

TILL GÁBOR

Az árfolyam–nyereség arány szerepe a német tőzsdei kereskedésben

A pénzügyi elemzések fő mozgatórugója a hozamok előrejelzése. A hozam és a kockázat kapcsolatának megragadására rendkívül elterjedt módszer a historikus hozamokat extrapoláló CAPM. A modell összefüggéseit azonban az empirikus adatok nem validálják, így a részvényhozamok mögött rejlő valós adatgeneráló folyamat máig vitatott. A tanulmány arra a kérdésre keresi a választ, hogy a frankfurti értékpapírpiac az egyik legrégebb eredményességi mutató, az árfolyam–nyereség arány magyarázóereje szignifikáns-e a hozamok előrejelzésében. A tanulmány hipotéziseinek teszteléséhez portfóliószintű egy- és kétváltozós sorba rendezést hajtunk végre, továbbá Fama–MacBeth-féle részvény szintű regressziókkal teszteljük az értékalapú mutató prediktív erejét. Az empirikus vizsgálatok végeredménye szerint az árfolyam–nyereség arányon alapuló stratégia a teljes mintát (1990–2020) és eltérő strukturális töréseket figyelembe véve is erősen szignifikáns abnormális hozamot generál. Az ár–érték arányt megragadó mutató magyarázóereje a Fama–French-féle és a Carhart-féle faktorokra kontrollálva is robusztus marad, sőt tovább javítja a tradicionális modellek illeszkedését.

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

Bevezetés

A gyors információáramlásnak és a befektetési bankok széles termékkínálatának köszönhetően napjainkra a befektetések világa már mérsékelt költségek mellett is hozzáférhetővé vált. A rendelkezésre álló tőke ugyan korlátot szab az egyének lehetőségeinek, azonban közgazdasági értelemben mégis a tőzsdék állnak legközelebb a tőkeletes piachoz, ahol a szabad verseny és a magas fokú informáltság dominál. Emellett a tőzsdei elemzések nagy teret engednek a friss kutatásoknak is, hiszen a pénzügyek igazsága empirikus vizsgálatok által reformálható (*Fama–French* [1992], *Carhart* [1997]).

Till Gábor a Budapesti Corvinus Egyetem pénzügy és számvitel szak végzős hallgatója (e-mail: gabort.255@gmail.com).

A kézirat első változata 2021. január 23-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2021.7-8.815>

Figyelemre méltó, hogy – szemben a természettudományokkal – a pénzügyekben nehéz előzetesen mindenki számára elfogadható állításokat megfogalmazni, ugyanis a tőzsde nem egy racionálisan működő statikus rendszer, holott döntően hatékonyan működik (*Fama* [1970]). Annak ellenére, hogy a jövőre tekintve az elemzés szempontjából minden tényező sztochasztikus, később az ellentétes állítások retrospektív módon már adatbázisok és tények alapján statisztikailag tesztelhetők, így feltárhatók a múltbeli eseményeket kiváltó fundamentális tényezők.

A befektetési szektor hatékonysága abban rejlik, hogy minden pillanatban vagyónok sorsa és emberek egzisztenciája forog kockán. Folytonos a teljesítménymérés, a szereplők belső motivációból a legjobb befektetést keresik, amely adott hozamszint mellett a legalacsonyabb kockázatot hordozza. Az aktuálisan uralkodó nézetek (makrotrendek) nem zárják ki a divergens gondolkodást, hiszen a *long* és *short* pozíciók eredője alakítja az eszközök árfolyamát és végső soron az *ex post* realizált hozam igazságot tesz az eltérő vélemények között.

Napjainkban a kereskedés technikájáról eltérő megközelítések uralkodnak, de a két legelterjedtebb megközelítés a technikai és a fundamentális elemzés. Az adatok teljessége és a megnövekedett számítási kapacitások lehetővé tették a módszerek ötvöztetését, amely által már a kevésbé egyértelmű magyarázó változók modellezésbe való beemelése is lehetségessé vált (például piaci hangulat, viselkedési tényezők). Olykor gépi tanulással próbálnak az elemzők nagy adatbázisokból következtetéseket levonni, amely tanulási és optimalizálási eljárás sokszor már ember által nem kontrollált folyamatként megy végbe (*Johannes és szerzőtársai* [2014]). A közös motiváció azonban összeköti ezeket a módszereket, hiszen az összes modell az árfolyammozgások irányát, illetve a befektetői viselkedésben megfigyelhető mintázatokat szeretné megragadni. Ez a tanulmány a nemzetközi szakirodalom leginkább elfogadott eredményeit figyelembe véve arra a kérdésre keresi a választ, hogy milyen tényezőkkel magyarázhatók a német részvénytőzsde jövőbeli hozamai.

Az alapvető problémát az okozza, hogy a napjainkban egyetemeken és a pénzügyi szektorban is előszeretettel alkalmazott tőkepiaci eszközárzási modell (*Capital Asset Pricing Model*, *CAPM*) következtetései a legtöbb ország tőzsdéjére nem teljesülnek (*Fama–French* [1992], *Artmann és szerzőtársai* [2012]). A modell szerint az eszközök várható hozama kizárólag a *béta*, vagyis az instrumentum és a piac együttmozgásának a mértéke alapján leírható, ugyanis a nem szisztematikus (egyedi) kockázat diverzifikációval megszüntethető (*Brealey és szerzőtársai* [2007]). Megjelenését követően széles körű bírálat érte a modell állításait (*Miller–Scholes* [1972], *Roll* [1977]), ezekhez hasonlóan a német értékpapírpiacon lefuttatott *CAPM*-tesztek sem támasztják alá a *béta* és a hozam közti oksági kapcsolatot. Ennélfogva a tanulmányban a fő hangsúlyt a faktormodellek tesztelésére helyezem.

A tanulmány célja egy olyan fundamentális értéket megragadó változón alapuló kereskedési stratégia modellezése, amely a nemzetközi báziselveknek megfelelően implementált, és jelentős gazdasági hasznot is garantál. Az elemzés a faktormodellek irodalmába illeszkedik, és hozzájárulása legalább háromrétű: a frankfurti tőzsdén napjainkig nyúló adatbázison teszteli a *CAPM* modellt (1990–2020), összeveti az irodalomban uralkodó faktorok teljesítményét az értékalapú árfolyam–nyereség

aránnal (P/E), továbbá a módszerek széles körével teszteli az eredmények robusztusságát, ezáltal a végső következtetés szilárd módszertani alapokon nyugszik. Két fő hipotézisünk a következő: 1. a tradicionális CAPM-féle *béta* napjainkra elvesztette magyarázóerejét, és 2. az árfolyam–nyereség arány prediktív ereje erős a várható hozamok tekintetében. Várakozásaink szerint a P/E ráta hatása robusztus marad a szokásos faktorokra való kontrollálás esetén is, továbbá magyarázóereje időszaktól függetlenül szignifikáns.

A tanulmány kifejezetten az Európai Unió legnagyobb kapitalizációjú tőzsdéjére, a frankfurti tőzsdére koncentrál, és az akadémiaileg leginkább elfogadott *Fama–French* [1992] és *Carhart* [1997] négytényezős modelljét (*béta*, piaci méret, a piaci és a könyv szerinti érték hányadosa, momentum), valamint az ár–érték arányt megragadó árfolyam–nyereség arány (P/E) szerepét vizsgálja. A P/E ráta szerepe azért rendkívüli, mert ez az egyik legősibb mutató, amely a mai napig viszonyítási pont maradt vállalatok és befektetések értékelésekor. Az árfolyam–nyereség arány az elemzői eszköztár szerves része, például a Bloomberg, a Thomson Reuters és a Németországban kedvelt Finance.Yahoo napjainkban is kulcsváltozóként közli a P/E különböző értékeit [*trailing twelve months (TTM) P/E; forward P/E*]. A mutató a részvény árfolyama (P_0) és az egy részvényre jutó hozam (*Earnings Per Share, EPS*) között teremt kapcsolatot. Összemérhetővé teszi, hogy egységnyi befektetett pénzért melyik befektetéssel érünk el nagyobb (várható) egy részvényre jutó eredményt, amely az osztalék és az árfolyam-növekedés fundamentális alapját képezi. *Gordon* [1959] modelljét beépítve a mutatóba, a P/E ráta az (1) alapján három fundamentumra vezethető vissza:

$$P/E = \frac{P_0}{EPS_1} = \frac{DIV_1 / (r_E - g)}{EPS_1} = \frac{(EPS_1 \times div\%) / (r_E - g)}{EPS_1} = \frac{div\%}{r_E - g}, \quad (1)$$

ahol $div\%$ az osztalékfizetési ráta, g az osztalék növekedési üteme és r_E a saját tőke elvárt hozama.

A P/E ráta akkor vesz fel magas értéket, ha a vállalatnál magas az osztalékfizetési ráta (örökjáradék-szerűen működő érett vállalatok), vagy nagy növekedési potenciál van a vállalatban. Ezzel szemben a P/E ráta akkor alacsony, tehát egységnyi befektetett pénzért akkor teszünk szert a legtöbb adózott eredményre, ha a vállalat elvárt hozama működési kockázatából eredően különösen magas, vagy a növekedési lehetőségek miatt a tulajdonosok nagyarányú visszaforgatási rátáról döntenek.

A nemzetközi módszertanokat ötvözve a tényezők magyarázóerejének erősségét portfóliószintű egyváltozós sorba rendezéssel (*univariate sort*) vizsgáljuk, a már ismert tényezők begyűrűző hatására pedig kétváltozós sorba rendezéssel (*bivariate sort*) kontrollálunk. Robusztusságvizsgálatként a változók egyéni és együttes hatását *Fama–MacBeth* [1973] részvénytársintű keresztmetszeti gördülő regresszióival is teszteljük. A hozamkülönbségek statisztikai vizsgálatához a *Newey–West* [1987]-féle korrigált t -statisztikát alkalmazzuk, hogy kiszűrjük az esetleges heteroszkedaszticitás és autokorreláció negatív hatásait.

Először áttekintjük a tőkepiaci eszközárzási modell állításait és továbbfejlesztéseit, valamint részletesen ismertetjük a nemzetközi értékpapírpiacon kutatott legfontosabb faktorokat. Ezután ismertetjük az empirikus elemzés adatbázisának

forrását és az alkalmazott programkód meghatározó elemeit, különös figyelmet fordítva az elvégzett adattisztítási módszerekre. Végül összegezzük a vizsgálathoz használt három eljárást és azok eredményeit, megválaszolva az eredetileg megfogalmazott hipotéziseket is.

A vizsgálatok nemzetközi standardjai

A tőkepiaci eszközárzási modell (CAPM) a pénzügyi eszközök várható hozama és kockázata között fennálló összefüggést próbálja megragadni. A modellt először *Sharpe* [1964] publikálta, a későbbi években pedig *Lintner* [1965] és *Mossin* [1966] fejlesztette tovább. A modell szemlélete nem teljesen új, hiszen az elmélet logikai alapját az 1952-ben kidolgozott Markowitz-féle portfólióelmélet képezi (*Markowitz* [1952]). Alapvetően mindkét modell egy egy periódusra vonatkozó optimális befektetést ír le, a *Morgenstern–Neumann* [1953]-féle hasznosságelmélet szerinti tökéletes piacot feltételezve, majd a várható hozam és a szórás függvényében rangsorolja a befektetéseket. Fő különbség a modellek között, hogy míg a portfólióelmélet csupán egy egyéni befektető számára optimális befektetési döntést definiál, addig a CAPM-ben egy végtelen szereplős (teljes) piac optimális befektetési döntése kerül meghatározásra a kockázatmentes eszköz és a piaci portfólió kombinációjaként. A CAPM árazási szempontból minden kockázatos eszközhöz rendel várható hozamot, amely kizárólag az eszköz és a piaci portfólió együttmozgásának a mértékétől függ (*béta*). A CAPM mikroökonómiai háttere miatt egy optimális világot feltételez, amelyhez számos egyszerűsítéssel és feltételezéssel él az intézmények hatékonyságáról és a szereplők magatartásáról.

A tőkepiaci eszközárzási modell feltevései

A modell szereplőire vonatkozó feltételezések között szerepel, hogy a piacon sok független, nem kooperáló, racionális és árelfogadó befektető van jelen. A befektetők várakozásai homogének (viselkedésük egyedül a kockázatkerülési hajlandóságuk miatt térhet el), de extrakockázatért minden szereplő növekvő mértékű hozamprémiumot vár el konvex hasznosságfüggvénye miatt. Utóbbi megkötéseknek az optimális befektetési döntés megtalálásakor van nagy szerepük, amely során mindenki azonos becslésből dolgozik a hozam, a szórás és a kovarianciamátrix tekintetében. Az elmélet szerint a szereplők az optimális befektetés elérése érdekében egyéni kockázatkerülésük alapján csupán a kockázatmentes befektetés és a piaci portfólió súlya között változtatják a részarányt.

