



# שוק ההון

## קרןנות נאמנות בישראל: שיעורוי תשואה וסיכום

בני לאוטרבך ורונן ברק

המחקר בוחן את ביצועי כל קרנות הנאמנות הגלובליות והמנתיות, שהיו קיימות בישראל בסוף 1989, לאורך התקופה 1990-1996. מדי הביצוע הקלסיים (מדד שARP ומדד ג'נסן), כמו גם מדדי ביצוע משוכלים יותר (המתיחסים בגורמי סיכון רבים יותר ובפעילויות התזמון של הקרנות), מצביעים על כך שלקרןנות הנאמנות בישראל **תשואת חסר** של כ-3% לשנה. מחקרים בארץ-הברית מודוחים על תשואת חסר ממוצעת של 1.5% עד 3% גם בקרנות הנאמנות האמריקניות, כך שניין לטעון שההשוואה ביןלאומית הביצוע של קרנות נאמנות בישראל אופיינית ואיןנו חריג. תשואת החסר של הקרנות מוסברת על-ידי דמי ניהול (בגובה 3%-2% לשנה) הנגבים מטעם הקרנות, כך שברוטו (לפניהם ניכוי דמי ניהול) קרנות נאמנות בישראל מושגут בממוצע תשואה הוגנת ההולמת את הסיכון שנוטלות הקרןנות.

توقفה מעניינת שנצפתה קשורה להתמדה ביצוע של קרנות הנאמנות. כמו בארה"ב, התרברר שקרןנות "מצחיקות" ממשיכות לבצע היטב יחסית גם בתקופות עוקבות, בעוד קרנות גראות יחסית ממשיכות בתחתיות הדירוג לאורך זמן. תופעת ההתמדה, אותה יש עוד לאש במחקרים עתידיים, יכולה אולי להסביר את נהיית הציבור אחר קרנות נאמנות "חמות".

---

\* אנו מודים למאיר אונגר, אבי וואהל, שופט הרבעון לכלכלה, ומשתתפיכנס האגודה הישראלית לכלכלה 2001 (מושב שוק ההון) על העורותיהם המועילות. המאמר מבוסס על עבודת ה-ד.מ.א. של רונן ברק בביה"ס לניהול עסקים באוניברסיטת בר אילן (בהנחיית פרופ' בני לאוטרבך), שוכחה בפרס הראשון של הבורסה לניירונות תל-אביב לעבודת מוסמך בנושא שוק ההון\*. רונן ברק מודה לבורסה על הפרס. כל הטעויות הנותרות הן באחריותנו בלבד. הוצג בכנס האגודה הישראלית לכלכלה 2001.

## A. מבוא

קרןנות הנאמנות מהוות אפיק השקעה פופולרי למשקיעים רבים מקרוב הציבורו. מושגים אלו מערכיכים את פיזור הסיכון המשועג באמצעות התיק המוגן שמצויקות הקרןנות, את הייעילות האדמיניסטרטיבית של הקרןנות בטיפול בתיק ניירות ערך, ואת הנזילות של ההשקעה בקרןנות.<sup>1</sup> אולם, מעבר לכך, תקוותם ורוב המשקיעים היא כי ההשקעה בקרןנות תניב גם תשואה יתר. השאלה אם אכן קרנות נאמנות משיגות תשואות יתר מעלה לתיק ייחוס (Benchmark) פסיבי ובולתי מנהל היא שאלת מרכזית בתורת המימון המודרנית. מחוקרים רבים בארצות-הברית, דוגמת Jensen (1968); Lehman and Modest (1987); Elton, Gruber, Das and Jensen (1999), ו-Edelen (1993); Carhart (1997) Hlavka (1993) שבמוצע קרנות הנאמנות האמריקניות נביבו תשואת חסר של כ- 1.5% עד 3% לשנה. תשואת חסר זו מוסברת בדרך כלל בדמי ניהול שגوبות הקרןנות. כאשר מחשבים את התשואות ברוטו (לפניהם דמי ניהול) מגלים שבסמוצע התשואה העודפתה ברוטו של הקרןנות קרוב מאוד לאפס. ככל הנראה, במוצע, אין למניחי הקרןנות בארצות-הברית יכולת להזדהות ולהשקייע בניריות ערך בעלי תשואת יתר. המחוקרים שנערכו בישראל פחוות חד-משמעיים מאיילו האמריקניים. לוי, סמיט וסרנת (1999) מסכימים בפרק 28 את המחוקרים בישראל. המחוקרים חולקים במאזיהם ובמסקנותיהם לגבי היישגי קרנות הנאמנות. למרות זאת, הרושם המתתקבל הוא שבבסמוצע קרנות הנאמנות בישראל אין מציאות תשואות יתר או חסר כלשהן.

מטרות המחבר ה הנוכחי הן:

1. הערכת鄙-ג'ורמי כדוגמת הדיאטיה (Arbitrage Pricing Theory). הערכת鄙-ג'ורמי קרנות הנאמנות בישראל בשנות התשעים, תוך כדי שימוש טכניות חדשות בתחום הערכת הביצועים. טכניות אלו עונთ, לפחות חלקית, על בעיות מדידה שונות שנתגלו במידדים הקלסים, ועל האפשרות שמחيري ניירות השקעות נקבעים על ידי מודל סיכון רב-גורמי כדוגמת הדיאטיה.
2. בחינת ההחמדה (Persistency) של鄙-ג'ורמי קרנות הנאמנות בישראל. זה מבחן של האם הקרןנות המנצחות מתמידות鄙-ג'ורמי הטובים? (Shall winners be winners?). חופה התחמדה נתגלתה בארצות-הברית (וראו למשל Hendricks, Patel and Zeckhauser (1993); Brown and Goetzmann (1994); Elton, Gruber and Blake (1996) נחקרה בישראל).

## B. רקע תאורי

### מידדי鄙-ג'ורמי הקלסיים

המידדים הקלסיים להערכת鄙-ג'ורמי הם מדי שארפ – (Sharpe (1966), טריינור – Treynor (1965), וגנסן – Jensen (1968). ממד שארפ של קרן נאמנות  $k$ , מוגדר כ:

.1. ההשקעה בקרןנות נאמנות ניתנת למימוש מיידי יום פרט למקרים חריגים ביותר (באישור הרשות לנירות ערך). לעומת זאת, משקיע המחזיק בתיק מנויות יתקשה מאוד למשוך בו ביום את כל המניות שתפקידו לא הפסד ממשמעותי.

