

SZEZONALITÁS, JANUÁR-HATÁS ÉS A MOMENTUM-STRATÉGIA¹

NESZVEDA GÁBOR – SIMON PÉTER

Neumann János Egyetem – Budapesti Corvinus Egyetem

Tanulmányunkban a szezonalitás, a január-hatás, valamint a különböző momentum-stratégiák szerepét vizsgáltuk meg a magyar tőkepiacon kereskedett vállalatok elmúlt közel két évtizedes havi árfolyamadatai alapján. A keresztmetszeti elemzés eszköztárát alkalmaztuk a kérdés megválaszolására. Az elemzés alapján nem jelenthető ki egyértelműen, hogy a magyar tőkepiacon van január-hatás. Bizonyos éves szintű momentum-stratégiák követése ezzel szemben profitábilis és statisztikailag is szignifikáns eredményt ad. Januárban nem jellemző a méret-hatás, azonban ilyenkor az éves momentum-stratégiák követése szignifikáns hozamtöbbletet eredményez.

1 Bevezetés

A pénzügyi piacok empirikus vizsgálata során az egyik legizgalmasabb anomália a január-hatás. A jelenség abból áll, hogy a részvények januárban konzisztensen és szignifikánsan nagyobb hozamot érnek el, mint bármely másik hónapban. Rozeff és Kinney (1976) például dokumentálja, hogy az amerikai részvények éves hozamuknak majdnem harmadát már januárban elérik. Ráadásul számos ismert kereskedési stratégia is ebben a hónapban hozza nyeresége jelentős részét.

Tanulmányunkban azt a kérdést járjuk körbe, hogy jellemző-e a januári szignifikáns többlethozam a legismertebb kereskedési stratégiák közül a cégméret alapján és a momentum alapján létrehozott stratégiák esetében. Ezen felül külön vizsgáljuk, hogy a momentum-stratégia (Jegadeesh és Titman, 1993, Carhart, 1997) hogyan viszonyul ezekhez az eredményekhez a magyar tőzsdén.

Elemzésünkben a január-hatás nemzetközi és hazai irodalomban fellelhető főbb jellemzőit teszteltük. Ezek közé sorolható az, hogy a január-hatás a kis-méretű cégekre jellemző jelenség (Keim, 1983), azaz a kisebb kapitalizációjú vállalatokat érinti, valamint az, hogy a múltbeli hozamokon alapuló momentum befektetési stratégiák is kiemelkedően teljesíthetnek januárban (Haug és Hirschey, 2006).

¹A tanulmány alapjául szolgáló kutatást az Innovációs és Technológiai Minisztériuma által meghirdetett Tématerületi Kiválósági Program 2020 – Intézményi Kiválóság Alprogram támogatta, a Budapesti Corvinus Egyetem 'Pénzügyi és Lakossági Szolgáltatások' tématerületi programja (TKP2020-IKA-02) keretében. Beérkezett 2020. november 11. E-mail: neszveda.gabor@uni-neumann.hu.

Eredményeink az anomália szempontjából vegyesek. Nem tudtunk kimutatni robusztus szezonalitást a részvényhozamokban, illetve nem találtunk hatást a cégméret alapján sem januárban, sem pedig az év többi részében. Ez összhangban van Gu (2003) eredményeivel, aki azt találta, hogy a január-hatás az Egyesült Államokban eltűnően van, és Andor et al. (1999) eredményeivel, akik hasonló eredményekre jutottak a magyar tőkepiacon. A vizsgált (éves) momentum-stratégiák azonban szignifikáns többlet hozamot értek el januárban, ez pedig az év további hónapjaira lebontva kevésbé volt jellemző.

Tanulmányunk felépítése a következő: a 2. fejezetben a január-hatás, valamint a momentum-alapú stratégiák irodalmának rövid összefoglalója található. A 3. és 4. fejezetben bemutatásra kerül az alkalmazott módszertan, valamint a kutatáshoz használt részvényadatok. Az 5. fejezetben az empirikus kutatási eredményeimet mutatjuk be részletesen. Végül a 6. fejezetben összefoglaljuk a főbb következtetéseket.

2 Irodalmi áttekintés

Az 1970-es évek óta a kutatók nagy hangsúlyt helyeznek az olyan jelenségek vizsgálatára, amelyek látszólag nem összeegyeztethetők a hatékony piacok (Fama, 1970) elméletével. Ezek közé tartozik például a kisvállalat-hatás („small-cap”, például Fama és French, 1993), amikor a kisebb vállalatok részvényei a kockázatok korrigálása mellett is túlteljesítik a nagyobbakat, a hétfőve/hétfő hatás (Keim és Stambaugh, 1984; Alt et al., 2011), amely szerint hétfőn alacsonyabb hozamokat lehet elérni a részvénytőzsdéken, valamint a január-hatás (Rozeff és Kinney, 1976; Haug és Hirschey, 2006), azaz a januári szignifikánsan magasabb hozamok jelenléte azonos kockázati szinten.

Több különböző elmélet is jelen van a nemzetközi szakirodalomban, amely legalább részleges magyarázatot nyújt a januári anomáliára. A „tax-loss selling” elmélet abból vezeti le a január-hatás jelenlétét, hogy a befektetők szándékosan realizálnak veszteségeket december végén annak érdekében, hogy kedvezőbb feltételek mellett adózhassanak, majd januárban visszaállítják a likvidált pozíciójukat. Ez az elmélet képes magyarázni a január legelején tapasztalható kiugró hozamértékeket, azonban a teljes hónapban tapasztalható anomáliát nem (Reinganum, 1983). Ezen felül az 1986-os amerikai adóreform nem volt hatással a január-hatás erejére (Haug és Hirschey, 2006), amely szintén cáfolja az elmélet helyességét. A „window-dressing” elmélet (Lakonishok et al., 1991) a január-hatást azzal magyarázza, hogy a nagy alapkezelők eladják a rosszul teljesítő részvényeiket december végén, és éppen magas hozamot nyújtókat vesznek, hogy az év végi összesítésekben előnyösebbnek tűnjenek az általuk kezelt alapok eredményei. Ezáltal a piacon túlkereslet, illetve -kínálat alakul ki, amely felelős lehet a január-hatásért. Ennek az elméletnek a kritikája, hogy az alapkezelők általában nagyobb vállalatok papírjait szokták kezelni, mint amikre jellemző a január-hatás, hiszen az általánosan elfogadott, hogy a január-hatás egy kisvállalati jelenség (Keim, 1983; Haug és Hirschey, 2006).

Az említett két fő elmélet mellett rengeteg, ezekkel versengő magyarázat született a kritikák hatására. Az egyik ezek közül az időben változó tranzakciós költségekkel kapcsolatos, azonban a „tax-loss selling” elméletéhez hasonlóan csak a január elején realizált értékek magyarázhatók ezzel (Schultz, 1983). Ciccone (2011) elmélete szerint az új naptári év kezdetén az emberek bátrabbak, optimista befektetési döntéseket hoznak, és ez okozza az anomáliát. Itt ellenben felmerül a kérdés, hogy a magas hozamok mellett a befektetők miért veszítik el az év folyamán az optimizmusukat.

