapesti Értéktőzsdén jegyzett, méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő forintban denominált elsődleges részvényt az 1997 január és 2024 január közti időszakra. A táblázat egyes oszlopai az adott naptári hónapban realizálható átlagos momentum hozamokat és hozzájuk tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztika értékét közli. A harmadik oszlop a High Minus Low stratégia pozitív havi hozamának relatív gyakoriságát jeleníti meg. Amennyiben az adott hónapban a hozamkülönbség pozitív (momentum) a hónap hozzájárul a stratégia kumulált hozamához, azonban a negatív előjelű hozam (reversal) mitigálja azt.

Hónap	MOM_6M			MOM_1Y		
	P5-P1 hozam	t-stat.	Százalék pozitív	P5-P1 hozam	t-stat.	Százalék pozitív
Január	0,79%	0,49	52,6	1,17%	0,90	50,2
Február	2,85%	2,28***	70,4	1,53%	1,52	65,6
Március	2,42%	1,48	69,3	1,45%	0,97	69,8
Április	2,52%	1,35	65,8	2,99%	1,74**	71,5
Május	3,71%	2,21***	70,4	4,81%	2,52***	74,1
Június	-0,40%	-0,21	55,6	-2,13%	-1,37	44,4
Július	3,22%	2,16***	66,7	3,37%	1,89**	65,7
Augusztus	1,25%	0,81	56,9	2,12%	1,18	57,4
Szeptember	0,24%	0,16	74,1	1,25%	0,69	71,9
Október	2,22%	1,78*	63,4	3,17%	2,38***	66,7
November	-0,23%	-0,11	60,2	1,31%	0,65	69,3
December	-1,38%	-0,74	55,6	-1,09%	-0,59	58,7
Feb.–Nov.	1,88%	3,29***	63,8	2,08%	3,51***	68,9

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

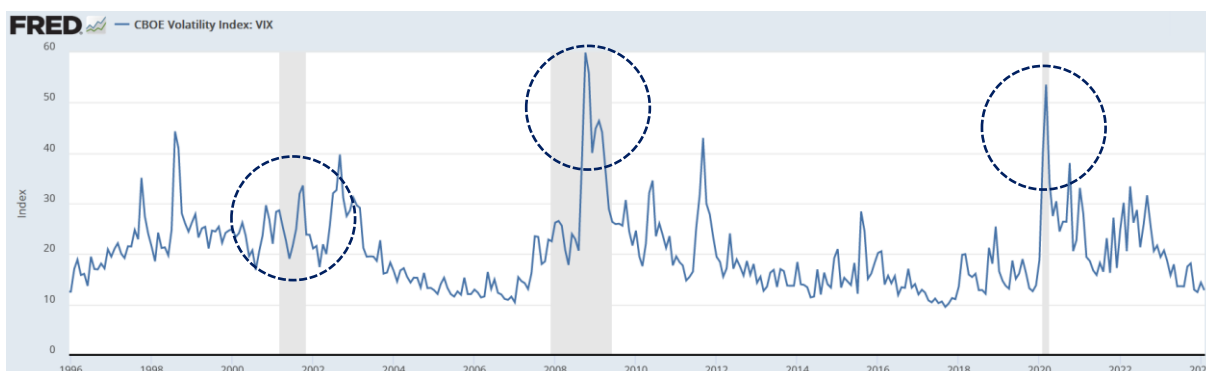
Forrás: Saját számítás és szerkesztés

Az eddigi közölt eredmények alapján a momentum stratégiák közül a portfóliószintű sorbarendezésen és naptári hónap szerinti dekompozíció szerint is az egyéves momentum bizonyult a legkedvezőbbnek. Mind a Sharpe-ráta, mind hozam volumenét tekintve súlyozástól függetlenül az egyéves stratégia (*MOM_1Y*) tekinthető a hat eljárás közül a legdominánsabbnak. Az egyéves momentum stratégia hozama február-november viszonylatban is felülmúlta a hasonlóan erős hathavi stratégia hozamát. Mindezek eredményeképp a későbbi elemzések és robusztusság vizsgálatok kizárólag az egyéves stratégiára fókuszálnak.

A 4. Táblázat az egyéves momentum stratégia két eltérő dimenzió menti vizsgálatának eredményeit riportálja. Az egyik vizsgált aspektus a stratégia időszakok szerinti teljesítménye, míg a másik a kis és nagy kapitalizációjú részvényekre való kontroll. Az első dimenzió alapján a vizsgált teljes 1997-2024-es időszakot öt almintára osztottam. Utóbbi igazodik a nemzetközi báziselvekhez (Jegadeesh-Titman, 2001; Fama-French, 2012, Lim et al., 2018) és a magyar

piacot érő sokkhatásokhoz is. Az öt részminta az eltérő strukturális töréseket hivatott kezelni, amelyek közül kiemelendő a *Dot-com bubble*, *Global Financial Crisis (GFC)*, valamint a *COVID-19 és Orosz-Ukrán háború* okozta turbulencia. A strukturális töréseket okozó sokkok idejének pontos meghatározásához a piaci volatilitást tükröző VIX indexet és a St. Louis Fed ajánlásait vettem alapul. Ezek alapján a három strukturális törés öt részmintára osztotta az adatbázist: Dot-com bubble (1997-2001); GFC előtti békeidő (2001-2007); GFC (2008-2010), GFC utáni éra (2011-2019) és COVID-19 & Orosz-Ukrán háború időszaka (2020-2024).

4. ábra Strukturális törések a VIX index alapján



Forrás: Federal Reserve Economic Data (St. Louis Fed)

A 4. Táblázat eredményeit áttekintve érdekes mintázatok azonosíthatók az egyéves momentum (MOM_Y1) stratégia hozamának időbeli variabilitását illetően. Egyrészt jól látható, hogy a stratégia hozama nem csak a régebbi időszakban, hanem az elmélet akadémiai elterjedését követően is fennáll. Az összes részvényt, valamint a kis kapitalizációjú vállalatokat is magába tömörítő részmintán az 1997-2001 időszakban (Dot-com bubble) szignifikáns reversal volt tapasztalható. A nagy kapitalizációval rendelkező vállalatok részvényei esetében már pozitív, de nem szignifikáns a stratégia hozama. Ezt követően az összes részvény és eltérő kapitalizációval bíró vállalatok összetömörítő részmintákon is minden esetben momentum jelenség volt mérhető. A magyar piacon a 2002 és 2024 közti időszakokban mért momentum stratégia havi átlagos hozama nemzetközi viszonylatban is nagyon magasnak tekinthető. Itt fontos magyar piaci sajátosság, hogy a BUX indexhez hasonlóan momentum stratégia szempontjából is pár részvény dinamikus trendszerű árfolyam emelkedése vagy esése komoly hatást tud gyakorolni a stratégia profitabilitására. Nem megszokott, az amerikai trendekkel ellentmondó eredmény (Nagel, 2012), hogy a nagy pénzügyi világválság időszakában is, amikor a piaci volatilitás rekord szinten állt, mindhárom részmintán gazdasági és statisztikai értelemben is erősen szignifikáns momentum állt fenn. Jellemzően fejlettebb tőzsdéken magas volatilitás idején a historikus teljesítményre épülő kereskedési stratégia elveszti prediktív erejét és relevanciáját, mivel ilyenkor a megszokotthoz képest más vezérelvek mozgatják a piacokat.

