



קרנות נאמנות בישראל: שיעורי תשואה וסיכון

בני לאוטרבך ורון ברק

המחקר בוחן את ביצועי כל קרנות הנאמנות הגמישות והמנייתיות, שהיו קיימות בישראל בסוף 1989, לאורך התקופה 1990-1996. מדדי הביצוע הקלסיים (מדד שארפ ומדד ג'נסן), כמו גם מדדי ביצוע משוכללים יותר (המתחשבים בגורמי סיכון רבים יותר ובפעילויות התזמון של הקרנות), מצביעים על כך שלקרנות הנאמנות בישראל **תשואת חסר** של כ-3% לשנה. מחקרים בארצות-הברית מדווחים על תשואת חסר ממוצעת של 1.5% עד 3% גם בקרנות הנאמנות האמריקניות, כך שניתן לטעון שבהשוואה בינלאומית הביצוע של קרנות נאמנות בישראל אופייני ואיננו חריג. תשואת החסר של הקרנות מוסברת על-ידי דמי הניהול (בגובה 2%-3% לשנה) הנגבים מטעם הקרנות, כך שברוטו (לפני ניכוי דמי הניהול) קרנות נאמנות בישראל משיגות בממוצע תשואה הוגנת ההולמת את הסיכון שנוטלות הקרנות.

תופעה מעניינת שנצפתה קשורה להתמדה בביצוע של קרנות הנאמנות. כמו בארצות-הברית, התברר שקרנות "מצליחות" ממשיכות לבצע היטב יחסית גם בתקופות עוקבות, בעוד קרנות גרועות יחסית ממשיכות בתחתית הדירוג לאורך זמן. תופעת ההתמדה, אותה יש עוד לאשש במחקרים עתידיים, יכולה אולי להסביר את נהירת הציבור אחר קרנות נאמנות "חמות".

* אנו מודים למאיר אונגר, אבי וואהל, שופט הרבעון לכלכלה, ומשתתפי כנס האגודה הישראלית לכלכלה 2001 (מושב שוק ההון) על הערותיהם המועילות. המאמר מבוסס על עבודת ה-מ.א. של רון ברק בביה"ס למינהל עסקים באוניברסיטת בר אילן (בהנחיית פרופ' בני לאוטרבך), שזכתה ב"פרס הראשון של הבורסה לניירות ערך בתל-אביב לעבודת מוסמך בנושא שוק ההון". רון ברק מודה לבורסה על הפרס. כל הטעויות הנותרות הן באחריותנו בלבד. הוצג בכנס האגודה הישראלית לכלכלה 2001.

א. מבוא

קרנות הנאמנות מהוות אפיק השקעה פופולרי למשקיעים רבים מקרב הציבור. משקיעים אילו מעריכים את פיזור הסיכון המושג באמצעות התיק המגוון שמחזיקות הקרנות, את היעילות האדמיניסטרטיבית של הקרנות בטיפול בתיק ניירות ערך, ואת הנזילות של ההשקעה בקרנות.¹ אולם, מעבר לכך, תקוות רוב המשקיעים היא כי ההשקעה בקרנות תניב גם תשואות יתר. השאלה אם אכן קרנות נאמנות משיגות תשואות יתר מעל לתיק יחוס (Benchmark) פסיבי ובלתי מנוהל היא שאלה מרכזית בתורת המימון המודרנית. מחקרים רבים בארצות-הברית, דוגמת Jensen (1968); Lehman and Modest (1987); Elton, Gruber, Das and Carhart (1997); Hlavka (1993); ו-Edelen (1999) מראים שבממוצע קרנות הנאמנות האמריקניות הניבו תשואות חסר של כ-1.5% עד 3% לשנה. תשואת חסר זו מוסברת בדרך-כלל בדמי הניהול שגובות הקרנות. כאשר מחשבים את התשואות ברוטו (לפני דמי ניהול) מגלים שממוצע התשואות העודפות ברוטו של הקרנות קרוב מאוד לאפס. ככל הנראה, בממוצע, אין למנהלי הקרנות בארצות-הברית יכולת לזהות ולהשקיע בניירות ערך בעלי תשואת יתר. המחקרים שנערכו בישראל פחות חד-משמעיים מאילו האמריקניים. לוי, סמיט וסרנת (1999) מסכמים בפרק 28 את המחקרים בישראל. המחקרים חלוקים בממצאיהם ובמסקנותיהם לגבי הישגי קרנות הנאמנות. למרות זאת, הרושם המתקבל הוא שבממוצע קרנות הנאמנות בישראל אינן מציעות תשואות יתר או חסר כלשהן.

מטרת המחקר הנוכחי הן:

1. הערכת ביצוע קרנות הנאמנות בישראל בשנות התשעים, תוך כדי יישום מספר טכניקות חדשות בתחום הערכת הביצועים. טכניקות אילו עונות, לפחות חלקית, על בעיות מדידת שונות שנתגלו במדדים הקלסיים, ועל האפשרות שמחירי ניירות הערך בשוק נקבעים על-ידי מודל סיכון רב-גורמי כדוגמת ה-Arbitrage Pricing Theory.
2. בחינת ההתמדה (Persistence) של ביצועי קרנות הנאמנות בישראל. זהו מבחן של האם הקרנות המנצחות מתמידות בביצועיהן הטובים (Shall winners be winners?). תופעת ההתמדה נתגלתה בארצות-הברית (ראו למשל Hendricks, Patel and Zeckhauser (1996); Elton, Gruber and Blake (1996); Brown and Goetzmann (1994); (1993)), וטרם נחקרה בישראל.

ב. רקע תאורטי

מדדי הביצוע הקלסיים

המדדים הקלסיים להערכת ביצוע הם מדדי שארפ — Sharpe (1966), טריינור — Treynor (1965), וג'נסן — Jensen (1968). מדד שארפ של קרן נאמנות S_k , מוגדר כ:

1. ההשקעה בקרנות נאמנות ניתנת למימוש מידי יום פרט למקרים חריגים ביותר (באישור הרשות לניירות ערך). לעומת זאת, משקיע המחזיק בתיק מניות יתקשה מאוד לממש בו ביום את כל המניות שבתיק ללא הפסד משמעותי.

$$(1) \quad S_k = \frac{\bar{R}_k - \bar{R}_f}{\sigma_k}$$

כאשר \bar{R}_k = ממוצע תשואת הקרן בתקופה הנדונה, \bar{R}_f = ממוצע הריבית חסרת הסיכון בתקופה הנדונה, ו- σ_k = סטיית התקן של תשואת הקרן בתקופה הנדונה. מדד שארפ מעריך את הפיצוי ליחידת סיכון כולל שמציעה הקרן. המונה במשוואה (1) הוא התשואה העודפת של הקרן, והמכנה הוא סטיית התקן של תשואת הקרן. את מדד שארפ של הקרן משווים למדד שארפ של תיק השוק, S_M , דהיינו ל:

$$(2) \quad S_M = \frac{\bar{R}_M - \bar{R}_f}{\sigma_M}$$

כאשר המשתנים הם כבמשוואה (1), אלא ש- M מציין את "תיק השוק". עקרונית, תיק השוק כולל את כל הנכסים המסוכנים במשק. אולם, מעשית, מרבית המחקרים מגדירים את תיק השוק כתיק כל המניות בבורסה – תיק מדד המניות הכללי, למשל. מדד שארפ של השוק, S_M , מהווה נקודת ייחוס להשוואת ביצועי קרנות כיוון שפיצוי ליחידת סיכון בגובה S_M קל להשגה מצד משקיעים "פשוטים" ואיננו מצריך כל יכולת בחירה או ניהול. ניתן להראות שמשקיע, אשר ישקיע חלק מכספו בתיק של כל המניות (בתיק המיוצג על-ידי מדד המניות הכללי, למשל), ואת שאר הכסף במק"מ, יזכה בפיצוי ליחידת סיכון בגובה S_M ללא כל ניהול אקטיבי. השאלה היא לכן: האם $S_k > S_M$, כלומר, האם הקרן הניבה פיצוי לסיכון מעל לזה הניתן להשגה על-ידי שילוב פשוט של מק"מ וכל המניות (תיק השוק)? קרן בעלת $S_k > S_M$ תקרא קרן עדיפה, אם $S_k \approx S_M$ הקרן הוגנת, ואם $S_k < S_M$ הקרן נחותה.

