

**האם תשואתה של מנתה תלואה בסיכון השיטתי או במאפייני הפירמה?
בחינה אמפירית בשוק ההון הישראלי¹**

חיים קידד-ליי², אורי בן ציון³, נה איצקוב⁴ ומרן גולד⁵

עיקר הממצאים

המודל לתמוך נכסים הון (CAPM) גורס כי הקשר בין תוחלת התשואה של נכס מסוון הכרוך בהשקעה בו אמרו להיות ליניארי בעל שיפוע חיובי, וגורם הסיכון המסביר הוא הסיכון השיטתי, הנמדד על ידי β . ואולם, Fama and French (1992), להן (FF), ובקבותיהם אחרים ברוחבי העולם, הדגימו כי גודל הפירמה והיחס בין שווי הונה העצמי בספרים לשוויה בשוק (B/M) תורמים תרומה משמעותית להסביר תשואת המניה, ואף הופכים את β ללא-רלוונטי. עבודה זו היא, לפחות ידיעתו, הראשונה המ夷יחסת את הפרוצזרה של FF בישראל, וזאת באמצעות מוגדים של המניות הכלולות במדד תל אביב 100 בשנים 1993 עד 2004. התוצאה המרכזית היא שגם בישראל גודל החברה והיחס B/M תורמים תרומה משמעותית להסביר התשואה, אלא שבניגוד למצאים מחוץ ל, גורם הסיכון β יותר מובהק. מצא זה מלמד, ככל הנראה, על סיכון שיטתי (סיכון שער החליפין, סיכון פוליטיים וכיו"ב) גבוה יחסית של הפירמה המומוצעת בישראל. למצאים אלה השלכה מעשית חשובה, שכן משקיע יכול, לדוגמה, לנקט אסטרטגיית השקעה שלפיה הוא ירכוש תיקי מנויות של FIRMOOT קטווט, ימכור בחסר תיקי מנויות של FIRMOOT, וכך יהיה מתשואה עודפת שאינה קשורה לסיכון. מסקנה זו מצריכה בירור של הגורמים הרלוונטיים להיווצרות תשואותיהם של נכסים פיננסיים, ועל כן מעמידה בספק את הגדרת β כגורם הסיכון היחיד בשוק.

1. הקדמה

המודל לתמוך נכסיו הון (CAPM - Capital Assets Pricing Model) הוא מודל תיאורתי שפיתחו (1964) Lintner, (1965) Sharpe, ו- (1966) Mossin, באמצע שנות

¹ אנו מודים לד"ר מישל סטרברצ'ינסקי, לפרופ' יוגאין קנדל ולשופט אונזימי על העורוותיהם הבונות. השגיאות, במידה שנותנו, הן אחראיתנו בלבד.

² אוניברסיטת בן-גוריון בנגב, בית הספר לניהול עסקים, ת"ד 652, באר שבע, 84105 (אש קרר).
hlevy@som.bgu.ac.il.

³ אוניברסיטת בן-גוריון בנגב, המחלקה לכלכלה, ת"ד 652, באר שבע,
⁴uriusa@gmail.com .84105

⁴ תלמידה במחלקה לכלכלה, אוניברסיטת בן-גוריון בנגב.
⁵ תלמיד במחלקה לכלכלה, אוניברסיטת בן-גוריון בנגב.

השישים לקבעת מהרי שיווי המשקל של נכס הון בתנאי סיכון. אחת התוצאות המרכזיות של המודל היא, שבחינת חתך רוחב של הקשר בין תוחלת התשואה לסיכון. אמוריה לגלוות קשור לנינאי, אשר על פי פרמיית הסיכון פרופורציונית לרמת הסיכון. הסיכון נמדד על ידי β , שהיא היחס בין השונות המשוותפת לתשואה הנכס הבודד ולהתשואת תיק השוק ובין השונות של תשואת תיק השוק. תיק השוק הוא תיק מנויות המכיל את כל הנכסים המסוכנים במשק בפרופורציה המתאימה לשווים היחסים בשוק. קשר זה בין מניה ? קלשיי 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, וממד הסיכון מחושב כ- $\beta_i = Cov(R_i, R_m) / \sigma_m^2$. במדד זה σ_m^2 היא שונת Security SML (Market Line), שאחת הדרכם לאמידה האמפירית היא אמידת הבתוות של הנכסים המסוכנים, בשלב הראשון, וריצת רגרסיה של חתך-רוחב בין הבתוות שהתקבלו לשיעורי התשואה עליהם, בשלב השני. אמידת הבתוא בשלב הראשון ניתנת לביצוע ברגרסיה פשוטה של סדרה עיתית, שבה המשנה המוסבר הוא פרמיית הסיכון של המניה, והמשנה המסביר הוא פרמיית הסיכון על תיק השוק⁶. כדי להפחית בעיות אמידה ברגרסיה של השלב השני, בעיות הנובעות משינויו גבואה של המשנה המסביר (ביתה), מקובל להשתמש בתיקי מנויות הממוינים על פי ביתא, כפי שהוצעו Fama and MacBeth (1973).

סדרת מחקרים אמפיריים של Fama and French (1992, 1993, 1995, 1996) הגדירה את הדינון האקדמי בתוצאות המרכזיות של מודל ה-CAPM. עוד להלן חידשה את הדינון האקדמי בתוצאות המרכזיות של מודל ה-CAPM. עוד מתחילה שנות השבעים ידוע כי שיפוע קו ה-SML נמוך מהמנoba על ידי המודל⁷, ומשמע שהקשר של התשואה המומוצעת בשוק לביטה הוא חלש יחסית; FF הוכיחו כי משתנים שאינם בעלי חשיבות במודל ה-CAPM מצליחים להסביר את חתך הרוחב של התשואה המומוצעת, אף הופכים את ביתא לבלי מובהקת כאשר כל המשתנים הכללים ברגרסיה מרובה. המשתנים המסבירים שנבחנו במחקרים האמורים הם ביתא, גודל הפירמה, הנמדד על פי שווי השוק של מנויות, היחס בין הרווח על המניה למחייה (E/P), המינוף הפיננסי, היחס (B/M) (Book/Market equity) ועוד. מאחר שמשתנים הייצוניים למודל מיטבים להסביר את התשואה יותר מאשר משתנים אנלוגניים, מתיחסים רבים לתוצאות אלה כאל " anomalיה " – תופעה אמפירית שאינה מוסברת במסגרת מודל נורומי. יחד עם זאת, נמצא הנחשב לאנומליה במודל מסוים יכול להתifyש עם ניבוי של מודל אחר; על כן הספרות הפיננסית של השנים האחרונות

⁶ בן חורין (1996).