Ezenkívül tisztán azonosítható, hogy minden időszakban a kisebb kapitalizációval rendelkező vállalatok esetében magasabb a momentum stratégia átlagos hozama. Ez összhangban áll az információs bizonytalanságon alapuló megközelítéssel, miszerint a kisebb vállalatméret, kevésbé diverzifikált piaci jelenlét, kevésbé standardizált működés és koncentráltabb vállalatvezetés magasabb kockázatot okoz, így a momentum jelenség ezen vállalatok esetében magasabb is. Ezenkívül a BÉT-en jegyzett vállalatokat tekintve magyarázható a kisebb kapitalizációval rendelkező vállalatok esetében mérhető magasabb momentum azzal is, hogy kisebb részvényekről kevesebb és megbízhatóság szempontjából rosszabb minőségű információ áll rendelkezésre, így egy hír szerepe nagyobb piaci mozgást generál és lassabban épül bele az árfolyamba. Ez pedig az árfolyam rövid távú trendszerű alakulását eredményezi. Mi több a magyar piacon a vállalat mérete tekinthető egy proxyként a piaci forgalomra is, így a kisebb vállalatok esetében jellemzőbb magasabb momentum az alacsonyabb piaci hatékonyság mellett magyarázható a részvények kisebb likviditásával is.

Jövedelmezőséget vizsgálva az összes részvényt, valamint a kis kapitalizációval rendelkező vállalatokat hasonlóan viselkedtek, a momentum jelenség jövedelmezősége 2002 és 2019 közti időszakokban folyamatosan emelkedett, majd a COVID-19 és orosz-ukrán háború időszakában dinamikus lecsökkent. A nagy kapitalizációval bíró vállalatok esetén a jövedelmezőségben nem azonosítható tiszta monotonitás, a momentum stratégia szempontjából a 2011-2019-es időszak kedvezett leginkább ezen vállalatoknak. A Sharpe-ráta szempontjából az összes részvényt tekintve a momentum kereskedési stratégia a 2008-2010, 2011-2019 és 2020-2024-es időszakban tekinthető attraktívnak, mivel ezen időszakok alatt a kockázattal korrigált hozamprémiumot megragadó mutató a 0,8-1,7-es szint körül mozgott (4. Táblázat A panel). A mutató szempontjából fontos kiemelni, hogy a magasabb érték a stratégia hozamának csökkenő volatilitása mellett részben a kockázatmentes hozamszint csökkenésének is betudható. A nagy kapitalizációval rendelkező vállalatok részmintán a legtöbb időszakban a momentum stratégia Sharpe rátája nulla körüli és a stratégia hozama is jóval elmarad a kis kapitalizációval rendelkező vállalatokon tapasztalhatótól. Így kijelenthető, hogy jellemzően a kisebb vállalatok hajtják a stratégia kumulált magas hozamát.

4. Táblázat Robusztusságvizsgálat a strukturális törések és piaci kapitalizáció szerint

Ez a táblázat a befektetési döntést megelőző elmúlt tizenegy hónapos (*MOM_1Y*) hozamok alapján kialakított és egy hónapig tartott momentum portfóliók havi átlagos hozamát riportálja. Az első portfólió (P1) egyenlő súlyozás mellett tartalmazza az elmúlt 11 hónap aggregált hozama alapján a legrosszabb húsz százaléknyi részvényt („vesztesek”), P2 az elmúlt 11 hónap alapján a következő húsz százaléknyi részvényt, míg az ötödik portfólió (P5) az elmúlt 11 hónap „nyerteseit” tömöríti össze. A táblázat három panelből áll, az „Összes részvény” minta tartalmazza az összes Budapesti Értéktőzsdén jegyzett méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő forintban denominált részvényt, a „Kis kapitalizáció” és a „Nagy kapitalizáció” részminta pedig a piaci kapitalizáció szerinti havi szinten a legalacsonyabb (T1) és legmagasabb (T3) tercilisbe eső vállalatokat tömöríti össze. A táblázat egyes értékei kvintilisportfólióként jelenítik meg a momentum stratégia adott intervallumra kalkulált átlagos hozamát. Az alsó sorok rendre a két szélső portfólió hozamkülönbségét, hozzá tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztikát és Sharpe-rátát értékét közlik az 1997-2001, 2002-2007; 2008-2010, 2011-2019 és 2020-2024 közti időszakokra.

Kvintilis MOM_Y1	A – Összes részvény					B – Small Market Capitalization					C – Big Market Capitalization				
	1997–2001	2002–2007	2008–2010	2011–2019	2020–2024	1997–2001	2002–2007	2008–2010	2011–2019	2020–2024	1997–2001	2002–2007	2008–2010	2011–2019	2020–2024
P1	2,80%	1,27%	-2,40%	-1,56%	-0,34%	4,39%	1,90%	-4,10%	-2,15%	-0,46%	-0,01%	1,66%	-0,45%	0,06%	0,15%
P2	0,48%	2,13%	-0,42%	0,46%	-0,38%	1,91%	1,93%	2,14%	1,32%	-1,58%	0,19%	1,41%	-0,17%	1,30%	0,47%
P3	0,66%	1,69%	-0,09%	0,95%	0,95%	1,06%	2,00%	-2,25%	1,25%	0,60%	-0,44%	2,23%	-0,04%	0,31%	0,21%
P4	0,50%	2,42%	-0,20%	1,02%	0,83%	2,14%	1,49%	0,53%	0,03%	0,36%	0,44%	1,41%	0,21%	1,29%	2,03%
P5	0,69%	2,88%	0,07%	2,52%	1,38%	0,81%	4,63%	-0,57%	0,84%	0,48%	0,58%	2,43%	-0,22%	2,60%	1,32%
P5-P1	-2,10%	1,61%	2,47%	4,08%	1,72%	-3,58%	2,73%	3,53%	2,99%	0,95%	0,59%	0,77%	0,22%	2,54%	1,17%
(t-érték)	-1,88*	1,75*	4,29***	4,34***	1,47***	-3,11***	2,46***	3,58***	2,36***	0,59	0,34	1,06	0,23	1,71*	1,79*
Sharpe	-0,85	0,42	0,90	1,69	0,80	-0,87	0,65	1,10	0,77	0,24	-0,06	0,09	-0,22	0,81	0,36

