

OTDK-dolgozat

2023

**BUDAPESTI CORVINUS EGYETEM
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI KAR**



**A BEFEKTETŐI PSZICHOLÓGIA ÉS A FUNDAMENTÁLIS VÁLTOZÓK
SZEREPE A RÉSZVÉNYHOZAMOK ALAKULÁSÁBAN
-MOMENTUM STRATÉGIA NÉMET EMPIRIKUS VIZSGÁLATA-**

***THE ROLE OF INVESTOR PSYCHOLOGY AND FUNDAMENTAL
FACTORS IN STOCK RETURNS?
-GERMAN EMPIRICAL STUDY OF THE MOMENTUM STRATEGY-***

Till Gábor

Egyetemi témavezető: Badics Milán Csaba

Külső konzulens: dr. Neszveda Gábor

Kézirat lezárásának dátuma: 2022. június 15.

Absztrakt

Az algoritmizált kereskedés, valamint a gyors információáramlás okán a technikai és fundamentális tényezők által kiváltott tőkepiaci árfolyam ingadozások közötti határvonal nehezen azonosítható. Ennek következtében befektetői szempontból hozzáadott értékkel bírhat a fundamentális és pszichológiai indikátorok ötvözése. Ez a tanulmány a faktormodellek irodalmába illeszkedik, fókuszában az eltérő időszakokra kalkulált momentum elméletének tesztelése áll. A kutatás arra a kérdésre keresi a választ, hogy a frankfurti tőzsdén rövid, közepes és hosszú távon nyereségesnek bizonyul-e a momentum kereskedési stratégia, azaz a részvények múltbeli teljesítménye képes-e szignifikánsan predesztinálni a jövőbeli hozamok alakulását. A szerző a hipotézisek teszteléséhez portfóliószintű egyváltozós sorbarendezést hajt végre, továbbá Fama-MacBeth részvény szintű regressziókkal teszteli az egyes momentum stratégiák robusztusságát. Az empirikus vizsgálatok végeredménye szerint az egyéves momentum bizonyul a legjövedelmezőbbnek. A momentum stratégia profitabilitása a január hatás kezelésével és a kereskedési stratégia fundamentális faktorokkal (béta, könyv szerinti és piaci érték hányados, likviditás) való ötvözésével tovább növelhető. A momentum faktoron alapuló kereskedési stratégia a teljes mintát (1990-2021) és eltérő strukturális töréseket figyelembe véve is erősen szignifikáns abnormalis hozamot generál.

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

Tartalomjegyzék

I. Bevezetés	1
II. Irodalmi áttekintés a momentum stratégiát kiváltó elméletekről	4
III. Alkalmazott módszertanok.....	6
IV. Frankfurti tőzsde részvényszintű empirikus adatai	12
V. Empirikus vizsgálat eredményei	15
VI. Konklúzió.....	26
Irodalomjegyzék.....	28

Ábrajegyzék

1. ábra Momentumon alapuló kereskedési eljárás iteratív lépései	8
2. ábra Modellezett kereskedési stratégiák visszatekintési időszaka.....	9

Táblázatok jegyzéke

1. Táblázat Adatbázis változóinak leíró statisztikája az adattisztítást követően.....	15
2. Táblázat Kereskedési stratégiák jövedelmezősége egyváltozós sorbarendezés alapján	17
3. Táblázat A legjövedelmezőbb momentum stratégiák keresztmetszeti vizsgálata	19
4. Táblázat Hathavi és egyéves momentum stratégia hozama januárban és azon kívül	21
5. Táblázat Egyéves momentum stratégia hozama fundamentális tényezők szerint	22
6. Táblázat Robusztusságvizsgálat a strukturális törések és piaci kapitalizáció szerint	24

I. Bevezetés

Az empirikus eszközárazás, ezen belül is a részvényhozamok időbeli és keresztmetszeti előrejelzése központi kérdését képi a modern pénzügyi közgazdaságtannak. Sharpe (1964), Lintner (1965) és Mossin (1966) forradalmi munkája alapjaiban formálta át a kockázatos eszközökről való gondolkodást és a várható hozamok becslésének módszertanát. A klasszikus CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), azaz tőkepiaci árfolyamok modellje az egyedi részvények hozamát a piaci kockázati prémiumból, valamint a részvényhez tartozó egyedi bétából vezeti le. Az elmélet konklúziója, hogy az egyedi eszköz várható hozama egyedül az eszköz szisztematikus kockázatnak való kitettségétől függ, ugyanis az idioszinkratikus kockázat diverzifikációval eliminálható. A modell számos feltételezéssel él a piacok hatékonyságáról és a szereplők racionalitásáról, amelyek miatt megjelenése után rögtön számos adatalapú kritika (Miller–Scholes (1972); Roll 1977) és továbbfejlesztés született a CAPM-et illetően (Cornell, 1981; Cox et al., 1985).

A CAPM továbbfejlesztései a szisztematikus kockázatnak való kitettségen túl egyéb kockázati tényezőket is azonosítanak, amelyek hatást gyakorolnak az eszköz várható hozamára. Ezen elméletek többfaktoros APT (*Arbitrage Pricing Theory*) néven terjedtek el a pénzügyi irodalomban (Roll-Ross, 1980). A modellek az egyedi eszköz hozamát olyan független tényezőkkel, úgynevezett faktorportfóliók súlyozott átlagával próbálják meghatározni, amelyek egy adott kockázati típusra tökéletes érzékenységet mutatnak, viszont minden egyéb kockázatra érzéketlenek. Chen és szerzőtársai (1986) a részvények hozamát empirikus adatokon függetlennek vélt makroökonómiai tényezőkkel¹ magyarázta, de a számos fundamentális tényező közül csupán a termelési index, a hozamgörbe változása és kockázati prémium bírt statisztikailag erős prediktív erővel.

A nemzetközi pénzügyi irodalom a 70-es évektől számos fundamentális faktorról próbálja magyarázni a várható részvényhozamok alakulását, de a CAPM után Fama-French (1992) háromfaktoros modellje tudott igazán nagy figyelmet kapni meglepő eredményei miatt. Fama-French (1992) a NYSE, AMEX és NASDAQ harmincéves tőzsdei adatbázisán empirikus eredményekkel cáfolta meg a tradicionális béta és részvényhozamok közötti kapcsolatot. A szerzők olyan új erős prediktív erővel bíró tényezőket azonosítottak, mint a vállalat piaci mérete, illetve a vállalat piaci és könyv szerinti érték hányadosa. Az eredmények robusztussága és pénzügyi relevanciája nagy figyelmet irányított a háromfaktoros modellre, ugyanis ez fontos

¹ Ipari termelési index változása, term spread, nem várt infláció, kötvénykockázati prémium, piaci index változása, reál fogyasztás változása

találkozása volt a pénzügyi elméletnek és tőzsdei kereskedési gyakorlatnak. Azóta számos faktort hoztak összefüggésbe a várható részvényhozamokkal ilyen a rövid-távú visszafordulások (Lehmann, 1990; Nagel, 2012), a momentum hatás (Jegadeesh-Titman, 1993; Carhart, 1997), az osztalékhozam (Naranjo et al., 1998), az elemzői jövedelmezőségi várakozások szóródása (Diether et al., 2002), a kutatás-fejlesztési kiadások növelése (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 kilátáselemlet index (Barberis et al., 2016).

Ezen faktorok közül statisztikai és gazdasági értelemben is a momentum hatás bizonyul a legjelentősebbnek, amely eljárás az egyedi hozamok időbeli autokorrelációján alapszik. A stratégia lényege, hogy a múltban piacot felül teljesítő részvények várhatóan a jövőben is az átlagosnál nagyobb hozamot generálnak majd, míg az piacot a múltban alul teljesítő részvények hozama továbbra is elmarad majd az átlagostól. A stratégiát szokás különböző időhorizonton vizsgálni, mind a múltbeli teljesítményt, mind pedig a portfólióképzést követő befektetés tartási időszakát tekintve. A momentum stratégia kiugró abnormális hozamát először az amerikai piacokon riportálták (Jegadeesh-Titman, 1993; Carhart, 1997; Jegadeesh-Titman, 2001), azóta pedig az angol (Galarotis et al., 2007), német (Glaser-Weber, 2003; Till, 2021), magyar (Mérő et al., 2019), ausztrál (O'Brien et al., 2010), kínai (Cheema-Nartea, 2014) és számos fejlődő és fejlett ország tőzsdéjén empirikusan azonosították a jelenséget (Chui et al., 2010; Fama-French, 2012; Subrahmanyam, 2018). Az egyetlen kivétl Japán képi, ugyanis a tokiói tőzsdén (TSE) csak gyengén (Hanauer, 2014) vagy egyáltalán nem (Asness, 2011) azonosítható a világon mindenhol jelenlévő erősen szignifikáns havi 0,85-1,96%-os momentum stratégia hozam.

A múltbeli hozamok alapján kialakított befektetési stratégiák vizsgálata egy kiemelten érdekes területe a pénzügyi közgazdaságtannak, ugyanis a részvények historikus teljesítményen alapuló befektetési döntések sikeressége gyökeresen ellentmond a tradicionális feltevéseknek a piacok tökéletességéről és hatékonyságról (Fama, 1970). Viszont amíg a részvényárak túl- vagy alul reagálják az információkat, addig létezni fognak olyan nyereséges kereskedési stratégiák, amelyek a részvényeket a múltbeli hozamok alapján választják ki.

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 képzett portfóliók hozamkülönbsége a vizsgált időszak átlagában (1965-1998) 6 hónapos tartási időszak mellett havi 1,23% volt. Meglepő eredmény, de a nyertes és vesztes részvényekből képzett portfoliók nagyságrendileg egyenlő mértékben járultak hozzá a momentum stratégia hozamához, a felső

decilis átlagosan havi 0,56%-kal teljesítette felül a piaci indexet, míg az alsó deciliből képzett portfólió 0,67%-kal múlta alul azt. A stratégia kumulatív hozama a tartási hónapok függvényében 1-től 12 hónapig monoton emelkedett 12,2%-ig. A 13. hónapos vagy annál hosszabb tartási időszak esetén a momentum stratégia átlagos hozama már negatív, azaz a momentummal ellentétes reversal (visszafordulások) hatás érvényesül. Ebből kifolyólag egy évnél hosszabb tartási időszak esetén a kumulatív hozam trendszerű csökken, amely 5 éves tartási időszak esetén negatív tartományba lép át.

Ez a tanulmány a momentum stratégia átfogó vizsgálatára helyezi a hangsúlyt. Az elemzés fő célja, hogy az Európai Unió legnagyobb tőzsdéjén tesztelje a momentum jelenséget, valamint az eltérő momentum stratégiák közül a nemzetközi báziselveknek megfelelő módszertanokkal megkeresse a legjövedelmezőbbet. A kutatás motivációja, hogy olyan fundamentális tényezőket azonosítson, amelyekre érzékeny a momentum stratégia hozama és ezen változók beépítésével a kereskedési eljárás profitabilitása növelhető. A tanulmány a faktormodellek irodalmába illeszkedik és hozzájárulása legalább négyrétű: a frankfurti tőzsdén napjainkig nyúló adatbázison (1990–2021) tesztel nyolc eltérő momentum stratégiát (1), a legjövedelmezőbb módszertanok esetén megvizsgálja a stratégia érzékenységet a január hatásra (2), valamint fundamentális faktorokkal kombinálva az alapvető kereskedési módszert próbálja fokozni a jelenség abnormális hozamát (3), végül teszteli az eredmények robusztusságát az irodalomban elfogadott háromfaktoros modellre és az idősorban lévő strukturális törések mentén is (4). A tanulmány három fő hipotézise az alábbi: 1) a frankfurti tőzsdén az összes éven belüli momentum stratégia szignifikáns abnormális hozamot generál; 2) a stratégia profitabilitása tovább növelhető fundamentális faktorok kereskedési stratégiába való beépítésével, továbbá 3) a részvények likviditására és piaci méretére való kontrollálás nem erodálja a momentum stratégia abnormális hozamát. Előzetes várakozásaim szerint a momentum hatása robusztus marad a Fama-French (1992) háromfaktoros modellre való kontrollálás esetén is, továbbá prediktív ereje időszaktól függetlenül szignifikáns lesz.