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

כאשר  $\bar{R}_k =$  ממוצע תשואת הקرنן בתקופה הנדונה,  $\bar{R}_f =$  ממוצע הריבית חסרת הסיכון בתקופה הנדונה, ו-  $\sigma_k =$  סטיית התקן של תשואת הקrnן בתקופה הנדונה. מדריך שארפ מעריך את הפיצויו ליחידת סיכון כולל שמציעה הקrnן. המונה במשווה (1) הוא התשואה העודפת של הקrnן, והמכנה הוא סטיית התקן של תשואת הקrnן.

את מדריך שארפ של הקrnן משווים למדריך שארפ של תיק השוק,  $S_M$ , דהינו :

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

כאשר המשתנים הם כבמשווה (1), אלא ש-  $M$  מציין את "תיק השוק". עקרונית, תיק השוק כולל את כל הנכיסים המטוכנים במשק. אולם, מעשית, מרבית החוקרים מגדרים את תיק השוק כתיק כל המניות בכורסה — תיק מדריך המניות הכללי, למשל. מדריך שארפ של השוק,  $S_M$ , מהו זה נקודת ייחוס להשוואת ביצועי קרנות ביוון שפיזוי ליחידת סיכון בגובה  $S_M$  קל להשגה מצד משקיעים "פשוטים" ואננו מצריך כל יכולת בחירה או ניהול. ניתן להראות שימוש, אשר ישקיע חלק מכיספו בתיק של כל המניות (בתיק המיזוג על-ידי מדריך המניות הכללי, למשל), ואת שאר הכספי במק"ם, זיכה בפיצוי ליחידת סיכון בגובה  $S_M$  ללא כל ניהול אקטיבי. השאלה היא לנו: האם  $S_M > S_k$ , ככלומר, האם הקrnן הניבת פיזויו לסיכון מעיל לוזה הנינת להשגה על-ידי שלוב פשוט של מק"ם וכל המניות (תיק השוק)? קrnן בעלת  $S_k > S_M$  תקרא קrnן עדיפה, אם  $S_M \approx S_k$  הקrnן הוגנת, ואם  $S_k > S_M$  הקrnן נוחות.

מדריך שארפ מתקבל גם מנתחים תאורתיים יותר. לפי ה-CAPM Capital Asset Pricing Model – (CAPM) שילוב של מק"ם ותיק השוק הוא השילוב האופטימלי ("היעיל ביותר"), בהינתן המידע שבידי הציבור א-פרויורי. האם קrnן נאמנות מסוגלת להעתלו מעבר לתיק הדיעיל התאורטי? אם  $S_k > S_M$  הקrnן אכן השיגה ביצועים טובים מהתיק הדיעיל התאורטי, והוא מעוניינת להשקעה. אמן יתכן שהביטחושים המועלמים של הקrnן מקורות במזל (מרקירות). אך יתכן גם שעדייפות הביצוע נובעת מיתרונות מידע שיש לקrnן או מיכולת ניתוח עדיפה על פני שאר המשקיעים, מה שהופך את הקrnן לאטרקטיבית.

המדד הקלסי השני הוא מדריך ג'נסן,  $J_k$ , שהוא למשה התשואה העודפת של הקrnן יחסית ל███ון השיטתי שלו. לפי מודלים שונים לתמחרו ניירות ערך, רק הסיכון השיטתי של הנירור זכאי לפיצויו (אשר הסיכון ניתן לפיזור ונעלם בתיק השקעות מגוון). לכן, קrnן תוגדר כאטרכטיבית רק אם היא נושא תשואה מעבר למה שה███ון השיטתי שלה מצדיק. אם נשתמש ב-CAPM בתור מודל התמחרו, מדריך ג'נסן של הקrnן,  $J_k$ , ניתן לחישוב :

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

במשווה (3)  $\bar{R}_k$  היא התשואה הממוצעת של הקrnן 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 הקורן ( $\beta_k$  שלו). לגורן עדיפה  $\alpha_{Jk} > 0$ , לגורן הוגנת,  $\alpha_{Jk} \leq 0$  ולקורן נחותה  $\alpha_{Jk} < 0$ .  $\alpha$  ניתנת גם לאמידה על-ידי החותן ברגרסיה:

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

יש הבודקים גם את מדרד טריינור של הקורן, המוגדר כ:

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

כאשר  $\bar{R}_k$  = ממוצע תשואת הקורן בתקופה הנדונה,  $\bar{R}_f$  = ממוצע הריבית חסרת הסיכון בתקופה הנדונה, ו-  $\beta_k$  = הביטה של הקורן בתקופה הנדונה. מדרד טריינור מעריך את הפיזוי ליחידת מקדם סיכון שיטתי ( $\beta_k$ ) של הקורן. בדומה לממדר שארפ (המבועס על הפיזוי ליחידת סיכון כולל) יש להשוות את מדרד טריינור של הקורן עם מדרד טריינור של השוק, המוגדר כ:

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

לגורן עדיפה  $M$ , לגורן הוגנת  $(\text{עדיפה}, \text{הוגנת}, או \text{נחותה})$ ,  $TR_k > TR_M \approx TR_k$ , ולגורן נחותה  $TR_M > TR_k$ . ניתן להראות ששיעור הקורן (עדיפה, הוגנת, או נחותה) לפי מדרד טריינור יהיה זהה לשינויו לפי מדרד ג'נסן, המודד גם כן ביצוע יחסית לסיכון השיטתי. לעומת זאת, דירוג הקורנות לפי מדרד טריינור יכול להיות שונה מדרוגן לפי מדרד ג'נסן, וזאת משום שמדד ג'נסן וממדר טריינור מתמקדים במאפיינים שונים של ההצלחה ייחסית לסיכון השיטתי. מרבית המחקרים בנושא הערכת ביצוע מדדיים לנתח את מדרד ג'נסן של הקורן, שהוא התשואה העודפת שלא ייחסית לסיכון השיטתי. לכן, בהמשך, נדון בעיקר במדד ג'נסן.