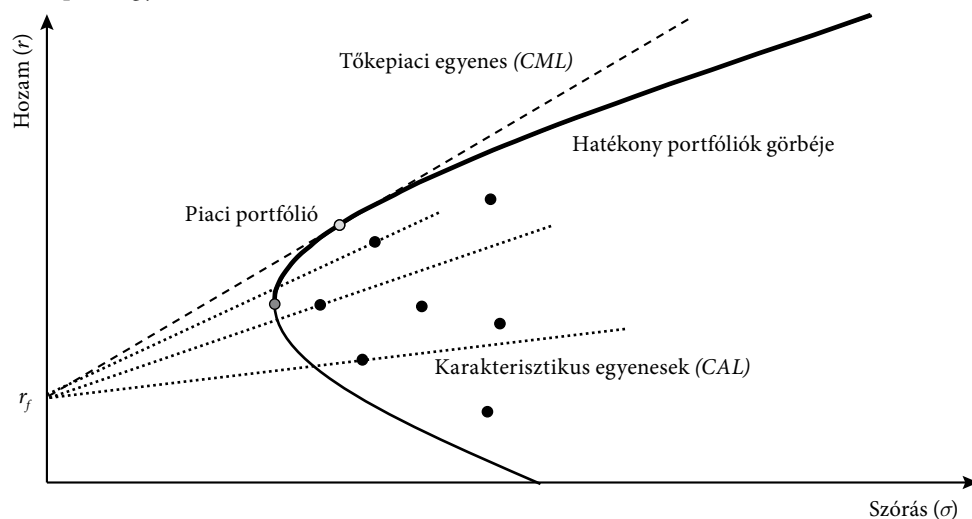
Az intézményi feltevéseket illetően a modell tökéletes piacot feltételez, ahol teljes informáltság és súrlódásmentesség áll fenn (nincs semmiféle tranzakciós költség). Mindemellett a CAPM feltételezi a piaci kereskedések teljes transzparenciáját és a befektetések oszthatóságát, továbbá engedélyezi az értékpapírok vételét (*long*) és rövidre eladását (*short*) is. A modell definiálja a kockázatmentes befektetés fogalmát (nulla szórás), amely a gyakorlatban állampapír vagy bankbetét formájában manifesztálódik.

A CAPM következtetései és kritikái

A CAPM egyik következtetése, hogy a piaci portfólió megegyezik az érintési portfólióval, azaz hozam és szórás tekintetében a piacon elérhető legjobb befektetéssel. Az elméletben az összes befektetés a hozam–szórás térben definiált, ezektől a kockázatmentes eszköz (r_f) egyedüli elemként elkülönül, hiszen az nem rendelkezik szórással, kizárólag biztos hozammal (1. ábra). A kockázatos eszközöket a határportfólió görbéje veszi körül, amely a piacon levő kockázatos eszközök egy bizonyos arányú keverékéből áll. A határportfólió pontjai olyan befektetések, amelyek egy adott elvárt hozamszinthez a minimális szórást biztosítják. Az optimális befektetés e görbe északi részén, a hatékony portfóliók görbéjén keresendő, amelyet alulról a globálisan minimális varianciájú portfólió¹ határol.

1. ábra

Tőkepiaci egyenes a hozam–szórás térben



Forrás: saját szerkesztés a portfólióelmélet alapján.

A hatékony portfóliók görbéje már kizárólag azokat a befektetéskombinációkat (portfóliókat) tartalmazza, amelyek az adott kockázati szinthez az egyedi eszközökből maximálisan elérhető várható hozamot nyújtják. Ezen elemek egyike a piaci portfólió, amely a legmeredekebb karakterisztikus egyenesen (CAL), definíció szerint a tőkepiaci egyenesen fekszik (CML). Az optimális portfólió mindig a kockázatmentes eszközön áthaladó egyenes és a hatékony portfóliók görbéjének érintőjénél található (érintési portfólió), amelyhez eljuthatunk grafikusán és a Sharpe-ráta maximalizálásán alapuló eljárással is. A Sharpe-ráta (S_p) az adott befektetés karakterisztikus egyenesének a meredeksége, tehát az egységnyi szórásra jutó hozamprémiumot ragadja meg, ezáltal alkalmas különböző befektetések rangsorolására is.

¹ A kockázatos eszközök között ezen eszközkeverék rendelkezik a legkisebb kockázattal, de a diversifikáció miatt nem a legalacsonyabb hozammal. A határportfólió-görbe legnyugatibb pontja.

$$S_p = \frac{r_p - r_f}{\sigma_p}, \quad (2)$$

ahol az r_p a p -edik portfólió hozama, az r_f a kockázatmentes eszköz hozama és a σ_p a p -edik portfólió szórása.

A CAPM fő állítása szerint a piacon elérhető összes kockázatos eszköz piaci kapitalizációjának megfelelő súllyal alkotott kombinációjaként áll elő a piaci portfólió. Intuitívan vizsgálva e kérdést, ha létezne olyan eszköz, amely nem szerepel a Markowitz-féle piaci portfólióban, akkor annak árfolyama addig zuhanna, amíg vonzóvá nem válna egy másik befektetéssel szemben. A befektetési súlyok szempontjából ez a folyamat oszcillálva jut az optimumba, ahol végül minden eszköz kapitalizációjának arányával szerepel a piaci portfólióban. A modell következtetése alapján az összes befektető kockázatkedvelési hajlandóságának megfelelően a kockázatmentes eszközt kombinálja a piaci portfólióval, és ezenfelül minden további információ redundánsnak tekinthető a befektetési döntés szempontjából. Ilyen módon jön létre az egyének számára optimális kompozit befektetés, amelynek várható hozama a (3), szórásnégyzete a (4) egyenlet alapján számszerűsíthető:

$$E(r_c) = \sum_{i=1}^n E(r_i) w_i, \quad (3)$$

$$\sigma_c^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{i,j}, \quad (4)$$

ahol $E(r_i)$ az i -edik eszköz várható hozama, a w_i az i -edik eszköz befektetési súlya, a w_j a j -edik eszköz befektetési súlya és $\sigma_{i,j}$ az i -edik és a j -edik eszköz hozamának korrelációja.

A CAPM második fő állítása, hogy az eszközök várható hozamprémiuma $[E(r_p) - r_f]$ egyenesen arányos a piaci portfólió hozamprémiumával $[E(r_{\text{market}}) - r_f]$, valamint a *béta* értékével (β_p). A *béta* kockázati mérőszámként az adott eszköz és a piaci portfólió együttmozgásának a mértékét írja le. Megmutatja, hogy az instrumentum szórása mennyivel járul hozzá a teljes piac szórásához. A CAPM minden befektetéshez társít *béta* értéket, amely definíciószerűen a piaci portfólió esetén egységnyi (β_{market}), a luxusjőszágához köthető befektetések esetén magasabb, élelmiszeripari és konvencionális befektetések esetén alacsonyabb. A befektetések várható hozamát a *béta* értékei alapján a CAPM lineáris árazási összefüggése írja le:

$$\beta(r_{\text{portfólió}}) = \frac{\text{Cov}(r_{\text{portfólió}}; r_{\text{market}})}{\sigma_{\text{market}}^2}, \quad (5)$$

$$E(r_{\text{portfólió}}) = r_f + \beta_{\text{portfólió}} [E(r_{\text{market}}) - r_f]. \quad (6)$$

Az árazási egyenlet meredekségét a piaci kockázati prémium adja, ennél fogva a piaci hozam egységnyi emelkedésével a befektetés várható hozama β százalékponttal nő. A (6) egyenlet által leírt értékpapírpiaci egyenesen (*SML*) kívül fekvő befektetések a modell szerint kockázatukhoz képest rosszul árazottak. Az

így definiált várható hozamtól számított eltérésnek (Jensen-féle α) a befektetés-elemzésben kiemelt szerepe van, hiszen az ideiglenes félrearázások kihasználása jelentős profittal kecsegtethet.

Annak ellenére, hogy a tőkepiaci eszközarázási modell a modern pénzügyi közgazdaságtan legismertebb paradigmája, mind feltevéseit, mind következtetéseit számtalan kritika és bírálat érte. Többek között nagy figyelmet kapott Roll [1977] véleménye, amely a CAPM elrugaskodottságát bírálja. Roll szerint ténylegesen képtelenség tesztelni a modellt, mivel nem tudjuk megképezni a piaci portfóliót (a viszonyítási alap hibája), ugyanis abban minden elérhető befektetésnek szerepelnie kellene. Ezen formaiságon túllépve az akadémiai irodalom a *béta* és a hozamprémium közt fennálló összefüggést legtöbbször lineáris regressziós módszerekkel teszteli historikus tőzsdei adatbázisokon.

$$E(r_{i,t}) - r_{f,t} = \alpha + \beta_i [E(r_{\text{market},t}) - r_{f,t}] + \varepsilon_{i,t}. \quad (7)$$

A CAPM helyességének vizsgálatára számos módszer rendelkezésre áll, egyrészt szokás azt tesztelni, hogy a (7) egyenletben szereplő konstans értéke valóban nulla-e ($\alpha = 0$). Másrészt vizsgálható a *béta* és a kockázati prémium $[E(r_{\text{market},t}) - r_{f,t}]$ közötti kapcsolat, illetve a kockázati prémium nullától való statisztikai eltérése is.

Ilyen típusú hagyományos tesztelést végzett Lintner [1965], majd Miller–Scholes [1972] a New York-i tőzsde adatain az 1954 és 1965 közti időintervallumra. Eredményeik alapján az értékpapírpiaci egyenes meredeksége jóval elmarad a modell szerint definiált piaci kockázati prémiumtól (túl lapos), tehát a befektetők a definiált hozamprémium töredékével is beérték a valóságban. Ezenfelül tanulmányuk azt a hipotézist is megcáfolta, miszerint a tengelymetszet (α) értéke nulla lenne (Miller–Scholes [1972]).

Ezt követte a hagyományos tesztek kritikájának időszaka: Jensen és szerzőtársai [1972], Fama–MacBeth [1973] a végrehajtott próbák bizonyító erejét kérdőjelezték meg, azok elvi hibái miatt. Kritika érte a kétlépcsős regressziót, amely az értékpapírpiaci egyenes vizsgálatához az azonos mintából becsült *béta* értékeire támaszkodik, továbbá a hozamok egyszerű átlagolását is, ugyanis azok túl volatilisak ezen eljárás-hoz. A CAPM mellett állást foglalók szerint a piaci portfóliót nem helyes az S&P 500 hozamával közelíteni, továbbá a tranzakciós költségek beépítése is torzítja az eredményt. Mindezek igazolására születtek a modellt aláátmasztó eredmények is, de ezek egyike sem vált széles körben elfogadottá. Feltehetően e viták lezárásául terjedt el leginkább Roll [1977] véleménye, és nyílt meg a tér a faktormodellek előtt, amelyeket már az empirikus eredmények is aláátmasztanak.

Az eszközarázási modell továbbfejlesztései

A klasszikus modell kapcsán számos korrekció napvilágot látott, ugyanis az empirikus eredmények alapján az α konstans értéke nem nulla, tehát a piaci portfólión kívül vannak egyéb tényezők is, amelyek hatást gyakorolnak a várható

hozamok alakulására. Ráadásul a bírálatok tükrében a piaci *béta* sem áll pozitív kapcsolatban a jövőbeli hozamokkal, így az akadémiai irodalom kezdett felül-emelkedni a hagyományos teszteken, és megjelentek az időben változó varianciát taglaló, autoregresszív megközelítések (Engle [1982]), valamint a portfóliószin-ten végrehajtott többfaktoros modellek is. Utóbbiak kezdetben olyan tökéletesen diverzifikált portfóliót próbáltak leképezni (faktorportfólió), amelyek egyik fak-torra vonatkoztatott érzékenysége 1 (tökéletes együttmozgás), a többi faktorra pedig 0 (független). Például *Chen és szerzőtársai* [1986] makroökonómiai ténye-zők (a termelés növekedési üteme, rövid távú kamatlábak, nem várt infláció és hozamprémium-eltérések) magyarázóerejét tesztelte, de a *béták* előjele negatív és nem szignifikáns.

Azonban 28 évvel a CAPM megjelenését (Sharpe [1964]) követően szintén a Jour-nal of Finance-ben Fama–French [1992] ráébresztette a szakmát, hogy a vállalat piaci méretének (SIZE), valamint a piaci és a könyv szerinti érték hányadosának (BTM) magyarázóereje sokkal nagyobb a várható hozamok tekintetében, mint a piaci hozamprémium. A szerzők a kisebb vállalatok magasabb hozamprémiumát a méretből fakadó bizonytalansággal indokolták, míg a könyv szerinti és a piaci érték hányadosának a fundamentális erejét a vállalatban rejlő növekedési lehe-tőségekkel magyarázták. Mi több, Fama–French [1992] modellje a piaci hozam-prémium statisztikai magyarázóerejét el is utasítja az amerikai historikus adatok alapján. Erre válaszul Jagannathan–Wang [1996] számos feltételes változót tesztelve a vállalatméret hatását vonta kérdőre, és olyan tényezők szerepét azonosította, mint a konjunktúra és az emberi erőforrás értékének a hatása. A vitasorozatra válaszolva Carhart [1997] egy új tényezőt, a momentumhatást beépítve a hagyományos Fama–French [1992]-féle háromfaktoros modellbe, megdőbbsentő, erősen szignifikáns eredményekre jutott – lásd a (8) egyenletet –, és ezzel lecsendesítette a kedélyeket. Elemzésében a piaci hozamprémiumon kívül az összes változó hatását szignifi-kánsnak azonosította (SIZE, BTM, MOM), viszont hozam tekintetében a momen-tum prediktív ereje kimagaslott.

$$E(r_i) - r_f = \beta_1[E(r_{\text{market}}) - r_f] + \beta_2\text{SIZE}_i + \beta_3\text{BTM}_i + \beta_4\text{MOM}_i. \quad (8)$$

A momentumhatás, miszerint a közelmúltban jól teljesítő részvények a jövőben is felülteljesítik a piacot, elsőre egyértelműnek tűnhet, hiszen csak a folyamatok ismét-lődésére, a trendek folytatására épít. Ennek ellenére a momentumstratégia napja-inkban is rendkívül magas, statisztikai értelemben erősen szignifikáns hozamokat eredményez a legtöbb ország tőzsdéjén (Chui és szerzőtársai [2010]), ezért e tényező számos tőzsdén kereskedhető befektetési alap (Exchange Traded Fund, ETF)² funda-mentális alapiját képezi. A részvények előző 11 hónapos aggregált teljesítményeinek a következő havi hozamokra gyakorolt hatásával (momentum/lendület hatás) már Jegadeesh–Titman [1993] is foglalkozott, az elmélet mégis Carhart [1997] neve alatt vált ismertté. Eltérő elvek alapján, de a befektetések múltbeli és jövőbeli teljesítménye között hasonlóan pozitív összefüggést ragad meg Goetzmann–Ibbotson [2005] átme-

² <https://www.ishares.com/us/products/251614/ishares-msci-usa-momentum-factor-etf>.

netmátrixa is. Az irodalomban konszenzus alakult ki abban, hogy a momentumhatás az emberek túlzott önbizalmára és a pozitív visszacsatolásokra vezethető vissza (Carhart [1997], Chui és szerzőtársai [2010], Mérő és szerzőtársai [2019]).

