

## האם תשואתה של מניה תלויה בסיכון השיטתי או במאפייני הפירמה? בחינה אמפירית בשוק ההון הישראלי<sup>1</sup>

חיים קידר-לוי<sup>2</sup>, אורי בן ציון<sup>3</sup>, לנה איצקוב<sup>4</sup>, ומורן גודר<sup>5</sup>

### עיקר הממצאים

המודל לתמחור נכסי הון (CAPM) גורס כי הקשר בין תוחלת התשואה של נכס לסיכון הכרוך בהשקעה בו אמור להיות ליניארי בעל שיפוע חיובי, וגורם הסיכון המסביר הוא הסיכון השיטתי, הנמדד על ידי  $\beta$ . ואולם, Fama and French (1992), ובעקבותיהם אחרים ברחבי העולם, הדגימו כי גודל הפירמה והיחס בין שווי הונה העצמי בספרים לשווייה בשוק ( $B/M$ ) תורמים תרומה משמעותית להסבר תשואת המניה, ואף הופכים את  $\beta$  ללא-רלוונטית. עבודה זו היא, למיטב ידיעתנו, הראשונה המיישמת את הפרוצדורה של FF בישראל, וזאת באמצעות מדגם של המניות הכלולות במדד תל אביב 100 בשנים 1993 עד 2004. התוצאה המרכזית היא שגם בישראל גודל החברה והיחס  $B/M$  תורמים תרומה משמעותית להסבר התשואות, אלא שבניגוד לממצאים מחו"ל, גורם הסיכון  $\beta$  נותר מובהק. ממצא זה מלמד, ככל הנראה, על סיכון שיטתי (סיכונים שער החליפין, סיכונים פוליטיים וכיו"ב) גבוה יחסית של הפירמה הממוצעת בישראל. לממצאים אלה השלכה מעשית חשובה, שכן משקיע יכול, לדוגמה, לנקוט אסטרטגיית השקעה שלפיה הוא ירכוש תיקי מניות של פירמות קטנות, ימכור בחסר תיקי מניות של פירמות גדולות, וכך ייהנה מתשואה עודפת שאינה קשורה לסיכון. מסקנה זו מצריכה ברור של הגורמים הרלוונטיים להיווצרות תשואותיהם של נכסים פיננסיים, ועל כן מעמידה בספק את הגדרת  $\beta$  כגורם הסיכון היחיד בשוק.

### 1. הקדמה

המודל לתמחור נכסי הון (CAPM - Capital Assets Pricing Model) הוא מודל תיאורטי שפיתחו Lintner (1964), Sharpe (1965) ו-Mossin (1966) באמצע שנות

<sup>1</sup> אנו מודים לד"ר מישל סטרבצ'ינסקי, לפרופ' יוג'ין קנדל ולשופט אנונימי על הערותיהם הבונות. השגיאות, במידה שנתרו, הן באחריותנו בלבד.

<sup>2</sup> אוניברסיטת בן-גוריון בנגב, בית הספר למינהל עסקים, ת"ד 652, באר שבע, 84105. [hlevy@som.bgu.ac.il](mailto:hlevy@som.bgu.ac.il) (איש קשר).

<sup>3</sup> אוניברסיטת בן-גוריון בנגב, המחלקה לכלכלה, ת"ד 652, באר שבע, 84105. [uriusa@gmail.com](mailto:uriusa@gmail.com)

<sup>4</sup> תלמידה במחלקה לכלכלה, אוניברסיטת בן-גוריון בנגב.

<sup>5</sup> תלמיד במחלקה לכלכלה, אוניברסיטת בן-גוריון בנגב.

השישים לקביעת מחירי שיווי המשקל של נכסי הון בתנאי סיכון. אחת התוצאות המרכזיות של המודל היא, שבחינת חתך רוחב של הקשר בין תוחלת התשואה לסיכון אמורה לגלות קשר ליניארי, אשר על פיו פרמיית הסיכון פרופורציונית לרמת הסיכון. הסיכון נמדד על ידי  $\beta$ , שהיא היחס בין השונות המשותפת לתשואת הנכס הבודד ולתשואת תיק השוק ובין השונות של תשואת "תיק השוק". תיק השוק הוא תיק מניות המכיל את כל הנכסים המסוכנים במשק בפרופורציה המתאימה לשוויים היחסי בשוק. קשר זה בין מניה  $i$  כלשהי לתיק השוק  $m$  מנוסח כך:

$$(1) \quad E(R_i) = R_f + \beta_i (E(R_m) - R_f),$$

כאשר  $E(R_i)$  היא תוחלת התשואה על הנכס  $i$ ,  $R_f$  היא התשואה על איגרת חוב ללא סיכון, ומדד הסיכון מחושב כ-  $\beta_i = Cov(R_i, R_m) / \sigma_m^2$ . במדד זה  $\sigma_m^2$  היא שונות שיעור התשואה של תיק השוק. משוואה (1) ידועה כמשוואת SML (Security-Market Line), שאחת הדרכים לאמידתה האמפירית היא אמידת הביתות של הנכסים המסוכנים, בשלב הראשון, והרצת רגרסיה של חתך-רוחב בין הביתות שהתקבלו לשיעורי התשואה עליהן, בשלב השני. אמידת הביתא בשלב הראשון ניתנת לביצוע ברגרסיה פשוטה של סדרה עיתית, שבה המשתנה המוסבר הוא פרמיית הסיכון של המניה, והמשתנה המסביר הוא פרמיית הסיכון על תיק השוק<sup>6</sup>. כדי להפחית בעיות אמידה ברגרסיה של השלב השני, בעיות הנובעות משונות גבוהה של המשתנה המסביר (ביתא), מקובל להשתמש בתיקי מניות הממוינים על פי ביתא, כפי שהדגימו (1973) Fama and MacBeth.

סדרת מחקרים אמפיריים של Fama and French (1992, 1993, 1995, 1996) (להלן FF) חידשה את הדיון האקדמי בתוצאה המרכזית של מודל ה-CAPM. עוד מתחילת שנות השבעים ידוע כי שיפוע קו ה-SML נמוך מהמנובא על ידי המודל<sup>7</sup>, ומשמע שהקשר של התשואות הממוצעות בשוק לביתא הוא חלש יחסית; ה-FF הוכיחו כי משתנים שאינם בעלי חשיבות במודל ה-CAPM מצליחים להסביר את חתך הרוחב של התשואות הממוצעות, ואף הופכים את ביתא לבלתי מובהקת כאשר כל המשתנים נכללים ברגרסיה מרובה. המשתנים המסבירים שנבחנו במחקרים האמורים הם ביתא, גודל הפירמה, הנמדד על פי שווי השוק של מניותיה, היחס בין הרווח על המניה למחירה ( $E/P$ ), המינוף הפיננסי, היחס  $B/M$  (Book/Market) equity ועוד. מאחר שמשתנים חיצוניים למודל מיטיבים להסביר את התשואות יותר ממשתנים אנדוגניים, מתייחסים רבים לתוצאות אלה כאל "אנומליה" – תופעה אמפירית שאינה מוסברת במסגרת מודל נורמטיבי. יחד עם זאת, ממצא הנחשב לאנומליה במודל מסוים יכול להתיישב עם ניבוי של מודל אחר; על כן הספרות הפיננסית של השנים האחרונות

<sup>6</sup> בן חורין (1996).

<sup>7</sup> ראו לדוגמה (1973) Fama and MacBeth; (1969) Douglas.

מרבה לעסוק באפיון המקורות לאנומליה ובחיפוש מודל נורמטיבי שיעלה בקנה אחד עם הממצאים.

את המשתנים גודל הפירמה,  $E/P$ , המינוף והיחס  $B/M$  ניתן לראות כמדדים שונים הקשורים לרווחיות המניות, ועל כן מתבטאים בסיכון ובתשואות הצפויות. כיוון שכל המדדים קשורים למחיר המניה, ניתן לצפות שחלקם יתגלו כלא-רלוונטיים ברגרסיה מרובה כנגד התשואות הצפויות. ואכן, FF וחוקרים אחרים ברחבי העולם מצאו שצירוף של שני גורמים בלבד – גודל הפירמה והיחס  $B/M$  – "סופגים" את תפקידי המינוף וה- $E/P$  ומסבירים היטב את חתך הרווח של התשואות הממוצעות במניות הנבדקות. בהתייחס לשוק ההון הישראלי בחן אונגר (1995) את יכולתם של מספר גורמי סיכון – בהם סך שונות הנכס, המינוף הפיננסי, היחס בין השווי בספרים לשווי השוק, יחס ההופכי של מכפיל הרווח וגודל השוק של החברה – להסביר את התשואות. הבחינה נסבה על התקופה 1985-1991, ונוקטת פרוצדורה רב-שלבית, המבוססת על זו של Fama and MacBeth, אך שלא כמותה, מבצעת את הרגרסיה של השלב השני על מניות בודדות במקום על תיקי מניות (אונגר, עמ' 515, הערת שוליים 5). הממצא העיקרי של אונגר (1995) הוא שהביתא מסבירה את התשואות באופן מובהק, ואילו יתר המשתנים נמצאו בלתי מובהקים.