A későbbiekben a tanulmány a következő felépítést követi. A második fejezet strukturálva áttekinti az irodalomban elterjedt magyarázatokat a momentum jelenségre. Ezt követően a harmadik fejezet ismerteti az alkalmazott módszertanokat, a negyedik fejezet bemutatja a használt adatbázist. Az ötödik fejezet részletesen riportálja az eredményeket és választ ad az eredetileg megfogalmazott hipotézisekre. Végül a konklúzió röviden összefoglalja a főbb eredményeket és további kutatási irányokat fogalmaz meg.

II. Irodalmi áttekintés a momentum stratégiát kiváltó elméletekről

Adódik a kérdés, hogy miért figyelhetők meg és maradnak fenn évtizedeken keresztül a részvényhozamok alakulásában megfigyelhető olyan erős mintázatok, mint a momentum hatás. A megfejtés a befektetőkben és azok viselkedési torzításaiban, téves reakcióiban, valamint elfogultságban keresendő. A folyamat megértéshez fel kell oldani a homo economicus-ra vonatkozó feltevéseket és el kell fogadnunk a szereplők korlátozott racionalitására vonatkozó premisszát. Számos magyarázat él egymás mellett a pénzügyi irodalomban a momentum stratégia okairól, ám ezek többsége a viselkedési közgazdaságtan és emberi pszichológián alapszik és csupán néhány elmélet próbál fundamentális magyarázatot találni a jelenségre.

A pszichológiai magyarázatok egyik csoportja a befektetők túlreagálásával magyarázza, hogy miért hoznak magasabb hozamot az elmúlt év nyertesei, mint a vesztesei. Daniel és szerzőtársai (1998) elmélete szerint a befektetők kognitív elfogultságuk miatt a befektetéseikkel kapcsolatos pozitív híreket a saját részvénykiválasztási képességeiknek tudják, míg a veszteségeket a balszerencsének tulajdonítják. Ennek eredményeként a befektetők fokozatosan túlságosan magabiztossá válnak, hogy képesek különbséget tenni a nyertes és vesztes vállalatok között, ezáltal túlbecsülik az ezekre a részvényekre vonatkozó jelzések léptékét. A modellben a pozitív visszacsatolások momentum hatást eredményeznek a nyertes (vesztes) részvények árfolyama jóval a fundamentális érték fölé (alá) kerül. Ez az elmélet összhangban áll a korábban leírt mintázatokkal, ugyanis a késleltetett túlreagálás kezdetben momentum stratégiai nyereséghez vezet, amely végül megfordul (reversal), ahogy az árak visszakorrigálnak a fundamentumaikhoz.

A magyarázatok egy másik nagy csoportja a befektetők alul reagálásával magyarázza a momentum stratégia kiugróan magas abnormális 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 hajlandóság az árfolyamok hírekre való alul reagálását okozza. Így a hírek hatására mind felfele mind lefele fokozatosan tudnak csak elmozdulni az árfolyamok, ami rövid távon momentum jelenséget eredményez. Így lényegében a modelljük a jelenséget a túl hamar és túl későn realizált pozíciókból eredezteti. Egy hasonló magyarázattal szolgál a kognitív disszonancia, miszerint a befektetők megfelelően reagálnak azokra a hírekre, amelyek megerősítik hiedelmeiket, de alul reagálnak azokra a hírekre, amelyek megcáfolják előzetes feltételezéseiket. Ebből kifolyólag a befektetők átlagosan alul reagálják az eseményeket, így az információ csak fokozatosan tud beépülni az árba momentumot eredményezve (Antoniou et al., 2013). Ehhez hasonlóan Da és szerzőtársai

(2014) is az alul reagálással magyarázzák a jelenséget, ugyanis a befektetők az apró részletekben érkező információkat hajlamosak ignorálni és egyedül a sokszerű hírek váltanak ki reakciókat (*conservatism bias*). A szerzők egy tanulságos párhuzamot vonnak az átlagos befektető és egy tűz feletti serpenyőben lévő béka állapota között, aki csak akkor figyel fel a melegre, mikor már megégette magát. Ez az elmélet a tőkepiacokon kívül is megállja a helyét, ugyanis az emberi pszichológia az ellentmondások tényére is nehezen hajlandó felülírni a prior feltételezéseit, így a való életben is tipikus a ragaszkodás a múlthoz, valamint a változásról való félelem. Összességében ez az alul reagálás a tőkepiacokon egy bizonyos ideig előre jelezhetőséget visz a hozamokba, ugyanis a hírek csak fokozatosan tudnak beépülni az árba, de amint az információ teljes mértékben beépült az árakba a részvények hozamai már nem lesznek kiszámíthatók, azaz egy idő után megszűnik a momentum.

Az elméletek harmadik csoportja fundamentális magyarázatokkal szolgál a momentum jelenségre. Barberis és társai (1998) szerint a befektetők egy része technika, egy része pedig érték alapon a vállalat várható jövőbeli pénzáramlásainak diszkontált jelenértéke alapján fektet be. A megközelítés alapján a fundamentális kereskedők indítják be a momentum jelenséget, amikor az aktuális makrogazdasági és iparági várakozások alapján találnak egy alulértékelt vállalatot. Az értékalapú befektetők ekkor fokozatosan megemelik a részvény árfolyamát, amelynek hatására megnőnek a hozamok és a részvény már a technikai, múlt alapján kereskedő befektetők számára is érdekessé válik (lásd relatív erő, mozgóátlag, trendelés). Ezzel a technikai kereskedők és a laikus „hírfigyelők” már az információ árfolyamba való beépülése után a lendületben lévő részvényeknek lefele vagy felfele további löketet adnak, extrapolálva a múltat rövid távon momentum jelenséget generálva. Amikor az ár már túl messzire kerül a fundamentális értéktől korrekció következik be és egy új trend alakul ki, amely összhangban áll a 12 hónapnál hosszabb tartási időszakkal rendelkező momentum stratégia negatív hozamával (reversal). Ebben a modellben a két befektetői kör különböző információkészlet alapján hoz befektetési döntést (múltbeli árfolyam vs várható jövőbeli pénzáramlás), de mindkét befektetői csoport racionálisan jár el várakozásaik frissítése során az információkészlete függvényében. Így végső soron a hozamok kiszámíthatósága annak köszönhető, hogy mindegyik csoport csak részinformációkat használ fel a várakozása frissítéséhez (Hong-Stein, 1999). Egy másik megközelítés a növekedési ütem és a működési okozta kockázati prémiumból próbálja levezetni a momentum jelenséget (Johnson, 2002), azonban az empirikus eredmények alapján a múltban nyertes és vesztes részvények kockázata (béta) nem különbözik és a momentum stratégia profitját sem kizárólag a stratégia long vagy short lába generálja (Jegadeesh-Titman, 2001). Zhang (2006) is a magasabb vállalat kockázat

kompenzációjának tudja be a momentum stratégia profitját, ugyanis eredményei alapján azon kisebb részvények esetén nagyobb a momentum hatás, ahol nagyobb a bizonytalanság az információk megbízhatóságát illetően. Novy és Marx (2012) cikkében azzal érvel, hogy a momentum jelenség valójában a vállalati életciklusból levezethető folytatódó trend. Visszhang szerűen a legutóbbi nyertes részvények azért tudják felülmúlni a legutóbbi vesztes részvényeket, mert a kiugrást előidéző fundamentális tényező hatása várhatóan fennmarad hét-tizenkét hónapig.

A bemutatott modelleken túl számos hasonló elmélet él az irodalomban, azonban nincs általánosan elfogadott magyarázat a momentum jelenségre napjainkban sem (Subrahayam, 2018). A jelenség azonosításakor az akadémiai irodalom arra számított, hogy a professzionális intézményi szereplők aktivitása megszünteti a jelenséget, azonban 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 kereskedelmi pénzügyi szektor szemszögéből.

III. Alkalmazott módszertanok

A nemzetközi irodalomban sztenderd módszertanok alakultak ki a faktorokon alapuló kereskedési stratégiák modellezésére. Jellemző a portfóliószintű vizsgálat (univariate sort) és a részvényt szintű keresztmetszeti regressziós statisztikai elemzések elvégzése a Fama-MacBeth (1973) módszertannal, valamint ezen eljárások ötvöztetése. Az egyváltozós sorbarendezés előnye, hogy elvégzéséhez nincs szükség semmilyen előzetes feltételezésre a részvényhez tartozó faktor és jövőbeli hozam kapcsolatára. Ezzel szemben a Fama-MacBeth regressziók lineáris kapcsolatot feltételeznek a faktor és jövőbeli hozam között, azonban portfóliószint helyett részvényt szinten képesek ugyanazt a kérdést megválaszolni. Till (2021) részletesen összefoglalja az egyes módszerek előnyét és hátrányát, valamint az együttes alkalmazásban rejlő szinergiákat.

A momentum stratégia egy kezdeti tőkét nem igénylő kereskedési eljárás, ugyanis az eljárást követve a befektető az elmúlt időszakban nyertes részvények egy részében long és az elmúlt időszak vesztes részvények ugyanakkora részében short pozíciót vesz fel. Az irodalom az elmúlt időszak teljesítményt a nagyon rövid időszakoktól (napi vagy havi) egészen öt éves időtartamig vizsgálja (Jegadeesh-Titman, 2001; Nagel, 2012). A kereskedett részvények mennyiségét pedig kvantilisok alapján szokás meghatározni, amelyek közül a leggyakoribb a decilisen vagy tercilisen alapuló vizsgálat, elvétve fellelhető a kvintilisen alapuló portfólióképzés is. A kvantilis definiálásakor a kereskedési stratégia alapjául szolgáló faktor

értékkészletére², valamint az időszakokban tőzsdén jegyzett vállalatok számára kell tekintettel lenni. A frankfurti tőzsde részvényeinek számossága lehetővé teszi a decilis alapú portfólióképzést és a momentum értékkészlete sem jelent korlátot a decilis alapú vizsgálatnak, így a tanulmány módszertanában alkalmazkodik a momentumot vizsgáló akadémiai irodalom standardjaihoz (Jegadeesh-Titman, 1993; Carhart, 1997; Jegadeesh-Titman, 2001; Artmann et al., 2012; Yao, 2012; Till, 2021).

