

# A szezonális depresszió hatása a részvénytapi hozamokra\*

Kégl Virág<sup>id</sup> – Petróczy Dóra Gréta<sup>id</sup>

*A tanulmányban a szezonális depresszió mértéke és a részvényindexek hozamai közötti statisztikai kapcsolatot elemezzük. Az elemzéshez két egyesült államokbeli és öt európai tőzsde részvényindexeinek napi hozamát vizsgáljuk OLS-regresszió segítségével. Az elemzés statisztikailag szignifikáns kapcsolatot mutat a szezonális depresszió és a hozamok változása között. A redukált forma korlátozott felhasználási lehetősége miatt azonban mindez csupán a szezonális depresszió és a hozamok közötti kapcsolatot igazolja, oksági kapcsolathoz további megfigyelések bevonására lenne szükség.*

**Journal of Economic Literature (JEL) kódok:** C10, G14, G20, G40

**Kulcsszavak:** befektetői hangulat, szezonális depresszió, részvényindexek, részvényhozamok

## 1. Bevezetés

Tanulmányunkban a viselkedési pénzügyek egyik részterületére, a szezonálisra és a befektetői hangulatra, illetve utóbbi részvénytapi hatására fókuszálunk. A viselkedési pénzügytan a klasszikus pénzügyekhez képest újfajta, korábban figyelmen kívül hagyott nézőpontot érvényesít az alkalmazott pszichológiára építve, és bizonyos kognitív torzításokból képes olyan következtetéseket levonni, melyek segítségével egyes pénzügyi és gazdasági anomáliák és jelenségek jobban magyarázhatók, mint a klasszikus pénzügyi modellekkel.

A különböző pénzügyi piacok árfolyamelemzése magyarázó és predikciós céllal is rendelkezhetnek. A tanulmányban vizsgált szezonális depresszió feltételezhetően csökkenti a befektetők kockázatvállalási hajlandóságát. Ennek hatását próbálja meg kimutatni *Kamstra et al. (2003)*, részvényindexek hozamát vizsgálva. Ez egyfelől

---

\* A jelen kiadványban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, ami nem feltétlenül egyezik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.

Kégl Virág: Budapesti Gazdasági és Műszaki Egyetem, egyetemi hallgató; Rajk Szakkollégium, senior tag.  
E-mail: virag.kegl@gmail.com

Petróczy Dóra Gréta: Budapesti Metropolitan Egyetem, egyetemi adjunktus; Magyar Nemzeti Bank, oktatási és kutatási szakértő. E-mail: petrocyd@mb.hu

A magyar nyelvű kézirat első változata 2023. december 18-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.25201/HSZ.23.3.119>

magyarázóerővel is bír, hiszen a hozamok változásának egy részéről kísérlelnék meg információt szolgálni. Emellett – amennyiben a szezonális depresszió hatása valóban statisztikailag kimutatható hatással bír a részvényhozamokra – a szezonális depresszió mértékének figyelembevétele egy sikeres kereskedési stratégia részét is képezheti az egyes tőzsdéken.

A téma relevanciája több tényezőtől is fakad. A viselkedési pénzügyekkel kapcsolatos ismeretek, noha a pénzügyi szakirodalom elfogadott tudományos narratíváját adják, még számos feltérképezetlen területtel rendelkeznek. Ennek egy részét képezi a befektetői érzelmekkel és hangulattal, illetve a különböző szezonális hatásokkal foglalkozó kutatások sora. *Kamstra et al. (2003)* tanulmánya több olyan kutatást is meghatározott, amely a szezonális depressziót azonos módon, az éjszakák hosszából vezette le, így érdemes az általa használt módszertant és elméleti megfontolást részletesen vizsgálni.

Kutatásunk aktualitását alátámasztja a klímaváltozás és a közhangulat, illetve a részvénypiacok közötti kapcsolat is. A melegedő idő fokozza a mentális problémákat, a depresszió kockázatát (*Palinkas – Wong 2020*). *Peillex et al. (2021)* például azt találta, hogy a párizsi tőzsdén a hóhullámok jelentősen, 4–10 százalékkal csökkentik a kereskedési volument, *Lanfear et al. (2019)* pedig az extrém időjárási jelenségek és a piaci anomáliák között talált kapcsolatot.

Jelen tanulmány célja kettős: (1) a módszertani megfontolások vizsgálata és (2) a részleges, bizonyos módszertani változásokat eszközöző reprodukció lesz. A reprodukció során az eredeti regressziós modell módosításra kerül különböző oksági szempontok mentén, illetve a kiválasztott részvényindexek közül kiemelt hangsúlyt kap a közép-európai piac, a cseh és a lengyel tőzsde hozamain keresztül. Az eredeti tanulmány oksági hiányosságaitól függetlenül feltételezhető, hogy a jelen tanulmány eredményei ahhoz közelítő és statisztikailag szignifikáns értékeket fognak felvenni.

A SAD (Seasonal Affective Disorder), azaz a szezonális depresszió kockázatvállalás-csökkentő hatásának vizsgálata, illetve *Kamstra et al. (2003)* valamilyen szintű reprodukciója máig izgalmas kutatási terület. A közelmúltban *Škrinjaric (2018)* 11 kelet-közép-, illetve dél-kelet-európai országot vizsgált, és Horvátország, Magyarország, Románia, Szerbia, Szlovákia és Ukrajna esetében szignifikáns hatást talált. *Škrinjaric et al. (2021)* kifejezetten a horvát tőzsdére koncentrált, míg *Škrinjaric (2022)* profitábilis kereskedési stratégiát épített a szezonális depresszióra.

Az általunk vizsgált hét tőzsdéből három esetben (NASDAQ, FTSE 10, DAX) kaptunk szignifikáns eredményt arra, hogy az SAD hatással lehet a tőzsdékre.

A *második fejezetben* bemutatjuk a viselkedési pénzügyekre vonatkozó szakirodalmat. Ezt követően, a *harmadik fejezetben* részletesen ismertetjük *Kamstra*

et al. (2003) módszerét, valamint az instrumentális változó használatának feltételeit. A *negyedik fejezetben* szerepelnek az elemzéshez kiválasztott részvényindexek és a tanulmány elemzését megalapozó oksági térkép, amellyel az elemzéshez használt OLS-regresszióhoz szükséges kontroll- és magyarázóváltozók kerülnek tisztázásra. Végül a kapott eredményeket összehasonlítjuk az eredeti tanulmány eredményeivel. Tanulmányunk összefoglalással zárul.

## 2. Szakirodalmi áttekintés

A viselkedési pénzügyek megközelítéséből és eszköztárából fakadóan a szakirodalom új, módszertanilag megalapozott perspektívából foglalkozik az érzelmek hatásával különböző döntési helyzetekben, például hogy empirikus elemzés során milyen kapcsolat mutatható ki a hangulat és a részvénytőke volatilitás vagy a kockázattvállalási hajlandóság között. A viselkedési pénzügyek területén végzett kutatások alapján az érzésekre és a hangulatra, illetve bizonyos emberi, kognitív sajátosságokra tekinthetünk információt tartalmazó változókként a pénzügyi elemzés során (lásd például: *Tversky – Kahnemann 1974; Johnson – Tversky 1983; De Bondt – Thaler 1985; Thaler 1999; Barberis – Thaler 2003; Barberis 2013*).

Jól mutatja a téma relevanciáját, hogy a befektetői hangulat vizsgálatához kapcsolódó kutatások száma 2016 és 2020 között több mint kétszeresére nőtt az előző öt éves időszakhoz képest. *Kamstra és szerzőtársai (2003)* kutatása a szezonalitást és érzelmeket a pénzügyi mozgásokkal összekapcsoló szakirodalom korai részéhez tartozik. Később például *Dowling – Lucey (2008)* és *Joëts (2012)* is épít a tanulmányukra, ahogyan az *Goodell et al. (2023)* irodalomfeltáró elemzéséből kiderül. A viselkedési pénzügyek kutatásához a magyar szakirodalom is kapcsolódik, például *Golovics (2015)* vagy *Neszveda (2018)* cikkeiben megjelenik a viselkedési pénzügyek területének felvázolása Thaler munkásságának fényében, alapvető fontosságú viselkedési pénzügyi fogalmakat vezetve be.

### 2.1. A hangulat és érzelmek szerepe a befektetői döntéshozatalban

A következőkben röviden ismertetjük a viselkedési pénzügyek elméleti keretrendszerét, ezen belül pedig a pénzügyi hozamokon megfigyelhető, szezonális hatásokat vizsgáló tanulmányokat és az egyéni befektető érzelmeit és hangulatát vizsgáló szakirodalmat. A befektetők és fogyasztók hangulata és annak befolyása döntéseikre meghatározó jelentőségű téma. Bizonyos kutatási irányok azonban mindmáig annak ellenére sem kapnak elég figyelmet, hogy a témában íródott szakcikkek eredményei nem mindig konzisztensek egymással. Ez arra enged következtetni, hogy a kérdés vizsgálatának pontos módszertana még kidolgozatlan (*Goodell et al. 2023*).

