

ÚJ FAKTOROK TESZTELÉSE AZ EMPIRIKUS ESZKÖZÁRAZÁSBAN¹

MÉRŐ BALÁZS – NAGY OLIVÉR – NESZVEDA GÁBOR
Budapesti Corvinus Egyetem

A keresztmetszeti részvényhozamok előrejelzése és alakulásuk megértése a pénzügyi kutatások, azon belül is az eszközárak egyik alapvető kérdése. A részvényhozamok magyarázatára a legelterjedtebb és legismertebb elmélet a CAPM (Capital Asset Pricing Model), amely azonban számtalan előnyös tulajdonsága ellenére az empirikus adatok magyarázatában nem bizonyult megfelelőnek. Többek között ez nyitott teret a faktormodellek megjelenésének, amelyek már jobb magyarázó erővel bírnak. Ebben a cikkben áttekintjük azokat a statisztikai módszereket, amelyek a nemzetközi szakirodalomban elterjedtek annak eldöntésére, hogy egy új faktor szignifikánsan befolyásolja-e a részvényhozamokat.

Kulcsszavak: Részvényhozamok, tesztek, CAPM, Fama-French, momentum

Bevezetés

Korunk pénzügyi kutatásainak egyik legnagyobb területe az eszközárak kérdése, azon belül is, hogy mi határozza meg a részvények várható hozamát. A tanulmány célja, hogy bemutassa a nemzetközi irodalomban leginkább elterjedt tesztek és módszertant az empirikus eszközárakban. Példaként a momentum hatást teszteljük a magyar tőzsdén.

A legelterjedtebb és legismertebb modellje ennek a kérdéskörnek a CAPM (Capital Asset Pricing Model, például Sharpe [1964], Lintner [1965]). A CAPM modell arra a következtetésre jut, hogy egy részvény hozamát csak az határozza meg, hogy mennyire van kitéve a részvény a szisztematikus kockázatnak, mivel minden más kockázat elkerülhető a diverzifikáció segítségével. A CAPM modellt sok kritika érte az erős feltevései miatt, de a legnagyobb kihívást mégis az jelenteti, hogy számos kutatási eredmény alapján az empirikus eredmények nem állnak összhangban a CAPM modell következtetéseivel.

Újabb modellek és empirikus megközelítések jelentek meg ennek hatására, de egyértelműen Fama és French [1992] három faktoros modellje vált a legelfogadottabb megközelítéssé. Fama és French [1992] a CAPM modell azon következtetését vizsgálta meg többek között, hogy egy részvény várható hozamát csak az határozza meg, hogy mennyire mozog együtt a piaccal. Ezzel

¹E-mail: mero.balazs1@gmail.com, nagyoli@mmb.hu, gabor.neszveda@uni-corvinus.hu. Beérkezett: 2018. december 18.

szemben azt találták, hogy a cégek mérete, valamint a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa jelzi előre a részvények várható hozamát, míg az nem, hogy mennyire mozog együtt a piaccal. Ezek az eredmények tették végleg elfogadottá, hogy létezhet számos olyan faktor, ami megmagyarázhatja a részvények várható hozamát. Számptalan új faktor jelent meg a szakirodalomban az elmúlt évtizedekben. A teljesség igénye nélkül ilyen például a rövid-távú visszafordulások hatása (Short-term reversal) (Jegadeesh [1990]), a momentum hatás (Carhart [1997]), az elemzői vélemények szóródása (Diether et al. [2002]), az idioszinkretikus volatilitás (Ang et al. [2006]), a MAX hatás (Bali et al. [2011]) és a kilátás-elmélet érték hatás (Barberis et al. [2016]).

Jellemzően ugyanazzal a módszertannal tesztelik ezeket a faktorokat annak eldöntésére, hogy szignifikáns-e a magyarázó ereje, és a már ismert faktorokhoz képest új összefüggésről van-e szó. Ennek a tanulmánynak a fő célja, hogy bemutassa ezt a módszertant és annak alkalmazását. Nevezetesen, a három legelterjedtebb teszt típust: az egyváltozós sorbarendezést, a kétváltozós sorbarendezést és a Fama-MacBeth regressziókat [1973]. A tesztek és sajátosságainak bemutatásához a magyar tőzsdén teszteljük a momentum hatást és ezen keresztül tekintjük át a főbb tesztek alkalmazását, valamint azoknak előnyeit és hátrányait. Ezek a tesztek átfogó képet adnak egy lehetséges hatásról, de természetesen ezeknek a módszereknek is vannak hiányosságai. Az irodalom leginkább azt bírálja, hogy sok esetben a szokásos szignifikanciaszintek nem elegendők, és erősebb hatást kellene elvárni a faktoroktól (Harvey et al. [2016]), mivel az amerikai részvénypiaci adatokon számos lehetőséget ki lehet próbálni, ami miatt sérül a statisztikai tesztek azon feltétele, hogy egymástól függetlenül vizsgálnák meg ezeket a faktorokat.

A következő fejezetekben először áttekintjük röviden a CAPM modell fő következtetését és annak empirikus kihívásait. Ezek után bemutatjuk a területen végzett kutatásokhoz alkalmazott főbb nemzetközi adatbázisokat, külön kiemelve a tanulmányban használt magyar adatokat. Az adatok után az egyváltozós sorbarendezés alapján készült tesztek mutatjuk be, melynek célja annak tesztelése, hogy az adott faktor alapján képzett kereskedési stratégia képes-e szignifikáns és gazdaságilag is jelentős hozamot hozni. Példánkban azt vizsgáljuk, hogy a momentum hatás (Jegadeesh és Titman [1993]) nyereséges stratégiát biztosít-e a magyar tőzsdén is. A kétváltozós sorbarendezést ezek után tekintjük át, amely annak eldöntésére szolgál, hogy nem egy másik már ismert faktor hatását sikerült-e újra kimutatni. Ebben az esetben azt nézzük meg, hogy a momentum hatást nem magyarázza sem a piaci béta, sem a cég mérete, sem a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa. Végül a Fama-MacBeth [1973] regressziókat mutatjuk be, és szintén azt teszteljük, hogy a momentum magyarázó ereje eltűnik-e, ha a piaci bétára, a méretre valamint a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosára egyszerre kontrollálunk. Végezetül összefoglaljuk a bemutatott eredményeket.

CAPM és a faktor modellek

A részvényhozamok várható értékének legismertebb modellezése a Sharpe [1964] és Lintner [1965] által alkotott tőkepiaci árfolyamok modellje², vagyis a CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). A CAPM árazási szempontból vett legfőbb állítása, hogy az egyedi eszköz várható hozamprémiuma $E(R_i - R_f)$ csak a piaci hozamprémiumhoz ($E(R_m) - R_f$) való kapcsolatától (β_i) függ. Ez a kapcsolat lineárisan leírható, ahol $E(R_i)$ az egyedi eszköz várható hozama, $E(R_m)$ a piaci portfólió várható hozama és R_f a kockázatmentes hozam. Az R_f a kockázatmentes eszköz hozama, tipikusan az amerikai állampapír hozama az empirikus elemzésekben, mint a legbiztonságosabb befektetés a vizsgált időszakban. A β_i definíció szerint egyedi és a piaci hozam közti kovariancia osztva a piaci hozam varianciájával az adott időszakban

$$\beta_i = \text{Cov}(R_i, R_m) / \sigma_m^2,$$

ami a piaci és az egyedi hozam együttmozgásának mértékét adja meg. Tehát a CAPM az alábbi módon írja le egy eszköz várható hozamát:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i(E(R_m) - R_f). \quad (1)$$

Elméletben a piaci portfólió egy olyan portfólió, amiben az összes lehetséges befektetés benne van a piaci értékének arányában, gyakorlati elemzésekben ennek közelítésére egy részvénypiaci indexet szokás használni.

