

DINAMIČNI VPOGLED V TVEGANJU PRILAGOJENE MERE UČINKOVITOSTI

Renato Božič, univ. dipl. ekon, Banka Slovenije (članek izkazuje osebne poglede avtorja in ne stališč institucije, v kateri je avtor zaposlen)

Dr. Timotej Jagrič, Ekonomsko poslovna fakulteta Maribor, Univerza v Mariboru

UDK 336.6

JEL: G120, G140, C320

Povzetek

Večina modelov določanja cen dolgoročnih naložb je dovzetna za učinke časovnega spreminjanja pričakovanega donosa in tveganja. Pokaže se, da vključitev javnih informacij ublaži te učinke in omogoča dinamični vpogled v tveganju prilagojene mere učinkovitosti. V tej študiji ocenjujemo vpliv javnih informacij na mere učinkovitosti slovenskih vzajemnih skladov. Rezultati kažejo, da upravitelji v povprečju ne premagujejo trga, medtem ko vključitev javnih informacij zmanjša vrednosti alfa koeficientov in ima negativen učinek na koeficiente časovnega usklajevanja.

Glavne besede: vzajemni skladi; tveganju prilagojene mere učinkovitosti; pogojni CAPM

Abstract

Most capital asset pricing models are prone to biases due to time-varying expected returns and risk. It turns out that the inclusion of public information mitigates the variation and facilitates a dynamic insight into risk-adjusted performance measures. In this study the authors evaluate the impact of public information on the performance measures of Slovenian mutual funds. The results indicate that on average the fund managers cannot outperform the market, while the inclusion of public information results in lower conditional alpha coefficients and negatively impacts the market timing coefficients.

Key words: mutual funds; risk-adjusted performance measures; conditional CAPM

1 Uvod

Ena od težav klasičnih tveganju prilagojenih mer učinkovitosti vzajemnih skladov je nesposobnost obvladovanja dinamične razsežnosti donosa in tveganja. Jensen (1967) alfa, izražena kot razlika med povprečnim donosom sklada in povprečnim tveganju prilagojenim donosom trga, je izračunana »brezpogojno« ali brez upoštevanja možnosti, da se tveganje in donos spreminjata v skladu s spreminjanjem stanja v gospodarstvu. Težava je v verjetnosti, da se bo stanje v gospodarstvu spremenilo. Na primer, klasične mere učinkovitosti skladov, izračunane v obdobju splošne rasti cen premoženja, morebiti ne bodo posebej koristne v prihajajočem obdobju vsesplošnega padanja cen premoženja. S takimi vprašanji se ukvarjajo »pogojni« modeli, ki nasprotno obvladujejo časovno spreminjanje donosa in tveganja skladno z razmerami v gospodarstvu. Pri tem se razmere v gospodarstvu merijo s prevladujočimi spremenljivkami javnih informacij. Pogojna alfa, kot predlagajo Ferson in Schadt (1996) ter Ferson in Warther (1996) je razlika med povprečnim donosom sklada in povprečnim tveganju prilagojenim donosom trga, uravnanim z informacijami, ki simulirajo gibanje gospodarskega cikla.

V tem prispevku želimo z uporabo pogojnih in brezpogojnih modelov določanja cen dolgoročnih

naložb (angl. Capital Asset Pricing Model – CAPM) oceniti učinkovitost slovenskih vzajemnih skladov in ugotoviti, ali upraviteljem uspe doseči donos, višji od trga. Pri tem nas še posebej spodbuja, da je slovenski trg vzajemnih skladov pri empiričnem ocenjevanju modelov z vključenimi javnimi informacijami povsem neraziskan. Po trenutno dosegljivih podatkih je to prva študija pogojnih modelov za slovenske vzajemne sklade.

Razvoj pogojnih modelov izhaja iz pomislekov o pravilnosti klasičnih modelov zaradi spoznanj o časovni spremenljivosti donosa in tveganja. Dodatna razvojna motivacija najverjetneje izhaja iz številnih empiričnih ugotovitev, da upravitelji s svojimi strategijami ne premagujejo trga, saj dosegajo donos, nižji od trga. Take ugotovitve težko upravičijo ustanavljanje vzajemnih skladov v tako velikem številu in dejstvo, da lahko upravitelji svoje strategije kadar koli spremenijo in s tem morebiti dosežejo višjo upraviteljsko učinkovitost.

Ferson in Schadt (1996), na osnovi predhodnih del Shanken (1990) ter Chen in Knez (1996) dokazujeta pristranskost klasičnih modelov zaradi neupoštevanja spoznanj Fame in Schwerta (1977), Fame in Frencha (1988) ter Breana, Glostena in Jagannathena (1989) o relativno predvidljivi dinamiki donosa skladov glede na gibanje nekaterih finančnih in gospodarskih spremenljivk. Z upoštevanjem donosa od kratkoročnih

zakladnih menic, dividendnega donosa, terminske strukture obrestnih mer, razmika od donosa obveznic različnih bonitet in januarskega učinka ugotovita učinke izboljšanja tveganju prilagojenih mer učinkovitosti.

Pogojne modele smo ocenili z metodo najmanjših kvadratov (angl. Ordinary Least Square – OLS). Za javne informacije smo uporabili donos od kratkoročne nemške državne obveznice, terminsko strukturo obrestnih mer, izračunano kot razliko med donosom od dolgoročne in kratkoročne nemške državne obveznice in dividendni donos od največjih evropskih družb. Zaradi primerljivosti z nekaterimi študijami smo od sezonskih vplivov proučili le vpliv januarja. Za preverjanje modelov CAPM smo uporabili izhodiščni Sharpe-Lintnerjev model (1965) in kvadratni Treynor-Mazuyev model (1966).

Za proučitev vpliva javnih informacij na tveganju prilagojene mere učinkovitosti smo zajeli 26 slovenskih vzajemnih skladov v obdobju med januarjem 2005 in decembrom 2011. Mednarodna vpletenost skladov nas je spodbudila k izračunu lastnega indeksa trga (angl. market benchmark), medtem ko smo za netvegano obrestno mero uporabili donos trimesečnih zakladnih menic RS.

Ugotovili smo, da vključitev javnih informacij zmanjša vrednosti pogojnih alfa, kar pomeni dodatno nižji donos skladov v primerjavi z donosom trga. O evidenci nižjih pogojnih alfa nasproti brezpogojnim poročajo tudi Cortez in Silva (2002), Roy in Deb (2004), Bassler, Drobetz in Zimmermann (2007) ter Armanda in Cortez (2009).

Prispevek je strukturiran tako, da je v drugi točki kratek pregled literature s predstavitev ključnih ugotovitev predhodnih raziskovalcev. V naslednji točki prikazujemo metodološki okvir klasičnih in pogojnih modelov. V četrti točki opredelimo podatke s pregledom vzorca vzajemnih skladov, izbiro donosa trga in javnih informacij. V peti točki predstavimo rezultate ocenjenih modelov in učinke javnih informacij na tveganju prilagojene mere učinkovitosti. Nato so sklepne misli v šesti točki.

2 Pregled literature

V tekočem in preteklem desetletju so številni raziskovalci poskušali pojasniti učinek javno dostopnih informacij na tveganju prilagojene mere učinkovitosti, pri čemer izhodiščne ideje Fersona in Schadta (1996) ter Fersona in Wartherja (1996), da pogojni modeli nevtralizirajo učinke javnih informacij in kažejo višjo upravljavsko učinkovitost, niso uspeli zmeraj potrditi.

