

NEMZETKÖZI PORTFÓLIÓ DIVERZIFIKÁCIÓ A MAGYAR ÉS A NÉMET BEFEKTETŐK NÉZŐPONTJÁBÓL¹

BUGÁR GYÖNGYI – RAIMOND MAURER²

Janus Pannonius Tudományegyetem, Pécs - Universität Mannheim

A tanulmányban a magyar és a német befektetők nézőpontjából a szerzők azt vizsgálják, hogy milyen előnyöket kínál, ha befektetéseikkel a hazai részvénytőzsiacra kilépnek a nemzetközi piacra. A német értékpapírpiac – a folyamatosan fejlődő, de kis méretű magyar piaccal szemben – egyike a világ legjelentősebbjeinek. A magyar befektetők számára ex post értelemben a nemzetközi diverzifikáció „jótékony hatása” a vizsgált befektetés-kombinációk kockázatának csökkenésében nyilvánult meg, míg a német befektetők számára nemcsak a kockázat csökkentésében, hanem a magasabb átlaghozamok elérhetőségében rejlő lehetőségek tették vonzóvá a külföldi cégek részvényeinek vásárlását. Valamennyi – a szerzők által vizsgált – portfólió kiválasztási stratégia teljesítményének ex ante módon történő értékelése szintén azt erősíti meg, hogy a nemzetközi portfólió diverzifikáció mindkét ország számára potenciális előnyökkel jár.

1 Bevezetés

A modern portfólió analízis törvényszerűségeit Grubel (1968) alkalmazta először a nemzetközi értékpapírpiacra. Ezt követően több, a nemzetközi portfólió diverzifikációban rejlő lehetőségeket vizsgáló empirikus tanulmány látott napvilágot. A korai tanulmányok (Levy/Sarnat (1970), Lessard (1973, 1976), Solnik (1974)) ex post értelemben hatékony portfóliók teljesítményét vizsgálták és a befektetések nemzetközi kiszélesítésére ható motivációkat a különböző országok tőzszeindexei közötti alacsony korrelációban találták meg. A későbbi tanulmányok (Jorion (1985), Eun/Resnick (1988, 1994), Levy/Lim (1994) és Liljeblum/Löfgrund/Kroffors (1997)) ex ante értelemben hatékony portfólió kiválasztási stratégiákat vizsgáltak, finomították az egyes értékpapírok várható megtérülésének becslési módszereit és figyelembe vették a fedezeti ügyletek által az árfolyam kockázat csökkentésére kínált lehetőségeket.

Az e témában megjelent tanulmányok többsége amerikai befektetőkre (vagy legalábbis dollár-alapú befektetésekre) és a nagy tőzsdék által nyújtott befektetési lehetőségekre koncentrált. A végzett elemzések egyöntetű következtetése az volt, hogy az amerikai értékpapírpiac által nyújtott befektetések nemzetközi kiszélesítése potenciális előnyökkel jár. Bár az utóbbi

¹Beérkezett: 1998. szeptember 14.

²A szerzők mekköszönik az OTKA (F 023499) és a TEMPUS támogatását

időben megjelent néhány tanulmány, amely a nemzetközi befektetés kombinációkat más nációk nézőpontjából vizsgálja, mind a mai napig meglehetősen hiányos az arról alkotott kép, hogy a nemzetközi portfólió diverzifikáció milyen lehetőségeket kínál a nem amerikai befektetők számára. Az előbb említett tanulmányokra jó példa Eun/Resnick (1994) munkája, amely vizsgálatait az amerikai befektetők mellett kiterjeszti japán befektetőkre, valamint Adjaouté/Tuchschnid (1996) és Liljeblum/Löflund/Krokfors (1997), akik svájci illetve skandináv befektetőket vesznek alapul. Ez utóbbi tanulmányok — az amerikai befektetőkre koncentráló munkákhoz hasonlóan — a nemzetközi portfólió diverzifikációból származó jelentős előnyöket mutattak ki.

A jelen tanulmány fő célja annak vizsgálata, hogy a magyar és német befektetők számára milyen előnyökkel jár, ha befektetéseikkel a hazai részvénytőzsdén helyett külföldi tőzsdéket céloznak meg.

A cikk a következőképpen tagolódik: a 2. részben az elemzésben használt adatokat írjuk le. A 3. részben azt vizsgáljuk, hogy a nemzetközi részvényhozamok valamint az egyes fizetőeszközök közötti átváltási arány változása milyen hatást gyakorolt a magyar és német befektetések hozamára és kockázatára. A 4. részben a vizsgálatba bevont országok tőzsdeindexeinek hozama közötti kapcsolatot igyekszünk feltárni. Az 5. részben azokat a potenciális előnyöket számszerűsítjük, amelyeket az általunk vizsgált időszakban a nemzetközi portfólió diverzifikáció nyújtott a magyar és a német befektetők számára. A 6. részben néhány *ex ante* diverzifikációs stratégia teljesítményét értékeljük. A 7. rész a cikk összefoglalását és következtetéseinket tartalmazza.

2 Adatok

A felhasznált adatbázis 17 kiválasztott ország tőzsdeindexének idősorát tartalmazza havi bontásban. A vizsgálatba bevont országok: Ausztrália (AUS), Ausztria (AUT), Belgium (BEL), Kanada (CAN), Svájc (CH), Németország (D), Dánia (DEN), Spanyolország (ESP), Franciaország (FR), Nagy-Britannia (GB), Magyarország (HUN), Olaszország (IT), Japán (JP), Hollandia (NL), Norvégia (NO), Svédország (SW), Egyesült Államok (US). A tőzsdeindexek idősorának forrása (kivéve a magyar tőzsdeindexet) a Morgan and Stanley Capital International (MSCI) adatbázisa. A magyar tőzsdeindex (BUX) idősora a Budapesti Értéktőzsdéről (BÉT) származik. Ez utóbbi indexet nem hivatalos, ideiglenes formában 1991 tavaszán vezették be, 1991. január 2-ai 1000 pontos induló értékkel. A BUX – az MSCI indexekhez hasonlóan – kapitalizáció súlyozású értékindex, amely az árfolyamváltozásból és az osztalékfizetésből származó hozamokat is tartalmazza (A Budapesti Értéktőzsde részvényindexének kézikönyve, 1997).

A vizsgált periódus az 1991. január és 1997. április közötti időintervallum volt (választásunkat a BUX-ra vonatkozó idősor korlátozta). Ez azt jelenti, hogy minden ország tőzsdeindexének hozamsoraként a havi hozamok 76 elemű idősorát használtuk. Az ország tőzsdeindexek felsorolásában illetően az előző

teljes hozamának kiszámításához a forintra és a márkára vonatkozó hó végi deviza középárfolyamokat vettük alapul. A kockázatmentes ráta proxy-jaként a havi pénzügyi kamatlábakat használtuk. A fenti adatokat a német Bundesbank és az MNB bocsátotta rendelkezésünkre.

3 A vizsgált országok tőzsdeindexeinek és deviza-árfolyamainak hozam és kockázat karakterisztikája

Abból a célból, hogy megállapítsuk, hogy az egyes országok részvénytőzsi hozamai és deviza-árfolyam hozamai mekkora részben járulnak hozzá az adott országbeli befektetés teljes hozamához, minden egyes országra vonatkozóan elvégeztük az adott országbeli részvény-befektetésből származó teljes hozam összetevőkre bontását. Amennyiben S_{it} az i -ik ország fizetőeszközének a t -ik időpontban forintban vett árfolyamát jelöli, P_{it} pedig ugyanezen ország tőzsdeindexének árfolyamát, akkor bármely befektetési periódus végén az adott országbeli befektetésből származó teljes hozam egy magyar befektető nézőpontjából a következőképpen számítható ki:

$$R_{i,HUF} = \frac{S_{it}P_{it}}{S_{it-1}P_{it-1}} - 1 = (1 + R_i)(1 + e_i) - 1 = R_i + e_i + R_i e_i \quad (1)$$

ahol R_i a lokális (helyi) hozam az i -ik tőkepiacon, e_i az i -ik ország fizetőeszközének a forinthez viszonyított árfolyam-változásából származó hozam.

A fentiek alapján a várható hozam az alábbi módon bontható fel:

$$E(R_{i,HUF}) = E(R_i) + E(e_i) + E(R_i e_i) \quad (2)$$

A (2) formula értelmében a teljes hozam várható értéke (röviden a várható hozam) a helyi tőzsdeindex várható hozamának, az árfolyam-változásból származó várható hozamnak és az előzők szorzata várható értékének az összege.

Az előző formulák alkalmazhatók egy német befektető vizsgált országbeli befektetésének teljes hozamára is, azzal a különbséggel, hogy ekkor e_i az adott ország fizetőeszközének a német márkához viszonyított árfolyam-változásából eredő hozamot jelöli.

Az 1. tábla a vizsgált külföldi országokban forintban realizálható havi átlagos teljes hozam összetevőkre bontását mutatja az 1991. január és 1997. április közötti periódusra vonatkozóan. A 2. táblában ugyanezt a felbontást egy német befektető nézőpontjából készítettük el, német márkát alapul véve. Az egyes hozam-komponensek nagysága (az 1. és 2. tábla első négy oszlopa³) mellett kiszámítottuk százalékos megoszlásukat (az 1. és 2. tábla utolsó három oszlopa) is.

