

A hozamszint, az inflációs környezet és a pandémia hatása az életbiztosítások törlési rátáira*

Szepesváry László

A tanulmány bizonyos életbiztosítások megszűnéseit vizsgálja különböző gazdasági és nem gazdasági eseményekkel összefüggésben empirikus biztosítói adatokat elemezve, arra keresve a választ, hogy a megváltozott hozam és inflációs környezet, valamint a Covid19 miatti lezárások milyen hatással voltak a szerződések törléseire, illetve egy adott megtakarítási konstrukció esetén mennyire érzékenyek az ügyfelek a hozamok változására. Az idősoros adatok alapján levont következtetések mellett további statisztikai elemzések (pl. Granger-okság tesztelése, k-közép klaszterezéssel szerződések klasszifikálása) járulnak hozzá a teljesebb képhez. A vizsgált egyszeri díjas megtakarítási konstrukció esetén kimutatható a kamatszint bizonyos megváltozásainak hatása a törlésre (különösen a magasabb díjosztályok esetén). A vizsgált folyamatos díjas biztosításokra hasonló viselkedés nem jellemző, illetve az infláció és a Covid19 miatti lezárások kapcsán sem volt eddig kimutatható szignifikáns kapcsolat a törlésekkel.

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: G22, C32, C58, E43

Kulcsszavak: életbiztosítás, törlési ráta, hozamkörnyezet, infláció, Covid19, idősor-elemzés

1. Bevezetés

Az életbiztosítás hosszú távú üzlet, a szerződő és a biztosító hosszú időtávra (akár több tíz éves távra) szerződnek egymással a biztosított életben lététől függő biztosítási eseményre. Mind a jogszabályok, mind az adott biztosítás szerződési feltételei tartalmazzák a felmondás, a biztosítás törlésére vonatkozó feltételeket. A biztosítónak nincs joga felmondani az életbiztosítási szerződést. A szerződő élhet a felmondás jogával, az adott szerződés rendelkezik róla, hogy milyen esetekben, milyen hatállyal és milyen feltételekkel szüntethető meg a szerződés. Megtakarítási elemet is tartalmazó életbiztosítások esetén (a tanulmányban ilyeneket vizsgálunk) jellemzően valamilyen maradékjog is társul az életbiztosítási szerződés felmondása mellé, a leggyakoribb eset, hogy az ügyfél visszavásárolja a szerződését, ami azt jelenti, hogy

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

Szepesváry László a Magyar Posta Életbiztosító Zrt. vezető aktuáriusa, illetve a Budapesti Corvinus Egyetem Közgazdasági és Gazdaságinformatikai Doktori Iskolájának doktorjelöltje. E-mail: szepesvary.laszlo@mpb.hu

A magyar nyelvű kézirat első változata 2022. március 18-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.25201/HSZ.21.3.44>

a szerződés végleg megszűnik, és ezzel egyidejűleg a biztosító az addig beszedett díjakból a későbbi szolgáltatásra képzett díjtaralék egy bizonyos részét visszafizeti az ügyfélnek. A klasszikus életbiztosítások esetén a biztosító hosszú távú kamatgaranciát vállal az ügyfelek felé, ennek mértéke az úgynevezett technikai kamatláb (röviden: technikai kamat), ami azt testesíti meg, hogy a biztosító a későbbi szolgáltatásokra képzett fedezetet (ezt nevezik díjtaraléknak) milyen előre vállalt kamatlábon kamatoztatja. A biztosítónak emiatt hosszú távú befektetéseket kell eszközölnie, így egyrészt a hozamok és likviditás szempontjából is nagyon fontos, hogy hogyan alakulnak majd az adott biztosítástípus megszűnései, másrészt a biztosító hosszú távú nyereségességét befolyásoló pénzáramlások (pl. biztosítási díjak, szolgáltatási kifizetések, költségek stb.) szempontjából is kardinális kérdés a törlési arányok mértéke. Nem meglepő, hogy a biztosítási szakma és a biztosításmatematika (aktuáriustudomány) fontos témája a törlések statisztikai elemzése és a törlési hatások elemzése. Az is ezt mutatja, hogy a biztosítók szavatoló-tőke-szükségletét szabályozó Szolvencia 2 keretrendszer¹ úgynevezett standard formulája is tőkeszükségleti követelményt határoz meg a törlési kockázatra.

A magyar szakirodalomban *Hanák (2001)* foglalkozik részletesen a törlések matematikai modelljével és az azt vezérlő tényezőkkel. *Janecek (2012)* a szerződés kezdetének naptári évét, a biztosítási időszakot és a termék típusát javasolja mindenképp figyelembe venni a törlések elemzésénél. *Szepesváry (2015)* empirikus mintán vizsgálta, hogy a biztosítás díja és a szerződő belépési kora szignifikánsan hat-e a törlésekre. Az úgynevezett túlélési (survival) modellek (lásd például *Vékás 2011*) bevett módszertani alapot jelentenek az ilyen típusú elemzésekhez. T -vel jelölve a törlésig eltelt időt, a $G(t) = P(T \geq t)$ képlettel definiált függvényt nevezik túlélési függvénynek, ami az egyes t időpontokhoz azt a valószínűséget adja meg, hogy legalább t hónapig életben volt a szerződés. A két legismertebb túlélési modell a Kaplan-Meier becslés és a Cox-regresszió, utóbbi esetében magyarázó változók is bevonhatók a becslésbe.

A szakirodalomban helyet kap a külső tényezők és a törlések kapcsolatának elemzése is. Ehhez kapcsolódó fogalom a dinamikus ügyfélviselkedés néven ismert jelenség, lásd például *Barsotti et al. (2016)*. Ez annak hatásnak a modellezését jelenti, hogy az ügyfelek által igénybe vehető opciók (pl. törlés) lehívási valószínűsége a külső (pl. gazdasági) környezet hatására dinamikusan változhat. *Campbell és szerzőtársai (2014:47)* két fő hipotézist emelnek ki a visszavásárlásokra vonatkozóan. A kamatláb-hipotézis szerint a törlési arányok negatívan kapcsolódnak a belső megtérüléshez (például a technikai kamat mértékéhez) és pozitívan a külső (például piaci) kamatlábakhoz, azaz ha magas a hozamgarancia, kevésbé törölnek az ügyfelek, viszont ha

¹ Lásd például: az *Európai Parlament és Tanács 2009/138/EK irányelvét* (<https://eur-lex.europa.eu/legal-content/HU/TXT/?uri=celex:32009L0138>, letöltés ideje: 2022. február 1.) vagy <https://www.mnb.hu/felugylet/szabalyozas/szolvencia-ii> (Letöltés ideje: 2022. február 1.)

más befektetési formák nagyobb hozamokat kínálnak, akkor többen törlik a szerződésüket. A „véstartalék” hipotézis szerint a visszavásárlások a nehéz pénzügyi helyzet hatására következnek be legtöbbször. Jelen tanulmány a kamatláb-hipotézis és véstartalék-hipotézisek magyarországi teljesülését is vizsgálja bizonyos esetekben. *Kim (2005)* a munkanélküliségi ráta, a gazdasági növekedés, a pénzügyi krízis időszakának indikátora és a szerződés kora alapján becsli a törlési valószínűséget, általánosított lineáris modellezést használva. *Poufinas – Michaelide (2018)* különböző makroökonómiai változók (pl. munkanélküliség, infláció és kamatlábak) függvényében vizsgálja a törlések alakulását. *Russell et al. (2013)* empirikus bizonyítékot talál a kamatláb- és véstartalék-hipotézisek teljesülésére. *Grosen és Jorgensen (2000)* nyereségrészesedéses biztosításokra vizsgálja, hogy a szerződés felbontható egy kockázatmentes kötvény, egy bónusz opció és egy visszavásárlási opció elem összegére. *Milhaud és társai (2011)* logisztikus regresszió és döntési fa módszerekkel modellezik a törléseket. A Cox-regresszióknak is létezik továbbá egy időtől függő változókat is tartalmazó kiegészítése (lásd például *Fisher – Lin 1999*), ami alkalmas eszköz a dinamikus ügyfélviselkedéshez kapcsolódó változók beépítéséhez.

A tanulmányban a fent leírtakhoz hasonló külső, gazdasági és nem gazdasági eseményekkel összefüggésben vizsgáljuk a törlések alakulását. Megvizsgáljuk, hogyan hatott például a hozam- és inflációs szint változása, valamint a Covid19-cel kapcsolatos lezárások a törlési valószínűségekre. Ehhez hagyományos egyszeri és folyamatos díjas, megtakarítási elemet is tartalmazó életbiztosítások törlési rátáinak idősorát vizsgáljuk meg, grafikus és statisztikai eszközöket is felhasználva.

2. Elemzett adatok és forrásaik

Az elemzés empirikus biztosítói adatok alapján készült. A tanulmányban az alább felsorolt biztosítástípusokat vizsgáljuk. A hagyományos életbiztosítási termékek jellemzőit csak röviden foglalja össze a tanulmány, a kapcsolódó klasszikus technikákról részletesebben például *Banyár (2016)* könyvében lehet olvasni.

- Klasszikus, folyamatos díjfizetésű vegyes életbiztosítás technikai kamattal és a technikai kamatot meghaladó hozam esetén többlethozam-visszatérítéssel. Az életbiztosításoknál a technikai kamat egyfajta garantált hozamszintet testesít meg, amire a biztosító garanciát vállal, hogy a szerződés teljes tartama alatt az ügyfél befizetéseiből képzett díjtartalékokat legalább ekkora hozammal kamatoztatja. Ezen túl, ha az elért hozam meghaladja a technikai kamatot (a többletet nevezik többlethozamnak) annak a szerződéses feltételekben meghatározott részét a biztosító szintén visszajuttatja az ügyfélnek. 2,25 százalékos, illetve 1,6 százalékos technikai kamattal rendelkező szerződéscsoportokat vizsgáltunk meg, ahol az efeletti többlethozamok legalább 80 százalékát visszajuttatja a biztosító. A vegyes életbiztosítási konstrukció lényege továbbá, hogy a választott biztosítási

összeget a biztosító akkor is kifizeti, ha a biztosított megéli a tartam végét, de a teljes összeg abban az esetben is kifizetésre kerül, ha a tartam során az ügyfél elhalálozik. Mivel bizonytalan (a biztosított életben lététől függ), hogy meddig folynak be a biztosítási díjak és mikor kell kifizetni a teljes biztosítási összeget, ezért a konstrukció lényeges haláleseti kockázatot tartalmaz, aminek fedezetét a biztosító a biztosítási díjakban érvényesíti. Halál esetén az addig befizetett díjhoz képest jelentősen magasabb összeget is visszakaphatnak a biztosítás kedvezményezettjei. A biztosítási díjból a haláleseti kockázatra és költségeire is fedezetet von el a biztosító, a maradék kerül befektetésre a díjtartalékba (ami a korábban leírtaknak megfelelően kamatozik) és ez képezi majd a jövőbeli szolgáltatások alapját. Ha az ügyfél egy adott időpontra túl nem kívánja tovább fizetni a folyamatos díjat, akkor az aktuális díjtartalék képezi a maradékjogainak alapját. Például, ha visszavásárolja a szerződését, akkor a díjtartalék bizonyos részét fizeti vissza a biztosító a részére.