Természetes, feltevések egész sorának kell teljesülnie, hogy az elméletet elfogadjuk. Számos bírálat is érte a CAPM modell egyes feltételeit (Lintner [1965]), mint például, hogy a befektetők egyéb jövedelem nélkül működő aktorok, akik mindannyian árelfogadóak, tökéletesen racionálisak, döntéseiket homogén várakozások alapján hozzák meg mindig a következő 1 periódusra vonatkozóan, szigorúan a várható hozam és a variancia függvényében. Továbbá, a tőkepiacok tökéletesek, ezért nincsenek adók, a tranzakcióknak és az információszerzésnek nincsen költsége, az értékpapírok végtelenül oszthatóak, megvalósítható a rövidre eladás és létezik formája a kockázatmentes eladósodásnak/hitelnyújtásnak.

Az egyik leghíresebb kritika (Roll [1977]) szerint a CAPM-mel kapcsolatos hipotézist szinte lehetetlen igazából tesztelni, mivel az egyenlet elemei nem megfigyelhetők. Az alkalmazott tőzsdéindexek nem egyeznek meg a piaci portfólióval, hiszen az összes elérhető eszköz hozamának benne kellene lennie a piaci portfólióban (tőzsdén kívüli vállalatok, ingatlanok, nemesfémek, bélyeggyűjtemények, ékszerek, stb.). Ezen felül az eszközök várható hozamát sem tudjuk megfigyelni, csak a realizált hozamokat vagy a várható hozam valamilyen közelítését. Így a CAPM a gyakorlatban nem tesztelhető. Amennyiben feltesszük, hogy a piaci portfólióra és a hozamokra vonatkozó feltételek helyesek, akkor empirikus úton az (1) modell β_i paramétere lineáris regresszióval becsülhető múltbeli adatokon. Ez egy újabb empirikus kihívást jelent, hiszen nincs egyértelmű garancia arra, hogy a múltbeli összefüggések

²Tőkepiaci árazás modellje névre is fordítható.

és folyamatok a jövőben is azonosak lesznek.³ Mindezen kihívások ellenére gyakran becsülik a részvények bétáját az említett összefüggések alapján az alábbi módon:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}. \quad (2)$$

A β_i paraméter becsléséhez általában felteszik, hogy a súlyozott piaci hozam jól megragadja a piaci portfólió R_m hozamát, míg a tőzsdén jegyzett részvény hozama megfelelően megragadja az eszközár R_i változását. A két leggyakrabban vizsgált időhorizont az elmúlt egy hónap napi hozamai (például Bali et al. [2011]) és az elmúlt 5 év havi hozamai (például Wang et al. [2017]). A béta különböző becslésének széles körű irodalma van, például Scholes és Williams [1977] valamint Dimson [1979] szerepelteti a regresszióban az adott nap előtti és utáni piaci hozamot is, és kiátlagolja a három becsült béta paramétert, hogy így csökkentse a zaj hatását.

A CAPM-t számos módon tesztelték az elmúlt évtizedekben. Az első teszt, hogy a (2)-es egyenletben megfigyelhető α egyenlő 0-val ($\alpha = 0$), hiszen csak a piaci hozamprémium határozza meg a várható hozamprémiumot a CAPM modellben. A többi teszt azon alapszik, hogy a részvényenként becsült β_i paraméter a kockázatosságát jelöli, és mivel a történelmi hozamokban megfigyelt eredményeink alapján feltehetjük, hogy $E(R_m - R_f) > 0$, így egy részvény várható hozama pozitív kapcsolatban áll a β_i paraméterével, és csak ez határozza meg a várható értékét. Ezzel szemben az empirikus eredmények azt mutatják, hogy az α konstans nem nulla és vannak a piaci portfólión kívül még olyan tényezők, amik magyarázzák az eszközök hozamait, ráadásul a piaci béta sem áll pozitív kapcsolatban a jövőbeli hozamokkal (Baker et al. [2011]).

Fama és French [1992] egy olyan modellt alkotott, amelyben további két tényezőt azonosítottak. Az első a kis és nagy kapitalizációjú vállalatok alkotta portfóliók között megfigyelhető hozamkülönbséget (*Small-Minus-Big*), amit a vállalatok mérete által nyújtott stabilitással és az ebből fakadó kisebb kockázattal is lehet magyarázni. A második tényező a magas és az alacsony könyv szerinti érték és a piaci érték (B/M) hányadosú részvények portfólióinak hozamkülönbsége (*High-Minus-Low*), amit a várható teljesítményre alapoznak, így a potenciálisan alulértékelt részvények jobban fognak teljesíteni, mint a felülértékelt részvények. Fama és French [1992] ezek alapján a következő módon modellezik a hozamprémiumokat:

$$E(R_i) - R_F = \beta_1(E(R_m) - R_f) + \beta_2SMB + \beta_3HML. \quad (3)$$

A faktorok teljesítményének pontos magyarázata viszont továbbra is nyitott kérdés. A piaci kapitalizáció hatása a hozamokra például a januári hónapban koncentrálódik az amerikai részvénytőzsdéken (Keim [1983], Brown et al. [1983]).

³Az említett elméleti kihívások mellett sokszor statisztikai módszertani kihívások is felmerülnek. Például a becsült β_i paraméterek a gyakorlatban nem konzisztensek, mivel az OLS becslés feltevései nem teljesülnek az részvényhozamokra.

A Carhart modell [1997] a Fama-French féle háromfaktoros modellt egészítette ki egy további, momentum faktorról (MOM). A momentum faktor korábban is létezett Jegadeesh és Titman [1993] cikke óta a szakirodalomban, amely definícióját követjük, miszerint az az adott részvény hozama a $t - 2$ -től a $t - 12$ hónapig tartó időszakban, ahol $t - 1$ az utolsó ismert megfigyelés és t -re szeretnénk előrejelezni. Példa szintjén ez azt jelenti, hogy ha 2018 januárjára szeretnénk várható hozamokat előrejelezni, akkor a 2017 januárja és 2017 novembere között kumulált hozamot számoljuk ki. A momentum egy olyan várakozásként értelmezhető, miszerint azok a részvények, amik a múltban jól teljesítettek, továbbra is felülteljesítők maradnak, míg a gyengén teljesítő részvények a jövőben is alulteljesítők lesznek. Carhart (1997) eredményei szerint a momentum faktor szignifikánsan tudja magyarázni a hozamok alakulását a korábbi 3 faktor megléte mellett is, és az alábbi modellel írja le az eszközök hozamprémiumát:

$$E(R_i) - R_F = \beta_1(E(R_m) - R_f) + \beta_2SMB + \beta_3HML + \beta_4MOM. \quad (4)$$

Fama és French [1992] modellje és a Carhart [1997] modell nagyban javította az eszközhozamok magyarázatát, de ennek ellenére számtalan újabb faktor és szempont jelent meg, ami javítani kívánja az eszközök hozamának magyarázatát. A következő fejezetben először a használt adatbázisokat és az adat előkészítésének módjait mutatjuk be, majd azokat a teszteket, amelyek segítenek statisztikailag megítélni egy lehetséges új faktor jelentőségét és relevanciáját.

Adatok

Az amerikai részvényhozamok elemzéséhez a CRSP adatbázis a legelterjedtebb míg az amerikai vállalati adatok kapcsán a COMPUSTAT adatbázist szokás használni (például Ang et al. [2006], Bali et al. [2011], Barberis et al. [2016]). A nemzetközi részvénytörzsek kapcsán a Datastream adatbázis a legelterjedtebb (például Annaert et al. [2013] Cheon és Lee [2017]), de használnak saját egyedi adatbázisokat is, leginkább Kína esetében (*CSMAR*) például Nardea [2017].