³A táblákban szereplő hozamok egysége %.

	$E(R_{i,HUF})$	$E(R_i)$	$E(e_i)$	$E(R_{i,e_i})$	$E(R_i)$	$E(e_i)$	$E(R_{i,e_i})$
AUS	2.68	1.21	1.52	-0.1	45.15	56.72	-1.87
AUT	1.46	0.19	1.31	0	13.01	89.73	-2.74
BEL	2.73	1.43	1.31	0	52.38	47.99	-0.37
CAN	2.32	1.07	1.23	0.02	46.12	53.02	0.86
CH	3.28	1.95	1.34	0	59.45	40.85	-0.30
D	2.50	1.21	1.31	0	48.40	52.40	-0.80
DEN	2.33	1.04	1.33	0	44.64	57.08	-1.72
ESP	2.75	1.80	0.96	0	65.45	34.91	-0.36
FR	2.53	1.21	1.33	0	47.83	52.57	-0.40
GB	2.62	1.33	1.29	0	50.76	49.24	0
HUN	2.91	2.91	0	0	100.00	0	0
IT	2.13	1.18	0.96	0	55.40	45.07	-0.47
JP	1.70	0.11	1.60	0	6.47	94.12	-0.59
NL	3.13	1.83	1.32	0	58.47	42.17	-0.64
NO	2.27	1.07	1.25	-0.1	47.14	55.07	-2.20
SW	3.14	2.09	1.07	0	66.56	34.08	-0.64
US	2.99	1.49	1.47	0.03	49.83	49.16	1.01

1. tábla. Az egyes országok tőzszeindexébe történő befektetés havi átlagos teljes hozamának összetevőkre bontása a magyar befektetők nézőpontjából

Magyarország esetében minden deviza árfolyam-változásának hozama pozitív és a teljes hozam viszonylag nagy hányadát teszi ki. A japán tőzszeindexbe történő befektetés esetén ez utóbbi a teljes hozam több mint 90%-át képezi. A deviza árfolyam-változás hozamának a teljes hozamhoz történő hozzájárulása a Spanyolországba való befektetés esetében a legkisebb (közel 35%), de ez az érték is viszonylag nagy. Megállapítható továbbá, hogy a (2) formulában szereplő harmadik tag (a helyi hozam és a deviza árfolyam-változás szorzatának várható értéke) az összes esetben kicsi, szinte elhanyagolható.

	$E(R_{i,DEM})$	$E(R_i)$	$E(e_i)$	$E(R_{i,e_i})$	$E(R_i)$	$E(e_i)$	$E(R_{i,e_i})$
AUS	1.53	1.21	0.29	0.03	79.08	18.95	1.97
AUT	0.19	0.19	0	0	100	0	0
BEL	1.43	1.43	0	0	100	0	0
CAN	1.10	1.07	0.01	0.02	97.27	0.91	1.82
CH	1.96	1.95	0.01	0	99.49	0.51	0
D	1.21	1.21	0	0	100	0	0
DEN	1.06	1.04	0.02	0	98.11	1.89	0
ESP	1.48	1.80	-0.35	0.03	121.6	-23.70	2.10
FR	1.23	1.21	0.01	0.01	98.38	0.81	0.81
GB	1.32	1.33	0	-0.01	100.8	0	-0.80
HUN	1.68	2.91	-1.21	-0.02	173.2	-72.1	-1.1
IT	0.95	1.18	-0.32	0.09	124.2	-33.7	9.47
JP	0.44	0.11	0.33	0	25.00	75.00	0
NL	1.84	1.83	0	0.01	99.46	0	0.54
NO	1.03	1.07	-0.10	0.01	103.9	-4.85	0.95
SW	1.85	2.09	-0.20	-0.03	112.9	-10.80	-2.10
US	1.74	1.49	0.25	0	85.63	14.37	0

2. tábla. Az egyes országok tőzszeindexébe történő befektetés havi átlagos teljes hozamának összetevőkre bontása a német befektetők nézőpontjából

A deviza árfolyam-változás hozamának hatása a befektetés teljes hozamára a német befektetők esetében nem olyan jelentős, mint a magyar befektetők esetében. Az Európai Közösség országaiba történő befektetés esetén a német márka és az adott ország fizetőeszköze közötti árfolyam-változás hozama az

esetek többségében elhanyagolható. Kivételt képeznek Spanyolország, Olaszország és Svédország, amelyekre ez utóbbi hozam relatíve nagy negatív értéket vesz fel, ami a német márka erősödését jelzi a fenti országok fizetőeszközeihez képest a vizsgált időszakban. A deviza árfolyam-változás hozama a többi európai ország esetében sem túl nagy (Svájcra 0,01%, Norvégiára vonatkozóan pedig $-0,1\%$). Ez utóbbi országok közül Magyarország kettős „extremális pont”, abban az értelemben, hogy a deviza árfolyam-változás hozamaként ebben esetben adódik a legnagyobb abszolút értékű negatív szám, ugyanakkor a lokális tőzsdei hozamokat tekintve pedig a BUX hozama volt a legnagyobb a vizsgálatba bevont 17 ország tőzsdeindexei közül. Megállapítható, hogy a német befektetők szemszögéből a forint jelentős leértékelődése a márkához képest (a deviza árfolyam-változás hozama ez esetben átlagosan havi $-1,21\%$) csökkenti a Budapesti Értéktőzsdén elérhető rendkívül magas lokális hozam (átlagosan havi $2,91\%$) vonzerejét. Ebből nem következik azonban, hogy a magyar tőzsdére való befektetés iránt a német befektetők érdektelenek lennének. Ha a különböző országok részvénytőzsdéire irányuló befektetés vonzerejét (kizárólag) a befektetés teljes hozamával mérnénk, akkor Magyarország ötödik helyet foglalna el a fenti országok között a német befektetők által készíthető rangsorban. A tengerentúli befektetésekre vonatkozóan (Kanadát kivéve) relatíve magas pozitív deviza árfolyam-hozamot figyelhetünk meg, ami ellentmond az ‘erős’ német márkáról kialakított elképzelésnek.

Mint ismeretes, egy portfólió-kiválasztási stratégia teljesítménye nem ítélhető meg kizárólag a befektetés jövedelmezősége, azaz teljes hozama alapján, hanem a stratégia kockázatára is tekintettel kell lenni. A Markowitz (1985) által bevezetett hozam-kockázat megközelítés értelmében a hozamok varianciáját használhatjuk a kockázat mérőszámaként. A variancia helyett teljes joggal tekinthető annak négyzetgyöke, a szórás (standard eltérés) is a kockázat mértékének.

A teljes hozam varianciája a következőképpen bontható összetevőire (Eun/Resnick 1994, 145. o.):

$$\text{Var}(R_{i,HUF}) = \text{Var}(R_i) + \text{Var}(e_i) + 2\text{Cov}(R_i, e_i) + \Delta\text{Var}, \quad (3)$$

ahol $\text{Var}(R_i)$ az i -ik ország tőzsdeindexe lokális hozamának varianciája, $\text{Var}(e_i)$ az i -ik ország fizetőeszközének a forinthez viszonyított árfolyam-változása hozamának varianciája, $\text{Cov}(R_i, e_i)$ és ΔVar az előző két változó, illetve azok szorzata közötti kapcsolatból adódó „hozzájárulás” mértéke. A (3) formulát forint-alapú befektetésekre, tehát magyar befektetőkre írjuk fel. Természetesen az előzővel azonos formula érvényes a német befektetőkre is.

A forintban illetve márkában számított teljes hozam varianciájának összetevőkre bontását a 3. illetve 4. tábla mutatja. A táblák utolsó négy oszlopa az egyes komponensek százalékos megoszlását tartalmazza.⁴

⁴A táblában szereplő variancia értékek %-ban értendők.

	Var(R_{HUF})	Var(R)	Var(e)	2Cov	Δ Var	Var(R)	Var(e)	2Cov	Δ Var
AUS	29.97	14.93	12.22	5.20	-2.39	50	41	17	-8
AUT	30.63	29.79	9.80	-8.99	0.03	97	32	-29	0
BEL	16.65	13.90	9.96	-7.28	0.07	83	60	-44	0
CAN	22.71	10.41	8.71	3.04	0.56	46	38	13	2
CH	22.43	15.20	13.19	-6.48	0.53	68	59	-29	2
D	20.27	17.35	9.75	-7.02	0.19	86	48	-35	1
DEN	20.84	21.63	9.97	-11.00	0.23	104	48	-53	1
ESP	39.60	31.02	12.51	-5.07	1.13	78	32	-13	3
FR	26.73	21.40	9.91	-5.31	0.73	80	37	-20	3
GB	23.29	14.02	11.36	-2.82	0.74	60	49	-12	3
HUN	124.00	124.00	0	0	0	100	0	0	0
IT	56.63	49.44	11.03	-3.77	-0.10	87	19	-7	0
JP	47.62	34.01	15.08	-2.09	0.62	71	32	-4	1
NL	14.13	12.95	9.85	-8.62	0	92	70	-61	0
NO	37.49	40.38	9.70	-13.30	0.70	108	26	-35	2
SW	48.60	45.56	12.04	-9.41	0.42	94	25	-19	1
US	17.73	9.32	6.94	0.89	0.59	53	39	5	3

3. tábla. A teljes hozam varianciájának összetevőkre bontása magyar befektetői nézőpontból