### 2.1.1. Viselkedési pénzügyek

A modern pénzügyi modellek olyan közgazdasági modelleken alapulnak, amelyek uralkodó paradigmája a neoklasszikus közgazdaságtan. A neoklasszikus közgazdaságtan fő feltételezései szerint az egyének és a vállalatok önrdekkövetők, és a korlátozott erőforrásokat a legjobb tudásuk szerint próbálják optimalizálni. Az emberek racionális preferenciákkal rendelkeznek a lehetséges kimenetek vagy természeti állapotok között. A preferenciákat hasznossági függvények írják le (lásd például: *Fama 1970; Markowitz 1952; Miller – Modigliani 1961*). Természetesen a neoklasszikus közgazdasági modelleket alapul vevő modern pénzügyi elméletekre támaszkodó gondolkozók sem tartják az emberi viselkedést és döntéshozatalt tökéletesen racionálisnak (*Thaler 1999*), azonban ezek a pénzügyi modellek összességében véve elégtelennek bizonyultak arra, hogy bizonyos piaci jelenségeket jól magyarázzanak. A viselkedési pénzügyi narratíva az 1970-es évek óta él kritikával a modern pénzügyi elméletekkel szemben (*Tversky – Kahnemann 1974*).

A viselkedési pénzügyek pszichológiai és pénzügyi ismereteket ötvöz, *De Bondt – Thaler (1985)* és *Barberis – Thaler (2003)* nyomán szisztematikus torzításokat fedezhetünk fel és jobban megérthetjük a pénzügyiaci mozgásokat azáltal, hogy a kognitív pszichológia kísérleti eredményeinek segítségével feltételezzük az irracionálisnak egy specifikus formáját. A korlátozott racionalitás megértése nagyrészt olyan kognitív pszichológusok munkájának köszönhető, mint a már említett *Tversky és Kahneman (1974)*, emeli ki *Barberis és Thaler (2003)*. Az ő kezdeti munkájuknak és a további kutatóknak köszönhetően a viselkedési pénzügyi terület konkrét empirikus eredményekkel rendelkezik. Erre építve katalogizálhatóvá válik a szisztematikus torzítások és vélekedések sora, amelyek alapján az emberek elvárásokat alakítanak ki és döntéseket hoznak.

A viselkedési pénzügyek és tőkepiaci anomáliák témájában magyar nyelven is születtek publikációk. *Molnár (2006)* átfogó összefoglalását adja a hatékony piacok elméletére vonatkozó kritikáknak. A szezonálisok közül megemlíti a január- és a hétvége hatást, az értékalapú anomáliák közül pedig a P/E, és a kisvállalat hatást, illetve a Value Line Investment Survey talányt, amikor a befektetési tanácsadó vállalat hírlevelébe kerülő befektetések szokatlanul magas, abnormális hozamokat realizálnak.

*Nagy és Ulbert (2007)* a Budapesti Értéktőzsde legnagyobb kapitalizációjú, leglikvidebb részvényein végzett empirikus kutatásukban az előbb említett szezonális és értékalapú anomáliák mellett irracionális döntéseken alapuló ellentmondásokat is vizsgált. 1996 és 2007 közötti adathalmazon vizsgálva azt találták, hogy a BÉT-en is érvényesül a *De Bondt és Thaler (1985)* által talált reverziós jelenség, azaz a korábban jól (rosszul) teljesítő részvények lesznek a következő időszakban a rosszul (jól) teljesítők. *Naffa (2009)* hasonló tanulmányában azt találta, hogy a befektetők

hajlandók lemondani a várható hozam egy részéről olyan befektetésekért cserébe, amelyek ellenállóbbak a piaci turbulenciákkal szemben.

Szintén a reverziós jelenséget vizsgálja a BÉT-en *Lakatos (2016)*. Nagyobb, 1996 és 2015 közötti adatbázison ő is azonosította a reverzió jelenségét, ugyanakkor azt találta, hogy az időszak vége felé közeledve a jelenség eltűnik. *Fömötör et al. (2017)* a fogyasztói racionalitást korlátozó tényezőket foglalja össze kölcsönszerződések esetén. *Kutasi et al. (2018)* a magyar állampapír lakossági befektetőinek viselkedéstorzító tényezőit vizsgálta.

### 2.1.2. A hangulat és érzelmek szerepe a befektetői döntéshozatalban

A viselkedési pénzügyekben használt korlátozott racionalitás jelenségének részhalmozatát adja az érzelmek szerepének megfigyelése a befektetői döntéshozatalban. A szakirodalomra támaszkodva azt láthatjuk, hogy az érzelmek befolyásolják a jövőbeli kilátások megítélését, lásd *Johnson – Tversky (1983)* és *Arkes et al. (1988)*, ezenkívül a kockázatok megbecslését is, ahogy *Loewenstein et al. (2001)* és *Slovic és szerzőtársai (2004)* is felhívják rá a figyelmet.

Számos tanulmányban mutatták ki a pozitív és negatív érzelmek hatását a befektetői döntéshozatalra: a pozitív (negatív) érzelmek motiválják (demotiválják) a befektetői kockázatvállalást (lásd pl. *Kuhnen – Knutson 2011*). A koronavírus-járványt követően több kutató a Covid19 érzelmi hatásai és a pénzügyi mozgások között szignifikáns kapcsolatot figyelt meg. *Subramaniam és Chakraborty (2021)* a járvánnyal kapcsolatos félelem és az árfolyamok közötti hatást vizsgálta. *Chundakkadan és Nedumparambil (2022)* kutatása szerint ez az érzelmi hatás közvetlenül köthető a pénzügyi piacokon megfigyelhető volatilitáshoz.

*Hirshleifer és Shumway (2003)* a napfény és a részvényindexek hozama között talált magas korrelációt, ami a racionális befektető képével nem egyeztethető össze. *Cao és Wei (2005)* a hőmérséklet és a hozamok között ellentétes kapcsolatot talált, a nagyon meleg napokon a hozamok alacsonyabbnak bizonyultak. Az Egyesült Államokban a mormota napja körül konzisztens és irracionális optimizmus figyelhető meg a befektetői magatartásban *Shanaev et al. (2022)* kutatása szerint.

*Dowling és Lucey (2008)* és *Joëts (2012)* *Kamstra et al. (2003)* munkájára építkezve szignifikáns kapcsolatot mutatott ki a szezonális depresszió és a részvénytőke árák mozgása között.

*Jacobsen és Marquering (2008)* részben cáfolta *Kamstra et al. (2003)* és a *Cao és Wei (2005)* eredményeit. Bár hosszabb időtávot vizsgáltak, és napi helyett havi adatokkal dolgoztak, sikerült reprodukálniuk mindkét tanulmány eredményeit, ugyanakkor rámutattak, hogy a lehetséges magyarázatokat nehéz elkülöníteni. Eredményeik szerint nem bizonyítható, hogy a SAD, a magasabb hőmérséklet vagy a régi piaci bölcsesség „Sell in May and go away” okozzák, hogy nyáron alacsonyabbak

a hozamok. Rámutattak arra, hogy az adott ország egyenlítőhöz való közelsége nem befolyásolja a jelenséget, és egy egyszerű tél/nyár dummy jobb magyarázóerővel rendelkezik, mint az SAD vagy a hőmérséklet.

Válaszukban *Kamstra et al. (2009)* csak részben tudta *Jacobsen és Marquering (2008)* eredményeit reprodukálni. Véleményük szerint nem megfelelő adatot használtak, és hibás gondolat olyan országokat is bevenni az elemzésbe, ahol a nappalok és éjszakák hossza nem változik, illetve nem a szezonális depresszió intenzitása számít a befektető életében, hanem az, hogy hány új érintett van, akik a kialakuló depresszió miatt átrendezik a portfóliójukat. *Jacobsen és Marquering (2009)* viszont válaszukban azzal érveltek, hogy *Kamstra et al. (2009)* indoklása egyes országok kihagyása mellett esetleges, és ha a teljes képet vizsgálnák, akkor nem lennének egyértelműek, hogy a SAD vagy másfajta szezonális okozza a hozamok emelkedését.

