

# **Szakdolgozat**

Horváth Bálint

2023

Budapesti Corvinus Egyetem  
Pénzügy Intézet

## **Opciós árjegyzők nettó gamma kitettsége és az alaptermék volatilitása európai részvényindexek piacán**

Konzulens: Dr. Szűcs Balázs Árpád

2023

Horváth Bálint  
Pénzügy mesterszak  
Befektetés-elemző szakirány

## Tartalomjegyzék

<b>1. Bevezetés.....</b>	<b>2</b>
<b>2. Az opcióárazás alapjai .....</b>	<b>5</b>
2.1. A Black-Scholes-Merton modell .....	5
2.2. Görög betűk .....	6
2.3. Dinamikus deltafedezés .....	7
2.4. Gamma dinamikák.....	8
2.5. A dinamikus fedezés visszacsatolási mechanizmusa a Black-Scholes-Merton keretrendszerben .....	10
<b>3. Az opciós kereskedés hatása a mögöttes eszköz árfolyamára .....</b>	<b>13</b>
3.1. Korai tanulmányok .....	13
3.2. Az információ vezérelt árhatás .....	14
3.3. A dinamikus deltafedezés, mint árhatást kiváltó faktor.....	15
3.4. Információ vezérelt deltaegyensúlyi modell.....	18
3.5. Empirikus kutatások összefoglalása .....	19
<b>4. Aktuális fejlemények az opciós piacon .....</b>	<b>21</b>
4.1. Az opciós kereskedés felfutása .....	21
4.2. ODTE opciók – aznapi lejáratra kötött opciók.....	22
4.3. Gamma csapdák, gamma squeeze .....	24
<b>5. Módszertan és az empirikus modell megalkotása .....</b>	<b>26</b>
5.1. Adatok.....	26
5.2. A függő változó: historikus volatilitás.....	27
5.3. Nettó gamma kitettség proxy.....	29
5.4. Összefoglaló leíró statisztika .....	32
5.5. Az idősoros lineáris regresszió modell .....	34
<b>6. Eredmények .....</b>	<b>38</b>
6.1. Egyváltozós modellszelekció.....	38
6.2. Robusztusság vizsgálat .....	44
6.3. Az eredmények kontextusa és értelmezése.....	51
<b>7. Összegzés .....</b>	<b>53</b>
<b>Hivatkozásjegyzék .....</b>	<b>55</b>
<b>Adatok forrása.....</b>	<b>58</b>
<b>Függelék .....</b>	<b>60</b>

## 1. Bevezetés

Az opciós ügyletek rendkívül fontos szerepet töltenek be a világ vezető pénzügyi piacain. Az Egyesült Államokban az opciós kereskedés virágkorát éli, az elmúlt évtizedben az amerikai opciós piac több, mint a kétszeresére növekedett (OCC, 2023). Az opciók régóta a pénzügyi kutatások népszerű, visszatérő témája. Ezen derivatíva egy speciális aspektusa az utóbbi időben jelentős figyelmet kapott, és rövid időre még a főáramlatú pénzügyi média címlapjain is megjelent. Ez az aspektus az opciók a mögöttes eszközük árfolyamára gyakorolt hatása. Számos elméleti modell és empirikus tanulmány támasztja alá, hogy opciós piaci fejlemények jelentős mértékben képesek befolyásolni az ügylet alapjául szolgáló eszköz egyensúlyi árát, és mindenekelőtt annak volatilitását. A szakirodalom két táborra oszlik meg ezen megfigyelés okainak feltárása során. Az egyik magyarázat a piacok közötti tovaggyűrűző hatást az információs csatornának tudják be, azáltal, hogy az opciós piac többletinformációval rendelkezik a mögöttes piaccal szemben az árat meghatározó innovációk terén. A másik keretrendszer azzal érvel, hogy az opciós piac likviditásnyújtó szereplőinek a fedezési tevékenysége áll a megfigyelések háttérében. Az opciós árjegyzők ugyanis dinamikusan fedezik portfóliójukat, ezáltal változó rendszerességgel kilépnek a mögöttes termékek azonnali vagy határidős piacára és jellemzően meghatározó volumenben kereskednek, annak érdekében, hogy bizonyos kockázatok ellen védekezzenek.

Diplomadolgozatom ez utóbbi indoklással élő tanulmányok sorát kívánja gazdagítani. A témában végzett empirikus kutatások szinte kivétel nélkül az amerikai tőke- és derivatív piacokra koncentrálnak. Legjobb tudomásom szerint még nem készült olyan átfogó elemzés ebben a kérdéskörben, amely Európára is kiterjesztette volna a vizsgálatát. Ez motiválta szakdolgozatom fő kutatási területét, amely az opciók mögöttes eszköz árfolyamára gyakorolt hatásának elemzése, az európai indexopciók piacán. Az európai derivatív piac, ezen belül is az opciók piaca jelentősen eltér az amerikaitól, likviditását, strukturális sajátosságait, valamint jelentőségét tekintve. Arra voltam kíváncsi, hogy egy sok szempontból eltérő, kevésbé likvid piacon miképp, illetve egyáltalán érvényesülnek-e az Egyesült Államok piacán már több ízben empirikusan igazolt mechanizmusok. Kutatási kérdésem a következő: megfigyelhető-e öt Európában jegyzett indexopció piacán az opciós árjegyzők, illetve *dealer*-ek nettó gamma kitettsége és a mögöttes eszköz árfolyama között szignifikáns kapcsolat. A gamma kitettség az opciók dinamikus fedezése szempontjából kulcsfontosságú, hiszen annak a mértékét adja meg, hogy a portfólió kiigazítás milyen gyakran, milyen volumenben kell, hogy megtörténjen a fedezést végző szereplők (árjegyzők és *dealer*-ek) részéről. Előjele is kiemelt jelentőséggel bír: ha az árjegyzők és *dealer*-ek nettó gamma kitettsége pozitív, akkor a fedezési tevékenység a

piaci mozgással ellentétes irányba történik (pl.: ha esik az árfolyam, akkor veszik az eszközt). Amennyiben a kitettség negatív, akkor a piaccal egy irányba kell kereskedni (pl.: ha emelkedik az árfolyam, venni kell az eszközt). Az opciós árjegyzők és *dealer*-ek a fedezeti pozíció fenntartásakor nem árérzékenyek – elsődleges szempont az opcióból fakadó kockázat megszüntetése (deltasemlegesség visszaállítása). Így, amennyiben fedező szereplők nettó gamma kitettsége negatív előjelű és nem elhanyagolható nagyságrendű a mögöttes eszköz napi átlagos volumenéhez viszonyítva, az növeli a volatilitást. Ellenkező előjellel a volatilitás mérsékléséről beszélhetünk. Az empirikus tanulmányok szinte kivétel nélkül, egyhangúan azt találják, hogy a volatilitás, illetve a napon belüli hozamok autokorrelációja (momentuma és visszahúzása) és az opciós árjegyzők gamma kitettsége között szignifikáns, negatív irányú kapcsolat áll fenn. Az én kutatásom ezt egy kevésbé likvid és kevésbé fajsúlyos opciós piac mellett teszteli - öt európai<sup>1</sup> indexopció adatain. Az elemzett indexopciók közül három likvidnek számít európai viszonylatban: a DAX, az FTSE-100 és az SMI, kettő pedig kevésbé: a BEL20 és a HEX.

A dolgozat szerkezeti szempontból a következőképpen épül fel: A bevezetést követően bemutatom az opcióárazás alapjául szolgáló Black-Scholes-Merton modellt. A modell megértése ahhoz szükséges, hogy át tudjuk tekinteni a dinamikus deltafedezés logikáját, valamint hogy a Black-Scholes egyenlet parciális deriváltjai segítségével feltárjuk az opciók kockázati faktorait. Ezek közül kiemelten foglalkozok a gammával, bemutatom annak dinamikáját az opciós paraméterek függvényében. A fejezet utolsó szegmensében részletezek két matematikai levezetést, amely integrálja a Black-Scholes keretrendszerbe a deltafedezés által létrejövő többletkeresletet a mögöttes piacon, ezáltal formalizálva az opciós kereskedés visszacsatolási mechanizmusát az alaptermék piacára.

A következő szerkezeti egység a kutatási téma elhelyezése a releváns szakirodalmi kontextusban. Ismertetem az opciós árhatás elmélet két elkülönülő iskoláját: az információ vezérelt-, valamint a fedezési csatorna vezérelt indoklását a tapasztalható opciós árhatásnak. Szemléltetem, hogy az empirikus tanulmányok döntő hányada ugyanazokra a piacokra fókuszál: elsősorban a CBOE opciós termékei és az S&P 500 részvények. Ez megalapozza a tanulmányom létjogosultságát: az európai opciós piac mindmáig kimaradt a vonatkozó kutatásokból, annak ellenére, hogy a jelenség más piacokon nem elhanyagolható hatásokat vált ki.

---

<sup>1</sup> Ebben a kontextusban az európai jelző a régióra vonatkozik, nem pedig az opció lehívhatóságára.

A szakdolgozatban kitérek az opciós piacok aktuális fejleményeire is, aminek azért éreztem szükségét, mert a bemutatott jelenségek mind potenciálisan növelhetik a körüljárt fedezési árhatás jelentőségét. Egyrészt kifejtem az amerikai opciós piac növekedésének drasztikus ütemét és tényezőit. Továbbá bemutatok egy újkeletű sajátosságot is: az aznap lejáró opciók térnyerését is, amelyek delta-fedezeti szempontból kimondottan instabil termékek. Úgy vélem, az amerikai piac, amely a globális tőkeáramlás csomópontja, trendek és mozgások terén abszolút iránymutató a többi régióra nézve is. Ebből kifolyólag egy európai fókuszú elemzésben is van helye az Egyesült Államokbeli trendek részletezésének. A fejezet lezárásaként tárgyalok két scenáriót, amely során az opciós árjegyzők fedezeti tevékenysége szemmel jól látható piaci mozgást eredményezett – ezeket a helyzeteket hívjuk gamma csapdáknak.

A szakdolgozat módszertani fejezetében röviden ismertetem az elemzésbe bevont adatokat, azok forrását, leíró statisztikai jellemzését, eloszlását, illetve, hogy miképp készítettem elő azokat a további vizsgálathoz. Kitérek a nettó gamma kitettséget mérő proxy megalkotására és az ehhez kapcsolódó modellfeltevésekre, ennek szükségességére és esetleges korlátjaira egyaránt. A kutatási kérdés megválaszolásához idősoros lineáris regresszió modelleket illesztettem az adatokra, amelyek során függő változóként az alaptermék realizált volatilitását és loghozamainak abszolútértékét, független változóként pedig a nettó gamma kitettséget közelítő proxy-t szerepeltettem. A rendelkezésre álló adatokat megfeleltettem az idősoros lineáris regressziós modell aszimptotikus modellfeltevéseinek, szükség esetén a változók transzformálásával. A regressziós elemzés előkészítő folyamatát részletesen dokumentálom ebben a tartalmi egységben.

A modellszelekció során meghatároztam azokat a változókat és modellparamétereket, amelyek mellett a legjobban illeszkedő, zavaró torzításoktól mentes eredmények születnek. Ezt követően bemutatom a kiválasztott idősoros lineáris regressziós modellek eredményeit, az öt index vonatkozásában. A kapott eredményeket robusztusság vizsgálatnak vettem alá különböző, a volatilitás alakulását potenciálisan jól magyarázó független változók bevonásával. A tanulmányom legfontosabb megállapítása, hogy a DAX, az FTSE-100 és az SMI indexek esetében szignifikáns, negatív irányú és robusztus kapcsolat áll fenn a nettó gamma kitettség, illetve annak egyperiódusú késleltetése és a napi loghozamok abszolútértéke között. A két kisebb forgalmú index, a BEL20 és a HEX esetében nincs elfogadható bizonyíték a kapcsolat létezésére, vagy csak nagyon gyenge összefüggés figyelhető meg.

## 2. Az opcióárazás alapjai

### 2.1. A Black-Scholes-Merton modell

Fischer Black és Myron Scholes 1973-ban publikálták az opcióárazási elméletüket, amely ezt követően széles körben terjedt el a pénzügyi világban. Ugyanebben az évben Robert C. Merton szintén levezette a jól ismert eszközárzási formulát, egy eltérő logikát alkalmazva. Felhasználva az opció kifizetésfüggvényét és egy, a mögöttes eszközben felvett ellentétes pozíciót, létrehozhatunk egy kockázatmentes portfoliót, amely az arbitrázsmentesség elve alapján a kockázatmentes hozamot kell, hogy kitermelje. A következő fejezetben röviden bemutatom a Black-Scholes-Merton modell felépítését, a Merton-féle kockázatmentes árazási logikát követve.

Két kereskedett, bármilyen kis részre osztható alaptermékkel indul ki a modell: egy kockázatmentes (B: bankbetét) és egy kockázatos eszközből (S: részvény). Kikötjük, hogy a kockázatmentes hozam ( $r$ ) minden lejáratra ismert és a teljes periódus alatt konstans, így a bankbetét értékét determinisztikusan meg tudjuk határozni a következő időszakra nézve. A részvény árfolyama Geometriai Brown Mozgást követ.

$$dS_t = \mu \cdot S_t \cdot dt + \sigma \cdot S_t \cdot dW_t,$$

$$dB_t = r \cdot B_t \cdot dt,$$

ahol  $\mu$  és  $\sigma$  a driftet és a volatilitást jelölik és konstansok, a  $W$  pedig a véletlent megjelenítő Wiener tag.

A derivatíva, jelen esetben egy a kockázatos eszközre szóló európai call opció ( $g$ ) a részvényárfolyamnak, mint sztochasztikus folyamatnak egy idő-függő transzformáltja. Az Itô-formula kimondja, hogy amennyiben egy sztochasztikus folyamat Itô-folyamat (jelen esetben a részvényárfolyam az), és ismerjük annak a megváltozását, akkor abból felírható a transzformáltjának is a megváltozása.

$$g_t = f(t, S_t), \text{ valamint } g_T = f(S_T, T),$$

azaz lejáratkor a derivatíva értéke ismert.

$$dg_t = \frac{\partial g}{\partial t} \cdot dt + \frac{\partial g}{\partial S} \cdot dS_t + \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 g}{\partial S^2} \cdot dS_t \cdot dS_t$$

Az opció elméleti árának alaptermék szerinti érzékenységet a derivatíva értékfüggvényének  $S$  szerinti elsőrendű deriváltja adja meg, amit  $\Delta$ -val szokás jelölni. Ennek ismeretében gyártani tudunk egy önfinanszírozó, kockázatmentes portfoliót.

$$V_t = 1 \cdot g_t - \frac{\partial g}{\partial S} \cdot S_t = 1 \cdot g_t - \Delta \cdot S_t$$

Ha ennek a portfóliónak a megváltozására, azaz hozamára vagyunk kíváncsiak, akkor a behelyettesítést követően láthatjuk, hogy a véletlent képviselő Wiener-tag kiesik az egyenletből. Így matematikailag is visszaigazolható, hogy ez az eredendően sztochasztikus probléma visszavezethető egy determinisztikus folyamatra.

$$dV_t = 1 \cdot dg_t - \frac{\partial g}{\partial S} \cdot dS_t = \frac{\partial g}{\partial t} \cdot dt + \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 g}{\partial S^2} \cdot \sigma^2 \cdot S_t^2 \cdot dt = r \cdot V_t \cdot dt$$

Innentől kezdve V portfólióra tekinthetünk úgy is, mint szintetikus bankbetét, mivel nem függ a véletlentől, mindenképp a kockázatmentes hozam realizálható általa. A fentiekből rövid úton levezethető a Black-Scholes-féle parciális differenciálegyenlet.

$$r \cdot g = \frac{\partial g}{\partial t} + \frac{\partial g}{\partial S} \cdot r \cdot S + \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 g}{\partial S^2} \cdot \sigma^2 \cdot S^2$$

Magát az opcióárazási formulát akkor kapjuk meg, ha a Black-Scholes egyenletet megoldjuk azáltal, hogy peremfeltételként az opció kifizetésfüggvényét adjuk meg lejáratkor. Ennek eredménye a nevezetes Black-Scholes formula.

$$g = S \cdot \Phi(d_+) - P \cdot K \cdot \Phi(d_-), \text{ ahol } d_{\pm} = \frac{\ln\left(\frac{S}{P \cdot K} \pm \frac{\sigma^2}{2} (T-t)\right)}{\sigma \sqrt{(T-t)}}, P = e^{-r \cdot (T-t)}, K: \text{ kötési árfolyam}$$

A Black-Scholes-Merton modell fő erőssége, hogy egyedül a volatilitás paraméter nem figyelhető meg közvetlenül, erre kell becslést adni. Ugyanakkor nem kell semmilyen feltételezéssel élni a befektetők várható hasznosságfüggvényéről vagy kockázati attitűdjükről.

## 2.2. Görög betűk

A Black-Scholes modellből levezethető első- és másodrendű parciális deriváltak, az ún. görög betűk, az opció elméleti értékének érzékenységet (vagy áttételes érzékenységet) mutatják meg, különböző szempontok tükrében. Azok a piaci szereplők, akik kötelezettséget vállalnak az opciós szerződésekben az eszköz vételére vagy eladására vonatkozóan, komoly kockázatokkal kell, hogy szembenézzenek az opció futamideje alatt. A görög betűk ezeket a kockázatokat számszerűsítik, különböző kockázati faktorok szerint. A legnevezetesebb görög betű a delta ( $\Delta$ ), amelyet már a kockázatmentes portfólió megalkotásához is felhasználtunk. A delta az opció elméleti árának változását méri az alaptermék árának megváltozásához viszonyítva. Gammának ( $\Gamma$ ) hívjuk az opció alaptermék szerinti második parciális deriváltját: általa a delta megváltozásának ütemét vizsgálhatjuk, a részvényárfolyam megváltozásához képest. Jelen tanulmány kiemelt figyelmet fordít a gamma hatására, így erre az érzékenységi paraméterre részletesebben kitérek a továbbiakban. Gyakran használt görög betű továbbá a théta ( $\Theta$ ), amely az idő múlása szerint mutatja az opció értékének érzékenységet, a vega (V),



amely a volatilitást veszi számításba, valamint a  $\rho$ , amely a kamatszint megváltozásának hatását mutatja. Míg a  $\theta$  egy determinisztikus kockázatot testesít meg, utóbbi kettő modellkockázati paraméterek, hiszen mind a volatilitást, mind a kamatlábat konstansnak feltételezi a Black-Scholes-Merton modell, így azok valóságbeli megváltozása a modell torzításához vezet.

### 2.3. Dinamikus deltafedezés

Az opciós szerződések egyik oldalán jellemzően a pénzügyi közvetítőrendszer nagy intézményi szereplői állnak, akik vagy, mint *dealer*-ek, vagy, mint árjegyzők (*market maker*) biztosítanak likviditást az opciós piac számára. Mivel ezek a vállalatok - üzleti modelljük szerint - nem spekuláció révén, hanem a *bid-ask spread*-ből szerzik a profitot, ezért meglehetősen kockázatkerülő magatartást tanúsítanak. Továbbá, ha nem fedeznék kitétségeiket akkor a profitjuk nagyon instabil és szélsőséges lenne. Az opció kiírásából fakadó kockázatokat vagy teljes egészében, vagy javarészt megpróbálják fedezni (O'Hara & Oldfield, 1986). Fedezés során a görög betűk által megtestesített kockázat ellen védekeznek, elsősorban a deltát szem előtt tartva.

Az opciós árjegyzők általában törekszenek a portfólió delta szintjét a nullához közelíteni. Ezt úgy érhetik el, ha a portfóliójukba olyan eszközöket vesznek, illetve adnak el belőle, amelyek a teljes deltapozíciót a nulla irányába mozdítják el. Például pozitív delta stratégia (amikor a negatív irányból közelítjük a nullát) a long mögöttes részvény vagy egy másik opció: long call vagy short put. Ugyanezzel a logikával, legfontosabb negatív delta stratégia a short részvény, hiszen az alaptermék deltája abszolútértékben mindig 1. A négy alapvető opciós pozíción szemléltetve kibontható a deltafedezés legfontosabb dinamikája és iránya. Egy long call opciónak mind a gammája, mind deltája pozitív – így, amikor az alaptermék árfolyama emelkedik, az eleve pozitív gammapozíció még feljebb tolódik, ahhoz, hogy deltasemleges maradjon a fedező el kell adnia a mögöttes eszközt. Egy long put esetében, amennyiben adott időpillanatban a deltasemlegesség fennáll, és növekszik a részvény ára, az a pozitív gamma miatt növeli a deltát is, ami így a kívánatos nulla pozícióból a pozitív tartományba emelkedik. Emiatt szintén negatív delta stratégiát kell alkalmazni és adni kell a részvényt. Ebben a két esetben az opciós fedező a piaccal ellentétes irányba kereskedik – a deltafedezés, amennyiben van árhatása, mérsékli a volatilitást. A short call és short put opciók gammája negatív: ha a részvényár felfelé indul el, akkor a delta csökken. Továbbra is induljunk ki minden esetben zéró delta állapotból: egy short call-nál ha az árfolyam emelkedik, a delta csökken így venni kell a

mögöttes papírból a fedezet fenntartásához. Short put esetén ugyanez játszódik le, hiszen a delta itt is esik – szintén venni kell az alapterméket. Ha az árjegyző gamma short, akkor a deltafedezet fenntartásához a piaccal azonos irányba kell kereskednie, ez növeli a megtapasztalt volatilitást.

Amennyiben minden pillanatban deltasemleges portfóliót tudnának fenntartani az árjegyzők, abban az esetben a részvény árának megváltozásából fakadó sztochasztikus kockázatot teljesen eliminálnák. Mivel a delta és a többi görög betű is folyton változik, ezért ezt tökéletesen lehetetlen elérni. Mind a fedezést végző pénzügyi közvetítők, mind pedig a témában kutatást végzők számos szofisztikált módszertant dolgoztak ki arra kérdésre, hogy mi az optimális portfólió kiigazítás gyakorisága és volumene, a kockázatsemlegesség visszaállításának érdekében. Clewlow és Hodges (1997) a tranzakciós költségek viszonylatában azt a megállapítást teszik, hogy relatív nagy ár elmozdulások után érdemes a portfóliót kiigazítani. Augustyniak és Boudreault (2018) empirikusan bizonyítja, hogy a leghatékonyabb fedezeti gyakoriság az egy napon túl történő portfólió kiigazítás, ugyanis a hozamok eloszlása hosszabb időskálán közelebb állnak a normális eloszláshoz, így ez a fedezeti stratégia kisebb modellkockázatnak van kitéve. Mindazonáltal a legtöbb árjegyző napon belül többször is, de tőzsdezárás előtt mindenképp fedezi a származtatott pozícióit (Barbon et al., 2021).

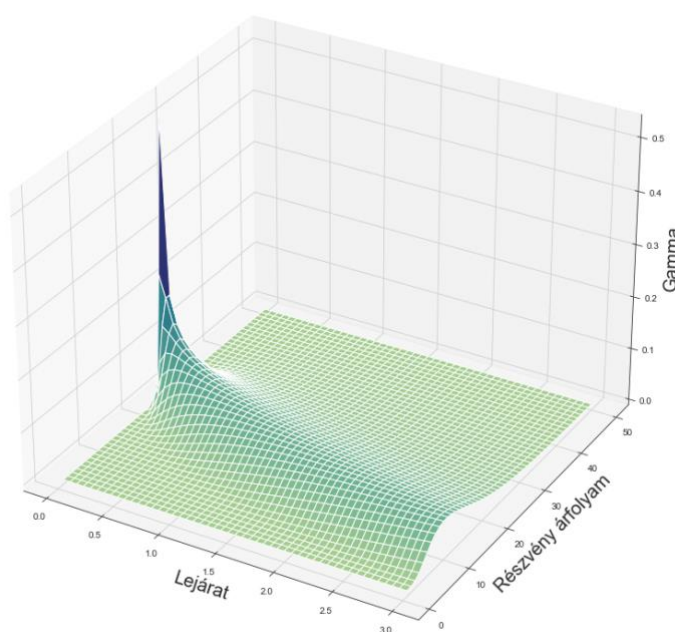
## **2.4. Gamma dinamikák**

A szakdolgozat témája szempontjából kritikus fontosságú feltárni a gamma jelentőségét és potenciális hatását. A gamma a derivatív pozíció eszközár szerinti másodrendű parciális deriváltja, a pozíció delta megváltozásának mértékét jelzi a mögöttes eszköz árváltozásának viszonylatában. Amennyiben a gamma alacsony, a delta változása lassú, így a deltasemlegesség fenntartása érdekében nem kell gyakran változtatni a portfólió összetételén. Azonban, ha a gamma abszolútértékben magas, akkor a delta érzékenyebbé válik az alaptermék ármozgására. Ebben az esetben kisebb részvény árváltozások is nagy portfólió kiigazítást igényelnek. Habár a pénzügyi intézmények monitorozzák a gamma kitettségüket, ezt nem kezelik napi szinten, hiszen elsősorban a deltasemlegességre törekednek (Hull, 2022). Anderegg, Ulmann & Sornette (2022) tanulmányában az opciós piacot két elméleti szereplőre osztják fel: *market maker*-ek és *market taker*-ek, azaz bizonyos szereplők biztosítják a likviditást, a többi szereplő pedig, nettó pozíció szerint felhasználja azt. Az opciós szerződés jogosultja (long) pozitív gammával, míg a kötelezettje (short) negatív gammával rendelkezik. A fent idézett tanulmány megállapítja, hogy az opciós piac két teoretikus szereplője lényegesen eltérő fedezeti rátát alkalmaz: az árjegyző igyekszik megközelíteni a kockázatmentes állapotot (hiszen az árrésből él), míg a piac másik

oldala alig fedez, mivel ők pont kitettséget szerettek volna szerezni az adott eszközben. A fentebb ismertetett deltafedezeti dinamikák tükrében fontos, hogy éppen melyik szereplőnek, milyen gamma kitettsége van, hiszen ebből jó eséllyel lehet következtetni a közeljövőben várható volatilitásra. Ugyanis amennyiben a gamma negatív és nem elhanyagolható mértékű, akkor a fedezeti pozíció fenntartásához az alapterméket venni kell, amikor az ára emelkedik és eladni, amikor csökken. Ha éppen a livkidityást biztosító szereplők kerülnek aggregáltan gamma short pozícióba, annak jelentős hatása lehet a volatilitás növekedésére nézve. Ellentétes esetben – azaz, ha nettó long gamma az opciós árjegyző – akkor az szűkíti az árfolyammozgás sávját. Baltussen et al. (2021), valamint Barbon et al. (2021) empirikus kutatásukban egyaránt bizonyítják, hogy a napon belüli momentum és az aggregált gamma kitettség szignifikáns, negatív irányú kapcsolatban vannak egymással. Utóbbi tanulmány a volatilitás megnövekedésére is szignifikáns statisztikai eredményt mutat fel, ami szintén nem meglepő a fent bemutatott spirális logika ismeretében. A dolgozat későbbi részében külön fejezetet szentelek ezen visszacsatolási mechanizmus empirikus bizonyításainak, kitérve különböző piacokra és számos egyéb aspektusára is a kérdéskörnek. Azonban a fentiek már most előrevetítik, hogy a Black-Scholes-Merton modell logikája szerint történő fedezés képes olyan mértéket ölteni, hogy az egyfajta visszacsatoló mechanizmusként hatást gyakoroljon a mögöttes termék árfolyamának volatilitására.