- Folyamatos díjas megtakarítási életbiztosítás (2,25 százalékos, illetve 1,6 százalékos technikai kamattal és legalább 80 százalékos többlethozam-visszatérítéssel). Az előző pontban bemutatotthoz hasonló konstrukció, alacsonyabb haláleseti összeggel. A megtakarítási és haláleseti kockázati elem közül ezért itt a megtakarítási rész dominál a biztosításban.
- Folyamatos díjas nyugdíjbiztosítás (2 százalékos, illetve 1,6 százalékos technikai kamattal és legalább 80 százalékos többlethozam-visszatérítéssel). Az előző pontban bemutatotthoz hasonló konstrukció, amelyet nyugdíj célú megtakarításként köthetnek az ügyfelek. Meghatározott feltételek esetén a hatályos jogszabály alapján a befizetett díjak után 20 százalék állami adójóváírás vehető igénybe, ami kiváló megtérülést jelenthet az ügyfeleknek. Visszavásárlás esetén azonban magas büntetéssel kell számolnia a szerződőknek, különös tekintettel az adójóváírás vonatkozásában.
- Egyszeri díjas hagyományos megtakarítási életbiztosítás, előre rögzített rövid távú kamatperiódusokkal. A biztosító negyedéves gyakorisággal, minden esetben előre hirdeti meg a rövid távú kamatperiódusokat az egyes szerződésekre kiígért hozamok formájában. Tehát legkésőbb az adott hónap végéig minden ügyfél tájékozódhat, hogy a következő hónapra milyen hozamot kínál számára a biztosító, és ennek függvényében dönthet megtakarítása megtartásáról vagy esetleges visszavásárlásáról. A fentiekből következően az ügyfelek 1–3 hónapra láthatják előre a várható hozamukat. Visszavásárlás esetén kis mértékű büntetés terheli az ügyfeleket (de az sem minden esetben), így a szerződő a megtakarítását jelentős szankció nélkül fektetheti más konstrukcióba. A megtakarítási elem túl baleseti eredetű biztosítási szolgáltatásokat tartalmaz a szerződés.

A konkrét elemzett termékek és szerződés csoportok egy magyar életbiztosító állományából származnak. *Az üzleti felismerhetőség korlátozása miatt a bemutatott ábrák tengelyei (pl. törlési ráta) a tanulmányban átskálázva jelennek meg. Ez azonban az értelmezéseken, következtetéseken érdemben nem változtat.*

Az egyes termékek, illetve termék csoportok havi törlési rátáit és kapcsolatukat a különböző külső és belső körülményekkel a 2019–2021 közötti időszakban vizsgáljuk. A törlési ráta az adott hónapban törölt (visszavásárolt vagy megszüntetett díjfizetésű) szerződés volument jelenti a hónapban átlagosan életben lévő állomány arányában. Darab és díjarányos törlési rátákat számszerűsítettünk. Ezeket vizsgáljuk az alábbi tényezők függvényében.

- Hogyan hat a külső és belső kamatkörnyezet az életbiztosítások törléseire?
 - A Magyar Nemzeti Bank (MNB) rendeletben² is szabályozott technikai kamatláb által nyújtott hozamgarancia szerepe felértékelődhet alacsony hozamkörnyezetben, fordított esetben pedig előfordulhat (lásd a korábban említett kamatláb-hipotézist), hogy megnő a törlés, ha az elérhető külső hozamok meghaladják a technikai kamatot (és ha a többlethozamból sem kap elég magas részt az ügyfél). A 2021 utolsó hónapjaiban erős növekedésnek induló hozamok miatt ez fontos és aktuális kérdés a klasszikus életbiztosítási termékek esetén.
 - Hasonlóan, a vizsgált egyszeri díjas konstrukció esetén a külső hozamkörnyezet és a belső, a portfólióhoz és az egyes szerződésekhez előre rögzített rövid távú kamatok törlésekre vonatkozó hatását vizsgáljuk: ha az adott ügyfélnek a már rögzített hozamperiódus során csökken a kiígért kamatszintje, az hogyan befolyásolja a törlést?
 - A külső kamatkörnyezetet az Államadósság Kezelő Központ (ÁKK) 1, 5 és 10 éves referenciahozamaival³ mérjük, illetve megvizsgáljuk annak hatását, ha valamilyen lakosság számára elérhető kedvezményes állampapír (pl. MÁP+ szuperállampapír⁴) került bevezetésre.
- Az infláció növekedése hogyan hat az életbiztosítások törlési rátáira?
 - A hozamokhoz hasonlóan az infláció mértéke is jelentősen nőtt 2021 utolsó hónapjaiban. Ha az infláció mértéke jelentősen meghaladja a biztosítás által elérhető kamatszint mértékét, az a megtakarítás reálértékének csökkenéséhez vezethet. Azt vizsgáljuk, hogy kimutatható-e ennek hatása a törlési rátákon.

² Lásd: <https://net.jogtar.hu/jogszabaly?docid=a1500054.mnb>

³ Lásd: <https://www.akk.hu/statisztika/hozamok-indexek-forgalmi-adatok/referenciahozamok>

⁴ Lásd: <https://www.allampapir.hu/allampapirok/MAPP/>

- A Covid19-cel kapcsolatos lezárások hogyan hatottak a vizsgált életbiztosítások törlési rátáira?
 - Kovács (2021) könyvismertetője a pandémia és a gazdasági válságok összehasonlítását mutatja be, kiemelve, hogy a világvárvány következtében jelentősen emelkedett a munkanélküliségi ráta és a gazdasági bizonytalanság. Ebben a környezetben több ügyfél nyúlhat a hosszú távú megtakarításaihoz, így megváltozhatnak az életbiztosítások törlési valószínűségei is.
 - A Covid19-cel kapcsolatos korlátozások mértékét az úgynevezett szigorúsági indexszel mérjük⁵. A Magyarországra vonatkozó idősort használjuk fel.
 - Felmerülhet, hogy nagyobb „szigorúság” esetén, nagyobb rétegnek lehet szüksége, hogy a megtakarításaihoz nyúljon és visszavásárolja biztosítását (lásd a már említett „vésztartalék”-hipotézist). De adott esetben másik irányú hatás is elképzelhető, egyes nagyobb kiadásokat a járvány elmúlása utánra halaszthatnak az ügyfelek. Azt vizsgáljuk, volt-e a törlési rátákon kimutatható hatása bármelyik hipotézisnek.
 - G. Szabó és Nagy (2021) is vizsgálta a megtakarítási biztosítások megmaradását és új szerzéseit a 2020-as Covid19 miatti lezárások kapcsán. Ők a magas foglalkoztatottsági rátának és a hitelezési moratóriumnak tartják köszönhetőnek, hogy az ügyfeleknek nem volt nagy számban szüksége az életbiztosításokban felhalmozott tartalékaik felszabadítására.
 - A szigorúsági index más biztosítási tanulmányokban is felhasználásra került már. Csépai és Kovács (2021) tanulmányukban a Covid19 miatti halálesetek arányát elemezték a szigorúsági index függvényében különböző európai országokra.

A bemutatott vizsgálatoknál először grafikusan ábrázoljuk a törlések idősorait és a fenti változókat a kapcsolat vizuális megjelenítése céljából. Sokszor már az ábrák is beszédesek a változók közti kapcsolat elemzéséhez, de a felállított hipotézisek időszorelemzési technikákkal is statisztikai tesztelésre kerülnek. Ehhez az úgynevezett vektor-autoregresszív modellek (VAR) és a Granger-okság adják majd a módszertani tárházat. Más esetekben keresztmetszeti adatok is elemzésre kerülnek az egyes ügyfelek klasszifikációja kapcsán, amihez a k -közép klaszterezés ad statisztikai alapot. Az adatbázisok alapján az ábrák Microsoft Excelben készültek. Az időszorelemzési számítások a Gretl szoftverben, a keresztmetszeti adatok elemzése pedig az IBM-SPSS szoftverben történt.

A választott módszertan és az adatok kapcsán az alábbiakat emeljük ki. A vizsgálatokhoz a 2019–2021 közötti hároméves időszakra álltak rendelkezésre havi bontású

⁵ Lásd: <https://ourworldindata.org/grapher/covid-stringency-index?tab=chart®ion=Europe&country=~HUN>

adatok a termékek szintjén a törlések darabszámáról és az állományi volumenekről. Minden időpontra vonatkozó keresztmetszeti adatok a szerződés szintű állományról nem álltak rendelkezésre, ezért például a Cox-regresszió időtől függő változata nem lett volna kivitelezhető az adatokon. Ebből kifolyólag az elemzések célja nem az, hogy a törlési rátákra ható összes faktor feltérképezésével készüljön a visszavásárlási arányokat leíró teljes körű modell, hanem annak vizsgálata, hogy az említett bizonyos körülmények (pl. hozamszint, infláció, pandémiával kapcsolatos lezárások) változásának volt-e kimutatható hatása a törlési rátákra. Az alkalmazott módszertan a leírtaknak megfelelően került megválasztásra. Először grafikus módon kerültek szemléltetésre az idősorok, törlési statisztikák, amivel egyszerűen vizualizálható a kérdéses trendek jelenléte az adatokból. Hogy az ábrákból levont következtetéseknél erősebb statisztikai bizonyíték is rendelkezésre álljon, a továbbiakban amiatt kerültek felírásra a vektor-autoregresszív modellek és került tesztelésre a Granger-okság jelenléte.

3. A hozamkörnyezet változásának hatásai a vizsgált életbiztosítások törléseire

3.1. A technikai kamatos folyamatos díjas termékek törlésének kapcsolata a külső kamatkörnyezettel

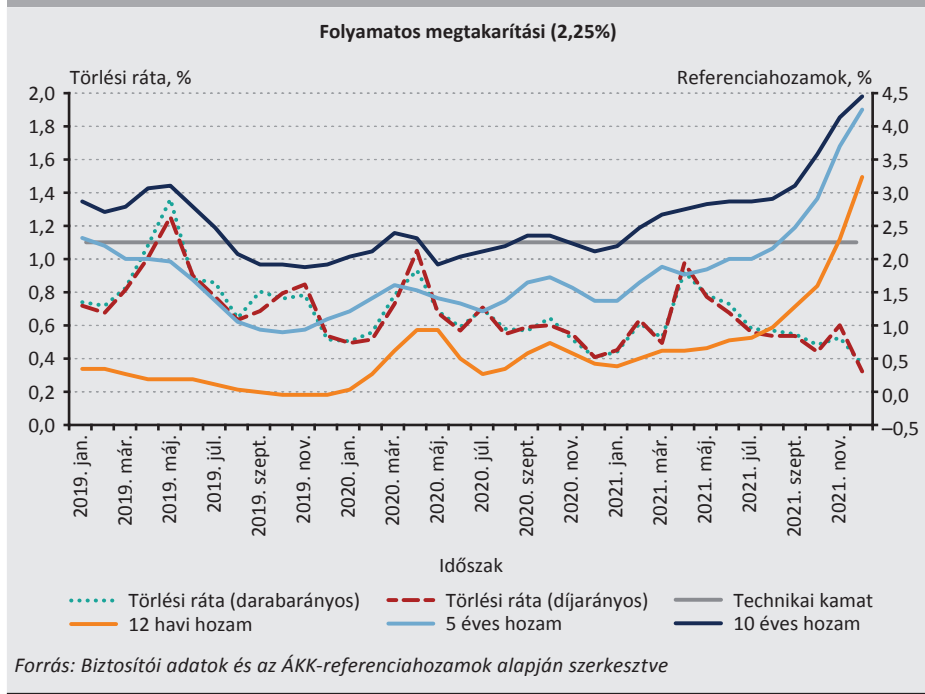
A 2. szakaszban bemutatott folyamatos díjas konstrukciók törlései esetén vizsgáltuk a külső hozamkörnyezettől való függést. Egy ábrán kerültek ábrázolásra a 2019–2021-es időszakra havi bontásban a darab- és díjarányos törlési ráták (bal oldali függőleges tengelyen látható a skálája), illetve az ÁKK-referenciahozamok és a termékre jellemző technikai kamat szintje (jobb oldali függőleges tengelyen látható a skálája). Terjedelmi okokból nem az összes kapcsolódó ábrát közöljük a tanulmányban, mindig csak néhány példát szerepeltetünk. Hasonló okokból a különböző technikai kamatok közül sem szerepeltetjük az összes eredményeit. Az ábrák fejlécében a konstrukció neve mellett megjelenő százalékos érték a szerződés csoport technikai kamatlábát mutatja.