המאמר הנוכחי מיישם בדקדקנות את הפרוצדורה של Fama and French, בכפיפות למגבלות של זמינות הנתונים וגודל המדגם, ובודק אם הביתא, וכן גורמי הגודל והיחס  $B/M$ , מסבירים את התשואות של מניות הנכללות במדד תל-אביב 100 בשלוש עשרה השנים 1992-2004. התוצאות שהתקבלו מצביעות על קשר מובהק בין הביתא לתשואות הממוצעות, ללא קשר לגודל הפירמה או ליחס  $B/M$ , בין אם הביתא נכללה ברגרסיה מרובה עם שני הגורמים האחרים ובין כגורם עצמאי. יחד עם זאת נמצא כי ככלל, גודל הפירמה והיחס  $B/M$  תורמים אף הם להסבר התשואות הממוצעות, אך תרומה זו תלויה בערכי הגורמים. כך, לדוגמה, מצאנו שגורם הגודל מובהק בהסבר תשואת המניות הקטנות, ללא קשר לערך שמקבל הגורם  $B/M$ , אך כשלעצמו אין בו כדי להסביר את תשואת המניות הגדולות. לעומת זאת, הגורם  $B/M$  נמצא מובהק בהסבר התשואות של תיקים המאופיינים בערך גבוה או נמוך של יחס זה, אך אינו מסביר את התשואות בתיקים שבהם ערכו בינוני, וזאת ללא קשר לגורם הגודל. מאחר שנמצא מיתאם גבוה ושליילי בין גודל הפירמה לביתא, חזרנו על תהליך האמידה תוך נטרול קשר זה, ומצאנו שאף על פי כן ביתא נותרה גורם מסביר מובהק. תוצאות אלה שונות במקצת מהתוצאות שהתקבלו במבחן זה בשוק ההון האמריקאי: שם נמצא כי ביתא הופכת ללא-רלוונטית כשגודל הפירמה והיחס  $B/M$  נכללים ברגרסיה המרובה. ההבדל בין הממצאים יכול לנבוע מהיקפו הקטן יחסית של המדגם העומד לרשותנו (שאינו מאפשר יצירת תיקי מניות רבים), מהריכוזיות הגבוהה בשוק

ההון הישראלי ו/או מגורמי סיכון שיטתיים כסיכונים פוליטיים, סיכוני שער חליפין ואינפלציה.

Fama and French (1995, 1996), ו-Davis, Fama and French (2000), היו בין הראשונים שבחנו הסברים אפשריים לתופעה, תוך התמקדות בשני המשתנים החשובים. הם בדקו אם מיון מחירי המניות על פי גודל הפירמה והיחס  $B/M$  מתיישב עם התפתחות הרווח החשבונאי המדווח. תחילה בדקו אם מחירי המניות משקפים כראוי הבדלים בהתפתחות הרווחיות על פני חתכי רוחב, כאשר המניות מחולקות לקבוצות לפי הגודל ו- $B/M$ . התוצאות אכן תומכות בקיום קשר בין היחס  $B/M$  למאפיינים עקביים של התפתחות הרווחים: יחס  $B/M$  גבוה (מחיר נמוך של המניה בשוק ביחס לערכה בספרים) תואם רווח חשבונאי נמוך ביחס לשווי ההון העצמי בספרים, ולהפך – יחס  $B/M$  נמוך (מחיר גבוה של המניה ביחס לערכה בספרים) אופייני לפירמות שהתשואה הממוצעת על הון גבוהה (מניות צמיחה), ואילו יחס  $B/M$  גבוה מאפיין פירמות בעלות אפשרויות צמיחה מצומצמות. על פי הממצאים, גודל הפירמה קשור אף הוא לרווחיות: נראה כי בפירמות קטנות הרווחיות על ערך הספרים של ההון העצמי נמוכה יותר מאשר בפירמות גדולות, וזאת כנראה משום שהסיכון בחברות קטנות גדול יותר. נמצא שגודל הפירמה והיחס  $B/M$  קשורים הן לרווחיות החשבונאית והן לתשואות בשוק ההון באותו אופן אף לאחר תיקון בגין סיכון המניות. על כן גורסים החוקרים כי הקשר בין גודל הפירמה והיחס  $B/M$  לבין הרווחים הוא אחד הגורמים שעשויים להסביר את הקשר בין הגורמים האלה לתשואות. במחקרים מאוחרים יותר נמצא קשר בין משתנים מקרו-כלכליים לבין רווחיות הפירמות, ומכאן – קשר להסברים שתוארו לעיל בדבר דפוסי היווצרותן של התשואות. עם כל זאת נראה שעדיין אין הסכמה בספרות על פתרון האנומליה<sup>8</sup>.

יש להדגיש כי המודל של FF הוא מודל אמפירי, הנסמך על תוצאות היסטוריות בדבר הקשר בין גודל הפירמה ליחס  $B/M$ , ולא מודל נורמטיבי, ומכאן עיקר הביקורת עליו. ואולם, מודל זה מדווח באופן שיטתי למדי על התופעות הנדונות משוקי הון רחבי העולם ומתקופות שונות. מודלים מרובי גורמים אלה (multifactor models) נסמכים לרוב על תוצאת המודל התיאורטי של Merton (1973), שלפיו כל משתנה בכלכלה המתואם עם הזדמנויות הצריכה, ההכנסה ו/או ההשקעה יכול להיחשב לגורם סיכון, ולפיכך יכול להיות רלוונטי לתמחור המניה. אלא שהמודל של Merton אינו מזהה את גורמי הסיכון הרלוונטיים באופן ספציפי.

בפרק השני אנו מציגים את הנתונים, בפרק השלישי מפרטים את תהליך האמידה, ברביעי מציגים את התוצאות של מודל שלושת הגורמים, בחמישי בוחנים את השפעת הביתא על התשואות במנותק מגודל הפירמה, ובשישי מסכמים את המאמר.

<sup>8</sup> Schwert (2003) דן ארוכות בהסברים שונים ובמשמעות התוצאות.

## 2. הנתונים

### א. המניות

המדגם מכיל את המניות שנכללו במדד תל אביב 100 בתקופה 1/1/1992 עד 31/12/2004. מדד תל אביב 100 מורכב ממאה המניות של הפירמות הגדולות הנסחרות בשוק ההון הישראלי, והרכבו מתעדכן מדי פעם בפעם עקב שינויים בשווי החברות. לשם השוואה: בסיס הנתונים של Davis, Fama and French (2000) כלל את כל המניות הנסחרות ב-NYSE, NASDAQ, ו-AMEX. בדומה לכל המאמרים של FF, השתמשנו בחברות הלא-פיננסיות הנכללות במדד תל אביב 100, כלומר הוצאנו מהמדגם את מניות הבנקים וחברות הביטוח, מפני המינוף הגבוה המאפיין אותן. המינוף הגבוה, המאפיין בדרך כלל חברות אלה, מקבל משמעות שונה בחברות לא-פיננסיות, שבהן מינוף גבוה יכול לרמז על משבר או על סיכון פיננסי גבוה. כמו כן ניפינו מהמדגם את הפירמות שלגביהן חסרו נתונים על שווי השוק או שווי ההון העצמי בספרים. כללנו במדגם פירמות שלגביהן היו לפחות 24 תצפיות חודשיות. נתוני המניות כוללים את שערי הסגירה החודשיים – מותאמים בגין חלוקת דיבידנדים, מניות הטבה וזכויות – לגבי מניות שהרכיבו את המדד ביום 31.12.2004. מאחר שהשתמשנו בהרכב המדד של סוף 2004, המדגם שלנו חשוף להטיית הישרדות (survivorship bias)<sup>9</sup>. לאחר התאמות אלו, המתיישות עם ההתאמות שעשו FF, עמד לרשותנו מדגם של 72 פירמות. לגבי כל מניה חישבנו את התשואה חודשית לפי נתוני שערי הסגירה המותאמים באמצעות הנוסחה

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} - 1,$$

כאשר  $P_{i,t}$  הוא מחיר מניה  $i$  ביום האחרון של חודש  $t$ . נוסף על כך חושבה התשואה החודשית של כל מניה בניכוי התשואה נטולת הסיכון:  $R_{i,t} - R_{f,t}$ .