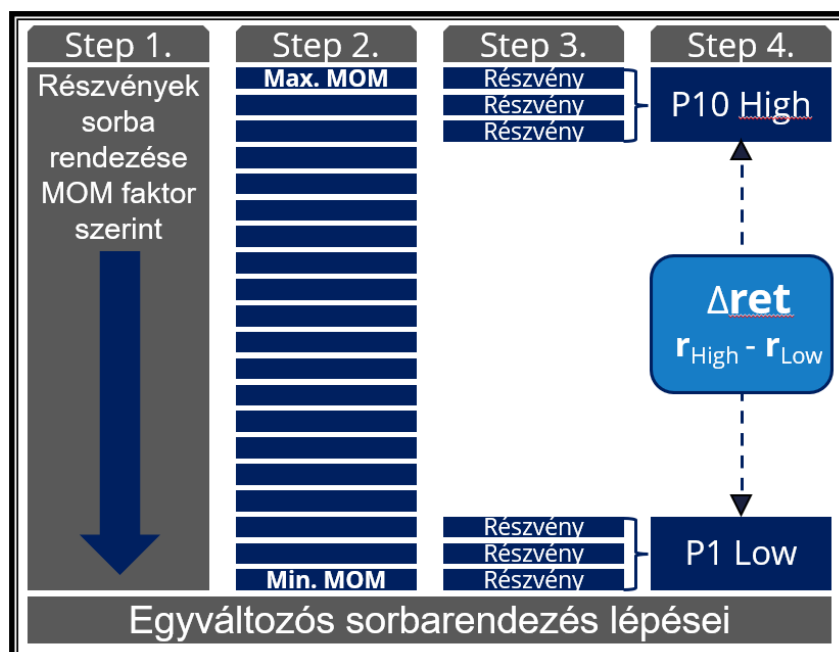
A momentumon alapuló kereskedési stratégia iteratív lépéseit az *1. ábra* szemlélteti. Első lépésként a panel adatbázis minden részvényére minden hónapra kiszámoljuk a momentum értéket, azaz a részvényhez elmúlt időszak (1, 3, 6, 11, 35, 59 hónap) aggregált hozamát. Ezt követően minden hónapban sorbarendezzük a részvényeket az egyedi momentum értékek szerint. A harmadik lépésben a momentum alapján sorbarendeztett részvényekből havi rendszerességgel decilisportfóliókat képzünk (P1, P2, P3, ..., P10). Az adott hónap első decilise (P1) tartalmazza a legkisebb aggregált hozammal rendelkező 10% részvényt („vesztesek”), míg a tizedik decilis (P10) a legjobb aggregált hozammal rendelkező 10% részvényt („nyertesek”). A stratégia alapján a nyertes részvényportfólióban long (P10), míg a vesztes részvényportfólióban (P1) short pozíciót vesz fel a befektető az adott hónapban, így a momentum stratégia hozama a portfólióban szereplő részvények következő havi hozamának átlagából³ adódik. Így az eljárás utolsó lépése, hogy kiszámolja a szélső decilisportfóliók következő havi hozamának különbségét (P10-P1), amely az adott havi momentum stratégia hozamát adja. Ezen iteratív eljárást minden hónapban elvégezzük a teljes mintán, strukturális töréseket figyelembe véve és kontrollváltozókat beépítve is. A közölt momentum profitok mindig az adott hónapok átlagaként értelmezendők. A szélső decilisportfóliók hozamkülönbsége ($ret_{P10} - ret_{P1}$) önmagában nem elégséges a következtetések levonásához, ezért minden esetben azt a hipotézist tesztelem, hogy a kereskedési stratégia havi abnormális hozama szignifikánsan különbözik-e nullától. Követve a standardokat ennek elvégzésére az egyszerű nagy mintás t-próba helyett a Newey-West (1987) korrigált t-statisztikát alkalmazom, hogy a becslés eredménye heteroszkedaszticitás és autokorreláció mellett is torzítatlan

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 részvényekkel megegyező nullás faktorértéket vesznek fel (például osztalékhozam esetén). Ilyenkor a szélső decilisek hozamkülönbsége torzítottá válna (P10-P1), így át kell térni kvintilis vagy tercilis alapú elemzésre.

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

maradjon. Minden riportált eredmény esetén a tizenkét havi, azaz éves szezonálisra kontrollálok, így tizenketted rendű autokorrelációig torzítatlan marad az eredmény.

1. ábra Momentumon alapuló kereskedési eljárás iteratív lépései



Forrás: Saját szerkesztés Till (2021) alapján

A tanulmány hat eltérő momentum és két visszaforduláson (reversal) alapuló kereskedési stratégiát vizsgál. A kereskedési stratégiákhoz tartozó faktorok minden esetben az elmúlt időszak aggregált hozamán alapulnak, amelyet az osztalékkal és felaprózódással korrigált árfolyamból számoltam ki (Total Return Index) igazodva az irodalomhoz (Carhart, 1997). A vizsgált nyolc faktor az alábbiak szerint adódik:

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

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

$$\text{Féléves momentum} \quad MOM_{M5} = \prod_{i=-1}^5 (1 + ret_{T-i}) - 1 \quad (3)$$

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

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

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

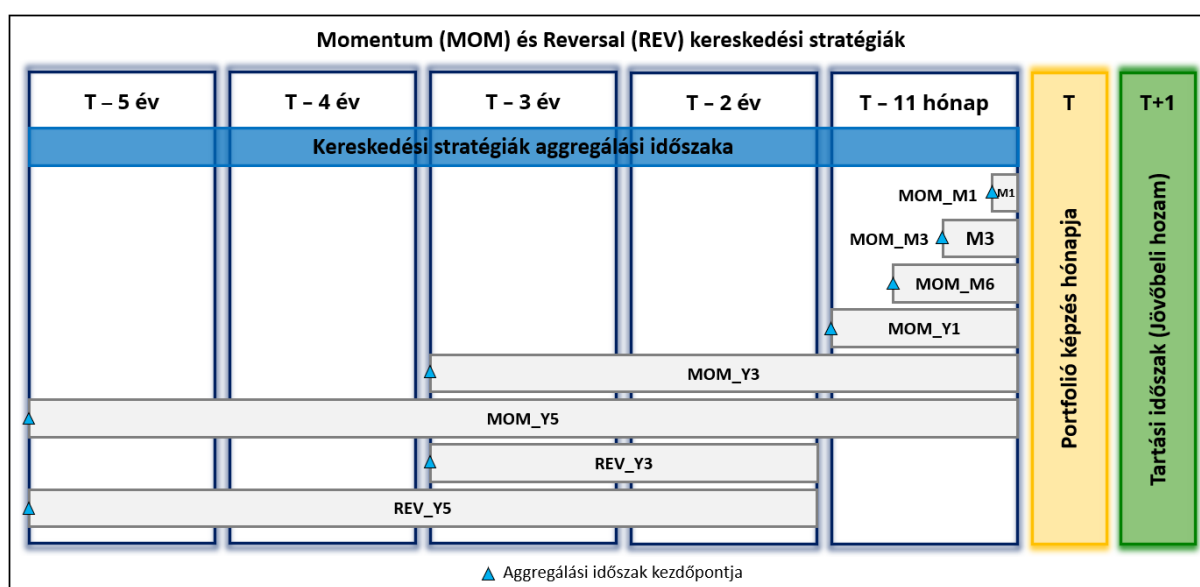
$$\text{Hároméves reversal} \quad REV_{Y3} = \prod_{i=12}^{35} (1 + ret_{T-i}) - 1 \quad (7)$$

$$\text{Ötéves reversal} \quad REV_{Y5} = \prod_{i=12}^{59} (1 + ret_{T-i}) - 1, \quad (8)$$

ahol T jelöli az aktuális hónapot, amelynek végén a portfólióképzés megvalósul. Az extrém decilisportfóliókat minden esetben egy hónapig tartjuk (T+1. hónap elejétől a T+1. hónap végéig). A stratégia havi hozama ezek alapján a nyertes és vesztes decilis T+1. hozamának különbségeként adódik. Az egyes stratégiák hozam aggregálási időszakát a 2. ábra összegzi.

Példaként a háromhavi momentum stratégiát szemléltetve (*MOM_M3*) 2022 január 31.-én a kereskedési szabály alapján azon részvények 10%-ba vennénk fel long (short) pozíciót, amelyek aggregált hozama 2021 október, november és december alapján a legmagasabb (legalacsonyabb) volt. A pozíciót 2021 február 28.-ig tartanánk majd likvidálnánk és a korábbiakhoz hasonlóan azon részvényekben vennénk fel long (short) pozíciót, amelyek aggregált hozama 2021 november, december, valamint 2022 január alapján a legmagasabb (legalacsonyabb) volt. Ezek alapján az egyes stratégiákhoz tartozó momentum profitok az egyhónapos tartási időszak long és short lábának különbségének teljes időszakra kalkulált átlagából adódnak.

2. ábra Modellezett kereskedési stratégiák visszatekintési időszaka



Forrás: Saját szerkesztés

A portfólió szintű vizsgálatot elvégeztem a legkisebb és legnagyobb kapitalizációjú vállalatokra, illetve a legkevésbé és leginkább likvid részvényekre is, ugyanis ezen bontásban a momentum stratégia jövedelmezősége eltéréseket mutathat (Jegadeesh-Titman, 2001; Glaser-Weber, 2003). Ezekhez minden hónapban minden részvényre az alábbi változókat számoltam ki:

$$SIZE^4 = \ln(Korrigálatlan \ záróárfolyam_T \times Forgalmában \ levő \ részv. \ darabszáma_T) \quad (9)$$

$$turnover\% = \frac{Kereskedett \ részvények \ darabszáma_T}{Forgalmában \ levő \ részvények \ darabszáma_T} \quad (10)$$

⁴ A piaci kapitalizáció (*SIZE*) esetén logaritmizált változóval kalkulálok, hogy a kiugró (*outlier*) vállalatok értéke ne okozzon túlságosan nagy torzításokat. 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.

A kapitalizációra való kontrolláskor (SIZE) minden hónapban a tőzsdén jegyzett részvények alsó harmadát tekintetem kis vállalatoknak és a felső harmadát nagyvállalatoknak. A részvény likviditását Amihud és szezőtársai cikke alapján (2015) 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.

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 stratégiánál adóoptimalizációs szempontból a decemberi és pszichológiai szempontból a január hónapokat (január-hatás) érdemes külön is vizsgálni (Jegadeesh-Titman, 2001; Glaser-Weber, 2003). A sorbarendeázés révén lehetőség van finomítani a momentum alapú kereskedési stratégián is (például eltérő súlyozás, méret és likviditás kontrollváltozók, dedikált hónapok, tartási időszak megváltoztatásával), de egyidőben sok egyedi információvesztéssel is jár az eljárás a portfóliószintű szemlélete miatt. Ezt kiküszöbölve keresztmetszeti gördülő regressziókkal is megvizsgáltam az empirikus eredmények alapján legjövedelmezőbb momentum stratégiákat.