Előzetesen értékelésre került az állományok összetétele és a havi bontású törlési idősorokban megfigyelhető volatilitás. Az állományok összetétele (pl. darabszám, szerződéskötéstől eltelt idő szerinti megoszlás, díjnagyság és kor szerinti összetétel) alapvetően stabilnak tekinthető a vizsgált portfóliók esetén. Ennek ellenére az ábrákon (lásd például 1. és 2. ábra) látható egyes kiugrásokat részben indokolja az állomány összetétele (például az első két biztosítási évben, illetve a biztosítási évfordulókat követően jellemzően magasabb a törlési valószínűség, ha adott hónapban több volt az ilyen szerződés, akkor a törlés is nagyobb), részben pedig szezonális hatások vagy egyéb külső körülmények is közrejátszhatnak. Ezen hatások simítása miatt felvetődhet még a havi helyett negyedéves bázisú adatok használata: a nyugdíjbiztosítás esetén jelentősen, a folyamatos díjas megtakarítási biztosítás esetén

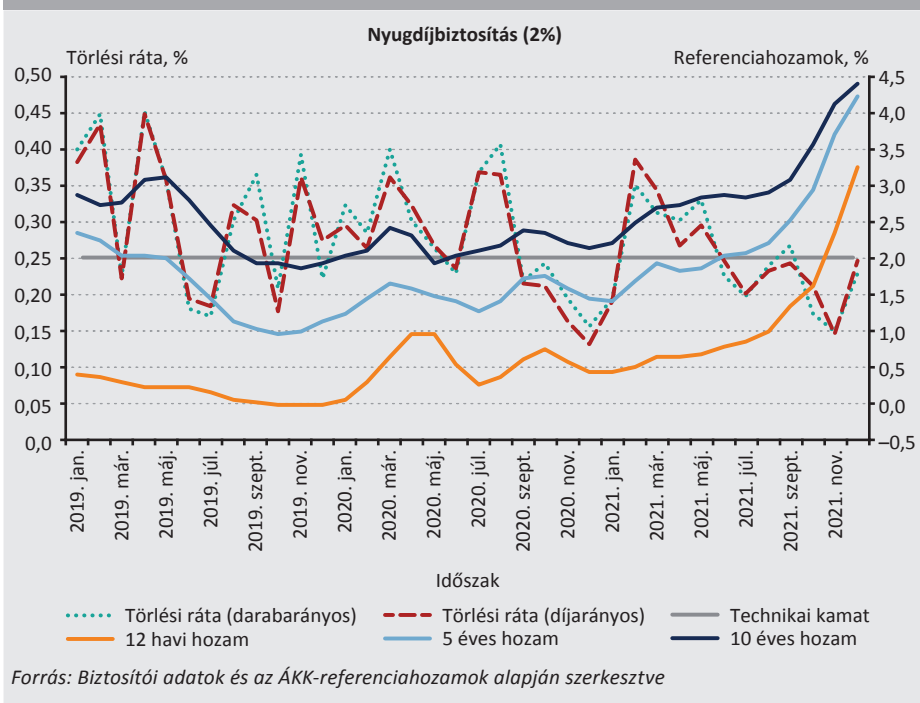
kisebbs mértékben csökkent volna az idősorban megfigyelhető volatilitás. A negyed-éves transzformációval azonban nagyon rövid idősorokat kapnánk, amivel a későbbi modellek nem működnének jól, ezért mindent összevetve a továbbiakban a havi bontású adatokat elemeztük.

1. ábra

A folyamatos díjas megtakarítási biztosítás törlése a hozamok függvényében



2. ábra
A nyugdíjbiztosítás törlése a hozamok függvényében



Az 1. és 2. ábra alapján az alábbi következtetések vonhatók le. A referenciahozamok 2021 második félévében bekövetkező növekedése nem növelte meg a vizsgált termékek törlési rátáit, még akkor sem volt tapasztalható növekedés, amikor az elérhető kamat szintje átlépte a technikai kamat mértékét. Természetesen ebben akár annak is szerepe lehet, hogy a technikai kamat feletti többlethozamok döntő része is visszajár az ügyfeleknek, illetve a szerződés hosszú távú garanciát biztosít. De sokkal inkább az valószínűsíthető, hogy ezen szerződéseket azért kötik az ügyfelek, mert hosszú távú életbiztosítási vagy nyugdíjbiztosítási termékre van szükségük, amiben megtakarításuk fedezetét folyamatos díjfizetések révén teremtik meg, kihasználva közben az adott biztosítási konstrukció előnyeit, és ezért az állampapír-referenciahozamok nem jelentenek konkurenciát a terméknek (azaz nem módosítják a törlési valószínűséget). Az Insurance Europe felmérése alapján Lambert (2020:104–106) is hasonló következtetésekre jut: kiemeli a nyugdíj-megtakarításokkal kapcsolatban, hogy Magyarországon a megkérdezettek 73 százaléka inkább a biztonságos befektetéseket választja (nem kockáztat), a nyugdíj előtti hozzáférhetőség (likviditás) és a befektetés teljesítménye kevésbé fontos szempont a vizsgált csoportnak, viszont a megkérdezettek szignifikáns hányada a kiegészítő biztosítási fedezetért is hajlandó fizetni. Felmerülhet még további lehetséges magyarázatként az is, hogy nem elég fejlett Magyarországon a pénzügyi kultúra és a termékek ismerete, és az ügyfelek jó

részének nincs kellő információja a komplex, technikai kamat- és többlethozam-visszajuttatás nyújtotta hozamszintről, és nem tudják azt összehasonlítani egyéb befektetési lehetőségekkel. Kovács és Nagy (2022) a Magyarországon jellemző pénzügyi tudatosságról, a megtakarítási formák megoszlásáról és előbbiek pandémia alatti változásairól ír, Terták (2022) tanulmánya pedig – összehasonlításképp – a világban jellemző pénzügyi műveltséget vizsgálja. Németh-Lékó (2020) kiemeli, hogy nemzetközi és hazai kutatások adatai alapján is megerősíthető a magyar lakosság nem megfelelő pénzügyi tudatossága, például sokszor jellemző a nem körültekintő pénzügyi döntések meghozatala, és csak 30–38 százalék azoknak az aránya (a nemzetközi átlag alatti), akik pénzügyi termék választásakor tudatosan összehasonlítják az ajánlatokat. Bár a magyarázat tekintetében nem lehet egyértelmű bizonyítékot felállítani a fenti hipotézisekre, de ez nem változtat azon az eredményen, hogy nem rajzolódik ki kapcsolat a törlésráta és a referenciahozamok között.

Idősorelemzési módszerekkel is megvizsgáljuk a fenti hipotézist. Részletes bemutatást nem ad a tanulmány az idősorelemzési-ökonometriai technikákról. A felhasznált módszertan Kirchgässner et al. (2013) könyvével összhangban készült, az eljárásokról itt lehet bővebben olvasni, illetve Wooldridge (2009) módszertani könyve is részletesen bemutatja a kapcsolódó ökonometriai modelleket.

Vektor-autoregresszív (VAR) modelleket illesztünk a törlési rátákra és a referenciahozamok idősoraira. Ennek lényege, hogy minden változót mint endogén változót (eredményváltozót) tekintünk, és egy olyan egyenletrendszerrel magyarázzuk, ahol a magyarázó változók az endogén változók késleltetettjei. Például két endogén változó, X_t és Y_t idősorok esetén k maximális késleltetésszám esetén az (1) egyenlet írja le a VAR-modellt (α , β együtthatók konstansok, ε_1 , ε_2 a hibatag változók, feltételezés szerint fehér zajok, t pedig az idő paraméter).

$$\begin{aligned} X_t &= \alpha_0 + \alpha_{1,1}X_{t-1} + \dots + \alpha_{1,k}X_{t-k} + \alpha_{2,1}Y_{t-1} + \dots + \alpha_{2,k}Y_{t-k} + \varepsilon_{1,t} \\ Y_t &= \beta_0 + \beta_{1,1}X_{t-1} + \dots + \beta_{1,k}X_{t-k} + \beta_{2,1}Y_{t-1} + \dots + \beta_{2,k}Y_{t-k} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (1)$$

A Granger-okság definíciója szerint Y_t Granger oka az X_t -nek, ha az X_t -re felírt egyenletben Y_t idősor késleltetett értékei szignifikáns hatással vannak X_t értékére (nem nullák az együtthatói), tehát Y_t múltja tartalmaz magyarázó erőt X_t jelenjére. A definíció nem zárja ki azt sem, hogy egy változó saját magára vett Granger-okságát vizsgáljuk. Ez esetben egy egyváltozós autoregresszív (AR) modell is elégséges, ami a VAR-modell egydimenziós megfelelője. A példánkban azt fogjuk vizsgálni, hogy a törlési rátáknak Granger oka-e valamely változó, tehát valamely folyamat múltja befolyásolja-e a törlési ráta adott időszaki értékét, vagy kizárható az összefüggés.

A Granger-okság vizsgálatához szükséges, hogy X_t és Y_t idősorok stacionáriusak legyenek (várható értékük és varianciájuk konstans legyen, autokovariancia függvényük pedig csak a megfigyelések távolságától függjön, időben legyen állandó).

A stacionaritást a Gretl szoftverben a kibővített Dickey–Fuller-teszt segítségével vizsgáltuk, a teszt nullhipotézise, hogy az idősor nem stacionárius. A mintáinkban vizsgált idősorok esetén a teszt p-értéke meghaladta a szokásos szignifikanciaszintet (tehát a nem stacionaritás hipotézise elfogadható volt). Ilyen esetben az idősor differenciázása (különbségek képzése), tehát az adott idősor változásainak elemzése bevett gyakorlat. A referenciahozamok esetén még az első differencia sem volt elég, hogy stacionáriusnak tudjuk tekinteni az idősorokat, ezért egységesen (tehát minden változóra) a második differenciákat képeztük, és ezeket vontuk be az elemzésbe. A vizsgált változók esetén így 0–3 százalék közti p-értékeket kaptunk, amit már megfelelőnek ítéltünk a folytatáshoz. A második differencia hátránya a nehezebb értelmezhetőség (a változás változását mutatja), ezért az együttthatókat nem értelmeztük a később kapott egyenletekben.

A stacionaritás vizsgálata után történt meg a VAR-egyenletek becslése. Mivel rövidek az idősoraink, ezért egyszerre mindig csak két változót (egy törlési és egy hozamváltozót) vontunk be a becslésbe. Az optimális késleltetésszámot a Gretl által felkínált információs kritériumok értékei alapján választottuk meg (Bayes-i információs kritérium, Hannan–Quinn- és az Akaike-kritériumok). Jellemzően 2–6 közti maximális késleltetést alkalmaztunk a felírt modellekben a mutatók alapján.

A Gretl a hagyományos legkisebb négyzetek módszerével becsli meg az együttthatókat. A változók becsült együttthatóihoz t-tesztet készít a szoftver, amivel az adott változó szignifikanciája tesztelhető. A teszt nullhipotézise, hogy az együtttható valódi értéke 0 (és csak a mintabeli véletlen szóródás miatt nem 0 a becsült érték), tehát nincs szignifikáns magyarázó ereje a változónak. Hasonló logikával képződik az F-próba, amivel tesztelhető a nullhipotézis, hogy például az Y_t összes késleltetett értékének nulla-e az együttthatója X_t becslésében. Ha a teszt nullhipotézise elfogadható, az pont azt jelenti, hogy Y_t nem Granger oka X_t -nek.