מדד שארפ מתקבל גם מניתוחים תאורטיים יותר. לפי ה-CAPM (Capital Asset Pricing Model – Model שילוב של מק"מ ותיק השוק הוא השילוב האופטימלי (ה"יעיל ביותר"), בהינתן המידע שבידי הציבור א-פריורי. האם קרן נאמנות מסוגלת להתעלות מעבר לתיק היעיל התאורטי? אם $S_k > S_M$ הקרן אכן השיגה ביצועים טובים מהתיק היעיל התאורטי, והיא מעניינת להשקעה. אמנם ייתכן שהביצועים המעולים של הקרן מקורם במזל (מקרייות). אך ייתכן גם שעדיפות הביצוע נובעת מיתרון מידע שיש לקרן או מיכולת ניתוח עדיפה על פני שאר המשקיעים, מה שהופך את הקרן לאטרקטיבית. המדד הקלסי השני הוא מדד ג'נסן, α_{jk} , שהוא למעשה התשואה העודפת של הקרן יחסית לסיכון השיטתי שלה. לפי מודלים שונים לתמחור ניירות ערך, רק הסיכון השיטתי של הנייר זכאי לפיצוי (שאר הסיכון ניתן לפיזור ונעלם בתיק השקעות מגוון). לכן, קרן תוגדר כאטרקטיבית רק אם היא נושאת תשואה מעבר למה שהסיכון השיטתי שלה מצדיק. אם נשתמש ב-CAPM בתור מודל התמחור, מדד ג'נסן של הקרן, α_{jk} , ניתן לחישוב כ:

$$(3) \quad \alpha_{jk} = \bar{R}_k - [\bar{R}_f + \beta_k(\bar{R}_M - \bar{R}_f)]$$

במשוואה (3) \bar{R}_k היא התשואה הממוצעת של הקרן בתקופה הנדונה, ו- $\bar{R}_f + \beta_k(\bar{R}_M - \bar{R}_f)$

היא התשואה המוצדקת על-פי ה-CAPM לגורם הסיכון השיטתי של הקרן (β_k שלה). לקרן עדיפה $\alpha_{Jk} > 0$, לקרן הוגנת, $\alpha_{Jk} \cong 0$, ולקרן נחותה $\alpha_{Jk} < 0$. ניתנת גם לאמידה על-ידי החותך ברגרסיה:

$$(4) \quad R_{kt} - R_{ft} = \alpha_{Jk} + \beta_k(R_{Mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{kt}$$

יש הבדדים גם את מדד טריינוור של הקרן, המוגדר כ:

$$(5) \quad TR_k = \frac{\bar{R}_k - \bar{R}_f}{\beta_k}$$

כאשר \bar{R}_k = ממוצע תשואת הקרן בתקופה הנדונה, \bar{R}_f = ממוצע הריבית חסרת הסיכון בתקופה הנדונה, ו- β_k = הביטא של הקרן בתקופה הנדונה. מדד טריינוור מעריך את הפיצוי ליחידת סיכון שיטתי (β_k) של הקרן. בדומה למדד שארפ (המבוסס על הפיצוי ליחידת סיכון כולל) יש להשוות את מדד טריינוור של הקרן עם מדד טריינוור של השוק, המוגדר כ:

$$(6) \quad TR_M = \bar{R}_M - \bar{R}_f$$

לקרן עדיפה $TR_k > TR_M$, לקרן הוגנת $TR_k \approx TR_M$, ולקרן נחותה $TR_k < TR_M$. ניתן להראות שסיווג הקרן (עדיפה, הוגנת, או נחותה) לפי מדד טריינוור יהיה זהה לסיווג לפי מדד ג'נסן, המודד גם כן ביצוע יחסית לסיכון השיטתי. לעומת זאת, דירוג הקרנות לפי מדד טריינוור יכול להיות שונה מדירוגן לפי מדד ג'נסן, וזאת משום שמדד ג'נסן ומדד טריינוור מתמקדים במאפיינים שונים של ההצלחה יחסית לסיכון השיטתי. מרבית המחקרים בנושא הערכת ביצוע מעדיפים לנתח את מדד ג'נסן של הקרן, שהוא התשואה העודפת שלה יחסית לסיכון השיטתי. לכן, בהמשך, נדון בעיקר במדד ג'נסן.

בעייתיות המדדים הקלסיים ופתרונות אפשריים

המדדים הקלסיים, ובעיקר מדד ג'נסן, חשופים למספר בעיות והטיות. לדוגמה, הערכות הביצוע מסתמכות בדרך-כלל על השוואה לתיק כלל המניות, אף על-פי שהתאוריה מחייבת השוואה לתיק (הקשה למדידה) של כלל הנכסים המסוכנים (= תיק השוק). ניתן לבחון את ההשפעה האפשרית של בעיה זו על-ידי בדיקת רגישות התוצאות לאופן הגדרת תיק כלל המניות. בעבודתנו השתמשנו הן בתשואת מדד המניות הכללי והן בתשואת מדד מניות המשתנים (מדד המניות ה"כבדות" בבורסה, בתקופת המדגם) כאומדים אפשריים של תשואת כלל המניות.

בעיה שנייה היא השימוש במודל ה-CAPM. ייתכן ומודל תמחור רב-גורמי כדוגמת ה-Arbitrage Pricing Theory רלבנטי יותר לתמחור והערכת ביצועים. לדוגמה, Gruber (1996) טוען שמודל ה-CAPM, המתחשב רק בסיכון השוק של הקרן, לוקה בחסר ואיננו מספק בעת הערכת ביצועים. לדעת Gruber, כדי לחשב את התשואה העודפת