*Kelly és Meschke (2010)* leginkább a pszichológiai hatás oldaláról támadták a *Kamstra et al. (2003)* cikket. Az eredeti cikkben használt éjszakák hossza változó, nem mutat szoros kapcsolatot a ténylegesen megélt szezonális depresszióval, azaz nem azokban a hónapokban érezték magukat a legrosszabbul az érintettek, amikor a leghosszabbak az éjszakák. A *Kamstra et al. (2003)* által talált használt változót két külön időszakra bontották, az őszi és a téli SAD-ra. Így újrafuttatva az elemzést azt találták, hogy csupán a tél hatás érvényesül, így szerintük inkább az „évforduló” hatást méri az eredeti SAD-változó. *Kamstra et al. (2012)* reagálva a kritikára, kihangsúlyozták, hogy az eredeti modellben is volt az adóév zárására vonatkozó dummy változó. Modelljeiket újrafuttatták kifinomultabb panel- és idősoros modelleken, a szezonális depressziót pedig tényleges klinikai adatokon mérve. Eredményeik továbbra is igazolták az eredeti cikket.

Bár számos kritika érte az eredeti cikket, a közelmúltban is születtek kutatások, amelyek az eredeti eredményeket igazolják. *Ruan et al. (2018)* azt találta, hogy a SAD Granger-értelemben oka a magasabb hozamoknak a kínai tőzsdén. *Škrinjarić (2022)* a jelenségre sikeres kereskedési stratégiát épített a zágrábi tőzsdén.

*Goodell és szerzőtársai (2023)* szakirodalom-elemző tanulmányukban kiemelik, hogy hiába extenzíven kutatott kérdéskör az érzelmek pénzügyi piacokra gyakorolt hatása, bizonyos szempontból hiányos a szakirodalom: nem egyértelmű, milyen érzelmek megléte lesz döntéshozatali szempontból fontos, ahogyan az sem, milyen kontextusban fordulnak elő. Ezenfelül bizonyos pénzügyiaci jelenségekre a befektetők tudatosan reagálhatnak: a naptár-hatás (a részvények árfolyamának decemberi csökkenése, majd januári növekedése, vagy a kereskedési hét elején megfigyelhető alacsonyabb hozamok) például egyes kutatások szerint beárazódik a piacba, valamint az érzelmek kisebb befolyással bírnak a tapasztalt befektetők döntéshozatali folyamataira (*Duxbury et al. 2020*).

## 2.2. A szezonális depresszió és a kockázatvállalási hajlandóság

A különböző időjárási tényezők és a befektetői döntéshozatal közötti kapcsolatról évtizedekre visszamenően születtek pszichológiai kutatások (Goodell et al. 2023). Kamstra et al. (2003) tanulmányában az éjszakák hossza magyarázóváltozóként szolgál a szezonális depresszió mérésére és ezen keresztül a pénzügyiaci hozamok változására. A következőkben a tanulmányt és eredményeit mutatjuk be, kitérve a módszertan validitására.

A kísérleti pszichológia kutatásai közvetlen kapcsolatot mutattak a depresszió és az átlagosnál magasabb kockázatkerülés között (Zuckerman 1984, 2007). A szezonális depressziót a klinikai depresszió egy adott fajtájába sorolják Leonhardt et al. (1994), azaz a Zuckerman (1984, 2007) által a kockázatvállalási hajlandóságban kimutatott csökkenés feltételezhetően a szezonális depresszióban szenvedők esetében is érvényesül. A depresszió olyan mentális betegség, amely az agy szerotonin szintjének zavarával jár együtt, vizsgálatok segítségével pedig bizonyos agyterületeken a kevesebb napfény hatására depressziós elváltozásokat mutattak ki (Cohen et al. 1992). Kamstra et al. (2003) tanulmánya alapján a szezonális depresszió az emberek mintegy tizedét érintheti.

A Zuckerman (1984) által kifejlesztett szenzoros élménykereső skála segítségével végzett kísérletek eredményei Kamstra et al. (2003) alapján a pénzügyi döntéshozatalra is vonatkozatható. A szenzoros élménykereső skálát használó kísérletek folyamán azt fedezték fel, hogy a depressziós, illetve szorongásos zavarokkal küzdők kockázatvállalási hajlandósága lényegesen alacsonyabb az átlagosnál, illetve a zavarok erősségének nagysága egyenesen arányos a kockázatkerülés mértékével (Kamstra et al. 2003).

### 2.2.1. A szezonális depresszió hatásának egy lehetséges mérése

Tanulmányában Kamstra et al. (2003), támaszkodva a viselkedési pénzügyek kutatásaira, a szezonális depressziót, mint huzamosabb ideig megváltozott érzelmi állapotot és annak pénzügyiaci hatását kísérletezte meg feltárni. Kutatásukban az éjszakák hosszára alapozva állapították meg a  $SAD_t$  változó értékét, ahogyan azt a későbbiekben Joëts (2012) és Dowling – Lucey (2008) tette. Mindkét kutatás azt találta, hogy az összes hangulati változó használatához képest a  $SAD_t$  segítségével épített modell teljesített a legjobban.

Kamstra és szerzőtársai (2003) az éjszakák hosszából és a napi hozamokból indultak ki az általuk vizsgált részvényindexek esetében. Ahhoz, hogy a szezonális depresszió hatását megfelelően tudják mérni, a déli féltekén elhelyezkedő tőzsdéknél a nyári hónapokat vették figyelembe. A szerzők tanulmányukban 12 ország tőzsdeindexeit választották ki a későbbi elemzéshez. A kiválasztásnál figyelembe vették a különböző földrajzi elhelyezkedést mind a szélességi fok, mind az északi és déli féltekén való

elhelyezkedés szempontjából. A szerzők szerint a kiválasztott indexek a diverz földrajzi elhelyezkedés mellett magas piaci kapitalizációjú részvényeket tartalmaznak.

*Kamstra et al. (2003)* elsőrendű autoregresszív azaz AR(1) modellt alkalmaztak, emellett több különböző, nem idősor jellegű változót is bevontak. Ezek közül a vizsgálat szempontjából legfontosabb a szerzők által számított, szezonális depresszió mértékét megragadó  $SAD_t$  változó.

A  $SAD_t$  változó számításához az éjszakák hosszának 12 órával normalizált értékét vették. Az éjszakák hosszának megállapításához csupán két érték ismerete szükséges, az adott helyszín szélességi foka ( $\sigma$ ) és hogy az adott nap hányadik az évben ( $julian_t$ ). Ezután szférikus trigonometriai képletek segítségével meghatározható először a Nap beesési szöge ( $\lambda_t$ ) az (1) képlet alkalmazásával.

$$\lambda_t = 0,4102 \cdot \sin \left[ \frac{2\pi}{365} \cdot (julian_t - 80,25) \right] \quad (1)$$

$$H_t = 24 - 7,72 \cdot \arccos \left[ -\tan \left( \frac{2\pi\sigma}{365} \right) \cdot \tan(\lambda_t) \right] \quad (2)$$

A  $\lambda_t$  segítségével előállítható az adott földrajzi szélességen az adott kereskedési napra a napnyugta és a napkelte közötti idő, azaz az éjszaka hossza, a  $H_t$ . Az északi féltekére vonatkozó (2) képlet mellett egy olyan  $H_t$  értéket is számoltak a déli féltekére, ahol nem kerül kivonásra 24-ből a képlet második fele. Az adott  $H_t$  kiszámítását követően a 12-vel történő normalizálás a következő lépés, amely után előáll a *Kamstra et al. (2003)* által kalkulált  $SAD_t$  változó:

$$SAD_t = \begin{cases} H_t - 12: A \text{ téli és őszi időszakokra eső kereskedési napok esetén} \\ 0: \text{egyébként} \end{cases} \quad (3)$$

A  $SAD_t$  mellett további, bináris változókra támaszkodtak:  $D_t^E$ , ami az őszi és téli időszak aszimmetriájára kontrollál, a  $D_t^H$ , ami a hétfői napok hatására, és a  $D_t^A$ , ami az adócsökkentés céljából történő eladásra vonatkozó bináris változó, illetve időjárással kapcsolatos változóra kontrollálnak az adott kereskedési napokon: csapadék ( $I_t^{CS}$ ), felhőzet ( $I_t^F$ ), hőmérséklet ( $I_t^{AH}$ ).