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

V.II. Az információs bizonytalanság szerepe a jelenség magyarázatában

Ebben az alfejezetben a második hipotézishez kapcsolódó eredményeket közlöm, miszerint a momentum stratégia hozama a vállalatok információs bizonytalanságával áll kapcsolatban. A magyar eredmények illeszkednek az amerikai (Zhang, 2006) és német (Till, 2022) tőzsdét vizsgáló irodalomhoz, ugyanis a momentum stratégia hozama a legtöbb bizonytalansági proxy-val együtt mozgott. A momentum magasabb volt azokban a részmintákban, ahol az információs bizonytalanság is magasabb szinten állt. Egyedül a vállalat életkora szerint képzett fiatal és régmúltú részmintán modellezett momentum stratégia hozama nem különbözött szignifikánsan egymástól. Az életkor változó a magyar piacon azért nem határolja el a vállalatok, mert többségében régmúltú vállalatokról van szó és ritka a fiatal vállalatok tőzsdére lépése. Ebből kifolyólag nem az életkor okoz információs bizonytalanságot, inkább a vállalat mérete és belső folyamatok szervezettsége. Így magyar sajátosság, hogy a piaci kapitalizációra (*Mrkt.cap.*), mint kiemelt bizonytalansági indikátorra kell tekinteni.

A 5. Táblázat az egyéves momentum stratégia (*MOM_1Y*) hozamát vizsgálja az öt információs bizonytalanságot megragadó indikátor (*LTM_VOL*, *AGE*, *C.V. EPS*, *#EPS est.*, *Mrkt.cap.*) függvényében. A hipotézis alapján, amennyiben a momentum stratégia hozama valóban az információs bizonytalansággal magyarázható, akkor azon részmintákban, ahol a részvények körüli bizonytalanság magasabb (alacsonyabb), ott a momentum stratégia hozamának is magasabbnak (alacsonyabb) kell legyen. Az információs bizonytalanságot a historikus volatilitással, vállalat életkorával, EPS várakozások variációs együtthatójával, vállalatot követő részvényelemzők számával, valamint a piaci kapitalizációval próbáltam megragadni. Az életkor magyarázóereje a magyar piac szempontjából kevésbé releváns az elhanyagolható számú korai fázisban lévő vállalat tőzsdei bevezetése miatt, de érdekességképp ezt az indikátort is bevettem nemzetközi mintára az elemzésbe. A vizsgálathoz minden hónapban meghatározásra került a részvények 12 hónapos gördülő volatilitása (*LTM_VOL*), a vállalat életkora (*AGE*), a várt egy részvényre jutó eredmény variációs együtthatója (*C.V. EPS*), a vállalat EPS-ét becslő részvényelemzők száma (*#EPS est.*), valamint a vállalat piaci kapitalizációja (*Mrkt.cap.*) alapján a felső és alsó tercilisbe eső részvények csoportja. Ezeket a terciliseket külön részmintaként kezelve mindegyik részvénycsoporton külön-külön végrehajtottam az egyéves momentum stratégiát a teljes időszakra. Végül ezeken az alacsony és magas faktorértékkel rendelkező részmintákon generált momentum stratégia átlagos hozamát vetettem össze. Információs bizonytalanság szempontjából a 12 havi gördülő volatilitás és a várt egy részvényre jutó eredmény variációs együtthatója szempontjából a

magasabb érték kedvelőtlenebb, míg a vállalat életkora, a vállalatot követő részvényelemzők száma és piaci kapitalizáció esetén az alacsonyabb érték tekinthető kedvezőtlennek. Ezekkel összhangban a momentum stratégia az életkort kivéve minden esetben magasabb hozamot generált, ahol az információs bizonytalanságot mérő indikátor kedvezőtlen értéket vett fel. A magasabb volatilitást mutató részvények esetén az egyéves momentum stratégia átlagos hozama 2,55% ($t=2,92$), míg az alacsony volatilitással rendelkező vállalatok esetében csak 0,19% ($t=0,42$). Hasonlóan a kevés elemző által követett vállalatok esetén, valamint a kisebb piaci kapitalizációval bíró részvények részmintáján is magasabb a momentum stratégia átlagos hozama. Az elemzői várakozások magasabb szóródása is extra hozamot jelent a momentum stratégia szempontjából, így az eredetileg felállított hipotézist a magyar eredmények alapján sem lehet elvetni. Fontos észrevétel, hogy az eredeti 1,76%-os havi hozam a legtöbb bizonytalansági indikátorra való kontrollálás esetén erősen szignifikáns 2% feletti szintre emelkedett. Az életkor változó alapján képzett két részminta közül a régmúlttal vállalatok csoportja generált magasabb hozamot a momentum stratégia szempontjából, de mint korábban írtam ez a változó az alacsony számú IPO és fiatal vállalatok Budapesti Értekeződen való hiánya okán kevésbé releváns. Az életkor, mint változó nem tudja differenciálni információs bizonytalanság szempontjából a vállalatokat, ugyanis a magyar piacon a sztenderdizált folyamatok felállítása és nemzetközi mintára felépített szervezeti működés nagyobb differenciáló erővel bír. A magyar tőzsdén jegyzett vállalatok gyakran életkortól függetlenül nem kellően digitalizáltak és működésük során a kisvállalkozásokhoz hasonlóan kulcsembert intuícijára hagyatkoznak sztenderd folyamatok és adat alapú döntéshozatal helyett.

