

Sebestyén Géza

**Az arbitrált árfolyamok elméletének
felhasználási lehetőségei
a sztochasztikus eszköz-forrás
menedzsmentben**

**Budapesti Corvinus Egyetem
Befektetések és Vállalati Pénzügyek Tanszék**

**Témavezető:
Dr. Mikolasek András
egyetemi docens**

© Sebestyén Géza

**Budapesti Corvinus Egyetem
Gazdálkodástani Ph.D. Program**

**Az arbitrált árfolyamok elméletének
felhasználási lehetőségei
a sztochasztikus eszköz-forrás
menedzsmentben**

Ph.D. értekezés

Sebestyén Géza

Budapest, 2006.

Tartalomjegyzék

Tartalomjegyzék	5
Táblázatok és ábrák jegyzéke	7
1 Bevezetés	11
2 APT	14
2.1 Az APT elmélete	14
2.2 Az APT gyakorlati kivitelezése	18
2.3 Nemzetközi és hazai eredmények	21
2.3.1 Nemzetközi eredmények	21
2.3.2 Hazai eredmények	25
3 EFM a piaci kockázatok kezelésében	28
3.1 Statikus módszerek	29
3.2 Dinamikus módszerek	33
3.2.1 Passzív érték-vezérelt módszerek	33
3.2.2 Aktív érték-vezérelt módszerek	37
3.2.3 Aktív hozam-vezérelt módszerek	39
3.3 További megközelítések	40
4 A SP EFM modellek felépítése	44
4.1 Forgatókönyv-generátor	45
4.2 Árazó függvények	52
4.3 Döntési szimulátor	53
4.4 Optimalizáló modul	54
5 Egy hazai APT-EFM modell és tanulságai	58
5.1 Az elemzési keret	58
5.1.1 Az APT integrálása az EFM-be	59
5.1.2 Az empirikus kutatás célja és kivitelezése	61
5.2 A fiktív bank kiinduló modellje	65
5.3 Az EFM szempontjából releváns faktorok	69
5.3.1 A modell szempontjából releváns változók	70
5.3.2 Korrigált EFM modell és változói	73
5.3.3 A változók hozamait befolyásoló legfontosabb faktorok	76
5.3.4 A faktorok statisztikai jellemzői	82

5.4 A fiktív bank SP EFM modellje	85
5.4.1 Autoregressziós és APT modellek	86
5.4.2 A többperiódusú eseményfa	88
5.4.3 Célfüggvény, árazó függvény, döntési szimulátor	93
5.4.4 EFM korlátok	96
5.4.5 A modell tesztelése valós adatokkal	98
5.5 A becslési hibák hatásának kezelése	103
5.5.1 A faktorhozamok Stein-féle közelítése	104
5.5.2 A faktorbéták Stein-féle közelítése	109
5.5.3 A Stein-féle közelítések tanulsága	115
5.6 Tovább lépési lehetőségek	123
6 Összefoglalás	125
Irodalomjegyzék	129
Rövidítések jegyzéke	139
Mellékletek	140
1. Melléklet: Az APT levezetése	140
2. Melléklet: Hazai kisbankok a 2004. év végi állapotok alapján	143
3. Melléklet: Folyószámlahitel-kamat hiányzó adatainak becslése	144
4. Melléklet: Hosszú bankközi hitelkamatláb konstruálása	145
5. Melléklet: A kockázati faktorok alapvető statisztikai jellemzői	147
6. Melléklet: A legfontosabb faktorok meghatározása	148
7. Melléklet: A faktorok magyarázó ereje	154
8. Melléklet: A faktorok alapvető statisztikái	155
9. Melléklet: Regressziós modellek	161
10. Melléklet: A jegybanki alapkamat alakulása 2004-ben	162
11. Melléklet: Az EFM-modellek segítségével kapott eredmények	163
12. Melléklet: A hipotézisekre adott válaszok	170

Táblázatok és ábrák jegyzéke

1. táblázat: Az APT-faktorok meghatározásának három módszerének összehasonlítása....	19
2. táblázat: Átlagos havi forinthozamok 1999 és 2003 között.	26
3. táblázat: Az eszköz-forrás menedzsment módszerek csoportosítása.	43
4. táblázat: A modellezett bank eszközei – kiinduló modell.	67
5. táblázat: A modellezett bank forrásai – kiinduló modell.	68
6. táblázat: A modellezett bank eredmény-kimutatása.	69
7. táblázat: A modellben szereplő kockázati faktorok.	71
8. táblázat: A modellezett bank eszközei – korrigált modell.	74
9. táblázat: A modellezett bank forrásai – korrigált modell.	75
10. táblázat: A változók faktorbétái.	87
11. táblázat: A faktorhozam-forgatókönyvek.	90
12. táblázat: A faktorok forgatókönyvek szerinti variancia-kovariancia mátrixa.	90
13. táblázat: A tényleges adatok alapján számolt sajátvektorok.	91
14. táblázat: A forgatókönyvek alapján számolt sajátvektorok.	91
15. táblázat: A forgatókönyvek alapján számolt sajátvektorok.	92
16. táblázat: Tényleges és forgatókönyvek szerinti hozamok és szórások.	93
17. táblázat: Kockázati súlyok.	97
18. táblázat: A faktorhozamok Stein-féle korrekciója.	105
19. táblázat: Átlagos faktorbéták.	110
20. táblázat: Stein-féle korrekció utáni faktorbéták.	111
21. táblázat: Az alapmodellnél jobb egyszerűsített eredmény esélye.	117
M1. táblázat: A BUBOR regressziója az állampapír referenciahozammal.	146
M2. táblázat: A kockázati faktorok minimuma, maximuma, átlaga és szórása.	147
M3. táblázat: Az első lépcső KMO- és Bartlett tesztjének eredménye.	148
M4. táblázat: Az első lépcső kommunalitásai.	148
M5. táblázat: Az első lépcső főkomponensei által megmagyarázott variancia.	149
M6. táblázat: Az első lépcső komponens-mátrixa.	149
M7. táblázat: A második lépcső KMO- és Bartlett tesztjének eredménye.	150
M8. táblázat: A második lépcső kommunalitásai.	150
M9. táblázat: A második lépcső főkomponensei által megmagyarázott variancia.	150
M10. táblázat: A második lépcső komponens-mátrixa.	151

M11. táblázat: A harmadik lépcső KMO- és Bartlett tesztjének eredménye.	151
M12. táblázat: A harmadik lépcső kommunalitásai.....	151
M13. táblázat: A harmadik lépcső főkomponensei által megmagyarázott variancia.	152
M14. táblázat: A harmadik lépcső komponens-mátrixa.	152
M15. táblázat: A negyedik lépcső KMO- és Bartlett tesztjének eredménye.	152
M16. táblázat: A negyedik lépcső kommunalitásai.....	153
M17. táblázat: A negyedik lépcső főkomponensei által megmagyarázott variancia.....	153
M18. táblázat: A negyedik lépcső komponens-mátrixa.....	153
M19. táblázat: A faktorok magyarázó erejét mutató összefoglaló táblázat.	154
M20. táblázat: A faktorok magyarázó erejét mutató ANOVA táblázat.....	154
M21. táblázat: A faktorok átlaga és szórása.....	155
M22. táblázat: A faktorok korrelációi.....	155
M23. táblázat: A faktorok kovarianciái.	155
M24. táblázat: A SZINT_M változó autoregressziójának összefoglaló táblázata.....	161
M25. táblázat: Mérlegtételek hozama, szórása, valamint az alapmodell által 2004-re javasolt változása.	163
M26. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása az „Alapmodell” szerint.....	164
M27. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása a „Hozamok Stein-bebecslése” modell szerint.....	165
M28. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása az „Egyenlő hozamok” modell szerint.	166
M29. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása a „Béták Stein-bebecslése” modell szerint.	167
M30. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása az „Egyenlő béták” modell szerint.	168
M31. táblázat: Az eszközoldali modellváltozók összegének változása a hat vizsgált modellnél.	169
M32. táblázat: Az egyszerűsített eredmény alakulása a hat vizsgált modellnél.....	169
M33. táblázat: A hipotézisekre adott válaszok I.....	170
M34. táblázat: A hipotézisekre adott válaszok II.	171

1. ábra: Az APT folyamatábrája.	20
2. ábra: A Pannonplast tényleges és becsült hozamai 1999 és 2004 júniusa között.....	27
3. ábra: A pénzáramlás-megfeleltetés sémája.	31
4. ábra: Példa az eseményfa ábrázolására.	46
5. ábra: Példa a modellváltozók egymásra hatására.	49
6. ábra: A sztochasztikus programozási EFM-modell komponenseinek kapcsolatai.....	57
7. ábra: A sztochasztikus programozási EFM-modell komponenseinek kapcsolatai.....	115
M1. ábra: A BUX parciális autokorrelációi.	156
M2. ábra: A hazai hozamszint parciális autokorrelációi.....	156
M3. ábra: A forintárfolyam-változás parciális autokorrelációi.	157
M4. ábra: Az átlagos hazai állampapír-hozam parciális autokorrelációi.....	157
M5. ábra: BUX és SZINT_M keresztkorrelációi.	158
M6. ábra: BUX és X_HUF keresztkorrelációi.	158
M7. ábra: BUX és MAXC keresztkorrelációi.	159
M8. ábra: SZINT_M és X_HUF keresztkorrelációi.	159
M9. ábra: SZINT_M és MAXC keresztkorrelációi.....	160
M10. ábra: X_HUF és MAXC keresztkorrelációi.....	160

Első számú szabály: Sose veszíts pénzt.

Második számú szabály: Sose feledd az első szabályt.

Warren Buffett

1 Bevezetés

Az eszköz-forrás menedzsment elméleti alapkövének 1952-es letétele után évtizedeknek kellett eltelnie ahhoz, hogy a gyakorlati szakemberek is érdeklődni kezdjen iránta. A viszonylag lassú folyamatnak az oka a szabályozás oldalán található meg. Az 1950-es és 1960-as években a nagyobb, elsősorban amerikai bankok számára a betéti kamatok szabályozása következtében a mérleg forrás oldala meglehetősen érdektelen volt stratégiai szempontból. A viszonylag jól megbecsülhető forrásmennyiségek és az előre kalkulálható forráskamatok következtében az intézmények közötti verseny terepe a befektetési politika volt. Valószínűleg nem véletlen az sem, hogy ezen időszak komoly elméleti eredményei – Markowitz portfólióelmélete, valamint a Treynor, Sharpe, Lintner és Mossin nevével fémjelzett CAPM – szintén elsősorban az eszközoldalra koncentráltak.

A betéti kamatlábak 1979-es deregularizációja azonban felkavarta ezt az állóvizet. Elsősorban a pénzügyi vállalkozások számára egyre fontosabb lett a mérleg két oldala közötti inkonzisztencia mérésének és kiszűrésének a képessége. Az eszköz-forrás menedzsment ekkor még elsősorban a kamatkockázatokról szólt, az időszak kulcsszavai az átlagidő és a konvexitás voltak. Az idő előrehaladtával a kockázatok egyre tágabb köre került az eszköz-forrás menedzsment fennhatósága alá. Így bővült a kör fokozatosan az árfolyam-, a likviditási-, a valuta-, az ország- és a jogi kockázattal¹.

A kezdeti statikus módszereket folyamatosan kiegészítették, illetve felváltották az újabb, dinamikus/sztochasztikus eljárások. A több döntési periódust, illetve véletlen paramétereket is kezelni tudó sztochasztikus programozás már meglehetősen komplex problémák és döntési helyzetek kezelésére is alkalmas volt².

Mára a sztochasztikus programozási eszköz-forrás menedzsment technikák komoly elméleti bázist és széles gyakorlati elterjedtséget tudnak felmutatni. A modell alkalmazói között találunk nyugdíjalapokat (például a Towers Perrin CAP:Link System³), biztosítókat

¹ A banki kockázatok részletes bemutatása megtalálható: Tétényi [1998].

² Az eszköz-forrás menedzsment sztochasztikus programozási modelljének alternatíváiról lásd: Mulvey és Ziemba [1998].

³ A megoldásról bővebben lásd: Mulvey és Thorlacius [1998].

(mint a Russell-Yasuda Kasai modell⁴), bankokat⁵, befektetési alapokat, illetve egyéni befektetőket⁶.

A sztochasztikus programozási modellek alapkérdése, és egyben gyakorlati alkalmazhatóságukat leginkább befolyásoló aspektusa a hozamok jövőbeli alakulásának előrejelzési pontossága. Mint azt több szerző is megmutatta, a hozamok eloszlásának hibás becslése komoly mértékben rontja a kiválasztott portfólió hatékonyságát.

A befektetések hozamának meghatározására számos modell létezik. A gyakorlatban legelterjedtebb CAPM mellett számos elméleti és gyakorlati szakember tör lándzsát Fama és French⁷ háromfaktoros modellje, illetve az arbitrált árfolyamok elmélete mellett. Az empirikus tesztek nagyon sok esetben komoly kételyeket hagynak a kutatókban az egyetlen piaci faktorra támaszkodó CAPM gyakorlati alkalmazhatóságával kapcsolatban. Több kutatás is az arbitrált árfolyamok elméletének dominanciáját mutatja a CAPM-mel szemben a tesztidőszaki hozameltérések megmagyarázásában⁸.

Mindezek alapján logikusan merül fel a kutatóban a kérdés, hogy vajon az arbitrált árfolyamok elmélete mint hozammodell használata nem emeli-e a sztochasztikus programozási eszköz-forrás menedzsment módszer hatékonyságát? Jelen dolgozat ennek a tágabb kérdésnek a körüljárásával foglalkozik.

A dolgozat felépítése a következő. A második fejezetben bemutatásra kerül az arbitrált árfolyamok elmélete, a modell feltevései, gyakorlati aspektusai, a kockázati faktorok azonosításának módszerei, illetve a fontosabb nemzetközi és hazai eredmények. A harmadik fejezetben áttekintjük az eszköz-forrás menedzsment alapjait, illetve a legfontosabb statikus és dinamikus gyakorlati megvalósulásait. A negyedik fejezet témája a sztochasztikus programozási eszköz-forrás menedzsment alapproblémájának megfogalmazása, illetve a módszer négy komponensének a bemutatása. Ezután az ötödik fejezetben kerül sor az arbitrált árfolyamok elméletének a sztochasztikus programozási

⁴ A modell leírása megtalálható: Carino és társai [1994].

⁵ Zenios és társai több kötvényportfólió-modellt is kidolgoztak bankok számára, lásd például: Zenios [1993].

⁶ A római Banca Fideuram egyéni befektetők számára készített többperiódusos sztochasztikus programozási modellt, melynek bemutatása megtalálható Fan, Murray és Turner [1996] dolgozatában.

⁷ Lásd: Fama és French [1992], illetve Fama és French [1993].

⁸ Természetesen a modellépítés időszakára az APT biztosan jobb magyarázó erőt tud felmutatni, hiszen a faktorok közé a piaci faktor mellett más változókat is bevehetünk, ami a modell statisztikai megfelelését csak javíthatja.

eszköz-forrás menedzsment módszerébe való beillesztésének a lehetőségeinek a gyakorlati megvizsgálására, a kutatási eredmények bemutatására. A hatodik fejezet összefoglalja a dolgozat fontosabb megállapításait.

A dolgozat igyekszik a vizsgált területet mind mélységében, mind pedig szélességében legalábbis utalás szintjén bemutatni. A terjedelmi korlátok, valamint a választott témakör roppant gazdagsága azonban a dolgozat vizsgálódásának lehatárolását tették szükségessé. Így – igaz, röviden utalunk rá – nem fogjuk mélységében tárgyalni a CAPM és az arbitrált árfolyamok elmélete közötti elméleti és gyakorlati eltéréseket. Bár szakirodalmi ajánlásokat fogunk tenni, valamint a leglényegesebb pontokat igyekszünk majd megemlíteni, nem lesz alkalmunk a tárgyalt modellekkel kapcsolatos matematikai és statisztikai problémák áttekintésére. Nem foglalkozunk továbbá az eszköz-forrás menedzsment szervezeti kérdéseivel sem⁹. Az eszköz-forrás menedzsment roppant széles eszköztárából jelen dolgozatban csak a szakirodalom által leggyakrabban használt rendszerezésben szereplőket fogjuk részletesebben végigvenni. Nem lesz mód továbbá arra sem, hogy az eszköz-forrás menedzsment összes alkalmazási területét – terméktervezés, biztosítási kötvények árazása – bemutassuk. Ugyanígy az empirikus résznél is el kellett tekinteni minden, a kutatás során felmerülő kérdés megválaszolásától. Bár számos érdekes mellékeredményre is kitérünk, az elsődleges célunk a felállított hipotézisek elemzése lesz.

⁹ A téma iránt érdeklődő olvasó számára Rosen és Zenios [2001] munkája ajánlott.

2 APT

A kockázatos pénzáramlások árazásánál, a pénzügyi teljesítmény értékelésénél, a kockázatkezelésnél, valamint egyes iparágak központi szabályozásánál is felmerülő alapvető kérdés egy adott befektetés, illetve vállalkozás tőkeköltségének, elvárt hozamának a meghatározása. Bár az elméleti kutatások legtöbbször a CAPM modelljével foglalkoznak és a gyakorlatban is ez a módszer a legelterjedtebb, számos más, mind elméleti megalapozottságában, mind pedig gyakorlati aspektusainak kidolgozottságában szilárd módszer áll a szakemberek rendelkezésére¹⁰.

Jelen alfejezet célja a legismertebb faktormodell, a dolgozatban is felhasznált arbitrált árfolyamok elmélete (APT) elméleti hátterének, gyakorlati aspektusainak, illetve a modellen elvégzett nemzetközi és hazai teszteknek a bemutatása¹¹.

2.1 Az APT elmélete

Az arbitrált árfolyamok elméletét Stephen Ross dolgozta ki 1976-ban. Az elmélet gyakorlati megalapozásában komoly szerepet játszott Roll¹², aki egyik leghíresebb cikkét a CAPM kritikájáról írta¹³. A CAPM-mel szemben az arbitrált árfolyamok elmélete viszonylag kevés számú és realisztikus feltételből vezeti le a portfóliók kockázat-hozam összefüggését. A modell alap gondolata az, hogy csak néhány¹⁴ alapvető faktor befolyásolja az eszközök hosszú távú átlagos hozamát. Minden eszköznek több bétája van ebben a modellben; kockázati faktoronként egy-egy.

¹⁰ Ezen módszerek rövid áttekintése elméleti és gyakorlati szempontból megtalálható Sebestyén [2004]-ben.

¹¹ A téma sok szempontból kimerítő tárgyalása megtalálható Bodie, Kane és Marcus [1996] valamint Brealey és Myers [1998] könyveiben, illetve Walter és Berlinger [1999] cikkében.

¹² Lásd: Roll és Ross [1980], illetve Chen, Roll és Ross [1986].

¹³ Roll [1977].

¹⁴ A faktorok száma természetesen lehet egy is. Ennek a modellnek külön neve is van; piaci modellnek hívják. Ekkor a CAPM-éhez nagyon hasonló egyenletet kapunk. Mégis nagy különbség van a két megközelítés között, ugyanis amíg a CAPM várható kockázati prémiumról beszél, addig a faktormodellek realizáltról.

A hozam tehát a következő képlet alapján határozható meg:

$$r_i = \alpha + \beta_{i,1} * F_1 + \beta_{i,2} * F_2 + \dots + \varepsilon_i^{15}$$

A képletben szereplő változók jelentése:

- r_i az i . eszköz hozama;
- α a kockázatmentes hozam¹⁶;
- $\beta_{i,1}$ az i . eszköz érzékenysége az 1. faktorra vonatkozóan;
- F_1 az 1. faktor kockázati prémiuma;
- $\beta_{i,2}$ az i . eszköz érzékenysége a 2. faktorra vonatkozóan;
- F_2 a 2. faktor kockázati prémiuma, stb.;
- ε_i pedig az i . eszköz hozamának a faktorok által nem meghatározott hibatagja.

Azaz a piaci kockázatokat a faktorok reprezentálják, míg az egyedi kockázatot a hibatag. Így egy eszköz hozamát – hasonlóan a CAPM-hez – lényegében ez a modell is piaci és egyedi részre bontja fel, még ha a piaci rész több tényezőtől tevődik is össze.

Bár a közös faktorok majdnem minden befektetés értékére hatnak, a befektetések érzékenységei, azaz bétái az egyes faktorok viszonylatában eltérőek. Egy elektromos szolgáltató például sokkal érzékenyebb a kamatláb-változásokra, mint egy szoftvercég. A faktorok és a vállalatok közötti összefüggések szemléletesebbé tételéhez minden faktornak el szokták készíteni a hozzá tartozó úgynevezett faktor-portfoliót. Ez egy olyan befektetés-csomag, melynek az adott faktorra számított bétája egységnyi, a többi faktorra pedig érzéketlen.

¹⁵ Az arbitrázsmenetség feltevéséből és abból a tényből, hogy egy portfólió bétái az alkotóelemek bétéinak súlyozott átlagai, levezethető, hogy a hozamoknak a kockázati faktoroktól lineárisan kell függeniük. Bővebben lásd: Damodaran [2002].

¹⁶ A kockázatmentes eszköz ebben a modellben az az eszköz, amelynek hozama egyetlen kockázati faktorra sem érzékeny, azaz minden béta együtthatója zérus.

Hogy a fenti eredményt kapjuk, a következő feltevésekkel él a modell:

1. Az eszközhozamokat egy faktormodell írja le – az egyedi kockázatok zéró várhatóértékkel és ismert szórással rendelkeznek, valamint egymástól és a faktoroktól függetlenek, azaz:

$$E(\varepsilon_i) = 0, \forall i-re;$$

$$\sigma(\varepsilon_i) = \sigma_{\varepsilon_i}, \forall i-re;$$

$$E(\varepsilon_i | \varepsilon_j) = 0, \forall i \neq j-re$$

és

$$E(\varepsilon_i | F_j) = 0, \forall i, j-re^{17}.$$

2. Nincsen adó és tranzakciós költség¹⁸.
3. Nincsen rövidre eladási korlát és minden eszköz tökéletesen osztható.
4. Nincsenek arbitrázs-lehetőségek.
5. Van elég értékpapír ahhoz, hogy az egyedi kockázatokat diverzifikálni tudjunk.

A modell feltevéseinek fontos következménye az, hogy az egyes papírok varianciája felbontható faktor-varianciákra és egyedi varianciára. Pontosabban:

$$Var(r_i) = \beta_{i,1}^2 * Var(F_1) + \beta_{i,2}^2 * Var(F_2) + \dots + Var(\varepsilon_i)$$

Ez egyben azt is jelenti, hogy ha egy portfólióban sikerül a piaci kockázatokat kiküszöbölnünk, azaz minden $\beta_{\text{portfólió},j}$ zérus, akkor a teljes kockázat az egyedi kockázatokból tevődik össze, amely diverzifikációval csökkenthető.

Az APT működését az arbitrázs-lehetőségek¹⁹ kihasználása garantálja. Ahhoz, hogy arbitrázst tudjunk végrehajtani, általános esetben legalább eggyel több részvény kell, mint

¹⁷ Néhány szerző a faktorok nulla várható értékének feltételét is megemlíti – lásd például Walter és Berlinger [1999] – de ez a modell levezetéséhez nem szükséges, mindössze a hozam képletében α -val jelölt, nálunk kockázatmentesnek vett hozam lesz kockázatos, és befektetéstől függő. Hasonlóan nem szükséges a faktorok egységnyi szórását kikötni.

¹⁸ Wilhelm [1982] megmutatta, hogy bizonyos feltételek mellett a pénzügyi termékek árazása tranzakciós költségek megléte esetén annyiban különbözik a tranzakciós költségektől mentes esettől, hogy egyértelmű árazás helyett az árra csupán egy – a tranzakciós költségek által meghatározott – sávot lehet megadni.

¹⁹ Wilhelm [1982] alapján háromféle piaci művelet szokás arbitrázsnek nevezni. A különbözeti arbitrázs (spread arbitrage) a különböző piacokon történő szimultán adásvételt jelenti az árkülönbségek kihasználása érdekében. Az összetétel arbitrázs (compound arbitrage) egy megcélzott pénzügyi pozíció legolcsóbb előállítását jelenti. Végül az ingyenebéd (free lunch) egy már meglévő befektetési portfólió átstrukturálását jelenti oly módon, hogy a várható kifizetés-függvény ne változzon, a nettó befektetés csökkenése miatt azonban a tranzakció pozitív pénzáramlással járjon. Arbitrázs alatt a továbbiakban a különbözeti arbitrázst fogjuk érteni, bár a megfontolások többsége mindhárom típusra alkalmazható.

ahány faktor van a modell szerint²⁰. Másrészt a részvények számának elég nagyra kell lennie ahhoz, hogy a befektető az egyedi kockázatot is meg tudja szüntetni. Ez egyben azt is jelenti, hogy a modell nem részvények, hanem portfóliók áráról, illetve hozamáról mond valamit. A modell szerint néhány egyedi részvény hozama el is térhet az arbitrált árfolyamok elmélete által meghatározottól. Ha például a MATÁV várható hozama jóval magasabb, mint az APT által becsült, az még nem jelent arbitrázst, csak egy jó befektetési lehetőséget, hiszen a cég-specifikus kockázat a részvény megvásárlása esetén megmarad²¹. Amennyiben viszont ugyanez több részvényre is igaz, akkor már nagy valószínűséggel tudunk olyan portfóliót létrehozni, amely kockázatmentes nyereséget garantál. Ehhez csupán ki kell küszöbölni a cég-specifikus kockázatokat, hiszen a faktorkockázatokat már diverzifikált faktor-portfóliók eladásával meg lehet szüntetni²². Robin és Shukla [1991] demonstrálta, hogy egyedi részvényekre az APT árazási hibája valóban lehet jelentős is²³.

²⁰ Ez a kijelentés lényegében azzal egyenértékű, hogy egy n dimenziós vektortérben legalább $(n+1)$ darab vektorra van szükség ahhoz, hogy biztosan állíthassuk: a rendszer lineárisan nem független.

²¹ Ha pedig az egyedi kockázatot diverzifikációval küszöböljük ki, akkor egyben a félreárazás miatti arbitrázslehetőséget is „diverzifikáljuk”, azaz csökkentjük az elérhető nyereséget. És amennyiben a diverzifikációnál a befektetés speciális faktorszerkezete miatt olyan papírt is bele kell vennünk a portfólióba, amelynek félreárazása pontosan az ellentétes irányú, úgy az elérhető nyereség nem csak csökkenni fog, hanem akár teljesen meg is szűnhet.

²² A cég-specifikus kockázat pedig diverzifikációval bármilyen kicsire lecsökkenthető. Amennyiben ugyanis a legnagyobb cég-specifikus hozam-ingadozást felmutató papír egyedi varianciája Σ^2 , úgy a n darab papírból egyenlő érték-súlyozással előállított portfólió egyedi varianciája legfeljebb Σ^2/n , tekintettel az egyedi kockázatok függetlenségére. Ingersoll [1984] véleménye szerint mivel a fenti módszer a kockázatot nem képes megszüntetni, mindössze tetszőlegesen kicsivé tenni, így az arbitrált árfolyamok elmélete csak megfelelő portfólió-sorozatok határportfóliójára alkalmazható. Ugyanebben a műben ez okból kifolyólag az arbitrázs helyett az aszimptotikus arbitrázs fogalmát használja.

²³ Az arbitrált árfolyamok elmélete képletének egy levezetése megtalálható az 1. mellékletben.

2.2 Az APT gyakorlati kivitelezése

Az APT gyakorlati kivitelezése három lépés végrehajtásából áll. Elsőként meg kell határozni a hozamok ingadozását okozó makroökonómiai faktorokat. Ezt követi az egyes faktorok kockázati prémiumának a megbecslése. Végül pedig az egyedi befektetések egyes faktorokra számított érzékenységeit kell kiszámítani.

A faktorok meghatározásának háromféle módszere használatos:

1. A faktorok statisztikai módszerekkel – például faktoranalízissel – történő meghatározása. Ez a módszer biztosítja a legjobb közelítést a faktoroknak, azonban egyrészt felteszi, hogy az eszközök közötti kovarianciák állandóak – mely feltételezés nem igazán reális –, másrészt pedig nem igazán lehetséges értelmezni az egyes faktorokat²⁴.
2. Makroökonómiai változók használata faktornak. Ez a faktorok meghatározásának legintuitívabb módszere, azonban egyrészt a konkrét változók kiválasztása esetleges is lehet, másrészt pedig sok esetben meglehetősen nehéz számszerűsíteni a kívánt faktorokat – mint például egy orosz válság hatását²⁵.
3. A cégek jellemzők – például kamatláb-érzékenység – alapján portfóliókba sorolása. Ez a megoldás intuitívabb, mint a statisztikai módszer, és nem is tételezi fel a konstans kovarianciákat. Ráadásul segít mérhetővé tenni olyan faktorokat is, amelyeket egyébként nehéz lenne. Felhozható azonban vele szemben az, hogy a múltbeli árfolyammozgások alapján határozza meg a faktorokat, azonban így véletlen hatások miatt is be- vagy kikerülhetnek részvények az egyes portfóliókból. Ráadásul a vállalatok állandó fejlődése miatt a faktorokat időszakonként újra kell értelmezni, emiatt előrejelzésre nem feltétlenül lesz jó ez a módszer²⁶.

²⁴ Ezt a megoldást lásd bővebben: Roll és Ross [1980]. A gyakorlati alkalmazáshoz szükséges többváltozós statisztikai módszerek bemutatása megtalálható: Kovács [2004].

²⁵ A faktorok meghatározásának ezen módjáról lásd: Chen, Roll és Ross [1986].

²⁶ Ezen módszer gyakorlati alkalmazásáról bővebben Grinblatt és Titman [1983] ír. Hasonló módszerrel dolgozott Fama és French [1992], amikor az egyes makrogazdasági faktorok szerint sorba rendezték a részvényeket, és faktornak a két szélső decilis különbségként kapott portfóliót vették.

A három módszer összehasonlítását kivonatossan tartalmazza a következő táblázat:

Módszer	Eljárás	Előny	Hátrány
Statisztikai módszerek	Kizárólag statisztikai módszerek alkalmazásával határozzuk meg a faktorokat és az egyedi eszközök faktor-együtthatóit	A feltételei fennállása esetén a faktorok legjobb becslését adja	A konstans kovarianciák feltevése nem igazán reális Nehéz értelmezni a faktorokat
Makroökonómiai változók	Makroökonómiai változókat – például infláció, GDP, reálkamat – választunk faktoroknak, melyek körét belátásunk szerint statisztikai módszerekkel szűkíthetjük	A faktorok meghatározásának legintuitívabb módszere	A konkrét változók kiválasztása esetleges is lehet Bizonyos változók mérése nehézséget okozhat
Portfóliók a cégjellemzők alapján	Bizonyos jellemzők alapján portfóliókba soroljuk a cégeket; a faktorokat itt a szélső portfóliók különbsége adja majd	Intuitívabb, mint a statisztikai módszerek Nem tételez fel konstans kovarianciákat Segít mérhetővé tenni egyébként nehezen számszerűsíthető faktorokat is	A portfóliók kialakítására véletlen hatások is befolyással lehetnek Előrejelzésre nem igazán megfelelő

1. táblázat: Az APT-faktorok meghatározásának három módszerének összehasonlítása.

Forrás: Grinblatt és Titman [1998], a szerző által kiegészítve

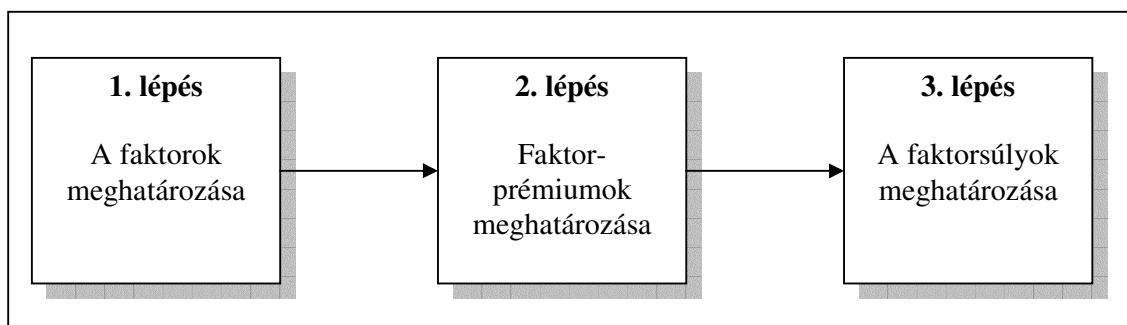
A legtöbb esetben a fenti lépés után szükség van a viszonylag bővebb faktor-halmaz szűkítésére, azaz a modellbe bekerülő faktorok számának meghatározására. Erre a kérdésre a következő alfejezetben részletesebben is kitérünk, azt azonban itt érdemes kiemelni, hogy ennek végrehajtása általában a faktorok magyarázó erejének statisztikai mértéke alapján történik.

A következő lépés a faktorok kockázati prémiumának, azaz az F_i -knek a meghatározása. Ezt a gyakorlatban általában a faktor-portfóliók múltbeli prémiumával becslik. Ehhez képest újszerű módszert alkalmazott Hu [2003]. Az átlagos historikus értékek helyett üzleti ciklus mutatókat (lejáratí prémium, kockázati prémium, osztalékhozam, ipari termelés növekedése, rövid kamatláb) és a faktorprémiumok késleltetett értékeit használta a regresszióban. Döntését két komoly érveléssel is megtámogatta. Egyrészt utalt arra, hogy több

kutatás is kimutatta, hogy a historikus átlagos hozam nem jó becslése a jövőbelinek – lásd többek között Blanchard [1993], Wadhvani [1999], Jagannathan, McGrattan és Scherbina [2001], illetve Fama és French [2002]. Másrészt a tőzsdei árfolyamok legfőbb mozgatója az üzleti ciklus – lásd Campbell [1987], Balvers, Cosimano, és McDonald [1990], Cochrane [1991], valamint Ferson és Harvey [1993].

Végül utolsó lépésként meg kell határoznunk az egyes befektetési lehetőségek faktorbétáit. Ez a gyakorlatban jellemzően múltbeli hozam- és faktorprémium-adatok alapján számított lineáris regresszióval történik. Amennyiben az arbitrált árfolyamok elméletét előrejelzésre kívánjuk használni, a faktorbéták meghatározásánál egyéb műveletekre is szükségünk lehet, mint például bayes-i korrekcióra, vagy a cég életében bekövetkező változások – mint például egy felvásárlás vagy a tőkeszerkezetben bekövetkező jelentősebb változás – miatti transzformációra.

Az APT folyamatábrája tehát a következő:



1. ábra: Az APT folyamatábrája.

Forrás: A szerző saját összeállítása

2.3 Nemzetközi és hazai eredmények

Az arbitrált árfolyamok elmélete tökéletesen alkalmas kockázatelemzésre, fedezésre és portfólió-menedzsmentre. Van azonban egy komoly hiányossága a CAPM-mel szemben: nem ad támpontot sem a faktorok számának meghatározása, sem a konkrét faktorok kiválasztása, sem pedig az egyes faktorok interpretálása tekintetében. Ez állandó támadási felületet jelentett a modell bírálói számára. A következőkben igyekszünk áttekinteni az empirikus kutatások által adott válaszokat ezekre a kérdésekre.

2.3.1 Nemzetközi eredmények

Az 1980-as évek végén több Wall Street-i cég is úgy találta, hogy Japánban a warrantok relatíve olcsóak a részvényekhez képest. Ennek kihasználása érdekében warrantot vásároltak, majd ezek CAPM szerinti bétái alapján határidős indexet adtak el. Ezzel, úgy gondolták, fedezték a piaci kockázataikat, és mivel meglehetősen nagy portfóliókat építettek fel, az egyedi kockázatot elhanyagolhatónak tekintették²⁷. Komoly megdöbbenést okozott ezért, amikor észlelték, hogy ezeken a pozíciókon hatalmas összegeket veszítettek. Ennek oka az volt, hogy ez időben a nagy japán cégek jelentősen jobban teljesítettek, mint a kicsik, és a cégek ezt a kockázati faktort nem fedezték le²⁸.

Ez az eredmény, azaz hogy a piaci faktor mellett egyéb fontos tényezők is hatással vannak az eszközhozamokra, lényegében a többfaktoros modellek létjogosultságát támasztja alá²⁹.

²⁷ Mint ismeretes, a CAPM szerint egy befektetés kockázata piaci és egyedi kockázatból tevődik össze. A piaci kockázat a béta, az egyedi pedig a diverzifikáció függvénye. Mivel a határidős indexeladás bétája negatív, így belőle és a pozitív bétával rendelkező warrant-portfólióból összeállítható egy olyan befektetés, melynek bétája, és így piaci kockázata is nulla. Amennyiben kellően nagy elemszámmal rendelkező portfóliót építünk fel, úgy az egyedi kockázat minimális lesz, azaz a teljes kockázat – a CAPM alapján – gyakorlatilag nulla. Tehát lényegében kockázatmentes, de a warrantok félreárazása miatt magas hozammal rendelkező arbitrázs-portfóliót állítottunk össze.

²⁸ A fedezés hiánya önmagában még nem lett volna probléma, hiszen ha a teljes portfólió hosszú lett volna nagy részvényekben és rövid kicsikben, akkor a piaci folyamatok épen hogy kedvezőek lettek volna a spekulánsok számára. Ebben az esetben viszont amíg a warrant-portfólióba mindenféle papírt belevettek, így a nagyobb és a kisebb vállalatok részaránya viszonylag kiegyensúlyozott volt, addig a határidős indexben – az azonnali index összetételéből fakadóan – természetesen a nagyobb cégek domináltak. Azaz a portfólió pont kis papírokból volt hosszú, míg nagyokból rövid.

²⁹ Szemléletes példa olvasható a több faktor elmélet mellett Malkiel [1992] könyvében. Egy áramszolgáltató-részvényekből álló portfóliónak bár kicsi a piaci bétája, az infláció emelkedése mégis komoly hatással lesz a

Hasonló következtetésre jutott Fama és French [1992, 1993] is. Kutatásaik alapján a hozamok közötti különbségekre szignifikáns hatással van a cégméret, valamint a könyv szerinti és a piaci érték hányadosa $(BV/P)^{30}$. Ráadásul úgy találták, hogy e két tényező mellett a piaci béta már nem nyújt szignifikáns információt a hozamok különbségének megmagyarázásánál.

Más kutatók egyéb faktorokat találtak. Basu [1977] a P/E rátát találta meghatározónak. Banz pedig 1981-es cikkében a cég méretét látta lényegesnek. A legújabb kutatások fényében úgy tűnik, hogy az okok valószínűleg a kockázattal függenek össze. Hawawini és Keim [2000] is igazolta a kis cégek jobb teljesítményét; a kisebb kapitalizációjú cégek mind a 14 általuk vizsgált országban jobban teljesítettek, mint a nagyok³¹.

További érdekességeket is feltártak a kutatók. French [1980] cikkében rámutatott, hogy az átlagos részvényhozam péntekről hétfőre szignifikánsan eltér az átlagtól, ráadásul negatív. Roll [1981] a kereskedési volumen és a hozamok között tárt fel összefüggést. Arbel és Strebel [1983] azt tapasztalta, hogy a kisebb intézményi tulajdonosi hányaddal rendelkező cégek általában magasabb hozamot produkálnak³². Fama [1991] bemutatta, hogy a részvénytőkepiaci hozamok jobbak januárban, mint az év többi hónapjában³³. Ritter [1991] az új kibocsátások átlagosnál rosszabb teljesítményét vázolta. Erb, Harvey és Viskanta [1994] az ország-kockázat szerepét találták lényegesnek a nemzetközi hozamok eltéréseinél³⁴. Végül Brennan és társai [1998] a momentum hozamokra gyakorolt hatását igazolták.

vállalat értékére – egyrészt a viszonylag fix pénzáramlások magasabb alternatívaköltséggel való diszkontálása miatt, másrészt pedig azért is, mert a költségek rögtön megnövekednek, de a szabályozás általában késik a bevételek kompenzálásával. Azaz a kicsi piaci béta ellenére a vállalatnak más piaci kockázata jelentősnek tekinthető.

³⁰ Ez utóbbit a növekedési lehetőségek mérőszámaként szokás használni.

³¹ Ezt támasztja alá az a tény is, hogy ma is világszerte divatosak az úgynevezett Small Cap, azaz az első sorban kisebb cégek részvényeit tartó alapok.

³² Ez az úgynevezett elhanyagolt cég effektus.

³³ A január hatás most is tapasztalható, elsősorban a kisebb cégeknél. Egyesek szerint ennek az oka, hogy a befektetők adózási okokból eladják a veszteséges részvényeiket az év végén, majd januárban visszaveszik őket. Mivel ezt intézményi befektetők nem teszik, így a hatás jelentősebb a kisebb cégek részvényeinél, melyeket az intézményi befektetők kevésbé tartanak. Másrészt a kisebb részvények volatilisabbak, így nagyobb az esély arra, hogy egy ilyen papír legyen veszteséges. Egy másik elmélet szerint az év végére a portfólió-menedzserek kitakarítják a kisebb, befektetőik által kevésbé ismert cégek részvényeit a jelentések okán, majd januárban visszaveszik őket, mert általában ezek jobban teljesítenek, mint a nagyobbak. A harmadik elmélet a teljesítmény-fedezés elmélete. A portfólió-menedzserek bonusza indexhez kötött, ezért ha az év folyamán elérnek egy jó többlethozamot, akkor hajlamosak ezt lefedezni, azaz eladni azokat a kockázatosabb – és így általában kisebb – cégek részvényeit, amelyek az eredményt leronthatják. Az év elején viszont még szívesen vásárolnak ilyeneket.

³⁴ 40 országot vizsgálva kimutatták, hogy az ország-kockázati besorolás az országok átlagos részvényhozamai közötti eltérést hazai valutában mérve 30%-ban, dollárban mérve 16%-ban magyarázzák. A

A piaci mellett egyéb faktorokat is fontosnak találó nemzetközi kutatások áttekintése után térjünk át az APT modell tesztjeire. Az egyik legkorábbi empirikus APT-vizsgálat, Roll és Ross [1980] munkája faktoranalízissel az USA részvénypiacán négy beárazott faktort talált. A részvényhozamokból e négy faktor viszonylag nagy részt magyarázott, de nem igazán lehetett közgazdaságilag értelmezni őket.

Chen, Roll és Ross [1986] faktoranalízis helyett makroökonómiai faktorokat használt az APT-modell felépítéséhez. Öt fő komponenst találtak:

- az ipari termelés változását;
- a rövid- és hosszú lejáratú államkötvények hozama közötti spreadet;
- a magas és az alacsony besorolású kötvények közötti spreadet;
- az inflációs várakozások megváltozását;
- és végül az infláció nem várt megváltozását.

A lejáratú spreadet az üzleti ciklus mérőszámaként, a kockázati spreadet pedig a gazdaság kockázatosságának a mértékeként azonosították. Érdekes megjegyezni, hogy az előző öt faktor mellett a részvénypiaci indexnek már nem volt szerepe a hozamok alakításában, mint ahogyan az olajáraknak sem.

A faktorok száma, illetve a konkrét faktorok tekintetében több kutatás is született. Ferson és Harvey [1994] cikkében 18 országot vizsgálva megállapította, hogy a részvényhozamok meghatározásánál a nemzetközi piaci indexen túl fontos faktor az ország valutájának USD-hez képesti leértékelődése, az inflációs várakozások és az olajár megváltozása is.

Elton, Guber és Mei [1994] öt faktort határozott meg, és felvettek egy hatodikat, a piacot, amely a többi faktor által nem magyarázott hatást mérte. Az öt faktor rendre a hozamkülönbség, a kamatláb, a valutaárfolyam, a reál GNP és az infláció volt.

Copeland, Koller és Murrin [1999] empirikus kutatások alapján szintén öt faktort említ, mint alapvetőnek tekinthetőt. Ezek az ipari termelési index, a rövid távú reálkamatláb, a rövid távú infláció a fogyasztói árindex nem várt változásával mérve, a hosszú távú

rosszabb besorolás magasabb hozamot jelentett mindkét módszer esetében. A besorolás a valuták dollárral szembeni árfolyam-változásának eltéréseit 40%-ban magyarázta. Érdekes eredmény volt, hogy a magasabb ország-kockázat kisebb bétával járt, azaz a CAPM összefüggése éppen fordítva teljesült; a magasabb béta kisebb hozamot jelentett.

infláció a hosszú és a rövid államkötvény-hozam különbségeként mérve és a fizetéseképtelenség kockázata az Aaa és a Baa besorolású hosszú lejáratú vállalati kötvények hozamának a különbségeként mérve.

A kutatásokban a leggyakrabban használt makroökonómiai változók a következők³⁵:

- Ipari termelés;
- Infláció;
- Kockázati prémium;
- Lejáratí prémium;
- Reálfogyasztás;
- Olajárak;
- Pénzkínálat;
- Kiskereskedelmi árak;
- Tőkeáramlás;
- Kiskereskedelmi értékesítés;
- Bérek;
- Export árak;
- Export;
- Összes értékesítés;
- Rövid lejáratú kamatláb;
- GNP;
- Valuta-árfolyam;
- Munkanélküliség;
- Államháztartás egyenlege;
- Külkereskedelmi mérleg egyenlege.

A faktorok száma tekintetében – mint az eddigiek alapján is gondolnánk – a legtöbb modell öt faktort használ. Statisztikai okokból fontos alapkövetelmény egyébként, hogy a modellkészítésnél a faktorok száma sokkal kevesebb legyen, mint a részvények száma. Middleton és Satchell [1999] azt is megmutatta, hogy az arbitrált árfolyamok elméletének következtetései a valós faktorszámnál több modellbeli faktor alkalmazása esetén továbbra

³⁵ A szerző saját összeállítása.

is érvényben maradnak, azonban kevesebb faktor esetében a modell már nem lesz használható³⁶.

A faktorok számának meghatározása szempontjából érdekes eredményt hozott Dhrymes és társai [1985] munkája, akik az időszak hossza és a részvények száma függvényében változó faktorszámot kaptak. Bansal és Viswanathan [1993] pedig egy nemlineáris faktormodellt dolgozott ki.

Az arbitrált árfolyamok elméletének egyik gyenge pontja, hogy a releváns faktorok időben változóak. Az olajár például lényeges szerepet játszott az 1970-es években, de más időszakokban kevésbé³⁷. Shanken [1982] szerint pedig egyedi részvényekre annyira pontatlan az APT becslése, hogy sem tesztelni, sem a gyakorlatban felhasználni nem lehet. Komoly probléma végül a modell felépítésével kapcsolatban a multikollinearitás, azaz a magyarázó változók egymással való korreláltsága.

2.3.2 Hazai eredmények

Barry, Goldreyer, Lockwood, és Rodriguez [1999] azt találta, hogy 1985 és 1998 között a feltörekvő piacokon, köztük Magyarországon is a kis cégek jobban teljesítenek, mint a nagyok, illetve a magas BV/P-vel rendelkező cégek is túlteljesítették az alacsonnyal rendelkezőket. Míg a méret hatása több teszt eredménye alapján nem tűnt szignifikánsnak, addig az érték hatása az volt.

Az 1999 és 2003 közötti öt éves időszakot vizsgálva más eredményt kapott Sebestyén [2005]. Mint az alábbi táblázatban látható, bár néhány kis papír kiemelkedően teljesített, a legtöbb kis cég számára a vizsgált időszak meglehetősen gyenge volt, és összességében inkább a nagyobb kapitalizációjú cégek hozama volt jobb.

³⁶ Túl kevés faktor esetén a probléma abból fakad, hogy az egyedi szórások nem lesznek egymástól függetlenek, így az egyedi kockázat diverzifikációja a portfólióban szereplő papírok számának növelésével nem feltétlenül fog bekövetkezni. Ez pedig megnehezíti, sőt, bizonyos esetben a gyakorlatban akár lehetetlenné is teheti az arbitrázs-portfóliók létrehozását, ezáltal pedig a modell hatásmechanizmusának az érvényesülését is.

³⁷ Lásd: Damodaran [1999].

BRAU	2,41%	FOTEX	0,13%	EDASZ	-0,82%
GLOBUS	2,07%	MOL	0,11%	DEDASZ	-0,82%
RICHTER	1,64%	ELMU	-0,26%	RABA	-1,00%
BCHEM	1,55%	ZALA	-0,34%	MEZO	-1,18%
OTP	1,52%	TITASZ	-0,47%	AH	-1,19%
EGIS	0,91%	DANUBIUS	-0,53%	PFLAX	-1,33%
IEB	0,88%	MATAV	-0,74%	NABI	-1,35%
ZWACK	0,61%	DEMASZ	-0,76%	PPLAST	-2,45%
TVK	0,51%	EMASZ	-0,79%	SYNER	-3,33%

2. táblázat: Átlagos havi forinthozamok 1999 és 2003 között.

Forrás: Sebestyén [2005]

Sebestyén, Márkus és Cser [2004] 37 makroökonómiai változót alapul véve³⁸ faktoranalízis, korreláció-számítás és regresszió-számítás alapján öt faktort talált, melyek a BÉT részvényeinek havi hozamára szignifikáns hatással voltak a 2000 és 2002 közötti 3 évben.

Az öt faktor rendre:

- a hozamgörbe szintjének megváltozása;
- a részvénytőzsdák hozama;
- a várt infláció;
- a külkereskedelmi forgalom;
- és végül a megelégedés-infláció.

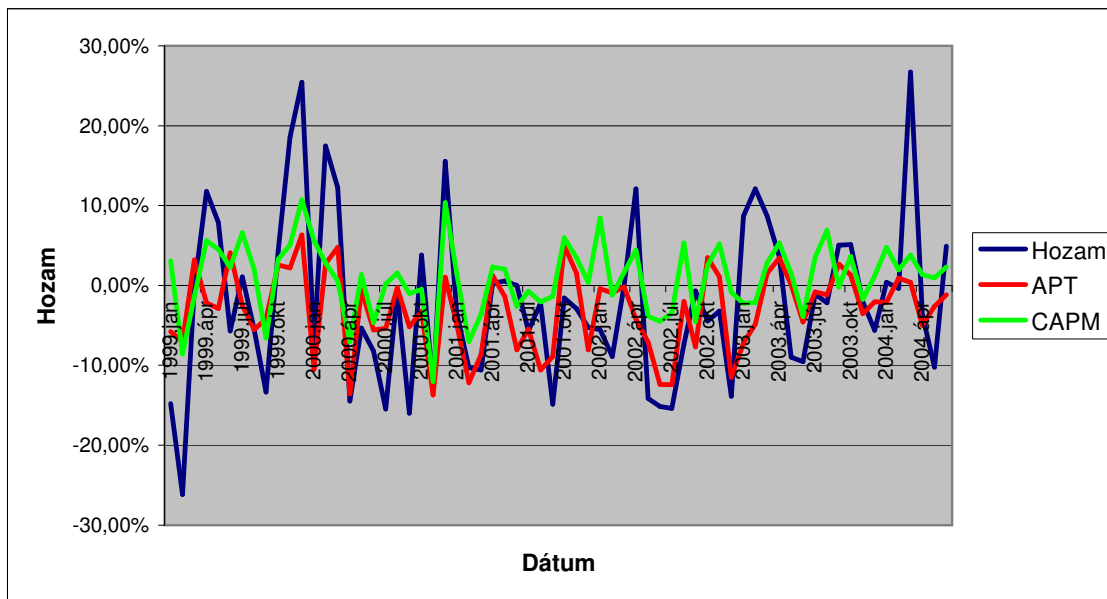
A modell pontosságát mutatja, hogy az általa becsült, valamint a tényleges hozamok közötti átlagos korreláció a modellalkotás időszakára 49,61% volt, és a tesztelési időszakokra³⁹ is közepesen erősnek mondható; 1999-re 47,34%, míg a 2003 és 2004 júniusa közötti időszakra 28,47% volt. Mindhárom érték magasabb volt, mint a hasonló

³⁸ A változók a fontosabb termelési-, értékesítési-, részvénytőzsdai-, deviza-árfolyam-, kötvénytőzsdai-, inflációs-, pénzállományi-, befektetési-, külkereskedelmi-, munkanélküliségi- és üzleti bizalmi mutatók közül kerültek ki.