*Kamstra et al. (2003)* tanulmányának regressziós modellje tehát a következő változókat használja: az éjszakák hosszából becsült  $SAD_t$  változó, a részvényindexek hozamának késleltetett változója, azaz  $\rho_1 r_{t-1}$ , illetve a három  $D_t$  bináris változó és az időjárással kapcsolatos  $I_t$  változó. A változók értékeiket a szerzők által vizsgált, összesen 12 tőzsde földrajzi elhelyezkedésének megfelelően veszik fel.

$$r_t = SAD_t + \rho_1 r_{t-1} + D_t^H + D_t^E + D_t^A + I_t^{CS} + I_t^F + I_t^{AH} + \epsilon_t \quad (4)$$



A következő lépésben a szerzők a cikkükben kiválasztott 12 index országaira egyenként lefuttatták a (4) regressziót. Eredményeik szerint a  $SAD_t$  változó együttthatója és a kisleltetett változó a legtöbb index esetében szignifikáns, illetve több index esetében a bináris változók együttthatói is, az időjárásal kapcsolatos együttthatók viszont jellemzően nem azok. Az adott indexek szezonális depresszióból származó megtérülésének kiszámításához *Kamstra et al. (2003)* minden egyes kereskedési naphoz egy SAD értéket rendelt. A  $SAD_t$  érték a következőképpen áll elő: a (3) regresszióból származó paraméterbecslés során nyert,  $SAD_t$  változóhoz tartozó értéket és magát az éjszakák hosszából számított  $SAD_t$  változót összeszorozták, majd átlagolással éves szintre hozták, azaz minden egyes indexhez hozzárendeltek egy értéket, amely a szezonális depresszióból származó megtérülést hivatott tükrözni. Ez az átlagos évesített hozam minden országban pozitív, 5,7 és 17,5 százalék közötti értéket vesz fel, az ausztrál tőzsde kivételével pedig minden index esetén szignifikáns. Továbbá megfigyelhető, hogy az egyenlítőhöz közelebbi szélességi körökön fekvő országok esetében ez az átlagos érték jellemzően alacsonyabb, kevésbé jelentős hozam magyarázható a szezonális depresszióval, mint az egyenlítőtől távolabbi országok esetében.

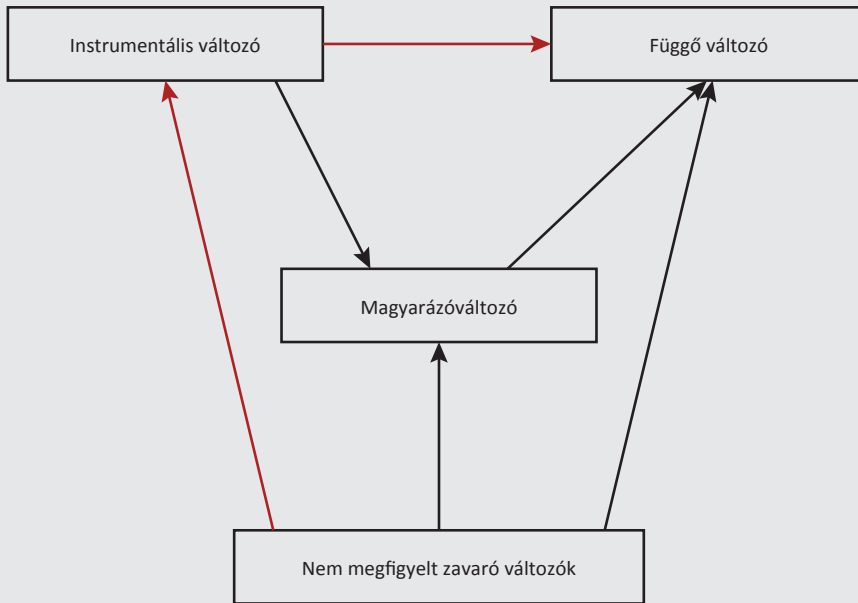
Mindebből *Kamstra et al. (2003)* szerint az a következtetés vonható le, hogy a szezonális depresszióhoz köthető mintázat várakozásaiknak megfelelően jelenik meg a vizsgált részvényindexek megtérülésében. Azaz a szezonális depresszió hatása miatt kockázatkerülőbb befektetők ősszel átlagosan nagyobb eséllyel kerülnek a kockázatos eszközöket, télen pedig átlagosan nagyobb eséllyel fektetnek kockázatosabb eszközökbe, ennek hatására pedig ősszel az átlagosnál alacsonyabb, az év leghosszabb éjszakáját követően pedig az átlagosnál magasabb részvényindex-hozamokat érnek el. Emellett megfigyelhető az is, hogy a szezonális depresszió hatásának szignifikanciája és mértéke és az adott tőzsde földrajzi szélessége között összefüggés van. A magasabb földrajzi szélességen fekvő országok (ahol az éjszakák és nappalok hosszának szezonális változása szélsőségesebb) átlagosan magasabb hozammal jellemezhetők és magasabb szignifikanciaszinten magyaráz a SAD-érték (*Kamstra et al. 2003*).

### 2.2.2. Az instrumentális változó és használati feltételei

Ugyan *Kamstra et al. (2003)* nem tér ki rá, azonban az általa alkalmazott módszertan megfeleltethető az instrumentális változó redukált formájának használatával. Az instrumentális változót olyan esetekben használják modellépítésre, amikor az oksági kapcsolatot nem megfigyelhető, zavaró tényezőként fellépő változó miatt sérül az OLS-regresszióra vonatkozó exogenitási feltétel, azaz a hibtag és a magyarázóváltozó között nem áll fent függetlenség (*Pearl – Mackenzie 2018*). Az instrumentális változó olyan változó, amelyre teljesülnek az 1. ábrán látható feltételek: (1) az instrumentális változó hat a magyarázóváltozóra (magas korreláció van a kettő között, esetleg szakterületi tudás alapján oksági kapcsolatról tudunk),

(2) az instrumentális változó a függő változóra kizárólag a magyarázóváltozón keresztül, közvetett módon hat, (3) nem található az instrumentális változó és a függő változó között nem megfigyelt zavaró változó (Pearl – Mackenzie 2018). Az ábrán tehát a feketével jelölt kapcsolatok fennállása és a pirossal jelölt kapcsolatok fennállásának kizárása írja le egyszerűen az instrumentális változó használati feltételeinek teljesülését.

**1. ábra**  
Oksági térkép instrumentális változóval



Forrás: Pearl – Mackenzie (2018) alapján szerkesztve

Amennyiben egy elemzés során rendelkezésünkre áll az 1. ábrán látható feltételeket teljesítő instrumentális változó, úgy kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerével oksági kapcsolatot becsülhetünk két változó között. Ehhez első lépésben megbecsüljük a feltételezésünk szerint torzított magyarázóváltozónkat az instrumentális változó segítségével egy olyan OLS-regresszióban, ahol a magyarázóváltozót az instrumentális változó bevonásával magyarázzuk, hiszen azt feltételezzük, hogy ez az eredeti magyarázóváltozónak pontosabb értékét adja. Az így kapott becslést együtthatókat az eredeti modellbe az eredeti magyarázóváltozó helyére behelyettesítve lefuttatjuk a második OLS-regressziót, amelyben már nem sérül az exogenitási feltevés, és oksági kapcsolatot ragad meg (Pearl – Mackenzie 2018).

*Kamstra et al. (2003)* cikkében azonban nem kétlépcsős legkisebb négyzetek módszere segítségével végeznek becslést a szezonális depresszió hozamokra gyakorolt hatásának vizsgálatára, hanem redukált formát alkalmaznak, hiszen közvetlenül az instrumentális változóval (*SAD<sub>t</sub>*) becsülik meg a részvényindexek hozamát. Az instrumentális változót bevonó modell redukált formája elsősorban modelldiagnosztikai eszközként használható, segítségével ugyanis tesztelhető az instrumentális változó használatának relevanciája (*Pesaran – Taylor 1999*).

### 3. A szezonális depresszió hatásának mérése

#### 3.1. Az elemzésben felhasznált adatok

Mivel *Kamstra et al. (2003)* kutatása a szakirodalom fontos részét képezi, és egy jól leírható kognitív torzítást vizsgál, érdemes részletesebben vizsgálni. *Goodell et al. (2023)* alapján ezenfelül kiderül, hogy a befektetői hangulattal és a pénzügyekkel kapcsolatos tanulmányoknak nagyjából 12 százalékát teszik ki az Európára fókuszáló cikkek, így a későbbiekben azt vizsgáljuk, hogy hogyan alkalmazható elsősorban az európai pénzügy piacon a szezonális depresszió magyarázóhatása.

Elemzésünk során hét ország tőzsdeindexét vizsgáltuk. Ezek között szerepelnek a *Kamstra et al. (2003)* által használt részvényindexek, illetve két index, amely a közép-európai piacokhoz tartozik, a lengyel WIG és a cseh PX részvényindexek. Erre az utóbbi két országra *Škrinjaric (2018)* nem talált szignifikáns kapcsolatot az SAD és a hozamok között.

A kiválasztásnál figyelembe vettük az adott tőzsdén történő kereskedés volumenét, illetve az elhelyezkedést, így az elemzésben összesen két egyesült államokbeli és öt európai részvény szerepel. Mindegyik index tőkeérték-súlyozású. Az Egyesült Államok indexei azért képezik az elemzés részét, hogy a reprodukciós kísérletnek eleget téve a *Kamstra et al. (2003)* által leírt hatás ellenőrizhető legyen, a fennmaradó indexek pedig a szezonális depresszió európai, ezen belül közép-európai hatásának vizsgálatában játszanak szerepet.