של הקרן יש להתחשב בארבעה גורמי סיכון אופייניים: סיכון שוק המניות, סיכון גודל החברה, סיכון אג"ח ארוך טווח, וסיכון שיעור הצמיחה של החברה. בעיה שלישית היא בעיית ההטיה במדדים כאשר הקרן נוקטת בפעילות תזמון. פעילות תזמון נכונה מגדילה את שיעור ההשקעה של הקרן במניות ואת ה- β של הקרן כאשר שוק המניות עומד בפני פריצה משמעותית קדימה, ומקטינה את שיעור ההשקעה במניות ואת ה- β כאשר השוק מתקרב למפולת. קרנות נאמנות רבות מתהדרות בכך שהן מסוגלות לצפות היטב את עתיד השוק ומתזמנות את השקעותיהן בהתאם. (Grinblatt and Titman (1989) מראים כיצד פעילות תזמון גורמת להטיה כלפי מטה ב- α_{jk} של קרן המתזמנת היטב, והטיה כלפי מעלה ב- α_{jk} של קרן המתזמנת גרוע. הטיה זו אכזרית במיוחד, כיוון שהיא גורמת לקרן שמתזמנת היטב להיראות נחותה לעומת קרן בעלת תזמון גרוע. פתרון חלקי לבעיית ההטיה עקב פעילות תזמון ניתן להשיג על-ידי מידול התזמון (השתנות ה- β). Treynor and Mazuy (1966) מציעים את המודל הבא בעבור β המשתנה לאורך זמן:

$$(7) \quad \beta_{kt} = \beta_{1k} + \beta_{2k}(ER_{Mt} - R_{ft})$$

נספח א' מראה שאם נריץ את הרגרסיה הבאה:

$$(8) \quad R_{kt} - R_{ft} = \alpha_k + \beta_{1k}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{2k}(R_{Mt} - R_{ft})^2 + v_{kt}$$

ניתן לחשב את מדד ג'נסן האמיתי של הקרן כ:

$$(9) \quad \alpha_{jk}^{true} = \alpha_k + \beta_{2k}\sigma_M^2$$

כאשר σ_M^2 היא השונות של תשואת השוק, והמקדמים α_k ו- β_{2k} לקוחים מהרגרסיה המפורטת במשוואה (8).

המעניין בגישה של Treynor and Mazuy (1966) הוא שניתן לפרק את הביצוע הכולל של הקרן ליכולת תזמון וליכולת סלקטיביות. במשוואה (7) α_k כולל את התשואה העודפת הנובעת מיכולת הסלקטיביות של הקרן, דהיינו מיכולתה לבחור מניות הנושאות תשואה אטרקטיבית. לעומת זאת, הביטוי $\beta_{2k}\sigma_{2m}$ הוא התרומה של יכולת התזמון של הקרן לתשואה העודפת הכוללת. ניתן לראות שבקרן המתזמנת היטב ($\beta_{2k} > 0$) תרומת התזמון ל- α_{jk} חיובית, בעוד שבקרן המתזמנת גרוע ($\beta_{2k} < 0$) תרומת התזמון ל- α_{jk} שלילית. מגבלה מסוימת בשיטת Treynor Mazuy (1966) היא המידול הפשוט (מדי?) של פעילות התזמון של הקרן.

מודל רב-גורמי המתחשב בתזמון ומותאם לישראל

בעבודה הנוכחית אנו מציעים להשתמש במודל משולב. השילוב הוא בין גישת הסיכון הרב-גורמי וגישת התיקון לתזמון שהוזכרו לעיל, תוך כדי התאמה לישראל. באופן מעשי נניח קיומם של ארבעה גורמי סיכון:

- (1) סיכון השוק. סיכון השוק ייוצג על-ידי $R_M - R_f$, כמו ב-CAPM הקלסי.
- (2) סיכון גודל החברה. סיכון זה ייוצג על-ידי $R_s - R_1$, כמו אצל Fama and French (1993). כאשר R_s הוא התשואה על תיק המניות של החברות הקטנות ביותר, ו- R_1 הוא התשואה על תיק מניות החברות הגדולות ביותר.²
- (3) סיכון אג"ח ארוך טווח. סיכון זה ייוצג על-ידי $R_{agach} - R_f$ כמו אצל Gruber (1996), כאשר R_{agach} הוא התשואה על מדד האג"ח הכללי, ו- R_f הוא הריבית חסרת הסיכון (על מק"מ).
- (4) סיכון שער החליפין. סיכון זה ייוצג על-ידי $R_s - \pi$, כאשר R_s הוא שיעור הפיחות של השקל מול הדולר האמריקני, ו- π הוא שיעור האינפלציה.
- גורמי הסיכון שלעיל נבחרו בהשראת Gruber (1996).³ יחסית ל-Gruber (1996) הוספנו גורם סיכון אחד והשמטנו גורם סיכון אחר. סיכון שער החליפין הוסף לרשימת גורמי הסיכון כיוון שבמשק הישראלי למספר רב של עסקים חשיפות לשער החליפין ומספר ניכר של קרנות משקיעות חלק מכספן במטבע חוץ ובמניות בחו"ל. גורם הסיכון שהושמט הוא גורם סיכון הצמיחה של החברה. זאת כיוון שלא עמד לרשותנו בתקופת המדגם מדד של חברות הצומחות מהר. בניית מדד כזה נותרה משימה למחקר עתידי.
- פעילות התזמון של הקרנות מתבצעת על-ידי שינוי חשיפות הקרנות (ה- β) לגורמי הסיכון השונים. באופן אנלוגי ל-Treynor and Mazuy (1966) נניח כי:

$$(10) \quad \beta_{kt}^M = \beta_{1k}^M + \beta_{2k}^M (ER_{Mt} - R_{ft})$$

$$(11) \quad \beta_{kt}^{size} = \beta_{1k}^{size} + \beta_{2k}^{size} (ER_{st} - ER_{lt})$$

$$(12) \quad \beta_{kt}^{agach} = \beta_{1k}^{agach} + \beta_{2k}^{agach} (ER_{agach,t} - R_{ft})$$

$$(13) \quad \beta_{kt}^s = \beta_{1k}^s + \beta_{2k}^s (ER_t^s - E\pi_t)$$

כאשר E מציינת את התוחלת, ושאר הסימונים למשתנים הם כמו למעלה. באופן מקביל לפיתוח במקרה של גורם סיכון יחיד, מראה ברק (1999) שבאמצעות הרגרסיה:

$$(14) \quad \begin{aligned} R_{kt} - R_{ft} = & a_k + \beta_{1k}^M (R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{2k}^M (R_{Mt} - R_{ft})^2 + \beta_{1k}^{size} (R_{st} - R_{lt}) \\ & + \beta_{2k}^{size} (R_{st} - R_{lt})^2 + \beta_{1k}^{agach} (R_{agach,t} - R_{ft}) \\ & + \beta_{2k}^{agach} (R_{agach,t} - R_{ft})^2 + \beta_{1k}^s (R_{st} - \pi_t) + \beta_{2k}^s (R_{st} - \pi_t)^2 + e_{kt} \end{aligned}$$

2. Banz (1981) היה הראשון שמצא שבארצות-הברית מניות של חברות קטנות מניבות תשואה ממוצעת גבוהה יותר ממניות של חברות גדולות (בעלות אותה ביטא). פרמיית תשואה זו משקפת כנראה סיכון ייחודי של חברות קטנות, ולכן נהוג להשתמש בה במודל סיכון רב-גורמי.
3. כאן המקום לציין שאין אנו טוענים שארבעת הגורמים האלו ממצים את כל גורמי הסיכון הרלבנטיים בשוק ניירות הערך הישראלי.

ניתן לאמוד את התשואה העודפת, α_{Ck} , של הקרן כ:

$$(15) \quad \alpha_{Ck} = a_k + \beta_{2k}^M \sigma_M^2 + \beta_{2k}^{size} \sigma_{size}^2 + \beta_{2k}^{agach} \sigma_{agach}^2 + \beta_{2k}^S \sigma_S^2$$

כאשר $\sigma_S^2, \sigma_{agach}^2, \sigma_{size}^2, \sigma_M^2$ הם השונות של גורם (סיכון) השוק, גורם הגודל, גורם אג"ח לטווח ארוך וגורם שער החליפין שהוצגו קודם. ההוכחה למשוואה (15) אנלוגית לחלוטין להוכחה של משוואה (9) המפורטת בנספח א'. מדד הביצוע המשולב, α_{Ck} במשוואה (15), פותח ונבדק לראשונה במחקר זה.