A nemzetközi irodalomban szintén nagy hangsúly került a múltbeli hozamok alapján kialakított befektetési stratégiák vizsgálatára. Ez több időhorizonton is megvalósulhat, a néhány napos távlat és a több éves hozamok alapján kereskedés ezek között a két végpont. De Bondt és Thaler (1985, 1987) például többéves horizonton (általában maximum 5 év) visszaforduló hatást talál, ilyenkor a korábban relatíve magasabb hozamot nyújtó részvények visszaesnek a rosszabbakhoz képest. Jegadeesh (1990), valamint Jegadeesh és Titman (1993) ennél rövidebb időhorizonton, egy éven belül mutat ki ellentétes irányú hatást, azaz a „győztes” portfóliók ilyenkor továbbra is jól teljesítenek. Lehmann (1990) rövid távú (hónapon belüli) tőkepiaci likviditást nyújtó kereskedési stratégiákon végez elemzést, és ilyenkor szintén visszaforduló hatást talál. Ezen eredmények magyarázatára számos elmélet született. Az egyik nagy csoport racionális alapon közelíti meg a kérdést, és a kockázat különböző definíciói² alapján próbál magyarázatot találni az eredményekre (Zhang, 2006). Ezzel szemben létezik egy viselkedési, pszichológiai alapon adott értelmezés is, ami mellett Thaler is érvel (Neszveda, 2018b). Ezekre példa a kilátáselméletet vizsgáló tanulmány (Barberis et al., 2016) vagy a kiugró értékek vagy szempontok alapján értékelő modellek (Kőszegi és Szeidl, 2013; Bordalo et al., 2013; Bakó et al, 2018; Bakó és Neszveda, 2020).

A momentum jelenség az egyik legkutatottabb jelenség a múltbeli hozamokra építő stratégiák közül. Daniel és szerzőtársai (1998) a túlzott magabiztosságra építő modellel magyarázzák, hogy miért hoznak magasabb hozamot az elmúlt egy év nyertesei, mint a vesztesei. Ezzel szemben Barberis és szerzőtársai (1998) egy olyan modellel magyarázzák a momentum jelenségét, ami arra épít, hogy a befektetők túl gyakran a múlt adatai alapján következtetnek a jövőre. A viselkedési magyarázatokkal szemben van több modell, amelyek a momentum hatást inkább úgy értelmezik, hogy a befektetők alulreagálnak a hírekre, ami létrehoz egy előrejelezhetőséget a hozamokban. Zhang (2006) megmutatja, hogy azoknál a részvényeknél erősebb a momentum hatás, ahol nagyobb a bizonytalanság az információk megbízhatóságával szemben. Hasonlóan, Da és szerzőtársai (2014) azt találják, hogy a momentum hatás lehetséges oka, hogy a befektetők nem figyelnek oda kellően, ha lassan, kis adagokban jönnek a hírek. Bár az említett modelleken túl még számos elmélet született a momentum hatásra, nincs általánosan elfogadott magyarázat a momentum hatás mögött álló mechanizmusra a mai napig (Subrahmanyam, 2018).

²Neszveda (2018a) nyújt egy áttekintést az alapvető kockázati megközelítések közötti különbségekre.

A két kutatási terület egymástól valamelyest eltérő, azonban természetes módon összekapcsolódik. Yao (2012) szerint a De Bondt és Thaler (1985) által megfigyelt hosszú távú visszafordulási hatás is a januári szezonalitásnak köszönhető. A különböző, éven belüli momentum-stratégiák elemzése szempontjából a szezonalitás kulcsfontosságúnak nevezhető (Haug és Hirschey, 2006). Az állítás Heston és Sadka (2008) elemzésében fordítva is igaz, a különböző momentum-stratégiák vizsgálata teszi egyszerűvé a szezonalitás vizsgálatát.

A hazai tőkepiacon a momentum-stratégiákkal, illetve a január-hatással kapcsolatos elemzések száma csekély. Lakatos (2016) megmutatja, hogy a rövid távú momentum hatása jelentős, azonban az időhorizont kitolásával ez megszűnik, és nem vált át visszaforduló hatásba. Az ellentétet a közben eltelt idő, illetve az időben rohamosan fejlődő tőkepiac oldhatja fel. Mérő et al. (2019) és Csillag és Neszveda (2020) szintén azt találják, hogy a momentum stratégia az elmúlt egy év alapján jelentős hozamot tud hozni. Andor et al. (1999) múltbeli tőkepiaci hozamokon végzett elemzésének egyik konklúziója az, hogy a január-hatás nincs jelen a piacon.

Empirikus elemzésünk során nem találtunk egyértelmű bizonyítékot a január-hatás magyarországi jelenlétére. Ez egyrészt illeszkedik Andor et al. (1999) eredményeihez, másrészt pedig ahhoz a nemzetközi narratívához, hogy a január-hatás eltűnőben van (Gu, 2003; Jones és Pomorski, 2017). Ezzel szemben a momentum-hatás nem csak jelen van a magyar tőkepiacon, de a stratégia követése során realizált hozam szignifikáns része a januári hónapnak köszönhető, ami azt támasztja alá, hogy az ismert kereskedési stratégia a magyar piacon is szezonalitást követ, ami, összhangban a nemzetközi irodalommal, számos elméleti kérdést vet fel, és kihívás elé állítja a hatékony piacok elméletét.

3 Módszertan

A tanulmány két fő módszertani eleme a portfóliók képzése, valamint a Fama-MacBeth (1973) regressziók. A szakirodalomban (Jegadeesh és Titman, 1993; Bali et al., 2011; Mérő et al., 2019) gyakran előfordul mindkét eljárás a tőkepiacok vizsgálata során. Ezekre azért van szükség, mivel a részvénytőkepiacon alapvetően nem igazolható empirikusan a Sharpe (1964) által felállított eszközárakozási modell, a CAPM működése (Fama és French, 1993).

Egyváltozós sorba rendezéseket annak érdekében végeztünk, hogy megvizsgáljuk bizonyos kereskedési stratégiák profitabilitását. A sorba rendezés során minden hónapban egyenlő arányban felosztott terciliseket képeztünk a lejjebb felsorolt változók szerint. A képzett portfóliók hozamát egyenlő súlyozás mellett, valamint a vállalatok piaci értékével súlyozva is megállapítottuk a hónap végén. A portfólió összetételét minden hónap végén újraszámoltuk újbóli sorba rendezésekkel.

A vizsgált változók:

- vállalatméret faktor: $\ln(P_{t-1} * Q_{t-1})$, ahol P_t a részvény árfolyama, Q_t

pedig a kereskedett mennyiség, azaz a vállalatméret a piaci kapitalizáció logaritmus

- B/M faktor: B_{t-1}/M_{t-1} , ahol B_t a vállalat könyv szerinti értéke, M_t pedig a piaci értéke (azaz a piaci kapitalizáció)
- M12 momentum stratégia: r_{t-12} , ahol r_t a részvény hozama a t időpontban
- M1-11 momentum stratégia: $\prod_{i=1}^{11}(1 + r_{t-i}) - 1$
- M1-12 momentum stratégia: $\prod_{i=1}^{12}(1 + r_{t-i}) - 1$
- L60 hosszú távú momentum stratégia: $(1+r_{t-60})(1+r_{t-48})(1+r_{t-36}) \times (1 + r_{t-24}) - 1$
- L25-59 hosszú távú momentum stratégia: $\prod_{i=25, i \neq 36, 48}^{59}(1 + r_{t-i}) - 1$
- L24-60 hosszú távú momentum stratégia: $\prod_{i=24}^{60}(1 + r_{t-i}) - 1$

A sorba rendezés lehetővé teszi azt is, hogy csak bizonyos hónapban vizsgáljuk az adott faktort vagy stratégiát, így lehetőséget nyújt a január-hatás elemzésére is. Az eredmények robusztusságát a sorba rendezés paramétereinek (pl. mi alapján csoportosítunk, milyen súlyozás szerint kerülnek a részvények a portfólióba, milyen gyakran vizsgáljuk felül a portfólió összetételét) megváltoztatása adja. A portfólió szintű elemzésnek egyik nagy előnye, hogy nem feltételez semmilyen függvényszerű kapcsolatot a vizsgált változó és a jövőbeli hozam között, viszont számos információ veszik el a portfólió képzés során. Ezért a szakirodalomnak megfelelően keresztmetszeti regressziók segítségével is megvizsgáltuk a tanulmány fő kérdéseit.

