

Passzív és aktív befektetési formák: a Carhart-modell alkalmazhatósága öngondoskodás esetén

Rádóczy Klaudia

A társadalmi átalakulások és a természetes fogyás folyamata a nyugdíjrendszert elkerülhetetlen válságba sodorta. Ennek következtében a hosszú távú befektetések ismerete és ezek megfontolása elengedhetetlen a társadalom számára. A manapság igen népszerű unit-linked biztosítások mint passzív befektetési formák alkalmasak az öngondoskodás fiskális alapjainak megteremtésére, azonban ezek sem hozamgarantált termékek. Az aktívan képzett portfóliók esetében sem tudunk hozamot garantálni, azonban eszközeink sokkal likvidebbek az értékpapírpiacon. Aktív befektetési lehetőségként a magyar prémium kategóriás értékpapírok és az ezekből képzett (normál és súlyozott átlagú) optimális portfóliók kerülnek elemzésre, melyek kapcsán a Carhart-modell használatával a Fama–French-faktorok magyar piacon való alkalmazhatósága – a szisztematikus kockázat kiszűrésére – is a vizsgálat tárgyát képezte. Az eredmények alapján, a vizsgált minta szerint optimális befektetésnek az OTP részvény tekinthető, továbbá a pénzpiac globalizáltsága ellenére a Fama–French-faktorok nem magyarázzák a magyar piacon a szisztematikus kockázatot.

Kulcsszavak: öngondoskodás, portfólióképzés, Fama–French-faktor, Carhart-modell

1. Bevezetés

Európa népessége 2005-ben 729 millió fő volt, ami a világ teljes népességének 11,2%-át tette ki (Eurostat 2010). A világ átlagát tekintve a 2005 és 2010 között megszületett gyermekek várható élettartama 67,6 év. Ez a tizenöt évvel korábbi átlaghoz képest 3,6 évvel hosszabb várható élettartamot jelent (EU 2010). Bár az Európai Unió népességének nagyságát jelenleg csak Kína és India előzi meg, a világ legnagyobb részével szemben a természetes fogyás folyamata zajlik, melynek hatásán csak a migráció enyhít. Az Európai Unióban és más fejlett régiókban lecsökkentek a születési ráták és meghosszabbodott a várható élettartam. Emellett a fejlődő országokban zajló erőteljes népességnövekedés néhány évtized alatt átalakítja a világ demográfiai szerkezetét.

Az Európai Unióban a nyugdíjrendszerek fenntarthatóvá alakítása az egyik fontos kérdés, amely a népesség demográfiai változása miatt sürgős megoldásra

vár. Az Economist egyik cikke már évekkal korábban arra hívta fel a figyelmet, hogy a népesség elöregedésének tényével, a nyugdíjakkal kapcsolatos illúziók ideje lejárt¹. A kormányoknak törekedniük kell a pénzügyi fenntarthatóság megteremtésére a felosztó-kirovó rendszer átgondolásával, amelyben az aktív dolgozók adójellegű befizetéseiből finanszírozzák a nyugdíjak kifizetését. Az Európai Unióban 2007-ben a nyugdíjasok jövedelemszintje a nyugdíj előtti jövedelemhez viszonyítva 50% alá esett.

A demográfiai átalakulás, az elöregedő társadalom képe és az állami nyugdíjjal kapcsolatos aggályok a mindennapok részeivé válnak (Müller 2000). A problémák észlelése az első lépés a sikeres kezeléshez. Az állami nyugdíjrendszerrel kapcsolatos aggályok előrevetítik az időskori öngondoskodás szükségességét². A tanulmány célja, hogy olyan befektetési lehetőségeket tárgyaljon, melyek az időskori öngondoskodás fiskális alapjait is megteremthetik. A vizsgálat tárgya két irányra osztható. Egyrészt passzív, másrészt pedig aktív portfóliókezelésre. Passzív befektetési forma alatt jelen tanulmányban a *unit-linked* típusú biztosítások kerülnek tárgyalásra, melyek befektetésekhez kötött életbiztosítások, befektetési alapok és biztosítások kombinált termékei. Aktív befektetések esetén pedig a magyar értékpapírpiacon prémiumkategóriás értékpapírokat (OTP, MOL, TELEKOM, Richter) és az ezekből két féle módon képzett portfóliók várható hozamait vizsgáljuk. Az empirikus elemzés öt éves befektetési időtávon alapul a Fama–French-faktorok és a Carhart-modell alkalmazásával.