עקביות הביצוע של קרנות נאמנות

בעקבות הממצאים בארצות-הברית על אודות הביצוע הנחות במוצע של קרנות הנאמנות יחסית לתיק בלתי מנוהל של מק"מ וכל המניות בשוק (בהרכב מניות הזהה להרכב מדד המניות הכללי) התעוררה השאלה: מה עם (מיעוט) קרנות הנאמנות שבכל זאת השיגו תשואה עודפת? האם קרנות אילו מסוגלות לשחזר ביצוע עודף זה גם בתקופות עוקבות?

Elton, Gruber and Blake (1996) מציעים את המתודולוגיה הבאה לבחינת עקביות הביצוע של הקרנות. תחילה, מדרגים את קרנות הנאמנות לפי ביצועיהן בתקופה מסוימת – תקופת הדירוג הראשוני. אחר כך, מדרגים את הקרנות לפי ביצועיהן בתקופה העוקבת – תקופת המבחן. לבסוף, מחשבים את מקדם המתאם בין עשירוני הדירוג של הקרנות בתקופה הראשונה (תקופת הדירוג הראשוני) ובתקופה השנייה (תקופת המבחן). מקדם מתאם חיובי ומובהק בין עשירוני הדירוג מהווה אינדיקציה לקיום התמדה בביצועי קרנות.

Elton, Gruber and Blake (1996) מצאו התמדה גבוהה של ביצועי הקרנות. כאשר תקופת הדירוג הראשוני ותקופת המבחן היו בנות 3 שנים כל אחת, מקדם המתאם בין עשירוני הדירוג בשתי התקופות היה 0.9 בקירוב. משמעות ההתמדה היא שקרן אשר הצטיינה בתקופה מסוימת ממשיכה ברוב המקרים להצטיין גם בתקופה העוקבת, כנראה משום שיש לה יכולות מיוחדות כלשהן.

למיטב ידיעתנו, הנושא החשוב של ההתמדה או עקביות הביצוע של קרנות הנאמנות טרם נבדק בישראל.

ג. נתונים

המדגם כולל את כל 44 הקרנות המניות והגמישות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989 – ראו רשימה בנספח ב'. קרנות אילו הן נשוא המחקר כיוון שקרנות מניות וקרנות גמישות הן הקרנות המעניינות ביותר מבחינת הביצועים (הבדלי הביצועים ביניהן גדולים). כמו כן, קרנות אילו נוקטות לעתים בפעילות תזמון העלולה לעוות את מדידת ביצועיהן – ראו פרק 2' לעיל. מעניין לבחון האם המדד המשולב שפותח במחקר הנוכחי מגיע למסקנות שונות מהמדדים הקלסיים על התשואה העודפת והדירוג של הקרנות.

תקופת המדגם היא בת 7 שנים (12/96-1/90). נתוני התשואות החודשיות של הקרנות (המתבססים על מחירי פדיון של הקרנות) סופקו באדיבות "מיטב" – חברה לייעוץ פיננסי ולניהול תיקי השקעות. שערי המניות, נתוני מדד המניות הכללי, מדד האג"ח הכללי, מדד

המחירים לצרכן ושער החליפין של הדולר, נלקחו ממאגרי המידע של חברת "תוכנה לעניין". תשואת מק"מ לחודש נלקחה מדוחות בנק ישראל. כדי לבנות את תיקי הגודל של המניות, הנחוצים לחישוב גורם הגודל ($R_s - R_1$) במשוואה (12), אספנו ערכי סך-כול מאזן של החברות הנסחרות בבורסה משני מקורות: בשנים 1990-1993, סך-כול מאזן נלקח מספרי השנה של "גלובס" על הבורסה, ובשנים 1994-1996 סך-כול מאזן נלקח מתוך תוכנת מד"ף של הבורסה.⁴

ד. תוצאות

מדדי ביצוע קליסיים

לוח 1 מסכם את מדדי שארפ, טריינור וג'נסן של הקרנות. התוצאות אינן מחמיאות לענף הקרנות המניות והגמישות בישראל. לפי מדד שארפ קרנות הנאמנות הניבו בממוצע פיצוי לסיכון הנמוך ב-0.050 משילוב פשוט של מק"מ ותיק מדד המניות הכללי. בתקופת המדגם, מדד שארפ הממוצע של הקרנות הוא 0.041 ומדד שארפ של מדד המניות הכללי הוא 0.091, כך שהנחיות של הקרנות בולטת ומשמעותית הן מבחינה סטטיסטית והן מבחינה כלכלית.

כאשר בוחנים את ביצועי הקרנות יחסית לסיכון השיטתי שלהן (β) התמונה דומה. מדד טריינור הממוצע של הקרנות (1.37) נמוך באופן מובהק ממדד טריינור של מדד המניות הכללי (1.78). שוב נראה שקרנות הנאמנות הניבו תמורה לסיכון נמוכה יותר מאשר תיק של מק"מ ומדד המניות הכללי. אם נעבור למדד ג'נסן נגלה שתשואת החסר הממוצעת של הקרנות מובהקת מבחינה סטטיסטית ומסתכמת ב-0.26% לחודש, כ-3% לשנה.

במבט חוזר, הממצאים בלוח 1 אינם מפתיעים. זאת כיוון שגם תעשיית קרנות הנאמנות בארצות-הברית מציגה תשואת חסר של 1.5%-3% לשנה. בנוסף, אם נחשב את תשואת הקרנות ברוטו, דהיינו נוסיף לתשואת הקרנות את דמי הניהול (בגובה 2%-3% בממוצע לשנה בישראל), נמצא שברוטו קרנות הנאמנות הניבו תשואה הוגנת (קרוב ל-0% תשואה עודפת ממוצעת ברוטו). התשואה ברוטו של הקרנות היא התשואה על תיק ניירות הערך שלהן, ולפי ממצאינו תשואה זו נורמלית ותואמת בממוצע את סיכון תיק ההשקעות של הקרנות. כך, שביצועי קרנות הנאמנות במדגם שלנו (לוח 1) בהחלט צפויים, ותואמים הן את הממצאים

4. בעיה אופיינית בה נתקלנו היא בעיית ההישרדות. עקבנו אחר הדיווחים השוטפים של הבורסה על אודות מצבת קרנות הנאמנות ומצאנו 3 קרנות בעייתיות: רונית (פורקה ב-2/1991), טל (פורקה ב-2/1995), ומעוף (שינוי מדיניות השקעה לקרן מעורבת ב-7/1990, חזרה למדיניות קרן גמישה ב-7/1992). בעבור הקרנות שפורקו (טל ורונית) נניח שמתקיימת תופעת ה-"Hot Hands" (ראו Hendricks, Patel (1993) and Zeckhauser), כלומר נניח שהכסף שהושקע בקרנות אילו עבר עם פירוקן לקרנות שהשיגו את התשואות הגבוהות ביותר בשנה שקדמה לפירוק. בעבור הקרן "מעוף" נניח שבתקופת היותה קרן מעורבת היא השיגה את התשואה הממוצעת של קרנות גמישות. דרך הטיפול הזו בשלושת הקרנות הבעייתיות אומצה בעקבות (Gruber (1996), וזהה לטיפולו בקרנות הבעייתיות שבמדגם שלו. מכל מקום, בכל אנליזה שביצענו במחקר בדקנו גם את התשואה העודפת ללא שלוש הקרנות הללו. ההבדלים בתוצאות היו מזעריים.