V tem smislu Christophersonu, Fersonu in Glassmanu (1998) ter Perssonu (1998) ni uspelo potrditi nikakršnih statistično utemeljenih razlik med pogojno in brezpogojno alfo. Nasprotno, Ferson in Schadt (1996), Ferson in Warther (1996), Chen in Knez (1996), Gallagher

in Jarneć (2002), Blake, Lehmann in Timmermann (2002), Ferson in Qian (2004) ter Otten in Bams (2004) zaradi povprečno višjih pogojnih alfa poročajo o izboljšanju učinkovitosti v pogojnih modelih.

Spet drugi, na primer Cortez in Silva (2002), Roy in Deb (2004), Bassler, Drobetz in Zimmermann (2007) ter Armanda in Cortez (2009) zaradi povprečno nižjih koeficientov alfa ocenjujejo zmanjšanje upravljske učinkovitosti v pogojnih modelih. Nekateri avtorji, kot so Basarrate in Rubio (1999) ter Bangassa (2000) sploh ne verjamejo v pravilnost izhodiščne ideje in dvomijo o superiornosti pogojnih modelov.

Kljub različnim rezultatom se zdi, da so ugotovitve o izboljšanju upravljske učinkovitosti v pogojnih modelih pogostejše v Združenih državah in Veliki Britaniji (Ferson in Schadt, 1996, Ferson in Warther, 1996, Chen in Knez, 1996, Otten in Bams, 2004) ter Avstraliji in Novi Zelandiji (Sawicki in Ong, 2000, Gallagher in Jarneć, 2002, Blake, Lehmann in Timmermann, 2002) in manj pogoste v nekaterih evropskih državah (Otten in Bams, 2002, Cortez in Silva, 2002, Bassler, Drobetz in Zimmermann, 2007, Armanda in Cortez, 2009). Hkrati so prispevki pogojnih modelov precej pogostejši v Združenih državah kot v Evropi, pri čemer so študije posameznih držav EU še posebej redke, rezultati pa različni.

Armanda in Cortez (2009) za 44 portugalskih delniških skladov poročata o splošno negativni ali nevtralni upravljski učinkovitosti, pri vključitvi javnih informacij pa opazita znake zmanjšanja pogojnih alfa. Nižje vrednosti povezujeta s pozitivno korelacijo med terminsko strukturo obrestnih mer in pogojno beto sklada. Do podobnih rezultatov na podlagi manjšega vzorca portugalskih delniških skladov prihajata tudi Cortez in Silva (2002). Nižje pogojne alfe za 50 nemških delniških skladov opažajo tudi Bassler, Drobetz in Zimmermann (2007), kot razlog navajajo pozitivni vpliv dividendnega donosa in terminske strukture nasproti negativnemu vplivu kratkoročne obrestne mere.

Nasprotno Ferruz, Nieves in Vergas (2008) za 225 španskih delniških skladov z razširjenim naborom spremenljivk javnih informacij (učinek januarja, učinek premoženja, realni donos obveznic in razmik od donosa obveznic različnih bonitet) ugotavljajo višje in zanesljivejše pogojne kot brezpogojne alfe. Ob podobnih spremenljivkah javnih informacij višje pogojne alfa za španski trg delniških skladov ocenjujejo tudi Furrez, Vergas in Sarto (2006). Evidenco višje upravljske učinkovitosti ob povprečno pozitivnem donosu skladov v pogojnih in brezpogojnih modelih za 26 finskih skladov nadalje potrjuje tudi Broman (2011).

Po nam znanih podatkih slovenska evidenca še ne razpolaga s študijami pogojnih modelov. Kljub temu je bila učinkovitost slovenskih skladov v preteklosti že

proučevana. Nekateri avtorji (Jagrič in drugi, 2004, Jagrič in drugi, 2007 in Božič, 2008) so uporabili enake klasične modele CAPM. Toda nobena slovenska študija ni uporabila modelov z vključenimi javnimi informacijami v smislu Fersona in Schadta (1996) ter Fersona in Wartherja (1996). Ta prispevek, ki proučuje 26 slovenskih vzajemnih skladov v obdobju sedmih let, temelji na predpostavki, da vključitev javnih informacij zagotavlja statistično zanesljivejše ocene in ustvarja učinek nevtralizacije. Ta učinek razumemo kot povečanje pogojnih alf pri podcenjenih klasičnih alfah in zmanjšanje pogojnih alf pri precenjenih klasičnih alfah.

3 Metodološki okvir

Koeficient alfa je eden pomembnejših klasičnih tveganju prilagojenih mer učinkovitosti in izhaja iz ugotovitev, starejših od treh desetletij. Jensen (1968) je proučeval možnost, da funkcija CAPM ne poteka skozi izhodišče dvorazsežnega koordinatnega prostora in pojasni superiornost (inferiornost) izbire premoženja ob statistično značilno pozitivnem (negativnem) koeficientu alfa. Superiornost pri tem pomeni, da upravljavci s svojimi strategijami in tehnikami uspejo prilagoditi portfelj sklada na način, ki omogoča dolgoročno premagovanje trga.

Koeficient alfa v modelu Sharpa (1964) in Lintnerja (1965) tehnično pomeni povprečno stopnjo donosa na enoto časa. Predpostavlja se, da je pričakovana vrednost presežnega donosa izbranega portfelja $R_{i,t}$ (razlika med donosom portfelja in netvegano obrestno mero $R_{f,t} - R_{f,t}$) pojasnjena s pričakovano premijo za tveganje, (β_i pomnožena s pričakovano vrednostjo presežnega donosa trga $R_{m,t}$ ali natančneje $R_{m,t} - R_{f,t}$) beta koeficientom, kar zapišemo:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Koeficient β_i meri premijo za tveganje i -tega vzajemnega sklada v proučevanem obdobju. V modelu se predpostavlja konstantnost koeficientov α_i in β_i .

Treynor in Mazuy (1966) odgovarjata na vprašanje, ali lahko upravljavci premoženja premagajo trg s prepoznavanjem premikov na trgu kapitala. Pravilna ocena gibanja trga omogoča pravilno reguliranje dela tržnega portfelja, kar se kaže kot povečanje (zmanjšanje) tistega dela tržnega portfelja, za katerega se pričakuje, da se bo tržna vrednost povečala (zmanjšala). Ob pogostejši pravilni (napačni) oceni gibanja trga bo funkcija CAPM vse bolj konkavne (konveksne) oblike. Ugotovitev o ukrivljanju krivulje CAPM ju pripelje do vključitve kvadratnega člena presežnega donosa $R_{m,t}^2$ v izhodiščni model (1). Koeficient časovnega usklajevanja γ_i v Treynor-Mazuyevem modelu:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \gamma_i R_{m,t}^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

meri sposobnost časovnega usklajevanja premoženja. Upravljavci odgovarjajo na znake pričakovanega donosa s prilagajanjem premije za tveganje. Kadar so prilagoditve učinkovite, se pričakuje pozitiven koeficient γ_i .

Ferson in Schadt (1996) ter Ferson in Warther (1996) ocenjujejo, da se donos in tveganje gibljeta relativno predvidljivo glede na gospodarski cikel. Za obvladovanje predvidljive dinamike donosa in tveganja predlagajo vključitev prevladujočih javnih informacij v klasične modele (1) in (2).