2. Elméleti háttér

A portfólió maga értékpapírok összessége, mely során a fellépő kockázat a befektető számára nem kívánatos (Bélyácz 2001). Portfólióképzés esetén olyan befektetési döntésről beszélünk, mely során több értékpapír megválasztásával igyekszünk a kockázatot diverzifikálni. Alapvetően megkülönböztethetünk aktív és passzív portfólióképzést és ezek mentén aktív és passzív befektetési lehetőségeket. Aktív portfólióképzés esetén a befektető saját maga választja meg a befektetni kívánt értékpapírokat, melyek kockázatát saját preferenciái szerint igyekszik diverzifikálni. A diverzifikálás módját nagyban meghatározza, hogy a befektető kockázatkerülő, kockázatkedvelő, avagy kockázatsemleges magatartási formát követ. Ezen felül a magasabb likviditás érdekében aktív befektetési lehetőségeket is választanak a tőkepiacon. Passzív befektetési

¹ Wallace P. (2003): The end of pensions pretensions – Reality bites for both state and private schemes, The Economist, <http://www.economist.com/node/2203222> Letöltve: 2016.03.10.

² Az öngondoskodás és a pénzügyi kultúra összefüggéseit jelen kötetben Potóczy (2017) tárgyalja.

forma esetén az egyéni diverzifikálás nem valósítható meg, mivel ebben az esetben a befektető egy konkrét előre jegyzett terméket vásárol, adott futamidőre.

2.1. Passzív portfólióképzés – unit-linked biztosítások

A tanulmány a passzív portfólióképzés kapcsán a magas kereslettel rendelkező *unit-linked* biztosításokat tárgyalja. A termék egy befektetési egységekhez kötött életbiztosítás. Több európai uniós tagállamban az újonnan kidolgozott nyugdíjrendszerben a *unit-linked* biztosítás nyugdíj-alternatívaként jelenik meg, amelynek köszönhetően egyre nagyobb szerepet tölt be a lakossági megtakarításokban (Gondáné Rozinka 2005). A nyugdíjbiztosítás két részből tevődik össze, az első rész a biztosítási esemény bekövetkezéséig tart, ezt az időszakot tőkegyűjtési szakasznak hívjuk. A biztosítási esemény bekövetkeztével a *unit-linked* biztosításban felhalmozott tőkét átváltják nyugdíjjáradékká, amely a biztosított számára élethosszig fog járni. Kivételes esetben, de előfordulhat egy összegben történő díjkifizetés is.

A biztosítási díjfizetés gyakorisága szempontjából három kategóriába sorolhatjuk: egyszeri díjas, korlátozott ideig tartó díjbeszedés és rendszeres díjbeszedés (UNIQA 2015). Díjak és befizetések kapcsán ezen három eseten kívül lehetőség van eseti befizetésekre is. Ebben az esetben a díjak befizetésén kívül rendkívüli díjfizetésre is lehetőség van. A díjfizetés lehet nyugdíjcélú vagy kiegészítő általános célú befizetés is. A díj befizetésekor az ügyfélnek rendelkeznie kell, hogy azt nyugdíj extra, illetve kiegészítő extra befektetési egységként írják jóvá. Az ilyen típusú befizetéseket elkülönítve kezelik (UNIQA 2015).

A biztosítás időtartama rendszeres díjbeszedésű szerződésnél minden esetben 10, 15 vagy 20 év, egyszeri díjasoknál pedig 5, 10 vagy 20 év. Az ügyfélnek joga van a szerződésében meghatározott időtartamot meghosszabbítani a biztosítási évfordulókig terjedő időszakkal, akár több alkalommal is, viszont csak a 86. születésnapját megelőző évfordulóig (UNIQA 2015). Az időtartamokat figyelembe véve szintén tipikus befektetési időtávokról beszélhetünk. A magyar pénzügyi piacon elérhető, stabil kockázatmentes hozammal rendelkező állampapírok is leggyakrabban ötéves lejárattal rendelkeznek. A termék népszerűsége ellenére, a többi biztosításba való befektetéshez hasonlóan ez a befektetési forma sem biztosít garantált hozamot. Ebben az esetben azonban megvan az esély arra, hogy a jól megválasztott befektetési alap következtében a hozamok fedezni tudják a biztosító által meghatározott költségeket.

2.2. Aktív portfólióképzés

A modern portfólióelmélet kialakulása az 1950-es évekre tehető, alapjait Harry M. Markowitz (1952) fektette le. Markowitz alkotta meg azt a koncepciót, mely a

befektetési lehetőségek rangsorolását két mutató, a várható hozam és a hozam szórásnégyzetének segítségével végzi el. Az elmélet szerint a befektetés jövőbeli hozamát valószínűségi változónak kell tekinteni. Ennek várható értéke, a várható hozam, a befektetés átlagos jövedelmezőségét, a hozam szórásnégyzete pedig a kockázatát méri. Annak, hogy a befektetési döntéshozatal során a befektetőnek kockázattal kell szembenézni, és ezt a kockázatot – amennyire lehet – csökkenteni szeretné, az a következménye, hogy a befektető diverzifikál, azaz egyidejűleg több különböző értékpapírba fekteti pénzeszközeit (Bodie et al. 2005). Természetesen olyan befektetőket is találhatunk, akik kifejezetten a kockázatosabb befektetéseket kedvelik. Öngondoskodási céllal való befektetés esetén azonban a kockázatkerülő magatartás a jellemző.