³⁹ A tanulmány az 1999. január és 2004. június közötti havi hozamok adatbázisát három részre osztotta. Az APT modell paramétereit a 2000. januárja és 2002. decembere közötti hozamok alapján határozta meg. Az 1999. januárja és decembere közötti időszak hozamait arra használta, hogy megállapítsa; vajon a modell paramétereit a múltba visszatekintve stabilak-e. A 2003. januárja és 2004. júniusa közötti időszak hozamainak vizsgálatával pedig a modell előrejelző-erejét vizsgálta.

időszakra felállított CAPM modell megfelelő értéke. A modellalkotás időszakára az R^2 együtttható átlagos értéke 17,57% volt.

Egyes papírokra az APT modell szemmel láthatóan jobb eredményt adott, mint a CAPM. Mint azt az 1. ábra is jól mutatja, a Pannonplast tényleges havi hozamai sokkal jobban együttmozognak az APT által becsült értékekkel, mint a CAPM által becsültekkel.



2. ábra: A Pannonplast tényleges és becsült hozamai 1999 és 2004 júniusá között.

Forrás: Sebestyén, Márkus és Cser [2004]

3 EFM a piaci kockázatok kezelésében

Az eszköz-forrás menedzsment (EFM) alapötlete Redington [1952] munkájára vezethető vissza, aki az értékelésben és a stratégia meghatározásában az eszközök és a források együttes kezelését javasolta, és felvetette az átlagidő és az immunizáció alkalmazását⁴⁰. Maga az eszköz-forrás menedzsment a vállalati mérlegtételekkel kapcsolatos stratégiák megfogalmazásának, implementálásának, monitorozásának és felülvizsgálatának ismétlődő folyamata, melynek célja a pénzügyi célok elérése adott kockázatviselési hajlandóság mellett. Bizonyos tekintetben a vállalati kockázatkezelés része⁴¹, és számos szerző ide is sorolja, de részben túl is mutat rajta, hiszen értékelési és stratégiai aspektusai is vannak.

Az eszköz-forrás menedzsment alapvető célkitűzései a következők⁴²:

- A vállalati tulajdonosi érték megtartása és növelése.
- A mérleg különböző kockázati forrásainak elemzése és számszerűsítése.
- A tartalékok kezelésében irányt mutatni.
- A vállalati likviditás-kezelést támogatni.
- A tőkeszerkezetet meghatározni⁴³.

A végcél természetesen a legelső, azaz a vállalati tulajdonosi érték megtartása és növelése, míg a többi célkitűzés mind ennek alárendelt részcélokat jelöl.

A gyakorlatban számos eszköz-forrás menedzsment modell használatos. Bradley és Crane [1972] egy sztochasztikus lineáris programozási banki eszköz-forrás menedzsment modellt dolgozott ki. Kusy és Ziemba [1986] egy többperiódusú, 5 éves tervezési horizonttal rendelkező sztochasztikus lineáris programozási modellt fejlesztett ki a Vancouver City Savings Credit Union számára, amely bizonyítottan jobb eredményeket adott, mint a

⁴⁰ A téma bemutatását magyar nyelven lásd: Karvalits és Kálmán [1994]. A banki eszköz-forrás menedzsment fogalmáról, fejlődéséről, alapjairól, valamint a kamatláb-kockázatok méréséről és kezeléséről kitekintés található: Ligeti és Sulyok-Pap [1998].

⁴¹ Ong [1998] szerint például az EFM a vállalati kockázatkezelés első és legfontosabb funkciója, Society of Actuaries [2003] szintén a vállalati kockázatkezelés részeként definiálja.

⁴² Ong [1998] alapján. Albrecht [2001] ezzel szemben mindössze két célkitűzést említ, a pénzügyi stabilitást és a nyereségességet.

⁴³ A Canadian Institute of Actuaries [2002] tanulmánya szerint az EFM-et nem csak a kamatláb-kockázatok kezelésére használják. A legtöbb megkérdezett cég a likviditást, a hitelezési kockázatot, a részvények árfolyam-kockázatát és a deviza-kockázatot is hozzáveszi.

determinisztikus modell. Carino és társai [1994] egy többlépcsős sztochasztikus programozási modellt fejlesztettek ki japán biztosítók számára, a Russell-Yasuda Kasai modellt, amely a bevezetésének első két évében (1991 és 1992) 79M \$ extraprofitot eredményezett. Mulvey [1994] a Pacific Financial Asset Management Company számára fejlesztett egy modellt. Boender [1997], illetve Boender és társai [1998] pedig egy hibrid szimulációs / optimalizációs eszköz-forrás menedzsment modellt fejlesztett ki holland nyugdíjalapok számára, melyek egyikénél az éves haszon 100 millió USD nagyságrendű volt.

A disszertáció célkitűzése az APT hozammodell felhasználási lehetőségeinek bemutatása az eszköz-forrás menedzsment területén. Miután az előző fejezetben áttekintettük az APT elméleti és gyakorlati aspektusait, ezen fejezetben az eszköz-forrás menedzsment alapvető módszerei kerülnek bemutatásra. A módszereket elsődlegesen statikus, illetve dinamikus jellegük alapján fogjuk megkülönböztetni. A dinamikus módszereken belül meg fogunk különböztetni passzív és aktív eljárásokat. Az aktív eljárásoknál pedig további megbontást fogunk eszközölni az alapján, hogy a célváltozó érték vagy hozam jellegű.

3.1 Statikus módszerek

Az eszköz-forrás menedzsment statikus módszerei abból indulnak ki, hogy a mérlegadatok és a pénzáramlás-terv fix adottságok, és ezek a jövőben sem változhatnak meg. Általában csak kicsiny változások kockázata ellen fedeznek. Bár ebben a pillanatban is nyilvánvaló ennek a feltételezésnek a valószínűtlensége, a belőlük fakadó problémákra a következő fejezetben részletesebben is kitérünk.

A fontosabb statikus eszköz-forrás menedzsment módszerek:

- Pénzáramlási naptár (cash flow payment calendar);
- Réselemzés (gap analysis);
- Szegmentáció (segmentation);
- Pénzáramlás-megfeleltetés (cash flow matching).

A pénzáramlási naptár a gyakorlatban viszonylag széles körben elterjedt és alkalmazott módszer. Napokra vagy más időszakokra lebontva mutatja az időszaki pénzkiadásokat, illetve pénzbevételeket. Abban segíti az elemzőt, hogy a kiugró finanszírozási igények, illetve többletek időpontjait azonosíthatóvá teszi, valamint a fölösleges pénzeszközök lekötési idejének meghatározásában támpontot nyújt. Alkalmazásának előfeltétele, hogy a vállalat pénzáramlásainak nagy hányada mind esedékesség, mind pedig nagyságrend szempontjából viszonylag jól tervezhető legyen⁴⁴.

A réselemzés elsősorban bankok körében használatos módszer. A kamatláb-megváltozásának az időszaki eredményre való hatása vizsgálható vele. A rés definíciója a kamat-érzékeny eszközök, illetve a kamat-érzékeny források értékének különbsége lejáratí időtávonként. Egyes intézmények a rés helyett az úgynevezett rés-arányt számolják, amely nem különbség, hanem hányados formájában fogja meg a két mennyiség egymáshoz való viszonyát. Pozitív rés, azaz egynél nagyobb rés-arány esetében az elmélet szerint a hozamgörbe felfelé tolódása következtében a lejáró eszközök, illetve források megújításakor többet nyerünk eszköz oldalon, mint amennyit forrás oldalon veszítünk⁴⁵, azaz az időszaki – és természetesen ugyanígy a későbbi – eredményünk javul. A hozamgörbe lefelé való elmozdulása pedig természetesen rontja az időszaki, illetve a későbbi eredményeket. Negatív rés, azaz egynél kisebb rés-arány esetében a hozamgörbe elmozdulásának a hatása ezzel pontosan ellentétes. Ha a rés zérus, azaz a rés-arány egységnyi, az esetben a hozamgörbe elmozdulásának elméletben nincsen hatása az időszaki nyereségre.

Mint a fentiek alapján már sejthető, a gyakorlatban a réselemzés nem feltétlenül működik úgy, ahogyan azt az elmélet leírja. Az inkonzisztencia egyik oka az, hogy még azonos lejáratok esetében sem biztos, hogy két termék hozamváltozásának a mértéke azonos a kamatláb megváltozásakor – gondoljunk csak az eltérő kockázat okozta különbségre, vagy a termékben foglalt esetleges opciók, mint például az előtörlesztés lehetőségének a hatására. A másik ok lehet az, hogy ez a módszer explicit módon nem veszi figyelembe a saját tőke értékének megváltozását, azaz a hozamgörbe elmozdulásának a termékek átárazódására gyakorolt hatását, mely azonban gyakorlati szempontból szintén fontos.

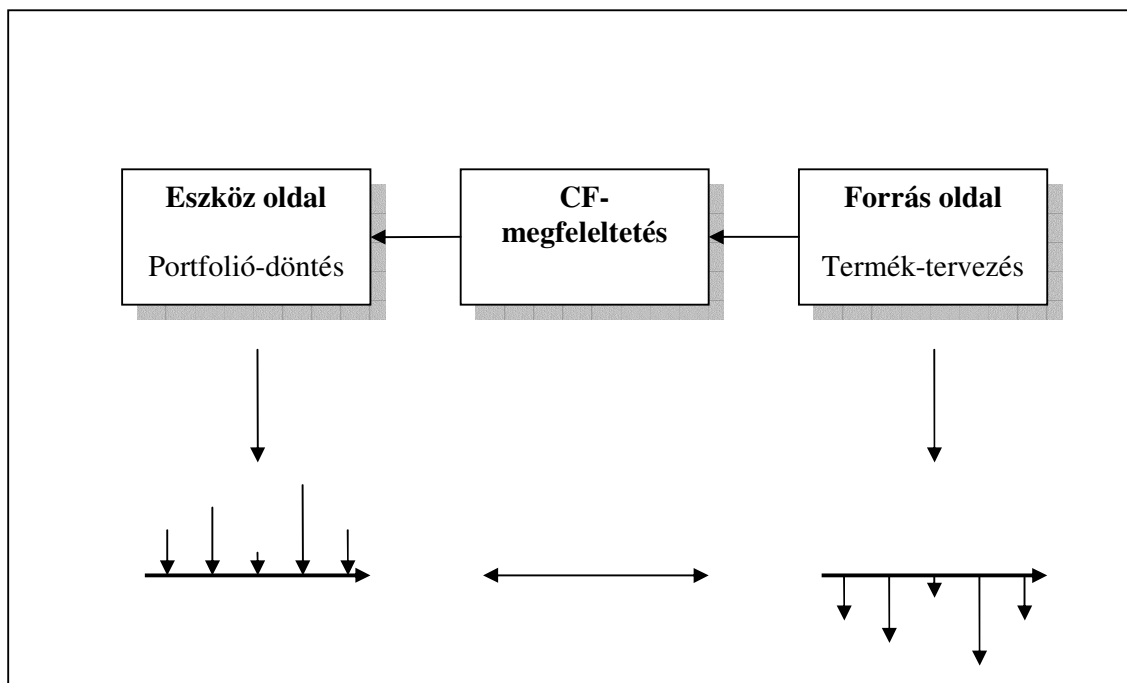
⁴⁴ A módszerről bővebben lásd: Ostaszewski [2002]. A modell dinamizált változatának bemutatása megtalálható: Szarvas [1998].

⁴⁵ Az időszaki eredmény javulásának mértéke párhuzamos hozamgörbe-eltolódást feltételezve: $\text{Rés} \cdot \Delta r$.

Harmadrészt csupán egyetlen időpontban vizsgálja a változásokat, a dinamikus hatásokat, mint például a többszöri kamatláb-változást már nem kezeli⁴⁶.

A szegmentáció elsősorban biztosítóknál használatos⁴⁷. A vállalat forrásait csoportokba soroljuk, majd minden forráscsoportnak megfeleltetünk egy-egy eszközcsoportot. A megfeleltetésnél arra kell törekedni, hogy a hozzárendelt eszközök jellemzőikben minél jobban hasonlítsanak a hozzájuk rendelt forráscsoportéhoz. A módszer meglehetősen egyszerű és általános, amely tulajdonsága azonban a gyakorlati felhasználását nehézkessé és bonyolulttá teszi, eltekintve az olyan direkt alkalmazásoktól, mint például a unit-linked termékek⁴⁸.

A következő módszert szemlélteti az alábbi ábra:



3. ábra: A pénzáramlás-megfeleltetés sémája.

Forrás: Rosen és Zenios [2001] alapján

⁴⁶ A réselemzésről bővebben lásd: Smink [1995].

⁴⁷ Schroeder [2000] szerint a németországi biztosítók 25%-a alkalmazza az EFM-ben.

⁴⁸ E módszer egyik változata a befektetés-generálás, amikor adott időszakban befolyt forrásokhoz azokat az eszközöket rendeljük, melyeket ezen időszakban vásároltunk. Másik változata az úgynevezett transzfer-árazás, ahol a hozzárendelés egy központi EFM-profitcenteren keresztül történik. Bővebben lásd: Society of Actuaries [2003].

A pénzáramlás-megfeleltetés elméletben a pénzügyi közvetítő teljes kockázatának megszüntetésére alkalmas. E módszer keretében első lépésként megbecsüljük a kötelezettségek által jövőben generálandó kifizetés-áramlásokat. Második lépésként pedig olyan eszköz-portfóliót hozunk létre, amellyel pontosan ugyanilyen nagyságú és időzítésű pozitív pénzáramlást tudunk generálni. E műveletnél természetesen figyelembe kell venni a meglévő vagyonunk nagyságát is⁴⁹. Ez a módszer felfogható a pénzáramlási naptár, illetve a réselemzés egyfajta kiterjesztésének is, hiszen lényegében minden pénzáramlási eltérést, illetve minden lejáratit megszüntet. De amíg az előbbi módszerek mindössze leíróak, addig a pénzáramlás-megfeleltetés normatív⁵⁰.

A pénzáramlás-megfeleltetés gyakorlati alkalmazásának korlátja egyrészt a forrás-, de még inkább az eszközoldali pénzáramlások becslésének pontossága, másrészt pedig a lehetséges eszköz-portfóliók közül a legkisebb költséggel járónak a kiválasztása. További gond lehet a pénz- és tőkepiacok termék-szűkössége⁵¹, a likviditás hiánya, az eszközelemek nem zérus nemfizetési kockázata⁵².

Az előbbieket okán is a gyakorlatban a vállalkozások sok esetben nem törekednek a pontos megfeleltetésre, csak az úgynevezett dedikálásra. Ennek a módszernek a használata akkor szokásos, ha vagy nincsenek megfelelő eszközök a pontos megfeleltetéshez, vagy vannak, de a kivitelezés túl drága lenne. Ez esetben a források pénzáramlását csak részben állítjuk elő az eszköz oldalon. A maradék eszközöket pedig úgy fektetjük be, hogy a futamidejük alacsonyabb legyen, mint a forrásoké, de egyben az is biztosítva legyen, hogy a forrás oldali kötelezettségeknek még a legkedvezőtlenebb forgatókönyv bekövetkezése esetében is eleget tudjunk tenni.

⁴⁹ Azaz lényegében egy lineáris programozási feladattal van dolgunk, ahol vagyoni és befektetési korlátok jelentik az optimalizáció korlátját.

⁵⁰ Schroeder [2000] szerint a németországi biztosítók 50%-a alkalmazza az EFM-ben.

⁵¹ Például nem forgalmaznak minden lehetséges Arrow-Debreu értékpapírt.

⁵² E módszerről bővebben lásd: Ostaszewski [2002].

3.2 Dinamikus módszerek

A dinamikus módszereket leginkább az köti össze, hogy a befektető döntését nem egyszeri, csak az időszak elején kezelendő feladatnak veszi, hanem dinamikus, az időben újra és újra felmerülő problémának. Éppen ezért ezen módszerek legtöbbje nem csupán az egyszeri és kicsiny megváltozások ellen próbálja védeni a vállalkozás vagyonának az értékét.

A dinamikus módszereket három alcsoportba sorolhatjuk. A passzív módszerek, melyek mind érték-vezéreltek⁵³, egyfajta semlegesítést hajtanak végre, azaz megpróbálják az eszközök és a források bizonyos jellemzőit szinkronba hozni. Az aktív módszerek sokkal rugalmasabbak. A döntéshozói várakozások alapján aktív kereskedésre is alkalmat nyújtanak. Az érték-vezérelt módszereknél az aktív kereskedést érték-alapú indikátorok segítik, míg a hozam-vezérelt módszereknél hozam alapúak.

3.2.1 Passzív érték-vezérelt módszerek

Ezen módszerek dinamikusán, azaz az időben ismétlődő módon igyekeznek a vállalkozás eszköz-, illetve forrás-szerkezetének eltéréséből fakadó kockázatát minimalizálni.

A fontosabb passzív érték-vezérelt módszerek⁵⁴:

- Átlagidő (duration);
- Parciális átlagidő (partial duration);
- Főfaktor átlagidő (key rate duration);
- Modellfüggő átlagidő (model dependent duration);
- Opció-igazított spread (option-adjusted spread).

⁵³ Bár passzív módszernél lényegében azonosat jelent az érték- és a hozam-vezéreltség, a gyakorlatban mégis ez az elnevezés nyert létjogosultságot, ugyanis ezen modellek alapvető célja az, hogy a tervezési horizont végén az eszközök és források értékben megegyezzenek.

⁵⁴ A megadottakon túl egyesek alkalmazzák még a dollárban – vagy más valutában – számolt átlagidőt, amely a hozam egy százalékpontos megváltozására nem a termék százalékos, hanem dollárban számolt értékváltozását mutatja, illetve az előtörlesztési-, a spread-, a swap-, és a részvény-átlagidőt; lásd például: Society of Actuaries [2003].

Az átlagidő az egyik leggyakrabban alkalmazott eszköz-forrás menedzsment technika⁵⁵. Frederic Macaulay a Berkeley-n⁵⁶ és John Hicks az Oxford-on⁵⁷ azt kutatták egymástól függetlenül, hogy a hozam megváltozása hogyan hat egy kötvény árára. Egyszerű deriválással kapták az átlagidő képletét. A módszer alapötlete az eszközök, illetve a források értékének kamatláb-érzékenységének, azaz a hozam szerinti parciális deriváltjának egyenlővé tétele⁵⁸. Az átlagidő képlete:

$$-(\Delta P / P) / \Delta r$$

A képletben P a kiinduló ár, ΔP az ár-, Δr pedig a hozam megváltozása⁵⁹. Hogy e módszer valóban dinamikus, az abból is következik, hogy az idő múlásával mind az eszközök, mind pedig a források átlagideje megváltozik, és általában nem azonos mértékben.

A módszer hiányossága, hogy a jövőbeli pénzáramlások pontos ismeretét feltételezi, miközben a valóságban mind az összeg – például a részvények osztaléka –, mind pedig az időpont – gondoljunk csak az előtörlesztési opcióra – változhat⁶⁰. Nem kezeli az eszközök nemfizetési kockázatát sem. További probléma, hogy a hozamgörbének csak kicsiny eltolódásait kezeli⁶¹, azt is csak párhuzamos hozamgörbe-eltolódására⁶².

A parciális átlagidő már kezeli a hozamgörbe nem párhuzamos eltolódásait. Itt a hozamgörbe egyes részein változtatjuk csak meg a hozamot, és a termék árának százalékos megváltozását ennek függvényében vizsgáljuk. A parciális átlagidő képlete:

$$-(\Delta P / P) / \Delta r_i$$

⁵⁵ A Canadian Institute of Actuaries [2002] szerint a kanadai életbiztosítóknál ez a második leggyakrabban alkalmazott EFM-technika a determinisztikus forgatókönyv-elemzés után; Weinsier [2002] pedig a Tillinghast 2001 végi felmérése hivatkozik, mely szerint a megkérdezett cégek 64%-a alkalmazza.

⁵⁶ Lásd: Macaulay [1938].

⁵⁷ Lásd: Hicks [1939].

⁵⁸ Az átlagidőt az EFM-ben először Redington [1952] alkalmazta. Eredményeit 30 évig nem igazán használták a gyakorlatban, a hozamok viszonylag stabil szintje miatt. Hasonló témakört vizsgált Samuelson [1945] is.

⁵⁹ Ez az átlagidőnek az egyik számítási módja, az úgynevezett Macaulay-átlagidő; a másik, úgynevezett módosított átlagidőt ennek $(1 + r)$ -el való leosztása után kapjuk.

⁶⁰ Méghozzá a kamatláb-változástól függetlenül is.

⁶¹ Ostaszewski [2002] erre megoldásként a Taylor-sor hosszabb figyelembevételét javasolja, amivel azonban nem lehet maradéktalanul egyetérteni, mivel a Taylor-sor is csak kis környezetben adja vissza viszonylag pontosan a függvényt.

⁶² Mindezekről bővebben lásd Vanderhoof [1972], Babbel [1995] és Babbel [1999]. Az átlagidő, a második deriváltnak megfelelő konvexitás és az immunizáció tárgyalása megtalálható: Mikolasek [1996], illetve Száz [1999].

A képletben P a kiinduló ár, ΔP az ár-, Δr_i pedig a hozamgörbe vizsgált szakaszának a megváltozása. E módszerrel a hozamgörbe alakváltozásának a saját tőkére való hatása is elemezhető. Ha a teljes hozamgörbét szakaszokra bontjuk, akkor a termék parciális átlagidőinek összege a hagyományos átlagidőt adja ki. Bár ez a módszer jóval több információt ad a hagyományos átlagidőnél, a nemfizetési kockázatot szintén nem kezeli, ugyanúgy csak kicsiny megváltozásokat tételez fel, valamint nehezen lehet vele útvonal-függő, strukturált termékeket elemezni.

A főráta-átlagidő a parciális átlagidő közeli rokona. Ezt a módszert Reitano [1991] és Ho [1990] dolgozták ki. A hozamgörbét itt is először lejáratú szakaszokra bontjuk, majd minden lejáratú szakaszhoz rendelünk egy-egy főrátát⁶³. Ezután a teljes hozamgörbét lineáris interpolációval számítjuk a főrátákból. A főráta-átlagidőket a termék árának egyes főráták szerinti parciális deriválásával kapjuk.

Bár a főráták számának emelésével a hozamgörbe egyre többféle megváltozását semlegesítjük, ennél a módszer sem kezeli a nemfizetési kockázatot, illetve a hozamgörbe jelentősebb megváltozásait⁶⁴.

Az előző két módszernél előfordulhat, hogy a forrás oldat „túlbiztosítjuk”. Ez azt jelenti, hogy olyan parciális deriváltakat is egyezővé teszünk, amelyek önmagukban, a többi parciális deriválttól függetlenül nem változhatnak meg véleményünk, vagy a piaci megfigyelések alapján. A modellfüggő átlagidővel ezen túlbiztosítás költségeit csökkenthetjük azáltal, hogy csak olyan kockázatokat semlegesítünk, amelyeket valóban reálisnak gondolunk⁶⁵. Ennek az előnynek az „ára” az, hogy – szemben az előző módszerekkel – itt először meg kell határoznunk a sztochasztikus hozamgörbe-folyamatot. A modellfüggő átlagidőt a termék árának a hozamgörbe-folyamat paramétereinek kicsiny megváltozására való érzékenysége adja. A semlegesítést ezután úgy végezzük, hogy az eszköz- és a forrás oldal modellfüggő átlagideje egymással megegyezzen. Az eddigi

⁶³ Például 3 hónapos, 1, 5 és 10 éves lejárat.

⁶⁴ A főráta átlagidő módszer egy konkrét gyakorlati kivitelezése megtalálható: Mikolasek [1998], illetve Mikolasek [1999].

⁶⁵ A módszert Cox, Ingersoll és Ross [1985] dolgozta ki.

modellek közül természetesen ez nyújtja a legjobb teljesítményt, ha azt a modell szerinti sztochasztikus hozamgörbe-folyamaton mérjük⁶⁶.

A módszernek komoly előnye, hogy a termékek értékelését és az optimalizálást azonos hozamgörbe-modell alapján végezzük. További előny, hogy alkalmazható bonyolultabb, opciókat is tartalmazó termékek esetében is. A hozamgörbe-modell alapján történő semlegesítés azonban kifejezetten hátrányos lehet abban az esetben, ha a modell paramétereit helytelenül választottuk meg. De még a paraméterek helyes megválasztása sem garantálja a módszer teljesítményét akkor, ha a paraméterek időben nem stabilok⁶⁷.

Szintén hozamgörbe-modell segítségével számítható, de opciókat tartalmazó termékeket is kezelhetünk az opció-igazított spread módszerrel, amit Herskowitz [1989] dolgozott ki. Először jelzálog-papírokra alkalmazták az előtörlesztés hatásának elemzésére. A módszer alapja annak a többlethozamnak a számítása, amelyet az opcióval felruházott értékpapír egy kockázatmentes értékpapírhoz képest fizet. Ezt a többlethozamot a jelenlegi határidős rátákból, illetve az implikált volatilitásból felállított hozamgörbe-fa segítségével számolhatjuk ki. Az opció-igazított spread az a többlethozam, amellyel minden forgatókönyv hozamát éves szinten emelni kellene ahhoz, hogy a pénzáramlások várható értéke a mai piaci árat adja ki. Ez a hozam-felár lényegében a papírban lévő opció díja.

A döntéshozó feladata ezután az, hogy az eszközök és a források ezen spread-re való érzékenységet egyenlővé tegye, ezáltal megszüntetve a hitelképesség, illetve a volatilitás megváltozása miatti kockázatot.

Általánosan elmondható problémája az összes átlagidő-központú megközelítésnek, hogy a különböző valutában számolt mérőszámok nem adhatóak össze, illetve nem is hasonlíthatók össze egymással – az átlagidők ugyanis mindig egy adott valutára értelmezettek. Ezen kívül legtöbb átlagidő-módszer nem tudja kezelni az opciókat tartalmazó termékeket, valamint mindegyik csak lokális érzékenységet mér, a faktorok nagyobb mértékű megváltozásainak hatását nem lehet velük semlegesíteni.

⁶⁶ Smink [1995] szerint véges modellfán tökéletes fedezést is végre lehet hajtani ezzel a módszerrel; valójában ez nem garantálható minden esetben, hiszen a megoldandó egyenletrendszer bizonyos esetekben ellentmondásos is lehet.

⁶⁷ Hull és White [1991] ezért a modellnek a főráta-átlagidővel való kombinálását javasolja a gyakorlatban.

3.2.2 Aktív érték-vezérelt módszerek

A passzív módszerek meglehetősen rugalmatlanok. A döntéshozó számára egyetlen lehetséges stratégia jöhet szóba: a tökéletes semlegesítés. Így arra sincsen lehetősége, hogy a piaccal kapcsolatos várakozásait nyereséges kereskedés formájában kamatoztassa⁶⁸. A mostantól tárgyalt módszerek aktív eszköz-forrás menedzsmentet tesznek lehetővé, amit kombinálnak egy biztosítás-szerű korláttal az esetleges kedvezőtlen ár-, árfolyam-, illetve hozam-változások negatív hatásának csökkentésére.

A fontosabb aktív érték-vezérelt módszerek:

- Feltételes semlegesítés (contingent immunization);
- Portfólió-biztosítás (portfolio insurance);
- Konstans arányú portfólió-biztosítás (constant proportion portfolio insurance);
- Kifizetés-eloszlás optimalizálása (pay-off distribution optimization).

A feltételes semlegesítés gyakorlata Leibowitz és Weinberger munkáira támaszkodik [1982, 1983]. A módszer lényege, hogy csak addig az időpontig folytathat a portfólió-menedzser aktív kereskedést, amíg a saját tőke értéke le nem esik egy előre meghatározott minimális szintre. Ha ez bekövetkezne, akkor attól az időpillanattól teljes semlegesítést kell végeznie, kiküszöbölendő a saját tőke értékének további csökkenését. A módszer egyetlen feltétele a szükséges likviditás⁶⁹ megléte akkor, amikor az aktív kereskedést be kell fejeznünk⁷⁰.

A portfólió-biztosítás elméletét Leland és Rubinstein [1981] dolgozta ki, és Black [1988] fejlesztette tovább. Míg a feltételes semlegesítés esetében az aktív és a passzív kereskedés időben élesen kettévált, addig ennél a módszernél ezek egyszerre vannak jelen. A döntéshozó folyamatosan kereskedhet aktívan, miközben egy megfelelő kötési árfolyamú put opcióval biztosítja azt, amit az előző módszer esetében a passzív stratégia beindítása

⁶⁸ Ezzel kapcsolatban jegyzi meg Albrecht [2001], hogy mivel a hagyományos EFM-technikáknál, mint a megfeleltetési- és semlegesítési stratégiáknál a stabilitás van előtérben, és a cél a kockázatok lehetőleg teljes kiküszöbölése, így ennek természetes következményeként az ezen módszereket alkalmazó intézmények várható nyereségessége szükségszerűen kisebb, mint versenytársaiké.

⁶⁹ Egyaránt fontos mind a finanszírozási-, mind pedig a kereskedési likviditás.

⁷⁰ Mivel ez a helyzet leggyakrabban általános piaci bessz esetében következik be, így a gyakorlatban sok esetben pontosan akkor van a legnagyobb gond a likviditással, amikor a legnagyobb szükség lenne rá – lásd például a LTCM esetét.

garantált – azaz hogy a saját tőke értéke ne csökkenjen a megadott minimális szint alá. Az opció lehet akár vásárolt, akár szintetikus. Komoly eszköz-forrás portfólió esetén természetesen már az is komplex modell felállítását igényli, hogy megtudjuk, mely termékekre és milyen kötési árfolyamon kell opciókat vásárolnunk⁷¹. Amennyiben szintetikus opció mellett döntöttünk⁷², a likviditás újból központi kérdés lesz számunkra.

A konstans arányú portfólió-biztosítás alapjait Black és Jones [1987] munkája fektette le⁷³. E szerint a módszer szerint az eszközportfólió egy időben konstans, előre meghatározott hányadát kockázatmentes befektetési formában tartjuk. Ez a rész képezi a tartalékot. A tartalékon felüli vagyonnal pedig aktív kereskedést folytatunk. Míg a piac likviditásának a hiánya a megfelelő időpontban az előző két módszernél akár azt is okozhatja, hogy a saját tőke értéke az előírt minimális szint alá essen, addig ezt a technikát alkalmazva a tartalékok megléte miatt ez likviditás-szűke miatt nem fordulhat elő⁷⁴.

A kifizetés-eloszlás optimalizálása, melyet Cox és Huang [1989] dolgozott ki, majd Dybvig [1988a, 1988b] és Smink [1993] fejlesztett tovább, valójában dinamikus sztochasztikus programozási megfogalmazása a döntéshozó problémájának: hogyan alakíthatjuk ki a kötelezettségeknek és a döntéshozói preferenciáknak megfelelő optimális befektetési portfóliót? A módszer tetszőleges döntéshozói hasznosság-függvény mellett alkalmazható. Ezen túl a piacból implikált forgatókönyv-valószínűségektől eltérő eloszlásokat is tud kezelni. A módszer első lépése a kötelezettségeknek, illetve a preferenciáknak leginkább megfelelő kifizetés-eloszlás meghatározása. Második lépésként pedig olyan eszköz-portfóliót kell kialakítani, amely ennek a kifizetés-eloszlásnak a leginkább megfelel. A hozamgörbe-modell pontos megválasztása és a likviditás e módszernek is sarkalatos pontjai.

⁷¹ Ezzel a témakörrel kimerítően foglalkozik: Zhao és Ziemba [2001].

⁷² Ebben a döntésben erősen befolyásolhat minket az, ha az adott termékre, illetve futamidőre nincs forgalmazott opció, illetve ha van opció, de a piac nem kellőképpen likvid, vagy az elérhető opciók kötési árfolyama nem megfelelő számunkra, vagy a piac véleményünk szerint félreárazza az opciót.

⁷³ E területen ki kell még emelni Perold és Sharpe [1988], illetve Black és Perold [1992] munkáit

⁷⁴ A saját tőke értéke természetesen itt is lecsökkenhet az előírt szint alá más okok miatt, mint például a „kockázatmentes” papírok hozamának az emelkedése, vagy a kibocsátó csődje miatt.

3.2.3 Aktív hozam-vezérelt módszerek

Az előző alponthan az aktív kereskedési stratégiák mozgatója minden esetben egy-egy érték-alapú mérőszám volt. Ezen alponthon belül azokat az aktív kereskedési stratégiákat tekintjük át, amelyek vezérlő mérőszáma hozam-alapú.

A fontosabb aktív hozam-vezérelt módszerek:

- Spread-menedzsment (spread management);
- Realizált hozam optimalizálása (realized return optimization).

A spread-menedzsment a jól bevált bankári aranyszabály szofisztikált változata: kölcsönözz öt százalékon, hitelezz tízen. Ez a módszer csoportokba sorolja a kötelezettségeket, majd minden kötelezettség-csoporthoz olyan eszköz-portfóliót igyekszik kialakítani, amelynek hozama magasabb, mint a mögötte lévő kötelezettségek hozama. E módszer két fontos eszköze a korábban már tárgyalt opció-igazított spread, illetve a spread-átlagidő⁷⁵.

A Miller, Rajan és Shimpi [1989] által kidolgozott realizált hozam optimalizálása módszer négy lépcsőre bontja a döntéshozó feladatát. Első lépésként meghatározza a modellben szereplő forgatókönyvek számát. Másodszor kiszámolja a kötelezettségek hozamát minden forgatókönyvre. Ezután néhány előre definiált eszköz-portfólió hozamát határozza meg rendre ugyanezen forgatókönyvekre. Végül negyedik lépésként lineáris programozási feladatként meghatározza azt az eszköz-portfóliót, amely – lehetőség szerint – minden forgatókönyv mellett magasabb hozamot produkál, mint ami a kötelezettségekre fizetendő. Ez a módszer technikájában nagyon közel áll a kifizetés-eloszlás optimalizálásához. Ennek következtében e módszernél is kritikus elem a hozamgörbe-modell helyes megválasztása, illetve a megfelelő likviditás⁷⁶.

⁷⁵ Bővebben lásd: Ostaszewski [2002].

⁷⁶ Bővebben lásd: Smink [1995]

3.3 További megközelítések

Végezetül meg kell jegyezni, hogy bár az általunk követett felosztás meglehetősen széles körben elfogadott a szakirodalomban, más megközelítések is vannak. Ong [1998] például a következő csoportosítást használja:

- Hagyományos eszköz-forrás menedzsment technikák
 - Kamatláb-menedzsment
 - Nettó kamatbevétel-érzékenység vizsgálata
 - Réselemzés
 - Nettó portfólióérték-érzékenység elemzés
 - Átlagidő, konvexitás
 - Forgatókönyv-elemzések
 - Előtörlesztés modellezése
 - Likviditási és pénzáramlási jelentések
 - Fedezeti jelentések
 - Kockázati limitek és megfelelési jelentések
 - Tőkekövetelmény-jelentések
 - Szolvencia-státusz
 - Tőkeáttételi arányok
 - Szabályozói előírásoknak való megfelelés
 - Nem hagyományos eszköz-forrás menedzsment technikák
 - A kincstárnoki szerepkör felváltása az eszköz-forrás menedzserivel
 - Opció-igazított spread
 - Integrált vállalati kockázatkezelés
 - A hitelezési és piaci kockázatok integrált kezelése
 - Kockázatosított érték módszerek (VaR)
 - Új kockázati mértékek
 - Kockázattal kiigazított teljesítmény-mértékek
 - Tulajdonosi érték
 - Kockázati veszteség-modellek
 - Portfólió-optimalizáció
 - Hitelkockázat-kezelés

- Értékpapírosítás
- Hitelderivatívák
- Fedezet-menedzsment rendszerek

Jimeno és Lohse [2002] csoportosítása pedig a következő:

- Statikus módszerek
 - Leíró modellek
 - Pénzáramlási naptár
 - Réselemzés
 - Normatív modellek
 - Pénzáramlás-megfeleltetés
 - Átlagidő-megfeleltetés
 - Feltételes semlegesítés
- Egyperiódusos sztochasztikus módszerek
 - Leíró modellek
 - Érzékenység-vizsgálatok
 - Forgatókönyv-elemzés
 - Kockáztatott érték módszer
 - Normatív modellek
 - Eszközmenedzsment (például Markowitz modellje)
 - CAPM és változatai
 - Többlet-menedzsment
- Többperiódusos sztochasztikus módszerek
 - Leíró modellek
 - Monte-Carlo szimuláció
 - Normatív modellek
 - Wise/Wilkie modell
 - Russell-Yasuda-Kasai modell

A csoportosítások közötti választást a szakirodalomban való elterjedtségen túl az is motiválta, hogy ez tűnik a legátfogóbbnak, illetve a célunknak legmegfelelőbbnek. Természetesen a választás egyben azt is jelentette, hogy bizonyos módszerek a dolgozatban követett struktúrába nem voltak direkt módon beilleszthetőek. Ilyenek például a likviditási és pénzáramlási jelentések, a fedezeti jelentések, a kockázati limitek és

megfelelési jelentések, a tőkekövetelmény-jelentések, a kockázatosított érték módszer, valamint a Monte-Carlo szimuláció.

Mindez azonban nem jelenti azt, hogy ezeket a módszereket az általunk követett felosztás nem tartaná fontosnak vagy jelentősnek. A legtöbbjük valamely általunk vizsgált módszer lépéseként vagy komponenseként egy részletesebb tárgyalásban elő jött volna⁷⁷.

A legnagyobb hiányérzetet az olvasóban talán az elméletben és gyakorlatban is meglehetősen elterjedt kockázatosított érték módszer kimaradása keltheti⁷⁸. Különösen furcsának tűnhet a részletesebb tárgyalás elmaradása annak a fényében, hogy a VaR alkalmazása a dolgozat tárgyának választott sztochasztikus eszköz-forrás menedzsment technikák között is meglehetősen elterjedtnek számít. Ong [1998] a piaci és a hitelkockázat mérésénél is kiemeli a VaR szerepét. Rosen és Zenios [2001] a VaR-t a CVaR és az EaR mellett az eszköz-forrás menedzsment és a vállalati kockázatkezelés fontos komponenseként említik. Anderson és társai [2001] például egy VaR-korláttal rendelkező hitelkockázat-optimalizálási modellt dolgoztak ki. Hovatovább a Riskmetrics a VaR-t mint az eszköz-forrás menedzsment alternatíváját említi⁷⁹.

Annak, hogy mi mégsem foglalkozunk részletesebben a VaR, illetve a rokon módszereinek tárgyalásával, az az oka, hogy jelen dolgozat alapvető céljának szempontjából elegendő azzal tisztában lennünk, hogy a VaR a kockázat mérésének, illetve kezelésének egy eszköze. A mélyebb tárgyaláshoz természetesen szükség lenne a VaR módszertan részletesebb bemutatására is, de ez meghaladja jelen kutatás kereteit⁸⁰.

⁷⁷ A likviditási és pénzáramlási jelentések, a fedezeti jelentések, a kockázati limitek és megfelelési jelentések, a tőkekövetelmény-jelentések, a kockázatosított érték módszer, valamint a Monte-Carlo szimuláció egytől egyig fontos elemei lehetnek mind a kifizetés-eloszlás-, mind pedig a realizált hozam optimalizálása módszernek.

⁷⁸ Kinzler és Berg [2000] felmérése szerint a VaR mind a jelenben, mind pedig a jövőben a harmadik legfontosabb EFM-módszer a pénzáramlás-megfeleltetés és az átlagidő után a nagy európai életbiztosítók számára. A Canadian Institute of Actuaries [2002] felmérése szerint a nagy kanadai életbiztosítók 57%-a használja a VaR-t, és az összes VaR-t alkalmazó kanadai életbiztosító közül 22% naponta, 22% hetente, 33% pedig havonta kiszámítja az értékét.

⁷⁹ Ezzel a megközelítéssel azonban nem lehet maradéktalanul egyetérteni, hiszen egyrészt az EFM modellek széles eszköztárral rendelkeznek, melynek nagy része a VaR-ba nehezen illeszthető bele, másrészt az EFM többféle kockázati mérték integrálására alkalmas, míg a VaR lényegében egyfajta megközelítése a kockázatnak. Az EFM bármilyen kockázatot képes kezelni, míg a VaR elsősorban a piaci kockázatok kezeléséről szól. Az EFM a törvényi, valamint a belső korlátok kezelésére is alkalmas, míg a VaR számára ezen korlátok nem jelentenek releváns tényezőt. És végül az EFM elsődleges célja az allokáció meghatározása, míg a VaR a kockázatok mérését tekinti fő feladatának.

⁸⁰ A téma iránt érdeklődő olvasó számára Király [1998] és Jorion [1999] munkái nyújtanak mélyebb betekintést.

A fejezet legvégén tekintsük át még egyszer az eszköz-forrás menedzsment módszerek csoportosítását:

Csoport	Módszer
Statikus módszerek	Pénzáramlási naptár Réselemzés Szegmentáció CF-megfeleltetés
Passzív érték-vezérelt módszerek	Átlagidő Parciális átlagidő Főfaktor átlagidő Modellfüggő átlagidő Opció-igazított spread
Aktív érték-vezérelt módszerek	Feltételes semlegesítés Portfólió-biztosítás Konstans arányú portfólió-biztosítás Kifizetés-eloszlás optimalizálása
Aktív hozam-vezérelt módszerek	Spread-menedzsment Realizált hozam optimalizálása

3. táblázat: Az eszköz-forrás menedzsment módszerek csoportosítása.

Forrás: a szerző saját összeállítása

4 A SP EFM modellek felépítése

A sztochasztikus programozás (SP) a matematikai programozás azon ága, ahol a célfüggvény, illetve a korlátok egy részalmapa nem csupán döntési változóktól és determinisztikus értékektől, hanem véletlen valószínűségi változóktól is függ. A sztochasztikus programozás dinamikus változatának célja egy a megfigyelésektől függő optimális stratégia kialakítása. Ez a módszer a véletlen változók lehetséges jövőbeli alakulását fastruktúrájú forgatókönyvekkel modellezi⁸¹.

A sztochasztikus programozási feladat legáltalánosabb formája a következő:

$$\begin{aligned} & \text{Minimalizáljuk } c(x, \xi) \text{-t,} \\ & \text{feltéve, hogy:} \\ & g_1(x, \xi) \geq 0, g_2(x, \xi) \geq 0, \dots, g_n(x, \xi) \geq 0, \\ & x \in X. \end{aligned}$$

A megfogalmazásnál a $c(., .)$ a célfüggvényt⁸², az x a döntési változókat, a ξ a sztochasztikus paramétereket, a $g_i(., .)$ a sztochasztikus feltételeket, míg végül az X a determinisztikus felételek által meghatározott megengedett döntési alternatívák halmazát jelöli.

Mint az eddigiekben is láttuk, az eszköz-forrás menedzsment komplexebb, a gyakorlati problémákat legjobban lekezelő módszerei között több sztochasztikus programozási modell is szerepel⁸³. A kifizetés-eloszlás optimalizálása, az egyik legátfogóbb eszköz-forrás menedzsment módszer lényegében dinamikus sztochasztikus programozásról szól, mint azt már korábban említettük. A realizált hozam optimalizálása szintén sztochasztikus programozási módszer.

⁸¹ A sztochasztikus programozási feladat alapproblémáját, típusait és megoldási módszereit részletesen és példákkal színesítve mutatja be Prékopa [1995]. A sztochasztikus dinamikus programozás példákön keresztüli bemutatása megtalálható: Winston [2003]. Az alapvető modellekről és megoldási módszerektől lásd még: Deák [2003]. A matematikai programozás biztosítóknál való alkalmazásának lehetőségéről lásd: Stahl [1994]. A matematikai programozás banki alapmodelljének néhány kérdéséről lásd: Meszéna és Szép [1996].

⁸² Amely természetesen nem valószínűségi változó, hanem minden $x \in X$ esetén skálár érték. Ezt leggyakrabban a $P(.)$ vagy $E(.)$ függvények segítségével érik el.

⁸³ De természetesen nem csupán ilyen modelleket alkalmazhatunk az EFM-ben. Egy rövid kitekintést ad a témában Mulvey [2001]. Néhány konkrét probléma felírása, illetve a sztochasztikus probléma determinisztikussá alakításának a módja megtalálható: Komáromi [2001].

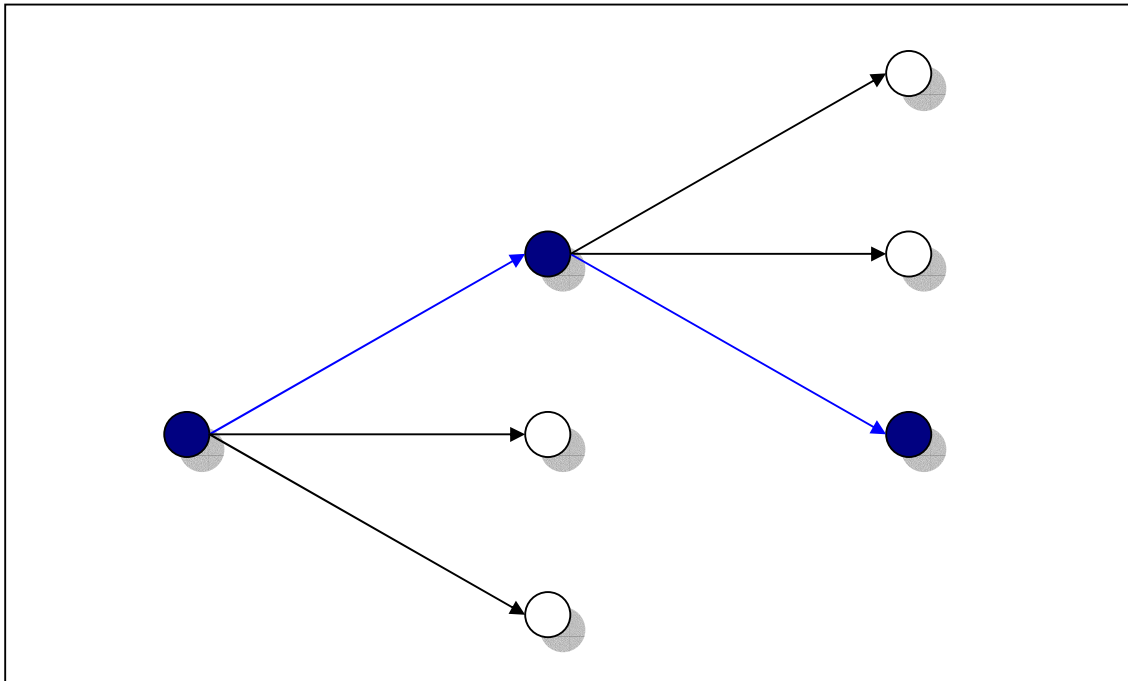
A sztochasztikus programozási modelleknek több komoly előnyük is van. Egyrészt – szemben például a pénzáramlási naptárral és a réselemzéssel – normatívak. Másrészt – ellentétben a statikus módszerekkel – dinamikus változataik is vannak. Harmadrészt – összevetve az átlagidő módszerekkel és az opció-igazított spread-del – nagy árfolyam-változásokat is képesek kezelni. Negyedrészt – szemben a statikus módszerekkel – a jövőt nem csak egyetlen forgatókönyvként kezelik, hanem sztochasztikus folyamatként. Ötödrészt – ellentétben a legtöbb módszerrel – képesek arra, hogy a vállalat befektetési- és forrásoldali korlátait explicit módon figyelembe vegyék. Hatodrészt – szemben a passzív módszerekkel – aktív kereskedést is lehetővé tudnak tenni. Hetedrészt – összevetve a legtöbb módszerrel – tekintettel vannak a tranzakciós költségekre és az adókra is. Nyolcadrészt – szemben például az átlagidő módszerekkel és az opció-igazított spread-del – különböző valutában lévő befektetések esetén is alkalmazhatóak.

Ebben az alfejezetben a sztochasztikus programozási modellek felépítésének négy alapvető komponensét fogjuk áttekinteni: a forgatókönyv-generátort, az árazó függvényeket, a döntési szimulátort és végül az optimalizáló modult. Elsődleges motivációnk az, hogy az arbitrált árfolyamok elméletének felhasználási lehetőségeit feltérképezzük, de emellett arra is törekedni fogunk, hogy az eszköz-forrás menedzsment sztochasztikus programozáson alapuló módszereinek leglényegesebb pontjait tisztázzuk.

4.1 Forgatókönyv-generátor

A sztochasztikus programozási eszköz-forrás menedzsment modell sztochasztikusságát az adja, hogy nem egyetlen jövőképben gondolkozik akkor, amikor az optimalizálást elvégezi, hanem ismert valószínűséggel bekövetkező forgatókönyvekben, vagy valószínűség-eloszlásokban. Az első esetben a lehetségesnek tartott forgatókönyvek adják a modell megoldásához szükséges fastruktúrát, így forgatókönyv-generátorra nincsen szükség. A második esetben azonban a probléma, az időtáv, a tényleges eloszlás közelítési pontossága, valamint az egyes változók közötti kapcsolatok bonyolultsága függvényében általában nem nélkülözhetjük.

Az eseményfa logikáját szemlélteti a következő ábra:



4. ábra: Példa az eseményfa ábrázolására.

Forrás: A szerző saját összeállítása

A baloldali színes pont a jelen állapotot szimbolizálja. Az ábrán bemutatott esetben a következő időpontra három forgatókönyvben gondolkozunk. Ez a három forgatókönyv a világ három lehetséges állapotát szimbolizálja. Minden állapothoz egyedi paraméter-értékek tartoznak; infláció-értékek, kötvény- és részvény-hozamok, bonyolultabb modellek esetében tranzakciós költségek és adókulcsok. A tervezési időhorizont végét kivéve minden eseményponthoz újabb forgatókönyvek tartoznak. Az áttekinthetőség érdekében mi ezt most csak a középső fenti, színessel jelölt eseménypontra ábrázoljuk, de az alatta lévő, fehér pontok esetében ugyanez a helyzet. Jelen esetben két periódusra tervezünk, azaz a harmadik oszlopban található eseménypontok a tervezési időhorizont végén helyezkednek el. A jövő egyfajta lehetséges alakulását a színes nyilak, illetve pontok mutatják. A pontok a bekövetkező állapotokat, a nyilak pedig a bekövetkező forgatókönyveket szimbolizálják.