### ב. הריבית נטולת הסיכון

כדי לחשב את התשואה העודפת של כל אחת ממניות המדגם,  $R_{i,t} - R_{f,t}$ , ואת התשואה העודפת של תיק השוק,  $R_{m,t} - R_{f,t}$ , השתמשנו בריבית נטולת הסיכון, המבוססת על נתוני התשואה ההיסטורית ברוטו של מק"ם לחודש, לסוף כל חודש מ-1/1/1992 עד 31/12/2004, נתון שקיבלנו באדיבות בנק ישראל. (לשם השוואה: FF השתמשו בנתוני Treasury Bills).

<sup>9</sup> חוקרים שונים בחנו את התופעה תוך תיקון הבעיה של הטיית ההישרדות, אך בתוצאות שקיבלו לא היה כדי לשנות את המסקנות העיקריות.

### ג. מדד תל-אביב 100 והביתות

נתוני שערי הסגירה החודשיים של מדד תל אביב 100 שימשו לחישוב תשואת המדד במהלך התקופה הנבדקת. לצורך הבחינה האמפירית התייחסנו למדד תל אביב 100 כאל מייצג את תיק השוק. המדד משוקלל על פי שווי השוק. בהינתן תשואות המניות ותשואת תיק השוק בניכוי הריבית נטולת הסיכון מכל אחד, הרצנו בשנה הראשונה רגרסיה על בסיס 24 נתוני תשואות חודשיות כדי לאמוד את הביתא של כל מניה. בכל שנה שלאחר מכן נכללה השנה החולפת כך שתקופת הדגימה התארכה בהדרגה עד כדי 60 תצפיות. באופן זה חושבו הביתות בכל שנה לכל המניות, בדומה למה שעשו FF.

### ד. שווי השוק

נתוני שווי השוק (Market Equity) של הפירמות הנכללות במדגם מחושבים בסוף כל חודש דצמבר. נתון זה חושב באמצעות הכפלת מחיר המניה בשוק במספר המניות שהונפקו ונפרעו; על כן הוא מייצג את שווי השוק של החברה, ומשמש מדד לגודלה. כל נתוני המניות, המדד ושווי השוק התקבלו באדיבות אוניברסיטת בן-גוריון באמצעות תוכנת PREDICTA.

### ה. שווי הספרים של ההון העצמי והיחס B/M

שווי הספרים של ההון העצמי של כל פירמה (Book Equity) מחושב על פי הדיווח לחודש דצמבר בכל שנה. שווי ההון העצמי חושב לגבי כל הפירמות שבמדגם, מתוך דוחותיהן הכספיים, בהפחתת העתודה למסים, על פי הפרוצדורה של FF (1995). שווי הספרים שימש לחישוב היחס B/M לכל פירמה בכל שנה על ידי חלוקת שווי הספרים של ההון העצמי לסוף חודש דצמבר של השנה  $t - 1$  בשווי השוק של ההון העצמי בסוף חודש יוני של שנה  $t$ . יחס זה קובע את ערך הגורם B/M ביולי של שנת  $t$ , והוא תקף עד יוני שנת  $t + 1$ . לדוגמה: השתמשנו בערך הספרים של ההון עצמי של כל פירמה בדצמבר 1992 כדי להגדיר את התיק שהרכבו נקבע ביוני שנת 1993, שכן פירמות מחויבות לפרסם את דוחותיהן הכספיים במהלך הרביע הראשון של השנה (אף כי רבות מהן מתעכבות), ולפיכך אנו מניחים (בדומה ל-FF) שכל המשקיעים רואים את כל הדוחות ביוני שנת 1993. היחס B/M המתקבל שימש להרכבת התיקים ביוני 1993, והוא יהיה תקף במהלך התקופה יולי 1993 עד יוני 1994. נתון שווי הספרים של ההון העצמי חושב באמצעות תוכנת "אנליסט".

### 3. שיטת הניתוח

אנו מאמצים את שיטת הניתוח של Davis, Fama, and French (2000), המושתתת על מחקריהם הקודמים של Fama and French; הם נסמכים על Fama and MacBeth (1973), שיישמו לראשונה את העיקרון של הפחתת שונות המשתנים המסבירים על ידי יצירת תיקים. הפרוצדורה של Fama and MacBeth מתבצעת בשני שלבים: בשלב הראשון אומדים את ערכי המשתנים המסבירים לכל נכס בנפרד (הביתא, גודל השוק והיחס  $B/M$ ) ומקבצים מניות בודדות לתיקים על פי משתנים אלו, ובשלב השני מריצים רגרסיות בין המשתנים המסבירים למשתנה המוסבר. כפי שצוין, FF בנו מודל סטטיסטי לתמחור מניות עם שלושה גורמים (משתנים מסבירים) – פרמיית הסיכון בשוק, ההפרש בשיעור התשואה בין תיקי מניות קטנות לתיקי מניות גדולות והפרש התשואה בין תיקי מניות שבהם יחס  $B/M$  גבוה לתיקים בעלי יחס נמוך. מודל סטטיסטי זה נסמך על מודלים תיאורטיים מרובי גורמים כגון ה-APT (Arbitrage Pricing Theory) של Ross (1976), ומודל תמחור נכסי ההון הרב-תקופתי (ICAPM) (Merton, 1973).

לצורך יצירת התיקים יש למיין בשלב ראשון את החברות לפי הגודל (שווי השוק), לחלק את המדגם לשתי קבוצות שוות סביב הגודל החציוני – Big ו-Small – ולסמן כל מניה על פי קבוצתה. בשלב השני יש לבצע מיון עצמאי (כלומר ללא תלות בגודל הפירמה) לפי היחס  $B/M$ , ולחלק את הקבוצות לשלוש תת-קבוצות שוות – High, Medium, Low. גם כאן מסמנים כל מניה על פי השיוך שלה לקבוצה. בדרך זו מתקבלים שישה תיקי השקעה, אשר אליהם מוקצות המניות על פי הסימונים שקיבלו – SL, SM, SH, BL, BM, BH. כל קבוצה כזאת מכילה בממוצע 12 מניות. תיקים אלה מניבים שיעורי תשואה חודשיים המייצגים את שיעור התשואה שלו היה מצפה משקיע המאמין כי יש בגורמים אלה כדי להסביר את שיעורי התשואה בשוק; זאת משום שהם נוצרים בסוף יוני של שנה  $t$ , והמשקיע מרוויח את תשואותיהם במהלך השנה  $t + 1$ . אם לגורמי הגודל והיחס  $B/M$  אין משמעות כלכלית, כפי שמנבא המודל CAPM הקלאסי, ההפרשים בין תיקי מניות שונים אינם אמורים להיות שונים באופן מובהק מאפס; לעומת זאת, אם גורמי גודל הפירמה והיחס  $B/M$  רלוונטיים לקביעת תשואותיהן של המניות, ההפרשים בין שיעורי התשואה הממוצעים של תיקים שונים אמורים להיות שונים באופן מובהק מאפס.

שיעורי התשואה על התיקים השונים מחושבים על פי ערכי  $B/M$  שנקבעו ביוני של כל שנה; ביוני של כל שנה עוקבת, לאור נתונים חדשים על גודל הפירמה בשוק והיחס  $B/M$ , רועננו התיקים על פי התהליך שתואר לעיל, כלומר מוינו מחדש לפי הגודל (חלוקה לשתי קבוצות גודל) ולפי היחס  $B/M$  (וחלוקה לשלוש תת-קבוצות), לצורך יצירת שישה תיקים חדשים. על תהליך זה של יצירת תיקים, עדכונם וחישובי תשואותיהם חוזרים בכל שנה במהלך תקופת המדגם, עד יוני 2004.