לוח 1:

מדדים קלסיים של ביצועי קרנות הנאמנות הגמישות והמנייתיות בישראל (1990-1996)

המדדים מבוססים על נתוני התשואות החודשיות מינואר 1990 עד דצמבר 1996 של כל 44 הקרנות הגמישות והמנייתיות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989. המדדים חושבו בעזרת משוואות (1) עד (6) לעיל.

מדד ג'נסן			— TREYNOR (קרן) TREYNOR (שוק)		
קרנות מנייתיות	קרנות גמישות	כל הקרנות	קרנות מנייתיות	קרנות גמישות	כל הקרנות
-0.17%	-0.29%	-0.26%	-0.17	-0.26	-0.38
(-3.8)	(-5.0)	(-6.7)	(-3.7)	(-5.9)	(-6.1)
-0.15%	-0.35%	-0.21%	-0.16	-0.50	-0.31
2/19	1/25	3/44	2/19	1/25	3/44
פרופורציית הקרנות עם ביצוע עודף*					
SHARPE (קרן) — SHARPE (שוק)					
קרנות מנייתיות	קרנות גמישות	כל הקרנות	קרנות מנייתיות	קרנות גמישות	כל הקרנות
-0.024	-0.062	-0.050	-0.024	-0.062	-0.050
(4.0)	(-6.5)	(-6.6)	(4.0)	(-6.5)	(-6.6)
-0.022	-0.067	-0.041	-0.022	-0.067	-0.041
2/19	1/25	3/44	2/19	1/25	3/44
פרופורציית הקרנות עם ביצוע עודף*					

* ביצוע עודף משמעו $SHARPE (קרן) - SHARPE (שוק) > 0$ או $TREYNOR (קרן) - TREYNOR (שוק) > 0$, מדד ג'נסן חיובי, או $SHARPE (קרן) - SHARPE (שוק) > 0$ או $TREYNOR (קרן) - TREYNOR (שוק) > 0$, בהתאמה.

בארצות-הברית והן את ההשערה הבסיסית בתורת המימון שקשה מאוד להשיג תשואות יתר בהשקעות בניירות ערך.⁵

הממצאים בלוח 1 לגבי פרופורציית הקרנות עם ביצוע עודף משלימים את התמונה. רק 7% מהקרנות (3 קרנות) השיגו ביצוע עודף.⁶ בבדיקות שערכנו לכל קרן בנפרד מצאנו שהביצוע העודף איננו מובהק סטטיסטית באף אחת משלוש הקרנות ה"מוצלחות". לעומת זאת, מתוך 41 הקרנות בעלות ביצוע נחות, ל-11 היתה תשואת חסר מובהקת (על-פי מדד

5. השערה זו, הנקראת גם השערת השוק היעיל, נדונה בהרחבה אצל Fama (1976). מעניין, שגם חוקרים המתנגדים לקביעה שמחירי ניירות הערך בשוק רציונליים, מסכימים עם השערת השוק היעיל שקשה להשיג רווחי יתר — ראו למשל Statman (1999).

6. מעניין שבהקשר זה מדד ג'נסן, מדד טריינור ומדד שארפ מסכימים ביניהם, כלומר, לשלוש הקרנות העדיפות מדד ג'נסן חיובי, מדד טריינור גבוה ממדד טריינור של השוק, ומדד שארפ גבוה ממדד שארפ של השוק.

ג'נסן וברמת מובהקות של 5%). על-פי מדד ג'נסן, לקרן הטובה ביותר במדגם היה עודף תשואה של 3.5% לשנה, ולקרן הגרועה ביותר "עודף" תשואה של 13.5% לשנה. תוצאה מעניינת נוספת היא שהקרנות המנייתיות היו טובות יותר (בעצם, גרועות פחות) מהקרנות הגמישות. כנראה שניסיון הקרנות הגמישות לתמרן בין השווקים ("תזמון") לא צלח במיוחד, או שלחלק מקרנות הנאמנות המנייתיות יכולת טובה יחסית בבחירת מניות (יכולת "סלקטיביות"). עוד יש לציין כי שימוש במדד שוק אחר, מדד מניות המשתנים, הוביל למסקנות חמורות אף יותר. לדוגמה, כאשר משתמשים במדד מניות המשתנים תשואת החסר הממוצעת של הקרנות היא 4.5% לשנה.

מדד ביצוע רב-גורמי

מדד הביצוע הרב-גורמי בא לענות על האפשרות שסיכון השוק איננו הסיכון היחיד המתומחר. בהשראת ה-Arbitrage Pricing Theory (APT) ו-Gruber (1996) חושב מדד ביצוע רב-גורמי, α_{Fk} , כחותך ברגרסיה

$$R_{kt} - R_{ft} = \alpha_{Fk} + \beta_{Fk}^M (R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{Fk}^{size} (R_{st} - R_{lt}) + \beta_{Fk}^{agach} (R_{agach,t} - R_{ft}) + \beta_{Fk}^S (R_{st} - \pi_t) + \eta_{kt} \quad (16)$$

המודל במשוואה (16) מתחשב בסיכון השוק $(R_{Mt} - R_{ft})$, סיכון הגודל $(R_{st} - R_{lt})$, סיכון האג"ח $(R_{agach,t} - R_{ft})$, וסיכון שער החליפין $(R_{st} - \pi_t)$ של הקרן בעת הערכת התשואה העודפת שלה (α_{Fk}) . לפי מודל ה-APT, α_{Fk} צריך להיות שווה לאפס (ראו Gruber (1996)).

כמה פרטים תאוריים על גורמי הסיכון בהם השתמשנו. ממוצע פרמיית סיכון השוק $(R_{Mt} - R_{ft})$ בתקופת המדגם (12/1996-1/1990) הוא 0.69% לחודש, כלומר 8%-9% לשנה. שיעור פרמיית סיכון (עודף תשואה של שוק המניות) זו קרוב לממוצע פרמיית הסיכון בשוק המניות האמריקאי. לפי Ibbotson and Sinquefeld (1997) בשנים 1995-1926 עודף התשואה הממוצע של מדד ה-S & P500 על פני המק"מ האמריקאי היה 8.7% לשנה.

פרמיית סיכון הגודל $(R_{st} - R_{lt})$ חושבה אצלנו כהפרש בין תשואת תיק 10 מניות החברות הקטנות ביותר ותשואת תיק 10 מניות החברות הגדולות ביותר. הרכבי תיק המניות הקטנות ותיק המניות הגדולות רוענו מידי שנה על-פי נתוני סך-כול מאזן חברה בסוף השנה הקודמת. תיקי המניות הם שווי משקלות. פרמיית סיכון הגודל, כלומר עודף התשואה הממוצע של תיק המניות הקטנות, היא 1.82% לחודש, כ-22% לשנה. Banz (1981) מתעד בארצות-הברית עודף תשואה ממוצע של מניות קטנות על פני מניות גדולות בסדר גודל של כ-20% לשנה. עם זאת, נראה לנו שפרמיית סיכון הגודל, או ליתר דיוק פרמיית התשואה של המניות הקטנות שנאמדה במדגם מוטית כלפי מעלה.