Ahhoz, hogy teljeskörűen feltárjuk a jelenséget érdemes kitekinteni a gamma természetszerű dinamikáira is. A gamma egészen addig nem ölt akkora méretet, hogy gondot okozzon, amíg az opciós szerződés meg nem közelíti a lejáratot és/vagy a kötési árfolyam az azonnali árat. Ezekben az esetekben, valamint ezen két lehetőség együttes fennállása esetén a gamma hatványszerű növekedést tud bemutatni. Általános esetben az opció kiírásának pillanatában a kötési árfolyam közel van a részvény spot árához, azonban a lejárat még messze van, ami mérsékeli a gammát. Ahogy telik az idő, az opció OTM-mé vagy ITM-mé válik, így a gamma továbbra se lesz kiugró. Egy árjegyző számára fedezeti szempontból az a legrosszabb forgatókönyv, ha már közel van a lejárat és az opció ATM-közeli, ekkor jelentős mértékben megnő az abszolútértéken vett gamma (Hull, 2022). Az 1. ábra ezt a dinamikát szemlélteti. Az illusztrált, teoretikus opció a következő paraméterekkel rendelkezik:  $K=25$ ,  $r=15\%$ ,  $\sigma=30\%$ .

Gamma alakulása a lejárat és a moneyness függvényében



**1. ábra:** Long opció gammájának alakulása a spot részvényárfolyam és a lejárat közelségének viszonylatában. A kötési árfolyamot és a lejáratot megközelítve kerül a gamma kiugró tartományba. – Forrás: saját szerkesztésű illusztráció.

## 2.5. A dinamikus fedezés visszacsatolási mechanizmusa a Black-Scholes-Merton keretrendszerben

Annak ellenére, hogy sem az 1973-as Black-Scholes cikkben, sem pedig Merton kiegészítő tanulmányában sem kerül kikötésre explicit módon a tökéletesen likvid piac az alaptermék esetében, ez egy olyan egyszerűsítő feltételezés, amelyet általában a modell részeként értelmeznek. Eszerint a piacon minden szereplő árelfogadó és senki nem tud egymaga olyan jelentős volumenben kereskedni, ami hatással lenne a kialakult egyensúlyi árra. A valóságban viszont előfordulnak piaci sűrűlódások, amik szélsőséges helyzetekben komoly hatást tudnak gyakorolni az ár alakulására.

Amennyiben a piaci szereplők (árjegyzők, *dealerek*) opciós portfóliójából származó fedezeti igénye akkora méretet ölt, hogy az átlagos napi volumenre nézve az nem elhanyagolható, akkor átmeneti és permanens piaci hatásokat is megfigyelhetünk (Anderegg, Ulmann & Sornette, 2022). Különböző elméleti modellek úgy oldják fel ezt a problémát, hogy megjelenítik a fedezést végző ágensek („*program trader-ek*”) keresleti függvényében a fedezet implikálta többletkeresletet.

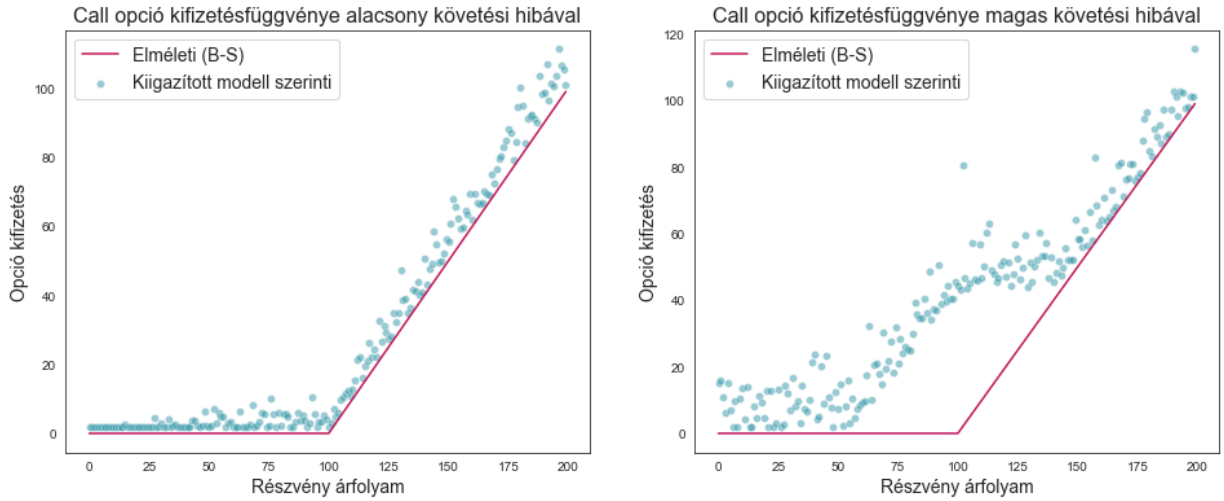
Frey és Stremme (1997) modelljében ez – a fedezés okozta - többletkereslet megjelenik a *program trader-ek* keresleti függvényében, amit a  $\rho \cdot \phi(\sigma, S)$  ad meg, amiben  $\rho$  a kereskedő piaci súlyát határozza meg.

$$\phi(\sigma, S) = \alpha + \int_{\mathbb{R}_+^2} \Phi(\sigma, K, (T - t), S) \cdot v(dK \otimes (T - t)),$$

ahol  $\mathbb{R}_+^2$  az opciós portfólió lejárat szerkezetének és kötési árfolyamainak eloszlását adja meg,  $v$  pedig ennek a mértéke. Az  $\alpha$  a *program trader* statikus – eddig meglévő – pozícióját jelöli a mögöttes termékben. A fedezés visszacsatolási hatását integráló modellben a korlátozó aggregált össskeresleti függvény a következő:

$$G(\sigma, f, S) = (1 - \rho) \cdot D(f, S) + \rho \cdot \phi(\sigma, S),$$

ahol  $D = f(f, S)$ , a fedezést nem végző *referencia trader-ek* a mögöttes eszköz árfolyamától és a gazdaság jelenlegi állapotát leíró sztochasztikus folyamattól ( $f$ ) függő keresleti függvénye. A kockázatos eszköz kínálatát egyben normalizáljuk, így a fenti keresleti függvénnyel meghatározható az egyensúlyi ár. Hogy összevevessék a visszacsatolási mechanizmussal korrigált modellt az elméleti Black-Scholes-Merton árakkal, bevezették a *követési hibát* ( $\epsilon$ ), amely megadja, hogy idővel, hogy mozdul el a fedezeti pozíció fenntartásához szükséges önffinanszírozó portfólió értéke a teoretikus Black-Scholes szerinti értékektől. Arra lehetünk figyelmesek, hogy a fedezett opciók eloszlásának heterogenitása, amit a  $v$  paraméterrel számszerűsítettünk, a kulcs faktor a volatilitás megváltozásának tekintetében. Ennek az intuitív értelmezése is meglehetősen kézenfekvő: ha a gammát befolyásoló szerződéses paraméterek szóródnak az opciós portfólióban, akkor nem valószínű, hogy a gamma a „kirobbanó” tartományába kerül. Ugyanakkor, ha a kötési árfolyam és lejárat paraméterek eloszlása homogén, könnyen kialakulhat olyan piaci helyzet, amiben az abszolútértékben magas gamma izgulékonyá alakítja a portfólió deltáját. Ebben az esetben a *program trader* a fedezet fenntartásához gyakran és nagy volumenben lép ki a piacra. Amennyiben nem tökéletesen likvid a piac (márpedig ebben a modellben nem az), ez azt eredményezheti, hogy ennek hatására elmozdul az egyensúlyi ár. A 2. ábra ezt szemlélteti: amennyiben az opció szerződéses paramétereinek eloszlása heterogén, akkor követési hiba ( $\epsilon$ ) alacsony, azonban amennyiben a lejárat és a kötési árfolyamok koncentrálódnak a *program trader-ek* portfóliójában, akkor megnövekszik a követési hiba.



**2. ábra:** Bal: A kötési árak és a lejáratidő szórása relatív magas; azaz az eloszlás viszonylag heterogén. Jobb: A kötési árak és a lejáratidő szórása relatív alacsony; azaz az eloszlás viszonylag homogén – Forrás: saját szerkesztésű illusztráció, Frey & Stremme (1997) alapján

Sircar és Papanicolaou (1998) hasonló logikát alkalmazva vezetik le a Black-Scholes-Merton keretrendszerrel konzisztens, a fedezés visszacsatolási hatását figyelembe vevő modelljüket. A kockázatos eszköz aggregált kínálata  $X_0$  konstans és a *referencia trader*-ek kereslete  $D(S_t, Y_t, t) = X_0 \cdot D(S_t, Y_t, t)$ , a kínálat arányában van kifejezve és függ az időtől, az eszköz áráról, valamint a *referencia trader*-ek bevételeitől ( $Y_t$ ). A *referencia* és *program trader*-ek összesített relatív keresleti függvénye:

$$G(S_t, Y_t, t) = D(S_t, Y_t, t) + \rho \cdot \Delta(S_t, t) \equiv 1,$$

ahol  $\rho = \frac{\xi}{X_0}$ , azaz a fedezett opciók volumenének aránya a teljes kínálathoz képest.  $\Delta$ -val jelöljük itt is a fedezett értékpapíronkénti kereslet arányát. A kereslet-kínálati egyensúly megadja az  $S_t$  és  $Y_t$  trajektória kapcsolatát:  $S_t = \psi(Y_t, t)$ ,  $S_t$  folyamatát ugyanaz a Wiener hajtja meg, mint az  $Y_t$  folyamatot. Az Itô-lemma alkalmazását követően megkapjuk az árfolyamat dinamikáját a visszacsatolási mechanizmus mellett.

$$dS_t = \alpha(S_t, Y_t, t) \cdot dt + v(S_t, Y_t, t) \cdot \eta(Y_t, t) \cdot dW_t,$$

ahol a korrigált drift  $\alpha = -\left\{ \lambda \frac{G_Y}{G_S} + \frac{G_t}{G_S} + \frac{1}{2} \eta^2 \cdot \left[ \frac{G_{YY}}{G_S} - 2 \cdot \frac{G_{SY}G_Y}{G_S^2} + \frac{G_Y^2 G_{SS}}{G_S^3} \right] \right\}$ , és a korrigált volatilitás  $v(S_t, Y_t, t) = -\frac{D_Y(S_t, Y_t, t) + \rho \cdot \Delta_Y(S_t, t)}{D_X(S_t, Y_t, t) + \rho \cdot \Delta_X(S_t, t)}$ . Az  $\lambda(Y_t, t)$  és  $\eta(Y_t, t)$  paraméter a *referencia trader*-ek aggregált sztochasztikus bevételei függvényében szereplő drift és volatilitás, rendre.

Látható, hogy az opciós fedezettség mértéke megjelenik a volatilitásban, egy, a deltát skálázó paraméterként. Ez felel az opciós piac visszacsatolásáért a mögöttes termék volatilitásában.

Az imént bemutatott két modell elméleti és matematikai alapot szolgáltat a szakdolgozatban körüljárt jelenségnek. A következő fejezetben empirikus bizonyítékokat felsorakoztató tanulmányokat mutatok be, amelyek az opciós kereskedés, valamint az ehhez tartozó fedezeti tevékenység árhatását vizsgálják.

### **3. Az opciós kereskedés hatása a mögöttes eszköz árfolyamára**

#### **3.1. Korai tanulmányok**

Miután 1973-ban megkezdődött a szabványosított egyéni részvényopciókkal való kereskedés az amerikai tőkepiacon (Chicago Board Options Exchange megalapítása), rövidesen kutatási kérdéssé vált az opciók közvetett árhatása. A fentebb ismertetett eredeti Black-Scholes-Merton keretrendszerben az opció és az alaptermék árfolyama között egyirányú kapcsolat van: előbbi meghatározza, többek közt, az utóbbi. Ugyanakkor empirikus megfigyelések egy sora bizonyítja, hogy a kapcsolat lehet kétirányú is. Ross (1976) korai tanulmánya az opciós kereskedés bevezetése után három évvel előre vetíti, hogy az egyszerű részvényre szóló opciók javíthatják a piaci hatékonyságot, hozzájárulhatnak a piaci egyensúly hatékonyabb kialakulásához. Az opciók bővítik a befektetők lehetőségeit, ezáltal bizonyos befektetői csoportokat felszabadíthatnak a korlátjaik alól, aminek a kereskedési volumen növekedése, valamint az árfolyam emelkedése is lehet az eredménye az adott eszközben. Conrad (1989) az elsők között mutatta ki, hogy az opciók nem redundáns értékpapírok. Tanulmánya az opciós kereskedés megjelenésének időszakára koncentrált; eseményelemzést alkalmazva megállapította, hogy az opciós kereskedés bevezetése után a mögöttes termék kumulált abnormális hozamai legalább harminc nappal a bevezetés utánig megfigyelhetőek voltak. Az opció bevezetése pozitívan hatott a hozamokra, ám ezen a megállapításon felül Conrad nem szolgáltat magyarázattal a jelenségre. Detemple és Jorion (1990) hasonló módszertannal, hasonló eredményre jutottak. Megerősítik, hogy az opciók bevezetése pozitívan hat a mögöttes részvény hozamaira, továbbá azt is megfigyelték, hogy az opció bevezetése a volatilitást is szignifikáns módon csökkentette az adott eszközben. Állításuk szerint az opciós piacok ezáltal stabilizáló szerepet tölthetnek be a teljes pénzügyi rendszeren belül, csökkentve a teljes rendszer volatilitását. Ez azonban, ahogy a későbbiekben hosszasan ki is térek rá, nem így történt.

Danielsen és Sorescu (2001) éppen ellentétes előjelű kapcsolatot fedeznek fel az opciók bevezetése és a részvényhozamok alakulása között. A nyilvánosan kereskedhető opciók

bevezetése könnyebbé teszi és előremozdítja az alaptermékben való short pozíció felvételét, ennek korlátjai (leginkább magas költségei) kevésbé akadályozzák a befektetőket. Ezzel magyarázzák, hogy az opció bevezetésével egyidejűleg szignifikáns negatív abnormalis hozamokat és a short érdekeltség szignifikáns növekedését tapasztalták.

### **3.2. Az információ vezérelt árhatás**

Az opciók ármechanizmusának okait feltáró irodalmat alapvetően két iskolába sorolhatjuk: a piacok közti tovagyrúzó hatást az információs csatornának, valamint a fedezési aktivitásnak betudó tanulmányok.

Az információs csatorna általi hatás alatt azt értjük, hogy az informált kereskedők preferálják az opciós piacot a részvényt piaccal szemben, ha az értékes információikat akarják lekereskedni. Ennek több oka is lehet: az opciós piacon viszonylag alacsony költségen magas tőkeáttételt tudnak elérni, valamint a bennfentes kereskedők könnyebben tudnak feltűnés nélkül szerződéseket kötni, mint a részvényt piacon (Easley et al., 1998).

Cao et al. (2005) felvásárlási megegyezés előtt álló vállalatok részvényárfolyamát vizsgálta, az opciós piac alakulásának tükrében. Eredményeik azt mutatják, hogy az opciós volumenek megnövekedése szignifikáns információ tartalommal bír közvetlenül a felvásárlás vagy egyesülés bejelentés előtt, míg egyéb időszakokban ez nem figyelhető meg.

Hu (2011) szerint mind az opciós ügyletek volumene, mind az opciók kétoldali árjegyzése képes előrejelezni a részvény árfolyam mozgását. Számításai szerint, az előrejelző képesség nem fordul meg hosszabb időhorizonton, ami arra utal, hogy az árhatás inkább a nempublikus információkkal rendelkező kereskedők kötéseinek köszönhető, mintsem a deltafedezés átmeneti árnyomásának.

Pan és Poteshman (2006) úgy találták, hogy több hétbe telik, amíg a részvényárak teljes mértékben alkalmazkodnak az opciós volumenbe ágyazott információkhoz. Az árak előrejelezhetősége növekszik a tájékozott kereskedők koncentrációjával és az opciós szerződések tőkeáttételével. Megjegyzik ugyanakkor, hogy az információ vezérelt ármechanizmus míg egyedi részvények esetén szignifikáns, ugyanakkor részvényindexek esetén nem tapasztalható. Ez arra utal, hogy a bennfentes kereskedők vállalatspecifikus információkkal rendelkeznek, nem pedig a piac egészére vonatkozóan vannak nempublikus információik.

Az eszközárak információ tartalma mérhető azáltal, hogy a már publikusan elérhető információk által elvégzett piaci vállalatértékelés mennyire hatékony az árfolyam



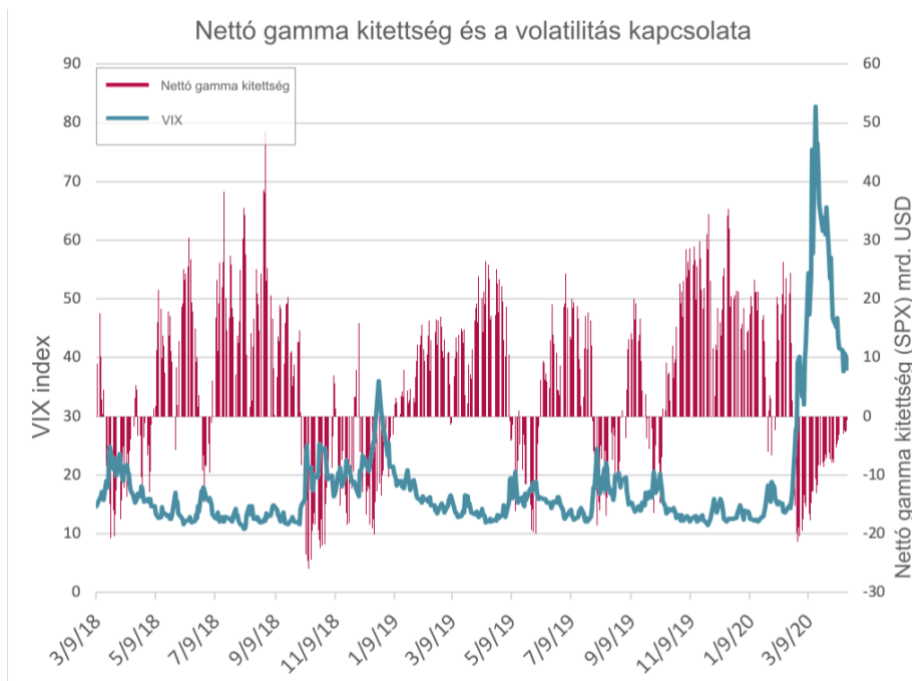
előrejelzésében. Cao et al. (2022) ezzel a módszerrel vizsgálta az opciós piacok és részvényt piacok összefüggését, és egyértelműen megerősítette, hogy az opciós kereskedés volumenének növekedése növeli a részvényárfolyamok információtartalmát.

A körüljárt jelenség nemcsak a részvényt piacokon, de a határidős devizapiacokon is megfigyelhető. Chan és Lien (2006) szintén az opciós piacok dominanciáját írja le a sima határidős piacokkal szemben, a devizakereskedés területén. A devizára szóló opciók bevezetése után drasztikusan javult a visszacsatolás az azonnali és a határidős piacok között, azaz, ha az opciók elérhetővé válnak, akkor vezető szerepet töltenek be a devizapiacok információtranszferében.

A bemutatott tanulmányok mindegyike bizonyítékot mutat fel arra, hogy az opciós kereskedés csökkenti az információk aszimmetriát a mögöttes piacon és növeli az információk hatékonyságát. Ennek kézenfekvő magyarázata, hogy az informált kereskedők előnyben részesítik az opciós piacot a részvényt piaccal szemben, így az új információk (innovációk) először az opciós kereskedésben tűnnek fel. Ezt erősíti a tény, hogy az empirikus tanulmányok jelentős része *lead*-ként azonosítja az opciós piac valamely paraméterét az eszközár-folyam alakulásával szemben.

### **3.3. A dinamikus deltafedezés, mint árhatást kiváltó faktor**

Ahogy a dolgozat elméleti megalapozásában már kifejtésre került, az opciót kiíró szereplők dinamikus deltafedezése képes lehet olyan átmeneti nyomást gyakorolni a mögöttes termék árfolyamára, amely megmozdítja az egyensúlyi árat. Ennek empirikus teszteléséhez szükséges valamilyen *proxy* bevezetése, amely megragadja az eszköz opciós láncolatának sajátosságait. Erre több eljárás is létezik – egyet a dolgozat módszertani részében részletesen be is mutatok – ám lényegét tekintve szinte mindegyik a teljes gamma kitettséget szeretné megragadni az adott eszköz mögött meghúzódó opcióknak, aggregált módon. Mivel a deltafedezés potenciális hatását szeretnénk izoláltan látni, ezért a fedezést végző piaci szegmens, azaz az árjegyzők és *dealer*-ek gamma kitettsége lesz érdekes számunkra. Ebből kifolyólag a továbbiakban erre a *proxy*-ra egységesen nettó gamma kitettségként fogok hivatkozni. Általános dinamika szerint, ha a nettó gamma kitettség pozitív (az árjegyzők long gamma pozícióban ülnek) az mérséklően hat az eszköz volatilitására, hiszen, ha esik (emelkedik) az árfolyam, akkor venniük (eladniuk) kell a mögöttes eszközt a spot vagy a határidős piacon. Ezzel szemben a negatív nettó gamma kitettség (short gamma) jelentősen megnöveli az alaptermék volatilitását (lásd 2.3. fejezet).



**3. ábra:** Az S&P 500 indexre szóló opciók nettó gamma kitettsége és az S&P 500 indexopciókon alapuló tőzsdei volatilitási várakozások mutatója a VIX. – Forrás: DeSimone (2020)

A 3. ábrán jól látszik a volatilitás és az árjegyzők gamma kitettsége között megfigyelhető negatív kapcsolat, az S&P 500 indexre szóló opciók esetében. A nem-információs csatorna egyre bővülő szakirodalma leginkább a napon belüli hozamok momentumát (pozitív autokorrelációját) hozza összefüggésbe a gamma kitettség alakulásával, ugyanakkor vannak empirikus bizonyítékok perzisztens hatásokra is. Ni et. al (2021) szignifikáns negatív kapcsolatot mutat be a részvényhozamok volatilitása és a nettó gamma kitettség között. Kutatásuk alapján az opciós részvények abszolút hozamának 10,5 százalékáért az opciós piac fedezést végző szereplői felelősek.

Beckmeyer és Moerke (2021) a tőzsdezáras előtti harminc percig bezárólag vizsgálták a napon-belüli hozamok momentumát és visszahúzását (negatív autokorrelációját). Úgy találták, hogy pusztán a deltasemlegesség fenntartása 18 bázispont momentumot vagy visszahúzást eredményez, az alaptermék 1 százalékos megváltozása mellett. Az eredményeik erősebbek voltak magasabb piaci kapitalizációval rendelkező vállalatok esetében, magyarázatuk szerint a magasabb szintű likviditás miatt. Információ-alapú tényezők nem magyarázzák a hozamok momentumát, így az információ vezérelt árhatás kizárható. A hozamok momentumát és visszahúzását okozó árnyomás átmeneti, a másnap reggeli nyitásra a tapasztalt hatások eliminálódnak.

Baltussen et. al (2021) szintén a napon-belüli hozam momentumot vizsgálta és hasonlóképpen a delta- / gammafedezést állapította meg fő hajtóerőnek. Ez a tanulmány az S&P 500 indexopció árjegyzői, valamint tőkeáttételes ETF-ek (tőzsdén kereskedett alapok) kezelőinek fedezési keresletére koncentrált. A tőkeáttételes ETF-ek hasonló nyomást helyeznek a piacra, mint az opciós árjegyzők, hiszen egy emelkedő (csökkenő) napon a bika/ ultra ETF-eknek növelniük (csökkenteniük) kell a kitettségüket a mögöttes termékben, míg a medve/ inverz ETF-eknek zárniuk (nyitniuk) kell a short pozícióikat. Eredményeik azt mutatják, hogy az opciós és LETF-ek fedezeti igényéből származó többletkereslet több napon keresztül felerősíti a jelenlevő piaci dinamikákat. Az opciók esetében míg a negatív nettó gamma kitettség szignifikáns kapcsolatot mutatott, pozitív tartományban nem hozható összefüggésbe a napon belüli hozam momentummal.