A Fama-MacBeth (1973) regresszió abban különbözik a hagyományos regressziótól (*pooled regression*), hogy az nem egy nagy mintaként kezeli a részvénytíntű 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 módszerénél havi szintű keresztmetszeti regressziók eredményének átlagaként áll elő. A részvényhozamok elemzésekor utóbb leírt módszertani különbségek nagy jelentőséggel bírnak, mivel a tőkepiacokról a közelmúltra sokkal több megfigyelés áll rendelkezésre, mint a korábbi ezredforduló előtti évekből. Ezáltal, ha az panel adatbázis részvénytíntű megfigyeléseire egyetlen *pooled regression* futtatnánk, akkor a becslés a közelmúltra torzítottá válna, hiszen a regresszió OLS a nagyobb adathalmaz fele tolódna el. A problémát kezelendően 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 ebből fakadó előny, hogy a rendkívüli események és sokkhatások okozta zaj csupán egy hónap koefficiens értékét torzítja, míg másik esetben a teljes időszak koefficiens értékét módosítaná. Végül a keresztmetszeti struktúra miatt a hozamok stacionerré tételével

(logdifferenciálásával) sem kell foglalkoznunk. A regressziós eljárás a portfóliószintű sorbarendezéses módszerrel szemben egyszerre több már ismert faktor hatására is képes kontrollálni, így a legjövedelmezőbb momentum stratégiák faktorát együtt vizsgálom Fama-French (1992) háromfaktoros modelljével (CAPM béta, piaci érték, piaci és könyv szerinti érték hányados).

A Fama-Frech háromfaktoros modellhez szükséges fundamentális kontrollváltozókat is a panel adatbázisból számoltam ki. A részvényszintű CAPM béták kiszámításához 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 5 évre visszatekintő gördülő regressziót futtattam:

$$ret_{i,T} - risk\ free_T = \alpha_{i,T} + \beta_{i,T} MRP_{i,T} + e_{i,T} \quad (11)$$

A regresszió $\beta_{i,T}$ tagja adja az adott hónap i . részvényének 5 éves bétáját ($BETA$), amelyet kontrollváltozóként használok. A piaci méret ($SIZE$) változót a korábban leírt (9)-es egyenlet alapján kalkuláltam a piaci és könyv szerinti érték hányados (BTM) pedig a (12)-es egyenletből adódik.

$$BTM^5 = \ln\left(\frac{Egy\ részvényre\ jutó\ könyv\ szerinti\ érték_T \times Forg\ alomban\ levő\ részvények\ darabszáma_T}{e^{SIZE_T}}\right) \quad (12)$$

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 ismételten a Newey és West (1987) korrigált t-statisztikát használok, hogy a becslés eredménye heteroszkedaszticitás és tizenketted rendű autokorreláció mellett is torzítatlan maradjon.

A részvényszintű Fama-MacBeth keresztmetszeti elemzéshez az alábbi struktúrával bíró regressziós egyenleteket futtattam. A (13)-as egyenlet egyedül teszteli a faktorok magyarázó erejét, míg a (14)-es egyenlet a momentum faktor prediktív erejét teszteli kontrollálva a Fama-French (1992) háromfaktoros modellre.

$$ret_{i,T+1} = \alpha_{i,T} + ADOTT\ FAKTOR_{i,T} * \gamma_{1,T} + e_{i,T} \quad (13)$$

$$ret_{i,T+1} = \alpha_{i,T} + BETA_{i,T} * \gamma_{1,T} + SIZE_{i,T} * \gamma_{2,T} + BTM_{i,T} * \gamma_{3,T} + MOM_{i,T} * \gamma_{4,T} + e_{i,T}, \quad (14^6)$$

ahol $ret_{i,T+1}$ az i . részvény következő periódusra vonatkozó hozama (eredményváltozó), a $BETA_{i,T}$ a hagyományos CAPM béta becsült értéke az i . részvényre, a

⁵ A piaci kapitalizáció ($SIZE$) és a könyv szerinti és piaci érték hányados esetében (BTM) logaritmizált változókkal kalkulálok, hogy a kiugró (outlier) vállalatok $SIZE$ és BTM értéke százalékosan közelebb kerüljön egymáshoz. A logaritmizálás az extrém érték törlése helyett egy bevett eljárás az irodalomban is.

⁶ Ez a regressziós egyenlet feleltethető meg a Carhart (1997) négyfaktoros modelljének.

$SIZE_{i,T}$ az i . részvény piaci kapitalizációjának a logaritmusa, a $BTM_{i,T}$ a piaci és könyv szerinti érték hányados logaritmusa, a $MOM_{i,T}$ pedig az i . részvényhez tartozó momentum stratégiától függő aggregált hozam. Az adott faktor izolált hatását mindenhol a gamma koefficiens (γ) ragadja meg, amely a faktorhoz tartozó kockázati prémiumként értelmezhető. Például, ha egy vállalat piaci kapitalizációja a T . időpontban ceteris paribus egységnyel nő, akkor a regresszió alapján a vállalat részvényeinek jövőbeli hozama várhatóan $\gamma_{2,T}$ százalékponttal emelkedik.

A MOM faktor gamma értékei és a MOM faktoron alapuló egyváltozós sorbarendezés hozamkülönbségei erősen korreláltak, ugyanis mindkettő a momentum faktor prediktív erejét hivatott megragadni csak a sorbarendezés portfólió szinten, míg a regresszió részvényt szinten.

IV. Frankfurti tőzsde részvényt szintű empirikus adatai

A részvényhozamok vizsgálatok a szakirodalomban csak néhány adatbázis alkalmazása elfogadott. Az akadémiai irodalom az amerikai részvényt piaci elemzésekhez rendre a CRSP (*Center for Research in Security Prices*) adatbázist használja (Jegadeesh-Titman, 1993; Carhart, 1997; Fama-French, 2012; Bali et al., 2011), míg a nemzetközi részvényt piacok vizsgálatához elterjedt a Thomson Reuters Datastream használata (Ince-Porter, 2006; Amihud et al. 2015; Mérő et al., 2019; Till, 2021). Ezen adatbázisoknak teljeskörűségük mellett a legnagyobb előnyük, hogy tartalmazzák az osztalékkal és felaprózódással korrigált árfolyamokat, valamint az idő közben tőzsdéről kivezetett részvényeket adatait is.

A momentum stratégia az amerikai piacokon rendkívül kutatott, ehhez képest az európai piacokra kevés nemzetközi báziselveknek megfelelő, részletes vizsgálat készült. Ezek alapján az Európai Unió legnagyobb tőzsdéjét, a frankfurti székhelyű Deutsche Börse Group-ot választottam az empirikus vizsgálatom alanyának. Ez a piac a kereskedett részvények számosságában és likviditásában is eleget tett a módszertanok követelményeinek, valamint az eredmények relevanciája is nagy, hiszen a német tőkepiac az egyik fő európai benchmark, illetve az Eurozóna okán is nagy figyelem irányul rá. A frankfurti tőzsdén több iparág vezető vállalata megtalálható, például világszintű autóipari, pénzügyi és gyógyszeripari részvények. Németország több tőzsdével rendelkezik (lásd Frankfurt am Main, Berlin, Düsseldorf, Hamburg, Hannover, München és Stuttgart), de ezek többsége a frankfurti Deutsche Börse Group alá tartoznak, így az elemzés kifejezetten a frankfurti tőzsdén jegyzett vállalatokra fókuszál.

A vizsgálathoz használt panel adatokat a Thomson Reuters Datastream adatbázisából nyertem az 1990.01.01. és 2020.01.01.⁷ közti harminc éves időszakra részvényenként havi bontásban. Kiküszöbölve a túlélési torzítás (*survival bias*) jelenségét az időközben kivezetett és kezdő dátum után tőzsdére bevezetett részvények egyaránt részét képezik az adatbázisnak (Shumway, 1997). Kizárólag az euróban jegyzett, elsőrendű (*primary*), fő (*major*) részvények képezik az elemzés részét, befektetési alapok és reáleszközök nem elemei az adatbázisnak, mivel ezek hozama csak egyedi elbírálás alapján lenne értékelhető. Az adatbázisból részvényenként az alábbi havi szintű változókat töltöttem le: nem korrigált havi záróárfolyam (*Unadjusted Price*), havi kereskedési volumen (*Turnover by Volume*), osztalékkal és felaprózódással korrigált árfolyam (*Total Return Index*), forgalomban lévő részvények darabszáma (*Common Shares Outstanding*) és az egy részvényre jutó könyv szerinti érték (*Book Value Per Share*). Ezenkívül a hagyományos CAPM béta kiszámításához szükség volt az adott hónaphoz tartozó kockázatmentes hozam adatokra is, amelyhez a német tíz éves lejáratú államkötvényekből képzett német kötvényindex (*Bloomberg Ticker: GDBR10*) havi záró árfolyamait töltöttem le a Bloomberg rendszeréből.

Az adatokat a Thomson Reuters rendszeréből először egy Visual Basic programkóddal strukturáltam, majd a későbbi összes empirikus vizsgálathoz a Stata statisztikai szoftvert használtam. Az adatbázisban a részvénykibocsátó vállalatok nevei egyedi PERMCO (*permanent id-number of a company*) elsődleges kulcs alapján beazonosíthatók, ugyanis a részvények ticker neve az elemzési időszakban bármikor módosulhatnak. Az adatbázis helyes megválasztása mellett a végeredmények szempontjából kardinális kérdést képez a megfelelő adattisztítás is. Az irodalomban léteznek legjobb gyakorlatok bizonyos problémák kezelésére, mint a pénzügyi szektor részvényeinek mintából való kihagyása a túlzott tőkeáttétel miatt; az illikvid részvények elhagyása; penny stock-ok mintából való törlése; valamint a kiugró hozamok kezelése. Az adattisztítási kérdésekben Ince és Porter (2006) javaslatait követem, amely kifejezetten a Datastream és CRSP adatbázisa közötti eltérésekre fókuszál.

Az extrém értékek kezelésekor a pontos cut value-k meghatározásakor az adatbázis alapján az adott változó eloszlását és az érintett részvények számosságát is figyelembe vettem, vezérelvként pedig mindig a valós helyzethez legközelebb álló kép kialakítását tartottam szem előtt. Fontos volt, hogy az implementált adattisztítási lépések ne okozzanak look-ahead bias-t, azaz csak olyan szűrést eszközöljek, amelyet a momentum stratégiát alkalmazó befektető a

⁷ A 2020-nál frissebb időszakokat a koronavírus által okozott gazdasági visszaesés és tőkepiaci turbulenciára adott heves jegybanki intervenciók miatt hagytam ki az elemzésből. A mennyiségi lazítás és tőkepiaci intézkedéseket az eseményelemzés módszerével lehetne mélyebben elemezni.

befektetési döntését megelőzően az elérhető nyilvános információk alapján maga is el tudott volna végezni (lásd illikvid és alacsony kapitalizációval bíró részvények adatbázisból való elhagyása). Hasonló robusztussági okokból az összes tesztelt momentum stratégia esetében a retrospektív hozam aggregálási időszaka és a befektetés tartási időszaka között is minden esetben kihagytam egy hónapot.

Az elemzés reprodukálhatósága érdekében az elvégzett adattisztítási lépéseket fogom a következőkben részletesen áttekinteni. 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 már extrém magas értékek nélküli hozam változón 1 és 99 százalékon winsorizációt hajtottam végre (Winsor, 1946). Ezen 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. Az egyváltozós sorbarendezés, valamint a Fama-MacBeth (1973) regressziók miatt fontos szempont volt, hogy úgy kezeljem az outlier hozamok kérdését, hogy lehetőség szerint ne veszítsek megfigyelést.