A keresztmetszeti regressziós eljárás (Fama és MacBeth, 1973) során az alábbi alakú regressziókat futtattuk le minden hónapra:

$$r_{i,t+1} = a_t + b_{1,t} * MOM_{i,t} + b_{2,t} * SIZE_{i,t} + b_{3,t} * B/M_{i,t} + e_{i,t},$$

ahol MOM a definiált momentum-stratégiák valamelyike, $SIZE$ a vállalatméret, B/M pedig a vállalat könyv szerinti értékének és a piaci kapitalizációjának hányadosa.

A momentum változó mellé bevettük az elemzésbe a két leggyakoribb részvénypiaci kockázati faktort (Fama és French, 1993): a vállalatméretet, valamint a B/M mutatót, amely a vállalat könyv szerinti értékének és piaci értékének hányadosa. Ez tekinthető a Carhart (1997) által felállított 4-faktoros modell egy változatának, amelyben azonban nem szerepeltetjük az alap CAPM-ből ismert piaci bétát faktorként. Ennek oka, hogy a magyar részvényadatokon nem jellemző a piaci faktor hatása (Mérő et al., 2019, Csillag és Neszveda, 2020). Emellett a momentum faktor vizsgálata során megkerüljük azokat az elméleti vitákat, amelyek az előretekintő, vagy realizált piaci bétával (Pettengill et al., 1995, Andersen et al., 2006), valamint a realizált

béta időbeli variációjával (Andersen et al., 2006, Reeves és Wu, 2011) kapcsolatosak.

A kapott $b_{k,t}$ ($k = 1, 2, 3$) együtthatók értelmezhetőek a hozam „válaszaként” az egyes változókra. A teljes vizsgált időszakra az átlagos „válasz” az egyes együtthatók átlaga. Ez a válasz erősen korrelált a sorbarendezett portfóliók közötti hozamkülönbségekkel (Jegadeesh és Titman, 1993). A januárhatást a januárra és az összes többi hónapra vonatkozó „válasz” átlagának összevetésével lehet elemezni.

A kapott $b_{k,t}$ együtthatók időbeli átlagán a Newey-West (1987) által kidolgozott eljárás szerint végeztünk hipotézis-tesztet. Erre azért volt szükség, mert ez az eljárás képes kiszűrni az esetleges heteroszkedaszticitást, illetve az időbeli autokorrelációt.

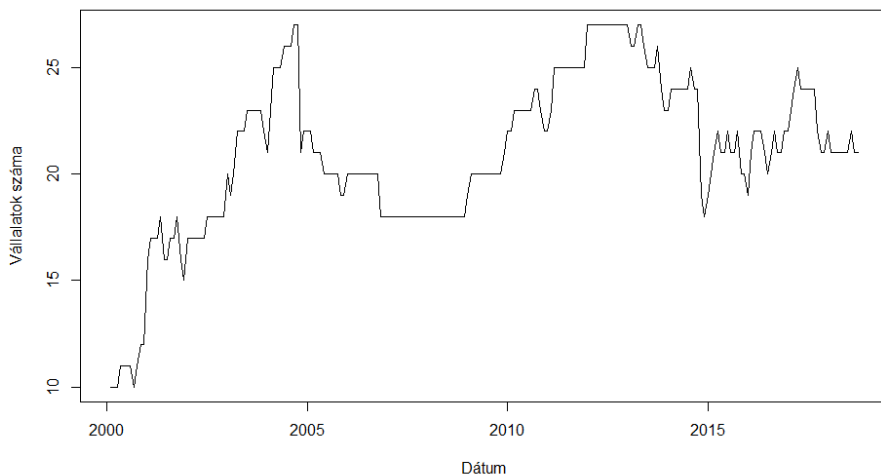
4 Adatok

Az elemzéshez a Datastream adatbázisból nyertük ki a részvények adatait, amelyből az adatok tisztítása után a 2000.02.01. és 2018.10.01. közötti időszak maradt meg. A Budapesti Értéktőzsdén, forintban denominált részvényekkel foglalkozunk, illetve a már kivezetett értékpapírok is bekerültek az elemzésbe, a túlélési torzítás elkerülése végett (Shumway, 1997). Minden hónapra letöltöttük az összes akkor elérhető részvény adatait.

A letöltött adatok: a részvény (korrigálatlan) hó végi záróárfolyama, a hónapban kereskedett mennyiség, a vállalat egy részvényre jutó könyv szerinti értéke, a kint lévő részvények száma, valamint a két hónap közötti hozamindexet (total return index), amely tulajdonképpen egy osztalékfizetésekkel és részvényfelaprózásokkal korrigált árnak tekinthető. A hozamokat ez alapján a hozamindex alapján számítottuk.

	Hozam	Hozamprémium
Átlag	1,50%	0,98%
Medián	0,00%	-0,53%
Variancia	0,0205	0,0205
Ferdeség	4,54	4,52
Kurtózis	48,2	48,08

1. ábra. A letöltött részvényadatok alapján számolt hozamok, illetve hozamprémiumok leíró statisztikája. A hozamok korrigálva vannak az esetleges osztalékfizetéssel és részvényfelaprózással. A hozamprémiumok a 10 éves magyar állampapír referenciahozamához képest mért többletet jelentik. *Forrás:* saját szerkesztés.



2. ábra. A mintában aktuálisan szereplő vállalatok száma a dátum függvényében.
 Forrás: saját szerkesztés.

A St. Louis FRED adatbázisból letöltöttük a 10 éves magyar állampapír referenciahozamának havi idősorát, 2000.02.01. és 2018.10.01. között³. Az egyes részvények hozamprémiumának azt tekintettük, hogy mennyi a hozamuk és a 10 éves állampapír referenciahozamának különbsége.

Az elemzés előtt szűrtük az adatokat. Minden olyan megfigyelést kiszűrtünk, amelyhez az adatok hiányosságából fakadóan nem lehetett piaci kapitalizációt, vagy könyv szerinti értéket számolni. Minden hónapban a vállalatméret (piaci kapitalizáció logaritmus) szerinti alsó 10%-ot szintén kiszűrtük, ezzel csak a nagyobb és likvidebb részvényeket tartottuk meg. A hónapok közül azokat tartottuk meg, amelyekben legalább 10 különböző részvényre volt megfigyelés. Az 1. és 2. ábra összefoglalja a tisztítás utáni adatbázis jellemzőit.

5 Eredmények

Az első tesztünk a szezonalitást vizsgálja. Például igaz-e, hogy aki egy évvel ezelőtt jól teljesített ebben a hónapban, az megint jól fog teljesíteni. Az amerikai tőzsdéken, bármilyen meglepő lehet, megfigyelhető egy ilyen mintázat (Heston és Sadka, 2008). Ezután a kutatási kérdésünk szempontjából fontos változókat, a cégméret alapján képzett faktort és a momentum-hatás alapján képzett faktort vizsgáljuk meg a teljes mintában. Ezek után pedig azt vizsgáljuk meg, hogy az irodalomnak megfelelően ezek a stratégiák tényleg jobban teljesítenek-e a januári hónapban, mint más hónapokban. Végül azt is áttekintjük, hogy a január hónap betölt-e különleges szerepet, ha a kereskedési stratégiánkat nem az elmúlt egy hozamai alapján képezzük, hanem az

³Elérhető: <https://fred.stlouisfed.org/series/IRLTLT01HUM156N>

elmúlt öt év alapján. A méret-hatás elemzése azért fontos, mert a nemzetközi irodalom a január-hatást egyértelműen kisvállalati jelenségként tartja számon (Haug és Hirschey, 2006).