ממוצע פרמיית האג"ח $(R_{agach,t} - R_{ft})$ בתקופת המדגם קרובה לאפס (1%- לשנה),

וממוצע פרמיית שער החליפין $(R_{St} - \pi_t)$ שלילית ובסדר גודל של 5%- לשנה. בתקופת המדגם שער החליפין של הדולר פיגר אחרי מדד המחירים לצרכן, ותשואת האג"ח לא עלתה בממוצע על תשואת המק"מ.

לוח 2 מציג את תוצאות ניתוח קרנות הנאמנות באמצעות המדד הרב-גורמי. הממצאים דומים מאוד לאילו בלוח 1. תשואת החסר הממוצעת של קרנות הנאמנות נותרת ברמה של 3% לשנה. בנוסף, מקדם המתאם בין דירוג מיקום הקרנות לפי מדד ג'נסן הקלסי ודירוג מיקום הקרנות לפי המדד הרב-גורמי הוא 0.924, כלומר שני המדדים נותנים דירוג כמעט זהה. המסקנה היא שבתקופת המדגם השימוש במדד ג'נסן הקלסי, תוך התעלמות מגורמי סיכון נוספים, לא גרם לעיוותים משמעותיים.

מדד ביצוע רב-גורמי עם התחשבות בתזמון – המדד המשולב

תוצאות מדד הביצוע הרב-גורמי המתחשב בתזמון, המדד המשולב להלן, מסוכמות בלוח 3. הממצאים דומים לאילו שבלוחות 1 ו-2. תשואת החסר הממוצעת של קרנות הנאמנות היא כ-3% לשנה. מקדם המתאם בין מיקום הקרן בדירוג לפי מדד ג'נסן ומיקום הקרן בדירוג על-פי המדד המשולב הוא 0.927. מעשית, בתקופת המדגם, מדד ג'נסן הקלסי נותן ערכים ודירוגים כמעט זהים לאילו של המדד המשולב.

השימוש במודל המשולב מאפשר גם ניתוח של יכולת התזמון של הקרנות. על-פי משוואה (15) יכולת תזמון הקרן יכולה להימדד על-ידי:

$$(17) \quad \text{TIMING} = \beta_{2k}^M \sigma_M^2 + \beta_{2k}^{\text{size}} \sigma_M^2 + \beta_{2k}^{\text{agach}} \sigma_{\text{agach}}^2 + \beta_{2k}^{\$} \sigma_{\2$

כאשר חישבנו את ממוצע התזמון של הקרן (ממוצע ה-TIMING) מצאנו שהוא 0.00% לחודש. ל-23 מהקרנות יכולת תזמון חיובית ול-21 שלילית, כך שפרופורציית הקרנות עם יכולת תזמון חיובית קרובה מאוד לחצי. המסקנה המתבקשת היא שבממוצע אין לקרנות הנאמנות בישראל כל יכולת תזמון. בממוצע, פעילות התזמון של הקרנות לא השיגה את יעדיה, אך גם לא גרמה להפסד תשואה למשקיעים. ממצא זה שונה מהממצאים בשוק האמריקאי, שם נטען שלקרנות הנאמנות בארצות-הברית תזמון שלילי מובהק, כלומר הן מפסידות תשואה בממוצע עקב פעילות תזמון – ראו (1984) Henriksson, (1966) Treynor and Mazuy, ו-(1996) Ferson and Schadt.

בחינת עקביות ביצועי הקרנות

לצורך בדיקת רמת העקביות (או ההתמדה) של ביצועי הקרנות חולקה תקופת המדגם (1990 עד 1996) לשלוש תקופות משנה: שתי תקופות דירוג ראשוני, האחת בת 5 שנים (1990-1994) והשנייה בת 3 שנים (1992-1994), ותקופת מבחן אחת (1995-1996). בכל אחת מתקופות אילו חושבו מדד ג'נסן הקלסי α_{JK} במשוואה (4), מדד ביצוע רב-גורמי α_{FK} במשוואה (16), ומדד הביצוע הרב-גורמי המתחשב בתזמון (המדד המשולב) α_{CK} במשוואה (15).

לוח 2:

**מדד ביצוע רב גורמי של קרנות הנאמנות הגמישות והמניטיות בישראל
(1996-1990)**

המדד מבוסס על נתוני התשואות החודשיות מינואר 1990 עד דצמבר 1996 של כל 44 הקרנות הגמישות והמניטיות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989. המדד מחושב בהתאם למשוואה (16) לעיל.

מדד ביצוע רב-גורמי			
קרנות מניטיות	קרנות גמישות	כל הקרנות	
-0.21%	-0.27%	-0.26%	ממוצע
(-3.1)	(-4.4)	(-5.6)	(t-statistic)
-0.17%	-0.24%	-0.18%	חציון
2/19	4/25	6/44	פרופורציית הקרנות עם ביצוע עודף ^א

^א קרן מוגדרת כבעלת ביצוע עודף אם המדד הרב-גורמי שלה חיובי.

לוח 3:

**מדד ביצוע משולב של קרנות הנאמנות הגמישות והמניטיות בישראל
(1996-1990)**

המדד מבוסס על נתוני התשואות החודשיות מינואר 1990 עד דצמבר 1996 של כל 44 הקרנות הגמישות והמניטיות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989. המדד מחושב בעזרת משוואות (14) ו-(15) לעיל.

המדד המשולב = מדד ביצוע רב-גורמי עם התחשבות בתזמון			
קרנות מניטיות	קרנות גמישות	כל הקרנות	
-0.18%	-0.28%	-0.25%	ממוצע
(-4.0)	(-4.6)	(-5.9)	(t-statistic)
-0.16%	-0.24%	-0.19%	חציון
2/19	4/25	6/44	פרופורציית הקרנות עם ביצוע עודף ^א

^א קרן מוגדרת כבעלת ביצוע עודף אם המדד הרב-גורמי שלה חיובי.

לוח 4 מציג את מקדמי המתאם של Spearman (קורלציות דירוג) בין מדד הביצוע בתקופת המבחן ומדדי הביצוע בשתי תקופות הדירוג הראשוני. כל מקדמי המתאם בלוח 4 חיוביים ונעים סביב 0.5. המשמעות היא כי בביצועי הקרנות לטווח של 3 ו-5 שנים קיימת אינדיקציה מהימנה לגבי ביצוע הקרנות בעתיד. קרנות טובות יחסית בתקופת הדירוג הראשוני נוטות להישאר בצמרת הדירוג גם בתקופה לאחר מכן – תקופת המבחן, וקרנות גרועות יחסית נשארות בתחתית.

לוח 4:

עקביות הביצוע של קרנות הנאמנות הגמישות והמנייתיות בישראל (1996-1990)

הלוח מציג את הקורלציה של SPEAREMAN (קורלציות דירוג) בין הביצועים של הקרנות בתקופת המבחן (1996-1995) וביצועיהן בשתי תקופות קודמות: תקופה בת חמש שנים (1994-1990), ותקופה בת שלוש שנים (1994-1992). התוצאות מבוססות על נתוני התשואות החודשיות מינואר 1990 עד דצמבר 1996 של כל 44 הקרנות הגמישות והמנייתיות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989.

קורלציית SPEARMAN של עם ↓	מדד ג'נסן (1996-1995)	מדד ביצוע רב-גורמי (1996-1995)	המדד המשולב (1996-1995)
המדד המקביל בתקופה 1994-1990	*0.50	*0.52	*0.49
המדד המקביל בתקופה 1994-1992	*0.50	*0.51	*0.51

* הקורלציה גבוהה משמעותית מאפס (ברמת מובהקות של 0.001).