Barbon et al. (2021) cikke szerint a mögöttes termék abszolút hozam volatilitása  $t$  napon és a nettó gamma kitettség  $t-1$  napon között negatív, erősen szignifikáns és robusztus kapcsolat áll fenn. Beckmeyer és Moerke (2021) -vel szemben a kevésbé likvid termékek esetében erősebb kapcsolatot fedeztek fel. Barbon és szerzőtársai nemcsak a momentumra vonatkozóan, hanem a részvény abszolút hozamának (hosszabb távú volatilitásának) alakulásában is megállapításokat tesznek. Becsléseik azt mutatják, hogy a nettó gamma kitettség egy szórásnyi eltérése 5 és 25 bázispont közötti hozamcsökkenéssel jár. Vizsgálják továbbá a nettó gamma kitettség és a hirtelen piaci összeomlások („*flash crash*”) közötti összefüggést is; negatív *ex ante* nettó gamma kitettség esetén szignifikánsan nagyobb valószínűséggel fordulnak elő hirtelen összeomlások. A tanulmányban elkülönülten elemzik az egyes amerikai indexopciókat, amelyek esetében a fenti kapcsolatokat még erősebbnek találják. Ezen kutatások mindegyikének kulcsfontosságú tényezője, hogy mennyire zajos a nettó gamma kitettséget megragadó *proxy*. A tőzsdeindexekre szóló opciók esetében pontosabb *proxy* hozható létre, mivel sokkal nagyobb a nyitott pozíciók száma, mint egyedi részvények esetében – állítják a szerzők. Végül a napon-belüli momentummal és visszahúzással is párba állítják a gamma kitettséget, és ezzel megerősítik az eddig bemutatott vonatkozó szakirodalmat is. Negatív meredekségű, erősen szignifikáns kapcsolat áll fenn a *h-perces* hozamok autokorrelációs koefficiense és a nettó gamma kitettség között, amely  $h=60$  percnél a legerősebb. Ez azt mutatja, hogy az árjegyzők körülbelül ezen a frekvencián állítják vissza a deltasemlegességet portfólióikban.

Anderegg, Ulmann & Sornette (2022) a spot devizapiac és a devizaopciók piacának kapcsolatát térképezték fel. Az opciós piac likviditásnyújtó szereplőinek (árjegyzők, *dealer*-ek) megközelítőleg 1000 milliárd nagyságrendű negatív nettó gamma kitettsége- a bázisvalutában

számítva – az EURUSD esetében 0,7%-os, a JPYUSD esetében 0,9%-os volatilitás növekedést okozott. A 0,2%-os eltérést annak tudják be a szerzők, hogy az EURUSD piac likvidebb, mint a JPYUSD, így a jelentkező fedezési többletkereslet kisebb hatást gyakorol az árfolyamra. Amennyiben a fedezett opciók névleges értéke akkora mértéket ölt, hogy az a mögöttes eszköz napi átlagos volumenéhez képest nem elhanyagolható, abban az esetben az árhatás permanens is lehet.

Gayda et al. (2023) kimutatták, hogy a nettó gamma kitettség magára az opciós piac likviditására is kihat. Az opciós árjegyzők ugyanis maguk is monitorozzák a gamma kockázatot és nagy meglévő gamma kitettség esetén csak magasabb kompenzáció ellenében hajlandóak likviditást nyújtani. Ebből kifolyólag az opciós árjegyzés *spread*-jét, pontosabban az abban lévő likviditási prémiumot nagyban befolyásolja az árjegyzők portfóliójának gamma szintje. A nettó gamma kitettség az opciós piacon megfigyelhető napi *bid-ask spread* változás 1/3-át magyarázza. Továbbá piaci turbulenciák esetén a fedezést végző szereplők aktívan igyekeznek leépíteni a gamma szintjüket, ami tovább szűkítheti ilyenkor az opciós piac likviditását.

Buis et al. (2022) egy kockázatos eszköz szimulált piacán mutatja be, hogy mi történik, ha a megbízásokat adó heterogén szereplőket kiegészítjük egy likviditást biztosító szereplővel, aki eltérő gamma kitettséggel rendelkezhet és deltasemlegességre törekszik. Legfontosabb megállapításuk, hogy a dinamikus deltafedező szereplő magatartása hatással van a piac minőségére. Ha a dinamikus fedező long gamma, az három dimenzióban is javítja a piac hatékonyságát: alacsonyabb volatilitást, magasabb likviditást és kevesebb piaci elégtelenséget (*market failure*) eredményez. Úgy vélik, hogy szakpolitikai szempontból érdemes lenne a gamma csatornát kihasználni a piac minőségének javításához és a dinamikus fedezők számára olyan pozitív ösztönzőket biztosítani, hogy növeljék pozitív nettó gamma pozíciójukat.

### 3.4. Információ vezérelt deltaegyensúlyi modell

Kitekintésképp bemutatok egy olyan modellt, amely mind az információs csatorna létezését, mind pedig dinamikus deltafedezés árhatását megerősíti. A fedezés vezérelte árhatást a legtöbb tanulmány a nettó gamma kitettséghez köti, ám nem feltétlen egyértelmű, hogy mely fedezési indikátor, illetve görög betű kitettség bír a legjobb prediktív képességgel. DeSimone (2022) bevezeti az opciós megbízások deltája által vezérelt keresleti mutatót, eredeti nyelven a *Demand for Option Order Delta* (DOOD) indikátort.

$$DOOD_t = \frac{\sum^n \Delta_{i,t} \cdot (AskVolumen_{i,t} - BidVolumen_{i,t})}{Részvény\ volumen_t}$$

A fenti képlet nevezőjében minden opciós szerződéshez (i) tartozó delta, nettó keresleti volumennel vett szorzata szerepel, az adott opciós szerződés viszonylatában. Az így kapott egyes opciókhoz tartozó értékeket összegezzük a teljes opciós láncolaton végigmenően, majd a mögöttes részvény adott napi volumenével skálázzuk az összeget. Az *Ask* volumenre vonatkozóan azzal a feltételezéssel élünk, hogy az az opció végfelhasználóinak a kereslete (pl.: nyugdíjalapok, egyéni befektetők stb.), akik nem látnak el likviditásbővítő funkciót a piacon és a megvásárolt opciót nem fedezik. A modell szerint a nempublikus információval rendelkező emelkedésre számító (*bullish*) befektetők call opciókat vásárolnak, ami pozitív deltaegyensúlyt (magas DOOD) és magasabb részvényhozamot eredményez. Az informált pesszimista befektetők put opciókat vásárolnak, ami negatív deltaegyensúlyhoz vezet (alacsony DOOD). Számszerűsítve a relatív magas DOOD értékkel rendelkező részvények egyhetes időhorizonton nézve 32 bázisponttal felülteljesítettek az alacsony DOOD részvényekhez képest, ami éves szinten 17%. Habár ez az eredmény kiemelkedő, a modellhez szükséges input adatok jelenleg rendkívül nehezen hozzáférhetőek és a legtöbb eszközre nem is állnak rendelkezésre. Emiatt úgy gondolom, hogy a közeljövőben mind a kapcsolódó kutatásokat, mind pedig a kereskedési gyakorlatot továbbra is a gamma kitettség fogja dominálni.

### 3.5. Empirikus kutatások összefoglalása

Az 1. táblázatban olvasható az ismertetett empirikus tanulmányok kutatási területe, módszertana és időhorizontja. Habár széles szakirodalom áll rendelkezésre az opciós piac árfolyamra gyakorolt hatásait illetően, a munkák döntő többsége az amerikai értékpapír piacra koncentrál: leggyakrabban a CBOE-n kereskedett opciók, valamint ebből kiemelten az S&P 500 indexhez kapcsolódó indexopcióra vonatkozóan kapunk áttekintést. Széleskörű szakirodalomkutatást követően nem találtam egyetlen európai piacokkal foglalkozó releváns tanulmányt sem a témában. Továbbá a lenti felsorolás alapján az is kijelenthető, hogy az idő előrehaladtával jelentősebbé és számosabbá válnak a dinamikus deltafedezéssel indokló elemzések, az információ vezérelt árhatással szemben. Összefoglalva kijelenthető, hogy a dinamikus fedezés és ezen belül a gamma kitettség szignifikáns kapcsolata a mögöttes eszköz volatilitásával több piacon, számos eltérő módszertan mentén került bizonyításra.

Dátum	Szerző	Vizsgált piac	Adatok időszaka	Módszertan	Árhatás kiváltója
1989	J. Conrad	CBOE <sup>2</sup> és American Option Exchange opciói	1973-1980	Eseményelemzés	nem részletezi
1990	J. Detemple, P. Jorion	300 amerikai opciós részvény	1973-1986	Eseményelemzés	nem részletezi
1998	D. Easley, M. O'Hara,	CBOE opciói	1990 október és november	Szekvenciális kereskedési modell – több piacra	információ vezérelt
2001	B. R. Danielsen, S. M. Sorescu	CBOE opciói	1973-1995	Eseményelemzés	shortolás korlátjainak enyhülése
2005	C. Cao, Z. Chen, J. M. Griffin	CBOE opciói	1986-1994	Idősoros regresszió elemzés	információ vezérelt
2006	J. Pan, A. M. Poteshman	CBOE opció	1990-2001	Idősoros regresszió elemzés	információ vezérelt
2006	L. Chan, D. Lien	határidős devizapiac (DEM-, GBP-, CHF-, JPY-, CAD/USD)	1984-1986	Vektor autoregresszió	információ vezérelt
2011	J. Hu	OPRA <sup>3</sup> - amerikai értékpapír opciók	2008-2010	Fama-MacBeth regresszió	információ vezérelt
2021	H. Beckmeyer, M. Moerke	amerikai egyedi részvények és opciói	1996-2019	Panelregresszió	dinamikus fedezés vezérelt
2021	A. Barbon, A. Buraschi, C., Zarattini, L. Falconi	CBOE és Nasdaq tőzsdék (ISE, GEMX, PHLX) opciói	2010-2020	Panelregresszió, idősoros regresszió elemzés	dinamikus fedezés vezérelt
2021	S. Ni, N. Pearson, A. M. Poteshman, J. White	CBOE és Nasdaq International Securities Exchange (ISE) opciói	1990-2012	Idősoros regresszió elemzés	dinamikus fedezés vezérelt
2021	G. Baltussen, Z. Da, S. Lammers, M. Martins	S&P 500 indexopció, Tőkeáttételes ETF-ek	1997-2020 2006-2020	DiD regresszió, idősoros regresszió elemzés	dinamikus fedezés vezérelt
2022	J. Cao, A. Goyal, S. Ke, X. Zhan	amerikai tőzsdén jegyzett vállalatok	2005-2016	Idősoros regresszió elemzés	információ vezérelt
2022	B. Anderegg, F. Ulmann, D. Sornette	spot devizapiac és devizaopciók (EUR/USD, USD/JPY)	2017-2018	Nemlineáris idősoros regresszió elemzés	dinamikus fedezés vezérelt

<sup>2</sup> CBOE: Chicago Board of Exchange – Az Egyesült Államok legnagyobb opciós kereskedési platformja.

<sup>3</sup> OPRA: Option Pricing Reporting Authority – Amerikai információs központ. Az amerikai opciós tőzsdék konszolidálására vonatkozó SEC követelmény eredményeképp jött létre és az összes SEC által engedélyezett értékpapír opció tőzsdéről származó adatot magába foglalja.

2022	G. DeSimone	amerikai opciós részvények	2016-2022	Keresztmetszeti (bővebben nem részletezi)	információ és fedezés vezérelt
2023	L. Gayda, T. Grünthaler, J. Harren	S&P 500 indexopció	1996-2020	Panelregresszió, idősoros regresszió elemzés	dinamikus fedezés vezérelt

**1. táblázat:** A bemutatott empirikus tanulmányok összefoglalása és összehasonlítása – Forrás: saját összeállítású, saját szerkesztésű táblázat

## 4. Aktuális fejlemények az opciós piacon

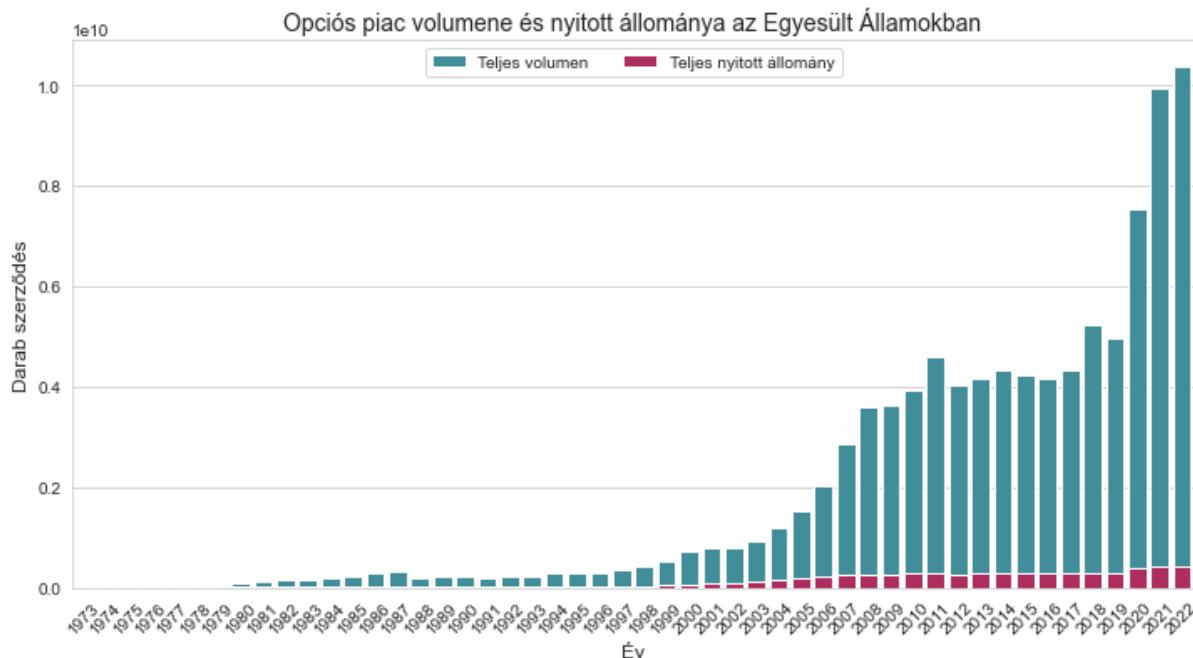
### 4.1. Az opciós kereskedés felfutása

Az Egyesült Államokban az opciós kereskedés 1990 óta folyamatos növekedést mutat, de az elmúlt pár évben, pontosabban a Covid-19 válság időszakában körülbelül megkétszereződött a teljes opciós piaci aktivitás (OCC, 2023). Az opciók piacán az intézményi nagybefektetők mellett megjelentek az utóbbi időben a kisbefektetők is, jelentős nagyságrendben. Az egyéni befektetők száma az alacsony kezdeti befektetés és a potenciális gyors megtérülés miatt soha nem látott szintre emelkedett az opciós tőzsdéken. A kisbefektetők, a nagy professzionális szereplőkhöz hasonlóan nagy tőkeáttétel elérésére is használják ezeket a derivatív eszközöket. A CBOE Global Markets szerint az elmúlt 5 évben a kisbefektetők jelenléte megnégyszereződött az opciós piacokon (Banerji, 2021).

A befektetői preferenciák megváltozása rengeteg új termék megjelenéséhez vezetett: 1999-ben jelentek meg a QQQ-ra és más ETF-ekre szóló opciók, majd 2005-ben a SPY opció, amely napjaink leglikvidebb opciója. 2010-től kezdve elérhetővé válnak az egyhetes indexopciók, amelyek a hét különböző napjain járnak le. Bár ezen innovációk egyike sem vezetett önmagában jelentős ugráshoz az opciós kereskedésben, hosszú távon együttes hatásuk számottevő (Nasdaq, 2023). 2022-ben az opciós piac újabb rekord magasságban zárta az évet, 10 milliárd megkötött kontraktus felett. A részvény és indexopciós piacokat, kereskedési platformokat is nagyfokú verseny jellemzi: jelenleg 16 különböző opciós tőzsde verseng az Egyesült Államokban a megbízásokért, közülük a három legnagyobb szolgáltató rendre a Chicago Board Options Exchange (CBOE), a Nasdaq és a New York Stock Exchange (NYSE). Az amerikai részvényt piacon körülbelül 11 000 különböző egyedi részvényt, ADR<sup>4</sup>-t és ETF-et vásárolhatnak meg a befektetők, míg az opciós piacon megközelítőleg 8 000 mögöttes eszközre

<sup>4</sup> ADR: American depositary receipt, azaz amerikai letéti igazolás. Egy olyan kereskedhető értékpapír, amely egy külföldi – nem az Egyesült Államokban bejegyzett – vállalat részvényeit képviseli, lehetővé téve annak kereskedését az amerikai pénzügyi piacokon.

köthető opció. A különböző paraméterekkel rendelkező opciók száma eléri a másfél milliót (Nasdaq, 2023). 2023-ban a CBOE adatai szerint napi 9,5 millió opciós szerződést kötnek, 54,9 milliárd USD átlagos napi névértékben. A 4. ábra szemlélteti az opciós aktivitás dinamikus felfutását, egészen 1973-tól kezdődően.



**4. ábra:** A teljes opciós piac volumene (kontraktusszám) és nyitott állománya az Egyesült Államokban az opciós kereskedés kezdete óta. – Forrás: saját szerkesztésű ábra, adatok forrása: OCC (2023)

Az opciós kereskedés ilyen mértékű felfutása természetesen azt eredményezi, hogy a likviditást biztosító szereplők opciós portfóliója többszörösére növekszik. Ebből fakadóan a fedezeti pozíciók is egyre nagyobb nagyságrendet öltenek. Amennyiben ez a trend fennmarad, arra lehet számítani, hogy az opciós likviditást biztosító szereplők fedezete által implikált többletkereslet még nagyobb hatást fog gyakorolni a mögöttes eszközök piacára. A gamma kitettség alakulásától függően lehet ez a hatás egyaránt pozitív és negatív a volatilitásra nézve, azonban az árjegyzők gyakran gamma short pozíciót foglalnak el ezeken a piacokon, így összességében nagyobb eséllyel növeli a volatilitást a bemutatott tendencia.

#### 4.2. 0DTE opciók – aznapi lejáratra kötött opciók

Az elmúlt időszakban az Egyesült Államokban drasztikusan megnövekedett a rövidtávú, valamint azon belül is a 24 órán belül lejáratú opciók kereskedelme. Az egyedi részvényre szóló opciók közül a leglikvidebbek (AAPL, TSLA, GME) esetében sem beszélhetünk általában 24



órán belüli lejáratról, hiszen ezeknél a legrövidebb kötési időpont jellemzően a következő pénteki nap. Ugyanakkor a legnagyobb forgalmat bonyolító indexopciókra köthető aznap lejáró opció is: az S&P500, NASDAQ100, Dow Jones és a FTSE100 mindegyikére megtalálható 0DTE (*0 days to expiration*) opció a piacon.



**5. ábra:** Az egy hétnél rövidebb lejáratú opciók aránya a teljes opciós aktivitás viszonylatában, 20 napos mozgóátlag. – Forrás: SpotGamma (2022)

Ahogy az 5. ábrán látható, 2022 végére a teljes opciós volumen megközelítőleg felét a rövid lejáratú (egy héten belüli) opciós szerződések teszik ki, míg ugyanez az arány 2019-ben csak egyharmada volt a teljes forgalomnak. A SpotGamma (2023) számításai szerint 2022-ben az SPX opció kereskedési volumenének 45%-át az aznap lejáró kontraktusok tették ki, ez az érték 2021-ben csak 21% volt átlagosan. Ezeket az opciókat jellemzően nagyon magas frekvencián kereskedik és csupán töredéküket tartják meg lejáratig, ezért a delta-fedezeti viselkedésük sokkal kevésbé kiszámítható, mint a hosszabb távú opcióknak. Ebből kifolyólag a gamma kitettség egy fokkal kevésbé fontos indikátor, mint a hosszabb távú opciók esetén. Ugyanakkor nem beszélhetünk a deltafedezés teljes hiányáról sem, hiszen a JPMorgan adatai szerint delta-egyenlőtlenség mögöttes termék piacára gyakorolt hatása -0,6% és 1,1% között mozog bármely 5 perces időintervallumon az S&P500 piacon (ZeroHedge, 2022).

Ahogy a 2.4. fejezetben már bemutattam, a lejáráthoz közelítve a gamma exponenciális növekedésre vagy csökkenésre hajlamos. Amennyiben felborul az egyensúly és a short 0DTE opciók miatt az árjegyzők gammája erősen negatívba fordul át, az jelentősen megnövelheti a napon belüli momentumot vagy visszahúzást. Így annak ellenére is, hogy a kiírt opciók fedezési aktivitása kevésbé egyértelmű – ami többek között az átlagos 2,5-szeres volatilitás prémiumának is köszönhető – a 0DTE opciók nagy mértékben növelhetik a napon belüli

volatilitást. A JPMorgan elemzői szerint a 24 órán belül lejáró S&P 500 opciók kritikus esetben az indexben egy 5%-os esést egy 25%-os zuhanássá erősíthetnek fel, amely nagyságrendre az 1987-es fekete hétfő óta nem volt példa (BusinessInsider, 2023).

### **4.3. Gamma csapdák, gamma squeeze**

Az opciós árjegyzők gammaegyensúlyának felborulása szélsőséges esetekben drasztikus piaci összeomlásokat és szárnyalásokat eredményezhet. Ezek a scenáriók rendszerint akkor fordulnak elő, amikor hasonló paraméterekkel rendelkező opciós szerződések koncentrációja nagyon magas egy mögöttes eszköz esetében és a likviditást nyújtó szolgáltatók erősen gamma short pozícióba kerülnek. Fontos megjegyezni, hogy az opciós gamma hatás nemcsak ekkor van jelen a piacon, hanem perzisztens módon folyamatosan kifejti hatását, ugyanakkor ritkán azonosítható olyan egyértelműen az, mint a lentebb bemutatott példák esetében.

2014 október 13-án az egyébként azt megelőzően nyugodt időszakban lévő General Motors (GM) részvény szokatlan napon belüli mozgást mutatott. Barbon et al. (2021) számításai szerint az opciós árjegyzők nettó gamma kitettsége a nap elején mélyen negatív volt, több, mint 11 millió USD-nak felelt meg. Ez a GM részvény aznapi átlagos óránkénti forgalom 21%-nak felelt meg. Feltételezhetően az egyensúlytalanságot short OTM put opciók nagyfokú koncentrációja okozta. A nap közepén a GM meredek esésbe kezd, amely ezeket az OTM opciókat közelebb viszi a kötési árfolyamukhoz, tovább növelve a gamma kitettséget. A deltasemlegesség fenntartása érdekében az árjegyzők növelték a short állományukat a mögöttes részvényben, ami további nyomást helyezett az árra. Ez a kereskedés utolsó 30 percében különösen jól azonosítható, amikor a kereskedési volumen jelentősen megemelkedik az átlagoshoz képest. Ezen a napon a szerzők az óránkénti hozamok 43%-os autokorrelációját állapították meg, tehát a deltafedezés nagyban felerősítette az egyirányú piaci mozgást. A napon belüli évesített volatilitás 24%, amely szintén lényegesen az átlag felett van. A GM esetében a megfigyelhető gamma csapda nem okozott napon túli perzisztens hatást, a napi záróárfolyamból számított loghozam nem tekinthető abnormálisnak, ugyanakkor nem példa nélküli az se, hogy a gamma csapda hosszabb távon fennmaradó volatilitás növekedést eredményez.

Látványosabb, ámde kevésbé transzparens példa a GameStop (GME) 2021 január végi története. A pénzügyi sajtóban világszerte elterjedt GME jelenség sokak számára ismert lehet: tetőpontján, január 28-án, a GME részvényeinek árfolyama 500 USD felé emelkedett, ami a hónap eleji 17,25 USD értékének közel 30-szorosa. A GME történetében számos jelenség keveredik, amelyek hatását nem lehet izolálni egymástól: kisbefektetők online platformokon

keresztüli szerveződése és koordinált kereskedése (kétségtelenül ez volt a legerősebb faktor), a magas *short-float* arányból fakadó *short-squeeze*<sup>5</sup>-szerű dinamikák, és nem utolsósorban az opciós kereskedés nagymértékű bevonódása miatt kialakult gamma csapda is közrejátszott a szinte példátlan növekedésben, majd gyors összeomlásban.

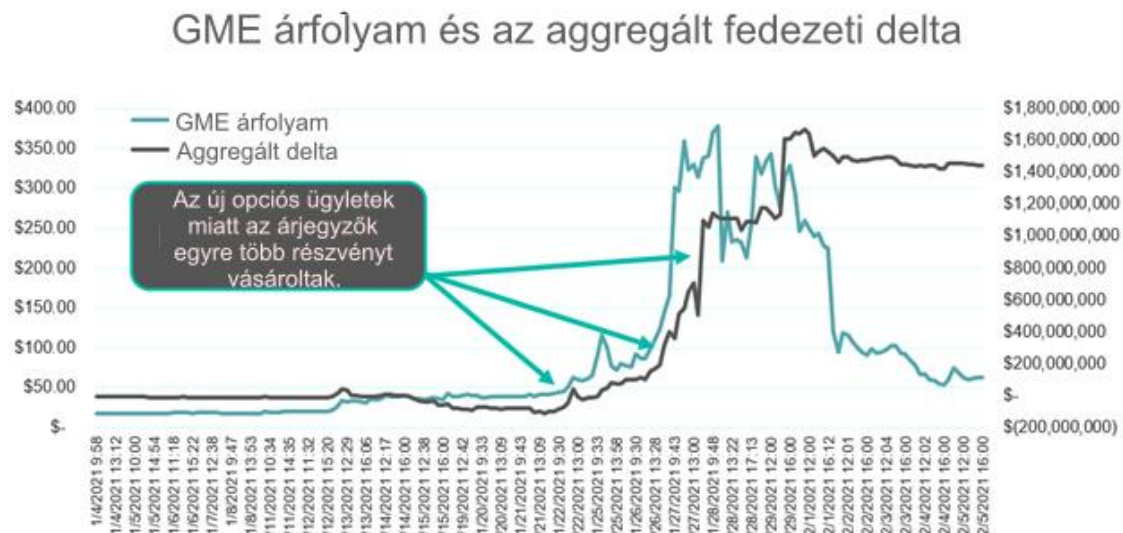
A GameStop esetében az opciós piac jelentősége két okra vezethető vissza. Egyrészt a GameStop egyike volt azoknak a vállalatoknak, amelyek elavult üzleti modellje<sup>6</sup> miatt a professzionális befektetők úgy gondolták, hogy nincs jövője a vállalatnak, így nagyméretű short pozíciókat nyitottak a GME részvényeiben. 2021 január 22-én a forgásban lévő részvények (*public float*) 140%-át tette ki a short érdekeltség (*short float*). Ezek jellemzően nagy fedezeti alapok portfóliójában voltak, akik bevett üzleti gyakorlat szerint, kis költségű, mélyen OTM long call opciós pozíciókkal védekeztek a potenciális *short squeeze* ellen. Ennek a lényege, hogy ha – várakozásaikkal ellentétesen – felfelé mutató trend alakul ki a GME részvény árfolyamában, akkor kis költségen tudják likvidálni a short pozícióikat, azáltal, hogy lehívják a kezdetben OTM, addigra valószínűleg ITM-mé váló opciókat.