A Markowitz-féle portfólióválasztási modell szerint a portfólió kockázata a portfólióhozam változékonyságának függvénye. A további feltételezések szerint a befektetők kockázatkerülők és vagyongyarápodásra törekednek. Ezen felül a befektetők racionálisak, a vizsgált időtávon a lehető legkisebb kockázat mellett a lehető legnagyobb vagyonnövekedést szeretnék elérni. Ezt az egy faktoros CAPM-modellt (az egy faktor a piaci portfólió többlethozama) fejlesztette tovább Fama és French, melynek során az alapkoncepciót további két faktorról bővítették (Bodie et al. 2011). Az új faktorok egyrészt a kisvállalkozások nagyvállalkozásokhoz képest elért többlethozama (SMB), másrészt pedig a magas könyv szerinti érték/piaci érték hányadossal rendelkező vállalatok többlethozama (HML). Az így kialakult háromfaktoros modellt Carhart egy további taggal bővítette, amely az előző évben magas hozamot elért részvények többlethozama volt az előző évben alacsony hozamot elért részvényekhez képest (MOM) (Carhart 1997). Az így kialakult négyfaktoros befektetési modell került alkalmazásra a tanulmányban.

3. Adatok bemutatása

A következőkben vizsgált értékpapírok és az ezekből képzett portfóliók a magyar piacon fellelhető értékpapírokból tevődnek össze. A vizsgálat tárgyát a magyar prémium kategóriás részvények képezik, empirikus idősoron, havi bontásban. A portfólióképzés során felhasznált kockázatmentes hozamot, az ötéves futamidejű magyar államkötvények hozamai írják le, továbbá a Carhart-féle négyfaktoros modell piaci paraméterét a magyar piacra értelmezve a BUX-indexből számított faktor képezi. A Fama–French (1992, 1993, 1996) modellben használt faktorok, valamint a momentumfaktor forrása a *Center for Research in Securities Prices*. Ezen faktorokból került helyettesítésre a kockázatmentes hozam és a piaci paraméter a megfelelő magyar adatokból. A faktorok magyar piacra származtatása adatok hiányában nem lehetséges,

ezért a magyar adatok, beleértve a részvények hozamait, a kockázatmentes hozamot és a BUX-indexet is, USA dollárba kerültek átszámításra az USD/HUF havi középárfo-lyamán. A Fama–French-faktorok felhasználása a magyar tőzsdén jelenlévő papírok elemzésére a pénzügyi piac globalizáltsága miatt megengedett (Bóta 2014).

Az adatgyűjtés során, a Budapesti Értéktőzsde, a Magyar Nemzeti Bank, az Ál-lamadósság Kezelő Központ Zrt. és a *Center for Research in Securities Prices* időso-rai kerültek felhasználásra. Az empirikus vizsgálat tárgyát hatéves időtartam képezi. 2010. januártól 2015. decemberig, összesen 72 periódus került vizsgálatra (ökonometriai szempontból kis minta). Jelen esetben a vizsgálatot befolyásolja a gaz-dasági világválság hatása, mely a befektetési piacokra kedvezőtlen hatással volt. Az idősorok havi bontású vizsgálatát a Fama–French-faktorok kapcsán elérhető adatok indokolják, melyek havi szinten érhetőek el.

A felhasznált idősorok tekintetében előzetesen ellenőrzésre kerültek a megköve-telt alapstatisztikák, melyek a módszertani becslések előfeltételei. A momentumok közül a várható érték és a variancia került kiszámításra. Az idősorok normalitása Jarque–Bera-tesztel, az autokorreláltság Ljung–Box-tesztel, a heteroszkedaszticitás ARCH-LM-tesztel, a stacionaritás ellenőrzése pedig *Augmented Dickey–Fuller*-tesztel történt³.

4. Módszertan

Portfólióképzés esetén egy adott kockázatkerülési szinttel rendelkező befektető számá-ra olyan optimális portfólió kiválasztására törekszünk, mely hozam és variancia szem-pontjából is megfelelő. Ennek kiszámításához mindenképp szükségünk van a követke-ző paraméterekre:

- kockázatkerülési index,
- a portfólió hozama,
- a portfólió szórása,
- kockázatmentes piaci hozam,
- célfüggvény (hasznossági függvény).

Továbbá feltételezzük, hogy a múltban gyűjtött empirikus adataink a jövőre néz-ve is megállják a helyüket a piac hatékonysága mellett. A portfólió hozama és szórása a

³ A részletes tesztfuttatások eredményeit, továbbá a számítás során felhasznált adattáblákat és részletes számításokat terjedelmi korlát miatt nem tudjuk közölni, de a következő weboldalon szabadon elérhe-tők: <http://bit.ly/2nS8qwV>

fent megadott részvények hozamaiból került kiszámításra. A 2010. január és 2015. december közötti időszakban mind a négy részvény havi záró áraiból a havi részvényhozam került kiszámításra az

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

képlet segítségével. A hozamok kiszámítását követően egyszerűen számítható szórás és variancia is, melyek az optimális portfólió képzése során a korrelációs mátrix képzéséhez elengedhetetlenül szükségesek.