Ezeknek az adatbázisoknak fontos előnye, hogy tartalmazzák az osztalékkal és a részvénytörzsek változással korrigált hozamokat, így ezek nem torzítják az elemzéseket. Emellett ezeket az adatbázisokat használja leginkább a nemzetközi irodalom, és egyben ezeket a forrásokat tartja a legmegbízhatóbbnak, valamint a leginkább teljes körűnek az adatok szempontjából. Az elemzések szempontjából fontos, hogy ezek az adatbázisok ne csak a ma is jegyzett részvényekről tartalmazzanak adatokat, hanem az időközben kivezetésre került részvényekről is, így elkerülhető a túlélési torzítás (*survival bias*).

Az adatbázisok megválasztása mellett fontos az elemzések szempontjából a minta kiválasztása. A nemzetközi irodalomban elfogadott, hogy csak a tradicionális részvényeket elemzik, és a mintából elhagyják a befektetési alapokat

vagy egyéb más termékeket. Emellett van több olyan döntés is az empirikus kutatásokban, amelyek lényegesek, de nincs általánosan elfogadott módszer.

Egyik fontos kérdés a szélsőséges megfigyeléseknek a kezelése. Az amerikai adatok esetén gyakori a winzorizálás, amely kapcsán az adott hónap megfigyelései közül az 1. percentilis alatti értékeket kicserélik az 1. percentilis értékével és a 99. percentilis feletti értékeket kicserélik a 99. percentilis értékével. Ezzel megőrzik a megfigyeléseket, de a szélsőséges értékek nem tudják túlságosan befolyásolni az eredményeket. A nem amerikai adatok kapcsán gyakori az extrém értékek elhagyása, például, ha a megfigyelt napi vagy havi hozam 200% felett van, ezzel csökkentve a potenciális adathibák okozta zajt (például Nartea [2017]).

Második nagyobb témakör az illikvid és az alacsony árú részvények helyzete. Ezeknek a részvényeknek az ára sokszor nem ad valódi képet a cég értékéről, mert kevesen kereskednek vele, vagy az ára olyan alacsony egy részvénynek, hogy egy már kis elmozdulás is az árban egyből nagy mértékű hozamváltozást eredményezhet. Az illikvid részvények kapcsán gyakran elhagyják az adatbázisból a legillikvidebb megfigyeléseket az amihud illikviditás mutató (Amihud [2002]) vagy a turnover illikviditás mérőszám alapján. Az alacsony részvényárakból fakadó kihívások esetén legtöbbször elhagyják a legkisebb értékekkel rendelkező részvényeket. Az amerikai részvénypiacok esetén ez a határ leggyakrabban az 5 dollár, tehát kihagyják az elemzésből az összes olyan megfigyelést, amikor a részvény ára ez alatt a küszöbérték alatt van. Továbbá felmerülhet a legkisebb piaci kapitalizációval rendelkező cégek elhagyása is, ha csökkenteni akarják annak a valószínűségét, hogy az eredményeket csak a kis cégek részvényei hajtják. Végül, egyes szektorok sajátos szerepei miatt, néha külön kezelik a pénzügyi és a közmű cégek részvényeit.

Ebben a tanulmányban a Magyarországon kereskedett részvényeket elemezzük, a mintában nem szerepelnek befektetési alapok vagy más termékek. A vizsgált napi és havi hozam adatainkat (*pl.: osztalékkal és részvénytávval változóval korrigált hozamokat (Total Return Index)*), a napi és havi forgalom adatainkat (*Turnover by Volume*), a piaci árakat (*Unadjusted Price*), az összes részvénytávot (*Common Shares Outstanding*) és a BUX indexre vonatkozó adatokat a Datastream adatbázisból vettük, míg a könyvviteli adatok (*pl.: könyv szerinti érték (Book value per share)*) a Worldscope adatbázisból származnak. Ezeket egységesen a Thomson Reuters Eikon adatbázisból értük el. Minden értéket dollárban számolunk, valamint a minta azon elemeit, amik a napi vagy havi 200%-nál magasabb hozamot értek el, nem vesszük figyelembe (üres elemként kezeljük). Végül a kockázatmentes hozamnak az amerikai egy havi kincstárjegyek hozamát tekintjük⁴.

A magyar adatok esetén, mint minden amerikai piacon kívül eső részvényt elemző kutatás kapcsán felmerül a kérdés, hogy mit tekinthetünk kockázatmentes hozamnak, és hogy milyen pénznemben számolt árfolyamokkal számolunk. Az elemzéseinkben azért választottuk az amerikai dollárban számolt értékeket, mert a magyar tőzsdén nagy mértékben jelen vannak a külföl-

⁴Az amerikai állampapír hozamokban Fama és French [1992] modelljét követjük és French honlapján elérhető adatokat használjuk.

di befektetők a kezdetektől fogva, és az ő tulajdonrészük, befolyásolási lehetőségük nagyobb, mint a hazai befektetőké⁵, illetve az intézményi befektetői kör is szintén hozzáfér a nemzetközi piacokhoz, így nem érinti kizárólagosan a magyar befektetési lehetőségek. Másrészt ezáltal könnyebb összehasonlítani több különböző piac eredményeit, ezért a nemzetközi kutatások is gyakran használják ezt a megközelítést (például Cheon és Lee [2017]).

A gyakorlatnak megfelelően a mintákból törölünk minden olyan megfigyelést, amelyre nincs érték valamelyik az elemzésben használt változónk közül, tehát minden, a mintában szereplő megfigyelésnek rendelkeznie kell hozammal, jövő havi hozammal, piaci béta értékkel, cégmérettel, könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosával, turnover likviditás mutatóval és momentummal. Mivel a momentum értékhez rendelkeznie kell legalább egy évnnyi adattal a részvénynek, ezért például az adatbázis első egy éve automatikusan elveszik ebben az esetben, sok más megfigyeléssel együtt.

Továbbá törölünk minden olyan megfigyelést, aminek nincs legalább 5 kereskedési adata egy hónapban, valamint minden hónapban a 10% legillikvidebb részvényt szintén töröljük. Ez utóbbit azért tesszük meg, mert általában ezek az extrém illikvid részvények gyakran akár 0 forgalommal rendelkeznek az adott hónapban, ami megkérdőjelezi az adat jelentőségét és értelmét. Ennél nagyobb százalékban azért nem töröljük a részvényeket, hogy ne veszítsünk el túl sok adatot, mivel a magyar tőzsde egyébként is kevés megfigyeléssel rendelkezik. Végül töröljük azokat a részvényeket azokból a hónapokból, amikben nincsen legalább 10 megfigyelés ezek után. Erre azért van szükség, mert a statisztikai tesztek megkövetelnek egy minimális megfigyelésszámot egy hónapban, hogy értelmezni lehessen őket.

Összesen ezután 5674 havi részvényt megfigyelésünk marad 1996 januárjától 2017 decemberéig, ami átlagosan kicsivel több, mint havi 21 megfigyelést jelent a mintánkban. A nemzetközi elemzésekhez képest ez egy lényegesen kisebb szám, de ez tovább erősíti az eredményeket, ha a kis elemszám és a zajos adatok ellenére is szignifikáns összefüggéseket találunk. Természetesen az elvek nagyobb adatbázisokon ugyanígy alkalmazhatók.

A használt változókat a következőképpen definiáljuk. A Beta minden hónap napi adatain a (2) egyenlet alapján becsült érték. A Size az elmúlt egy hónap végén megfigyelt piaci részvény ára szorozva az összes részvényt (shares outstanding) és ennek a logaritmusával. A B/M a könyv szerinti érték és piaci érték hányadosának logaritmusával. A Turnover likviditás mutató pedig a forgalom osztva az összes elérhető részvényt számmal. Végül a momentum hatás (MOM) a kumulált hozama az elmúlt egy évnek az elmúlt egy hónap kivételével, követve Jegadeesh és Titman [1993] tanulmányát.