כדי להמחיש את תופעת ההתמדה חילקנו את 44 הקרנות שבמדגם ל-4 קבוצות (רבעוני) "איכות" על-פי ביצועיהן (מדד ג'נסן) בשנים 1994-1992, ול-4 קבוצות איכות על-פי ביצועיהן (מדד ג'נסן) בשנים 1996-1995. מצאנו שמתוך 11 הקרנות בקבוצת האיכות הגבוהה ביותר ב-1994-1992 שש קרנות המשיכו להצטיין גם ב-1996-1995, כלומר, 6 קרנות המשיכו להשתייך לקבוצת האיכות הגבוהה ביותר גם ב-1996-1995. במקביל, 7 מתוך 11 הקרנות בעלות מדדי ג'נסן הנמוכים ביותר ב-1994-1992 המשיכו לאכזב בשנים 1996-1995, כלומר, המשיכו להשתייך לקבוצת (או רבעון) האיכות התחתונה גם ב-1996-1995. פרופורציות אילו של התמדה ברבעון הביצוע גבוהות יחסית, כיוון שלפי השערת האפס של ביצוע אקראי (חוסר התמדה) של הקרנות, הציפייה היא שרק כ-3 (מתוך 11) קרנות יתמידו ברבעון הביצוע שלהן. מבחינה סטטיסטית, על בסיס הממצא ש-6 או 7 מתוך 11 קרנות מתמידות ברבעון הביצוע שלהן, ניתן לדחות את השערת האפס של חוסר התמדה ברמת מובהקות של 5%. תוצאות דומות מתקבלות בעבור מדדי ביצוע אחרים ובעבור תקופת דירוג ראשוני של חמש שנים (1994-1990) במקום (1994-1992). לכן, כנראה שתופעת ההתמדה שנצפתה בארצות-הברית שרירה וקיימת גם בקרב קרנות נאמנות בישראל.

לעקביות הביצוע של הקרנות (תופעת ההתמדה) חשיבות רבה כיוון שהיא מאפשרת למשקיע לזהות קרנות נאמנות מצטיינות שכנראה תצלחנה גם בעתיד. יחד עם זאת, יש לציין, שתופעת ההתמדה איננה מובנת דיה, ואין ביכולתנו לחזות אם היא תמשיך להתקיים גם בעתיד. מכל מקום, תופעת ההתמדה מסבירה את נטיית המשקיעים מן הציבור לנהור ל"קרן מצטיינת". הנהירה לקרן ה"חמה" איננה תגובה פסיכולוגית גרידא. יש לה, או היה לה, בסיס כלכלי מסוים, לפחות על-פי ממצאינו.

ה. סיכום ומסקנות

המאמר בוחן ביצועי קרנות נאמנות בישראל בשנים 1990-1996, תוך כדי שימוש במדדי ביצוע קלסיים ובמדדי ביצוע מתקדמים יותר. המדגם מקיף את כל 44 הקרנות הגמישות והמניטיות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989.

המסקנות העיקריות הן:

- בממוצע, קרנות הנאמנות הגמישות והמניטיות בישראל נשאו תשואת חסר של כ-3% בשנה. תשואת חסר זו דומה ברמתה לתשואת החסר המתועדת במבכנים דומים של קרנות הנאמנות בארצות-הברית.
- אם נתקן את תשואות הקרנות בעבור דמי הניהול (בגובה 2%-3% לשנה) הנגבים על-ידי הקרנות, נמצא שברוטו (לפני דמי ניהול) קרנות הנאמנות הניבו תשואה ההולמת את סיכון תיק ההשקעות שלהן. כך, שבממוצע, קרנות הנאמנות הגמישות והמניטיות בישראל השיגו תשואה הוגנת על השקעותיהן, ותשואת החסר שלהן מוסברת רובה ככולה על-ידי דמי הניהול שהן גובות.⁷
- מדדי הביצוע המשוכללים יותר שנוסו במחקר, ושהתחשבו בגורמי סיכון רבים יותר מהמדדים הקלסיים ובפעילויות התזמון של הקרנות, הניבו תוצאות כמעט זהות למדדים הקלסיים. מכאן, שהבעיות של המדדים הקלסיים, אותן היו המדדים המשוכללים יותר אמורים לפתור, אינן חמורות, לפחות במדגמנו. מעניין עוד לציין, שהמדדים הקלסיים (מדד שארפ, מדד טריינור ומדד ג'נסן) יוצרים דירוגים של הקרנות הדומים מאוד זה לזה והדומים מאוד לדירוגים על-פי מדדי הביצוע המשוכללים יותר. שוב, הבעיות של המדדים הקלסיים לא יצרו עיוותים משמעותיים אפילו בדירוג הקרנות.
- בממוצע, לקרנות נאמנות בישראל אין כל יכולת תזמון. תוצאה זו מחמיאה לקרנות בישראל לאור הממצאים בארצות-הברית שפעילות התזמון של קרנות הנאמנות האמריקניות הניבה להן תשואה שלילית.

הממצא המעניין ביותר במחקרנו, אותו יש לאשש במחקרים עתידיים, הוא שקיימת בקרב קרנות הנאמנות בישראל תופעה של עקביות (התמדה) בביצוע: קרנות טובות יחסית נשארות

7. אין ביכולתנו לשפוט האם גובה דמי הניהול מוצדק. המסר היחיד שלנו בהקשר זה הוא שעל כל משקיע רציונלי לבחון את היתרונות של קרנות הנאמנות (פיזור הסיכון, נוחות הניהול, ונזילות) מול העלות (דמי הניהול).

בצמרת הדירוג לאורך זמן, וקרנות גרועות יחסית נוטות להמשיך לדשדש בתחתית הדירוג. תופעת ההתמדה של הקרנות, שקיימת גם בקרב קרנות הנאמנות בארצות-הברית, יכולה אולי להסביר את נהירת המשקיעים בארץ ובעולם אחר קרנות שביצועיהן לאחרונה משובחים (קרנות "חמות").

נספח א'

חישוב מדד ג'נסן כאשר הקרן מתזמנת – הוכחה למשוואה (9)

נניח שקרן נאמנות מתזמנת, כלומר משנה את חשיפותה לשוק המניות (הביטא שלה) על-פי הערכותיה לגבי תוחלת ערוף התשואה על שוק המניות, $\bar{R}_{Mt} - R_{ft}$. Treynor and Mazuy (1966) מציעים במקרה זה למדל את הביטא של הקרן בזמן t , β_{kt} כ:

$$(A1) \quad \beta_{kt} = \beta_{1k} + \beta_{2k} (\bar{R}_{Mt} - R_{ft})$$

שילוב במודל CAPM נותן:

$$(A2) \quad \bar{R}_{kt} - R_{ft} = \alpha_{jk} + [\beta_{1k} + \beta_{2k} (\bar{R}_{Mt} - R_{ft})] (\bar{R}_{Mt} - R_{ft})$$

נסמן:

$$\tilde{R}_{Mt} = \bar{R}_{Mt} + \tilde{\gamma}_{Mt}$$

$$\tilde{R}_{kt} = \bar{R}_{kt} + \tilde{\gamma}_{kt}$$

נציב בנוסחה (A2) ונקבל:

$$(A3) \quad \begin{aligned} \tilde{R}_{kt} - R_{ft} - \tilde{\gamma}_{kt} &= \alpha_{jk} + [\beta_{1k} + \beta_{2k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}) - \beta_{2k} \tilde{\gamma}_{Mt}] (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft} - \tilde{\gamma}_{Mt}) \\ &= \alpha_{jk} + \beta_{1k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}) - \beta_{1k} \tilde{\gamma}_{Mt} + \beta_{2k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft})^2 \\ &\quad - \beta_{2k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}) \tilde{\gamma}_{Mt} - \beta_{2k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}) \tilde{\gamma}_{Mt} + \beta_{2k} \tilde{\gamma}_{Mt}^2 \end{aligned}$$