Vpliv javnih informacij smo vključili v Sharpe-Lintnerjev model in zapisali:

$$R_{p,t} = \alpha_p + \beta_p R_{m,t} + \delta_p (R_{m,t} \times Z_{t-1}) + \lambda_i D_{i,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (3)$$

$R_{p,t}$ in $R_{m,t}$ sta presežni donos portfelja in presežni donos trga v času t , α_p in β_p sta pogojni koeficient alfa in pogojni koeficienta beta. Z_{t-1} je vektor javnih informacij v času $t-1$, δ_p pa vektor koeficientov, ki merijo vpliv informacij na donos skladov in na spremembe pogojne bete. Zaradi primerljivost s preostalimi študijami smo od sezonskih vplivov vključili le januarski učinek. V ta namen smo oblikovali slamnato spremenljivko D_p , ki s koeficientom λ_i meri učinek januarja.

Vpliv javnih informacij in učinek januarja smo vključili tudi v Treynor-Mazuyev model in zapisali:

$$R_{p,t} = \alpha_p + \beta_p R_{m,t} + \gamma_p R_{m,t}^2 + \delta_i (R_{m,t} \times Z_{t-1}) + \lambda_i D_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

γ_p je pogojni koeficient časovnega usklajevanja. Zapis (3) in (4) je mogoče razlagati kot večfaktorski model CAPM.

4 Podatki

V analizi uporabljamo donose slovenskih vzajemnih skladov, ki ustrezajo izbranim omejitvam. Za kriterij izbire smo uporabili zadostnost števila opazovanj in primernost naložbene politike. Uporabili smo mesečni nominalni presežni donos, ki smo ga izračunali kot razliko med mesečnim donosom skladov in netvegano obrestno mero. Donos skladov pomeni spremembo vrednosti enot premoženja med zaporednimi meseci in ne vključuje provizij in obdavčitev. Vrednost enot premoženja je razmerje med čisto vrednostjo sredstev in številom enot premoženja v obtoku. Zaradi primerljivosti z začetnimi študijami pogojnih modelov smo za netvegano obrestno mero izbrali donos dolžniških državnih instrumentov najkrajše ročnosti. Ker državna zakladnica ne izdaja dolžniških instrumentov z ročnostjo enega meseca, smo se odločili za netvegano obrestno mero izbrati donos trimesečnih zakladnih menic. Menimo, da je donos domačih trimesečnih zakladnih menic kljub temu dober približek netvegane obrestne mere.

V obdobju med januarjem 2005 in decembrom 2011 smo zajeli donos 26-ih skladov z deležem domačih naložb, višjim od 10 %. Skladi s povprečno 79 opazovanj dosegajo povprečni mesečni presežni donos $-0,31$ %. Stacionarnost smo testirali z Dick-Fullerjevim (1979) testom in ugotovili, da so časovne serije za presežni mesečni donos stacionarne pri visoki stopnji zaupanja ($p < 0,000$). Opisno statistiko za mesečni presežni donos prikazujemo v tabeli 1.

Vzorec vsebuje le preživele sklade, kar lahko povzroča pristranskost pri sprejemanju sklepov o uspešnosti vseh skladov. Blake, Elton in Gruber (1993), Ayadi in Kryzanowski (2004), Romacho in Cortez (2006)

ocenjujejo, da je vpliv izključitve nepreživelih skladov zanemarljiv, medtem ko Blake in Timmermann (1998) ter Malkiel (1995) ugotavljajo, da je vpliv izključitve precejšen. Če je vpliv izključitve nepreživelih skladov pomemben, potem so rezultati v tem prispevku prej optimistični in mere učinkovitosti precenjene.

Za primerjavo skladov s trgov smo za trg oblikovali lasten indeks. K izračunu lastnega indeksa nas je spodbudila mednarodna vpletenost skladov. Kajti kljub izbranim skladom s slovenskimi portfeljskimi naložbami ostaja precejšen del tujih naložb. Za povečanje robustnosti indeksa smo izhajali iz analize naložbenega sloga skladov (angl. funds style analysis), katere ideja je izboljšanje

Tabela 1: Opisna statistika donosa skladov

Tabela prikazuje mesečni presežni donos pri različnem številu opazovanj (n) v obdobju med januarjem 2005 in decembrom 2011. Čista vrednost sredstev (ČVS), prikazana v 1000 EUR, je seštevek vseh naložb, zmanjšanih za obveznosti in rezervacije sklada. Jaraque-Berejev test (JB) s statistično značilnostjo (p) kaže primerljivost porazdelitve presežnih donosov skladov z normalno porazdelitvijo. ($\bar{R}$) je povprečni mesečni presežni donos in (σ) standardni odklon od povprečnega mesečnega donosa. Podatke za donos in ČVS smo dobili s spletne strani Vzajemci.

Ime sklada	ČVS*	$\bar{R}$	Maks.	Min.	σ	JB	p	n
Abančni Aktivni	7.348	-0,35	9,5	-16,7	4,2	27,6	0,00	84
Abančni Evropa	17.547	-0,13	8,7	-14,7	4,4	6,1	0,05	72
Abančni Mešani	5.185	-0,14	5,8	-12,7	3,1	38,0	0,00	84
Abančni Uravnoteženi	7.100	-0,03	6,0	-7,9	2,2	12,6	0,00	84
Alta Balkan	16.168	-1,10	12,5	-23,0	6,1	14,8	0,00	70
Alta Bond	19.391	0,17	3,0	-3,0	1,0	12,8	0,00	84
Alta Plus**	2.303	-0,47	12,7	-26,9	6,0	151,7	0,00	84
Ilirika Kombinacija	28.840	-0,24	9,3	-15,7	4,0	36,3	0,00	84
Infond Delniški	19.776	-0,20	9,0	-15,4	4,2	24,5	0,00	84
Infond Hrast	15.931	-0,24	6,5	-14,1	3,3	65,4	0,00	84
KD Balkan	20.062	-1,40	14,2	-27,5	6,8	21,7	0,00	70
KD Bond	8.854	-0,08	2,3	-2,6	0,8	16,6	0,00	84
KD Galileo	96.034	-0,52	11,9	-22,1	5,0	75,8	0,00	84
KD Trgi	24.986	0,22	20,9	-23,1	7,2	9,2	0,01	69
KD Rastko	37.068	-0,71	11,4	-22,3	5,3	40,2	0,00	84
NLB Slovenija	4.472	-0,95	22,7	-18,9	6,9	15,0	0,00	84
Probanka Alfa	28.248	-0,01	4,6	-7,9	2,3	14,0	0,00	84
Probanka Globalni	20.973	-0,40	6,5	-7,9	3,5	0,5	0,76	61
PSP Linija	49.083	0,00	11,1	-15,4	4,4	12,7	0,00	72
PSP Pika	2.524	-0,06	2,1	-2,5	0,8	11,8	0,00	84
PSP Živa	6.660	0,17	11,6	-18,7	5,0	32,2	0,00	84
Triglav Evropa	30.662	-0,15	8,4	-11,9	3,2	27,6	0,00	84
Triglav Balkan	12.584	-1,01	14,4	-21,8	3,4	34,2	0,18	62
Triglav Steber	289.761	-0,14	8,4	-10,8	4,1	6,2	0,05	78
Triglav Obvezniški	7.099	-0,02	2,2	-2,5	0,8	4,9	0,08	84
Triglav Renata	25.110	-0,16	5,3	-8,5	2,6	18,0	0,00	84
Skupaj	803.767	-0,31	9,3	-14,4	3,9	28,1	0,04	79

*Podatki so z dne 31. 12. 2011.