### **בעיות המודדים הקלסיים ופתרונות אפשריים**

המודדים הקלסיים, ובעיקר מדרד ג'נסן, החשופים למספר בעיות וheetיות. לדוגמה, הערכות הביצוע מסתמכות בדרך כלל על השוואת תיק כל המניות, אף על-פי שההתאוריה מחייבת השוואת תיק (הקשה למדידה) של כלל הנכסים המסתכנים (=תיק השוק). ניתן לבחון את ההשפעה האפשרית של בעיה זו על-ידי בדיקת רגישות התוצאות לאופן הגדרת תיק כל המניות. בעבודתנו השתמשנו הן בתשואה מדרד המניות הכללי והן בתשואה מדרד מניות המשתנים (מדד המניות ה"כבדות" בבורסה, בתקופת המודגם) כאומדיים אפשריים של תשואה כלל המניות.

בעיה שנייה היא השימוש במודל ה-CAPM. יתכן ומודל תמחור ובגוריי כדוגמת Arbitrage Pricing Theory (CAPM) טוען שמודל ה-CAPM, המתחשב רק בסיכון השוק של הקורן, לוקה בחסר ואינו מספק בעת הערכת ביצועים. לדעת Gruber (1996), כדי לחשב את התשואה העודפת

של הקן יש להתחשב בארכעה גורמי סיכון אופייניים: סיכון שוק המניות, סיכון גודל החבורה, סיכון אג"ח אורך טווח, וסיכון שיורר הצמיחה של החבורה.

בעיה שלישית היא בעיית ההטיה במדדים כאשר הקן נוקטת בפעולות תזמון. פעילות תזמון נכונה מגדילה את שיורר ההשקעה של הקן במניות ואת ה- $\beta$  של הקן כאשר שוק המניות עומד בפני פריצה משמעותית קדימה, ומקטינה את שיורר ההשקעה במניות ואת ה- $\beta$  כאשר השוק מתקרב למפולת. קרנות נאמנות רוכות מתדרות בכך שהן מסוגלות לצפות היטב את עתיד השוק ומטזמנות את השקעותה בתואם. Grinblatt and Titman (1989) מראים כיצד פעילות תזמון גורמת להטיה כלפי מטה ב- $\beta_{jk}$  של קן המתזמנת היטב, והטיה כלפי מעלה ב- $\alpha_{jk}$  של קן המתזמנת גרוע. הטיה זו אוצרת במיוחד, כיון שהיא גורמת לקן שמטזמנת היטב להיראות נחותה לעומת קן בעל תזמון גרוע.

פתרון חלק לבעיית ההטיה עקב פעילות תזמון ניתן להשיג על ידי מידול התזמון (השתנות ה- $\beta$ ). Treynor and Mazuy (1966) מציעים את המודל הבא בעבר β המשתנה לאורך זמן:

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

נספח א' מראה שם נריין את הרגסיה 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 גינסן האמתי של הקן כ:

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

כאשר  $\sigma_M^2$  היא השונות של תשואת השוק, והמקדמים  $\alpha$  ו- $\beta_{2k}$  לקווים מהרגסיה המפורטת במשוואה (8).

המשמעות בגישה של Treynor and Mazuy (1966) הוא שניתן לפרק את הביצוע הכלול של הקן ליכולת תזמון וליכולת סלקטיביות. במשוואה (7)  $\alpha$  כולל את התשואה העודפת הנובעת מיכולת הסלקטיביות של הקן, דהיינו מיכולתה לבחור מניות הנושאות תשואה אטרקטיבית. לעומת זאת, הביטוי  $\beta_{2k}\sigma_M^2$  הוא התרומה של יכולת התזמון של הקן לתשואה העודפת הכלולית. ניתן לראות שבקרן המתזמנת היטב ( $\beta_{2k} > 0$ ) תרומת התזמון ל- $\alpha$  חיובית, בעוד שבקרן המתזמנת גרוע ( $\beta_{2k} < 0$ ) תרומת התזמון ל- $\alpha$  שלילית. מגבלת מסוימת בשיטת Treynor Mazuy (1966) היא המידול הפשטוט (mdi?) של פעילות התזמון של הקן.

### מודל רב-גורמי המתחשב בתזמון ומתאים לישראל

בעבודה הנוכחית אנו מציעים להשתמש במודל משולב. השימוש הוא בין גישת הסיכון הרב-גורמי וגישה התקין לתזמון שהוצעו לעיל, תוך כדי התאמה לישראל. באופן מעשי נניח קיום של ארבעה גורמי סיכון:

- (1) סיכון השוק. סיכון השוק יוצג על ידי  $R_f - R_M$ , כמו ב-CAPM הכספי.
- (2) סיכון גודל החברה. סיכון זה יוצג על ידי  $R_s - R_f$ , כמו אצל Fama and French (1993) כאשר  $R_s$  הוא התשואה על חיק המניות של החברות הקטנות ביותר, ו-  $R_f$  הוא התשואה על תיק מניות החברות הגדולות ביותר.<sup>2</sup>
- (3) סיכון אג"ח ארוך טווח. סיכון זה יוצג 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 הסיכון (על מק"ם).
- (4) סיכון שער החליפין. סיכון זה יוצג על ידי  $\pi - R_s$ , כאשר  $R_s$  הוא שיעור הפיחות של השקל מול הדולר האמריקני, ו-  $\pi$  הוא שיעור האינפלציה.
- גורמי הסיכון שלעיל נבחרו בהשראת Gruber (1996).<sup>3</sup> ישיתת ל- (הספנו גורם סיכון אחד והשמנטו גורם סיכון אחר. סיכון שער החליפין הוסף לרשימה גורמי הסיכון כיוון שבמשך הישראלי למספר רב של עסקים חשיבות לשער החליפין ומספר ניכר של קרנות משקיעות חלק מCapsen במתבצ'ן חוץ ובמניות בחו"ל. גורם הסיכון שהושמט הוא גורם סיכון הצמיחה של החברה. זאת כיוון שלא עמד לרשותנו בחוקופת המדגם מודל של חברות הצלומות מהר. בניית מודל כזה נתורתה ממשימה למחקר עתידי.
- פעילות התזמון של הקרנות מתבצעת על ידי שינוי חשיבות הקרנות (ה-β) לגורמי הסיכון השונים. באופן אנלוגי ל- Treynor and Mazuy (1966) נניתן כי:

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

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

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

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

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

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

.2. דיה והראשון שמצא שבארצות-הברית מניות של חברות קטנות מניבות תשואה ממוצעתה גבוהה יותר ממניות של חברות גדולות (בעלויות אותה ביטא). פרמיית תשואה זו משקפת כנראה סיכון "יהודוי".