Utóbbi összefüggések sokat javították a részvényhozamok előrejelzésének pontosságát, azonban a kutatási folyamat nem lassult, azóta számtalan újabb tényező és szempont jelent meg a szakirodalomban. Ilyen a hosszú távú visszafordulások hatása (*long-term reversal*) (Dissanaike [1999]), az elemzői vélemények szóródása (Diether és szerzőtársai [2002]), a K + F-kiadások nagysága (Al-Horani és szerzőtársai [2003]), az idioszinkratikus volatilitás (Ang és szerzőtársai [2006]) és a maximumhatás is (Bali és szerzőtársai [2011]).

Az új összefüggések hatását általában először az amerikai piacokon tesztelik, ugyanis máig ezek tekinthetők a leglikvidebb és legnagyobb piacoknak. Végül az amerikai publikálást követően a faktorokat világszerte kísérleteknek vetik alá. Fama–French [1992] cikkét követve a német piacon is széles körben kutatottá vált a piaci méret és a könyv szerinti érték hányadosának a hatása (Stehle [1997], Wallmeier [2000], Ziegler és szerzőtársai [2007], Amel-Zadeh [2011], Artmann és szerzőtársai [2012]). A szerzők többsége szignifikáns összefüggést azonosít a tényezők és a részvényhozamok között, azonban megfigyelhető, hogy a piaci méretnek és a piaci és a könyv szerinti érték hányadosának a hatása időben nem stabil (Ziegler és szerzőtársai [2007]). Hasonlóan Brückner és szerzőtársai [2012] is felhívja a figyelmet, hogy eltérő strukturális törések idején a hatások eltűnhetnek vagy előjelet válthatnak. Ebből kifolyólag a szerzők a diszkontfaktor meghatározásához nem javasolják a hagyományos CAPM modell bővítését. Viszont a *béta* és a hozam között fennálló összefüggést a legtöbb német piacot vizsgáló tanulmány sem támasztja alá (Wallmeier [2000], Artmann és szerzőtársai [2012]). Elsas és szerzőtársai [2003] szerint a *béta* hatása azért nem szignifikáns, mert a piaci hozamprémium nem mindig pozitív. A szerzők a pozitív és negatív piaci hozamprémium függvényében feltételes *bétát* vezetnek be, amely már a várakozások szerint magyarázza a részvényhozamok alakulását. A problémát az okozza, hogy a piaci hozamprémium *ex ante* mindig pozitív, de az *ex post* realizációk gyakran negatívak. Levy [2010] is különbséget tesz az *ex post* és az *ex ante* *béta* közt, azonban a korábbi eredményekhez hasonlóan ő sem tud előretekintés nélkül (*look-ahead bias*) kapcsolatot találni a *béta* és a várható hozam között, így a *béta* a várható hozam meghatározására nem alkalmas. Schrimpf és szerzőtársai [2007] sztochasztikus diszkonttényezőkkel bővítették a hagyományos CAPM modellt, amelyek közül a hosszú és rövid hozamok közötti különbség (*term spread*) és a német vállalati kötvények nemfizetési kockázata javította a Fama–French [1992] háromfaktoros modell illeszkedését. Ezenkívül Carhart [1997] eredményeihez hasonlóan a német piacon Glaser–Weber [2003], valamint Artmann és szerzőtársai [2012] is erős momentumhatásról számolt be, amely abnormális hozam a kereskedési volumen beépítésével tovább növelhető. Artmann és szerzőtársai [2012] a momentumfaktor mellett még a *P/E* ráta és a piaci érték és a könyv szerinti érték hányadosának figyelembevételével is szignifikánsan javítani tudta a modelljük prediktív erejét.

Összegezve a CAPM körüli szakirodalmi vitát, megállapítható, hogy az empirikus adatok számos országban nem támasztják alá a modell állításait. Ennek ellenére

a CAPM lineáris számítási eljárása és relatív pontossága miatt napjaink egyik leggyakrabban alkalmazott pénzügyi összefüggése maradt. A kutatók és a pénzügyi vezetők 75 százaléka javasolja a CAPM-et a tőke költség meghatározására, míg csupán 10 százalék használja a háromfaktoros módszert ezen célokra (*Graham–Harvey* [2001], *Welch* [2008]). A modell legnagyobb erőssége abban rejlik, hogy bármilyen befektetéshez képes a *béta* értékei alapján elvárt hozamot rendelni, amely matematikailag igazolható, és a szakmában elfogadott. Például részvénytársaságok tőzsdei bevezetésekor (*Initial Public Offering*, *IPO*), projekt- és vállalatértékeléseknél (*M&A-tranzakciók*) közkedvelt eljárás a versenytársak *bétája* vagy a forrásoldal szerinti *béta* alapján való diszkontráta becslése. Végezetül a CAPM szerint definiált befektetési döntést, miszerint a piaci portfólió az optimális, sokszor a való élet sem tudja megcáfolni, hiszen hosszú távon az aktívan kezelt portfóliók valóban képtelenek felülteljesíteni a passzívan kezelt befektetési alapokat.

A német értékpapírpiac empirikus adatai

Az elemzéshez választott adatsor a kutatás alapvető kérdése, ezért a hitelesség és összevethetőség miatt a szakirodalomban csak néhány adatbázis alkalmazása elfogadott. Az amerikai részvénytőzsdák leggyakoribb forrása a CRSP (*Center for Research in Security Prices*) adatbázisa, míg a vállalati számviteli adatokhoz (éves beszámoló) a Compustat forrásait szokás igénybe venni (*Fama–French* [1992], *Carhart* [1997], *Bali és szerzőtársai* [2011]). A nemzetközi részvénytőzsdák vizsgálatához elterjedt a Thomson Reuters Datastream használata (*Ince–Porter* [2006], *Amihud és szerzőtársai* [2015], *Mérő és szerzőtársai* [2019]), azonban az ázsiai és dél-amerikai piacok elemzésénél dolgoznak egyedi adatforrásokból is (*Nartea és szerzőtársai* [2017]). Ezen adatbázisoknak teljességteljesük mellett a legnagyobb előnyük, hogy tartalmazzák az osztalékkal és felaprózódással korrigált árfolyamokat, dollárra átszámított vállalati adatokat, valamint az időközben tőzsdéről kivezetett részvények adatait is. A nemzetközi pénzügyi beszámolási standardok (*International Financial Reporting Standards*, *IFRS*) és az Egyesült Államokban általánosan elfogadott számviteli szabályok (US GAAP) szinte kizárólagossága miatt a vállalati adatok is standardizáltaknak tekinthetők regionális szinten, ami nagyban segíti az eredményességi (*EPS*, *P/E*, *EBITDA*), valamint a mérlegadatokon alapuló (*ROA*, *ROE*) mutatók összevetését.³

Az adatbázis kiválasztásán kívül számos adattisztítási és módszertani kérdéssről kell dönteni, amelyek a végeredmény szempontjából lényegesek, de nincs általánosan elfogadott elv rájuk. Ilyenre példa a pénzügyi szektor részvényeinek mintából való kihagyása (túlzott tőkeáttétel miatt), az illikvid, a néhány dolláros részvények kezelése, valamint a kiugró értékek kérdésköre is (törlés vagy csere). Ahol tehetjük, *Ince–Porter*

³ 2005 óta az Európai Unió tagállamainak tőzsdéin jegyzett vállalatok számára kötelező az IFRS-ek szerint elkészíteni az éves beszámolóikat, emellett pedig Kína, Ausztrália, Új-Zéland és Hongkong is csatlakozik a módszertan bevezetéséhez. Az Egyesült Államokban alapvetően az US GAAP szerint zajlik a könyvelés, azonban 2008 óta bizonyos esetekben választható az IFRS szerinti könyvelés is.

[2006] javaslatait követjük az elemzésben, amely kifejezetten a Datastream és a CRSP adatbázisa közötti eltéréseket taglalja.

Az empirikus vizsgálatokhoz Németországot választottuk, mert a német értékpapíri piac méretében és hatékonyságában is eleget tesz a faktormodellek kritériumainak. Fontos szempont, hogy egy kellően nagy és fejlett piacot vegyünk górcső alá, amelyre megfelelő pontossággal rendelkezésre áll minden szükséges adat. E tekintetben a németországi értékpapíri piac az euróövezetet tekintve a legfejlettebbek közé sorolható (forgalom, adatnyilvántartás), kapitalizációját tekintve pedig a legnagyobb tőzsde az Európai Unióban.⁴ Emellett a választásnál olyan szempontokat is figyelembe vettünk, mint a gazdasági befolyás (vezető autóipari, pénzügyi és gyógyszeripari vállalatok) és a régióra elkészült hasonló vizsgálatok száma. A teljes német piacot tekintve Németországban az értékpapírokkal folyó szabályozott kereskedelem több lokális tőzsdén zajlik. Frankfurt am Main, Berlin, Düsseldorf, Hamburg, Hannover, München és Stuttgart is rendelkezik saját tőzsdével, de ezek legtöbbje elenyésző a frankfurti Deutsche Börse AG. méretéhez képest (a felsoroltak közül több egyébként is a frankfurti tőzsde leányvállalataként üzemel), ezért az elemzésben kizárólag a frankfurti tőzsdén jegyzett vállalatokat vizsgáljuk, ezzel biztosítva az adatok egyező forrását és pontosságát.

A vizsgálatához használt paneladatokat – az 1990. január 1. és 2020. január 1. közötti harmincéves időszakra – a Thomson Reuters Eikon adatbázisából töltöttük le, részvényenként havi bontásban. Az időközben kivezetett és a kezdő dátum után tőzsdére bevezetett részvények adatai is részei az adathalmaznak, ezzel elkerülve a túlélési torzítást (*survival bias*) jelenségét (Shumway [1997]), amely számos német piaci vizsgálatot torzító hatásként jelen van (Brückner és szerzőtársai [2012]).

Az adatbázis nagy előnyét kihasználva, a részvények árfolyamát dollárban denominálva töltöttük le, ezzel kiszűrve a devizanemek árfolyamhatását, továbbá az ország német márkáról euróra való áttérésének következményeit. Részvények szempontjából kizárólag az eredetileg euróban jegyzett értékpapírokkal foglalkozunk. Befektetési alapok és reáleszközök nem elemei az adatbázisnak, mivel ezek hozama csak egyedi elbírálás alapján értékelhető. A komolytalan vállalkozások okozta zaj, heves árfolyam-ingadozások és irracionális kilengések elkerülése érdekében csak az elsőrendű (*primary*), fő (*major*) részvények képezik az elemzés részét.

Ezek alapján az empirikus vizsgálat lefuttatásához részvényenként letöltöttük a nem korrigált havi záró árfolyamot (*Unadjusted Price*), a havi kereskedési volument (*Turnover by Volume*), az osztalékkal és felaprózódással korrigált árfolyamot (*Total Return Index*), a piacon lévő részvények darabszámát (*Common Shares Outstanding*), az egy részvényre jutó könyv szerinti értéket (*Book Value Per Share*), illetve az árfolyam–nyereség arány hányadost (*Price/Earnings Ratio*). Az adatokat a Thomson Reuters rendszeréből először egy Visual Basic kóddal transzponáltuk, majd a későbbi összes empirikus vizsgálat végrehajtásához a Stata statisztikai szoftvert használtuk. A részvénykibocsátó vállalatok nevei az adatbázisunkban az egyedi PERMCO (*permanent id-number of a company*) elsődleges

⁴ <https://www.statista.com/statistics/693587/stock-exchanges-market-capitalization-europe/>.

kulcs alapján beazonosíthatók, ugyanis a részvények *ticker* neve időközben bármikor megváltozhat. Mindezek eredményeként összesen 129 350 darab részvény-szintű panelmegfigyelésünk lett.

Kezdetben a Stata-programba importált adatbázis adatai alapján tároltuk egy általunk deklarált változóban az osztalékfizetéssel és felaprózódással korrigált árfolyamból számított havi hozamokat és azok egy periódussal későbbi (jövőbeli) értékeit. A regressziók és a teljes elemzés középpontjában is a jövőbeli, egy hónappal eltolt hozamok vizsgálata áll. Végül az irodalomban ismert Fama–French- és Carhart-tesztekhez hoztuk a szükséges kontrollváltozókat.

A részvények *bétáinak* kiszámításához szükség volt az adott időszakokhoz tartozó havi kockázatmentes hozam meghatározására. Ehhez a német tízéves lejáratú államkötvényekből képzett index (*Bloomberg Ticker: GDBR10*) havi hozamadatait töltöttük le a Bloomberg rendszeréből, amely a korábban idézett CAPM képletében [lásd (6) egyenlet] a kockázatmentes hozam közelítésének feleltethető meg. A vállalati és piaci szintű hozamprémiumok kiszámítása után öt évre visszatekintő gördülő regressziókkal számoltuk ki a részvényekhez tartozó *béták* havi értékeit (*BETA*). A regressziók eredményváltozója az egyes részvények havi hozamprémiuma [$R_{p,t} = (r_{p,t} - r_{f,t})$], a magyarázó változó pedig a piaci hozamprémium [$MRP_t = (r_{\text{market},t} - r_{f,t})$], amely a piaci mérettel korrigált részvényhozamok havi összegének és a havi kockázatmentes hozamnak a különbségéből számítható ki. A regressziók eredményeként kapott [lásd (7) egyenlet] koefficiens értéke mindig az adott időszakra vonatkozó *béták* értékeit testesíti meg, ahol a tengelymetszeteket a CAPM alapján [lásd (6) egyenlet] irrelevánsnak tekintjük. *Brückner és szerzőtársai* [2012] a német piacot vizsgálva az öt évre visszatekintő, havi *béta* hatását azonosította a legerősebbnek, és az amerikai irodalomban is ez a bevett, így – igazodva ezen eljárásokhoz – mi is 60 hónapra visszatekintő gördülő regressziókat alkalmaztunk.