A forgatókönyvek helyes, a ténylegeshez minél közelebb levő statisztikai jellemzőkkel való meggenerálása a modell egyik leglényegesebb eleme⁸⁴. Az egyes döntési időpontokhoz tartozó forgatókönyvek meggenerálása négyféle módszerrel történhet⁸⁵:

- A múltbeli adatok felhasználásával;
- Az eloszlások statisztikai becslésén alapuló modellekkel;
- Vektor-autoregressziós módszerekkel;
- Cascade-megközelítéssel⁸⁶.

A múltbeli adatok felhasználása viszonylag egyszerű, komoly matematikai hozzáértést nem igénylő módszer. A múltbeli realizációkból vagy véletlenszerűen, vagy valamilyen statisztikai módszert alapul véve válogatunk. A gyakorlati megvalósításnál lényegében egy múltbeli időszak hozamait fogjuk az adott realizáció hozamainak venni. Ez a módszer nagy számú forgatókönyv, illetve gondos statisztikai kiválasztási módszer esetén biztosítja, hogy az eszközcsoportok közötti korrelációk, illetve az eszközhozamok statisztikai jellemzői a modellben megegyezzenek a múltbeli értékekkel. Ez természetesen nem feltétlenül előnye ennek a megközelítésnek, hiszen múltorientáltságából fakadóan nem tudja lekezelni azt az esetet, ha bizonyos statisztikai tulajdonságok megváltozására számítunk.

Az eloszlások statisztikai becslésén alapuló modelleknél a múltbeli értékek alapján becsült hozameloszlásból⁸⁷ indulunk ki. A leggyakrabban a Monte-Carlo szimulációt használják arra, hogy az eloszlás segítségével meggenerálják a forgatókönyveket. Ez a módszer még nagyobb eséllyel biztosítja, hogy az eszközcsoportok közötti korrelációk, illetve az eszközhozamok statisztikai jellemzői a modellben megegyezzenek a múltbeli értékekkel. Ráadásul ennél a módszernél a statisztikai tulajdonságok megváltozását könnyen le lehet kezelni, csupán az eloszlás paramétereit kell a megfelelő módon kiigazítani⁸⁸.

⁸⁴ Chopra [1991] megmutatta, hogy az input változók kis megváltozása a markowitzi modell esetében is komoly eltolódást okozhat az optimális portfólió összetételében. Chopra és Ziemba [1993] pedig bemutatta, hogy a markowitzi modellnél kockázatmentes egyenértékessel mérve az átlagok hibás becslése 11-szer nagyobb veszteséget okoz, mint a varianciáké és 20-szor nagyobb, mint a kovarianciáké.

⁸⁵ A kockázatos érték modell felépítésénél kissé más megközelítést használ Kóbor és Golobokov [1999].

⁸⁶ Az értelmet leginkább visszaadó magyar elnevezés „lépcsőzetes módszer” lenne.

⁸⁷ A gyakorlatban gyakran alkalmazott eloszlástípus a hozamok esetén a lognormális. Jackwerth és Rubinstein [1997] azonban különböző kötési árfolyamú opciókat vizsgálva azt találta, hogy a S&P500 végei nagyon vastagok, az 1987-es tőzsdekrach óta pedig még vastagabbak; a vastagságuk 10-100-szorosa annak, amit lognormális eloszlás esetén várnánk. A hozameloszlások újfajra megközelítéséről, a kopulárról lásd: Benedek, Kóbor és Pataki [2002].

⁸⁸ A kockázatok és korrelációk előrejelzéséről rövid kitekintést ad Jorion [1999].

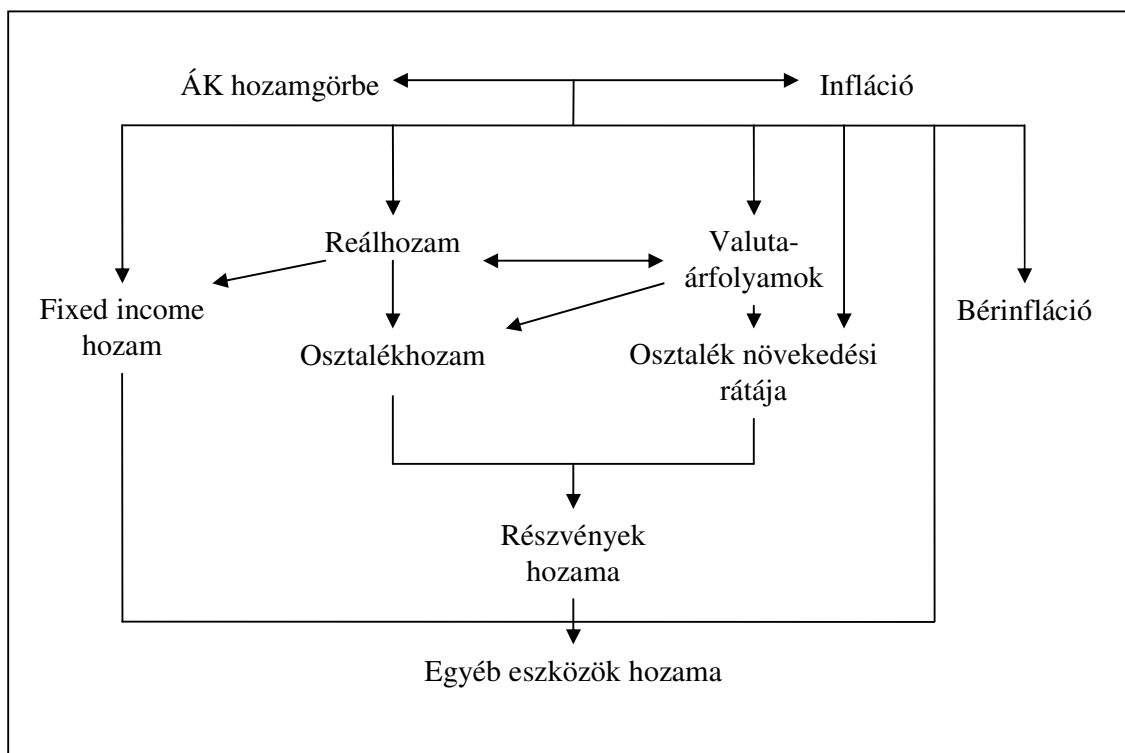
A vektor-autoregressziós módszerek explicit módon képesek kezelni a változók dinamikus egymásra-hatásáról alkotott elképzeléseinket⁸⁹. Ekkor a változók átlagos értékét a múltbeli változóértékek alapján becsüljük lineáris regresszió segítségével. Ennek a módszernek a használatakor általában feltesszük, hogy az autoregresszió által becsült értékek az adott mutató várható értékének legjobb becslései, azaz külön korrekciót nem szokás végezni, de igény szerint akár könnyen bele lehet építeni azt. A módszer meglehetősen elterjedt a gyakorlatban, Boender [1997] például holland nyugdíjalapokra említ példákat.

A cascade-megközelítés a vektor-autoregresszióval rokon módszer. De amíg az előző megoldásnál feltételeztük, hogy az összes változó a múltbeli folyamatok függvénye és ezért értékük egyszerre határozható meg, addig ennél az eljárásnál abból indulunk ki, hogy egyes mutatószámok nem csak a múlttól, hanem más indikátorok jelenbeli értékétől is függenek⁹⁰. Azaz a változókat itt nem tudjuk szimultán módon meghatározni, hanem csak a függőségi viszonyok által meghatározott sorrendben.

⁸⁹ Itt természetesen ügyelni kell arra, hogy csak tényleges és szignifikáns összefüggéseket építsünk be a modellbe. Míg egyesek szerint a részvényhozamok között rövid távon pozitív, hosszabb távon pedig negatív autokorreláció van, mások ezt az összefüggést, vagy az összefüggés erősségét kétségbe vonják. A banki kamatlábak azonban már több eséllyel mutathatnak fel autoregresszív mintát.

⁹⁰ Erre példaként lehet említeni egyebek mellett a részvényhozamokat, hiszen ezen érték más faktorok mellett függhet az adott időszak kockázatmentes hozamától is.

A cascade-megközelítésre egy példát mutat a következő ábra⁹¹:



5. ábra: Példa a modellváltozók egymásra hatására.

Forrás: Mulvey és Thorlacius [1996]: CAP:Link struktúra

Az arbitrált árfolyamok elméletének felhasználása elsősorban a sztochasztikus programozási modell ezen komponensénél jöhet szóba. A múltbeli adatok használatánál természetesen nem lehet szerepe, de a másik három módszer esetén alkalmas lehet arra, hogy az eszközhozamok átlagos értékének becslésében segítségünkre legyen⁹².

⁹¹ Opciókat is tartalmazó portfólió esetén az ábra kiegészítendő a termékek volatilitásával is. Ez a tényező a termékek hozam-alakulásából vezethető le, méghozzá negatív korreláción keresztül, mint azt Zsembéry [2003] is megmutatja.

⁹² A VaR modellnél csupán az eloszlásfüggvény középvértékét kell az APT alapján számolt érték szerint korrigálni. A vektor-autoregresszió és a cascade-megközelítés esetében kicsit komplexebb felhasználás lehetséges. Itt azt is megtehetjük, hogy az APT modell faktorait becsüljük vektor-autoregresszióval, illetve a cascade-módszerrel, majd a kapott faktorértékek alapján számítjuk ki a hozammutatók várható értékét.

A fentiek alapján képesek vagyunk tetszőleges időpontra forgatókönyveket gyártani úgy, hogy azoknak a statisztikai jellemzői megfelelőek legyenek. Azonban dinamikus modellek esetében egy több időpontot is magába foglaló eseményfát kell létrehozni. Ezt háromféle különböző módon is megtehetjük:

- Véletlen mintavétel;
- Kiigazított véletlen mintavétel;
- Átlag és kovariancia illesztése.

Véletlen mintavétel esetén minden eseménypontra legeneráljuk a megfelelő számú forgatókönyvet a fenti négy módszer valamelyikével. Ez viszont meglehetősen időigényessé teszi az eseményfa létrehozását⁹³. És amennyiben ezt a problémát az eseménypontok vagy a forgatókönyvek számának csökkentésével oldanánk meg, úgy a ritka fa miatt instabillá válhatna a kapott optimális befektetési stratégiánk. Ráadásul ritka fa esetén nem fog érvényesülni a nagy számok törvénye, azaz az egyes eseménypontokra a jövőbeli forgatókönyvek alapján számolt statisztikák nem feltétlenül fognak megegyezni az általunk kívánt értékkel.

Kiigazított véletlen mintavétel esetén ez utóbbi, valamint a számítási igénnyel kapcsolatos problémát is orvosolni tudjuk. Ezen módszernél igyekszünk a már legyártott forgatókönyveket „újrahasznosítani”. Ennek egyik lehetséges kivitelezése az, hogy csak a forgatókönyvek felét generáljuk le, majd ezekből a hibatagok előjelét felcserélve állítjuk elő a másik felüket. Egy másik megoldás a legelső eseménypont forgatókönyveit skálázza át minden más eseménypontra úgy, hogy az átskálázott forgatókönyvek statisztikai jellemzői megfelelőek legyenek.

Az átlag és kovariancia illesztéses módszer lényege az, hogy optimalizálási módszerrel állítunk elő forgatókönyveket úgy, hogy a feladat korlátjaként a megfelelő momentumok értékeit adjuk meg. Így egy nem lineáris optimalizálási feladatot kapunk⁹⁴. Bár ezzel a

⁹³ Az időigényesség természetesen itt is relatív fogalom. A Fábián és Szőke [2001] által kidolgozott szint-dekompozíciós módszer képes arra, hogy hatékonyan oldjon meg akár egymillió forgatókönyvvel rendelkező kétlépcsős sztochasztikus programozási problémákat is.

⁹⁴ Amennyiben csak a várható értékeket, a szórásokat és a kovarianciákat kívánjuk megkötni, úgy a probléma egy kvadratikus programozási feladat lesz.

módszerrel a megfelelő statisztikai jellemzőket viszonylag jól vissza tudjuk adni⁹⁵, az eseményfa meggenerálása akár több időt is igénybe vehet, mint maga az optimális eszköz-és forrásstruktúra meghatározása⁹⁶.

A forgatókönyvek száma – mint már korábban is láttuk – lényegében a generálás időigényének és a modell által meghatározott optimális megoldás stabilitásának⁹⁷ ellentétes hatásának a függvénye. Mint azt Kaut, Vladimirov, Wallace és Zenios [2003] megmutatta, 250 forgatókönyv már elég ahhoz, hogy a becsült eloszlást a forgatókönyvekből számolttal a percentilisek szintjén meglehetősen jól közelítsük. Weinsier [2002] alapján a 84 vizsgált cég 50-400 sztochasztikus forgatókönyvet használt az eszköz-forrás menedzsmentben, illetve más pénzügyi területen⁹⁸.

Az eseményfa esetében az egyik legfontosabb feladat az arbitrázsmentesség garantálása. Amennyiben ugyanis arbitrázs-lehetőségek maradnak a fában, úgy olyan stratégiát kapnánk optimálisnak, amely a valóságban, ahol az adott arbitrázslehetőség nem áll fenn, szuboptimális lenne. Az arbitrázs esélye magasabb akkor, ha a modell származékos termékeket is tartalmaz⁹⁹.

⁹⁵ Természetesen a klasszikus korlátok melletti optimalizálással pontosan az előre meghatározott statisztikai jellemzőket kapnánk, de a módszer időigénye miatt néha büntetőfüggvénnyel történő optimalizálás mellett döntenek a gyakorlatban, mely esetben a statisztikai jellemzők csak közelíteni fogják a célértékeket.

⁹⁶ A három alternatíva közül ez a módszer garantálja leginkább azt, hogy megfelelő számú extrém forgatókönyvet generáljunk, de itt is szükség lehet utólagos kiigazításra. Ha ugyanis kevés a szélsőséges forgatókönyvek száma, akkor a forgatókönyvek szerinti optimum a valóságban akár jóval kockázatosabb is lehet, mint a modell szerint.

⁹⁷ Kétféle stabilitásról is beszélhetünk. Az úgynevezett „in sample” stabilitás azt kívánja meg, hogy különböző, azonos statisztikai jellemzők alapján legyártott forgatókönyvek esetén az optimális megoldás ne legyen nagyon különböző. Az úgynevezett „out of sample” stabilitás esetében ezen túl még a valós optimumhoz való közelséget is elvárjuk. Most ez utóbbiról van szó.

⁹⁸ Itt kell említést tennünk a forgatókönyvek ritkításáról is, melyet a Weinsier [2002] által bemutatott Tillinghast survey szerint a sztochasztikus modellekkel dolgozó cégek 26%-a alkalmaz. Ez esetben a cél a számítás időigényének csökkentése. A fentiek alapján azonban tekintettel kell lenni arra, hogy a forgatókönyvek száma egy bizonyos minimális szint alá ne csökkenjen le, a kimenetek eloszlásának statisztikai jellemzői megmaradjanak, illetve az extrém forgatókönyvek aránya is megfelelő legyen.

⁹⁹ A forgatókönyv-generálásról bővebben lásd: Bunn és Salo [1993], Mulvey és Thorlacius [1998], Rachev és Tokat [2000] illetve Yu, Ji és Wang [2003].

4.2 Árazó függvények

Az előző pontban ismertetett módszerek szerint generált eseményfánk kezelhetetlen méretű lenne akkor, ha minden eszköz- és forráselem árának alakulását külön, az együttmozgások erősségére és irányára tekintettel modelleznénk le. Így az eseményfában általában csak néhány kiválasztott változónak az alakulását modellezzük – mint például az infláció, a kockázatmentes reálhozam, a részvénytőke index kockázati prémiuma, stb. – és a modellben szereplő mérlegelemek árfolyamait ezen változók realizált értékei alapján határozzuk meg¹⁰⁰. Ezt alaptermékek – azaz nem származékos termékek – esetében a CAPM, az APT, vagy valamely másik hozammodell segítségével tehetjük meg, felhasználva az adott eseménypont generált változóértékeit. Származékos termékek esetében azonban ennél bonyolultabb dolgunk van, hiszen az alaptermék árán túl az eseménypontot követő forgatókönyvek is hatással vannak a termék árára¹⁰¹. Itt az eseményfán történő visszaszámítással, vagy – esetleg néhány feltétellel élve, mint például a mögöttes termék volatilitásának a konstanssága – különböző árazási formulák – mint például a Black-Scholes-Merton opcióárazási képlet – felhasználásával lehetünk úrrá a problémán¹⁰².

Az egyes mérlegtételek beárazása után újra át kell vizsgálnunk a generált eseményfánkat az arbitrázmentesség kritériumát ellenőrizve, hiszen ezen lépés után a beárazott termékek számának – általában drasztikus – emelkedésével természetesen a kockázatmentes extrahozam lehetősége is sokkal nagyobb lett¹⁰³.

¹⁰⁰ Amennyiben viszonylag kevés eszközt tartalmazna a portfóliónk, úgy az eszközoldalon nem jelentene problémát az összes befektetés áralakulásának a meggenerálása, azonban a nem piaci forráselemek, illetve a származékos termékek esetében továbbra is problémáink lennének.

¹⁰¹ Ilyen jellegű források találhatók például a garanciát tartalmazó termékeket értékesítő biztosítók mérlegében. Ezen termékek EFM-ben való kezelésével foglalkozik Consiglio, Cocco és Zenios [2001].

¹⁰² A származékos termékek eseményfa segítségével történő árazásáról részletesen ír Száz [1999].

¹⁰³ Néhány arbitrázmentességgel kapcsolatos kritérium, illetve árazással kapcsolatos megállapítás, illetve ezek bizonyításai megtalálhatóak: Medvegyev [2002].

4.3 Döntési szimulátor

Többlépcsős optimalizálás esetében az adott eseménypont optimális döntése függ attól, hogy a rákövetkező eseménypontokban milyen döntést hozna a vállalat, figyelembe véve természetesen az adott döntési pont választásának hatását az egyes mérlegtételekre. Ez a tény hosszabb tervezési periódus és eseménypontonként nagy számú forgatókönyv esetén a számítások időigényét akár annyira megnövelheti, hogy a módszer gyakorlati felhasználása, amennyiben minden eseménypontra valódi optimalizálást végzünk¹⁰⁴, lehetetlenné válik.

Ennek a problémának a kiküszöbölése érdekében a vállalat eszközstruktúrával, üzleti stratégiával, illetve tőkeszerkezettel kapcsolatos, a tervezési időhorizonton belüli döntéseit a modellben bizonyos egyszerű döntési szabályokkal helyettesíthetjük.

Ezek a döntési szabályok a gyakorlatban általában rögzített befektetési-, illetve finanszírozási arányokat jelentenek. Más esetben az arányok a forgatókönyv-generátor által előállított értékektől, illetve a legelső eseménypont döntésétől is függhetnek. Ez lényegében azt jelenti, hogy a tervezési periódus elején meghatározzuk a vállalat stratégiáját, ami a tervezési periódus folyamán lényegesen nem változik meg¹⁰⁵.

Természetesen ha a probléma mérete nem túl nagy, és így a számítási igény még kezelhető, akkor a visszatérési módszer optimálisabb eredményt fog adni, mintha döntési szabályokat alkalmaznánk. Amennyiben a probléma mérete nagy, de még egy bizonyos határon belüli, úgy jó megoldás lehet az is, ha n periódusonként valódi optimalizálást végzünk, míg a köztes eseménypontokban döntési szabályokkal élünk¹⁰⁶.

¹⁰⁴ Ezt a módszert visszatérési optimalizálásnak hívják.

¹⁰⁵ Mulvey és Ziemba [1998] kritizálja a fix befektetési arányok módszerét azon ismert tényből kiindulva, hogy vagyonosabb befektetők kockázatviselési hajlandósága általában magasabb, mint a kevésbé vagyonos társaiké. Azaz ahogy az idő múlásával a befektető portfóliójának változik az értéke, úgy változik az általa preferált befektetési összetétel is. Emiatt azonban nem reális, ha a döntési szabályban fix arányokat tételezünk fel. A Perold és Sharpe [1988] által javasolt modell az aktuális vagyon alapján határozza meg a döntési szabály arányszámaikat.

¹⁰⁶ A döntési szabályok alkalmazásáról lásd bővebben: Mulvey [2000].

4.4 Optimalizáló modul

A sztochasztikus programozási eszköz-forrás menedzsment megoldás utolsó eleme az optimális döntést meghatározó modul. Ebben a lépcsőben a feladat az optimális döntési változók meghatározása. A döntési változók jellemzően az egyes eszköz- és forrástételek mennyiségeit jelentik, de reprezentálhatnak bizonyos stratégia-paramétereket is, mint például a befektetések deviza-, típus- és iparág szerinti megoszlását.

Az optimalizálás tárgyát a feladat célfüggvénye határozza meg. Ez az a numerikus változó, amely számunkra az adott befektetési stratégia értékességét meghatározza. A legkorábbi módszerek az eszközök hozamát maximalizálták. A közismert Markowitz-féle modellben, amely egy kvadratikus optimalizálási feladattá alakítja a befektető portfólió-döntését, a célfüggvényt a várható hozam és a szórásnak egy kockázatkerülési faktorról való szorzatának a különbsége adja, melyet a legjobb eszközportfólió meghatározásához maximalizálni kell¹⁰⁷. Mások a vagyont von Neumann-Morgenstern-féle várható hasznosságának emelését tekintik célkitűzésnek az eszköz-forrás menedzsment során¹⁰⁸. Carino és társai [1994] a vagyoncélok el nem érését mérő büntetőfüggvények minimalizálását javasolják.

A pénzáramlás-megfeleltetés esetében a célfüggvény a forrásokkal megegyező kifizetéseket biztosító eszközportfólió előállítási költsége, melyet értelem szerint minimalizálni kell. A kifizetés-eloszlás optimalizálása módszer esetében a célfüggvény a kötelezettségek és a befektetések kifizetés-eloszlásának a választott hasznossági függvényvel meghatározott eltérése, melyet a modell minimalizálni szeretne az adott befektetési korlátokra való tekintet mellett¹⁰⁹. A realizált hozam optimalizálása módszer pedig az eszközök forrásokkal szembeni forgatókönyvenkénti többlethozama alapján végezi a maximalizálást. A konkrét célfüggvény itt a forgatókönyv-valószínűségekkel súlyozott többlethozamtól a pozitív többlethozam esélyéig többféle formát is felvehet¹¹⁰. Általánosan használt célfüggvény az időszak végi nyereség várható értéke is.

¹⁰⁷ Lásd: Markowitz [1952].

¹⁰⁸ A portfólióelmélet és a CAPM egyes eredményeinek levezetését, mint egy von Neumann-Morgenstern hasznossági függvényvel rendelkező befektető optimalizálási döntését mutatja be Makara [1996].

¹⁰⁹ Lásd: Cox és Huang [1989], Dybvig [1988a, 1988b] és Smink [1993].

¹¹⁰ Lásd: Miller, Rajan és Shimp [1989] és Smink [1995].

Amennyiben a befektetésekkel kapcsolatban komplex elvárás-rendszerünk van, úgy többcélú optimalizálási módszerekkel¹¹¹ tudjuk a céloktól való eltérést minimalizálni. Dinamikus modelleknél pedig a célfüggvény az eseményfán megtett teljes út mentén számított célkitűzés-teljesülési fokoktól is függhet.

A becslési hibák miatti pontatlanság hatása felveti a megoldás és ezzel párhuzamosan a célfüggvény robusztusságának a kérdését is. Ebben az esetben a célfüggvényben a megoldás vagy a célfüggvény értékének input adatok függvényében számított ingadozása is szerepel¹¹².

Fontos azonban kiemelni, hogy a célfüggvény megszerkesztése sokkal bonyolultabb feladat, mint az eddigiek alapján gondolnánk. A legtöbb optimalizálási módszer¹¹³ ugyanis csak abban az esetben alkalmazható, amennyiben a célfüggvény a döntési változóknak maximumfeladat esetében konkáv, minimumfeladat esetében pedig konvex függvénye. Az ezzel kapcsolatos elméleti matematikai kérdésekre és a feltételek nem teljesülése esetén is alkalmazható megoldási módszerekre itt nem térünk ki¹¹⁴.

A megoldásnál természetesen minden eseménypontnál tekintettel kell lennünk a korlátozó feltételekre. Ezek a feltételek a döntési változók értékeire állítanak fel alsó- és/vagy felső korlátokat. Ilyen korlátok lehetnek az egyes befektetési kategóriák, devizanemek, illetve iparágak arányait maximalizáló törvényi- és belső előírások, az eszköz-forrás egyezőséget, illetve egyéb számviteli összefüggéseket leíró korlátok, a minimális sajáttőkére vonatkozó előírás, a kockázat maximumát meghatározó – akár VaR-moddal számított¹¹⁵ – feltétel, a likviditási, illetve egyéb mutatókra szóló belső előírás¹¹⁶, a nyitott devizapozíció maximális értéke, bank esetében a kötelező tartalékráták által meghatározott tartalék, a nagy összegű hitelekre vonatkozó korlát, a kapcsolódó vállalatokra vonatkozó hitellimit, illetve a tőke megfelelésre vonatkozó megkötés¹¹⁷. A korlátok között determinisztikusak és

¹¹¹ Ezen típusú feladatokkal jelen dolgozatban nem foglalkozunk. A témakörrel bővebben lásd: Sebestyén [1997].

¹¹² Mint Rachev és Tokat [2000] megjegyzi, a robusztusságot az is erősíti, ha a célfüggvénybe magasabb momentumokat is felvesszünk. A témáról bővebben lásd: Mulvey, Vanderbrei és Zenios [1995].

¹¹³ De nagy méretű problémák viszonylag gyors megoldására képes módszerek kivétel nélkül.

¹¹⁴ A témában lásd: Ermoliev és Wets [1988].

¹¹⁵ A korlátok felállításánál ugyanúgy, mint a célfüggvény meghatározásánál a szükséges körültekintéssel kell eljárni. Különösen igaz ez a VaR alapú korlátokra, melyeknek körültekintés nélküli alkalmazásával a befektetési stratégiánk akár rendkívül szélsőséges is lehet, mint ahogyan azt Walter [2002] is megmutatta.

¹¹⁶ Az alkalmas mutatószámok csoportosítva megtalálható például: Virág [2001].

¹¹⁷ Lásd például: Sebestyén [2000].

sztochasztikusak is szerepelhetnek. Ez utóbbira példa a fizetéseképtelenség maximális valószínűségének a megadása.

A korlátok egy része akár a célfüggvénybe is bekerülhet, direkt vagy indirekt módon. A direkt módra példa Markowitz modellje, ahol a gyakran a korlátok között szereplő kockázat a célfüggvény része. Az indirekt mód pedig akkor fordul elő, amikor az optimalizálási eljárás a megoldási módszer hatásfokának emelése céljából a korlátokat büntetőfüggvények formájában kezeli¹¹⁸.

A sztochasztikus programozási feladatok megoldási módszerei három csoportba sorolhatóak:

- Direkt szolverek;
- Bender-féle dekompozícióra épülő módszerek;
- Progresszív fedezés eljárása.

A direkt szolverek általában a szimplex módszert, vagy a belső pontos módszereket értjük. Kisebb problémák esetében javasolt a szimplex módszer alkalmazása, amely a lehetséges megoldások halmazát kifeszítő szimplex csúcsain lépkedve konvergál az optimális megoldáshoz. A belső pontos módszerek, melyet Karmarkar vezetett be 1984-ben, egyszerre oldják meg a primál és a duál problémát, folyamatosan a megengedett pontok belsején lépkedve, és folyamatosan csökkentve a két megoldás közötti rést.

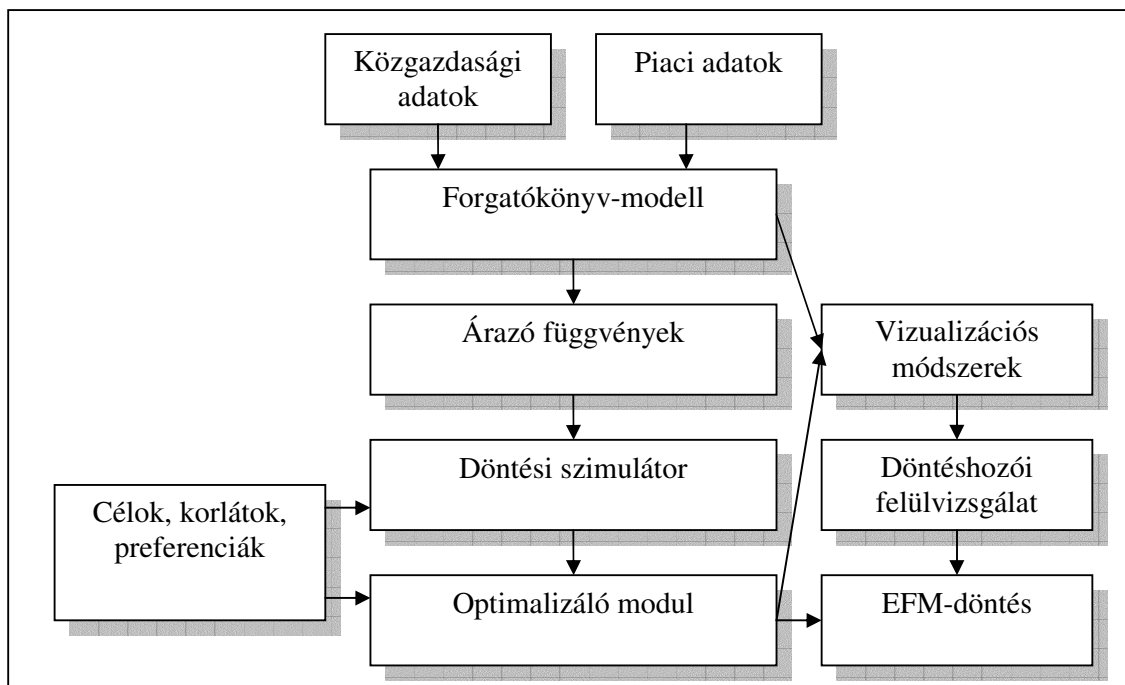
A Bender-féle dekompozíciót sztochasztikus programozási feladatokra először Van Slyke és Wets [1969] alkalmazta. A többlépcsős problémát itt kétlépcsős problémák sorozatává bontjuk szét elvágó hipersíkok segítségével. Nagy problémákra ez a módszer a leghatásosabb.

A progresszív fedezés eljárását Rockafellar és Wets [1991] javasolta. Az optimalizálási feladatot a forgatókönyvek szerint bontjuk szét alfeladatokra, majd iterációval közelítünk az eredeti probléma megoldásához¹¹⁹.

¹¹⁸ Erről a területről széleskörű áttekintést ad: Prékopa [1995].

¹¹⁹ A három csoportról, illetve a sztochasztikus programozási feladatok megoldásáról részletesebben ír: Rachev és Tokat [2000], illetve Mulvey és Ziemba [1998].

A fejezet tartalmát összefoglalva tekintsük át, hogy hogyan épülnek egymásra a sztochasztikus programozási eszköz-forrás menedzsment modell egyes komponensei, illetve milyen egyéb fontos kapcsolatuk van más tényezőkkel:



6. ábra: A sztochasztikus programozási EFM-modell komponenseinek kapcsolatai.

Forrás: Dempster és társai [2003] munkáját felhasználva a szerző saját összeállítása

Talán az egyetlen, ami az ábrán magyarázatra szorul, az a döntéshozói felülvizsgálat. Bár a matematikai eszköztár képes arra, hogy tetszőleges várakozásokat kezeljen a hozamokra, varianciákra és kovarianciákra, a közgazdasági változók alakulására, figyelembe tudja venni a döntéshozó céljait és a befektetésekre vonatkozó korlátozásokat, valamint a befektetői preferenciákat, a modellek egyszerűsítő feltételezései miatt nem garantálható, hogy a kapott optimális megoldása a modellnek pontosan megegyezik a vállalat számára meghozható legjobb döntéssel¹²⁰. Ezért a modell által optimálisnak ítélt megoldás statisztikáit és vizualizációjának információtartalmát figyelembe véve a döntéshozó a megoldást kissé módosíthatja annak függvényében, hogy az egyszerűsítő feltevések hatását milyennek ítéli¹²¹.

¹²⁰ Természetesen a modell finomításával a kettő egymáshoz tetszőlegesen közel hozható.

¹²¹ A fenti probléma gyakorlati előfordulására példa a túl rövid befektetői horizont modell általi ignorálása. Mivel a modellek a számítási igény közben tartása okán általában viszonylag nagy lépésközzel iktatnak be portfólió-felülvizsgálati időpontokat a tervezési időhorizont elé, így amennyiben a befektető egy bizonyos papírt nagyon rövid időtávra kíván tartani – például spekulációs célból –, abban az esetben a modell által

5 Egy hazai APT-EFM modell és tanulságai

Ebben a fejezetben bemutatunk egy a hazai adatok alapján felépített APT-alapú EFM modellt. Ennek érdekében az első alfejezetben definiálni fogjuk az elemzési keretet, azaz megvizsgáljuk, hogy milyen módon illeszthető az APT az EFM modell kereteibe, valamint vázoljuk a kutatás célját és az elemzendő hipotéziseket. A második alfejezetben megalkotjuk egy fiktív, de a hazai sajátosságokat magán hordozó bank modelljét. A harmadik alfejezetben meghatározzuk és elemezzük a bank eszköz-forrás menedzsmentje szempontjából releváns gazdasági faktorokat. A negyedik alfejezetben az előző részek eredményei alapján vázoljuk a fiktív bank APT alapú EFM modelljét, valamint bemutatjuk a modell empirikus tesztjeinek eredményeit. Az ötödik alfejezet a becslési hibák hatásának kezelésével foglalkozik. Végül a hatodik alfejezet kitekintést ad a modell továbbfejlesztési lehetőségeire.

5.1 Az elemzési keret

Jelen alfejezet célja az empirikus kutatás elemzési keretének bemutatása. Az első alfejezetben azt a kérdést járjuk körül, hogyan lehetne az arbitrált árfolyamok elméletét az eszköz-forrás menedzsment keretébe beilleszteni. A második alfejezet pedig a kutatás célkitűzését, menetét, valamint az empirikus kutatás során megvizsgált hipotéziseket szándékozik felvázolni.

javasolt portfóliót a modell tervezési horizontjára optimálisnak veszi, mégis túl fogja súlyozni az adott papírt rövidtávon.

5.1.1 Az APT integrálása az EFM-be

Society of Actuaries [2003] szerint az eszköz-forrás menedzsment pénzügyi-közgazdaságtani alapja a Markowitz-féle portfólió-elmélet, a CAPM vagy az APT, a származékos termékek elmélete, illetve a magatartási pénzügyek. Mindezek mellett lényegében az összes olyan általunk tanulmányozott eszköz-forrás menedzsment eljárásba integrálható az arbitrált árfolyamok elmélete, amely a hozamok alakulását kezeli.

Az átlagidő, a parciális átlagidő, a főráta-átlagidő és a modellfüggő átlagidő módszerek mind kiválthatóak egy kötvénypiaci APT-modell alkalmazásával¹²². Az opció-igazított spread módszer kamatfelára maga is egy faktornak tekinthető, melynek megváltozása bizonyos kötvények árfolyamára meghatározott érzékenységi együtthatón keresztül hat. Sőt, az arbitrált árfolyamok elmélete arra is alkalmas, hogy azonosítson egyéb olyan faktorokat is – mint például a lejárat- vagy a hitelezési kockázati prémium –, amelyek komplexebb termékek árfolyamának alakulását az előbbi feláron túl befolyásolják.

A portfólió-biztosításnál maga az alapmódszer nem működik tökéletesen akkor, ha a piaci kockázaton túl egyéb nem diverzifikálható kockázatok is vannak¹²³. Az arbitrált árfolyamok elmélete segítségünkre lehet annak meghatározásában, hogy a piaci alsóági kockázaton túl milyen egyéb kockázati faktorok ellen kell „biztosítást vásárolnunk”. Az, hogy ez a biztosítás tőzsdei vagy OTC opciók segítségével, vagy dinamikus fedezési technikák alkalmazásával tehető meg, már a faktorok függvénye.

A konstans arányú portfólió-biztosítás módszerénél a vagyonunk egy előre meghatározott részét kockázatmentes eszközökben tartottuk, ezáltal növelve az időszak végi szolvenciának az esélyét. Az arbitrált árfolyamok elmélete itt is segítségünkre lehet, nevezetesen annak meghatározásában, hogy mely portfólió az, amelynek az értéke nem csak a piaci faktor megváltozására érzéketlen, hanem az összes további faktorára is, amely az eszközök árfolyamát mozgatja.

¹²² Ez a megoldás lényegében egyfajta speciális modellfüggő átlagidőnek felelne meg.

¹²³ Mint ahogyan láttuk ezt a japán warrantok esetére.

A kifizetés-eloszlás optimalizálása és a realizált hozam optimalizálása módszereknél szintén hasznos az arbitrált árfolyamok elmélete. Ezek a módszerek a várható kifizetéseket, illetve a várható hozamokat igyekeznek a lehető legmagasabb szintre emelni. Ezen modellekben a jövőre vonatkozó bizonytalanságot forgatókönyvek reprezentálják. Az APT itt a kockázati faktorok azonosításában, és ezen keresztül a forgatókönyv-fa megkonstruálásában lehet a döntéshozó segítségére.

Komoly előnye az APT módszernek az, hogy alkalmas arra is, hogy a rendszerben lévő dinamikát kvantifikálja. Mivel az APT modell fontosabb faktorokkal dolgozik, mely faktorok az esetek egy részében konkrét makroökonómiai faktorok, más esetekben pedig szintén árfogó tényezők, így amennyiben ezen tényezők esetében bármilyen dinamikus összefüggést fel tudunk fedezni¹²⁴, úgy az arbitrált árfolyamok elmélete képes ezt az összefüggést az eszközhozamok szintjére áttanszformálni.

További előnye az arbitrált árfolyamok elméletének az, hogy nem jelent számára problémát egy nemzetközi, azaz több valutába befektető portfólió elemzése és normatív kezelése sem. Mint azt Chaumeton, Connor és Curds [1996] megmutatta, egy nemzetközi APT modellel a nemzeti eszközhozamok is meglehetősen jól magyarázhatóak. Ez azt jelenti, hogy egy az arbitrált árfolyamok elméletével kombinált eszköz-forrás menedzsment modell képes tetszőleges nemzeti valutába befektetett portfólió kezelésére, szemben például az átlagidő és az opció-igazított spread módszerekkel.

Hasznos lehet az arbitrált árfolyamok elmélete az árazó függvények esetében is. Amennyiben ugyanis az APT valóban jobb statisztikákkal bír, mint az alternatíván használandó modell, úgy ezt alkalmazva a sztochasztikus programozási modell második lépcsőjében a valóságnak jobban megfelelő modellt fogunk kapni, így a modell alapján számolt optimális megoldások is közelebb lesznek a valódi optimumhoz.

A pontosabb hozambecslés nem csak az árazásnál jelent pozitívumot, hanem a forgatókönyvek legenerálásánál is. Amennyiben jobb forgatókönyvekkel és pontosabb árazó függvényekkel dolgozunk, úgy a kisebb becslési hiba okán a modell alapján számolt

¹²⁴ A szóba jövő változók közül több szerző szerint az infláció és a béradatok is felmutatnak autoregresszív tulajdonságokat. Így amennyiben az APT modell ezen tényezőket, vagy más, szintén memóriát felmutatni képes tényezőket mint faktorokat azonosít, úgy a hozamok előrejelzési pontosságát növelni, és ezáltal az EFM-modell hatásfokát emelni tudjuk.

optimum is közelebb lesz a valóságos optimumhoz. És mint ahogyan azt Chopra és Ziemba [1993] megmutatta, a véletlen változók pontosabb becslése szignifikánsan emelni fogja a modell hatásfokát.

Végül pedig komoly előny származhat az arbitrált árfolyamok elméletének alkalmazásából az optimalizáló modulnál is. Amennyiben ugyanis az optimalizálási feladat célfüggvénye az időszak végi vagyonérték lenne, úgy az optimális stratégia valószínűleg mindenki számára egyenértékű lenne a legkockázatosabb befektetések megvásárlásával. Ennek kiküszöbölése érdekében a feladat célfüggvényénél az időszak végi vagyonelemek megfelelő kockázattal diszkontált jelenértékét szokás megadni¹²⁵. A diszkontráta pontos meghatározásánál azonban újra fontos eszköz lehet az arbitrált árfolyamok elmélete. Különösen előnyös ennek a modellnek a választása akkor, ha az általunk generált eseményfa az APT által lényegesnek ítélt makroökonómiai változók mozgását is leköveti. Ez esetben ugyanis a diszkontrátákat akár minden forgatókönyvre egyedileg, az adott realizációk hatásait figyelembe véve tudjuk meghatározni.

5.1.2 Az empirikus kutatás célja és kivitelezése

A dolgozat célja az arbitrált árfolyamok elméletének beépítése a sztochasztikus eszköz-forrás menedzsment módszertanába, a modell fontosabb tulajdonságainak azonosítása, valamint előrejelzési erejének és stabilitásának tesztelése, illetve különböző korrekciós technikák hatásának az elemzése.

Ennek érdekében egy fiktív bank arbitrált árfolyamok elméletén alapuló sztochasztikus eszköz-forrás menedzsment-modelljét fogom elkészíteni. Ehhez első lépésként Sebestyén, Márkus és Cser [2004] munkáját felhasználva azonosítani fogom a legfontosabb faktorokat, amelyek egy bank eszköz- és forrásoldali hozamait befolyásolják¹²⁶. A kapott faktorok alapján minden faktorhoz el fogom készíteni a megfelelő faktorportfoliót, illetve a csupa zérus bétával rendelkező kockázatmentes befektetést. Következő lépésként a kapott faktorok statisztikai jellemzőit fogom feltárni, melyek alapján egy többperiódusos

¹²⁵ A módszer elméleti és gyakorlati tárgyalása megtalálható Bradley és Crane [1980] cikkében.

¹²⁶ Az eszközök és források különböző lejáratú betétekből, hitelekből és állampapírokból, bankközi egyenlegből, valamint részvényekből fognak állni.

eseményfát generálok a sztochasztikus optimalizáláshoz. Ezután meghatározom a feladathoz tartozó célfüggvényt, illetve a befektetési korlátokat. Az így felállított modell megoldása lesz a következő lépésem. Az első munkaszakasz utolsó lépéseként a valós adatokkal történő tesztelést fogom elvégezni.

A második munkaszakaszban az eljárás becslési hibái által okozott hibás stratégiai döntés hatásának csökkentési lehetőségeit fogom megvizsgálni a releváns szakirodalomra támaszkodva.

Michaud [1989] szerint a kockázat-hozam optimalizálással összeállított portfólió igazából a becslési hibát maximalizálja, hiszen azokat a papírokat súlyozza komoly súllyal, amelyek becsült hozama nagy, kovarianciája sok papírral negatív és a hozamának ingadozása kicsi. Ezek viszont általában pont azok a papírok, amelyeknél nagyot tévedtünk a paraméterek becslésekor a megfelelő irányba. A szerző cikkében azt is bemutatta, hogy a paraméterek becslési hibái miatt nem biztosított, hogy csupán egyetlen optimális megoldása legyen a Markowitz-féle problémának.

Adler [1987] kimutatta, hogy az optimális részarányok időben meglehetősen instabilak, ami a tranzakciós költségek miatt is komoly problémát jelent. Természetesen ha bízunk a becsléseinkben, akkor a viszonylag gyakori kereskedést nem fogjuk problémának találni, hiszen a magasabb tranzakciós költségért cserébe folyamatosan extra hozamot fogunk elérni befektetéseinken. Azonban, ahogy ezt a szerző is megmutatta, az esetek nagy részében a súlyok változásának csupán statisztikai hiba volt az oka.

A fenti problémákra a szakirodalom kétféle megoldást ismer. Egyrészt korrigálhatjuk a felhasznált idősorokat, kihagyva azon értékeket, melyek véleményünk szerint torzítanak a becslésünket. A másik lehetőség pedig az, hogy felső korlátokat alkalmazunk az optimális súlyokra, ezáltal nem engedve, hogy a becslési hiba miatti befektetések egy bizonyos határt átlépjenek. Mint ahogyan azt Forst és Savarino [1988], illetve Chopra [1993] is megmutatta, a súlyok felülről való korlátozása jobban diverzifikált és hosszú távon magasabb hozamot adó portfóliót eredményez.

Michaud [1989] a probléma kezelésére Stein-féle közelítést javasol, azaz a becsült hozamoknak a globális átlag felé történő korrigálását a becslési hiba csökkentésére. Jobson

és Korkie [1981] ezt a módszert vizsgálva azt találta, hogy nagymértékben javítja az előrejelzés pontosságát és a kapott portfólió teljesítményét. Különböző súlyozásokat vizsgálva azt találták, hogy a legjobb választás a teljes korrekció, azaz minden eszközre a globális átlag használata. Mások ugyanezt a módszert javasolják alkalmazni a varianciákra, illetve a kovarianciákra is. Jorion [1985] szerint azonban nagy mértékű elmozdulás a globális átlag felé nehezen igazolható az általánosan elfogadott kockázat-hozam összefüggés fényében¹²⁷.

Chopra, Hensel és Turner [1993] az 1980-1990 közötti havi fedezett hozamokat vizsgálva több ország részvény, kötvény és pénzpiaci indexére három Stein-becslési szintet elemzett. Az első szinten az egyes eszközcsoportok hozamait vették csak egyezőnek. A második szinten a kovarianciákat is azonosnak tételezték fel. Végül a harmadik szinten a varianciákat is megegyezőnek vették. Statisztikai elemzéssel azt találták, hogy mindhárom szint jobb eredményt adott, mint a korrekció nélküli modell, ráadásul a tranzakciós költségek figyelembe vételével ezek a különbségek csak nőttek.

Hensel és Turner [1993] Ausztrália, Egyesült Királyságok, Japán, Kanada, Németország és USA havi kötvény- és részvényhozamait vizsgálta adott valutára, illetve dollárra számítva fedezetten és fedezetlenül 1980-1989 között. Úgy találták, hogy amíg az adott országra jellemző átlagos kötvény-, illetve részvényhozam, valamint az egyes országok közötti korreláció nem mutat szignifikáns eltérést egymástól, addig a variancia igen.

Sebestyén és Mészáros [2006] hazai adatokon tesztelte azt a kérdést, hogy vajon a Markowitz-modell paramétereinek Stein-féle becslése segít-e hatékonyabbá tenni a modell által javasolt portfóliót. 24 BÉT-en kereskedett részvény 1996 és 2004 közötti napi hozamadatait felhasználva és öt Stein-becslési szintet – korrekció nélküli hozamok, szórások és kovarianciák; azonos várható hozamok; 50%-ban a globális átlaghoz közelített hozamok; azonos varianciák; azonos korrelációk – felhasználva úgy találták, hogy mind az öt becslési szint alapján összeállított Markowitz-féle portfólió dominálta a BUX-ot a

¹²⁷ Ez könnyen belátható, ha felhasználjuk a kockázat-hozam összefüggéssel kapcsolatban ismert elméleteket. Ugyanis akár a CAPM, akár a Fama és French által javasolt háromfaktoros modell, akár az APT írja le legpontosabban az eszközhozamok alakulását, mindegyik modellből levezethető, hogy eltérő piaci kockázattal rendelkező portfólióknak más-más hozammal, szórással és kovarianciával kell rendelkezniük. Azaz mindhárom elméletnek ellentmondana az, ha különböző eszközök egyes statisztikai jellemzői egymással teljes mértékben megegyeznének.

hozam-szórás térben. Az öt módszer közül pedig a korrekció nélküli adta a legjobb eredményt, míg az átlag 50%-os korrekciója szintén jó statisztikákat eredményezett.

A második munkaszakaszban a fenti kutatások alapján azt fogom tesztelni, hogy a faktorhozamok, illetve a faktorbéták Stein-féle közelítése segítségével hatékonyabb portfóliót kapunk-e, mint nem korrigált értékekkel történő optimalizálás esetében.

A kutatás során a következő hipotéziseket fogom megvizsgálni:

1. Hipotézisek az APT-alapú SP EFM modell faktoraival kapcsolatban:
 - 1.1. A banki eszköz-forrás modell hozamainak ingadozását viszonylag kevés, 4-5 faktor 80%-ban megmagyarázza.
 - 1.2. A banki eszköz-forrás modell hozamainak ingadozását magyarázó faktorok között komoly, legalább 20%-os magyarázó erővel van jelen a részvénytőzsi faktor és a hozamgörbe szintje¹²⁸.
2. Hipotézisek az eszközelem hozamának eloszlása és az optimális portfólióbeli arány kapcsolatáról:
 - 2.1. Adott eszközelem várható hozama és az optimális portfólióbeli aránya pozitív kapcsolatban van egymással.
 - 2.2. Adott eszközelem hozamának szórása és az optimális portfólióbeli aránya negatív kapcsolatban van egymással.
3. Hipotézisek a Stein-féle közelítéssel kapcsolatban:
 - 3.1. A faktorhozamok Stein-féle közelítése segítségével hatékonyabb portfóliót állít össze a modell, mint a nem korrigált értékekkel történő optimalizálás esetében¹²⁹.
 - 3.2. A faktorbéták Stein-féle közelítése segítségével hatékonyabb portfóliót állít össze a modell, mint a nem korrigált értékekkel történő optimalizálás esetében.
 - 3.3. A faktorhozamok egyezőségének feltevése esetén a javasolt portfólió már nem lesz hatékonyabb, mint a nem korrigált értékekkel történő optimalizálás esetében.
 - 3.4. A faktorbéták egyezőségének feltevése esetén a javasolt portfólió már nem lesz hatékonyabb, mint a nem korrigált értékekkel történő optimalizálás esetében.

¹²⁸ A részvénytőzsi faktor és a hozamgörbe szintjét mérő faktor azonosítása természetesen csak az APT modell felállítását követően lehetséges. A faktorok azonosítása a tartalmazási relációk azonosítása, illetve korrelációs számítás alapján fog megtörténni.

¹²⁹ A hatékonyságot a javasolt portfólió realizált logaritmikus hozamainak átlagos értéke és szórása alapján fogom mérni.

Kutatásom során az SPSS és a MATLAB programcsomagok mellett XBASE++-ben megírt saját programkódokat használtam fel. A standard programcsomagok outputjait a könnyebb értelmezhetőség érdekében nem fordítottam le, illetve semmilyen más módon nem változtattam meg, csupán egységes formára hoztam a disszertációval.