.3. כאן המוקם לציין שאין לנו נתונים שארבעת הגורמים הללו ממצים את כל גורמי הסיכון הרלבנטיים בשוק ניירות הערך הישראלי.

ניתן לאמוד את התשואה העודפת,  $\alpha_{CK}$ , של הקרן C:

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

כאשר  $\sigma_M^2$ ,  $\sigma_{\text{size}}^2$ ,  $\sigma_{\text{agach}}^2$ ,  $\sigma_S^2$  הם השינויות של גורם (סיכון) השוק, גורם הגודל, גורם אג"ח לטוחה ארוך וגורם שער החליפין שהוצעו קודם. ההוכחה לשמשואה (15) אנלוגית לחלוטין להוכחה של משועה (9) המפורטת בסוףה א'. מדר הביצוע המשולב,  $\alpha_{CK}$  במשועה (15), פותח ונבדק לראשונה במחקר זה.

### עקבות הביצוע של קרנות נאמנות

בעקבות הממצאים בארץ-הברית על אודוט הביצוע הנחות במשמעותן הנאמנות יחסית לתיק בלחני מנהל של מק"ם וכל המניות בשוק (בהרכבת מניות זהה להרכבת מדד המניות הכללי) התעוררה השאלה: מה עם (מייעוט) קרנות הנאמנות שככל זאת השיגו תשואה עודפת? האם קרנות אילו מסוגלו לשחרור ביצוע עודף זה גם בתקופות עוקבות?

במחקר Elton, Gruber and Blake (1996) מציעים את המתוודולוגיה הבאה לבחינת עקבות 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 מדדים המתאימים ביןعشironyi הדירוג של הקרנות בתקופה הראשונה (תקופת הדירוג הראשוני) ובתקופה השנייה (תקופת המבחן). מדדים מתאימים חיברי ומובהק ביןعشironyi הדירוג מהו אינדיכיזיה לקיום התמדה ביצועי קרנות.

במחקר Elton, Gruber and Blake (1996) מצאו התמדה גבוהה של ביצועי הקרנות. כאשר תקופת הדירוג הראשוני ותקופת המבחן היו בנות 3 שנים כל אחת, מדדים המתאימים ביןعشironyi הדירוג בשתי התקופות היה 0.9 בקירוב. משמעות התחמלה היא שקרן אשר הצטינה בתקופה מסוימת ממשיכה ברוב המקדים להצטיין גם בתקופה העוקבת, נראה משום שיש לה יכולות מיוחדות כלשהן.

למייטב ידיעתנו, הנושא החשוב של התמדה או עקבות הביצוע של קרנות נאמנות טרם נבדק בישראל.

### ג. נתוניים

המדגם כולל את כל 44 הקרנות המניות והגמישות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989 – ראו רשימה בסוף ב'. קרנות אילו הן נשוא המחקר כיוון שקרנות מניות וקרנות גמישות הן הקרנות המעניינות ביותר מבחינה הביצועים (הבדלי הביצועים ביןיהם גדולים). כמו כן, קרנות אילו נוקטות לעיתים בפעולות זמן הוללה לעות את מדידת ביצועיהן – ראו פרק 2ב' לעיל. מעניין לבחון האם המדרד המשולב שפותח במחקר הנוכחי מגיע למסקנות שונות מהמודדים הקלסיים על התשואה העודפת והדירוג של הקרנות.

תקופת המדגם היא בת 7 שנים (12/96-1/90). נתוני התשואה החודשיות של הקרנות (המתבססים על מחירי פרוון של הקרנות) סופקו באדיבות "מייטב" – חברה ליעוץ פיננסי ולניהול תики השקעות. שער המניות, נתוני מדד המניות הכללי, מדד האג"ח הכללי, מדד

המהירים לצרכן ושער החליפין של הדולר, נלקחו ממאגרי המידע של חברת "תוכנה לעניין". תשואת מק"ם לחודש נלקחה מדווחות בנק ישראל. כדי לבנות את תיקי הגודל של המניות, הנחוצים לחישוב גורם הגודל ( $R_s - R_1$  במשווה (12)), אספנו ערכי סך-כלamazon של החברות הננסחרות בבורסה משני מקורות: בשנים 1990-1993, סך-כלamazon נלקח מספרי השנה של "גלוּבֶס" על הבורסה, ובשנתיים 1994-1996 סך-כלamazon נלקח מתוך תוכנת מד"ף של הבורסה.<sup>4</sup>

## ד. תוצאות

### מדדי ביצוע כלכליים

לוח 1 מסכם את מדדי שארפ, טריינור וגינסן של הקrongos. התוצאות אינן מחייבות לענף הקrongos המניטי והגמיות בישראל. לפי מדד שארפ קrongos הנאמנוו במשמעות פיזוי לסייעון הנמוך ב-0.050 משלוב פשוט של מק"ם ותיק מדד המניות הכללי. בתקופת המדגם, מדד שארפ הממוצע של הקrongos הוא 0.041 ומדד שארפ של מדד המניות הכללי הוא 0.091, כך שההנחהות של הקrongos בולטת ומשמעותית הן מבחינה סטטיסטית והן מבחינה כלכלית.

כאשר בוחנים את ביצועי הקrongos ייחסית לסייעון השיטתי שלhn (β) התמונה דומה. מדד טריינור הממוצע של הקrongos (1.37) נמוך באופן מובהק מדד טריינור של מדד המניות הכללי (1.78). שוב ונראה שקרונגוס הנאמנוו הניבו נמוכה יותר מאשר תיק של מק"ם ומדד המניות הכללי. אם נعتبر למדד גינסן נגלה שתשואה החסר הממוצע של הקrongos מובהקת מבחינה סטטיסטית ומשמעותה ב-0.26% לחודש, כ-3% לשנה.