Az árfolyam és a kint levő részvények darabszámának a szorzataként vállalatokként minden hónapra kiszámoltuk a piaci kapitalizáció értékét (*SIZE*). Az így kapott szorzatnak a természetes alapú logaritmusát tároltuk el a változóban, hogy az esetleges kiugró (*outlier*) értékek százalékosan közelebb kerüljenek az irányadó értékekhez, de mégse törölődjenek az adatbázisból. A vállalatok piaci kapitalizáció szempontjából általában balra ferde eloszlást követnek, tehát a vállalatok nagy része egy bizonyos érték köré összpontosul, és piaconként csupán néhány megavállalat működik, ezért a regressziós vizsgálatok esetén célszerű transzformálni a piaci kapitalizáció változóját.

A részvény szintű piaci és a könyv szerinti érték hányadosa (*BTM*) a már korábban létrehozott változókból generálható, és a befektetői várakozásoknak egy jó közelítője. Ha a *P/BV* értéke 1 vagy annál alacsonyabb, akkor a befektetők a vállalatot csupán a tárgyi eszközök likvidációs értékére becsülik, ami a csődfélelemre utaló jel lehet. Vállalatértékeléskor a befektetők bebiztosítják magukat, hiszen fizetési nehézségek esetén a részvényesek a legutolsók a kifizetési rangsorban. Ugyanakkor érett vállalatoknál, mérsékelt növekedési lehetőségek esetében a saját tőke piaci értéke hasonlóan közel kerülhet a könyv szerinti értékhez.

A momentumhatás teszteléséhez szükséges változót *MOM* névre kereszteltem, amelynek adott hónaphoz tartozó értéke mindig a részvény elmúlt 11 hónapos aggregált hozamával egyenlő (*Carhart* [1997]). A momentumhatás a hozamok autokorrelációjára épít, és abból a várakozásból indul ki, hogy a közelmúltban jól teljesítő részvények a következő időszakban is felülteljesítik majd a piacot. Ezzel szemben azoknak a részvényeknek a hozama, amelyek a közelmúltban rosszul szerepeltek, továbbra is átlag alatti lesz. A jelenség az elmélet széles körű ismerete ellenére szinte minden piacon megfigyelhető, egyik magyarázata az emberek által tapasztalt pozitív visszacsatolás okozta viselkedési hatásokban rejlik (*Chui és szerzőtársai* [2010]). Továbbá a befektetők legtöbbször túl hamar realizálják a pozíción elért nyereséget, de veszteséges helyzetekben – bízva a trend megfordulásában – általában hosszú ideig nem zárják le a pozíciót, ezzel is hajtva a lendülethatást.

A négy kontrollváltozón (*BETA*, *SIZE*, *BTM*, *MOM*) kívül szükség volt még további segédváltozók kiszámítására is. A havi szintű tőzsdei kapitalizáció az egyes vállalatok kapitalizációjának összegeként adódott, ez a piaci részesedéssel súlyozott hozam, valamint az ezek összegeként kapott piaci portfólió hozamának (r_{market}) kiszámításához volt elengedhetetlen. A piaci részesedéssel súlyozott hozam ezenkívül még a portfóliósinten végzett egyváltozós sorba rendezésnél fog szerepet kapni. Végeztül adattisztítási szempontból szükség volt egy, a részvények likviditására vonatkozó változó megalkotására is, ugyanis az illikvid részvények csak torzítanak a kereskedési stratégia eredményét, így az elemzésből elhagyhatók (*Amihud és szerzőtársai* [2015]). Ennek kiszűrésére a részvények havi forgalma és a kint levő részvények hányadosából generált változót használtuk. Ez a mutató azt fejezi ki, hogy az adott hónapban piacon lévő részvények mekkora hányada cserél gazdát.

A vizsgálatok lefuttatása előtt felsoroljuk az adatsoron végzett adattisztítási lépéseket. Az egy- és kétváltozós sorba rendezés, valamint a *Fama–MacBeth* [1973]-regressziók miatt a fő szempont volt, hogy úgy kezeljük az *outlier* hozamok kérdését, hogy azzal ne vagy alig veszítsünk megfigyelést. Ezért a kiugró értékek teljes törlése helyett csupán a havi +200 százalékos feletti és –95 százalékos alatti hozamrekordokat töröltük (*Nartea és szerzőtársai* [2017]), ugyanis ezek szinte biztosan adatbeviteli hibákból származnak. A többi kiugró érték hatásának kezelésére 1 és 99 százalékon winszorizációt hajtottunk végre (*Winsor* [1946]). Ezen eljárás az adatbázisban szereplő kiugró (torzító) hozamrekordok végleges törlése helyett csupán a hozamok 99 százaléknál nagyobb és a hozamok 1 százaléknál kisebb hozamokat cseréli le rendre az 1. és a 99. percentilis értékére. Az eltérésnégyzet-összeg minimalizációján alapuló lineáris regressziók (*ordinary least squares*, *OLS*) használata esetén különösen fontos a kilógó értékek kezelése, hogy a négyzetes hatások semmiképpen ne vigyék félre az elemzést. Ezenkívül töröltük minden hónap azon megfigyeléseit, amelyekhez tartozó likviditás kisebb volt a forgalomban levő részvények tíz százaléknál (*Amihud és szerzőtársai* [2015]), és azoknak a hónapoknak az adatait is eltávolítottuk, amelyekhez kevesebb mint száz részvénytisztítási megfigyelés állt rendelkezésre (portfólióképzés miatt). Utóbbi tisztítási módszer elvégzése a *t*-próba miatt hasonlóan indokolt, ugyanis annak helyes értelmezése is megkövetel egy minimális mintaelemszámot. Mindezek eredményeként végül 84 534

havi részvénytársasági megfigyelés maradt a tesztek lefuttatása előtt, ami átlagosan havi 239 megfigyelésnek felel meg.

A faktorok tesztelése

Az árfolyam–nyereség arány (P/E) és a jövőbeli hozamok közti összefüggést három, a nemzetközi kutatásokban leginkább alkalmazott módszerrel vizsgáljuk. Portfólió-szintű egyváltozós sorba rendezést végzünk annak eldöntésére, hogy az adott változónak van-e magyarázóereje a keresztmetszeti (*cross-sectional*) részvényhozamok előrejelzésében. Ezt követően portfólió-szintű kétváltozós sorba rendezéssel és részvény-szintű *Fama–MacBeth* [1973]-féle regresszióval ellenőrizzük, hogy a kapcsolatot valóban a P/E ráta fundamentális ereje vagy csupán egy már ismert összefüggés begyűrűző hatása okozza ($BETA$, $SIZE$, BTM , MOM).

Faktorokon alapuló egyváltozós sorba rendezés

Az egyváltozós sorba rendezés (*univariate sort*) egy adott faktoron alapuló kereskedési stratégia empirikus értékelésére alkalmas eljárás. A módszer az adott faktorérték alapján (P/E) havi rendszerességgel részvényportfóliókat képez, majd a szélső faktorértékkel rendelkező portfóliók jövőbeli hozamát veti össze. A havi portfólióképzésből adódóan a paneladatok rendre egy-egy keresztmetszeti struktúrájú mintává alakulnak, így nem szükséges a hozamok logdifferenciálása és a stacionaritás kezelése. A portfólióképzés módjára nincs általános elv az irodalomban, a tercilisen, kvintilisen, valamint a decilisen alapuló portfólióképzés is elfogadott. Esetenként az extrém értékek (alsó és felső tíz százalék) egyértelműbben képesek megragadni egy változó szerepét, ezáltal az abnormális hozam kevésbé tudható be a véletlen szerepének.⁵ Igazodva *Carhart* [1997] elemzéséhez a sorba rendezésen alapuló vizsgálatokat decilisek szerint végezzük el.

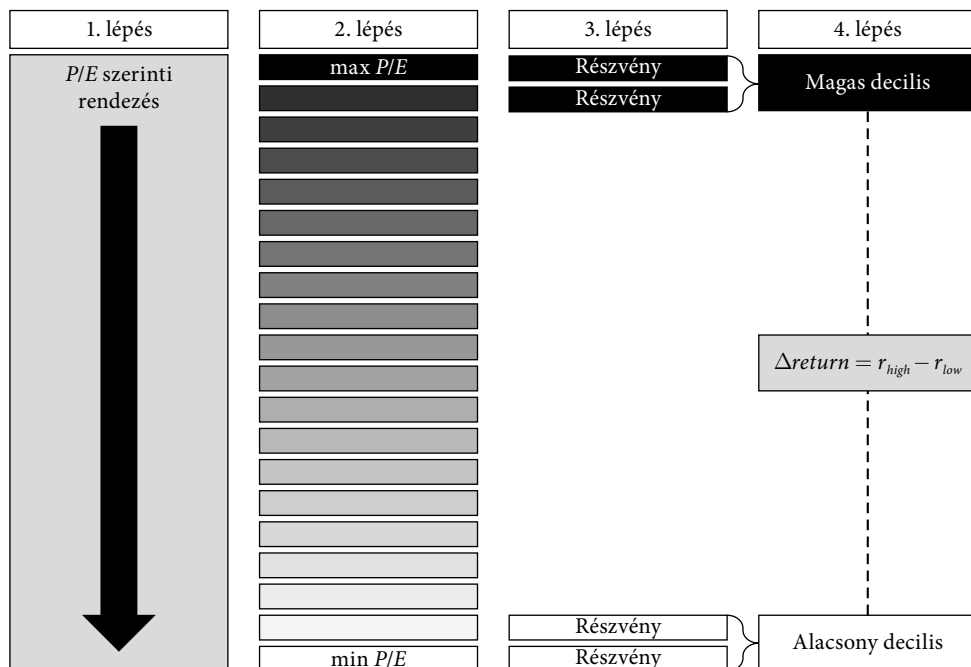
Követve a módszertan végrehajtásának elveit, először minden hónapban sorba kell rendezni adott faktor szerint a részvényeket, majd meg kell határozni a decilisek osztópontjait. Ezeket felhasználva minden részvényt az adott havi faktorértéke alapján be lehet sorolni a decilisportfóliók (1–10.) egyikébe. Példaként a 2020 januárjához tartozó első (tizedik) decilis portfóliója azokat a részvényeket tartalmazza, amelyek adott havi P/E rátája a piacon a legalacsonyabb (legmagasabb) 10 százalékba esett. Következő lépésként minden portfólióhoz ki kell számolni a következő havi (jövőbeli) hozamot, a piaci kapitalizációval súlyozott hozamot és az adott tényező szerinti átlagos értéket. Végül a faktoron alapuló kereskedési stratégia várható hozama a két szélső faktorértékű decilis portfóliói (10. decilis – 1. decilis) teljes időtávon vett átlagos hozamkülönbségből kalkulálható. A módszertan szerint a befektető a magas

⁵ Abban az esetben érdemes tercilis vagy kvintilis alapján vizsgálni egy tényezőt, ha az gyakran veheti fel a nulla vagy ahhoz közeli értéket, ugyanis ilyenkor előfordulhat, hogy a 2. vagy akár a 3. decilisben is kizárólag 0 faktorértékű részvény szerepel. Jellemzően az osztalékfizetéshez kapcsolódó változók esetében fordulhat ilyen elő, hiszen a vállalatok egy jelentős része visszaforgatja a tőkéjét, vagy nem képes osztalékot fizetni.

faktorértékű decilisen *long* pozíciót, míg az alacsony faktortértékű decilisen *short* pozíciót vesz fel (*High Minus Low*), ezzel szimulálva a változón alapuló kezdőtőke nélküli kereskedési stratégiát (2. ábra).

2. ábra

A *P/E* rátán alapuló egyváltozós sorba rendezés iteratív lépései



Forrás: saját szerkesztés.

Az árfolyam–nyereség arány fundamentális szerepéből adódóan ezen változónál ellentétes hatást várunk (*Low minus High*), ezért minden hónapban a *P/E* ráta szerinti legnagyobb decilishez tartozó portfóliót kellene eladni, és a *P/E* ráta szerinti legkisebb decilishez tartozó portfóliót megvenni. Egy hónapig tartva a pozíciót, a tranzakciós költségektől eltekintve az abnormális hozamunk éppen a két szélső decilishez tartozó portfólió hozamának különbségéből adódna. Ezen nyereségnek vagy veszteségnek a harmincéves átlagos (várható) értékét ragadja meg az 1. táblázat „10. – 1. decilisportfólió” hozama.

A decilisportfólión belüli részvények részarányát lehet egyenlően, ár szerint vagy piaci kapitalizáció szerint is súlyozni. A felsorolt módszerek közül vitatható, hogy melyik eljárás ragadja meg pontosabban a valóságot, viszont a piaci mérettel korrigált módszer minden bizonnyal robusztusabb eredményre vezet. A kapitalizációval súlyozott, azaz a decilisportfólión belül a nagyobb vállalatokba többet és a kisebb vállalatok részvényeibe kevesebbet fektető eljárás szisztematikus kockázatnak való kitettsége alacsonyabb szerepet kap (*Plyakha és szerzőtársai* [2014]), továbbá a kisebb

vállalatok részvényeiből a likviditás miatt és a darabszámból adódóan is nehezebb azonos mennyiségben venni, mint a nagyvállalatok részvényeiből.