A 3. táblából látható, hogy a magyar befektetők esetében a deviza árfolyam-változás hozamának varianciája a teljes variancia viszonylag nagy hányadát teszi ki, ez utóbbi arány 19% (Olaszország mint befektetési célpont esetében) és 70% (Hollandia esetében) között mozog. A helyi tőzsdeindex és a deviza árfolyam-változás hozama közötti kovariancia az európai országok és Japán esetén negatív és többségben relatíve nagy értéket képvisel. Az utóbbiak miatt a deviza árfolyam-változásból eredő bizonytalanságnak a teljes kockázatra gyakorolt hatását illetően nem állapítható meg egyértelmű és általánosan érvényes tendencia. A 17 ország között csak 5 olyan van, amelyben a helyi tőzsdeindex varianciája a teljes variancián belül 70%-nál kisebb részarányt képvisel, így legfeljebb csak ezekre az országokra vonatkozóan állapítható meg, hogy a deviza árfolyam-változásból eredő bizonytalanság jelentősen növeli az oda irányuló befektetés kockázatát. Dánia és Norvégia esetében a helyi tőzsdeindex hozama varianciájának részaránya 100%-nál nagyobb. Ez azt jelenti, hogy a helyi tőzsdeindex hozama varianciája nagyobb a teljes hozam varianciájánál, ami a helyi tőzsdeindex és a deviza árfolyam-változás hozama közötti nagy negatív kovariancia miatt fordulhat elő.

	Var(R_{DEM})	Var(R)	Var(e)	2Cov	Δ Var	Var(R)	Var(e)	2Cov	Δ Var
AUS	37.83	14.93	15.85	6.46	0.59	39	42	17	2
AUT	29.84	29.79	0	0.05	0.01	100	0	0	0
BEL	14.42	13.90	0.27	0.24	0.01	96	2	2	0
CAN	28.73	10.41	13.44	4.54	0.34	36	47	16	1
CH	16.30	15.20	1.44	-0.46	0.13	93	9	-3	1
D	17.35	17.35	0	0	0	100	0	0	0
DEN	21.63	21.63	0.65	0.20	-0.85	100	3	1	-4
ESP	41.39	31.02	4.05	6.16	0.16	75	10	15	0
FR	22.13	21.40	0.43	0.28	0.01	97	2	1	0
GB	19.98	14.02	5.02	0.83	0.10	70	25	4	1
HUN	133.50	124.00	8.27	2.37	-1.14	93	6	2	-1
IT	68.91	49.44	6.81	12.29	0.38	72	10	18	1
JP	43.69	34.01	9.86	-0.21	0.04	78	23	0	0
NL	13.02	12.95	0.01	0.06	0	99	0	1	0
NO	43.61	40.38	1.16	2.06	0.02	92	3	5	0
SW	44.50	45.60	6.21	-5.40	-1.90	102	14	-12	-4
US	21.33	9.32	11.41	0.35	0.25	44	53	2	1

4. tábla. A teljes hozam varianciájának összetevőkre bontása a német befektetők nézőpontjából

A német befektetők nézőpontjából (4. tábla) a tengerentúli befektetésekhez kapcsolódó deviza árfolyam-kockázat számottevően növeli a teljes kockázatot. Az előbb említett „kockázat növelő” hatás az európai országok többségére nézve (Magyarországot is beleértve!) kicsi. Ez Magyarország esetében első látásra meglepőnek tűnik. Rögtön érthetővé válik azonban, ha megvizsgáljuk a 4. tábla 2-3. oszlopában található értékeket: látható, hogy a magyar tőzsdeindex (BUX) havi hozamainak varianciája az általunk vizsgált időszakban 124% volt, ami az árfolyam-változás hozamának varianciájához (8,27%) képest rendkívül nagy, ezért az előbbi a teljes variancián belül nagyobb részarányt képvisel, mint az utóbbi. Ha első közelítésben a variációs koefficiens reciprokát használjuk az egyes országokba való befektetés teljesítményének megítélésére, akkor Magyarország a német befektetők számára az így képezett „liga-tábla” alján található. A német tőzsdeindexbe történő befektetés ellenben – ebben az értelemben – nagyon vonzóan tűnne a magyar befektetők számára.

4 A részvénytőzsdék hozamai közötti korreláció hatása a portfóliók hozamára

Annak érdekében, hogy nemzetközileg diverzifikált portfóliók teljesítményét értékelni tudjunk, szükségünk van azokra az összefüggésekre, amelyekkel egy ilyen portfólió megfelelő paramétereit meg tudjuk határozni.

Egy magyar befektető nemzetközileg diverzifikált portfóliójának teljes hozama a befektetés célpontjául választott országokbeli hozamok befektetési hányadokkal súlyozott összege:

$$R_P = \sum_{i=1}^N x_i R_{i,HUF}, \quad (4)$$

ahol $R_{i,HUF}$ a magyar befektető portfóliójának teljes hozama az i -ik országban, x_i az i -ik ország tőkepiacára investált tőkehányad, N a szóbanforgó országok száma.

Az előzővel azonos összefüggés érvényes a teljes hozam várható értékére, azaz:

$$E(R_P) = \sum_{i=1}^N x_i E(R_{i,HUF}) \quad (5)$$

A fenti portfólió kockázata, azaz teljes hozamának varianciája a következőképpen számítható ki:

$$\text{Var}(R_P) = \sum_{i=1}^N x_i^2 \text{Var}(R_{i,HUF}) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N x_i x_j \text{Cov}(R_{i,HUF}, R_{j,HUF}), \quad (6)$$

ahol $\text{Cov}(R_{i,HUF}, R_{j,HUF})$ az i -edik és a j -edik országokbeli, forint-alapú teljes hozamok közötti kovariancia. Természetesen a fenti összefüggések márka-

alapú befektetésekre, azaz német befektetőkre is érvényesek, ha a fenti formulákban a forint-alapú teljes hozam helyett márka-alapú teljes hozamot szerepeltetünk.

A vizsgált országok tőzsdeindexei havi teljes hozamainak korrelációs mátrixát az 5. tábla mutatja. A főátló feletti elemek kiszámítása forint-alapú, a főátló alatti elemeké márka-alapú hozamokra épül, tehát az előbbieket a magyar befektetők, míg az utóbbiak a német befektetők nézőpontját tükrözik.

Mint tudjuk, minél kisebbek a korrelációs mátrix elemei, annál nagyobb kockázat-csökkentési lehetőség rejlik egy nemzetközileg diverzifikált portfólió kialakításában. A két korrelációs mátrix elemeinek páronkénti összehasonlítása azt mutatja, hogy a 136 esetből 100 esetben a megfelelő korrelációs együttható Németországra magasabb volt, mint Magyarországra. A részvény-árfolyamok közötti kapcsolat erősségének jellemzésére Meric/Meric (1989) és Longin/Solnik (1995) a páronkénti korrelációs együtthatók átlagát használja. Az átlagos korrelációs együttható Németország esetében 0,57, Magyarország esetében pedig 0,51. Ez utóbbi eredmény – a korrelációs együtthatók páronkénti összehasonlításához hasonlóan – azt sejteti, hogy a korrelációs együtthatók közötti különbség szisztematikus. Ennek megállapítása céljából teszteltük azt a nullhipotézist, hogy a teljes hozamok korrelációs mátrixa a két országra egyenlő, azzal az alternatív hipotézissel szemben, hogy a Magyarországra vonatkozó korrelációs együtthatók kisebbek. A fenti célra a Jennrich (1970) tesztet használtuk. Ebben a tesztben a próbafüggvény aszimptotikusan χ^2 eloszlású, esetünkben (azaz 17x17-es korrelációs mátrix esetén) a szabadságfokok száma 136. A χ^2 statisztika értékeként 84,34 adódott, ami nem jelez szignifikáns különbséget a két mátrix között.

	AU	A	B	CA	CH	D	DE	E	F	GB	HU	IT	JP	NL	NO	SW	US
AUS		.40	.30	.46	.30	.17	.27	.32	.32	.31	.27	.11	.26	.34	.21	.28	.36
AUT	.45		.52	.41	.49	.65	.38	.43	.57	.49	.30	.29	.28	.61	.30	.32	.37
BEL	.56	.51		.51	.59	.63	.58	.53	.73	.69	.27	.25	.38	.78	.51	.43	.67
CAN	.73	.46	.60		.42	.39	.34	.47	.51	.55	.42	.33	.38	.55	.39	.48	.75
CH	.46	.45	.49	.45		.51	.42	.45	.58	.64	.34	.06	.38	.66	.37	.51	.53
D	.52	.64	.59	.45	.39		.55	.59	.69	.61	.21	.34	.27	.75	.44	.54	.45
DEN	.45	.40	.62	.46	.38	.55		.65	.47	.57	.24	.40	.32	.54	.52	.56	.38
ESP	.59	.46	.58	.55	.45	.60	.67		.61	.64	.36	.46	.43	.63	.61	.67	.54
FR	.57	.55	.70	.55	.48	.63	.45	.62		.77	.31	.29	.43	.80	.53	.51	.60
GB	.69	.46	.66	.60	.55	.55	.57	.66	.74		.27	.23	.47	.82	.57	.58	.67
HUN	.42	.37	.39	.50	.44	.31	.34	.44	.40	.38		.25	.15	.34	.38	.35	.39
IT	.32	.39	.42	.48	.16	.46	.52	.55	.39	.35	.34		.33	.22	.35	.34	.24
JP	.48	.25	.33	.39	.29	.21	.31	.43	.37	.42	.20	.40		.50	.31	.41	.34
NL	.71	.60	.76	.64	.57	.71	.57	.68	.76	.80	.47	.39	.45		.58	.62	.67
NO	.58	.38	.62	.52	.44	.52	.60	.66	.59	.64	.45	.47	.35	.68		.63	.46
SW	.62	.29	.39	.51	.43	.49	.54	.66	.46	.54	.40	.40	.39	.58	.65		.54
US	.64	.39	.70	.81	.51	.44	.45	.59	.60	.67	.47	.41	.32	.70	.57	.53	

5. tábla. A tőzsdeindexek havi teljes hozamainak korrelációs mátrixa (1991. jan. – 1997. ápr.)⁵

⁵ A fenti mátrixban a főátló feletti elemek kiszámításánál forint-alapú, a főátló alatti elemek meghatározásánál pedig márka-alapú hozamokat vettünk alapul.