Érdekes még tesztelni a VAR-modell elkészültével, hogy a hibatag változók fehér zajnak tekinthetők-e. Ezt szintén a Gretl beépített tesztjeivel végeztük, területi korlátok miatt nem részletezzük.

A három folyamatos díjas biztosítástípus darab- és díjarányos törlési rátáira, valamint a referenciahozamok idősoraira páronként elvégeztük a fent bemutatott folyamat szerint a Granger-oksági tesztet. Szinte minden esetben azt az eredményt kaptuk, hogy minden szokásos szignifikanciaszint esetén elfogadható volt az F-próba hipotézise, tehát hogy a referenciahozam nem Granger oka a törlésnek. Érdekes módon egy-egy esetben (például mikor a folyamatos díjas megtakarítási biztosítás díjarányos törlését a 10 éves referenciahozammal vizsgáltuk egy VAR-modellben) az F-próba hipotézisét nem lehetett elfogadni, csak legfeljebb 1 százalékos szignifikanciaszint mellett. Az első 30 hónapban valóban kivehető valamilyen együttmozgás a késleltetett 10 éves referenciahozamok és a törlési ráta közt (1. ábra), illetve

további közgazdasági érv lehet emellett, hogy főleg akkor volt magasabb a törlés, amikor a referenciahozam a technikai kamat szintje fölött helyezkedett el. Teljesen ellentmond azonban ennek a hipotézisnek, hogy az utolsó 6 hónapban, amikor a legjelentősebb hozamnövekedés következett be, egyáltalán nem nőttek a törlési ráták. Megismételtük az elemzést csak a 2020–2021-es év adataira (hogy nagyobb súlyt kapjon az utolsó fél év megfigyelése), ekkor már minden szokásos szignifikanciaszinten el lehetett fogadni az F-próba nullhipotézisét.

Megemlítendő még, hogy a törlési rátán (pontosabban mondva annak második differenciáján) egy tiszta AR-hatás sok esetben megfigyelhető az illesztett egyenletek alapján, mind a t-, mind az F-próbák alapján szignifikáns a kapcsolat az idősor múltjával.

Összességében sikerült statisztikai módszerekkel is meggyőződnünk róla, hogy a vizsgált időszakban az elemzett folyamatos díjas konstrukciók esetén a referenciahozamnak nem volt szignifikáns hatása a törlési rátákra. Mivel azonban a hozamkörnyezet jelentős megváltozása óta még csak rövid idő telt el, célszerű lehet ezt a vizsgálatot később, pl. egy év múlva is elvégezni, ha addig is hasonló magas hozamszint lesz a meghatározó. Adott esetben elképzelhető, hogy akár termékek szerint is megváltoznak majd a viszonyok, és azon termékeknél, ahol nincs magasabb biztosítási fedezet vagy nem élvezhetik az ügyfelek a nyugdíjbiztosítás adóvisszatérítési előnyét, növekmény alakul ki a törlésekben. De egyelőre ilyen hatás az adatokból nem körvonalazódik.

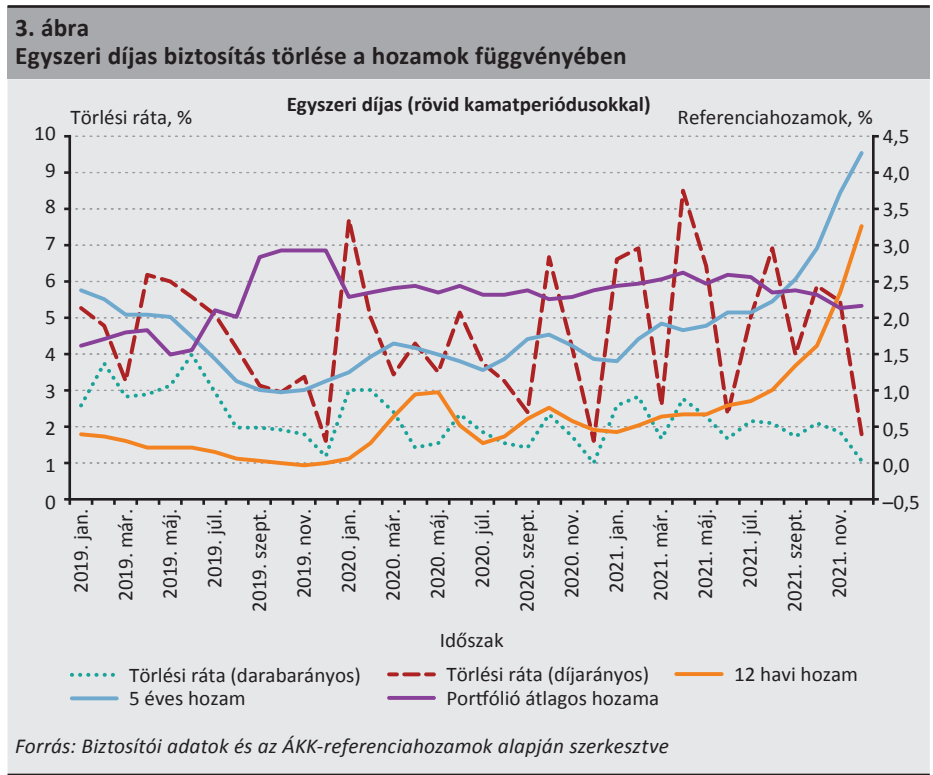
3.2. Az egyszeri díjas termékkonstrukció törlése és a külső-, valamint a belső kamatkörnyezet kapcsolata

Először a folyamatos díjasokéhoz hasonló *3. ábra* segítségével vizsgáljuk az egyszeri díjas konstrukció törlési rátáit. Itt a technikai kamatláb helyett a rövid távú kamatperiódusok szerinti átlagos kamatszintet jelenítettük meg. Mivel ezt a terméktípust rövidebb tartási idő jellemzi, mint a folyamatos díjasokat, ezért itt csak a 12 hónapos és az 5 éves referenciahozamot szerepeltettük.

A *3. ábra* alapján nem rajzolódik ki kapcsolat a referenciahozamok és törlési ráták között. 2021 utolsó hónapjaiban nőtt a referenciahozam a portfólió átlagos hozama fölé. Ez a hatás azonban egyáltalán nem emelte meg a portfólió törlését. Az ez előtti időszakban sem rajzolódik ki kapcsolat a törlés és a referenciahozam között, ami talán azzal is magyarázható, hogy a portfólió átlagos hozama magasabb volt ebben az időszakban, mint a referenciahozam.

Szembevetendő a *3. ábrán*, hogy a díjarányos törlés lényegesen magasabb és sokkal volatilisabb, mint a darabarányos. Ebből arra lehet következtetni, hogy az ügyfélportfólió nem homogén, a befektetett díj nagysága kihat a törlési rátára, a magasabb megtakarítási összeggel rendelkező ügyfelek nagyobb valószínűséggel hívják le

a törlési opciót. Hogy a volatilis viselkedés okait jobban meg tudjuk érteni, részletesebb, az egyes ügyfelek szintjére lebontott adatokkal vizsgáljuk tovább a hozamszint törlésre mért hatását.



Az elemzést keresztmetszeti adatokkal folytatjuk. A 3 éves időtávban bekövetkezett összes törlési eseményt vizsgáljuk meg szerződésenként. Logikus lehet, hogy ennél a konstrukciónál a belső kamatszint és változásai is szerepet játszhatnak az ügyfelek döntéseiben (a folyamatos díjas esetekhez képest itt nagyobb lehet a belső kamatszint ingadozása, mint a fix technikai kamatos termékeknél volt). Ezért az egyes károkhoz⁶ hozzárendelésre került, hogy az adott ügyfél számára meghirdetett rövid távú kamat hogyan alakult a visszavásárlás közelében, a visszavásárlás előtti hónapban (r_{t-1}), a visszavásárlás hónapjában (r_t), és hogyan alakult volna a visszavásárlás utáni hónapban, ha nem töröl az ügyfél (r_{t+1}). Minden esetben az évesített hozamokat használjuk. Az elvégzett elemzések alapján az $r_{t+1} - r_{t-1}$ mennyiség nagy hatással van a bekövetkezett károkra. Ez tehát azt méri, mennyivel változott volna az adott ügyfél számára a jóváírt hozamszint, ha nem törli a biztosítását.

⁶ Életbiztosítások esetén is gyakran nevezik kárnak a szolgáltatási vagy maradékjog szerinti kifizetéseket.

Ezt hozamváltozási mutatónak fogjuk nevezni. Amennyiben r_{t-1} nem ismert (pl. mert nem volt még akkor élő a biztosítás), akkor az $r_{t+1} - r_t$ képlettel definiáljuk a hozamváltozást. Az 1. táblázatban a bekövetkezett károk megoszlását az előbb definiált hozamváltozás mértéke szerint láthatjuk.

1. táblázat		
Az egyszeri díjas visszavásárlások megoszlása a hozamváltozási mutató függvényében		
Hozamváltozási mutató	Az összes visszavásárlás arányában	
	Darab szerint	Díj szerint
-1% és alatta	12,6%	41,1%
-1% és 0% közt	7,3%	5,0%
0%	68,0%	47,6%
0% feletti (hozamnövekedés)	12,2%	6,3%

Forrás: Biztosítói adatok alapján szerkesztve

Törlési darabszám szerint a bekövetkezett visszavásárlások darabszámának több mint 80 százaléka esetén nem csökkent volna a szerződés kamatszintje a törlést követő hónapban. Ez alapján itt feltételezhetjük, hogy nem a belső kamatszint volt a törlés kiváltó oka.

Ami viszont nagyon szembeűnő, hogy a visszavásárlások darabszámának 12,6 százaléka a díj szerinti megoszlásnál 40 százalék fölötti arányt mutat, méghozzá abban az esetben, ha a hozamváltozási mutató a -1 százalékos szinten, vagy alatta volt. Tehát az ügyfelek másik csoportja meg kifejezetten kamatérzékeny, (abszolút értékben) 1 százalékot elérő kamatcsökkenés esetén törölte a szerződését.

Hogy jobban megértsük ezt a hatást, a többváltozós statisztikai modellezésből ismert k -közép klaszterezés segítségével klasszifikáljuk a törlési eseményeket, és ez alapján vonunk le következtetést a portfólióra, hogy végül a szerződésparaméterek segítségével csoportosíthassuk az ügyfeleket a hozamérzékenység szempontjából. Egyedi szinten csak ezt a belső kamatfüggést vizsgáljuk. Arról nincs információ, hogy ha az ügyfél törölt (megszüntette a szerződését), akkor utána egy konkurens (magasabb hozamú) megtakarítási termékbe fektette-e a pénzét, vagy egyéb okból szüntette-e meg a biztosítását. De amint látni fogjuk, a hozamváltozási mutató is nagyon informatív a törlések kapcsán.

A klaszterezésnél a vizsgált 3 év összes törlési eseményei képezték a megfigyeléseket, és a következő változókat vizsgáltuk:

- A szerződés kezdete és törlése között eltelt idő (hónapban)
- Befektetett díj
- Hozam a törlési döntés után
- Hozam a törlési döntés előtt
- Hozamváltozási mutató (előbbi kettő különbsége)

A változókat sztenderdizáltuk (0 várható értékűvé és egységnyi szórásúra transzformáltuk), hogy az eltérő mértékegységek és nagyságrendek ne torzítsák a távolságokat. A k -közép klaszterezés lényege, hogy a kiválasztott változók által alkotott térben alakítson ki a módszer k darab klaszterközéppontot, majd az egyes megfigyeléseket egy definiált távolság alapján a legközelebb eső klaszterközépponthez sorolva, k osztályba lehessen besorolni a megfigyeléseket. A klaszterközéppontok koordinátái alapján lehet következtetéseket levonni az adott csoport tulajdonságairól. A módszer további matematikai alapjait nem mutatjuk be, arról részletesebben lehet olvasni például Kovács (2011) könyvében.