Kockázatmentes piaci hozam tekintetében, ahogy már korábban említésre került, a 2010-ben kibocsátott, ötéves lejáratú állampapírok hozamai kerültek származtatásra. Az Államadósság Kezelő Központ Zrt. honlapján elérhető havi aukciós adatokból, havi átlagok számításával nyerhető a kockázatmentes piaci hozam a magyar piacra.

A portfólióképzések során felhasznált hasznossági függvény mint célfüggvény a következő:

$$U = E(r) - 0,005A\sigma^2$$

ahol:

- U: a hasznossági szint
- E(r): a portfólió várható hozama
- σ^2 : a portfólió varianciája
- A: a kockázatkerülés szintje.

4.1. Normál súlyozású portfólió képzése

A 72 periódust tartalmazó idősor adatai alapján kiszámítható egy-egy részvény várható hozama, mely a portfólió várható hozamának meghatározásához szükséges. A részvény várható hozamának meghatározása számtani átlag számításával történt. Ebben az esetben az eltelt időtávtól függetlenül minden hozamérték azonos súllyal szerepel a várható hozam számításában. Ennek képlete a következő:

$$r_i = E(R_i) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_i(t)$$

A számítások elvégzését követően származtatható a portfólió korrelációs mátrixa. Az 1. táblázatban a portfólió optimalizálásához még szükséges adatok kerültek gyűjtésre. A várható hozam, a részvények periódusonkénti hozamainak számtani átlagát jelöli, a szórás a hozamok szórását, a variancia pedig a szórások négyzetét.

1. táblázat A portfólió optimalizálásához szükséges értékek

	Várható hozam	Szórás	Variancia	Sharpe-mutató
MOL	-0.970%	8.253%	0.00681102	-0.796306292
TELEKOM	-1.404%	7.245%	0.00524929	-0.966850692
OTP	-0.539%	11.514%	0.01325685	-0.533341754
RICHTER	-0.848%	6.023%	0.00362777	-1.070754407

Forrás: saját szerkesztés

Az előbbieken tárgyalt adatok felhasználásával, a hasznossági függvénybe behelyettesítve és azt maximalizálva, a következő adatokat kapjuk⁴.

2. táblázat Az optimális portfólióképzés eredménye

	Egyenlő sú- lyok	Maximális megtérülés	Minimális szórás	Maximális Sharpe-mutató	Teljes portfó- lió
Korlátozó feltételek	–	-0.539%	6.023%	-0.533341754	
	Portfólió súlyok				
MOL	25%	0%	2%	0%	2%
TELEKOM	25%	0%	33%	0%	22%
OTP	25%	100%	0%	100%	0%
RICHTER	25%	0%	65%	0%	76%
Összesen	100%	100%	100%	100%	100%
Várható hozam	-0.009403604	-0.005394407	-0.010345232	-0.005394406	-0.00971226
Szórás	0.068266221	0.114336012	0.054969697	0.114336011	0.055542461
Sharpe-mutató	-0.137749003	-0.047180293	-0.188198809	-0.047180293	-0.174861892
				Kockázatkerülési index	1
				Célfüggvény	-0.012797225

Forrás: saját szerkesztés

Mivel mind a négy vizsgált részvény várható hozama negatív volt, ezért a portfólió képzése során is negatív célfüggvény érték és várható hozam figyelhető meg. A célfüggvény maximalizálása során a portfólió hasznát kívánjuk maximalizálni (ebben az esetben ekvivalens módon a veszteségét minimalizálni). Ahogy a kockázatkerülési index is mutatja, a haszonmaximalizálást kockázatkerülő módon szeretnénk végrehajtani. Ebből egyértelműen következik, hogy az optimális portfólió összeállítása során az OTP-részvények kapják a legkisebb súlyt, mivel ez az értékpapír rendelkezik a legmagasabb szórással és a legkisebb Sharpe-mutatóval. Az eredmények értelmében az ilyen módon képzett optimális portfólióban 2% MOL-, 22%- TELEKOM- és 76% Richter-részvény szerepel.

⁴ A számítás az Excel Solver bővítményének segítségével készült.

Az optimálisan képzett portfólió eredményeül kapott százalékokkal súlyozva a megfelelő részvények hozamait, ezeket összeadva, majd ebből az értékből kivonva a piaci kockázatmentes hozam értékét, kapjuk meg a portfólió kockázati prémiumát. Ezzel az értékkel és a korábban tárgyalt faktorok értékével regresszió futtatható, amennyiben az idősorok azonos rendben integráltak⁵. Az azonos rendben integráltság feltétele, hogy az idősorok stacionerek legyenek (akár első-, akár másodrendben differenciált idősorként) (Rappai 2013).

Számított adatainkra OLS-becslést futtatunk, ahol:

1. Eredményváltozó: a portfólió kockázati prémiuma
2. Magyarázó változók:
 - SMB-faktor
 - HML-faktor
 - MOM-faktor
 - BUX-index mint piaci paraméter

A regresszió eredményét a 3. táblázat mutatja.