5 A nemzetközi portfólió diverzifikációból származó előnyök: ex post elemzés

5.1 A portfólió kiválasztási stratégiák leírása

A nemzetközi részvény-befektetésekből származó potenciális előnyök illusztrálása céljából elvégeztük néhány portfólió kiválasztási stratégia ex post értékelését. Jóllehet a portfólió elmélet szakirodalmában több hatékonysági koncepció (például a sztochasztikus dominancia szabályok) ismeretes, mi ebben a tanulmányban a Markowitz-féle hozam-kockázat hatékonysági kritériumot használtuk. Számításaink az 1991. január és 1997. április közötti időszak havi teljes hozamain alapulnak. Összességében mindkét országra vonatkozóan négy nemzetközileg diverzifikált portfóliót vizsgáltunk: az ún. naiv portfóliót (EQW), a minimum-variancia portfóliót (MVP), az „érintő” portfóliót (CET) és a hazai tőzsdeindexszel (hazai portfólióval) megegyező kockázatú hatékony portfóliót (ERP).

Az ún. naiv portfólió esetében minden országba ugyanakkora tőkehányadot investálunk. Ez a stratégia az értékpapírok hozamaira, kockázatára és az értékpapírok közötti korrelációra vonatkozó információ nélkül igyekszik megragadni a nemzetközi befektetésből származó előnyöket.

A másik három stratégia a hozamokra vonatkozó történeti adatsorok felhasználásával azonosítja a hozam-kockázat hatékony portfóliókat. Az említett adatsorok a befektetői várakozások modellezésére szolgálnak. A minimum-variancia stratégiát konzervatív befektetési stratégiaként tartják számon. Ez a stratégia annak a portfóliónak a meghatározását célozza, amely a legkisebb kockázattal rendelkezik. Jellegzetessége, hogy alkalmazása nem igényli az egyes értékpapírok várható hozamainak előrejelzését. Amennyiben megengedjük a fedezetlen eladásokat, a minimum-variancia portfólió a következő optimalizálási feladat megoldásával nyerhető:

$$\begin{aligned} \min V &= \mathbf{x}^T \mathbf{C} \mathbf{x} \\ \mathbf{1}^T \mathbf{x} &= 1, \end{aligned} \quad (7)$$

ahol: \mathbf{x} az egyes országokba investált tőkehányadok vektora, \mathbf{C} a teljes hozamok variancia-kovariancia mátrixa, $\mathbf{1}$ összegező vektor (minden komponense 1), T a megfelelő vektorok transzponáltját jelöli.

Ha kizárjuk a fedezetlen eladásokat, akkor a modellben szereplő korlátozó feltétel az $\mathbf{x} \geq \mathbf{0}$ feltétellel egészül ki. Természetesen ebben az esetben a minimum-variancia portfóliót előállító algoritmus is módosul.

Az „érintő” stratégia a Sharpe-féle hányadost – mint célfüggvényt – maximalizáló portfólió kiválasztására törekszik.⁶ A Sharpe-féle hányadoshoz úgy jutunk, ha a kockázatmentes hozamon felüli hozam várható értékét elosztjuk a kockázattal. Az előző stratégiához képest ez egy agresszív stratégia, amely közvetlenül felhasználja a portfóliót képező vagyontárgyak várható hozamára

⁶Ezt a stratégiát Eun/Resnick (1994, 148 o.) „certainty-equivalence-tangency” névvel illeti, ezért röviden CET stratégiaként hivatkozunk rá.

vonatkozó információt. Az érintő portfólió a következő optimalizálási feladat megoldásával származtatható:

$$\begin{aligned} \max S &= \frac{(\mathbf{E}^T - r_f \mathbf{1}^T) \mathbf{x}}{\sqrt{\mathbf{x}^T \mathbf{C} \mathbf{x}}} \\ \mathbf{1}^T \mathbf{x} &= 1 \quad (\mathbf{x} \geq \mathbf{0}) \end{aligned} \quad (8)$$

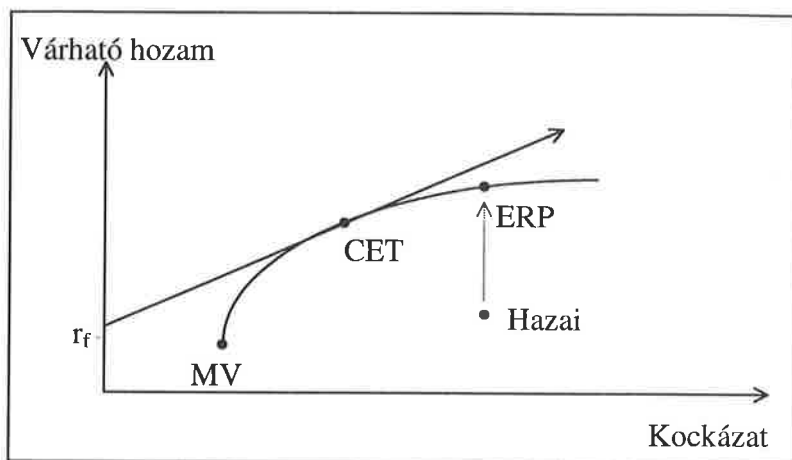
ahol: \mathbf{E} a várható hozamok vektora, r_f a kockázatmentes hozam.

Ahhoz, hogy a nemzetközi portfólió diverzifikációból származó előnyöket értékelni tudjuk, szükségesnek látszik, hogy egy kizárólag hazai részvényekből álló portfólió és egy nemzetközileg diverzifikált portfólió teljesítményét közvetlenül összemérhetővé tegyük. Ez elképzelhető úgy (lásd Haavisto/Hansson (1992)), hogy „a részvények nemzetközi kínálatából” kiválasztjuk azt a hatékony portfóliót, amely a hazaihoz azonos várható hozammal, de kisebb kockázattal rendelkezik. A fenti célra ebben a tanulmányban mi azt a portfóliót (ERP) igyekszünk azonosítani, amelynek kockázata egyezik meg a hazai portfólióéval. Ha a nemzetközileg hatékony portfóliók között sikerül a fentieknek megfelelő, a hazainál nagyobb várható hozammal rendelkező portfóliót találni, akkor ez egyértelműen bizonyítja, hogy a nemzetközi diverzifikáció jó hatással van a befektetések hozamának növekedésére. Abban az esetben, ha a hatékony portfóliók között nem találunk a hazaihoz megegyező kockázatút, – ez lehetséges, ha kizárjuk a fedezetlen eladásokat – azaz, ha a hazai portfólió kockázatosabb, mint a legnagyobb várható hozamú nemzetközi befektetés, akkor az ERP helyett ez utóbbit választjuk. Az ERP magasabb kockázattal rendelkezik, mint a minimum-variancia portfólió és a hazai portfólió kockázatától függően alacsonyabb vagy magasabb kockázattal, mint a CET portfólió, így többé-kevésbé agresszív stratégiának könyvelhető el.

Amennyiben \mathbf{x}^e egy hatékony halmazbeli portfóliót jelöl, akkor (magyar nézőpontból) az ERP-nek megfelelő \mathbf{x} portfólió meghatározása a következő maximalizálási probléma megoldását igényli:

$$\begin{aligned} \max E &= \mathbf{E}^T \mathbf{x} \\ \mathbf{1}^T \mathbf{x} &= 1 \quad \mathbf{x} \in \mathbf{x}^e \quad (\mathbf{x} \geq \mathbf{0}) \\ \mathbf{x}^T \mathbf{C} \mathbf{x} &\leq \text{Var}(R_{HUF}) \end{aligned} \quad (9)$$

ahol $\text{Var}(R_{HUF})$ a hazai portfólió (BUX) varianciája. Az általunk használt ex post hatékony stratégiákat az 1. ábra illusztrálja.



1. ábra. Portfólió kiválasztási stratégiák

Gyakran azt is vizsgálják, hogyan befolyásolja a nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák teljesítményét az árfolyam-kockázat fedezése. Glen/Jorion (1993), Eun/Resnick (1994) és Liljeblum/Löflund/Krofkors (1997) számításba veszik, hogy a hazai befektető a devizák jövőbeli értékének biztosítása céljából forward vételi szerződést köthet. Napjainkban ezen fedezeti lehetőségek piaca Magyarországon is rendelkezésre áll és folyamatosan fejlődik. Az általunk vizsgált teljes időszakra vonatkozóan ez nem volt érvényes, így tanulmányunkban mind a magyar, mind pedig a német befektetőkre vonatkozóan eltekintettünk az árfolyam-kockázat fedezésének vizsgálatától.