A klaszterezést az IBM-SPSS szoftver segítségével végeztük. A $k = 2, 3, 4, 5$ eseteket vizsgáltuk. Minden bevont változó jelentős csoportosító erővel rendelkezett. A $k = 2$ esetben a klaszterközéppontok koordinátái alapján az alábbi két klaszter rajzolódik ki (ezeket nevezzük a továbbiakban törlési klasztereknek):

- 1. törlési klaszter: Alacsonyabb díjú, törlés szempontjából kevésbé hozamérzékeny ügyfelek (alacsonyabb hozamszintről kevésbé csökkent a hozam a törléskor), és hosszabb volt az eltelt idő a szerződés kezdetétől a törlésig,
- 2. törlési klaszter: Magasabb díjú, törlés szempontjából hozamérzékenyebb ügyfelek (magasabb hozamszintről nagyobb mértékben csökkent a hozam a törléskor), és rövidebb volt az eltelt idő a szerződés kezdetétől a törlésig.

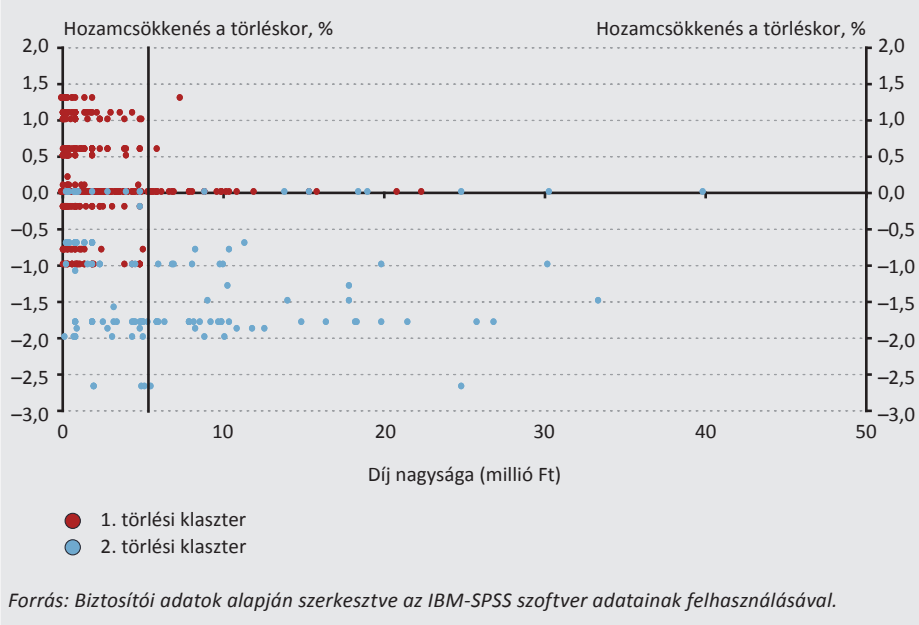
A $k = 3, 4, 5$ esetekben leginkább a díj szerint bontotta tovább az eljárás a csoportokat a $k = 2$ esethez képest, a törlés idejében és a hozammutatókban nem volt jelentős a különbség az újabb csoportokban. Az ANOVA-táblák alapján előálló, úgynevezett klaszterkönyök-módszer alapján a $k = 4$ is optimális választás lehetne, de a csoportok közti varianciáknál is főképp a díjból magyarázott variancia nő a klaszterszám növelésével, ezért maradunk a 2 klaszteres klasszifikációnál, a kifejtett értelmezéssel.

Mivel a teljes szerződés halmazz (tehát nem csak a törölt szerződéseket) szeretnénk klasszifikálni, és mivel a törlési adatok előre nem ismertek, ezért a vizsgált változók közül a befizetett díj nagyságával (ami minden szerződésre ismert a szerződés kezdetétől) próbáljuk meg minél jobban közelíteni a törlési klaszterezéssel kapott csoportokat. Ezt úgy érjük el, hogy a klaszterközéppontok befektetett díjra vonatkozó koordinátáit vesszük, és szerződésenként azt nézzük, hogy melyik ponthoz van közelebb az adott szerződés díja. Tehát a keletkező vágási pont a két értéknek (klaszterközepek díjkoordinátáinak) az átlaga lesz. Ezt a típusú csoportbontást nevezzük a továbbiakban díj szerinti klaszterezésnek.

A 4. ábra mutatja egy kisebb mintán a teljes adathalmazból a díj nagysága és a hozamváltozási mutató keresztmetszetében, hogy a törlés szerinti klaszterek hogyan helyezkednek el a díj szerinti klaszterezéshez képest (utóbbi a függőleges

vonala bal és jobb oldala, ahol a jobb oldalon helyezkednek el a magasabb díjú, jellemzően magasabb törlési valószínűségű ügyfelek). A törlés szerinti klaszterek jól visszatükrözik a leírt tulajdonságokat, mind a hozamváltozási mutatóban, mind a díjban jelentős különbség rajzolódik ki a két csoport közt.

4. ábra
Törlés és díj szerinti klaszterek a díj nagysága (Ft) és a hozamváltozási mutató dimenziói szerint



A törlés és díj szerinti klaszterezésből adódó szerződésenkénti besorolást kereszt-táblával is összehasonlítottuk az összes törlési esemény vonatkozásában (lásd 2. táblázat). Az egyszerűbb, díj szerinti besorolással 88,7 százalékban lehet a több-változós, törlés szerinti klasztereket magyarázni. Tovább bontva az 1. törlési klaszter 94,3 százalékát lehet helyesen besorolni a díjosztály szerinti vágással, míg a 2. törlési klaszternél 56,3 százalékos pontossággal lehet besorolni csak a díj alapján.

Mivel összességében a díj szerinti besorolással is jó találati arányt lehet elérni a törlési klaszter csoportjaira, és a továbbiakban a teljes szerződés-halmazt szeretnénk elemezni (nem csak a törölt szerződések), ezért a díj szerinti klaszterezés alapján folytatjuk a vizsgálatokat.

2. táblázat

A törlés és díj szerinti klaszterek keresztátlás hasonlítása

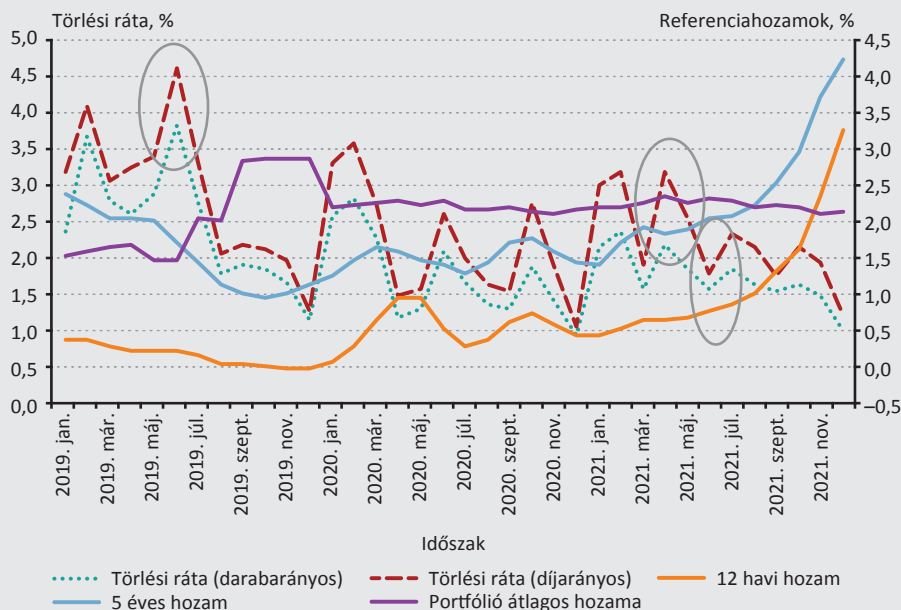
A csoportok megoszlása az összes törölt szerződés arányában		Törlési klaszterek		
		1	2	Összesen
Díj szerinti klaszterek	1	80,3%	6,5%	86,8%
	2	4,8%	8,4%	13,2%
Helyes besorolás díj szerinti klaszterek alapján		94,3%	56,3%	88,7%

Forrás: Biztosítói adatok alapján szerkesztve

A díj szerinti klaszterezésből adódó vágás szerint bontjuk kétfelé a portfóliót, és rajzoljuk ki a törlési ráták idősorát (5. és 6. ábrák), abban bízva, hogy így már homogénebb csoportokra látjuk a törlési adatokat. A díjcsoporthoz bontott ábrákon a darab- és díjarányos ráták idősorai sokkal közelebb kerültek egymáshoz. Még ezeken az ábrákon is magasabb némileg a díjarányos törlés, amiből arra következtethetünk, hogy még ezeken az osztályokon belül is teljesül, hogy magasabb díj esetén valamivel magasabb a törlési valószínűség.

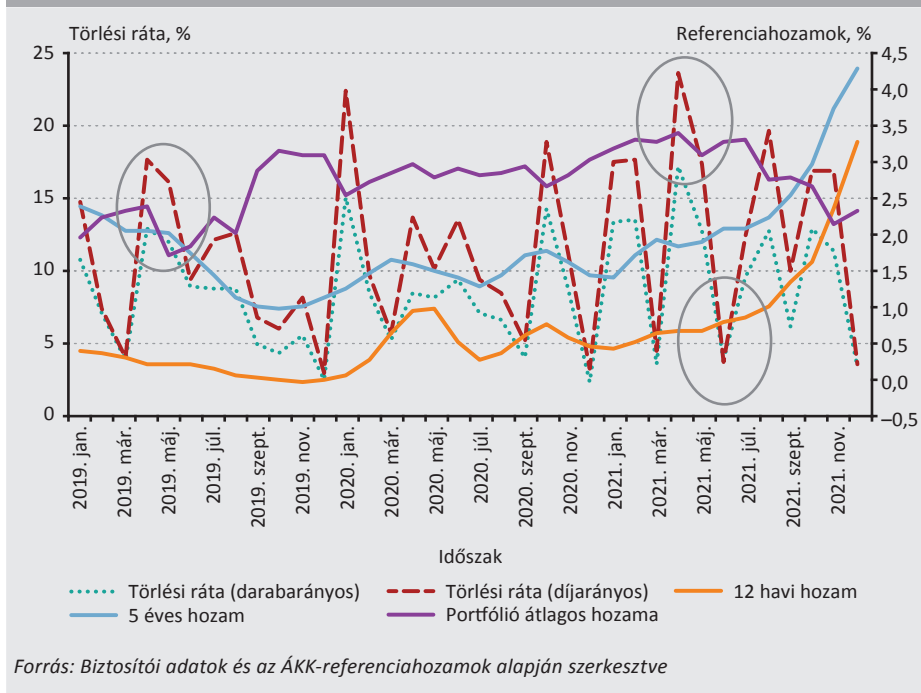
5. ábra

Az egyszerű díjas biztosítás (alacsonyabb díjostály) törlése a hozamok függvényében



Forrás: Biztosítói adatok és az ÁKK-referenciahozamok alapján szerkesztve

6. ábra
Egyszeri díjas biztosítás (magasabb díjostály) törlése a hozamok függvényében



Hogy a havi adatokban mutatkozó volatilitást jobban megértsük, tovább vizsgáljuk az immár két csoportra bontott halmazt, hogy összefügghet-e a hozamokkal az ingadozás. Három időszakot vizsgálunk meg részletesebben (ezek az időszakok kerültek bejelölésre az 5. és 6. ábrákon), mi okozhatja a magasabb vagy alacsonyabb törléseket. Erre a három időszakra esett a választásunk:

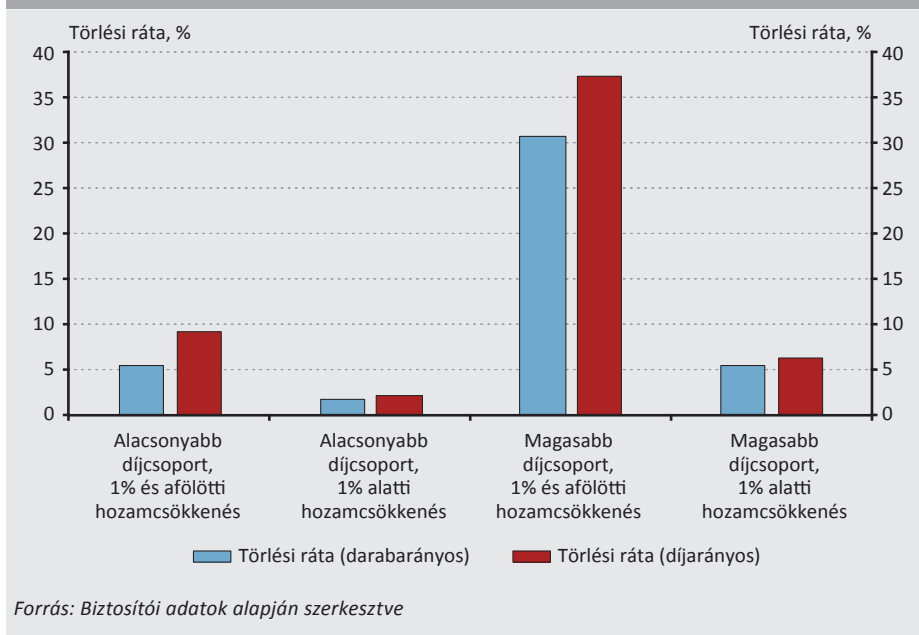
- 2019. június: Ebben a hónapban vezették be a MÁP+ államkötvényt, ami kiemelkedő hozamot biztosít(ott) az (akkori) állampapírhozamokhoz és más befektetési formákhoz képest, továbbá mind likvidításban, mind adózási feltételekben előnyös tulajdonságokkal rendelkezik. Mindkét ábrán látható, hogy magas törlés volt jellemző ebben az időszakban.
- 2021. április: Kiemelkedően magas törlés volt jellemző mindkét csoportban (de különösen a magasabb díjostály esetén).
- 2021. június: Alacsony törlés volt jellemző mindkét csoportban.

3. táblázat				
A két szerződéscsoport havi törlési rátái három kiválasztott időszak esetén				
	2019. június	2021. április	2021. június	3 éves törlési átlag
Alacsonyabb díjú szerződéscsoport				
Darabarányos törlés	3,81%	2,18%	1,56%	2,00%
Díjarányos törlés	4,60%	3,17%	1,78%	2,45%
Magasabb díjú szerződéscsoport				
Darabarányos törlés	8,87%	17,09%	3,85%	8,55%
Díjarányos törlés	9,26%	23,46%	3,71%	11,47%
<i>Forrás: Biztosítói adatok alapján szerkesztve</i>				

Mindhárom kiválasztott időszakban megvizsgáltuk, hogyan alakult a két csoport szerződesei esetén a hozamváltozási mutató mind a teljes mintára, mind az adott hónapban törölt szerződésekre, illetve hogy a csoportra jellemző (a hároméves időtávon számolt) átlagos törléshez viszonyítva hogy alakult a törlés (3. táblázat és 7. ábra, a diagramot csak a 2021. áprilisi adatokra tüntettük fel). *Emlékeztetünk rá, hogy az üzleti felismerhetőség korlátozása miatt a törlési ráták átskálázva kerülnek megjelenítésre. A köztük lévő mintázat viszont a látottaknak megfelelően alakult az eredeti adatsorok esetén is.*

2019 júniusában egyik szerződéscsoport esetén sem következett be a hozamok csökkenése a korábbi definíció szerint mérve. Az alacsonyabb díjú csoport esetén mégis közel kétszeresére növekedett a törlés az átlagoshoz képest. A magasabb díjú csoport esetén is kifejezetten magas volt a törlés, bár itt a saját hosszú távú átlagához képest nem lett magasabb a díjarányos törlésre vonatkozó havi adat. Arra következtethetünk, hogy a MÁP+ államkötvény bevezetése vezethetett a magas törléshez. Különösen szembetűnő, hogy az alacsonyabb díjosztály esetén (akik jellemzően kevésbé hozamérzékenyek) is milyen jelentős növekményt okozott a hatás. Az ÁKK-referenciahozammal nem mutatkozott összefüggés a törlési rátában, azonban egy olyan jó marketinggel és erős pénzügyi előnyökkel támogatott állami konstrukció, mint a MÁP+ viszont kimutatható növekményt okozott a törlésben a megjelenésének hónapjában.

7. ábra
Törlési ráták díjosztály és hozamváltozás szerint (2021. április)



2021 áprilisában egyértelműen a hozamváltozási mutató befolyásolta a törlési rátát (7. ábra). Az alacsonyabb díjosztályú csoportban 3–3,87-szeres (darab és díj szerint) volt a törlési rátája azoknak a szerződéseknél, ahol (abszolút értékben) 1 százalékos elérést hozamcsökkenés következett volna be a következő hónaptól, azokhoz a szerződésekhez viszonyítva, ahol nem volt ekkora hozamcsökkenés (vagy hozamnövekedés volt). Ugyanez a mutató 5,8–5,9-szeres törlési rátát jelezett a magasabb díjú csoportban. Mindebből arra következtethetünk, hogy az adott termék belső hozamszintje nagyon erős indikátora a törlésnek. Abszolút értékben 1%-os hozamcsökkenés már jelentős rétegeket ösztönöz a visszavásárlásra. A magasabb díjosztály esetén ez még inkább teljesül, (ott arányaiban még több a hozamérzékeny ügyfél), de még az alacsony díjosztály esetén is jelentős többlettörlés alakult ki az esetleges hozamcsökkenés bekövetkezése előtt.

2021 júniusában is kimutatható, hogy azon szerződésekre, ahol nagyobb volt a hozam csökkenése, nagyobb volt a törlési valószínűség is. Ebben az időszakban azonban arányaiban nagyon kevés szerződés volt hozamcsökkenésnek kitéve (a portfólió 90 százalékos feletti része esetén nem változott, vagy nőtt a hozamszint a következő hónapra), ebből adódóan nyugalmi helyzetben volt a törlési ráta.

Végezetül elvégeztük a két díjosztály esetén a Granger-oksági vizsgálatot, arra keresve a választ, hogy a referenciahozam Granger oka-e a törlésnek. Minden esetben el lehetett fogadni a nullhipotézist a szokásos szignifikanciaszinten, hogy nem

teljesül a Granger-oksági kapcsolat. Ennek valószínűleg az is az oka, hogy a referenciahozam szinte végig alacsonyabb volt, mint a portfólió átlagos hozama. Ezt az elemzést is célszerű lehet megismételni egy év múlva, hogy ha tartósabban magasak maradnak a referenciahozamok addig is.

A bemutatott elemzésekből arra következtethetünk, hogy a hozamszint az egyik fő tényezője a törlésnek a vizsgált egyszeri díjas konstrukció esetén, hiszen azokban a hónapokban, amikor a külső vagy belső hozamszintben nagyobb változás állt be, a törlés is megnőtt, amikor pedig nem volt ilyen esemény, alacsony törlés volt jellemző. A külső hozamszint tekintetében azonban a referenciahozammal nem volt igazolható kapcsolat, de a MÁP+ megjelenésének hónapjában jelentős törlési többletet detektáltunk. A belső hozamszint változására is érzékenyek az ügyfelek. Itt különbséget azonosítottunk a törlésben a biztosítás díja szerint, a magasabb díjú ügyfelek körében magasabb a hozamérzékenyek aránya, de az alacsonyabb díjosztály esetén is megfigyelhető volt a belső hozamszint változása által vezérelt törlés.

4. Az inflációs környezet változásának hatásai a vizsgált életbiztosítások törléseire

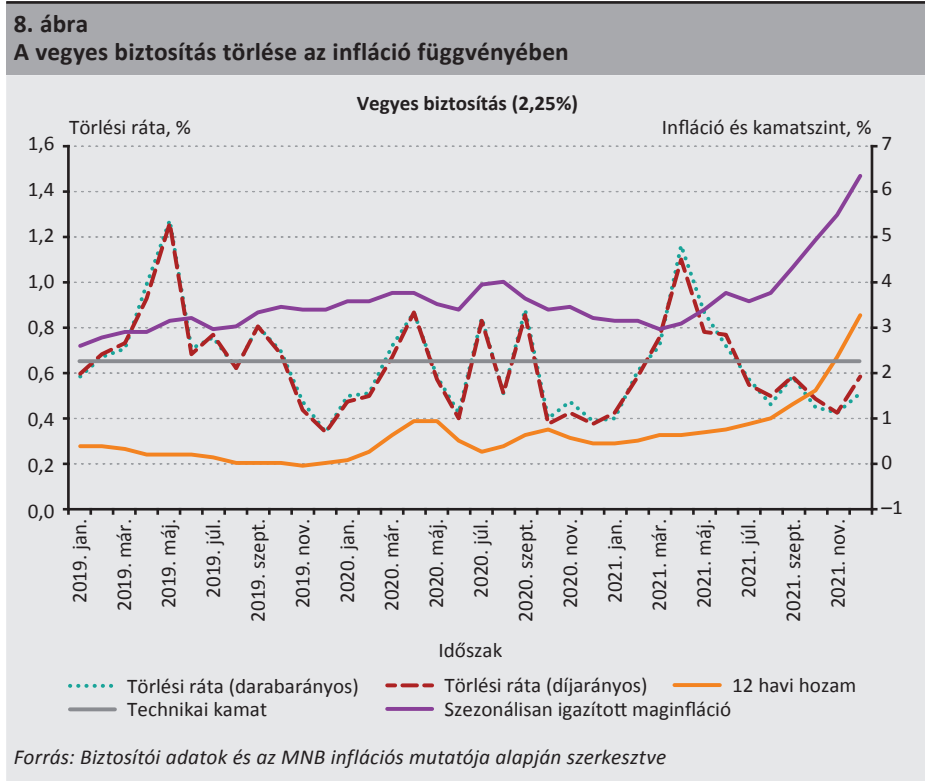
Ebben a szakaszban a törlésráták és az infláció kapcsolatát vizsgáljuk. Az MNB által publikált szezonálisan igazított maginflációs mutatót⁷ egy ábrán ábrázoltuk a törlési rátákkal, illetve a technikai kamat szintjével, az egyszeri díjas konstrukciónál pedig a rövid távú kamatperiódusok átlagos kamatszintjével. A vizsgálat motivációját főként a 2021 második félévétől megemelkedő inflációs szint adja: érdekelt, hogy kimutatható-e ennek hatása a törlési rátákra. *Balogh (2021)* részletesen bemutatja az infláció 2021-es növekedéséhez vezető lehetséges okokat.

Mivel hasonló tendenciák látszódnak a többi esetben is, ezért csak a vegyes biztosítás, illetve az egyszeri díjas biztosítás alacsonyabb díjosztályba tartozó szerződéseinek ábráját szemléltetjük. A 8. és 9. ábrák alapján azt a következtetést vonhatjuk le, hogy az infláció növekedésével nem nőttek meg a törlési ráták.