במבחן חזר, הממצאים בלוח 1 אינם מפתיעים. זאת כיון שגם תעשיית קrongos הנאמנוו בארכזות-הברית מציגה תשואה חסר של 3%-1.5% לשנה. בנוסף, אם נחשב את התשואה הקrongos ברוטו, דהיינו נוסף לתשואה הקrongos את דמי ניהול (בגובה 3%-2% בממוצע לשנה בישראל), נמצא שברוטו קrongos הנאמנוו הוגנת (קרוב ל-0% תשואה ועדפת מומצעת ברוטו). התשואה ברוטו של הקrongos היא התשואה על תיק ניירות הערך שלhn, ולפי ממציאנו תשואה זו נורמלית ותואמת בממוצע את סיכון תיק ההשקעות של הקrongos. כך, שביצועי קrongos הנאמנוו במודגם שלנו (לוח 1) בהחלט צפויים, ותואמים הן את הממצאים

<sup>4</sup> בעיה אופיינית בה נתקלנו היה בעיית ההישרדות. עקבנו אחר הדיווחים השוטפים של הבורסה על אודות מזכבת קrongos הנאמנוו וממציאנו 3 קrongos בעיתיות: רונית (פורה ב-2/1991), טל (פורקה ב-1995/2), ומעוף (שיניי מדיניות השקעה לkrן מעורבת ב-1990/7, חזזה למדייניות krן גמישה ב-1992/7). בעבור הקrongos שפורקו (טל ורונית) נניח שמתקנית תופעת ה-"Hot Hands" (ראו Hendricks, Patel (1993), כלומר נני שחכט שהושקע בkrongos אילו עבר עם פירוקן לkrongos שהשיגו את התשואה הגבוהה ביותר בשנה שקדם להפרוק. בעבור krone ("מעוף") נניח שבתקופה הייתה krone מעורבת היא השיגה את התשואה הממוצעת של krongos גמישות. דרך הטיפול הזה בשולשות krongos העיתיות אומצה בעקבות Gruber (1996), והה לטיפול בkrongos העיתיות שבמודגם שלו. מכל מקום, בכל אנליזה שביצענו במחקר בדקנו גם את התשואה העודפת ללא שלוש krongos הללו. ההבדלים בתוצאות היו מזעריים.

## لוח 1 :

**מדדדים קלים של ביצועי קרנות הנאמנות הגלומות והמנוגיות בישראל (1990-1996)**

המדדדים מבוססים על נתוני התשואה החודשיות מינואר 1990 עד דצמבר 1996 של כל 44 הקרןנות הגלומות והמנוגיות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989. הממדדדים חושבו בעורות משוואות (1) עד (6) לעיל.

		מדד ג'נסן		— TREYNOR — TREYNOR (שוק)	
		קרןנות גמישות	כל הקרןנות	קרןנות מנוגיות	כל הקרןנות
-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
פרופורציה הקרןנות עם ביצוע עודף <sup>a</sup>					
		SHARPE — (קרן) — SHARPE (שוק)			
		קרןנות מנוגיות	כל הקרןנות	קרןנות גמישות	קרןנות מנוגיות
-0.024	-0.062	-0.050			
(4.0)	(-6.5)	(-6.6)			
-0.022	-0.067	-0.041			
2/19	1/25	3/44	2/19	1/25	3/44
פרופורציה הקרןנות עם ביצוע עודף <sup>a</sup>					

<sup>a</sup> ביצוע עודף ממשמעו  $0 > (\text{שוק}) - \text{SHARPE} = (\text{קרן}) - \text{SHARPE}$ , מדד ג'נסן חיובי, או  $0 < (\text{שוק}) - \text{SHARPE}$ , מדד ג'נסן שלילי. (t-statistic) – TREYNOR, קרן, TREYNOR, בהתאם.

בארצות-הברית והן את ההשערה הבסיסית בתורת המימון שקשה מאוד להשיג תשואת יתר בהשקעות בניירות ערך.<sup>5</sup> הממצאים בלוח 1 לגבי פרופורציה הקרןנות עם ביצוע עודף משלימים את התמונה. רק 7% מהקרןנות (3 קרנות) השיגו ביצוע עודף.<sup>6</sup> בבדיקות שערכנו לכל קרן בנפרד מצאנו שהביצוע העודף איננו מובהק סטטיסטי באף אחת משלוש הקרןנות "הモצליחות". לעומת זאת, מתוך 41 הקרןנות בעלות ביצוע נחות, ל-11 הייתה תשואת חסר מובהקת (על-פי מדד

5. השערה זו, הנקרה גם השערת השוק הייעיל, נדונה בהרחבה אצל Fama (1976). מעניין, שגם חוקרים המתגדרים לקובעיה שmailto: ניירות הערך בשוק רציונליים, מסכימים עם השערת השוק הייעיל שקשה להשיג רווחי יתר – ראו למשל (1999).

6. מעניין שהקשר זה מדד ג'נסן, מדד טריינור ומדד שארפ מסכימים בינהם, ככלומר, לשלווש הקרןנות העדינות מדד ג'נסן חיובי, מדד טריינור גבוה ממדד טריינור של השוק, ומדד שארפ גבוה ממדד שארפ של השוק.

гинסן וברמת מובהקות של 5%). על-פי מדד ג'נסן, لكنן הטובה ביותר במדד המדגם היה עודף תשואה של 3.5% לשנה, ורקן הגורעה ביותר "עודף" תשואה של -13.5% לשנה. תוצאה מעניינת נוספת היא שהקרנות המניות היו טובות יותר (בעצם, גורעות פחות) מהקרנות הנגישות. נראה שניסיונו הכספיות לגמישות לתמוך בין השוקים ("זימון") לא צלח במיוחד, או שלחלק מקרנות האנאמניות יכולת טוביה יחסית בבחירה מנויות (יכולת "סלקטיביות"). עוד יש לציין כי שימוש במידד שוק אחר, מדד מנויות המשתנים, הוביל למסקנות חמורות אף יותר. לדוגמה, כאשר משתמשים במידד מנויות המשתנים תשואת החסר המומוצעת של הקרנות היא 4.5% לשנה.