⁵Például az OTP külföldi tulajdonhányada 60% felett volt 2018-ban (www.otpbank.hu/portal/hu/IR_Tulajdonosi_struktura).

Faktor tesztelés

Ebben a fejezetben áttekintjük a három legáltalánosabb megközelítést új faktorok tesztelésére és a momentum hatást vizsgáljuk meg a magyar tőzsdén. Először az egyváltozós sorbarendezést ismertetjük, kitérve annak előnyeire és hátrányaira. Az egyváltozós sorbarendezés tekinthető az új faktor megalkotásához szükséges első lépésének, mivel ez a teszt dönti el, hogy a faktor szignifikánsan előrejelzi-e a keresztmetszeti részvényhozamokat. Másodszor a kétváltozós sorbarendezés módszertanát tekintjük át. Ez a módszer már alkalmas arra, hogy tesztelje, vajon az új faktor nem egyszerűen csak egy már ismert faktor hatását ragadja meg újra. Végül a Fama-MacBeth [1973] regresszió módszerét mutatjuk be, rávilágítva ennek az eljárásnak is az előnyeire és hátrányaira. A Fama-MacBeth [1973] regresszió szintén azért terjedt el, mert egy tesztet biztosít annak eldöntésére, hogy az új faktor szignifikáns előrejelző marad-e, ha kontrollálunk több már ismert hatásra és figyelembe veszi a részvénytípusú információt is, szemben a portfóliókkal.

Egyváltozós sorbarendezés

Az új faktor tesztelésének első és legegyszerűbb formája az egyváltozós sorbarendezés (*Univariate sort*). Ebben az esetben egy olyan kereskedési stratégiát vizsgálunk, ami a múltban hozzáférhető adatok alapján megvalósítható volt. A részvényeket a vizsgált változó értéke szerint sorba rendezzük minden hónapban, majd portfóliót képzünk, esetünkben a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa (*Book-to-Market*), a cégméret (*Size*), a piaci béta (*Beta*) és a momentum (*MOM*) szerint. A portfóliók képezhetőek számos módon, de a legelterjedtebbek a decilis, kvintilis vagy tercilis alapon.

Követve a Fama és French [1992]-féle konvenciót, tercilisekbe rendezzük minden hónapban a részvényeket a *Size*, *B/M* arány, piaci béta és a momentum szerint. A vizsgált változó szerinti legmagasabb 30% kerül a felső tercilisbe, míg a legalacsonyabb 30% kerül az alsó tercilisbe. Bár a tercilis kifejezés terjedt el, Fama és French [1992] cikkét követve nem 33,3% az osztópont érték, hanem az alsó és felső 30% a szakirodalomban. Ezt követően kiszámoljuk minden portfólió következő havi hozamát és a piaci mérettel súlyozott következő havi hozamát. Ezek alapján mind a három tercilisből képzett portfóliónak van egy következő havi hozama minden hónapban. A havi hozamokat kiátlagoljuk, hogy ezáltal egy közelítést kapjunk a várható értékekre. Végül ezek alapján tudjuk tesztelni a potenciális kereskedési stratégiát, ami szerint megvásároljuk a legmagasabb értékekkel rendelkező portfóliót és eladjuk a legalacsonyabb értékekkel rendelkezőt minden hónapban. Az átlagos havi hozamait a portfólióknak az 1. táblázat mutatja.

Esetünkben ez annyit jelent, hogy minden hónapban megvesszük a legnagyobb momentum értékkel rendelkező portfóliót, és eladjuk a legkisebbeket tartalmazót. A portfóliókat lehet egyenlően súlyozni, tehát a részvényekből ugyanolyan értékben veszünk, vagy a robusztusabb eredmények érdekében piaci értékük arányában súlyozzuk őket a portfóliókon belül. A piaci értékkel

súlyozott portfólió egy realisabb képet ad, mivel kevésbé húzzák el az átlagot a kisebb részvények, és jellemző, hogy a kis cégekből nehezebb ugyanolyan értékben vásárolni mint a nagy cégekből, valamint a piaci értékkel súlyozott portfóliót nem kell minden hónapban újraszúlyozni az árfolyamváltozások miatt.

Ezt követően azt a hipotézist vizsgáljuk meg, hogy ennek a kereskedési stratégiának havi hozamai szignifikánsan különböznek-e 0-tól. Ennek tesztelésére a Newey-West [1987] korrigált t -statisztikát szokás használni, hogy a becslés heteroszkedaszticitás és autokorreláció mellett is torzítatlan legyen⁶. A leggyakoribb késleltetési paraméter a 12 havi késleltetés Newey-West [1987] korrigált t -statisztikánál, ami az éves szintű szezonálisra kontrollál.

Az 1. táblázat bemutatja a magyarországi részvényekből képzett egyenlően és értékkel súlyozott tercilis portfóliók átlagos havi hozamait 1996 januárja és 2017 decembere között. Az első érdekes eredmény, hogy a piaci béták szerint képzett portfóliók között nincs szignifikáns hozamkülönbség. Ez a CAPM egyik tesztje is egyben, mivel a CAPM szerint a magasabb bétákból képzett portfólió magasabb hozamot hoz, mint az alacsonyabb bétákból képzett. Ez az eredmény egyértelműen nem támasztja alá ezt a hipotézist, ami összhangban van a nemzetközi irodalommal, amely szintén nem talál ilyen általános érvényű összefüggést a múltbeli piaci béták és a jövőbeli hozamok között (Baker et al. [2011]). Ennek az eredménynek számos értelmezése lehet. Például fakadhat abból, hogy nehéz mérni a piaci bétát, de van olyan viselkedési pénzügyekből vett megközelítés is, ami szerint veszteségben kockázatkedvelők a befektetők, ami miatt eltűnik az egységes pozitív kapcsolat a várható hozam és piaci béta között (Wang et al. [2017]).

A nemzetközi irodalomnak megfelelően a kis piaci kapitalizációjú részvényekből képzett portfólió magasabb hozamot hoz (1.46%), mint a nagy részvényekből képzett (1.34%). Ennek ellenére az 0.12% havi átlagos hozamkülönbség a két szélső portfólió között nem szignifikáns az egyenlően súlyozott portfóliók esetén. A piaci értékkel súlyozott portfóliók esetében sem találunk szignifikáns hozamkülönbséget. Ez az eredmény összhangban van a szakirodalommal, amely szerint a cégmérete sok esetben nem rendelkezik erős előrejelző képességgel a nem amerikai részvénytőzsdéken (Fama és French [2012]).

A könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa viszont már komolyabb előrejelző képességgel rendelkezik a magyar piacon is. A legkisebb B/M értékkel rendelkező részvények portfóliója 0.82 százalékot hoz átlagosan havonta, míg a legnagyobb értékkel rendelkezők havi 1.71%-ot. A kereskedési stratégia ezáltal 0.89% havi hozamot ígér, amely nemcsak gazdasági értelemben, de statisztikailag is szignifikáns ($t = 1.87$). A piaci mérettel súlyozott portfóliók esetén is statisztikailag szignifikáns ez a kereskedési stratégia.

⁶Annak ellenére, hogy nemzetközileg elfogadott sztenderd a Newey-West [1987] t -statisztika használata, fontos megjegyezni, hogy Petersen [2009] azt találta, hogy ezen eljárás esetén is torzítottak a standard hibák, bár kisebb mértékben, mint az OLS esetén. Akkor kapunk valóban torzítatlan standard hibákat, ha kontrollálunk a variancia céges szintű és időbeni klasztereződésére is.