בהינתן סדרות שיעורי התשואה החודשיים על ששת התיקים, ניתן לנסח את שני הגורמים המסבירים את התשואות על פי FF: המשתנה  $SMB_t$  הוגדר כהפרש בין שיעורי התשואה בחודש  $t$  על תיק החברות שגודל השוק שלהן היה נמוך מהגודל החציוני פחות שיעור התשואה על תיק החברות שגודל השוק שלהן היה גבוה מהגודל החציוני (Small Minus Big), כפי שמנוסח במשוואה (3):

$$(3) \quad SMB_t = \frac{1}{3}(SL_t + SM_t + SH_t) - \frac{1}{3}(BL_t + BM_t + BH_t),$$

כאשר  $SL_t, SM_t, SH_t, BL_t, BM_t, BH_t$  הם שיעורי התשואה החודשיים על התיק הרלוונטי בחודש  $t$ . ניסוח זה מבטיח שהמשתנה  $SMB$  ניטרלי ביחס לגורם  $B/M$ . באופן דומה<sup>10</sup>, המשתנה  $HML_t$  הוגדר כהפרש בשיעור התשואה הממוצע בין המניות שנכללו בתיק H למניות שנכללו בתיק L (High Minus Low, HML), כך ששני גורמים אלה אמורים לתפוס את הפרש חתך הרוחב על פי גודל הפירמה ואת היחס  $B/M$ , בהתאמה. שיעורי התשואה החודשיים לכל אחד מהתיקים חושבו על פי משקלות שווים לכל המניות.

$$(4) \quad HML_t = \frac{1}{2}(SH_t + BH_t) - \frac{1}{2}(SL_t + BL_t).$$

ברומה למדר הקודם, מדר זה אינו מתייחס להבדלים בגודל הפירמות. הסדרות העתיות העומדות לרשותנו בשלב זה משמשות להרצת רגרסיה מרובה לכל מניה; המשתנה התלוי הוא התשואה החודשית העודפת של כל תיק מששת התיקים  $(R_{p,t} - R_{f,t})$ , והמשתנים הבלתי תלויים הם  $SMB_t$ ,  $HML_t$  והתשואה העודפת על מדר תל אביב 100,  $R_{m,t} - R_{f,t}$ . המודל התיאורטי מרובה הגורמים מתואר במשוואה (5)

$$(5) \quad E(R_i) - R_f = \alpha_i + \beta_i(E(R_m) - R_f) + \gamma_i E(SMB) + \delta_i E(HML),$$

ובהתאמה, משוואת הרגרסיה לאמידת מודל זה היא

$$(6) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + \hat{\gamma}_p SMB_t + \hat{\delta}_p HML_t + \varepsilon_{p,t}.$$

אם הגורמים במודל (6) אכן מסבירים באופן משביע רצון את תשואות המניות בשוק, נצפה לקבל מקדמים מובהקים למשתנים התורמים להסבר היווצרות התשואות בשוק, וכן נצפה לקבל  $\hat{\alpha}_i = 0$  ו-  $\varepsilon_{i,t} = 0$ . נציין כי Daniel and Titman (1997) הראו שהיחס  $B/M$  נותר מובהק למרות הכללת הגורם HML ברגרסיה, אך לעומתם הראו Davis, Fama and French (2000) שתוצאה זו תלויה במדגם ובתקופה שנבחרו.

<sup>10</sup> לקבוצה H נהוג להתייחס בספרות כאל קבוצת ה"ערך" (Value), ולקבוצה L – כאל קבוצת ה"צמיחה" (Growth).



#### 4. התוצאות

התוצאות הצפויות להתקבל מהרצת הרגרסיות אמורות לענות על השאלה אם התופעה ש-FF הצביעו עליה בשוק ההון האמריקאי ובשווקים אחרים בעולם מתקיימת גם בשוק ההון הישראלי. למעשה אנו בודקים אם גם בשוק ההון הישראלי גודל הפירמה ו/או היחס  $B/M$  מוסיפים להסבר התשואות בשוק, ומכל מקום – עד כמה חשוב סיכון השוק, כפי שהוא מתבטא ב- $\beta$ . לוח 1 להלן מסכם את המאפיינים הסטטיסטיים של ששת התיקים.

##### לוח 1

המאפיינים הסטטיסטיים של ששת התיקים:

SL, SM, SH, BL, BM, BH

(אחוזים)

S-L	S-M	S-H	B-L	B-M	B-H	SMB	HML	Rm-Rf	
									כל התקופה
									ממוצע
2.62	2.21	2.03	0.84	1.02	1.41	1.19	-0.08	0.10	התשואה
10.42	8.50	9.05	7.89	7.76	7.90	4.04	4.78	6.83	סטיית התקן
									יולי 1993 עד
									דצמבר 1998
									ממוצע
1.51	2.34	1.62	0.33	0.40	1.22	1.17	0.35	-0.38	התשואה
9.45	9.40	9.30	8.43	7.70	6.72	4.16	4.68	6.70	סטיית התקן
									ינואר 1999
									עד יוני 2004
									ממוצע
3.72	2.08	2.43	1.35	1.64	1.60	1.21	-0.52	0.58	התשואה
11.27	7.57	8.86	7.33	7.82	8.97	3.95	4.88	6.97	סטיית התקן

בלוח מוצגות התשואות החודשיות הממוצעות של התיקים SL, SM, SH, BL, BM, BH במהלך 132 חודשים (מיולי 1993 ועד יוני 2004). כן מוצגת התשואה הממוצעת מהאסטרטגיית SMB, שלפיה יש להחזיק long את תיק הפירמות הקטנות ו-short את תיק הפירמות הגדולות, ומאסטרטגיית HML, שלפיה יש להחזיק long את תיק הפירמות שיחס  $B/M$  שלהן גבוה ו-short את התיק שבו יחס  $B/M$  של הפירמות נמוך. מקדם המיתאם בין שני הגורמים – SMB, ו-HML – הוא -0.1796, ואילו מקדם המיתאם בין כל אחד מאלה לפרמיית הסיכון בשוק הוא אפס בקירוב. ניתן לראות שהתשואה הממוצעת בגין האסטרטגיית SMB היא 1.19 אחוזים בחודש, ואילו זו של אסטרטגיית HML היא שלילית, -0.08%. הערך של 1.19% אצלנו נמוך מזה שקיבלו Davis, Fama and French (2000), 1.33 אחוזים לחודש, בעוד

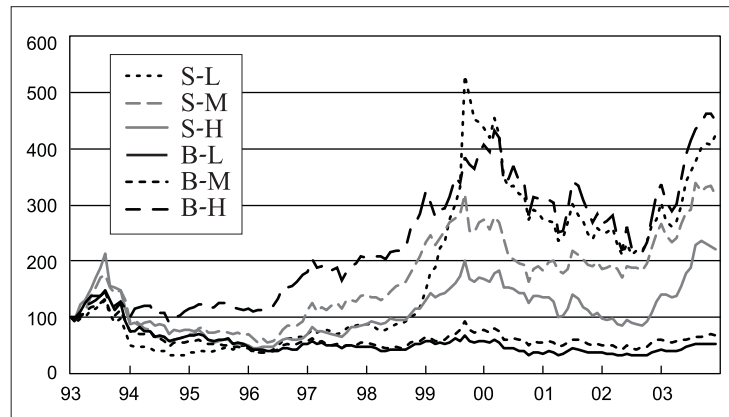
ש-HML הניב אצלם 0.867 אחוז, ואילו אנו מצאנו תמורה חיובית לאסטרטגיה זו במחצית הראשונה של התקופה ושלילית במחציתה השנייה. ניתן לראות שקבלת פרמיית HML שלילית נובעת מהפירמות הקטנות: בעוד שההפרש בין התיק BH לתיק BL הוא חיובי ( $1.41 - 0.84 = 0.57\%$ ), ההפרש בין התיקים SH ו-SL הוא שלילי וגדול יותר בערכו המוחלט ( $2.03 - 2.62 = -0.59\%$ ). על כן, ממוצע התשואות מהאסטרטגיה HML הוא שלילי. עם זאת יש לציין שחישוב זה מבוסס על שקלול שווה, ואילו השפעת ההפרש בתשואות על תיק מניות מבוססת על ממוצע משוקלל על פי השווי, ולכן השפעת הפירמות הקטנות עליו תהיה נמוכה יותר.