5.2 A fiktív bank kiinduló modellje

A kutatás során arra törekedtem, hogy egy a magyarországi állapotokra adaptált, de ezen túl minél általánosabb, széles körben alkalmazható eredményeket adó modellt építsek fel. Ennek következtében nem kívántam egy létező, konkrét bank egyedi modelljét átvenni, igyekezvén elkerülni azt, hogy a következtetésem csupán az adott pénzintézet esetében állják meg a helyüket. Másik motivációm az volt, hogy mindezek ellenére a modell minél realisabb, valódibb legyen, az elemzendő bank mérleg- és eredmény-struktúrája a lehetőségek szerint minél jobban hasonlítson egy tipikus hazai pénzintézetére. Harmadrészt pedig el szerettem volna kerülni azt, hogy a modellem túlzottan általános legyen, ezáltal egy olyan, minden hazai pénzintézetre kissé hasonlító bankot elemezzek, mely már annyira karakter nélküli, hogy a valóságban adott struktúrával elő sem fordulhat.

Mindezek alapján úgy döntöttem, hogy a 2004. december végi állapotok szerint a méret alapján felállított kategóriák legnépesebbikét, a 15 elemű kisbankok csoportját fogom elemzésem célcsoportjának tekinteni¹³⁰. Ennek megfelelően felépítettem egy, a hazai kisbankok 2004-es mérleg- és eredménykimutatás-struktúráin alapuló fiktív bankmodellt¹³¹. Mindezt igyekeztem úgy megtenni, hogy egyrészt minél többet megőrizzek a mérleg- és eredménykimutatás-struktúrák komplexitásából, másrészt tekintettel legyek arra is, hogy a felállított modellre a tervezett elemzéseket a rendelkezésre álló időkereten belül végre tudjam hajtani.

¹³⁰ A 15 kisbank felsorolása megtalálható a 2. mellékletben.

¹³¹ A struktúrák kialakításában a következő forrásokra támaszkodtam: MNB jelentések [2005]: A monetáris intézmények konszolidált mérlege és a monetáris aggregátumok alakulása a 2003. májusi adatok alapján, PSzÁF jelentések [2005]: Banki mérleg- és eredménykimutatás jelentés formátumban, illetve PSzÁF jelentések [2005]: Statisztikai melléklet.

Ez utóbbi célkitűzés számos egyszerűsítést vont maga után. Így például a devizában fennálló követelések és kötelezettségek pénzneme a modellemben mindössze euró vagy svájci frank lehet. A kezdeti állapotban minden devizás tételt 2/3 arányban euróban, 1/3 arányban pedig svájci frankban fennállónak vettem. Ez a példa is mutatja azonban, hogy a modell kezelhetőbbé tétele mellett a valóságtól nem távolodott el nagymértékben, hiszen a vizsgált időszakban a hazai bankok mérlegeiben is e két deviza volt a domináns, megközelítőleg a választott arányban¹³².

További komoly egyszerűsítés volt, melyet a számítási igény kezelhetővé tétele tett szükségessé, hogy mind eszköz, mind pedig forrás oldalon együtt kezeltem a vállalati, illetve a lakossági volumeneket. Bár ez a két csoport mind kondícióiban, mind pedig jellegében meglehetősen különböző, a megadott időkeret, illetve a rendelkezésre álló optimalizálási eljárás nem tette lehetővé egy ezen szempontból korrektebb modell vizsgálatát. Ezen kategóriákhoz tartozó kamatlábat – részben az adatok rendelkezésre állása okán – rendre a lakossági kamatlábnak vettem.

A struktúrákból kimaradtak azok az elemek, amelyek a vizsgált csoportnál nem képviseltek jelentős volument. Ennek következtében az általam összeállított mérleg és eredménykimutatás számviteli szempontból nem teljes¹³³. Bár a teljesség érdekében a táblázatokban ezen tételeket is szerepeltethettem volna zérus értékekkel, a könnyebb áttekinthetőség érdekében mégis amellett döntöttem, hogy ezen sorokat törölöm mind a mérleg, mind pedig az eredménykimutatás struktúrából.

Hogy a számviteli kimutatások szerkezete világos legyen, az elnevezések előtt kódokat szerepeltetek, melyek a stem-and-leaf struktúrának megfelelően mutatják a tételek egymás közötti viszonyát, felépítését. Ezen kódok meghatározásakor elsődleges útmutatóként a PSZÁF által kialakított kódstruktúrát vettem alapul¹³⁴.

A modellezett fiktív bank eszköz-, forrás- és kiinduló eredmény-struktúráját mutatják a következő táblázatok:

¹³² Lásd például: MNB kiadványok [2005]: Jelentés a pénzügyi stabilitásról, illetve MNB kiadványok [2004]: Jegybankunk.

¹³³ Erre számos példát is lehetne említeni. Többek között nem kezeltem a belföldi, illetve a külföldi hitelintézeteknél elhelyezett hosszú távú betéteket.

¹³⁴ Lásd például: PSZÁF jelentések [2005]: Banki mérleg- és eredménykimutatás jelentés formátumban.

Kód	Megnevezés	MFt
1	Összes eszköz	79 600
11	Pénztár	2 000
12	Forgatási célú értékpapírok	6 000
121	Hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok	6 000
1211	Kincstárjegy	800
1212	Államkötvény	5 200
13	Befektetési célú értékpapírok	3 350
131	Hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok összesen	3 350
1311	Államkötvény	3 000
1312	Jegybanki kötvény – 2 éven túli lejáratú	350
14	Jegybanki és bankközi betétek	24 700
141	Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid	14 000
142	Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek – rövid	2 500
143	Külföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek – rövid	8 200
1431	EUR	5 500
1432	CHF	2 700
15	Hitelek	42 250
151	Központi kormányzathoz sorolt egyéb intézmények hitele – rövid	1 500
1521	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – rövid	1 250
1522	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – hosszú	3 500
1531	Vállalati és lakossági hitel – folyószámla	3 600
1532	Vállalati és lakossági hitel – rövid	4 500
1533	Vállalati és lakossági hitel – közép – 1-5 éves	11 500
1534	Vállalati és lakossági hitel – hosszú	9 000
154	Lakáshitel	1 700
155	Hitel külföldi bankoknak	5 700
1551	EUR	3 800
1552	CHF	1 900
16	Vagyoni érdekeltségek	500
161	Hazai részvények	500
19	Saját eszközök	800

4. táblázat: A modellezett bank eszközei – kiinduló modell.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kód	Megnevezés	MFt
2	Források összesen	79 600
21	Betétek	27 500
211	Biztosítók és nyugdíjpénztárak – lekötött betét – rövid	300
2121	Vállalati és lakossági betét – látra szóló és folyószámla	10 000
2122	Vállalati és lakossági betét – rövid	8 500
2123	Vállalati és lakossági betét – közép – 1-2 éves	300
2124	Vállalati és lakossági betét – hosszú	3 000
213	Külföldi nem pénzügyi betét – rövid	5 400
2131	EUR	3 600
2132	CHF	1 800
22	Monetáris pénzügyi intézményektől származó betétek	26 000
2211	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte – rövid	2 700
2212	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte – hosszú – 2 éven túli	300
2221	Külföldi bankok betéte – rövid	17 500
22211	EUR	11 667
22212	CHF	5 833
2222	Külföldi bankok betéte – 2 éven túl	5 500
22221	EUR	3 667
22222	CHF	1 833
23	Felvett hitelek	15 100
231	Jegybanktól felvett hitel – rövid	3 000
2321	Hitelintézetektől felvett hitel – rövid	1 500
2322	Hitelintézetektől felvett hitel – közép – 1-2 éves	400
2323	Hitelintézetektől felvett hitel – hosszú – 2 éven túli	700
2331	Külföldi hitel – rövid	2 000
23311	EUR	1 333
23312	CHF	667
2332	Külföldi hitel – hosszú	7 500
23321	EUR	5 000
23322	CHF	2 500
24	Saját tőke	11 000

5. táblázat: A modellezett bank forrásai – kiinduló modell.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kód	Megnevezés	MFt
31	Kamat és kamatjellegű bevétel	1 900
32	Kamat és kamatjellegű ráfordítás	-1 000
33	Kamatkülönbözet	900
341	Kapott osztalék	0
342	Jutalék és díjeredmény	21
343	Pénzügyi műveletek eredménye	300
3431	Pénzügyi szolgáltatásokból származó eredmény	290
3432	Hitelintézettel, MNB-vel végzett bef. szolg. tevék.ből szárm. eredm.	40
3433	Befektetési szolgáltatásból származó eredmény	-30
344	Egyéb üzleti tevékenység eredménye	-30
351	Általános igazgatási költségek	-600
36	Szokásos (üzleti) tevékenység eredménye	591
361	Rendkívüli eredmény	-30
37	Adózás előtti eredmény	561
38	Befizetett adó	-90
39	Mérleg szerinti eredmény	471

6. táblázat: A modellezett bank eredmény-kimutatása.

Forrás: a szerző saját összeállítása

5.3 Az EFM szempontjából releváns faktorok

Jelen fejezet célja az, hogy azonosítsuk azt a néhány mérleghez kapcsolható kulcsváltozót, amely a modellezett bank nyereségességének alakulása szempontjából elsődleges szereppel bír. Ennek érdekében az első alfejezetben azonosítani fogjuk azon változók viszonylag tág körét, melyek relevanciával bírnak a mérleg és az eredmény-kimutatás közötti kapcsolatban. Olyan változókat fogunk keresni, amelyek nem csak szakmailag indokoltak, hanem – a későbbi elemzés okán – viszonylag hosszú és hozzáférhető időszakkal rendelkeznek. Egyes szakmailag releváns, de adat szintjén nem elérhető változók miatt a második alfejezetben némileg korrigálnunk kell majd az előző fejezetben felállított modellünket. A harmadik alfejezet célja a releváns változók számának csökkentése lesz új,

de közgazdaságilag értelmezhető változók megalkotásával. A negyedik alfejezetben pedig ezen új változók statisztikai jellemzőit vetjük górcső alá a további modellépítés érdekében.

5.3.1 A modell szempontjából releváns változók

Az EFM modellre hatással lévő kockázati faktorok meghatározásánál első lépésként a releváns szakirodalmak¹³⁵ alapján állítottam össze egy listát, melyet banki szakértőkkel konzultálva véglegesítettem. Az éves kamatokat egyszerű kamatozással számoltam át havira. A listát a 7. táblázat tartalmazza.

A lista alapján összeállítottam az elemzési adatbázist. Ez az adatbázis 2000 és 2004 közötti¹³⁶ ár, árfolyam, illetve kamatláb adatokat tartalmazott. A kamatláb adatokat – a banki mérlegstruktúra konstruálásánál is elmondottaknak megfelelően – nem egy konkrét bankra, hanem a teljes bankrendszerre vonatkozó értékek alapján határoztam meg. Az adatokat nyilvános adatbázisokból szereztem¹³⁷.

Ezután a fiktív bank eszköz- és forráselemeit felettem meg a fenti kockázati faktorok egyikének, továbbra is igénybe véve a banki szakértők véleményét. A megfeleltetésnél törekedtem arra, hogy minden mérlegelemhez a hozzá leginkább megfelelő kockázati faktor kerüljön, illetve amennyiben több, ekvivalensnek tekinthető választási lehetőség is felmerült, úgy igyekeztem olyan faktort választani, amely más mérlegelemnél is szerepel, hogy ezáltal kisebbé és kezelhetőbbé tegyem a modelletem¹³⁸.

¹³⁵ Lásd például: Altay [2003], Cagnetti [2002], Kinzler és Berg [2000], Ong [1998], Shanken és Weinstein [1990].

¹³⁶ Mivel a modellt a 2004-es évre – mint az utolsó rendelkezésre álló teljes évre – teszteltem, így az időszak vége egyértelműen adódott. A kezdő év tekintetében pontosabb modellt kaphattam volna, ha korábbi éveket is beleveszek az elemzésembe, itt azonban az adatok elérhetősége miatt kellett az ezredforduló évét választanom, ugyanis több adat – elsősorban a banki aktív és passzív kamatlábak – csak ezen év elejétől álltak rendelkezésemre.

¹³⁷ A hazai bankrendszer kamatláb-adatait, illetve a valuta-árfolyamokat a <http://www.mnb.hu/> honlapról, a többi hazai adatot a <http://www.portfolio.hu/> honlapról, az euró kamatokat a <http://www.ecb.int/> honlapról, végül a svájci frank kamatokat a <http://www.snb.ch/> honlapról.

¹³⁸ A modell egyszerűsítésének törekvése a rendelkezésre álló szűkös határidő miatt volt lényeges. Rendelkezésre álló megfelelő adatbázis és idő esetén természetesen ennél sokkal komplexebb modelleket is kezelni lehetne az általam javasolt módszerrel. Mivel azonban elsődleges célom egy APT alapú EFM modell kialakítási metodikájának a bemutatása volt, nem pedig egy konkrét bank komplex és minden szempontból realisztikus modelljének kidolgozása, így ezen egyszerűsítések a kitűzött cél szempontjából nem jelentenek problémát.

Faktor	Kód	Faktor	Kód
Látra szóló betétek kamata	BET_LAT	1 napos BUBOR	BUB_1D
Legfeljebb 2 évre lekötött betétek kamata	BET_0_2	1 hónapos BUBOR ...	BUB_1M
Legalább 2 évre lekötött betétek kamata	BET_2_	6 hónapos BUBOR	BUB_6M
Folyószámla-hitel kamata	HIT_FOLY	Havi RMAX hozam	RMAX
Lakáshitel kamata	HIT_LAK	Havi MAXC hozam	MAXC
Rövid lejáratú lakossági hitel kamata	HIT_RL	Havi MAX hozam	MAX
Hosszú lejáratú lakossági hitel kamata	HIT_HL	Havi BUX hozam	BUX
EUR árfolyam változása	EUR_HUF	1 hónapos EUR államkötvény hozam ...	EUR_1M
CHF árfolyam változása	CHF_HUF	12 hónapos EUR államkötvény hozam	EUR_12M
3 hónapos állampapírhozam	APH_3M	10 éves EUR államkötvény hozam	EUR_10Y
6 hónapos állampapírhozam	APH_6M	O/N CHF államkötvény hozam	CHF_ON
1 éves állampapírhozam ...	APH_1Y	1 hetes CHF államkötvény hozam ...	CHF_1W
10 éves állampapírhozam	APH_10Y	10 éves CHF államkötvény hozam	CHF_10Y

7. táblázat: A modellben szereplő kockázati faktorok.

Forrás: a szerző saját összeállítása

A megfeleltetés után a következő faktorokat kaptam, melyek a banki eszköz-forrás menedzsment szempontjából jelen esetben relevánsak:

1. RMAX
2. MAX
3. BUB_1M
4. APH_1Y
5. APH_5Y
6. APH_10Y
7. HIT_FOLY
8. HIT_RL
9. HIT_HL
10. HIT_LAK
11. BET_LAT
12. BET_0_2
13. BET_2_
14. EUR
15. EUR_1M
16. EUR_10Y
17. CHF
18. CHF_1M
19. CHF_10Y
20. BUX

A faktorok kiválogatásánál három problémával szembesültem. Egyrészt a modell szempontjából nagyon lényeges folyószámlahitel-kamatnak az időszora nem volt teljes, 16 adat hiányzott az adatbázisból. Bár fiktív modellről lévén szó, dönthettem volna a változó elhagyása mellett is, a vizsgált bankok eszközstruktúrájában betöltött fontos szerepe miatt ezt nem kívántam megtenni. Így a hiányzó adatok pótlására volt szükség. Ennek módszerét a 3. melléklet tartalmazza.

A másik probléma az volt, hogy a belföldi hitelintézetek hosszúlejáratú betéteinek, illetve hiteleinek értékváltozásának meghatározásához szükség lett volna egy hosszú távú bankközi kamatláb-adatra is. Ez azonban nem állt rendelkezésre 2000-től kezdve. Ezen

probléma megoldására – a 4. mellékletben elmondottak miatt – az értékváltozás meghatározásához a 10 éves állampapír-hozamot választottam.

Végül az is gondot okozott, hogy míg állományi szinten jelentős mennyiségű közepes lejáratú vállalati és lakossági hitel-, illetve betétállomány szerepelt a fiktív bank mérlegében, ezen tételekhez nem volt megfelelő kamatadatom. Itt is a modell egyszerűsítését választottam, e mennyiségeket a meglévő állományoknak megfelelően arányosan szétosztottam a rövid-, illetve a hosszú lejáratú hitel-, valamint betétállomány között.

5.3.2 Korrigált EFM modell és változói

A fentiek alapján a fiktív bank mérlegstruktúrája is módosult. Az új mérlegstruktúra, illetve az egyes tételek hozamait meghatározó változók a következők voltak:

Kód	Megnevezés	MFt	Hozam
1	Összes eszköz	79 600	
11	Pénztár	2 000	0%
12	Forgatási célú értékpapírok	6 000	
121	Hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok	6 000	
1211	Kincstárjegy	800	RMAX
1212	Államkötvény	5 200	MAX
13	Befektetési célú értékpapírok	3 350	
131	Hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok összesen	3 350	
1311	Államkötvény	3 000	MAX
1312	Jegybanki kötvény – 2 éven túli lejáratú	350	MAX
14	Jegybanki és bankközi betétek	24 700	
141	Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid	14 000	
142	Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek – rövid	2 500	BUB_1M
143	Külföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek – rövid	8 200	
1431	EUR	5 500	EUR_1M, EUR
1432	CHF	2 700	CHF_1M, CHF
15	Hitelek	42 250	
151	Központi kormányzathoz sorolt egyéb intézmények hitele – rövid	1 500	RMAX
1521	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – rövid	1 250	BUB_1M
1522	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – hosszú	3 500	APH_10Y
1531	Vállalati és lakossági hitel – folyószámla	3 600	HIT_FOLY
1532	Vállalati és lakossági hitel – rövid	8 333	HIT_RL
1533	Vállalati és lakossági hitel – hosszú	16 667	HIT_HL
154	Lakáshitel	1 700	HIT_LAK
155	Hitel külföldi bankoknak	5 700	
1551	EUR	3 800	EUR_1M, EUR
1552	CHF	1 900	CHF_1M, CHF
16	Vagyoni érdekeltségek	500	
161	Hazai részvények	500	BUX
19	Saját eszközök	800	0%

8. táblázat: A modellezett bank eszközei – korrigált modell.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kód	Megnevezés	MFt	Hozam
2	Források összesen	79 600	
21	Betétek	27 500	
211	Biztosítók és nyugdíjpénztárok – lekötött betét – rövid	300	BUB_1M
2121	Vállalati és lakossági betét – látra szóló és folyószámla	10 000	BET_LAT
2122	Vállalati és lakossági betét – rövid	8 722	BET_0_2
2124	Vállalati és lakossági betét – hosszú	3 078	BET_2_
213	Külföldi nem pénzügyi betét – rövid	5 400	
2131	EUR	3 600	EUR_1M-1,5%, EUR
2132	CHF	1 800	MAX(CHF_1M-1,5%,0,01%), CHF
22	Monetáris pénzügyi intézményektől származó betétek	26 000	
2211	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte – rövid	2 700	BUB_1M
2212	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte – 2 éven túli	300	APH_10Y
2221	Külföldi bankok betéte – rövid	17 500	
22211	EUR	11 667	EUR_1M, EUR
22212	CHF	5 833	CHF_1M, CHF
2222	Külföldi bankok betéte – 2 éven túl	5 500	
22221	EUR	3 667	EUR_10Y, EUR
22222	CHF	1 833	CHF_10Y, CHF
23	Felvett hitelek	15 100	
231	Jegybanktól felvett hitel – rövid	3 000	BUB_1M
2321	Hitelintézetektől felvett hitel – rövid	1 500	BUB_1M
2322	Hitelintézetektől felvett hitel – közép – 1-2 éves	400	APH_1Y
2323	Hitelintézetektől felvett hitel – hosszú – 2 éven túli	700	APH_5Y
2331	Külföldi hitel – rövid	2 000	
23311	EUR	1 333	EUR_1M+0,5%, EUR
23312	CHF	667	CHF_1M+0,5%, CHF
2332	Külföldi hitel – hosszú	7 500	
23321	EUR	5 000	EUR_10Y+1%, EUR
23322	CHF	2 500	CHF_10Y+1%, CHF
24	Saját tőke	11 000	

9. táblázat: A modellezett bank forrásai – korrigált modell.

Forrás: a szerző saját összeállítása

A forrás oldalon a referenciakamatoktól való pozitív vagy negatív eltéréseket szakértőkkel folytatott konzultáció alapján határoztam meg. Az eredménykimutatás struktúrája nem változott.

5.3.3 A változók hozamait befolyásoló legfontosabb faktorok

Jelen lépés az első statisztikai lépés a modellalkotás szempontjából. Mielőtt azonban ezt megtennénk, az adatbázis két részre kell bontani: egy modellezési- és egy tesztadatbázisra. Esetünkben az adatbázis 5 évet ölel fel. Hogy megfelelő mennyiségű adatunk legyen a modellalkotáshoz, illetve a tesztidőszak se legyen túl rövid, a modellezési időszakot a 2000-2003 közötti 4 éves időintervallumnak vettem, míg a tesztelési időszak 2004 lett. Azaz a továbbiakban a modell felépítéséhez használt minden statisztikát az első 4 éves időszak alapján számítottam ki.

A változók hozamait befolyásoló alapvető tényezők, azaz az APT modell faktorainak meghatározásához a változók statisztikai elemzése szükséges. Az alapvető statisztikai mutatószámok értékei az 5. mellékletben találhatók.

A faktorok azonosítása iteratív módszerrel történt. Első lépésként az alapsokaságon végeztem főkomponens-elemzést. Ennek eredménye, valamint közgazdasági megfontolások alapján meghatároztam egy új, közgazdaságilag is könnyen értelmezhető faktort, melynek segítségével a magyarázó változók számát csökkenteni lehetett. Ezután ugyanezt a lépést ismételtam a magyarázó változók csökkentett állományára, egészen addig, amíg úgy nem tűnt, hogy tovább nem lehet a magyarázó változók számát statisztikailag indokoltan és közgazdaságilag is értelmes módon szűkíteni.

Az eljárás során kapott fontosabb eredményeket a 6. melléklet tartalmazza. Mint az első lépcső KMO-tesztje is mutatja¹³⁹, a közös variancia mértéke 85,2%, így a faktoranalízis végrehajtása ebben a lépcsőben ajánlott. Ezt megerősíti a Bartlett teszt szignifikanciaszintje is, amely 0,000. Az M4. táblázat kommunalitásai jól mutatják, hogy amennyiben a program által javasolt három főkomponenssel dolgoznánk, akkor – a BUX kivételével – minden változónál képesek lennénk az ingadozás viszonylag nagy részét megmagyarázni¹⁴⁰. Az M5. táblázat megmutatja, hogy az ingadozás reprodukálásában a legnagyobb szerepe az első főkomponensnek van, egymaga majd 61%-át magyarázza a teljes varianciának.

¹³⁹ Lásd: M3. táblázat.

¹⁴⁰ A legkevésbé az RMAX változó esetében tekinthető sikeresnek a modell – természetesen a BUX-ot leszámítva – hiszen itt az eredeti varianciának mindössze 73%-át tudnánk reprodukálni.

Az első lépcső komponens-mátrixát tekintve – M6. táblázat – szemmel látható, hogy az ominózus első főkomponens – amennyiben közgazdasági értelmet szeretnénk tulajdonítani neki – lényegében a hozamgörbe szintjének fel meg. Nagyon érdekes azonban, hogy a betéti- és hitelkamatok után a statisztikák alapján a svájci frank és az euró kamatok tekinthetők a legközelebbinek ezen főkomponenshez, megelőzve a BUBOR-t, az állampapír-hozamokat, és a nagyon gyenge kapcsolatot mutató MAX-indexeket.

Bár a statisztika egyértelműen azt sugallja, hogy a hozamgörbe szintje szempontjából a hazai és a külföldi hozamok együtt kezelhetők, adott esetben úgy döntöttem, hogy első lépésként csupán egy hazai hozamgörbe-szint mértéket hozok létre. Ebben a mutatóban a következő eredeti változók szerepeltek:

- BET_LAT
- BET_0_2
- BET_2_
- HIT_FOLY
- HIT_LAK
- HIT_RL
- HIT_HL
- APH_1Y
- APH_5Y
- APH_10Y
- BUB_1M

Ezen új változót SZINT_M-mel jelöltem, így mutatva, hogy a magyarországi hozamgörbe szintjének mérésére kívánom felhasználni. A könnyebb közgazdasági interpretálhatóság érdekében mind a 11 régi változót 1/11 súllyal szerepeltettem az új változó kiszámításakor.

A második lépcsőnél a fenti eljárást ismétlem meg azzal az eltéréssel, hogy a SZINT_M-ben szereplő 11 változót elhagytam, helyettük pedig a SZINT_M-et vettem be az elemzett változók körébe.

Mint a második lépcső KMO-tesztje – M7. táblázat – is mutatja, a közös variancia mértéke 73,7%, ami bár kevesebb, mint az első lépcsőben kapott érték¹⁴¹, de a faktoranalízis végrehajtása ebben a lépcsőben is ajánlott. Ezt megerősíti a Bartlett teszt szignifikancia-szintje is, amely 0,000. Az M8. táblázat kommunalitásai jól mutatják, hogy amennyiben a program által javasolt két főkomponenssel dolgoznánk, akkor – hasonlóan az első lépcsőhöz – a BUX kivételével minden változónál képesek lennénk az ingadozás viszonylag nagy részét megmagyarázni. Az M9. táblázat megmutatja, hogy az ingadozás reprodukálásában a két főkomponens együtt 77%-ot magyaráz meg.

A második lépcső komponens-mátrixát – M10. táblázat – tekintve szemmel látható, hogy az első főkomponens újra a hozamgörbe szintjeként értelmezhető, továbbra is összekötte a hazai és a külföldi hozamokat. Ebben a lépcsőben tehát egy külföldi hozamgörbe-szint mértéket hoztam létre. Ebben a mutatóban a következő eredeti változók szerepeltek:

- EUR_1M
- EUR_10Y
- CHF_1M
- CHF_10Y

Ezen új változót SZINT_K-val jelöltem, így mutatva, hogy a külföldi hozamgörbe szintjének mérésére kívánom felhasználni. A könnyebb közgazdasági interpretálhatóság érdekében mind a 4 régi változót 25%-os súllyal szerepeltettem az új változó kiszámításakor.

A harmadik lépcsőnél a fenti eljárást ismételtem meg azzal az eltéréssel, hogy a SZINT_K-ban szereplő 4 változót elhagytam, helyettük pedig a SZINT_K-t vettem be az elemzett változók körébe.

Mint a harmadik lépcső KMO-tesztje¹⁴² is mutatja, a közös variancia mértéke 61,0%, ami természetesen az eddigi legalacsonyabb érték, de a faktoranalízis végrehajtása ebben a lépcsőben is ajánlott. Ezt megerősíti a Bartlett teszt szignifikancia-szintje is, amely 0,000. Az M12. táblázat kommunalitásai hasonló képet mutatnak, mint eddig, a program által

¹⁴¹ Ami nem meglepő, hiszen a közös variancia egy részét a régi változók egyetlen újjal való helyettesítésével megszüntettük.

¹⁴² Lásd: M11. táblázat.

javasolt két főkomponenset használva a BUX kivételével minden változónál képesek lennénk az ingadozás viszonylag nagy részét megmagyarázni. Az M13. táblázat megmutatja, hogy az ingadozás reprodukálásában a két főkomponens együtt 74%-ot magyaráz meg.

A harmadik lépcső komponens-mátrixát – M14. táblázat – tekintve szemmel látható, hogy az első főkomponens újra vegyes képet mutat közgazdaságilag. Egyszerre méri a forint erősödését a másik két devizával szemben, illetve az államkötvények hozamát. Az együttthatók alapján ebben a lépcsőben lényegében egy a MAX Composite indexnek megfelelő változót hoztam létre. Ebben a mutatóban a következő eredeti változók szerepeltek:

- RMAX
- MAX

Ezen új változót MAXC-vel jelöltem. A könnyebb közgazdasági interpretálhatóság érdekében mind a 2 régi változót 50%-os súllyal szerepeltettem az új változó kiszámításakor.

A negyedik lépcsőnél a fenti eljárást ismételt meg azzal az eltéréssel, hogy a MAXC-ben szereplő 2 változót elhagytam, helyettük pedig a MAXC-t vettem be az elemzett változók körébe.

Mint a negyedik lépcső KMO-tesztje – az M15. táblázatban található – is mutatja, a közös variancia mértéke 59,6%, azaz a faktoranalízis végrehajtása ebben a lépcsőben is ajánlott. Ezt megerősíti a Bartlett teszt szignifikancia-szintje is, amely 0,000. Az M16. táblázat kommunalitásai hasonló képet mutatnak, mint eddig, a program által javasolt két főkomponenset használva a BUX kivételével minden változónál képesek lennénk az ingadozás viszonylag nagy részét megmagyarázni. Az M17. táblázat megmutatja, hogy az ingadozás reprodukálásában a két főkomponens együtt 76%-ot magyaráz meg.

A negyedik lépcső komponens-mátrixát¹⁴³ tekintve kijelenthetjük, hogy az első főkomponens – amennyiben közgazdasági értelmet akarunk tulajdonítani neki – a forint

¹⁴³ Lásd: M18. táblázat.

gyengülését méri. Ebben a lépcsőben lényegében egy forintárfolyam-változást mérő változót hoztam létre. Ebben a mutatóban a következő eredeti változók szerepeltek:

- EUR_HUF
- EUR_CHF

Ezen új változót X_HUF-al jelöltem. A könnyebb közgazdasági interpretálhatóság érdekében mind a 2 régi változót 50%-os súllyal szerepeltettem az új változó kiszámításakor.

További iterációk már nem hoztak előreutató eredményt¹⁴⁴. Így az eljárásunk az eredeti 20 változóból kiindulva 5 – nagyrészt új – változóba sűrítette az információt, melyek:

1. BUX: a BUX havi logaritmikus hozama
2. SZINT_M: a hazai hozamgörbe szintjének megváltozása
3. SZINT_K: a külföldi (Euró-régió és Svájc) hozamgörbe szintjének megváltozása
4. MAXC: az átlagos magyar államkötvény-hozam
5. X_HUF: a forint leértékelődése az euróval és a svájci frankkal szemben

A faktorok előállítási módja – azaz a közgazdaságilag is értelmezhető makroökonómiai változókhoz való ragaszkodás – okán a faktorportfóliók meghatározása triviális, az előállításból következik. Zéró-béta portfóliót – a faktorok nagyon komplex makroökonómiai kapcsolatának feltételezése és ennek feltárása nélkül – statisztikai úton tudunk előállítani. A triviális, minden eszközbe 0 forintot fektető portfólió mellett az adott időszak adatai alapján minden faktor tekintetében zéró bétával rendelkező portfóliót kapunk akkor, ha vagyunkat a következőképpen osztjuk meg 20 eredeti faktor között¹⁴⁵:

1. RMAX: 4,7%
2. MAX: -0,6%
3. BUB_1M: 6,2%
4. APH_1Y: 8,9%
5. APH_5Y: 12,5%

¹⁴⁴ A következő lépésben a két hozamgörbe-szint változót kellett volna összevonni, melyet szakmai okok miatt nem kívántam megtenni, majd a MAXC és X_HUF változók különbségének kiszámítását kellett volna elvégezni, mely változót közgazdaságilag nem tudnánk értelmezni. Ezután mind a KMO, mind pedig a Bartlett teszt az iteráció leállítását javasolta volna.

¹⁴⁵ Természetesen ez a portfólió csak az adott időszak tekintetében rendelkezik zéró bétával mind az öt faktorra vonatkozóan. A makrogazdasági folyamatok későbbi megváltozása ugyanis a bétákat is megváltoztathatja.

6. APH_10Y: 12,5%
7. HIT_FOLY: 11,0%
8. HIT_RL: -10,1%
9. HIT_HL: 1,4%
10. HIT_LAK: -6,6%
11. BET_LAT: 11,2%
12. BET_0_2: 8,6%
13. BET_2_: 3,7%
14. EUR: 16,3%
15. EUR_1M: 10,2%
16. EUR_10Y: 14,2%
17. CHF: -16,2%
18. CHF_1M: 6,7%
19. CHF_10Y: 5,8%
20. BUX: -0,4%

Azaz ha egy bank egy portfólió értékének 4,7%-át rövid lejáratú államkötvényekbe fektetné, 0,6%-a erejéig rövid pozíciót venne fel hosszú lejáratú államkötvényekben, 6,2%-át egy hónapra kihitelezné a bankközi piacon, 11,0%-át folyószámla-hitelként helyezné ki, 10,1% értékben csökkentené a meglévő rövid lejáratú hitelállományát (azaz itt is rövid pozíciót venne fel), 10,2%-át egy hónapos, 14,2%-át pedig 10 éves lekötéssel euróba fektetné (közben a 16,3% feletti euró-pozícióját határidős eladással lefedezné), és így tovább, akkor egy olyan pozícióhoz jutna, melynek értéke nem függ sem a BUX, sem a hazai és a külföldi hozamszint, sem a forint-árfolyam, sem pedig az állampapírok átlagos árfolyamának megváltozásától.

5.3.4 A faktorok statisztikai jellemzői

A faktorok statisztikai jellemzőivel kapcsolatban a legalapvetőbb kérdés az, hogy mennyire jók ezek a faktorok, mennyire volt helyes az a módszer, ahogyan eljutottunk hozzájuk, mennyire helyettesítik a többi változót, azaz mennyire magyarázzák a fiktív bank eredményének a megváltozását, illetve melyik változó mennyire járul hozzá az eredmény meghatározásához?

Hogy ezeket a kérdéseket megválaszoljam, a modellépítés időszakának minden hónapjára kiszámoltam az adott bank havi egyszerűsített eredményét. Az egyszerűsítés részben adat- és információhiányból, részben pedig a célkitűzés szempontjából elhanyagolható relevanciából fakad. Egyrészt ugyanis egy eszköz-forrás menedzsment modell szempontjából a mérlegstruktúrától független eredménytételnek lényegében nem bírnak jelentőséggel, legfeljebb további elemzés alapját szolgáltathatják. Másrészt pedig rengeteg olyan információ hiányzott, melyek nélkül a fiktív bank pontos eredményét nem lehetett volna megbecsülni – ilyen például a személyi költségek, az értékcsökkenés vagy a díjbevételek nagysága. Így a havi egyszerűsített eredmény meghatározásakor kizárólag a modell által kezelt mérlegtételek eredményhatásával számoltam. Ezt az eljárást az aktuális célkitűzés is indokolja, hiszen azt szeretnénk megvizsgálni, hogy mennyi információt veszítettünk a változók összevonása következtében.

Ez után a lépés után stepwise regressziót hajtottam végre az egyszerűsített eredményre, mint függő változóra a faktorokat magyarázó változóként felhasználva. A – több szempontból is meglepő eredménnyel járó – statisztikákat a 7. melléklet tartalmazza.

Az öt magyarázó változó közül a végső modellbe négy került be, a bekerülés sorrendjének megfelelően:

1. X_HUF
2. MAXC
3. SZINT_M
4. BUX

Első, kutatási hipotéziseink alapján releváns eredményünk tehát pozitív. Az 1.2 hipotézisben szereplő mindkét változó megtalálható a banki eszköz-forrás modell hozamainak ingadozását magyarázó faktorok között.

Az M19. táblázat azonban számos egyéb eredményt is tartalmaz. Meglátásom szerint az egyik legfontosabb információja ennek a táblázatnak az, hogy a hazai és külföldi hozamszint eltérő jelentőséggel bír a vizsgált fiktív bank szempontjából. Ez az eredmény egyben igazolja is, hogy a két hozamszint minden statisztikai sugallat ellenére történő különválasztása hasznos volt. Látható ugyanis, hogy amíg a külföldi hozamszint megváltozása az eredmény ingadozására nincsen kimutatható hatással, addig a hazai hozamszint megváltozása a harmadik magyarázó faktor. A vizsgált bank – és így a reprezentatív hazai kisbank is – tehát viszonylagosan semleges a külföldi hozamgörbe szintjének megváltozása tekintetében, ki van téve azonban a hazai hozamgörbe szintingadozásának. Ezen eredmény miatt a külföldi hozamszintet a továbbiakban nem kezeltem releváns változóként, azaz a továbbiakban csupán a négy legnagyobb magyarázó erővel bíró változóval, a forintárfolyam-változással, a hazai államkötvények átlagos árfolyam-változásával, a hazai hozamgörbe szintjének megváltozásával és a hazai részvénytőzsi index értékváltozásával fogok foglalkozni.

Az M19. táblázat azonban a hipotézisek szempontjából is több fontos eredményt mutat. Az 1.1. hipotézis teljes egészében igazolást nyert, sőt, kijelenthetjük, hogy ez a hipotézis nagyon óvatos volt. A várt 4-5 faktorról szemben már egyetlen faktor is elég lenne ahhoz, hogy a hozamok ingadozását 80%-ban megmagyarázza¹⁴⁶. A hozamok ingadozásának

¹⁴⁶ A legjelentősebb faktor, a forint árfolyam-változásának magyarázó ereje 92,4%.

nagyon pontos leírásához valóban kevés, mindössze 4 faktor elegendő volt, melyek együttesen a variancia 99,5%-át tudták megmagyarázni¹⁴⁷.

Több negatív eredményt kaptunk azonban az 1.2. hipotézis tekintetében. Bár mindkét tétel szerepel a négy végső faktor között, mindkettő kevésbé jelentős, mint a négyes másik két tényezője, és magyarázó erejük is elmarad a várttól. A hazai hozamszint mint harmadik legfontosabb változó a másik két tényező, a forintárfolyam-változás és az állampapír-piaci hozam együttes magyarázó erejét mindössze 0,3%-al tudta megemelni, a BUX pedig mindössze 0,1%-ot javított az első három tényező alkotta modell pontosságán¹⁴⁸.

Az M20. táblázat a stepwise eljárás során létrejött 4 modell F-statisztikáját és szignifikanciáját mutatja. Ez a táblázat szintén alátámasztja a fentebb írottakat. Arra az eredményre jutottunk tehát, hogy az előző fejezetben összeállított 5 faktor jó, a többi változót velük helyettesítve az információ csekély része veszik csak el, az eredmény megváltozását a fentebb kiválasztott négy változó is majdnem teljesen megmagyarázza.

Az alfejezet hátralévő részében a fentebb kiválasztott négy változó statisztikáit fogjuk megvizsgálni. Az értékeket a 8. melléklet tartalmazza. Az M21. táblázatból láthatjuk, hogy – mint várható volt – a faktorok közül a BUX rendelkezik a legmagasabb szórással, melyet a forint árfolyam-változása követ, ami után az átlagos államkötvény-hozam következik. A hazai hozamgörbe a másik három változóhoz képest nagyon stabilnak mondható.

Az M22. táblázat a faktorok korrelációit mutatja, vastag betűvel kiemelve a statisztikailag szignifikáns értékeket¹⁴⁹. Látható, hogy a hazai hozamgörbe-szint lényegében egyik másik

¹⁴⁷ A 2,18-as Durbin-Watson teszt mutatja, hogy a hibatagoknál kis negatív autokorrelációt tapasztalhatunk, azaz valószínűleg maradtak még ki magyarázó változók a modellből. Ez jelen esetben természetesen nem meglepő.

¹⁴⁸ A magyarázó erő illetően meghatározását némileg megkérdőjelezi a magyarázó változók előállításának a módja. Az ugyanis nem garantálta a faktorok függetlenségét. Már jelen ponton valószínűsíthető – és a későbbi statisztikai vizsgálatok ezt alá is fogják támasztani –, hogy egyes változók között szignifikáns korreláció van (a hazai és a külföldi hozamszint közötti kapcsolatot a változók előállítása folyamán is láthatjuk). Így az egyes faktorok magyarázó ereje modellfüggő, függ attól, hogy mely más változókkal együtt szerepelnek a regressziós modellben. A BUX és a SZINT_M esetében minden lehetséges csoportosítást elvégeztem, és az eredmények azt mutatták, hogy a részvénypiaci faktor magyarázó ereje 0,0% és 16,1% között van, míg a hazai hozamgörbe szintjénél ez a sáv 0,0%-1,2%. A 0,0% mindkét esetben azt jelenti, hogy volt olyan regressziós modell, melynél az adott faktor nem került be a releváns magyarázó változók közé. Emellett megvizsgáltam azt is, hogy a két legnagyobb magyarázó erővel rendelkező faktor önmagában, egyváltozós regresszió keretében mennyit magyaráz meg az eredményváltozó ingadozásából. A forint árfolyam-változása esetében ez 92,4%, míg az állampapír-piaci hozamnál 56%.

¹⁴⁹ A választott szignifikancia-szint 5%.

változóval sem áll gyengénél erősebb statisztikai kapcsolatban, míg a maradék három változó között rendre statisztikailag szignifikáns kapcsolat van; a BUX és a MAXC kapcsolata pozitív, míg az X_HUF mindkét változóval negatív kapcsolatban van. Ugyanez olvasható le a következő alfejezet szempontjából fontos, a faktorok közötti kovarianciákat mutató M23. táblázatból is.

A mellékletben található M1.-M10. ábrák a négy faktor autokorrelációit és keresztkorrelációit mutatják. A konfidencia-intervallum a szórás kétszerese. Ezen ábrák áttekintésével láthatjuk, hogy a SZINT_M változónál várt magas elsőfokú parciális autokorreláción kívül nem találunk olyan kapcsolatot, amely jelentős és szakmai szempontból is védhető lenne¹⁵⁰.

5.4 A fiktív bank SP EFM modellje

Ebben a fejezetben véglegesítjük a fiktív bank sztochasztikus programozáson alapuló eszköz-forrás menedzsment modelljét. Az első alfejezetben felírjuk a szükséges regressziós egyenleteket – a hazai hozamszint autoregressziós modelljét, illetve a négy kulcsváltozó és a 20 modellváltozó kapcsolatát leíró regressziós egyenleteket. A második alfejezetben – az előző fejezet statisztikáit felhasználva – meggeneráljuk az eseményfát, amely az optimalizálási eljárás inputját fogja képezni. A harmadik alfejezetben meghatározzuk a feladathoz tartozó célfüggvényt, valamint kitérünk az árazó függvényekre és a döntési szimulátorra. A negyedik alfejezet az optimalizálási korlátokat tartalmazza. Végül az ötödik alfejezetben a modell tesztelése, a kapott eredmények elemzése következik.

A modell megalkotásakor elsődleges célunk annak a bemutatása, hogyan épül fel a gyakorlatban egy EFM modell. Mivel egy gyakorlati szempontból minden komponensében valóság-hű modell megalkotása messze meghaladná ezen dolgozat kereteit, gyakorlati tesztelése pedig a jelen kor számítástechnikai lehetőségeit, így a valóság tökéletes modellezésére nem is fogunk törekedni. Arra azonban igen, hogy a szükséges

¹⁵⁰ Az X_HUF változónál tapasztalható két hónapos negatív autokorreláció minden bizonnyal a választott időszak sajátosságából fakad, közgazdaságilag ugyanis nehezen védhető egy ilyen kapcsolat hosszú távon való fennmaradása.

kompromisszumok felvállalása ellenére végigvezessük az olvasót egy EFM modell gyakorlati megalkotásának és tesztelésének legfontosabb lépésein, valamint bemutassuk a lépésekkel kapcsolatos fontosabb gyakorlati problémákat, illetve azok megoldási lehetőségeit.

5.4.1 Autoregressziós és APT modellek

A modellek elkészítésénél lineáris stepwise regressziót alkalmaztunk. Az autoregressziós modell statisztikáit a 9. melléklet tartalmazza. Mint az M24. táblázat alapján látható, a SZINT_M változó autoregressziós modellje meglehetősen megbízható a vizsgált időszak tekintetében. A regressziós egyenlet a következő:

$$SZINT_M_t = 0,054\% + 0,939 * SZINT_M_{t-1}$$

Azaz az előző havi hozamszint 93,89%-ához 0,05%-ot adva meglehetősen jó becslést kapjuk az adott hónap hozamszintjének. Ez az eredmény azért jelentős, mert ennek birtokában az eseményfa elkészítésénél konstans várható érték helyett dinamikusan számított várható értéket tudunk alkalmazni, ezáltal is pontosabbá téve a modellünket.

Most pedig rátérünk az EFM modellünkben használt APT-egyenletek bemutatására. A 7.2.3 és 7.2.4 fejezetekben meghatároztuk azt a négy faktort, amely modellünk szempontjából statisztikailag szignifikáns magyarázó erővel bír. A kérdésünk így most már csak az, hogy mekkora bétákkal rendelkezik ezen faktorok tekintetében a 20, a vizsgált bank egyszerűsített eredményének meghatározása szempontjából releváns változó. Azaz milyen lineáris regressziós modellel nyerhetjük vissza a négy faktorból a 20 kérdéses változót.

Az egyes változók faktorbétáit a 10. táblázat tartalmazza:

Változó	Konstans	X_HUF	MAXC	SZINT_M	BUX
BET_LAT	-0,224%	0,007	0,019	0,486	
BET_0_2	-0,048%			0,732	0,004
BET_2_	-0,572%			1,172	
HIT_FOLY	1,165%		0,010	0,521	
HIT_LAK	-0,533%			1,893	
HIT_RL	-0,575%			2,155	
HIT_HL	0,430%			1,280	
EUR_HUF	1,291%	0,970		-1,369	
CHF_HUF	-1,291%	1,030		1,369	
APH_1Y	0,009%	-0,017	-0,041	0,861	
APH_5Y	0,203%		-0,023	0,531	
APH_10Y	0,175%		-0,016	0,495	
BUB_1M	-0,130%			1,017	0,004
RMAX	-0,060%		0,355	0,606	
MAX	0,060%		1,645	-0,606	
EUR_1M	-0,245%			0,534	-0,003
EUR_10Y	0,053%			0,351	
CHF_1M	-0,569%			0,723	-0,003
CHF_10Y	-0,463%			0,782	
BUX					1,000

10. táblázat: A változók faktorbétái.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Ez a táblázat is szemléletesen mutatja azt, hogy megfelelő faktorokat választottunk, hiszen mind a négy faktor komolyan befolyásol bizonyos változókat. A regressziós modellek R^2 együtthatói 0,502 (APH_5Y esetében) és 0,991 (MAX esetében) között szóródtak, míg a modellek p-értékei rendre 0,000 értéket vettek fel¹⁵¹.

¹⁵¹ Azaz elmondhatjuk, hogy az APT modellünk releváns, az egyes regressziós egyenletek statisztikailag megalapozottak. Bár az egyenletek magyarázó ereje nem minden esetben volt magas, némely változó – mint például az APH_5Y esetében is – csupán közepes, fontosnak tartom kiemelni, hogy a nagy bizonytalanságot magukba rejtő, azaz nagy szórással bíró változók esetében az R^2 együttható rendre magas volt, csupán a stabilabb változóknál fordult elő közepes R^2 együttható. Azaz az EFM modell szempontjából a közepes magyarázó erővel bíró regressziók nem jelentenek komoly problémát.

5.4.2 A többperiódusú eseményfa

Jelen alfejezetben a 4.1 fejezet logikája alapján fogunk haladni. Az ott megemlített négy módszer közül vizsgálataink alapján esetünkben egyértelműen a cascade megközelítés az, amelyik alkalmazható¹⁵².

A modellváltozók egymásra hatásából fakadó folyamat jelen esetben a következő. Első lépésként a múlt hónap hozamszintje alapján, a 7.3.1 fejezet autoregressziós egyenlete segítségével meghatározzuk a hozamszint adott hónapra vonatkozó várható értékét. Ezután a kapott várhatóérték és a 7.2.4 fejezetben kiszámított többi statisztikai érték alapján elkészítjük a négy faktorra vonatkozó forgatókönyveket¹⁵³. Végül a kapott forgatókönyvek és az APT béták alapján minden forgatókönyvre kiszámítjuk mind a 20, modellünk szempontjából releváns mutató értékét.

Modellünkben két időperiódussal, és minden időperiódusban öt, azonos bekövetkezési valószínűséggel rendelkező forgatókönyvvel dolgoztunk. Így egy optimalizálási lépésnél összesen 25 sztochasztikus forgatókönyv alapján hoztunk döntést¹⁵⁴.

A forgatókönyveket egy speciális módszerrel generáltuk újra és újra minden eseménypontban¹⁵⁵. A forgatókönyvek generálását az átlag és kovariancia illesztésével végeztük el. Ehhez első lépésben öt véletlen forgatókönyvet generáltunk a négy faktor vonatkozásában. A második lépésben egy lineáris transzformációval biztosítottuk, hogy a

¹⁵² A múltbeli adatok felhasználása az időszak alatt bekövetkezett makroökonómiai változások, elsősorban az infláció, és ezáltal a banki kamatok csökkenése miatt nem ajánlott. Ugyanezen ok miatt nem javasolható eloszlások statisztikai becslésén alapuló modell sem. A vektor-autoregressziós modell és a cascade megközelítés közötti választáskor pedig az APT modell miatti függőségi háló dönt egyértelműen az utóbbi módszer mellett.

¹⁵³ Az előző lábjegyzetben is elmondottak miatt a múltbeli statisztikák felhasználása nem feltétlenül tekinthető a legjobb megoldásnak. Hogy mégis így fogunk eljárni, annak két oka van. Egyrészt az időbeni változásnak valószínűleg leginkább kitett faktor változékonyságát az autoregresszió alkalmazásával kezeltük, a többi statisztikai változó nagy részéről pedig (mint a szórások és kovarianciák) a gyakorlati kutatások túlnyomó többsége úgyszintén feltételezi az időbeni állandóságot. Másrészt a múltbeli statisztikák korrekciója esetén nagyon nehéz lett volna garantálni, hogy a múltbeli időpontokban még nem ismert, de mostanra az elemzést végző által már birtokolt információk ne befolyásolják a modellt, egyfajta prediktív tulajdonsággal felruházva azt. Egy ilyen esemény ugyanis a későbbi eredmények objektív elemzését és értékelését lehetetlenné tette volna.

¹⁵⁴ A forgatókönyvek számának meghatározását bekorlátozta az általunk használt szoftver futási ideje és a számítógép kapacitása. Mindezek ellenére az összes forgatókönyv száma nagyságrendileg elérte a gyakorlatban a pénzügyi területen jellemző értéket.

¹⁵⁵ Mivel egy időperiódusban kevés forgatókönyvvel dolgoztunk, így ez nem jelentett komoly számítási problémát.

véletlen forgatókönyvek átlag és szórás tekintetében megfelelőek legyenek. A harmadik lépésben pedig megvizsgáltuk, hogy az így kapott forgatókönyvek kovariancia-mátrixa megfelelő mértékben hasonlít-e a faktorok múltbeli adatok alapján számított kovariancia-mátrixára.

Kovariancia-mátrixok hasonlóságát többféleképpen is mérhetjük. Ezek közül mi a sajátvektorok átlagos euklideszi távolságát használtuk¹⁵⁶. Ez az érték esetünkben 0 és 2 között mozoghat. A program futási sebessége, valamint a kovariancia-mátrixok statisztikai tulajdonságainak elemzése után úgy döntöttünk, hogy két kovariancia-mátrixot abban az esetben fogunk hasonlónak tekinteni, ha a fenti távolság kisebb, mint a maximális érték 0,1%-a, azaz 0,002¹⁵⁷.