5.2 Empirikus eredmények

Az 1-5. táblában szereplő bemenő paraméterek (várható teljes hozamok, a hozamok varianciája, a hozamok közötti korreláció) felhasználásával meghatároztuk az előző szakaszban említett nemzetközileg diverzifikált portfóliók hozamát és kockázatát mind a magyar, mind a német befektetők nézőpontjából. A portfóliók teljesítményének értékelésére a Sharpe-féle mutatót alkalmaztuk. Számításainkban feltételeztük, hogy a befektetők élhetnek a fedezetlen eladásokkal, és az ebből befolyt jövedelmet szabadon felhasználhatják. Eredményeinket a 6. tábla mutatja.

	N É M E T O R S Z Á G			M A G Y A R O R S Z Á G		
	Átlagos hozam	Hozam szórása	Sharpe-mutató	Átlagos hozam	Hozam szórása	Sharpe-mutató
EQW	1.30	4.07	0.186	2.56	3.80	0.248
MVP	1.64	2.83	0.388	2.93	2.85	0.458
CET	3.72	4.48	0.711	4.92	4.31	0.764
ERP	3.45	4.14	0.704	9.48	11.06	0.711
Hazai Portfólió	1.21	4.14	0.162	3.28	11.06	0.349

6. tábla. Portfóliók ex post teljesítménye az 1991. január és 1997. április közötti időszakban (az átlagos hozam és a szórás havi érték, egysége %.)

Magyar nézőpontból az EQW, MVP és CET stratégiák alkalmazásából – így a befektetések nemzetközi diverzifikációjából származó előnyök – a kockázat (a hozam szórásának) csökkenésében öltenek testet. E kockázat csökkenés mértéke még a naiv portfólió (EQW) esetében is magas. Az EQW stratégia alkalmazása esetén csökken a kapott portfólió havi átlagos hozama is és – a hazai portfólióhoz viszonyítva – a Sharpe-féle mutató értékében is csökkenés tapasztalható. Német nézőpontból a naiv portfólió domináns a hazai portfólióval szemben, mert az előbbi nagyobb átlagos hozammal és kisebb kockázattal rendelkezik. Ennek eredményeként azonban csak enyhe javulás mutatkozik a teljesítményben (a Sharpe-féle mutató értékében).

Magyarországra vonatkozóan az MVP hozamának szórása közel 75%-kal kisebb, mint a hazai portfólióé (amit a BUX jelképez). Ez a hozam mérsékelt csökkenésével együtt is azt eredményezi, hogy a portfólió teljesítménye nagymértékben növekszik a hazai portfólió teljesítményéhez képest. Németország esetében szintén jelentős növekedés tapasztalható a Sharpe-féle mutató értékében az MVP stratégia alkalmazása során. Ez annak köszönhető, hogy az MVP havi átlagos hozama kb. 35%-kal magasabb, kockázata pedig 30%-kal alacsonyabb mint a hazai portfólióé. Nem meglepő, hogy az összes stratégia közül a CET-re adódott a legnagyobb Sharpe-féle mutató, hiszen a CET portfólió éppen ez utóbbi mutató értékét maximalizáló értékpapír-kombináció. Magyarország esetében a CET portfóliónak nagyobb az átlagos hozama és egyúttal kisebb a kockázata mint a hazai portfólióé. Az ERP Magyarország esetében a hazai portfóliónál 290%-kal, míg Németország esetében 285%-kal magasabb átlaghozamot biztosít ugyanakkora kockázat mellett.

A fenti eredmények azt mutatják, hogy a részvény-befektetések nemzetközi diverzifikációja mindkét ország számára hasznos lehet. Ex post vizsgálatoknál (amikor az optimális portfóliók előállítására és teljesítményének értékelésére ugyanazon mintaperiódus alapján történik) az előállított portfóliók teljesítménye általában javul, ha nő a portfóliót alkotó értékpapírok száma. Statisztikai szempontból felmerül a kérdés, hogy ez a teljesítmény növekedés elég nagy-e ahhoz, hogy ne csupán a véletlennek legyen tulajdonítható. Ennek megítélésére Gibbons/Ross/Shanken (1989) kifejlesztett egy tesztet. Ha T a megfigyelések száma, N_1 a kezdetben rendelkezésre álló értékpapír-minta elemszáma, N a kibővített (teljes) értékpapír-minta elemszáma és $N_2 = N - N_1$, akkor a Gibbons/Ross/Shanken (1989) tesztben szereplő próbafüggvény a következő alakú:

$$F = \frac{T - N}{N_2} \cdot \frac{\theta_N^2 - \theta_{N_1}^2}{1 + \theta_{N_1}^2} \quad (10)$$

ahol θ_{N_1} és θ_N a Sharpe-féle mutató maximális értéke az N_1 és N elemszámú értékpapír-mintában. A próbafüggvény $(T - N, N_2)$ szabadságfokú F-eloszlást követ. Magyarország esetében a próbafüggvény értéke 1,518, az ehhez tartozó valószínűség 0,179, ami nem jelez statisztikailag szignifikáns növekedést a nemzetközileg diverzifikált portfólió teljesítményében. Németországra a teszt statisztika értéke 1,722, a hozzá tartozó valószínűség pedig 0,114, ami szintén nem jelent statisztikailag szignifikáns különbséget a hazai és a nemzetközi portfólió között.

Az egyes stratégiák által szolgáltatott optimális portfólióban szereplő befektetési hányadokat a 7. tábla mutatja.

	Német befektetők			Magyar befektetők		
	MVP	CET	ERP	MVP	CET	ERP
AUS	-13.50	7.88	5.05	17.95	29.01	54.47
AUT	-5.16	-55.10	-48.50	-9.51	-59.50	-175.00
BEL	16.20	9.16	10.09	-13.40	-23.00	-45.20
CAN	2.48	-30.40	-26.00	1.63	-23.10	-79.90
CH	30.23	67.52	62.59	17.75	48.61	119.60
D	26.64	-4.32	-0.23	26.82	4.60	-46.50
DEN	17.87	1.00	3.23	20.07	-2.69	-56.50
ESP	-18.40	-6.93	-8.45	-16.40	-3.15	27.44
FR	-2.01	-10.90	-9.74	-13.40	-22.90	-44.70
GB	-1.54	-39.50	-34.50	-19.60	-45.30	-104.00
HUN	-4.47	-5.05	-4.97	-3.45	-3.82	-4.67
IT	0	19.11	16.58	10.99	26.54	62.33
JP	10.14	-22.20	-18.00	1.84	-27.10	-93.60
NL	37.62	178.00	159.50	56.77	192.70	505.30
NO	-11.00	-36.70	-33.30	8.06	-15.00	-68.10
SW	2.50	8.15	7.40	-18.70	11.20	5.91
US	12.45	20.40	19.35	31.93	35.28	42.97

7. tábla. Az optimális ex post portfóliókhöz tartozó befektetési arányok (%-ban)

A magyar befektetők minimum-variancia portfóliójában a legnagyobb súlytal Hollandia (56,77%), USA (31,93%) és Németország (26,82%) szerepel. Az előző portfólióban Nagy-Britannia és Svédország viszonylag nagy negatív súlyt kapnak, ami azt jelenti, hogy ez utóbbiakban végrehajtott fedezetlen eladások finanszírozási forrást képezhetnek az előbbi országokbeli befektetésekhez. A német befektetők MVP stratégiája esetében Hollandiára (37,62) adódik a legnagyobb pozitív, míg Spanyolországra a legkisebb negatív súly. A CET portfólió szerkezetét a vizsgált országok tőzsdeindexeinek Sharpe-mutatója határozza meg. Így mind a magyar, mind a német befektetők CET portfóliójában Hollandia képviseli a legnagyobb súlyt (hiszen a Sharpe-mutató Hollandiára a legnagyobb), Svájcot és az USA-t megelőzve. Említésre érdemes, hogy az ERP-ben a magyar (német) befektetők esetében a vizsgált 17 ország közül csak 7 (9) országra adódott pozitív súly és a kapott súlyok szélsőségesen szóródnak. A magyar ERP-ben például Hollandia rendkívül nagy pozitív súlyt képez (505,3%), míg Ausztriára nagy negatív arány adódik (-175%). A fentiek német nézőpontból is érvényesek, azzal a különbséggel, hogy a német ERP-ben Hollandia 159,5%-os, míg Ausztria -48,5%-os súlyt képvisel. Mindkét ország vonatkozásában Magyarország, mint befektetési célország szerepe szinte elhanyagolható, ugyanis Magyarországra mindkét esetben kis (negatív) súlyokat kaptunk. A fentiek Németországra nem érvényesek, amely – mint befektetési célország – mind a magyar, mind a német befektetők minimum-variancia portfóliójában fontos szerepet játszik.

6 Nemzetközi portfólió diverzifikáció: ex ante elemzés

6.1 Módszertan

Az előző szakaszbeli eredmények azt mutatják, hogy az 1991. január és 1997. április közötti időszakban a nemzetközileg diverzifikált portfóliók jobb teljesítményt mutattak, mint a hazai portfólió. Az alkalmazott ex post elemzés hátránya, hogy az optimális portfóliót meghatározó befektetési arányok csak utólag tárhatók fel. Felvetődik a kérdés, hogy a részvény-befektetések nemzetközi diverzifikációja által kínált előnyök akkor is mutatkoznak-e, ha a befektetési döntés kizárólag a döntést megelőző információkra épül.