A másik ok az volt, hogy a kezdeti koordinált kisbefektetők, majd később a mániát követő további szereplők nagy arányban vételi opciókat vásároltak, a nagyobb tőkeáttétel relatív olcsó elérése miatt. Fontos továbbá megjegyezni, hogy a put-call arány leginkább a közeli lejáratokra borult fel, hosszabb távon kevésbé volt megfigyelhető a jelenség. Ez összhangban van azzal, hogy a kisbefektetők többsége nem valós érték, hanem rövid távú spekuláció céljából fektetett a GME-be. Összességében tehát az opciós piacra két irányból is átlagon felüli nyomás érkezett, ami az opciós árjegyzők gamma egyensúlyát is negatív irányba tolta el, rövidtávon. Mivel az opciók nagy része rövid lejáratú és kötési árfolyam közeli vagy azon túli volt, az aggregált gamma kitettsége erősen negatív volt az árjegyzőknek. Habár több, mint valószínű, hogy a GME árfolyamának felrobbanásában nem az opciós piac játszott vezető szerepet és pontos hatását nem tudjuk elkülöníteni, ez volt az első „gamma squeeze” jelenség, amely széleskörű publicitást kapott, valamint hatása is jelentős volt az események eszkalálódásában.

---

<sup>5</sup> Amennyiben egy eszközben magas a short érdekeltség aránya tehát előfordulhat a *short squeeze* jelensége, amelynek során drasztikus áremelkedés hatására a shortolók a pozíciójuk zárására kényszerülnek tömegesen, jellemzően a letéti követelmények megnövekedése miatt. A short pozíciók zárása további nyomást helyez az árfolyamra, így tovább folytatódik az emelkedés.

<sup>6</sup> A GameStop egy klasszikus („brick-and-mortar”) videojáték értékesítéssel foglalkozó üzletlánc. A videojáték piacon beállt változások – elsősorban a digitális terjesztés elterjedése – valamint a Covid-19 járvány gazdasági hatásai jelentősen csökkentették a személyes vásárlások számát, így a GME bevételei is veszélybe kerültek.



**6. ábra:** A GameStop árfolyamának alakulása és a GME-re szóló opciók aggregált fedezeti delta – Forrás: SpotGamma (2021)

A 6. ábrán látható, hogy miképp mozgott együtt az opciós piac likviditásnyújtó szereplőinek becsült aggregált deltapozíciója és a GME árfolyam emelkedése. Ahogy felerősödik a trend, a befektetők egyre több opciót nyitnak, amelynek hatására az árjegyzők deltapozíciója megsokszorozódik. Sajnos a gamma paraméter alakulására vonatkozóan nem áll rendelkezésre megbízható adat, azonban a fentebb körüljárt tények ismeretében és a delta ilyen mértékű változásából következtethetünk arra, hogy a nettó gamma kitettség mélyen negatív volt ezekben a napokban.

## 5. Módszertan és az empirikus modell megalkotása<sup>7</sup>

### 5.1. Adatok

A szakdolgozat kutatási kérdése, hogy miképp érvényesül az opciós árjegyzők nettó gamma kitettségéből származó többletkereslet implikálta volatilitás változás az alaptermék piacán, öt Európában bejegyzett részvényindex esetén.

Az elemzés alapjául szolgáló opciós adatok az OptionMetrics adatszolgáltató OptionIvy Europe DB adatbázisból származnak. Az adatbázis a 2002.01.01. és 2019.12.31. közötti időszakot fedi le és több, mint 900 opciós értékpapírt (egyedi részvények és indexek) tartalmaz az összes jelentős európai értékpapír tőzsdéről. Az adatok tartalmazzák a napi opciós árazási

<sup>7</sup> A teljes elemzés replikálásához szükséges python kódok és a hozzá tartozó magyarázatok, valamint adatminták elérhetők a <https://github.com/balint41/Thesis> link alatt.

információkat (elszámolási árak), a görög betűket, a nyitott állományt, az implicit volatilitást, valamint a kereskedési volument. Az opciós adatok úgynevezett opciós láncolatban (*option chain*) állnak rendelkezésre, ami azt jelenti, hogy egy napon, egy részvényhez vagy indexhez tartozóan átlagosan 150-200 opciós szerződést láthatunk, különböző szerződési paraméterekkel (lejárat, kötési árfolyam, call/put, kétoldali árjegyzés), valamint eltérő megvalósult kötésekkel és kereskedésekkel (nyitott állomány és volumen). Emiatt ilyen nagyszámú opciós értékpapír és ilyen hosszú elemzési időhorizont mellett az adatbázis mérete önmagában kihívás elé állítja az elemzőt. Ahhoz, hogy további vizsgálatnak vethessem alá az adatbázist, részletekben (*chunks*) olvastam be, valamint aggregáltam az adatpontokat, elsősorban a *pyreadstat*, *pandas* és *numpy* programcsomagok segítségével, Python környezetben. A beolvasást a legfőbb európai tőzsdeindexekre szűkítettem: DAX, FTSE-100, CAC40, BEL20, HEX, SMI. Ennek - az adatmértékből fakadó szükségszerűsége túl - az volt az oka, hogy a szakirodalom (Barbon et al., 2021) szerint indexre szóló opciók esetében a nagyobb nyitott állomány miatt kevésbé zajos gamma proxy-t lehet előállítani. Továbbá az európai részvényopciós volumen döntő hányadát a részvényindexeknek tulajdonítjuk (lásd 13. ábra). A hiányzó adatpontok kezelhetetlen sokasága miatt végül a CAC40 indexet ki kellett zárnom a kutatásból. A brit, német és finn tőzsdeindexek az elemzési periódus teljes időszakában közel hiánytalanul rendelkezésre álltak, míg az SMI és 2002 júniusától jelenik meg az elemzésben. A BEL20 index adatai 2002 és 2017 között voltak az elemzéshez megfelelő minőségűek, ugyanakkor 2008-at követően ennél az indexnél teljesen ellaposodik az opciók nyitott állománya.

Az opciós adatok esetében az volt a cél, hogy egy napon, egy indexhez egy aggregált gamma értéket tudjak rendelni, amely ebben az esetben a nettó gamma kitettség *proxy*-jaként szolgál és a fedezést végző szereplők fedezési keresletét jelöli.

A kutatás további, az alaptermék mögöttes piacához vonatkozó input adatokat is felhasznál. Ilyen például az indexek napi volumene, valamint nyitó, záró, legmagasabb és legalacsonyabb árfolyama, amelyeknek forrása a Yahoo Finance, illetve a Bloomberg voltak. A robusztusság vizsgálat során kontrollváltozóként szerepeltetnek több monetáris politikára-, befektetői hangulatra-, valamint más piacok volatilitására vonatkozó adatot. Ezek bemutatását és az adatok forrásának megjelölését a Robusztusság vizsgálat fejezetben (6.2.) teszem meg.

## **5.2. A függő változó: historikus volatilitás**

A kutatás során a nettó gamma kitettség hatását szeretném vizsgálni a mögöttes árfolyam alakulásának tükrében. Ahogy már bemutattam, a gamma kitettség mindkét irányba eltolhatja

az árfolyamot, attól függően, hogy short vagy long, illetve call vagy put opciókat fedeznek nagyobb mértékben az árjegyzők, valamint a volatilitást egyaránt tudja mérsékelni vagy növelni, annak függvényében, hogy pozitív vagy negatív az aggregált gamma kitettség. Ha az árhatást vizsgáljuk a sima loghozamok nem lesznek jó függő változók, hiszen a gamma mindkét irányba mozgathatja az árfolyamot. Az abszolút loghozamok vizsgálata már kézenfekvőbb.

Ugyanakkor leginkább a realizált volatilitást és a momentumot szeretnénk megragadni. A volatilitás közvetlenül nem megfigyelhető paraméter, más adatok transzformálása révén kell megbecsülnünk. Felmerülhet a múltbeli implicit volatilitások használata, azonban nem arra vagyunk kíváncsiak, hogy milyen várakozások jellemezték az opciós piacot a mögöttes eszköz volatilitására vonatkozóan, hanem hogy ténylegesen miképp alakult a realizált volatilitás. A realizált vagy historikus volatilitás becslésére számos módszer létezik, azonban egyik sem tökéletes. A leggyakoribb megoldás a napi záróárfolyamok szórását veszi alapul (*close-to-close*) majd szorozza meg a vizsgált időszak alatt eltelt napok számának a gyökével.

$$HV_{cc} = \sigma_{\{t:T\}}^c \cdot \sqrt{T}$$

Ez a módszer jó közelítést ad, azonban nem veszi figyelembe a napon belüli mozgásokat. A korábban bemutatott tanulmányok jelentős része a napon belüli hatásokra hívta fel a figyelmet a gamma egyensúlytalanság kapcsán. Én egyaránt szeretném figyelembe venni a napon belüli nagy mozgásokat és a perzisztens hatásokat is. Erre alkalmas volatilitás becslő a Parkinson volatilitás (Parkinson, 1980). A Parkinson volatilitás a részvényárfolyam napi legmagasabb (h) és legalacsonyabb (l) pontját veszi alapul, tehát egy sokkal hatékonyabb módja a rendelkezésre álló adatok feldolgozásának, hiszen eleve kétszer annyi adatpontból becsül, mint a *close-to-close*. A Parkinson volatilitás azonban leginkább folytonos piacokon bizonyul precíz becslőnek, ugyanis nem veszi figyelembe a nyitó- és záróárfolyamokat. Ebből kifolyólag szisztematikusan alulbecsli a volatilitást.

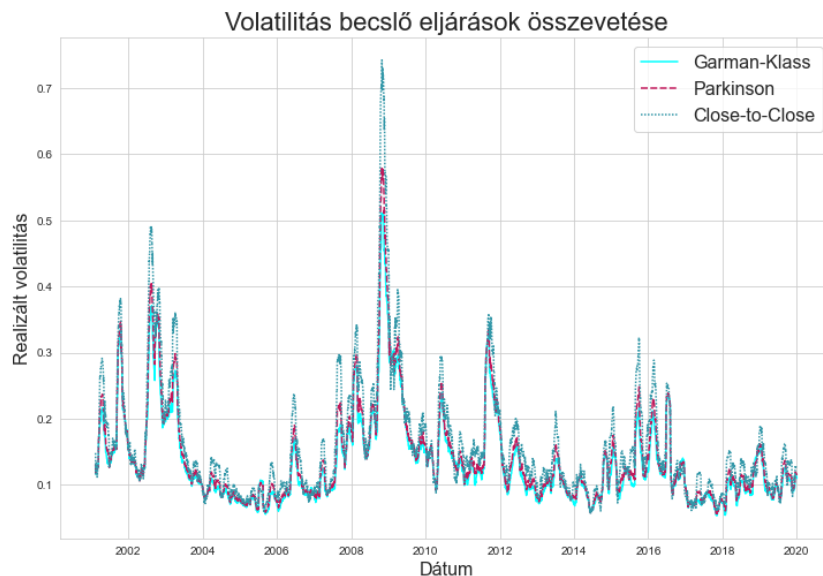
$$HV_{Parkinson} = \sqrt{\frac{1}{4 \cdot T \cdot \ln 2} \sum_{t=1}^T \ln \left( \frac{h_t}{l_t} \right)^2}$$

A Parkinson volatilitás becslő hátrányait igyekszik kiküszöbölni a Garman-Klass (1980) féle volatilitási mérőszám, amely magába foglalja a nyitó-, záró-, legmagasabb- és a legalacsonyabb árfolyamát is az eszköznek. Mivel a piacok jellemzően a nyitás és a zárás körül a legaktívabbak ezért a Garman-Klass pontosabb becslést ad a volatilitás alakulására. Hátránya (ahogy a Parkinson volatilitásnak is egyaránt), hogy feltételezi, hogy az árfolyam megváltozása folytonos diffúz folyamat, pontosabban Geometriai Brown Mozgás. Ezért ez a

volatilitásbecslés nem robusztus a nyitás körüli *gap*-ekre, azaz árfolyamugrásokra, valamint a trendmozgásokra. Mindazonáltal Molnár (2011) empirikus tanulmánya számos volatilitás becslő eljárást vet össze és a Garman-Klass volatilitási mértéket állapítja meg a legpontosabbnak.

$$HV_{GK} = \sqrt{\frac{2}{T} \sum_{t=1}^T \ln \left( \frac{h_t}{l_t} \right)^2 - \frac{2 \cdot \ln 2 - 1}{T} \cdot \ln \left( \frac{c_t}{o_t} \right)^2}$$

Kutatásom során mindhárom realizált volatilitást becslő eljárást figyelembe veszem, hogy minél teljesebb, és a becsült historikus volatilitás torzításától mentes képet kapjak. Ahogy a 7. ábrán megfigyelhető, a három eljárás természetesen nagyon hasonló trajektóriát rajzol ki, ugyanakkor a záróárfolyamok szórását figyelembe vevő Close-to-Close módszerhez képest a Parkinson és a Garman Klass mérték rendre alábecsüli a realizált volatilitást.



**7. ábra:** A különböző volatilitási mértékek összevetése az FTSE-100 index historikus árfolyamai alapján. – Forrás: saját szerkesztésű ábra

### 5.3. Nettó gamma kitettség proxy

Az opciós fedezés áthatását vizsgáló tanulmányok kulcsfontosságú tényezője, hogy a fellépő gamma egyensúlytalanságot mennyire jól tudják megbecsülni. A nettó gamma kitettséget úgy tudjuk meghatározni, hogy egy adott napon ( $t$ ), egy indexhez ( $i$ ) tartozóan végigmegyünk az opciós láncolaton és az egyes opciókhoz ( $j$ ) tartozó gamma értékeket súlyozzuk a nyitott állományukkal (db szerződés). Így megkapjuk, hogy az adott értékpapírnak, adott napon mi a gamma profilja: ha abszolútértékben magas értéket látunk, az azt jelenti, hogy

az index opciós láncolatában aznap viszonylag sok a közeli lejáratú és/vagy ATM-közeli opciós szerződés.

$$\Gamma_{t,i} = \sum_j OpenInterest_{j,t} \cdot \Gamma_{j,t}(S_t, K, (T - t), \sigma, r, div)$$

Mivel minket elsősorban az érdekel, hogy a gamma kitettségnek mi lesz a részvény árfolyamára gyakorolt hatása, nem elhanyagolható a mögöttes piac likviditása. Egy likvidebb piacon a fellépő többletkereslet kevésbé képes elmozdítani az egyensúlyi árat, mint egy kevésbé likvid piacon. Ebből kifolyólag a fenti aggregált gamma kitettséget skálázzuk a mögöttes eszköz piacán megfigyelt volumen 21-napos mozgóátlagával (ADSV: *average daily share volume*).

$$\Gamma_{t,i} = \frac{\sum_j OpenInterest_{j,t} \cdot \Gamma_{j,t}}{ADSV_{t,i}}$$

Mivel számszerűsíteni szeretnénk a fedezési tevékenység kiterjedését, azaz valamilyen adott valutában mérhető hatást szeretnénk megragadni, a fenti egyenlet számlálóját megszorozzuk az adott opció kontraktusméretével (CSize) és a mögöttes eszköz aznapi záróárfolyamával (S).

$$\Gamma_{t,i}^{\text{€}} = \frac{\sum_j OpenInterest_{j,t} \cdot \Gamma_{j,t} \cdot CSize_j \cdot S_{t,i}}{ADSV_{t,i}}$$

Az opciós láncolatban kétoldali árjegyzés látható és a görög betűk alapértelmezetten a long pozícióhoz tartozó előjellel szerepelnek benne, így például a gamma mindig pozitív. Az elemzéshez az árjegyzők és a *dealer*-ek pozíciója releváns, hiszen ők fedezik az opció kiírásából származó kitettséget. A tökéletes eljárás az lenne, ha pontosan el tudnánk választani a fedezést végző piaci szereplőket és az opciók „végfelhasználóit”, azonban erre sok esetben nincs megfelelő adat, közelítésekkel, feltételezésekkel kell élni.

Ahhoz, hogy az indexopciók irányát meg tudjuk becsülni, át kell tekinteni a jellemző piaci viszonyokat. Empirikusan igazolható, hogy az intézményi befektetők tőzsdeindexekre szóló put opciókat vásárolnak portfólió biztosítás céljából (Bollen és Whaley, 2004). Gârleanu et al. (2008) megállapítja, hogy az opció végfelhasználói többségben gallér stratégiát követnek: long pozíciót tartanak put- és short pozíciót call indexopciókból. Befektetési alapok opciós portfóliója is hasonló mintázatot mutat: call opciókat írnak ki és put opciókat vásárolnak indexekre vonatkozóan (Cici és Palacios, 2015). Mivel ezeknek az ügyleteknek nagy volumenben nincs piaci alapon szerveződő szerződő fele, az árjegyzők és a *dealer*-ek állnak szembe az opciók végfelhasználóival. Ebből kifolyólag a likviditást biztosító szereplők nettó long call és nettó short put pozíciókban ülnek. Mivel a short pozíció negatív gammával jár, ezért az árjegyzőknek és *dealer*-eknek elméletileg gyakran negatív gamma kitettségük van.



Ahhoz, tehát, hogy meghatározzuk a fedezési kereslettel bíró szereplők aggregált nettó gamma kitettségét – alkalmazva a fenti feltételezéseket – a következő egyenlőséget használjuk:

$$\Gamma_{t,i}^{Exp} = \Gamma_{Call}^{\epsilon}(t,i) - \Gamma_{Put}^{\epsilon}(t,i)$$

Összefoglalva, az alkalmazott eljárás a következő feltételezésekkel él (SqueezeMetrics, 2017):

- Minden tőzsdén kereskedett opció egyik szerződő fele egy árjegyző, akinek az a feladata, hogy likviditást biztosítson a piacnak, opciós portfólióját porfitábilisan kezelje és opciós kereskedéseit prudens módon fedezze.
- Az indexekre szóló vételi opciókat a befektetők – azaz az opciókat spekulatív céllal<sup>8</sup> tartó szereplők – adják el, és az árjegyzők veszik meg.
- Az indexekre szóló eladási opciókat a befektetők veszik meg és az árjegyzők adják el.
- Az árjegyzők dinamikus deltafedezést hajtanak végre és igyekeznek minden időpillanatban deltasemlegesek maradni.

Habár a leírt nettó gamma kitettség közelítés nem tökéletes, a fentebb bemutatott tanulmányok közül többen is hasonló módszertannal dolgoztak (pl.: Beckmeyer és Moerke 2021, Gayda et. al, 2023, Baltussen et al., 2021).

Ezzel a módszertannal alkottam meg a saját adatokon mért nettó gamma kitettséget. Mivel a *proxy* sok komponensből áll össze – bármelyik adat hiányzása ellehetetleníti a nettó gamma kitettség aznapi megállapítását. Amennyiben az amúgy folytonos adatsor elvétele tartalmazott hiányzó adatpontot, akkor a hiányzó nettó gamma kitettséget a megelőző 21 nap átlagával töltöttem fel. Mivel a gamma kitettség készletszerűen épül fel, ezt logikusabb eljárásnak tartottam a nullával való kitöltéssel vagy a törléssel szemben. Azonban azokban az időszakokban, amikor hosszabb ideig fennálltak hiányzó adatok, nem volt értelme mozgóátlaggal feltölteni, így ezeket a napokat kivettem az elemzésből. A CAC40 index esetében az adatbázis nem tartalmazta az opciók nyitott állományát, így ezt kizártam a kutatásból. A BEL20 index esetében a szinte az idősor teljes egészén elenyésző a gamma kitettség mértéke, ez valószínűleg annak köszönhető, hogy az opciós kereskedés nyitott állománya nem számottevő az index mögöttes piacának a volumenéhez képest. Ebből kifolyólag a BEL20-nél sokkal kisebb magyarázóerőre lehet számítani a gamma proxy részéről, ám nem zártam ki a kutatásból, hiszen releváns lehet megnézni a fedezési hatások dinamikáját egy olyan piacon is, ahol az opciós kereskedés nem számottevő. A függelék A.-D. ábrái,

---

<sup>8</sup> Spekulatív célon felül lehet fedezeti pozíció is, ugyanakkor itt fontos megjegyezni, hogy nem az opciós kitettséget fedezik a szereplők, hanem valamilyen egyéb kockázat ellen kötik az opciót. Ennek a fedezési tevékenységnek nincs köze a dinamikus deltafedezéshez, így ennek keresleti nyomás sem lesz az eredménye.

valamint a 9. ábra szemlélteti a nettó gamma kitettség és a realizált volatilitás alakulását az időben az öt vizsgált index esetében. Az ábrákon jól látható, hogy mikor szembesültem huzamosabban fennálló hiányzó adattal, emellett már itt is felfedezhető a két változó között feltételezett negatív kapcsolat.

#### 5.4. Összefoglaló leíró statisztika

	N	Átlag	Szórás	Min	25%	50%	75%	Max
<b>DAX (2002-2019)</b>								
Nettó gamma kitettség	4562	0,020	0,077	-0,202	-0,035	0,015	0,068	0,354
Loghozam	4562	0,02%	1,43%	-7,43%	-0,61%	0,08%	0,70%	10,80%
Realizált volatilitás (GK)	4562	16,53%	8,99%	5,55%	10,62%	13,80%	18,97%	58,99%
<b>FTSE-100 (2002-2019)</b>								
Nettó gamma kitettség	4480	0,003	0,012	-0,039	-0,004	0,001	0,008	0,075
Loghozam	4480	0,01%	1,14%	-9,27%	-0,51%	0,04%	0,56%	9,38%
Realizált volatilitás (GK)	4480	13,29%	6,93%	5,36%	8,80%	11,03%	15,18%	51,15%
<b>SMI (2002-2019)</b>								
Nettó gamma kitettség	4414	-0,016	0,049	-0,295	-0,042	-0,014	0,013	0,137
Loghozam	4414	0,02%	1,07%	-6,70%	-0,49%	0,05%	0,55%	9,45%
Realizált volatilitás (GK)	4414	12,46%	6,74%	4,99%	8,44%	10,01%	13,66%	43,55%
<b>HEX (2002-2019)</b>								
Nettó gamma kitettség	4156	0,017	0,074	-0,337	-0,017	0,006	0,052	1,063
Loghozam	4156	-0,01%	1,45%	-9,23%	-0,72%	0,05%	0,73%	8,85%
Realizált volatilitás (GK)	4156	15,73%	8,21%	5,06%	10,07%	12,92%	19,16%	53,47%
<b>BEL20 (2002-2017)</b>								
Nettó gamma kitettség	3760	0,006	0,071	-0,460	0,000	0,000	0,000	0,780
Loghozam	3760	0,00%	1,29%	-8,32%	-0,58%	0,03%	0,64%	9,33%
Realizált volatilitás (GK)	3760	13,28%	6,51%	5,32%	8,75%	11,44%	16,02%	46,32%

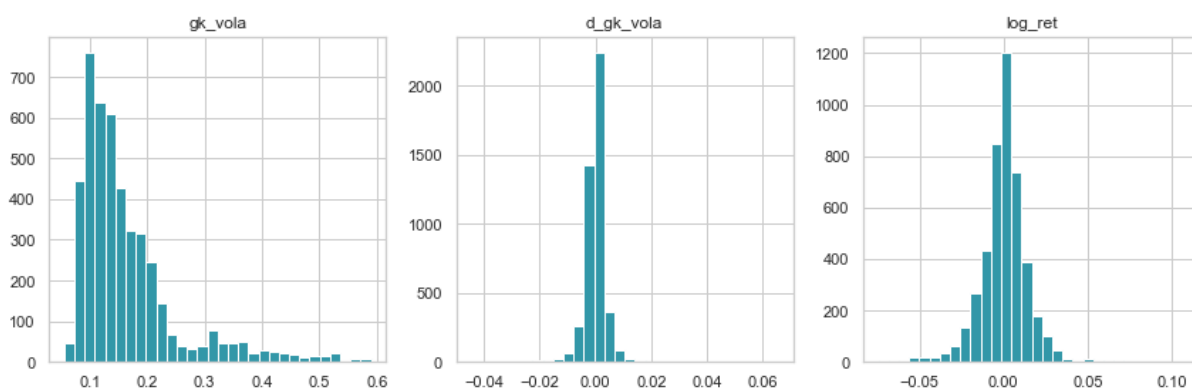
**2. táblázat:** Vizsgált indexek nettó gamma kitettségének, loghozamának és realizált volatilitásának leíró statisztikái – Forrás: saját szerkesztésű táblázat

A 2. táblázatban összefoglaló jelleggel szerepelnek a kutatás legfontosabb adatainak a leíró statisztikái. Az elemzés időszaka négy index esetén 2002-2019 volt, a megfigyelések száma azért szóródik, mert bizonyos esetekben hiányzó adatpontok miatt törölni kellett az adatbázisból. Az adatok terjedelme és legfőbb statisztikai mutatói hasonlóságot mutatnak a különböző indexek esetében, pár eltérésre azonban szeretném felhívni a figyelmet. A FTSE-

100 nettó gamma kitettsége minden feltüntetett percentilisében, valamint átlagában is egy nagyságrenddel kisebb skálán mozog, mint az indexek többségénél tapasztalható. Ez annak köszönhető, hogy az FTSE-100 index a vizsgált eszközök közül a leglikvidebb, a legnagyobb napi átlagos forgalommal. Ez a kiugróan nagy volumen a nettó gamma kitettség proxy nevezőjében szerepel, ennek köszönhető az eltérés. Hasonlóan kis gamma proxy átlagot láthatunk a BEL20 esetében is, ám ennek a maximuma jóval magasabb, mint az angol tőzsdeindexnek. Ezt azzal lehet magyarázni, hogy a BEL20 index nyitott opcióinak aránya 2008 után folyamatosan és nagy mértékben csökkent, eljelentéktelenedett az opciós kereskedés a mögöttes piachoz képest. Ez az idősor egyébiránt másfél évvel rövidebb, mint a többi indexé, ugyanis 2017 szeptembere után az adatbázis nem tartalmazza a belga tőzsdeindex opcióinak nyitott állományát. A HEX indexnél is kevésbé fajsúlyos az opciós piac az adatok alapján, ám ez az arány az időszak alatt megközelítőleg konstans.