3. táblázat Regressziós eredmények normál súlyozású portfólió esetén
– minden faktoral

OLS, megfigyelési időszak: 2010:02–2016:01 (T = 72)						
Függő változó: Portfólió kockázati prémiuma						
	0,044294	Standard hiba	t-statisztika	p-érték		
const	0,447039	0,00690665	-4,3986	<0,0001	***	
SMB	5,86e-09	0,235192	-1,1411	0,2579		
HML	-239,6894	0,281186	0,6711	0,5044		
Mom	-235,1577	0,188761	0,4135	0,6806		
BUX	2,247780	0,083157	7,7032	<0,0001	***	
Függő változó átlaga			-0,065456		Függő változó szórása	0,059566
Négyzetes hibatag összege			0,131451		Regresszió standard hibája	0,044294
R-négyzet			0,478192		Korrigált R-négyzet	0,447039
F(4, 67)			15,34992		P-érték (F)	5,86e-09
Log-likelihood			124,8447		Akaike-féle információs kritérium	-239,6894
Schwarz-féle információs kritérium			-228,3061		Hannan-Quinn-féle információs kritérium	-235,1577
rho			-0,128688		Durbin-Watson-teszt	2,247780

Forrás: saját szerkesztés

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

⁵ A becslések futtatása során a GRETL ökonometriai szoftver került alkalmazásra.

A magyarázó változók szignifikancia szintje alapján a tárgyalt faktorok közül csak a BUX-index mint piaci paraméter szignifikáns, ezért jelen esetben elemzésünk egy egyfaktoros indexmodell vizsgálatára szűkült (Bodie et al. 2005). Mivel a vizsgált magyarázó változók többsége nem szignifikáns, ezért célszerű újabb regressziót futtatni, ahol csak az előzetesen már szignifikánsnak ítélt paramétert adjuk meg magyarázó változónak (4. táblázat):

4. táblázat Regressziós eredmények normál súlyozású portfólió esetén – szignifikáns faktorokkal

OLS, megfigyelési időszak: 2010:02–2016:01 (T = 72)						
Függő változó: Portfólió kockázati prémiuma						
	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	p-érték		
const	-0,0309627	0,00680476	-4,5501	<0,0001	***	
BUX	0,626699	0,0803553	7,7991	<0,0001	***	
Függő változó átlaga			-0,065456		Függő változó szórása	0,059566
Négyzetes hibatag összege			0,134790		Regresszió standard hibája	0,043881
R-négyzet			0,464938		Korrigált R-négyzet	0,457294
F (1, 70)			60,82600		P-érték (F)	4,28e-11
Log-likelihood			123,9417		Akaike-féle információs kritérium	-243,8835
Schwarz-féle információs kritérium			-239,3302		Hannan-Quinn-féle információs kritérium	-242,0708
rho			-0,141520		Durbin-Watson-teszt	2,274875

Forrás: saját szerkesztés

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

Mivel az eredetileg és a kihagyott változókkal futtatott regresszió eredményében a BUX piaci paraméter értéke között nincs releváns nagyságrendi különbség, ezért kijelenthető, hogy a piaci paraméter és a másodlagosan futtatott regresszióból kihagyott paraméterek között számottevő korreláció nem lelhető fel (nincs multikollinearitás), így becslésünk nem torzított (Rappai 2013).

A tengelymetszet $-0,03096$ értéke a portfólió Jensen-alfa-mutatója. A Jensen-alfa, a befektetés bétájának és az átlagos piaci kockázati prémiumnak az ismeretében azt méri, hogy a befektetés várható hozama mennyivel több, mint amennyi a CAPM alapján várható lenne.

A regresszió futtatását követően ellenőrizni kell a modell specifikáció tesztjeit. Modell specifikációs tesztek eredményei a következők⁶:

⁶ Minden regressziós futtatás és modellspecifikációs teszt eredménye a következő weboldalon elérhető és ellenőrizhető: <http://bit.ly/2nS8qwV>, mert terjedelmi okokból nem tudjuk közölni azokat.

- a modell lineáris,
- a hibatag nem követ normális eloszlást,
- nem heteroszkedasztikus,
- nincs autokorreláció,
- nincs strukturális törés,
- nincs multikollinearitás, mivel az idősorok stacionerek.

4.2. Súlyozott átlagú portfólió képzése

Az előző esetben tárgyalt, számtani átlagon nyugvó várható hozam számítása kapcsán az optimálisan képzett portfólió várható értéke negatív eredményt mutatott. Azonban portfólióképzés során választhatunk súlyozott átlagú portfólióképzést is. Ebben az esetben a közelmúlt eseményei nagyobb súllyal szerepelnek, vagyis azt feltételezzük, hogy az időben távolabbi hozamok nem bírnak olyan magas befolyásoló erővel, mint az időben közelebbi események. Súlyozott átlagú várható értéket a következő képlettel számítunk:

$$E(R_i) = \frac{\sum_{t=1}^T p^{T-t} R_i(t)}{\sum_{t=1}^T p^{T-t}}$$

ahol: p^{T-t} a szabadon választott diszkontálási faktor.