Itt is megkíséreltük a Granger-oksági kapcsolat tesztelését, azonban az inflációs mutatónak még a második differenciája sem volt stacionáriusnak tekinthető. A 8. ábra alapján viszont kirajzolódik a kapcsolat a 12 havi referenciahozam és az inflációs mutató között. Ha két idősnak van közös hosszú távú pályája, amin együtt mozognak, akkor a két idősort kointegráltnak nevezzük. Az Engle–Granger-tesztet (lásd például *Kirchgässner et al. 2013*) elvégezve a Gretlben, a két idősor kointegráltnak

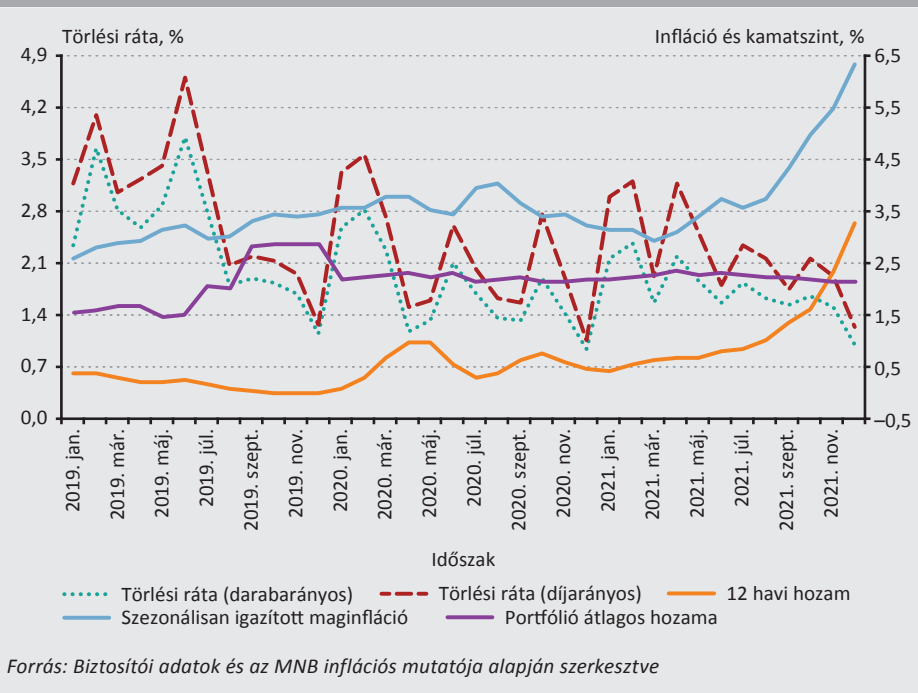
⁷ Lásd <https://www.mnb.hu/statisztika/statisztikai-adatok-informaciok/adatok-idosorok/vi-arak>. Letöltés ideje: 2022. február 15. Aktuális elérhetőség: <https://statisztika.mnb.hu/idosor-1479>

tekinthető⁸. Mivel sikerült kimutatnunk, hogy az infláció és a referenciahozam egy pályán mozog, a referenciahozamról pedig korábban beláttuk, hogy nem volt hatással a törlésre a vizsgált biztosításoknál, ezért ugyanezt feltételezhetjük az infláció kapcsán is.



⁸ Itt természetesen nem szabad elfeledkeznünk róla, hogy a jegybank az inflációs nyomás enyhítése miatt kezdett kamatemelési stratégiába, az összefüggőségi kapcsolat és az igazolható kointegráció ebből is adódhat. Hogy más körülmények között is fennállna-e a kointegráció, az a tanulmány szempontjából nem lényeges, nem vizsgáljuk. A kamatemelések különböző modelljeit és a kamatok inflációval való összefüggésének egyes empirikus eredményeit lásd például *Ábel et. al. (2019)* tanulmányában.

9. ábra
Egyszeri díjas biztosítás (alacsonyabb díjostály) törlése az infláció függvényében



Forrás: Biztosítói adatok és az MNB inflációs mutatója alapján szerkesztve

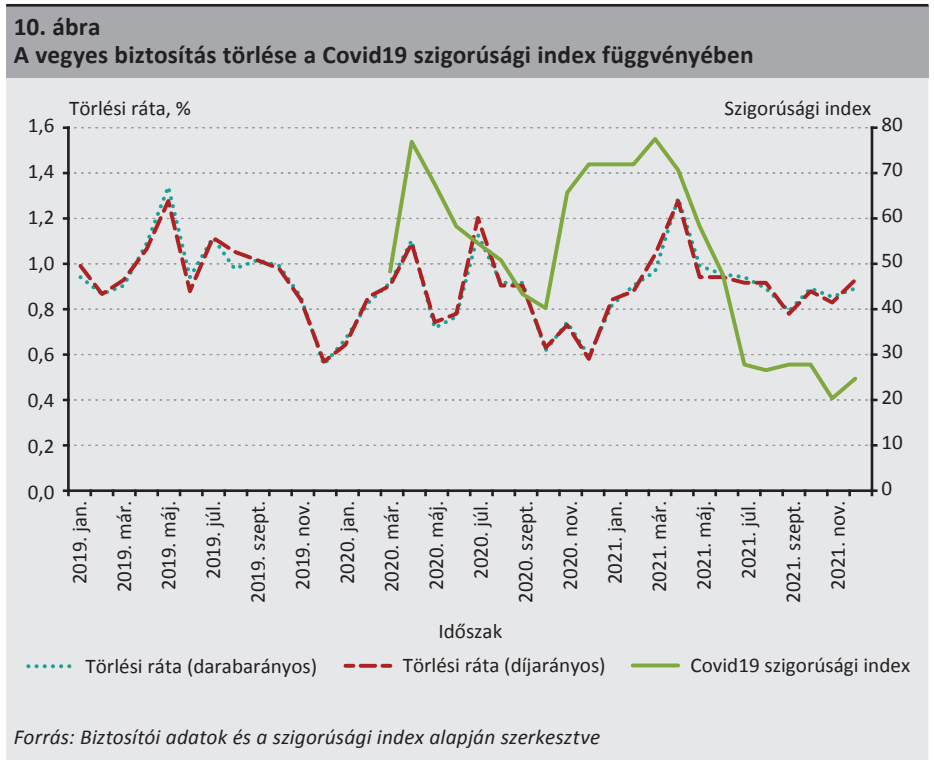
Szembevetendő még, hogy a biztosításokban rejlő kamatszint nem érte el az infláció mértékét a vizsgált időszakban, viszont az utolsó fél évet leszámítva a belső kamatszint szinte minden esetben magasabb volt, mint az aktuális 1 és 5 éves referenciahozamok (lásd például 5., 8. és 9. ábrák), tehát legfeljebb ilyen lejáratú állampapírokkal sem lehetett volna magasabb hozamot elérni, mint akár a belső hozamszint, akár az infláció. 2021 második félévében indult növekedésnek mind a referenciahozam, mind az infláció, és vált el jelentősebben a portfóliók belső kamatszintjétől. Egyelőre nem volt ebben az időszakban megfigyelhető a törlési ráták növekedése, de itt is célszerű lehet egy későbbi időpontban megismételni az elemzést azért, hogy megbizonyosodjunk arról, hogy késleltetett hatásként megnő-e a visszavásárlások gyakorisága, vagy nem.

5. A Covid19-es lezárásokkal kapcsolatos szigorúsági index hatása az életbiztosítások törléseire

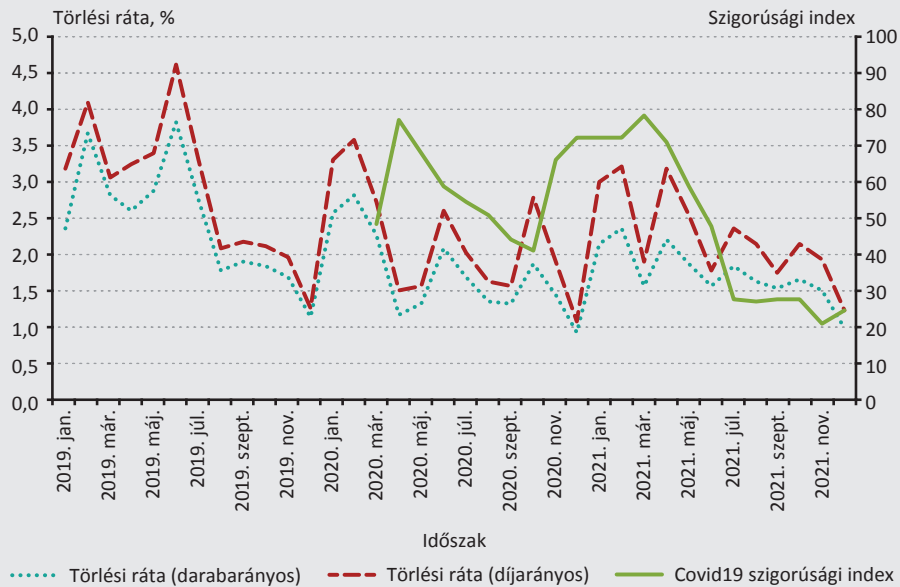
A Covid19-cel kapcsolatos korlátozások mértékét a korábban hivatkozott szigorúsági indexszel mérjük.

Terjedelmi korlátok miatt itt is csak két ábrát jelenítünk meg, a vegyes biztosításra és az egyszeri díjas biztosítás alacsonyabb díjosztályára vonatkozókat. Azt feltételeztük, hogy a technikai kamat szerint nem differenciálódik az esetleges Covid19 miatti lezárási hatás, ezért itt a vegyes biztosítás esetén nem szűrtük az adatokat a technikai kamat szerint, hanem az összes kamatlábhoz tartozó portfólió együtt szerepel.

A Covid19 miatti lezárásoknak (a szigorúsági indexszel mérve) sem volt jelentős hatása sem a folyamatos díjas, sem az egyszeri díjas életbiztosítások törlési rátáira. A 10. és 11. ábrán megfigyelhetjük, hogy a világvjárvány kitérése utáni időszakban lényegében nem lépett ki a 2019. január–2020. február közti időszakban megfigyelt sávból a törlés egyik irányban sem.



11. ábra
Az egyszeri díjas biztosítás törlése a Covid19 szigorúsági index függvényében



Forrás: Biztosítói adatok és a szigorúsági index alapján szerkesztve

Érdekes viszont, hogy a folyamatos díjas biztosítás esetén egy kis mértékű összefüggés látszólag kirajzolódik, pár hónapos késleltetéssel a nagyobb fokú lezárások után némileg emelkedtek a törlési ráták. A késleltetés logikailag azzal függhet össze, hogy ezekhez a hosszú távú megtakarításokhoz csak akkor nyúlnak az ügyfelek, ha mindenképp szükséges, és már nincs más likvid forrásuk, illetve a biztosító pár hónap türelmi időt alkalmaz, ha nem folyik be a díj, ez is okozhatja a késleltetést.

Hogy az előbbi hatás valóban kimutatható-e statisztikailag is, azt a Granger-okság segítségével vizsgáltuk ismét. Ehhez az idősoroknak a 2020. márciustól induló részeit tartottuk meg a világvárvány kezdetével összefüggően, így viszonylag rövid idősorokat kaptunk. A második differencia képzése után tudtuk stacionáriusnak tekinteni az idősorokat, ezekkel dolgoztunk. Minden szokásos szignifikanciaszinten el lehetett fogadni a hipotézist, hogy a Covid19 szigorúsági index nem Granger-oka a törlésnek, minden biztosítástípus esetén. Persze nem zárható ki, hogy valamilyen komplexebb gazdasági összefüggés átrajzolta a törlések pályáját, de a rövid idősor és a kevés adat alapján erre nem tudunk bizonyítékot felállítani, illetve meggyőző érv amellet, hogy ha volt is ilyen hatás, az nem jelentős, hogy az ábrák alapján a világvárvány alatt sem felfelé, sem lefelé nem mozdultak ki a korábban jellemző sávból a törlési ráták.