Ha a véletlen forgatókönyvek kovariancia mátrixa nem volt a fenti kritérium alapján a számítottéhoz hasonló, akkor visszatértük az első lépcsőhöz. Amennyiben pedig a véletlen forgatókönyvek kovariancia mátrixa hasonló volt a számítottéhoz, úgy az eljárás – legalábbis az adott eseménypont tekintetében – véget ért.

A forgatókönyvek folyamatos újragenerálásának a célja az volt, hogy elkerüljük az egy esetlegesen nagyon speciális, bár statisztikailag megfelelő forgatókönyv használatából akadó torzításokat¹⁵⁸.

¹⁵⁶ A sajátértékek egyezőségét a módszer garantálta, hiszen azok az egyes faktorok varianciájával egyeznek meg.

¹⁵⁷ Ez azt is jelenti, hogy a négy sajátvektor egyike sem lehet 0,008-nál távolabb a múltbeli adatokból számolt kovariancia-mátrix megfelelő sajátvektorától.

¹⁵⁸ Közel adott statisztikai jellemzőkkel bíró forgatókönyvek többféleképpen is előállíthatóak, és ezek akár mind különböző karakterisztikával is rendelkezhetnek. Elképzelhető, hogy az egyikben található katasztrófa-forgatókönyv is – azaz olyan scenárió, melynél minden változó a számunkra kedvezőtlen irányba változik – míg a másikonál nincsen ilyen. Ezen karakterisztikabeli különbségek optimumra gyakorolt hatásának felmérése és elemzése túlmutat jelen disszertáció célkitűzésén, tény azonban, hogy ez a hatás létezik. A forgatókönyvek folyamatos újragenerálása melletti döntés elsődleges oka ezen hatás minimalizálása, diverzifikálása volt.

Az alfejezet hátralévő részében a fentiek gyakorlati megvalósulását fogom bemutatni egy konkrét forgatókönyvre. A mintaforgatókönyvet a 11. táblázat tartalmazza:

	1.	2.	3.	4.	5.
BUX hozama	-1,036%	8,421%	0,680%	3,989%	-12,055%
SZINT_M hozama	0,133%	0,018%	-0,228%	0,030%	0,047%
X_HUF hozama	-2,722%	-0,188%	-0,798%	1,423%	2,284%
MAXC hozama	1,309%	-0,926%	-0,033%	0,999%	-1,349%

11. táblázat: A faktorhozam-forgatókönyvek.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Az 1. jelű oszlop tartalmazza az első forgatókönyvet, a 2. a másodikat, és így tovább. Azaz például a negyedik forgatókönyv bekövetkezése esetén a BUX havi hozama 3,989%. Mint azt az olvasó is könnyen ellenőrizheti, az egyes faktorok várható hozama az öt forgatókönyv tekintetében pontosan megegyezik az egyes faktorok múltbeli számított átlagos hozamával.

A négy faktor fenti forgatókönyvek alapján számított kovariancia-mátrixát a következő táblázat mutatja:

	BUX	SZINT_M	X_HUF	MAXC
BUX	0,004674	-0,000012	-0,000423	0,000221
SZINT_M	-0,000012	0,000001	-0,000001	0,000003
X_HUF	-0,000423	-0,000001	0,000306	-0,000100
MAXC	0,000221	0,000003	-0,000100	0,000108

12. táblázat: A faktorok forgatókönyvek szerinti variancia-kovariancia mátrixa.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Ez a táblázat a nagyon kis értékek miatt önmagában nagyon nehezen értelmezhető. Azonban az már segít értékelni, ha tudjuk, hogy a múltbeli adatok alapján kalkulált kovariancia-mátrixtól elemek szintjén kevesebb, mint 0,35%-at tér csak el¹⁵⁹, míg a relatív eltérések abszolút értékének átlaga mindössze 0,06%.

¹⁵⁹ Az eltérés számításának módja: (tényleges adatok alapján számolt érték – forgatókönyvek alapján számolt érték) / tényleges adatok alapján számolt érték. A maximális értéket a MAXC varianciája esetén veszi fel a százalékos eltérés-függvény.

Mivel azonban a forgatókönyvek generálásakor a kritérium a sajátvektorok euklideszi eltérése volt, a módszer megértéséhez és értékeléséhez ezt az értéket is ismerni kell. A következő táblázat a múltbeli adatok alapján kalkulált kovariancia-mátrix sajátvektorait mutatja:

	x	y	z	v
1. sajátvektor	0,00383	0,99928	-0,00473	-0,03745
2. sajátvektor	-0,01072	0,03660	0,36808	0,92901
3. sajátvektor	0,10800	-0,00971	0,92476	-0,36477
4. sajátvektor	0,99409	-0,00240	-0,09648	0,04979

13. táblázat: A tényleges adatok alapján számolt sajátvektorok.

Forrás: a szerző saját összeállítása

A táblázat soraiban a sajátvektorok találhatóak. Mivel négy faktorral dolgoztunk, így a kovariancia-mátrix rendje is négy, tehát a sajátvektorok is négydimenziósak. A négy koordinátát a táblázatban x, y, z és v jelöli.

A forgatókönyvek alapján számolt kovariancia-mátrix sajátvektorait a következő táblázat tartalmazza:

	x	y	z	v
1. sajátvektor	0,00382	0,99929	-0,00469	-0,03727
2. sajátvektor	-0,01069	0,03642	0,36861	0,92881
3. sajátvektor	0,10788	-0,00970	0,92457	-0,36530
4. sajátvektor	0,99410	-0,00240	-0,09636	0,04977

14. táblázat: A forgatókönyvek alapján számolt sajátvektorok.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Bár a sajátvektorok szemmel láthatóan is nagyon közel vannak a tényleges adatok alapján számoltakhoz, határozzuk meg pontosan a célstatisztikát. Az 1. sajátvektorok euklideszi távolsága 0,00018. A 2. sajátvektorok esetében ez az érték 0,00059. A 3. sajátvektoroknál 0,00058-t kapunk, végül a 4. sajátvektorok esetében 0,00013-t. Azaz az átlagos euklideszi távolság 0,00037, mely érték kevesebb, mint a korlátul szabott érték ötöde.

Ezen forgatókönyvek alapján az eredeti 20 változóra az APT modellek alapján számolt öt forgatókönyv a következő:

	1.	2.	3.	4.	5.
BET_LAT	0,33%	0,25%	0,15%	0,31%	0,28%
BET_0_2	0,76%	0,71%	0,50%	0,70%	0,66%
BET_2	0,73%	0,59%	0,31%	0,61%	0,63%
HIT_FOLY	1,76%	1,68%	1,56%	1,71%	1,69%
HIT_LAK	1,57%	1,35%	0,88%	1,37%	1,40%
HIT_RL	1,82%	1,57%	1,04%	1,60%	1,63%
HIT_HL	1,85%	1,70%	1,39%	1,72%	1,74%
EUR_HUF	-2,78%	-0,17%	-0,42%	1,38%	2,19%
CHF_HUF	-2,48%	-0,03%	-0,99%	1,65%	2,55%
APH_1Y	0,91%	0,88%	0,63%	0,77%	0,88%
APH_5Y	0,75%	0,74%	0,58%	0,70%	0,76%
APH_10Y	0,69%	0,67%	0,54%	0,65%	0,69%
BUB_1M	1,00%	0,92%	0,63%	0,91%	0,86%
RMAX	1,33%	0,47%	0,63%	1,16%	0,33%
MAX	2,71%	-0,90%	0,72%	2,26%	-1,61%
BUX	-0,91%	8,55%	0,81%	4,12%	-11,93%
EUR_1M	0,35%	0,26%	0,15%	0,28%	0,33%
EUR_10Y	0,44%	0,40%	0,32%	0,41%	0,41%
CHF_1M	0,24%	0,13%	-0,03%	0,15%	0,20%
CHF_10Y	0,41%	0,32%	0,12%	0,32%	0,34%

15. táblázat: A forgatókönyvek alapján számolt sajátvektorok.

Forrás: a szerző saját összeállítása

A figyelmes olvasó észrevehette, hogy az egy hónapos svájci frank hozam a harmadik forgatókönyv bekövetkezése esetén negatív lenne. Ez értelemszerűen nem következhet be a valóságban. Eljárásunk során tekintettel voltunk erre, és minden irreális értéket a hozzá legközelebbi reális értékkel helyettesítettünk. Jelen esetben ez 0,00% volt.

Természetesen vetődik fel a kérdés, hogy vajon a fenti változók forgatókönyvek alapján számított alapvető statisztikai mennyire hasonlítanak a vizsgált időszak alatt ténylegesen felvett értékeik alapján számított statisztikákra? A következő táblázat alapján kijelenthetjük, hogy a legtöbb változó tekintetében a relatív eltérés kicsi. A legnagyobb hibát az euró-forint árfolyam változásának várható értéke esetében adja a modellünk, a tényleges 0,0589%-os érték helyett 0,0403% a forgatókönyvek alapján számított.

	Tényleges hozam	Forgatókönyv hozam	Tényleges szórás	Forgatókönyv szórás
BET_LAT	0,26%	0,26%	0,07%	0,07%
BET_0_2	0,63%	0,67%	0,10%	0,10%
BET_2_	0,60%	0,57%	0,14%	0,16%
HIT_FOLY	1,69%	1,68%	0,07%	0,07%
HIT_LAK	1,35%	1,32%	0,24%	0,26%
HIT_RL	1,57%	1,53%	0,25%	0,29%
HIT_HL	1,70%	1,68%	0,16%	0,17%
EUR_HUF	0,06%	0,04%	1,79%	1,91%
CHF_HUF	0,12%	0,14%	1,83%	2,02%
APH_1Y	0,79%	0,82%	0,12%	0,11%
APH_5Y	0,69%	0,71%	0,09%	0,07%
APH_10Y	0,63%	0,65%	0,07%	0,07%
BUB_1M	0,83%	0,86%	0,15%	0,14%
RMAX	0,76%	0,79%	0,44%	0,44%
MAX	0,66%	0,64%	1,69%	1,89%
BUX	0,13%	0,13%	6,83%	7,64%
EUR_1M	0,30%	0,28%	0,08%	0,08%
EUR_10Y	0,41%	0,40%	0,04%	0,05%
CHF_1M	0,15%	0,14%	0,10%	0,10%
CHF_10Y	0,32%	0,30%	0,11%	0,11%

16. táblázat: Tényleges és forgatókönyvek szerinti hozamok és szórások.

Forrás: a szerző saját összeállítása

5.4.3 Célfüggvény, árazó függvény, döntési szimulátor

Mint azt a 4.4 fejezetben áttekintettük, a célfüggvényt többféleképpen is meghatározhatjuk. Vethetjük egyszerűen a várható hozamot, csökkenthetjük azt a szórás egy konstans-szorosával, mint ahogyan a Markowitz modell teszi, választhatunk vagyoncélok el nem érését büntető függvényeket, vagy akár adott vagyon elértési valószínűségét, esetlegesen szintén csökkentve bizonyos büntetőfüggvényekkel, illetve kiszámíthatjuk az eszközök forrásokkal szembeni többlethozamát.

Van azonban egy nagyon fontos kritérium, melynek teljesülése esetén a probléma megoldása sokkal egyszerűbb és gyorsabb lesz: maximumfeladat esetén a célfüggvénynek konkávnak, minimumfeladat esetén pedig konvexnek kell lennie.

A konkrét célfüggvény meghatározásakor három célt tűztünk ki magunk elé. Egyrészt a célfüggvénynek mindenképpen tartalmaznia kell a várható nyereség valamilyen monoton függvényét. Másrészt – a jelenleg hangsúlyos elméleti és gyakorlati kutatási irányvonalnak megfelelően – tartalmaznia kell egy várható veszteség jellegű tagot is. Harmadrészt a probléma kezelhetősége érdekében a célfüggvénynek meg kell felelnie az előző bekezdésben megfogalmazott kritériumnak.

Mindezek alapján a konkrét célfüggvényt a következőképpen definiáltuk: a tervezési horizont végén várható eredményből levontuk az esetleges veszteség várható értékét¹⁶⁰. Ilyen módon a célfüggvény maximalizálása egyszerre juttatja érvényre a magasabb várható eredmény iránti törekvést és a veszteségek elkerülésének a vágyát.

A fenti célfüggvény nyilvánvalóan megfelel az első két, vele szemben támasztott kritériumnak. A harmadiknak való megfelelése szintén könnyen belátható, hiszen a célfüggvény lényegében két komponens összege, aholis az egyik komponens lineáris függvény, míg a másik egy maximalizált lineáris függvény. Azaz a célfüggvény két konkáv (alulról konvex) függvény összege, ilyen módon maga is konkáv (alulról konvex).

Esetünkben – a célfüggvény konstruálásának módja következtében – nincsen szükség árazó függvényre. Ennek az a nyilvánvaló oka, hogy a generált változók egyszerű és közvetlen hatással vannak a célfüggvényünk értékére. Így nincsen szükség arra, hogy a mérlegstruktúrában, szereplő tételeket az egyes forgatókönyvre beárazzuk. A modell szerencsés megkonstruálása következtében azonban ez nem jelenti azt, hogy az egyes tételek piaci értékváltozását nem vennénk figyelembe. Bizonyos tételek esetén – ilyenek a devizatételek, az RMAX és a MAX, valamint a BUX változótól függő tételek – ugyanis a modell kialakítása miatt a piaci értékváltozás közvetlenül bekerült a célfüggvénybe. Más tételeknél – mint például a betéti- és hitelkonstrukciók, vagy a devizatételek értékének kamatlábfüggő komponense – azonban a piaci érték megváltozása nincsen hatással a célfüggvény értékére, csupán az adott tétel az adott hónapban elért eredmény. És míg ez nem jelent nagy pontatlanságot a viszonylag rövid futamidejű tételek, mint például a látra szóló betét, a 2 hónapon belüli lekötött betét, a folyószámla-hitel vagy a rövid futamidejű

¹⁶⁰ Ezen a ponton fontos kiemelni, hogy a várható eredmény értékébe az esetleges veszteségeket is belekalkuláltuk, a nekik megfelelő valószínűségi súllyal. Azaz a megadott módszer szerint a várható (pozitív) nyereségből lényegében a várható (negatív) veszteség dupláját vontuk le.

devizátételek esetében, addig jelentős tétel lehet a hosszú futamidejű, hozamgörbe-változástól függő értékkel bíró tételek tekintetében.

Le kell azonban szögezni, hogy – mint azt korábban is láttuk – a célfüggvény megválasztása minden esetben kompromisszumos döntés, hiszen nincsen minden szempontból optimális célfüggvény. A vele szemben támasztott elvárások egy része szükségszerűen sérülni fog. Jelen esetben ez a fenti tételek piaci értékváltozásának figyelmen kívül hagyásában jelentkezett¹⁶¹.

A másik EFM-komponens, melyet a forgatókönyv-generálás módja közvetlenül érint, a döntési szimulátor. Azaz meg kell határoznunk, hogy az első időperiódus végén milyen automatikus döntéseket hozzon a modell, szimulálva a bank várható tényleges reakcióját. Itt megint csak rengeteg lehetőség kínálkozik, melyek nagy részét szakmailag is indokolni lehetne. A modell adott számítástechnikai keretek közötti kezelhetősége érdekében itt egy viszonylag egyszerűbb eljárást választottam, ügyelve arra, hogy összhangban legyen a célfüggvény által is leképezett üzleti logikával. Esetünkben ez azt jelenti, hogy amennyiben a fiktív bank az első időperiódus végén az adott forgatókönyv mellett veszteséges lenne, úgy felére csökkenti a kockázatnak leginkább kitett eszközelemét, azaz a hazai részvények állományát.

¹⁶¹ A fenti probléma jelen esetben viszonylag egyszerűen orvosolható lett volna, ha ismerjük az érintett tételek átlagidejeit, és feltesszük, hogy ezen értékek a modell által lefedett időtávon nem változnak. Ilyen értékek azonban sajnálatos módon nem álltak rendelkezésre.

5.4.4 EFM korlátok

A 4.4 fejezetben áttekintettük a korlátok meghatározásának általános szabályait. Most vegyük át a konkrét esetben alkalmazandó korlátozó feltételeket.

Első feltételünk, hogy minden mérlegtétel értéke legyen legalább zero¹⁶². Második feltételünk, hogy egy hónap alatt egyik mérlegtétel értéke sem változhat 500 millió forintnál nagyobb mértékben. Erre a korlátra a realitások figyelembe vétele és gazdasági megfontolások miatt is szükség volt. Egyrészt valóban nem valószínű, hogy egy hazai kisbank egy hónap időtáv alatt ennél az értéknél rendszeresen nagyságrendekkel nagyobb változást eszközölne bármely mérlegtétel vonatkozásában. Természetesen a konkrét számérték mind bank-, mind pedig mérlegtétel-függő. Azonban megfelelő információk hiányában pontos értéket nem lehetett meghatározni. Másrészt a második korlátot gazdasági megfontolások is szükségessé teszik, hiszen minden tétel tekintetében tranzakciós költségekkel jár a változás. Ezek a tranzakciós költségek az esetek többségében legalább lineárisan nőnek a változás mértéke függvényében. Azaz egy komolyabb változás tranzakciós költségei akár a változásból fakadó várható hasznot is elvihatik. Pontos adatok birtokában természetesen megtehetjük volna, hogy a tranzakciós költséget explicit módon beépítjük a célfüggvénybe, jelen esetben azonban erre nem volt lehetőség¹⁶³.

Harmadik feltételünk az volt, hogy egyik mérlegtétel sem nőhet túl a kiinduló érték dupláján. Erre a korlátra a pénzintézeteknél szokásos törvényi és külső szabályozások

¹⁶² Ez a korlát triviálisnak tűnik, de fel kell hívni a figyelmet arra, hogy a bank határidős ügyletek – például rövid határidős részvénypozíciók – alkalmazásával elérheti, hogy ha a mérlegtétel nem is, de a megfelelő kockázati faktornak való kitettség, azaz a megfelelő modellváltozó negatív legyen.

¹⁶³ Felmerülhet a kérdés, hogy nem kellett-e volna különböző korlátot megadni a tételek növekedésére, illetve csökkenésére? A kérdés természetesen jogos. Esetünkben négyféle mérlegkategóriát különböztethetünk meg ebből a szempontból. Az első kategóriába azon tételek tartoznak, melyeket a bank szabadon változtathat – ide tartozik például az államkötvény-állomány és a hazai részvények állománya. Ezen tételek esetében a volumen akár nullára történő lecsökkentése is elképzelhető. A második kategóriába a rövid futamidejű tételek tartoznak, mint például a rövid hitelintézeti betétek, vagy a lakossági folyószámla-hitelek. Itt egy hónap alatt szintén komoly változásokat lehet eszközölni, amennyiben ilyen irányú szándék létezik. A harmadik kategóriát a hosszú futamidejű, de nagy volumenű tételek jelentik, mint például a hosszú lejáratú vállalati és lakossági hitel. Ezen kategória esetében egyszerűen csak a folyamatosan kifutó tételek meg nem újításával lehet az állományt csökkenteni, de a nagy induló volumen miatt erre lehet reális esély. Végül az utolsó kategóriát a hosszú futamidejű és alacsony volumenű tételek jelentik, mint például a belföldi hitelintézetek lekötött betétei. Ezen tételek tekintetében az 500 millió forintos korlát megengedhetetlenül magasnak tűnik. Azonban a gyakorlatban az ezen tételek által okozott kitettség is csökkenthető swap-ügyletekkel, illetve eszközök esetén a megfelelő tétel értékesítése által.

modellezése érdekében volt szükség. A korlát önkényes meghatározását újfent az információk hiánya, illetve a probléma általános jellege okozta.

Negyedik feltételünk a tőke megfelelésre vonatkozott. Itt a következő kockázati súlyokat használtam:

Kód	Megnevezés	Súly
11	Pénztár	0%
1211	Kincstárjegy	0%
1212	Államkötvény	0%
1311	Államkötvény	0%
1312	Jegybanki kötvény – 2 éven túli lejáratú	0%
141	Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid	0%
142	Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek – rövid	20%
1431	EUR	20%
1432	CHF	20%
151	Központi kormányzathoz sorolt egyéb intézmények hitele – rövid	0%
1521	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – rövid	20%
1522	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – hosszú	20%
1531	Vállalati és lakossági hitel – folyószámla	100%
1532	Vállalati és lakossági hitel – rövid	100%
1533	Vállalati és lakossági hitel – hosszú	100%
154	Lakáshitel	100%
1551	EUR	20%
1552	CHF	20%
161	Hazai részvények	100%
19	Saját eszközök	100%

17. táblázat: Kockázati súlyok.

Forrás: a szerző saját összeállítása

A fenti tételek volumenét a táblázatban szereplő súlyokkal súlyozottan összegezve számoltam ki a korrigált mérlegfőösszeget, melynek 8%-a nem lehetett magasabb a saját tőke értékénél.

Ötödik feltételünk a tartalékrátára vonatkozik. 5%-os tartalékolási kötelezettséggel számoltam, a tartalékolási kötelezettség alapját a mérleg forrásoldalának 211, 2121, 2122,

2131, 2132, 22211, 22212, 23311 és 23312 kódszámú tételei adták¹⁶⁴. Azaz az eszköz oldal 141-es kódszámú tétele, a „Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid” értékének legalább a megadott forrástételek értékének 5%-át kellett kitennie. A jegybanki betétek hozamát a jegybanki alapkamat alapján számítottam, mely értékeket a releváns időszak vonatkozásában a 10. melléklet tartalmazza.

Hatodik feltételünk a könyveléstechnikailag triviális, ámde a modell változóinak szintjén eddig nem garantált eszköz-forrás egyezőség volt.

5.4.5 A modell tesztelése valós adatokkal

Ebben az alfejezetben azt vizsgáljuk, milyen változásokat javasolt a modell az eszköz-forrás struktúrában, illetve ezen változások hogyan hatottak a fiktív bank egyszerűsített eredményére.

A modellben szereplő változók értékének alakulását 2004 egyes hónapjaiban elvégzett optimalizálás után a melléklet M26.-ös táblázata tartalmazza. Mint ahogyan azt a táblázatból is láthatjuk, az első három hónapban egyfajta profiltisztítás történt, összesen 2.072 millió forinttal csökkent mind az eszköz, mind pedig a forrásoldal. Ezután pedig dinamikus növekedés következett be, decemberre a mérlegfőösszeg 7.379 millió forinttal lett magasabb a márciusi szintnél¹⁶⁵.

Az egyes tételeket egyenként elemezve rálátást nyerünk a modell mögöttes stratégiájára. A tételek túlnyomó többsége világos trend alapján változott. Egyes értékek folyamatosan növekedtek az év folyamán – ilyen például a 1533-as „Vállalati és lakossági hitel – hosszú”, valamint a 1532-es „Vállalati és lakossági hitel – rövid” tétel. Mások folyamatosan csökkentek – mint például a 1212-es „Államkötvények” vagy a 23321-es „Külföldi hitel – hosszú (EUR)” tétel. A tételek egy csoportja addig növekedett, míg elérte

¹⁶⁴ A szabályozásról lásd: 2/2003. (PK. 14.) MNB rendelkezés a kötelező jegybanki tartalékról.

¹⁶⁵ A konkrét értékek könnyen leolvashatóak az M30.-as táblázatból. Ez a táblázat a jelenlegi és a következő négy vizsgált modell összes eszközoldali változójának értékét mutatja. A legelső, „Status quo” sor egy olyan banknak felel meg, amelyik egyetlen mérlegtétel értékét nem változtatta meg a vizsgált időszak alatt. A jelenleg vizsgált modell értékeit az „Alapmodell” sor tartalmazza.

a kiinduló érték dupláját, melyet korlátként adtunk meg – ilyen a 2124-es „Vállalati és lakossági betét – hosszú” vagy a 154-es „Lakáshitel”. Mások addig csökkentek, míg az alsó korlát zérust el nem érték – mint például a 1432-es „Külföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek – rövid (CHF)” vagy a 231-es „Jegybanktól felvett hitel – rövid” tétel. A mérlegsorok egy kisebb csoportja egy csökkenés-stagnálás-növekedés hármas minta után visszatért a kiindulási érték közelébe – ilyenek a 23311-es „Külföldi hitel – rövid (EUR)” vagy a 22222-es „Külföldi bankok betéte – 2 éven túl (CHF)” tétel. Végül volt 1-2, a vizsgált időszak alatt trend nélkül ingadozó tétel, mint például a 1431-es „Külföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek – rövid (EUR)” vagy a 1211-es „Kincstárjegy” tételek.

Nagyon érdekes megnézni a bank deviza-kitettségeinek megváltozását az időszak alatt. Különösen érdekes eredményeket kapunk annak a fényében, hogy – mint azt az 5.3.4-es fejezetben megmutattuk – a forint árfolyamának megváltozása az egyszerűsített eredmény megváltozását 92,4%-ban magyarázza meg, azaz a deviza-kitettség már a kiinduló állapotban is nagyon jelentősnek volt tekinthető. Bár erre vonatkozóan hipotézist nem állítottam fel, a sejtésem mindenképpen az volt, hogy a modell a kitettség csökkentését fogja javasolni. A gyakorlat ennek ellentmondott. A kiinduló állapotban a fiktív bankunknak 15.967 millió forinttal több euróban denominált forrása volt, mint ugyanilyen eszköze. Svájci frank esetében a forrásoldal többlete 8.033 millió forint volt. És míg a vizsgált 12 hónap alatt az euró tekintetében a fenti különbség lényegében állandó maradt, addig a svájci franknál – a várt csökkenés helyett – megduplázódott, azaz az euró esetében mért szintre nőtt¹⁶⁶.

Szintén érdekes a 141-es „Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid” értékének alakulása. Ennek értéke már induláskor is több mint négyszer magasabb volt, mint amekkorát a forrásoldal indokolt volna. Ennek ellenére az első hét hónapban a maximális mértékben nőtt, és a növekedés a következő hónapokban is folytatódott, bár már kisebb mértékben.

Természetesen merül fel a kérdés, hogy mi okozhatta a fenti folyamatokat? Sejtésünket a hipotézisek második csoportja tartalmazza. Várakozásaink szerint az eszközelemek

¹⁶⁶ Egész pontosan decemberre 15.727 millió forint forrásoldali többlet lett euróból és 15.833 millió forint forrásoldali többlet svájci frankból. Érdekesség továbbá, hogy a többlet azonos értéke és az euróban denominált többlet állandósága ellenére az egyes tételek nagyon különbözően változtak – némelyik nőtt, míg másik csökkent. Például a 2331-es „Külföldi hitel – rövid” esetében az euróban denominált érték először nullára csökkent, majd a kiinduló érték feléhez közelített, miközben a svájci frankban denominált egy hónapot leszámítva gyorsan megnőtt a duplájára és meg is maradt azon a szinten.

optimális aránya pozitív kapcsolatban van várható hozamukkal, míg negatív kapcsolatban van szórásukkal. Bár hipotézisként ezt nem fogalmaztuk meg, de a fenti gondolatmenetet értelemszerűen kiterjeszthetjük a forrás oldalra is. Eszerint egy adott forráselem optimális aránya negatív kapcsolatban van mind a várható hozamával, mind pedig a szórásával.

A hipotézis megválaszolásához össze kell vetnünk az egyes mérlegtételek modell szerinti várható hozamát és szórását azzal, hogy ezen tételek mennyit változtak meg a modell javaslatai alapján 2004-ben. Ezen adatokat gyűjti össze az M25. táblázat. Bár a válasz a táblázat alapján is sejthető, a statisztikák egyértelművé teszik sejtésünket. A modell szerinti várható hozam és a tételek megváltozása közötti korreláció eszközelemek esetében 0,761, míg forráselemekre ugyanez az érték -0,540. Azaz kijelenthetjük, hogy várakozásainknak és a 2.1. hipotézisnek is megfelelően erős pozitív kapcsolat van egy eszközelem várható hozama és az optimális portfólióbeli aránya között, míg forráselemek tekintetében a kapcsolat a közepesnél valamivel erősebb és negatív irányú. Azaz a 2.1. hipotézis megerősítést nyert.

Részben a várakozásainknak megfelelő eredményt mutat a szórás és a tételek megváltozása közötti korreláció is. Eszközelemekre a kapcsolat erőssége -0,345, míg források esetén a mutató csupán -0,064. E tekintetben tehát közepes negatív kapcsolat van egy eszközelem szórása és az optimális portfólióbeli aránya között, míg a forráselemek tekintetében lényegében független egymástól a szórás és az optimális portfólióban betöltött részarány. Azaz a 2.2. hipotézis is megerősítést nyert.

Bár mindkét hipotézisünket megválaszoltuk, a forráselemekre a szórás tekintetében kapott nem várt eredményt mindenképpen további vizsgálatra érdemesnek gondoltam. Első ötletem az volt, hogy esetleg a hozamok és a szórások közötti korreláció okozta valahogyan ezt az eredményt. Sejtésemet megvizsgálva megdöbbentő eredményt kaptam. A forráselemek tekintetében a modell szerinti várható hozam és a szórás közötti korreláció -0,733 volt. Ami azt jelenti, hogy a forráselemek tekintetében a magasabb szórás kisebb hozammal jár együtt. Ezután természetesen kíváncsi lettem, hogy az eszközoldal milyen kapcsolatot talállok, és ismét nem várt eredményt kaptam, hiszen a korrelációs együttható ott is szignifikánsan negatív volt, -0,640. A modell érdekes, és jelen dolgozat kereteit meghaladó, de további vizsgálatra mindenképpen érdemes eredménye tehát az, hogy a

banki eszköz-forrás menedzsment szempontjából relevánsnak vett változók várható hozama és szórása negatív kapcsolatban volt egymással a vizsgált időszakra¹⁶⁷.

Mindez természetesen a felvetett kérdőjelek mellett megmagyarázza a korábban feltett kérdést, nevezetesen miért nem találtunk szignifikáns kapcsolatot a forráselemek tekintetében a szórás és az optimális portfólióban betöltött arány között. Sőt, megmagyaráz egy másik, eddig fel nem tett kérdést: miért volt lényegesen gyengébb a forráselemeknél a várható hozam és az optimális portfólióban betöltött arány közötti kapcsolat, mint az eszközelemeknél. Mindkét kérdésre a fenti eredmény a válasz, a várható hozam és a szórás közötti negatív kapcsolat miatt, és amiatt, mert az alapfeltevésünk helyes volt mind az eszközök, mind pedig a források tekintetében. Azaz eszközöknél annál nagyobb arányban javasolt egy eszközt tartani, minél magasabb a várható hozama és minél alacsonyabb a szórása. Az e két változó közötti negatív kapcsolat pedig mindkét hatást erősíti, hiszen egy magasabb várható hozammal rendelkező eszközelem részarányát a kisebb szórása miatt is növelni fogja a modell. Forráselemek tekintetében azonban más a helyzet. Mivel ott minél alacsonyabb hozamra törekszünk, így az alacsonyabb várható hozam miatti pozitív hatást gyengíti a magasabb szórás negatív hatása és fordítva.

Mindezek alapján az egyes mérlegtételek megváltozása is érthető. A modell eszköz oldalon növelte a magasabb hozammal és ezzel párhuzamosan alacsony szórással rendelkező elemek részarányát, míg forrás oldalon elsősorban az alacsony hozamú elemek részarányát növelte. Érthető az is, hogy miért nőtt egyes tételek értéke folyamatosan, míg másoké először csökkent, majd növekedett. Azon tételek értéke nőtt ugyanis folyamatosan, melyek mind hozam, mind pedig kockázat szempontjából a legkedvezőbbek között szerepeltek – ilyen például a 1532-es „Vállalati és lakossági hitel – rövid” vagy a 1533-as „Vállalati és lakossági hitel – hosszú”. Azon tételeknek pedig, melyek hozam szempontjából jók voltak, de szórás szempontjából nem – mint például a 22222-es „Külföldi bankok betéte – 2 éven túl (CHF)” vagy a 23311-es „Külföldi hitel – rövid (EUR)” – az első hónapokban csökkent a részarányuk, profiltisztítás áldozatai lettek, hiszen voltak náluk kedvezőbbek, azonban

¹⁶⁷ Ugyanezt megvizsgáltam a 2004-es időszak realizált hozamai tekintetében is és még furcsább eredményt kaptam. A korrelációs együttható értéke az eszközelemek tekintetében -0,113-ra csökkent, míg a forráselemekre -0,929-re nőtt. Azaz az eszközök és a források közös anomáliája már csak a források szintjén maradt meg, de ott majdhogynem függvényyszerűvé vált a kapcsolat. A nem igazán rövid időszak és a nagyon erős kapcsolatra utaló korrelációs együttható együtt valószínűtlenné teszi az egyébként leginkább elfogadható magyarázatot, mely szerint egy nagyon erős recesszióban pont a legkockázatosabb tételek fogják a legalacsonyabb – esetleg negatív – hozamokat produkálni.

amint a kedvezőbb tételek elérték a modellnek megszabott felső határt, a lehetséges tételek halmazán belül előkelőbb helyre kerültek, részarányuk pedig növekedni kezdett.

A legfontosabb kérdésre azonban mindeddig nem kaptunk választ. E kérdés pedig úgy szól: megérte-e felépíteni ezt a modellt, sikerült-e a fiktív bankunk nyereségét nagyobbá, stabilabbá tenni?

A fiktív bank egyszerűsített eredményét a 2004-es tényleges, realizált hozamok alapján számítottam ki. Az eredményeket a folyamatosan változatlan mérlegstruktúrával rendelkező „Status quo” esetre és a jelen alfejezetben vizsgált „Alapesetre”, valamint a következő két alfejezetben található összesen négy további modellre az M32. táblázat tartalmazza. Az első 12 oszlop a havi egyszerűsített eredmény-értékeket tartalmazza, míg az utolsó oszlop a 2004-ben elért teljes egyszerűsített eredményt¹⁶⁸.

A táblázatot tanulmányozva a fenti kérdésre a válasz egyértelmű igen. A „Status quo” esetben elért 7.877 millió forintos egyszerűsített eredménynél 1.665 millió forinttal kaptunk volna többet, ha a mérlegstruktúrát minden hónapban a modell által javasolt módon változtatjuk meg. Ez 21,1%-os növekedést jelent¹⁶⁹. Ráadásul a 12 hónapból 11-szer kaptunk volna jobb eredményt, csak novemberben lett volna a „Status quo” verzió eredményesebb, de akkor is mindössze 16 millió forinttal. A vizsgált módszer a többi négy módszerhez képest is jobbnak bizonyult eredményesség tekintetében, sőt, a hat modell közül hét hónapban is ez a modell adta a legmagasabb eredményt. Csak kicsit árnyalja ezt az eredményt a havi egyszerűsített eredmények szórása, mely 509-es értékével alig több, mint a „Status quo” eset 498-as értéke.

A két modell eredményességének direkt összevetésénél azonban óvatosságra int az a tény, hogy az „Alapmodell” esetében a mérlegfőösszeg növekedett, míg a „Status quo” esetében nem változott. Hogy ezt a torzító tényezőt kiszűrjük, számoljuk ki a két modell egyfajta jövedelmezőségi mutatóját. Jelen esetben a legkézenfekvőbb az éves eredmény hányadosát venni a modell szerint hozammal bíró eszközelemek havi átlagos értékével. A „Status quo” esetében ez a mutató 10,3%-os értéket vesz fel, míg az „Alapmodell”-nél 12,2%-ot.

¹⁶⁸ Az egyes kiugróan nagy havi értékeknek az oka jellemzően a devizaárfolyam változása.

¹⁶⁹ A tényleges nyereség a bank magas fix költségei következtében valószínűleg ennél sokkal nagyobb arányban javulna.

Kijelenthetjük tehát, hogy az eredmény növekedése túlszárnyalja az eszközök értékének növekedését.

Bár az eredmények nagyon biztatóak, mindenképpen meg kell jegyeznünk, hogy nem csupán a modellalkotás, de a tesztelés során is számos egyszerűsítő feltevessel éltünk, mely feltevések miatt a gyakorlati alkalmazásban valószínűleg szerényebb hasznot várhatnánk csak¹⁷⁰. Bizonyos – első sorban hosszú futamidejű – tételeknél nem számoltunk például a hozamváltozásokból fakadó piaci értékváltozással¹⁷¹. Nem modelleztük továbbá az egyes hitel- és betétvolumenek hatását az adott tétel hozamára sem¹⁷². Ugyanígy figyelmen kívül hagytuk a tranzakciós költségeket is. Természetesen mindezeket egy komplexebb modellben már a modellalkotás során is figyelembe lehet venni, így az eredménycsökkentő hatásukat kordában lehet tartani.

5.5 A becslési hibák hatásának kezelése

Mint azt az 5.1.2 fejezetben tárgyaltuk, több szerző is megmutatta, hogy egy portfólió optimalizálási eljárásának hatékonyságát, az eljárás során kapott portfólió-arányok megbízhatóságát a folyamat során felhalmozódó becslési hibák nagymértékben ronthatják, sőt, a megnövekedett kereskedési volumen miatt a tranzakciós költségeket is indokolatlanul nagymértékben emelhetik. Mint kitértünk rá, a probléma kezelésének egyik módja a Stein-féle becslési módszer alkalmazása. Ez a módszer több változó becslült statisztikáját oly módon korrigálja, hogy minden becslült értéket egy kontrakciós faktor alkalmazásával közelít az átlagos értékhez¹⁷³.

Jelen alfejezetben a fentebb tárgyalt „Alapmodell”-t fogjuk módosítani a Stein-féle korrekcióval négy különböző módon, majd mind a négy modellt egyenként elemzésnek vetjük alá. Az első alfejezetben a faktorhozamok átlagos értékének a korrekcióját végezzük

¹⁷⁰ Bár bizonyos tényezők miatt esetleg nőhet is a tényleges haszon.

¹⁷¹ Számos értékváltozással azonban számoltunk. Ilyen például a BUX, a MAX, az RMAX vagy a devizaárfolyamok megváltozásának hatása.

¹⁷² Ez a kapcsolat eszköz oldalon vélhetően negatív, míg forrás oldalon pozitív.

¹⁷³ A kontrakciós faktor 0% és 100% között változhat. 0% választása esetén elfogadjuk a becslült értékeket, és nem közelítjük őket az átlagoshoz. 100% esetén minden becslült érték helyett az átlagos értéket vesszük. A gyakorlatban jellemzően az 50%-os és a 100%-os értéket használják.

el. Először 33,3%-os kontrakciós faktorról fogunk dolgozni, az így kapott modellt pedig „Hozamok Stein-becslése” címkével fogjuk jelölni. Ezután 100%-os kontrakciós faktort fogunk alkalmazni, mely esetben az „Egyenlő hozamok” modellt kapjuk majd.

A második alfejezetben a 20 modellváltozó faktorbétáit fogjuk Stein-féle korrekciónak alávetni. Első lépésben itt is 33,3%-os kontrakciós faktort alkalmazunk majd, így jutva a „Béták Stein-becslése” modellhez. Ezután 100%-os kontrakciós faktorról kapjuk majd az „Egyenlő béták” modellt. A harmadik alfejezet a Stein-féle közelítésekkel kapott modellek tapasztalatait tartalmazza.

5.5.1 A faktorhozamok Stein-féle közelítése

Ebben az alfejezetben a modell négy faktorának, a BUX, a SZINT_M, az X_HUF és a MAXC átlagos havi értékének a becslését fogjuk a Stein-féle közelítéssel korrigálni, majd a korrigált inputok alapján kapott optimális EFM-struktúrákat elemezni.

Már a faktorok jelentése alapján is nyilvánvaló számunkra, hogy esetünkben a Stein-féle közelítésnek közgazdasági indoka nemigen lehet. Ezt a véleményt a mellékletben található M21. táblázat számszakilag is alátámasztja. A modellünkben szereplő négy faktor ugyanis annyira eltérő közgazdasági jelentéssel, valamint szórással bír, egy belőlük számolt átlagérték pedig szakmailag annyira értelmezhetetlen¹⁷⁴, hogy nagyon nehéz lenne megindokolni az egyes átlagértékek közös átlag felé történő korrigálását is.

A hipotéziseink eldöntéséhez kétféle korrekciót is el kell végeznünk. Egyrészt a teljes korrigálást, azaz minden faktorátlag egyenlővé tételét a közös átlaggal, valamint egy részleges korrigálást. Bár a konkrét faktorok megismerése előtt még Sebestyén és Mészáros [2006] alapján 50%-os korrekcióval szándékoztam dolgozni, a fentiek miatt a számított átlagokat csak 1/3-nyi mértékben korrigáltam a közös átlag irányába¹⁷⁵.

¹⁷⁴ Ezt támasztja alá az a tény is, hogy a változók közül három bizonyos tényezők havi megváltozását méri, míg a negyedik – a SZINT_M – a hozamgörbe szintjét az adott hónapban.

¹⁷⁵ Azaz az eljárás képlete: korrigált átlag = $\frac{2}{3} \cdot \text{egyedi átlag} + \frac{1}{3} \cdot \text{közös átlag}$.

	Régi átlag	Új átlag
BUX	0,128%	0,244%
SZINT_M	0,977%	0,810%
X_HUF	0,090%	0,219%
MAXC	0,711%	0,633%
Közös átlag	0,477%	0,477%

18. táblázat: A faktorhozamok Stein-féle korrekciója.

Forrás: a szerző saját összeállítása

A 18. táblázat mutatja a korrekció utáni faktorátlagokat. A közös faktorátlag az utolsó sorban található. Természetesen ez az érték nem változott meg a korrekció következtében. Az eljárás a továbbiakban annyiban különbözött az „Alapeset”-től, hogy a faktorok forgatókönyveit a fenti átlagos hozamok alapján állítottuk elő – az eljárásban használt kovarianciák azonban maradtak az M23. táblázatban találhatóak, ugyanígy a 20 modellváltozó 10. táblázat szerinti APT-együtthatói is. Az így kapott forgatókönyvek szerinti optimalizálást végrehajtva jutottunk a „Hozamok Stein-becslése” címkével jelölt eszköz-forrás struktúrához. A konkrét értékeket az M27. táblázat tartalmazza.

A teljes korrekciónál mind a négy faktor átlagos hozamát 0,477%-nak vettük. Ezen átlagérték és az M23. táblázatban található kovarianciák, valamint a 10. táblázatban található APT-együtthatók segítségével generált forgatókönyvek alapján kapott optimális eszköz-forrás struktúrát pedig a „Egyenlő hozamok” címkével jelöltük. A konkrét értékeket az M28. táblázat tartalmazza.

Az elemzést kezdjük a részleges korrekcióval, azaz a „Hozamok Stein-becslése” modellel. Az első, amit az M31. táblázat alapján is megállapíthatunk, az az, hogy ebben az esetben a profiltisztítás kisebb mértékű, mint az „Alapeset”-ben, ennek megfelelően a mérlegfőösszeg dinamikusabban növekszik és év végi értéke is magasabb.

Az egyes tételek viszonylatában a kép sokkal színesebb, mint az „Alapeset”-nél volt. Sokkal kevesebb az egyértelmű mozgás. Számos érték csökken, majd egy ideig közel állandó marad, majd újra csökken – ilyen például a 2211-es „Belföldi hitelintézetek lekötött betéte – rövid” tétel vagy a több ilyen cikluson is áteső 1212-es „Államkötvény”. Más tételek többször is megváltoztatják a változásuk irányát – mint például a 23322-es „Külföldi hitel – hosszú (CHF)” vagy a 1211-es „Kincstárjegy”.

Nagyon érdekes eredményt kapunk, ha a tételek alakulását az „Alapeset”-nél látottakkal vetjük össze. A legtöbb tételnél egy ideig együtt változnak az értékek, majd elválnak egymástól, és a maximális különbség elérése után kicsit közeledve úgy tűnik, mintha a távolság beállna egyfajta egyensúlyi szintre¹⁷⁶.

Érdekes képet kapunk a deviza-kitettség vizsgálatakor is. A kezdeti 15.967 millió forintos forrás oldali euró-többlet 12 hónap alatt 2.773 millió forintosra apadt, miközben a kezdetben 8.033 millió forintos svájci frank forrás-többlet 25.267 millióra nőtt. Azaz a deviza-kitettség ezen modellnél sem csökkent, de nem is vált egyenletesebbé, hanem a kezdeti euró-dominanciát felváltotta a svájci franké.

A 141-es „Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid” tétel ezen modellnél még dinamikusabban nő, mint az „Alapeset”-nél. Csak novemberben nem használja ki a teljes 500 millió forintos növekedési lehetőséget.

A mérlegtételek 12 havi megváltozásának a várható hozammal és szórással való kapcsolatát vizsgálva nagyon hasonló képet kapunk ahhoz, amit az „Alapeset”-nél láthattunk. A várható hozam pozitív kapcsolatban van a változással – eszközelemekre a korreláció értéke 0,682, míg forráselemekre 0,374¹⁷⁷ – míg a szórás negatívban – az eszközök tekintetében a korreláció -0,305, a forrásokéban pedig -0,111.

Az egyszerűsített eredmény 1.006 millió forinttal, azaz 12,8%-al magasabb, mint a „Status quo” esetében, de 659 millió forinttal alacsonyabb, mint az „Alapeset”-nél. A havi eredmény szórása megegyezik az „Alapeset”-nél mérttel, 509 millió forint. Azaz elmondhatjuk, hogy a hozamok Stein-becslése – 33,3%-os kontrakciós faktort alkalmazva – magasabb eredményt produkál, mint a „Status quo”, de az eredmény azonos szórása mellett jelentősen kisebb eredményt nyújt, mint az „Alapeset”. Azaz az „Alapeset” befektetői – banktulajdonosi – szempontból dominálja a „Hozamok Stein-becslése” modellt.

Az „Alapeset”-nél definiált jövedelmezőségi mutató a „Hozamok Stein-becslése” esetén 10,8%, azaz ez utóbbi modell e mutató szerint is a másik kettő közötti eredményt ad.

¹⁷⁶ Ennek határozott kijelentéséhez az időszak túl rövid.

¹⁷⁷ Mindkét érték szignifikánsan kisebb, mint az „Alapeset”-nél tapasztalt.

Az „Egyenlő hozamok” modellt tanulmányozva elsőként a mérlegfőösszeg roppant dinamikus emelkedését kell észrevennünk. Az M31. táblázat alapján kijelenthetjük, hogy a hat modell közül ennél nő a legtöbbet ez a változó, 12 hónap alatt 16.570 millió forintot. Ennek megfelelően a profiltisztítás mértéke is itt a legkisebb.

A mérlegtételek egy része a megengedett maximális ütemben emelkedik, vagy csökken egészen addig, míg a minimumként megszabott nullát, vagy a maximumként állított eredeti érték dupláját el nem éri. Sok tétel azonban itt is trend nélkül változik. A legjellemzőbb ilyen talán a 1522-es „Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – hosszú”, amely két növekedési és két csökkenési szakasszal is rendelkezik.

Az „Alapeset”-tel összevetve hasonló figyelhető meg, mint a „Hozamok Stein-becslése” modell esetében – egy ideig együtt mozognak a megfelelő mérlegtétel-értékek, majd elkezdnek távolodni egymástól, végül a különbség egy adott szinten megállapodni látszik. Azt azonban ki kell emelni, hogy míg az előző modellnél az időszak végére lényegében az összes mérlegtétel tekintetében egyfajta egyensúly látszott beállni, addig itt számos tételnél még az időszak végén is nőtt az „Alapeset”-hez képesti eltérés.

A deviza-kitettség vizsgálata még a „Hozamok Stein-becslése” modellnél tapasztaltakhoz képest is érdekesebb eredményt ad. Míg a svájci frank forrás oldali többlete azonos pályát jár be, 8.033 millió forintról indulva 25.267 millió forintra nő, addig az euró 15.967 millió forintos forrás oldali többlete az időszak végére 12.933 millió forintos eszköz oldali többletre változik. Ez úgy történik meg, hogy minden eszköz oldali euróban denominált tétel értéke duplájára nő, míg a forrás oldalon minden ilyen tétel értéke nullára csökken. Svájci frank tekintetében ugyanez történik ellenkező előjellel. Még érdekesebbé teszi a folyamatot, hogy mindez a maximális, 500 millió forintos lépésközzel történik mindkét deviza tekintetében. Mindennek oka nyilván abban keresendő, hogy ebben a modellben az euró várható havi hozama pozitív, míg a svájci franké negatív.

A 141-es „Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid” tétel ezen modellnél a lehető legdinamikusabban nő, minden hónapban kihasználja a teljes 500 millió forintos növekedési lehetőséget.

A mérlegtételek megváltozása és a tételek várható hozama, valamint szórása közötti kapcsolat vizsgálata érdekes eredményeket ad. Nyilván a 100%-os kontrakciós faktor – és az ezáltal teljesen megváltozott hozamstruktúra – okozta, hogy sem az eszközhozamok, sem a forráshozamok nincsenek gyengénél erősebb kapcsolatban a tételek értékének megváltozásával¹⁷⁸. A szórások és a tételek megváltozásának kapcsolata tekintetében az eszközoldalon a korrelációs együttható 0,005, míg a forrásoldalon -0,421. Azaz most csak a forrás oldalon és csak a szórás tekintetében kaptunk a várakozásainknak megfelelő eredményt.

Az egyszerűsített eredmény tekintetében ez a modell adja a legkisebb átlagos eredményt a „Status quo” után, azt mindössze 430 millió forinttal, azaz 5,5%-al szárnyalva túl. De az eredmény stabilabb, mint az eddigi modellek bármelyikénél, a szórása 494 millió forint.

Az általunk választott jövedelmezőségi mutató az „Egyenlő hozamok” modell esetében 9,9%. Azaz e modell esetében az eredmény kisebb mértékben szárnyalja csak túl a „Status quo” esetében kapottat, mint amennyivel az eszközállomány értéke tette ugyanezt.

Összefoglalva elmondhatjuk, hogy mindkét faktorhozam-korrekción alapuló modell dinamikus mérlegfőösszeg-növekedést eredményezett, az egyes tételek tekintetében az „Alapeset”-től eltérő stratégiát, a devizakitettség tekintetében érdekes variációkat, a 141-es „Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid” tétel vonatkozásában az „Alapeset”-nél is dinamikusabb növekedést, a tételek megváltozásának jellemzően gyengébb kapcsolatát a változók várható hozamával és szórásával, de elsősorban jelentősen kisebb – bár az egyik esetben kissé stabilabb – eredményt.

¹⁷⁸ Az eszközöknél a korrelációs együttható 0,227, míg a forrásoknál -0,099.

5.5.2 A faktorbéták Stein-féle közelítése

Ebben az alfejezetben a modell 20 változójának a négy faktorra, a BUX-ra, a SZINT_M-re, az X_HUF-ra és a MAXC-re vonatkozó faktorbétéinek a becslését fogjuk a Stein-féle közelítéssel korrigálni, majd a korrigált inputok alapján kapott optimális EFM-struktúrákat elemezni.