A magyar tőkepiacon a hozam adatok alapján nem jellemző a szezonális, függetlenül attól, hogy milyen időtávon vizsgálódunk. Az 1. táblázat bemutatja, hogy egyedül a hozamok 3 hónappal való késleltetésének együtthatója szignifikáns 10%-os szinten. A késleltetés pozitívan korrelál a jelenlegi értékkel, azaz minél nagyobbak voltak a negyedéssel korábbi hozamok, várhatóan annál nagyobbak lesznek jelenleg is. Viszont ez az eredmény sem túl erős, és számtalan alternatív magyarázata lehet, mint például a negyedéves bejelentések. Ennek függvényében semmiképp sem tekinthető egy robosztus eredménynek. Ráadásul 5%-os szignifikanciaszinten semmilyen időtávon mért hozam-szezonális hatása sem tekinthető 0-tól különböző hatásnak. Féléves, valamint (több)éves szezonális hatások tehát nincsenek jelen a táblázatban szereplő eredmények alapján.

A magyar részvénytőzsián az éves szezonális hatással párhuzamban nem jellemző a méret-hatás a vizsgált időszakban. Az egyváltozós sorba rendezés elvén vizsgáltunk egy olyan portfóliót, amely vételi pozícióban tartalmazza a legnagyobb, illetve (rövidre) eladási pozícióban a legkisebb vállalatok részvényeit. A 2. táblázat ennek a pozíciónak a havi átlagos hozamát mutatja be.

A realizált hozamok átlagának előjele negatív, mind egyenlő, mind pedig piaci értékkel súlyozott részvényekből összeállított portfóliók esetén. Az átlag ugyanakkor egyik esetben sem különbözik szignifikánsan 0-tól, a t-statisztika a két súlyozás esetén -0,78 és -0,09. Ez azt jelenti, hogy a legkisebb méretű vállalatokból alkotott portfólió nem képes statisztikailag szignifikánsan túlteljesíteni (aluteljesíteni) a legnagyobb méretű vállalatokból álló portfóliót, azaz nincsen méret-hatás.

k	Együttható	t-statisztika	p-érték
1	-0,034	-0,81	0,418
2	0,008	0,24	0,811
3	0,074	1,71*	0,088
4	-0,033	-0,89	0,375
6	0,005	0,17	0,861
12	0,044	1,52	0,131
24	0,000	0,02	0,984
36	-0,007	-0,23	0,818
48	0,013	0,31	0,757
60	0,006	0,12	0,903

1. táblázat. A táblázatban a különböző k hónapos késleltetések melletti $r_{i,t} = \alpha_t + \beta_t * r_{i,t-k} + e_{i,t}$ Fama-Machbeth (1973) regresszióból származó b_t együtthatók időátlaga, illetve az ehhez tartozó Newey-West (1987) t-statisztika szerepel, amely a $H_0 : \beta_t = 0$ nullhipotézist teszteli. A 10%-on szignifikáns t-statisztikákat * jelöli. Forrás: saját szerkesztés.

Méret	Egyenlő súly	Értéksúly	Átlagos méret
Q1	1,34%	0,96%	14,78
Q2	1,24%	1,24%	16,76
Q3	0,86%	0,91%	19,57
Q3-Q1	-0,48%	-0,05%	
t-statisztika	-0,78	-0,09	
p-érték	0,4340	0,9269	

2. táblázat. Egyváltozós sorba rendezés a méret szerint. Minden hónapban a részvényeket 3 tercilis csoportra bontottuk a vállalatméret (az elemzésben a piaci kapitalizáció logaritmus) szerint. Minden csoportban a részvények kétfajta súlyozást kaptak: egyenlő súlyozás, illetve piaci értékkel való súlyozás. Az egyes értékpapírok hozamai az előző két súlyozással véve kiadják a csoportok hozamait. A táblázat tartalmazza a csoportok hozamának időátlagát, az egyes csoportok átlagos vállalatméretét, illetve annak a pozíciónak az időátlagos hozamát, amely a legkisebb vállalatméretű csoportot (Q1) short, a legnagyobbat (Q3) pedig long pozícióban tartja. A Q3-Q1 érték tehát a stratégia követése során realizált hozamok időbeli átlaga. Az ehhez tartozó t-statisztikát, illetve p-értéket is feltüntettük, H_0 : Q3-Q1 pozíció hozamainak időátlaga 0. *Forrás*: saját szerkesztés.

A magyar tőkepiacon is megfigyelhető, hogy néhány, egyéves teljesítmény alapján összeállított momentum-portfólió segítségével szignifikáns hozamot lehet elérni. A 3. táblázat három momentum-stratégiát mutat be: csak a 12 hónappal ezelőtti hozamok alapján rangsorolás, az elmúlt 11 hónap hozamai alapján rangsorolás (Heston és Sadka, 2008), illetve az elmúlt 12 hónap hozamai alapján rangsorolás (Jegadeesh, 1990; Jegadeesh és Titman, 1993).

A 3. táblázat alapján kijelenthető, hogy két kereskedési stratégia is szignifikáns többelhozamot eredményezett. Egyrészt a táblázatban M1-11-nek, másrészt az M1-12-nek nevezett stratégia követése során a jó momentumú portfólió szignifikánsan túlteljesítette a rossz momentumút. A Q3-Q1 időátlag (azaz a realizált hozam) a két stratégia esetén pozitív, valamint szignifikánsan különbözik 0-tól (például egyenlő súlyozás esetében $t = 2,16$ és $2,82$). Ezen két stratégia esetén a 3 csoportra való felosztás alapján is látszik, hogy a múltban egyre jobban teljesítő részvények most is egyre jobban teljesítenek.

		Q1	Q2	Q3	Q3-Q1	t-stat	p-érték
M12	Egyelő súly	1,13%	0,87%	1,56%	0,43%	0,68	0,4989
	Értéksúly	1,13%	0,87%	1,61%	0,49%	0,76	0,4472
	Átlagos múltbeli hozam	-8,92%	-0,03%	12,44%			
M1-11	Egyelő súly	0,47%	1,07%	1,85%	1,38%	2,16**	0,0322
	Értéksúly	0,52%	1,12%	3,40%	2,89%	2,65**	0,0087
	Átlagos múltbeli hozam	-22,10%	7,45%	88,01%			
M1-12	Egyelő súly	0,36%	0,91%	2,16%	1,80%	2,82**	0,0053
	Értéksúly	0,31%	0,95%	3,67%	3,36%	2,95**	0,0035
	Átlagos múltbeli hozam	-24,50%	8,31%	111,52%			

3. táblázat. Egyváltozós sorba rendezés a különböző momentum-stratégiák szerint. Minden hónapban a részvényeket 3 tercilis csoportra bontottuk az adott stratégia szerint. A vizsgált momentum-stratégiák: 1) az értékpapír 12 hónappal korábbi hozama (M12), 2) a részvény előző 11 havi hozamainak szorzata (M1-11), 3) a részvény előző 12 havi hozamainak szorzata (M1-12). Minden csoportban a részvények kétfajta súlyozással is szerepelnek: egyenlő súlyozás, illetve piaci értékkel való súlyozás. Az egyes súlyozásokkal vett hozamok kiadják a csoport hozamát. A táblázat tartalmazza ezek időátlagát, az adott stratégia szerinti átlagos múltbeli hozamot minden csoportra, illetve annak a pozíciónak az időátlagos hozamát, amely az adott stratégiában legrosszabb momentumú (Q1) csoportot short, a legjobbat (Q3) pedig long pozícióban tartja. Az ehhez tartozó t-statisztikát, illetve p-értéket is feltüntettük, H_0 : Q3-Q1 pozíció hozamainak időátlaga 0. *Forrás*: saját szerkesztés.