6. Összefoglalás, végső következtetések

A tanulmányban különböző életbiztosítások törlési idősorainak és a hozamkörnyezetnek a kapcsolatát vizsgáltuk meg. A technikai kamattal rendelkező folyamatos díjas biztosítások törlése és a referenciahozam közt nem volt kapcsolat. A vizsgált időszak és portfóliók nagy részében a technikai kamat meghaladta a releváns referenciahozamokat, de amikor a referenciahozam átlépte a technikai kamatot, akkor sem nőtt meg a törlés. Az egyszeri díjas konstrukció esetében, különösen a nagyobb megtakarítással rendelkező ügyfélkörnek nagyobb a hozamérzékenysége, a vizsgálatok alapján a kiígért hozamszintben mért legalább 1 százalékpontos hozamcsökkenés esetén már jelentősen nőhet a törlés (nagyságrendben akár 6-szorosára is). Hasonló hatás a kisebb megtakarítással rendelkező ügyfeleket is törlésre készíthet, de ott kisebb az aránya a hozamérzékeny ügyfélkörnek. Jó marketinggel és erős pénzügyi előnyökkel támogatott állami konstrukció (pl. MÁP+) viszont az utóbbi csoportban lévő ügyfeleket is nagyobb számban arra készíthet, hogy töröljék a biztosításukat, és a konkurens termékbe fektessék a megtakarításukat (bár az állítás második részéről, hogy tényleg oda fektették-e az ügyfelek a pénzüket a törlés után, nincs információnk, ezt csak feltételezhetjük). Az infláció növekedése eddig nem növelte meg a törléseket. De akárcsak az emelkedő hozamgörbe esetén, itt sem telt még el hosszú idő a makrokörnyezet megváltozása óta, az idő múlásával még változhatnak a viszonyok.

Feltételezhetjük a fentiek alapján, hogy Magyarországon még nem annyira fejlett a pénzügyi kultúra és tudatosság, hogy a megtakarítással rendelkező társadalmi réteg teljeskörűen tájékozott legyen az aktuális kamat-, befektetési- és inflációs környezetről, és mindenki az adott helyzetnek megfelelő optimális befektetési döntést tudja meghozni. A magasabb megtakarítási összeggel rendelkező ügyfélkör tájékozottabb, ott jobban kimutatható volt a (belső) kamatkörnyezettől való függés, de kisebb mértékben a kisebb díjösszegű csoportban is jelen volt ez a hatás. Feltételezhetjük, hogy a megfigyelt társadalmi csoportnak szükséges egy jól érthető és könnyen elérhető befektetési termék (pl. a biztosító vizsgált egyszeri díjas terméke, MÁP+ állampapír stb.) és az egyének ezen ismert dimenziók és aktuális viszonyok mentén hoznak döntéseket a befektetésükről. Előbbi megállapítások a vizsgált egyszeri díjas biztosítással rendelkező ügyfélcsoportra voltak igazak, náluk nagyobb szerepet játszott a hozamszint alakulása. A folyamatos díjas életbiztosítások esetén inkább a hosszú távú megtakarítás, illetve az életbiztosítási fedezet, vagy a nyugdíjbiztosítás adókedvezménye valószínűsíthető mint kötési ok, itt az aktuális hozam- és inflációs szinttől nem függött a törlési ráta.

A vizsgálat természetesen nem reprezentatív az ország egészére (más rétegeket nem vizsgáltunk, de feltehető, hogy sokan még ennyire sem tudatosak, például akik

készpénzben vagy bankszámlán tartják a megtakarításukat, de van olyan réteg is feltehetően, amelyik sokkal tudatosabb az itt látottaknál). Annyit biztosan állíthatunk, hogy egy tömegtermékeket árusító, nagy portfólióval rendelkező életbiztosító releváns tapasztalatokat mutat egy jelentős rétegről.

A Covid19 miatti lezárásoknak nem volt jelentős hatása az életbiztosítások törlésére egyik biztosítástípus esetén sem. A világjárvány időszakában sem lépett ki a törlési ráta a korábban jellemző sávból sem felfelé, sem lefelé a vizsgált példákban. A folyamatos díjas esetben kis mértékű törlésnövekedés pár hónapos késleltetéssel megfigyelhető volt, de nem volt nagy mértékű ez a hatás (statisztikailag nem volt szignifikáns). Ebből is arra következtethetünk, hogy ezen termékeket hosszú távú takarékosági céllal kötik az ügyfelek, és a Covid19 miatti lezárásoknál sem került olyan nagy réteg olyan rossz pénzügyi helyzetbe az ügyfélkörből, ami drasztikusan növelte volna a törlési rátákat. Az egyszeri díjas konstrukciónál sem volt direkt kapcsolat, ott inkább a korábban leírt hatások domináltak.

Optimizmusra adhat okot, hogy jelen tudásunk alapján csökken a járvány hatása az ország működésére, remélhető, hogy a gazdaság és a biztosítási szektor a járvány előtti működésre áll majd vissza. A hozam- és inflációs környezet változása hosszabb távon még befolyásoló tényezője lehet az életbiztosítási piac alakulásának, az ezzel kapcsolatos hatásokat a későbbiekben is célszerű lehet vizsgálni, és a biztosítóknak a hosszú távú stratégiáját az állandósuló körülményekhez igazítani.

Felhasznált irodalom

Ábel István – Lóga Máté – Nagy Gyula – Vadkerti Árpád (2019): *Rántsuk le a fátylat a kamatról!* Hitelintézeti Szemle, 18(3): 29–51. <https://doi.org/10.25201/HSZ.18.3.2951>

Banyár József (2016): *Életbiztosítás (2. javított, bővített kiadás)*. Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest.

Balogh András (2021): *Mi okoz inflációt? – A jegybanki politikák és az infláció kapcsolata*. Hitelintézeti Szemle, 20(4): 146–158. <https://hitelintezetiszemle.mnb.hu/letoltes/hsz-20-4-szc1-balogh.pdf>

Barsotti, F. – Milhaud, X. – Salhi, Y. (2016): *Lapse risk in life insurance: Correlation and contagion effects among policyholders' behaviors*. Insurance: Mathematics and Economics, 71(November): 317–331. <https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2016.09.008>

Campbell, J. – Chan, M. – Li, K. – Lombardi, L. – Lombardi, L. – Purushotham, M – , Rao, A. (2014): *Modeling of Policyholder Behaviour for Life Insurance and Annuity Products. A survey and literature review*. Society of Actuaries. <https://www.soa.org/Files/Research/Projects/research-2014-modeling-policy.pdf>. Letöltés ideje: 2022. január 15.

- Csépai Orsolya – Kovács Erzsébet (2021): *Koronavírus-járvány adatok és biztosítási hatások elemzése*. *Biztosítás és Kockázat*, 8(3–4): 24–43. <https://doi.org/10.18530/BK.2021.3-4.24>
- G. Szabó András – Nagy Koppány (2021): *A magyar biztosítási piac helyzete és finanszírozó képessége*. *Hitelintézeti Szemle*, 20(4): 172–181. <https://hitelintezetiszemle.mnb.hu/letoltes/hsz-20-4-szc3-szabo-nagy.pdf>
- Fisher, L.D. – Lin, D.Y. (1999): *Time-dependent covariates in the Cox proportional-hazards regression model*. *Annual Review of Public Health*, 20: 145–157. <https://doi.org/10.1146/annurev.publhealth.20.1.145>
- Grosen, A. – Jorgensen, P.L. (2000): *Fair valuation of life insurance liabilities: The impact of interest rate guarantees, surrender options, and bonus policies*, *Insurance: Mathematics and Economics*, 26(1): 37–57. [https://doi.org/10.1016/S0167-6687\(99\)00041-4](https://doi.org/10.1016/S0167-6687(99)00041-4)
- Hanák Gábor (2001): *Törléshányadok*. In: Horváth Gyula (szerk.): *Aktuáriusi esettanulmányok*, *Aktuáriusi Jegyzetek* 11. kötet. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem, Budapest.
- Janecek, M. (2012): *Valuation Techniques of Life Insurance Liabilities: Valuation Techniques and Formula Derivation*. LAP LAMBERT Academic Publishing.
- Kim, C. (2005): *Modeling Surrender and Lapse Rates With Economic Variables*. *North American Actuarial Journal*, 9(4): 56–70. <https://doi.org/10.1080/10920277.2005.10596225>
- Kirchgässner, G. – Wolters, J. – Hassler, U. (2013): *Introduction to Modern Time Series Analysis*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-33436-8>
- Kovács Erzsébet (2011): *Pénzügyi adatok statisztikai elemzése*. Tanszék Kft., Budapest.
- Kovács Erzsébet (2021): *Másképp hat a járvány, mint a gazdasági válságok? Jay Liebowitz (szerk.): The Business of Pandemics. The COVID-19 Story*. *Közgazdasági Szemle*, 68(11): 1231–1240. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2021.11.1231>
- Kovács Levente – Nagy Ernő (2022): *A hazai pénzügyi kultúra fejlesztésének aktuális feladatai*. *Gazdaság és Pénzügy*, 9(1): 2–19. <https://doi.org/10.33926/GP.2022.1.1>
- Lambert Gábor (2020): *Az Insurance Europe felmérése tíz európai ország lakosságának nyugdíjcélú megtakarításairól*. *Biztosítás és Kockázat*, 7(3–4): 102–112. <https://doi.org/10.18530/BK.2020.3-4.102>
- Milhaud, X. – Loisel, S. – Maume-Deschamps, V. (2011): *Surrender triggers in life insurance: what main features affect the surrender behavior in a classical economic context?* *Bulletin Français d'Actuariat*, Institut des Actuaires, 11(22): 5–48. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00450003/document/>. Letöltés ideje: 2022. március 14.

- Németh-Lékó Adrienn (2020): *Pénzügyi tudatosság fejlesztése az öngondoskodási szemlélet erősítéséért*. *Biztosítás és Kockázat*, 7(3–4): 90–101. <https://doi.org/10.18530/BK.2020.3-4.90>
- Poufinas, T. – Michaelide, G. (2018): *Determinants of Life Insurance Policy Surrenders*. *Modern Economy*, 9(8): 1400–1422. <https://doi.org/10.4236/me.2018.98089>
- Russell, D.T. – Fier, S.G. – Carson, J.M. – Dumm, R.E. (2013): *An Empirical Analysis of Life Insurance Policy Surrender Activity*. *Journal of Insurance Issues*, 36(1): 35–57. <http://www.jstor.org/stable/41946336>
- Szepesváry László (2015): *Dinamikus modellek alkalmazása életbiztosítások cash flow előrejelzésére*. In: Tavaszi szél 2015 Konferenciakötet II. kötet: 581–599. Líceum Kiadó, Eger, Doktoranduszok Országos Szövetsége. <http://publikacio.uni-eszterhazy.hu/15/1/Tavaszi%20Sz%C3%A9l%202015%20-%202020k%C3%B6tet.pdf>. Letöltés ideje: 2022. február 1.
- Terták Elemér (2022): *Pénzügyi oktatás a világban*. *Gazdaság és Pénzügy*, 9(1): 20–49. <https://doi.org/10.33926/GP.2022.1.2>
- Vékás Péter (2011): *Túlélési modellek*. In: Kovács Erzsébet (szerk.): *Pénzügyi adatok statisztikai elemzése*. Tanszék Kft., Budapest, pp. 173–194.
- Wooldridge, J.M. (2009): *Introductory econometrics: a modern approach*. 4th ed., South-Western Cengage Learning, Mason, USA.