5. Táblázat Információs bizonytalanság szerinti momentum stratégia elemzés

A táblázat a befektetési döntést megelőző elmúlt tizenegy hónapos (*MOM_1Y*) hozamok alapján kialakított és egy hónapig tartott információs bizonytalanságra kontrollált momentum portfóliók (*P1*, *P5*) egyenlően súlyozott átlagos havi hozamát, átlagos hozamkülönbségét (*P5-P1*) és a hozzájuk tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztikát és Sharpe-rátát értékét közli. Az elemzés tartalmazza az összes Budapesti Értéktőzsdén jegyzett, méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő forintban denominált elsődleges részvényt az 1997 január és 2024 január közti időszakra. A táblázat sorai változónként az egyes fundamentális paraméterekkel kiegészített momentum stratégia átlagos hozamát jelenítik meg százalékban. Minden hónapban meghatározásra került a részvények 12 hónapos gördülő volatilitása (*LTM_VOL*), a vállalat életkora (*AGE*), a várt egy részvényre jutó eredmény variációs együtthatója (*C.V. EPS*), a vállalatot követő részvényelemzők száma (*#EPS est.*), valamint a vállalat piaci kapitalizációja (*Mrkt.cap.*) alapján az adott hónapban felső és alsó tercilisbe eső részvények csoportja, majd változónként az alacsony és magas tercilisbe eső részvényekből létrehozott részmintán került a hagyományos egyéves momentum stratégia implementálásra. Példaként az első két sor minden hónapban a legkevesbé és leginkább volatilis részvényeken végrehajtott egyéves momentum stratégia jövedelmezőségét ragadja meg.

Változó		P1 _{MOM_Y1}	P5 _{MOM_Y1}	P5–P1 _{MOM_Y1}	t-stat.	Sharpe
MOM_1Y	Eredeti	0,13%	1,89%	1,76%	(2,70***)	0,50
LTM_VOL	Alacsony	1,21%	1,40%	0,19%	0,42	-0,15
	Magas	-0,21%	2,34%	2,55%	2,92***	0,57
AGE	Alacsony	-0,20%	1,14%	1,35%	1,42	0,31
	Magas	-0,39%	2,16%	2,55%	3,23***	0,86
C.V. EPS	Alacsony	0,49%	0,39%	-0,10%	-0,13	-0,24
	Magas	0,55%	1,05%	0,50%	0,77	-0,06
#EPS est.	Alacsony	-0,82%	1,95%	2,76%	3,78***	0,80
	Magas	0,77%	0,67%	-0,11%	-0,21	-0,26
Mrkt.cap.	Alacsony	0,13%	1,62%	1,48%	1,96**	0,28
	Magas	0,53%	1,79%	1,20%	1,81*	0,27

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

VI. Robusztusságvizsgálat és kitekintés

Az eredmények alapján kijelenthető, hogy a magyar piacon is tisztán azonosítható egy gazdasági és statisztikai értelemben erős momentum jelenség, amely a nemzetközi irodalomhoz hasonló mintázatokat követ és részben magyarázható az információs bizonytalansággal. Fontos kiemelni, hogy a magyar piac a jegyzett vállalatok számossága, részvények átlagos kereskedési volumene és a vállalatok régiós tényezőknek való erős kitettsége miatt nagyon speciális. Kevesebb részletes elemzés és pénzügyi információ áll rendelkezésre a vállalatokról, továbbá az egyedi, kevésbé mérhető idioszinkratikus tényezők szerepe is kardinális, ennek ellenére a momentum jelenség mintázatai a nemzetközi eredményekkel párhuzamban állnak.

A fő hipotézisek megválaszolását követően ebben a fejezetben az egyváltozós sorbarendezéstől eltérő regressziós módszertannal vizsgálom meg a három legjövedelmezőbb

momentum stratégia robusztusság kontrollálva a hagyományos Fama-French (1992) változókra. Ezt követően fundamentális jellemzők beépítésével próbálom növelni a legerősebb egyéves momentum (*MOM_Y1*) stratégia hozamát.

A 6. Táblázat a hozamban és statisztikai szignifikancia szintben is legrelevánsabb háromhavi, hathavi és egyéves momentum stratégiát veti alá részvénytípusú regressziós vizsgálatnak. A három legmagasabb hozamot generáló kereskedési eljárás részletes elemzésének céljából havi rendszerességgel Fama-MacBeth keresztmetszeti regressziókkal vizsgáltam a *MOM_3M*, *MOM_6M* és *MOM_1Y* változók prediktív erejét. A részvénytípusú regressziós vizsgálatok teljes összhangban állnak a korábbi portfóliószintű egyváltozós sorbarendezés eredményeivel, ugyanis a riportált eredmények alapján mindhárom momentum stratégia hozamprémiuma erősen szignifikánsnak bizonyult a vizsgált időszakban. A hozamprémiumok a regressziós vizsgálatok alapján is hasonló léptékűek, az időszak átlagában a havi 1,7-2,7%-os szinten állnak. A keresztmetszeti Fama-Macbeth regressziók előnye, hogy egyszerre képes több változó hatására kontrollálni, így számszerűsíthető az egyes változók izolált hatására több változó együttes jelenléte mellett is. A 6. Táblázat utolsó három oszlopa alapján látható, hogy mindhárom momentum változó prediktív ereje robusztus marad a Fama-French (1992) háromfaktoros modell változói ($BETA^{14}$, *Mrkt.cap.*, *BTM*) mellett is. A változók információtartalma annyira eltérő, hogy a faktorok hozamprémiuma az egyváltozós modellhez képest nem is változik a további három változó modellbe való beépítésének hatására. A Fama-French változók hozamprémiuma és azok előjele sem módosul, ami a gyenge multikollinearitásra és faktorok egymástól lényegesen eltérő információs tartalmára utal. Az is látható, hogy a többváltozós regressziós modellek illeszkedését mérő korrigált R^2 értéke a Fama-French változók beépítésével dinamikusan emelkedik, az mindhárom momentum faktor esetében nagyon hasonló magyarázóerőt tükröz. Ezek alapján a momentum jelenség befektetői szempontból fontos prediktív szerepén felül azt is beláthatjuk, hogy a hozamok volatilitásának magyarázatában a tradicionális CAPM béta, piaci kapitalizáció, valamint a könyv szerinti és piaci érték hányadoson felül a részvények historikus teljesítményét megragadó momentum faktor is fontos szerepet játszik. Ebből kifolyólag a hozamok elemzésekor érdemes a hagyományos Fama-French háromfaktoros modell helyett a momentummal kiegészített négyfaktoros modellt alkalmazni.

¹⁴ A regressziók alátámasztják a korábbi nyugat európai eredményeket (Glaser-Weber, 2003; Till, 2021; Till 2022), ugyanis a CAPM béta és a várható hozam közötti kapcsolat fordított irányú.