Az M12 stratégia követése pedig tulajdonképpen az egyéves szezonális jelenlétével egyidőben lehet profitábilis, azonban az 1. táblázat, valamint a hozzá tartozó fenti elemzés alapján belátható, hogy ilyen nincs jelen robusztusan a magyar tőkepiacon. Ennek megfelelően az M12 stratégia szerinti győztesek nem tudják szignifikánsan túlteljesíteni a veszteseket (egyenlő súlyozással szereplő részvények esetén például 0,43% a Q3-Q1 időátlag, amihez 0,68-as t-statisztika tartozik).

Az eredmény egybecseng mind a nemzetközi, mind pedig a hazai tőkepiacra vonatkozó irodalom eredményeivel. Jegadeesh (1990), Jegadeesh és Titman (1993), illetve később Heston és Sadka (2008), valamint Mérő et al. (2019) bemutatja, hogy azok a részvények, amelyek ezen az időhorizonton „győztesek”, várhatóan túlteljesítik a „veszteseket”. Hasonlóan Schmidt et al. (2015) több piacon vizsgálja a momentum-jelenséget, köztük Magyarországon is, és arra jut, hogy létezik, és az általunk találtaknak megfelelő előjelű a hatás, valamint Lakatos (2016) is kimutatja a momentum-jelenséget egyéves időhorizonton a magyar tőkepiacon.

A január-hatás jelenlétét az előbbi eredmények fényében a momentum-, illetve a méret-stratégiák januári teljesítményével lehet vizsgálni. Ha például a korábbi „győztesek” csak januárban teljesítenek jól és máskor nem, az egyértelműen a január-hatás jelenléte. Hasonlóan, ha a méret-hatás tetten érhető januárban, az a nemzetközi irodalomban is közismert kisvállalati jellegzetessége a január-hatásnak (Thaler, 1987; Haug és Hirschey, 2006).

A 4. táblázat alapján azonban az látható, hogy nincs januári kisvállalati hatás a magyar tőkepiacon. Bár az együttható (-1,96%) alapján a kisebb vállalatok részvényei átlagosan túlteljesítik a nagyobbakat januárban, ez nem különbözik szignifikánsan 0-tól ($t = -1,17$). A táblázat szerint egyáltalán nem mutatható ki egyik hónapban sem a méret-hatás. A Q3-Q1 időátlagok közül a júliusi a legnagyobb abszolút értékű, azonban ez sem különbözik 0-tól, még 10%-os szignifikanciaszinten sem ($t = -0,88$).

Ezzel ellentétben az M1-11 és M1-12 momentum-stratégiákkal szignifikáns Q3-Q1 többletet lehet realizálni januárban. Mindkét stratégia esetében az látható, hogy a korábban legmagasabb hozamot nyújtó részvényeknek januárban szintén magas a hozama, hiszen a kapott átlagok közül mindkettő pozitív ebben a hónapban (az egyik stratégia esetében 3,79%, a másikban pedig 3,51%). Ez pedig az M1-11, mind pedig az M1-12 stratégia esetében szignifikánsan különbözik januárban 0-tól (10%-os szignifikanciaszinten, $t = 2,05$ és 1,82). Érdekes, hogy ugyanez a két stratégia január mellett még április-májusban is Q3-Q1 többletet biztosít. Az M12 stratégia által nyújtott többlet a mérethez hasonlóan sehol sem válik 0-tól szignifikánsan különbözővé. Ebből arra lehet következtetni, hogy a januárban legmagasabb hozamokat nyújtó részvények a következő januárban nem fogják várhatóan túlteljesíteni a többi részvényt. Az eredmények abban az esetben is hasonlóak, ha a csoportokban egyenlő súlyozás helyett piaci értékükkel súlyozva szerepeltetjük a részvényeket.

Q3-Q1	Méret	M12	M1-11	M1-12
Január	-1,96% (-1,17)	0,36% (0,15)	3,79% (2,05)*	3,51% (1,82)*
Február	-2,22% (-1,06)	2,83% (1,44)	-0,91% (-0,40)	0,86% (0,39)
Március	-0,87% (-0,44)	0,70% (0,43)	-0,41% (-0,25)	0,96% (0,57)
Április	-0,63% (-0,26)	2,39% (0,99)	4,06% (2,35)**	4,90% (2,40)**
Május	-0,61% (-0,81)	2,61% (1,02)	4,05% (1,97)*	3,39% (1,56)
Június	-0,23% (-0,09)	1,62% (0,83)	0,58% (0,24)	1,19% (0,55)
Július	-2,46% (-0,88)	2,80% (1,10)	2,14% (0,66)	2,41% (0,79)
Augusztus	0,65% (0,27)	-2,71% (-1,13)	2,76% (1,36)	1,47% (0,75)
Szeptember	1,83% (1,24)	-0,28% (-0,20)	0,77% (0,36)	1,18% (0,51)
Október	0,06% (0,02)	-1,98% (-1,17)	0,89% (0,40)	1,56% (0,70)
November	-0,45% (-0,30)	-1,13% (-0,35)	-2,69% (-1,26)	-1,80% (-0,65)
December	2,14% (1,19)	-2,32% (-1,64)	1,41% (0,56)	1,89% (0,91)

4. táblázat. Egyváltozós sorba rendezés a méret faktor és a különböző momentum-stratégiák szerint. Minden hónapban a részvényeket 3 tercilis csoportra bontottuk az adott stratégia szerint. A vállalatméret az elemzésben a piaci kapitalizáció logaritmus. A vizsgált momentum-stratégiák: 1) az értékpapír 12 hónappal korábbi hozama (M12), 2) a részvény előző 11 havi hozamainak szorzata (M1-11), 3) a részvény előző 12 havi hozamainak szorzata (M1-12). A részvények a tercilis csoportokban egyenlő súlyozással szerepelnek, a csoportok realizált hozama a bennük szereplő részvények hozamának egyszerű átlaga. A legkisebb csoportból (Q1) short, a legnagyobb csoportból (Q3) pedig long pozíciót veszünk fel. A táblázat az egyes stratégiák követése melletti átlagos realizált hozamot (Q3-Q1) mutatja be a különböző hónapokban, valamint az átlaghoz tartozó t-statisztikát, amelyhez a H_0 : adott havi Q3-Q1 pozíció átlaga az évek során 0. A H_0 elvetését 5%-os szignifikanciaszinten indikáló t-értékek **, 10%-os szignifikanciaszinten * jelzést kaptak. Forrás: saját szerkesztés.

A rövid távú momentum-stratégia más stratégiákra kontrollálva is jelentős marad januárban. Az 5. táblázatban az M1-11 stratégia kontrolljaként szerepel a két, Fama és French (1993) tanulmánya alapján gyakori részvény-piaci kockázati faktor: a vállalatméret és a vállalat könyv szerinti értéke osztva a vállalat piaci értékével.