**Sklad je bil v avgustu 2011 preoblikovan, ČVS je z dne 30. 6. 2011.

primerjalne vrednosti indeksa trga. Da bi se oddaljili od problema napačne izbire indeksa, kot izhaja od Rolla (1978), Rolla in Rossa (1994) ter Grinblatta in Titmana (1994), smo podobno kot Carhart (1997) in Bessler, Drobetz ter Zimmermann (2007) uporabili kombinacijo različnih indeksov, zasnovano po geografsko naložbeni politiki.

Upravljalci izbranih skladov v povprečju vlagajo 50 % v Slovenijo, 22 % v ZDA, Nemčijo, Francijo in 28 % v druge dele sveta. Ker drugih delov sveta zaradi velike geografske razpršenosti nismo posebej upoštevali, smo njihove deleže porazdelili med prevladujoče trge (Slovenija, ZDA, Nemčija, Francija). Za slovenski trg smo uporabili indeks SBI, za trg ZDA povprečje indeksov Dow Jones, NASDAQ, Standard & Poors 500, za nemški trg indeks DAX in za francoski trg indeks CAC 40. Iz gibanja indeksov smo najprej izračunali mesečni donos, kot naravni logaritem od mesečnih sprememb vrednost, nato smo lasten indeks izračunali kot tehtano povprečje mesečnih sprememb donosov SBI20 (utež 0,70), Dow Jones (utež 0,04), NASDAQ (utež 0,04), Standard & Poors 500 (utež 0,04), DAX (utež 0,08) in CAC 40 (utež 0,08). Ključni razlog uporabe uteži je prizadevanje za izboljšanje primerjalne kakovosti lastnega indeksa. Menimo, da s tehtanjem prispevkov posameznih indeksov skladno s povprečno geografsko naložbeno strukturo skladov ustvarimo približek trga, ki bolje ustreza povprečni značilnosti skladov kot indeks SBI. Kot ugotavljajo Kent, Grinblatt, Titman in Wermers (1997), višja strukturna primerljivost naložb sklada s trgom prispeva k zanesljivejšim rezultatom, saj je povprečni delež variance od donosa skladov, ki je pojasnjen z donosom trga, večji, standardni odklon tveganju prilagojenih mer učinkovitosti pa manjši.

Za faktor trga smo uporabili presežni donos trga, izračunan kot razlika med mesečnim donosom lastnega indeksa in netvegano obrestno mero. Predpostavlja se, da upravljalci tak donos dosežejo brez aktivnih upravljaljskih strategij (angl. buy and hold). Časovna serija faktorja trga je stacionarna, saj testne τ -statistike presegajo kritične vrednosti pri visoki stopnji zaupanja ($p < 0,000$).

Za netvegano obrestno mero smo uporabili letni nominalni donos trimesečnih zakladnih menic RS. Letni donos smo z naravnim logaritmom prilagodili mesečni ravni. Zaradi nerednih izdaj zakladnih menic RS smo manjkajoče vrednosti v 37 % nadomestili z izračuni odsekoma linearne funkcije. Podatke o trimesečnih zakladnih menicah RS smo dobili na Ministrstvu za finance, podatke o donosih za posamezne borzne indekse pa pri Bloombergu.

Vključili smo javno dostopne informacije, ki so se v preteklih študijah pokazale kot pomembne pri pojasnjevanju učinkovitosti skladov. Oblikovali smo te spremenljivke javnih informacij: zahtevan donos od

trimesečne nemške državne obveznice (GETB1 Index), terminsko strukturo obrestnih mer, izračunano kot razlika med donosom od 10-letne nemške državne obveznice (GDBR10 Index) ter donosom od trimesečne nemške državne obveznice (GETB1 Index) in dividendni donos od največjih evropskih družb (SX5E Index). Izbrane spremenljivke so obravnavale mnoge do zdaj opravljene študije. Vrednosti izbranih spremenljivk smo z naravnim logaritmom prilagodili mesečni ravni in predpostavili vpliv javnih informacij iz preteklega obdobja na donos trga v tekočem obdobju. Vsako javno spremenljivko iz predhodnega obdobja Z_{t-1} smo prilagodili donosu trga v tekočem obdobju $R_{m,t}$.

Za vektor spremenljivk javnih informacij Z_{it} smo preverili njihovo medsebojno korelacijo in ugotovili obstoj negativne korelacije (korelacijski koeficient $-0,94$) med trimesečno nemško državno obveznico in terminsko strukturo obrestnih mer. Za časovne serije javnih spremenljivk Z_{it} smo preverili stacionarnost, vendar nam je ni uspelo potrditi. Nestacionarnost smo odpravili z izračunom prve difference ΔZ_{it} , kajti v teh primerih so se testne vrednosti τ -statistike močno povečale in presegle kritične vrednosti pri visoki stopnji zaupanja ($p < 0,000$). Na prilagojenih podatkih ΔZ_{it} smo ponovno testirali korelacijo in ugotovili nižjo negativno korelacijo (korelacijski koeficient $-0,36$) med trimesečno nemško državno obveznico in terminsko strukturo obrestnih mer.

5 Rezultati

V prispevku smo z metodo najmanjših kvadratov ocenili vpliv javnih informacij v Sharpe-Lintnerjevem in Treynor-Mazuyevem modelu za 26 slovenskih vzajemnih skladov v obdobju med januarjem 2005 in decembrom 2011. Za javne informacije smo uporabili donos trimesečne nemške državne obveznice, terminsko strukturo obrestnih mer in dividendni donos. Januarski učinek smo merili s slamnato spremenljivko. Mere učinkovitosti smo najprej razdelili v skupine, glede na statistično značilnost in funkcijsko odvisnost. Nadalje smo preverili njihove povprečne vrednosti za celotno obdobje in za dve podobdobji, ki smo ju oblikovali v skladu z gospodarskim ciklom na obdobje stabilnega in obdobje nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti. Končno smo proučili, kakšen vpliv ima vključitev javnih informacij na velikost in statistično zanesljivost koeficientov alfa.

Ugotovili smo, da ima donos od državne obveznice in dividendni donos v primerjavi s terminsko strukturo in januarskim učinkom statistično značilen vpliv na presežni donos skladov (tabela 2). Donos obveznice je značilen pri 13 od 26 skladih v Sharpe-Lintnerjevem modelu in pri štirih od 26 skladov v Treynor-Mazuyevem modelu, medtem ko je vpliv dividendnega donosa značilen pri 11 od 26 skladov v Sharpe-Lintnerjevem modelu in pri 25 od 26 skladov v Treynor-Mazuyevem

modelu. Učinek januarja in terminska struktura obrestnih mer se kaže kot statistično manj značilni pojasnjevalni spremenljivki. Ugotovitve o statistično značilnem vplivu državne obveznice in dividendnega donosa so skladne z ugotovitvami Fersona in Wartherja (1996), Sawickega in Onga (2000) ter Armande in Corteza (2009).