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 outlierok négyzetes hatása semmiképp se vigyék félre az elemzést. Másodsorban azért is fontos kezelni ezen kis vállalatokat, mert alacsony forgalmuk miatt a valóságban nem alkalmazható rajtuk a kereskedési stratégia, ugyanis rövid idő alatt nem lehet belőlük nagy mennyiségben venni vagy eladni. Ezen megfontolásokból töröltem azon megfigyeléseket, ahol a korrigálatlan záróárfolyam kisebb volt 1 centnél, illetve a 100-as értékről induló Total Return Index alacsonyabb volt, mint 0,01, Ezt követően a kereskedési stratégia megvalósíthatósága miatt töröltem azokat a részvénytípusú havi megfigyeléseket is, ahol nem állt rendelkezésre a kereskedett részvények mennyiségéről információ, majd kihagytam azokat a megfigyeléseket is ahol a részvényhez tartozó likviditás kisebb volt a forgalomban levő részvények három százalékánál (Amihud, 2015). Majd a kalkulált likviditás változó alapján (10) minden hónapban elhagytam azon megfigyeléseket, ahol a kereskedett és forgalomban lévő aránya az adott hónapban az alsó 5%-ban, azaz az ötödik percentilis alatt volt. Ezt követően az értékkel nem rendelkező 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 száz részvénytípusú

megfigyelés állt rendelkezésre. Mindezek eredményeként az adatbázis 1999 január és 2019 december közti húsz éves időszakra redukálódott, így összesen 87 116 havi részvénytípus megfigyelésem maradt az adattisztítási lépések lefuttatása után. A vizsgált időszakban a tőzsdén jegyzett részvények átlaga havi 285 és 364 között mozgott. A változók leíró statisztikáját az 1. Táblázat riportálja⁸.

1. Táblázat Adatbázis változóinak leíró statisztikája az adattisztítást követően

Változó	N	1. Percentilis	99. Percentilis	Átlag	Szórás	C.V. ⁹	Ferdeség	Csúcsosság
ret	87,116	-32,14%	42,08%	0,49%	12,72%	0,04	0,61	6,47
risk free	87,116	-0,01%	0,48%	0,23%	0,14%	1,62	-0,13	1,89
MOM_1M	87,116	-32,34%	42,66%	0,59%	12,90%	0,05	0,63	6,43
MOM_3M	86,203	-51,82%	76,67%	1,91%	23,15%	0,08	1,07	8,71
MOM_6M	85,313	-63,55%	106,11%	3,62%	31,88%	0,11	0,98	6,95
MOM_1Y	82,649	-81,38%	195,52%	10,03%	58,89%	0,17	1,28	7,07
MOM_3Y	72,431	-94,02%	539,49%	44,52%	184,94%	0,24	1,54	6,32
MOM_5Y	63,261	-95,27%	983,70%	89,44%	481,04%	0,19	2,29	10,12
REV_3Y	72,702	-92,58%	393,58%	27,72%	122,92%	0,23	1,42	6,26
REV_5Y	63,448	-94,85%	782,56%	67,29%	362,04%	0,19	2,10	9,26
BETA	85,14	-0,93	2,71	0,69	82,70%	0,83	1,02	5,81
SIZE	87,116	6,07	18,05	11,75	266,99%	4,40	0,22	2,92
BTM	87,116	-4,22	3,50	-0,55	129,85%	-0,42	0,23	6,79
turnover%	87,116	10,47	10876,82	961,46	2810,67%	34,21	8,02	100,54

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

V. Empirikus vizsgálat eredményei

Az eredményeket a végrehajtott elemzés logikai ívének megfelelően közlöm. Elsőként a nyolc eltérő momentumon kereskedési stratégián alapuló egyváltozós sorbarendezés végeredményeit ismertetem (havi, háromhavi, hathavi, egyéves, hároméves és ötéves momentum). Az egyes stratégiák hozama az adattisztítás utáni húsz éves mintán (1999 január és 2019 december között) demonstrálja, hogy mekkora havi átlagos hozamra tett volna szert az a befektető, aki ezen stratégiákat követve a „nyerteseket” megvásárolva, míg a „veszteseket” rövidre eladva kereskedett volna. A stratégiák hozamából tisztán körvonalazódott az amerikai irodalommal összhangban (Carhart, 1997; Jegadeesh-Titman, 2001), hogy az éven belüli momentum stratégiák bizonyulnak az összes aggregálási időszak közül a legjövedelmezőbbnek. Ebből kifolyólag mind gazdasági mind statisztikai értelemben

⁸ Láthatóan az egyes momentum változók eltérő megfigyelésszámmal rendelkeznek. Logikus módon a faktor hozam aggregálási időtartama és a megfigyelések száma közti kapcsolat ellentétes.

⁹ Coefficient of Variation

legjelentősebb háromhavi, hathavi és egyéves momentum stratégiát vettem alá részvénytípus regressziós vizsgálatnak is. Ezen stratégiák hozama a keresztmetszeti Fama-Macbeth regressziók alapján is erősen szignifikánsnak bizonyult és a momentum faktorok prediktív ereje megmaradt a Fama-French (1992) modellre való kontrollálás esetében is. A havi portfóliósintű és részvénytípus vizsgálat eredményei alapján jövedelmezőségben, Sharpe-rátában és statisztikai megbízhatóságában egyaránt az egyéves momentum (*MOM_1Y*) bizonyult a legjobb stratégiának, így a későbbiekben erre a stratégiára korlátoztam a részletes elemzést.

Az egyéves momentum stratégia hozamait megvizsgáltam az összes naptári hónapra, ezzel tesztelve a január hatás jelenségét a frankfurti tőzsdén. Az amerikai eredmények alapján a momentum stratégia januárban atipikus mintázatokat követ, ugyanis időszaktól függően nem szignifikáns vagy negatív hozamot (reversal) eredményez a stratégia követése (Jegadeesh-Titman, 2001; Chui et al., 2010). Ezt követően fundamentális faktorokkal próbáltam tovább javítani a stratégia profitabilitását, ami a likviditás, 5 évre visszatekintő béta, valamint a könyvszerinti és piaci érték hányados kereskedési stratégiába való beépítése révén sikerült is. Végül utolsó lépésként robusztusság vizsgálatokat hajtottam végre figyelembe véve az idősorban lévő strukturális töréseket (lásd 2008-2010-es pénzügyi világválság), továbbá az irodalomban bevett módszerrel minden részmintán megvizsgáltam a stratégia jövedelmezőségének érzékenységet a kis és nagy kapitalizációjú vállalatokra is (Jegadeesh-Titman, 2001; Lim et al., 2018).

Az 2. táblázat eredményei alapján sikerült a momentum stratégia erős abnormális hozamát a német értékpapírpiacon is azonosítani. A momentum stratégiák közül a háromhavi (*MOM_3M*), a hathavi (*MOM_6M*) és az egyéves (*MOM_1Y*) stratégiák minden szokásos szignifikancia szint mellett jelentős havi hozamot generáltak a vizsgált időszakban. Egyenlő súlyozás esetén a háromhavi stratégia abnormális hozama havi 1,66%, míg a hathavi és egyéves stratégia havi hozama rendre 2,00% és 2,10% (5,07 és 5,26-os korrigált t-statisztika mellett), amely éves szinten közel 27%-os hozamnak feleltethető meg. Néhány tanulmány a stratégia jövedelmezőségét a kis részvények hozamingadozásának tulajdonítja, de ennek ellentmond, hogy a piaci kapitalizációval, azaz a vállalatok piaci méretével súlyozott hozamok az egyenlő súlyozásnál magasabbak. Az éven túli stratégiák közül csak a középtávú hároméves momentum stratégia (*MOM_3Y*) bizonyult tíz százalékos szignifikancia mellett jelentősnek, de ennek statisztikai relevanciája mellett a hozama is jóval elmarad a korábbi stratégiáktól (havi 0,80%).

2. Táblázat Kereskedési stratégiák jövedelmezősége egyváltozós sorbarendezés alapján

Ez a táblázat nyolc egymástól eltérő momentum stratégia jövedelmezőségét riportálja, amelyek csupán a befektetési döntés alapjául szolgáló momentum faktor hozamaggregálási intervallumában térnek el egymástól. Példaként a *MOM_1M* stratégia a befektetési döntést megelőző elmúlt egy hónap hozama, míg a *MOM_5Y* stratégia a befektetési döntést megelőző elmúlt öt év hozama alapján kialakított és egy hónapig tartott momentum portfóliók havi átlagos hozamát riportálja. Az első portfólió (P1) egyenlő súlyozás mellett tartalmazza a hozamaggregálási időszak alapján a legrosszabb tíz százaléknyi részvényt („vesztesek”), P2 az aggregált hozam alapján következő tíz százaléknyi részvényt, míg a tizedik portfólió (P10) az aggregált hozam alapján „nyertes” tíz százaléknyi vállalatot tömöríti össze. A vizsgálat tartalmazza az összes frankfurti tőzsdén jegyzett méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő euróban jegyzett részvényt az 1999 január és 2019 december közti időszakra. A táblázat három panelből áll: az „A” panel közli az adott stratégiához és decilisportfólióhoz tartozó átlagos aggregált hozamot, a „B” panel az adott momentum stratégia alapján egyenlő súlyozással kalkulált decilisportfóliók hozamát, végül a „C” panel ehhez hasonlóan a piaci kapitalizációval súlyozott stratégiához tartozó decilisportfóliók hozamát jeleníti meg. A P10-P1 sor a két szélső decilisportfólió átlagos havi hozamkülönbségét, azaz a kezdeti tőkét nem igénylő kereskedési stratégia jövedelmezőségét mutatja a vizsgált időszakra. A stratégia átlagos hozamához tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztikát és Sharpe-rátát a táblázat alsó sorai közlik.