6. Táblázat A legjövödelmezőbb momentum stratégiák keresztmetszeti vizsgálata

A táblázat a panel adatbázis havi részmintáin futatott részvénytípusú Fama-MacBeth (1973) regressziók átlagos koefficiens értékeit jeleníti meg eltérő momentum faktorokra, valamint a tradicionális Fama-Frech (1992) háromfaktoros modellre. Az egyváltozós sorbarendezés alapján a három havi-, fél éves- és éves momentum stratégia bizonyult gazdasági és statisztikai értelemben is szignifikánsnak (*MOM_3M*, *MOM_6M*, *MOM_1Y*) az eltérő momentum stratégiák közül, így a regressziós vizsgálat kizárólag ezekre fókuszál az empirikus béta, piaci kapitalizáció és könyv szerinti és piaci érték hányados vonatkozásában. A regressziókhoz használt adatbázis tartalmazza az összes Budapesti Értéktőzsdén jegyzett, méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő forintban denominált elsődleges részvényt az 1997 január és 2024 január közti időszakra. A táblázat minden oszlopa egy-egy külön regresszió koefficiens értékét, valamint a ahhoz tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztika értékét (zárójelben a p-értéket) riportálja. Minden regresszió eredményváltozója a részvények következő időpontbeli (jövőbeli, T+1) hozama, míg a magyarázó változó a faktor döntéskori (adott időszakos, T) értéke. Az első hat regresszió izoláltan teszteli a faktorok prediktív erejét, míg a 7., 8. és 9. regresszió a momentum stratégiák robusztusságát vizsgálja a szokásos Fama-French (1992) háromfaktoros modellre kontrollálva.

Faktor	Fama-MacBeth részvénytípusú regressziók								
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
BETA	-0,01192						-0,01214	-0,00871	-0,00739
	<i>t</i> =-2,34 (2,1%)	–	–	–	–	–	<i>t</i> =-2,46 (1,4%)	<i>t</i> =-1,59 (11,4%)	<i>t</i> =-1,38 (16,8%)
Mrkt.Cap		0,00026					0,00244	0,00182	0,00171
	–	<i>t</i> =0,35 (72,7%)	–	–	–	–	<i>t</i> =2,57 (1,1%)	<i>t</i> =1,77 (7,8%)	<i>t</i> =1,85 (6,5%)
BTM			0,00396				0,00592	0,00527	0,00588
	–	–	<i>t</i> =2,29 (2,3%)	–	–	–	<i>t</i> =2,58 (1,0%)	<i>t</i> =2,38 (1,8%)	<i>t</i> =2,48 (1,4%)
MOM_3M				0,03018			0,02581		
	–	–	–	<i>t</i> =2,81 (0,5%)	–	–	<i>t</i> =1,99 (4,8%)	–	–
MOM_6M					0,02744			0,02564	
	–	–	–	–	<i>t</i> =3,40 (0,1%)	–	–	<i>t</i> =2,83 (0,5%)	–
MOM_1Y						0,01691			0,01687
	–	–	–	–	–	<i>t</i> =3,10 (0,2%)	–	–	<i>t</i> =2,73 (0,7%)
Korrigált R ²	3,25%	2,38%	3,32%	3,41%	3,41%	3,48%	11,33%	11,31%	11,13%

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

A fundamentális változók tekintetében a Fama-French-féle (1992) *BETA*, *Mrkt.cap*. és *BTM* faktorok mellett a részvények likviditása (*turnover%*) faktorra is megvizsgáltam az egyéves momentum stratégia érzékenységet. Az információs bizonytalanságot vizsgáló elemzést alapul véve, arra a kérdésre kerestem a választ, hogy rejlenek-e jövödelmezőségi előnyök abban, ha kizárólag az alacsony vagy magas likviditású, bétájú, piaci kapitalizációjú vagy könyv szerinti és piaci érték hányadossal rendelkező részvényeken implementálja egy befektető a momentum stratégiát. A korábbi logikához hasonlóan az elemzéshez minden

hónapban kiszámoltam az adott faktor szerinti harmadolópontokat, majd az alacsony (magas) faktorértékű tercilisen külön-külön teszteltem az egyéves momentum (*MOM_1Y*) stratégiát egyváltozós sorbarendezeéssel. Az ennek mentén létrejött nyolc (négy faktor, ezeken belül két almintá) fundamentális tényezővel kiegészített kereskedési stratégia átlagos jövedelmezőségét a 7. Táblázat riortálja.

A 7. Táblázat azokat a fundamentális változókat próbálja azonosítani, amelyek révén tovább növelhető a legrobosztusabb egyéves (*MOM_1Y*) stratégia profitabilitása. Az eredmények alapján látható, hogy jövedelmezőégi szempontból a két legfontosabb változó a CAPM béta és likviditás. Látható, hogy a momentum stratégia hozama az alacsony likviditású és alacsony bétájú vállalatok esetében eltűnik. Viszont a leginkább likvid részvényeken a momentum stratégia átlagos hozama egy százalékponttal magasabb (2,74%) az eredeti stratégia jövedelmezőségénél (1,76%). A Budapesti Értéktőzsdén a legmagasabb likviditású kvintilisbe főként a korábban említett blue chip részvények tartoznak bele, amelyek láthatóan erős momentumot generálnak. Ehhez hasonlóan a hagyományos öt éves CAPM béta esetében is a felső tercilisből képzett részmintán jobban működött a stratégia, mint az alsó tercilisben. Ebben az esetben is a béta szerint képzett felső tercilisen magasabb az egyéves stratégia (*MOM_1Y*) átlagos hozam, mint a feltétel nélküli esetben (2,10% vs 1,76%).

Az eredmények ellentmondanak azon nézetekkel, miszerint a momentum stratégia kizárólag az alacsony likviditással rendelkező részvényeken működik, ugyanis a magyar piacon ennek az ellenkezője tapasztalható. A vizsgált időszakban pont az erősen likvid részvényeken működött igazán jól a stratégia. E tekintetben a piaci méret szerinti képzett részminták nem mutattak a momentum stratégia szempontjából nagy eltérést. Abszolút értelemben az alacsony kapitalizációval rendelkező vállalatok esetén, ahol a vállalat körüli információs bizonytalanság is nagyobb, ott a stratégia hozama is enyhén magasabb volt (1,48% vs 1,20%). A korábban kapott egyváltozós sorbarendezeés eredményei is azt sugallták (2. Táblázat), hogy piaci kapitalizáció tekintetében nincs nagy eltérés a momentum stratégia hozamában, mert a piaci értékkel (VW) számolt átlagos hozamok alig tértek el az egyenlően súlyozott hozamoktól (EW). Végül a könyv szerinti és piaci érték hányados (*BTM*) a befektetői várakozások egy jó indikátora. A saját tőke könyv szerinti értéke a vállalat szempontjából mindig konzervatív, az óvatosság elvén alapuló értéket tükröz, így érdemes azt a piaci értékkel, azaz aktuális kapitalizációval összevetni. Ha *BTM* értéke egynél nagyobb értéket vesz fel, akkor a befektetők a vállalatot a saját tőke könyv szerinti értéke alá értékelik, amely a vállalat jövőbeli prosperitása, növekedési kilátásai és eredményessége szempontjából egy pesszimizmusra utaló jelzés. Ezzel szemben, ha a *BTM* értéke alacsony, akkor a befektetők hajlandók a részvényekért prémiumot,