⁷ ראו לדוגמה Douglas ;(1969) Fama and MacBeth

הרבה לעסוק באפיון המקורות لأنומליה ובחיפוש מודל נורטובי שייעלה בקנה אחד עם הממצאים.

את המשתנים גודל הפירמה, E/P , המינוף והיחס B/M ניתן לראות כמדדים שונים הקשורים לרוחניות המניה, ועל כן מתחבטים בסיכון ובחשואות הצפויות. כיוון של המדדים קשורים למחדיר המניה, ניתן לצפות שהלkers יתגלו כלא-רלוונטיים ברגרסיה מרובה נגד התשואות הצפויות. ואכן, FF וחוקרים אחרים ברחבי העולם מצאו שצירוף של שני גורמים בלבד – גודל הפירמה והיחס B/M – "סתוגים" את תפקידי המינוף וה- E/P וסבירים הيطב את חarakטר הרוחב של התשואות המוצעות 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. הבדיקה נסבה על התקופה 1985-1991, ונוקתה פרוצדורה ורב-שלבית, המבוססת על זו של Fama and MacBeth, אך שלא כמו בפירושם של תייקי מנויות (אונגר, עמ' 515, הערת שוליים 5). הממצא העיקרי של אונגר (1995) הוא שהביעה מסבירה את התשואות באופן מובהק, ואילו יתר המשתנים נמצאו בלתי מובהקים.

המאמר הנוכחי מifies בדקנות את הפרוצדורה של Fama and French, בכפיפות למוגבלות של זמינות הנתונים וגודל המדגם, ובודק אם הביטה, וכן גורמי הגודל והיחס B/M , מסבירים את התשואות של מנויות הנכללות במדד תל-אביב 100 בשלוש עשרה השנים 1992-2004. התוצאות שהתקבלו מצביעות על קשר מובהק בין הביטה לתשואות המוצעות, ללא קשר לגודל הפירמה או ליחס B/M , בין אם הביטה נכללה ברגרסיה מושבה עם שני האגורמים והבין כגורם עצמאי. יחד עם זאת נמצא כי ככל גודל הפירמה והיחס B/M תורמים אף הם להסביר התשואות המוצעות, אך תרומה זו תלולה בערכי הגורמים. כך, לדוגמה, מצאנו שהגדיל מובהק בהסביר תשואת המניות הקטנות, ללא קשר לערך שמקבל הגורם B/M , אך ככלעכמו אין בו כדי להסביר את תשואת המניות הגדולות. לעומת זאת, הגורם B/M נמצא מובהק בהסביר התשואות של תיקים המאופיינים בערך גבוה או נמוך של יחס זה, אך אינו מסביר את התשואות בתיקים שבהם ערכו בינוני, וזאת ללא קשר לגורם הגדל. מאחר שנמצא מיתאם גבוהה ושלילי בין גודל הפירמה לביטה, חזנו על תהליכי האמידה תוך נטרול קשר זה, ומצאנו שאף על פי כן ביטה נותרה גורם מסביר מובהק. תוצאות אלה שונות מנקודת מהותוצאות שהתקבלו במחקר זה בשוק ההון האמריקאי: שם נמצא כי ביטה הופכת לכל-רלוונטית כשגודל הפירמה והיחס B/M נכללים ברגרסיה המרובה. ההבדל בין הממצאים יכול לנבוע מהיקפו הקטן יחסית של המדגם העומד לרשותנו (שאינו מאפשר יצירת תייקי מנויות רבים), מהרכיביות הגבוהה בשוק

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

Davis, Fama and French (2000, 1996, 1995) הינו בין הראשונים שהבשו הסבירים לhypothese, תוך התחקורת בשני המשנים החשובים. הם בדקו אם מין מהירות המניות על פי גודל הפירמה והיחס B/M מתיישב עם התפתחות הרוחה החשבונאי המדועה. תחילה בדקו אם מהירות המניות משוקפים כיונות הבדלים בהתחזחות הרוחה על פני חתבי ווחב, כאשר המניות מחולקות לקבוצות לפי הגודל $-B/M$. התוצאות אכן קשור בקיום קשור בין היחס B/M למאפיינים עיקריים של התפתחות הרוחה: יחס B/M גבוה (מהיר נמוך של המניה בשוק ביחס לערכיה בספרים) תואם רוחה החשבונאי נמוך ביחס לשווי ההון העצמי בספרים, ולהפך – יחס B/M נמוך (מהיר גבוה של המניה ביחס לערכיה בספרים) אופייני לפירמות שהחשואה המוצעת על הון גבואה (מניות צמיחה), ואילו יחס B/M גבוה מאפיין פירמות בעלות אפרוריות צמיחה מצומצמות. על פי הממצאים, גודל הפירמה קשור אף הוא לרוחה: נראה כי בפירמות קטנות הרוחה גבוהה 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 זהן לרוחה 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 הרוחה אחד הגורמים שעשוים להסביר את הקשר בין הגורמים האלה לתשואות. במחקרים מאוחרים יותר נמצא קשר בין משתנים מקרו-כלכליים לבין רוחה הפירמות, ומכאן – קשור להסבירים שתוארו לעיל בדבר דפוסי היוצריםן של התשואות. עם כל זאת נראה שעדין אין הסכמה בספרות על פתרון האנומליה.⁸

יש להזכיר כי המודל של FF הוא מודל אמפרי, הנסמך על תוצאות היסטוריות בדבר הקשר בין גודל הפירמה ליחס B/M , ולא מודל נורטובי, ומכאן עיקר הביקורת עליו. ואולם, מודל זה מדווה באופן שיטתי למדי על התופעות הנדוניות משוקי ההון ברחבי העולם ומתקופות שונות. מודלים מרובי גורמים אלה (multifactor models) נסמכים לרוב על תוצאות 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 לתמזהו 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, בריבועי מציגים את התוצאות של מודל שלושת הגורמים, בחמשי בוחנים את השפעת הביתה על התשואות במונתק מגודל הפירמה, ובישי מסכימים את המאמר.