Átlag és maximum alapján egyaránt kijelenthető, hogy a DAX index volt a legvolatilisabb a vizsgáltak közül, ami meglepő, hiszen a likvidebb eszközök közé tartozik ebben a felsorolásban. Ugyanakkor a volatilitásban és a loghozamokban nem volt számottevő szórás az öt index között. A napi loghozamok tekintetében láthatjuk, hogy átlaguk nullához közelítenek és +/- 10 százalék körüli szélsőértékeket vesznek fel.

A kutatásban célváltozóként szereplő adatokat megvizsgáltam az eloszlásuk szempontjából is. A Garman-Klass féle historikus volatilitás balra-ferde, jobbra elnyúló eloszlást mutat, hasonlóképpen a többi eljárással számított historikus volatilitáshoz. A realizált volatilitás megváltozása (első differenciája), valamint a loghozam a normálisnál csúcsosabb, leptokurtikus eloszlású.



**8. ábra:** A célváltozóként használt adatok eloszlása. Garman-Klass volatilitás, annak az elsőrendű megváltozása és a loghozamok eloszlása, rendre (DAX index). – Forrás: saját szerkesztésű ábra

## 5.5. Az idősoros lineáris regresszió modell

A kutatásom célja, hogy megvizsgáljam, miképp érvényesül az opciós árjegyzők általi fedezés volatilitás serkentő (vagy mérséklő) hatása – nettó gamma kitettségük függvényében – az európai piacokon. Ehhez elsősorban idősoros lineáris regresszió eljárást alkalmazok, amiben az európai tőzsdeindexek (DAX, FTSE-100, SMI, HEX, BEL20) napi évesített realizált volatilitása, avagy a napi évesített loghozama szerepel, mint függő változó és az 5.3. fejezetben bemutatott nettó gamma kitettség az elsődleges független változó. Ehhez először ismertetem az idősoros lineáris regresszió standard, valamint aszimptotikus modellfeltevéseit, valamint, hogy ezeknek miképp felel meg a vizsgált adat. Az idősoros lineáris regresszió modell módszertani megalapozásához Woolridge (2012), valamint Békés és Kézdi (2021) iránymutatásaira támaszkodtam.

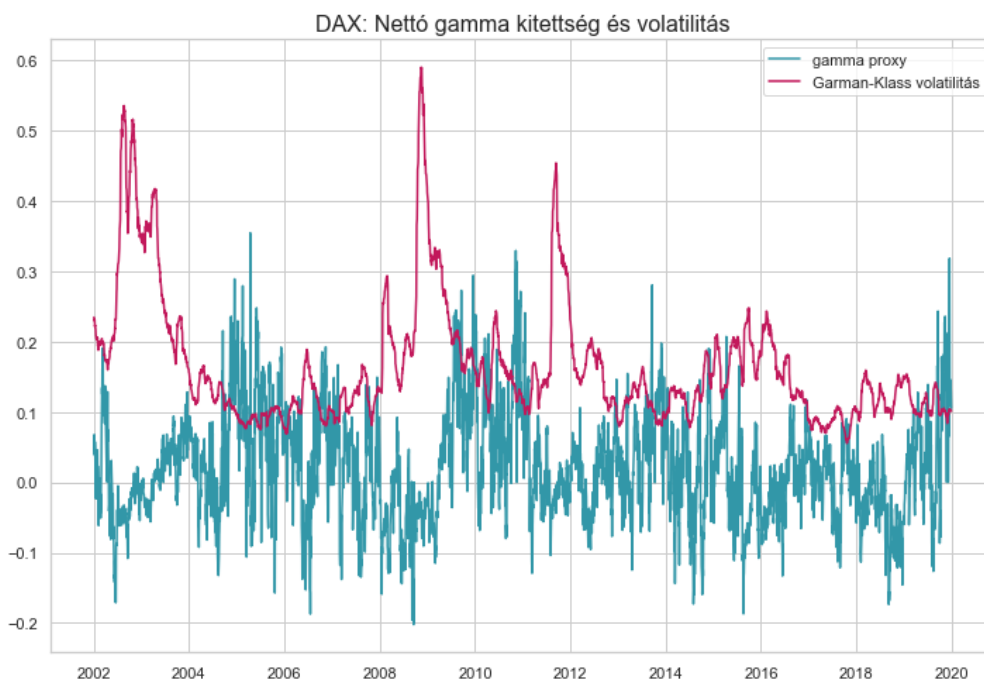
Az idősorok definíció szerint sorba rendezett adatpontokból állnak, így nem alkalmazható a véletlen mintavételezés. Ebből kifolyólag az idősoros regresszió standard modellfeltevései sokkal inkább szűkítik az elemző mozgásterét, mint keresztmetszeti adatok alkalmazása esetén. A klasszikus lineáris modell feltevései a következők:

1. Linearitás, mint helyes regressziós függvényforma, tehát a regressziós egyenlet felírható a következő módon:  $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1,t} + \dots + \beta_k x_{k,t} + u_t$
2. Erős exogenitás: A hibatag ( $u_t$ ) várható értéke (átlaga) nulla és korrelálatlan a magyarázóváltozók mindegyikével, az idősor minden időperiódusában.  $\text{corr}(x_{s,j}, u_t) = 0$ , akkor is, ha  $t \neq s$ .
3. Nincs egzakt multikollinearitás: egyik magyarázóváltozó sem állítható elő a többi magyarázóváltozó lineáris kombinációjaként. Amennyiben ez a feltétel sérül, lineárisan összefüggő lesz a dizájnmatrix, így nem invertálható, ezáltal el se végezhető a regresszió az adatokon.
4. Homoszkedaszticitás: A hibatag feltételes varianciája nem függhet a magyarázóváltozóktól. Elegendő, ha  $u_t$  és  $X$  függetlenek és  $\text{var}(u_t)$  konstans minden időpillanatban.
5. Autokorrelálatlanság: a hibatagok két tetszőleges időpontot kiemelve, mindig korrelálatlanok egymással.  $\text{Corr}(u_t, u_s | X) = 0$ , minden  $t \neq s$ -re.
6. A hibatagok független, azonos eloszlású normálisak:  $u \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ . Ez utóbbi feltétel az OLS becslés standard hibáinak használatához szükséges, hogy a szignifikanciát vizsgáló t- és F-statisztikák torzítatlan eredményt mutassanak.

Ahogy említettem az idősoros lineáris regresszió standard modellfeltevései nagyon szigorúak, sokszor irreális, hogy megfeleltessük ezeknek az adatokat. Nagy minta esetén azonban élhetünk

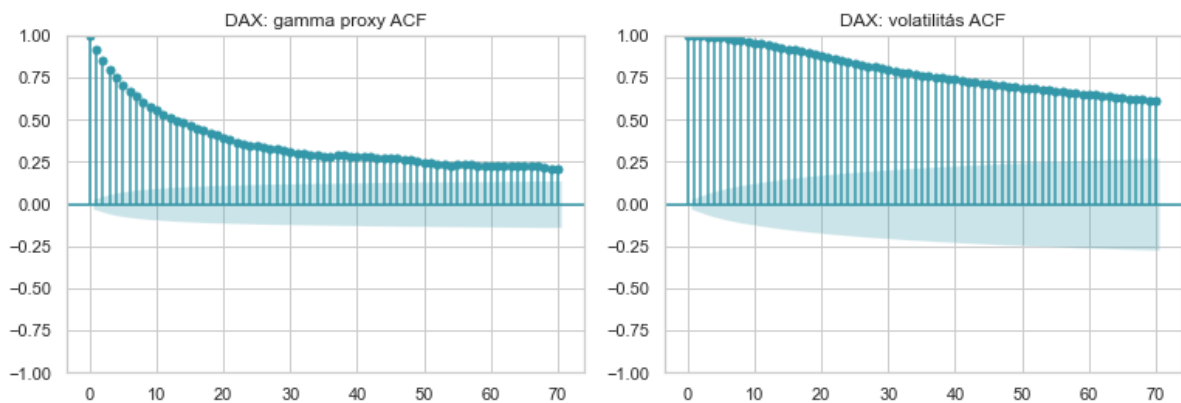
némi egyszerűsítéssel. Keresztmetszeti adatok elemzésekor önmagában a nagyobb minta vételezése számos problémát megold, a nagy számok törvényének és a központi határeloszlás tételének köszönhetően, azonban az idősoros adatok esetén további komplikációk állnak fenn. Ahhoz, hogy idősoros adatokon hasonló egyszerűsítéseket eszközölhessünk meg kell vizsgálni az idősor stacionaritását. Egy idősor akkor mondható stacionernek, ha az eloszlása minden véges dimenzió eltolás invariáns. Gyengén stacioner idősorok esetében csak az első két momentumtól követeljük meg az eltolás invarianciát. Gyengén összefüggőnek hívunk egy idősort, amennyiben  $x_t$  és  $x_{t+h}$  majdnem függetlenek, ha  $h$  növekszik. Ha egy gyengén stacioner idősorra igaz, hogy  $\{Corr(x_t, y_t): t = 1, 2, \dots\}$  akkor gyengén összefüggő, vagy más szóval aszimptotikusan korrelálatlan. Ahhoz, hogy az OLS becslő torzítatlan és konzisztens paramétereket adjon, ki kell kötnünk legalább a gyenge stacionaritást. Ezen túlmenően azonban a többi modellfeltevést gyengíthetjük: erős exogenitás helyett elég, ha a hibatagoktól azt várjuk el, hogy a feltételes várhatóértékük (átlaguk) nulla legyen. A hibatagok normális eloszlását sem kell kikötni, azonban a konstans varianciát (homoszkedaszticitás) és az autokorrelálatlanságot továbbra is feltételezzük. Autokorreláció jelenlétében a standard hibák meglehetősen megtévesztőek lehetnek, elronthatják az  $t$ - és  $F$ -statisztikákat, ezáltal ellehetetlenítve a független változók, valamint a modell egészének a szignifikancia meghatározását, így erre kiemelten figyelni kell. Fontos megjegyezni azonban, hogy az autokorreláció önmagában nem sérti meg a stacionaritást (Békés és Kézdi, 2021).

A fentiek ismeretében vizsgálatnak vetettem alá a saját idősoraimat. Trendet, valamint szezonalitást, amelyek szintén problémát okoznak az idősoros regresszió során, nem fedeztem fel sem a volatilitás, sem a gamma proxy esetében, egyik indexnél sem (lásd: 9. ábra a DAX esetében).



**9. ábra:** A nettó gamma kitettség, valamint a Garman-Klass-féle historikus volatilitás alakulása 2002 és 2019 között. Forrás: saját szerkesztésű ábra

Mind a függő-, mind a független változó alakulásában erős autokorrelációt lehet felfedezni, ami a változók ismeretében nem meglepő fejlemény. Ahogy korábban említettem az opciós árjegyzők nettó gamma kitettsége készletszerűen épül fel, ritkák a hirtelen nagy ugrások. A volatilitásra vonatkozóan stilizált tényként hivatkozunk annak klasztereződésére: nyugodt napokat jellemzően nyugodt, heves napokat jellemzően heves napok követnek. Ezzel magyarázható a volatilitás nagyfokú perzisztenciája, illetve szignifikáns pozitív autokorrelációja (Cont, 2000). A korrelogramokon (10. árba) jól látható mindkét változó önmagával vett korrelációja, a volatilitásnál az látható, hogy még 70 késleltetés után sem cseng le igazán. Ez nem zárja ki ezen változók használatát, azonban körültekintően kell eljárni a továbbiakban, hiszen az eredményváltozó autokorrelációja sokszor előrevetíti a hibatagok korrelációját is, ami viszont már a tesztek is befolyásolja.



**10. ábra:** Korrelogram a DAX index nettó gamma kitettségére és volatilitására (G-K). Forrás: saját szerkesztésű ábra

Ahogy említettem, az autokorreláció önmagában nem zárja ki, hogy az adat stacioner. Az idősorok gyenge értelemben vett stacionaritását Phillips-Perron teszttel vizsgáltam. A Phillips-Perron teszt nullhipotézise, hogy az idősor egységgyököt tartalmaz, azaz nem stacioner. A nettó gamma kitettség minden esetben nagyon alacsony p-értéket produkált a teszten, így minden szignifikanciaszinten elvethetjük a nullhipotézist, miszerint egységgyököt tartalmazna a gamma proxy idősor. A loghozam szintén nem okoz problémát ebből a szempontból: 0 p-érték mellett kijelenthető, hogy nincs egységgyök a loghozamok idősorában, ami nem meglepő eredmény, hiszen ez eleve a napi hozamok logaritmikus transzformáltja. A volatilitás tesztjei során nem volt ennyire egyértelmű a döntés: míg konstans, illetve lineáris trendet feltételezve elvethető volt a nullhipotézis, trend nélküli feltétel mellett sokszor az 5 százalékos szignifikanciaszint határán mozgott a tesztstatisztika az egyes indexek esetében. Emiatt, illetve a nagyon erős pozitív autokorrelációra való tekintettel, a regressziós elemzésbe a volatilitás elsőrendű megváltozását tettem bele. Ezzel elértük a gyenge stacionaritást és valamelyest az autokorrelációt is kezeltük a célváltozó esetében, ugyan ez utóbbi nem tűnt el teljesen.

A kezdeti regressziós modellekben megvizsgáltam a hibatagok autokorrelációját, a célváltozóban maradt pozitív autokorrelációra való tekintettel. A Durbin-Watson teszt enyhe pozitív autokorrelációt mutatott a reziduumban. Ez a korábbi feltárt problémákkal szemben már modellfeltevést is sért, így mindenképp kezelni kell. A Newey-West (1987) kovarianciamátrix becslőt használhatjuk arra, hogy autokorreláció jelenlétében is megbízható standard hibákat kapjunk. Továbbá a Newey-West standard hibák nem csak az autokorrelációval szemben robusztusak, hanem a heteroszkedaszticitást is képesek kezelni, hasonlóan a White standard hibákhoz. Ezáltal máris megfeleltettük a modellünket a konstans

variancia és autokorrelálatlanság elvárásoknak. Ugyanakkor a Newey-West becselővel szemben gyakori fenntartás, hogy jellemzően sokkal nagyobb standard hibákat eredményez, így használata során sokkal nehezebb elérni a szignifikanciát. További nehézséget okoz, hogy a becselő használata során meg kell határozni egy maximum késleltetést, amit figyelembe vesz a modell. Newey és West erre azt a hüvelykujj szabályt javasolja a mintanagyság ( $n$ ) függvényében válasszuk meg a késleltetést: vegyük a  $4\left(\frac{n}{100}\right)^{\frac{2}{9}}$  egészrészét. A kutatásomban az indexek körülbelül 4500 megfigyelést tartalmaznak, így eszerint az eljárás szerint 10 késleltetést kell megadni a becselőnek. Békés és Kézdi (2021) azt javasolja, hogy kellően hosszú idősor birtokában próbáljunk ki több késleltetést és a legkonzervatívabbat használjuk (amelyik a legnagyobb standard hibát eredményezi). Ennek megfelelően én számos kísérletezés után 32 késleltetés mellett döntöttem.

Az alkalmazott modellekben a hibatagok átlaga 18 tizedesjegyig visszamenően 0, így modelldiagnosztikai szempontból minden elvárásnak megfelelnek az adatsorok és a felállított modellek.

## 6. Eredmények

### 6.1. Egyváltozós modellszelekció

A fentebb leírt előzetes tesztek és szükséges adattranszformációk elvégzését követően az volt a célom, hogy meghatározzam a legjobb kiinduló modellt a nettó gamma kitettség és a mögöttes piac árfolyamingadozásának kapcsolatára vonatkozóan. A modellszelekciót, valamint annak eredményeit részletesen a DAX index adatain futtatott regressziós modelleken keresztül kívánom szemléltetni, azonban ki fogok térni az indexek között megfigyelt különbségekre, valamint a függelékben rendelkezésre bocsátom az összes eredménytáblát, valamint a kapcsolatok vizualizációját is egyaránt (Függelék: A.-D. táblázat, E.-H. ábra).

Ahogy már a 9. ábra is implicálja, feltehetőleg a DAX index volatilitásának alakulása, valamint az opciós árjegyzők gamma pozíciója az opciós piacon negatív kapcsolatban állnak egymással – amikor a vonaldiagrammon mélyen negatív tartományba megy a gamma proxy akkor jellemzően a volatilitás az átlagosnál feljebb van. Ezt alátámasztja a volatilitással, mint transzformálás nélküli függőváltozóval futtatott lineáris regresszió modell is, amely minden szignifikanciaszinten szignifikáns kapcsolatot mutatott a *gamma proxy*-val, illetve annak késleltetett ( $t-1$ ) verziójával is. A késleltetett gamma proxyval kapott egyváltozós lineáris regresszió  $R^2$ -e 7,4% volt. Azonban ezt az eredményt nem tartom teljes mértékben



megbízhatónak, hiszen a volatilitással szemben aggályok merültek fel a gyenge stacionaritás terén, ezért ezeket az eredményeket nem is szemléltetem a regressziós eredmények között.

A volatilitás elsőrendű megváltozása azonban gond nélkül megfelel a stacionaritási elvárásoknak, így az ezzel futtatott elemzések eredményeit már elfogadhatjuk. Kezdeti modellszelekció gyanánt megvizsgáltam, hogy a négy különböző függő változóval milyen kapcsolatot jelez a nettó gamma kitettség ( $\Gamma$ ), valamint annak az egy periódussal késleltetett változata ( $\Gamma(t-1)$ ). A függő változók között a három eltérő módon számolt historikus volatilitást (Garman-Klass, Parkinson és a Close-to-Close) és a napi loghozamokat, valamint ennek abszolútértékét szerepeltettem. Az alábbi táblázatban látható nyolc különböző regressziós modell eredményei.

DAX index (2002-2019)								
	d_gk_vola (1)	d_gk_vola (2)	d_cc_vola (3)	d_parkinson (4)	log_ret (5)	log_ret (6)	d_gk_vola (7)	abs_logret (8)
$\Gamma$	-0.011*** (0.002)		-0.015*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	0.041*** (0.003)		-0.012*** (0.002)	-0.012*** (0.004)
$\Gamma(t-1)$		-0.010*** (0.002)				0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.025*** (0.005)
Constant	0.000*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.011*** (0.000)
Observations	4,562	4,561	4,561	4,561	4,562	4,561	4,561	4,561
R <sup>2</sup>	0.035	0.029	0.016	0.036	0.049	0.000	0.035	0.067
Adjusted R <sup>2</sup>	0.035	0.029	0.016	0.036	0.049	-0.000	0.035	0.067
F Statistic	37.06***	28.39***	38.98***	38.28***	182.4***	0.04	28.42***	30.16***

Notes:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  
Standard Errors are heteroscedasticity and autocorrelation robust (HAC)  
using 32 lags and without small sample correction

**3. táblázat:** A modellszelekció során kapott regressziós eredmények ismertetése, a DAX index adatain. A magyarázóváltozók mellett a koefficiensek láthatók, alattuk zárójelben a standard hiba. A csillagok jelölik a változók szignifikanciáját: \*\*\* esetén már 1% szignifikanciaszint mellett is szignifikáns az adott változó, Newey-West standard hibákkal számolva. Forrás: saját szerkesztésű táblázat

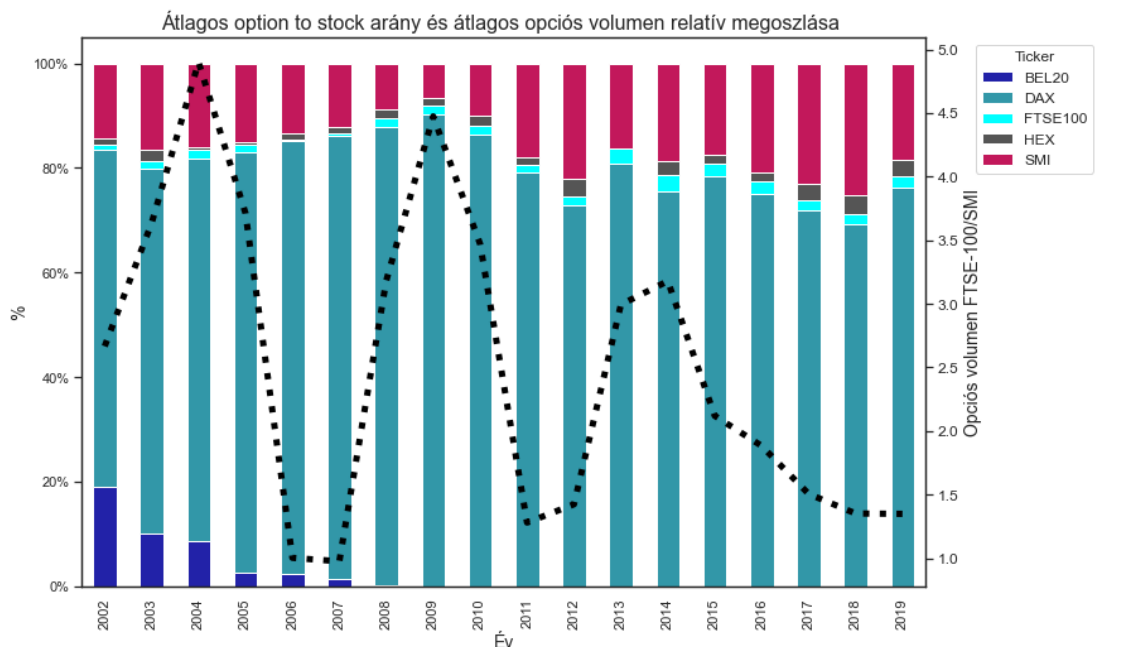
### *A historikus volatilitás*

A realizált volatilitás tekintetében megállapítható, hogy a három különböző számítási mód nem eredményez eltérő eredményeket – különösen a Garman-Klass és a Parkinson volatilitásnál feltűnő, hogy mind a koefficiensük, mind a standard hibáik szinte pontosan ugyanazok. Látható továbbá, hogy autokorreláció és heteroszkedaszticitás robusztus standard hibákkal számolva is szignifikáns a gamma proxy kapcsolata a volatilitással, a t-statisztikák szerint. A koefficiensek előjele a várakozások szerint alakul – minden esetben negatív kapcsolatot jelez a volatilitás megváltozása és a nettó gamma kitettség között. Az opciós árjegyzők akkor, kell hogy a piaccal egy irányba kereskedjenek a deltasemlegesség fenntartása érdekében, amikor gamma short pozícióba kerülnek, tehát a gamma kitettségük negatív lesz – ezzel magyarázható a negatív kapcsolat. A volatilitás és gamma negatív és erősen szignifikáns kapcsolatát - más empirikus tanulmányokkal egybehangzóan (például Baltussen et al., 2021) – megerősíti a kutatásom, a DAX, az FTSE-100 és az SMI indexek esetében. A HEX és a BEL20 vizsgálatok már előzetesen is gyengébb kapcsolatot tudtam csak megállapítani, ami valószínűleg a finn és belga opciós piac lényegesen kisebb méretének tulajdonítható. A kezdeti modellek determinációs együtthatójára ( $R^2$ ) hivatkozva a Garman-Klass és a Parkinson realizált volatilitás megváltozását magyarázza legjobban a fedezést végző opciópiaci szereplők gamma kitettsége. Ez annak tudható be, hogy a Garman-Klass és Parkinson volatilitás tartalmazza a napon belüli volatilitás egy jelentős részét is, a Close-Close eljárással szemben, ami kiemelten fontos a fedezési dinamika ismeretében: a napon belüli hozamok autokorrelációját gyakran okozza az árjegyzők fedezése. A kutatás további részeiben a három volatilitás közül a Garman-Klass eljárást preferáltam, hiszen ez a nem folytonosan kereskedett piacokra hatékonyabb mutató, ugyanakkor a kis eltérések miatt nem láttam további értelmét minden vizsgálatba bevonni az összes historikus volatilitást. Megvizsgáltam a gamma kitettség egy periódussal késleltetett változóját is, hiszen számos empirikus tanulmány ezt találta erősebb prediktornak a volatilitás, illetve a momentum alakulására nézve. Ugyan a késleltetett gamma proxy is erősen szignifikáns volt önmagában, az  $R^2$  kisebb volt, mint az eredeti gamma proxyval futtatott modellben, tehát kevésbé magyarázta a volatilitás megváltozásának alakulását. A (7) -es számú oszlopban láthatók annak a regressziónak az eredményei, amelyik a magyarázóváltozók között egyidejűleg szerepelteti a *gamma proxy*-t, valamint annak egyperiódusú késleltetését. Ennek a modellnek semmivel sem jobb a magyarázóereje, mint az (1) -es lineáris regressziónak. Továbbá a késleltetett gamma kitettség elveszítette a szignifikanciáját az eredeti változó jelenlétében, így korábbi hatását csupán az autokorrelációnak tudhatjuk be, jobb magyarázóerővel bír a késleltetés nélküli változó. A modell egészének szignifikanciáját jelző

F-teszten mindegyik volatilitásos regresszió jól szerepelt: a megalkotott modellek jobban illeszkednek, mint a csupán konstansból álló regressziós egyenlet.

Az FTSE-100 és SMI indexek modelljeiben hasonló megállapításokat lehetett tenni, ugyanakkor a determinisztikus együtttható értékek alacsonyabbak. A HEX és a BEL20 nettó gamma kitettsége lényegesen gyengébb kapcsolatot mutat a volatilitás megváltozásával, egyedül a HEX késleltetés nélküli gammája tudott szignifikáns változóként szerepelni 6,9 százalékos p-értékkel. Az itt nem szemléltetett négy index regressziós eredménytáblázatát a függelékben tüntetem fel, A.-D. megjelöléssel.

Az öt index vizsgálata során tapasztalt különbségeket elsősorban az opciós piac méretével és jelentőségével lehet megmagyarázni. Az *option-to-stock volume* mutató azt szemlélteti, hogy egy eszköz esetében mekkora a rá kötött opciók volumene, a mögöttes piacon megfigyelt kereskedési volumenhez képest. Ha az *option-to-stock volume* magas, akkor várhatóan az opciós piacon tevékenykedő árjegyzők fedezési tevékenységéből fakadó árhatás is erősebb lesz, pusztán abból a tényből következtetve, hogy nagyobb az opciós piac jelentősége, valószínűleg nagyobb a nyitott opciók állománya, így többet is kell fedezni. Ezenfelül az opciós volument önmagában is egy sokatmondó indikátornak tartom ebben a kérdéskörben, ez utóbbit az öt index egymáshoz képesti viszonylatában érdemes szemlélni.