A befektetési döntéshozásnak egy valóságos döntési szituációt tükröző megközelítési módja, hogy a különböző portfóliók teljesítményének értékelésére egy ex ante „visszatesztelési” módszert alkalmazunk (lásd Eun/Resnick (1988,1994), Glen/Jorion (1993), Levy/Lim (1994) és Liljeblum/Löftund/Krokfors (1997)). Ennek megvalósításához két különböző időhorizont használatos: egy becslési és egy előrejelzési periódus. Vizsgálatainkban mi egy 24 hónaptól álló becslési periódust alkalmaztunk, amelyet – az általunk feltételezett egy hónapos tartási (előrejelzési) periódusnak megfelelően – havi csúszásokkal „továbbgörgettünk”. Így az első becslési periódus 1991 januárjától 1992 decemberéig tartott, a második 1991 februárjától 1993 januárjáig és így tovább; az első tartási periódus 1993 januárja, a második 1993 februárja és így tovább. A becslési periódus segítségével meghatározott paraméterek (teljes hozamok, a hozamok szórása, a hozamok közötti korreláció) – amelyek a portfólió kiválasztási probléma bemenő paraméterei – felhasználásával a becslési periódust követő egy hónapos tartási periódusra vonatkozóan előállítottuk az egyes stratégiák alkalmazásának megfelelő optimális portfóliókat (befektetési arányokat). A kialakított befektetési arányokat minden tartási periódus (hónap) végén – az egy hónappal „továbbgörgetett”, új becslési periódusbeli statisztikai információknak (új paramétereknek) megfelelően – felülvizsgáltuk. Összességében, ezzel a módszerrel minden egyes stratégiára vonatkozóan 52 (76-24) egymást követő, havi hozamot tudtunk előrejelezni.

Minden tartási periódusban – az egyes stratégiák által szolgáltatott optimális befektetési arányok meghatározásához – becsülni szükséges a vizsgált értékpapírok teljes megtérülésének variancia-kovariancia mátrixát (\mathbf{V}). Tanulmányunkban az említett mátrix becslésére a Jorion (1986, 286. o.) által javasolt mátrixot használtuk, amely a következőképpen állítható elő:

$$\mathbf{V} = \mathbf{S} \cdot \frac{T - 1}{T - N - 2} \quad (11)$$

ahol \mathbf{S} az idősori értékekből becsült (torzítatlan) variancia-kovariancia mátrix, T a becslési periódus hossza, N az értékpapírok száma. Esetünkben $T = 24$ és $N = 17$. A (11) formulából megállapítható, hogy a $(T - 1)/(T - N - 2)$ szorzótényező „emelő” hatást fejt ki a mátrix elemeire és ez a hatás a becslési periódus hosszának rövidülésével és az értékpapírok számának növekedésével

erősödik. Így a módosított mátrix segítségével a portfóliók kockázata magasabb lesz, mint amit S felhasználásával kapnánk.

A fentiek birtokában, az 52 tartási periódus mindegyikére meghatározhatók a minimum-variánca portfóliónak megfelelő befektetési arányok, ha megoldjuk a (7) optimalizálási problémát. Ezek után a kapott portfóliók hozama előrejelezhető.

Az „érintő” portfólió, valamint az ERP meghatározásához – a variancia-kovariancia mátrix mellett – szükség van az egyes értékpapírok várható hozamainak becslésére. Ennek a legegyszerűbb módja, ha a hozamok idősoráiból számított átlagértékeket használjuk a fenti célra (ahogy az ex post elemzésnél tettük). Ez a megközelítés kizárólag az idősorban meglévő, értékpapír-specifikus, múltbeli információt használja a hozam becslésére. Jorion (1985, 1986) rámutatott, hogy ennek a módszernek az a problémája, hogy az így számított átlagérték nagyon instabil, becslési kockázatot hordoz. Ez az „érintő” portfólió esetében igen érzékenyen érinti a kapott befektetési arányokat, azok instabilitásához vezet. Ez az instabilitás szélsőségesen változó portfólió-hozamokban ölt testet.⁷

A hozamok varianciája és a hozamok közötti korreláció szintén ki van téve a becslési kockázatnak, de amint azt Merton (1980), Jorion (1986), Kaplanis (1988) kimutatták, ezek a paraméterek általában időben stabilabbak, mint a várható hozamok. A teljes hozamok korrelációs mátrixa időbeli stabilitásának teszteléséhez a vizsgált időszakot két részperiódusra bontottuk: 1991. jan. – 1994. febr. és 1994. márc. – 1997. ápr. közötti időszakra. A két időszak korrelációs mátrixának összehasonlítására a Jennrich-tesztet alkalmaztuk, amelynek próbafüggvénye aszimptotikusan χ^2 eloszlású, ami esetünkben 136 szabadságfokkal rendelkezik. A tesztelés során az adódott, hogy a két korrelációs mátrix egyenlőségére vonatkozó nullhipotézis sem Magyarország, sem Németország esetében nem vethető el a szokásos 5%-os szignifikancia szinten.⁸ A részvénypiacok együttmozgásának a fentiekben tapasztalt stabilitása összhangban van más kutatók empirikus eredményeivel (lásd Meric/Meric (1988), Kaplanis (1988), Longin/Solnik (1995) vagy Liljeblum/Löflund/Krofkors (1997)). Az említett tanulmányok kimutatták, hogy a kovariancia mátrix nem tekinthető időben stabilnak azzal összefüggésben, hogy a hozamok varianciái nem mutatnak időbeli stabilitást. A választott két időszak kovariancia mátrixai egyenlőségének tesztelésére szintén a Jennrich-tesztet alkalmaztuk. A szabadságfokok száma ebben az esetben 153, mert a mátrix diagonális elemei időben változhatnak (Longin/Solnik, 1995, 5. o.). Számításaink során azt kaptuk, hogy a kovariancia mátrixok egyenlőségére vonatkozó nullhipotézis Németország esetében 11%-os, Magyarország esetében pedig 13%-os szignifikancia szinten utasítható el, tehát —a korrelációs mátrix stabilitásához hasonlóan— a kovariancia mátrix stabilitására vonat-

⁷ Fedezetlen eladások megengedése esetén például szélsőségesen magas (200% fölötti) befektetési arányok (short vagy long pozíciók) adódhatnak bizonyos országokra. Egy itt nem közölt – a tanulmányban használt adatokon és stratégiákon alapuló – elemzésben a szerzők a becslési periódus hosszának változtatása során néha kiugróan magas, néha pedig „katasztrófáisan” alacsony portfólió-hozamokat tapasztaltak.

⁸ A részletes eredmények elérhetők a szerzőknél.

kozó hipotézis sem vehető el a szokásos 5%-os szignifikancia szinten.

Jorion (1985) szerint az egyes értékpapírok várható hozamára, azaz a várható hozam vektorára jó becslést szolgáltat a következő formula:

$$\mathbf{e}^* = (1 - w)\mathbf{e} + w\mathbf{1}e_0, \quad (12)$$

ahol \mathbf{e} a hozamok idősorából becsült várható hozamok vektora, $\mathbf{1}$ összegzővektor (minden eleme 1), e_0 pedig az ex post minimum variancia portfólió átlagos hozama. A w paraméter tulajdonképpen egy „összehúzó” tényező, amely \mathbf{e} elemeit e_0 -hoz közelíti. Jorion (1985) w meghatározására az alábbi összefüggést javasolja:

$$w = \frac{(N + 2)(T - 1)}{(N + 2)(T - 1) + (\mathbf{e} - e_0\mathbf{1})^T \mathbf{T} \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{T} - N - 2)(\mathbf{e} - e_0\mathbf{1})} \quad (13)$$

Ha a kovariancia mátrix becslésére a (11) formulát, a várható hozamok becslésére pedig a (12) formulát alkalmazzuk és ezek után megoldjuk a (8) optimalizálási problémát, akkor az ún. Bayes-Stein-féle érintő portfólióhoz jutunk. A (12) becslőformula – speciális esetként – $w = 0$ ill. $w = 1$ értékekre a klasszikus érintő portfóliót ill. a minimum-variancia portfóliót szolgáltatja. A Bayes-Stein-féle érintő portfólió agresszívebb befektetési stratégia „termékének” tekinthető, mint a minimum-variancia portfólió és kevésbé agresszívének, mint az érintő portfólió. Ez annak a következménye, hogy $0 < w < 1$ esetén a (12) formulának megfelelően az egyes értékpapírok becsült várható hozama a minimum variancia portfólió és a klasszikus érintő portfólió átlagos hozama közé esik.⁹

Az ERP stratégia esetében a fent bemutatott Bayes-Stein-féle becslési eljárással (transzformációval) ugyanazokhoz a befektetési arányokhoz jutotunk, mint amikor a várható hozam vektort az idősből becsültük, azaz a Bayes-Stein transzformáció nem eredményezett javulást az ERP stratégia teljesítményében.