⁸ (2003) Schwert דן ארכות בספרים 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 מרכיב ממאה המניות של הפירמות הגדולות הנסחרות בשוק ההון הישראלי, והרכבו מתעדכן מדי פעם עקב שינויים בשווי החברות. לשם השוואה: בסיס הנתונים של (2000) Davis, Fama and French כלל את כל המניות הנסחרות ב-NASDAQ, NYSE, ו-AMEX. בדומה לכל המאמרים של FF, השתמשו בחברות הלא-פיננסיות הנכללות במדד תל אביב 100, כולל הוצאנן מהדגם את מניות הבנקים וחברות הביטוח, מפני המינוף הגבוה המאפיין אותן. המינוף הגבוה, המאפיין בדרך כלל חברות אלה, מקבל משמעות שונה בחברות לא-פיננסיות, שבهن מינוף גבוה יכלה לرمז על משבר או על סיכון פיננסיג גבוה. כמו כן ניפוי מהדגם את הפירמות שלגביהם חסרו נתונים על שווי השוק או שווי ההון העצמי בספרים. כולנו במדד פירמות שלגביהם היו לפחות 24 צפיפות חודשיות. נתוני המניות כוללים את שערי הסגירה החודשיים – מותאמים בגין חלוקת דיבידנדים, מנויות הטבה וזכויות – לגבי מניות שהרכיבו את המדד ביום 31.12.2004. לאחר שהשתמשו בהרכב המדד של סוף 2004, המדגם שלנו חושף להטיית ההירדות (survivorship bias)⁹. לאחר התאמות אלו, המתיחסות עם ההתאמות שעשו FF, עמד לרשותנו מדגם של 72 FIRמות. לגבי כל מניה חישבנו את התשואה החדשית 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. דיליבית 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. (שם השוואה: Treasury Bills FF).

⁹ חוקרים שונים בחנו את התופעה תוך תיקון הבעיה של הטטיית ההירדות, אך בתוצאות שקיבלו לא היה כדי לשנות את המסקנות העיקריות.

ג. מדד תל-אביב 100 וධיביות

נתוני שער הsgiירה החדשניים של מדד תל אביב 100 שימושו לחישוב תשואת המדד במהלך התקופה הנבדקת. לצורך הבדיקה האמפירית התיחסנו למדד תל אביב 100 כאל מייצג את תיק השוק. המדד משקלל על פי שווי השוק. בהינתן תשואות המניות ותשואת תיק השוק בנסיבות נטולת הסיכון מכל אחד, הרצינו בשנה הראשונה רגסיה על בסיס 24 נתוני תשואות חדשניות כדי לאמוד את הביתה של כל מניה. בכלל שנה שלאחר מכן נכללה השנה החולפת כך שתקופת הדגימה התרוכה בהדרגה עד כדי 60 תצפיות. באופן זה חושבו הביתות בכל שנה לכל המניות, בדומה למה שעשו FF.

7. שווי השוק

נתוני שווי השוק (Market Eeuality) של הפירמות הנכללות במדד מהוועדים בסוף כל חודש דצמבר. נתון זה החושב באמצעות הכפלת מחיר המניה בשוק במספר המניות שהונפקו ונפרעו; על כן הוא מייצג את שווי השוק של החברה, ומהמש מדד לנודלה. כל נתוני המניות, המדד ושווי השוק התקבלו באדיבות אוניברסיטת בן-גוריון באמצעות תוכנת PREDICTA.

ה. שווי הספירים של ההון העצמי והיחס B/M

שווי הספירים של ההון העצמי של כל פירמה (Book Equity) מהושב על פי הדיווח לחודש דצמבר בכל שנה. שווי ההון העצמי החושב לגבי כל הפירמות שבמדד, מתוך דוחותיהן הכספיים, בהפחיתה העותודה למסים, על פי הפרוצזרה של FF (1995). שווי הספירים שימוש ליחסוב היחס B/M לכל פירמה בכל שנה על ידי חלוקת שווי הספירים של ההון העצמי לסוף החודש דצמבר של השנה $1 - t$ בשווי השוק של ההון העצמי בסוף החודש יוני של שנה t . יהס זה קבוע את ערך הגורם B/M ביולי של שנה t , והוא תקף עד יוני שנה $1 + t$. לדוגמה: השתמשנו בערך הספירים של ההון עצמי של כל פירמה בדצמבר 1992 כדי להגדיר את תיק שהרכבו נקבע ביוני שנת 1993, שכן פירמות מהויבות לפרסם את דוחותיהן הכספיים במהלך הרבעון הראשון של השנה (אך כי רבות מהן מתקבות), ולפיכך אנו מניחים (בדומה ל-FF) שככל המשקיעים רואים את כל הזרחות ביוני שנת 1993. היחס B/M המתתקבל שימוש להרכבת התיקים ביוני 1993, והוא יהיה תקף במהלך התקופה يول'י 1993 עד יוני 1994. נתון שווי הספירים של ההון העצמי החושב באמצעות תוכנת "אנליסט".

3. שיטת הניתוח

אנו מאמצים את שיטת הניתוח של Davis, Fama, and French (2000), המשתתפת על מחקריהם הקודמים של Fama and French ; הם נסמכים על MacBeth (1973), שיישמו לראשונה את העיקרון של הפחתת שונות המשתנים המסבירים על ידי יצירה תקימית. 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 מנויות בודדות לתקים על פי משתנים אלו, ובשלב השני מרכיבים וגרסיות בין המשתנים המסבירים למשנה המוסבר. כפי שצווין, FF בנו מודל סטטיסטי לתמוך מנויות עם שלושה גורמים (משתנים מסבירים) – פרמיית הסיכון בשוק, הפרש בשיעור התשואה בין תיקי מנויות קטנות לתיקי מנויות גדולות והפרש התשואה בין תיקי מנויות שבם יחס B/M גבוה לתיקים בעלייחס נמוך. מודל סטטיסטי זה ונסמך על מודלים הייאורתיים מרווחי גורמים כגון ה-APT (Arbitrage Pricing Theory) של Ross (1976) ומודל תמחור נכסים ההון הרוב-תקופתי ICAPM (Intertemporal CAPM) של Merton (1973).