Koeficient državne obveznice je pozitiven, koeficient dividendnega donosa pa negativen, kar je skladno z izhodiščnimi ugotovitvami Fersona in Wartherja (1996). Ker je visok dividendni donos pozitiven indikator trga (Fama in Schwert, 1977, Ferson, 1989, ter Breen, Glosten in Jagannathan, 1989), visok donos kratkoročne obveznice pa negativen (Fama in French, 1988, ter Campbell in Shiller, 1988), predznak koeficientov nakazuje negativno korelacijo med pogojno beto in donosom trga. Negativna korelacija lahko pomeni, da upravljalci povečujejo delež tržne izpostavljenosti premoženja ob nizkem donosu trga in zmanjšujejo izpostavljenost ob visokem donosu. Tako upravljanje ni racionalno, vendar zanj obstajata vsaj dva razloga. Prvič, beta niha s tveganjem trga tudi brez aktivnih prilagoditev premoženja. Drugič, beta se spreminja zaradi sprememb tržne izpostavljenosti, ki izhajajo iz tokov denarja v sklad. Dokler nov pritok denarja ni izravnal s povečanjem tržne izpostavljenosti, bo beta težila k zmanjšanju. Kot izhaja po Wartherju (1995), pričakovanja o visokem donosu trga povečajo pritok denarja in zmanjšajo beto sklada.

Vse skupine modelov kažejo nizko statistično značilnost koeficientov alfa. Pri zadovoljivi stopnji zaupanja le 1 od 26 skladov kaže negativno vrednost v klasičnem Sharpe-Linterjevem modelu in 1 od 26 skladov pozitivno vrednost v klasičnem Treynor-Mazuyevem modelu. V pogojnih modelih se število statistično značilnih negativnih alf poveča na 2 od 26 skladov v Sharpe-Linterjevem modelu, medtem ko se v Treynor-Mazuyevem modelu število značilnih alf zmanjša na nič. Do podobnih ugotovitev prihajata Sawicki in Ong (2000), ki ocenjujeta negativne vrednosti koeficientov alfa pri enaki stopnji zaupanja pri 2 od 97 skladov in pozitivne pri 9 od 97 skladov, medtem ko se pri pogojnih modelih vrednost pozitivnih koeficientov alfa poveča na 11 od 97 skladov, število negativnih koeficientov alfa pa ostane nespremenjeno.

Koeficient časovnega usklajevanja kaže predvsem negativne vrednosti in je statistično značilen pri 14 od 26 skladov v klasičnih modelih in v nobenem primeru v pogojnih modelih. Negativne vrednosti nakazujejo prilagajanja portfeljev spremembam trga sistematično v napačno smer. O močnem zmanjšanju števila značilnih koeficientov gama poročata tudi Sawicki in Ong (2000), ki ocenjujeta statistično značilnost koeficientov gama pri 42 od 97 skladov, medtem ko v modelih z vključenimi javnimi informacijami pri 15 od 97 skladov. Grant (1977), Jagannathan in Korajczyk (1986) ter Coggin (1993) pojasnjujejo povezavo med pozitivnimi koeficienti alfa in negativnimi koeficienti gama z možnostjo napačne specifikacije modela. Evidenčno simptomatiko smo

zasledili tudi v našem prispevku, vendar le v enem primeru.

Ocene vseh modelov kažejo visoko statistično značilnost koeficientov beta (v večini primerov je p -vrednost nižja od 0,001), ki so razvrščeni v pričakovane razrede s pozitivnim predznakom, kar potrjuje pozitivno odvisnost med donosom skladov in višino prevzetega tveganja.

Ugotovili smo močnejši vpliv državne obveznice in dividendnega donosa ter šibkejši in statistično manj zanesljiv vpliv terminske strukture in januarskega učinka (tabela 3). Statistično značilen pozitiven vpliv državne obveznice in negativen vpliv dividendnega donosa sta skladna z ugotovitvami Fersona in Wartherja (1996) ter Fersona in Schadta (1996). V primerjavi s Fersonom in Wartherjem (1996) opažamo močnejši vpliv državne obveznice in šibkejši vpliv dividendnega donosa.

Rezultati nakazujejo nizko upravljavsko učinkovitost, saj je dosežen donos prej nižji kot višji od donosa trga (mesečno je za 0,20 % nižji, oziroma za 0,18 % višji v klasičnem Sharpe-Lintnerjevem oziroma Treynor-Mazuyevem modelu). Ob tem vzorec vključuje le preživele sklade, donos pa ne vključuje stroškov provizij in obdavčitev, kar lahko povzroča precenjenost tveganju prilagojenih mer učinkovitosti. Negativna ali nevtralna upravljavska učinkovitost je pogost rezultat študij klasičnih modelov (Jensen, 1968, Gruber, 1996, Blake in Timmerman, 1998, ter Blake, Lehmann in Timmerman, 1999).

Pogojni modeli nakazujejo dodatno nižjo upravljavsko učinkovitost in zdi se, da vključitev javnih informacij zmanjšuje vrednost koeficientov alfa. Evidenca nižjih pogojnih alf je skladna z ugotovitvami Corteza in Silve (2002), Roya in Deba (2004), Basslerja, Drobetza in Zimmermanna (2007) ter Armande in Corteza (2009) in nasprotna ugotovitvam Fersona in Schadta (1996), Fersona in Wartherja (1996), Chena in Kneza (1996), Beckerja in drugih (1999), Sawickega in Onga (2000), Gallagherja in Jarnecica (2002), Blaka, Lehmann in Zimmermanna (2002) ter Ottina in Bamsa (2004).

Preseneča nas ugotovitev, da so kljub pozitivnemu vplivu obveznice in negativnemu vplivu dividendnega donosa pogojne alfe nižje od brezpogojnih. Ker nizek donos obveznice in visok dividendni donos običajno povezujemo z obdobjem splošne rasti cen premoženja, se zdi, da se tveganje skladov povečuje (zmanjšuje), ko se pričakovan donos zmanjšuje (povečuje). Beta sklada je torej negativno povezana z donosom trga, povprečni presežni donos skladov pa nižji od tveganju prilagojenega donosa trga oziroma koeficient alfa je negativen. Ker pogojni modeli predpostavljajo, da vključitev javnih informacij obvladuje vpliv skupnih variacij med beto sklada in donosom trga bi pričakovali učinek nevtralizacije v smeri povečanja pogojnih koeficientov alfa. Znaki nižjih povprečnih vrednosti pogojnih alf ob nakazani negativni korelaciji med pogojno beto in

Tabela 2: Porazdelitve statistične značilnosti tveganju prilagojenih mer učinkovitosti

Skladi so razvrščeni v štiri skupine glede na statistično značilnost in funkcijsko odvisnost. Vsaka različica je prikazana pri stopnji zaupanja 0,05 in 0,10. Koeficient α pomeni kakovost upravljaljskih strategij, koeficient β meri tveganost sklada glede na tveganost trga, koeficient γ meri sposobnost časovnega prilagajanja portfelja, koeficient λ meri januarski učinek. Za spremenljivke javnih informacij smo uporabili donos od trimesečne nemške državne obveznice (δ_1), terminsko strukturo obrestnih mer (δ_2), izračunano kot razliko med donosom od 10-letne nemške državne obveznice ter donosom od trimesečne nemške državne obveznice in dividendni donos (δ_3) od največjih evropskih družb.