A korrekció ebben az esetben sokkal jobban védhető közgazdasági szempontból, mint az előző alfejezetben, hiszen a gyakorlatban a béták korrigálása megszokott lépés¹⁷⁹. Nem egyértelmű azonban, hogy milyen érték felé történjen a korrekció. A gyakorlatban ez vagy valamilyen átlagos béta érték, vagy valamilyen elméletileg indokolt érték. Mi az első megoldás szélesebb körben való elterjedtsége és a megfelelő elméletek hiánya miatt egy átlagos béta felé fogunk korrigálni. Továbbra is kérdés azonban, hogy ez az átlag mely tényezők átlaga legyen. Itt két megoldás is kínálkozik. Vethetjük a teljes mintát, illetve leszűkíthetjük a mintát egy szakmailag indokolt részcsoportha. Mivel a minta leszűkítéséhez nem áll rendelkezésünkre szakmai háttér tanulmány, így kutatásunk során a teljes minta átlagos bétaértéke lesz az a referenciapont, mely felé a korrekciót elvégezzük majd, annyi megkötéssel, hogy az átlagot csak a szignifikánsan nem nulla béták tekintetében számítjuk majd ki¹⁸⁰.

A korrekció azonban most is megkérdőjelezhető. A MAX MAXC-re vonatkozó bétája elsősorban nem statisztikai hiba miatt több 1,290-el, mint az RMAX-é¹⁸¹, hanem a hosszabb átlagos futamidő következtében. A két érték korrigálása egy közös átlag felé nem csak azt éri el, hogy a mérési hiba csökken, hanem új hibát, hibákat is vihet a modellbe. Még érdekesebb a BUX esete, hiszen ez a változó mind a négy faktor, mind pedig a 20 modellváltozó között szerepel. Önmagára számított bétája természetesen egységnyi. Ezt a bétát pedig semmiképpen nem lenne szabad korrigálni. A vizsgálataink során az egységesség érdekében ezt mégis meg fogjuk tenni. Hogy ezt védhetővé tegyük, a továbbiakban a faktorok között szereplő BUX változóra úgy fogunk tekinteni, mint egy

¹⁷⁹ Egyes források ezt Bayes-féle korrekciónak hívják. A módszerről lásd például: Damodaran [1999].

¹⁸⁰ Erre azért van szükség, mert egyes faktorok, mint például a BUX tekintetében a legtöbb változó zérus bétával rendelkezik. Ebből kifolyólag a teljes mintára a béták átlaga közel zérus lenne, ami azzal lenne egyenértékű, hogy az adott faktort kihagyjuk az elemzésünkől. Ez természetesen nem lehet célunk.

¹⁸¹ A MAX bétája 1,665, míg az RMAX-é 0,355.

BUX-tól független mögöttes változóra, míg a modellváltozók között szereplő BUX-ra mint a tényleges átlagos hazai részvényhozamra. Így az egységnyi béta korrigálása már szakmailag védhető lépés lesz.

A hipotéziseink eldöntéséhez kétféle korrekciót is el kell végeznünk. Egyrészt a teljes korrigálást, azaz minden faktorbéta egyenlővé tételét a megfelelő átlaggal, valamint egy részleges korrigálást. Az előző fejezettel összhangban a második esetben a kontrakciós faktor most is $1/3$ lesz¹⁸².

Az átlagos faktorbétákat mutatja a következő táblázat:

	Átlagos béta
BUX	0,200
SZINT_M	0,712
X_HUF	0,450
MAXC	0,277

19. táblázat: Átlagos faktorbéták.

Forrás: a szerző saját összeállítása

A teljes korrekciónál minden szignifikánsan nem zero faktort a fentiek közül megfelelő értéknek feleltettünk meg. A részleges korrekció faktorbétáit a következő táblázat mutatja¹⁸³:

¹⁸² Azaz az eljárás képlete: korrigált béta = $2/3$ * egyedi béta + $1/3$ * átlagos béta.

¹⁸³ Az APT modell konstans tényezői természetesen nem változtak.

Változó	BUX	SZINT_M	X_HUF	MAXC
BET_LAT		0,561247	0,170876	0,104836
BET_0_2	0,069191	0,725349		
BET_2_		1,018499		
HIT_FOLY		0,584794		0,099067
HIT_LAK		1,499631		
HIT_RL		1,674294		
HIT_HL		1,090886		
EUR_HUF		-0,675381	0,812898	
CHF_HUF		1,150230	0,852267	
APH_1Y		0,811178	0,154946	0,061278
APH_5Y		0,591349		0,077103
APH_10Y		0,567352		0,081849
BUB_1M	0,069420	0,915742		
RMAX		0,641479		0,329257
MAX		-0,166629		1,189073
BUX	0,733483			
EUR_1M	0,065041	0,593528		
EUR_10Y		0,471188		
CHF_1M	0,065114	0,719510		
CHF_10Y		0,758960		

20. táblázat: Stein-féle korrekció utáni faktorbéták.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Az eljárás a továbbiakban annyiban különbözött az „Alapeset”-től, hogy a 20 modellváltozó forgatókönyvét a fenti béták alapján állítottuk elő – a faktorok forgatókönyveinek előállítását megegyeztetett az „Alapeset”-nél leírtakkal. Az így kapott forgatókönyvek szerinti optimalizálást végrehajtva jutottunk a „Béták Stein-becslése” címkével jelölt eszköz-forrás struktúrához. A konkrét értékeket az M29. táblázat tartalmazza.

A teljes korrekciónál minden nem zérus faktorbétát egyenlőnek vettünk. Ezen APT-együtthatók segítségével generált forgatókönyvek alapján kapott optimális eszköz-forrás struktúrát pedig a „Egyenlő béták” címkével jelöltük. A konkrét értékeket az M30. táblázat tartalmazza.

Az elemzést kezdjük a részleges korrekcióval, azaz a „Béták Stein-becslése” modellel. Az első, amit az M31. táblázat alapján is megállapíthatunk, az az, hogy ebben az esetben a profiltisztítás kisebb mértékű, mint az „Alapeset”-ben, ennek megfelelően a mérlegfőösszeg dinamikusabban növekszik és év végi értéke is magasabb.

Az egyes tételek viszonylatában a kép színesebb, mint az „Alapeset”-nél volt. Kevesebb az egyértelmű mozgás. Számos érték változtatja a változása irányát – mint például a 151-es „Központi kormányzathoz sorolt egyéb intézmények hitele – rövid” vagy a 1212-es „Államkötvény”.

Ha a tételek alakulását az „Alapeset”-nél látottakkal vetjük össze, akkor azt tapasztaljuk, hogy a tételek egy részénél az eltérés értéke egy szinten állandósul a vizsgált időszak végére – ilyen például a 23322-es „Külföldi hitel – hosszú (CHF)” vagy a 2323-as „Hitelintézetektől felvett hitel – hosszú – 2 éven túli”, míg mások esetében a különbség értéke végig ingadozik – mint például a 151-es „Központi kormányzathoz sorolt egyéb intézmények hitele – rövid” vagy a 1211-es „Kincstárjegy”.

A deviza-kitettség vizsgálatakor ugyanaz a kép fogad minket, mint az „Egyenlő hozamok” modell esetében. A svájci frank forrás oldali többlete 8.033 millió forintról indulva 25.267 millió forintra nő, az euró 15.967 millió forintos forrás oldali többlete pedig az időszak végére 12.933 millió forintos eszköz oldali többletre változik. Ez itt is úgy történik meg, hogy minden eszköz oldali euróban denominált tétel értéke duplájára nő, míg a forrás oldalon minden ilyen tétel értéke nullára csökken, svájci frank tekintetében ugyanez történik ellenkező előjellel. A folyamat itt is a maximális, 500 millió forintos lépésközzel történik mindkét deviza tekintetében. A fentiek oka nyilván most is abban keresendő, hogy a modellben az euró várható havi hozama pozitív, míg a svájci franké negatív.

A 141-es „Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid” tétel ezen modellenél ugyanolyan dinamikusan nő, mint az „Egyenlő hozamok”-nál.

A mérlegtételek 12 havi megváltozásának a várható hozammal és szórással való kapcsolatát vizsgálva eltérő képet kapunk ahhoz, amit az „Alapeset”-nél láthattunk. A várható hozam eszközelemekre pozitív kapcsolatban van a változással – a korreláció értéke 0,510 – míg forráselemekre a kapcsolat nem látszik igazolhatónak – itt a korreláció értéke -0,084¹⁸⁴. A szórás negatív kapcsolatban van az értékváltozással – az eszközök tekintetében a korreláció -0,206, a forrásokéban pedig -0,406.

¹⁸⁴ Mindkét érték szignifikánsan kisebb, mint az „Alapeset”-nél tapasztalt.

Az egyszerűsített eredmény 95 millió forinttal, azaz 1,2%-al alacsonyabb, mint a „Status quo” esetében, és 1.760 millió forinttal alacsonyabb, mint az „Alapeset”-nél. A havi eredmény szórása azonban szintén itt a legalacsonyabb, mindössze 492 millió forint¹⁸⁵. Azaz elmondhatjuk, hogy a béták Stein-becslése – 33,3%-os kontrakciós faktort alkalmazva – adja a legalacsonyabb eredményt és a legkisebb szórást az eddig vizsgált öt modell közül¹⁸⁶.

A jövedelmezőségi mutatókat vizsgálva a kapott 9,0%-os érték minden tekintetben összhangban van a fentiekkel, a „Status quo”-hoz képest alacsonyabb eredményt értünk el magasabb eszközállomány mellett.

Az „Egyenlő béták” modellt tanulmányozva elsőként a mérlegfőösszeg – a korrigált modelleknél már megszokott – dinamikus emelkedését kell észrevennünk. 12 hónap alatt 12.945 millió forintot nöött ez a változó. Ennek megfelelően a profiltisztítás mértéke is alacsonyabb, mint az „Alapmodell”-nél.

A mérlegtételek egy része a megengedett maximális ütemben emelkedik vagy csökken egészen addig, míg a minimumként megszabott nullát, vagy a maximumként állított eredeti érték dupláját el nem éri. Néhány tétel azonban itt is trend nélkül változik. A legjellemzőbb ilyen talán a 1212-es „Államkötvény”, amely két növekedési és egy csökkenési szakasza között kétszer is stagnál.

Az „Alapeset”-tel összevetve hasonló figyelhető meg, mint a korábban – egy ideig együtt mozognak a megfelelő mérlegtétel-értékek, majd elkezdnek távolodni egymástól, végül a különbség egy adott szinten megállapodni látszik. Azt azonban ki kell emelni, hogy míg a „Hozamok Stein-becslése” modellnél az időszak végére lényegében az összes mérlegtétel tekintetében egyfajta egyensúly látszott beállni, addig itt számos tételnél még az időszak végén is nőtt az „Alapeset”-hez képesti eltérés.

A deviza-kitettség vizsgálata ugyanazt az eredményt adja, mint az előző két modellnél. A svájci frank forrás oldali többlete 8.033 millió forintról indulva 25.267 millió forintra nő,

¹⁸⁵ E tekintetben ez a modell a legjobb a hat vizsgált közül.

¹⁸⁶ A vizsgált időszak harmadában, azaz négy hónapban a 12 közül ez a modell adta a legrosszabb eredményt mind a hat modell tekintetében is.

az euró 15.967 millió forintos forrás oldali többlete pedig 12.933 millió forintos eszköz oldali többletre változik az időszak végére. Ez most is úgy történik meg, hogy minden eszköz oldali euróban denominált tétel értéke duplájára nő, míg a forrás oldalon minden ilyen tétel értéke nullára csökken, svájci frank tekintetében pedig ugyanez történik ellenkező előjellel. A változás most is a maximális, 500 millió forintos lépésközzel történik mindkét deviza tekintetében. Mindennek oka ez esetben is abban keresendő, hogy ebben a modellben az euró várható havi hozama pozitív, míg a svájci franké negatív¹⁸⁷.

A 141-es „Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid” tétel ezen modellnél is a lehető legdinamikusabban nő, minden hónapban kihasználva a teljes 500 millió forintos növekedési lehetőséget.

A mérlegtételek megváltozása és a tételek várható hozama, valamint szórása közötti kapcsolat vizsgálata érdekes eredményeket ad. Nyilván a 100%-os kontrakciós faktor – és az ezáltal teljesen megváltozott hozamstruktúra – okozta, hogy lényegében mind az eszközhozamok, mind pedig a forráshozamok függetlenek a tételek értékének megváltozásától¹⁸⁸. A szórások és a tételek megváltozásának kapcsolata tekintetében az eszközoldalon a korrelációs együttható -0,026, míg a forrásoldalon -0,393. Azaz most is csak a forrás oldalon és csak a szórás tekintetében kaptunk a várakozásainknak megfelelő eredményt.

Az egyszerűsített eredmény tekintetében ez a modell adja a legkisebb átlagos eredményt az összes modell tekintetében¹⁸⁹, 206 millió forinttal, azaz 2,6%-al kevesebbet, mint a „Status quo”. Ráadásul ennél a modellnél a legbizonytalanabb a nyereség, a szórása kiugróan magas a többi öt modellhez képest, 574 millió forint.

A jövedelmezőségi mutatókat vizsgálva a kapott 9,0%-os érték itt is minden tekintetben összhangban van a fentiekkel, a „Status quo”-hoz képest alacsonyabb eredményt értünk el magasabb eszközállomány mellett.

¹⁸⁷ Ennél a modellnél az euró várható havi hozama 2,00%, míg a svájci franké -0,58%.

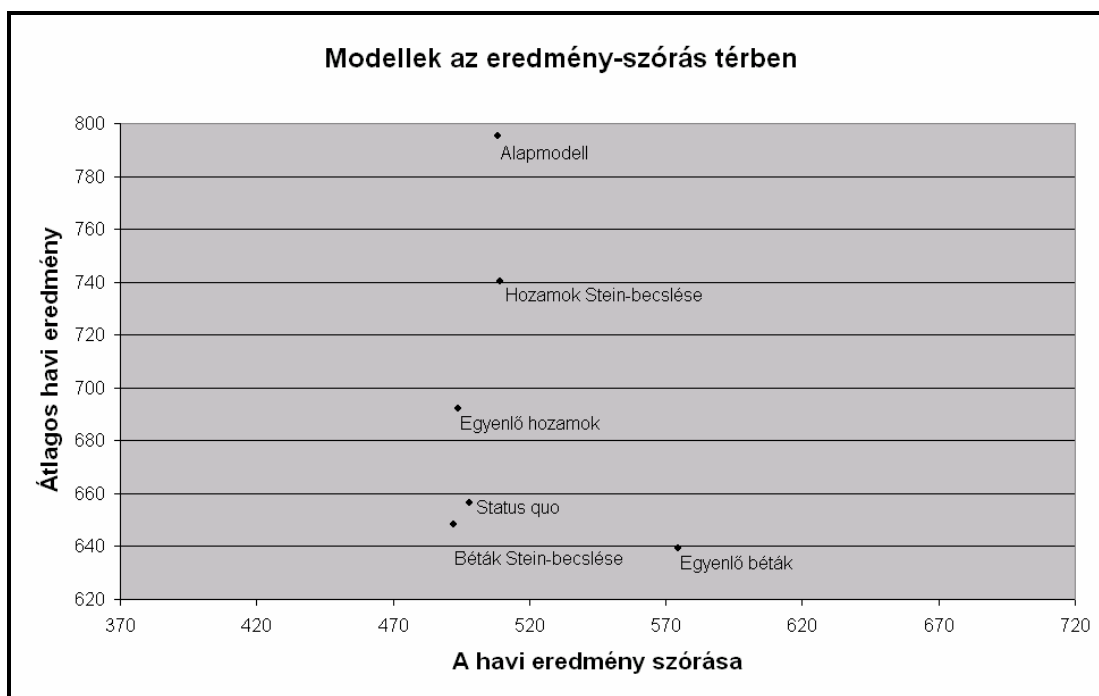
¹⁸⁸ Az eszközöknél a korrelációs együttható 0,053, míg a forrásoknál -0,082.

¹⁸⁹ A vizsgált időszak harmadában, azaz négy hónapban ez a modell adta a legrosszabb eredményt a vizsgált hat modell közül.

Összefoglalva elmondhatjuk, hogy mindkét faktorbéta-korrekción alapuló modell dinamikus mérlegfőösszeg-növekedést eredményezett, az egyes tételek tekintetében az „Alapeset”-től eltérő stratégiát, a devizakitettség tekintetében érdekes variációkat, a 141-es „Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid” tétel vonatkozásában a lehető legdinamikusabb növekedést, a tételek megváltozásának jellemzően gyengébb kapcsolatát a változók várható hozamával és szórásával, de elsősorban a „Status quo”-nál is kisebb – ráadásul az egyik esetben sokkal instabilabb – eredményt.

5.5.3 A Stein-féle közelítések tanulsága

Hogy a kapott eredményeket értelmezni tudjuk, érdemes megvizsgálni, hogy a vizsgált hat modell közül melyik bizonyult jónak és melyik kevésbé annak. Első lépésként elemezzük a modelleket az általuk elért átlagos havi egyszerűsített eredmény és ennek szórása alapján. Ezt mutatja szemléletesen a következő ábra:



7. ábra: A sztochasztikus programozási EFM-modell komponenseinek kapcsolatai.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Elsőként tekintsük át, hogy mely modellek kevésbé jók. Az ábrán rögtön szembetűnik, hogy az „Egyenlő béták” modellt mind a másik öt változat dominálja. Ugyanígy az is látható, hogy van egyszerre kedvezőbb átlagos eredmény és szórás mutatókkal rendelkező modell mind a „Status quo”, mind pedig a „Hozamok Stein-bebecslése” modellek tekintetében. Három olyan modell van, melyet nem dominál másik: az „Alapmodell”, az „Egyenlő hozamok” modell és a „Béták Stein-bebecslése” modell.

Az ábra alapján választ tudunk adni a 3. csoportban szereplő hipotéziseinkre. A kutatási feltevésünk az volt, hogy – mind a faktorhozamok, mind pedig a faktorbéták tekintetében – a részleges korrekció hatékonyabbá teszi az optimális portfóliót, míg teljes korrekció esetén már nem kapunk hatékonyabb eszköz-forrás struktúrát. Mivel az „Alapmodell” nem dominált egyik másik modell által sem, így kijelenthetjük, hogy sem teljes, sem pedig részleges korrekcióval nem kapunk hatékonyabb struktúrát a korrekció nélküli optimalizálás eredményénél. Ennek megfelelően a 3.1-es és a 3.2-es hipotézisünkre a válasz nemleges, míg a 3.3-as és a 3.4-es hipotézisnél pozitív választ kaptunk.

Azt is észre kell azonban venni, hogy míg a szórás tekintetében – a leggyengébb „Egyenlő béták” modellt leszámítva – nincs nagy eltérés az öt modell között, addig az átlagos eredmény tekintetében komoly különbségek vannak. Így hiába hatékony modell a „Béták Stein-bebecslése”, és dominált a „Hozamok Stein-bebecslése”, egy bankvezető, illetve egy banktulajdonos szinte biztosan az utóbbi modell alkalmazása mellett döntene. Ez alapján egy eredményorientált banki döntéshozó számára a fenti modellek sorrendje valószínűleg a következő:

1. „Alapmodell”
2. „Hozamok Stein-bebecslése”
3. „Egyenlő hozamok”
4. „Status quo”
5. „Béták Stein-bebecslése”
6. „Egyenlő béták”

Bár meg kell jegyezni, hogy a negyedik és az ötödik helyen szereplő modellek között az ábra alapján nem igazán lehet választani, elsősorban a döntéshozó kockázati preferenciáinak ismerete hiányában.

Konkrét adatsorok birtokában, így a kovarianciák kiszámításának adott lehetősége miatt azonban a feltételezéseknél többet is tehetünk. Kiszámíthatjuk ugyanis, hogy mekkora eséllyel ad az egyik modell jobb eredményt, mint a másik. Ehhez nem kell mászt kiszámolnunk, mint a havi eredmények átlagának különbségét, valamint ezen tényező becsült szórását¹⁹⁰. A következő táblázat azt mutatja, hogy az egyes modellek mekkora eséllyel adnak jobb eredményt, mint az „Alapmodell”:

Modell	P
Hozamok Stein-beclése	31,10%
Egyenlő hozamok	21,84%
Egyenlő béták	12,57%
Béták Stein-beclése	9,86%
Status quo	7,97%

21. táblázat: Az alapmodellnél jobb egyszerűsített eredmény esélye.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Mint a táblázatból láthatjuk, a „Hozamok Stein-beclése” módszer az esetek körülbelül harmadában ad jobb havi eredményt, mint az „Alapmodell”¹⁹¹, az „Egyenlő hozamok” módszer valamivel több, mint ötödében, az „Egyenlő béták” modell nagyjából az esetek nyolcadában, a „Béták Stein-beclése” nagyvonalakban tíz esetből egyszer, míg a „Status quo” huszonöt esetből közel kétszer. Mindezek alapján az „Alapmodell” kimagaslik a többi közül, ami egyben azt is jelenti, hogy a Stein-féle korrekciókkal nem tudtunk javítani az eredeti sztochasztikus EFM-modellünkön.

Ha a Stein-korrekciók között kell rangsort felállítani, akkor a fentiek alapján egyértelműen kijelenthetjük, hogy míg a közgazdaságilag kevésbé indokolható hozamkorrekciók ha az „Alapmodell”-hez képest nem is, de a „Status quo”-hoz képest jobb modelleket adtak, addig a közgazdaságilag és statisztikailag is jobban védhető, a gyakorlatban is meglehetősen elterjedt bétakorrekciók mind az „Alapmodell”-nél, mind pedig a „Status quo”-nál gyengébb eredményt adtak.

Az eredményesség vizsgálata után nézzük meg, hogy mi volt az egyes modellek által követet stratégiában a közös, illetve az eltérő. A mérlegfőösszeg tekintetében mind a négy Stein-féle korrekción alapuló modell dinamikusabb növekedést produkált, mint az

¹⁹⁰ Ez utóbbit a $VAR(X - Y) = VAR(X) - 2 * COV(X, Y) + VAR(Y)$ képlet segítségével tehetjük meg.

¹⁹¹ Ez természetesen egyben azt is jelenti, hogy az esetek megközelítőleg kétharmadában az „Alapmodell” eredménye lesz magasabb.

„Alapmodell”. A négy modell között lényeges eltérést sem a korrekció alapja, sem pedig annak mértéke szerint nem lehet tapasztalni.

Az egyes mérlegtételek vonatkozásában megállapíthatjuk, hogy a korrekcióra épülő modelleknél a változások trendje nem volt olyan egyértelmű, mint az „Alapmodell” esetében. A tételeket külön vizsgálva megfigyelhetünk néhány konkrét eltérést is. Az „Államkötvények” – 1212-es és 1311-es tételek – vonatkozásában eltérő stratégiát követtek a részleges és a teljes korrekciót alkalmazó modellek. Míg az első csoport – az „Alapmodell”-hez hasonlóan – csökkentette ezen tételek értékét, addig a második növelte. 2004 konkrét eseményei inkább az utóbbi csoportot igazolják, hiszen ez évben a vizsgált értékpapírok viszonylag magas hozamot produkáltak¹⁹², még ha magas meglehetősen ingadozással is. Ugyanez történt a 1312-es „Jegybanki kötvény – 2 éven túli lejáratú” vonatkozásában is.

A 142-es „Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek – rövid” tételnél az „Alapmodell” – ellentétben három korrekcióra épülő modellel – jelentősen növelte a volument, ami az események utólagos ismerete alapján jó döntés is volt, hiszen ez a mérlegsor havi átlagban 0,96%-os hozamot produkált 2004-ben.

A 1521-es „Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – rövid” tételnél az „Alapmodell” stratégiája szintén a volumen növelése volt, szemben három korrekcióra épülő modellel. Ez szintén jó döntésnek bizonyult utólag, hiszen ez a tétel szintén havi átlagos 0,96%-ot hozott.

A 1522-es „Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – hosszú” tétel tekintetében a részleges korrekcióra épülő modellek – összhangban az „Alapmodell”-el – csökkentették a volument, szemben a teljes korrekciót alkalmazó modellekkel. Utólag inkább az első csoport stratégiáját értékelhetjük sikeresnek, hiszen ez az eszközelem viszonylag alacsony hozamot produkált 2004-ben, mindössze 0,68%-ot havi szinten.

A 1532-es „Vállalati és lakossági hitel – rövid” tételnél az „Alapmodell” és a két részleges korrekciót alkalmazó modell növelte a volument, szemben a másik két Stein-korrekciós

¹⁹² Az átlagos havi hozam 1,09% volt.

modellel. E döntések utólagosan szintén az első csoportot igazolták, hiszen ez az eszközelem meglehetősen magas hozamot produkált, havi átlagban 1,34%-ot.

Hasonló történt a 154-es „Lakáshitel” tételnél is. A két teljes korrekcióra épülő modell csökkentette a volumenét, míg a másik három növelte. Az 1,10%-os átlagos havi hozam megint a teljes korrekciós modellek stratégiáját hozta ki rosszabbnak.

Érdekesség, hogy a 161-es „Hazai részvények” tételt az „Egyenlő hozamok” modell duplájára növelte, míg a másik négy zérusra csökkentette. Ez az „Egyenlő hozamok” modellnek volt kedvező, hiszen a BUX 2004-ben 3,77%-os átlaghozamot produkált.

A 211-es „Biztosítók és nyugdíjpénztárak – lekötött betét – rövid” tétel volumenét az „Alapmodell” – szemben három korrekciós modellel – csökkentette, és ez a meglehetősen magas, havi átlagban 0,96%-os hozam miatt az egyik legdrágábbnak bizonyult forráselemnél jó döntésnek bizonyult utólag. Ugyanez történt a 2211-es „Belföldi hitelintézetek lekötött betéte – rövid”, a 231-es „Jegybanktól felvett hitel – rövid” és a 2321-es „Hitelintézetektől felvett hitel – rövid” tételeknél is, melyeknek átlagos havi hozama szintén 0,96% volt.

A 2323-as „Hitelintézetektől felvett hitel – hosszú – 2 éven túli” tételnél viszont rossz irányt javasolt az „Alapmodell”, amikor – szemben három másik korrekciós modellel – növelte a volumet, hiszen ennek a forrásnak szintén viszonylag magas költsége volt, havi átlagban 0,76%.

A deviza-kitettség tekintetében háromféle stratégiát követett az öt EFM-modell. Az „Alapmodell” a nettó euró-kitettséget lényegében nem változtatta, a nettó svájci frank kitettséget azonban megduplázta, így felhozva az euró-kitettség szintjére. A „Hozamok Stein-becslése” modell a forrás oldali nettó euró-kitettséget 15.727 millió forintról 2.773 millió forintra csökkentette – azaz nagyrészt semlegesítette – miközben a forrás oldali nettó svájci frank kitettséget a lehető legmagasabbra tornászta, a kiinduló érték több mint négyszeresére. A másik három modell deviza-kitettség tekintetében egységes stratégiát követett, a forrás oldali nettó euró-kitettséget a lehető legnagyobb eszköz oldali kitettségre változtatta, miközben a forrás oldali nettó svájci frank kitettséget – az előző modellhez hasonlóan – maximálisra növelte. Az események utólagos ismeretében azt mondhatjuk,

hogy a maximális forrás oldali svájci frank kitettség megcélzása jó döntés volt, miközben az euró-kitettség forrás oldali túlsúlya szintén kedvezően hatott az eredményre¹⁹³.

A 141-es „Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid” tekintetében mind az öt sztochasztikus EFM-modell erősen növelte a volumet, három modell, az „Egyenlő hozamok”, a „Béták Stein-beclése” és az „Egyenlő béták” egyenesen a lehető legnagyobb mértékben. Ez a magas, 0,96%-os átlagos havi hozam tükrében jó döntés volt.

Bár a fentiek egyes tételek viszonylatában bemutatták, érdekes eszköz- és forrásszinten is kielemezni, hogy az egyes tételek megváltozása milyen kapcsolatban állt az adott tétel 2004-es átlagos havi hozamával, illetve ennek szórásával. A várakozásunk természetesen – összhangban a már vizsgált hipotézisekkel – az, hogy eszközöknél a tényleges hozam pozitív kapcsolatban van a változással, míg a szórás negatívban, forrásoknál pedig mind a tényleges hozam, mind pedig a szórás esetében negatív a kapcsolat.

A hozamok tekintetében a várthoz legközelebbi korrelációkat az „Alapmodell” tudja felmutatni. Az eszközök tekintetében a korreláció 0,295, míg a forrásoknál -0,224. A „Hozamok Stein-beclése” modell esetében e két érték rendre 0,191 és -0,108, az „Egyenlő hozamok” modellnél 0,033 és 0,322, a „Béták Stein-beclése” modellnél 0,016 és 0,305, végül az „Egyenlő béták” modellnél -0,069 és 0,294. Azaz az utolsó három modellnél az eszközoldali hozamok nincsenek kimutatható kapcsolatban az értékváltozással, a forrás oldali hozamok pedig – a várttal ellentétesen – gyenge pozitív kapcsolatban vannak.

A hozam szórása és a volumen megváltozása közötti kapcsolat erőssége az „Alapmodell” esetében -0,646 az eszközökre és -0,045 a forrásokra. Ugyanez a két érték a „Hozamok Stein-beclése” modell esetében rendre -0,572 és -0,027, az „Egyenlő hozamok” modellnél -0,079 és -0,316, a „Béták Stein-beclése” modellnél -0,408 és -0,302, végül az „Egyenlő béták” modellnél -0,035 és -0,285. A negatív kapcsolat tehát minden esetben mérhető, de a „Béták Stein-beclése” modell kivételével vagy az eszköz-, vagy a forrásoldali tétel inkább függetlenségre utal. Legalább közepes erősségű kapcsolat csak az eszközelemek szórása tekintetében van az „Alapmodell” a „Hozamok Stein-beclése” modell és a „Béták Stein-beclése” modell esetében.

¹⁹³ 2004-ben a forint az euróval szemben 6,42%-ot erősödött, míg a svájci frankkal szemben 5,47%-ot.

Érdekes végül áttekinteni, hogy a legszélsőségebb hozammal és szórással bíró eszköz- és forrástételek tekintetében milyen stratégiát javasolt az öt sztochasztikus modell. A legmagasabb realizált hozammal – és egyben a legmagasabb szórással – a 161-es „Hazai részvények” tétel rendelkezett¹⁹⁴. Ennek volumenét az „Egyenlő hozamok” modell a lehető legmagasabb értékre emelte, míg a többi modell mind zérusra csökkentette. A második legmagasabb hozammal a 1531-es „Vállalati és lakossági hitel – folyószámla” tétel rendelkezett¹⁹⁵. Ezt a tételt mind az öt modell a lehető legnagyobb mértékben növelte meg.

A nyereségesség szempontjából legrosszabb hozammal rendelkező mérlegtétel címért négy forráselem versenyzett, a 211-es „Biztosítók és nyugdíjpénztárak – lekötött betét – rövid”, a 2211-es „Belföldi hitelintézetek lekötött betéte – rövid”, a 231-es „Jegybanktól felvett hitel – rövid” és a 2321-es „Hitelintézetektől felvett hitel – rövid” tételek¹⁹⁶. Vonatkozásukban a legjobb stratégiát az „Alapmodell” követte, mind a négy tétel értékét zérusra csökkentve. A „Hozamok Stein-bebecslése” modell szintén csökkentette ezen forráselemek értékét, de nem ennyire agresszíven. A másik három modell azonban a legrosszabb stratégiát választotta, és mind a négy mérlegsor értékét duplájára növelte.

A legalacsonyabb realizált szórást a 1533-as „Vállalati és lakossági hitel – hosszú” tétel tudta felmutatni¹⁹⁷. Ezt a mérlegsort mind az öt modell a lehető legnagyobb mértékben növelte meg. A második legalacsonyabb szórással a 154-es „Lakáshitel” tétel bírt¹⁹⁸. Ezen tétel értékét az „Egyenlő hozamok” és az „Egyenlő béták” modellek – helytelen módon – zérusra csökkentették, míg a másik három modell – helyesen – a lehető legnagyobb mértékben növelte.

A legmagasabb szórással – 1,98%-al – a svájci frankban denominált tételek bírtak 2004-ben¹⁹⁹. A megfelelő eszközoldali tételek volumenét mind az öt modell zérusra csökkentette. A forrásoldali tételek tekintetében azonban nem volt ilyen egységes a modellek eljárása. Bár a 2132-es „Külföldi nem pénzügyi betét – rövid (CHF)” és a 23312-es „Külföldi hitel – rövid (CHF)” sorokat mind az öt modell a lehető legnagyobb

¹⁹⁴ A tétel 2004-es átlagos havi hozama 3,77% volt, 2,33%-os szórás mellett.

¹⁹⁵ Az eszközelem átlagos hozama 1,64% volt, 0,04%-os szórás mellett.

¹⁹⁶ Ezen forráselemek átlagos havi költsége 0,96% volt.

¹⁹⁷ A tétel átlagos havi hozama 1,55% volt, szórása pedig 0,01%.

¹⁹⁸ A lakáshitelek átlagos havi hozama 1,10% volt, míg a hozam szórása mindössze 0,02%.

¹⁹⁹ Az egyes tételek várható hozama a modell konstrukciója miatt eltérő volt, de általánosan kijelenthetjük, hogy az eszköz oldali tételek csökkentették az eredményt, míg a forrás oldaliak növelték.

mértékben bővítette, a 22212-es „Külföldi bankok betéte – rövid (CHF)” tételnél csak a korrigált modellek tették ezt, az „Alapmodell” nem használta ki a bővítés teljes lehetőségét, bár ez a modell is jelentősen növelte a tétel értékét. A maradék két svájci frankban denominált tételnél azonban, míg a korrigált modellek ismét a maximális bővítés mellett döntöttek, addig az „Alapmodell” 70-80%-os csökkentést tartott optimálisnak²⁰⁰.

Összefoglalva a fentieket – és a hipotéziseink szempontjából legfontosabbal kezdve – mivel egyik korrigált modell sem dominálta az „Alapmodell”-t, így a 3.1-es és a 3.2-es hipotézisre negatív választ adtunk, míg a 3.3-as és a 3.4-es hipotézisre pozitívat. Az „Alapmodell” kiugró nyereséget produkált a többi öt modellel összevetve, a gyakorlatban alkalmazott béta-korrekciós modellek nagyon gyenge teljesítményt nyújtottak, míg a szakmailag nehezen védhető hozamkorrekciós modellek bár rosszabbnak bizonyultak az „Alapmodell”-nél, a „Status quo” modellhez képest jobbak tudtak lenni. De még a másodiknak bizonyult „Hozamok Stein-beclése” modell is csak 31,1%-os eséllyel tud jobb havi egyszerűsített eredményt produkálni, mint az „Alapmodell”. Mindezek fényében nem meglepő, hogy a legtöbb utólag is igazolható döntést az „Alapmodell” hozta, míg a „Hozamok Stein-beclése” a többi modellhez képest szerepelt viszonylag jól ebből a szempontból. Azaz kutatásaink azt mutatták, hogy nyers, korrekció nélküli adatokat tanácsos a sztochasztikus eszköz-forrás menedzsment modell felépítésénél alkalmazni. Amennyiben az adatokat a statisztikai hibák elleni védekezés céljából mindenképpen korrigálni szeretnénk, úgy pedig a faktorhozamok részleges Stein-korrekciója javasolt.

²⁰⁰ Itt meg kell jegyezni, hogy ezen két tétel vonatkozásában az „Alapmodell” májusig folyamatosan csökkentett, míg a zérus értéket el nem érte, majd fokozatosan visszánövelte őket, egészen addig, amíg az 450-500 millió forint körüli szintet el nem érte. Ezen a szinten a két tétel értéke stabilizálódni látszik, legalábbis a 2004-es év adatai alapján.

5.6 Tovább lépési lehetőségek

Bár az összes hipotézisre választ kaptunk, sőt, több érdekes eredményt kaptunk az empirikus kutatás során is, számos olyan kérdés is felvetődött, melyre e dolgozat keretében nem tudtunk választ adni. Érdekes lenne azt is megvizsgálni, hogy egy még valóságghűbb, még komplexebb modell vajon hasonló eredményeket adna-e, mint amiket mi kaptunk. Mindezen kérdésekre további kutatásoknak kell választ adniuk. Ebben az alfejezetben röviden összefoglaljuk az ilyen jellegű munkák lehetséges irányait.

Első lehetőségként az eszköz-forrás modell komplexitásának növelése adja magát. Figyelembe vehetnénk az euró és a svájci frank mellett egyéb külföldi devizákat is. Külön változókkal kezelhetnénk a vállalati és a lakossági tételeket. Beemelhetnénk a modellbe a kisebb volumenük miatt kimaradt változókat is. Mindezen lehetőségekkel párhuzamosan növelhetnénk a figyelembe vett kockázati faktorok körét is.

A hozammodell tekintetében alkalmazhatnánk más módszert a faktorok meghatározására – elsősorban a nem irányított faktoranalízis jöhet szóba. Képesé tehetnénk a modellt arra, hogy bizonyos egyéb hatásokat – mint például a hónap-effektus – is kezeljen. A modell eredményességét minden bizonnyal javítaná, ha a faktorok statisztikai jellemzőit minden hónapban újra számolnánk gördülő időtáv alapján. Reálisabb modellt kapnánk, ha figyelembe vennénk a volumenváltozások hatását az egyes mérlegtételek hozamára²⁰¹.

Van tovább lépési lehetőség a forgatókönyv-generátor tekintetében is. Egyrészt növelhető lenne a forgatókönyvek szélessége és mélysége – azaz ötnél több forgatókönyvvel és kettőnél több lépcsővel is dolgozhatnánk. Emellett konkrét extrém forgatókönyvekkel is bővíthetnénk modellünket.

Bár a dolgozatban választott célfüggvény miatt most nem volt szükség árazó függvényekre, a modell gyakorlati relevanciájának növelése érdekében e tekintetben mindenképpen tovább lépés javallott. Gyakorlati szempontból a második lépcső döntési szimulátorának komplexitása is fejlesztendő tétel.

²⁰¹ Azaz tekintettel kellene lenni arra, hogy magasabb eszköz- és forrásértékek elérése sok esetben csak a bank számára kedvezőtlenebb hozamok mellett lehetséges.

Az optimalizálás során figyelembe lehetne venni az egyes tételek megváltoztatásával járó tranzakciós költségeket is. A modell lehetőséget ad arra is, hogy alternatív EFM-technikákat is beleépítsünk²⁰². Meg lehetne vizsgálni a modell működését alternatív célfüggvények mellett is²⁰³. A korlátok számossága is bővíthető lenne, akár Bázeli II irányelveit is figyelembe lehetne venni.

A becslési hiba hatásainak csökkentése érdekében alkalmazott korrekciók esetében is vannak lehetséges alternatívák. Meg lehetne vizsgálni az idősor korrigálásán alapuló módszerek hatékonyságát. Érdekes lenne a 0%, 33,3% és a 100% után más Steinkorrekciós faktorok hatását is górcső alá venni. A hozamok korrekciója mellett érdekes lenne a varianciák és a kovarianciák korrekcióját is elemezni.

Bár esetünkben az adathiányok erre nem adtak lehetőséget, később érdemes lenne a vizsgálatokat hosszabb modellezési- és tesztelési időszakok mellett megismételni. Érdekes lenne megvizsgálni, hogy a tapasztalt negatív kapcsolat a mérlegtételek hozama és szórása között mennyire a választott időszak sajátja, illetve mennyire általános összefüggés. Gyakorlati szempontból érdekes lenne olyan vizualizációs technikák kidolgozása is, melyek a döntéshozó segítségére lehetnek az optimalizáció során kapott eredmény intuitív megértésében, az esetleges felülvizsgálatok elvégzésében.

A fentieket összefoglalva elmondhatjuk, hogy még számos érdekes és nyitott kérdés áll a terület iránt érdeklődő kutatók előtt. Jelen dolgozat ezen úton csak az első mérföldkönek tekinthető.

²⁰² Ilyen lehetőség például a saját tőke átlagidejére korlátokat állítani.

²⁰³ Érdekes alternatíva lenne például egy hozam alapú célfüggvény tesztelése.

6 Összefoglalás

A dolgozatban az arbitrált árfolyamok elméletének a sztochasztikus eszköz-forrás menedzsmentben való alkalmazási lehetőségeinek megvizsgálása érdekében áttekintettük a releváns szakirodalmakat, vázoltuk a lehetséges kapcsolódási pontokat, illetve egy gyakorlati modell segítségével megvizsgáltuk a modell alkalmazhatóságát.

A dolgozat második fejezetében áttekintettük az arbitrált árfolyamok elméletének elméleti alapjait – alapegyenletét, értelmezését, illetve feltevéseit – valamint gyakorlati aspektusait. Ez utóbbi keretében megvizsgáltuk a modell három fontosabb lépését, a faktorok-, a faktorprémiumok-, és végül a faktorsúlyok meghatározását, illetve az ezen lépéseknél alkalmazható módszereket. Itt volt szó a faktorok előállításának statisztikai módszereiről, a makroökonómiai változók felhasználásáról, illetve a cégjellemzők alapján történő portfólióalkotásról. E részben tárgyaltuk a faktorprémiumok múlt, illetve jövőorientált meghatározási módját. Végül a faktorbéták becslésénél beszéltünk a regresszió pontosságának javítása érdekében alkalmazható módszerekről. A fejezet végén a nemzetközi és a hazai tesztek és gyakorlati kutatások eredményeit vázoltuk. Említést tettünk azokról a tesztekéről, amelyek a CAPM egyfaktoros világával szemben több releváns faktor jelenlétét tűnnek igazolni. Láthattuk, hogy a legtöbb gyakorlati modell öt faktort talált szignifikáns magyarázó erővel bírónak. Végül bemutattuk az egyik hazai kutatás alapján relevánsnak talált öt részvénytőkepiaci faktort, a hozamgörbe szintjének megváltozását, a részvénytőkepiacok hozamváltozását, a várt- és a meglepetés inflációt, és végül a külkereskedelmi forgalmat.

A harmadik fejezetben az eszköz-forrás menedzsment célját, illetve alapvető módszereit tárgyaltuk. A statikus eljárások mellett bemutatásra kerültek a dinamikus módszerek is, ezen belül a passzív- és az aktív modellek. Ez utóbbin belül megkülönböztettük az érték-, illetve a hozamvezérelt technikákat. A fejezet két további, nem annyira általánosan használt, de néhány más módszert is magába integrálni tudó csoportosítás áttekintésével zárult.

A negyedik fejezet a sztochasztikus programozás eszköz-forrás menedzsmentben történő alkalmazásáról szólt. A sztochasztikus programozás alapfeladatának bemutatása és

értelmezése után a konkrét megoldás felépítésének a lépéseit vettük át. A forgatókönyv-generátor tárgyalásánál szóltunk a múltbeli adatok felhasználási lehetőségeiről, a statisztikai becsléseken alapuló módszerről, a vektor-autoregresszióról, illetve a cascade-megközelítésről. Ez után tárgyaltuk az árazó függvényeket, a döntési szimulátort, illetve az optimalizáló modult, különös tekintettel a megoldási módszerekre.

Az ötödik fejezet az arbitrált árfolyamok elméletének a sztochasztikus eszköz-forrás menedzsmentbe való integrálásának a lehetőségeit tárgyalta egy gyakorlati modellen keresztül. Elsőként az elemzési keretet definiáltuk. Beszéltünk az APT felhasználásának a lehetőségéről a folyamatok dinamikájának megfogásában. Kiemeltük a nemzetközi portfóliók kezelésének a megkönnyítésének a lehetőségét – szemben például az átlagidő-modellekkel. Volt szó az APT árazó függvények pontosságának emelésében való alkalmazhatóságáról. Ezután a forgatókönyvek generálásában, illetve a célfüggvény meghatározásában betöltendő szerepet vázoltuk. Végül bemutattuk az empirikus kutatás célját és menetét.

A konkrét modell felépítése a banki eszköz-forrás struktúra felépítésével, az eredményre hatással lévő faktorok azonosításával kezdődött. Ez után a kiinduló modellt úgy korrigáltuk, hogy minden a végső modellben szereplő tétel értékét befolyásoló gazdasági faktor időszora rendelkezésre álljon az elemzési időszakra. Ezen modellből kiindulva meghatároztuk azt a négy faktort, melyek az elemzett fiktív bank eredménye szempontjából kulcsszerepet játszottak, és kiszámítottuk ezen faktorok alapvető statisztikáit.

Ezután felépítettük az elemzett bank arbitrált árfolyamok elméletére épülő sztochasztikus eszköz-forrás menedzsment modelljét. Ennek keretében először meghatároztuk a hazai hozamszint autoregressziós egyenletét, valamint a modellváltozók APT-egyenleteit. Másodikként a négy faktor alapvető statisztikai alapján megfelelő statisztikával rendelkező forgatókönyveket állítottunk elő. Harmadszorra definiáltuk a veszteséget dupla súllyal büntető célfüggvényt és a második lépcső döntési szimulátorát. Negyedik lépésként az optimalizálási modell korlátait határoztuk meg. Mindezek alapján a modell által javasolt stratégia elemzését is elvégeztük.

Az ötödik fejezet ötödik alfejezetében a becslési hibák hatásának kezelési lehetőségeit vizsgáltuk meg. Ennek keretében mind a faktorhozamoknak, mind pedig a faktorbétáknak két Stein-féle közelítését is elemzés alá vontuk. A hatodik alfejezetben a további lehetséges kutatási irányokat azonosítottuk.

Az empirikus kutatás során minden hipotézisünkre választ kaptunk, és számos további érdekes eredményt is kaptunk. A vizsgált bank eszköz- és forráshozamait elemezve öt faktort kaptunk, melyek segítségével a hozamok viszonylag pontosan leírhatók. Ez az öt faktor a BUX havi logaritmikus hozama, a hazai hozamgörbe szintjének megváltozása, a külföldi (Euró-régió és Svájc) hozamgörbe szintjének megváltozása, az átlagos magyar államkötvény-hozam és a forint leértékelődése az euróval és a svájci frankkal szemben. Ezen öt változó közül a külföldi hozamgörbe szintjétől eltekintve mind a többi négy szignifikáns hatással van a banki eredmény megváltozására. A négy faktor együtt az eredmény varianciájának 99,5%-át magyarázza meg, míg a forint leértékelődése önmagában 92,4%-ot. Ez az eredmény igazolta az 1.1-es hipotézisünket. A második legfontosabb faktor az átlagos magyar államkötvény-hozam, míg a BUX havi logaritmikus hozama és a hazai hozamgörbe szintjének megváltozása minden modell szerint 20% alatti hatással van csak a bank eredményességére. Ezen eredmények megcáfolták az 1.2-es hipotézist. A hazai hozamgörbe szintjének megváltozásán kívül nincs jelentős auto- és keresztkorreláció a négy faktor viszonylatában.

A hat vizsgált modell – a mérlegtételeket nem változtató „Status quo”, az „Alapmodell” és a négy Stein-korrekción alapuló modell – közül az „Alapmodell” bizonyult a legjobbnak. Ez a modell először profiltisztítást hajtott végre, majd dinamikusan növelte a mérlegfösszeget. A bank forrás oldali euró-kitettséget nem változtatta, de a szintén forrás oldali svájci frank kitettséget a duplájára növelte. Stratégiája alapja az volt, hogy a magas hozamú és az alacsony szórású eszköztételeket preferálta az alacsony hozamú és a magas szórású tételekkel szemben, míg forrás oldalon a magas hozamú tételek volumenét csökkentette és az alacsony hozamúakét növelte. Ez az eredmény igazolta a 2.1-es és 2.2-es hipotéziseinket. Érdekes részeredménye volt a kutatásnak, hogy a vizsgált időszakon mind eszköz, mind pedig forrásoldalon szignifikáns negatív kapcsolat volt a tételek hozama és szórása között. Az „Alapmodell” egyszerűsített eredménye 21,1%-al volt magasabb, mint a „Status quo”-é, míg a szórás mindössze 2,2%-al nőtt. Az általunk definiált jövedelmezőségi mutató 18,4%-ot nőtt.

A Stein-féle korrekcióval dolgozó modellek mind dinamikusabban növelték a mérlegfőösszeget, mint az „Alapmodell”. Devizakitettség tekintetében a forrás oldali euró-kitettséget eszköz oldalra változtatták, míg a forrás oldali svájci frank kitettséget duplájára növelték. A hozamok és szórások kapcsolata a tételek megváltozásával jellemzően gyengébb volt, mint az „Alapmodell” esetében. A 33,3%-os korrekció rendre alacsonyabb eredményt adott, mint az „Alapmodell” – azaz a 0%-os korrekció – de nagyobb, mint a 100%-os korrekció. Ezen eredmények alapján nemleges választ kaptunk a 3.1-es és a 3.2-es hipotézis tekintetében, de sikerült alátámasztani a 3.3-as és 3.4-es hipotéziseket. Az egyszerűsített eredmények szórásai az „Egyenlő béták” modell kiugróan magas értékétől eltekintve lényegében azonosak voltak. Érdekes eredményként azt kaptuk, hogy a szakmailag indokoltabb és a gyakorlatban is elterjedtebb bétakorrekciós modellek még a „Status quo”-nál is gyengébb eredményt adtak, miközben a szakmailag nehezen védhető hozamkorrekciós modellek jobbat. A legtöbb utólag helyesnek minősíthető döntést a mérlegszerkezet tekintetében az „Alapmodell” hozta, melyet a „Hozamok Stein-becslése” modell követett. De ez utóbbi modell is csak 31,1%-os eséllyel tud jobb havi egyszerűsített eredményt adni, mint az „Alapmodell”.

Eredményeinket összegezve kijelenthetjük, hogy egy az arbitrált árfolyamok elméletére alapuló sztochasztikus eszköz-forrás menedzsment modell nagyon hasznos segítség lehet a banki stratégia meghatározásában. Egy ilyen modellel egy hazai átlagos kisbank tulajdonosi értékét szignifikáns mértékben meg tudtuk emelni. A vizsgált modellek közül a korrekció nélküli bizonyult a legjobbnak, amennyiben azonban a becslési hibák hatásának csökkentése érdekében mindenféleképpen korrekcióval szeretnénk élni, úgy a faktorhozamok részleges Stein-féle korrekciója ajánlott.