לצורך יצירת התקים יש למין בשלב ראשון את החברות לפי הגודל (שווי השוק), להילך את המדגם לשתי קבוצות שוות סביב הגודל החזוני – Big ו-Small – ולסמן כל מניה על פי קבוצתה. בשלב השני יש לבצע מינון עצמאי (כלומר ללא תלות בגודל הפירמה) לפי היחס B/M , ולהילך את הקבוצות לשולש תחת-קבוצות שוות – High, Medium, Low. גם כאן מסמנים כל מניה על פי השיווק שלה לקבוצה. בדרך זו מתקבלים שישת תיקי השקעה, אשר אליהם מוקצתו המניות על פי הסימונים שקיבלו – SL, SM, SH, BL, BM, BH – כל קבוצה כזאת מכילה בממוצע 12 מנויות. תיקים אלה מניבים שיעורי תשואה חדשניים המיצגים את שיעור התשואה שלו היה מצפה משקיע המאמין כי יש בגורמים אלה כדי להשביר את שיעורי התשואה בשוק; זאת משום שהם נוצרים בסוף יוני של שנה t , והמשקיע מרויח את תשואותיהם במהלך השנה $1 + r$. אם לגורמי הגודל והיחס B/M אין משמעות כלכלית, כפי שמנבא המודל CAPM הקלאסי, ההפרשים בין תיקי מנויות שונים אינם אמורים להיות שונים באופן מובהק מכך; לעומת זאת, אם גורמי גודל הפירמה והיחס B/M רלוונטיים לקבעת תשואותיהם של המניות, ההפרשים בין שיעורי התשואה הממציעים של תיקים שונים אמורים להיות שונים באופן מובהק מכך.

שיעור התשואה על התקים השונים מוחושבים על פי ערכי B/M שנקבעו ביוני של כל שנה; ביוני של כל שנה עוקבת, לאור נתונים החדשים על גודל הפירמה בשוק והיחס B/M , רוענו התקים על פי התהליך שתואר לעיל, כלומר מינוי מחדש לפי הגודל (חלוקת לשתי קבוצות גודל) ולפי היחס B/M (חלוקת לשולש תחת-קבוצות), לצורך יצירה תיקים חדשים. על תהליך זה של יצירת תיקים, עדכונות וחישובי תשואותיהם חוזרים בכל שנה במהלך המדגם, עד יוני 2004.

בاهינתן סדרות שיעורי התשואה החודשיים על ששת התקנים, ניתן לנסה את שני הגורמים המסבירים את התשואה על פי FF: המשנה SMB_t הוגדר כהפרש בין שיעורי התשואה בחודש t על תיק החברות שגודל השוק שלහן היה נמוך מהגודל החיצוני פחות שיעור התשואה שגודל החברות שלහן היה גבוה מהגודל החיצוני (Small Minus Big) (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 התקיק הרלוונטי בחודש t . ניסוח זה מבטיח שהמשנה SMB ניטרי ביחס לגורם B/M . באופן דומה¹⁰, המשנה HML_t הוגדר כהפרש בשיעור התשואה ממוצע בין המניות שנכללו בתיק H למניות שנכללו בתיק L (High Minus Low, HML), כך שני גורמים אלה אמורים לתפוס את הפרש הרווח על פי גודל הפירמה ואת היחס B/M , בהתאם. שיעורי התשואה החודשיים לכל אחד מתקנים חושבו על פי משקלות שוים לכל המניות.

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

בדומה למדד הקודם, מדד זה אינו מתייחס להבדלים בגודל הfirmeות. הסדרות העתיות העומדות לרשונות בשלב זה משמשות להערכת ורגסיה מרובה לכל מניה; המשנה התלוי הוא התשואה החודשית העודפת של כל תיק מששת התקנים ($R_{p,t} - R_{f,t}$), והמשתנים הבלתי תלויים הם SMB_t , HML_t והתשואה העודפת על מדד תל אביב 100, $R_{m,t} - R_{f,t}$. המודל התיאורטי מרובה הגורמים מתואר במשוואת (5)

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

ובהתאם, משוואת הרגסיה 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 משכיע רצון את תשואות המניות בשוק, נצפה לקבל מוקדים מובהקים למשתנים תורמים להסביר היוצרות התשואה בשוק, וכן נצפה לקבל $\hat{\alpha}_i = 0$ ו- $\varepsilon_{i,t} = 0$. נציג כי Daniel and Titman (1997) הראו שהיחס B/M יותר מובהק למורות הכללת הגורם HML ברגסיה, אך לעומתם הראו (2000) Davis, Fama and French שנבחנו.

¹⁰ לקובוצה H נהוג להתייחס בספרות כל קבוצה ה"ערך" (Value), ולקבוצה L – כל קבוצת ה"צמיחה" (Growth).

4. התוצאות

התוצאות הצפויות להתקבל מהריצת הרגRESSED אמורות לענות על השאלה אם התופעה FF-הציבעו עליה בשוק ההון האמריקאי ובשוקים אחרים בעולם מתקינה גם בשוק ההון הישראלי. למעשה אנו בודקים אם גם בשוק ההון הישראלי גודל הפירמה ו/או היחס B/M מושפעים להסביר התשואות בשוק, מכל מקום – עד כמה חשוב סיכון השוק, כפי שהוא מתבטא ב- β . לוח 1 להלן מסכם את המאפיינים הסטטיסטיים של ששת התקנים.