משוואה (A3) ניתנת לשכתוב כ:

$$(A4) \quad \begin{aligned} \tilde{R}_{kt} - R_{ft} &= \alpha_{jk} + E [\beta_{2k} \tilde{\gamma}_{Mt}^2 - 2\beta_{2k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}) \tilde{\gamma}_{Mt}] \\ &\quad + \beta_{1k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{2k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft})^2 + \tilde{v}_{kt} \end{aligned}$$

כאשר:

$$\begin{aligned}
 E[\beta_{2k} \gamma_{Mt}^2 - 2\beta_{2k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}) \tilde{\gamma}_{Mt}] &= \beta_{2k} E(\tilde{\gamma}_{Mt}^2) - 2\beta_{2k} E[(\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}) \tilde{\gamma}_{Mt}] \\
 (A5) \quad &= \beta_{2k} \sigma_M^2 - 2\beta_{2k} [E(\tilde{R}_{Mt} - R_{ft})E(\tilde{\gamma}_{Mt}) + \text{cov}(\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}, \tilde{\gamma}_{Mt})] \\
 &= \beta_{2k} \sigma_M^2 - 2\beta_{2k} \text{cov}[\tilde{R}_{Mt}, \tilde{\gamma}_{Mt}] = \beta_{2k} \sigma_M^2 - 2\beta_{2k} \sigma_M^2 = -\beta_{2k} \sigma_M^2
 \end{aligned}$$

נציב את (A5) במשוואה (A4) ונקבל:

$$(A6) \quad \tilde{R}_{kt} - R_{ft} = \alpha_{jk} - \beta_{2k} \sigma_M^2 + \beta_{1k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{2k} (\tilde{R}_{Mt} - R_{ft})^2 + \tilde{v}_{kt}$$

משוואה (A6) זהה למשוואת הרגרסיה המפורטת במשוואה (8) במאמר, כאשר:

$$(A7) \quad \alpha_k = \alpha_{jk} - \beta_{2k} \sigma_M^2$$

סידור מחדש של משוואה (A7) מוביל למשוואה (9) במאמר.

נספח ב'

רשימת הקרנות במדגם

שם הקרן	סוג הקרן	מנהל הקרן (בסוף 1989)
ציון משאבים	גמישה	אב
יוניטרסט	גמישה	אבוקה
לאומי פיא	מניות	אודם
אנליסט	גמישה	אנליסט גמישה
אנליסט	מניות	אנליסט מניות
הפועלים	מניות	ארז
מירית זילברמן	מניות	אש
הפועלים	מניות	אתגר
לאומי פיא	מניות	בדולח
להק אמריקאי	גמישה	דוכיפת
בטוחה	גמישה	דליה
אילנות דיסקונט	מניות	דקל
כללי	גמישה	דרור
עמדה מזרחי	גמישה	הדס
אחריות	גמישה	זינוק
יוניטרסט	מניות	זיק
להק אמריקאי	מניות	זמיר
א.ס.י.	גמישה	טל
לאומי פיא	מניות	יהלום
מוריץ טוכלר	גמישה	יסודות
הפועלים	מניות	כוכב
למשקיע	גמישה	למשקיע
יוניטרסט	גמישה	לפיד
הבינלאומי	מניות	מור
אחריות	מניות	מטאור
לאומי פיא	מניות	מכלול
הבינלאומי	גמישה	מעוף
אמבן	גמישה	נוגה
עמדה מזרחי	מניות	נטיף
מיטב	גמישה	נטע

נספח ב'

רשימת הקרנות במדגם (המשך)

שם הקרן	סוג הקרן	מנהל הקרן (בסוף 1989)
אמבן	מניות	נילי
בטוחה	מניות	סביון
הפועלים	גמישה	סער
עמדה מזרחי	גמישה	עידית
מרכזית	גמישה	פנתר
מסגות	גמישה	פסגות גמישה
פסגות	מניות	פסגות מניות
צמיחה	גמישה	צמיחה
לאומי פיא	גמישה	קלע
רונית	גמישה	רונית
בטוחה	גמישה	רקפת
נשואה	גמישה	שירה
אילנות דיסקונט	מניות	שסק
אילנות דיסקונט	גמישה	תדהר

מקורות

ברק, רונן, 1999. גישה משולבת לבחינת ביצועי קרנות הנאמנות בישראל, עבודת מ.א., ביה"ס למינהל עסקים, אוניברסיטת בר-אילן.
 לוי, חיים, סמיט משה, סרנט מרשל, 1999. הבורסה וההשקעה בניירות ערך, הוצאת שוקן (ירושלים ותל אביב).

- Banz, R., 1981. "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks", *Journal of Financial Economics* 9, 3–18.
 Brown, S., Goetzmann, W., 1994. "Performance Persistence", *Journal of Finance* 50, 679–698.
 Carhart, M., 1997. "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance* 52, 57–82.

- Edelen, R., 1999. "Investor Flows and the Assessed Performance of Open-End Mutual Funds", *Journal of Financial Economics* 53, 439–466.
- Elton, E., Gruber, M., Blake, C., 1996. "The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance", *Journal of Business* 69, 133–157.
- Elton, E., Gruber, M., Das, S., Hlavka, M., 1993. "Efficiency with Costly Information: A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios", *Review of Financial Studies* 6, 1–22.
- Fama, E., 1976. *Foundations of Finance*, Basic Books (New York).
- Fama, E., French, K., 1993. "Common Risk Factors in the Return of Stock and Bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.
- Ferson, W., Schadt, R., 1996. "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions", *Journal of Finance* 51, 425–462.
- Grinblatt, M., Titman, S., 1989. "Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights", *Review of Financial Studies* 2, 396–422.
- Gruber, M., 1996. "Another Puzzle: The Growth of Actively Managed Mutual Funds", *Journal of Finance* 51, 783–810.
- Hendricks, D., Patel J., Zeckhauser, R., 1993. "Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974–1988", *Journal of Finance* 48, 93–131.
- Henriksson, R., 1984. "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation", *Journal of Business* 57, 73–96.
- Ibbotson, R., Sinquefeld, R., 1997. *Stocks, Bonds, Bills, and Inflation*, Ibbotson Associates (Chicago).
- Jensen, M., 1968. "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964", *Journal of Finance* 23, 389–416.
- Lehman, B., Modest, D., 1987. "Mutual Fund Performance Evaluation: A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons", *Journal of Finance* 42, 233–265.
- Sharpe, W., 1966. "Mutual Fund Performance", *Journal of Business* 39, 119–138.
- Statman, M., 1999. "Behavioral Finance: Past Battles and Future Engagements", *Financial Analysts Journal* (November/December), 18–27.
- Treynor, J., 1965. "How to Rate Management of Investment Funds", *Harvard Business Review* 43 (January/February), 63–75.
- Treynor, J., Mazuy, F., 1966. "Can Mutual Funds Outguess the Market?" *Harvard Business Review* 44 (July/August), 131–136.