Az elemzés során a diszkontálási faktor 0,7-tel került számításra. A 72 periódus súlyozásával a várható érték számítása során a 72., vagyis a legutolsó időszak került a legmagasabb súllyal – eggyel – a számításba. Az időben a jelentől a múlt felé távolodva a súlyok értéke csökken.

A súlyozott várható hozam kiszámítását követően az eljárás megegyezik a normál súlyozású portfólió esetében alkalmazottal.

5. táblázat Súlyozott átlagú portfólió összesített értékei

	Várható hozam	Szórás	Variancia	Sharpe-mutató
MOL	0.146%	8.253%	0.00681102	-0.796306292
TELEKOM	-0.900%	7.245%	0.00524929	-0.966850692
OTP	1.264%	11.514%	0.01325685	-0.533341754
RICHTER	-0.650%	6.023%	0.00362777	-1.070754407

Forrás: saját szerkesztés

Jól látható, hogy míg a számtani átlaggal számított várható érték esetében mind a négy részvény várható hozama negatív volt, az 5. és a 6. táblázat szerint már két olyan részvény is választható, melynek az idősor alapján prognosztizált várható hozama pozitív.

6. táblázat Súlyozott átlagú portfólióképzés eredményei

	Egyenlő súlyok	Maximális megtérülés	Minimális szórás	Maximális Sharpe-mutató	Teljes portfólió
Korlátozó feltételek	–	1.264%	6.023%	–0.533341754	
Portfólió súlyok					
MOL	25%	0%	1%	0%	13%
TELEKOM	25%	0%	33%	0%	0%
OTP	25%	100%	0%	100%	87%
RICHTER	25%	0%	66%	0%	0%
Összesen	100%	100%	100%	100%	100%
Várható hozam	–0.000351903	0.012635708	–0.007247636	0.012635708	0.011195405
Szórás	0.068863707	0.115748904	0.055058162	0.115748903	0.108876737
Sharpe-mutató	–0.00511013	0.109164819	–0.131635996	0.109164819	0.102826417
				Kockázatkerülési index	1
				Célfüggvény	–0.000658739

Forrás: saját szerkesztés

Az adatok összegyűjtését követően kiszámításra kerül az optimális portfólió összetétel. A súlyozott hozamokkal számított optimális portfólió 13% MOL- és 87% OTP-részvényeket tartalmaz. Az optimális portfólió kialakításához a MOL- és az OTP-részvények hozamait a megfelelő százalékkal kell súlyozni, ezeket összeadni, majd a kockázatmentes piaci hozam értékével csökkenteni, hogy a jelenleg képzett portfóliónk kockázati primumát megkapjuk.

Következő lépésben regresszió futtatása szükséges, amennyiben az idősorok azonos rendben integráltak. Az előző portfólió esetében már elvégeztük a stacionaritási tesztet az összes paraméterre, így ez most nem szükséges. Az OLS-bebecslés futtatásának nincs akadálya. Számított adatainkra OLS-bebecslést futtatunk, ahol:

1. Eredményváltozó: a portfólió kockázati primuma
2. Magyarázó változók:
 - SMB-faktor
 - HML-faktor
 - MOM-faktor
 - BUX-index mint piaci paraméter

A regresszió eredménye a következő (7. táblázat):

7. táblázat Regressziós eredmények súlyozott átlagú portfólió esetén
– minden faktoral

OLS, megfigyelési időszak: 2010:02–2016:01 (T = 72)					
Függő változó: Portfólió kockázati prémiuma					
	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	p-érték	
const	0,00830319	0,00893023	0,9298	0,3558	
SMB	0,0754208	0,3041	0,2480	0,8049	
HML	0,823798	0,363571	2,2659	0,0267	**
Mom	0,119084	0,244066	0,4879	0,6272	
BUX	1,46142	0,107521	13,5920	<0,0001	***
Függő változó átlaga			-0,072867		Függő változó szórása 0,111624
Négyzetes hibtag összege			0,219763		Regresszió standard hibája 0,057272
R-négyzet			0,751584		Korrigált R-négyzet 0,736753
F (4, 67)			50,67730		P-érték (F) 1,43e-19
Log-likelihood			106,3438		Akaike-féle információs kritérium -202,6877
Schwarz-féle információs kritérium			-191,3044		Hannan-Quinn-féle információs kritérium -198,1560
rho			0,170163		Durbin-Watson-teszt 1,621506

Forrás: saját szerkesztés

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

A magyarázó változók szignifikancia szintje alapján a tárgyalt faktorok közül csak a BUX-index mint a piac paramétere, és a Fama-féle HML-faktor szignifikáns, ezért célszerű újabb regressziót futtatni, ahol csak az előzetesen már szignifikánsnak ítélt paramétereket adjuk meg magyarázó változónak (8. táblázat):

8. táblázat Regressziós eredmények súlyozott átlagú portfólió esetén – szignifikáns faktorokkal