### מדד ביצוע רב-גורמי

מדד הביצוע הרוב-גורמי בא לענotta על האפשרות שסיכון השוק איננו הסיכון היחיד המתומח. בהשראת ה- Arbitrage Pricing Theory (APT) Gruber (1996) חושב מדד ביצוע רב-גורמי,  $\alpha_{Fk}$ , כחומרה ברגסיה

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

המודל במשוואת (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 הקрон בעת הערכה התשואה העודפת שלה ( $\alpha_{Fk}$ ). לפי מודל ה-APT,  $\alpha$  צריך להיות שווה לאפס (ראו Gruber (1996)).

כמה פרטים תוארים על גורמי הסיכון בהם השתמשנו. ממוצע פרמיית סיכון השוק ( $R_{Mt} - R_{ft}$ ) בתקופת המדגם (12/1996-1/1990) הוא 0.69% לחודש, כוללן 9%-8% לשנה. שיעור פרמיית סיכון (עודף התשואה של שוק המניות) זו קרוב למוצע פרמיית הסיכון בשוק המניות האמריקאי. לפי Ibbotson and Sinquefield (1997) בימי 1926-1995 עודף התשואה המומוצע של מדד S&P500 על פני המק"ם האמריקאי היה 8.7% לשנה.

פרמיית סיכון הגודל ( $R_{st} - R_{lt}$ ) חושבה אצלנו כהפרש בין תשואת תיק 10 מנויות החברות הקטנות ביותר ותשואת תיק 10 מנויות החברות הגדולות ביותר. הרוכבי תיק המניות הקטנות ותיק המניות הגדולות רוענו מיידי שנה על-פי נתוני סך-כול מאון חברה בסוף השנה הקודמת. תיקי המניות הם שווים משקלות. פרמיית סיכון הגודל, כוללן עודף התשואה המומוצע של תיק המניות הקטנות, היא 1.82% לחודש, כ-22% לשנה. Banz (1981) מתעד בארצות הברית עודף תשואת ממוצע של מנויות קטנות על פני מנויות גדולות בסדר גודל של כ-20% לשנה. עם זאת, נראה לנו שפרמיית סיכון הגדל, או ליתר דיוק פרמיית התשואה של המניות הקטנות שנא마다 במדד מوطית ככלפי מעלה.

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

וממוצע פרמיית שער החליפין ( $\pi - R_{\$t}$ ) שלילית ובסדר גודל של 5% לשנה. בתקופה המודגמת שער החליפין של הדולר פיגר אחרי מדד המחיר לצרכן, ותשואת האג"ח לא עלתה בממוצע על תשואת המק"ם.

לוח 2 מציג את תוצאות ניתוח קרנות הנאמנות באמצעות המדד הריב-גורמי. הממצאים דומים מאוד לאיilo בלוח 1. תשואת החסר הממוצעת של קרנות הנאמנות נותרת ברמה של 3% לשנה. בנוסף, מקדם המתאים בין דירוג מיקום הקרן לבין מדד גינסן הקלסי ודירוג מיקום הקרןות לפי המדד הריב-גורמי הוא 0.924, כלומר שני המדדים נוטנים דירוג כמעט זהה. המשקנה היא שבתקופת המדגם השימוש במדד גינסן הקלסי, תוך התעלמות מגורמי סיכון נוספים, לא גורם לעיוותים משמעותיים.

### **מדד ביצוע ריב-גורמי עם התוצאות בתזמון — המדד המשולב**

תוצאות מדד הביצוע הריב-גורמי המתחשב בתזמון, המדד המשולב להלן, מסוכמות בלוח 3. הממצאים דומים לאיilo שבלוחות 1 ו-2. תשואת החסר הממוצעת של קרנות הנאמנות היא כ-3% לשנה. מקדם המתאים בין מיקום הקרן לדירוג לפי מדד גינסן ומיקום הקרן בדירוג עלי-פי המדד המשולב הוא 0.927. מעשית, בתקופת המדגם, מדד גינסן הקלסי נותן ערכיהם ודירוגים כמעט זהים לאיilo של המדד המשולב. השימוש במודל המשולב מאפשר גם ניתוח של יכולת התזמון של הקרן. על-פי משווהה (15) יכולה תזמון הקרן יכולה להימדר 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) מזאנו שהוא 0.00% לחודש. ל-23 מהקרנות יכולה תזמון חיובית ול-21 שלילית, כך שפרופורציית הקרן עם יכולת תזמון חיובית קרובה מאוד לחצי. המשקנה המתחבקשת היא שבממוצע אין לקרנות הנאמנות בישראל כל יכולת תזמון. במשמעותו, פעילות התזמון של הקרןות לא השיגה את יעדיה, אך גם לא גרמה להפסד תשואה למשקיעים. ממצא זה שונה מהמצאים בשוק האמריקאי, שם נתען שהקרנות הנאמנות בארצות הברית תזמון שלילי מובהק, ככלומר הן מפסידות תשואה בממוצע עקב פעילות תזמון — ראו (1984), Henriksson and Treynor (1966), Ferson and Schadt (1996).

### **בחינת עקביות ביצועי הקרן**

לצורך בדיקת רמת העקביות (או ההסתדרה) של ביצועי הקרן חולקה תקופה המדגם (1990 עד 1996) לשולש תקופות משנה: שתי תקופות דירוג ראשוני, אחת בת 5 שנים (1994-1990) והשנייה בת 3 שנים (1994-1992), ותקופה מבחן אחת (1995-1996). בכלל אחת מתקופות איilo הושבו מדד גינסן הקלסי ( $J_k$ ) במשווהה (4), מדד ביצוע ריב-גורמי ( $\alpha_{Fk}$ ) במשווהה (16), ומדד הביצוע הריב-גורמי המתחשב בתזמון (המדד המשולב —  $\alpha_{Ck}$ ). במשווהה (15)).

## لוח 2 :

**מדד ביצוע רב גורמי של קרנות הנאמנות הגלומות והמניות בישראל (1996-1990)**

המדד מובוס על נתוני התשואה החודשיות מינואר 1990 עד דצמבר 1996 של כל 44 הקרןנות הגלומות והמניות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989. הממדד מחושב בהתאם למשווהה (16) לעיל.