tehát az egységnyi saját tőkén felüli értéket fizetni. A momentum stratégia szempontjából a magyar piacon meglepően nem mutatkozik számottevő eltérés a könyv szerinti és piaci érték hányados szempontjából alacsony és magas értékkel rendelkező vállalatokat összetömörítő részmintákon (1,44% vs 1,48%). Sharpe-ráta és abszolút hozam szempontjából a magyar piac adatai alapján az egyéves momentum faktort (MOM_1Y) kizárólag a likviditás ($turnover\%$) és béta ($BETA$) faktorokkal érdemes ötvözni. Ezen változók mentén a hozam és statisztikai prediktív erő emelkedik, továbbá a stratégia hozamának volatilitása is csökken.

7. Táblázat Egyéves momentum stratégia hozama fundamentális tényezők szerint

A táblázat a befektetési döntést megelőző elmúlt tizenegy hónapos (MOM_1Y) hozamok alapján kialakított és egy hónapig tartott fundamentális tényezőkkel kiegészített momentum portfóliók (P1, P5) egyenlően súlyozott átlagos havi hozamát, átlagos hozamkülönbségét ($P5-P1$) és a hozzájuk tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztikát és Sharpe-ráta értékét közli. Az elemzés tartalmazza az összes Budapesti Értéktőzsdén jegyzett, méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő forintban denominált elsődleges részvényt az 1997 január és 2024 január közti időszakra. A táblázat sorai változónként az egyes fundamentális paraméterekkel kiegészített momentum stratégia átlagos hozamát jelenítik meg százalékban. Minden hónapban meghatározásra került a részvények likviditása, öt évre visszatekintő bétája, piaci kapitalizációja és piaci és könyv szerinti érték hányadosa alapján a felső és alsó tercilisbe eső részvények csoportja, majd változónként az alacsony és magas tercilisbe eső részvényekből létrehozott részmintán került a hagyományos egyéves momentum stratégia implementálásra. Példaként az első két sor minden hónapban a legkevesbé és leginkább likvid részvényeken végrehajtott egyéves momentum stratégia jövedelmezőségét ragadja meg.

Változó		$P1_{MOM_Y1}$	$P5_{MOM_Y1}$	$P5-P1_{MOM_Y1}$	t-stat.	Sharpe
MOM_1Y	Eredeti	0,13%	1,89%	1,76%	(2,70***)	0,50
turnover%	Alacsony	1,67%	1,77%	0,09%	0,13	-0,12
	Magas	-0,58%	2,16%	2,74%	3,53***	0,84
BETA	Alacsony	1,59%	2,46%	0,88%	1,04	0,09
	Magas	-0,64%	1,47%	2,10%	3,18***	0,58
Mrkt.cap.	Alacsony	0,13%	1,62%	1,48%	1,96**	0,28
	Magas	0,53%	1,79%	1,20%	1,81*	0,27
BTM	Alacsony	0,35%	1,79%	1,44%	1,92*	0,32
	Magas	1,00%	2,47%	1,48%	1,98**	0,28

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

Mindent egybevetve a hipotézisekkel összhangban a Budapesti Értéktőzsdén rendkívül magas hozamot generál a momentum kereskedési stratégia, amely jól magyarázható az információs bizonytalansággal. Hozamok tekintetében az egyszerű egyéves momentum stratégia átlagos havi hozama a likviditási és béta faktorról való kombinálás esetén emelkedett.

VII. Konklúzió

A pénzügyi kutatások egyik fő irányvonala a részvénytőzsdéi hozamok idősorának és keresztmetszeti viselkedésének megértése. Ezen a területen az egyik legrobosztusabb jelenség a részvények relatív teljesítményének prediktív ereje, azaz a momentum jelenség. Azok a vállalatok, amelyek a befektetési döntést megelőző elmúlt három-tizenkét hónapban a piacot felül (alul) teljesítették, azok várhatóan a jövőben is nyertesek (vesztesek) maradnak. Ez a stratégia a nemzetközi eredményekkel összhangban a Budapesti Értéktőzsdén is erős prediktív erővel bírt az empirikus adatokat figyelembe véve (1997-2024).

A hozamaggregálási időszak növelésével (egyhavi, háromhavi, hathavi, egyéves) egyhónapos tartási időszak mellett a momentum stratégiák havi átlagos hozama monoton emelkedett egészen az egyéves visszatekintési időszakokkal rendelkező stratégiáig. Éven túli hozamaggregálás esetén momentum stratégia hozama előjelet vált (reversal), így hosszú távon a momentum stratégia kumulált hozama eltűnik és átlaghoz való visszahúzás érvényesül. Ez a fordított „U” alakú mintázat a momentum stratégia hozama és aggregálási időszak hossza között összhangban áll a nemzetközi eredmények mintázataival.

A momentum stratégiák közül a háromhavi (*MOM_3M*), hathavi (*MOM_6M*) és egyéves (*MOM_1Y*) stratégia profitabilitása tekinthető a legkedvezőbbnek, ezek közül is az egyéves stratégia tekinthető a legrobosztusabbnak átlagos jövedelmezőség (1,76%) és Sharpe-ráta (0,54) tekintetében. Fontos kiemelni, hogy a magyar tőzsdén jegyzett vállalatok alacsonyabb számossága és idioszinkratikus tényezők okán is a szélső kvintilisportfoliók közti hozamkülönbség a nyugati tőzsdékhez képest magasabb volatilitást mutat, továbbá a magyar risk free rate is meghaladja a nemzetközit, amely hatások együttese alacsonyabb Sharpe rátát eredményezett. A januári és decemberi naptári hónapokat kihagyva a kereskedési stratégiából az egyéves stratégia átlagos hozama enyhén növelhető (1,88%) volt. Igazán nagy hatással a momentum stratégia likviditási faktorra (turnover%) való ötvözése bírt, ugyanis az egy százalékponttal emelte a havi átlagos hozamot (2,74%) és a kombinált stratégia Sharpe rátája is szignifikánsan magasabb lett (0,84).