לוח 1
המאפיינים הסטטיסטיים של ששת התקנים:
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 סטית התקן יולי 1993 עד דצמבר 1998 ממוצע |
| 10.42 | 8.50 | 9.05 | 7.89 | 7.76 | 7.90 | 4.04 | 4.78 | 6.83 | התשואה סטית התקן נואר 1999 עד יוני 2004 ממוצע |
| 1.51 | 2.34 | 1.62 | 0.33 | 0.40 | 1.22 | 1.17 | 0.35 | -0.38 | התשואה סטית התקן עד יוני 2004 ממוצע |
| 9.45 | 9.40 | 9.30 | 8.43 | 7.70 | 6.72 | 4.16 | 4.68 | 6.70 | התשואה סטית התקן נואר 1999 עד יוני 2004 ממוצע |
| 3.72 | 2.08 | 2.43 | 1.35 | 1.64 | 1.60 | 1.21 | -0.52 | 0.58 | התשואה סטית התקן |
| 11.27 | 7.57 | 8.86 | 7.33 | 7.82 | 8.97 | 3.95 | 4.88 | 6.97 | |

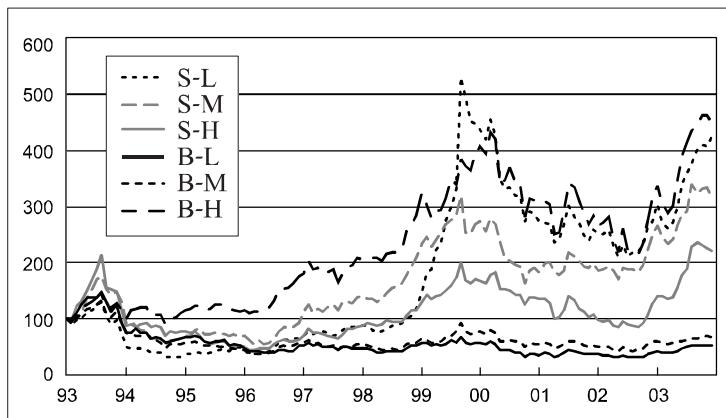
בלוח מוצגות התשואות החודשיות הממציאות של התקנים SL, SM, SH, BL, BM, BH במחזור 132 חודשים (מיולי 1993 ועד יוני 2004). כן מוצגת התשואה המוצעת מהסטרטגיית SMB, שלפיה יש להחזיק long את תיק הfirמות הקטנות ו-short את תיק הfirמות הגדולות, ומסטרטגיית HML, שלפיה יש להחזיק long short את תיק הfirמות שיחס B/M שלהם גבוה ו-short את תיק שבויחס B/M של הfirמות נמוך. מקדם המיתאם בין שני הגורמים – SMB, ו-HML – הוא -0.1796, וAILO מקדם המיתאם בין כל אחד מלאה לפרמיית הסיכון בשוק הוא אפס בקיוב. ניתן לראות שהתשואה המוצעת בגין האסטרטגיה SMB היא 1.19 אחוזים בחודש, ואילו זו של אסטרטגיית HML היא שלילית, -0.08%. הערך של 1.19% אצלנו נמוך מזה שקיבלו Fama and French (2000),Davis, בעוד 1.33 אחוזים לחודש,

ש-HML הניב אצלם 0.867 אחוז, ואילו אנו מצאנו תמורה חיובית לאסטרטגייה זו במחצית הראשונה של התקופה ושלילית במחציתה השנייה. ניתן לראות שקבלה פרמיית HML שלילית ונובעת מהפרמטרים הקטנות: בעוד שההפרש בין התקיק BH לתקיק BL הוא חיובי ($1.41 - 0.84 = 0.57\%$), ההפרש בין התקיקים SH ו-SL הוא שלילי וגדול יותר בערכו המוחלט ($-0.59\% - 2.03 - 2.62 = -2.03\%$). על כן, ממוצע התשואה מהסטרטגייה HML הוא שלילי. עם זאת יש לציין שהישוב זה מבוסס על שקלול שווה, ואילו השפעת ההפרש בתשואה על התקיק מנויות מבוססת על ממוצע משוקל על פי השווי, ולכן השפעת הפרמטרים הקטנות עליה תהיה נמוכה יותר.

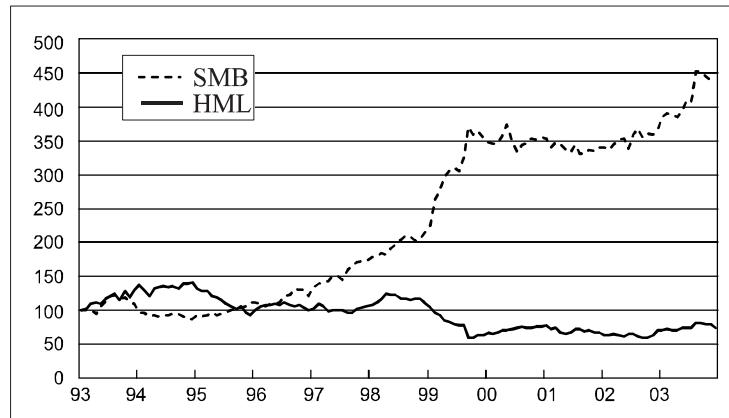
מספר המניות בכל התקיך הלאן וגדל עם השנים, מפוני זמינות הנתונים על יותר וייתר מנויות. בכלל, בשנות המדגם 2001-2004 היו בכל קבוצה 14-10 מנויות, החל משנת המדגם 1994/95 היו בכל קבוצה 8-9 מנויות, ורק בשנות המדגם הראשונה היו שתי קבוצות עם 4 מנויות בלבד.

מעניין לציין שבמחצית הראשונה של המדגם, התקופה يولי 1993 עד דצמבר 1998, הניבו כל שש התקיקים חודשית ממוצעת נמוכה יותר מאשר במחצית השנייה, בכלל המשבר בשוק בשנים 1993-1994; ובהתאם לכך, הפרש התשואה בין המניות הקטנות לגודלות, כפי שהוא נמדד על ידי SMB, היה אף הוא במחצית הראשונה נמוך יותר מאשר בשניה (1.17% אחוזים לעומת 1.21% אחוזים). לעומת זאת, תהליך עליות המהירים במהלך המחצית השנייה של תקופה המדגם, שהיטיב עם המניות הקטנות, היטיב במקביל עם המניות המאופייניות ביחס נמוך של B/M ופחות – עם אלה המאפייניות ביחס גובה (HTML של 0.35% אחוז לעומת 0.52% אחוז). איוור 1 מתראר את התפתחות המדד של כל אחד מששת התקיקים, ואיוור 2 – את ביצועי האסטרטגיות SMB ו-HTML.

איור 1
ביצועי התקיקים הממשנים על פי הגודל והיחס B/M



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



لوוח 2 מראה את היחס B/M ואת הלוג-הטبيعي של גודל הפירמה בששת התקנים השונים לאורך תקופה הניהוה, וממוצעים לכל התקופה.