**11. ábra:** A vizsgált öt index éves átlagos *option-to-stock volume* arányainak összevetése, valamint az FTSE-100 és az SMI index éves átlagos opciós volumenének a hányadosa (szaggatott vonal). Forrás: saját szerkesztésű ábra

A 11. ábrán látható, hogy a DAX és az SMI indexnek a legnagyobb az *option-to-stock volume* aránya a vizsgált tőzsdeindexek közül. 2008 után egyértelműen a BEL20-nél a legkisebb az arány, valamint a HEX is a teljes idősor alatt alig látszódik a többi indexhez viszonyítva. Ez jól magyarázza a kevésbé szignifikáns kapcsolatát a *gamma proxy*-nak a volatilitás megváltozásával. Ugyanakkor kilóg ebből a narratívából az FTSE-100, amelynél szignifikáns magyarázóváltozóként szerepelt a gamma, az *option-to-stock volume* aránya mégis elenyésző a DAX-hoz képest. Az FTSE-100 a világ leglikvidebb tőzsdeindexei közé tartozik, így magának az eszköznek a volumene a vizsgált időszak alatt átlagosan 10,9-szerese a DAX index volumenének, azonban az idősor elején volt, hogy több, mint 40-szeres volt ez az arányszám. Ebben a kontextusban a DAX a második legkereskedettebb index a vizsgáltak közül. Opciós volumen terén azonban a DAX magasabb értékeket mutat átlagosan, mint az FTSE-100, ezzel magyarázható a két index *option-to-stock volume* arányának elszakadása. Mindazonáltal, az FTSE-100 opciós piaca így is lényegesen nagyobb a harmadik szignifikáns változót produkáló tőzsdeindexnél, az SMI-nél. Ez látható az ábrán szaggatott vonallal: a vizsgált időszakban több esetben is ötszörös volt az opciós piac mérete az angol tőzsdeindexnek, mint a svájcinak és egyszer sem volt kisebb.

Úgy gondolom, hogy a fenti értekezés alátámasztja azt a feltevést, hogy az opciós piac mérete, valamint a mögöttes piaci aktivitáshoz viszonyuló aránya döntő faktor, ha a nettó gamma kitettség szignifikanciáját vizsgáljuk. Ennek kézenfekvő az intuitív magyarázata is: amennyiben az opciós piac mérete nem éri el a kritikus szintet, akkor hiába zajlanak a háttérben ugyanazok a fedezési folyamatok, egyszerűen nem érik el azt a nagyságrendet, hogy képesek legyenek a mögöttes piacon megmozdítani az egyensúlyi árat.

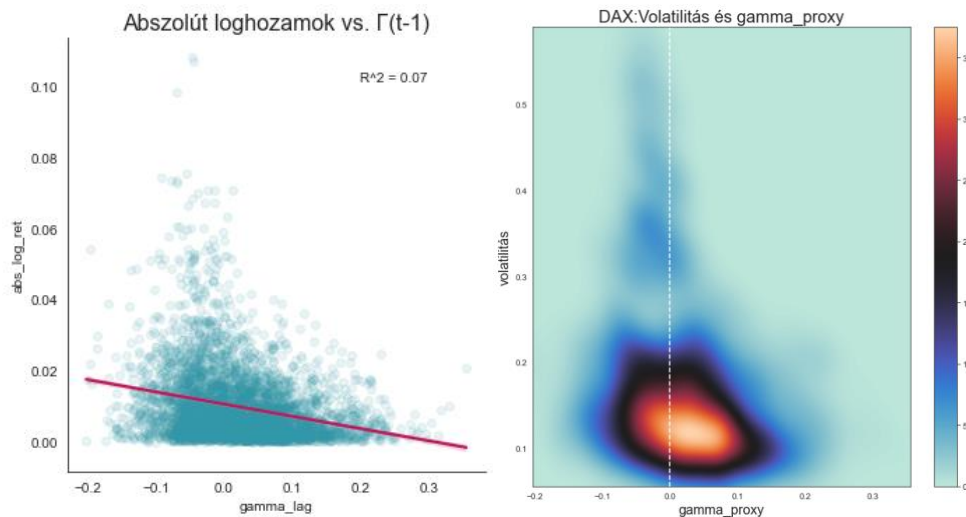
### *A loghozam*

A napi loghozamok terén azzal a várákozással éltem, hogy kevésbé lesznek relevánsak az opciópiaci magyarázóváltozók, hiszen azok mindkét irányba tolhatják a hozamokat, nem egyértelmű a kapcsolat természete ilyen szempontból. Ezt persze árnyalhatja az a tény, hogy ez esetben nem szükséges egy további, második transzformációt eszközölni az adatokon, hiszen a loghozamok idősora anélkül is gyengén stacioner.

Meglepő módon a loghozam függő változóként való szerepeltetése minden indexnél szignifikáns nettó gamma kitettség magyarázóváltozót eredményezett. Mi több, ugyan elenyésző mértékben, de ezen modellek magyarázóereje is növekedett a volatilitással mért regressziókhöz képest. Ugyanakkor a késleltetett változó nem volt szignifikáns a t-tesztek alapján, ezen modellek  $R^2$  mutatója is a nullához közelít. A loghozamok alakulásának

tekintetében a *gamma proxy* szignifikanciája nem mond ellent az eddigi szakirodalomnak: napon-belüli mozgásoknál számos esetben igazolták már ezt a kapcsolatot (Baltussen et al., 2021, Beckmeyer és Moerke, 2021), illetve perzisztensebb hatások is megállapításra kerültek már (Seo et al., 2020).

Az a várakozásom, hogy a napi loghozamok abszolútértéke relevánsabb kapcsolatot tár fel, beigazolódott. Az abszolút loghozamok függő változóként minden index adatain a legmagasabb  $R^2$ -et érték el a kezdeti modellszelekcióban. A DAX esetében a nettó gamma kitettség, valamint annak egy periódusú késleltetése 6,7%-os magyarázóerővel bír az abszolút loghozamok alakulásának vonatkozásában. A HEX kivételével minden indexnél szignifikánsnak bizonyult a *gamma proxy* késleltetése, több ízben alacsonyabb p-értékkel, mint az aznapi érték. Kijelenthető, hogy az abszolút loghozamok vizsgálata során sokkal jobban kirajzolódik az árfolyam mozgása és a nettó gamma kitettség *lead-lag* természete. Az F-teszt alapján a HEX indexet leszámítva minden esetben szignifikáns a modell egésze, ha az abszolút loghozamokat vizsgáljuk a *gamma proxy*-val szemben. A koefficiensek itt is negatív előjellel szerepelnek, ami olyan szempontból nem meglepő, hogy az abszolút loghozamokat is tekinthetjük a volatilitás közelítésének, amelynek a gamma kitettséggel vett negatív irányú kapcsolatát már többször levezettem.



**12. ábra:** Az abszolút loghozamoknak, valamint a realizált volatilitás alakulása a nettó gamma kitettség függvényében (DAX). Forrás: saját szerkesztésű ábra

Összegezve kijelenthető, hogy az opciós piaci árjegyzők és *dealer-ek* nettó gamma kitettségét közelítő proxy szignifikáns kapcsolatban áll a volatilitással, valamint a loghozamok alakulásával, a vizsgált indexek esetén. Minél fajsúlyosabb egy ország tőkepiacán belül az opciós kereskedés, annál erősebb a kapcsolat. A koefficiensek értéke negatív, tehát a negatív

gamma kitettség a volatilitás erősödését jelzi, a pozitív tartományban pedig a volatilitás mérséklődésére lehet számítani. A negatív kapcsolatot szemlélteti a 12. ábra is, amelyen látható, hogy a magasabb volatilitás, illetve abszolút loghozam értékek a negatív gamma tartományban összpontosulnak. A három historikus volatilitás mérőszám közel azonos módon szerepelt a regressziós modellekben, a legerősebb magyarázóerőt, amellet, hogy a gamma változók szignifikánsak voltak, az abszolút loghozamos modell érte el.

## 6.2. Robusztusság vizsgálat

Annak érdekében, hogy eldönthető legyen, hogy a gamma proxy nem a modellből kihagyott magyarázóváltozókkal vett korrelációja okán szerepelt jól, robusztusság vizsgálatot végeztem az adatokon. Ehhez olyan magyarázóváltozókat gyűjtöttem össze, amelyek potenciálisan okozhatják a volatilitás megváltozását és ezekkel többváltozós regressziós modelleket futtattam. A következőkben a beválasztott magyarázóváltozókat, illetve azok relevanciáját mutatom be.

Az elmúlt két évtizedben egyre nagyobb figyelmet kap a pénzügyi kutatások terén a befektetői hangulat piaci teljesítményre gyakorolt lehetséges hatása. Befektetői hangulat alatt összefoglalóan a piaci szereplők várakozásait értjük a jövőbeli hozamokról és kockázatokról. Ennek számszerűsítése több módon megvalósulhat. Egyre gyakoribb a mesterséges intelligencia használata, un. természetes nyelvfeldolgozási módszerek (NLP: Natural Language Processing) alkalmazása annak érdekében, hogy értéket tudjunk rendelni közösségi média trendeknek, pénzügyi jelentéseknek, média megjelenéseknek. Deveikyte et al. (2022) ilyen NLP módszertannal állapítja meg, hogy pénzügyi média címlapjaiból lesűrhető befektetői hangulat alkalmas a piaci hozamok előrejelzésére, ám kevésbé annak volatilitására. A közösségi média hangulata pedig épp a volatilitás tekintetében sokatmondó: erős negatív kapcsolat van a tegnapi közösségi média hangulat és a mai volatilitás között. A befektetői hangulat megragadásának egy másik módja a kérdőíves adatgyűjtés piaci szereplőktől. Ilyen például Európai Bizottság Gazdasági és Pénzügyi Főigazgatósága által készített Európai Hangulat Indikátor (European Sentiment Indicator), amely kézenfekvő lenne számunkra, ugyanakkor havi gyakoriságú adat, így az én adatbázisommal összevetve nem használható<sup>9</sup>. Végül a CNN *Fear and Greed Indexet* szerepeltettem a modellemben, amely egy 0-100 terjedelmű skála és

---

<sup>9</sup> Amennyiben napi adattá alakítottam, azáltal, hogy az adott hónapon keresztül végig ugyanazt az értéket illesztettem be, nem-stacionerré vált az idősor.

az amerikai piacon uralkodó befektetői hangulatot igyekszik számszerűsíteni. Ehhez tartalmaz információkat a piaci momentumról és volatilitásról, részvényárak erejéről, a kereskedési könyvek terjedelméről, az opciós piacok put/call arányáról, a bővlikötvények iránti keresletről, valamint a biztonságos menedéket jelentő eszközök iránti keresletről. A *Fear and Greed Index* historikus értékei 2011 januárjától állnak rendelkezésre, így ezen kontrollváltozó bevonása mellett 2011-2019 időszakra korlátozódik a robusztusságvizsgálat. A félelemindex erős magyarázóváltozónak bizonyult a volatilitás megváltozásának vonatkozásában, hiszen minden index esetén szignifikánsnak mutatkozott. A negatív koefficienseket azzal magyarázhatjuk, hogy a *Fear and Greed Index* 25 alatt a szélsőségesen rossz, 75 felett pedig a szélsőségesen jó hangulatot mutatja: ha nagyon alacsony az értéke, akkor akár piaci pánikra is lehet számítani, a tőzsdei összeomlások általában gyorsabbak, így nagyobb volatilitással járnak, mint az emelkedő szakaszok.

A vélekedéssel szemben, miszerint a magas volumen likvidebb időszakot jelez és ezáltal kisebb a várható volatilitás, empirikus tanulmányok (Bassechinder és Seguin, 1993, Jones et al., 1994) erős pozitív kapcsolatot tárnak fel a volatilitás és a volumen között. Jones et al. (1994) megállapítja, hogy a tranzakciók száma, nem pedig azok átlagos mérete a releváns a volatilitásra nézve. Ezt azzal indokolják, hogy a volumen és a volatilitás pusztán azért korrelálnak egymással, mivel mindkettő pozitív kapcsolatban áll a piacra aznap beáramló új információk mennyiségével. Ennek tudatában vettem fel a magyarázóváltozók közé a napi volumenét az öt vizsgált tőzsdeindexnek. Az én modelljeim is alátámasztják a szignifikáns pozitív kapcsolatát a volatilitás megváltozásának és a napi volumennek.

A robusztusság vizsgálat során szerettem volna bevonni egy változót, amely közvetlen kapcsolatban áll a gazdaság általános állapotával. A monetáris politika egyik fontos transzmissziós mechanizmusa az eszközár csatornán keresztül fejti ki hatását. A monetáris politikai döntéshozó irányadó kamatokra vonatkozó döntése következményeképp a gazdasági szereplők megváltoztatják a portfóliójuk szerkezetét. Egy kamatvágás után a kamatozó pénzügyi eszközök iránti kereslet lecsökken és a nem kamatozó, tőke jellegű eszközök iránti kereslet növekszik. Ez elsősorban a megváltozott tőkeköltséggel magyarázható, hiszen a tőketényezők bekerülési értéke ekkor a piaci értékük alá esik (Mishkin, 2001). Mindez várható módon kihat a nem kamatozó, tőke jellegű eszköz piacának volatilitására. A monetáris politika kamatdöntései és a tőkepiaci árak közötti kapcsolatot alátámasztja Bernanke és Kuttner (2005) empirikus tanulmánya. Megjegyzik ugyanakkor, hogy a tőkepiaci szereplők csak a váratlan monetáris politikai döntésekre reagálnak érdemben, valamint, hogy a monetáris politika meglepetésszerű irányváltásai csupán a megtapasztalt volatilitás egy kis hányadáért felelnek.

Mivel a központi kamatdöntések volatilitásra gyakorolt hatása nem fő fókusza ennek a tanulmánynak, ezért egyszerűsítő eljárással éltem. Bináris (dummy) változóként szerepeltetem a monetáris politika megváltozását a modellemben, azokra a napokra koncentrálva, amikor az Európai Központi Bank (az euróban denominált indexek esetében), vagy a Bank of England (FTSE-100 index esetében) változtatott az irányadó kamaton. A változtatás iránya és annak a piaci várakozások függvényében mért meglepetésszerűsége így a modellezés során nem jelenik meg. A kamatváltoztatást jelölő bináris változók egyik index vizsgálata során sem voltak szignifikánsak.

Céлом volt továbbá a gamma proxy szignifikanciájának tesztelése során, hogy kontrolláljak úgymond a globális volatilitásra. Ennek közelítésére a CBOE volatilitás indexét, a VIX indexet vontam be a magyarázóváltozók sorába. Badshah (2016) szerint a különböző piacokon megfigyelt volatilitások első és második momentumában egyaránt erős piacközi függőségek fedezhetők fel. A VIX index vezető szerepet játszik és többletinformáció tartalommal rendelkezik mind a fejlett mind a fejlődő piacok volatilitásával szemben. A VIX index globális szinten az egyik legelismertebb volatilitás mérőszám, az S&P 500 indexopciók 30 napos implicit volatilitásából számítják az értékét. Az én regressziós modelljeimben egyedül a DAX index volatilitás megváltozással mutatott szignifikáns kapcsolatot, míg az abszolút loghozamok alakulásában minden index adatain szignifikánsnak bizonyult.

Végül arra voltam kíváncsi, hogy az általam megalkotott gamma proxy nem szed össze valamilyen egyéb releváns opciópiaci változót, amely potenciálisan jobb magyarázóerővel bír. Roll et al. (2009) megállapítása szerint az *option-to-stock volume* mutató hatással van a mögöttes eszközök árfolyamára. Ezen kutatás az információ vezérelt árhatás szakirodalmát erősíti. Az árhatást azzal indokolja, hogy egyes kereskedők releváns nem publikus információk birtokában előbb jelennek meg az opciós piacon – így az opciós volumen átmeneti emelkedése és elszakadása a mögöttes piaci volumentól új információk megjelenését vetíti elő. Ezt azzal indokolják, hogy az üzleti beszámolók megjelenését megelőző részvénypiaci kumulált abnormális hozamok magasabbak voltak, abban az esetben, ha ezzel egyidejűleg megnövekedett az *option-to-stock volume* is. Továbbá az új információ publikus megjelenését követően, magas O/S arány mellett, kisebbek voltak a kumulált abnormális hozamok. Annak érdekében, hogy ezt a hatást el tudjam különíteni a fedezési dinamikák árnyomásától, bevontam az elemzésbe az indexek O/S arányát is, amely a teljes elemzési időszak alatt rendelkezésre állt. Az *option-to-stock volume* valóban fontos, szignifikáns magyarázóváltozónak bizonyult a volatilitás megváltozásának kérdésében, ugyanakkor a nettó gamma kitettség szignifikáns maradt az O/S arány jelenlétében is.



A többváltozós regressziós egyenlet elvégzése előtt megvizsgáltam az elemzésbe újonnan bevont magyarázóváltozókat a stacionaritás, illetve a multikollinearitás szempontjából. Az új független változók legalább gyengén stacionerek és a korrelációs mátrix alapján nem azonosítható zavaró mértékű multikollinearitás. Mivel a különböző változók sok nagyságrend eltérésű skálán mozogtak (volumen:  $\sim 10^7$ , nettó gamma kitettség  $\sim 10^{-1}$ ) ezért standardizálást követően szerepeltettem őket a modellben. A robusztusság vizsgálat során a következő modellegyenletekkel dolgoztam az öt különböző index adatain.

$$(1) d\_gk\_vola_t = \beta_0 + \Gamma_t \cdot \beta_1 + (\Gamma_{t-1} \cdot \beta_2) + VIX_t \cdot \beta_3 + FGI_t \cdot \beta_4 + Vol_t \cdot \beta_5 + ECB(BoE)_t \cdot \beta_6 + OS_t \cdot \beta_7 + u_t$$

$$(2) abs\_log\_ret_t = \beta_0 + (\Gamma_t \cdot \beta_1) + (\Gamma_{t-1} \cdot \beta_2) + VIX_t \cdot \beta_3 + FGI_t \cdot \beta_4 + Vol_t \cdot \beta_5 + ECB(BoE)_t \cdot \beta_6 + OS_t \cdot \beta_7 + u_t$$

A 5.5. fejezetben ismertetett okoknál fogva ez esetben is Newey-West standard hibákkal számoltam, így az eredmények heteroszkedaszticitással és autokorrelációval szemben robusztusak. Az alábbi táblázatokban szemléltetem a kapott eredményeket.

<i>Dependent variable: d_gk_vola</i>					
	<b>DAX</b>	<b>FTSE-100</b>	<b>SMI</b>	<b>HEX</b>	<b>BEL20</b>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Gamma$	-0.144*** (0.041)	-0.043 (0.031)	-0.122* (0.073)	-0.069 (0.052)	-0.008 (0.058)
$\Gamma(t-1)$			0.113 (0.086)	0.074 (0.047)	0.051 (0.047)
VIX	-0.111*** (0.091)	-0.004 (0.073)	-0.076 (0.089)	0.067 (0.142)	0.089 (0.118)
Fear & Greed Index	-0.185*** (0.053)	-0.155*** (0.042)	-0.126*** (0.035)	-0.210*** (0.048)	-0.219*** (0.056)
Volume	0.286*** (0.095)	0.366*** (0.107)	0.356** (0.172)	0.131* (0.079)	0.232*** (0.080)
Option to Stock Volume	0.083*** (0.031)	0.158*** (0.032)	0.094** (0.042)	0.035 (0.021)	-0.113* (0.061)
ECB rate change (dummy)	-0.013 (0.015)			-0.002 (0.014)	-0.004 (0.017)
BoE rate change (dummy)		-0.017 (0.026)			
Constant	-0.000 (0.038)	-0.000 (0.033)	-0.000 (0.031)	-0.000 (0.046)	-0.000 (0.049)
Observations	2,213	2,184	2,196	1,954	1,669
R <sup>2</sup>	0.142	0.174	0.138	0.084	0.133
Adjusted R <sup>2</sup>	0.140	0.171	0.135	0.080	0.129
F Statistic	11.89***	9.536***	5.521***	4.345***	4.862***

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  
Standard Errors are heteroscedasticity and autocorrelation robust (HAC)  
using 32 lags and without small sample correction

**4. táblázat:** A robusztusság vizsgálat során kapott regressziós eredmények az öt vizsgált index adatain, a volatilitás megváltozás célváltozó mellett. Forrás: saját szerkesztésű táblázat

A 4. táblázat a Garman-Klass historikus volatilitás megváltozását függő változónak megtevő modellek eredményeit mutatja be. A DAX és az SMI indexeknél a nettó gamma kitettség, illetve annak a késleltetése megtartotta a szignifikanciáját a volatilitás alakulásának magyarázásában. Míg a HEX és BEL20 eleve gyenge, alig- vagy egyáltalán nem szignifikáns kapcsolatot mutatott a kezdeti modellekben, az FTSE-100 nettó gamma kitettsége nem bizonyult robusztusnak a további bevont magyarázóváltozók jelenlétében. Ezt továbbra is az

opciós piac méretével lehet magyarázni, amely a brit indexnél elhanyagolható nagyságrendű a mögöttes piachoz viszonyítva. Ugyanakkor az *option-to-stock* volume arány mellett, hogy kézenfekvő magyarázatot nyújt erre a jelenségre, nem minden esetben rontja el a gamma kitétség szignifikanciáját. A DAX és az SMI index nettó gamma kitétség-volatilitás kapcsolata robusztusnak ítéltető más magyarázóváltozók jelenlétében is, míg az FTSE-100 adatain redundánsnak bizonyult a modell magyarázóereje terén.

	<i>Dependent variable: abs_log_ret</i>				
	<b>DAX</b> (1)	<b>FTSE-100</b> (2)	<b>SMI</b> (3)	<b>HEX</b> (4)	<b>BEL20</b> (5)
$\Gamma$		0.056 (0.053)	0.120** (0.061)	0.035*** (0.013)	0.081 (0.046)
$\Gamma(t-1)$	-0.149*** (0.029)	-0.196*** (0.059)	-0.147** (0.064)		0.003 (0.052)
VIX	0.236*** (0.036)	0.340*** (0.038)	0.278*** (0.045)	0.454*** (0.03)	0.375*** (0.040)
Fear & Greed Index	-0.009 (0.042)	0.028 (0.030)	-0.073** (0.040)	-0.006 (0.028)	-0.067*** (0.032)
Volume	0.256** (0.041)	0.287** (0.035)	0.247*** (0.049)	0.089 (0.059)	0.230*** (0.066)
Option to Stock Volume	0.080** (0.034)	0.196*** (0.029)	0.001 (0.025)	-0.017 (0.016)	0.026 (0.026)
ECB rate change (dummy)	-0.013 (0.008)			-0.006 (0.013)	-0.007 (0.013)
BoE rate change (dummy)		0.004 (0.009)			
Constant	-0.000 (0.034)	0.000 (0.025)	0.000 (0.034)	0.000 (0.028)	-0.001 (0.034)
Observations	2,212	2,184	2,196	1,955	1,669
R <sup>2</sup>	0.255	0.296	0.215	0.219	0.245
Adjusted R <sup>2</sup>	0.253	0.294	0.213	0.217	0.242
F Statistic	45.47***	36.59***	19.48***	45.76***	21.43***

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Standard Errors are heteroscedasticity and autocorrelation robust (HAC) using 32 lags and without small sample correction

**5. táblázat:** A robusztusság vizsgálat során kapott regressziós eredmények az öt vizsgált index adatain, a napi loghozam abszolútértéke célváltozó mellett. Forrás: saját szerkesztésű táblázat

Az abszolút loghozam célváltozó mellett sokkal robusztusabbak voltak az eredmények, mint a volatilitás eredményváltozó mellett. A BEL20 index kivételével minden esetben

szignifikáns maradt a nettó gamma kitettség proxy, illetve a késleltetett változat. A három legnagyobb indexnél azt láthatjuk, hogy a koefficiensek értéke továbbra is negatív, azaz a negatív gamma kitettség magasabb abszolút loghozamokat implikál. A determinisztikus együtttható lényegesen erősebb magyarázóerőt jelez: a 8-17,1 százalékos sávból, amit a volatilitásnál tapasztaltunk, a 21,3-29,4 százalékos tartományba helyezhető az egyes indexek  $R^2$  mutatója.

Érdekes megállni egy pillanatra a tény felett, hogy az abszolút loghozamok ennyivel jobb magyarázóerővel, valamint gamma relevanciával bíró modelleket eredményeztek, mint a volatilitás megváltozása. Véleményem szerint ez elsősorban azzal magyarázható, hogy mind a loghozamok abszolútértéke, mind a volatilitás megváltozása a záróárfolyamok sokadik transzformáltja. Mindazonáltal, a volatilitás megváltozása nem érzékeny arra, amennyiben pusztán sokáig fennmarad a volatilis környezet. Amennyiben szélsőséges piaci helyzet áll fenn és eleve magas a volatilitás, ugyanakkor egyik napról a másikra csupán egy százalékkal emelkedik az amúgy is rekord magasságokban mozgó volatilitás, az akkor a modell szerint egy nem kiugró érték. Azonban a valóságban ez abnormális piaci működést jelez. Erre reagál a loghozamok abszolútértéke, míg a volatilitás megváltozása figyelmen kívül hagyja. Továbbá a volatilitás egy 30 napos mozgó ablakon számolt változó – egy kiugró nap még nem képes drasztikusan megváltoztatni az értékét. A volatilitás megváltozása több heves nap eredményeképp tud felvenni kiugróan magas vagy alacsony értéket, maximum értéke körülbelül 5 százalékra tehető.