Skupina\model	Klasičen			Pogojna različica						
	α	β	γ	α	β	γ	δ_1	δ_2	δ_3	λ
Koeficienti										
Sharpe-Lintner **										
Signifikantno – pozitivno	0	26	–	0	26	–	13	0	0	5
Signifikantno – negativno	1	0	–	2	0	–	0	0	11	0
Nesignifikantno – pozitivno	7	0	–	4	0	–	13	18	1	20
Nesignifikantno – negativno	18	0	–	20	0	–	0	8	14	1
Skupaj	26	26	–	26	26	–	26	26	26	26
Treynor-Mazuy **										
Signifikantno – pozitivno	1	26	0	0	26	0	4	1	0	1
Signifikantno – negativno	0	0	14	0	0	0	0	0	25	1
Nesignifikantno – pozitivno	20	0	1	6	0	13	22	18	1	24
Nesignifikantno – negativno	5	0	11	20	0	13	0	7	0	0
Skupaj	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26
Sharpe-Lintner ***										
Signifikantno – pozitivno	1	26	–	0	26	–	17	1	0	9
Signifikantno – negativno	1	0	–	3	0	–	0	0	14	0
Nesignifikantno – pozitivno	6	0	–	4	0	–	9	17	1	16
Nesignifikantno – negativno	18	0	–	19	0	–	0	8	11	1
Skupaj	26	26	–	26	26	–	26	26	26	26
Treynor-Mazuy ***										
Signifikantno – pozitivno	1	26	0	0	26	0	9	1	0	1
Signifikantno – negativno	0	0	16	1	0	0	0	0	25	1
Nesignifikantno – pozitivno	20	0	1	6	0	13	17	18	1	24
Nesignifikantno – negativno	5	0	9	19	0	13	0	7	0	0
Skupaj	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26

* Stopnja zaupanja je nižja kot 0,05.
** Stopnja zaupanja je nižja kot 0,10.

pričakovanim donosom trga so nasprotni ugotovitvam Fersona in Schadta (1996), Fersona in Wartherja (1996).

Koeficient časovnega usklajevanja je kljub svoji majhnosti pomemben pokazatelj sposobnosti prilagajanja portfeljskih naložb spremenjenim razmeram na trgu. V klasični različici pri povprečno zadovoljivi statistični značilnosti koeficient gama dosega skupno povprečno vrednost –0,016; medtem ko se z vključitvijo pogojnih informacij povprečna vrednost koeficienta gama poveča na –0,004; vendar se absolutna vrednost t -statistike zmanjša. Negativne vrednosti koeficientov časovnega usklajevanja lahko pomenijo, da portfeljske prilagoditve ne ustrezajo spremenjenim razmeram na

trgu. Znižanje števila negativnih koeficientov gama ob nižji vrednosti t -statistike v modelih z vključenimi javnimi informacijami so skladne z ugotovitvami Sawickega in Onga (2000), Fersona in Schadta (1996) ter Fersona in Wartherja (1966).

Povprečne vrednosti sistematičnega tveganja se pri visokih vrednostih t -statistike gibljejo med 0,50 in 0,57, kar kaže konzervativnost pri upravljanju premoženja, saj je tveganje skladov skoraj za polovico nižje od tveganja trga. S prehodom iz stabilnega v nestabilno obdobje gospodarske aktivnosti se sistematično tveganje v vseh različicah modelov zniža, pri čemer je znižanje nekoliko občutnejše pri Sharpe-Lintnerjevem modelu.

Tabela 3: Povprečne vrednosti tveganju prilagojenih mer učinkovitosti

Prikazujemo povprečne vrednosti ocen izbranih modelov v celotnem obdobju Q in v podobdobjih Q 1 in Q 2. Podobdobja smo oblikovali v skladu s predpostavko o stabilnem gibanju gospodarske aktivnosti do avgusta 2008 in o nestabilnem gibanju gospodarske aktivnosti od avgusta 2008 naprej. Obdobje Q 1 je sestavljeno iz 44 opazovanj, obdobje Q 2 pa iz 40 opazovanj. Povprečna vrednost koeficienta alfa ($\bar{\alpha}$) meri povprečni mesečni donos, ki presega netvegano obrestno mero. Povprečna vrednost koeficienta beta ($\bar{\beta}$) meri pripadajoče povprečno sistematično tveganje. Povprečni koeficient gama ($\bar{\gamma}$) kaže na povprečno mesečno sposobnost časovnega prilagajanja portfelja. Pogojni modeli vključujejo povprečni vpliv gibanja: donosa od trimesečne nemške državne obveznice ($\bar{\delta}_1$), terminske strukture obrestnih mer ($\bar{\delta}_2$), dividendnega donosa od največjih evropskih družb ($\bar{\delta}_3$) in januarskega učinka ($\bar{\lambda}$). Povprečni koeficient determinacije je označen z $\bar{R}^2$. Tveganju prilagojenim meram smo dodali pripadajočo povprečno vrednost t-statistike.

Obdobje\model	Klasična različila						
	$\bar{\alpha}$	t	$\bar{\beta}$	t	$\bar{\gamma}^*$	t	$\bar{R}^2$
Q							
Sharpe-Lintner	-0,20	-0,44	0,57	9,01	-	-	0,49
Treynor-Mazuy	0,18	0,56	0,50	7,33	-1,58	-1,85	0,51
Q1							
Sharpe-Lintner	0,42	0,79	0,70	5,08	-	-	0,39
Treynor-Mazuy	0,58	1,15	0,62	3,43	-2,45	-0,98	0,41
Q2							
Sharpe-Lintner	-0,73	-1,48	0,54	7,38	-	-	0,58
Treynor-Mazuy	-0,28	-0,42	0,49	6,36	-0,01	-1,19	0,61

Obdobje\model	Pogojna različila														
	$\bar{\alpha}$	t	$\bar{\beta}$	t	$\bar{\gamma}^*$	t	$\bar{\delta}_1$	t	$\bar{\delta}_2$	t	$\bar{\delta}_3$	t	$\bar{\lambda}$	t	$\bar{R}^2$
Q															
Sharpe-Lintner	-0,23	-0,61	0,55	7,39	-	-	29,79	1,93	3,60	0,37	-12,62	-1,80	1,68	1,44	0,56
Treynor-Mazuy	-0,22	-0,44	0,55	6,93	-0,04	-0,44	32,10	1,37	4,17	0,73	-13,83	-1,52	1,66	1,66	0,56
Q1															
Sharpe-Lintner	0,20	0,17	0,70	5,79	-	-	73,09	2,39	45,66	0,69	-30,48	-1,69	2,85	0,91	0,48
Treynor-Mazuy	0,26	0,39	0,69	3,58	-0,63	-0,46	70,75	1,42	42,06	0,68	-28,92	-1,12	1,41	0,95	0,50
Q2															
Sharpe-Lintner	-0,64	-1,41	0,52	6,78	-	-	14,94	1,06	3,39	0,42	-12,47	-1,76	2,06	1,35	0,66
Treynor-Mazuy	-0,86	-1,40	0,55	6,39	0,47	0,29	24,99	0,96	2,43	0,28	-13,75	-1,91	2,38	1,40	0,68

* Zaradi majhnosti smo vrednosti povečali za faktor 100.