A momentum hatás alapján készült kereskedési stratégia viszont már a piaci értékkel és az egyenlően súlyozott portfóliók között is 5%-on szignifikáns hozamot hoz. A vesztes részvények 0.68% havi átlagos hozamot hoznak, míg a nyertes részvények havi 1.80%-ot, a piaci értékkel súlyozott portfóliók esetén. Az erre épülő kereskedési stratégia 1.11% havi hozamot ígér, aminek a t értéke (2.19) szignifikáns eredményt jelent. A momentum hatásnak szintén számos értelmezése van. Például az egyik elterjedt magyarázata a befektetői túlzott önbizalomra vezeti vissza az eredményeket (Cooper – Gutierrez [2004]). Az ő értelmezésük szerint, ha a befektetők pozitív hírt várnak és ez be is következik, akkor még erősebben és egyben már túlzottan is hisznek abban, hogy jól fog teljesíteni a cég, ami újabb pozitív hozamokat generál. Ugyanez a túlzott önbizalom a cég negatív teljesítményével kapcsolatban is kialakulhat a rossz hírek esetében, ami további alacsonyabb hozamokat generál.

Tercilis portfóliókat képezzünk minden hónapra 1996 januárjától 2017 decemberéig, sorba rendezve őket egyenként, a piaci bétájuk (BETA), a méretük (SIZE), a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosuk (B/M) és a momentum változó (MOM) szerint. Az 1-es (3-as) részvényportfóliónak van a legkisebb (legnagyobb) értéke a vizsgált változó szerint. Az 1. táblázat bemutatja az egyenlően súlyozott és az értékkel súlyozott portfóliók átlagos havi hozamait, és a hozzájuk tartozó Newey-West-féle [1987] korrigált t -statisztikákat (a zárójelen belül). Minden változóhoz kiszámítottuk a 3-as és az 1-es portfóliók közötti átlagos hozamkülönbséget, valamint a momentum esetén Fama-French-féle három faktorról kontrollált alfa értékeket. Az átlagos nyers és a korrigált hozamok százalékos alakban vannak megadva.

Változó	Tercilis	Egyenlően súlyozott portfólió		Értékkel súlyozott portfólió	
		Átlagos hozam	Newey-West-féle t	Átlagos hozam	Newey-West-féle t
BETA	1	1.23*	(1.84)	0.89	(1.41)
	2	1.02	(1.63)	1.34**	(2.57)
	3	1.39*	(1.76)	1.62**	(2.34)
	3-1	0.17	(0.31)	0.73	(1.40)
SIZE	1	1.34*	(1.75)	0.68	(0.98)
	2	0.92	(1.19)	0.78	(1.10)
	3	1.46**	(2.50)	1.47**	(2.35)
	3-1	0.12	(0.22)	0.78	(1.52)
B/M	1	0.82	(1.15)	1.10*	(1.70)
	2	1.12*	(1.73)	1.51***	(2.62)
	3	1.71**	(2.46)	2.04***	(2.64)
	3-1	0.89*	(1.87)	0.94*	(1.81)
MOM	1	0.57	(0.76)	0.68	(1.00)
	2	1.07*	(1.79)	1.22*	(1.85)
	3	2.03**	(2.55)	1.80**	(2.57)
	3-1	1.45**	(2.56)	1.11**	(2.19)
	FF3	2.39***	(4.21)	1.56***	(3.43)

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

1. táblázat. Részvényportfóliók hozamai piaci béta, méret, könyv szerinti és piaci érték hányadosa és momentum szerint rendezve. *Forrás:* Saját számítás és szerkesztés.

Fama-French modell

Az 1. táblázat mutatja a cégméret, valamint a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosából képzett faktort is egyben, amely a magas értékekből képzett portfólió mínusz az alacsony értékekből képzett portfólió hozama. Annak belátására, hogy a momentum hatásból képzett új faktor különbözik-e a már előtte ismert cégméret, valamint a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosából képzett faktoroktól, egy újabb tesztet kell lefuttatnunk.

Az egyváltozós sorbarendezés előnye az egyszerűségéből fakad, valamint, hogy egyértelműen meghatározható az új faktor relevanciája, függetlenül a kapcsolat struktúrájától, tehát nem kell előzetes megkötést tenni az új magyarázó változó és a hozamprémium közötti hatások linearitására. Jelentős hátránya ezzel szemben, hogy több tényező hatása egyszerre nem határozható meg, ezért erős magyarázó változók közti korreláció esetén elképzelhető, hogy csupán egy létező kockázati hatás ismételt lemodellezése történt. Ennek kezelésére megoldás, hogy a vizsgált portfóliók hozamkülönbséget regresszáljuk eredmény változóként, magyarázó változónak a Fama-French-féle három, vagy a Fama-French-Carhart-féle négy faktort használjuk. Amennyiben ennek a regresszióknak a konstans tagja szignifikáns, akkor az új stratégia nem modellezhető teljes egészében a már létező faktorokkal.

Tehát a momentum hatásból képzett hozamkülönbséget regresszáljuk a piaci hozamprémiumra (ezzel kontrollálva a CAPM-re), a cégméretből képzett hozamkülönbségre, a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosából képzett hozamkülönbségre és a konstansra (α). Összesen a mintában szereplő hónapok számával megegyező megfigyelésünk lesz a regresszióban, ami esetünkben 264 megfigyelés.

Ennek a tesztnek az eredménye az utolsó sorban szerepel a 1. táblázatban. Azt találjuk, hogy a momentum hatás nem hogy gyengébb, hanem inkább erősebb lesz, ha kontrollálunk a Fama-French modellre. Mind az egyenlően súlyozott és a piaci értékkel súlyozott portfólió esetben a momentum hatásra épülő kereskedési stratégia körülbelül 2% feletti havi hozamot ér el, statisztikailag is szignifikáns t értékekkel.

Összegezve, az egyváltozós sorbarendezés nagy előnye, hogy egyszerű, és jól értelmezhetők az eredményei. Ez alapján képezhető egy kereskedési stratégia, ami jól mutatja, hogyan befolyásolhatja az adott összefüggés a részvényhozamokat. További pozitív tulajdonsága, hogy az összefüggés tesztelésekor nem feltételez semmilyen függvényformát a vizsgált tulajdonság és a jövőbeli hozamok között. Mindemellet előnye még, hogy a portfólióképzés csökkenti annak az esélyét, hogy néhány egyedi eset jelentősen befolyásolja az eredményeket, amik így megbízhatóbbak. Ezekon felül könnyen megoldható a megfigyelések súlyozása, például piaci érték szerint, de bármely súlyozási megközelítés rugalmasan kezelhető.