Az 1. táblázat összefoglalja a kiválasztott indexekhez tartozó városokat és a vonatkozó szélességi fokokat. A szélességi fokok a *simplemaps* adatbázisából<sup>1</sup> származnak, az értékeket *Kamstra et al. (2003)*-hoz hasonlóan felfelé kerekítettük. Az egyes indexek napi hozamait a *Ryan és Ulrich (2022)* által az RStudio nevű szoftverhez épített quantmod csomag segítségével kértük le.

---

<sup>1</sup> <https://simplemaps.com/data/world-cities>. Letöltés ideje: 2023. február 28.

## 1. táblázat

## Az elemzéshez kiválasztott indexek

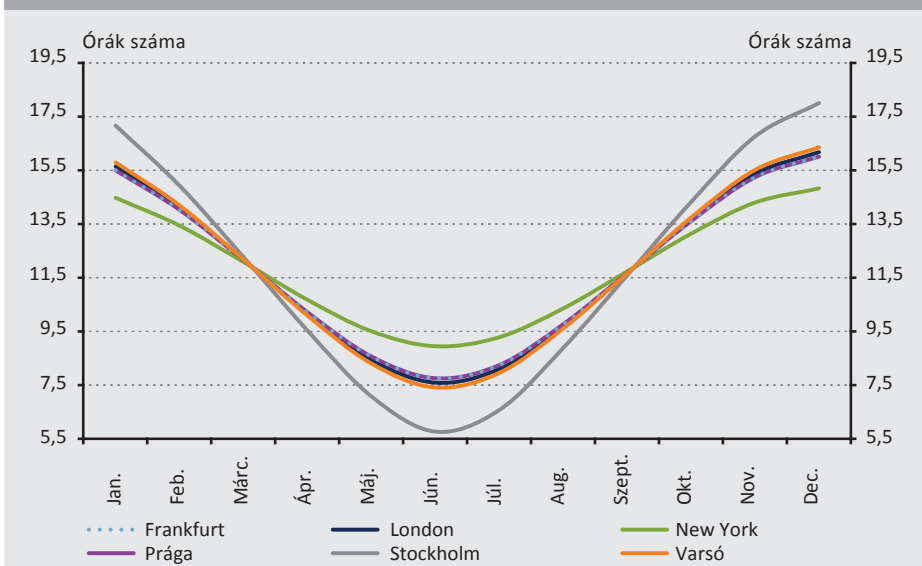
Ország	Index	Város	Szélességi fog	Megfigyelt időszak
Egyesült Államok	S&P 500	New York	41°N	1983.12.01–2023.04.14
Egyesült Államok	NASDAQ	New York	41°N	1985.01.31–2023.04.14
Egyesült Királyság	FTSE 100	London	51°N	1989.01.03–2023.04.14
Németország	DAX	Frankfurt	50°N	1988.01.04–2023.04.14
Svédország	OMX	Stockholm	59°N	2008.11.20–2023.04.14
Lengyelország	WIG	Varsó	52°N	2013.04.30–2021.10.01
Csehország	PX	Prága	50°N	2013.04.30–2021.10.01

Forrás: A simplemaps alapján szerkesztve

A szélességi fok és a kereskedési napok ismeretében meghatároztuk a már korábban ismertetett szférikus trigonometriai képletek [(1) és (2)] használatával az adott kereskedési naphoz tartozó éjszakák hosszúságát. A 2. ábrán a szférikus trigonometria segítségével meghatározott éjszakák hossza közötti eltérés szerepel városonként, hónapokra lebontva. Az ábrán simított értékek szerepelnek, azonban a későbbi számításokhoz az adott kereskedési naphoz tartozó diszkrét értékek kerülnek felhasználásra. Ahogyan az ábra is mutatja, az egymáshoz földrajzilag közel eső tőzsdék (Prága, Frankfurt, Varsó) esetén nincs jelentős eltérés.

## 2. ábra

## Az egyes tőzsdékhez tartozó éjszakák hossza



Megjegyzés: A szférikus trigonometriai képlet segítségével számítva

A 2. táblázat az elemzéshez kiválasztott tőzsdeindexekhez tartozó egyszerű leíró statisztikákat tartalmazza. A svéd OMX-, a lengyel WIG- és a cseh PX-indexekhez tartozó megfigyelések száma lényegesen alacsonyabb, mint a többi indexhez tartozó megfigyelésszám, de nem tér el nagy mértékben a *Kamstra et al. (2003)* által használt legkisebb megfigyelésszámú indextől.

2. táblázat							
Leíró statisztika százalékban megadott hozamokkal							
Indexek	Elemzés	Átlag	Szórás	Min	Max	Ferdeség	Csúcosság
S&P500	9 923	0,04	1,15	-20,47	11,58	-0,76	22,88
NASDAQ	9 628	0,05	1,41	-12,32	14,17	-0,12	11,08
FTSE 100	8 659	0,02	1,10	-10,87	9,84	-0,14	10,32
DAX	8 919	0,04	1,40	-13,14	11,40	-0,11	9,44
OMX	3 612	0,05	1,29	-10,57	10,37	-0,04	8,63
WIG	2 024	0,03	1,09	-12,65	5,80	-1,05	15,67
PX	2 027	0,02	0,94	-7,84	7,65	-0,76	12,80

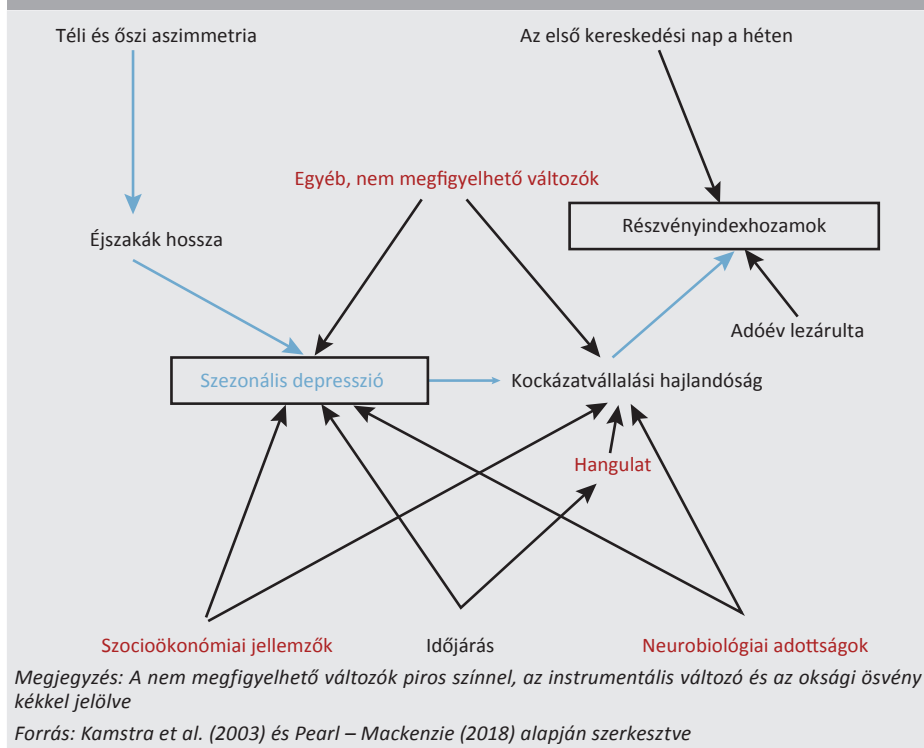
*Forrás: Quantmod csomag (Ryan – Ulrich 2022) adatai alapján szerkesztve*

Ugyan nem teljesen átfedő kereskedési időszakokat használtunk fel – részben a *Ryan és Ulrich (2022)* által épített quantmod csomag sajátosságai miatt, részben amiatt, hogy jóval frissebbek az adatok, mint amilyenek *Kamstra és szerzőtársai (2003)* tanulmányukban megfigyelnek – ugyanakkor a leíró statisztikák várakozásainknak megfelelően hasonló értékeket vesznek fel indexenként, például a hozamok minden index esetében negatív ferdeségűek.

### 3.2. Az elemzéshez felhasznált módszertan

A szezonális depresszió hatásának a kiválasztott indexek hozamára gyakorolt hatásának becsüléséhez szükséges modellépítéshez a 3. ábrán látható oksági térképet használtuk fel. Ennek segítségével ábrázolhatók a különböző oksági és nem oksági ösvények, emellett pedig egyszerű összefoglalását adja a vizsgálni kívánt jelenséghez kapcsolódó változóknak a *Pearl és Mackenzie (2018)* által leírt módon. Az ábrán az oksági ösvényt (tehát azt a kapcsolatot, melynek hatását a modellel becsülni szeretnénk) kék nyilak jelölik, a nem megfigyelhető változókat pedig a piros szín. Az oksági ösvény egyes változói elsősorban a *Kamstra et al. (2003)* által felhasznált változókra épül, ám az oksági térképen elhelyezve az látszik, hogy tanulmányukban bizonyos változókra feleslegesen kontrollálnak.