A portfólió havi felülvizsgálata —az alkalmazott portfólió kiválasztási stratégiától függően— a befektetési arányok változását eredményezi. A befektetési arányok módosításának a gyakorlatban költségvonzata van, amelynek a hozam csökkenése a következménye. Ennek figyelembe vétele céljából a portfólió súlyok —egyik periódusról a másikra történő— összváltozásának a 0.25%-át kitevő „tranzakciós költségekkel” számoltunk, azaz az ennek megfelelő hányadot levontuk a kapott portfólió hozamából.

A fedezetlen eladások megengedése a portfólió kiválasztási problémákban szélsőséges pozitív illetve negatív befektetési arányokhoz vezethet. Számos tőzsdén az ilyen tranzakciók nem megengedettek illetve bizonyos befektetők számára tiltott vagy erősen korlátozott ez a lehetőség. A német befektetési alapok és biztosítási cégek – amelyek az egyéni befektetők részére fontos

⁹ Azokban a periódusokban – a Liljebloom/Löflund/Krokfors (1997) tanulmányhoz hasonlóan – amikor az érintő portfólió várható hozamára alacsonyabb értéket kaptunk mint a kockázatmentes hozam, úgy tekintettük, hogy a befektető pénzt teljes egészében a kockázatmentes befektetésébe investálja

közvetítőt jelentenek egy nemzetközileg diverzifikált portfólió kialakításában – számára a felügyeleti szervek tiltják az ilyen tranzakciókban való részvételt. A fentiek a magyar befektetőkre is érvényesek, így az ex ante stratégiák vizsgálatánál kizártuk a fedezetlen eladások lehetőségét.

6.2 Empirikus eredmények

Minden általunk alkalmazott stratégiára kiszámítottuk az 52 tartási periódusra vonatkozó átlagos hozamot, a hozamok szórását és a Sharpe-féle mutató értékét. Ez utóbbit használtuk a portfólió kiválasztási stratégiák teljesítményének értékelésére. A kapott eredményeket a 8. tábla mutatja. A nemzetközileg diverzifikált portfóliók és a hazai portfólió teljesítménye közötti különbséget a Jobson/Korkie (1981) által kidolgozott z-statisztikával teszteltük. A 8. táblában azt is szerepeltetjük, hogy a különböző stratégiák alkalmazása esetén mekkora volt a havi rendszeres portfólió-felülvizsgálat eredményeként a befektetési arányokban bekövetkezett átlagos változás ($\bar{\Delta}$).

	N E M E T O R S Z Á G					
	Átlagos hozam (%)	A hozam szórása (%)	Sharpe-mutató	JK-stat.	Valószínűség	$\bar{\Delta}$
EQW	1.69	3.99	0.320	-0.250	0.40	0
MVP	1.98	4.02	0.387	-0.760	0.22	37.39
CET	1.49	3.84	0.278	0.027	0.49	48.72
BST	1.41	3.61	0.274	0.014	0.49	62.01
ERP	1.75	4.07	0.326	-0.240	0.41	50.02
Hazai p.	1.61	4.09	0.290	-	-	0
	M A G Y A R O R S Z Á G					
	Átlagos hozam (%)	A hozam szórása (%)	Sharpe-mutató	JK-stat.	Valószínűség	$\bar{\Delta}$
EQW	3.06	3.42	0.460	-4.630	0	0
MVP	3.03	3.15	0.485	-4.648	0	30.23
CET	2.65	3.52	0.327	-2.868	0	52.09
BST	3.00	3.34	0.449	-4.067	0	51.99
ERP	3.42	6.68	0.286	-1.287	0.13	73.08
Hazai p.	4.33	12.81	0.221	-	-	0

8. tábla. Az ex ante portfólió kiválasztási stratégiák teljesítményének összehasonlítása.

Az ex post elemzés során tapasztaltakhoz hasonlóan a részvény befektetések nemzetközi diverzifikációjából származó előnyök a magyar befektetők számára a kockázat csökkenésében öltenek testet. Az EQW, MVP, CET és BST stratégiák alkalmazása esetén a kapott portfóliók hozamának szórása több mint 70%-kal kisebb mint a hazai portfólió (BUX) hozamának szórása. Az ex post elemzéssel összhangban a minimum-variancia portfóliónak a legkisebb a kockázata. A fent említett stratégiák egyúttal csökkenést eredményeznek az általuk szolgáltatott portfólió átlagos hozamában. E csökkenés mértéke 30% (EQW) és 40% (CET) között mozog. A fedezetlen eladásokra vonatkozó korlátozás miatt a hazai portfólió a legkockázatosabb nemzetközileg hatékony portfóliónál is nagyobb kockázattal bír. Ezzel magyarázható, hogy az ERP kockázata alacsonyabb a hazai portfólióénál (közel 50%-kal). Ugyanakkor a

fenti portfólió átlagos hozama 21%-kal alacsonyabb a BUX átlaghozamánál. Az ERP stratégia kivételével az összes nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégia teljesítménye szignifikánsan magasabb a hazai portfólió teljesítményénél (lásd a Sharpe-mutatók egyenlőségére vonatkozó Jobson/Korkie stat. értékét és a hozzá tartozó valószínűséget). Magyarország esetében az egyes tőzsdeindexek várható hozamai becslésének „finomítása”, azaz a Bayes-Stein-féle hozambecslési eljárás javulást eredményezett a kapott portfólió teljesítményében. A BST stratégia ugyanis domináns a CET stratégiával szemben, mert kisebb kockázat mellett nagyobb átlagos hozamot biztosít. Figyelemre méltó, hogy a CET stratégiára kaptunk a második legkisebb Sharpe-féle mutatót, ami nem felel meg az ex post elemzés alapján kialakított várakozásainknak. A befektetési arányokban bekövetkezett átlagos változás (ami a havonkénti portfólió felülvizsgálattal jár) 30,23% (MVP) és 73,08% (ERP) között változott.

A német befektetőkre vonatkozóan szintén „regisztrálhatunk” a nemzetközi portfólió kiválasztási stratégiák alkalmazásából adódóan bizonyos mértékű kockázatsökkenést, de ez közel sem akkora, mint a magyar befektetők esetében. Az ERP stratégiára a hozam szórása közelítőleg megegyezik a hazai portfólióéval, az előbbi átlagos hozama viszont magasabb, mint az utóbbié, ami összhangban van az ex post elemzés során kialakított várakozásainkkal. A hazai portfóliónál magasabb átlagos hozammal rendelkezik a naiv portfólió valamint a minimum-variancia portfólió is. Említésre érdemes, hogy a minimum-variancia portfólió paraméterei nem igazolják előzetes várakozásainkat, ugyanis ennek a portfóliónak a CET és a BST portfóliónál is nagyobb az átlagos hozama és egyúttal magasabb a kockázata is. Németország esetében a bemenő paraméterek becslésével járó kockázat kontrollálása nem vezetett a teljesítmény növekedéséhez, ugyanis a BST stratégiára alacsonyabb a Sharpe-mutató értéke, mint a CET stratégiára. Ezen kívül ez utóbbi stratégiák teljesítménye alacsonyabb a hazai portfólió teljesítményénél (DAX). A további három stratégiára (EQW, MVP, ERP) a Sharpe-mutató értéke magasabb a hazai portfólióra kapott értéknél, ez a különbség azonban egyik esetben sem tekinthető statisztikailag szignifikánsnak. A befektetési arányokban bekövetkezett átlagos változás az MVP stratégiára a legalacsonyabb, míg a BST stratégiára a legmagasabb.

Az ex ante stratégiákra kapott átlagos befektetési arányokat a 9. tábla mutatja.

A magyar MVP stratégia alkalmazása esetén a létrehozott portfólióban nagy arányt kap a dán (22,65%) és az amerikai (20,03%) részvénytőzsi piacra irányuló befektetés. Hollandia az említett portfólióban elveszti az ex post elemzésben megfigyelt domináns szerepét. A CET portfólióban Svájc (35,8%) és az USA (17,25%) magas részesedését figyelhetjük meg. Hollandia ebben a portfólióban is kisebb szerepet játszik, mint az ex post elemzés során. A magyar ERP-ben Svédország képviseli a legnagyobb átlagos súlyt (34,61%).