Az A panel alapján a másik két kontrolláló faktor jelenlétében az M1-11 a teljes időszakon, illetve februártól decemberig is képes átlagosan 0-tól különbözően magyarázni a hozam alakulását. Januárban a stratégia becsült együtthatója csak 10%-os szignifikanciaszinten tér el 0-tól ($p = 0,091$). Megfigyelhető az is, hogy az M1-11 becsült együtthatóinak átlaga mind a teljes időszakban, mind pedig januárban pozitív, amely alátámasztja azt, hogy a „győztesek” ezen az időhorizonton várhatóan túlteljesítik a „vesztéseket”. Szintén érdemes megjegyezni azt is, hogy a momentum faktor becsült együtthatója megnőtt csak a januárokat tekintve, valamint azt, hogy a regresszió segítségével sem mutatható ki januári méret-hatás.

A	Teljes	t-stat	p-érték	Január	t-stat	p-érték	Feb-Dec	t-stat	p-érték
Méret	0,0045	2,51	0,013	-0,0026	-0,47	0,642	0,0051	2,66	0,009
B/M	0,0207	3,09	0,002	0,0057	0,20	0,841	0,0220	3,11	0,002
M1-11	0,0288	3,14	0,002	0,0645	1,79	0,091	0,0257	2,07	0,039
B	Teljes	t-stat	p-érték	Január	t-stat	p-érték	Feb-Dec	t-stat	p-érték
Méret	0,0052	2,63	0,009	-0,0005	-0,10	0,924	0,0057	2,78	0,006
B/M	0,0200	2,97	0,003	0,0126	0,53	0,606	0,0206	2,90	0,004
M1-12	0,0215	2,36	0,019	0,0712	2,90	0,010	0,0172	1,31	0,190

5. táblázat. A táblázat két panelből áll. Az A panel első harmadában a $r_{i,t} = \alpha_t + \beta_{1,t} * Méret_{i,t-1} + \beta_{2,t} * B/M_{i,t-1} + \beta_{3,t} * M1-11_{i,t-1} + e_{i,t}$ Fama-MacBeth (1973) regresszióból származó $\beta_{i,t}$ ($i = 1, 2, 3$) együtthatók időátlagai, illetve az ezekhez tartozó Newey-West (1987) t-statisztika szerepel, amely a $H_0 : \beta_{i,t} = 0$ nullhipotézist teszteli. A B panelen az M1-11 stratégia helyett az M1-12 stratégiát szerepeltettem a regresszióban. A Méret faktor a vállalat piaci kapitalizációjának logaritmusai, a B/M a vállalat könyv szerinti értékének és piaci értékének hányadosa, az M1-11 a részvény előző 11 havi hozamainak szorzata, az M1-12 a részvény előző 12 havi hozamainak szorzata. A táblázat második harmadában mindkét panelen ugyanezen egyenletekből a januárra vonatkozó együtthatók időátlagát tüntettem fel, a harmadik harmadban pedig az összes többi hónapra vonatkozót. *Forrás:* saját szerkesztés.

Az 5. táblázat B panele alapján hasonló megállapítások tehetők. A „győztesek” itt is túlteljesítik a veszteseket, valamint a méret-hatás ezen a panelen sem jelentkezik januárban. Fontos különbség ugyanakkor, hogy az M1-12 stratégia becsült együtthatója a teljes évet, valamint a januárokat vizsgálva különbözik szignifikánsan 0-tól ($p = 0,019$ a teljes évekre, $p = 0,010$ a januárookra), a február – december időszakot tekintve azonban nem ($p = 0,190$).

Az éves szintű momentum-stratégiákkal ellentétben az éven túli (2-5 éves) stratégiai nem tűnnek túl robusztusnak. A 6. táblázat három, éven túli stratégiát mutat be: csak a 24, 36, 48, 60 hónappal késleltetett hozamok alapján való rangsorolást (Heston és Sadka, 2008), a 24-60 hónappal késleltetett hozamok alapján való rangsorolást kivétel a 24, 36, 48, 60 hónapokat, és a 24-60 hónappal késleltetett hozamok alapján való rangsorolást (De Bondt és Thaler, 1985).

A 6. táblázat alapján a hosszabb (2-5 éves) időhorizonton visszaforduló jelenség figyelhető meg, a „győztesekből” ilyenkor „vesztesek” lesznek. De Bondt és Thaler (1985, 1987) hasonló eredményre jut az amerikai tőkepiacon (ezt nevezi a szakirodalom „long-term reversal” vagy „contrarian” jelenségnek), valamint Malin és Bornholt (2013) kimutatja a hatást több fejlődő ország részvénytőzsdéjén, beleértve Magyarországot is. Ennek megfelelően a Q3-Q1 különbségek átlaga itt negatív, leszámítva az L60 stratégiát. Az átlag azonban nem minden esetben különbözik szignifikánsan 0-tól, hanem csak az L25-59 és L24-60 stratégiai esetén, illetve csak piaci értékkel súlyozott portfóliók mellett (ilyenkor $t = -2,30$ és $-2,52$). Az L60 stratégia követése várhatóan nem profitábilis semelyik súlyozás mellett sem. Ez összeegyeztethető azzal, hogy az 1. táblázat alapján nincs jelen 2, 3, 4, 5 éves szezonális hozamokban. Összességében egyik hosszú távú stratégia sem túl robusztus, hiszen a „jobbak” is csupán a súlyozás megválasztásától függően képesek várhatóan többelhozamot nyújtani.

		Q1	Q2	Q3	Q3-Q1	t-stat	p-érték
L60	Egyelő súly	1,13%	0,92%	1,45%	0,32%	0,46	0,6459
	Értéksúly	1,09%	0,92%	1,20%	0,11%	0,16	0,8766
	Átl. múltbeli hozam	-18,97%	1,27%	31,22%			
L25-59	Egyelő súly	1,84%	0,88%	0,85%	-0,99%	-1,52	0,1292
	Értéksúly	1,74%	0,83%	0,00%	-1,74%	-2,30**	0,0221
	Átl. múltbeli hozam	-35,51%	18,01%	143,56%			
L24-60	Egyelő súly	1,74%	1,00%	0,82%	-0,92%	-1,42	0,1571
	Értéksúly	1,74%	0,94%	-0,20%	-1,94%	-2,52**	0,0124
	Átl. múltbeli hozam	-36,28%	21,32%	158,14%			

6. táblázat. Egyváltozós sorba rendezés a hosszú távú momentum-stratégiák szerint. Minden hónapban a részvényeket 3 tercilis csoportra bontottuk az adott stratégia szerint. A vizsgált stratégiák: 1) az értékpapír 24, 36, 48, 60 hónappal korábbi hozamainak szorzata (L60), 2) a részvény 60 és 24 hónap közötti késleltetésű hozamainak szorzata, leszámítva a 24, 36, 48 és 60 késleltetéseket (L25-59), 3) a részvény 60 és 24 hónap közötti késleltetésű hozamainak szorzata, beleértve a két végpontot is (L24-60). Minden csoportban a részvények kétfajta súlyozással is szerepelnek: egyenlő súlyozás, illetve piaci értékkel való súlyozás. Az egyes súlyozásokkal vett hozamok kiadják a csoport hozamát. A táblázat tartalmazza ezek időátlagát, illetve annak a pozíciónak az időátlagos hozamát, amely az adott stratégiában legrosszabb hosszú távú momentumú (Q1) csoportot short, a legjobbat (Q3) pedig long pozícióban tartja. Az ehhez tartozó t-statisztikát, illetve p-értéket is feltüntettük, H_0 : Q3-Q1 pozíció hozamainak időátlaga 0. *Forrás:* saját szerkesztés.