מדד ביצוע רב-גורמי				
קרןנות מניות	קרןנות גמלשות	כל הקרןנות		
-0.21% (-3.1)	-0.27% (-4.4)	-0.26% (-5.6)		ממוצע (t-statistic)
-0.17%	-0.24%	-0.18%		חץין
2/19	4/25	6/44		פרופורצית הקרןנות עם ביצוע עודף <sup>a</sup>

<sup>a</sup> קרן מוגדרת כבעל ביצוע עודף אם הממדד הרוב-גורמי שלה חיובי.

## لוח 3 :

**מדד ביצוע משולב של קרנות הנאמנות הגלומות והמניות בישראל (1996-1990)**

המדד מובוס על נתוני התשואה החודשיות מינואר 1990 עד דצמבר 1996 של כל 44 הקרןנות הגלומות והמניות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989. הממדד מחושב בעוזרת משווהות (14) ו-(15) לעיל.

מדד המשולב				=
מדד ביצוע רב-גורמי עם התחשבות בתזמון				
קרןנות מניות	קרןנות גמלשות	כל הקרןנות		
-0.18% (-4.0)	-0.28% (-4.6)	-0.25% (-5.9)		ממוצע (t-statistic)
-0.16%	-0.24%	-0.19%		חץין
2/19	4/25	6/44		פרופורצית הקרןנות עם ביצוע עודף <sup>a</sup>

<sup>a</sup> קרן מוגדרת כבעל ביצוע עודף אם הממדד הרוב-גורמי שלה חיובי.

לוח 4 מציג את מקדמי המתחם של Spearman (קורלציית דירוג) בין מדד הביצוע בתקופה המבחן ומדד הביצוע בשתי תקופות הדירוג הראשוני. כל מקדמי המתחם בלוח 4 חיוביים ונעים סביב 0.5. המשמעות היא כי בביצועי הקרןנות לטוחה של 3 ו-5 שנים קיימת אינדיקציה מודרננה לגבי ביצוע הקרןנות בעמידה. קרנות טובות יחסית בתקופה הדירוג הראשוני נוטות להישאר בצמרת הדירוג גם בתקופה לאחר מכן — תקופת המבחן, וקרןנות גורעות יחסית נשאות בחתימתה.

**לוח 4:**  
**עקביות הביצוע של קרנות הנאמנות הגמישות והמניתיות בישראל (1996-1990)**

הلوح מציג את הקורלציה של SPEARMAN (קורלציה הדירוג) בין הביצועים של הקרןנות בתקופה המבחן (1996-1995) וביצועיהם בתקופה קודמתו: תקופה בת חמישה שנים (1994-1990), ותקופה בת שלוש שנים (1994-1992). התוצאות מבוססות על נתוני התשואה החודשיות מינואר 1990 עד דצמבר 1996 של כל 44 הקרןנות הגמישות והמניתיות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989.

מדד המשורב רבעוני (1996-1995)	מדד ביצוע רב-גרומי (1996-1995)	מדד ג'נסן (1996-1995)	קורסילטציית SPEARMAN של עמ' ↓
*0.49	*0.52	*0.50	המדד המקביל בתקופה 1990-1994
*0.51	*0.51	*0.50	המדד המקביל בתקופה 1992-1994

\* הקורלציה גבוהה משמעותית מפס (ברמת מובהקות של 0.001).

כדי להמחיש את תופעת ההתמדה חילקו את הקרןנות שבמדגם ל-4 קבוצות (רב-עוני) "aicotot" על-פי ביצועיהן (מדד ג'נסן) בשנים 1994-1992, ול-4 קבוצות איכות על-פי ביצועיהן (מדד ג'נסן) בשנים 1996-1995. מצאו שמתוך 11 הקרןנות בקבוצת האיכות הגבוהה ביותר ב-1994-1992 שש קרנות המשיכו להצטיין גם ב-1995-1996, כולל, 6 קרנות המשיכו להשתייך לקבוצת האיכות הגבוהה ביותר גם ב-1995-1996. במקביל, 7 מתוך 11 הקרןנות בעלות מדדי ג'נסן הנמוכים ביותר ב-1994-1992 המשיכו לאכזב בשנים 1996-1995, כולל, המשיכו להשתייך לקבוצת (או רב-עון) האיכות התחתונה גם ב-1995-1996. פרופורציות אלו של התמדה ברבעון הביצוע גבוהות יחסית, כיוון שלפי השערת האפס של ביצועי אקראי (חוסר התמדה) של הקרןנות, הציפייה היא שרק כ-3 (מתוך 11) הקרןנות יתמידו ברבעון הביצוע שלהם. מבחינה סטטיסטית, על בסיס הממצא ש-6 או 7 מתוך 11 קרנות מתמידות ברבעון הביצוע שלהם, ניתן לדחות את השערת האפס של חוסר התמדה ברמת מובהקות של 5%. תוצאות דומות מתתקבלות בעבור מדדי ביצוע אחרים ובעבור תקופה דירוג ראשוני של חמישה שנים (1994-1990) במקום 1994-1992. לכן, נראה שתויפעת ההתמדה שנצפתה בארץ-ישראל שירה וקיימת גם בקרב קרנות נאמנות בישראל.

לעקבות הביצוע של קרנות (توقفה התחמלה) חשבות רכה כיוון שהיא אפשרה למשקיע לזהות קרנות נאמנות מצטיינות שכונראת תצלחנה גם בעתיד. יחד עם זאת, יש לציין, שתופעת התחמלה אינה מובנת דיה, ואין ביכולתנו לחזות אם היא תמשיך להתקיים גם בעתיד. מכל מקום, תופעת התחמלה מסבירה את נתיות המשקיעים מן הציבור לנורו ל"קרן מצטיינת". הנהירה לכך ה"חמה" אינה תגובה פטיכולוגית גרידא. יש לה, או היה לה, בסיס כלכלי מסויים, לפחות על-פי ממציאנו.

#### ה. סיכום ומסקנות

המאמר בוחן ביצועי קרנות נאמנות בישראל בשנים 1990-1996, תוך כדי שימוש במדד ביצוע קלסיים ובמדד ביצוע מתקדמים יותר. המדגם מקין את כל 44 הקרנות הגלומות והמנתיות שהיו קיימות בישראל בסוף 1989.