1. táblázat

Egyváltozós sorba rendezéssel képzett decilisportfóliók átlagos (várható) hozama, 1990. január 1.–2020. január 1.

Decilis	Decilisfaktor szerinti átlagos értéke	Egyenlően súlyozott átlaghozam (százalék)	Értékkel súlyozott átlaghozam (százalék)
BÉTA (<i>BETA</i>)			
1.	–0,12	0,45	0,44
2.	0,17	0,52	0,53
3.	0,32	0,75	0,80
4.	0,44	0,94	0,95
5.	0,56	0,89	0,93
6.	0,71	0,92	0,94
7.	0,87	0,73	0,77
8.	1,07	0,63	0,65
9.	1,34	0,40	0,48
10.	1,84	–0,04	0,03
10. – 1. portfólió	hozamkülönbség	–0,49	–0,41
	<i>t</i> -érték (<i>p</i> -érték)	–0,72 (47,5)	–0,59 (55,6)
	Sharpe-ráta	0,11	0,07
PIACI MÉRET (<i>SIZE</i>)			
1.	7,43	0,23	0,23
2.	9,18	0,24	0,25
3.	10,11	0,57	0,58
4.	10,72	0,22	0,22
5.	11,27	0,59	0,58
6.	11,88	0,79	0,79
7.	12,59	0,80	0,80
8.	13,51	0,85	0,85
9.	14,73	0,94	0,94
10.	16,79	0,93	0,92
10. – 1. portfólió	hozamkülönbség	0,70	0,69
	<i>t</i> -érték (<i>p</i> -érték)	1,69 (9,1)	1,7 (9,0)
	Sharpe-ráta	0,32	0,32
A PIACI ÉS A KÖNYV SZERINTI ÉRTÉK HÁNYADOSA (<i>BTM</i>)			
1.	–2,71	0,44	0,58
2.	–1,60	0,42	0,51
3.	–1,14	0,34	0,38
4.	–0,85	0,13	0,19
5.	–0,61	0,63	0,64
6.	–0,40	0,75	0,76

7.	–0,19	0,66	0,72
8.	0,05	1,01	1,10

Az 1. táblázat folytatása

Decilis	Decilisfaktor szerinti átlagos értéke	Egyenlően súlyozott átlaghozam (százalék)	Értékkel súlyozott átlaghozam (százalék)
9.	0,40	1,26	1,31
10.	1,78	0,52	0,59
10. – 1. portfólió	hozamkülönbség	0,08	0,02
	<i>t</i> -érték (<i>p</i> -érték)	0,24 (80,7)	0,05 (95,9)
	Sharpe-ráta	–0,12	–0,17
MOMENTUM (<i>MOM</i>)			
1.	–0,50	–0,16	–0,22
2.	–0,29	–0,10	–0,04
3.	–0,17	0,26	0,26
4.	–0,08	0,24	0,23
5.	0,00	0,58	0,57
6.	0,07	0,68	0,70
7.	0,16	0,69	0,71
8.	0,28	0,99	1,03
9.	0,45	1,19	1,21
10.	1,12	1,79	1,83
10. – 1. portfólió	hozamkülönbség	1,95	2,05
	<i>t</i> -érték (<i>p</i> -érték)	4,44 (0,0)	4,74 (0,0)
	Sharpe-ráta	1,00	1,05
ÁRFOLYAM–NYERESÉG ARÁNY (<i>P/E</i>)			
1.	4,64	0,86	0,87
2.	8,73	1,16	1,15
3.	11,22	1,00	1,01
4.	13,46	1,02	1,02
5.	15,83	1,09	1,11
6.	18,69	0,85	0,88
7.	22,43	0,92	0,93
8.	28,31	0,69	0,75
9.	41,40	0,39	0,47
10.	176,20	–0,06	0,00
10. – 1. portfólió	hozamkülönbség	–0,92	–0,88
	<i>t</i> -érték (<i>p</i> -érték)	–3,00 (0,3)	–2,78 (0,6)
	Sharpe-ráta	0,57	0,53

Megjegyzés: a táblázat az adott faktorhoz tartozó egyváltozós sorba rendezésen alapuló kereskedési stratégia hozamkülönbségét, az ehhez tartozó Newey–West-féle korrigált *t*-statisztika érté-

két, valamint a stratégiai Sharpe-rátáját közli (az 1990–2020-as időszak átlagában). A faktorhoz tartozó decilisportfóliókat a változó értéke alapján növekvő mértékben képeztük, az ezekhez tartozó, egyenlően súlyozott és mérettel súlyozott átlagos hozam a 3. és 4. oszlopban látható. *Forrás:* saját számítás és szerkesztés a Deutsche Börse AG. adatai alapján.

A 10. és 1. decilisportfólió átlagos hozameltérésének ténye önmagában nem elegetmondó a következtetések levonásához, ezért a véletlen kizárása érdekében azt a hipotézist teszteltük, hogy a kereskedési stratégia havi abnormális hozama szignifikánsan különbözik-e nullától. Ennek elvégzésére nagy mintán a sima t -próba helyett a Newey–West-féle korrigált t -statisztikát szokás használni, hogy a becslés eredménye heteroszkedaszticitás és autokorreláció mellett is torzítatlan maradjon. Általában a 12 havi (éves) szezonálisra szokás kontrollálni (tizenkettedrendű autokorrelációig), így mi is ennek megfelelően vizsgáltuk az egyenlően és mérettel súlyozott kereskedési stratégia szignifikanciáját.

Az 1. táblázat a Deutsche Börse AG. részvényein végzett egyváltozós sorba rendezéssel kapott decilisportfóliók egyenlően és mérettel súlyozott havi átlagos (várható) hozamait közli az 1990. január 1. és 2020. január 1. közti időszakra. A hiányos megfigyelések és az adattisztítás miatt végül 239 hónap hozamkülönbségének átlagát mutatja a táblázat.

Az első szembetűnő megfigyelés, hogy a piaci *béta* alapján képzett decilisportfóliók között nincs szignifikáns hozamkülönbség sem az egyenlően, sem pedig a piaci mérettel való súlyozás esetén. Ez egyben a CAPM tesztjének is megfeleltethető, mivel a modell szerint a befektetések hozama pusztán azok kockázatával, azaz a *béták* értékeivel leírhatók. A hosszú távon emelkedő árfolyamok miatt a magas *bétájú* részvényekből képzett decilisportfólió átlagos hozama felül kellene múlja az alacsony *bétájú* részvényekből képzett decilisportfólió átlagos hozamát (10. portfólió – 1. portfólió). Viszont e hipotézist az empirikus eredmények megcáfolják, sőt egyenlő súlyozás esetén a várt hatás ellenkezője, negatív (–0,49 százalék), nem szignifikáns kapcsolat azonosítható a részvények *bétája* és hozama közt. Súlyozástól függetlenül megállapítható, hogy a CAPM állításai a német piacra nem teljesülnek, s ez a megállapítás a nemzetközi és a német irodalom eredményeivel is összhangban áll (*Fama–French* [2012], *Artmann és szerzőtársai* [2012]). A jelenlegre már a hagyományos tesztek kritikájának időszaka óta próbálnak magyarázatot találni, így számos megközelítés és teória létezik. Példaként a nem szignifikáns hozamkülönbség fakadhat a CAPM feltevéseinek nemteljesüléséből, a hibásan megképzett piaci portfólióból (*Roll* [1977]), de a modelltől való eltérést okozhatják a résztvevőkön megfigyelt olyan viselkedési hatások is, miszerint veszteséges helyzetben kockázatkedvelőbbek a befektetők, mint nyereséges („bika”) piac idején (*Kahneman–Tversky* [1979]). *Elsas és szerzőtársai* [2003] azt emeli ki, hogy a *béta* hatása feltételes, így az ingadozó kockázati prémium miatt félrevezető lehet a *béták* átlagának vizsgálata.

Második megfigyelésünk az, hogy a piaci méret (*SIZE*), valamint a piaci és a könyv szerinti érték hányadosa (*BTM*) közül egyik változó magyarázóereje sem tekinthető kimondottan erősnek. *Schrumpf és szerzőtársai* [2007], valamint *Brückner és szerzőtársai* [2012] is időben változó, nem állandó kapcsolatot azonosítottak a *SIZE* és a *BTM* változók, valamint a részvényhozamok között. A német irodalommal összhangban (*Amel-Zadeh* [2011]) a nagy piaci kapitalizációjú vállalatokból képzett decilisportfólió

egyenlően és mérettel súlyozva is átlagosan havi 0,7 százalékos hozamprémiumot generál a kis piaci kapitalizációjú vállalatokból képzett portfólióval szemben (9,1 százalékos p -érték). Ennélfogva a piaci kapitalizáció statisztikai értelemben 10 százalékon gyengén szignifikáns változó. Az elemzés nem támasztja alá azt a feltevést, hogy a kisebb vállalatok a bizonytalan jövőjük és sebezhetőségük miatt hozamprémiumot biztosítanak. *Fama–French* [2012], valamint *Artmann és szerzőtársai* [2012] eredményei hasonlóan megkérdőjelezi a piaci méret magyarázóerejét.

A piaci és a könyv szerinti érték hányadosának a szerepe és hatásának iránya a német irodalomban vitatott (*Brückner és szerzőtársai* [2012], *Artmann és szerzőtársai* [2012]). Eredményeink alapján a *BTM* nem képes a jövőbeli részvényhozamokat megragadni (0,24 és 0,05-os t -statisztika). A vállalati érettségen alapuló megközelítés elvárt eredményét a vizsgálat alátámasztja, így a legkisebb *BTM*-értékkel rendelkező részvényekből képzett portfólió valóban mérsékeltebb havi hozamokat generál (0,44 százalék), mint a legmagasabb *BTM*-értékkel rendelkező portfólió (0,52 százalék). Ugyanakkor ez a különbség (0,08 százalék) sem gazdasági értelemben, sem pedig statisztikailag nem szignifikáns (80,7 százalékos p -érték), így csak a véletlennek tudható be. A jelenséget magyarázhatja a befektetők óvatossága, tájékozottsága, valamint a piacok hatékonysága is.

A momentumhatás tekintetében a német értékpapírpiac nem okozott meglepetést. A korábban a piacot felülteljesítő részvényekből képzett decilisportfólió hozama, valamint a sereghajtó részvényekből képzett decilisportfólió hozama közötti eltérésnek súlyozástól függetlenül minden szokásos szignifikanciaszint mellett erős a magyarázóereje (4,44-os t -érték). Az átlagos hozamkülönbség egyenlő súlyozás esetén havi 1,95 százalék, piaci súlyozás esetén pedig 2,05 százalék, ami nemcsak statisztikai, de gazdasági értelemben is rendkívüli. Ezzel a kereskedési stratégiával az elmúlt 30 évet figyelembe véve, közepes szórás mellett átlagosan 28,7 százalékos éves effektív hozamot lehetett elérni, ahogyan ezt a stratégia kiugró Sharpe-rátája is jelzi. A hozamkülönbség tényén felül érdekes, hogy a *MOM* tényező növekedése az egyenlően súlyozott decilisportfóliók esetén mind a tíz esetben hozamnövekedéssel is járt. Láthatóan a részvények elmúlt 11 havi aggregált teljesítményének magyarázóereje szinte determinisztikus a várható hozamok tekintetében. A hatást *Carhart* [1997] amerikai cikke után *Glaser–Weber* [2003] a német piacon is elemezte. Eredményeik alapján a januári hónapot leszámítva a momentumhatás az év többi részében minden hónapban megfigyelhető (januárban ellentétes momentumhatás, azaz reverziós jelenség érvényesül), amelynek prediktív ereje a magas kereskedési volumennel rendelkező részvények esetében tovább erősödik. Az év első kilenc hónapjában a nyertes részvények hajtják a stratégia profitját, míg október és december között az adózási szempontból történő veszteségrealizáció miatt inkább a vesztes vállalatok hatása dominál. A jelenséget leggyakrabban viselkedési hatásokkal szokás magyarázni. Például ha egy esemény bekövetkezésében sokan hisznek, az hat a befektetői bizalomra, és a hatás önbeteljesítővé válhat (Bitcoin, Tesla-boom). Mások a kilátásmélet alapján a nyereséges pozíciók túl korai lezárásával és a veszteséges befektetések tartásával magyarázzák a stratégia sikerét. *Glaser–Weber* [2003] értelmezésében az információ csak fokozatosan képes beépülni az árfolyamba,

ami momentumhatáshoz vezet. Miután az információ már beépült az árfolyamba, az eszköz hozama ismét kiszámíthatatlanná válik.

Az értékalapú árfolyam–nyereség arány prediktív ereje hasonlóan erős, amivel kitűnik a jövedelmezőségi mutatók közül. A hipotézist alátámasztva az alacsony P/E rátával rendelkező vállalatokból képzett portfólió hozama jóval meghaladja a magas P/E rátájú részvényekből képzett decilishez tartozó portfólióét, így az értékalapú megközelítésnek tényleges relevanciája van. A P/E ráta alapján képzett alsó decilis portfóliójába azok a részvények tartoznak, amelyek esetében egységnyi befektetett pénzért a legtöbb egy részvényre jutó adózott nyereségre (EPS) teszünk szert. A legmagasabb decilishez tartozó portfólióba pedig azon befektetések, ahol relatív értelemben a legkevesebbet. A két szélső portfólió hozamkülönbsége $-3,00$ t -érték mellett szignifikáns havi $-0,92$ százalékos hozamot generált,⁶ amely -12 százalékos éves effektív hozamnak felel meg. Piaci értékkel súlyozva a havi hozamkülönbség $-0,88$ százalékra módosul, vagyis a kis kapitalizációjú vállalatok hozama mérsékelten nagyobb mértékben függ a jövedelmezőségtől, mint a nagy kapitalizációjú vállalatoké. Artmann és szerzőtársai [2012] a német piacot vizsgálva, eredményeinkkel teljes összhangban, egy a momentumon és a P/E rátán alapuló modellt javasol a részvényhozamok előrejelzésére.