Decilis	A – Átlagos múltbeli aggregált hozam decilisenként (%)								B – Egyenlően súlyozott portfóliók átlaghozama (%)								C – Piaci kapitalizációval súlyozott portfóliók átlaghozama (%)							
	MOM_1M	MOM_3M	MOM_6M	MOM_1Y	MOM_3Y	MOM_5Y	REV_3Y	REV_5Y	MOM_1M	MOM_3M	MOM_6M	MOM_1Y	MOM_3Y	MOM_5Y	REV_3Y	REV_5Y	MOM_1M	MOM_3M	MOM_6M	MOM_1Y	MOM_3Y	MOM_5Y	REV_3Y	REV_5Y
P1	-18,85	-29,79	-36,54	-49,15	-67,97	-77,77	-61,09	-73,75	-0,05	-0,32	-0,43	-0,35	0,33	0,73	0,57	0,98	-0,01	-0,33	-0,46	-0,39	0,39	0,71	0,64	1,04
P2	-9,67	-16,01	-20,36	-28,67	-42,64	-51,50	-37,23	-47,59	0,05	-0,09	-0,33	-0,09	0,47	0,60	0,75	0,67	0,12	-0,04	-0,27	-0,03	0,47	0,66	0,84	0,70
P3	-5,92	-9,76	-12,33	-17,62	-24,09	-28,14	-21,49	-26,54	0,58	0,06	0,15	0,23	0,71	0,84	0,71	0,68	0,67	0,14	0,21	0,25	0,75	0,85	0,79	0,73
P4	-3,31	-5,25	-6,41	-8,71	-7,36	-6,35	-8,07	-7,29	0,50	0,49	0,37	0,22	0,64	0,92	0,97	1,07	0,57	0,51	0,39	0,22	0,67	0,99	0,97	1,10
P5	-1,14	-1,37	-1,27	-0,61	8,71	15,24	4,24	12,29	0,73	0,46	0,57	0,57	0,81	0,64	0,82	1,00	0,74	0,49	0,56	0,57	0,82	0,66	0,83	1,01
P6	0,99	2,40	3,73	7,38	25,24	39,80	17,15	33,28	0,92	0,88	0,71	0,59	0,77	0,74	0,94	0,96	0,88	0,91	0,73	0,61	0,82	0,77	1,02	0,98
P7	3,26	6,52	9,23	16,41	44,56	70,08	32,27	57,86	0,73	0,84	0,80	0,75	1,09	0,93	0,85	0,86	0,78	0,84	0,83	0,77	1,09	0,94	0,90	0,93
P8	6,14	11,63	16,19	27,80	70,11	109,29	51,04	90,65	0,70	0,92	0,85	0,97	0,92	0,96	0,93	0,75	0,77	0,94	0,87	1,00	0,95	1,01	0,96	0,81
P9	10,76	19,48	26,70	45,44	111,98	176,88	83,05	145,77	0,62	0,77	1,18	1,10	1,05	1,04	0,85	0,88	0,67	0,86	1,23	1,14	1,10	1,03	0,88	0,92
P10	24,62	43,46	60,49	110,16	316,47	581,61	221,08	452,43	0,65	1,34	1,58	1,76	1,13	1,22	0,47	0,78	0,73	1,45	1,66	1,80	1,15	1,22	0,55	0,83
P10-P1	–	–	–	–	–	–	–	–	0,71%	1,66%	2,00%	2,10%	0,80%	0,49%	-0,10%	-0,19%	0,74%	1,78%	2,11%	2,19%	0,76%	0,51%	-0,08%	-0,21%
(t-érték)	–	–	–	–	–	–	–	–	(1,77*)	(5,08***)	(5,07***)	(5,26***)	(1,91*)	(1,43)	(-0,29)	(-0,49)	(1,84*)	(5,31***)	(5,24***)	(5,49***)	(1,75*)	(1,35)	(-0,22)	(-0,48)
Sharpe	–	–	–	–	–	–	–	–	0,31	0,82	0,99	1,12	0,39	0,18	-0,25	-0,30	0,32	0,89	1,04	1,15	0,35	0,19	-0,24	-0,31

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

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

Az amerikai piacokon dokumentált momentum stratégiákban megjelenő mintázatok is kirajzolódnak az 2. Táblázat eredményeiből, így e tekintetben is illeszkednek a német eredmények a nemzetközi irodalomba (Glaser-Weber, 2003; Chui et al., 2010; Fama-French, 2012). Az empirikus eredmények és a korábban leírt viselkedési magyarázatok is rövid távon pozitív momentumról számolnak be, amely éven belül monoton emelkedik. Éven túl az amerikai irodalom szerint (Jegadeesh-Titman, 2001) negatív momentum érvényesül, azaz reversal jelenség tapasztalható, amely hosszú tartási időszak esetén erodálja a momentum stratégia kumulált hozamát. A momentum stratégiák átlagos hozama és stratégia aggregálási időszaka közti fordított „U” alakú mintázat a német eredmények tekintetében is érvényes. Rövid távon alacsony 0,71%-os havi hozamot generál a stratégia (1,77-es korrigált t-statisztika mellett), amely az aggregálási időszak hosszával monoton nő egészen az egyéves stratégiáig (2,10%-os hozam 5,26 korrigált t-statisztika mellett). Az éven túli stratégiák jövedelmezősége és statisztikai megbízhatósága is csökkenő trendet mutat, azonban pozitív tartományban marad (MOM_3Y 0,80%; MOM_5Y 0,49%). A hosszú időtávon átlaghoz visszahúzó (*mean reversion*) hozamok elméletének további ellenőrzésére végett modelleztem két hosszú távú reversal faktort (REV_3Y , REV_5Y). Ezek az elmúlt (legfrissebb) 11 hónapot kihagyva aggregálják a hozamokat három, illetve öt évig, ugyanis az eredmények és az akadémiai nézetek alapján is éven belüli rendkívül erős momentum hatás van jelen (Glaser-Weber, 2003; Chui et al., 2010). Ezen stratégiák hozama már előjelben megfelel a várakozásoknak, mivel mindkét stratégia hozama enyhén negatív (*reversal*), azonban nem szignifikáns.

A stratégiák sikerességét tekintve minden dimenzióban (jövedelmezőség, statisztikai megbízhatóság és Sharpe-ráta) kimagaslik a többi kereskedési eljárástól a háromhavi, hathavi és egyéves momentum stratégia. Láthatóan a többi stratégia jövedelmezősége jóval 1% alatti és a hozamok szórását figyelembe véve a Sharpe-ráta csupán ennél a három módszernél vesz fel egy körüli értéket.

A három legjövedelmezőbb módszer részletes vizsgálata céljából havi rendszerességgel Fama-MacBeth keresztmetszeti regressziókkal is megvizsgáltam a MOM_3M , MOM_6M és MOM_1Y faktorok prediktív erejét. A részvénytípusú regressziós vizsgálatok teljes összhangban állnak a korábbi portfóliószintű egyváltozós sorbarendezés eredményeivel. A 3. Táblázat alapján megállapítható, hogy mindhárom momentum stratégia hozamprémiuma erősen szignifikáns, továbbá a hozamprémiumok hasonlóan havi 2%-os nagyságrendűek. Az eredményekből az is látható, hogy a momentum faktorok prediktív ereje robusztus marad

kontrollálva Fama-French (1992) háromfaktoros modelljére ($BETA^{10}$, $SIZE$, BTM). A regressziós modellek illeszkedését mérő korrigált R^2 értéke a MOM_6M és MOM_1Y esetében bizonyult a legmagasabbnak, mint ahogy a hozamok és Sharpe-ráták is ezen két stratégiánál a legkedvezőbbek.

3. Táblázat A legjövedelmezőbb momentum stratégiák keresztmetszeti vizsgálata

A táblázat a részvényszintű havi szinten futtatott Fama-MacBeth (1973) regressziók átlagos koefficiens értékeit közli Fama-Frech (1992) háromfaktoros modelljére, valamint az egyváltozós sorbarendezés alapján a gazdasági és statisztikai értelemben is legrelevánsabb momentum stratégiákra (MOM_3M , MOM_6M , MOM_1Y). A regressziókhoz használt adatbázis tartalmazza az összes frankfurti tőzsdén jegyzett méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő euróban jegyzett részvényt az 1999 január és 2019 december közti időszakra. A táblázat oszlopai egy-egy külön regresszió koefficiens értékét és hozzá tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztika értékét, valamint zárójelben a p-értéket közli. Minden regresszió eredményváltozója a részvények jövőbeli (T+1) hozama, míg a magyarázó változó a faktor adott időszaki (T) értéke. Az első hat regresszió izoláltan teszteli a faktorok prediktív erejét, míg a 7., 8. és 9. regresszió a momentum stratégiák robusztusságát vizsgálja kontrollálva a szokásos háromfaktoros modellre.

Faktor	Fama-MacBeth regressziók								
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
BETA	-0,00059 $t=-0,24$ (81,2%)	–	–	–	–	–	-0,00169 $t=-0,76$ (44,9%)	-0,00161 $t=-0,69$ (49,1%)	-0,00176 $t=-0,72$ (47,4%)
SIZE	–	0,00127 $t=3,15$ (0,2%)	–	–	–	–	0,00133 $t=3,26$ (0,1%)	0,00129 $t=3,16$ (0,2%)	0,00106 $t=2,85$ (0,5%)
BTM	–	–	0,00036 $t=0,60$ (54,8%)	–	–	–	0,00211 $t=3,58$ (0,0%)	0,00247 $t=4,41$ (0,0%)	0,00274 $t=5,03$ (0,0%)
MOM_3M	–	–	–	0,02389 $t=3,75$ (0,0%)	–	–	0,02233 $t=6,38$ (0,0%)	–	–
MOM_6M	–	–	–	–	0,02265 $t=5,57$ (0,0%)	–	–	0,02202 $t=8,33$ (0,0%)	–
MOM_1Y	–	–	–	–	–	0,01436 $t=4,20$ (0,0%)	–	–	0,01628 $t=6,46$ (0,0%)
Korrigált R^2	2,52%	1,15%	0,48%	1,52%	1,74%	1,67%	4,48%	4,74%	4,95%

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

A momentum stratégiák mélyebb megértése miatt az irodalomban szokás a stratégiákat 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

¹⁰ A regressziók alátámasztják a korábbi német eredményeket (Glaser-Weber, 2003; Till, 2021), ugyanis a CAPM béta és a várható hozam között nincs statisztikai értelemben jelentős kapcsolat, sőt a koefficiens előjele fordított irányú összefüggésre utal a béta és hozam között.

elmélet a január hatás (Haug-Hirschey, 2006), miszerint a januári hozamok átlagosan felülmúlják az év többi hónapjában tapasztalt hozamokat. A kiugró hozamokat a magyarázatok egy része adóoptimalizációból (*tax-loss selling*¹¹), egy másik csoport pedig az alapkezelők kirakatrendezéséből (*window dressing*¹²) vezeti le, míg léteznek emberi pszichológiai 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, azaz reversal jelenséget azonosít.

A 4. Táblázat eredményei alapján a frankfurti tőzsdén is azonosítható a januári hónap eltérő viselkedése, ugyanis a vizsgált hathavi és egyéves momentum stratégia átlagos havi abszolút hozama januárban volt minimális és mindkét esetben az év első hónapjában volt a stratégia hozama statisztikai értelemben a legközelebb a nullához (0,03-as és 0,49-es t-statisztika). Meglepő eredmény, hogy a hathónapos momentum stratégia esetén a júniusi, augusztusi, szeptemberi és novemberi hónapok rendkívül magas (havi 3,75-4,68%) és minden szokásos szignifikancia szint mellett szignifikáns hozamokat generálnak. Hasonlóan jól teljesítenek a nyári hónapok, valamint szeptember és november az egyéves momentum stratégia esetében is. Ezen hónapokban a megfigyelések döntő többségében (70-85%) pozitív előjelűek a momentum profitok.

A momentum stratégia szempontjából kedvezőtlen január hatás kiszűrése okán a januári hónap kereskedési stratégiákból való kihagyásával mindkét momentum stratégia jövedelmezősége növelhető. Tehát, ha a momentum stratégiákat követő befektető a vizsgált időszakban csak február és december között tartott volna pozíciókat, akkor *MOM_6M* és *MOM_1Y* átlagos hozama is enyhén fokozható lett volna. A hathavi momentum stratégia átlagos hozama 2,00%-ról 2,18%-ra (4,73-as t-statisztika), míg az egyéves momentum stratégia

¹¹ A befektetők decemberben adózási szempontból szándékosan realizálják a veszteséges pozíciókon elért veszteséget, hogy kevesebb adót kelljen fizetniük az év közben realizált 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).

átlagos hozama 2,10%-ról 2,21%-ra (5,07-es t-statisztika) volt növelhető a januári kereskedési hónapok mellőzésével (4. Táblázat).