Nižje vrednosti sistematičnega tveganja v obdobju nestabilnega gibanja gospodarske aktivnosti kažejo nižje variabilnosti donosa skladov glede na variabilnost donosa trga.

Vrednosti determinacijskih koeficientov so primerno visoke in kažejo zadovoljivo pojasnjenost donosa skladov s pojasnjevalnimi spremenljivkami. Z vključitvijo javnih informacij se vrednosti nekoliko povečajo v celotnem obdobju in podobdobju Q 1 in Q 2.

6 Sklep

Eden novejših prispevkov o ocenjevanju učinkovitosti portfeljskih naložb je uporaba modelov, ki ocenjujejo vpliv javno dostopnih informacij na donos skladov v času

oblikovanja donosa. V tekočem in preteklem desetletju smo bili priča mnogim študijam pogojnih modelov za posamezne trge skladov po svetu. Slovenski trg je pri empiričnem ocenjevanju modelov z vključenimi javnimi informacijami povsem neraziskan. Po nam znanih podatkih je to prva študija, ki proučuje klasične in pogojne modele za trg slovenskih vzajemnih skladov.

V prispevku smo vpliv javnih informacij ocenili s Sharpe-Lintnerjevim in Treynor-Mazuyevim modelom. Za donos trga smo oblikovali lastni indeks in za netvegano obrestno mero izbrali donos trimesečnih državnih zakladnih menic RS. Vpliv javnih informacij smo merili z donosom od kratkoročnih državnih obveznic, terminsko strukturo obrestnih mer, dividendnim donosom in januarskim učinkom.

Rezultati študije nakazujejo negativno ali nevtrarno upravljavsko učinkovitost, medtem ko vključitev javnih informacij povzroča težnjo znižanja koeficientov alfa. Primerjava kakovosti upravljaljskih strategij med stabilnim in nestabilnim gibanjem gospodarske aktivnosti kaže, da se je sistematično tveganje po avgustu 2008 zmanjšalo. Nižja vrednost sistematičnega tveganja kaže nižje variabilnosti donosa premoženja glede na variabilnost donosa trga. Ob tem nižja vrednost koeficientov alfa v drugem obdobju nakazuje, da je dosežen donos dodatno nižji od donosa, ki bi ga bilo mogoče doseči pri danem tveganju.

Rezultati so skladni z ugotovitvami zmerne različice teorije učinkovitega trga, po kateri tržno premoženje v trenutku nastanka vrednosti že vsebuje vse dostopne javne informacije, kar onemogoča nadaljnjo ekonomsko korist s splošno dosegljivimi informacijami. Sklepamo, da razlog za ustanavljanje vzajemnih skladov v tako velikem številu ni v visoki kakovosti upravljaljskih strategij, temveč predvsem v ekonomiji obsega, ki omogoča nižje transakcijske stroške na enoto premoženja.

Kljub temu da je učinkovitost skladov predvsem odvisna od lastnosti upravljalcev, nanjo pomembno vplivata tudi konkurenčnost in učinkovitost okolja. Zato bi lahko nosilci ekonomske politike delovali v smeri povečevanja zanimivosti trga. Slovenske sklade v primerjavi s številnimi tujimi obvladujejo predvsem banke, ki poskušajo zadržati varčevalce tudi med splošno rastjo cen premoženja, ko depoziti postanejo manj zanimiva oblika varčevanja. Z zmanjšanjem ovir bi bilo mogoče privabiti več tujih ponudnikov vzajemnih skladov, kar bi verjetno pozitivno vplivalo tudi na celoten finančni sistem.

V prihodnjih delih bi bilo zanimivo slovenske sklade razvrstitiv skupines podobnimizloženimiznačilnostmi in proučiti njihovo učinkovitost na ravni skupin skladov. Koristno bi bilo preveriti tudi vpliv uporabe različno izračunanih indeksov trga ter alternativnih ekonometričnih metod za oceno parametrov modelov.

Literatura in viri

- Admanti, A. R., Sudipto, B., Ross, A. S., & Paul, P. (1986). On timing and selectivity. *Journal of Finance* 41, 715–730.
- Admati, A. R., & Ross, A. S. (1985). Measuring investment performance in a rational expectations equilibrium model. *Journal of Business* 58, 1–26.
- Admati, A. R., & Ross, A. S. (1985). Measuring investment performance in a rational expectations equilibrium model. *Journal of Business*.
- Agudo, L., Vargas, M. M., & Sarto, J. L. (2006). Evaluation of performance and conditional information: the case of Spanish mutual funds. *Applied Financial Economics*, 803–817.
- Armanda, L., & Cortez, M. (2009). Conditioning information in mutual fund performance evaluation: Portuguese evidence. *The European Journal of Finance*, 15. zvezek, 585–605.
- Ayadi, M., & Kryzanowski, L. (2004). Performance of Canadian fixed-income mutual funds. *Paper presented at the Portuguese Finance Network (PFN) Meeting*, 15.–16. julij in Lizbona, Portugalska..
- Bangassa, K. (2000). Conditional performance evaluation: empirical evidence from UK investment trust. *Working Paper 200_21, University of Liverpool; Department of Economics and Accounting, Liverpool*.
- Bassarrate, B., & Rubio, G. (1999). Nonsimultaneous Prices and Evaluation of Managed Portfolios in Spain. *Applied Financial Economics*, 273–281.
- Bassler, W., W. D., & Zimmermann, H. (2007). Conditional performance evaluation for German mutual equity funds. *European Financial Management Association (EFFMA) Meeting*.
- Bauer, R., Otten, R., & Rad, A. T. (2006). New Zealand mutual funds: Measuring performance and persistence in performance. *Accounting and Finance*, 1–17.
- Becker, C., Ferson, W., Myers, D. H., & Schill, M. J. (1999). Conditional market timing with benchmark investor. *Journal of Financial Economics*, 52. zvezek, 119–148.
- Blake, C., Elton, E. &, & Gruber. (1993). The performance of bond mutual funds. *Journal of Business*, 66. zvezek, 371–403.
- Blake, D., & Timmermann, A. (1998). Mutual funds performance: Evidence of UK. *European Finance Review*, 2. zvezek, 57–77.
- Blake, D., Lehmann, B., & Timmerman, A. (1999). Asset allocation dynamics and pension fund performance. *Journal of Business*, 72. zvezek, 429–461.
- Blake, D., Lehmann, B., & Timmermann, A. (2002). Performance clustering and incentives in UK pension fund industry. *Journal of Asset Management* 3, 173–194.
- Božič, R. (2008). Empirical Testing of CAPM – An Example of Selected Slovenian Mutual Funds. *Diplomsko delo, Ekonomsko-poslovna fakulteta Maribor*, 1–71.
- Breen, W., R., G. L., & Jagannathan, R. (1989). Economic significance of predictable variation in stock index returns. *Journal of Finance*, 44. zvezek, 1177–1190.