A frankfurti tőzsdét vizsgálva bizonyos változók esetében több szerző a faktorok instabilitásáról és időbeli változékonyságáról számolt be (Schrimpf és szerzőtársai [2007], Brückner és szerzőtársai [2012]), ezért az árfolyam–nyereség arány szerepét megvizsgáltuk az 1990–2020-as időszak fő strukturális töréseit figyelembe véve is. A 2. táblázat időbeli bontásban számszerűsíti az árfolyam–nyereség arányon alapuló kereskedési stratégia jövedelmezőségét az egyváltozós sorba rendezés módszertana alapján. Az értékalapú befektetési stratégia a 2008–2010-es gazdasági válság előtt és után is szignifikáns abnormális hozamot generált ($-2,12$ és $-2,71$ -os korrigált t -érték), amely hozamkülönbség a közelmúltra enyhén csökkent. A mérsékelt hozamcsökkenés a 2000-es évekhez viszonyított megnövekedett információáramlásnak és a kereskedési algoritmusok hatásának tudható be, amelyek mind a stratégia ellen ható tényezők. A világválság időszakában az árfolyam–nyereség arányon alapuló kereskedési stratégia elveszti a gazdasági és statisztikai relevanciáját, ami összhangban áll azzal, hogy magas volatilitás idején az eszközhozamok eltávolodhatnak a fundamentális értékektől.

Hangsúlyoznunk kell, hogy az egyváltozós sorba rendezés módszerénél nincs szükség kockázatmentes eszközre, piaci portfólióra, illetve a változó és a jövőbeli hozam kapcsolatára vonatkozóan sem szükséges előzetes megkötéseket tenni. Ezek hatalmas módszertani előnyök, hiszen ezáltal bármilyen rangú és fokú kapcsolatot ki lehet mutatni bármiféle előzetes feltételezésektől függetlenül. A portfóliószintű (decilisek) vizsgálat egyben megbízhatóvá is teszi az elemzést, ugyanis az csökkenti az egyedi esetek (idioszinkratikus volatilitás) végeredményre gyakorolt hatását. További pozitívum, hogy eltérő súlyozásokkal (egyenlő, ár, méret) is végrehajtható a módszer.

⁶ A hozam negatív előjele csupán a módszertani konzisztencia eredménye, ugyanis itt is követtük a magas mínusz az alacsony decilis elvét, holott a P/E esetében a fundamentális kapcsolat ellentétes.

Ezzel szemben a sorba rendezésen alapuló módszer hátránya, hogy egyszerre csak egy változó hatását képes megragadni, így a változók közötti esetleges összefüggések felismeréséhez más eljárásokat is végre kell hajtani. Emiatt az egyváltozós sorba rendezés eredménye önmagában nem értelmezhető, hiszen fennáll az esélye, hogy a hozamkülönbséget csupán egy másik ismert tényező begyűrűző hatása váltotta ki.

2. táblázat

A *P/E* rátán alapuló kereskedési stratégia jövedelmezőségének időbeli alakulása, 1990–2020

Decilis	<i>P/E</i> szerinti átlagos érték	Egyenlő súly, 1990–2007 (százalék)	<i>P/E</i> szerinti átlagos érték	Egyenlő súly, 2008–2010 (százalék)	<i>P/E</i> szerinti átlagos érték	Egyenlő súly, 2011–2020 (százalék)
1.	4,85	0,47	3,69	1,10	4,77	1,21
2.	9,11	0,90	6,76	1,82	9,05	1,19
3.	11,62	1,02	8,64	0,91	11,74	1,00
4.	13,91	1,05	10,46	0,50	14,09	1,19
5.	16,40	1,21	12,43	0,79	16,48	1,08
6.	19,37	0,66	14,99	1,09	19,33	0,97
7.	23,47	0,59	18,03	1,40	22,93	1,11
8.	30,20	0,39	22,25	0,68	28,48	1,03
9.	46,58	0,03	32,37	0,58	39,02	0,71
10.	224,81	–0,75	134,37	–0,14	137,72	0,73
10. – 1.	hozam- portfólió	–1,22	hozam- különbség	–1,24	hozam- különbség	–0,48
	<i>t</i> -érték	–2,12	<i>t</i> -érték	–1,52	<i>t</i> -érték	–2,71
	<i>p</i> -érték	3,70	<i>p</i> -érték	28,80	<i>p</i> -érték	0,80

Megjegyzés: a táblázat az árfolyam–nyereség arány alapján képzett, egyenlően súlyozott decilis-portfóliók átlagos hozamát közli három eltérő időszak bontásában. Az ezekhez tartozó hozamkülönbség és a Newey–West-féle korrigált *t*-statisztika (és *p*-érték) az alsó mezőben látható.

Forrás: saját számítás és szerkesztés a Deutsche Börse AG. adatai alapján.

Kétváltozós sorba rendezésen alapuló kontrollálás

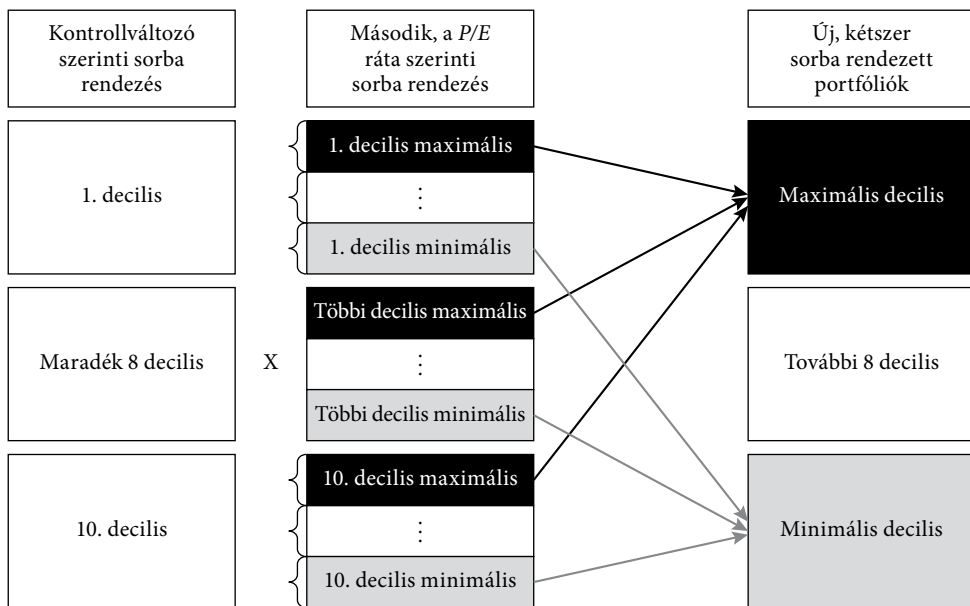
A kétváltozós sorba rendezés (*bivariate sort*) az egyváltozós sorba rendezést kiegészítő ellenőrző eljárás. A módszer célja, hogy az előző lépésben szignifikáns magyarázóerejű *P/E* változók relevanciáját úgy is teszteljük, hogy kontrollálunk a *BETA*, a *SIZE*, a *BTM* és a *MOM* értékére. A modell a hagyományos változók hatására csak egyesével képes kontrollálni, így a 3. táblázat összesen négy kétváltozós sorba rendezés végeredményét közli.

A módszertant tekintve minden kontrollváltozó (*BETA*, *SIZE*, *BTM*, *MOM*) esetén első lépésben havi szinten sorba rendezzük a részvényeket a kontrollváltozó értéke alapján, majd hasonlóan az előző eljáráshoz, megképezzük a kontrollváltozó szerinti decilisportfóliókat. A második lépésben ezeket a kontrollváltozó szerinti, már sorba

rendezett decilisportfóliókat újra sorba rendezzük, de itt már a vizsgált P/E faktor értéke alapján. Ezek eredményeként minden hónapban létrejön tíz portfólió a kontrollváltozó szerint, azon belül pedig még tíz portfólió a P/E faktor szerint, ami minden hónapban összesen száz portfóliót eredményez (3. ábra).

3. ábra

Kétváltozós sorba rendezés a kontrollváltozók és P/E alapján



Forrás: saját szerkesztés.

A végső tíz vizsgálni kívánt portfóliót úgy hoztuk létre, hogy a kontrollváltozó szerint képzett összes decilisportfólióban először vettük a P/E faktor szerinti legkisebb tízsázaléknyi részvényt, és azokat egy külön, már kétszer sorba rendezett portfólióba helyeztük, majd ezt az iterációt követtük egészen a P/E szerinti legnagyobb decilisig (3. ábra). A kontrollváltozón belül a P/E ráta szerint sorba rendezett száz darab decilisportfólióból így végső soron ismét tíz, már kétszeresen sorba rendezett (kontrollváltozó szerint, majd P/E szerint) portfólió jön létre. Példaként a harmadik kétszeresen sorba rendezett portfólió azokat a részvényeket tartalmazza, amelyek a kontrollváltozó szerinti mind a tíz decilisportfólióban, a P/E ráta szerint viszont a harmadik decilisekbe estek. Befejezésül ezen tíz, kétszeresen sorba rendezett portfóliónak is kiszámoltuk a jövőbeli átlagos egyenlően súlyozott hozamát, hozamkülönbségét és P/E szerinti átlagos értékét.

A módszer szempontjából meghatározó, hogy a kontrollváltozó szerint képzett decilisportfóliókban a kontrollváltozó értéke alapján koncentrált (azonos nagyságrendű), de a vizsgált faktor (P/E) értéke szerint kedvező esetben még heterogén részvények találhatók. Amennyiben az alacsony korreláció feltevése teljesül, akkor a második – a P/E ráta alapján történő – sorba rendezésre a kontrollváltozó szerinti előzetes sorba rendezés nem gyakorol semmilyen hatást, így a kétszeresen sorba rendezett portfóliók közötti

hozameltérés szignifikáns marad. Ha azonban a kontrollváltozó és a P/E faktor között magas a korreláció, akkor a kontrollváltozó szerint képzett decilisportfóliók már mindkét dimenzió értéke szerint koncentráltak lesznek. Ennélfogva a második decilisképzés, már P/E alapján, teljesen véletlenszerű portfóliókat eredményez, és az ezek közötti hozamkülönbség (10. decilis – 1. decilis) a Newey–West-féle t -statisztikával elutasításra kerül.

A 3. táblázat eredményei alapján nagy bizonyossággal belátható, hogy az árfolyam–nyereség arány valóban egy egyedi fundamentális előrejelzője a jövőbeli hozamok alakulásának. Kontrollálva a *Fama–French* [1992] által definiált $BETA$, $SIZE$, BTM változókra, valamint a *Carhart* [1997] által tárgyalt momentumhatásra, a P/E szerinti, kétszeresen sorba rendezett portfóliók minden esetben szignifikáns abnormális hozamkülönbséget eredményeznek (sőt a magyarázóerő bizonyos esetekben még emelkedik is). A P/E ráta szerinti maximális és minimális, kétszeresen sorba rendezett portfóliók átlagos (várható) hozamkülönbségének értékét a korrigált t -statisztikának vetettük alá, amely szerint minden szokásos szignifikanciaszinten erős kapcsolat azonosítható a részvény P/E -értéke és a hozama között (3,5 feletti t -értékek).

3. táblázat

A P/E ráta alapján kétszeresen sorba rendezett részvényportfóliók, kontrollálva a $BETA$, $SIZE$, BTM és MOM változók értékére, 1990–2020

Decilis	A P/E ráta átlagos értéke	Egyenlően súlyozott átlaghozam (százalék)
<i>Béta (BETA)</i>		
1.	5,19	0,88
10.	169,64	0,14
10. – 1. portfólió	hozamkülönbség	–0,75
	t -érték (p -érték)	–4,03 (0,00)
<i>Piaci méret (SIZE)</i>		
1.	5,70	1,18
10.	172,78	–0,08
10. – 1. portfólió	hozamkülönbség	–1,26
	t -érték (p -érték)	–3,88 (0,00)
<i>A piaci és a könyv szerinti érték hányadosa (BTM)</i>		
1.	6,26	1,00
10.	172,46	0,11
10. – 1. portfólió	hozamkülönbség	–0,90
	t -érték (p -érték)	–3,67 (0,00)
<i>Momentum (MOM)</i>		
1.	5,41	1,24
10.	169,59	–0,01
10. – 1. portfólió	hozamkülönbség	–1,25
	t -érték (p -érték)	–4,78 (0,00)

Megjegyzés: a táblázatban a Fama–French–Carhart-féle kontrollváltozók alapján, majd a P/E ráta alapján kétszeresen sorba rendezett részvényportfóliók átlagos (várható) hozamai szerepelnek (1990–2020-as időszak átlagában). A kétváltozós sorba rendezésen alapuló kereskedési stratégia hozamkülönbségét, valamint az ehhez tartozó Newey–West-féle korrigált t -statisztika értékét az adott kontrollváltozóhoz tartozó táblázatrész alsó két sora közli (p -érték).

Forrás: saját számítás és szerkesztés a Deutsche Börse AG. adatai alapján.

Abszolút értékben a legnagyobb hozamot (1,26 százalék) a piaci mérettel előzetesen kontrollált portfólió generálta. A negatív hozamokat ismét a módszertani konzisztencia eredményezi, követték a legnagyobb *mínusz* a legkisebb faktorértékű decilisportfólió elvét, holott a logikai kapcsolat az árfolyam–nyerség arány esetében ellentétes. Az eddigi eredmények megbízhatóságát tovább növeli az a tény, hogy minden egyes kontrollváltozó esetében az alacsony P/E arányú részvényekből képzett portfólió hozama magasabb, mint a magas P/E -értékekből megképzetteké. Összefoglalva az eredményeket, a kontrollváltozók ellenére is minden esetben fennmaradt a várt fundamentális összefüggés, továbbá a gazdasági és statisztikai értelemben jelentős hozam.