לווח 2
היחס B/M והלוג הטبيعي של גודל הפירמות בכל ששת התקנים

| | יחס B/M | | | | | | | | | | | | ה ממוצע |
|----------|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--|---------|
| | 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 |
| ה ממוצע | 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) | | | | | | | | | | | | | ה ממוצע |
| 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 |
| ה ממוצע | 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 שככל שנה נשמר ביחס B/M הפרש משמעותי בין התקנים L, M, ו-H, הן בקבוצת החברות הקטנות והן בקבוצת החברות הגדולות. ראוי לציין כי בעוד

שבתיקי L (0.32-0.30) ובתיקי M (0.83-0.76) המוצע הרב-תקופתי של היחס זהה יציב, בפירמות הקטנות הוא גדול יותר מאשר בגודלות (2.71 לעומת 1.32, בהתאם). כמו כן נציין שהלוג-הטבוי של המוצע הרב-שנתי של גודל הפירמות הקטנות נע בטווח צר למדי של 12.5-12.2, והערך עבור הפירמות הגדולות נע בטווח גדול得多 יותר – 14.8-14.3. ההבדל בין שתי הקבוצות משמעותי ומובהק סטטיסטי.

המבחן החשוב ביותר הוא מודול הרוגסיה המרובה (6), הבודק אם שלושת הגורמים – פרמיית הסיכון בשוק, גורם SMB ויחס B/M – מסבירים את התשואות של ששת התקנים או של חלקים. נוסף על בדיקת זוג בדוקנו מודלים חד-גורמיים, ככלומר אם כל אחד מהגורמים מסביר באופן עצמאי את שיורי 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 זהה רוגסיה של סדרה עיתית. מקדי הרוגסיות מוצגים בחלק הימני של הלוח, ובחלקו השמאלי מוצגים ערכי הסטטיסטי t . תוצאה שורמת מובהקת גבואה מ-5 אחוזים מודגשות. רמת ההסביר של כל רוגסיה, כשהיא מתוקנת בגין דרגות חופש, מצוינת בעמודה השמאלית ביותר.

ניתוח התוצאות מלאה 3 מעלה את המסקנות דלהן.

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

מקדם הרוגסיה של פרמיית הסיכון על תיק השוק מתקבל ברמה מובהקת גבוהה לפיקד מושת המדדים, בין אם גורם זה הוא אחד משולשת הגורמים ובין אם הוא שימש גורם מסביר היחיד. מקדי ההסביר של הרוגסיות שבhan נכללה פרמיית הסיכון על תיק השוק הם בין 68.8 ל-96.9 אחוזים. ערчи המקדים נעים בין 0.91 ל-1.12, ורוכס גבויים מ-0.1-1.0 – כנראה מסווג שהמדובר לנו אינו כולל את כל המניות במדד תל אביב 100, ובעיקר את מנויות המזר הפיננסי, הנחשב לרוב לדפנסיבי. נמצא וזה מצביע על מיתאמ גבואה בין פרמיית הסיכון של תיק השוק לפרמיית הסיכון של כל אחד מששת התקנים, ומיתאמ זה קשור לגודל הפירמות, שכן ערכי הסטטיסטי t של התקנים@gודלים – B-M, B-L, B-H, S-L, S-M, S-H, בהתחאה. תוצאה זו נובעת כנראה מהיקפו הקטן ומריכוזו של שוק המניות הישראלי, והוא עולה בקנה אחד עם הממצא של אונגר (1995). כאשר פרמיית הסיכון על תיק השוק משמשת גורם מסביר היחיד ברוגסיה, מקדם ההסביר יורד במידה משמעותית בתיקי המניות הקטנות, אך הוא יורד פחות בתיקי המניות@gודלות (L-B), ובמקרה אחד איינו יוזד כלל (תיק M-B). על בסיס ממצא זה ניתן לומר שביתא היה אכן גורם סיכון רלוונטי בשוק הישראלי.

לוח 3

**התוצאות הרגסיות של מודל שלושה גורמים להסביר התשואות על מנויות:
פרמיית סיכון בשוק, גודל הפירמה ויחס שווי הספרים לשווי השוק**

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

ב. פרמייה בגין גודל הפירמה (SMB)

התוצאות המדוחחות בלוח 3 מלמדות של גודל הפירמה יכולהסביר מובקעת בשלושת תיקי המניות הקטנות, אך לא גורם זה אין יכולת הסבר עצמאית בשלושת תיקי המניות הגדולות. נמצא זה מהissing חלקית עם ממצאים של Davis, Fama and French

(2000), שאצלם משתנה גודל הפירמה בתיקים הקטנים אכן מובהק יותר מאשר בגודולים. בדומה לממצאיםו, התיק L-B-L נמצא מובהק שלילי והתיק B-H נמצא לא-מורבהק, אך בשונה מממצאיםו, התיק B-M נמצא מובהק, ואילו אצלנו הוא אינו מובהק. המקדם של גורם הגודל בתיק S-L מקבל ערך גבוה יותר מאשר בתיקים M-S ו-S-H (1.24 לעומת 0.86 עד 0.87), ומקדם ההסביר של הרוגסיה הראשונה גובה מלאה של שתי האחרונות. ממצאים אלה מלמדים שגורם הגודל דלונוני להסביר 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 הרוגסיות המורובות של תיקי המניות הקטנות אמן קטן מהשפעת פרמיית הסיכון על שיעורי התשואה, 0.73-0.83, אך ערך זה הוא ללא ספק שימושי מבחינה כלכלית.

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

הפרמייה על הגורם HML תורמת באופן מובהק להסביר היוצרותן של התשawsות על המניות בבורסה של תל אביב בתקופת המדגם; זאת כמעט בכל התקדים שאינם בעלייחס B/M ביןוני (S-M, B-M), בין אם HML הוא משתנה מסביר יחיד ובין אם הוא מתוסף למשתנים אחרים (למעט הרוגסיה הדו-גורומית בתיק B-H). מקדם הגורם הוא היובי בתיקים עםיחס גובה (S-H, B-H) שביהם הערכיהם הם 0.29 עד 0.59, אך הוא שלילי בתיקים עםיחס נמוך (S-L, B-L) שביהם הערכיהם נעים בין -0.35 ל-0.92-. זאת אומרת שמניות בעלותיחס B/M נמוך מניבות במעט, במהלך השנה שלאחר פרסום דוחותיהן לציבור, תשואה שלילית, ואילו מניות בעלותיחס גובה מניבות בממוצע תשואה חיובית.