Irodalomjegyzék

1. 2/2003. (PK. 14.) MNB rendelkezés a kötelező jegybanki tartalékról
2. Adler, M. [1987]: Global asset allocation: Some uneasy questions. Investment Management Review, szeptember-október: 13-18.
3. Albrecht, P. [2001]: Asset Liability Management bei Versicherungen. Mannheimer Manuskripte zu Risikotheorie, Portfolio Management und Versicherungswirtschaft.
4. Altay, E. [2003]: The Effect of Macroeconomic Factors on Asset Returns: A Comparative Analysis of the German and the Turkish Stock Markets in an APT Framework. Betriebswirtschaftliche Diskussionsbeiträge, Beitrag Nr. 48/2003, Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg.
5. Andersson, F., Mausser, H., Rosen, D., és Uryasev, S. [2001]: Credit risk optimization with conditional Value-at-Risk criterion. Mathematical Programming B 89: 273-291.
6. Arbel, A. és Strebel, P. J. [1983]: Pay attention to neglected firms! Journal of Portfolio Management 9(2): 37-42.
7. Babbel, D. F. [1995]: Asset-liability matching in the life insurance industry. In: Altman, E. I. és Vanderhoof, I. T. (szerk.): The financial dynamics of the insurance industry. Burr Ridge, IL: Irwin Professional Publishing.
8. Babbel, D. F. [1999]: Effective and ineffective duration measures for life insurers. In: Babbel, D. F. és Fabozzi, F. J. (szerk.): Investment management for insurers. New Hope, PA: Frank J. Fabozzi Associates.
9. Balvers, R. J., Cosimano, T.F. és McDonald, B. [1990]: Predicting stock returns in an efficient market. Journal of Finance 45: 1109-1128.
10. Bansal, R., Viswanathan S. [1993]: No arbitrage and arbitrage pricing: A new approach. Journal of Finance 48: 1231-1262.
11. Banz, R. [1981]: The relationship between return and market value of common stocks. Journal of Financial Economics 9: 3-18.
12. Barry, C. B., Goldreyer, E., Lockwood, L. és Rodriguez, M. [1999]: Size and book-to-market effects: evidence from emerging equity markets. Working paper, Texas Christian University.
13. Basu, S. [1977]: The investment performance of common stocks in relation to their price to earnings ratio: a test of the efficient markets hypothesis. Journal of Finance 50: 663-682.

14. Benedek, G., Kóbor, Á. és Pataki, A. [2002]: A kapcsolatszorosság mérése m-dimenziós kopulákkal és értékpapírportfólió-alkalmazások. *Közgazdasági Szemle* 49: 480-497.
15. Black, F. [1988]: Simplifying portfolio insurance for corporate pension plans. *Journal of Portfolio Management*, nyár: 33-37.
16. Black, F. és Jones, S. [1987]: Simplifying portfolio insurance. *The Journal of Portfolio Management* 14, tavasz: 48–51.
17. Black, F. és Perold, A. F. [1992]: Constant proportion portfolio insurance. *Journal of Economic Dynamics and Control* 16: 403-426.
18. Blanchard, O. J. [1993]: Movements in the equity premium. *Brookings Papers on Economic Activity, Macroeconomics* (2): 75-118.
19. Bodie, Z., Kane, A. és Marcus, A. J. [1996]: Befektetések. Tanszék Kft.
20. Boender, G. C. E. [1997]: A hybrid simulation/optimization scenario model for asset/liability management. *European Journal of Operational Research* 99: 126-135.
21. Boender, G. C. E., van Aalst, P., és Heemskerk, F. [1998]: Modeling and management of assets and liabilities of pension plans in the Netherlands. In: Ziemba, W. T. és Mulvey, J. M. (szerk.): *Worldwide Asset and Liability Modeling*. Cambridge University Press: 561-580.
22. Bradley S. P. és Crane, D. B. [1972]: A dynamic model for bond portfolio management. *Management Science* 19 (2): 139-151.
23. Bradley S. P. és Crane, D. B. [1980]: Managing a bank portfolio over time. In: Dempster, M. A. H. (szerk.): *Stochastic Programming*, Academic Press: 449-471.
24. Brealy, R. és Myers, S. C. [1998]: *Modern vállalati pénzügyek*. Panem-McGraw-Hill.
25. Brennan, M. J., Chordia, T. és Subrahmanyam, A. [1998]: Alternative factor specification, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics* 49: 345-373.
26. Bunn, D. W. és Salo, A. A. [1993]: Forecasting with scenarios. *European Journal of Operational Research* 68(3): 291-303.
27. Cagnetti, A [2002]: *Capital Asset Pricing Model and Arbitrage Pricing Theory in the Italian Stock Market: an Empirical Study*. Kézirat.
28. Campbell, J. Y. [1987]: Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics* 18: 373-399.

29. Canadian Institute of Actuaries [2002]: Results of the survey on asset liability management practices of canadian life insurance companies. <http://www.actuaries.ca/publications/2002/202029e.pdf>, letöltés dátuma: 2003. július 1.
30. Carino, D. R., Kent, T., Myers, D. H., Stacy, C., Sylvanus, M., Turner, A. L., Watanabe, K., és Ziemba, W.T. [1994]: Russell-Yasuda Kasai model: An asset/liability model for a japanese insurance company using multistage stochastic programming. Interfaces 24(1): 24-49.
31. Chaumeton, L., Connor, G. és Curds, R.: [1996]: A global stock and bond model. Financial Analysts Journal 52(6).
32. Chen, N., Roll, R. és Ross, S. A. [1986]: Economic forces and the stock market: Testing the APT and alternative asset pricing theories. Journal of Business 59: 383-403.
33. Chopra, V. K. [1991]: Mean-Variance Revisited: Near-optimal portfolios and sensitivity to input variations. Russell Research Commentary.
34. Chopra, V. K. [1993]: Improving optimization. Journal of Investing, ősz: 51-59.
35. Chopra, V. K., Hensel, C. R. és Turner, A. L. [1993]: Massaging mean-variance inputs: Returns from alternative global investment strategies in the 1980s. Management Science, július: 845-855.
36. Chopra, V. K. és Ziemba, W. T. [1993]: The effects of errors in means, variances, and covariances on optimal portfolio choice. Journal of Portfolio Management, tél: 6-11.
37. Cochrane, J. H. [1991]: Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations. Journal of Finance 46: 209-238.
38. Consiglio, A., Cocco, F. és Zenios, S. A. [2001]: Asset and liability modelling for participating policies with guarantees. <http://fic.wharton.upenn.edu/fic/papers/00/0041.pdf>, letöltés dátuma: 2004. február 22.
39. Copeland, T., Koller, T. és Murrin, J. [1999]: Vállalatértékelés. Panem-John Wiley & Sons, Budapest.
40. Cox, J. C. és Huang, C. F. [1989]: Optimal consumption and portfolio policies when asset prices follow a diffusion process. Journal of Economic Theory 49: 33-83.
41. Cox, J. J., Ingersoll, Jr., és Ross, S. [1985]: A Theory of the term structure of interest rates. Econometrica 53: 363-384.
42. Damodaran, A. [1999]: Applied corporate finance: A user's manual. John Wiley & Sons, Inc.

43. Damodaran, A. [2002]: Investment valuation – tools and techniques for determining the value of any asset. John Wiley & Sons, Inc, New York.
44. Deák, I. [2003]: Bevezetés a sztochasztikus programozásba. BMGE, egyetemi jegyzet.
45. Dempster, M. A. H., Germano, M., Medova, E. A. és Villaverde, M. [2003]: Structured products for pension funds. In: Proceedings of the 2002 IFIP/IIASA/GAMM Workshop on Dynamic Stochastic Optimization, Springer Verlag.
46. Dybvig, P. H. [1988a]: Distributional analysis of portfolio choice. Journal of Business 61: 369-393.
47. Dybvig, P. H. [1988b]: Inefficient dynamic portfolio strategies or how to throw away a million dollars in the stock market. Review of Financial Studies 1: 67-88.
48. Elton, E. J., Gruber, M. J. és Mei, J. [1994]: Cost of capital using arbitrage pricing theory: A case study of nine New York utilities. Financial Markets, Institutions and Instruments 3: 46-73.
49. Erb, C., Harvey, C. és Viskanta, T. [1994]: Country risk and global equity selection. Journal of Portfolio Management 21(2): 74–83.
50. Ermoliev, Y. és Wets, R. J. B. (szerk.) [1998]: Numerical Techniques for Stochastic Optimization. Springer-Verlag.
51. Fábián, Cs. és Szőke, Z. [2001]: Level decomposition for two-stage stochastic programming problems. Stochastic Programming E-Print Series 12.
52. Fama, E. F. [1991]: Efficient capital markets II. Journal of Finance 46: 1575-1617.
53. Fama, E. F. és French, K. R. [1992]: The cross-section of expected stock returns. Journal of Finance 47(2), június: 427-466.
54. Fama, E. F. és French, K. R. [1993]: Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics 33:3-56.
55. Fama, E. F. és French, K. R. [2002]: The equity premium. Journal of Finance 57: 637-659.
56. Fan, Y., Murray, S. és Turner, A. L. [1997]: A retail level stochastic programming asset-liability management model for Italian investors. Jelentés, Frank Russell Company.
57. Ferson, W. E. és Harvey, C.R. [1993]: The risk and predictability of international equity returns. Review of Financial Studies 6: 527-566.
58. Ferson, W. E. és Harvey, C. R. [1994]: Sources of risk and expected returns in global equity markets. Journal of Banking and Finance 18: 775-803.
59. French, K. [1980]: Stock returns and the weekend effect. Journal of Finance 8, 55-69.

60. Frost, P. A. és Savarino, J. E. [1988]: For better performance: Constrain portfolio weights. *The Journal of Portfolio Management*, ősz: 29-34.
61. Grinblatt, M. és Titman, S. [1983]: Factor pricing in a finite economy. *Journal of Financial Economics* 12: 497–507.
62. Grinblatt, M. és Titman, S. [1998]: *Financial markets and corporate strategy*. Irwin McGraw-Hill.
63. Hawawini, G. és Keim, D. B. [2000]: The cross section of common stock returns: a review of the evidence and some new findings. in Keim, D. B. és Ziemba W. T. (szerk.): *Security market imperfections in worldwide equity prices*. Cambridge University Press, Cambridge.
64. Hensel, C. R. és Turner, A. L. [1998]: Making superior asset allocation decisions: A practitioners guide. In: Ziemba, W. T. és Mulvey, J. M. (szerk.): *Worldwide Asset and Liability Modeling*. Cambridge University Press: 62-83.
65. Herskowitz, M. D. [1989]: Option adjusted spread analysis for mortgage-backed securities. In: Fabozzi, F. J. (szerk.): *Handbook of Fixed Income Options*, 22. fejezet. Chicago: Probus Publishing.
66. Hicks, J. R. [1939]: *Value and capital*. Oxford: Clarendon Press.
67. Ho, T. S. Y. [1990]: *Strategic fixed income investment*. Homewood Illinois, Dow Jones-Irwin.
68. Hull, J. és White, A. J. [1991]: Pricing interest rate derivative securities. *Review of Financial Studies* 3: 573-592.
69. Ingersoll, J. E. [1984]: Some results in the theory of arbitrage pricing. *Journal of Finance* 39: 1021-1039.
70. Jackwerth J. C. és Rubinstein, M. [1997]: Recovering probability distributions from option prices. *Journal of Finance* 51: 1611-1631.
71. Jagannathan, R., McGrattan, E. R. és Scherbian, A. [2001]: The declining U.S. equity premium. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
72. Jimeno, W. M. B. és Lohse, U.. [2002]: *Asset-Liability-Management in Lebensversicherungs-unternehmen*. Cuvillier Verlag.
73. Jobson, J. D. és Korkie, R. [1981]: Putting Markowitz theory to work. *The Journal of Portfolio Management*, nyár: 70-74.
74. Jorion, P. [1985]: International portfolio diversification with estimation risk. *The Journal of Business* 58(3): 259-278.
75. Jorion, P. [1999]: *A kockáztatott érték*. Panem.

76. Karvalits, F. és Kálmán, T. [1994]: Eszköz-forrás gazdálkodás. In: Bankárképző füzetek 4, Nemzetközi Bankárképző Központ Rt.
77. Kaut, M., Vladimirov, H., Wallace, S. W. és Zenios, S. A. [2003]: Stability analysis of a portfolio management model based on the conditional value-at-risk measure. Working Paper, University of Cyprus.
78. Kinzler, H. és Berg, T. [2000]: ALM invades continental Europe. Financial Services 4: 10-13.
79. Király, J. [1998]: Beszélgetések a kockázatos értékről. In: Bankról, pénzről, tőzsdéről. A Bankárképző jubileumi kötete.
80. Komáromi, É. [2001]: Sztochasztikus programozási modellek alkalmazása pénzügyi, biztosításmatematikai számításokban. BCE, egyetemi jegyzet.
81. Kovács, E. [2004]: Pénzügyi adatok statisztikai elemzése. Tanszék Kft.
82. Kóbor, Á. és Golobokov, Sz. [1999]: A kamatláb-kockázat szabályozása és kezelése. Bankszemle 43(4): 16-33.
83. Kusy, M. I., és Zeimba, W. T. [1986]: A bank asset and liability management model. Operations Research 34(3): 356-376.
84. Leibowitz, M. L. és Weinberger, A. [1982]: Contingent immunization: Part I. Financial Analyst's Journal, november: 17-23.
85. Leibowitz, M. L. és Weinberger, A. [1983]: Contingent immunization: Part II. Financial Analyst's Journal, január: 35-50.
86. Leland, H. és Rubinstein, M. [1981]: Replicating options with positions in stock and cash. Financial Analyst's Journal, július: 63-72.
87. Ligeti, S. és Sulyok-Pap, M. (szerk.) [1998]: Banküzemtan. Tanszék Kft.
88. Macaulay, F. R. [1938]: Some theoretical problems suggested by the movements of interest rates, bond yields, and stock prices in the United States since 1856. New York: Columbia University Press.
89. Makara, T. [1996]: A portfólióelmélet alapjai és a CAPM. Kiegészítő tananyag a Vállalati Pénzügyek című tárgyhoz, BCE.
90. Malkiel, B. G. [1992]: Bolyongás a Wall Streeten. Nemzetközi Bankárképző Központ.
91. Markowitz, H. M. [1952]: Portfolio selection. Journal of Finance 7: 77-91.
92. Medvegyev, P. [2002]: A pénzügyi eszközök árazásának alaptétele diszkrét idejű modellekben. Közgazdasági Szemle 49, július–augusztus: 597–620.
93. Meszéna, Gy. és Szép, J. [1996]: In: Meszéna, Gy. (szerk.): Pénzügyi és biztosítási esettanulmányok. BCE, egyetemi jegyzet.

94. Michaud, R. O. [1989]: The Markowitz optimization enigma: Is 'optimized' optimal? Financial Analysts Journal, január-február: 31-42.
95. Middleton, L. és Satchell, S. [1999]: Deriving the APT when the number of factors is unknown. http://users.wbs.ac.uk/cms_attachment_handler.cfm?f=apt.pdf&t=apt.pdf, letöltés dátuma: 2004. november 4.
96. Mikolasek, A. [1996]: Duration és fedezeti stratégiák a pénzügyi piacokon. Bankszemle 40(1): 40-47.
97. Mikolasek, A. [1998]: A kamatláb kockázat mérése és kezelése. In: Bankról, pénzről, tőzsdéről. A Bankárképző jubileumi kötete.
98. Mikolasek, A. [1999]: Az opciók árazásának közgazdasági alapjai és néhány kiterjesztése. PhD. értekezés, BKE.
99. Miller, L., Rajan, U. és Shimp, P. A. [1989]: Realized return optimization: A strategy for targeted total return investing in the fixed income markets. In: Fabozzi F. J. (szerk.): The institutional investor focus on investment management, Ballinger Publishing.
100. MNB jelentések [2005]: A monetáris intézmények konszolidált mérlege és a monetáris aggregátumok alakulása a 2003. májusi adatok alapján. http://www.mnb.hu/engine.aspx?page=mnbhu_ebm, letöltés dátuma: 2005. június 4.
101. MNB kiadványok [2004]: Jegybankunk. MNB, 2004. július.
102. MNB kiadványok [2005]: Jelentés a pénzügyi stabilitásról. MNB, 2005. április.
103. Mulvey, J. M. [1994]: An asset-liability investment system. Interfaces 24: 22-33.
104. Mulvey, J. M. [2001]: Introduction to financial optimization: Mathematical programming special issue. Mathematical Programming B 89: 205-216.
105. Mulvey, J. M. [2000]: Multi-stage optimization for long-term investors. http://www.hermes.ucy.ac.cy/publications/conference_may_2000/Mulvey%201.pdf, letöltés dátuma: 2002. december 23.
106. Mulvey, J. M. és Thorlacius, A. E. [1998]: The Towers Perrin global capital market scenario generation system: CAP:Link. In: Ziemba, W. T. és Mulvey, J. M. (szerk.): Worldwide Asset and Liability Modeling. Cambridge University Press: 286-302.
107. Mulvey, J. M., Vanderbrei, R. J., és Zenios, S. A. [1995]: Robust Optimization of Large-Scale Systems. Operations Research 43(2): 264-281.
108. Mulvey, J. M. és Ziemba, W. T. [1998]: Asset and liability management systems for long-term investors: Discussion of the issues. In: Ziemba, W. T. és Mulvey, J. M. (szerk.): Worldwide Asset and Liability Modeling. Cambridge University Press: 3-38.

109. Ong, M. K. [1998]: Integrating the role of risk management in ALM. In: Jarrow, R. A. és van Deventer, D. R.: Asset & liability management: The synthesis of new methodologies, RISK Publications.
110. Ostaszewski, K. M. [2002]: Asset-liability integration. Society of Actuaries Monograph.
111. Perold, J. M. és Sharpe, W. F. [1988]: Dynamic strategies for asset allocation. Financial Analysts Journal, január: 16-27.
112. Prékopa, A. [1995]: Stochastic programming. Kluwer Academic Publishers Group.
113. PSzÁF jelentések [2005]: Banki mérleg- és eredménykimutatás jelentés formátumban. <http://www.pszaf.hu/dokutar/jelentesek/evesj.htm>, letöltés ideje: 2005. május 28.
114. PSzÁF jelentések [2005]: Statisztikai melléklet. <http://www.pszaf.hu/dokutar/jelentesek/evesj.htm>, letöltés ideje: 2005. május 28.
115. PSzÁF kiadványok [2005]: Beszámoló a felügyelt szektorok 2004. évi működéséről. PSzÁF, 2005. április.
116. Rachev, S. és Tokat, Y. [2000]: Asset and liability management: Recent advances. In: Anastassiou, G.: Handbook of analytic-computational methods in applied finance, Chapman & Hall/CRC.
117. Redington, F. M. [1952]: Review of the principles of life office evaluation. Journal of Üthe Institute of Actuaries.
118. Reitano, R. R. [1991]: Multivariate immunization theory. Transactions of the Society of Actuaries 43: 393-442.
119. Ritter, J. [1991]: The long-run performance of initial public offerings. Journal of Finance 46: 3-28.
120. Robin, A. J. és Shukla, R. K. [1991]: The magnitude of pricing errors in the arbitrage pricing theory. Journal of Financial Research 14: 65–82.
121. Rockafeller, R. T. és Wets, R. J.-B. [1991]: Scenarios and policy aggregation in optimization under uncertainty”, Mathematics of Operations Research 16: 119-147.
122. Roll, R. [1977]: A critique of the asset pricing theory's tests: Part I: On past and potential testability of the theory. Journal of Financial Economics 4:129-176.
123. Roll, R. [1981]: A possible explanation of the small firm effect. Journal of Finance 36: 879-888.
124. Roll, R. és Ross, S. A. [1980]: An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory. Journal of Finance 35 december:1073-1103.

125. Rosen, D. és Zenios, S. A. [2001]: Enterprise-wide asset and liability management: Issues, institutions, and models. In: Zenios, S. A.: Handbook of asset and liability management, North-Holland.
126. Ross, S. A. [1976]: The arbitrage theory of capital asset pricing. Journal of Economic Theory 13: 341-360.
127. Samuelson, P. A. [1945]: The effect of interest rate increases on the banking system. American Economic Review, március: 16-27.
128. Schroeder, C. [2000]: Einsatz von Asset Liability Management Methoden bei deutschen Erstversicherern – Ergebnisse einer Umfrage. Előadás: 19. AFIR Tagung, 2000.04.27.
129. Sebestyén, G. [1997]: Néhány optimalitási kritérium többcélú optimalizálási feladatra. Szakdolgozat, ELTE TTK Matematikus szak.
130. Sebestyén, G. [2000]: A matematikai programozás alkalmazása az eszköz-forrás menedzsmentben. Szakdolgozat, BKÁE Pénzügy szakirány.
131. Sebestyén, G. [2004]: Nemzetközi tőkeköltség. In: Fazakas, G. (szerk.): Vállalati pénzügyi döntések. Tanszék Kft. 147-175.
132. Sebestyén, G. [2005]: A CAPM gyakorlati kérdései a hazai tőkepiacra megválaszolva. In: Botos, K. (szerk.): Pénzügyek és globalizáció. JATE Press. 325-336.
133. Sebestyén, G., Márkus, B. és Cser, T. [2004]: Egy hazai APT modell. Kézirat.
134. Sebestyén, G. és Mészáros G. [2006]: A Markowitz-modell paramétereinek Stein-féle becslése. Vezetéstudomány 2: 24-29.
135. Shanken, J. [1982]: The arbitrage pricing theory: is it testable? Journal of Finance 37: 1129-1140.
136. Shanken, J. és Weinstein, M. I. [1990]: Macroeconomic Variables and Asset Pricing: Estimation and Tests. Working paper, University of Rochester, 1990 július.
137. Smink, M. [1993]: A generalized approach to ALM. Mimeo, Univ. of Groningen.
138. Smink, M. [1995]: A numerical examination of asset-liability management strategies. Society of Actuaries Study Note.
139. Society of Actuaries [2003]: Professional actuarial specialty guide – Asset-liability management. Society of Actuaries.
140. Stahl, J. [1994]: A biztosítási matematika illeszkedési problémája és a matematikai programozás. Sigma 25(1-2): 67-76.
141. Szarvas, F. [1998]: A likviditástervezés alapjai. In: Bankról, pénzről, tőzsdéről. A Bankárképző jubileumi kötete.

142. Száz, J. [1999]: Tőzsdei opciók vételre és eladásra. Tanszék Kft.
143. Tétényi, T. [1998]: Bevezetés a banki kockázatok kezelésébe. In: Bankról, pénzről, tőzsdéről. A Bankárképző jubileumi kötete.
144. Vanderhoof, I. T. [1972]: The interest rate assumption and the maturity structure of the assets of a life insurance company. Transactions of the Society of Actuaries.
145. Van Slyke, R. és Wets, R. J.-B. [1969]: L-shaped linear programs with applications to optimal control and stochastic programming. SIAM Journal of Applied Mathematics 17: 638-663.
146. Virág, M. [2001]: Pénzügyi elemzés, csődelőrejelzés. Kossuth.
147. Wadhwani, S. B. [1999]: The US stock market and the global economic crisis. National Institute Economic Review: 86-105.
148. Walter, Gy. [2002]: VaR-limitrendszer melletti hozammaximalizálás: a kaszinóhatás. Közgazdasági Szemle 49, március: 212–234.
149. Walter, Gy. és Berlinger, E. [1999]: Faktormodellek az értékpapírpiacon: Az arbitrált árfolyamok elmélete (APT). Bankszemle 43(4): 34-43.
150. Weinsier, D. J. [2002]: Current trends in ALM. Előadás: 2002 SOA Spring Meeting, 2002.05.31.
151. Wilhelm, J. [1982]: Arbitrage, transaction costs, and the structure of asset returns. In: Göppl, H. és Henn, R. (szerk.): Geld, Banken und Versicherungen I. VVW Karlsruhe.
152. Winston, W. L. [2003]: Operációkutatás: Módszerek és alkalmazások. Aula.
153. Yu, L.-Y., Ji, X.-D., Wang, S.-Y. [2003]: Stochastic programming models in financial optimization: A survey. Advanced Modeling and Optimization 5(1).
154. Zenios, S. A. [1993]: A model for portfolio management with mortgage-backed securities. Annals of Operations Research 43: 337-356.
155. Zhao, Y. és Ziemba, W. T. [2001]: A stochastic programming model using an endogenously determined worst case risk measure for dynamic asset allocation. Mathematical Programming 89: 293–309.
156. Zsembery, L. [2003]: A volatilitás előrejelzése és a visszaszámított modellek. Közgazdasági Szemle 50, június: 519–542.

Rövidítések jegyzéke

APT: arbitrált árfolyamok elmélete

CAPM: tőkepiaci árfolyamok elmélete

CVaR: feltételes kockázatosított érték

EaR: kockázatosított nyereség

EFM: eszköz-forrás menedzsment

P/BV: piaci érték / könyv szerinti érték hányados

P/E: piaci érték / nyereség hányados

SP: sztochasztikus programozás

VaR: kockázatosított érték

Mellékletek

1. Melléklet: Az APT levezetése

A következő levezetés a szerző munkája. Mivel az arbitrált árfolyamok elmélete – mint ahogyan azt Robin és Shukla [1991] is megmutatta – egyedi részvényekre nem feltétlenül áll, csak jól diverzifikált portfóliókra, így a bizonyításban is ilyen portfóliókkal fogunk dolgozni.

Tegyük fel, hogy n darab faktorunk van. Válasszunk ki $(n+1)$ darab különböző portfóliót. Ekkor, ha az egyes portfóliók n darab bétáját egy n dimenziós vektorként fogjuk fel, akkor nyilvánvaló, hogy a portfóliókból képezhető egy olyan nem triviális portfólió-csomag, melynek minden bétája zérus. Ezt a portfólió-csomagot fogjuk kockázatmentes portfóliónak nevezni, és a hozamát kockázatmentes hozamnak, melyet az APT egyenletében az α jelölt.

Ezután képezzünk az első faktorra egy olyan portfóliót, amelynek az első faktorra számított bétája egységnyi, és a többi, $(n - 1)$ darab faktor közül maximális számú faktorbétája zérus. Azokat a faktorokat, melyek faktorbétája nem zérus, lefedett faktoroknak vesszük. A létrejött portfóliót pedig minimális faktorportfóliónak. Válasszunk egy új, nem lefedett faktort, és ismételjük meg az eljárást. Tegyük ezt mindaddig, amíg az összes n darab faktorunkat lefedtük. Ekkor két eset lehetséges. Vagy n darab minimális faktorportfóliónk van, vagy ennél kevesebb.

Az első esetben minden faktorra elkészíthető egy faktorportfólió. A faktorportfóliók várható hozamai adottak. Ezen hozamoknak a kockázatmentes hozammal vett különbsége szerepel majd az APT egyenletében, mint F_i . Ez esetben tetszőleges portfólióra állnia kell az APT egyenletének. Ha ugyanis nem állna, akkor a portfólió, illetve a replikáló portfólió – azaz az alapportfólió bétái alapján a faktorportfóliókból összeállított portfólió – megfelelő különbségével egy a faktorokra érzéketlen, és emellett jól diverzifikált, azaz kockázatmentes portfóliót állítottunk volna össze, amely pénzbefektetés nélkül biztos pozitív hozamot hozna. Ez azonban ellentmondana az arbitrázsmentesség feltételének.

A második esetben néhány faktor együtt szerepel néhány minimális faktorportfolióban. Ez azt jelenti, hogy minden befektetésre állnia kell annak, hogy az azonos minimális faktorportfolióban szereplő faktorok bétáinak egymáshoz képesti aránya azonos. Ez viszont egyben azt is jelenti, hogy a befektetések szempontjából az adott faktorok nem külön faktorok, hanem csoportonként azonosak. Azaz minden minimális faktorportfoliót meghatározó faktorcsoportból azt a faktort kiválasztjuk, melyre a minimális faktorportfolió bétája egységnyi, akkor $m < n$ darab faktort fogunk kapni, melyek az összes befektetés hozam-ingadozásait megmagyarázzák, és melyekre a fenti módon előállított minimális faktorportfoliók már egyben faktorportfoliók is lesznek. Innentől pedig az előző eset gondolatmenete alkalmazható.

Amennyiben a második esetben nem áll szándékunkban a faktorokat újra konstruálni, az APT továbbra is igazolható lesz. Ekkor ugyanis egy k faktorra érzékeny minimális faktorportfolió esetén $(k - 1)$ faktorra az F_i értéke önkényesen meghatározható, csupán az utolsó faktornál kell ügyelnünk arra, hogy adott F_i -kkel, illetve a vizsgált minimális faktorportfolió bétáival számolva a vizsgált minimális faktorportfolió modell szerinti hozama megegyezzen a várható hozamával. Ezt az eljárást az összes minimális faktorportfolióra elvégezve az APT egyenlete továbbra is érvényben marad, hiszen tetszőleges befektetés faktorbéta-struktúrája lényegében a minimális faktorportfoliók bétastruktúráinak lineáris kombinációja lesz, ugyanis a faktorportfoliók faktorai egymással – legalábbis a befektetések halmazán – tökéletesen korrelálnak. Azaz a modellben a minimális faktorportfoliók faktoraihoz tartozó F_i -k nem önmagukban lesznek érdekesek, hanem a minimális faktorportfolión belüli faktortársaik F_i -jeivel együtt. Tehát a modell ez esetben lényegében ekvivalens az előző bekezdésben javasolttal.

A bizonyítás során implicit módon a portfóliók jól diverzifikáltságán kívül még egy helyen felhasználtuk azt, hogy sok értékpapír áll rendelkezésünkre. Egész pontosan ott, ahol a replikálandó, illetve a replikáló portfólió különbségének jól diverzifikáltságát használtuk fel. Amennyiben ugyanis a replikálandó és a replikáló portfólió az egyedi papírtokból megközelítőleg azonos részarányt tartalmaz, úgy a különbség-portfólió jól diverzifikáltsága nem garantálható.

Ez a probléma azonban megfelelő számú értékpapír rendelkezésre állása esetén orvosolható. Nem kell mást tennünk, mint minden minimális faktorportfoliót több, diszjunkt befektetési portfólióként előállítani. Ekkor minden replikálandó portfólió replikálását végre tudjuk hajtani olyan minimális faktorportfóliókkal is, hogy az egyes papírok részarányai a replikálandó és a replikáló portfólióban ne legyenek közel azonosak.

Végül ki kell emelnünk azt is, hogy mint az a bizonyításból is látszik, a sok értékpapír jelentését tovább kell finomítanunk. A félreárazások fenti módon történő learbitrálásához ugyanis arra is szükség van, hogy az egyes faktoroktól függő értékpapírok száma is meglehetősen nagy legyen. Amennyiben ugyanis ez nem teljesül, akkor ezen értékpapírok félreárazásánál nem feltétlenül tudunk egy zérus egyedi kockázattal rendelkező arbitrázsportfóliót létrehozni.

2. Melléklet: Hazai kisbankok a 2004. év végi állapotok alapján

1. Bank of China (Hungária) Rt.
2. BNP Paribas Hungária Bank Rt.
3. Credigen Bank Rt.
4. Calyon Bank Magyarország Rt.
5. DEUTSCHE Bank Rt.
6. Dresdner Bank (Hungária) Rt.
7. EB und HYPO BANK BURGENLAND-SOPRON Rt.
8. Hanwha Bank Magyarország Rt.
9. IC Bank Rt.
10. KDB Bank (Magyarország) Rt.
11. MAGYAR CETELEM BANK Rt.
12. Merkantil Bank Rt., az OTP bankcsoport tagja
13. Porsche Bank Hungária Rt.
14. WestLB Hungaria Bank Rt.
15. ELLA Első Lakáshitel Kereskedelmi Bank Rt.

3. Melléklet: Folyószámlahitel-kamat hiányzó adatainak becslése

Mivel a folyószámlahitelek állománya mind a vizsgált csoport – hazai kisbankok –, mind pedig a teljes hazai bankszektor eszközállományában jelentős tételt képvisel²⁰⁴, így semmiképpen nem szerettem volna kihagyni az elemzéséből. Problémát jelentett azonban az, hogy ezen hitelek átlagos kamatlábát a Magyar Nemzeti Bank honlapján csupán 2001. májusa óta publikálja.

Mivel az APT modell felépítéséhez így is meglehetősen szűkös időszak – 2000 és 2003 közötti 4 év – állt csak rendelkezésemre, ennek további rövidítését nem tartottam elfogadhatónak. Így a hiányzó adatok mesterséges kipótlása vált szükségessé. Erre az elméleti szakirodalom több módszert is javasol, én ezek közül a korreláció alapján választott változóval való regresszálás mellett döntöttem²⁰⁵.

A folyószámlahitel-kamatláb (HIT_FOLY) a rendelkezésre álló változók közül a hosszú lejáratú lakossági hitelkamattal (HIT_HL) állt a legszorosabb kapcsolatban, a két változó közötti Pearson-féle korreláció 0,795 volt. Így logikus döntés volt, hogy a hiányzó adatokat a hosszú lejáratú lakossági hitelek kamatlábjára állított regresszióval becsüljem meg. A meglévő adatokra lefuttatott regresszió 0,624-es korrigált R^2 -tel rendelkezett. A kapott modell, illetve mindkét együtthatója 0,1%-os szignifikancia-szint mellett is szignifikánsnak tekinthető. A modell egyenlete a következő:

$$HIT_FOLY = 0,3959 * HIT_HL + 0,1220$$

A hiányzó folyószámlahitel-kamatláb adatokat tehát a fenti képlet felhasználásával közelítettem, és a továbbiakban ezen adatokkal dolgoztam.

²⁰⁴ A kisbankoknál ezen hitelek a mérlegfőösszeg közel 5%-át adják ki.

²⁰⁵ Természetesen ez a módszer is felvet további problémákat. Így például az adatbázis korrelációs struktúrájának módosulását. Ezt én egyrészt a regresszióban szereplő két változó magas korrelációja – az adatbázis kiegészítése előtt is 0,795 volt a két változó közötti Pearson-féle korreláció –, másrészt a részfeladat végső problémába való alacsony integráltsága miatt – az esetleges helytelen becslés csak kis mértékben módosíthatja az APT modellt, sokkal kritikusabb az APT modell helyes felírása, a banki modell helyes optimalizálása, illetve a becslési hibák hatásának korrekt vizsgálata – nem tekintettem jelentősnek.

4. Melléklet: Hosszú bankközi hitelkamatláb konstruálása

Elemzésem során problémát jelentett, hogy a vizsgált bankcsoport – kisbankok – mérlegstruktúrájában mind eszköz, mind pedig forrás oldalon jelentős tételt képviseltek a hosszú lejáratú bankközi hitelek is. Ezen hitelek értékeléséhez szükség lett volna egy hosszú lejáratú bankközi hitelkamatláb idősorra. A dolgozat jelen sora megírásának pillanatában²⁰⁶ a leghosszabb lejáráthoz tartozó bankközi kamatláb, amiről statisztikai idősort lehet szerezni, a 12 hónapos. De hat hónap feletti lejáratra adatok csupán 2002 után állnak rendelkezésre. Ez viszont azt jelenti, hogy a modellépítési időszaknak legalább a felére kellene a hiányzó adatokat kipótolni. Ilyen helyzetben azonban a regressziós módszer – amelyet a folyószámlahitel-kamat hiányzó adatainak becslésére használtam – már nagyon megbízhatatlan.

Más megoldást kellett tehát keresni. Azt a célt tűztam ki, hogy olyan hozamsort találjak, melynek az 1, a 3 és a 6 hónapos lejáráthoz tartozó értékei magas korrelációban állnak a BUBOR rendelkezésre álló 1, 3 és 6 hónapos lejáráthoz tartozó értékeivel, illetve ez a kapcsolat a közgazdasági szemlélet által indokolható legyen, valamint ezen hozamsorra elérhetőek legyenek hosszabb lejáráthoz tartozó értékek is, melyek alapján a hosszú lejáratú bankközi hitelkamatlábak is interpolálhatóak.

A rendelkezésre álló változók közül a BUBOR adatsorok a legerősebb kapcsolatban egymással álltak²⁰⁷. Természetesen ez nem segített célunk elérésében. A BUBOR hozamok a következő legerősebb kapcsolatban az állampapír referenciahozamokkal álltak. A 3 hónapos BUBOR és a 3 hónapos állampapír referenciahozam közötti korreláció 0,941 volt, míg a 6 hónapos BUBOR és a 6 hónapos állampapír referenciahozam közötti korreláció 0,914 volt. Mivel az állampapír referenciahozamok 6 hónapnál hosszabb időtávra – 1, 2, 3, 5 és 10 évre is – rendelkezésre álltak, így ez az eredmény sokkal hasznosabb volt a kitűzött célunk szempontjából. Hogy a változók közötti kapcsolat formáját pontosan meghatározzam, mindkét változó-párra regressziós egyenest állítottam. Az eredményeket az alábbi táblázat mutatja:

²⁰⁶ 2005.06.01.

²⁰⁷ Az átlagos Pearson-féle korreláció 0,9535 volt. A legerősebb kapcsolat az 1 és a 3 hónapos BUBOR között volt – 0,9799 – míg a csoporton belül a leggyengébb az 1 napos és a 6 hónapos között – de ez az érték is nagyon erős kapcsolatot mutatott: 0,9208.

Modell	Korrigált R^2	F próba	Konstans	Béta
3 hónapos	0,844	0,000	0,007	0,957
6 hónapos	0,832	0,000	0,020	0,820

M1. táblázat: A BUBOR regressziója az állampapír referenciahozammal.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Ahhoz, hogy a hosszabb lejáráthoz tartozó BUBOR értékeket a megfelelő állampapír-piaci referenciahozamokkal közelíthessük – mely döntés a közgazdasági szemlélet alapján sem tűnik alapjaiban elvetendőnek – arra lenne szükségünk, hogy a két regressziós modell jól magyarázza a BUBOR megváltozásait, illetve hogy a konstans értékek rendre nullát, míg a béták egyet vegyenek fel²⁰⁸. A fenti táblázat alapján ez mind teljesülni látszik. Azonban a konstans értékek szignifikancia-szintje, illetve az együtthatók konfidencia-intervallumai sajnos ellentmondanak ennek. Bár a 3 hónapos modell esetében a nullhipotézisek elfogadhatóak lennének, a 6 hónapos modellre 95%-os szignifikancia-szint mellett sem a konstans konfidencia-intervalluma nem tartalmazza a zérust, sem a bétáé az egyet. Így a fenti közelítést statisztikailag nem tudnánk indokolni.

Másrészt azonban disszertációm célja nem egy pénzügyi adatbázis-hiányokat kipótló hatékony eljárás kifejlesztése, hanem egy eszköz-forrás menedzsment modell kialakítása, amely egy adott adatbázison jól tud működni. Így nem az az igazi kérdés, hogy a hosszú lejáráthoz tartozó bankközi kamatláb helyettesítése a megfelelő állampapír-piaci referenciahozammal statisztikailag megalapozott döntés-e, hanem az, hogy ez a döntés a dolgozat célja szempontjából támogatható-e. Azzal, ha az elemzett fiktív bank eszköz- és forrásstruktúrájában mellőzzük a hosszú lejáratú bankközi hiteleket, egyrészt nagyon leegyszerűsítjük a modellt, másrészt az nagyon el fog távolodni a valóságtól. Így bár a statisztikai elemzések alapján a hosszú lejáratú bankközi kamatláb állampapír-piaci referenciahozammal történő közelítése nem védhető, a disszertáció célja szempontjából jobb döntésnek tartottam e közelítést, mint a modell további leegyszerűsítését.

²⁰⁸ Legalábbis ezt a nullhipotézist statisztikailag ne lehessen elutasítani.

5. Melléklet: A kockázati faktorok alapvető statisztikai jellemzői

	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
BET_LAT	0,15%	0,47%	0,26%	0,07%
BET_0_2	0,42%	0,88%	0,63%	0,10%
BET_2_	0,34%	0,88%	0,60%	0,14%
HIT_FOLY	1,54%	1,81%	1,69%	0,07%
HIT_LAK	1,04%	1,87%	1,35%	0,24%
HIT_RL	1,20%	1,93%	1,57%	0,25%
HIT_HL	1,44%	2,00%	1,70%	0,16%
EUR_HUF	-5,34%	6,56%	0,06%	1,79%
CHF_HUF	-4,22%	5,14%	0,12%	1,83%
APH_1Y	0,52%	1,00%	0,79%	0,12%
APH_5Y	0,51%	0,86%	0,69%	0,09%
APH_10Y	0,50%	0,76%	0,63%	0,07%
BUB_1M	0,38%	1,11%	0,83%	0,15%
RMAX	-1,05%	1,71%	0,76%	0,44%
MAX	-4,41%	4,35%	0,66%	1,69%
BUX	-16,92%	13,02%	0,13%	6,83%
EUR_1M	0,17%	0,42%	0,30%	0,08%
EUR_10Y	0,31%	0,47%	0,41%	0,04%
CHF_1M	0,02%	0,29%	0,15%	0,10%
CHF_10Y	0,18%	0,49%	0,32%	0,11%

M2. táblázat: A kockázati faktorok minimuma, maximuma, átlaga és szórása.

Forrás: a szerző saját összeállítása

6. Melléklet: A legfontosabb faktorok meghatározása

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		,852
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1885,757
	df	190
	Sig.	,000

M3. táblázat: Az első lépcső KMO- és Bartlett tesztjének eredménye.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Extraction
BET_LAT	,904
BET_0_2	,895
BET_2_	,943
HIT_FOLY	,922
HIT_LAK	,921
HIT_RL	,963
HIT_HL	,955
EUR_HUF	,747
CHF_HUF	,783
APH_1Y	,971
APH_5Y	,948
APH_10Y	,947
BUB_1M	,880
RMAX	,730
MAX	,786
BUX	,373
EUR_1M	,786
EUR_10Y	,780
CHF_1M	,872
CHF_10Y	,868

M4. táblázat: Az első lépcső kommunalitásai.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Extraction		
	Sums of		
	Squared		
	Loadings		
Component	Total	% of Variance	Cumulative %
1	12,144	60,722	60,722
2	3,293	16,467	77,189
3	1,538	7,688	84,877

M5. táblázat: Az első lépcső főkomponensei által megmagyarázott variancia.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Component		
	1	2	3
BET_LAT	,933	-6,225E-02	,171
BET_0_2	,930	-7,909E-02	-,158
BET_2_	,953	-,125	,138
HIT_FOLY	,927	-,146	,204
HIT_LAK	,942	-3,393E-03	,182
HIT_RL	,972	1,985E-02	,133
HIT_HL	,959	-6,342E-02	,178
EUR_HUF	-,174	,760	,373
CHF_HUF	2,297E-02	,800	,378
APH_1Y	,762	,352	-,516
APH_5Y	,702	,408	-,537
APH_10Y	,823	,353	-,380
BUB_1M	,838	3,817E-02	-,419
RMAX	,404	-,752	3,810E-02
MAX	,208	-,857	9,511E-02
BUX	-,158	-,552	-,207
EUR_1M	,861	1,657E-02	,211
EUR_10Y	,878	-2,202E-02	9,361E-02
CHF_1M	,914	4,392E-02	,189
CHF_10Y	,910	2,892E-02	,200

M6. táblázat: Az első lépcső komponens-mátrixa.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		,737
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	604,416
	df	45
	Sig.	,000

M7. táblázat: A második lépcső KMO- és Bartlett tesztjének eredménye.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Extraction
EUR_HUF	,714
CHF_HUF	,750
RMAX	,688
MAX	,721
BUX	,391
EUR_1M	,906
EUR_10Y	,797
CHF_1M	,954
CHF_10Y	,939
SZINT_M	,854

M8. táblázat: A második lépcső kommunalitásai.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Extraction		
	Sums of Squared Loadings		
Component	Total	% of Variance	Cumulative %
1	4,773	47,729	47,729
2	2,942	29,422	77,151

M9. táblázat: A második lépcső főkomponensei által megmagyarázott variancia.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Component	
	1	2
EUR_HUF	-,311	,786
CHF_HUF	-,127	,857
RMAX	,496	-,665
MAX	,352	-,773
BUX	-,143	-,609
EUR_1M	,931	,198
EUR_10Y	,883	,131
CHF_1M	,950	,227
CHF_10Y	,945	,215
SZINT_M	,909	,164

M10. táblázat: A második lépcső komponens-mátrixa.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		,610
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	234,863
	df	21
	Sig.	,000

M11. táblázat: A harmadik lépcső KMO- és Bartlett tesztjének eredménye.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Extraction
EUR_HUF	,714
CHF_HUF	,772
RMAX	,731
MAX	,733
BUX	,433
SZINT_M	,890
SZINT_K	,892

M12. táblázat: A harmadik lépcső kommunalításai.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Extraction		
	Sums of Squared Loadings		
Component	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3,141	44,872	44,872
2	2,022	28,890	73,762

M13. táblázat: A harmadik lépcső főkomponensei által megmagyarázott variancia.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Component	
	1	2
EUR_HUF	-,825	,182
CHF_HUF	-,788	,387
RMAX	,841	,154
MAX	,855	-4,349E-02
BUX	,433	-,495
SZINT_M	,337	,881
SZINT_K	,315	,890

M14. táblázat: A harmadik lépcső komponens-mátrixa.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		,596
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	168,523
	df	15
	Sig.	,000

M15. táblázat: A negyedik lépcső KMO- és Bartlett tesztjének eredménye.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Extraction
EUR_HUF	,814
CHF_HUF	,854
BUX	,436
SZINT_M	,900
SZINT_K	,925
MAXC	,610

M16. táblázat: A negyedik lépcső kommunalításai.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Extraction		
	Sums of		
	Squared		
	Loadings		
Component	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2,551	42,512	42,512
2	1,989	33,150	75,663

M17. táblázat: A negyedik lépcső főkomponensei által megmagyarázott variancia.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	Component	
	1	2
EUR_HUF	,902	3,819E-02
CHF_HUF	,890	,249
BUX	-,500	-,432
SZINT_M	-,220	,923
SZINT_K	-,214	,938
MAXC	-,776	8,743E-02

M18. táblázat: A negyedik lépcső komponens-mátrixa.

Forrás: a szerző saját összeállítása

7. Melléklet: A faktorok magyarázó ereje

	R	R Square	Adjusted R Square	Change Statistics			Durbin-Watson
Model				R Square Change	F Change	Sig. F Change	
1	,961	,924	,922	,924	557,553	,000	
2	,996	,991	,991	,067	338,517	,000	
3	,997	,994	,993	,003	18,836	,000	
4	,998	,995	,995	,001	13,003	,001	2,18

M19. táblázat: A faktorok magyarázó erejét mutató összefoglaló táblázat.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Model	F	Sig.
1	557,553	,000
2	2493,513	,000
3	2327,487	,000
4	2225,062	,000

M20. táblázat: A faktorok magyarázó erejét mutató ANOVA táblázat.

Forrás: a szerző saját összeállítása

8. Melléklet: A faktorok alapvető statisztikái

	Mean	Std. Deviation
BUX	,128373%	6,833231%
SZINT_M	,977137%	,121260%
X_HUF	,089646%	1,750516%
MAXC	,711403%	1,036518%

M21. táblázat: A faktorok átlaga és szórása.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	BUX	SZINT_M	X_HUF	MAXC
BUX	1	-0,13996	-0,35404	0,31254
SZINT_M	-0,13996	1	-0,03283	0,21107
X_HUF	-0,35404	-0,03283	1	-0,55355
MAXC	0,31254	0,21107	-0,55355	1

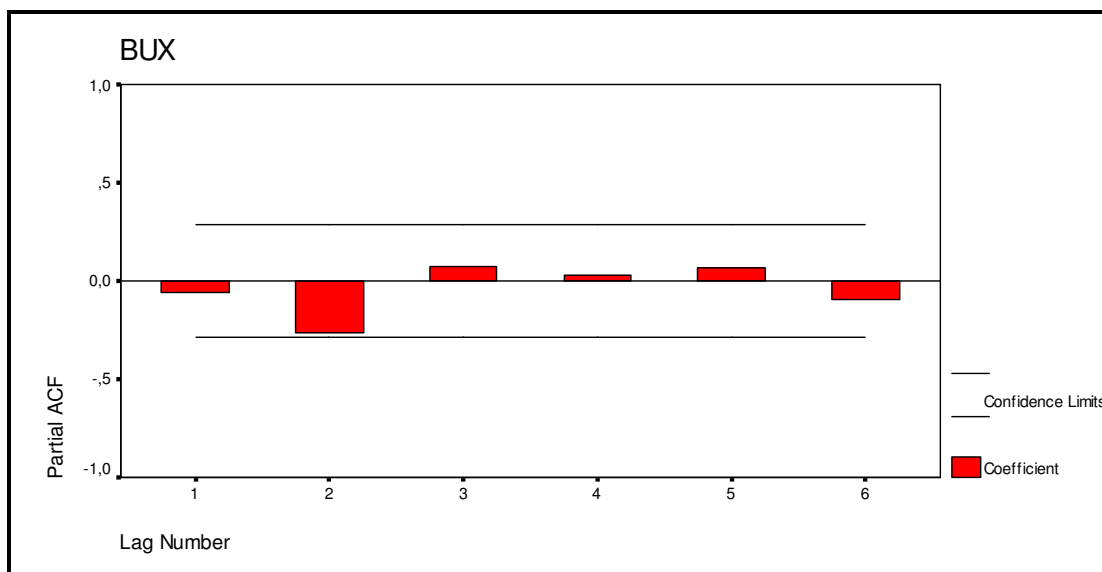
M22. táblázat: A faktorok korrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása

	BUX	SZINT_M	X_HUF	MAXC
BUX	4,67E-03	-1,16E-05	-4,23E-04	2,21E-04
SZINT_M	-1,16E-05	1,47E-06	-6,97E-07	2,65E-06
X_HUF	-4,23E-04	-6,97E-07	3,06E-04	-1,00E-04
MAXC	2,21E-04	2,65E-06	-1,00E-04	1,07E-04

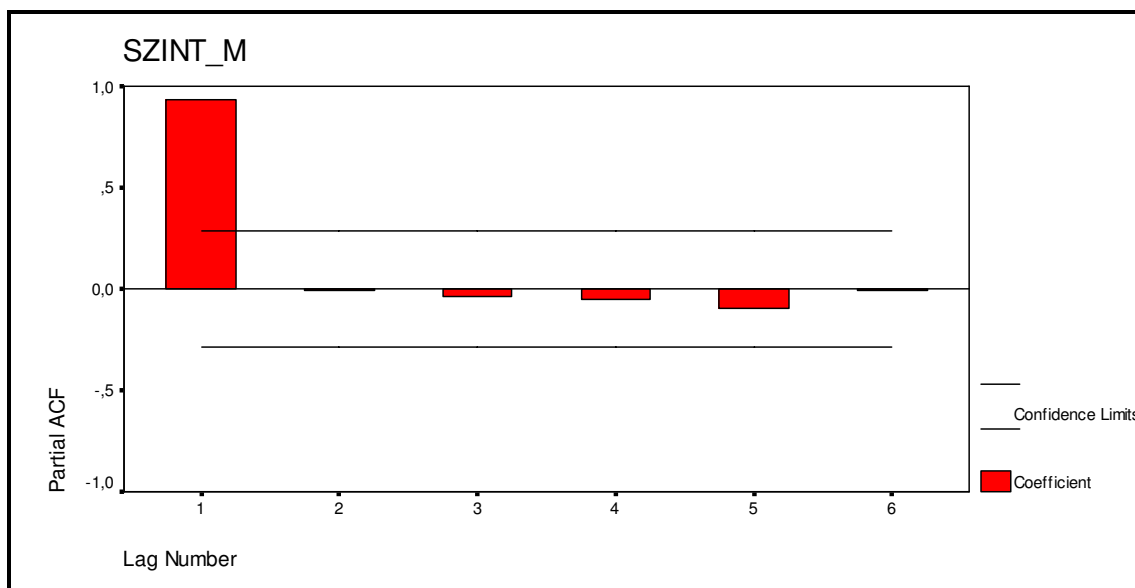
M23. táblázat: A faktorok kovarianciái.