Az éven belüliekkel ellentétben az éven túli stratégiák nem válnak kiemelten profitábilissá januárban. A 7. táblázat bemutatja, hogy az L60 követése mellett januárban a visszafordulási hatás sem jelenik meg, hiszen a stratégia Q3-Q1 átlagának előjele pozitív marad ebben a hónapban. A stratégia átlagos januári hozamtöbblete azonban nem különbözik szignifikánsan 0-tól ($t = 0,82$). Az L25-59, illetve L24-60 stratégiák szerinti átlag januárban negatív, azonban az L60 stratégiához hasonlóan nem különböznek szignifikánsan 0-tól (a táblázatban feltüntetett sorrendben $t = -0,31$ és $-0,57$), azaz valószínűleg nagy az évek során a Q3-Q1 értékek szóródása januárban.

Figyelemre méltó az is, hogy egyik stratégia sem profitábilis egyik hónapban sem 5%-os szignifikanciaszinten (10%-os szinten az L60 stratégia áprilisban igen, $t = 1,76$; az L25-59 pedig júniusban, $t = -1,99$). Ennek egyrészt lehet oka az, hogy a magyar tőkepiacon nem jellemző a hozamokra a hosszú távú ciklikusság, másrészt pedig az, hogy ezek kimutatására csak kellően hosszú adatsor esetén van lehetőség.

Az eredményeket összefoglalva nem jelenthető ki egyértelműen, hogy a magyar tőkepiacon lenne január-hatás. A hozamokra legfeljebb a negyedéves szezonális jellegű, de az is csak nagyon gyengén. Ráadásul az éves szezonális kihasználó kereskedési stratégia profitabilitása egyik hónapban sem tér el szignifikánsan 0-tól. Januárban nem jellemző a kisvállalati méret-hatás, valamint a hozamok hosszú távú visszafordulását kihasználó 2-5 éves stratégiák sem sikeresek ilyenkor. A január-hatás mellett szól azonban, hogy rövid távú momentum-stratégiák követésével szignifikáns hozamtöbbletet lehet elérni, ez pedig kiemelten igaz januárban.

Q3-Q1	L60	L25-59	L24-60
Január	1,69% (0,82)	-0,50% (-0,31)	-1,11% (-0,57)
Február	0,01% (0,00)	-2,81% (-0,64)	-5,17% (-1,24)
Március	-0,12% (-0,07)	-1,73% (-1,27)	-2,13% (-1,62)
Április	4,17% (1,76)*	0,98% (0,59)	3,05% (1,51)
Május	0,35% (0,16)	-3,63% (-1,52)	-3,78% (-1,51)
Július	-3,76% (-1,32)	-1,28% (-0,53)	-2,02% (-0,83)
Szeptember	-2,43% (-1,10)	-0,68% (-0,30)	-2,34% (-1,02)
Október	-3,11% (-1,70)	0,81% (0,45)	0,35% (0,23)
November	5,97% (1,18)	-3,49% (-1,44)	-0,70% (-0,33)
December	-1,87% (-1,62)	2,24% (1,27)	1,78% (0,88)

7. táblázat. Egyváltozós sorba rendezés a különböző hosszú távú momentum-stratégiák szerint. Minden hónapban a részvényeket 3 tercilis csoportra bontottuk az adott stratégia szerint. A vizsgált hosszú távú stratégiák: 1) az értékpapír 24, 36, 48, 60 hónappal korábbi hozamainak szorzata (L60), 2) a részvény 60 és 24 hónap közötti késleltetésű hozamainak szorzata, leszámítva a 24, 36, 48 és 60 késleltetéseket (L25-59), 3) a részvény 60 és 24 hónap közötti késleltetésű hozamainak szorzata, beleértve a két végpontot is (L24-60). A részvények a tercilis csoportokban egyenlő súlyozással szerepelnek, a csoportok realizált hozama a bennük szereplő részvények hozamának egyszerű átlaga. A legkisebb csoportból (Q1) short, a legnagyobb csoportból (Q3) pedig long pozíciót veszünk fel. A táblázat az egyes stratégiák követése melletti átlagos realizált hozamot (Q3-Q1) mutatja be a különböző hónapokban, valamint az átlaghoz tartozó t-statisztikát, amelyhez a H_0 : adott havi Q3-Q1 pozíció átlaga az évek során 0. A H_0 elvetését 5%-os szignifikanciaszinten indikáló t-értékek **, 10%-os szignifikanciaszinten * jelzést kaptak. Forrás: saját szerkesztés.

6 Összefoglalás

Az eredmények hozzájárulnak mind a január hatást, a szezonalitást, mind pedig a momentum hatást vizsgáló szakirodalomhoz. Eredményeink alapján, bár a január-hatás nem mutatható ki a cégméret alapján képzett stratégiák esetén a magyar tőzsdén, a momentum-hatás már nagyon erős január-hatást mutat. A hozamokon értelmezett szezonalitás szempontjából kijelenthető, hogy nincs egyértelmű robusztus szezonalitás a magyar tőkepiacon. A momentum-stratégiák rövidebb távú ereje, majd hosszabb távon eltűnése a magyar tőkepiacon egybevág Lakatos (2016), illetve Schmidt et al. (2015) eredményeivel.

A magyar tőkepiac lényegesen kisebb és rövidebb ideje aktív, mint például az amerikai tőzsdék, így az erős eredmények még inkább meggyőzők, és mutatják a téma hazai jelentőségét is. Ezen a piacon is erős momentum-hatást lehetett kimutatni, és ráadásul ennek a hatásnak egy jelentős része január hónapra koncentrálódik, ami további kutatásoknak is érdekes témája lehet. Természetesen jelen kutatásnak is korlátja, mint a nemzetközi irodalomban megjelent szakcikkeknel is, hogy a tranzakciós költségekkel nem tudja korrigálni az eredményeket.

Irodalom

1. Alt, R., Fortin, I., & Weinberger, S. (2011) The Monday effect revisited: An alternative testing approach, *Journal of Empirical Finance*, 18(3), 447–460.
2. Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Wu, G. (2006) Realized Beta: Persistence and Predictability. In: *Econometric Analysis of Financial and Economic Time Series*, 1–39.
3. Andor, G., Ormos, M., & Szabó, B. (1999) Return Predictability in the Hungarian Capital Market, *Periodica Polytechnica Social and Management Sciences*, 7(1), 29–46.
4. Bakó, B., & Neszveda, G. (2020) The Achilles' heel of Salience theory and a way to fix it. *Economics Letters*, 109265.
5. Bakó, B., Neszveda, G., & Dezső, L. (2018) When irrelevant alternatives do matter. The effect of focusing on loan decisions. *Theory and Decision*, 84(1), 123–141.
6. 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.
7. Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307–343.
8. Barberis, N., Mukherjee, A., & Wang, B. (2016) Prospect theory and stock returns: An empirical test. *Review of Financial Studies*, 29(11), 3068–3107.
9. Bordalo, P., Gennaioli, N., & Shleifer, A. (2013) Salience and asset prices. *American Economic Review*, 103(3), 623–628.
10. Carhart, M. M. (1997) On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57–82.
11. Ciccone, S. J. (2011) Investor optimism, false hopes and the January effect, *Journal of Behavioral Finance*, 12(3), 158–168.
12. Csillag, B. & Neszveda, G. (2020) A gazdasági várakozások hatása a tőzsdei momentumstratégiára, *Közgazdasági Szemle*, 67, 1093–1111.
13. Da, Z., Gurun, U. G., & Warachka, M. (2014). Frog in the pan: Continuous information and momentum. *Review of Financial Studies*, 27(7), 2171–2218.
14. Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under- and overreactions. *Journal of Finance*, 53(6), 1839–1885.
15. De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985) Does the stock market overreact?, *Journal of Finance*, 40(3), 793–805.
16. De Bondt, W. F., & Thaler, R. H. (1987) Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality, *Journal of Finance*, 42(3), 557–581.
17. Fama, E. F. (1970) Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
18. Fama, E. F., & French, K. R. (1993) Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
19. Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973) Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636.
20. Gu, A. Y. (2003) The declining January effect: evidences from the US equity markets, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 43(2), 395–404.