4. Táblázat Hathavi és egyéves momentum stratégia hozama januárban és azon kívül

A táblázat két panelből áll, amelyek a befektetési döntést megelőző elmúlt öt (*MOM_6M*) és tizenegy hónapos (*MOM_1Y*) aggregált hozamok alapján kialakított és egy hónapig tartott kezdeti befektetést nem igénylő momentum stratégiák hozamát közlik minden naptári hónapra az 1999 január és 2019 december közti időszakban. Az egyes oszlopok az adott hónapban momentum stratégiával megszerethető hozamot és hozzá tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztika értékét jelenítik meg. A harmadik oszlop azt mutatja meg, hogy követve a momentum stratégiát mekkora arányban értünk volna el az adott naptári hónapokban pozitív hozamot (momentum), míg a negatív hozam a reversal hónapok számát indikálná.

Hónap	MOM_6M			MOM_1Y		
	P10-P1 hozam	t-stat.	Százalék pozitív	P10-P1 hozam	t-stat.	Százalék pozitív
Január	0,07%	0,03	55,0	0,86%	0,49	70,0
Február	2,36%	1,19	68,4	2,12%	1,13	63,2
Március	-0,54%	-0,31	45,0	2,02%	1,34	65,0
Április	-0,67%	-0,37	60,0	-1,22%	-0,63	55,0
Május	0,38%	0,32	60,0	1,05%	0,96	65,0
Június	4,68%	3,31***	80,0	4,64%	3,03***	85,0
Július	1,95%	1,87*	65,0	2,17%	2,22**	70,0
Augusztus	3,75%	2,75***	75,0	1,72%	1,31	70,0
Szeptember	4,67%	3,78***	80,0	3,09%	3,14***	80,0
Október	1,46%	0,76	75,0	2,42%	1,49	65,0
November	4,09%	3,57***	80,0	3,71%	2,93***	75,0
December	1,88%	1,29	70,0	2,62%	1,81*	70,0
Feb.–Dec.	2,18%	4,73***	68,9	2,21%	5,07***	69,4

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

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

Az eddigi közölt eredmények alapján a momentum stratégiák közül a portfóliószintű sorbarendezen és a részvényt szintű regressziós elemzés szerint is az egyéves momentum bizonyult minden tekintetben a legkedvezőbbnek. A *MOM_1Y* Sharpe-rátája és hozama volt a legmagasabbnak mindkét súlyozás esetén, továbbá a regressziós modellekben is ez a faktor bírt a legnagyobb prediktív erővel. Az egyéves momentum stratégia hozama januárban és február-december viszonylatban is felülmúlta a hasonlóan erős hathavi stratégiát. Mindezek eredményeképp a későbbi elemzések és robusztusság vizsgálatok kizárólagosan az egyéves momentum stratégiára irányulnak.

A tanulmány egyik hipotézisének részletes alátámasztása után, miszerint a német tőkepiacon is gazdasági és statisztikai relevanciával bír a momentum stratégia, a további elemzések olyan fundamentális változókat próbálnak azonosítani, amelyek révén tovább növelhető a legjövedelmezőbb *MOM_1Y* stratégia profitabilitása.

A fundamentális változók tekintetében a Fama-French-féle (1992) BETA, SIZE és BTM faktorok mellett a részvények likviditása (*turnover%*) faktorra is megvizsgáltam az egyéves momentum stratégia érzékenységét. Az fő kutatási kérdés, hogy rejlenek-e szinergiák abban, ha kizárólag az alacsony vagy magas likviditású/bétájú/piaci méretű vagy piaci és könyv szerinti érték hányadossal rendelkező részvényeken implementáljuk a stratégiát. A vizsgálathoz minden hónapban kiszámoltam a faktor szerinti harmadolópontokat, majd az alacsony (magas) faktorértékű tercilisen külön-külön teszteltem a *MOM_1Y* stratégiát a szokásos egyváltozós sorbarendezés módszerével. Az ekképp létrejött nyolc (4 faktor, ezeken belül 2 almintá) fundamentális tényezővel kiegészített kereskedési stratégia jövedelmezőségét az 5. Táblázat közli. Az eredmények alapján a leginkább likvid részvényeken a momentum stratégia átlagos hozama több mint a duplája az alacsony likviditású részvényeken eszközölt stratégia hozamának (havi 2,30% vs 1,06%).

5. Táblázat Egyéves momentum stratégia hozama fundamentális tényezők szerint

Ez a táblázat a befektetési döntést megelőző elmúlt tizenegy hónapos (*MOM_1Y*) hozamok alapján kialakított és egy hónapig tartott fundamentális tényezőkkel kiegészített momentum portfóliók (P1, P10) egyenlően súlyozott átlagos havi hozamát, átlagos hozamkülönbségét (P10-P1) és a hozzájuk tartozó Newey-West (1987) korrigált t-statisztikát és Sharpe-rátát értékét közli. A vizsgálat tartalmazza az összes frankfurti tőzsdén jegyzett méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő euróban jegyzett részvényt az 1999 január és 2019 december 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 legkevésbé és leginkább likvid részvényeken végrehajtott egyéves momentum stratégia jövedelmezőségét ragadja meg.

	Változó	P1 _{MOM_Y1}	P10 _{MOM_Y1}	P10–P1 _{MOM_Y1}	t-stat.	Sharpe
turnover%	Alacsony	0,27%	1,33%	1,06%	2,21***	0,50
	Magas	-0,64%	1,67%	2,30%	4,67***	0,98
BETA	Alacsony	-0,15%	1,30%	1,45%	4,12***	0,71
	Magas	-0,77%	1,58%	2,35%	5,25***	1,14
SIZE	Alacsony	-0,23%	1,09%	1,32%	2,21***	0,45
	Magas	0,13%	1,94%	1,82%	3,75***	0,73
BTM	Alacsony	-1,49%	1,48%	2,97%	5,59***	1,37
	Magas	0,07%	1,56%	1,49%	2,43***	0,56

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

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

Ehhez hasonlóan a hagyományos öt éves CAPM béta és a piaci kapitalizáció esetében is a felső tercilisből képzett részmintán jobban működött a stratégia, mint az alsó tercilisben. Ezen eredmények ellentmondanak azon nézetekkel, miszerint a momentum stratégia csak az alacsony likviditású, kis kapitalizációval rendelkező részvényeken működik, ugyanis a vizsgált időszakban pont a nagyon likvid, nagy piaci értékkel bíró részvényeken működött igazán jól. A korábban kapott egyváltozós sorbarendezés eredményei is azt sugallják, hogy a nagy piaci kapitalizációval rendelkező vállalatok hajták a momentum profitokat, ugyanis a piaci súllyal számolt átlagos hozamok felülmúlták az egyenlően súlyozott hozamokat.

A piaci és könyv szerinti érték hányados (*BTM*) a befektetői várakozások egy jó közelítője. Ha *BTM* értéke magas, akkor a befektetők a vállalatot csupán a saját tőke könyv szerinti értékére (esetleg az alá) értékelik, amely a vállalat prosperitása, növekedése és várható működése szempontjából nem optimizmusra utaló jel. Ezzel szemben, ha a *BTM* értéke alacsony, akkor a befektetők hajlandók többet fizetni egységnyi saját tőkéért, mint amennyit az a konzervatívabb, óvatosság elvén alapuló számviteli szabályok szerint ér. A momentum stratégia meglepően jól működött az alacsony piaci és könyv szerinti érték hányadossal rendelkező részmintát (*BTM* szerinti alsó tercilis). A *MOM_1Y* és *BTM* változók ötvözése a momentum stratégia hozamát átlagosan közel havi 1%-kal tudta növelni 2,97%-ra (5,59-es korrigált t-statisztika mellett). Utóbbi évesítve 42%-os hozamot jelent a vizsgált húsz éves időszak átlagában. A Sharpe-rátája is ennek a stratégiának a legmagasabb, ugyanis az 1,12-től 1,37-re emelkedett, azaz a stratégia átlagos hozama nagyobb mértékben tudott nőni, mint a hozamok szóródása.

Mindent egybevetve a momentum stratégia fundamentális faktorokkal való kombinálása jelentősen javítani tudja a kereskedés profitabilitását. Általánosan elmondható, hogy a momentum stratégia jövedelmezőbb a likvid, magas kapitalizációval bíró, magas bétájú és alacsony piaci és könyv szerinti érték hányadossal rendelkező vállalatok részvényein. Hozamok tekintetében az egyszerű egyéves momentum stratégia átlagos havi hozama a likviditással, bétával és piaci és könyv szerinti érték hányadossal volt növelhető az empirikus eredmények szerint.

Az momentum stratégia robusztusságát jól tükrözi, hogy az 5. Táblázatban közölt összes faktor és részminta esetében a momentum stratégia hozama 1%-ot meghaladó volt, nagyon erős 1%-os megbízhatósági szinten is szignifikáns korrigált t-statisztika mellett. A továbbiakban a nemzetközi báziselvekhez igazodva (Jegadeesh-Titman, 2001; Fama-French, 2012, Lim et al., 2018) az idősorban lévő strukturális törésekre és az egyes részmintákon belül a piaci méretre is kontrollálva fogok mélyebb robusztusság vizsgálatokat közölni. Az idősort a gazdasági

világválság okozta volatilitás és pénzügyi, valamint kereskedési szabályozások változása miatt az alábbi három részmintára bontottam: 1999-2007; 2008-2010 és 2011-2019. Ezek révén jól számszerűsíthető a momentum stratégia magas volatilitásra való érzékenysége, továbbá a stratégia profitjának időbeli változása is. Utóbbi azon elmélet ellenőrzése szempontjából bír relevanciával, miszerint a momentum stratégia abnormális hozama a kereskedési stratégia intézményi szereplők körében köztudottá válása, valamint az automatizált kereskedési rendszerek elterjedése miatt erodálódni fog (Jegadeesh-Titman, 1993).

6. 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 hozamát riportálja. Az első portfólió (P1) egyenlő súlyozás mellett tartalmazza az elmúlt 11 hónap aggregált hozama alapján a legrosszabb tíz százaléknyi részvényt („vesztesek”), P2 az elmúlt 11 hónap alapján a következő tíz százaléknyi részvényt, míg a tizedik portfólió (P10) az elmúlt 11 hónapot „nyerteseit” tömöríti össze. A táblázat három panelből áll, az „Összes részvény” minta tartalmazza az összes frankfurti tőzsdén jegyzett méretben és likviditásban a követelményeknek megfelelő euróban jegyzett részvényt, a „Kis kapitalizáció” és a „Nagy kapitalizáció” részminta pedig a piaci kapitalizáció szerinti havi szinten a legkisebb és legnagyobb tercilisbe eső vállalatokat tartalmazza. A táblázat egyes értékei decilisportfólióként 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-rátá értékét közlik az 1999-2007; 2008-2010 és 2011-2019 közti időszakokra.