מספר המניות בכל תיק הלך וגדל עם השנים, מפני זמינות הנתונים על יותר ויותר מניות. ככלל, בשנות המדגם 2004-2001 היו בכל קבוצה 10-14 מניות, החל משנת המדגם 1994/95 היו בכל קבוצה 8-9 מניות, ורק בשנת המדגם הראשונה היו שתי קבוצות עם 4 מניות בלבד.

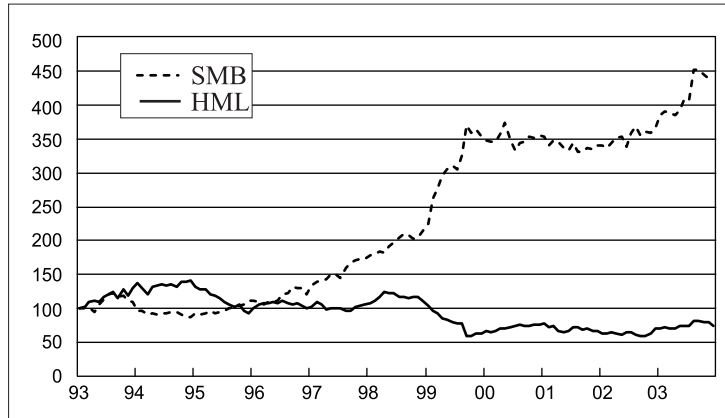
מעניין לציין שבמחצית הראשונה של המדגם, התקופה יולי 1993 עד דצמבר 1998, הניבו כל ששת התיקים תשואה חודשית ממוצעת נמוכה יותר מאשר במחצית השנייה, בגלל המשבר בשוק בשנים 1993-1994; ובהתאם לכך, הפרש התשואה בין המניות הקטנות לגדולות, כפי שהוא נמדד על ידי SMB, היה אף הוא במחצית הראשונה נמוך יותר מאשר בשנייה (1.17 אחוזים לעומת 1.21 אחוזים). כנגד זאת, תהליך עליות המחירים במהלך המחצית השנייה של תקופת המדגם, שהיטיב עם המניות הקטנות, היטיב במקביל עם המניות המאופיינות ביחס נמוך של  $B/M$  ופחות – עם אלה המאופיינות ביחס גבוה (HML של 0.35 אחוז לעומת -0.52 אחוז). איור 1 מתאר את התפתחות המדד של כל אחד מששת התיקים, ואיור 2 – את ביצועי האסטרטגיות SMB ו-HML.

#### איור 1

#### ביצועי תיקים הממוינים על פי הגודל והיחס B/M



**איור 2**  
**ביצועי תיק המושקע על פי אסטרטגיית SMB**  
**לעומת ביצועי תיק המושקע על פי אסטרטגיית HML**



לוח 2 מראה את היחס  $B/M$  ואת הלוג-הטבעי של גודל הפירמה בששת התיקים השונים לאורך תקופת הניתוח, וממוצעים לכל התקופה.

**לוח 2**  
**יחס  $B/M$  והלוג הטבעי של גודל הפירמות בכל ששת התיקים**

	יחס $B/M$											הממוצע
	93-94	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	02-03	03-04	
S-L	0.17	0.44	0.17	0.70	0.41	0.31	0.24	0.18	0.32	0.19	0.20	0.30
S-M	0.71	1.05	0.71	1.29	0.74	0.68	0.51	0.56	0.85	0.64	0.63	0.76
S-H	2.05	2.41	2.13	13.35	1.99	1.39	1.07	0.91	1.70	1.40	1.40	2.71
B-L	0.34	0.52	0.40	0.42	0.40	0.31	0.26	0.13	0.30	0.24	0.24	0.32
B-M	0.94	1.18	0.98	1.23	0.78	0.73	0.57	0.52	0.85	0.67	0.67	0.83
B-H	1.46	1.84	1.48	2.08	1.31	1.22	0.89	0.87	1.34	1.04	1.04	1.32
הממוצע	0.95	1.24	0.98	3.18	0.94	0.77	0.59	0.53	0.89	0.70	0.70	1.04
	Ln(Size)											הממוצע
S-L	12.0	11.5	12.0	11.8	12.4	12.5	12.9	13.6	12.9	13.2	13.2	12.5
S-M	11.6	11.2	11.6	11.1	12.1	12.2	12.9	13.1	12.7	13.0	13.1	12.2
S-H	11.5	11.1	11.1	10.5	11.8	12.5	13.0	13.2	12.9	13.1	13.1	12.2
B-L	14.2	13.7	14.0	14.2	14.8	14.5	14.8	15.3	15.3	15.8	15.7	14.8
B-M	14.1	14.1	14.2	14.4	14.3	14.9	14.9	15.3	14.9	15.0	15.0	14.7
B-H	14.1	13.9	14.0	13.5	14.6	14.3	15.1	15.0	14.2	14.5	14.5	14.3
הממוצע	12.9	12.6	12.8	12.6	13.3	13.5	13.9	14.2	13.8	14.1	14.1	13.4

ניתן לראות שבכל שנה נשמר ביחס  $B/M$  הפרש משמעותי בין התיקים  $L$ ,  $M$ ,  $H$ , הן בקבוצת החברות הקטנות והן בקבוצת החברות הגדולות. ראוי לציין כי בעוד

שבתיקי L (0.32-0.30) ובתיקי M (0.76-0.83) הממוצע הרב-תקופתי של היחס הזה יציב, בפירמות הקטנות הוא גדול יותר מאשר בגדולות (2.71 לעומת 1.32, בהתאמה). כמו כן נציין שהלוג-הטבעי של הממוצע הרב-שנתי של גודל הפירמות הקטנות נע בטווח צר למדי של 12.2-12.5, והערך עבור הפירמות הגדולות נע בטווח גדול מעט יותר – 14.3-14.8. ההבדל בין שתי הקבוצות משמעותי ומובהק סטטיסטית.

המבחן החשוב ביותר הוא מודל הרגרסיה המרובה (6), הבודק אם שלושת הגורמים – פרמיית הסיכון בשוק, גורם SMB והיחס  $B/M$  – מסבירים את התשואות של ששת התיקים או של חלקם. נוסף על בדיקה זו בדקנו מודלים חד-גורמיים, כלומר אם כל אחד מהגורמים מסביר באופן עצמאי את שיעורי התשואה, וכן מודל דו-גורמי, הבודק אם שני הגורמים SMB ו-HML יכולים להסביר את התשואות ללא גורם פרמיית הסיכון בשוק. תוצאות המודלים השונים מוצגות בלוח 3 להלן, ונדגיש כי זוהי רגרסיה של סדרה עיתית. מקדמי הרגרסיות מוצגים בחלק הימני של הלוח, ובחלקו השמאלי מוצגים ערכי הסטטיסטי  $t$ . תוצאות שרמת מובהקותן גבוהה מ-5 אחוזים מודגשות. רמת ההסבר של כל רגרסיה, כשהיא מתוקנת בגין דרגות חופש, מצוינת בעמודה השמאלית ביותר.

ניתוח התוצאות מלוח 3 מעלה את המסקנות דלהלן.

*א. פרמיית הסיכון על תיק השוק ( $R_{m,t} - R_{f,t}$ )*

מקדם הרגרסיה של פרמיית הסיכון על תיק השוק מתקבל ברמת מובהקות גבוהה לפי כל אחד מששת המדדים, בין אם גורם זה הוא אחד משלושת הגורמים ובין אם הוא שימש גורם מסביר יחיד. מקדמי ההסבר של הרגרסיות שבהן נכללה פרמיית הסיכון על תיק השוק הם בין 68.8 אחוזים ל-86.9 אחוזים. ערכי המקדמים נעים בין 0.91 ל-1.12, ורובם גבוהים מ-1.0 – כנראה משום שהמדגם שלנו אינו כולל את כל המניות במדד תל אביב 100, ובעיקר את מניות המגזר הפיננסי, הנחשב לרוב לדפנסיבי. ממצא זה מצביע על מיתאם גבוה בין פרמיית הסיכון של תיק השוק לפרמיית הסיכון של כל אחד מששת התיקים, ומיתאם זה קשור לגודל הפירמות, שכן ערכי הסטטיסטי  $t$  של התיקים הגדולים – B-H, B-L, B-M – גדולים מאלה של התיקים הקטנים: S-L, S-H, S-M, בהתאמה. תוצאה זו נובעת כנראה מהיקפו הקטן ומריכוזיותו של שוק המניות הישראלי, והיא עולה בקנה אחד עם הממצא של אונגר (1995). כאשר פרמיית הסיכון על תיק השוק משמשת גורם מסביר יחיד ברגרסיה, מקדם ההסבר יורד במידה משמעותית בתיקי המניות הקטנות, אך הוא יורד פחות בתיקי המניות הגדולות (B-L, B-H), ובמקרה אחד אינו יורד כלל (תיק B-M). על בסיס ממצא זה ניתן לומר שביא הוא אכן גורם סיכון רלוונטי בשוק הישראלי.