Forrás: a szerző saját összeállítása



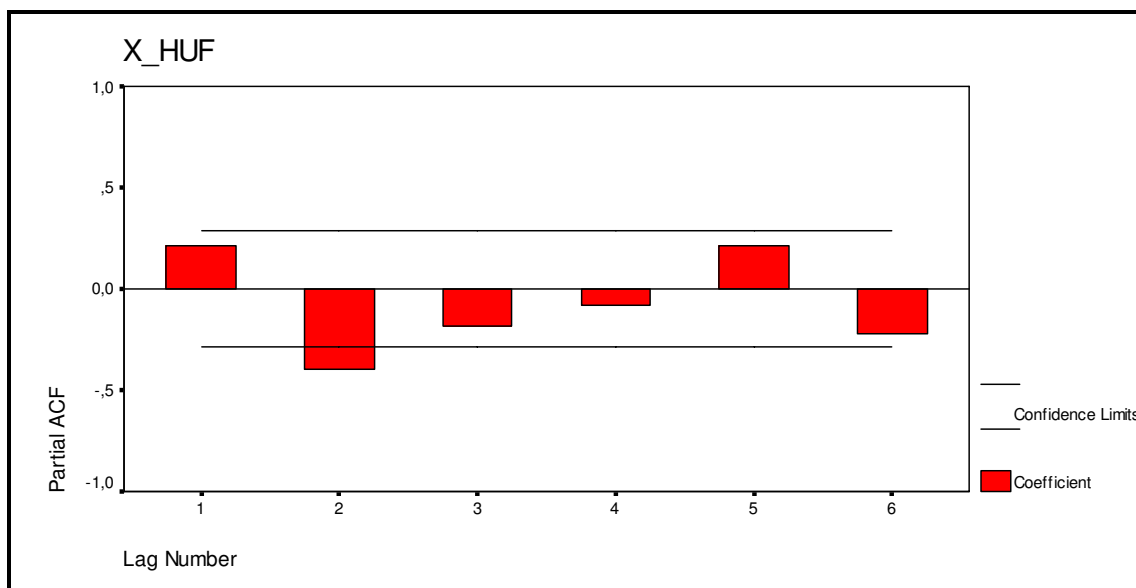
M1. ábra: A BUX parciális autokorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása



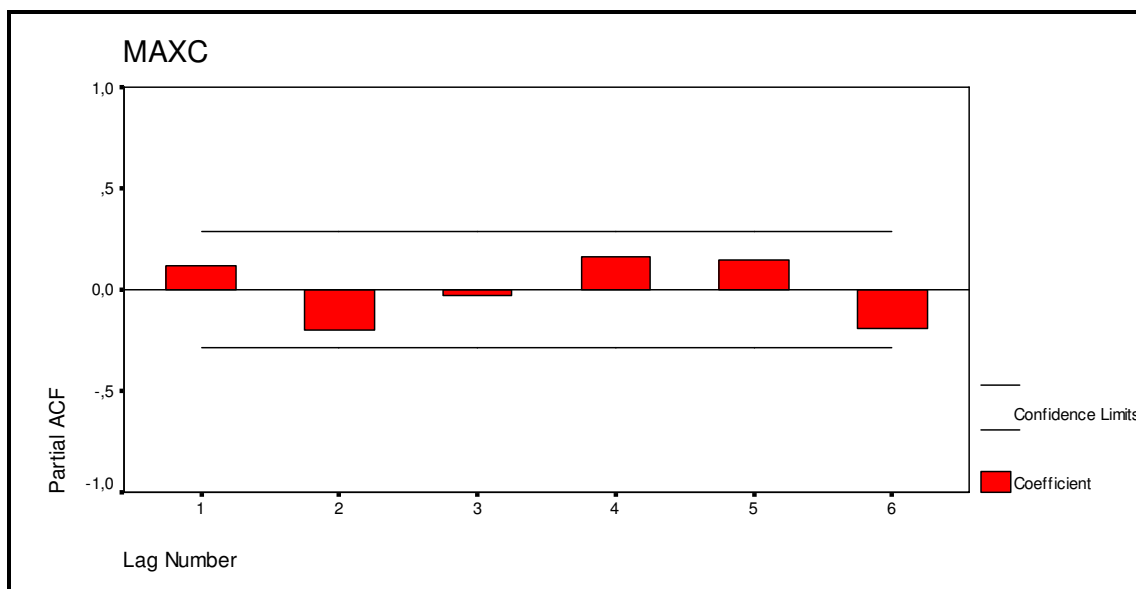
M2. ábra: A hazai hozamszint parciális autokorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása



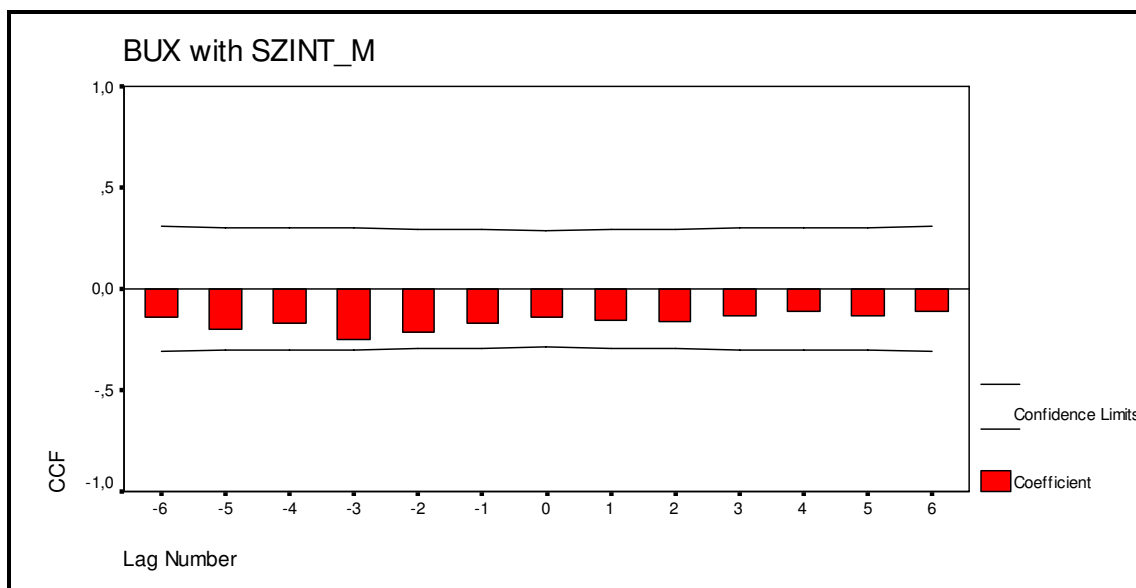
M3. ábra: A forintárfolyam-változás parciális autokorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása



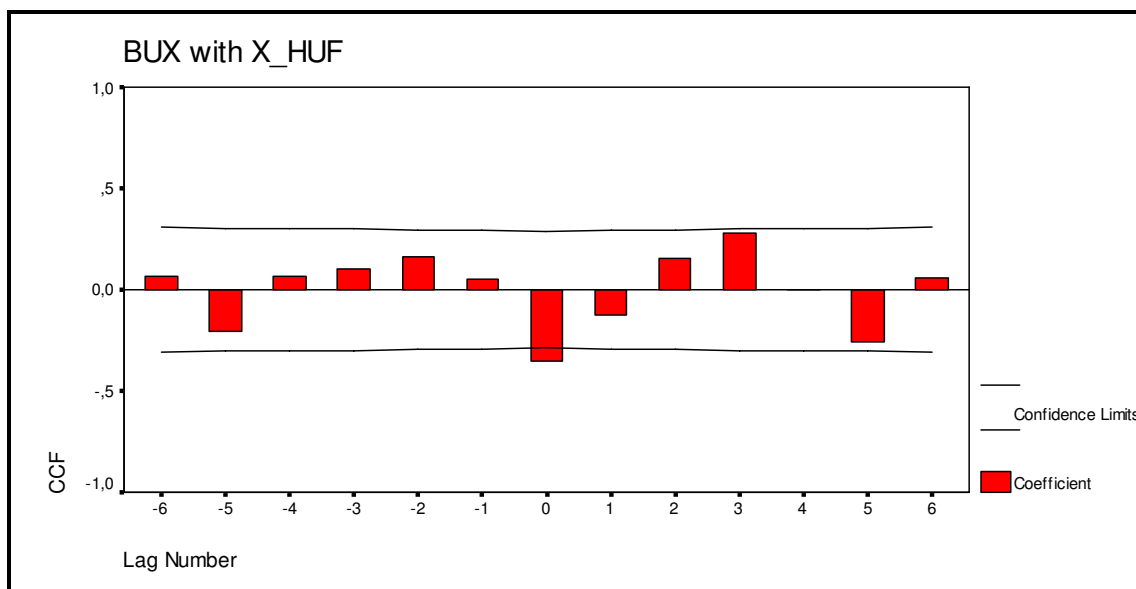
M4. ábra: Az átlagos hazai állampapír-hozam parciális autokorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása



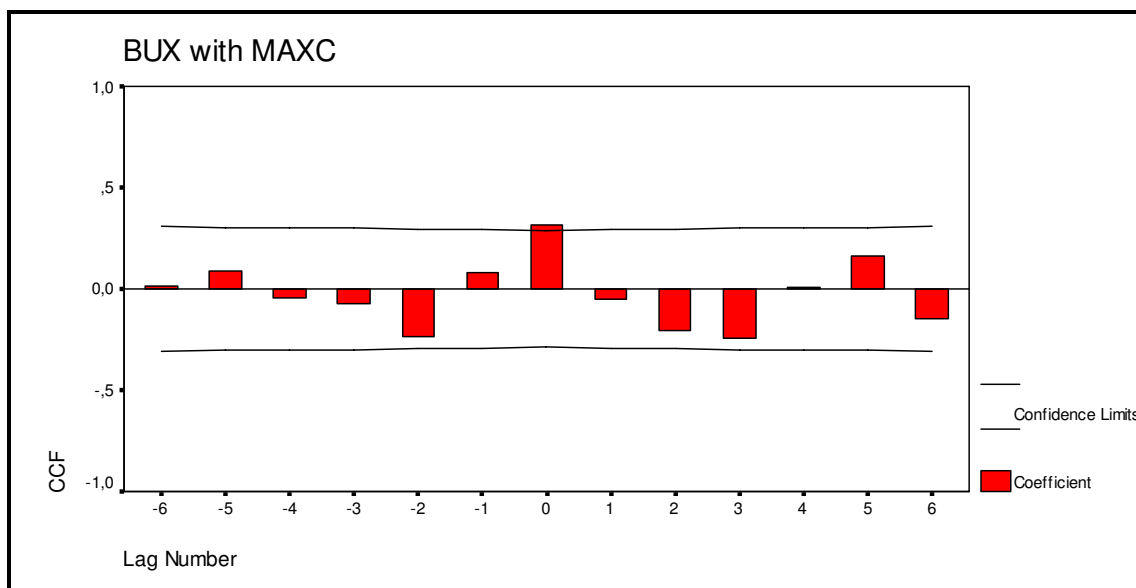
M5. ábra: BUX és SZINT_M keresztkorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása



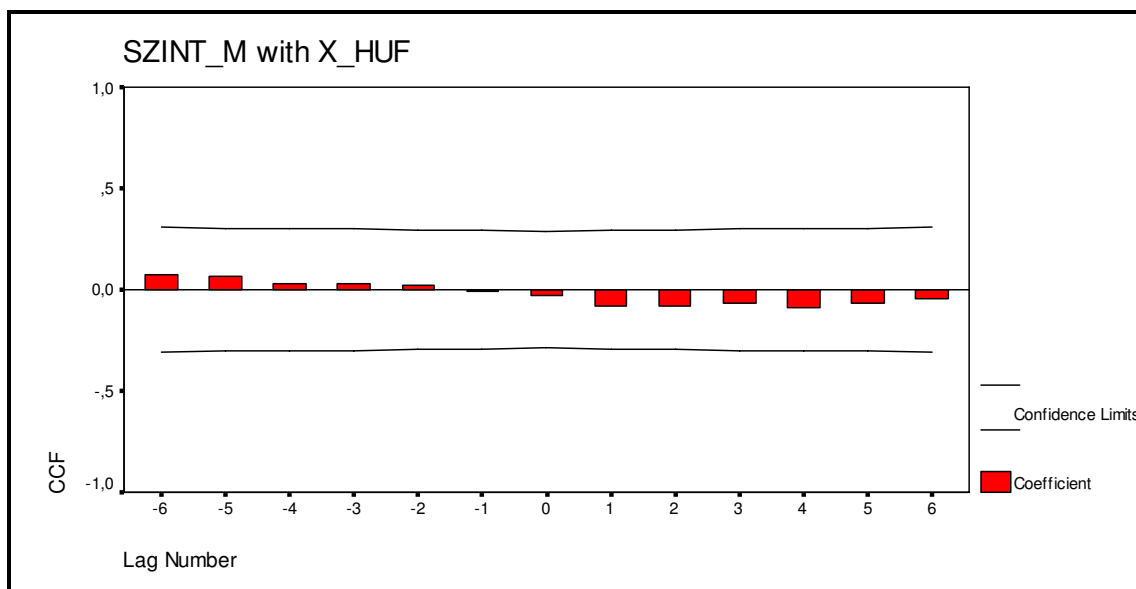
M6. ábra: BUX és X_HUF keresztkorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása



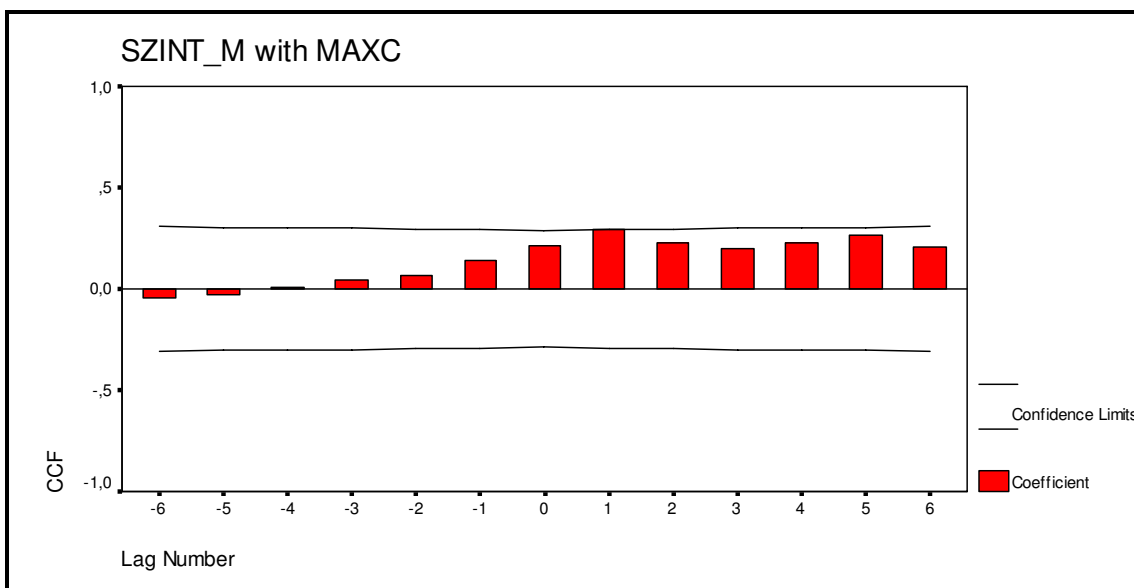
M7. ábra: BUX és MAXC keresztkorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása



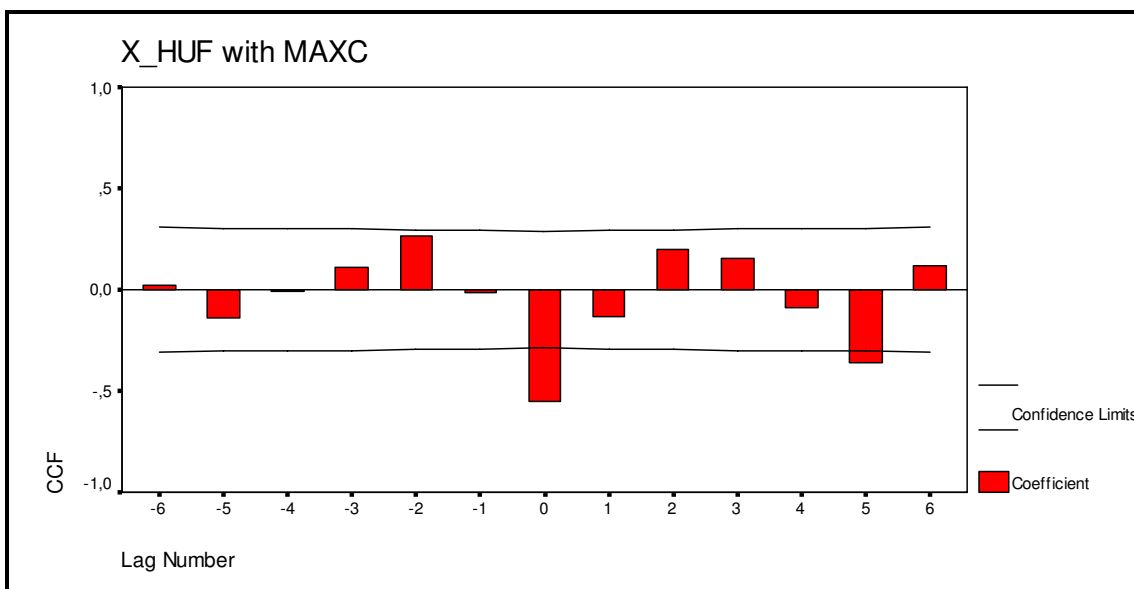
M8. ábra: SZINT_M és X_HUF keresztkorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása



M9. ábra: SZINT_M és MAXC keresztkorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása



M10. ábra: X_HUF és MAXC keresztkorrelációi.

Forrás: a szerző saját összeállítása

9. Melléklet: Regressziós modellek

	R	R Square	Adjusted R Square	Change Statistics			Durbin-Watson
Model				R Square Change	F Change	Sig. F Change	
1	,980	,960	,959	,960	1085,405	,000	1,172

M24. táblázat: A SZINT_M változó autoregressziójának összefoglaló táblázata.

Forrás: a szerző saját összeállítása

10. Melléklet: A jegybanki alapkamat alakulása 2004-ben

2003. november 28-tól	12,50%
2004. március 23-tól	12,25 %
2004. április 6-tól	12,00 %
2004. május 4-től	11,50 %
2004. augusztus 17-től	11,00 %
2004. október 19-től	10,50 %
2004. november 23-tól	10,00 %
2004. december 21-től	9,50 %

11. Melléklet: Az EFM-modellek segítségével kapott eredmények

Kód	Tétel	Változás	Hozam	Szórás
1211	Kincstárjegy	-646	0,76%	0,44%
1212	Államkötvény	-5 200	0,66%	1,69%
1311	Államkötvény	-2 996	0,66%	1,69%
1312	Jegybanki kötvény – 2 éven túli lejáratú	-345	0,66%	1,69%
141	Jegybanknál elhelyezett betétek – rövid	4 836	0,96%	0,80%
142	Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek – rövid	2 500	0,83%	0,15%
1431	EUR	-412	0,35%	1,87%
1432	CHF	-2 700	0,27%	1,93%
151	Központi kormányzathoz sorolt egyéb intézmények hitele – rövid	-1 231	0,76%	0,44%
1521	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – rövid	1 250	0,83%	0,15%
1522	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel – hosszú	-3 100	0,63%	0,07%
1531	Vállalati és lakossági hitel – folyószámla	3 600	1,69%	0,07%
1532	Vállalati és lakossági hitel – rövid	5 919	1,57%	0,25%
1533	Vállalati és lakossági hitel – hosszú	6 000	1,70%	0,16%
154	Lakáshitel	1 700	1,35%	0,24%
1551	EUR	-1 468	0,35%	1,87%
1552	CHF	-1 900	0,27%	1,93%
161	Hazai részvények	-500	0,13%	6,83%
211	Biztosítók és nyugdíjpénztárak – lekötött betét – rövid	-300	0,83%	0,15%
2121	Vállalati és lakossági betét – látra szóló és folyószámla	5 051	0,26%	0,07%
2122	Vállalati és lakossági betét – rövid	3 063	0,63%	0,10%
2124	Vállalati és lakossági betét – hosszú	3 078	0,60%	0,14%
2131	EUR	3 600	0,23%	1,87%
2132	CHF	1 800	0,15%	1,93%
2211	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte – rövid	-2 700	0,83%	0,15%
2212	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte – hosszú – 2 éven túli	298	0,63%	0,07%
22211	EUR	1 488	0,35%	1,87%
22212	CHF	4 035	0,27%	1,93%
22221	EUR	-3 002	0,47%	1,83%
22222	CHF	-1 285	0,44%	1,94%
231	Jegybanktól felvett hitel – rövid	-3 000	0,83%	0,15%
2321	Hitelintézetektől felvett hitel – rövid	-1 500	0,83%	0,15%
2322	Hitelintézetektől felvett hitel – közép – 1-2 éves	-400	0,79%	0,12%
2323	Hitelintézetektől felvett hitel – hosszú – 2 éven túli	635	0,69%	0,09%
23311	EUR	-619	0,40%	1,87%
23312	CHF	667	0,31%	1,93%
23321	EUR	-3 587	0,55%	1,83%
23322	CHF	-2 017	0,52%	1,94%

M25. táblázat: Mérlegtételek hozama, szórása, valamint az alapmodell által 2004-re javasolt változása.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kód	Tétel	Dec	Jan	Febr	Márc	Ápr	Máj	Jún	Júl	Aug	Szept	Okt	Nov	Dec
1211	Kínestárjelvény	800	300	0	0	0	0	0	2	356	149	244	612	154
1212	Államkötvény	5 200	4 700	4 200	3 700	3 200	2 700	2 200	1 700	1 200	944	444	0	0
1311	Államkötvény	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	1	8	6	66	0	4
1312	Jegybanksi kötvény - 2 éven túli lejáratú	350	0	0	0	0	0	0	1	0	0	66	0	5
141	Jegybanksi elhelyezett betétek - rövid	14 000	14 500	15 000	15 500	16 000	16 500	17 000	17 500	17 678	17 857	18 039	18 336	18 836
142	Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek - rövid	2 500	3 000	3 500	4 000	4 500	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000
1431	EUR	5 500	6 000	5 500	5 000	5 500	5 000	5 500	5 410	5 342	5 270	5 161	5 053	5 088
1432	CHF	2 700	2 200	1 700	1 200	700	343	0	0	0	0	0	0	0
151	Központi kormányzathoz sorolt egyéb intézmények hittele - rövid	1 500	1 000	500	0	0	0	0	10	150	199	309	381	269
1521	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - rövid	1 250	1 750	2 250	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500
1522	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - hosszú	3 500	3 000	2 500	2 000	1 500	1 170	670	596	617	606	614	580	400
1531	Vállalati és lakossági hitel - folyószámla	3 600	4 100	4 600	5 100	5 600	6 100	6 600	7 100	7 200	7 200	7 200	7 200	7 200
1532	Vállalati és lakossági hitel - rövid	8 333	8 833	9 333	9 833	10 333	10 833	11 333	11 833	12 252	12 752	13 252	13 752	14 252
1533	Vállalati és lakossági hitel - hosszú	16 667	17 167	17 667	18 167	18 667	19 167	19 667	20 167	20 667	21 167	21 667	22 167	22 667
154	Lakáshitel	1 700	2 200	2 700	3 200	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400
1551	EUR	3 800	3 628	3 128	2 628	2 851	2 790	2 808	2 718	2 650	2 577	2 469	2 361	2 332
1552	CHF	1 900	1 400	900	400	0	0	0	0	0	0	0	0	0
161	Hazai részvények	500	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
211	Biztosítók és nyugdíjpenziátarak - lekötött betét - rövid	300	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2121	Vállalati és lakossági betét - látra szóló és folyószámla	10 000	10 500	11 000	11 500	12 000	12 500	13 000	13 357	13 523	13 793	14 051	14 551	15 051
2122	Vállalati és lakossági betét - rövid	8 722	9 222	9 722	10 222	10 722	11 035	11 535	11 604	11 580	11 586	11 573	11 604	11 785
2124	Vállalati és lakossági betét - hosszú	3 078	3 578	4 078	4 578	5 078	5 578	6 078	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157
2131	EUR	3 600	4 100	4 600	5 100	5 600	6 100	6 600	6 782	6 910	7 067	7 200	7 200	7 200
2132	CHF	1 800	2 300	2 800	3 300	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600
2211	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte - rövid	2 700	2 200	1 700	1 200	700	347	0	0	0	0	0	0	0
2212	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte - hosszú - 2 éven túli	300	600	600	600	600	600	600	599	579	590	582	600	598
22211	EUR	11 667	11 545	12 045	12 545	12 601	12 662	12 682	12 773	12 840	12 913	13 021	13 129	13 155
22212	CHF	5 833	6 333	6 833	7 333	7 833	8 190	8 690	8 849	8 973	9 109	9 303	9 599	9 869
22221	EUR	3 667	3 167	2 667	2 167	1 667	1 312	812	815	823	815	838	791	665
22222	CHF	1 833	1 333	833	333	0	0	0	12	212	246	338	450	548
231	Jegybanksi felvett hitel - rövid	1 833	1 333	833	333	0	0	0	147	0	0	0	0	0
2321	Hitelintézetektől felvett hitel - rövid	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	647	0	0	0	0	0	0	0
2322	Hitelintézetektől felvett hitel - közép - 1-2 éves	400	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2323	Hitelintézetektől felvett hitel - hosszú - 2 éven túli	700	1 200	733	817	1 317	1 400	1 400	1 394	1 346	1 318	1 271	1 234	1 335
2331	EUR	1 333	833	333	0	0	0	0	60	560	604	684	740	715
2332	CHF	667	1 167	1 333	833	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 328	1 333	1 333	1 333
23321	EUR	5 000	4 500	4 000	3 500	3 000	2 500	2 000	1 940	1 909	1 844	1 811	1 659	1 413
23322	CHF	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	0	463	476	454	488	496	483

M26. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása az „Alapmodell” szerint.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kód	Tétel	Dec	Jan	Febr	Márc	Ápr	Máj	Jún	Júl	Aug	Szept	Okt	Nov	Dec
1211	Kincstárjegy	800	300	0	0	0	0	147	504	624	371	59	0	0
1212	Államkötvény	5 200	4 700	4 200	3 700	3 200	2 700	2 200	1 700	1 606	1 106	1 204	709	2 45
1311	Államkötvény	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	500	444	0	0	0	0	36	295
1312	Jegybanksi kötvény - 2 éven túli lejáratú	350	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	207	241
141	Jegybanksi elhelyezett betétek - rövid	14 000	14 500	15 000	15 500	16 000	16 500	17 000	17 500	18 000	18 500	19 000	19 517	19 817
142	Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek - rövid	2 500	3 000	3 500	3 589	4 089	4 340	4 653	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	4 973
1431	EUR	5 500	6 000	6 500	7 000	7 500	8 000	7 714	7 243	7 080	6 851	6 786	6 822	6 874
1432	CHF	2 700	2 200	1 700	1 200	700	200	0	0	0	0	0	0	0
151	Központi kormányzathoz sorolt egyéb intézmények hitele - rövid	1 500	1 000	500	0	0	0	260	280	240	476	478	487	455
1521	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - rövid	1 250	1 750	2 250	2 500	2 329	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500	2 473
1522	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - hosszú	3 500	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	0	0	0	0	0
1531	Vállalati és lakossági hitel - folyószámla	3 600	4 100	4 600	5 100	5 600	6 100	6 600	7 100	7 200	7 200	7 200	7 200	7 200
1532	Vállalati és lakossági hitel - rövid	8 333	8 833	9 333	9 833	10 333	10 833	11 333	11 833	12 333	12 833	13 333	13 833	14 333
1533	Vállalati és lakossági hitel - hosszú	16 667	17 167	17 667	18 167	18 667	19 167	19 667	20 167	20 667	21 167	21 667	22 167	22 667
154	Lakáshitel	1 700	2 200	2 700	3 200	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400
1551	EUR	3 800	4 300	4 800	5 300	5 800	6 021	5 735	5 263	5 101	5 033	4 968	5 005	5 057
1552	CHF	1 900	1 400	900	400	0	0	0	0	0	0	0	0	0
161	Hazai részvények	500	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
211	Biztosítók és nyugdíjpenziárak - lekötött betét - rövid	300	0	0	471	470	477	164	0	0	0	0	0	8
2121	Vállalati és lakossági betét - látra szóló és folyószámla	10 000	10 500	11 000	11 500	12 000	12 500	13 000	13 500	14 000	14 500	15 000	15 500	16 000
2122	Vállalati és lakossági betét - rövid	8 722	9 222	9 722	10 222	10 722	11 037	11 537	12 037	12 537	13 037	13 398	13 525	13 807
2124	Vállalati és lakossági betét - hosszú	3 078	3 578	4 078	4 578	5 078	5 578	6 078	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157
2131	EUR	3 600	3 100	2 600	2 100	1 600	1 622	2 122	2 622	3 122	3 622	4 029	4 123	4 294
2132	CHF	1 800	2 300	2 800	3 300	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600
2211	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte - rövid	2 700	2 200	1 700	1 684	1 683	1 689	1 376	917	838	533	457	420	426
2212	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte - hosszú - 2 éven túli	300	600	600	600	600	600	600	600	600	600	600	600	600
22211	EUR	11 667	11 167	10 667	10 167	9 667	9 446	9 732	10 203	10 366	10 433	10 499	10 462	10 411
22212	CHF	5 833	6 333	6 833	7 333	7 833	8 333	8 833	9 333	9 833	10 333	10 833	11 333	11 667
22221	EUR	3 667	3 167	2 667	2 167	1 667	1 667	667	167	0	0	0	0	0
22222	CHF	1 833	2 333	2 833	3 333	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667
231	Jegybanksi felvett hitel - rövid	3 000	2 500	2 382	2 366	2 364	2 371	2 058	1 599	1 520	1 215	1 139	1 102	1 108
2321	Hitelintézetektől felvett hitel - rövid	1 500	1 000	952	935	934	941	628	169	90	0	0	0	67
2322	Hitelintézetektől felvett hitel - közép - 1-2 éves	400	50	550	800	800	800	657	487	488	307	281	260	289
2333	Hitelintézetektől felvett hitel - hosszú - 2 éven túli	700	1 200	1 400	1 400	1 400	1 400	1 400	1 400	1 400	1 400	1 400	1 400	1 400
23311	EUR	1 333	833	333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
23312	CHF	667	1 167	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333
23321	EUR	5 000	4 500	4 000	3 500	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	0	0
23322	CHF	2 500	3 000	3 500	3 000	3 500	4 000	4 500	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000

M27. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása a „Hozamok Stein-pecsélése” modell szerint.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kód	Tétel	Dec	Jan	Febr	Márc	Ápr	Máj	Jún	Júli	Aug	Szept	Okt	Nov	Dec
1211	Kincstárjegy	800	300	0	0	0	0	14	0	0	0	0	0	0
1212	Államkötvény	5 200	4 700	4 200	3 700	3 200	2 700	3 200	3 700	4 200	4 700	5 200	5 700	6 200
1311	Államkötvény	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	500	1 000	1 500	2 000	2 500	3 000	3 500	4 000
1312	Jegybanki kötvény - 2 éven túli lejáratú	350	0	0	0	0	0	365	700	700	700	700	700	700
141	Jegybanknál elhelyezett betétek - rövid	14 000	14 500	15 000	15 500	16 000	16 500	17 000	17 500	18 000	18 500	19 000	19 500	20 000
142	Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek - rövid	2 500	2 000	2 069	1 569	1 069	569	69	0	0	0	0	0	0
1431	EUR	5 500	6 000	6 500	7 000	7 500	8 000	8 500	9 000	9 500	10 000	10 500	11 000	11 000
1432	CHF	2 700	2 200	1 700	1 200	700	200	0	0	0	0	0	0	0
151	Központi kormányzatához sorolt egyéb intézmények hitele - rövid	1 500	1 000	500	0	0	0	47	0	0	0	0	0	0
1521	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - rövid	1 250	1 750	1 773	2 270	2 494	2 075	1 728	1 228	728	228	0	0	0
1522	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - hosszú	3 500	4 000	4 500	5 000	5 500	6 000	5 821	5 321	4 821	5 215	5 313	4 989	4 489
1531	Vállalati és lakossági hitel - folyószámla	3 600	4 100	4 600	5 100	5 600	6 100	6 600	7 100	7 200	7 200	7 200	7 200	7 200
1532	Vállalati és lakossági hitel - rövid	8 333	8 833	9 333	9 833	10 333	10 833	10 664	10 164	9 664	9 164	8 664	8 164	7 664
1533	Vállalati és lakossági hitel - hosszú	16 667	17 167	17 667	18 167	18 667	19 167	19 667	20 167	20 667	21 167	21 667	22 167	22 667
154	Lakáshitel	1 700	1 200	1 700	2 200	2 700	2 200	1 824	1 324	824	324	0	0	0
1551	EUR	3 800	4 300	4 800	5 300	5 800	6 300	6 800	7 300	7 600	7 600	7 600	7 600	7 600
1552	CHF	1 900	1 400	900	400	0	0	0	0	0	0	0	0	0
161	Hazai részvények	500	0	0	0	0	0	140	639	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000
211	Biztosítók és nyugdíjpenziárak - lekötött betét - rövid	300	0	488	570	600	519	600	600	600	600	600	600	600
2121	Vállalati és lakossági betét - látra szóló és folyószámla	10 000	10 500	11 000	11 500	12 000	12 500	13 000	13 500	14 000	14 500	15 000	15 500	16 000
2122	Vállalati és lakossági betét - rövid	8 722	9 222	9 722	10 222	10 722	11 222	11 696	12 196	12 696	13 196	13 696	14 196	14 696
2124	Vállalati és lakossági betét - hosszú	3 078	3 578	4 078	4 578	5 078	5 578	6 078	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157
2131	EUR	3 600	3 100	2 600	2 100	1 600	1 100	600	100	0	0	0	0	0
2132	CHF	1 800	2 300	2 800	3 300	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600
2211	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte - rövid	2 700	2 306	2 240	2 322	2 822	2 876	3 224	3 724	4 224	4 724	5 224	5 400	5 400
2211	EUR	300	0	0	0	0	0	474	600	600	553	600	600	600
2221	CHF	11 667	11 167	10 667	10 167	9 667	9 167	8 667	8 167	7 667	7 167	6 667	6 167	5 667
22212	EUR	5 833	6 333	6 833	7 333	7 833	8 333	8 833	9 333	9 833	10 333	10 833	11 333	11 667
22221	EUR	3 667	3 167	2 667	2 167	1 667	1 167	667	167	0	0	0	0	0
22222	CHF	1 833	2 333	2 833	3 333	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667
231	Jegybanktól felvett hitel - rövid	1 833	2 913	2 903	2 985	3 066	3 120	3 467	3 967	4 467	4 967	5 467	5 967	6 000
2321	Hitelintézetektől felvett hitel - rövid	1 500	1 130	1 045	1 128	1 208	1 262	1 610	2 110	2 610	3 000	3 000	3 000	3 000
2322	Hitelintézetektől felvett hitel - közép - 1-2 éves	400	0	0	0	0	0	300	800	800	800	800	800	800
2323	Hitelintézetektől felvett hitel - hosszú - 2 éven túli	700	200	0	0	0	0	421	921	449	0	0	0	134
2331	EUR	1 333	833	333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
23312	CHF	667	1 167	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333
23321	EUR	5 000	4 500	4 000	3 500	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	0	0
23322	CHF	2 500	3 000	3 500	4 000	4 500	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000

M28. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása az „Egyenlő hozamok” modell szerint.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kód	Tétel	Dec	Jan	Febr	Márc	Ápr	Máj	Jún	Júl	Aug	Szept	Okt	Nov	Dec
1211	Kínestártyegy	800	1 300	1 600	1 600	1 600	1 600	1 600	1 303	912	412	0	0	0
1212	Államkötvény	5 200	4 700	4 200	3 700	4 200	3 853	3 353	2 853	2 353	1 853	1 353	853	353
1311	Államkötvény	3 000	2 500	2 000	1 500	1 316	847	347	0	0	0	0	0	0
1312	Jegybanki kötvény - 2 éven túli lejáratú	350	0	0	0	18	182	0	0	0	0	0	0	0
141	Jegybankai elhelyezett betétek - rövid	14 000	14 500	15 000	15 500	16 000	16 500	17 000	17 500	18 000	18 500	19 000	19 500	20 000
142	Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek - rövid	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	0	0	0	0	0	0	0
1431	EUR	5 500	6 000	6 500	7 000	7 500	8 000	8 500	9 000	9 500	10 000	10 500	11 000	11 000
1432	CHF	2 700	2 200	1 700	1 200	700	200	0	0	0	0	0	0	0
151	Központi kormányzatához sorolt egyéb intézmények hitele - rövid	1 500	2 000	2 500	3 000	3 000	3 000	3 000	2 703	2 313	2 313	2 225	2 225	2 558
1521	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - rövid	1 250	750	250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1522	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - hosszú	3 500	4 000	4 500	5 000	5 500	6 000	6 500	7 000	7 200	7 200	7 200	7 200	7 200
1531	Vállalati és lakossági hitel - folyószámla	3 600	4 100	4 600	5 100	5 600	6 100	6 600	7 100	7 200	7 200	7 200	7 200	7 200
1532	Vállalati és lakossági hitel - rövid	8 333	8 833	9 333	9 833	10 333	10 833	11 333	11 833	12 333	12 833	13 333	13 833	14 333
1533	Vállalati és lakossági hitel - hosszú	16 667	17 167	17 667	18 167	18 667	19 167	19 667	20 167	20 667	21 167	21 667	22 167	22 667
154	Lakáshitel	1 700	2 200	2 700	3 200	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400	3 400
1551	EUR	3 800	4 300	4 800	5 300	5 800	6 300	6 800	7 300	7 600	7 600	7 600	7 600	7 600
1552	CHF	1 900	1 400	900	400	0	0	0	0	0	0	0	0	0
161	Hazai részvények	500	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
211	Biztosítók és nyugdíjpenziatárak - lekötött betét - rövid	300	513	555	600	600	600	600	600	600	600	600	600	600
2121	Vállalati és lakossági betét - látra szóló és folyószámla	10 000	10 500	11 000	11 500	12 000	12 500	13 000	13 500	14 000	14 500	15 000	15 500	16 000
2122	Vállalati és lakossági betét - rövid	8 722	9 222	9 722	10 222	10 722	11 222	11 722	12 222	12 722	13 222	13 722	14 222	14 722
2124	Vállalati és lakossági betét - hosszú	3 078	3 578	4 078	4 578	5 078	5 578	6 078	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157
2131	EUR	3 600	3 100	2 600	2 100	1 600	1 100	600	100	0	0	0	0	0
2132	CHF	1 800	2 300	2 800	3 300	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600
2211	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte - rövid	2 700	2 912	3 184	3 364	3 864	4 364	4 864	5 364	5 400	5 400	5 400	5 400	5 400
2212	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte - hosszú - 2 éven túli	300	0	0	0	0	0	118	600	600	600	600	600	600
22211	EUR	11 667	11 167	10 667	10 167	9 667	9 167	8 667	8 167	7 667	7 167	6 667	6 167	5 667
22212	CHF	5 833	6 333	6 833	7 333	7 833	8 333	8 833	9 333	9 833	10 333	10 833	11 333	11 667
22221	EUR	3 667	3 167	2 667	2 167	1 667	1 167	667	167	0	0	0	0	0
22222	CHF	1 833	2 333	2 833	3 333	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667
231	Jegybanktól felvett hitel - rövid	3 000	3 212	3 472	3 652	4 152	4 652	5 152	5 652	6 000	6 000	6 000	6 000	6 000
2321	Hitelintézetektől felvett hitel - rövid	1 500	1 712	1 972	2 152	2 652	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000
2322	Hitelintézetektől felvett hitel - közép - 1-2 éves	400	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2333	Hitelintézetektől felvett hitel - hosszú - 2 éven túli	700	200	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
23311	EUR	1 333	833	333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
23312	CHF	667	1 167	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333
23321	EUR	5 000	4 500	4 000	3 500	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	0	0
23322	CHF	2 500	3 000	3 500	4 000	4 500	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000

M29. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása a „Bétyák Stein-becslése” modell szerint.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Kód	Tétel	Dec	Jan	Febr	Márc	Ápr	Máj	Jún	Júl	Aug	Szept	Okt	Nov	Dec
1211	Kínestárjeggy	800	1 300	1 600	1 600	1 600	1 100	600	100	0	0	0	0	0
1212	Államkötvény	5 200	5 700	6 200	6 700	7 200	7 700	8 020	7 520	7 446	6 946	6 446	6 446	6 946
1311	Államkötvény	3 000	3 500	4 000	4 500	5 000	5 500	5 080	4 580	4 165	4 665	5 165	5 165	4 998
1312	Jegybanksi kötvény - 2 éven túli lejáratú	350	700	700	700	700	700	700	200	0	0	0	0	0
141	Jegybanksi elhelyezett betétek - rövid	14 000	14 500	15 000	15 500	16 000	16 500	17 000	17 500	18 000	18 500	19 000	19 500	20 000
142	Belföldi hitelintézeteknél elhelyezett betétek - rövid	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	0	0	0	0	0	0	0
1431	EUR	5 500	6 000	6 500	7 000	7 500	8 000	8 500	9 000	9 500	10 000	10 500	11 000	11 000
1432	CHF	2 700	2 200	1 700	1 200	700	200	0	0	0	0	0	0	0
151	Központi kormányzathoz sorolt egyéb intézmények hitele - rövid	1 250	2 000	2 500	3 000	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	0	0
1521	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - rövid	1 250	750	250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1522	Belföldi hitelintézeteknek nyújtott hitel - hosszú	3 500	4 000	4 500	5 000	5 500	6 000	6 500	6 878	7 000	7 000	7 000	7 000	7 000
1531	Vállalati és lakossági hitel - folyószámla	3 600	4 100	4 600	5 100	5 600	6 100	6 600	7 100	7 200	7 200	7 200	7 200	7 200
1532	Vállalati és lakossági hitel - rövid	8 333	7 833	7 333	6 833	6 333	5 833	5 333	4 833	4 333	3 833	3 333	2 833	2 333
1533	Vállalati és lakossági hitel - hosszú	16 667	17 167	17 667	18 167	18 667	19 167	19 667	20 167	20 667	21 167	21 667	22 167	22 667
154	Lakáshitel	1 700	1 200	700	200	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1551	EUR	3 800	4 300	4 800	5 300	5 800	6 300	6 800	7 300	7 600	7 600	7 600	7 600	7 600
1552	CHF	1 900	1 400	900	400	0	0	0	0	0	0	0	0	0
161	Hazai részvények	500	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
211	Biztosítók és nyugdíjpenziatárak - lekötött betét - rövid	300	600	600	600	600	600	600	600	600	600	600	600	600
2121	Vállalati és lakossági betét - látra szóló és folyószámla	10 000	10 500	11 000	11 500	12 000	12 500	13 000	13 500	14 000	14 500	15 000	15 500	16 000
2122	Vállalati és lakossági betét - rövid	8 722	8 972	8 805	8 388	8 655	9 155	9 655	10 155	10 655	11 155	11 655	12 155	12 655
2124	Vállalati és lakossági betét - hosszú	3 078	3 578	4 078	4 578	5 078	5 578	6 078	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157	6 157
2131	EUR	3 600	3 100	2 600	2 100	1 600	1 100	600	100	0	0	0	0	0
2132	CHF	1 800	2 300	2 800	3 300	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600	3 600
2211	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte - rövid	2 700	3 200	3 700	4 200	4 700	5 200	5 400	5 400	5 400	5 400	5 400	5 400	5 400
2212	Belföldi hitelintézetek lekötött betéte - hosszú - 2 éven túli	300	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
22211	EUR	11 667	11 167	10 667	10 167	9 667	9 167	8 667	8 167	7 667	7 167	6 667	6 167	5 667
22212	CHF	5 833	6 333	6 833	7 333	7 833	8 333	8 833	9 333	9 833	10 333	10 833	11 333	11 667
22221	EUR	3 667	3 167	2 667	2 167	1 667	1 167	667	167	0	0	0	0	0
22222	CHF	1 833	2 333	2 833	3 333	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667	3 667
231	Jegybanksi felvett hitel - rövid	3 000	3 500	4 000	4 500	5 000	5 500	6 000	6 000	6 000	6 000	6 000	6 000	6 000
2321	Hitelintézetektől felvett hitel - rövid	1 500	2 000	2 500	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000
2322	Hitelintézetektől felvett hitel - közép - 1-2 éves	400	0	0	0	0	0	500	800	800	800	800	800	800
2333	Hitelintézetektől felvett hitel - hosszú - 2 éven túli	700	200	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
23311	EUR	1 333	833	333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
23312	CHF	667	1 167	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333	1 333
23321	EUR	5 000	4 500	4 000	3 500	3 000	2 500	2 000	1 500	1 000	500	0	0	0
23322	CHF	2 500	3 000	3 500	4 000	4 500	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000	5 000

M30. táblázat: A modellben szereplő változók alakulása az „Egyenlő béták” modell szerint.

Forrás: a szerző saját összeállítása

Σ Eszközoldali változók	Jan	Febr	Márc	Ápr	Máj	Jún	Júl	Aug	Szept	Okt	Nov	Dec	2004
Status quo	76 800	76 800	76 800	76 800	76 800	76 800	76 800	76 800	76 800	76 800	76 800	76 800	76 800
Alapmodell	76 278	75 478	74 728	75 751	76 004	76 678	77 939	79 020	79 625	80 451	81 341	82 107	82 107
Hozamok Stein-becslése	76 950	78 150	78 989	80 119	81 261	82 153	82 491	83 751	84 437	85 594	86 682	88 032	88 032
Egyenlő hozamok	75 950	77 241	78 739	80 563	81 144	83 437	85 641	86 902	88 297	89 844	91 520	92 520	92 520
Béták Stein-becslése	77 950	79 750	81 500	84 133	85 982	87 100	88 160	88 778	89 278	89 778	90 778	91 612	91 612
Egyenlő béták	78 650	80 450	82 200	84 100	85 600	86 800	86 678	86 912	87 412	87 912	88 912	89 745	89 745

M31. táblázat: Az eszközoldali modellváltozók összegének változása a hat vizsgált modellnél.

Forrás: a szerző saját összeállítás

Egyszerűsített eredmény	Jan	Febr	Márc	Ápr	Máj	Jún	Júl	Aug	Szept	Okt	Nov	Dec	2004
Status quo	73	1 250	1 596	61	379	177	1 173	322	838	585	530	893	7 877
Alapmodell	117	1 403	1 612	181	528	422	1 419	548	1 090	591	514	1 117	9 542
Hozamok Stein-becslése	119	1 371	1 346	166	321	401	1 381	549	1 101	410	431	1 287	8 883
Egyenlő hozamok	111	1 357	1 357	134	281	347	1 161	481	920	340	506	1 312	8 307
Béták Stein-becslése	97	1 349	1 385	109	255	352	1 137	503	883	242	347	1 123	7 782
Egyenlő béták	19	1 321	1 578	0	128	153	1 200	373	882	311	436	1 271	7 673

M32. táblázat: Az egyszerűsített eredmény alakulása a hat vizsgált modellnél.

Forrás: a szerző saját összeállítás

12. Melléklet: A hipotézisekre adott válaszok

No.	Hipotézis	I / H	Válasz
1.	Hipotézisek az APT-alapú SP EFM modell faktoraival kapcsolatban		
1.1.	A banki eszköz-forrás modell hozamainak ingadozását viszonylag kevés, 4-5 faktor 80%-ban megmagyarázza	I	A statisztikai eljárások 4 faktort határoztak meg, melyek együttesen az ingadozás 99,5%-át magyarázták meg. A legjelentősebb faktor önmagában is 92,4%-ot magyarázott meg.
1.2.	A banki eszköz-forrás modell hozamainak ingadozását magyarázó faktorok között komoly, legalább 20%-os magyarázó erővel van jelen a részvénytőkei faktor és a hozamgörbe szintje	H	Mindkét tétel szerepelt a végső faktorok között. A részvénytőkei faktor magyarázó ereje 0,0% és 16,1% között van, míg a hazai hozamgörbe szintjénél ez a sáv 0,0%-1,2%, modelltől függően. A külföldi hozamgörbe szintje sem az egyfaktoros, sem a többfaktoros regresszióknál nem találtatott szignifikánsnak.
2.	Hipotézisek az eszközelem hozamának eloszlása és az optimális portfólióbeli arány kapcsolatáról		
2.1.	Adott eszközelem várható hozama és az optimális portfólióbeli aránya pozitív kapcsolatban van egymással	I	Az eszközelemek értékének megváltozása és a modell szerinti várható hozamuk közötti korreláció 0,761 volt. Ugyanez a forráselemek tekintetében -0,540.
2.2.	Adott eszközelem hozamának szórása és az optimális portfólióbeli aránya negatív kapcsolatban van egymással	I	Az eszközelemek értékének megváltozása és a modell szerinti szórásuk közötti korreláció -0,345 volt. Ugyanez a forráselemek tekintetében -0,064.

M33. táblázat: A hipotézisekre adott válaszok I.**Forrás: a szerző saját összeállítása**

No.	Hipotézis	I / H	Válasz
3.	Hipotézisek a Stein-féle közelítéssel kapcsolatban		
3.1.	A faktorhozamok Stein-féle közelítése segítségével hatékonyabb portfoliót állít össze a modell, mint a nem korrigált értékekkel történő optimalizálás esetében	H	A Stein-féle közelítés 659 millió forinttal, azaz 6,91%-al kisebb 2004-es eredményt produkált azonos szórás mellett, mint a nem korrigált modell.
3.2.	A faktorbéták Stein-féle közelítése segítségével hatékonyabb portfoliót állít össze a modell, mint a nem korrigált értékekkel történő optimalizálás esetében	H	A Stein-féle közelítés 1.760 millió forinttal, azaz 18,44%-al kisebb 2004-es eredményt produkált, mint a nem korrigált modell, igaz, a szórás is csökkent 3,19%-al.
3.3.	A faktorhozamok egyezőségének feltevése esetén a javasolt portfolió már nem lesz hatékonyabb, mint a nem korrigált értékekkel történő optimalizálás esetében	I	A nem korrigált modellhez képest az egyenlő faktorhozamokkal dolgozó 1.235 millió forinttal, azaz 12,94%-al kisebb 2004-es eredményt produkált, igaz, a szórás is csökkent 2,91%-al.
3.4.	A faktorbéták egyezőségének feltevése esetén a javasolt portfolió már nem lesz hatékonyabb, mint a nem korrigált értékekkel történő optimalizálás esetében	I	A nem korrigált modellhez képest az egyenlő faktorbétákkal dolgozó 1.869 millió forinttal, azaz 19,59%-al kisebb 2004-es eredményt produkált, miközben a szórás 12,92%-al nőtt.

M34. táblázat: A hipotézisekre adott válaszok II.

Forrás: a szerző saját összeállítása