Decilis MOM_Y1	A – Összes részvény			B – Kis kapitalizáció			C – Nagy kapitalizáció		
	1999–2007	2008–2010	2011–2019	1999–2007	2008–2010	2011–2019	1999–2007	2008–2010	2011–2019
P1	-0,50	0,47	-0,48	-0,17	2,48	-1,31	-0,21	0,54	0,35
P2	-0,24	0,40	-0,10	-0,46	0,76	0,11	0,17	1,00	0,47
P3	-0,08	0,40	0,52	-0,82	0,28	-0,53	0,44	-0,10	0,60
P4	-0,17	0,40	0,58	0,67	0,44	0,88	0,75	0,82	0,89
P5	0,45	0,33	0,80	-0,30	-0,68	0,56	0,84	0,58	0,66
P6	0,45	0,48	0,77	-0,01	0,64	0,58	0,71	1,05	0,83
P7	0,57	0,53	1,04	-0,34	0,60	0,94	0,99	1,36	1,06
P8	0,64	1,31	1,21	0,07	0,36	0,89	1,34	1,11	1,11
P9	0,71	1,20	1,49	-0,01	0,23	1,31	1,11	1,40	1,26
P10	1,97	1,26	1,70	0,82	0,43	1,64	2,27	1,91	1,59
P10-P1	2,47%	0,79%	2,18%	0,99%	-2,04%	2,95%	2,49%	1,37%	1,24%
(t-érték)	3,65***	0,58	9,15***	1,37	-1,51	4,21***	3,22***	0,80	3,18***
Sharpe	1,06	0,24	2,47	0,22	-0,89	1,76	0,87	0,36	0,96

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

Forrás: Saját számítás és szerkesztés

A 6. Táblázat eredményei alapján érdekes mintázatok azonosíthatók a stratégia hozamának időbeli variabilitásában. Egyrészt minden bizonnyal kijelenthető, hogy a momentum stratégia nem csak a régebbi időszakokban, hanem az elmélet elterjedése után is működött. Az összes részvény, valamint a kis és a nagy kapitalizációval rendelkező vállalatok esetében is megmaradt a 2011 és 2019 közti időszakban a stratégia abnormális pozitív hozama, amely statisztikai értelemben minden szokásos szignifikancia szinten jelentős is. Az összes vállalatot tartalmazó mintán a stratégia jövedelmezősége enyhén csökkent az 1999 és 2007 közti időszakhoz képest (2,47%), de ennek ellenére is rendkívül magas havi 2,18% átlagos hozamot generált. Ezzel ellentétben a kis kapitalizációjú vállalatok esetében a régebbi időszakban volt alacsonyabb és napjainkban magasabb a momentum stratégia átlagos hozama. A Sharpe-ráta mindhárom tesztelt módszernél (6. Táblázat A, B, C panel) nőni tudott az első (1999-2007) és harmadik időszak között (2010-2019), de ez a stratégia hozamának csökkenő szóródása mellett részben a kockázatmentes hozamszint csökkenésének is betudható.

A másik fontos eredmény, hogy a momentum stratégia a válság időszakban mindhárom esetben elveszti statisztikai relevanciáját, azaz nem különbözik szignifikánsan nullától. Ezen túl a stratégia átlagos hozamának előjele kis kapitalizációjú vállalatok esetében még negatív is, azaz a világválság során jelentős reversal hatás ismerhető fel. Utóbbi eredmény összhangban áll a piaci turbulenciák és megnövekedett volatilitás időszakára jellemző reversal stratégiát követő likviditás nyújtás profitabilitásával (Nagel, 2012).

Összességében az eredmények alapján kijelenthető, hogy a német piacon is azonosítható egy erős momentum hatás. Az éven belüli momentum stratégiák átlagos profitja a hozam aggregálási időszak hosszával monoton nő, ezen stratégiák közül az éves momentum generálja a legmagasabb profitot (éves 28,32%). A momentum faktorok prediktív ereje a részvényhozamok tekintetében robusztus marad Fama-French (1992) háromfaktoros modelljére és a strukturális törésekre való kontroll esetén is. További eredmény, hogy a január hatás kezelésével, valamint további fundamentális tényezők (*turnover%*, *BETA*, *BTM*) stratégiába való beépítése növelhető az egyéves momentum stratégia jövedelmezősége.

VI. Konklúzió

A pénzügyi kutatások egyik fő irányvonala a részvénytőzsdéi hozamok idősorának és keresztmetszeti viselkedésének megértése. Az egyik legérdekesebb és legrobustusabb jelenség ezen a területen, hogy a részvények relatív teljesítménye a következő egy-tizenkét hónapra jól előre jelezhető a befektetési döntést megelőző elmúlt három-tizenkét hónap relatív teljesítménye alapján. A múlt „nyerteseinek” megvásárlásán és a múlt „vesztéseinek” rövidre eladásán alapuló neutrális befektetési stratégia, azaz a momentum hatás a nemzetközi piacokhoz hasonlóan a frankfurti tőzsdén is jelentős, erősen szignifikáns abnormális hozamot generált a vizsgált időszakban.

Az gazdasági és statisztikai értelemben is szignifikáns eredmények alapjaiban kérdőjelezzik meg a hatékony piacok elméletét és legitimálják a napjainkban viselkedési közgazdaságtanra irányuló megnövekedett figyelmet. A részvényhozamokban megfigyelhető folytatódó trend a befektetői pszichológiai torzításaival magyarázható, miszerint a befektetési döntéskor helyzettől függően a szereplők túl (*cognitive bias*) vagy alul (*disposition effect, conservatism bias*) reagálják a tőkepiaci események jelentőségét. Az erősen jövedelmező momentum jelenség pontos kiváltó okairól máig nincs konszenzus az irodalomban, viszont ameddig a részvényárak túl- vagy alul reagálják az új információkat, addig létezni fognak olyan nyereséges kereskedési stratégiák, amelyek csupán a részvények historikus teljesítményét veszik alapul.

A frankfurti tőzsdén az éven belüli momentum stratégiák hozama tekinthető a legerősebbnek az elmúlt húsz év empirikus adatait figyelembe véve (1999-2019). A hozamaggregálási időszak növelésével (egyhavi, háromhavi, hathavi, egyéves) az egyhónapos tartási időszak mellett kalkulált momentum stratégiák hozama monoton nő egészen az egyéves aggregálási időszakig. Az éven túli momentum stratégiák ezzel szemben már nem generálnak statisztikai értelemben szignifikáns hozamot és az aggregálási időszak növelése monoton csökkenti a stratégiák profitabilitását is. Ez a fordított „U” alakú mintázat a momentum stratégia hozama és aggregálási időszak hossza között összhangban áll a nemzetközi trendekkel. Ha az éven túli stratégiák visszatekintéséből kihagyjuk a befektetési időszakot megelőző 11 hónapot (erős momentum hatás okán), akkor negatív előjelű átlagos profit, azaz hosszú távú reversal jelenség ismerhető fel.

A momentum stratégiák közül a háromhavi (*MOM_3M*), hathavi (*MOM_6M*) és egyéves (*MOM_1Y*) stratégia tekinthető a legkedvezőbbnek az eredmények alapján. Ezek közül havi átlagos jövedelmezőség (2,10%), statisztikai relevancia (5,26-os korrigált t-statisztika) és

Sharpe-ráta (1,12) tekintetében is az egyéves momentum emelkedik ki, így a frankfurti tőzsdén egyértelműen a 11 hónapra visszatekintő stratégiát érdemes implementálni. Az egyéves momentum egyenlően súlyozott éves hozama 28,34 százalék, míg a piaci kapitalizációval súlyozott hozama 29,68 százalék éves szinten. A januári naptári hónapokat kihagyva a kereskedési stratégiából az egyenlően súlyozott hozam 30,06 százalékra növelhető az év első hónapjában tapasztalható hozamok atipikus viselkedése miatt (január hatás).

A momentum stratégiát fundamentális tényezőkkel kombinálva még tovább növelhető a kereskedési stratégia jövedelmezősége. A momentum stratégia kifejezetten javul a magas likviditású, magas bétával rendelkező és alacsony piaci és könyv szerinti hányadossal bíró vállalatok csoportjában. Az egyéves momentum stratégia a vállalatok piaci és könyv szerinti érték hányados szerinti legalacsonyabb harmadában átlagosan éves 42,14 százalékos hozamot generált. A béta szerinti felső tercilisbe és likviditás szerinti felső tercilisben az egyéves momentum stratégia éves átlagos hozama rendre 31,43 és 32,21 százalék.

A momentum stratégiák prediktív ereje a keresztmetszeti részvénytípusú Fama-MacBeth regressziók alapján is erősnek bizonyult. A vizsgált momentum faktorok robusztusak maradtak a Fama-Frech (1992) háromfaktoros modelljének változóira való kontrollálás esetében is (*BETA*, *SIZE*, *BTM*). Az empirikus vizsgálat alapján az irodalom azt a hipotézisét is sikerült megcáfolni, miszerint a momentum stratégiát a kis piaci kapitalizációval és alacsony likviditással rendelkező vállalatok hozamingadozása okozza. Az idősor strukturális töréseit figyelembe véve megállapítható, hogy a momentum stratégia hozama a világválság idején (2008-2010) elvesztette statisztikai prediktív erejét és előjelet is váltott. Utóbbi összhangban áll az irodalom azon eredményeivel, miszerint piaci turbulenciák és magas volatilitású időszakok esetében rövid távon reversal jelenség figyelhető meg. Ezzel szemben a momentum stratégia hozama a válságot megelőző időszakban (1999-2007) és a legfrissebb időszakban (2011-2019) is erősen szignifikáns abnormális hozamot generált piaci kapitalizáció szerint az összes részmintán. A momentum stratégia robusztusságát tovább növeli, hogy a pénzügyi világválság után megváltozott kereskedési szabályok és algoritmizált kereskedés elterjedésére sem csökkent a stratégia jövedelmezősége.

Összességében sikerült a frankfurti tőzsdén azonosítani a momentum jelenséget, valamint megtalálni a stratégia optimális aggregálási időszakát is. A momentum stratégia és fundamentális faktorok ötvözésében rejlenek szinergiák, így mindenképp érdemes további vizsgálatokat végezni a témában. Kiemelten érdekes kutatási kérdés lehet a volatilitás, valamint a hozamgörbe változásának vizsgálata a momentum stratégia jövedelmezőségének vonatkozásában.

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. [10.1017/S0022109012000592](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., & Whitelaw, 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, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986): Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, Vol. 59 No. 3, pp. 383-403. <https://www.jstor.org/stable/2352710>
- 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>

- Ciccone, 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>
- Cornell, B. (1981). The consumption based asset pricing model: A note on potential tests and applications. *Journal of Financial Economics*, Vol. 9 No. 1, pp 103-108.
[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90022-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90022-2)
- Cox, J. C., Ingersoll Jr, J. E., & Ross, S. A. (1985). An intertemporal general equilibrium model of asset prices. *Econometrica. Journal of the Econometric Society*, Vol. 53 No. 2, pp. 363-384. <https://doi.org/10.2307/1911241>
- 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>
- 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*. Working 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 Balázs, Nagy Olivér, & Neszveda Gábor (2019): Új faktorok tesztelése az empirikus eszközárazásban. *Sigma Matematikai-közgazdasági folyóirat*, Vol. 50 No. 4, pp. 263-281.
- Miller, M. H., & Scholes, M. S. (1972): Rates of Return in Relation to Risk: A Reexamination of Recent Findings. *Studies in the Theory of Capital Markets*, Vol. 7 No. 1, pp. 47-78.
- Mossin, J. (1966): Equilibrium in a Capital Asset. *Econometrica*, Vol. 34 No. 4, pp. 768-783 <http://www.jstor.org/stable/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>
- Newey, 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)
- Roll, R., & Ross, S. A. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *Journal of Finance*, Vol. 35 No. 5, pp. 1073-1103. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1980.tb02197.x>

- 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>
- Winsor, C. P. (1946): Which regression? *Biometrics Bulletin*, Vol. 2 No. 6, pp. 101-109. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/20287814>
- 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>