OLS, megfigyelési időszak: 2010:02–2016:01 (T = 72)					
Függő változó: Portfólió kockázati prémiuma					
	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	p-érték	
const	0,00878211	0,00877672	1,0006	0,3205	
HML	0,78773	0,35048	2,2476	0,0278	**
BUX	1,45688	0,103871	14,0258	<0,0001	***
Függő változó átlaga			-0,072867		Függő változó szórása 0,111624
Négyzetes hibatag összege			0,220863		Regresszió standard hibája 0,056577
R-négyzet			0,750341		Korrigált R-négyzet 0,743104
F(2, 69)			103,6882		P-érték(F) 1,62e-21
Log-likelihood			106,1641		Akaike-féle információs kritérium -206,3281
Schwarz-féle információs kritérium			-199,4981		Hannan-Q uinn-féle információs kritérium -203,6091
rho			0,169399		Durbin-Watson-teszt 1,627365

Forrás: saját szerkesztés

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

Mivel az eredetileg és a kihagyott változókkal futtatott regresszió eredményében a két szignifikáns paraméter értéke között nincs releváns nagyságrendi különbség, ezért kijelenthető, hogy sem a HML, sem a piaci paraméter és a másodlagosan futtatott regresszióból kihagyott paraméterek között számottevő korreláció nem lelhető fel (nincs multikollinearitás), ami a torzított becslés elkerülése érdekében fontos.

4.3. Egy részvénybe történő befektetés

A portfólióképzés fő célja, hogy a kockázatos értékpapírok kockázatait lehetőség szerint kiegyensúlyozza vagy legalábbis tompítsa (Bodie et al. 2005). Mint azonban láthattuk, optimális portfólió képzése nem egyszerű feladat. A részvények hozamai

alapján a legtöbb potenciális befektető közel racionális döntést hozva likvid eszközeit egy adott részvényfajta megvásárlására fordíthatja.

A következőkben a már bemutatott faktorok mentén a vizsgált részvényekre külön-külön regressziós elemzés kerül bemutatásra. Az elemzés célja, hogy az értékpapírok Jensen-alfa és Treynor-mutató számait származtatni tudjuk. Ezt követően az egy papíros befektetések összevethetők a korábban leképzett két portfólióval. A becslés eredményváltozója minden esetben az adott részvény kockázati prémiuma lesz.

A MOL-részvény regressziójának futtatását követően a BUX piaci paraméter, továbbá a Carhart-féle momentum faktor mutatott szignifikáns kapcsolatot a részvény kockázati prémiumával. Ennek értelmében a keresett mutatók a következők:

Jensen-alfa: 0, az OLS becslés alapján nem szignifikáns,

Treynor-mutató: 0.

A momentumfaktor szignifikanciája meglepő, azonban a MOL világpiaci helyzetét tekintve elfogadható. A modell specifikációs tesztek is mind a megfelelő eredményt hozták.

A TELEKOM-részvény esetében a piaci paraméter és a Fama–French-féle SMB-faktor (bár alacsony mértékben) bizonyult szignifikánsnak. A specifikációs tesztek sem jeleztek problémát.

A részvény keresett mutatói a következők:

Jensen-alfa: $-0,03317$,

Treynor-mutató: $-0,0064$.

Az OTP-részvény esetében meglepő eredményként releváns szignifikancia szint figyelhető meg a HML faktor esetében a BUX piaci paraméter mellett. A specifikációs tesztek során sem mutatott eltérést az elemzés.

A mutatók rendre:

Jensen-alfa: $0,0229952$,

Treynor-mutató: -0.008341955 .

A Richter gyógyszeripari cég értékpapírjának kockázati prémiumára futtatott becslés során az derült ki, hogy szignifikáns kapcsolat csakis a piaci paraméterrel figyelhető meg. A modelltesztek kapcsán azonban kielégítő, hogy a strukturális törés kezelése sikeres volt⁷.

A részvény mutatói:

Jensen-alfa: $-0,0302676$,

Treynor-mutató: -0.03901906 .

⁷ A Richter-részvények 2013 júliusában feldarabolásra kerültek. Ez az árfolyamban igen magas strukturális törést okozott. Mivel ebben az esetben a strukturális törést kiváltó okot és annak pontos időpontját is ismerjük, a helyzet egyszerű szorzással kezelhető (Rappai 2013).

5. Eredmények

A tanulmány fő célja az aktív befektetések bemutatása és annak alkalmazhatósága, így a fő elemzési keret is erre épült. Az elemzés során az aktív befektetési lehetőségeket több aspektusban is vizsgáltuk. Közös elemzési területük az értelmezés során a Jensen-alfa és a Treynor-mutatók. A 9. táblázat az összes számított befektetési opció mutatóit tartalmazza:

9. táblázat Mutatók befektetésenként

	Jensen-alfa	Treynor-mutató
Normál portfólió	-0.03096	-0.04940
Súlyozott portfólió	0	0
MOL	0	0
OTP	0.02300	0.00834
RICHTER	-0.03027	-0.03902
TELEKOM	-0.03317	-0.19781

Forrás: saját szerkesztés

A normál átlagolással számított portfólió esetében a kockázatmentes piaci hozamnál rosszabb eredményt kaptunk, vagyis a befektetés várható értéke alacsonyabb, mint a máshol szokványos. A súlyozott portfólió esetében a regresszió futtatása során a Jensen-alfa-mutató nem hozott szignifikáns eredményt, így értéke nulla. A Treynor-mutató ebben az esetben szintén a nulla értéket veszi fel. Ha a részvények mutatóit összehasonlítjuk, akkor elmondható, hogy a legjobb eredményt az OTP-részvény hozta.