**3. ábra**  
Az elemzés során felhasznált modellhez tartozó oksági térkép



Ilyen változó például a téli napforduló körüli aszimmetria, amelyre a  $D_t^E$  bináris változót vonták be a regressziós modellbe. Valójában ennek a változónak önmagában nincs közvetett hatása a részvényindexek hozamára, hanem az éjszakák hosszán keresztül hat, emiatt pedig torzított eredményt kapunk, ha kontrollálunk rá. A szezonális depresszió és a kockázatvállalási hajlandóság között láthatunk olyan változókat, amelyek mindkettőre hatnak, azonban nem megfigyelhetők. Ezek azok a változók, amelyek, ha megfigyelhetőek lennének, kontrollálnunk kellene rájuk, azonban vagy adathiány áll fent, vagy a változók nem jól kvantifikálhatóak, mint például a neurobiológiai adottságok, amelyek a szakirodalomra támaszkodva egyértelmű hatással bírnak a szezonális depresszió kialakulására és mértékére, valamint az egyéni kockázatvállalási hajlandóság szintjére is (Zuckerman 1984).

Mivel azonban erre nincs lehetőség, a már korábban említett instrumentális változók módszerével becsüljük meg a szezonális depresszió hatását, hiszen az oksági térkép alapján az látható, hogy annak mindhárom feltétele fennáll. Azaz (1) az éjszakák hossza hat a magyarázóváltozóra, vagyis a szezonális depresszióra, (2) az éjszakák

hossza a részvényindexek hozamaira kizárólag a szezonális depresszió keresztül, közvetett módon hat, (3) nem található az éjszakák hossza és a részvényindexek hozamai között nem megfigyelt zavaró változó. Az oksági térkép segítségével tehát verifikálható lesz a *Kamstra et al. (2003)* által az éjszakák hosszából számított  $SAD_t$  változó használata mint a részvényindexek hozamának magyarázata, hiszen ebben az esetben az éjszakák hossza jelenti azt az instrumentális változót, amellyel a szezonális depresszió mértéke megbecsülhető.

Az adóév lezárultához kapcsolódó  $D_t^A$  és az első kereskedési nap a héten  $D_t^H$  változókra viszont szükséges kontrollálni, hiszen ezek nem a kockázatvállalási hajlandóságon keresztül hatnak a hozamokra, hanem feltételezhetően közvetlenül. Az oksági térkép alapján tehát a következő (5) regresszió segítségével pontosabban, endogenitás nélkül becsülhető meg a szezonális depresszió hozamokra gyakorolt hatása a kockázatvállalási hajlandóság befolyásolásán keresztül:

$$r_t = SAD_t + \rho_1 r_{t-1} + D_t^H + D_t^A + \epsilon_t \quad (5)$$

Ahol a  $SAD_t$  az éjszakák hosszából számított instrumentális változó,  $\rho_1 r_{t-1}$  az egy nappal késleltetett hozam,  $D_t^H$  az első kereskedési nap a héten,  $D_t^A$  pedig az adóév lezárultához kapcsolódó változó.

#### 4. A szezonális depresszió pénzügyiaci hatásának elemzése

A következő fejezetben a *Kamstra et al. (2003)* munkájához képest módosított modellel végzett becslés eredményeit ismertetjük a szezonális depresszió pénzügyiaci hatására irányuló elemzésünkben. Az elemzés során a szerzőkhöz hasonlóan statisztikailag szignifikáns kapcsolatot mutattunk ki a hét részvényindexből három esetén. Az eredmények is alátámasztják, hogy a kérdés mélyebb elemzésre érdemes, további megfigyelések bevonásával akár oksági kapcsolat is megfigyelhetővé válhat.

##### 4.1. Eredmények és összehasonlítás

Ugyan az oksági térkép és a *Kamstra et al. (2003)* által kapott eredmények alapján is arra következtethetünk, hogy az adóév lezárultához kapcsolódó változó bevonása a modellbe fontos lenne ahhoz, hogy a részvényhozamokról jobb becslést kapjunk, ez a változó mégsem került be a végleges modellbe, mivel nem álltak rendelkezésünkre a szükséges erőforrások a változó által felvett értékek kiszámításához. A végleges modell így a következő lesz:

$$r_t = SAD_t + \rho_1 r_{t-1} + D_t^H + \epsilon_t \quad (6)$$

A 3. táblázat a (6) egyenlet országonkénti részvényhozamokra történő regresszálása után áll elő, és a két közép-európai indexet leszámítva tartalmazza az összes, elemzésbe bevont részvényindexhez tartozó együttthatót. A  $SAD_t$  változó együttthatója az S&P 500 és az OMX-index hozamainak kivételével szignifikáns minden index esetében.

A 3. és 4. táblázatban is robusztus sztenderd hibák becslésére került sor. A 3. táblázatot összehasonlítva a Kamstra et al. (2003) által kapott eredménnyel egyértelmű különbség figyelhető meg a  $SAD_t$  változóhoz tartozó együtttható mértékében és szignifikanciájában. Az együtttható a NASDAQ, az FTSE 100 és a DAX esetében lesz legalább 10 százalékos p-érték mellett szignifikáns. A kereskedési hét kezdetét jelentő  $D_t^H$  változóhoz tartozó együtttható egy kivétellel minden index esetén negatív, azonban csupán a NASDAQ esetén lesz (1 százalékos p érték mellett) szignifikáns. Az F-statisztikák az FTSE 100 kivételével minden esetben legalább 10 százalékos p-érték mellett szignifikánsak lesznek.

Érdemes megjegyezni, hogy a DAX esetében viszont az együtttható nagyságában nagyon hasonló eredményt kaptunk. Kamstra et al. (2023) kutatásában 0,025 a  $SAD$  változó együttthatója, míg a jelen számításainkban ez 0,023.

Minden kereskedési napra kiszámolva az  $SAD$  változó értékét, megszorozva a regressziós egyenletből kapott együttthatóikkal, majd az így kapott hozamot évesítve megkapjuk a szezonális depresszió okozta éves hozamot. Kamstra et al. (2003) például a DAX-ra 8,2 százalékos talált. Eredményeink alapján Németországra 7,98 százalék, az Egyesült Királyságra 4,2 százalék, míg a NASDAQ-on 5,43 százalék a szezonális depresszió okozta hozam. Tehát ennyivel magasabbak a hozamok, ahhoz képest, mintha nem lenne szezonális depresszió. Annak tükrében ezek kimondottan magas értékek, hogy a 2. táblázatban szereplő napi hozamok körülbelül 10, 5 illetve 12,5 százalékos éves hozamnak felelnek meg. Ugyanakkor a hétfő-hatás, bár csak egy esetben szignifikáns, negatív előjellel szerepel, tehát az éves hozamokat csökkenti.

Összességében a 3. táblázatba foglalt indexek közül egyedül a NASDAQ esetén látható szignifikáns  $SAD_t$  együtttható és erős F-statisztika, tehát a modell feltételezhetően itt ragadja meg legjobban a szezonális depresszió hatását a részvényhozamokban megmutatkozó kockázatvállalási hajlandóságban.



**3. táblázat**

**Regressziós eredmények az Egyesült Államok és Európa kiválasztott részvényindexeire, robusztus standard hibákkal**

	Függő változó:				
	Napi hozamok (százalékban)				
	(S&P 500)	(NASDAQ)	(FTSE 100)	(DAX)	(OMX)
$SAD_t$	0,017 (0,010)	0,027** (0,013)	0,013* (0,007)	0,023** (0,009)	0,010 (0,009)
$D_t^H$	-0,033 (0,033)	-0,112*** (0,039)	-0,020 (0,033)	0,033 (0,041)	-0,024 (0,060)
Késleltetett változó	-6,566*** (2,286)	-1,772 (2,048)	-1,447 (1,862)	-1,198 (1,590)	-5,294** (2,463)
Tengelymetszet	0,034** (0,015)	0,049*** (0,019)	0,010 (0,016)	0,007 (0,020)	0,034 (0,030)
Megfigyelések száma	9 922	9 627	8 658	8 918	3 611
R <sup>2</sup>	0,005	0,002	0,001	0,001	0,003
Korrigált R <sup>2</sup>	0,004	0,001	0,0003	0,001	0,002
F-statisztika	15,443***	5,386***	1,795	2,505*	3,778**

Megjegyzés: \* $p < 0,1$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \*\*\* $p < 0,01$

Forrás: A *quantmod* csomag (Ryan – Ulrich 2022) adatai alapján szerkesztve

A 4. táblázat a lengyel és cseh WIG- és PX-indexek napi hozamaira futtatott (6) egyenlet eredményeit foglalja össze. Látható, hogy (egy kivétellel) egyik változóhoz tartozó együttható sem lesz szignifikáns, ahogyan az F-statisztikák sem azok 5 százalékos p-értéken vagy afelett. Vélhetően azért nem mutatható ki a regresszió keresztül a szezonális depresszió hozamokra gyakorolt hatása, mert mindkét ország esetében a rendelkezésre álló napi hozamok száma lényegesen kisebb, mint a nagyobb tőzsdéké.