המסקנות העיקריות הן:

- בפועל, קרנות הגלומות הגלומות והמנתיות בישראל נשאו תשואת חסר של כ-3% בשנה. תשואת חסר זו דומה ברמותה לתשואה החסר המתועדת ב מבחנים דומים של קרנות הנאמנות בארץ-הברית.
- אם נת肯 את תשואת הקרנות בעבר דמי ניהול (בגובה 3%-2% לשנה) הנגבים על-ידי הקרנות, נמצא שברוטו (לפני דמי ניהול) קרנות הגלומות הניבו תשואת ההולמת את סיכון תיק השקעות שלהן. כך, שבמוציע, קרנות הגלומות הגלומות והמנתיות בישראל השיגו תשואה הוגנת על השקעותיהן, ותשואת החסר שלתן מוסברת רובה כולה על-ידי דמי ניהול שהן גבוהות.<sup>7</sup>
- מדדי הביצוע המשוכלים יותר שנשו במחקר, ושהתחשבו בגורמי סיכון ובאים יותר מהמדדים הקלסיים ובפעולותיו התזומן של הקרנות, הניבו תוצאות כמעט זהות למדדיהם הקלסיים. מכאן, שהחשיבות של המדדים הקלסיים, אותן היו המדדים המשוכלים יותר אמרורים לפטור, אין חמורות, לפחות במדדינו. מעניין עוד לציין, שהמדדים הקלסיים (מדד שארף, מדד טרינינור ומדד ג'נסן) יוצרים דירוגים של הקרנות הדומים מאוד זה להזדהומיים מאוד לדירוגים על-פי מדדי הביצוע המשוכלים יותר.שוב, הבעיות של המדדים הקלסיים לא יוצרו עיונות ממשמעותיים אפילו בדירוג הקרנות.
- בפועל, לקרנות נאמנות בישראל אין יכולת תומן. תוצאה זו מחמיאה לקרנות בישראל לאור הממצאים בארץ-הברית שפעולות התזומן של קרנות הגלומות האמריקניות הניבה להן תשואה שלילית.

הממצא המעניין ביותר במחקרנו, אותו יש לאש במחקרים עתידיים, הוא שקיימת בקשר לקרנות הגלומות בישראל תופעה של עקבות (התחמלה) ביצוע: קרנות טובות יחסית נשארות

---

.<sup>7</sup> אין ביכולתנו לשפט האם גובה דמי ניהול מודדק. המסר היחיד שלנו בהקשר זה הוא שעל כל משקיע רצינוני לבחון את היתרונות של קרנות הגלומות (פיזור הסיכון, נוחות ניהול, וזולות) מול העלות (דמי ניהול).

בצמרת הדירוג לאורך זמן, וקרנות גראות יחסית נוטות להמשיך לדשדש בתחום הדירוג. תופעת ההתמדה של הקרנות, שקיים גם בקרב קרנות הנאמנות בארצות-הברית, יכולה אולי להסביר את נחירות המשקיעים בארץ ובעולם אחר קרנות שביצעויהן לאחרונה משבוכיים (קרנות "חמות").

### נ ס פ ח א'

#### חישוב מודד גינסן כאשר הקרן מתחזנת — הוכחה למשוואה (9)

נניח שקרן נאמנות מתחזנת, כלומר משנה את חשיפתה לשוק המניות (הביתא שלו) על-פי הערכותיה לגבי תוחלת עודף התשואה על שוק המניות.  $\bar{R}_{Mt} - R_{ft}$  מציין במקרה זה למצל את הביתא של הקרן בזמן  $t$ ,  $\beta_{kt}$ :

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

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 לשכתו כ:

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

כאמור:

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

נציב את (A5) במשוואת (A4) ונקבל:

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

משוואת (A6) זהה למשוואת הרגרסיה המפורטת במשוואת (8) במאמר, כאשר:

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

סדרור מחדש של משוואה (A7) מוביל למשוואת (9) במאמר.

## נ ס פ ח ב'

## רשימת הקרנות במדגם

שם הקרן	סוג הקרן	מנהל הקרן (בסוף 1989)
ציון משאבים	גמישה	אב
יונייטרטט	גמישה	אבוקה
לאומי פיא	מניות	אורם
אנגליסט	גמישה	אנגליסט גמישה
אנגליסט	מניות	אנגליסט מניות
הפעלים	מניות	ארוז
מירית זילברמן	מניות	אש
הפעלים	מניות	אתגר
לאומי פיא	מניות	בדולח
לחק אמריקאי	גמישה	דוכיפת
בטוחה	גמישה	דליה
אלונות דיסקונט	מניות	דקל
כללי	גמישה	דרור
עמדה מזרחי	גמישה	הרס
אחריות	גמישה	דיןוק
יונייטרטט	מניות	זיך
לחק אמריקאי	מניות	זמןיר
א.ס.י.	גמישה	טל
לאומי פיא	מניות	יהלום
מוריז טוכלר	גמישה	יסודות
הפעלים	מניות	כוכב
למשקיע	גמישה	למשקיע
יונייטרטט	גמישה	לפייד
הבינלאומי	מניות	מור
אחריות	מניות	מטאור
לאומי פיא	מניות	מכלול
הבינלאומי	גמישה	מעוף
אמבן	גמישה	נוגה
עמדה מזרחי	מניות	נטיף
מייטב	גמישה	נטע

## נְסַפְּחָבִי

## רשימת הקרןנות במדגם (המשך)

שם הקרן	סוג הקרן	מנהל הקרן (בסוף 1989)
אמבן	מניות	ניל
בטוחה	מניות	סביון
הפעלים	גמישה	סנער
עמדת מזרחי	גמישה	יעידית
מרכזית	גמישה	פנתר
מסגות	גמישה	פסגות גמישה
פסגות	מניות	פסגות מניות
צמיחה	גמישה	צמיחה
לאומי פיא	גמישה	קלע
רונית	גמישה	רונית
בטוחה	גמישה	רkapט
נשואה	גמישה	שירה
אלינות דיסקונט	מניות	שסק
אלינות דיסקונט	גמישה	תדרה

## מקורות

ברק, רونן, 1999. גישה משולבת לבחינת ביצועי קרנות הנא郿ות בישראל, עבודה מ.א., בית"ס למנהל עסקים, אוניברסיטת בר-אילן.  
 לוי, חיים, סמית משה, סרנת מרשל, 1999. הבורסה וההשקעה בנירות 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., Sinquefield, 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.