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

מנמצאיםו לגבי הגורם HML מתיישבים חלקית עם ממצאיםם של Fama and French (1992). כמותם אנו מוצאים כי הגורם HML תורם להסביר הרוגסיה, באופן כללי, פחות מאשר הגורם SMB , וכי אין לפסול את האפשרות שני הגורמים תורמים במידה מה להסביר תשואותיהם של התקדים השונים. יחד עם זאת, Fama and French מראים שפרמיית הסיכון על תיק השוק הופכת לא-דרלוננטית כשמוסיפים את SMB ו- HML , ואילו אנו מוצאים שפרמיית הסיכון נזורה מובהקת גם כשני גורמים אלו מתווספים לדרגסיה המרובה. אין אפוא לפסול את האפשרות שגודל המדגם הוא גורם חשוב המשפיע על מידת מובהקותן של התוצאות; על כן יש לצפות שהחינת המודל על בסיס נתונים רחב יותר ולאורך יותר שנים תשפייע על התוצאות.

5. מובاهוקות ביתה במנוחת מגורם הגודל

אחת הביעות של מבחני הרוגסיה המתיחסים לגורם *SMB* ו-*HML* היא שיש מיתאמ גבוה ושלילי בין גודל הפירמה להתקן הרוחב של ביתא: פירמות קטנות מאופיינות בביטחון גבואה, ופירמות גדולות – בביתא נמוכה. כדי לנטרל את גורם התקן ולבחון את ההשפעה העצמאית של ביתא על שיעור התשואה המוצע למניה, יש לבנות תיקים הממוינים על פי התקן ועל פי הביתא גם יחד. במאמר של Davis (2000) Fama and French (1992), שהציגו אותו לראשונה, והראו שכאשר בוחנים את שיעורי התשואה של תיקי מנויות בעלות גודל דומה בתת-תיקים הממוינים על פי ביתא, אין קשר סטטיסטי מובהק בין ביתא לשיעור התשואה המוצע. בכלל היקפו הקטן של המדגם בבורסה הישראלית אי אפשר ליצור מספר גדול די הצורך של תיקים הממוינים גם על פי התקן וגם על פי הביתא, משום שהם לשם הרצת גרסיה התקן רוחב כדוגמת Security Market Line דרושים תיקים רבים יחסית הממוינים על פי ביתא. כדי לבדוק בכל זאת את הקשר בין ביתא לשיעור התשואה המוצע, יצרנו שישה תיקים הממוינים תחילה על פי גודל הפירמה ולאחר מכן על פי הביתא. אופני החישוב של הבירות ושל גודל הפירמות הוצגו בסעיפים 2 ו-2ד לעיל. פירמות סוגו כגדולות (B) אם שווי השוק שלהם גדול מהຊוני, וכקטנות (S) אם שווי השוק שלהם קטן ממנה. במין נפרד חולקו הפירמות לשולש קבוצות שוות גודל על פי הביתא וסומנו B1, B2, B3: B1, B2, B3. הוא קבוצת הפירמות בעלות ביתא נמוכה, B2 היא הקבוצה של בעלות ביתא בינונית ו-B3 – גדולה. שילוב שני המיניות יצר שישה תיקים: BB3, BB1, SB1, SB2, BB2, SB3. מין זה בוצע על פי נתוני השוק בינוי של כל שנה משנות המדגם. בשנים 2002-2004 היו בכלל תיק 14-15 מנויות, ואילו בשנים הראשונות של המדגם, 1993-1995, היו בכלל תיק 13-14 מנויות (אך כי 4 מנויות היו באותה שנות בשני תיקים בלבד). שיעורי התשואה של המניות וכן הבירות בכל תיק שוקלו על פי משקלות שוות. מאפייני התשואה והביטחון המוצע של ששת התיקים בשנות המדגם מוצגים בלוח 4.

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

ЛОח 4
התשואה החודשית הממוצעת והביתא הממוצעת לששת התקים הממוינים על פי גודל הפירמה והביתא

| התשואה החודשית הממוצעת לתקים הממוינים על פי הביתא וגודל הפירמה | | | | | | | | | | | | | הממוצע |
|--|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-------------|------------|------------|------------|--|------------|
| | 93-94 | 94-95 | 95-96 | 96-97 | 97-98 | 98-99 | 99-00 | 00-01 | 01-02 | 02-03 | 03-04 | | |
| 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 הממוצע לששת התקים הממוינים על פי הביתא וגודל הפירמה | | | | | | | | | | | | | הממוצע |
|---|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--|-------------|
| | 93-94 | 94-95 | 95-96 | 96-97 | 97-98 | 98-99 | 99-00 | 00-01 | 01-02 | 02-03 | 03-04 | | |
| 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 |

ЛОח 5 מראה את גודל הפירמה (בלוג הטבעי של שווי השוק) ואת היחס B/M בכל אחד מששת התקים הממוינים על פי הביתא וגודל.

ЛОח 5
היחס B/M והלוג הטבעי של גודל הפירמה לתקים הממוינים על פי הביתא וגודלו

| היחס B/M לתקים הממוינים על פי הביתא וגודל הפירמה | | | | | | | | | | | | | הממוצע |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--|-------------|
| | 93-94 | 94-95 | 95-96 | 96-97 | 97-98 | 98-99 | 99-00 | 00-01 | 01-02 | 02-03 | 03-04 | | |
| 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 |
| הממוצע | 0.95 | 0.87 | 1.16 | 2.15 | 0.92 | 0.91 | 0.58 | 0.53 | 0.53 | 0.87 | 0.69 | | 0.92 |

| elog הטבעי של גודל הפירמה לתקים הממוינים על פי הביתא וגודלו הפירמה | | | | | | | | | | | | | הממוצע |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--|-------------|
| | 93-94 | 94-95 | 95-96 | 96-97 | 97-98 | 98-99 | 99-00 | 00-01 | 01-02 | 02-03 | 03-04 | | |
| 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 |
| הממוצע | 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 הعليון של הלוח ניתן לראות שה ממוצע הדוב-שני של היחס B/M יורד ככל שעולה הביתה, וכי מגמה זו בפирמות הקטנות ממשמעותית יותר מאשר בגודלותן. כן ניתן לראות שהיחס 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 בחזיוו השוני של הלוח, המודד את הלוג הטבעי של גודל הפירמה; שם רואים עלייה מטוחה של 12.8-12.5 לעומת 14.8-14.5.