## לוח 3

תוצאות הרגרסיות של מודל שלושה גורמים להסבר התשואות על מניות:  
פרמיית סיכון בשוק, גודל הפירמה ויחס שווי הספרים לשווי השוק

Adj. R <sup>2</sup>	$t(\hat{\delta}_p)$	$t(\hat{\gamma}_p)$	$t(\hat{\beta}_p)$	$t(\hat{\alpha}_p)$	$\hat{\delta}_p$	$\hat{\gamma}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\hat{\alpha}_p$	
80.7%	-8.51	8.52	18.42	0.95	<b>-0.73</b>	<b>0.83</b>	<b>1.08</b>	0.00	S-L
53.7%			12.37	2.49			<b>1.12</b>	<b>0.02</b>	
22.7%		6.28		0.20		<b>1.24</b>		0.00	
17.1%	-5.30			1.90	<b>-0.92</b>			0.02	
30.0%	-4.59	4.99		0.47	<b>-0.75</b>	<b>0.92</b>		0.00	
68.8%	1.17	7.29	15.02	0.46	0.10	<b>0.73</b>	<b>0.91</b>	0.00	S-M
56.5%			13.08	2.35			<b>0.94</b>	<b>0.01</b>	
16.5%		5.18		0.29		<b>0.87</b>		0.00	
-0.6%	-0.40			1.66	-0.06			0.01	
14.4%	0.60	4.88		0.26	0.09	<b>0.81</b>		0.00	
84.4%	8.80	10.85	22.99	-0.25	<b>0.59</b>	<b>0.82</b>	<b>1.06</b>	-0.00	S-H
65.2%			15.69	2.03			<b>1.07</b>	<b>0.01</b>	
13.9%		4.70		0.04		<b>0.86</b>		0.00	
3.7%	2.47			1.40	<b>0.40</b>			0.01	
20.6%	0.57	5.35		-0.13	<b>0.57</b>	<b>0.92</b>		-0.00	
80.5%	-5.46	-2.74	22.58	0.01	<b>-0.36</b>	<b>-0.20</b>	<b>1.01</b>	0.00	B-L
75.9%			20.34	-0.69			<b>1.01</b>	-0.00	
-0.8%		-0.11		-0.15		-0.02		-0.00	
3.8%	-2.49			-0.24	<b>-0.35</b>			-0.00	
3.4%	-2.57	-0.70		-0.02	<b>-0.37</b>	-0.12		-0.00	
84.6%	-0.67	-1.08	26.82	0.11	-0.04	-0.07	<b>1.05</b>	0.00	B-M
84.6%			26.89	-0.21			<b>1.05</b>	-0.00	
-0.7%		0.31		-0.02		0.05		-0.00	
-0.6%	-0.42			0.06	-0.06			0.00	
-1.4%	-0.38	0.13		0.02	-0.06	0.02		0.00	
86.9%	5.75	-1.55	28.95	1.84	<b>0.31</b>	-0.09	<b>1.06</b>	0.00	B-H
82.9%			25.24	1.17			<b>1.05</b>	0.00	
-0.6%		-0.41		0.72		-0.07		0.01	
2.3%	2.03			0.68	<b>0.29</b>			0.00	
1.6%	-0.38	-0.01		0.65	0.29	-0.00		0.00	

ב. פרמיה בגין גודל הפירמה (SMB)

התוצאות המדווחות בלוח 3 מלמדות שלגודל הפירמה יכולת הסבר מובהקת בשלושת תיקי המניות הקטנות, אך לגורם זה אין יכולת הסבר עצמאית בשלושת תיקי המניות הגדולות. ממצא זה מתיישב חלקית עם ממצאיהם של Davis, Fama and French

(2000), שאצלם משתנה גודל הפירמה בתיקים הקטנים אכן מובהק יותר מאשר בגדולים. בדומה לממצאינו, התיק B-L נמצא מובהק שלילי והתיק B-H נמצא לא-מובהק, אך בשונה מממצאינו, התיק B-M נמצא מובהק, ואילו אצלנו הוא אינו מובהק. המקדם של גורם הגודל בתיק S-L מקבל ערך גבוה יותר מאשר בתיקים S-M ו-S-H (1.24 לעומת 0.86 עד 0.87), ומקדם ההסבר של הרגרסיה הראשונה גבוה מאלה של שתי האחרונות. ממצאים אלה מלמדים שגורם הגודל רלוונטי להסבר שיעורי תשואה רק במניות של פירמות קטנות, ולא במניות של פירמות גדולות. מכל מקום, אין קשר בין גורם הגודל ליחס  $B/M$ .

ערך מקדם הגודל בשלוש הרגרסיות המרובות של תיקי המניות הקטנות אמנם קטן מהשפעת פרמיית הסיכון על שיעורי התשואה,  $0.83-0.73$ , אך ערך זה הוא ללא ספק משמעותי מבחינה כלכלית.

### ג. פרמיה על היחס בין שווי הספרים של ההון העצמי לשווי השוק שלו ( $HML$ )

הפרמיה על הגורם  $HML$  תורמת באופן מובהק להסבר היווצרותן של התשואות על המניות בבורסה של תל אביב בתקופת המדגם; זאת כמעט בכל התיקים שאינם בעלי יחס  $B/M$  בינוני ( $S-M, B-M$ ), בין אם  $HML$  הוא משתנה מסביר יחיד ובין אם הוא מתווסף למשתנים אחרים (למעט הרגרסיה הדו-גורמית בתיק B-H). מקדם הגורם הוא חיובי בתיקים עם יחס גבוה ( $S-H, B-H$ ) שבהם הערכים הם  $0.29$  עד  $0.59$ , אך הוא שלילי בתיקים עם יחס נמוך ( $S-L, B-L$ ) שבהם הערכים נעים בין  $-0.92$  ל- $0.35$ . זאת אומרת שמניות בעלות יחס  $B/M$  נמוך מניבות בממוצע, במהלך השנה שלאחר פרסום דוחותיהן לציבור, תשואה שלילית, ואילו מניות בעלות יחס גבוה מניבות בממוצע תשואה חיובית.

מקדם ההסבר של הרגרסיות שבהן הגורם  $B/M$  היה המשתנה המסביר היחיד ונמצא מובהק, נמוך יותר ממקדם ההסבר של הרגרסיות האחרות. יש לציין שלמודל הדו-גורמי ( $SMB, HML$ ) יכולת הסבר סבירה רק לגבי תיקי המניות הקטנות, שם ל- $HML$  מקדם שלילי אם היחס  $B/M$  נמוך וחיובי אם הוא גבוה.

ממצאינו לגבי הגורם  $HML$  מתיישבים חלקית עם ממצאיהם של Fama and French (1992). כמותם אנו מוצאים כי הגורם  $HML$  תורם להסבר הרגרסיה, באופן כללי, פחות מאשר הגורם  $SMB$ , וכי אין לפסול את האפשרות ששני הגורמים תורמים במידת מה להסבר תשואותיהם של התיקים השונים. יחד עם זאת, Fama and French מראים שפרמיית הסיכון על תיק השוק הופכת ללא-רלוונטית כשמוסיפים את  $SMB$  ו- $HML$ , ואילו אנו מוצאים שפרמיית הסיכון נותרת מובהקת גם כששני גורמים אלו מתווספים לרגרסיה המרובה. אין אפוא לפסול את האפשרות שגודל המדגם הוא גורם חשוב המשפיע על מידת מובהקותן של התוצאות; על כן יש לצפות שבחינת המודל על בסיס נתונים רחב יותר ולאורך יותר שנים תשפיע על התוצאות.