Sikerült az eredményekkel alátámasztani a hipotézist, miszerint a momentum stratégia hozama magyarázható az információs bizonytalansággal, ugyanis a magyar piacon is a nagyobb bizonytalanságot hordozó részvények csoportján volt az egyéves (*MOM_1Y*) stratégia hozama magasabb. A stratégiai tesztek alapján a momentum stratégia jövedelmezősége részben a befektetéskor vállalat magasabb kockázatnak tudható be. E tekintetben a magyar piac egyedi és nehezebben elemezhető, ugyanis kevés tőzsdén jegyzett részvény áll rendelkezésre és ezek

közül is sok a még nem standard működést és adatalapú döntéshozatalt a közmúltban zászlózára tűzött vállalat. Az elemzésben az idioszinkratikus információs bizonytalanságot a historikus 12 havi gördülő volatilitással, az elemzői EPS várakozások variációs együtthatójával, a vállalatot követő részvényelemzők számával és a piaci mérettel sikerült megragadni. Az empirikus vizsgálat alapján sikerült az irodalom azt a hipotézisét megcáfolni, miszerint a momentum stratégiát az alacsony likviditással rendelkező vállalatok hozamingadozása okozza.

A vizsgált momentum faktorok robusztusak maradtak a Fama-Frech (1992) háromfaktoros modell változóira való kontrollálás esetében (*BETA*, *Mrkt.cap.*, *BTM*), továbbá a strukturális törések mentán képzett időszaki bontásban is. Meglepő eredmény, hogy a stratégia hozama még a magas volatilitást mutató időszakokban is megmaradt (GFC és COVID-19 időszakban is), amely ellentmond az amerikai eredményekkel, ahol jellemzően piaci turbulenciák idején a momentum hatás elveszti prediktív erejét és általában ultra rövid reversal azonosítható.

Összességében sikerült a Budapesti Értéktőzsdén azonosítani a momentum jelenséget, valamint megtalálni a stratégia szempontjából optimális aggregálási időszakot. Kijelenthető, hogy a momentum jelenség és információs bizonytalanság közt kapcsolat áll fenn és a stratégia nem az alacsony likviditású részvények okozta zajból ered. Végül sikerült olyan egyedi változót azonosítani, amelyekkel ötvözve a momentum faktort a stratégia hozama növelhető alacsonyabb volatilitás elérése mellett. Mindenképp érdemes a magyar piacra fókuszáló további vizsgálatokat végezni a témában, ugyanis a momentum stratégia jövedelmezőségének vonatkozásában a hírek és bejelentések hatásának részvénytípusú vizsgálata kiemelten érdekes kutatási kérdés lehet.

Irodalomjegyzék

- AMIHUD, Y., HAMEED, A., KANG, W., & ZHANG, H. (2015): The illiquidity premium: International evidence. *Journal of Financial Economics*, Vol. 117 No. 2, pp. 350-368. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2015.04.005>
- ANTONIOU, C., DOUKAS, J. A., & SUBRAHMANYAM, A. (2013): Cognitive dissonance, sentiment, and momentum. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 48 No. 1, pp. 245-275. <https://doi.org/10.1017/S0022109012000592>
- ARTMANN, S., FINTER, P., & KEMPF, A. (2012): Determinants of expected stock returns: large sample evidence from the German market. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 39 No. 5-6, pp. 758-784. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2012.02286.x>
- ASNESS, C. (2011): Momentum in Japan: The exception that proves the rule. *Journal of Portfolio Management*, Vol. 37 No. 4, pp. 67-75. <https://doi.org/10.3905/jpm.2011.37.4.067>
- BALI, T. G., CAKICI, N., & WHITEHEAD, R. F. (2011): Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 99 No. 2, pp. 427-446. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.08.014>
- BARBERIS, N., MUKHERJEE, A., & WANG, B. (2016): Prospect theory and stock returns: An empirical test. *The Review of Financial Studies*, Vol. 29 No. 11, pp. 3068-3107. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhw049>
- BARBERIS, N., SHLEIFER, A., & VISHNY, R. (1998): A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, Vol. 49 No. 3, pp. 307-343. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00027-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00027-0)
- CARHART, M. M. (1997): On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, Vol. 52 No. 1, pp. 57-82. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
- CHEEMA, M. A., & NARTEA, G. V. (2014): Momentum returns and information uncertainty: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 30, pp. 173-188. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2014.10.002>
- CHEN, Y., & ZHAO, H. (2012): Informed trading, information uncertainty, and price momentum. *Journal of Banking & Finance*, 36, No. 7, 2095-2109. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.03.016>
- CHUI, A. C., TITMAN, S., & WEI, K. J. (2010): Individualism and momentum around the world. *Journal of Finance*, Vol. 65 No. 1, pp. 361-392. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01532.x>

- CICCONI, S. J. (2011): Investor optimism, false hopes and the January effect. *Journal of Behavioral Finance*, Vol. 12 No. 3, pp. 158-168. <https://doi.org/10.1080/15427560.2011.602197>
- CSILLAG, B., & NESZVEDA, G. (2020): A gazdasági várakozások hatása a tőzsdei momentumstratégiára. *Közgazdasági Szemle*, 67(11), 1093-1111. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2020.11.1093>
- DA, Z., GURUN, U. G., & WARACHKA, M. (2014): Frog in the pan: Continuous information and momentum. *The Review of Financial Studies*, Vol. 27 No. 7, pp. 2171-2218. <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, pp. 1839-1885. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00077>
- DIETHER, K. B., MALLOY, C. J., & SCHERBINA, A. (2002): Differences of opinion and the cross section of stock returns. *Journal of Finance*, Vol. 57 No. 5, pp. 2113-2141. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00490>
- EBERHART, A. C., MAXWELL, W. F., & SIDDIQUE, A. R. (2004): An examination of long-term abnormal stock returns and operating performance following R&D increases. *Journal of Finance*, Vol. 59 No. 2, pp. 623-650. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00644.x>
- FAMA, E. F. (1970): Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, Vol. 25 No. 2, pp. 383-417. <https://www.jstor.org/stable/2325486>
- FAMA, E. F., & FRENCH, K. R. (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, Vol. 47. No. 2, pp. 427. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- FAMA, E. F., & FRENCH, K. R. (2012): Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 105 No. 3, pp. 457-472. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011>
- GALARIOTIS, E. C., HOLMES, P., & MA, X. S. (2007): Contrarian and momentum profitability revisited: Evidence from the London Stock Exchange 1964–2005. *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 17 No. 5, pp. 432-447. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2007.01.003>
- GATEV, E., GOETZMANN, W. N., & ROUWENHORST, K. G. (2006): Pairs trading: Performance of a relative-value arbitrage rule. *The Review of Financial Studies*, Vol. 19 No. 3, pp. 797-827. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj020>