כדי לבדוק אם ביתה היא גורם המסביר את פרמיית הסיכון במונוטק מגודל הפירמה החסרנו, בשלב ראשון, את הריבית נטולת הסיכון משש הסדרות העיתיות של תשואות התיקים השונים, וקיבלו שסדרות עיתיות של פרמיית הסיכון. בשלב שני חישבנו גורם של הפרש הביתות $B3 - B1$, המודד את הפרש התשואות בין שני התיקים עם הביתה האגדולה לשני התיקים עם הביתה הקטנה:

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

גורם זה, המנטרל את השפעת גודל הפירמה מהביתה, שימש גורם מסביר ברגסיות נגד שיעור התשואה על שש התיקים השונים, בדומה לפrozידורה שננקטה בסעיף הקודם לגבי לגורמים HML - MB . המודל מנוסח באופן הבא:

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

ומושוואת הרגסיה 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 רגסיה (9) על שש התיקים המופיעים על פי הביתה ועל פי הגודל מובאות בלוח 6.

ЛОХ 6

**רגסיות בין גורם B1 - B3 לפרמיות הסיכון בתיקים המופיעים על פי הביתה
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 | 0.31 | 0.02 | S-B1 |
| 13.6% | 4.64 | 1.17 | 0.63 | 0.01 | S-B2 |
| 46.7% | 10.77 | 2.99 | 1.52 | 0.02 | S-B3 |
| 4.7% | 2.73 | 1.08 | 0.32 | 0.01 | B-B1 |
| 15.6% | 5.02 | 0.56 | 0.59 | 0.00 | B-B2 |
| 38.7% | 9.14 | 0.75 | 1.11 | 0.00 | B-B3 |

התוצאות מצביעות על קשר חיובי ומובהק בין פרמיית הסיכון על התיקים השונים לבין הפרש התשואות בין תיקים עם ביתא גבוה לתיקים עם ביתא נמוכה. ההפרש המוצע הנמדד על ידי הגורם B1 - B3 מייצג את תרומת הביתה לשיעור התשואה, ללא קשר לנודל הפירמה. על כן מוקדם מובהק לשיפוע רגרסיה (9) מלמד שפרמיית הסיכון על התיקים השונים מתואמת עם הפרש התשואות הנובע מהביתה. יש להדגיש כי מובהקות התוצאות גדלה ככל שהיא שונות מהוצאות של Fama and French (1992), שם נמצא שאין קשר מובהק בין הביתה לתשואה בתיקים בעלי גודלי פירמה דומים.

6. סיכום ומסקנות

במאמר זה בחנו מספר השערות אמפיריות באשר לגורמים המסבירים את היוצרותה שיעורי התשואה של מנויות הנכללות במשך תל אביב 100 בשוק ההון הישראלי על פי המודל האמפירי של Fama and French (FF). מודול זה נבחן במדינות רבות בעולם, וזהו, למשיב ידעתנו, הבדיקה הראשונה שלו בשוק ההון הישראלי. FF הדגינן, בסדרת מאמרים, כי גורמים שאינם נובעים מהמודל הנורומיibi לתמחר נכס הון (CAPM), כגון גודל הפירמה והיחס בין שווי ההון העצמי של הפירמה לספרים לבין שווייה בשוק המניות, מצליחים להסביר את התשואה בשוקים, ואילו הגורם המרכזי שלפיה התיאוריה אמרה להסביר את התשואה, מדר הסיכון ביתא, אינו מובהק כאשר הגורמים האחרים נכללים ברגסיה.

התוצאות שקיבלו מתיישבות חלקית עם התוצאות של FF. מחד גיסא, מצאנו, כאמור, שגודל הפירמה והיחס בין שווי הספרים לשווי השוק תורמים להסביר תשואות המניות בחלק חשוב של המדגם; מאידך מצאנו כי לביתה יש בכל זאת תפקיד מרכזי בהסביר התשואה המוצעת, וזאת בניגוד למחקר של FF. הסיבות לכך תלויות כנראה בהבדלים משמעותיים בגודל המדגם ובricaoזיות השוק, אך כנראה גם בסיכון השיטתי הגובה יותר של הפירמה הישראלית המוצעת (סיכון שער הליפין, סיכון פוליטיים וכי"ב). יתכן ששוק ההון הקטן בישראל מאופיין בשונות מסו��פת גבוהה בין מרבית המניות המובילות, ואם כן, הביתה תהיה גבוהה ותסביר את התשואה הנוצרות על תחת-התיקים השונים של התקיק תל-אביב 100.

ממצאים אלה אף מעלים סוגיה מעשית: לכארה, משקיע יכול לנקט אסטרטגיית השקעה שלפיה הוא ירכוש תיקי מנויות של FIRMOOT קטנות וימכור בחסר תיקי מנויות של FIRMOOT גדולות; כך הוא ייהנה מתשואה עודפת שאינה קשורה לסיכון הפירמות בשוק. מסקנה זו מהייתה ביורו של מקורות הסיכון הרלוונטיים לתשואה על נכסים פיננסיים, ועל כן מהייתה זהירות בתפישת הביתה כגורם הסיכון היחיד בשוק. יחד עם

זאת יש להציג כי הפרימה על גודל הפירמה מחייבת בחינה מעמיקה יותר בישראל, כפי שנעשה בשוקים שונים בעולם. ממצאים כמוינו מערערים את תקופתו של מודל CAPM, ואכן, כאמור, מחקרי רב – אמפירית ותיאורטי – מושקע ברחבי העולם כדי להסביר את האנומליה. עד כה דומה שטרם נמצא פתרון מוסכם.

ביבליוגרפיה

אונגר, מאיר (1995). "האם הביתה מטה? בדיקה אמפירית בשוק ההון הישראלי".
ביבן לכלכלה 3, 510-521.
בן חורין, משה (1996). *שוק ההון וניונות הערך*, תל אביב, ציריקובר מוציאים לאור בע"מ.

- Bodie, Zvi, Alex Kane and Alan J. Marcus (2005). *Investments*, 6th 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. Blicksler (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.