Mindezt alátámaszthatja az is, hogy a napi hozamokra vonatkozóan szintén kevés megfigyeléssel rendelkező OMX  $SAD_t$  együtthatója sem lett szignifikáns. Ezen felül elképzelhető akár a nagyobb piaci integráció, az aszimmetrikus hozamok piacba árazódása, vagy akár egy olyan részvényindex, esetleg országspecifikus jellemző, amely az elemzés során nem került figyelembevételre.

**4. táblázat****Regressziós eredmények Közép-Európa kiválasztott részvényindexeire, robusztus standard hibákkal**

	Függő változó:	
	Napi hozamok (százalékban)	
	(WIG)	(PX)
$SAD_t$	0,002 (0,014)	0,011 (0,014)
$D_t^H$	0,084 (0,068)	0,006 (0,054)
Késleltetett változó	5,001 (4,683)	0,0001 (0,0002)
Tengelymetszet	0,010 (0,032)	0,007 (0,028)
Megfigyelések száma	2 023	2 026
$R^2$	0,003	0,0004
Korrigált $R^2$	0,002	-0,001
F-statisztika	2,247*	0,273

Megjegyzés: \* $p < 0,1$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \*\*\* $p < 0,01$

Forrás: A *quantmod* csomag (Ryan – Ulrich 2022) adatai alapján szerkesztve

**5. Összefoglalás**

Ahogy a bemutatott szakirodalom eredményeiből látszik, a befektetői érzelmekre és a különböző szezonális hatásokra fókuszáló kutatások a viselkedési pénzügyek különösen fontos részterületét jelentik. A befektetői hangulat és a szezonális olyan többletinformációval járhat például pénzügyi vizsgálatok esetén, aminek köszönhetően a megközelítés akár egy sikeres befektetői stratégia részét is képezheti. Továbbá a befektetői érzelmek és a megfigyelhető szezonális hatások figyelembevételével megmagyarázhatóvá válhatnak olyan piaci anomáliák, amelyeket a klasszikus pénzügytan már korábban megfigyelt, de nem tudott jól magyarázni.

A hangulatot és a szezonális hatásokat kutató szakirodalom eredményei jól mutatják, hogy mivel nehezen számszerűsíthető és vizsgálható változók kapcsolatát szeretnénk felderíteni, körültekintően kell eljárunk az elemzés során. Az empirikus elemzés mellett célszerű hangsúlyt fektetni az elemzés tárgyához tartozó szakterületi tudás feldolgozására. A különböző statisztikailag szignifikáns kapcsolati elemzéseket érdemes több szempontból vizsgálni, hiszen önmagában nem feltétlenül magyarázhat kauzalitást.

A Kamstra-féle modell elemzése és reprodukálása során az látszik, hogy az abban használt  $SAD_t$  változó alkalmas lehet a szezonális depresszió hatásának leírására, hiszen több részvényindex hozamának magyarázásra épített modell esetén is statisztikailag szignifikáns kapcsolatot mutatott. Mivel ebben a formában a változó az instrumentális változó redukált formájaként kerül felhasználásra, oksági kapcsolat a részvényhozamokban lecsapódó csökkent kockázatvállalási hajlandóság és a szezonális depresszió mértéke között nem mutatható ki.

Három nagy tőzsdének (NASDAQ, Egyesült Királyság, Németország) egy hosszú, de viszonylag friss adatbázisán szignifikáns hatást mutattunk ki. Mivel Škrinjarić a horvát tőzsdét vizsgálva azt találta, hogy a SAD-jelenségre építve profitábilis kereskedési stratégia alakítható ki, elemzésünk adalék lehet további vizsgálódásokhoz az említett három tőzsde vonatkozásában, amelyek arra irányulhatnak, hogy létrehozhatóak-e esetükben is ilyen portfóliók.

Az elemzés – az eredeti cikk módszertani megalapozottsága miatt és a szignifikáns kapcsolat figyelembevétel – arra enged következtetni, hogy a szezonális depresszió mértékére vonatkozó megfigyelések bevonásával akár oksági kapcsolatot is mérhetünk. A  $SAD_t$  változó bizonyos részvényindexek esetén alkalmas – proxyként értelmezve – a részvényhozamok magyarázatára. Ennek ellenére a bővebb kapcsolati és oksági elemzéshez a modell továbbfejlesztésére van szükség, illetve egy komplexebb idősoros megközelítés alkalmazására, több részvényhozam bevonásával és az adóévre vonatkozó változó felhasználásával pedig a közép-európai részvény piacra vonatkozóan tovább vizsgálható a szezonális depresszió hatása.

Kutatásunk nemcsak az akadémiai kutatók számára tartalmaz hasznos információkat, hanem a pénzügyi vállalatok vezetőinek is, főképp az általunk talált három érintett országban. Mivel számításaink alapján a szezonális depresszió 4–8 százalékos éves hozamért felelős, érdemes lehet a munkatársak kockázatkerülését csökkenteni a munkakörülmények fejlesztésével. A szezonális depresszió mérséklésére számos lehetőség kínálkozik, amelyet a vállalatok is felajánlhatnak a munkavállalóiknak (fényterápia, D-vitamin szedése, pszichológiai tanácsadás stb.). Ez akár egy újabb kutatás témája is lehetne.

## Felhasznált irodalom

- Arkes, H.R. – Herren, L.T. – Isen, A.M. (1988): *The role of potential loss in the influence of affect on risk-taking behavior*. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 42(2): 181–193. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(88\)90011-8](https://doi.org/10.1016/0749-5978(88)90011-8)
- Barberis, N.C. (2013): *Thirty years of prospect theory in economics: A review and assessment*. *Journal of Economic Perspectives*, 27(1): 173–196. <https://doi.org/10.1257/jep.27.1.173>

- Barberis, N. – Thaler, R. (2003): *Chapter 18 a survey of behavioral finance*. In: Constantinides, G.M. – Harris, M. – Stulz, R.M. (eds.): *Handbook of the Economics of Finance* (Vol. 1, Part B.). Elsevier, Amszterdam, pp. 1053–1128. [https://doi.org/10.1016/S1574-0102\(03\)01027-6](https://doi.org/10.1016/S1574-0102(03)01027-6)
- Cao, M. – Wei, J. (2005): *Stock market returns: A note on temperature anomaly*. *Journal of Banking & Finance*, 29(6): 1559–1573. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.06.028>
- Chundakkadan, R. – Nedumparambil, E. (2022): *In search of COVID-19 and stock market behavior*. *Global Finance Journal*, 54, 100639. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2021.100639>
- Cohen, R.M. – Gross, M. – Nordahl, T.E. – Semple, W.E. – Oren, D.A. – Rosenthal, N. (1992): *Preliminary data on the metabolic brain pattern of patients with winter seasonal affective disorder*. *Archives of General Psychiatry*, 49(7): 545–552. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1992.01820070039006>
- De Bondt, W.F. – Thaler, R. (1985): *Does the stock market overreact?* *The Journal of Finance*, 40(3): 793–805. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- Dowling, M. – Lucey, B.M. (2008): *Robust global mood influences in equity pricing*. *Journal of Multinational Financial Management*, 18(2): 145–164. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2007.06.002>
- Duxbury, D. – Gärling, T. – Gamble, A. – Klass, V. (2020): *How emotions influence behavior in financial markets: a conceptual analysis and emotion-based account of buy-sell preferences*. *The European Journal of Finance*, 26(14): 1417–1438. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2020.1742758>
- Fama, E.F. (1970): *Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work*. *Journal of Finance*, 25(2): 28–30. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fömötör Barna – Parádi-Dolgos Anett – Sipiczki Zoltán (2017): *A viselkedési pénzügyek és a fogyasztói kölcsönszerződések*. *Hitelintézeti Szemle*, 16(2): 154–167. <http://doi.org/10.25201/HSZ.16.2.154167>
- Golovics József (2015): *Korlátozott racionalitás és altruizmus: behaviorizmus a közgazdaságtudományban*. *Hitelintézeti Szemle*, 14(2): 158–172. <https://hitelintezetiszemle.mnb.hu/letoltes/6-golovics.pdf>
- Goodell, J.W. – Kumar, S. – Rao, P. – Verma, S. (2023): *Emotions and stock market anomalies: A systematic review*. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 37, 100722. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2022.100722>
- Hirshleifer, D. – Shumway, T. (2003): *Good day sunshine: Stock returns and the weather*. *The Journal of Finance*, 58(3): 1009–1032. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00556>