6. Összegzés

A társadalmi átalakulások és a természetes fogyás folyamata a nyugdíjrendszert elkerülhetetlen válságba sodorta. Ennek következtében a hosszú távú befektetések ismerete és ezek megfontolása elengedhetetlen a társadalom számára. A manapság igen népszerű *unit-linked* biztosítások jó lehetőséget nyújtanak azok számára, akik a befektetéseikben járatlanok, vagy a megfelelő döntés meghozatalához nem vélik magukat elég képzettnek. Ez a befektetési lehetőség más befektetési hozamoknál alacsonyabb hozammal rendelkezik, amit főként a biztosítók költségei okoznak. A befektetési forma átlagosan magasabb hozamot produkálhat, mint a banki betétek kamatai, azonban a hozam nem garantált. Ezt követően az aktív befektetési lehetőségek kerültek elemzésre, melynek során normál és súlyozott átlagú portfólió is leképzésre került. A két portfólióképzési alternatíva közül a súlyozott átlagú portfólióval érhető el magasabb várható hozam, azonban a Fama–French-faktorok nem szignifikánsak, ezért a

globalizált pénzpiac ellenére nem magyarázzák a magyar piac szisztematikus kockázatait, így a Carhart-modell alkalmazása nem tekinthető helytállóknak.

A vizsgált értékpapírokat mint egyéni befektetési lehetőségeket is elemeztük. Optimális portfólió képzése és így helyes befektetési döntés meghozatala nem egyszerű, azonban a demográfiai és nyugdíjhelyzet ismeretében fontos feladat. A társadalom számára mindenképp szükséges, hogy a jelen és a jövő problémái felismerése mellett a lakosság pénzügyi készségei és intelligenciája is fejlődjön.

Felhasznált irodalom

- Bélyácz I. (2001): *Befektetéselmélet*. Pécsi Tudományegyetem Kiadó, Pécs.
- Bodie, Z. – Kane, A. – Marcus, A. J. (2005): *Befektetések*. Aula Kiadó, Budapest.
- Bodie, Z. – Merton, R. C. – Cleeton, D. L. (2011): *A pénzügyek közgazdaságtana*. Osiris Kiadó, Budapest.
- Bóta G. (2014): A magyarországi befektetési alapok teljesítményét meghatározó tényezők vizsgálata. *Hitelintézési Szemle*, 13, 2, 147–163. o.
- Carhart, M. (1997): Mark: On persistence in Mutual fund Performance. *Journal of Finance*, 52, 1, pp. 57–82.
- EU (2010): *The EU in the World*. Publications Office of the European Union, Luxemburg.
- Eurostat (2010): *Europe in Figures – Yearbook*. Eurostat, Brussels, pp. 150–151.
- Fama, E. F. – French, K. R. (1992): The Cross-Selection of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47, 2, pp. 427–465.
- Fama, E. F. – French, K. R. (1993): Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 1, pp. 3–56.
- Fama, E. F. – French, K. R. (1996): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51, 1, pp. 55–84.
- Gonda L. Pné Rozinka E. (2005): A magyarországi unit- linked piac néhány jellemzője nemzetközi megvilágításban. *Biztosítási Szemle*, 51, 9, 20–27. o.
- Markowitz, H. M. (1952): Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7, 1, pp. 77–91.
- Müller, K. (2000): A magyar nyugdíjreform politikai gazdaságtana. In Agusztinovics M. (szerk.): *Körkép reform után. Tanulmányok a nyugdíjrendszerről*. Budapest, Közgazdasági Szemle Alapítványa.
- Potóczy J. (2017): A magyar lakosság pénzügyi kultúrájának szintje az öngondoskodás tükrében – nemzetközi és hazai kutatási eredmények. In Farkas B. – Pelle A. (szerk.): *Várakozások és gazdasági interakciók*. JATEPress, Szeged, 158–171. o.
- Rappai G. (2013): *Bevezető pénzügyi ökonometria*. Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar, Pécs.
- R. Huszár Zs. – Tan, R. S. K. – Zhan, W. (2015): Industry Concentration of Short Sellers: Cash Flow or Distress news? *Journal of Empirical Finance*, 41, March, pp. 118–139.
- UNIQA (2015): Tájékoztató a személybiztosításokra vonatkozó adózással kapcsolatos fontosabb tudnivalókról (a 2015. január 1-jétől hatályos jogszabályok alapján), UNIQA Biztosító Zrt. Budapest.