Mindent egybevéve, a kétváltozós sorba rendezés annak eldöntésére szolgáló eljárás, hogy a vizsgált faktornak van-e tényleges magyarázóereje a hozamok előrejelzésében, vagy egy már korábban ismert hatást ragad meg. Az egyváltozós sorba rendezéshez hasonlóan ez a módszer sem követel meg kockázatmentes eszközt vagy piaci portfóliót, továbbá nem feltételez kapcsolatot a kontroll- és a magyarázó változó közt. Ez a módszertan is elvégezhető eltérő súlyozásokkal, csökkentve az idioszinkratikus hatások torzításait.

Ellenben a módszer hátránya, hogy egyidejűleg csak egy kontrollváltozó hatását tudja megragadni, amelynek kezelésére érdemes regressziókat is alkalmazni a vizsgálatkor. Emellett negatívum, hogy a portfólióképzés miatt kizárólag az átlagos hozam adatok kapnak szerepet, és az egyedi részvények adatai a decilisképzést követően figyelmen kívül maradnak.

Részvénytípusú robusztusságvizsgálat

A Fama–MacBeth [1973]-féle regresszió a korábbi egy- és kétváltozós sorba rendezés elvétől több szempontból is eltérő eljárás. A módszer az egyedi, részvénytípusú hozamprémiumok tesztjén alapszik, továbbá alkalmas a magyarázóerő vizsgálatára egyszerre több változó beiktatása mellett is. A teszt végeredménye a havi szinten futtatott keresztmetszeti regressziók koefficiensének teljes mintára számított átlagaként áll elő.

A módszer lényegében egy kétlépcsős regressziós eljárásra támaszkodik. Első lépésben gördülő regresszió segítségével meg kell határozni a paneladat minden részvényéhez a faktor szerinti értéket. Ezután a faktorérték ismeretében második lépésként a részvény jövőbeli hozamát regresszáljuk az előző regresszió koefficiensének értékével, így megkapva a faktorhoz tartozó átlagos hozam-többletet. A havi szinten gördülő regresszió minden időszakban egy keresztmetszeti struktúrát hoz létre, ezáltal nincs szükség a hozamok logdifferenciálására vagy stacionerré tételére.

Példaként a piaci *béta* esetén első lépésként a *részvény kockázati prémiumát* ($r_{i,t} - r_{f,t}$) regresszáltuk a megfigyelt *piaci kockázati prémiummal* ($r_{\text{market},t} - r_{f,t}$), majd a második lépésben a regresszió eredményeként kapott *béta* havi értékeit regresszáltuk a *részvények jövőbeli hozamaival*. Ezek eredményeként megkaptuk a *béta* faktorhoz tartozó átlagos hozamtöbbletet, amely a faktor egységnyi változásához tartozó várható hozam növekményét hivatott megragadni. Ilyen kétlépcsős regressziót egyedül a *béta* értékének meghatározásához kellett alkalmazni, ugyanis a többi változóhoz (*SIZE*, *BTM*, *MOM*, *P/E*) rendelkezésre álltak a részvénytípus empirikus megfigyelések, ezáltal a faktorok kockázati prémiumának meghatározásához elegendő volt a *Fama–MacBeth* [1973]-féle eljárás második lépését végrehajtani.

A *Fama–MacBeth*-féle regresszió abban különbözik a hagyományos regresszióktól, hogy nem egy óriási mintaként kezeli az adatsort (*pooled regression*), hanem havi szegmensekre bontja. Elveit tekintve mindkét regresszió a legkisebb négyzetek összege (OLS) módszerét alkalmazza a kockázati prémium meghatározására, azonban a koefficiens értéke a hagyományos regresszióénál egy vizsgálat, míg a *Fama–MacBeth*-féle módszerénél sokhavi keresztmetszeti regresszió eredményének átlagaként áll elő. A részvényhozamok vizsgálatakor nagy jelentősége van ennek a módszertani különbségnek, ugyanis az informatika fejlődésének köszönhetően az elmúlt évtizedre sokkal több adat áll rendelkezésre, mint a korábbi, az 1990 és 2000 közti időintervallumra. Ezért egy hagyományos ömlesztett panelregresszió becslése a közelmúltra torzítottá válna, hiszen az OLS elvei miatt az elmúlt évtizedre vonatkozó több megfigyelés elhúzná a regressziós egyenest, illetve a hozamok stacionaritását is vizsgálni kellene. A kihívást kezelendő, a *Fama–MacBeth* [1973] módszerénél minden hónapot külön keresztmetszeti mintaként vizsgálunk, majd az egyes regressziós eredmények egyenlő súllyal szerepelnek a végső átlagolt kockázati prémium értékében. A sokkhatások, valamint a kiugró értékek szempontjából is előnyös a módszer, ugyanis ezek is csupán egy-egy hónap koefficiensére gyakorolnak hatást a teljes intervallum értékének esetleges torzítása helyett.

A vizsgálatot tekintve a *Fama–MacBeth* [1973]-féle regresszióknál azt a hipotézist teszteljük, hogy a havi regressziók eredményeként kapott faktorhoz tartozó átlagos kockázati prémium szignifikánsan különbözik-e nullától. Ennek tesztelésére ismételtén a Newey–West-féle éves szezonálisra korrigált *t*-statisztikát használjuk, hogy a becslés eredménye heteroszkedaszticitás és autokorreláció mellett is torzítatlan maradjon.

A 4. táblázat első öt [(1)–(5)] számoszlopa először a faktorokhoz tartozó egyedi (külön-külön számított) hozamprémiumot (koefficiens) és korrigált *t*-statisztikát közli, amelyek a (9) egyenletben szereplő, havi szinten futtatott keresztmetszeti lineáris regressziók együtthatójának teljes mintára kalkulált átlagaként adhatók meg:

$$r_{i,t+1} = \alpha_i + \text{FAKTOR}_{i,t} \gamma_{1,t} + e_{i,t} \quad (9)$$

A hatodik (FF3) számoszlophoz tartozó regresszió együttesen teszteli a *Fama–French*-féle *BETA*, *SIZE* és *BTM* változók hozamprémiumát, majd a (7) regresszió ezen faktorokkal kontrollál a *P/E* hatására [(10) egyenlet]. A nyolcadik (FFC4) regresszió együttesen teszteli a *Fama–French–Carhart*-féle *BETA*, *SIZE*, *BTM* és *MOM* változók hatását, végül a táblázat utolsó (9) számoszlopa együttesen kontrollálja az

összes hagyományos faktort a P/E hozamprémiumára [(11) egyenlet]. A hagyományos (P/E faktor nélküli) három- és négyváltozós regressziók eredményei a korrigált R^2 -értékek miatt jelentősek, ugyanis ezáltal dönthető el, hogy a P/E javította-e a tradicionális modellek illeszkedésének mértékét.⁷

$$r_{i,t+1} = \alpha_i + BETA_{i,t}\gamma_{1,t} + SIZE_{i,t}\gamma_{2,t} + BTM_{i,t}\gamma_{3,t} + P/E_{i,t}\gamma_{4,t} + e_{i,t}. \quad (10)$$

$$r_{i,t+1} = \alpha_i + BETA_{i,t}\gamma_{1,t} + SIZE_{i,t}\gamma_{2,t} + BTM_{i,t}\gamma_{3,t} + MOM_{i,t}\gamma_{4,t} + P/E_{i,t}\gamma_{5,t} + e_{i,t}. \quad (11)$$

A jelölések a következők: az $r_{i,t+1}$ az i -edik részvény következő periódusra vonatkozó hozama, a $BETA_{i,t}$ a β becslt értéke az i -edik részvényre, a $SIZE_{i,t}$ az i -edik részvény kapitalizációjának a logaritmus, a $BTM_{i,t}$ a piaci és a könyv szerinti érték hányadosának logaritmus, a $MOM_{i,t}$ az i -edik részvény elmúlt 11 hónapra számított aggregált hozama, végül a $P/E_{i,t}$ az árfolyam–nyereség arány értéke az aktuális periódusra (t). Az adott faktor hatását mindenhol a γ koefficiens ragadja meg, amely az adott faktorhoz tartozó kockázati prémiumként értelmezhető. Példaként, ha egy vállalat piaci kapitalizációja egységnivel nő, akkor a regresszió alapján részvényeinek jövőbeli hozama γ_2 százalékponttal emelkedik.

A 4. táblázat minden faktor kockázati prémiumát (γ) közli, valamint tartalmazza a Newey–West-féle korrigált t -statisztika értékét és zárójelben a p -értéket is. A táblázat oszlopai egy-egy külön struktúrával rendelkező regresszió végeredményét riportálják. Megállapítható, hogy a Fama–MacBeth-féle regressziók eredményei teljes összhangban állnak a korábbi egy- és kétváltozós sorba rendezés következtetéseivel. A faktorok közül a $SIZE$ (3,0 százalékos p -érték), a MOM és a P/E hányados (0,0 és 0,0 százalékos p -érték) kockázati prémiuma szignifikánsan különbözik nullától, ugyanakkor a $BETA$ és a BTM faktorra futtatott regressziók eredményei nem bizonyulnak szignifikánsnak (68,2 és 22,6 százalékos p -érték).

A többváltozós regressziókról általánosan elmondható, hogy mind erősen alátámasztják a P/E fundamentális szerepét. A Fama–French-féle háromfaktoros modellben a $BETA$ értékén kívül minden változó hozamprémiuma szignifikáns, azonban az árfolyam–nyereség arány faktor regressziós modellbe történő beépítését követően már a $SIZE$ és a BTM prediktív ereje eltűnik. Ezenfelül a hagyományos háromfaktoros modellhez képest a P/E változó felvételével nő a lineáris regressziók illeszkedésének a mértéke is. Ehhez hasonlóan a P/E változó a Fama–French–Carhart-féle négyfaktoros modell illeszkedésének a mértékét is képes tovább javítani. A tradicionális Carhart-féle négyváltozós modellben még 5 százalékos szinten szignifikáns a $SIZE$, a BTM és a MOM faktorkok kockázati prémiuma, viszont a P/E rátával bővítve a hagyományos egyenletet, a $SIZE$ változó elveszti a magyarázóerejét.

Az előzetes hipotéziseket tekintve a vizsgálatok két fő eredménye, hogy a CAPM szerint definiált piaci β magyarázóerejét a Fama–MacBeth-féle módszer sem támasztja alá, és a P/E ráta többváltozós modellek esetén is robusztusan szignifikáns

⁷ A sima R^2 optimista becslést ad a lineáris regresszió illeszkedésének mértékéről, mivel az a regressziós modellbe foglalt változók számával egyenes arányban nő. Ezt a túlbecslést próbálja meg kezelni a korrigált R^2 értéke, amely egy további modellbe foglalt változó felvételekor akár csökkenhet is, ha az adott hatás nem javítja a modell prediktív erejét.

4. táblázat

Részvénytípus Fama–MacBeth-féle regressziók a jövőbeli hozamokra, 1990–2020

Faktor	Fama–MacBeth-regressziók								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(FF3)	(7)	(FFC4)	(9)
BETA	-0,0012 $t = -0,41$ ($p = 68,2$)	-	-	-	-	-0,0022 $t = 0,75$ ($p = 45,3$)	-0,0016 $t = -0,55$ ($p = 58,1$)	-0,0017 $t = -0,60$ ($p = 54,8$)	-0,0018 $t = -0,66$ ($p = 51,0$)
SIZE	-	0,0009 $t = 2,18$ ($p = 3,0$)	-	-	-	0,0014 $t = 2,70$ ($p = 0,7$)	0,0007 $t = 1,38$ ($p = 16,9$)	0,0010 $t = 2,29$ ($p = 2,3$)	0,0008 $t = 1,59$ ($p = 11,3$)
BTM	-	-	0,0008 $t = 1,21$ ($p = 22,6$)	-	-	0,0021 $t = 3,26$ ($p = 0,1$)	0,0005 $t = 0,76$ ($p = 44,5$)	0,0029 $t = 4,92$ ($p = 0,0$)	0,0016 $t = 2,83$ ($p = 0,5$)
MOM	-	-	-	0,0136 $t = 4,44$ ($p = 0,0$)	-	-	-	0,0141 $t = 6,26$ ($p = 0,0$)	0,0135 $t = 4,75$ ($p = 0,0$)
P/E	-	-	-	-	-0,0001 $t = -4,24$ ($p = 0,0$)	-	-0,00005 $t = -4,35$ ($p = 0,0$)	-	-0,00005 $t = -4,46$ ($p = 0,0$)
Korrigált R^2	0,0303	0,0117	0,0047	0,0169	0,0039	0,0425	0,0501	0,0510	0,0610

Megjegyzés: a táblázat a részvénytípuson futtatott havi szintű keresztmetszeti, gördülő regressziókhoz tartozó átlagos hozamprémiumokat közli. A faktorok hozamprémiuma alatt mindig a hozzájuk tartozó Newey–West-féle korrigált t -statisztika és zárójelben a p -érték (százalék) látható. A számoszlopok tartalmának leírását lásd a főszövegben.

Forrás: saját számítás és szerkesztés a Deutsche Börse AG. adatai alapján.

eredményt ad. A három eltérő módszerrel elvégzett empirikus vizsgálat a változók relevanciáját és hatását tekintve teljes konzisztenciát mutat. Ezek alapján a piaci méret, a momentum és az árfolyam–nyereség arány tudja leginkább megragadni a jövőbeli hozamok alakulását. A változók hatását egymásra kontrollálva, a P/E és a MOM tényező prediktív ereje kiemelten erős, ami összhangban áll a német piacot vizsgáló korábbi eredményekkel (*Artmann és szerzőtársai* [2012]).