- GLASER, M., & WEBER, M. (2003): Momentum and turnover: evidence from the German stock market. *Schmalenbach Business Review*, Vol. 55 No. 2, pp. 108-135. <https://doi.org/10.1007/BF03396669>
- GRINBLATT, M., & HAN, B. (2005): Prospect theory, mental accounting, and momentum. *Journal of Financial Economics*, Vol. 78 No. 2, pp. 311-339. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.10.006>
- HANAUER, M. (2014): Is Japan different? Evidence on momentum and market dynamics. *International Review of Finance*, Vol. 14 No. 1, pp. 141-160. <https://doi.org/10.1111/irfi.12024>
- HAUG, M., & HIRSCHEY, M. (2006): The january effect. *Financial Analysts Journal*, Vol. 62 No. 5, pp. 78-88. <https://doi.org/10.2469/faj.v62.n5.4284>
- HESTON, S. L., & SADKA, R. (2008): Seasonality in the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 87 No. 2, pp. 418-445. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.02.003>
- HONG, H., & STEIN, J. C. (1999): A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. *Journal of Finance*, Vol. 54 No. 6, pp. 2143-2184. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00184>
- INCE, O. S., & PORTER, R. B. (2006): Individual equity return data from Thomson Datastream: Handle with care! *Journal of Financial Research*, Vol. 29 No. 4, pp. 463-479. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2006.00189.x>
- JEGADEESH, N., & TITMAN, S. (1993): Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, Vol. 48 No. 1, pp. 65-91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>
- JEGADEESH, N., & TITMAN, S. (2001): Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *Journal of Finance*, Vol. 56 No. 2, pp. 699-720. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00342>
- JIANG, G., LEE, C. M., & ZHANG, Y. (2005): Information uncertainty and expected returns. *Review of Accounting Studies*, 10, 185-221. <https://doi.org/10.1506/92CB-P8G9-2A31-PV0R>
- JOHNSON, T. C. (2002): Rational momentum effects. *Journal of Finance*, Vol. 57 No. 2, pp. 585-608. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00435>
- LAKONISHOK, J., SHLEIFER, A., THALER, R. H., & VISHNY, R. W. (1991): Window dressing by pension fund managers. *American Economic Review Papers and Proceedings*. Workin paper: 3617

- LEHMANN, B. N. (1990): Fads, martingales, and market efficiency. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105 No. 1, pp. 1-28. <https://doi.org/10.2307/2937816>
- LIM, B. Y., WANG, J. G., & YAO, Y. (2018): Time-series momentum in nearly 100 years of stock returns. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 97, pp. 283-296. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2018.10.010>
- LINTNER, J. (1965): The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47 No. 1, pp. 13-37. <https://doi.org/10.2307/1924119>
- MÉRŐ, B., NAGY O., & NESZVEDA G. (2019): Új faktorok tesztelése az empirikus eszközárzásban. *Sigma Matematikai-közgazdasági folyóirat*, Vol. 50 No. 4, pp. 263-281.
- MOSSIN, J. (1966): Equilibrium in a Capital Asset. *Econometrica*, Vol. 34 No. 4, pp. 768-783 <https://doi.org/10.2307/1910098>
- NAGEL, S. (2012): Evaporating liquidity. *The Review of Financial Studies*, Vol. 25 No.7, pp. 2005-2039. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhs066>
- NARANJO, A., NIMALENDRAN, M., & RYNGAERT, M. (1998): Stock returns, dividend yields, and taxes. *Journal of Finance*, Vol. 53 No. 6, pp. 2029-2057. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00082>
- 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 No. 1, pp. 189-197. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.12.008>
- NESZVEDA, G., & SIMON, P. (2021): Szezonális, január-hatás és a momentum-stratégia. *Sigma*, 52(4), 335-352.
- NESZVEDA, G., & VÁGÓ, Á. (2021): A likviditásnyújtás kereskedési stratégiájának hozamvizsgálata a magyar részvénytőzsián. *Közgazdasági Szemle*, 68(7-8), 794-814. <http://doi.org/10.18414/KSZ.2021.7-8.794>
- NESZVEDA, G., TILL, G., TIMÁR, B., & VARGA, M. (2022): Is short-term reversal driven by liquidity provision in emerging markets? Evidence from China. *Finance Research Letters*, 50, 103220. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103220>
- NEWBY, W., & WEST, K. (1987): A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, Vol. 55 No. 3, pp. 703-708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- NOVY-MARX, R. (2012): Is momentum really momentum? *Journal of Financial Economics*, Vol. 103 No. 3, pp. 429-453. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.05.003>

- O'BRIEN, M. A., BRAILSFORD, T., & GAUNT, C. (2010): Interaction of size, book-to-market and momentum effects in Australia. *Accounting & Finance*, Vol. 50 No. 1, pp. 197-219. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2009.00318.x>
- 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, pp. 129-176. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(77\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-405x(77)90009-5)
- SHARPE, W. F. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, Vol. 19 No. 3, pp. 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- SHUMWAY, T. (1997): The delisting bias in CRSP data. *Journal of Finance*, Vol. 52 No. 1, pp. 327-340. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03818.x>
- SUBRAHMANYAM, A. (2018): Equity market momentum: A synthesis of the literature and suggestions for future work. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 51, pp. 291-296. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2018.08.004>
- TILL, G. (2021): Az árfolyam–nyereség arány szerepe a német tőzsdei kereskedésben. *Közgazdasági Szemle*, Vol. 68 No. 7-8, pp. 815-846. <http://doi.org/10.18414/KSZ.2021.7-8.815>
- TILL, G. (2022): A befektetői pszichológia és a fundamentális változók szerepe a részvényhozamok alakulásában. Német empirikus vizsgálat. Budapesti Corvinus Egyetem Working paper
- WINSOR, C. P. (1946): Which regression? *Biometrics Bulletin*, Vol. 2 No. 6, pp. 101-109. <https://doi.org/10.2307/3002018>
- YAO, Y. (2012): Momentum, contrarian, and the January seasonality. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 36 No. 10, pp. 2757-2769. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.12.004>
- ZHANG, X. F. (2006): Information uncertainty and stock returns. *Journal of Finance*, Vol. 61 No. 1, pp. 105-137. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00831.x>