- Jacobsen, B. – Marquering, W. (2008): *Is it the weather?* Journal of Banking & Finance, 32(4): 526–540. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.08.004>
- Jacobsen, B. – Marquering, W. (2009): *Is it the weather? Response.* Journal of Banking & Finance, 33(3): 583–587. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.09.011>
- Joëts, M. (2012): *Mood-misattribution effect on energy finance: A biorhythm approach.* In: Barnett, W.A. – Jawadi, F. (eds.): Recent Developments in Alternative Finance: Empirical Assessments and Economic Implications (International Symposia in Economic Theory and Econometrics, Vol. 22). Emerald Group Publishing Limited, Bingley, pp. 213–233. [https://doi.org/10.1108/S1571-0386\(2012\)0000022016](https://doi.org/10.1108/S1571-0386(2012)0000022016)
- Johnson, E.J. – Tversky, A. (1983): *Affect, generalization, and the perception of risk.* Journal of Personality and Social Psychology, 45(1): 20–31. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.45.1.20>
- Kamstra, M.J. – Kramer, L.A. – Levi, M.D. (2003): *Winter Blues: A SAD Stock Market Cycle.* American Economic Review, 93(1): 324–343. <https://doi.org/10.1257/000282803321455322>
- Kamstra, M.J. – Kramer, L.A. – Levi, M.D. (2009): *Is it the weather? Comment.* Journal of Banking & Finance, 33(3): 578–582. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.09.013>
- Kamstra, M.J. – Kramer, L.A. – Levi, M.D. (2012): *A careful re-examination of seasonality in international stock markets: Comment on sentiment and stock returns.* Journal of Banking & Finance, 36(4): 934–956. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.10.010>
- Kelly, P.J. – Meschke, F. (2010): *Sentiment and stock returns: The SAD anomaly revisited.* Journal of Banking & Finance, 34(6): 1308–1326. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.11.027>
- Kuhnen, C.M. – Knutson, B. (2011): *The influence of affect on beliefs, preferences, and financial decisions.* Journal of Financial and Quantitative Analysis, 46(3): 605–626. <https://doi.org/10.1017/S0022109011000123>
- Kutasi Gábor – György László – Szabó Krisztina (2018): *A magyar lakossági állampapírpiacra érvényesülő viselkedési tényezők.* Hitelintézeti Szemle, 17(1): 110–136. <https://doi.org/10.25201/HSZ.17.1.110136>
- Lakatos Máté (2016): *A befektetői túlreagálás empirikus vizsgálata a Budapesti értéktőzsdén.* Közgazdasági Szemle, 63(7–8): 762–786. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2016.7-8.762>
- Lanfear, M.G. – Lioui, A. – Siebert, M.G. (2019): *Market anomalies and disaster risk: Evidence from extreme weather events.* Journal of Financial Markets, 46, 100477. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2018.10.003>

- Leonhardt, G. – Wirz-Justice, A. – Kräuchi, K. – Graw, P. – Wunder, D. – Haug, H.-J. (1994): *Long-term follow-up of depression in seasonal affective disorder*. *Comprehensive Psychiatry*, 35(6): 457–464. [https://doi.org/10.1016/0010-440X\(94\)90229-1](https://doi.org/10.1016/0010-440X(94)90229-1)
- Loewenstein, G.F. – Weber, E.U. – Hsee, C.K. – Welch, N. (2001): *Risk as feelings*. *Psychological Bulletin*, 127(2): 267–286. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.2.267>
- Markowitz, H. (1952): *The utility of wealth*. *Journal of Political Economy*, 60(2): 151–158. <https://doi.org/10.1086/257177>
- Miller, M.H. – Modigliani, F. (1961): *Dividend policy, growth, and the valuation of shares*. *Journal of Business*, 34(4): 411–433. <https://doi.org/10.1086/294442>
- Molnár Márk András (2006): *A hatékony piacokról szóló elmélet kritikái és empirikus tesztjei*. *Hitelintézeti Szemle*, 5(3): 44–62. <https://www.bankszovetseg.hu/Content/Hitelintezeti/04.pdf>
- Naffa Helena (2009): *Eszközárászási anomáliák többváltozós modellje*. *Hitelintézeti Szemle*, 8(6): 516–527. [https://www.bankszovetseg.hu/Content/Hitelintezeti/HSZ6\\_2009\\_naffa\\_helena.pdf](https://www.bankszovetseg.hu/Content/Hitelintezeti/HSZ6_2009_naffa_helena.pdf)
- Nagy Bálint – Ulbert József (2007): *Tőkepiaci anomáliák*. *Statisztikai Szemle*, 85(12): 1013–1032. [https://www.ksh.hu/statszemle\\_archive/2007/2007\\_12/2007\\_12\\_1013.pdf](https://www.ksh.hu/statszemle_archive/2007/2007_12/2007_12_1013.pdf)
- Neszveda Gábor (2018): *Thaler viselkedési közgazdaságtani munkássága*. *Hitelintézeti Szemle*, 17(1): 153–167. <https://doi.org/10.25201/HSZ.17.1.153167>
- Palinkas, L.A. – Wong, M. (2020): *Global climate change and mental health*. *Current Opinion in Psychology*, 32: 12–16. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2019.06.023>
- Pearl, J. – Mackenzie, D. (2018): *The Book of Why: the New Science of Cause and Effect*. Basic Books, New York.
- Pesaran, M.H. – Taylor, L.W. (1999): *Diagnostics for IV Regressions*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(2): 255–281. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00128>
- Peillex, J. – El Ouadghiri, I. – Gomes, M. – Jaballah, J. (2021): *Extreme heat and stock market activity*. *Ecological Economics*, 179, 106810. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2020.106810>
- Ruan, Q. – Zhang, M. – Lv, D. – Yang, H. (2018): *SAD and stock returns revisited: Nonlinear analysis based on MF-DCCA and Granger test*. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 509: 1009–1022. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.06.075>

- Ryan, J.A. – Ulrich, J.M. (2022): *quantmod: Quantitative financial modelling framework* [Computer software manual]. (R package version 0.4.20). Letöltés ideje: 2022. március 3. <https://www.quantmod.com/>
- Shanaev, S. – Shuraeva, A. – Fedorova, S. (2022): *The Groundhog Day stock market anomaly*. Finance Research Letters, 47(Part A), 102641. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102641>
- Škrinjarić, T. (2018): *Testing for Seasonal Affective Disorder on Selected CEE and SEE Stock Markets*. Risks, 6(4), 140. <https://doi.org/10.3390/risks6040140>
- Škrinjarić, T. (2022): *Let's make some profits on seasonal depression on the stock market*. Zbornik Radova, 28: 7–36. <https://doi.org/10.46458/27121097.2022.28.7>
- Škrinjarić, T. – Marasović, B. – Šego, B. (2021): *Does the Croatian Stock Market Have Seasonal Affective Disorder?* Journal of Risk and Financial Management, 14(2), 89. <https://doi.org/10.3390/jrfm14020089>
- Slovic, P. – Finucane, M.L. – Peters, E. – MacGregor, D.G. (2004): *Risk as analysis and risk as feelings: Some thoughts about affect, reason, risk, and rationality*. Risk Analysis, 24(2): 311–322. <https://doi.org/10.1111/j.0272-4332.2004.00433.x>
- Subramaniam, S. – Chakraborty, M. (2021): *Covid-19 fear index: does it matter for stock market returns?* Review of Behavioral Finance, 13(1): 40–50. <https://doi.org/10.1108/RBF-08-2020-0215>
- Thaler, R.H. (1999): *The end of behavioral finance*. Financial Analysts Journal, 55(6): 12–17. <https://doi.org/10.2469/faj.v55.n6.2310>
- Tversky, A. – Kahneman, D. (1974): *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases: Biases in judgments reveal some heuristics of thinking under uncertainty*. Science, 185(4157): 1124–1131. <https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124>
- Zuckerman, M. (1984). *Experience and desire: A new format for sensation seeking scales*. Journal of Behavioral Assessment, 6: 101–114. <https://doi.org/10.1007/BF01350166>
- Zuckerman, M. (2007): *The sensation seeking scale V (SSS-V): Still reliable and valid*. Personality and Individual Differences, 43(5): 1303–1305. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.03.021>