Összegezve: a Fama–MacBeth-féle regressziók előnye, hogy azok egyszerre képesek megragadni a faktorok egyedüli és együttes hatását, amely portfóliószintű vizsgálatokkal kevésbé lehetséges. Továbbá az is pozitívum, hogy a regressziók havi gyakoriságú, részvénytársintű keresztmetszeti adatokat vesznek figyelembe, így a módszer a korábbiakkal ellentétben kevés információvesztéssel jár.

Ezzel szemben a módszer hátránya, hogy hosszú idősor elemzésekor nagy lehet a hibatagok autokorrelációja, valamint a magyarázó változók közti korreláció (multikollinearitás) sincs kezelve, amelyek mind torzíthatják a becslés eredményét. Legfőbb negatívum a sorba rendezésen alapuló vizsgálatokkal szemben, hogy a regresszió szigorú lineáris kapcsolatot feltételez (OLS) a hozam és a vizsgált faktor struktúrájára, következésképp egy magasabb fokú összefüggés felfedésének az esélye marginális. Ezenkívül hátulütő lehet a súlyozás lehetőségének a hiánya, a kihagyott változó okozta torzítás (*omitted-variable bias*) és az eredmények kevésbé kézzelfogható értelmezése is.

Következtetések

A német értékpapírpiacon figyelembe véve a részvényhozamok jövőbeli alakulása leginkább a momentumhatással és az árfolyam–nyereség aránnyal ragadható meg. A kutatási kérdések megválaszolásához áttekintettük az elmúlt évszázad legfontosabb szakirodalmát, szót ejtettünk az eszközárzási modell kritikáiról és kiegészítéseiről, majd teszteltük is azokat.

A német tőzsde paneladatai az 1990 és 2020 közti időszakban rácáfolnak a CAPM helyességére, így a modell kiegészítéseivel és az árfolyam–nyereség arány vizsgálatával folytattuk az elemzést. Nemzetközileg elismert a Fama–French–Carhart-féle négyfaktoros modell használata, ezért a piaci méret, a piaci és a könyv szerinti érték hányadosa, valamint a momentum hatására kontrolláltunk. Az empirikus vizsgálatot három, általánosan elterjedt módszertan ötvöztetésével hajtottuk végre. A faktorok egyedi magyarázóerejét egyváltozós sorba rendezéssel és egyváltozós Fama–MacBeth-regresszióval teszteltük, míg az együttes, azaz kontrollváltozókkal való interakciók vizsgálatához kétváltozós sorba rendezést és többváltozós Fama–MacBeth-regressziókat futtattunk.

A faktorok egyedi hatását tekintve a német értékpapírpiacon a piaci méret ($SIZE$), a momentumhatás (MOM) és a P/E ráta ragadja meg szignifikánsan a jövőbeli hozamok alakulását (egyenlő és piaci mérettel való súlyozás esetén is). Meglepő eredmény, hogy az árfolyam–nyereség arány szerepe minden szokásos szignifikanciaszint mellett erősnek bizonyult, és a P/E stratégia hozama – eltérő strukturális töréseket figyelembe véve is – robusztus maradt. A volatilis válságidőszakot leszámítva,

az értékalapú mutató az 1990 és 2008 közti időszakban, valamint a közelmúltat vizsgálva (2011–2020) is az elvárt fundamentális kapcsolat szerint ragadta meg a részvényhozamok alakulását.

A tradicionális Fama–French–Carhart-féle, négy faktorra való kontroll esetén bizonyosodott, hogy az árfolyam–nyereség arányának a hatása egyedi, azt a hagyományos tényezők nem képesek megragadni. Ennélfogva sikerült egy új alternatív módszerrel szolgálni az eredeti kutatási kérdésre. Mindent egybevéve, a P/E ráta magyarázóereje önállóan szignifikáns, és relevanciája egyéb változókra való kontroll esetén sem csökken. A havi szinten újrásúlyozott, kezdőtőkét nem igénylő kereskedési stratégia a vizsgált három évtizedes időszakban gazdasági értelemben is releváns, 12 százalékos éves effektív hozamot generált, magas, 0,57-os Share-ráta mellett. Következésképpen ténylegesen racionális az alacsony P/E rátával rendelkező részvényekbe való befektetés és a magas (túlértékelt) vállalatok részvényeinek eladása.

Végül a portfóliószinten végrehajtott vizsgálatok ellenőrzésének céljából Fama–MacBeth-féle részvénytípusú regresszióknak is alávetettük a faktorok egyedüli és együttes hatását. A regressziós elemzés összhangban áll a korábban kapott következtetésekkel, ugyanis a részvénytípusú vizsgálatokban is a piaci méret hatása, a momentumhatás és az árfolyam–nyereség arány hatása lett szignifikáns, együttesen vizsgálva a faktorokat pedig az utóbbi két változó magyarázóereje maradt meg. Az árfolyam–nyereség arány képes volt javítani a hagyományos Fama–French-féle és a Carhart-féle többfaktoros modellek illeszkedésének mértékét is.

Az eredmények tükrében egyértelműen kirajzolódik, hogy a német tőzsdén főszerepben a momentumhatás és az árfolyam–nyereség arány tűnik fel. Ezek magyarázóereje rendkívül erős, mi több, hatásuk az összes tesztben kivétel nélkül robusztus marad. Az eredmények teljes konzisztenciát mutatnak egymással és a német szakirodalom korábbi eredményeivel is. A tanulmány a nemzetközi báziselveknek megfelelően implementált hosszú időtávú faktortesztekkel bővíti a részvényhozamok irodalmát, hozzájárulása a korábbi eredmények tesztelésében, a P/E ráta hagyományos modellekbe való beépítésében és a részletes módszertani vizsgálatban mutatkozik meg. Az árfolyam–nyereség arányban sikerült egy olyan ár–érték arányt megragadó mutatót azonosítani, amely erős prediktív ereje miatt (a momentumhatáshoz hasonlóan) alkalmas lehet egy kereskedési stratégia fundamentumaként. Ezt a következtetést támasztja alá, hogy a P/E ráta egyik már ismert faktorra való kontroll esetén sem veszít magyarázóerejéből, és a mutatón alapuló *High Minus Low* stratégia időben stabil, szignifikáns hozamot generál. Mindent egybevéve, az árfolyam–nyereség arány kulcsfontosságú fundamentális mutatónak tekinthető, amelynek értékére befektetőként érdemes lehet koncentrálni.

Hivatkozások

- AL-HORANI, A.–POPE, P. F.–STARK, A. W. [2003]: Research and Development Activity and Expected Returns in the United Kingdom. *Review of Finance*, Vol. 7. No. 1. 27–46. o. <https://doi.org/10.1023/A:1022504029943>.

- AMEL-ZADEH, A. [2011]: The return of the size anomaly: Evidence from the German stock market. *European Financial Management*, Vol. 17. No. 1. 145–182. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2010.00581.x>.
- AMIHUD, Y.–HAMEED, A.–KANG, W.–ZHANG, H. [2015]: The illiquidity premium: International evidence. *Journal of Financial Economics*, Vol. 117. No. 2. 350–368. o. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2015.04.005>.
- ANG, A.–HODRICK, R. J.–XING, Y.–ZHANG, X. [2006]: The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance*, Vol. 61. No. 1. 259–299. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00836.x>.
- 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. 758–784. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2012.02286.x>.
- 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. 427–446. o. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.08.014>.
- BREALEY, R.–MYERS, S.–ALLEN, F. [2007]: *Principles of Corporate Finance*. Chapter 15. McGraw-Hill, New York.
- BRÜCKNER, R.–LEHMANN, P.–STEHLE, R. [2012]: In Germany the CAPM is alive and well. SSRN 2161847. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2161847>.
- CARHART, M. M. [1997]: On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, Vol. 52. No. 1. 57–82. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>.
- CHEN, N. F.–ROLL, R.–ROSS, S. A. [1986]: Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, Vol. 59. No. 3. 383–403. o. <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. 361–392. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01532.x>.
- 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. 213–241. o. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00490>.
- DISSANAIKE, G. [1999]: Long-term stock price reversals in the UK: Evidence from regression tests. *British Accounting Review*, Vol. 31. No. 4. 373–385. o. <https://doi.org/10.1006/bare.1999.0115>.
- ELSAS, R.–EL-SHAER, M.–THEISSEN, E. [2003]: Beta and returns revisited: evidence from the German stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 13. No. 1. 1–18. o. [https://doi.org/10.1016/S1042-4431\(02\)00023-9](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(02)00023-9).
- ENGLE, R. F. [1982]: Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, Vol. 50. No. 4. 987–1007. o. <https://www.jstor.org/stable/1912773>.
- FAMA, E. [1970]: Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, Vol. 25. No. 2. 383–417. o. <https://doi.org/10.2307/2325486>.
- FAMA, E. F.–FRENCH, K. R. [1992]: The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, Vol. 47. No. 2. 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. 457–472. o. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011>.
- FAMA, E. F.–MACBETH, J. D. [1973]: Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, Vol. 81. No. 3. 607–636. o. <https://doi.org/10.1086/260061>.

- GLASER, M.–WEBER, M. [2003]: Momentum and turnover: evidence from the German stock market. *Schmalenbach Business Review*, Vol. 55. No. 2. 108–135. o. <https://doi.org/10.1007/BF03396669>.
- GOETZMANN, W. N.–IBBOTSON, R. G. [2005]: History and the Equity Risk Premium. Yale ICF Working Paper, No. 5–4. <https://doi.org/10.1016/B978-044450899-7.50024-5>.
- GORDON, M. J. [1959]: Dividends, earnings, and stock prices. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 41. No. 2. 99–105. o. <https://doi.org/10.2307/1927792>.
- GRAHAM, J. R.–HARVEY, C. R. [2001]: The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field. *Journal of financial economics*, Vol. 60. No. 2–3. 187–243. o. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00044-7](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00044-7).
- 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. 463–479. o. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2006.00189.x>.
- JAGANNATHAN, R.–WANG, Z. [1996]: The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Finance*, Vol. 51. No. 1. 3–53. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05201.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. 65–91. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>.
- JENSEN, M. C.–BLACK, F.–SCHOLES, M. S. [1972]: The capital asset pricing model: Some empirical tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger Publishers Inc., SSRN, <https://ssrn.com/abstract=908569>.
- JOHANNES, M.–KORTEWEG, A.–POLSON, N. [2014]: Sequential learning, predictability, and optimal portfolio returns. *Journal of Finance*, Vol. 69. No. 2. 611–644. o. <https://doi.org/10.1111/jofi.12121>.
- KAHNEMAN, D.–TVERSKY, A. [1979]: Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, Vol. 47. No. 2. 263–291. o. <https://www.jstor.org/stable/1914185>.
- LEVY, H. [2010]: The CAPM is alive and well: A review and synthesis. *European Financial Management*, Vol. 16. No. 1. 43–71. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2009.00530.x>.
- 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. 13–37. o. <https://doi.org/10.2307/1924119>.
- MARKOWITZ, H. [1952]: Portfolio selection. *Journal of Finance*, Vol. 7. No. 1. 77–91. o. <https://www.jstor.org/stable/2975974>.
- MÉRŐ BALÁZS–NAGY OLIVÉR–NESZVEDA GÁBOR [2019]: Új faktorok tesztelése az empirikus eszközárazásban. *Sigma*, 50. évf. 4. sz. 263–281. o.
- 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. 47–78. o.
- MORGENSTERN, O.–VON NEUMANN, J. [1953]: *Theory of games and economic behavior*. Princeton University Press, Princeton, <http://hdl.handle.net/2042/28548>.
- MOSSIN, J. [1966]: Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, Vol. 34. No. 4. 768–783. o. <http://www.jstor.org/stable/1910098>.
- 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. 189–197. o. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.12.008>.

- NEWBY, W.–WEST, K. [1987]: A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, Vol. 55. No. 3. 703–708. o. <https://doi.org/10.2307/1913610>.
- PLYAKHA, Y.–UPPAL, R.–VILKOV, G. [2014]: Equal or value weighting? Implications for asset-pricing tests. SSRN, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1787045>.
- ROLL, R. [1977]: A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests' Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. *Journal of Financial Economics*, Vol. 4. No. 2. 129–176. o. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(77\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-405x(77)90009-5).
- SCHRIMPF, A.–SCHRÖDER, M.–STEHLE, R. [2007]: Cross-sectional tests of conditional asset pricing models: evidence from the German stock market. *European Financial Management*, Vol. 13. No. 5. 880–907. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2007.00401.x>.
- SHARPE, W. F. [1964]: Capital Asset Prices. A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, Vol. 19. No. 3. 425–442. o. <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. 327–340. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03818.x>.
- STEHLE, R. [1997]: Der Size-effekt am deutschen Aktienmarkt. *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, Vol. 9. No. 3. 237–260. o. <https://doi.org/10.15375/zbb-1997-0303>.
- WALLMEIER, M. [2000]: Determinanten erwarteter Renditen am deutschen Aktienmarkt. Eine empirische Untersuchung anhand ausgewählter Kennzahlen. *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Vol. 52. No. 1. 27–57. o. <https://doi.org/10.1007/BF03372607>.
- WELCH, I. [2008]: The consensus estimate for the equity premium by academic financial economists in December 2007. SSRN 1084918. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1084918>.
- WINSOR, C. P. [1946]: Which regression? *Biometrics Bulletin*, Vol. 2. No. 6. 101–109. o. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/20287814>.
- ZIEGLER, A.–SCHRÖDER, M.–SCHULZ, A.–STEHLE, R. [2007]: Multifaktormodelle zur Erklärung deutscher Aktienrenditen: eine empirische Analyse. *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Vol. 59. No. 3. 355–389. o. <https://doi.org/10.1007/BF03371701>.