Összegezve kijelenthető, hogy a nettó gamma kitettség mérték azokban a felállásokban, amelyeknél a kezdeti modell során erős, szignifikáns kapcsolat volt detektálható, robusztusnak bizonyult további magyarázóváltozók bevonása mellett is. Csupán az  $R^2$  mutatóra hagyatkozva a legjobb kezdeti modellek kb. 5,8 - 6,7 százalékos magyarázóerővel rendelkeztek, amit öt – korábban más tanulmányokban relevánsnak ítélt – további független változó szerepeltetésével 21,5-29,6 százalékosra sikerült feltornáznia. Ez alapján a nettó gamma kitettségnek önmagában is elfogadható magyarázóerő tulajdonítható, a volatilitás modellezésében nem tartom túl alacsonynak a látott  $R^2$ -eket.

A robusztusság vizsgálatot elvégeztem a teljes elemzési időperióduson (2002-2019) is, a *Fear&Greed* index kihagyásával. Ennek, egyébként az imént bemutatotthoz nagyon hasonló eredményeit a függelékben lehet megtekinteni (Függelék: E.-F. táblázat).

### 6.3. Az eredmények kontextusa és értelmezése

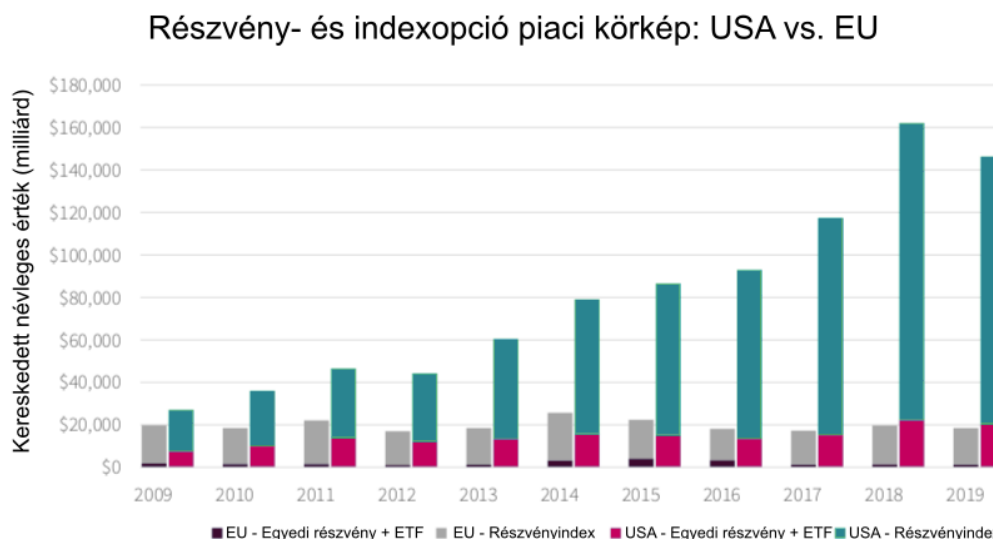
A többváltozós modellből kiindulva, a DAX indexről kijelenthető becslés, hogy a nettó gamma kitettség egy szórásnyi emelkedése, minden más változó változatlansága mellett, átlagosan 0,114 szórásnyi csökkenéshez vezet a napi loghozamok abszolútértékében. Pontosabban egy szórásnyi növekedés a késleltetett gamma proxy-ban 11,97 bázispont csökkenést indukál az abszolút loghozamokban. Ugyanígy egy szórásnyi emelkedés a gamma kitettség lag-ban, az FTSE-100 indexnél 12,22 bázispont, az SMI esetében pedig 8,94 bázispont csökkenést eredményez az abszolút loghozamok terén.

Ez az eredmény összhangban van mind előjelét tekintve, mind nagyságrendileg az eddigi empirikus tanulmányokkal, ugyanakkor a regressziós koefficiensek meredeksége, valamint általánosságban a modellek magyarázóereje némileg alacsonyabb, mint az amerikai piaci megfigyeléseken alapuló tanulmányoké. Hogy csak egyet emeljek ki, Barbon et al. (2021) az S&P 500, a Dow Jones, a Nasdaq 100 és a Russell 2000 aggregált tanulmányozása során azt állapította meg, hogy az opciós árjegyzők gamma egyenlőtlenségének (t-1) egy szórásnyi növekedése, minden más változatlansága mellett, átlagosan több, mint 20 bázispontos csökkenést okoz az abszolút hozamokban. Ez a feltárt különbség minden bizonnyal az amerikai és az európai opciós piac méretbeli és strukturális különbségeire, valamint az ebből fakadó jelentőségére vezethető vissza.

Az Egyesült Államokban az opciós kereskedés nagyobb jelentőséggel bír, mint az Európai Unió területén és Nagy-Britanniában, mind a napi kereskedett opciós volumen, mind az elérhető termékek száma alapján. Ahogy a 13. ábrán is megfigyelhető, annak ellenére, hogy az európai gazdaság mérete nem marad el sokkal az amerikaitól, a részvényopciós és a részvényindex-opciós piac Európában az elmúlt évtizedben stagnált, míg az USA-beli dinamikusán növekedett. Ennek köszönhetően mára számos tekintetben hatalmas méretbeli szakadék van a két régió piaca között.

Míg az Egyesült Államokban sok esetben már arról lehet beszélni, hogy az opciós kereskedés megelőzi a részvényt piacot átlagos névleges kereskedett értékben, addig Európában a teljes derivatív piacon belül sem foglal el túl előkelő helyet ez a terméktípus. Az ESMA (2020) jelentése szerint a teljes 715 billió eurós derivatíva piacon belül 82 százalékot kamatláb derivatívák tesznek ki. Az opciók közös kategóriába kerültek a hitelderivatívákkal és az árupiaci derivatívákkal, arányuk mindössze 8 százalékot tesz ki, ezen belül az opció a legjelentősebb termék, a maga 54 százalékával. 2019-ben a részvényre és részvényindexre

szóló tőzsdén kereskedett opciók éves névleges összértéke 14 billió euró volt, ezzel a teljes derivatív piac csupán kis töredékét, alig két százalékát teszi ki.



**13. ábra:** Az amerikai és az európai (beleértve az Egyesült Királyságot) opciós piac méretének összevetése, kereskedett névleges érték alapján. Forrás: CBOE, 2020

Általánosan elmondható, hogy az európai opciók piaca kevésbé likvid, mint az amerikai, ami számos okra vezethető vissza. Ahogy Ade Cordell, a CBOE Netherlands egykori elnöke kiemeli, az európai piac fragmentáltsága és a verseny korlátozottsága az elsődleges okai annak, hogy jelenleg az európai piac visszamaradott az USA-hoz képest. A fragmentáltság abban áll például, hogy amennyiben egy adott országbeli részvényre vagy indexre vonatkozóan szeretnénk derivatív ügyletet vásárolni, akkor azt az egyes országok tőzsdéin tehetjük csak meg. A pán-európai kereskedési platformok hiánya országhatárok közé szorítja az opciós piac növekedési potenciálját. Elmondja továbbá, hogy az európai piacon létezik jelentős látens kereslet egy amerikai stílusú és horderejű opciós piacra, ebből kifolyólag pedig a CBOE érettnak látja az európai színteret a növekedésre (CBOE, 2020). A korlátozott likviditáshoz hozzájárul az a tényező is, hogy Európában a származtatott eszközök kereskedése 92 százaléka *over-the-counter* történik, csupán 8 százalék a tőzsdén kereskedett derivatívok aránya (ESMA, 2020).

Ezen tények ismeretében nem meglepő, hogy az egyébként leglikvidebbnek számító európai indexopciók esetében is körülbelül fele olyan erős hatást tulajdoníthatunk az opciós fedezésből származó ármechanizmusoknak, mint az Egyesült Államokban. Látva a 13. ábrát joggal élhetünk azzal a feltételezéssel, hogy a nettó gamma kitettség egyedi részvények esetében nem játszik szerepet a volatilitás alakulásában, ugyanakkor ez már egy másik kutatás

témája. Mindazonáltal, a legnagyobb amerikai opciókereskedelmi platform üzemeltetője, a CBOE nagy növekedési potenciált tulajdonít az európai piacnak, illetve a globális trendek is ebbe az irányba mutatnak. Ennek fényében érdemes szem előtt tartani Európában is az opciós piac alakulását és egyensúlytalanságait.

## 7. Összegzés

Az alaptermék- (részvény, részvényindex) és az alaptermékre kötött opció piaca közötti volatilitás tovaryűrűző hatásnak, illetve árhatásnak már széleskörű szakirodalmi lefedettsége van. A kutatások egyik része az információs csatornának tulajdonít döntő szerepet, míg egy másik tábor az opciós piaci szereplők deltafedezését látja az ármechanizmus háttérében. Azzal párhuzamosan, hogy az elmúlt időszakban többszörösére növekedett az amerikai opciós piac, a fedezés vezérelt magyarázatok is átvették a dominanciát a nemzetközi szakirodalomban. Nem véletlen, hiszen a két tényező összefügg: minél nagyobb ennek a derivatívának a piaca, annál nagyobbra duzzadnak az opciós árjegyzők portfóliói, és ezáltal a fedezeti pozíciók is nagyobb méretet öltenek. Mindemellett a témában elvégzett kutatások számosságának ellenére sem készült még az európai opciós piacról átfogó elemzés. Az európai kontinens opciós kereskedése számos aspektusában különbözik az amerikaitól: jelentőségében (volumenében), likviditásában, piaci struktúrájában. Emiatt releváns kérdés, hogy a deltafedezés implikálta árhatások miképp jelennek meg ebben a régióban. Szakdolgozatommal erre a kérdésre kívántam válaszokat nyújtani.

A szakdolgozat legfontosabb eredménye, hogy a vizsgált öt indexből három esetében, a DAX, az FTSE-100 és az SMI indexeknél szingifikáns, negatív irányú kapcsolat van a mögöttes piaci realizált volatilitás és az opció aggregált nettó gamma kitettsége között. Két kisebb likviditású és jelentőségű indexnél, a BEL20-nál és a HEX-nél nem volt megállapítható ilyen szignifikanciájú, illetve erejű kapcsolat. A legerősebb magyarázóerőt az alaptermék napi loghozamainak abszolútértékével – mint függő változó – értem el. Az öt index eredményei között tapasztalható különbségeket elsősorban az opciós piac relatív méretével, jelentőségével lehet magyarázni, az alaptermék viszonylatában (*option-to-stock volume*). A lineáris regresszió becslése szerint, ha az FTSE-100 opció árjegyzőinek a nettó gamma kitettsége egy szórásnyit növekszik, akkor a mögöttes piacon átlagosan 12,22 bázispontos csökkenést várhatunk, minden más tényező változatlanágát feltételezve. A DAX és az SMI indexek modelljei hasonló nagyságrendű és irányú kapcsolatot mutattak. A nettó gamma kitettség, illetve annak egyperiódusú késleltetése szignifikáns és robusztus további magyarázóváltozók jelenlétében is.

A bemutatott eredmény minden konfidenciaintervallumon szignifikáns, így bizonyosak lehetünk az opciós árhatás jelenlétében az európai indexopciók piacán is. Mindazonáltal a regressziós koefficiensek meredeksége és a modellek magyarázóereje azt mutatja, hogy ez a kapcsolat lényegesen kevésbé meghatározó, mint az Egyesült Államokban. Ezt elsősorban az európai tőzsdén kereskedett opciók piacának fragmentáltságával és kisebb jelentőségével indokolhatunk.

A diplomamunkámnak természetesen megvannak a maga limitációi is, amelyekre szeretném felhívni a figyelmet. Az árjegyzők nettó gamma kitettségét megragadó *proxy* olyan feltételezéseken alapul, amelyek ugyan támaszkodnak az empiriára, de nagy mértékben az amerikai piacot veszik alapul (például a jellemző opciós ügyletek irányára vonatkozóan az indexopció esetében a befektetők és az árjegyzők között). A legtisztább eljárás az lenne, ha szét tudnánk szálazni az opciós láncolat egyes elemeit a végfelhasználás célja szerint két csoportra: ügyletek, amiket a későbbiekben fedeznek, illetve, amiket nem. Ugyanakkor az európai adatok egyelőre nem adnak lehetőséget ilyenfajta szétválasztásra, és ezáltal valamilyen mértékben zajos lesz a proxy.

További kutatási területnek ajánlom az európai egyedi részvények piacát, amelyre jelen tanulmány keretein belül nem tértem ki. Érdekes volna kideríteni, hogy van-e olyan európai opció, amelynek kereskedési volumene és ügyleteinek paraméterei eléri azt a kritikus gamma kitettség határt, amely felett már hatást tud gyakorolni a részvény árfolyamára is. Ezen túlmenően egy módszertani javaslattal is élnék: első ránézésre, a szükséges tesztek elvégzése nélkül, érdemes lehet kvantilisregressziónak alávetni az adatokat és feltárni, hogy az eloszlás különböző tartományaiban milyen erősségű a kutatásomban feltárt kapcsolat. Ezzel megválaszolhatnánk azt a kérdést, hogy a nettó gamma kitettség hatása szimmetrikus-e, azaz ugyanolyan mértékben mérsékli-e a volatilitást a pozitív tartományában, mint amilyen mértékben erősíti azt a negatív tartományban.



## Hivatkozásjegyzék

- [1.] Anderegg, B., Ulmann, F., & Sornette, D. (2022). The impact of option hedging on the spot market volatility. *Journal of International Money and Finance*, 124. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2022.102627>
- [2.] Augustyniak, M., & Boudreault, M. (2018). Hedging Variable Annuities: How Often should be a portfolio rebalanced. *Risk and Rewards, February* (71), 2–7.
- [3.] Badshah, I. (2016). Volatility Spillover from the Fear Index to Developed and Emerging Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1220294>
- [4.] Baltussen, G., Da, Z., Lammers, S., & Martens, M. (2021). Hedging demand and market intraday momentum. *Journal of Financial Economics*, 142(1), 377–403. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.04.029>
- [5.] Barbon, A., Buraschi, A., Zarattini, C., & Falconi, L. (2021). Gamma Fragility. *University of St.Gallen, School of Finance Research Paper*, No. 2020/05, <https://ssrn.com/abstract=3725454>
- [6.] Beckmeyer, H., & Moerke, M. (2021). End-of-Day Momentum in the Cross-Section and Option Hedging. *Journal of Financial Economics* (Vol. 142, Issue 1), 377–403.
- [7.] Békés, G., Kézdi, G. (2021): Data Analysis For Business, Economics, And Policy. Cambridge University Press. Cambridge
- [8.] Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? *The Journal of Finance*, 60(3), 1221–1257. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00760.x>
- [9.] Bessembinder, H., & Seguin, P. J. (1993). Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth: Evidence from Futures Markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* (Vol. 28, Issue 1).
- [10.] Black, F., & Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *The Journal of Political Economy* (Vol. 81, Issue 3).
- [11.] Bollen, N. P. B., & Whaley, R. E. (2004). Does Net Buying Pressure Affect the Shape of Implied Volatility Functions? *Journal of Finance*, 59(2), 711–753. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00647.x>
- [12.] Buis, B., Pieterse-Bloem, M., Verschoor, W. F. C., & Zwinkels, R. C. J. (2022). Gamma Positioning and Market Quality. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4109301>
- [13.] Cao, C., Chen, Z., & Griffin, J. M. (2005). Informational content of option volume prior to takeovers. *Journal of Business*, 78(3), 1073–1109. <https://doi.org/10.1086/429654>

- [14.] Cao, J., Goyal, A., Ke, S., Zhan, X., (2022). Options Trading and Stock Price Informativeness. *Swiss Finance Institute Research Series*, No. 19-74.
- [15.] Chan, L., & Lien, D. (2006). Are options redundant? Further evidence from currency futures markets. *International Review of Financial Analysis*, 15(2), 179–188. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2004.10.022>
- [16.] Cici, G., & Palacios, L. F. (2015). On the use of options by mutual funds: Do they know what they are doing? *Journal of Banking and Finance*, 50, 157–168. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.09.008>
- [17.] Clewlow, L., & Hodges, S. (1997). Optimal delta-hedging under transactions costs. *Journal of Economic Dynamics and Control* (Vol. 21).
- [18.] Conrad, J. (1989). The Price Effect of Option Introduction. *The Journal of Finance* (Vol. 44, Issue 2).
- [19.] Cont, R. (2000): Empirical properties of asset returns stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance* (Vol. 1.), 223-236. <http://dx.doi.org/10.1080/713665670>
- [20.] Danielsen, B. R., & Sorescu, S. M. (2001). Why Do Option Introductions Depress Stock Prices? A Study of Diminishing Short Sale Constraints. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* (Vol. 36, Issue 4).
- [21.] DeSimone G. (2022). Demand for Option Order Delta. *OptionMetrics*. [https://optionmetrics.com/research/desimone\\_dood\\_2022/](https://optionmetrics.com/research/desimone_dood_2022/) , letöltés dátuma: 2023.04.13.
- [22.] Detemple, J., & Jorion, P. (1990). Option Listing and Stock Returns - An Empirical Analysis. *Journal of Banking and Finance* (Vol. 14).
- [23.] Deveikyte, J., Geman, H., Piccari, C., & Provetti, A. (2022). A sentiment analysis approach to the prediction of market volatility. *Frontiers in Artificial Intelligence*, 5. <https://doi.org/10.3389/frai.2022.836809>
- [24.] Easley, D., O' Hara, M., & Srinivas, P. S. (1998). Option Volume and Stock Prices: Evidence on Where Informed Traders Trade. *The Journal of Finance* (Vol. 53, Issue 2).
- [25.] Frey, R., & Stremme, A. (1997). Market volatility and feedback effects from dynamic hedging. *Mathematical Finance*, 7(4), 351–374. <https://doi.org/10.1111/1467-9965.00036>
- [26.] Gârleanu, N., Pedersen, L. H., & Poteshman, A. M. (2009). Demand-based option pricing. *Review of Financial Studies*, 22(10), 4259–4299. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp005>
- [27.] Garman, M. B., & Klass, M. J. (1980). On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data. *The Journal of Business*, 53(1), 67–78. <http://www.jstor.org/stable/2352358>

- [28.] Garman, M.B. and Klass, M.J. (1980). On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data. *The Journal of Business*, 53, 67-78. <https://doi.org/10.1086/296072>
- [29.] Gayda, L., Grünthaler, T., & Harren, J. (2023). Option Liquidity and Gamma Imbalances. *Working Paper*. <https://ssrn.com/abstract=4138512>
- [30.] Hu, J. (2011). Does Option Trading Convey Stock Price Information?. *Journal of Financial Economics*, 111:625–45. <http://ssrn.com/abstract=1970702>
- [31.] Hull, J. (2022). Options Futures and Other Derivatives. 11th ed. *Pearson/Prentice Hall*. Upper Saddle River N.J
- [32.] Jones, C. M., Kaul, G., & Lipson, M. L. (1994). Transactions, Volume, and Volatility. *The Review of Financial Studies*, 7(4), 631–651. <http://www.jstor.org/stable/2962246>
- [33.] Merton, R. C. (1973). Theory of Rational Option Pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science* (Vol. 4, Issue 1).
- [34.] Mishkin, F. (2001). The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy. *Working Paper*. National Bureau of Economic Research <https://doi.org/10.3386/w8617>
- [35.] Molnár, P. (2012). Properties of range-based volatility estimators. *International Review of Financial Analysis*, 23, 20–29. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2011.06.012>
- [36.] Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- [37.] Ni, S. X., Pearson, N. D., Poteshman, A. M., & White, J. (2021). Does Option Trading Have a Pervasive Impact on Underlying Stock Prices? *Review of Financial Studies*, 34(4), 1952–1986. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhaa082>
- [38.] O’ Hara, M., & Oldfield, G. S. (1986). The Microeconomics of Market Making. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* (Vol. 21, Issue 4).
- [39.] Pan, J., & Poteshman, A. M. (2006). The information in option volume for future stock prices. *Review of Financial Studies*, 19(3), 871–908. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj024>
- [40.] Parkinson, M. (1980). The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return. *The Journal of Business*, 53(1), 61–65. <http://www.jstor.org/stable/2352357>
- [41.] Parkinson, M. (1980). The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return. *The Journal of Business*, 53(1), 61–65. <http://www.jstor.org/stable/2352357>

- [42.] Roll, R., Schwartz, E., & Subrahmanyam, A. (2010). O/S: The relative trading activity in options and stock. *Journal of Financial Economics*, 96(1), 1–17. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.11.004>
- [43.] Ross, S. A. (1976). Options and Efficiency. *The Quarterly Journal of Economics* (Vol. 90, Issue 1). <https://www.jstor.org/stable/1886087>
- [44.] Seo, S. W., Byun, S. J., & Kim, J. S. (2020). Index options open interest and stock market returns. *Journal of Futures Markets*, 40(6), 989–1010. <https://doi.org/10.1002/fut.22095>
- [45.] Sircar, K. R., & Papanicolaou, G. (1998). General Black-Scholes models accounting for increased market volatility from hedging strategies. *Applied Mathematical Finance* (Vol. 5, Issue 1), <https://doi.org/10.1080/135048698334727>
- [46.] SqueezeMetrics Research (2017). Gamma Exposure – Quantifying hedge rebalancing in SPX options. [https://squeezemetrics.com/download/white\\_paper.pdf](https://squeezemetrics.com/download/white_paper.pdf) , letöltés dátuma: 2023.04.18.
- [47.] Wooldridge, J. M., (2012). Introductory Econometrics : A Modern Approach. 2.ed. South-Western Cengage Learning. Mason, Ohio

### **Adatok forrása**

- [1.] Banerji, G. (2021). Individuals Embrace Options Trading, Turbocharging Stock Markets. *The Wall Street Journal*. [https://www.wsj.com/articles/individuals-embrace-options-trading-turbocharging-stock-markets-11632661201?mod=article\\_inline](https://www.wsj.com/articles/individuals-embrace-options-trading-turbocharging-stock-markets-11632661201?mod=article_inline), letöltés dátuma: 2023.04.13.
- [2.] Bank of England. Official Bank Rate History. <https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/Bank-Rate.asp> , letöltés dátuma: 2023.04.18
- [3.] Bloomberg. Historical Index Prices & Volume. 2001-2019
- [4.] BusinessInsider. (2023). JPMorgan Analysts Believe These Options Could Turn A 5% Market Fall Into A Deadly Disaster: What Are They?. <https://markets.businessinsider.com/news/stocks/jpmorgan-analysts-believe-these-options-could-turn-a-5-market-fall-into-a-deadly-disaster-what-are-they-1032148761>, letöltés dátuma: 2023.04.21.
- [5.] Chicago Board Options Exchange. (2020). Bringing competition to Europe’s equity derivatives market. [https://cdn.cboe.com/resources/news/Cboe\\_the\\_Trade.pdf](https://cdn.cboe.com/resources/news/Cboe_the_Trade.pdf) , letöltés dátuma: 2023.04.10.

- [6.] CNN Business. Fear & Greed Index.
- [7.] DeSimone G. (2020). Gamma Traps and Dealer Imbalances. *OptionMetrics*.  
[https://optionmetrics.com/blog/20200329\\_gamma\\_traps/](https://optionmetrics.com/blog/20200329_gamma_traps/), letöltés dátuma: 2023. 04. 09.
- [8.] European Central Bank. Key ECB interest rates.  
[https://www.ecb.europa.eu/stats/policy\\_and\\_exchange\\_rates/key\\_ecb\\_interest\\_rates/html/index.en.html](https://www.ecb.europa.eu/stats/policy_and_exchange_rates/key_ecb_interest_rates/html/index.en.html) , letöltés dátuma: 2023.04.18
- [9.] European Securities and Markets Authority. (2020). EU Derivatives Marktes – ESMA Annual Statistical Report 2020. <https://www.esma.europa.eu/document/asr-eu-derivatives-markets-2019> , letöltés dátuma: 2023.05.01.
- [10.] OptionMetrics. (2020). IvyDB Europe. Version 2.4.
- [11.] Options Clearing Corporation. Historical Volume Statistics
- [12.] SpotGamma. (2021). The GME Gamma Squeeze. <https://spotgamma.com/gme-gamma-squeeze/>, letöltés dátuma: 2023.04.15.
- [13.] SpotGamma. (2022). The Impact & Risk of 0DTE Short Dated Options Volume. [https://spotgamma.com/the-impact-risk-of-short-dated-options-volume/?utm\\_source=rss&utm\\_medium=rss&utm\\_campaign=the-impact-risk-of-short-dated-options-volume](https://spotgamma.com/the-impact-risk-of-short-dated-options-volume/?utm_source=rss&utm_medium=rss&utm_campaign=the-impact-risk-of-short-dated-options-volume) , letöltés dátuma: 2023.04.21.
- [14.] SpotGamma. (2023). The Impact of Zero DTE Options Trading. <https://spotgamma.com/the-impact-of-zero-dte/> , letöltés dátuma: 2023.04.21.
- [15.] YahooFinance. Historical Data. 2001-2019 (Index Prices & VIX Index)
- [16.] ZeroHedge. (2022). What's Behind The Explosion In 0DTE Option Trading. <https://www.zerohedge.com/markets/whats-behind-explosion-0dte-option-trading> , letöltés dátuma: 2023.04.21.