Ezzel szemben számos hátránya is van a módszernek. A legfontosabb, hogy nem kontrollál más, már ismert faktorokra. A Fama-French féle 3 faktoros modell bővíthető további faktorokkal, így tesztelhető, hogy a modellben szereplő faktorok magyarázzák-e az új faktor eredményeit. Ez az egyik legel-

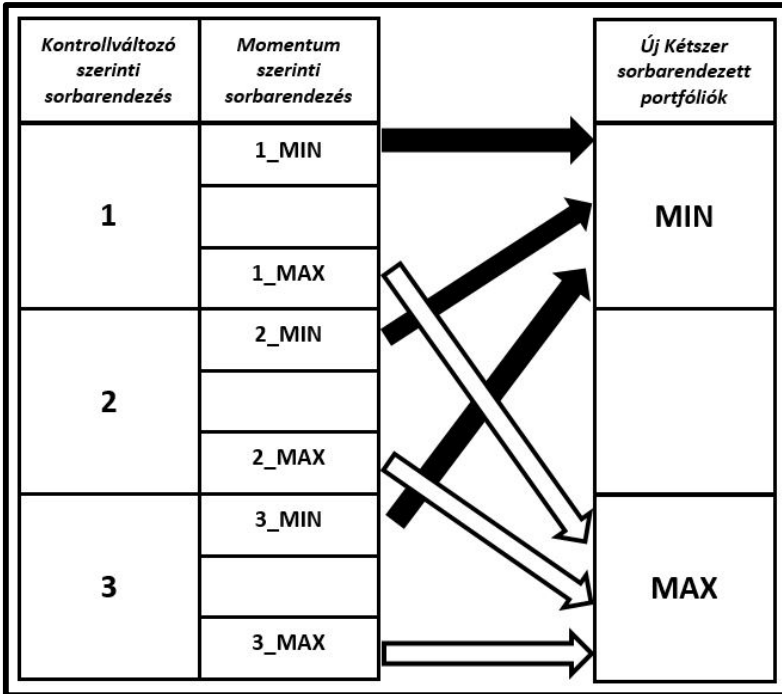
terjedtebb teszt, amelyet szinte minden esetben megkövetelnek annak érdekében, hogy megmutassa, hogy egy új faktor nem magyarázható könnyen ezen elterjedt faktorokkal. Viszont elterjedtségük hatására több kritikai megközelítés is született, amelyek leginkább azt emelik ki, hogy a modellek magas R^2 értéke könnyen lehet a véletlen eredménye is, így azokat nem érdemes figyelembe venni (Lewellen et al. [2010]). Emellett sok információt is veszít azzal, hogy portfóliókat képez, mivel az egyedi részvényekből kinyerhető információ mennyiségének egy része az aggregálás során elveszik.

Ezen kritikai elemek miatt érdemes további tesztekkel megvizsgálni egy új faktor hatását a jövőbeli részvényhozamokra. A következő lépésben a kétváltozós sorbarendezést mutatjuk be, majd a Fama-MacBeth regressziókat.

Kétváltozós sorbarendezés

Fontos, hogy az új faktor ne egy már ismert hatás újra alkotása legyen. A Lakonishok et al. [1994] által először alkalmazott kétváltozós sorbarendezés (*Bivariate sort*) célja ennek tesztelése. A részvényeket egy kontrollváltozó értéke szerint sorba rendezzük, majd portfóliókat képzünk minden hónapban. Ezt követően minden kontrollváltozó szerinti portfólión belül további portfóliókat képzünk a vizsgálni kívánt tényező (esetünkben a *momentum*) értékei alapján. Tehát új portfóliót képzünk úgy, hogy a kontroll változó szerinti portfóliókon belül vesszük a legmagasabb 30% momentummal rendelkező részvényeket és egy portfóliót képzünk, majd a második legmagasabb 40% momentum értékű részvényeket és így tovább. Ezek után úgy képzünk új portfóliókat, hogy minden kontrollváltozó szerinti portfólión belül vesszük a legmagasabb momentum értékkel rendelkező portfóliókat és azt egy új portfólióként kezeljük. Ezt követően vesszük minden kontrollváltozó szerinti portfólión belül a második legmagasabb momentummal rendelkező portfóliót és azt egy új portfólióként kezeljük. Ezt folytatva olyan új portfóliókat kapunk, amikre a kontrollváltozó értéke hasonló, de a vizsgált változó (esetünkben a momentum) szóródása még mindig nagy. Ezt a portfólióképzési folyamatot mutatja be az 1. ábra.

Amennyiben a kontroll változó és a momentum között kicsi a korreláció, akkor a második portfólióképzést ténylegesen nem fogja befolyásolni, hogy korábban más logikával lett sorbarendezve. Ha viszont a korreláció magas, akkor az B/M portfóliók képzése a momentum értékeit is sorba teszik, így a második sorbarendezés olyan portfóliókat képez, amiben egyszerre lesznek jelen az alacsony és a magas momentummal rendelkező részvények. Továbbiakban is azt vizsgáljuk, hogy a két szélső portfólió között a megfigyelt időszakon fennáll-e szignifikáns hozamkülönbség. Az eredményeket a 2. táblázatban közöljük.



1. ábra. Kétfváltozós sorbarendezés és faktor portfóliók képzése tercilis alapon.

Forrás: Saját szerkesztés.

A 2. táblázatban bemutatott eredmények alapján az látható, hogy az egyszerű kétfváltozós sorbarendezésnél mind az egyenlően súlyozott, mind a piaci értékkel súlyozott portfólió hozamok esetében a momentum hatás erős, kivéve egy esetet. Ha a piaci bétára kontrollálunk és a piaci értékkel súlyozunk, akkor 0.56% havi hozamkülönbséget kapunk, de ez az eredmény nem szignifikáns. Ha a Fama-French 3 faktoros modellre kontrollálunk, akkor viszont minden eredmény tovább erősödik, és már nincs olyan eset, amikor ne kapnánk szignifikáns eredményt. Összegezve, a kétfváltozós sorbarendezés előnye, hogy nem feltételez semmilyen függvényszerű kapcsolatot a változók és a jövőbeli hozam között. Ezen felül figyelembe tudja venni az egyenlően súlyozott és a piaci értékkel súlyozott eseteket is. Szintén előnye lehet ennek a megközelítésnek, hogy portfólió szinten vizsgálja az összefüggéseket, ezzel csökkentve az egyedi zaj hatások szerepét a tesztstatisztikákban.

Ezzel szemben számos hátránya és kihívása is van ennek a megközelítésnek. Például nem tud egyszerre több ismert változóra is kontrollálni. Nagy mintaelemszámot igényel a portfólió képzés, ami sok esetben, így a magyar tőzsdén is kevésbé áll rendelkezésre minden hónapra. A portfólióképzés során sok egyedi részvény információ veszt el. Végül, ha nagyon magas a korreláció a kontroll változó és a vizsgált változó között, akkor az gyengítheti a teszt erejét, és félrevezető lehet az eredmény.

Tercilis portfóliókat képezzük minden hónapra 1996 januárjától 2017 decemberéig, a kontroll változó szerint sorba rendezve, majd minden portfólión

belül újabb portfóliót képzünk a momentum szerint. Végül új, kétszer sorba rendezett portfóliót képzünk úgy, hogy minden kontrol változó szerinti portfólión belül vesszük a legnagyobb momentum értékkel rendelkező portfóliókat, majd a második legnagyobb értékkel rendelkezőket, és így tovább. Az 1-es (3-as) részvényportfóliónak van a legkisebb (legnagyobb) momentum értéke. A 2. táblázat bemutatja az egyenlően súlyozott és a piaci értékkel súlyozott portfóliók átlagos havi hozamait, a 3-as és az 1-es portfóliók közötti átlagos hozamkülönbözet, a Fama-French-féle faktorról kontrollált alfa értékeket és az utóbbiakhoz tartozó Newey-West-féle [1987] korrigált t-statisztikákat (a zárójelen belül). Az átlagos nyers és a korrigált hozamok százalékos alakban vannak megadva.

Tercilis	Egyenlően súlyozott portfólió			Értékkel súlyozott portfólió		
	BETA	SIZE	B/M	BETA	SIZE	B/M
1	0.51	0.60	0.53	0.73	0.88	0.72
2	1.24*	1.36*	1.13*	1.37**	1.35**	1.26*
3	2.00***	1.79**	2.04***	1.29**	1.96***	1.72***
3-1	1.48***	1.18**	1.52***	0.56	1.07**	0.99**
	(3.34)	(2.29)	(3.02)	(1.41)	(2.08)	(2.32)
FF3	2.36***	1.95***	2.17***	0.76*	1.35**	0.90**
	(5.31)	(3.43)	(4.09)	(1.76)	(2.23)	(2.13)

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

2. táblázat. Részvényportfóliók hozamai és szórásai momentum szerint rendezve, kontrollálva a piaci bétával, a mérettel és a könyv szerinti és piaci érték hányadosával. *Forrás:* Saját számítás és szerkesztés.