## 5. מובהקות ביתא במנותק מגורם הגודל

אחת הבעיות של מבחני הרגרסיה המתייחסים לגורמים *SMB* ו-*HML* היא שיש מיתאם גבוה ושיליבי בין גודל הפירמה לחתך הרוחב של ביתא: פירמות קטנות מאופיינות בביתא גבוהה, ופירמות גדולות – בביתא נמוכה. כדי לנטרל את גורם הגודל ולבחון את ההשפעה העצמאית של ביתא על שיעור התשואה הממוצע למניה, יש לבנות תיקים הממוינים על פי הגודל ועל פי הביתא גם יחד. במאמר של Davis, Fama and French (2000) לא בוצע ניתוח כזה; על כן אנו מתייחסים למאמר של Fama and French (1992), שהציגו אותו לראשונה, והראו שכאשר בוחנים את שיעורי התשואה של תיקי מניות בעלות גודל דומה בתת-תיקים הממוינים על פי ביתא, אין קשר סטטיסטי מובהק בין ביתא לשיעור התשואה הממוצע. בגלל היקפו הקטן של המדגם בבורסה הישראלית אי אפשר ליצור מספר גדול די הצורך של תיקים הממוינים גם על פי הגודל וגם על פי הביתא, משום שלשם הרצת רגרסיית חתך רוחב כדוגמת Security Market Line דרושים תיקים רבים יחסית הממוינים על פי ביתא. כדי לבדוק בכל זאת את הקשר בין ביתא לשיעור התשואה הממוצע, יצרנו שישה תיקים הממוינים תחילה על פי גודל הפירמה ואחר כך על פי הביתא. אופני החישוב של הביתות ושל גודל הפירמות הוצגו בסעיפים ג2 ו-ד2 לעיל. פירמות סווגו כגדולות (B) אם שווי השוק שלהן גדול מהגודל החציוני, וכקטנות (S) אם שווי השוק שלהן קטן ממנו. במיון נפרד חולקו הפירמות לשלוש קבוצות שוות גודל על פי הביתא וסומנו B1, B2, B3: B1 היא קבוצת הפירמות בעלות ביתא נמוכה, B2 היא הקבוצה של בעלות ביתא בינונית ו-B3 – גדולה. שילוב שני המיונים יצר שישה תיקים: BB3, SB1, SB2, SB3, BB1, BB2. מיון זה בוצע על פי נתוני השוק ביוני של כל שנה משנות המדגם. בשנים 2002-2004 היו בכל תיק 9-14 מניות, ואילו בשנים הראשונות של המדגם, 1993-1995, היו בכל תיק 4-13 מניות (אף כי 4 מניות היו באותן שנים בשני תיקים בלבד). שיעורי התשואה של המניות וכן הביתות בכל תיק שוקללו על פי משקלות שווים. מאפייני התשואה והביתא הממוצעת של ששת התיקים בשנות המדגם מוצגים בלוח 4.

בחלקו הראשון של לוח 4 ניתן לראות ששיעור התשואה הממוצע הרב-שנתי בשלושת התיקים הקטנים גבוה מאשר בשלושת התיקים הגדולים. כמו כן לא ניתן לומר ששיעורי התשואה בתיקים עם ביתא גדולה גבוהים משיעורי התשואה בתיקים עם ביתא קטנה. החלק השני של הלוח מלמד שהביתות הממוצעות אכן שונות בתוך כל קבוצת גודל בין שלושת התיקים B1, B2, B3, אך דומות בין קבוצות הגודל.

## לוח 4

**התשואה החודשית הממוצעת והביתא הממוצעת לששת התיקים הממוינים על פי גודל הפירמה והביתא**

התשואה החודשית הממוצעת לתיקים הממוינים על פי הביתא וגודל הפירמה												
	93-94	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	02-03	03-04	הממוצע
S-B1	1.2	2.4	0.9	4.8	1.8	5.9	7.4	-0.6	1.2	3.7	2.4	2.8
S-B2	-1.1	-0.0	3.6	3.7	3.9	2.3	1.0	-1.9	0.5	2.7	3.3	1.6
S-B3	-3.2	3.9	-0.2	5.8	3.4	5.0	10.4	-3.1	-0.1	4.1	5.2	2.8
B-B1	-0.2	1.9	1.3	3.1	0.9	4.4	2.4	-0.4	0.5	1.3	1.8	1.5
B-B2	-0.1	1.3	0.1	2.8	1.1	3.4	1.2	-1.5	-0.6	3.0	2.4	1.2
B-B3	-0.2	1.9	-0.9	5.6	0.9	2.7	2.3	-5.0	-0.3	3.0	3.4	1.2
הממוצע	-0.6	1.9	0.8	4.3	2.0	3.9	4.1	-2.1	0.2	3.0	3.1	1.9
הביתא הממוצעת לתיקים הממוינים על פי הביתא וגודל הפירמה												
	93-94	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	02-03	03-04	הממוצע
S-B1	0.02	0.33	0.61	0.59	0.59	0.61	0.47	0.59	0.59	0.50	0.63	0.50
S-B2	0.82	1.03	1.06	1.10	1.03	1.12	0.97	0.98	0.98	0.97	0.94	1.00
S-B3	1.53	1.60	1.54	1.60	1.66	1.45	1.50	1.48	1.48	1.63	1.46	1.54
B-B1	0.22	0.67	0.78	0.78	0.80	0.59	0.66	0.48	0.48	0.60	0.64	0.61
B-B2	0.82	1.02	1.03	1.11	1.05	1.08	0.95	1.04	1.04	0.99	0.93	1.00
B-B3	1.30	1.43	1.46	1.58	1.49	1.50	1.29	2.00	2.00	1.68	1.45	1.56
הממוצע	0.78	1.01	1.08	1.13	1.10	1.06	0.97	1.09	1.09	1.06	1.01	1.04

לוח 5 להלן מראה את גודל הפירמה (בלוג הטבעי של שווי השוק) ואת היחס  $B/M$  בכל אחד מששת התיקים הממוינים על פי הביתא והגודל.

## לוח 5

**היחס  $B/M$  והלוג הטבעי של גודל הפירמות בתיקים הממוינים על פי הביתא והגודל**

היחס $B/M$ לתיקים הממוינים על פי הביתא וגודל הפירמה												
	93-94	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	02-03	03-04	הממוצע
S-B1	0.80	0.72	1.39	4.62	0.96	0.88	0.60	0.59	0.59	1.05	0.73	1.18
S-B2	0.35	1.02	0.73	3.45	1.22	0.84	0.84	0.84	0.84	1.00	0.77	1.08
S-B3	1.15	0.60	1.71	1.29	0.60	0.96	0.40	0.33	0.33	0.93	0.85	0.83
B-B1	1.60	1.11	1.09	1.06	0.83	1.02	0.49	0.53	0.53	0.56	0.45	0.84
B-B2	1.02	0.95	0.88	1.06	1.07	0.90	0.55	0.53	0.53	0.94	0.54	0.81
B-B3	0.76	0.83	1.15	1.43	0.82	0.84	0.61	0.36	0.36	0.75	0.82	0.80
ממוצע	0.95	0.87	1.16	2.15	0.92	0.91	0.58	0.53	0.53	0.87	0.69	0.92
הלוג הטבעי של גודל הפירמה לתיקים הממוינים על פי הביתא וגודל הפירמה												
	93-94	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	02-03	03-04	הממוצע
S-B1	11.6	11.3	11.6	11.5	12.1	12.4	12.7	13.1	13.1	12.7	13.1	12.3
S-B2	11.9	11.2	11.3	11.2	12.4	11.8	13.2	13.3	13.3	13.0	13.1	12.3
S-B3	11.3	11.4	11.1	11.4	12.2	12.1	13.0	13.5	13.5	12.9	13.3	12.3
B-B1	13.9	14.0	14.7	14.9	14.8	14.3	14.6	15.4	15.4	14.8	15.9	14.8
B-B2	14.2	14.0	13.4	13.5	14.6	14.9	15.3	15.3	15.3	15.4	15.1	14.6
B-B3	14.0	13.4	13.5	13.2	13.8	13.6	14.7	14.9	14.9	14.4	14.6	14.1
ממוצע	12.8	12.5	12.6	12.6	13.3	13.2	13.9	14.2	14.2	13.9	14.2	13.4



מחלקו העליון של הלווח ניתן לראות שהמוצע הרב-שנתי של היחס  $B/M$  יורד ככל שעולה הביתא, וכי מגמה זו בפירמות הקטנות משמעותית יותר מאשר בגדולות. כן ניתן לראות שהיחס הממוצע  $B/M$  ירד משמעותית בשנים 1997-2003 – כנראה עקב מגמת העלייה של מחירי המניות בשוק ורישום פירמות גדולות למסחר. השפעה זו באה לידי ביטוי גם בחציו השני של הלווח, המודד את הלוג הטבעי של גודל הפירמה; שם רואים עלייה מטווח של 12.5-12.8 לערכים שמעל 14.