## Függelék

### Táblázatok

#### FTSE-100 (2002-2019)

	d_gk_vola (1)	d_gk_vola (2)	log_ret (3)	log_ret (4)	abs_logret (5)
$\Gamma$	-0.054*** (0.012)		0.149*** (0.018)		-0.065** (0.026)
$\Gamma(t-1)$		-0.050*** (0.012)		-0.012 (0.011)	-0.113*** (0.029)
Constant	0.000** (0.000)	0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.008*** (0.000)
Observations	4,479	4,479	4,480	4,479	4,479
R <sup>2</sup>	0.020	0.018	0.023	0.000	0.058
Adjusted R <sup>2</sup>	0.020	0.017	0.023	-0.000	0.058
F Statistic	20.31***	17.79***	66.15***	1.267	20.19***

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Standard Errors are heteroscedasticity and autocorrelation robust (HAC)  
using 32 lags and without small sample correction

**A. táblázat:** A modellszelekció során kapott regressziós eredmények ismertetése, az FTSE-100 index adatain. Forrás: saját szerkesztésű táblázat

#### SMI (2002-2019)

	d_gk_vola (1)	d_gk_vola (2)	log_ret (3)	log_ret (4)	abs_logret (5)
$\Gamma$	-0.011*** (0.002)		0.037*** (0.003)		-0.006 (0.006)
$\Gamma(t-1)$		-0.009*** (0.002)		0.001 (0.003)	-0.017*** (0.006)
Constant	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.007*** (0.000)
Observations	4,413	4,413	4,414	4,413	4,413
R <sup>2</sup>	0.011	0.007	0.029	0.000	0.020
Adjusted R <sup>2</sup>	0.011	0.007	0.028	-0.000	0.019
F Statistic	49.056***	31.337***	130.164***	0.034	44.484***

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Standard Errors are heteroscedasticity and autocorrelation robust (HAC)  
using 32 lags and without small sample correction

**B. táblázat:** A modellszelekció során kapott regressziós eredmények ismertetése, az SMI index adatain. Forrás: saját szerkesztésű táblázat

### HEX (2002-2019)

	d_gk_vola (1)	d_gk_vola (2)	log_ret (3)	log_ret (4)	abs_logret (5)
$\Gamma$	-0.003** (0.001)		0.007*** (0.003)		-0.005 (0.005)
$\Gamma(t-1)$		-0.002 (0.001)		-0.000 (0.003)	-0.003 (0.005)
Constant	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.010*** (0.000)
Observations	4,155	4,155	4,156	4,155	4,155
R <sup>2</sup>	0.001	0.001	0.001	0.000	0.003
Adjusted R <sup>2</sup>	0.001	0.000	0.001	-0.000	0.002
F Statistic	3.308**	1.964	6.771***	0.017	1.353

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  
Standard Errors are heteroscedasticity and autocorrelation robust (HAC)  
using 32 lags and without small sample correction

**C. táblázat:** A modellszelekció során kapott regressziós eredmények ismertetése, a HEX index adatain. Forrás: saját szerkesztésű táblázat

### BEL20 (2002-2017)

	d_gk_vola (1)	d_gk_vola (2)	log_ret (3)	log_ret (4)	abs_logret (5)
$\Gamma$	-0.003 (0.002)		0.008*** (0.002)		-0.006 (0.004)
$\Gamma(t-1)$		-0.002 (0.002)		0.007** (0.003)	-0.012* (0.007)
Constant	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.009*** (0.000)
Observations	3,759	3,759	3,760	3,759	3,759
R <sup>2</sup>	0.001	0.001	0.002	0.001	0.018
Adjusted R <sup>2</sup>	0.001	0.000	0.002	0.001	0.018
F Statistic	1.500	0.922	13.76***	4.703**	4.563**

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  
Standard Errors are heteroscedasticity and autocorrelation robust (HAC)  
using 32 lags and without small sample correction

**D. táblázat:** A modellszelekció során kapott regressziós eredmények ismertetése, a BEL20 index adatain. Forrás: saját szerkesztésű táblázat

	<i>Dependent variable: d_gk_vola</i>				
	DAX (1)	FTSE-100 (2)	SMI (3)	HEX (4)	BEL20 (5)
$\Gamma$	-0.001*** (0.000)	-0.107*** (0.035)	-0.135** (0.063)	-0.042 (0.032)	-0.110 (0.147)
$\Gamma(t-1)$	-0.000 (0.000)	-0.013 (0.037)	0.065 (0.066)	0.032 (0.028)	0.090 (0.143)
VIX	-0.000** (0.000)	0.015 (0.066)	-0.050 (0.063)	0.052 (0.060)	0.025 (0.061)
Volume	0.001*** (0.000)	0.206*** (0.045)	0.317*** (0.106)	0.252*** (0.094)	0.121*** (0.040)
O/S	0.000*** (0.000)	0.052** (0.022)	0.101*** (0.030)	-0.017 (0.019)	0.032* (0.017)
ECB rate change (dummy)	0.000 (0.000)			0.023 (0.025)	0.037 (0.028)
BoE rate change (dummy)		0.055* (0.030)			
Constant	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.031)	0.000 (0.028)	-0.000 (0.027)	-0.000 (0.016)
Observations	4,561	4,479	4,413	4,155	3,759
R <sup>2</sup>	0.113	0.067	0.094	0.071	0.021
Adjusted R <sup>2</sup>	0.112	0.065	0.093	0.070	0.019
F Statistic	15.58***	6.848***	10.02***	2.865***	2.040***

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Standard Errors are heteroscedasticity and autocorrelation robust (HAC) using 32 lags and without small sample correction

**E. táblázat:** A robusztusság vizsgálat során kapott regressziós eredmények 2002-2019 időhorizonton, a „*Fear & Greed*” indikátor kihagyásával, a volatilitás megváltozása célváltozó mellett. Forrás: saját szerkesztésű táblázat



	<i>Dependent variable: abs_log_ret</i>				
	DAX (1)	FTSE-100 (2)	SMI (3)	HEX (4)	BEL20 (5)
$\Gamma$	0.025 (0.031)	0.013 (0.013)	0.045 (0.034)	0.021 (0.026)	-0.016 (0.025)
$\Gamma(t-1)$	-0.139*** (0.034)	-0.114*** (0.036)	-0.112*** (0.034)	-0.001 (0.032)	-0.047 (0.038)
VIX	0.380*** (0.053)	0.449*** (0.048)	0.392*** (0.050)	0.447*** (0.041)	0.427*** (0.056)
Volume	0.163*** (0.032)	0.144*** (0.028)	0.184*** (0.038)	0.169** (0.067)	0.150*** (0.049)
O/S	0.013 (0.017)	0.047*** (0.017)	0.076*** (0.022)	-0.034** (0.015)	0.028 (0.018)
ECB rate change (dummy)	-0.010 (0.015)			0.013 (0.016)	0.026 (0.024)
BoE rate change (dummy)		0.021 (0.014)			
Constant	0.000 (0.013)	0.000 (0.022)	-0.000 (0.013)	0.000 (0.014)	-0.000 (0.028)
Observations	4,561	4,479	4,413	4,155	3,759
R <sup>2</sup>	0.267	0.298	0.261	0.234	0.267
Adjusted R <sup>2</sup>	0.266	0.297	0.260	0.233	0.266
F Statistic	66.82***	27.46***	31.67***	27.63***	17.48***

Note:

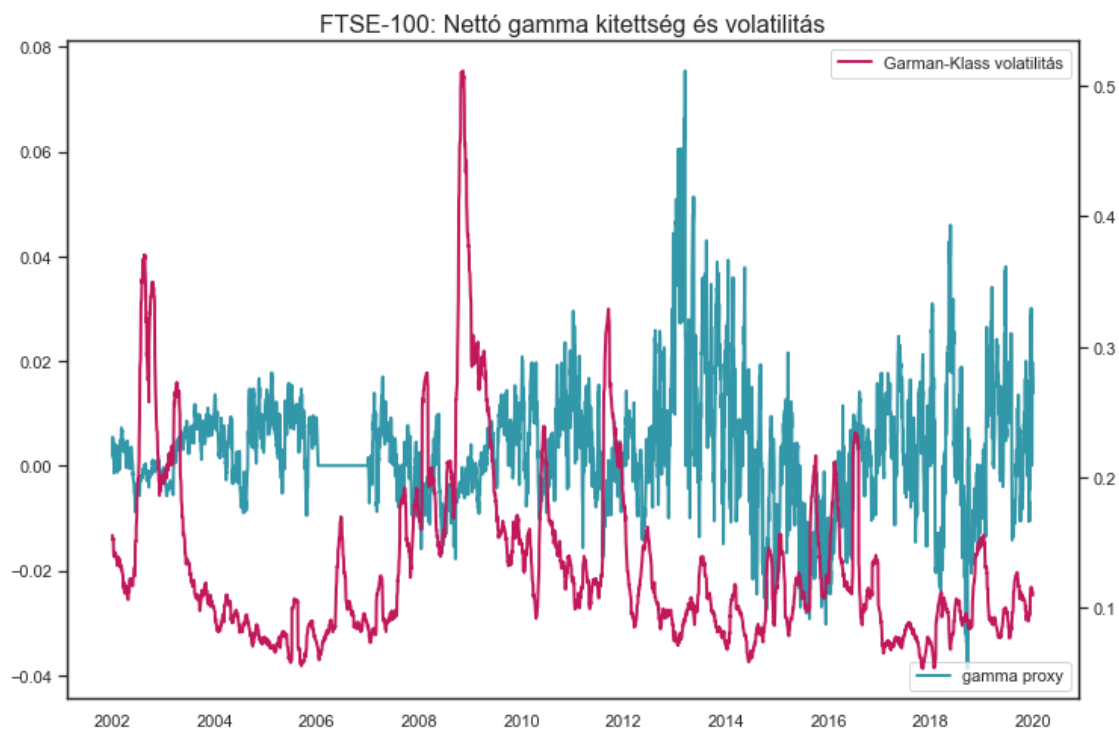
\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01  
Standard Errors are heteroscedasticity and autocorrelation robust (HAC)  
using 32 lags and without small sample correction

**F. táblázat:** A robusztusság vizsgálat során kapott regressziós eredmények 2002-2019 időhorizonton, a „*Fear & Greed*” indikátor kihagyásával, a napi loghozam abszolútértéke célváltozó mellett. Forrás: saját szerkesztésű táblázat

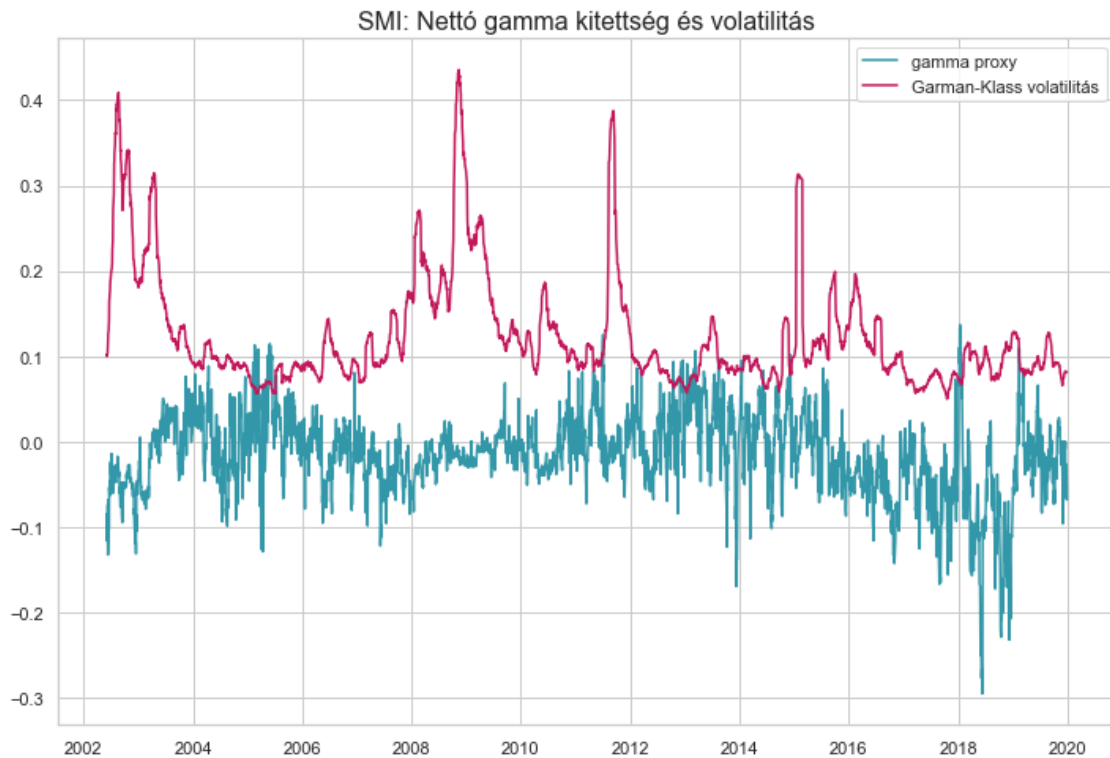
	N	Átlag	Szórás	Min	25%	50%	75%	Max
<b>DAX (2011-2019)</b>								
Volatilitás megváltozása	2271	0,00%	0,39%	-3,94%	-0,14%	0,00%	0,12%	6,56%
Abszolút loghozam	2271	0,86%	0,83%	0,00%	0,26%	0,60%	1,18%	7,07%
<b>FTSE-100 (2011-2019)</b>								
Volatilitás megváltozása	2233	0,00%	0,42%	-8,72%	-0,11%	0,00%	0,10%	8,87%
Abszolút loghozam	2233	0,65%	0,62%	0,00%	0,22%	0,48%	0,90%	4,78%
<b>SMI (2011-2019)</b>								
Volatilitás megváltozása	2252	0,00%	0,61%	-15,8%	-0,09%	0,00%	0,09%	17,79%
Abszolút loghozam	2252	0,64%	0,61%	0,00%	0,20%	0,46%	0,89%	5,89%

**G. táblázat:** A célváltozóként felhasznált transzformált adatok leíró statisztikái. A koefficiens értelmezéshez szükséges szórás adatok itt láthatók. Forrás: saját szerkesztésű táblázat

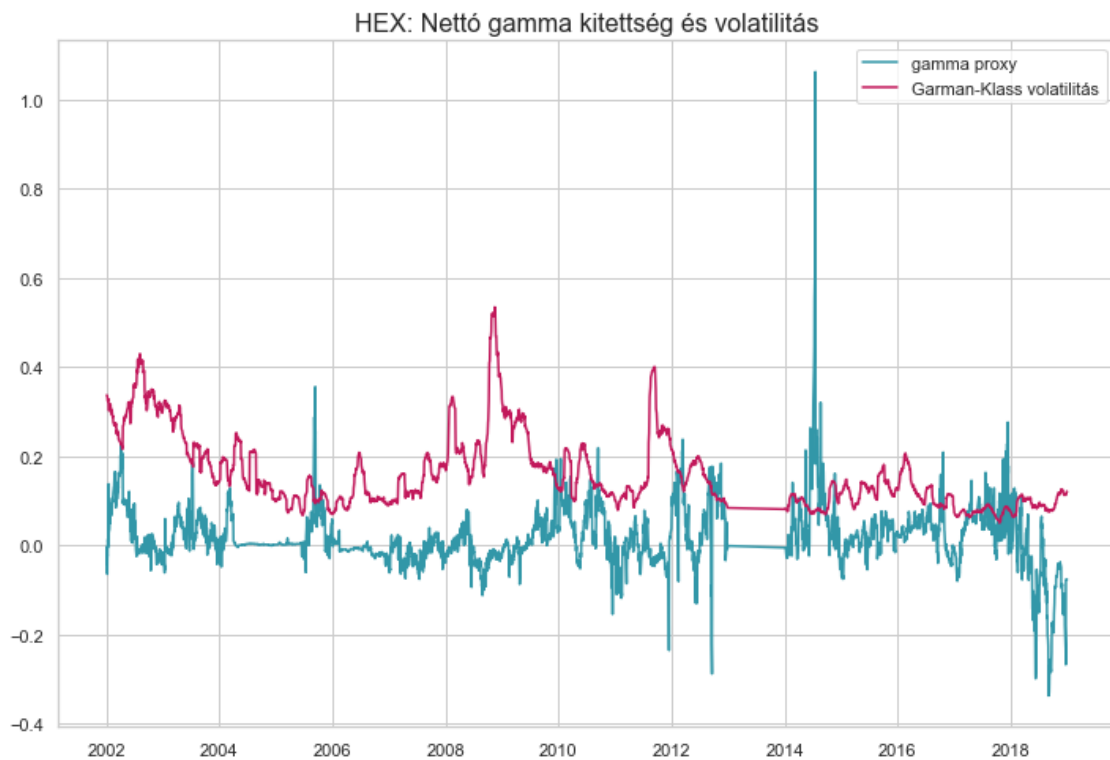
### Ábrák



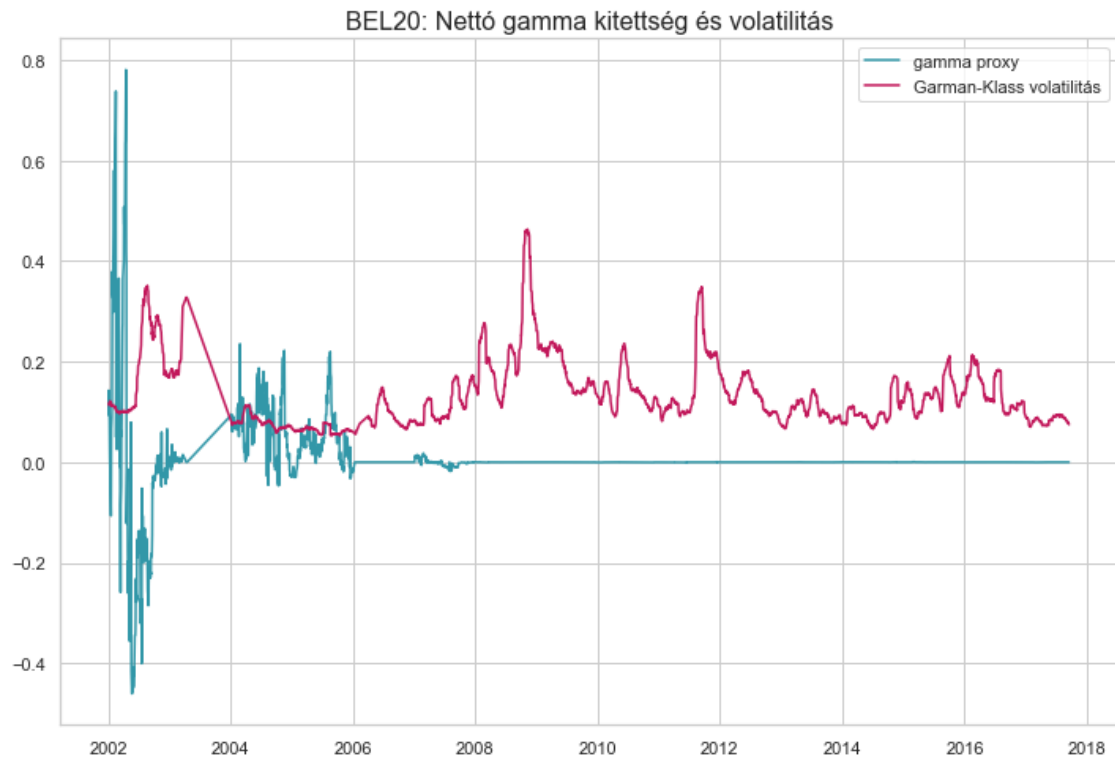
**A. ábra:** A nettó gamma kitettség, valamint a Garman-Klass-féle historikus volatilitás alakulása 2002 és 2019 között, az FTSE-100 index adatain. Forrás: saját szerkesztésű ábra



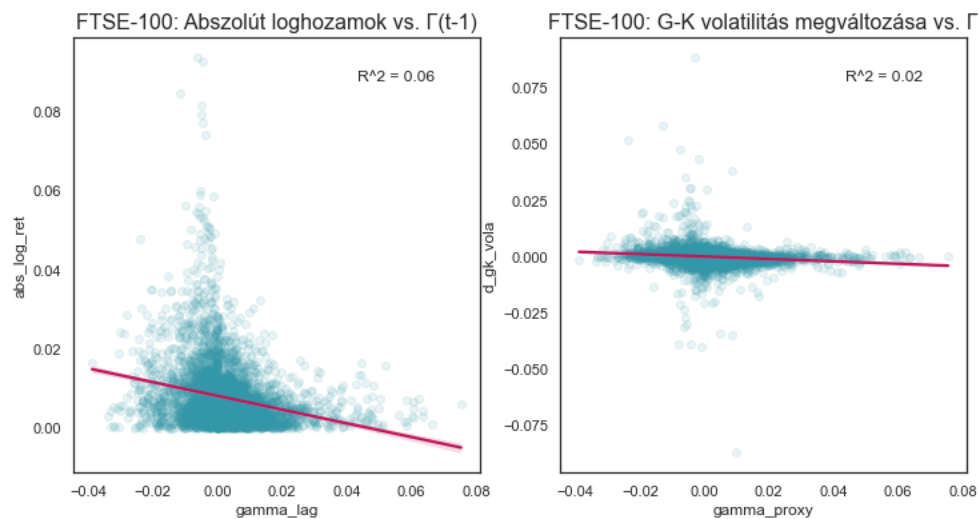
**B. ábra:** A nettó gamma kitettség, valamint a Garman-Klass-féle historikus volatilitás alakulása 2002 és 2019 között, az SMI index adatain. Forrás: saját szerkesztésű ábra



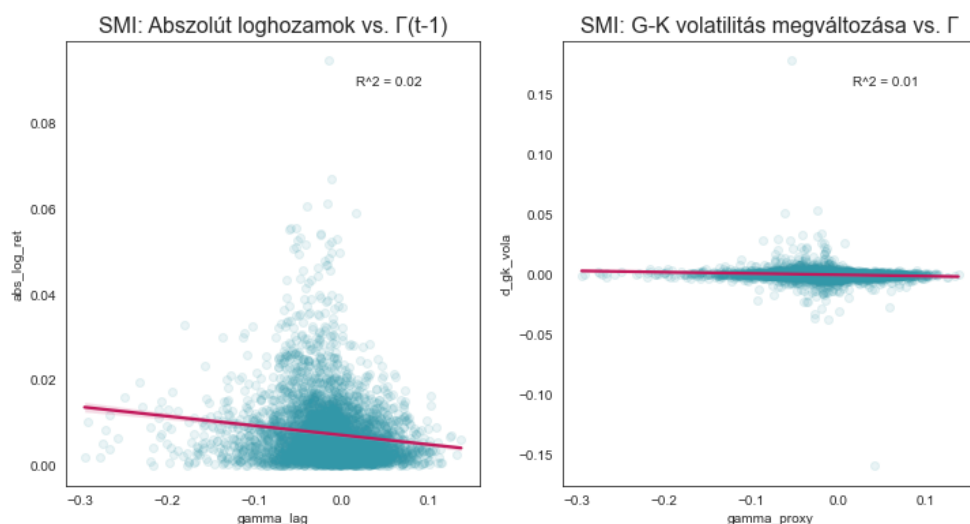
**C. ábra:** A nettó gamma kitettség, valamint a Garman-Klass-féle historikus volatilitás alakulása 2002 és 2019 között, a HEX index adatain. Forrás: saját szerkesztésű ábra



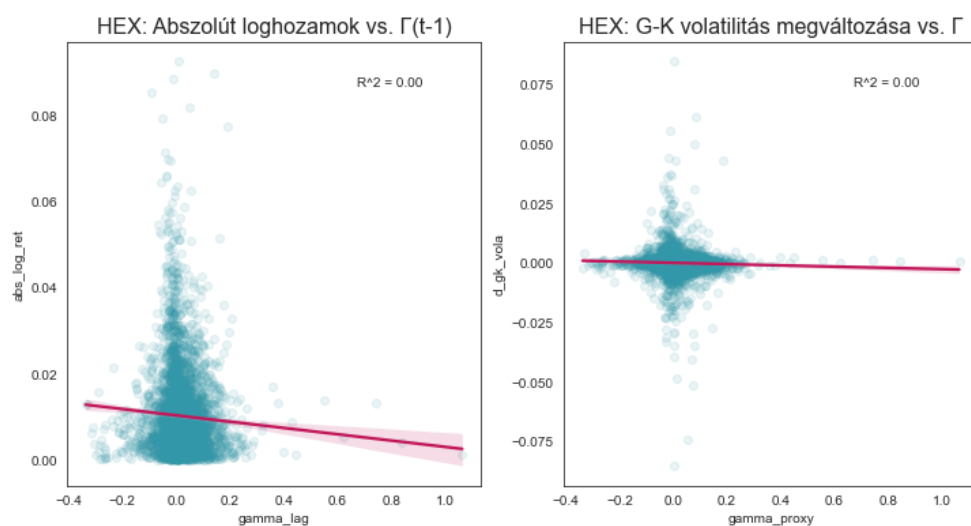
**D. ábra:** A nettó gamma kitettség, valamint a Garman-Klass-féle historikus volatilitás alakulása 2002 és 2017 között, a BEL20 index adatain. Forrás: saját szerkesztésű ábra



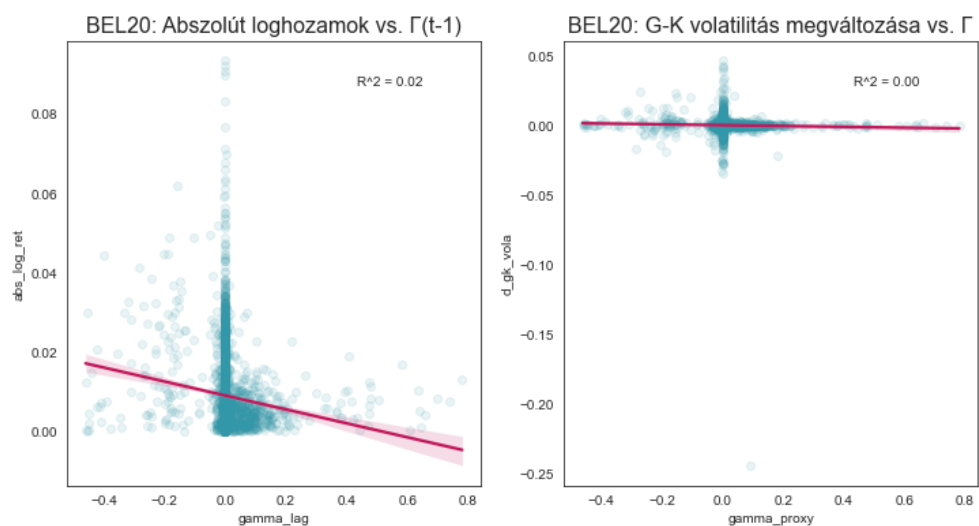
**E. ábra:** Az abszolút loghozamoknak, valamint a realizált volatilitás megváltozásának alakulása a nettó gamma kitettség függvényében (FTSE-100). Forrás: saját szerkesztésű ábra



**F. ábra:** Az abszolút loghozamoknak, valamint a realizált volatilitás megváltozásának alakulása a nettó gamma kitettség függvényében (SMI). Forrás: saját szerkesztésű ábra



**G. ábra:** Az abszolút loghozamoknak, valamint a realizált volatilitás megváltozásának alakulása a nettó gamma kitettség függvényében (HEX). Forrás: saját szerkesztésű ábra



**H. ábra:** Az abszolút loghozamoknak, valamint a realizált volatilitás megváltozásának alakulása a nettó gamma kitettség függvényében (BEL20). Forrás: saját szerkesztésű ábra