Fama-MacBeth regressziók

Eddig az új faktorok jövőbeni hozamokra gyakorolt hatásainak szignifikanciáját portfólió szinten vizsgáltuk. Mint többször is hangsúlyoztuk, az eddig ismertett módszereknek nagy előnyük, hogy nem határoznak meg funkcionális formát a várható hozamok és a változók közötti kapcsolatra. Viszont általánosan a portfólió szintű vizsgálatnak jelentős hátrányai is vannak. Először is jelentős mennyiségű információtól válunk meg, amikor a részvényeket portfóliókba aggregáljuk. A következő, hogy nem könnyű megoldani, ha egyszerre több hatásra kell kontrollálnunk. Ezen problémák orvoslása végett a továbbiakban bemutatjuk a Fama-MacBeth-féle [1973] regressziót, ami a részvény szintű hozamprémiumokat magyarázó tényezők meghatározására használt módszertan.

A keresztmetszeti havi adatokon megbecsüljük, hogy milyen változók magyarázzák a hozamprémiumokat (5) és a kapott havi együtthatókat ki-átlagoljuk. Akkor tekintünk egy tényezőt megfelelőnek, amennyiben a keresztmetszeti kockázati prémiumok átlaga szignifikánsan különbözik nullától (3. táblázat). Ennek ellenőrzésére a Newey és West [1987] által kialakított t-statisztikát használjuk. A módszer egyik sajátos eleme, hogy havonta futtatja le a keresztmetszeti regressziót és nem egy nagy mintaként kezeli a megfigyeléseket. Természetesen a megfelelően megválasztott panel regresszió is megfelelő tesztet biztosíthat, de ebben az esetben több kihívás is felmerülhet. Például jellemző, hogy a jelenhez közelebbi hónapokban lényegesen több megfigyelés van, mint a régebbi hónapokban, így az eredményeket ezek a friss

hónapok aránytalanul befolyásolhatják. Továbbá a Fama-MacBeth regressziókban könnyebb a hatás időbeli alakulását is vizsgálni.

Ennek a módszertannak az előnye, hogy a regresszióban több kockázati faktor is becsülhető egyszerre, és a keresztmetszeti regressziók miatt a heteroskedaszticitásra robusztusabb eredményt kapunk. A mi esetünkben az alábbi regressziót és ennek rész eseteit futtatjuk le minden hónapra:

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_{i,t}\gamma_{1,t} + Size_{i,t}\gamma_{2,t} + B/M_{i,t}\gamma_{3,t} + MOM_{i,t}\gamma_{4,t} + e_{i,t}, \quad (5)$$

ahol $R_{i,t+1}$ az i -ik részvény hozama a $t + 1$ periódusban, $\beta_{i,t}$ a piaci béta becsült értéke a t -ik periódusban, $Size_{i,t}$ a piaci érték logaritmus a t -ik periódusban, $B/M_{i,t}$ a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosának logaritmus a t -ik periódusban és $MOM_{i,t}$ a momentum érték a t -ik periódusban az i -ik részvényre. A γ együtthatók pedig az adott változó hatását ragadják meg. A 3. táblázat ezen változók átlagát és az átlaghoz tartozó t értékeket tartalmazza az (5) regresszió különböző specifikációira. Gyakori még a változók normalizálása a regresszió lefuttatása előtt, hogy könnyebben összehasonlíthatók legyenek a hatások mérete. Ettől mi most eltekintünk.

Az eredmények összhangban vannak az általunk kapott és a nemzetközi eredményekkel. Sem a piaci béta, sem a cégméret nem jelzi előre szignifikánsan önmagában a hozamokat, míg a momentum és a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa szignifikáns előrejelzője a jövő havi hozamoknak. Szintén az eddigi eredményekkel összhangban, az összes változó egyszerre szerepeltetése mellett továbbra is szignifikánsan jelez előre a momentum hatás.

Összegezve, a Fama-MacBeth regressziók előnye, hogy egyszerre tudnak több változóra is kontrollálni és minden információt figyelembe vesznek, mivel részvénytípusú és nem portfólió szinten aggregált változókat használ. Ezzel szemben hátrány, hogy a multikollinearitás nincs kezelve, a hibatagok autokorrelációja torzíthatja a regressziós eredményeket, valamint a regresszió szerkezete maga egy szigorú lineáris megkötést tesz. Emellett felmerülhet, hogy egy kihagyott változó miatt torzított, vagy túl sok faktor mellett már nem hatékony a becslés.

Vállalati szintű keresztmetszeti regressziókat futtattunk a hozamok magyarázására 1996 januárja és 2017 decembere között minden hónapra az eddig vizsgált magyarázó változók szerint. A 3. táblázat minden oszlopában a keresztmetszeti regressziók eredményének idősoros átlaga található és a hozzájuk tartozó Newey-West-féle [1987] korrigált t-statisztikák (a zárójelen belül).

Változók	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
BETA	-0.0647 (-0.12)				-0.1607 (-0.25)	-0.1024 (-0.18)
SIZE		0.0147 (0.14)			0.3866** (2.22)	0.3019** (2.28)
B/M			0.8195*** (2.75)		1.5109*** (3.69)	1.5700*** (4.37)
MOM				1.5547* (1.90)		1.9281*** (2.86)
R^2	0.0851	0.0830	0.0755	0.1053	0.2203	0.2991

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3. táblázat. Vállalati szintű Fama-Macbeth regressziók a hozamokra. Forrás: Saját számítás és szerkesztés.

Összefoglalás

Tanulmányunkban áttekintettük a faktormodellek jelentőségét az empirikus vizsgálatokban és azt a három megközelítést, amit a leggyakrabban használnak a nemzetközi irodalomban annak eldöntésére, hogy egy új faktor vagy összefüggés szignifikánsan befolyásolja-e a várható hozamokat. Ezeket a teszteket arra használtuk, hogy a momentum hatás jelentőségét vizsgáljuk meg a magyar tőzsdén, kontrollálva a Fama-French 3 faktorra.

Először egyváltozós sorbarendezeit alkalmaztunk, aminek előnye, hogy egyszerű és jól értelmezhető eredményeket biztosít, viszont nehéz már ismert faktorokra megfelelően kontrollálni a megközelítésben. Azt találtuk, hogy a momentum hatás erős és szignifikáns hozamot biztosít függetlenül attól, hogy egyenlően vagy a piaci értékkel súlyoztuk a portfóliót.

Ezek után a kétváltozós sorbarendezeit alkalmaztuk, melynek szintén előnye a rugalmas és egyszerű megközelítés, de egyszerre csak egy változóra tud kontrollálni és magas mintaelemszámot követel meg, ami sajnos sok esetben nem áll rendelkezésre. Azt találtuk, hogy a momentum hatás ereje megmarad egy esettől eltekintve, de a Fama-French 3 faktoros modell esetén már minden esetben szignifikáns eredményt kapunk.

Végül Fama-MacBeth regressziókat futattunk, aminek előnye, hogy egyszerre tud kontrollálni több változóra is, és nem veszít el egyedi részvény információt a portfólióképzés miatt. Viszont hátránya, hogy lineáris összefüggést feltételez, és nem súlyozza a megfigyeléseket. Ebben az esetben a momentum hatás önmagában is előre jelezte a hozamokat és kontrollálva a többi változóra csak erősítette a hatást.