כדי לבדוק אם ביתא היא גורם המסביר את פרמיית הסיכון במנותק מגודל הפירמה החסרנו, בשלב ראשון, את הריבית נטולת הסיכון משש הסדרות העיתיות של תשואות התיקים השונים, וקיבלנו שש סדרות עיתיות של פרמיית הסיכון. בשלב שני חישבנו גורם של הפרש הביתות  $B3 - B1$ , המודד את הפרש התשואות בין שני התיקים עם הביתא הגדולה לשני התיקים עם הביתא הקטנה:

$$(7) \quad B3 - B1 = (BB3 + SB3)/2 - (BB1 + SB1)/2.$$

גורם זה, המנטרל את השפעת גודל הפירמה מהביתא, שימש גורם מסביר ברגרסיות כנגד שיעור התשואה על ששת התיקים השונים, בדומה לפרוצדורה שננקטה בסעיף הקודם לגבי לגורמים  $HML$  ו- $MB$ . המודל מנוסח באופן הבא:

$$(8) \quad E(R_i) - R_f = \alpha_i + \theta_i E(B3 - B1),$$

ומשוואת הרגרסיה לאמידת מודל (8) היא

$$(9) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \hat{\alpha}_p + \hat{\theta}_p (B3 - B1)_t + \varepsilon_{p,t}.$$

תוצאות רגרסיה (9) על ששת התיקים הממוינים על פי הביתא ועל פי הגודל מובאות בלוח 6.

## לוח 6

רגרסיות בין גורם  $B3 - B1$  לפרמיות הסיכון בתיקים הממוינים על פי הביתא וגודל הפירמה

Adj. $R^2$	$t(\hat{\theta}_p)$	$t(\hat{\alpha}_p)$	$\hat{\theta}_p$	$\hat{\alpha}_p$	
2.5%	2.08	2.61	<b>0.31</b>	<b>0.02</b>	S-B1
13.6%	4.64	1.17	<b>0.63</b>	0.01	S-B2
46.7%	10.77	2.99	<b>1.52</b>	<b>0.02</b>	S-B3
4.7%	2.73	1.08	<b>0.32</b>	0.01	B-B1
15.6%	5.02	0.56	<b>0.59</b>	0.00	B-B2
38.7%	9.14	0.75	<b>1.11</b>	0.00	B-B3

התוצאות מצביעות על קשר חיובי ומובהק בין פרמיית הסיכון על התיקים השונים לבין הפרש התשואות בין תיקים עם ביתא גבוהה לתיקים עם ביתא נמוכה. ההפרש הממוצע הנמדד על ידי הגורם B1 - B3 מייצג את תרומת הביתא לשיעור התשואה, ללא קשר לגודל הפירמה. על כן מקדם מובהק לשיפוע רגרסיה (9) מלמד שפרמיית הסיכון על התיקים השונים מתואמת עם הפרש התשואות הנובע מהביתא. יש להדגיש כי מובהקות התוצאות גדלה ככל שגדלה הביתא הממוצעת לתיק, וכי מקדם ההסבר של הרגרסיה עולה בהתאם. תוצאות אלה שונות מהתוצאות של Fama and French (1992), שם נמצא שאין קשר מובהק בין הביתא לתשואה בתיקים בעלי גודלי פירמה דומים.

## 6. סיכום ומסקנות

במאמר זה בחנו מספר השערות אמפיריות באשר לגורמים המסבירים את היווצרות שיעורי התשואה של מניות הנכללות במדד תל אביב 100 בשוק ההון הישראלי על פי המודל האמפירי של Fama and French (FF). מודל זה נבחן במדינות רבות בעולם, וזוהי, למיטב ידיעתנו, הבחינה הראשונה שלו בשוק ההון הישראלי. FF הדגימו, בסדרת מאמרים, כי גורמים שאינם נובעים מהמודל הנורמטיבי לתמחור נכסי הון (CAPM), כגון גודל הפירמה והיחס בין שווי ההון העצמי של הפירמה בספרים לבין שווייה בשוק המניות, מצליחים להסביר את התשואות הנוצרות בשווקים, ואילו הגורם המרכזי שלפי התיאוריה אמור להסביר את התשואות, מדד הסיכון ביתא, אינו מובהק כאשר הגורמים האחרים נכללים ברגרסיה.

התוצאות שקיבלנו מתיישבות חלקית עם התוצאות של FF. מחד גיסא, מצאנו, כמותם, שגודל הפירמה והיחס בין שווי הספרים לשווי השוק תורמים להסבר תשואות המניות בחלק חשוב של המדגם; מאידך מצאנו כי לביתא יש בכל זאת תפקיד מרכזי בהסבר התשואה הממוצעת, וזאת בניגוד למחקר של FF. הסיבות לכך תלויות כנראה בהבדלים משמעותיים בגודל המדגם ובריכוזיות השוק, אך כנראה גם בסיכון השיטתי הגבוה יותר של הפירמה הישראלית הממוצעת (סיכוני שער חליפין, סיכונים פוליטיים וכיו"ב). ייתכן ששוק ההון הקטן בישראל מאופיין בשונות משותפת גבוהה בין מרבית המניות המובילות, ואם כן, הביתא תהיה בהכרח גבוהה ותסביר את התשואות הנוצרות על תת-התיקים השונים של התיק תל-אביב 100.

ממצאים אלה אף מעלים סוגיה מעשית: לכאורה, משקיע יכול לנקוט אסטרטגיית השקעה שלפיה הוא ירכוש תיקי מניות של פירמות קטנות וימכור בחסר תיקי מניות של פירמות גדולות; כך הוא ייחנה מתשואה עודפת שאינה קשורה לסיכון הפירמות בשוק. מסקנה זו מחייבת בירור של מקורות הסיכון הרלוונטיים לתשואות על נכסים פיננסיים, ועל כן מחייבת זהירות בתפיסת הביתא כגורם הסיכון היחיד בשוק. יחד עם

זאת יש להדגיש כי הפרמיה על גודל הפירמה מחייבת בחינה מעמיקה יותר בישראל, כפי שנעשה בשווקים שונים בעולם.  
 ממצאים כממצאינו מערערים את תקפותו של מודל ה-CAPM, ואכן, מאמץ מחקרי רב – אמפירי ותיאורטי – מושקע ברחבי העולם כדי להסביר את האנומליה. עד כה דומה שטרם נמצא פתרון מוסכם.

### ביבליוגרפיה

- אונגר, מאיר (1995). "האם הביתא מתה? בדיקה אמפירית בשוק ההון הישראלי".  
*רבעון לכלכלה* 3, 510-521.
- בן חורין, משה (1996). *שוק ההון וניירות הערך*, תל אביב, צ'ריקובר מוציאים לאור בע"מ.
- Bodie, Zvi, Alex Kane and Alan J. Marcus (2005). *Investments*, 6<sup>th</sup> Ed. Singapore, McGraw-Hill/Irwin.
- Daniel, K. and S. Titman (1997). "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns", *Journal of Finance* 52, 1-33.
- Davis, James, L., Eugene, F. Fama, and Kenneth R. French (2000). "Characteristics, Covariances, and Average Returns, 1929 to 1997", *The Journal of Finance* 55, 389-406.
- Douglas, G. W. (1969). "Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency", *Yale Economic Assays* 9, 3-45.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1992). "The Cross Section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance* 47, 427-465.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1995). "Size and Book to Market Factors in Earnings and Returns", *The Journal of Finance* 50, 131-155.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1996). "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *The Journal of Finance* 51, 55-84.

- Fama, Eugene F. and James MacBeth (1973). "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Lintner, John, (1965). "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economic Statistics* (February), 13-37.
- Merton, Robert (1973). "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica* 41, 867-887.
- Mossin, Jan (1966). "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica* 34, 768-83.
- Ross, Stephen A. (1976). "Return, Risk and Arbitrage", in: Friend, I., and J. Bicksler (eds.), *Risk and Return in Finance*, Cambridge, MA.
- Schwert, William G. (2003). "Anomalies and Market Efficiency, in: Constantinides, George M., M. Harris and R. Stulz (eds.) *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier Science B.V., Ch. 15, pp. 939-960.
- Sharpe, William F. (1964). "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance* 19, 425-442.