	Német befektetők				Magyar befektetők			
	MVP	CET	BST	ERP	MVP	CET	BST	ERP
AUS	0	0	3.85	0.17	9.49	5.59	11.70	5.77
AUT	2.63	0	0	0	0.15	0	0.10	0
BEL	14.60	1.38	6.84	0	4.61	2.77	3.71	0
CAN	0	0	0	0.04	2.05	0.13	0.10	0
CH	19.10	59.20	45.10	55.20	11.20	35.80	26.20	23.10
D	11.20	1.19	4.56	0	10.40	2.48	7.56	0
DEN	7.22	0.10	1.67	0	22.65	6.01	15.96	0
ESP	0	0.08	0.01	0.79	0.80	0.56	0.22	0
FR	0.41	0	0	0	0	0.10	0.07	0
GB	6.31	3.10	4.02	1.58	0.79	1.52	1.20	0
HUN	2.79	0.05	0	1.20	3.68	0.32	0.10	19.23
IT	1.42	2.22	1.41	1.68	6.72	6.73	6.78	1.92
JP	6.87	3.26	2.86	4.13	1.62	1.10	0.59	7.69
NL	7.35	16.65	15.29	3.44	1.83	8.66	3.84	0
NO	0.50	1.60	0.92	2.76	3.69	1.88	1.95	1.92
SW	0.40	4.07	4.39	19.74	0.99	9.07	3.51	34.61
US	19.96	7.11	9.14	9.24	20.03	17.25	16.40	5.77

9. tábla. Az optimális ex ante portfóliókhöz tartozó átlagos befektetési arányok (%-ban)

Említésre érdemes, hogy az ERP stratégia az 52 részperiódus közül 18 esetben szolgáltatta (100%-os részesedéssel) optimális portfólióként a hazai portfóliót (a BUX-ot). Ez azzal magyarázható, hogy minden részperiódusban a BUX rendelkezett a legmagasabb becült kockázattal. Az említett 18 eset közül 10 esetben – a 17 tőzsdeindex közül – a BUX biztosította a legnagyobb várható hozamot, ami az 1996-os évben a Budapesti Értéktőzsdén végbement rendkívül intenzív Hausse-nak köszönhető. Ex ante elemzésünkben német nézőpontból, az ex post eredményekhez hasonlóan, Svájc – mint befektetési céország – mind az MVP, mind pedig az érintő stratégiák által szolgáltatott optimális portfóliókban fontos szerepet játszik. Megfigyelhető, hogy az ERP-ben egyáltalán nem kap szerepet a német befektetők esetében a hazai befektetés. Ez azzal magyarázható, hogy a nemzetközi részvénypiac – azonos kockázat mellett – minden tartási periódusban magasabb hozammal „kecsegett”, mint a hazai.

7 Összefoglalás és következtetések

Tanulmányunkban két európai ország – Magyarország és Németország – befektetőinek nézőpontjából vizsgáltuk a nemzetközi portfólió diverzifikációból származó potenciális előnyöket. Empirikus elemzésünk 17 ország tőzsdeindexe által reprezentált részvény-portfóliókra terjedt ki. A vizsgált időszak az 1991. január és 1997. április közötti periódus volt. A nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák teljesítményét mind ex post mind ex ante alapon értékeltük. Eun/Resnick (1994) és Liljeblum/Löflund/Krokfors (1997) munkáját követve megvizsgáltuk az ún. naiv, a minimum-variancia és az érintő portfóliókat szolgáló stratégiákat. Az egyes tőzsdeindexek várható hozamai becslésének „finomítására” elvégeztük a Bayes-Stein transzformációt. Ezen kívül elméletileg és empirikusan azt a nemzetközi stratégiát is elemeztük, amely a Markowitz-i értelemben hatékony portfóliók közül a hazaiaval

megegyező kockázatút választja ki. Ez utóbbi portfóliót ERP-nek neveztük. Az *ex ante* stratégiák értékelésénél figyelembe vettük a havi rendszeres portfólió felülvizsgálat hozamcsökkentő hatását. Elemzésünk főbb eredményei a következőkben összegezhetők:

1. Az *ex post* elemzés során feltártuk, hogy a nemzetközi portfólió diverzifikációból származó potenciális előnyök a magyar befektetők számára a kockázat csökkenésében, míg a német befektetők számára mind a kockázat csökkenésében (bár ez utóbbi kisebb volumenű volt, mint a magyar befektetők esetében) mind magasabb átlaghozamok elérhetőségében öltöttek testet. Annak ellenére, hogy az említett hatások közgazdaságilag jelentősnek látszanak, a nemzetközi portfóliók teljesítményében bekövetkezett növekedés nem bizonyult statisztikailag szignifikánsnak.
2. A vizsgált portfólió-kiválasztási stratégiák teljesítményének *ex ante* módon történő értékelése során azt az eredményt kaptuk, hogy a magyar befektetők számára —*ex post* vizsgálatainkkal megegyezően— a nemzetközi portfólió diverzifikáció által nyújtott előnyök a kockázat csökkenésében jelentkezők. Annak ellenére, hogy minden vizsgált nemzetközi stratégia esetében az átlaghozam kisebb volt, mint a hazai portfólió (BUX) átlagos hozama, minden esetben javulás mutatkozott a Sharpe-mutatóval mért teljesítményben. A nemzetközi stratégiák teljesítményében bekövetkezett növekedés —az ERP stratégia kivételével— statisztikailag szignifikánsnak adódott. A magyar befektetők esetében a várható hozamok becslésének a Bayes-Stein módszer segítségével történő „finomítása” jó eredményeket hozott, hiszen —ahogy a 8. táblából leolvasható— a BST stratégia teljesítményében felülmúlja a CET stratégiát. A fentiek alapján levonható az a következtetés, hogy a részvénybefektetések nemzetközi kiszélesítése —a hazai részvényt piacon tapasztalható kockázat nagyarányú csökkenése és a portfóliók teljesítményének növekedése miatt— előnyös a magyar befektetők számára. Az előbb említett hatás nem ilyen pozitív a német befektetők szempontjából. A vizsgált öt nemzetközi stratégia közül csak háromnak az esetében kaptunk a hazai portfólióhoz (DAX) képest nagyobb Sharpe-mutatót, de a növekedés ez utóbbi esetekben sem bizonyult statisztikailag szignifikánsnak. Említésre méltó, hogy mindkét ország esetében az MVP stratégia mutatta a legjobb teljesítményt és erre a stratégiára regisztrálhattuk a rendszeres havi portfólió felülvizsgálattal járó, a befektetési arányokban bekövetkezett legkisebb átlagos változást.

Irodalom

1. A Budapesti Értéktőzsde részvényindexének (BUX) kézikönyve (1997).
2. Adjaouté, K.; N. S. Tuchschnid (1996): Exchange Rate Dynamics, Currency Risk and International Portfolio Strategies, Finanzmarkt und Portfolio Management 10, 445–461

3. Eun, C. S.; B. G. Resnick (1988): Exchange Rate Uncertainty, Forward Contracts, and International Portfolio Selection, *The Journal of Finance*, Vol. 43, 197–215.
4. Eun, C. S.; B. G. Resnick (1994): International Diversification of Investment Portfolios: U.S. and Japanese Perspectives, *Management Science* 40, 140–160.
5. Gibbons, M.; S. Ross; J. Shanken (1989): A test of the Efficiency of a Given Portfolio, *Econometrica* 57, 1121–1152.
6. Glen, J.; P. Jorion (1993): Currency Hedging for International Portfolios, *Journal of Finance* 48, 1865–1886.
7. Grubel, H. G. (1968): Internationally Diversified Portfolios, *American Economic Review* 58, 1299–1314.
8. Haavisto, T.; B. Hansson (1992): Risk Reduction by Diversification in the Nordic Stock Markets, *Scandinavian Journal of Economics* 94, 581–588.
9. Jennrich, R. I. (1970): An Asymptotic χ^2 Test for the Equality of Two Correlation Matrices, *Journal of American Statistical Association*, Vol. 65, 904–912.
10. Jobson, J. D.; B. M. Korkie (1981): Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures, *The Journal of Finance* Vol. 36, 889–908.
11. Jorion, P. (1985): International Portfolio Diversification with Estimation Risk, *Journal of Business*, Vol. 58, 259–278.
12. Jorion, P. (1986): Bayes-Stein Estimation for Portfolio Analysis, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21, 279–292.
13. Kaplanis, E. C. (1988): Stability and Forecasting of the Comovement, Measures of International stock Market Returns, *Journal of International Money and Finance* 7, 63–75.
14. Lessard, D. R. (1973): International Portfolio Diversification: Multivariate Analysis for a Group of Latin American Countries, *Journal of Finance* 28, 619–633.
15. Lessard, D. R. (1976): World, Country, and Industry Relationships in Equity Returns: Implications for Risk Reduction through International Diversification, *Financial Analysts Journal* 32, 32–38.
16. Levy, H.; M. Sarnat (1970): International Diversification of Investment Portfolios, *American Economic Review*, 668–675.
17. Levy, H.; K. C. Lim (1994): Forward Exchange Bias, Hedging and the Gains from International Diversification of Investment Portfolios, *Journal of International Money and Finance* 13, 159–170.
18. Liljebloom, E.; A. Löflund; S. Krokfors (1997): The Benefits from International Diversification for Nordic Investors, *Journal of Banking and Finance* 21, 469–490.
19. Longin, F.; B. Solnik (1995): Is the Correlation in International Equity Returns constant: 1960 - 1990? *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, 3–26.
20. Markowitz, H. M. (1985): Mean-Variance Efficient Sets: Their Shapes, Properties and Computation, Draft.
21. Meric, I.; Meric G. (1989): Potential Gains from International Portfolio Diversification and Inter-Temporal Stability and Seasonality in International Stock Market Relationships, *Journal of Banking and Finance* 13, 627–640.

22. Merton, R. (1980): On estimating the expected return on the market, *Journal of Financial Economics* 8, 323–361.
23. Solnik, B. (1974): Why not Diversify Internationally Rather Than Domestically?, *Financial Analysts Journal*, July-August, 30, 48–54.

INTERNATIONAL DIVERSIFICATION OF STOCK PORTFOLIOS

In this paper we study the benefits derived from the international diversification of stock portfolios from Hungarian as well as German point of view. The Hungarian Stock Exchange is an emerging market in contrast to the German capital market which is one of the largest markets in the world. In an ex post perspective the benefits from internationally diversified portfolios for Hungarian investors accrue only in terms of reduction in risk while for German investors also in terms of higher expected returns. By examining the performance of several ex ante strategies the paper also presents evidence on the benefits from international diversification for both countries.