21. Haug, M., & Hirschey, M. (2006) The January effect, *Financial Analysts Journal*, 62(5), 78–88.
22. Heston, S. L., & Sadka, R. (2008) Seasonality in the cross-section of stock returns, *Journal of Financial Economics*, 87(2), 418–445.
23. Jegadeesh, N. (1990) Evidence of predictable behavior of security returns, *Journal of Finance*, 45(3), 881–898.
24. Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993) Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, 48(1), 65–91.
25. Jegadeesh, N., & Titman, S. (2011). Momentum. *Annual Review of Financial Economics*, 3(1), 493–509.
26. Jones, C. S., & Pomorski, L. (2017) Investing in disappearing anomalies, *Review of Finance*, 21(1), 237–267.
27. Keim, D. B. (1983) Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence, *Journal of Financial Economics*, 12(1), 13–32.
28. Keim, D. B., & Stambaugh, R. F. (1984) A further investigation of the week-end effect in stock returns, *Journal of Finance*, 39(3), 819–835.
29. Kőszegi, B., & Szeidl, A. (2013) A model of focusing in economic choice. *Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 53–104.
30. Lakatos, M. (2016) A befektetői túlreagálás empirikus vizsgálata a Budapesti értéktőzsdén, *Közgazdasági Szemle*, 63(7-8), 762–786.
31. Lakonishok, J., Shleifer, A., Thaler, R., & Vishny, R. (1991) Window dressing by pension fund managers, National Bureau of Economic Research. (No. w3617).
32. Lehmann, B. N. (1990) Fads, martingales, and market efficiency, *Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 1–28.
33. Mérő, B., Nagy, O., & Neszveda, G. (2019) Új faktorok tesztelése az empirikus eszközárazásban. *Sigma*, 50(4), 263–281.
34. Neszveda, G. (2018a) A kiszámíthatatlanság fokozatainak szerepe a közgazdaságtanban. *Köz-gazdaság*, 13(4), 103–111.
35. Neszveda, G. (2018b) Thaler viselkedési közgazdaságtani munkássága. *Hitel-intézeti Szemle*, 17(1), 153–167.
36. Newey, W. K., & West, K. D. (1987) A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, National Bureau of Economic Research. (No. t0055).
37. Pettengill, G. N., Sundaram, S., & Mathur, I. (1995) The conditional relation between beta and returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 101–116.
38. Reeves, J. J., & Wu, H. (2011) Constant versus Time-Varying Beta Models: Further Forecast Evaluation. *Journal of Forecasting*, 32(3), 256–266.
39. Rozeff, M. S., & Kinney Jr, W. R. (1976) Capital market seasonality: The case of stock returns, *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379–402.
40. Schmidt, P. S., Von Arx, U., Schrimpf, A., Wagner, A. F., & Ziegler, A. (2015) On the construction of common size, value and momentum factors in international stock markets: A guide with applications, CCRS Working Paper Series, (01/11).
41. Schultz, P. (1983) Transaction costs and the small firm effect: A comment, *Journal of Financial Economics*, 12(1), 81–88.

42. Sharpe, W. F. (1964) Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance*, 19(3), 425–442.
43. Shumway, T. (1997) The delisting bias in CRSP data, *Journal of Finance*, 52(1), 327–340.
44. Subrahmanyam, A. (2018). Equity market momentum: A synthesis of the literature and suggestions for future work. *Pacific-Basin Finance Journal*, 51, 291–296.
45. Thaler, R. H. (1987) Anomalies: the January effect, *Journal of Economic Perspectives*, 1(1), 197–201.
46. Yao, Y. (2012) Momentum, contrarian, and the January seasonality, *Journal of Banking & Finance*, 36(10), 2757–2769.
47. Zhang, X. F. (2006) Information uncertainty and stock returns. *Journal of Finance*, 61(1), 105–137.

SEASONALITY, JANUARY-EFFECT, AND MOMENTUM IN STOCK RETURNS

One of the most studied phenomena in empirical finance is the January-effect, which implies that stocks experience significantly larger returns in January compared to the rest of the year. In parallel, a number of investment strategies tend to accumulate most of their annual returns in this month (Haug and Hirschey, 2006). Although the persistence of the January-effect is often observed, to our knowledge, a sufficient theoretical model of the anomaly has not yet been devised. In this study, we present a number of approaches and highlight their shortcomings. We address the tax-loss selling hypothesis (Reinganum, 1983), the window-dressing hypothesis (Lakonishok et al., 1991) and behavioral approaches (Ciccone, 2011). Furthermore, several empirical results confirm that investment strategies based on past returns are related to seasonal patterns (Haug and Hirschey, 2006, Heston and Sadka, 2008, Yao, 2012). Hence, it follows naturally to address the persistence of the January-effect regarding these strategies. The stock return momentum (Jegadeesh and Titman, 1993; Carhart, 1997) is a commonly examined strategy that tends to perform well in January (Haug and Hirschey, 2006). The explanation of the profitability of return momentum has been linked to many theories such as information uncertainty (Zhang, 2006) or investor overreaction (Daniel et al., 1998). By observing how the January-effect and the momentum-strategies interact, one is able to construct hypotheses that explain the January anomaly based on the momentum-related stylized facts.

Motivated by such considerations, in this study, we explore the linkages between the January-effect, seasonality in general and various momentum-strategies on the Budapest Stock Exchange using monthly stock return data spanning February 2000 to October 2018. We address the main properties of the January-effect: whether there is a robust positive excess return of small-cap stocks in January (Keim, 1983) and whether portfolios based on the stocks' past return perform better in this month (Haug and Hirschey, 2006). We utilize the standard methods of cross-sectional stock return analyses. We apply portfolio-level analyses and firm-level cross-sectional regressions (Fama and MacBeth, 1973). Several empirical findings stand out, indicating mixed results on the persistence of the January-effect in the Budapest Stock Exchange. Small-cap stocks do not appear to achieve any sort of excess return in January. This result is robust to a wide variety of settings and to controlling for other risk factors. On the other hand, some strategies

based on short-term past returns (i.e. the formation period is less than a year) display strong January seasonality, which is not observed in other months. Strategies based on longer term past returns (formation period of 2-5 years) appear not to be driven by seasonality patterns, either. In fact, equally weighted long-short strategy based on portfolios with winner and loser stocks based on long term past returns do not provide a return different from zero with statistical significance. Hence, it cannot be concluded that there is a persistent January-effect observable on the Budapest Stock Exchange. However, the lack of the January-effect cannot be concluded, either, as some strategies based on past returns clearly display strong January seasonality.

Our results are in line with previous empirical findings in the Hungarian Stock Exchange. Andor et al. (1999) document the absence of the January-effect in the Hungarian financial markets. Lakatos (2016) finds that short-term momentum strategies provide high returns, however, the strength of the effect diminishes over longer horizons. Mérő et al. (2019) and Csillag and Neszveda (2020) report strong presence of stock return momentum on the Budapest Stock Exchange as well. We view our contributions to the empirical finance literature as follows. We explore the seasonal patterns of short-term momentum strategies and reveal their strong January seasonality, although we observe no such patterns in the case of long-term momentum strategies. On the other hand, we argue that small-cap stocks on the Budapest Stock Exchange do not experience any sort of January-effect. Our results therefore contribute to the understanding of the January anomaly and how it drives certain strategies. A future strand of research could assess the connections between the drivers of the momentum strategies and the January-effect, such as investor sentiment or information uncertainty.