- Broman, M. S. (2011). Evaluating of Performance of Finnish Mutual Funds using a Conditional CAPM. *Schulich School of Business*, 1–34.
- Campbell, J. Y., & J., S. R. (1988). The Dividend Price Ratio and Expectation of Future Dividends and Discount Factor. *Review of Financial Studies*, 5. zvezek, 195–228.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Jurnal of Finance*, 57–82.
- Chen, Z., & Knez, P. (1996). Portfolio performance measurement: theory and empirical results. *Unpublished working paper, University of Washington*.
- Christopherson, J. A., Ferson, W. E., & Glassman, D. A. (1998). Conditioning manager alpha on economic information: another look at the persistence. *Review of Financial Studies*, 11. zvezek, 111–141.
- Coggin, D., Fabozzi, F., & Rahman, S. (1993). The investment performance of U. S. equity pension fund managers. *Jurnal of Finance*, 48. zvezek, 1039–1056.
- Cortez, M. C., & Silva, F. (2002). Conditioning information on portfolio performance evaluation: a reexamination of performance persistence in the Portuguese mutual fund market. *Finance of India*, 16. zvezek, 1393–1408.
- Cumby, R., & Glen, J. (1990). Evaluating the performance of international mutual funds. *Jurnal of Finance*, 45. zvezek, 497–521.
- Fama, E. F. (1977). Asset returns and inflation. *Jurnal of Financial Economics*, 5. zvezek, 115–146.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Jurnal of Finance* 25. zvezek, 383–417.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *Jourar of Business*, 38. zvezek, 34–105.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *The Jurnal of Political Economy*, 96. zvezek, 246–273.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Jurnal of Economic Perspectives*, 18. zvezek, 25–45.
- Ferruz, L., Nievas, J., & Vergas, M. (2008). Do Spanish mutual fund managets use public and private information correctly? Use of information in mutual fund management. *Applied Financial Economics*, 1319–1331.
- Ferson, W. F. (1989). Changes in Expected Security Returns, Risk and Level of interest Rates. *Jurnal of Finance* 44, 1191–1217.
- Ferson, W., & M., Q. (2004). Conditional performance evaluation revisited. *Research Foundation Monograph of the CFA Institute*, 84. zvezek.
- Ferson, W., & R., S. (1996). Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. *Jurnal of Finance*, 51. zvezek, 425–461.
- Ferson, W., & V, W. (1996). Evaluating fund performance in a dynamic market. *Financial Analysts Jurnal* 52, 20–28.
- Franch, C. W. (2003). The Treynor Capital Asset Pricing Model. *Jurnal of Investment Manegement*, 1. zvezek, 60–62.
- Gallagher, D., & Jarnecic, E. (2002). The Performance of Active Australian Bond Funds. *Australian Jurnal Of Management*, 27. zvezek, 163–185.
- Grant, D. (1977). Portfolio performance and the »cost« of timing decision . *Jurnal of Finance*, 32. zvezek, 837–846.
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1994). A study of monthly fund returns and performance evaluation techniques. *Jurnal of Financial and Quantitative Analysis* 29, 419–444.
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1988). The evaluation of mutual fund performance: an analysis of monthly returns. *University of California, Los Angeles*.
- Gruber, M. (1996). Another puzzle: the growth in actively managed mutual funds. *Jurnal of Finance*, 783–810.
- Ippolito, R. (1984). Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance 1965–1984. *Quarterly Journal of Economics*, 1–23.
- Jagannathan, R., & Korajczyk, R. (1986). Assessing the market timig performance of anaged portfolios. *Jurnal of Business*, 59. zvezek, 217–236.
- Jagrič, T., Podobnik, B., Strašek, S., & Jagrič, V. (2007). Risk-Adjusted performance of mutual funds: Some test. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 5. zvezek, 234–244.
- Jagrič, T., Strašek, S., Kolanovič, M., & Podobnik, B. (2004). The performance of Slovenian mutual funds. *Slovene studies*, 26. zvezek, 81–92.
- Jensen, M. (1967). The Performance of Mutual Funds In Period 1945–1964. *Harvard Bussiness School*, 23. zvezek, 389–416.
- Kent, D., Grinblatt, M., & Wermers, R. (1997). Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks. *The Jurnal of Finace* 3, 1035–1058.
- Lintner, J. (1965 a). Security prices, Risk, and Maximal

- Gains from Diversification. *Jurnal of Finace*, 20. zvezek, 587–616.
- Lintner, J. (1965b). Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47. zvezek, 13–37.
- Malkiel, B. (1995). Return from investing in equity mutual funds 1971 to 1991. *Jurnal of Finance*, 549–572.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Jurnal of Finance*, 7. zvezek, 77–91.
- McDonald, J. G. (1973). Objectives and performance of Mutual Funds, 1960–1969. *The Jurnal of Financial and Quantitative Analysis*, 1–19.
- McDonald, J. G. (1974). Objectives and performance of Mutual Funds, 1960–1969. *The Jurnal of Financial and Quantitative Analysis*, 18.
- Otten, R., & Bams, D. (2002). European mutual fund performance. *European Financial Management*, 8. zvezek, 75–101.
- Otten, R., & Bams, D. (2004). How to measure mutual fund performance: Economic versus Statistical relevance. *Jurnal of Accounting and Finance* 44, 203–222.
- Persson, M. (1998). Performance of Swedish mutual funds. *Report from the personal finance family business research program; School of Economics and Management, Lund University*.
- Roll, R. (1978). Ambiguity when Performance is Measured by the Securities Market Line. *Jurnal of Finance*, 33. zvezek, 1051–1069.
- Roll, R., & Ross, S. (1994). Cross-sectional relation between expected return and betas. *Jurnal of Finance*, 49. zvezek, 101–121.
- Romacho, J., & Cortez, M. (2006). *Research in Internatioal Business and Finance*, 20. zvezek, 348–368.
- Roy, B., & Deb, S. S. (2004). Conditional alpha and performance persistence for indian mutual fund: empirical evidence. *ICFAI Jurnal of Applied Finance*, januar, 30–48.
- Sawicki, J., & Ong, F. (2000). Evaluating managed fund performance using conditional measures: Australian evidence. *Pacifiv-Basian Finance Jurnal*, 8. zvezek, 505–528.
- Sawicki, J., & Ong, F. (2000). Investors response to the performance of profesional fund managers: Evidence fom the Australian wholesale funds market. *Australian Jurnal of Management*, 25. zvezek, 47–66.
- Shanken, J. (1990). Intertempolar asset pricing: An empirical investigation. *Jurnal of Econometrics*, 99–120.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under condition of risk. *Jurnal of Finance* 19, 425–442.
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual Fund Performance. *The Jurnal of Business*, 39. zvezek, 119–138.
- Silva, F., Cortez, M., & Armanda, M. (2003). Bond Return Predictability: An Investigation for European Market. *Working Paper, University of Minho, School of Management*.
- Silva, F., Cortez, M., & Armanda, M. (2003). Coditioning Information and European Bond Fund Performance. *European Financial Management*, 201–230.
- Silva, F., Cortez, M., & Armanda, M. (2004). The Persistence of European Bond Fund Performance: Does Conditioning Information Matter. *Working Paper, University of Minho, School of Management*, 1–37.
- Silva, F., Cortez, M., & Armanda, M. (2004). The Persistence of European Bond Fund Performance: Does Conditioning Information Matter. *Working Paper, University of Minho, School of Management*, 37.
- Treynor, J. L. (1966). How to Rate Management of Investment Funds. *Harward Bussiness Review*, 43. zvezek, 131–136.
- Treynor, L. J., & Mazuy, K. (1966). Can Mutual Funds Outguess the Market? *Harvard Business Review* 44, 131–136.
- Warther, V. (1995). Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns. *Jurnal of financial Economics*, 39. zvezek, 209–236.