Ennek a cikknek a célja az volt, hogy bemutassuk, milyen gyakorlati módszerekkel lehet megvizsgálni az eszközárazási modelleket, és egy áttekintést adjunk a jelenleg elfogadott nemzetközi sztenderdről. Ennek keretében részletesen bemutattuk az egy- és kétváltozós sorbarendezeit, valamint a Fama-Macbeth regressziót, és leírtuk, milyen előnyei és hátrányai vannak a különböző módszertanoknak. Ezek vizsgálata után az látszik, hogy egyik sem alkalmas egymagában egy átfogó elemzés elkészítésére, ezek együttes alkalmazása küszöbölheti ki a bennük rejlő egyedi hiányosságokat.

Irodalom

1. Amihud, Y. [2002]: Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31–56. [https://doi.org/10.1016/s1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/s1386-4181(01)00024-6)
2. Ang, A. - Hodrick, R. J. - Xing, Y. – Zhang, X. [2006]: The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance*, 61(1), 259–299. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00836.x>
3. Annaert, J. – De Ceuster, M. – Versteegen, K. [2013]: Are extreme returns priced in the stock market? European evidence. *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3401–3411. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.05.015>
4. 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*, 99(2), 427–446. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.08.014>
5. Baker, M. – Bradley, B. – Wurgler, J. [2011]: Benchmarks as limits to arbitrage: Understanding the low-volatility anomaly. *Financial Analysts Journal*, 67(1), 40–54. <https://doi.org/10.2469/faj.v67.n1.4>
6. Barberis, N. – Mukherjee, A. – Wang, B. [2016]: Prospect theory and stock returns: an empirical test. *Review of Financial Studies*, 29(11), 3068–3107. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhw049>
7. Brown, P. – Kleidon, A. W. – Marsh, T. A. [1983]: New evidence on the nature of size related anomalies in stock prices. *Journal of Financial Economics* 12, 33–56. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(83\)90026-0](https://doi.org/10.1016/0304-405x(83)90026-0)
8. Carhart, M. M. [1997]: On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57–82. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
9. Cheon, Y. H. – Lee, K. H. [2017]: Maxing out globally: Individualism, investor attention, and the cross section of expected stock returns. *Management Science*. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2017.2830>
10. Cooper, M. J. – Gutierrez Jr, R. C., – Hameed, A. (2004). Market states and momentum. *Journal of Finance*, 59(3), 1345–1365. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00665.x>
11. Diether, K. B. – Malloy, C. J. – Scherbina, A. [2002]: Differences of opinion and the cross section of stock returns. *Journal of Finance*, 57(5), 2113–2141. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00490>
12. Dimson, E. [1979]: Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics*, 7, 197–226. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(79\)90013-8](https://doi.org/10.1016/0304-405x(79)90013-8)
13. Fama, E. F. – French, K. R. [2012]: Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 457–472. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011>
14. Fama, E. F. – French, K. R. [1992]: The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427–465. <https://doi.org/10.2307/2329112>
15. Fama, E. F. – Macbeth, J. D. [1973]: Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 607–636. <https://doi.org/10.1086/260061>
16. Harvey, C. R. – Liu, Y. – Zhu, H. [2016]: . . . and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies*, 29(1), 5–68. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhw059>
17. Jegadeesh, N. [1990]: Evidence of Predictable Behavior in Security Prices, *Journal of Finance*, 45, 881–898. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb05110.x>

18. Jegadeesh, N. – Titman, S. [1993]: Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implication for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65–91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>
19. Kleim, D. B. [1983]: Size-related anomalies and stock return seasonality: further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 13–32. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(83\)90025-9](https://doi.org/10.1016/0304-405x(83)90025-9)
20. Lakonishok, J. – Shleifer, A. – Vishny, R. W. [1994]: Contrarian Investment, Extrapolation and Risk. *Journal of Finance*, 49(5), 1541–1578. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04772.x>
21. Lewellen, J. – Nagel, S. – Shanken, J. [2010]: A skeptical appraisal of asset pricing tests. *Journal of Financial Economics*, 96(2), 175–194. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.09.001>
22. 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*, 47(1), 13–37. <https://doi.org/10.2307/1924119>
23. 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*, 76, 189–197. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.12.008>
24. Newey, W. – West, K. D. [1987]: A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 55(3), 703–708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
25. Petersen, M. A. [2009]: Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches, *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053>
26. 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*, 4(2), 129–176. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(77\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-405x(77)90009-5)
27. Scholes, M – Williams, J. [1977]: Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, 5, 309–327. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(77\)90041-1](https://doi.org/10.1016/0304-405x(77)90041-1)
28. Sharpe, W. F. [1964]: Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425–442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
29. Wang, H. – Yan, J. – Yu, J. [2017]: Reference-dependent preferences and the risk–return trade-off. *Journal of Financial Economics*, 123(2), 395–414. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.09.010>

TESTING NEW FACTORS IN EMPIRICAL ASSET PRICING

Understanding the cross-section of expected stock returns is one of the key challenges of both theoretical and empirical finance. CAPM is one of the most well-known theory to provide testable implications for the cross-section of expected stock returns. However, several studies find that CAPM fails most of its empirical tests. This challenge of empirical asset pricing has been addressed by multi-factor asset pricing models and their tests. In this paper, we review the most standard and most widely used empirical tests that help to decide whether a new factor can significantly explain the cross-section of stock returns.

According to CAPM, there is only one characteristic that shapes the expected return of a stock because all other type of risk can be eliminated by diversification. This characteristic is the sensitivity to the change in the return of the market. Low covariance between the return of a stock and the market return means low risk, while high covariance between the return of a stock and the market return means high risk in the conceptual framework of CAPM.

Although the model of CAPM is intuitive and has a well-established theoretical background, empirical studies fail to support its implications. First of all, the covariates between the return of a stock and market return, known as market beta, do not explain the cross-section of stock returns. Second, there are other characteristics that can explain the cross-section of stock returns such as the market capitalization of a firm or the last twelve-month cumulative return without the most recent monthly return, known as the momentum effect. Furthermore, nowadays, tremendous number of proposed characteristics appeared in the literature to explain the cross-section of expected stock returns. These empirical studies provide evidence on the failure of the CAPM, however, it is still a hard task to reject the theory of CAPM since, in each empirical study, it is a challenge how to define the basic concepts of the CAPM. For instance, it is common to assume that the value-weighted market return can be a proxy of the market return in the model even though it is usually argued that the market return in the model of CAPM should characterize the average return of all possible investments including human capital and everything else.

Even though these open questions about the CAPM is still in the focus of many studies in the literature of finance, new questions emerged from observing that many characteristics seem to contribute to better understanding of the cross-section of expected stock returns. However, it is also an important question how to decide whether a proposed characteristic can predict the expected return of a stock in a robust way.

In this study, we review standard tests that can help to evaluate the economic and statistical significance of a proposed characteristic. These tests can divide into two parts. First, there are the portfolio-level analyses. Second, there are the firm-level regressions. In this study, we present the advantages and disadvantages of the univariate portfolio sorts, the bivariate portfolio sorts and the Fama-MacBeth regressions. For instance, portfolio-level analyses have the advantage to examine even non-linear relationship. However, it has the disadvantage that it loses information by forming portfolios. On the other hand, firm-level regression does not lose information since it uses firm-level information. However, it only tests linear relationships.

We also present the most common tests to control for other characteristics that are already known to be the predictor of future returns. Besides the tests, it is also important how to collect and prepare data before one applies the tests.

To illustrate these tests and data collection, we perform portfolio level-analyses and Fama-MacBeth regression in the sample of stocks listed on the Hungarian Stock Exchange and we also show that the predictive power for future returns of momentum effect is both economically and statistically significant in this sample.

Furthermore, we also discuss the challenges of these standard approaches when they are applied in a sample with relatively small number of observations and relatively small number of stocks.

Key words: cross-section of expected stock returns, empirical tests, CAPM, Fama-French, momentum