

מבחנים אמפיריים של מודל ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart בשוק המניות הישראלי

שרון גרעין-טל ובני לאוטרבך*

מודל ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart הוא כיום המודל המדעי המוביל לסיכון ותשואה של נכסים מסוכנים. אנו משתמשים בנתוני המניות במדדים "ת"א 100" ו"יתר מאגר" בשנים 2002–2013 כדי לבחון, לראשונה בישראל, את מודל ארבעת הפקטורים. אנו מוצאים כי: (1) המומנטום של המניות ומכפיל ההון שלהן עוזרים להסביר את ההבדלים בין תוחלת התשואה של מניות שונות. לעומת זאת, לביטא של המניות ולגודל (שווי השוק) שלהן אין יכולת הסבר; (2) ארבעת הפקטורים בישראל זהים בסימנם לארבעת הפקטורים בחו"ל, וחלקם משמעותיים מבחינה כלכלית; (3) מבין המודלים שנבחנו, מודל ארבעת הפקטורים מסביר את שונות תשואות המניות ומתמחר אותן באופן המיטבי. לסיכום, בדומה לממצאים בחו"ל, הצלחת מודל ארבעת הפקטורים בתמחור מניות ישראליות חלקית בלבד, אך בהחלט הוא מהווה התקדמות לעומת המודלים הקודמים.

א. מבוא

מודל ה-CAPM של Sharpe (1964) ו-Lintner (1965) היה המודל המדעי הראשון לסיכון ותשואה של נכסים מסוכנים. מודל זה התמקד בתמחור "סיכון השוק" של נכסים מסוכנים – הסיכון הנובע מתנודת מחיר המניה עם מדד המניות הכללי.¹ מבחנים אמפיריים של מודל ה-CAPM, דוגמת Fama and Macbeth (1973), מוצאים שלמודל ה-CAPM הצלחה מרשימה במבחנים מסוימים, אך גם כמה כישלונות.

מודל ה-APT של Ross (1976), שפותח בעקבות כך, מתקדם וכללי יותר ממודל ה-CAPM, אך משאיר למחקר אמפירי את משימת הזיהוי של גורמי הסיכון ("פקטורים") המשפיעים על מחירי המניות. מאז Fama and French (1993) ו-Carhart (1997) מקובל להניח שיש ארבעה פקטורים חשובים הקשורים לתשואת השוק (מדד המניות הכללי), לגודל החברה, למכפיל ההון שלה ולמומנטום של המניה. מודל ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart אומץ על ידי חוקרים במדינות רבות בעולם, והוא כיום המודל המוביל לסיכון ותשואה של מניות בעולם.

מודל ארבעת הפקטורים טרם נבחן אמפירית בישראל, וזאת למרות חשיבותו הרבה. ניתוחים של ביצועי השקעות שונות בניירות ערך, כגון ביצועי קרנות נאמנות, קופות גמל, קרנות פנסיה ותיקים

* תודתנו נתונה לשני שופטי הרבעון לכלכלה ולמשתתפי כנס "שוק ההון הישראלי" במרכז הבינתחומי על הערותיהם המועילות. השגיאות הנותרות במאמר הן באחריותנו בלבד.
1 מקובל להניח שמדד המניות הכללי משקף את מצב המשק בכללותו. לכן, סיכון השוק הוא בעצם מידת חשיפת המניה למצב הכלכלה.

מנוהלים שונים, חייבים להתבצע במתודולוגיה העדכנית ביותר שקיימת כיום בעולם – מתודולוגיית ארבעת הפקטורים. בלעדיה התוצאות מוטות. גם מחקרים אחרים בתחום המימון, כגון ניתוחים של השפעת אירועים שונים על ערך מניות, חייבים לנטרל את התשואה הנורמלית הנובעת מסיכון המניות, וגם כאן צריכים להשתמש במודל האמפירי המתקדם ביותר – מודל ארבעת הפקטורים. לבסוף, ואולי החשוב ביותר מבחינה כלכלית, הערכת מחיר ההון לפרויקטים והשקעות ריאליות שונות, חשוב שתהיה מדויקת ככל האפשר, כלומר חייבת להתבסס על מודל התמחור המיטבי המקובל כיום – מודל ארבעת הפקטורים.

מטרת המחקר הנוכחי היא למלא פער ידע זה, כלומר לבחון לראשונה בישראל את מודל ארבעת הפקטורים. מעשית, אנו בוחנים: (1) האם תשואות המניות בישראל תלויות בגודל החברה, מכפיל ההון והמומנטום? [זהו בעצם שחזור המחקר של Fama and French (1992) על נתונים ישראליים], (2) האם גם בישראל ארבעת הפקטורים הם בעלי אותו סימן וסדר גודל כמו בחו"ל? (3) האם מודל ארבעת הפקטורים מספק תיאור מספיק של הסיכון והתשואה של שוק המניות הישראלי? [שחזור המחקר של Fama and French (1993) ו-Fama and French (2012) על נתונים ישראליים], (4) מה השפעת השימוש במודל ארבעת הפקטורים על תוצאות יישום נפוץ של מודלים לתמחור – ניתוח ביצועי קרנות נאמנות.

המדגם כולל נתונים חודשיים על תשואות מניות של חברות שנסחרו בבורסת תל אביב (TASE) ושנכללו במדד ת"א 100 או במדדי היתר: יתר 150, יתר 120 ויתר מאגר. תקופת המדגם היא מיוני 2002 ועד יוני 2013, ומספר המניות במדגם משתנה בין 192 ל-232 מניות כל שנה (217 מניות בממוצע).

הניתוח האמפירי מראה שהמומנטום של המניות, כמו גם מכפיל ההון שלהן, עוזרים להסביר את ההבדלים בין תשואות מניות שונות בבורסה. לעומת זאת לביטא של המניות, כמו גם לשווי השוק שלהן, אין יכולת הסבר. מבחינת הסימן והגודל של הפקטורים בישראל והשוואתם לממצאים בחו"ל עולה כי הסימנים של הפקטורים זהים, וחלקם אף משמעותיים מבחינה כלכלית. לבסוף ולסיכום, מבין המודלים שאנו בוחנים, מודל ארבעת הפקטורים מסביר את שונות תשואות המניות בבורסת תל אביב ומתמחר אותן באופן המיטבי.

המאמר מאורגן כדלקמן: סעיף ב' סוקר את הספרות הקיימת בנושא ומציג את ההשערות. סעיף ג' מתאר את המדגם והמשתנים במחקר, כולל תיאור של אופן בניית הפקטורים בישראל. בסעיף ד' אנו מדווחים על התוצאות האמפיריות ומנתחים אותן. סעיף ה' מסכם ומציג מסקנות.

ב. רקע והשערות

מודל ה-CAPM (Capital Asset Pricing Model) של שארפ ולינטנר, שפותח במהלך שנות השישים של המאה הקודמת, היה המודל המדעי הראשון לתמחור ותשואה של נכסים מסוכנים. המודל, שזיכה את שארפ בפרס נובל בכלכלה, הציב את ביטא (רגישות תשואת המניה לתשואת מדד השוק) כתכונה היחידה של המניה המשפיעה על תוחלת התשואה שלה. בהמשך, Ross (1976) פיתח מודל תמחור מתוחכם יותר, ה-Arbitrage Pricing Theory (להלן APT), שמניח שיש מספר פקטורים (גורמי סיכון כלליים) המשפיעים על תשואות נכסים מסוכנים ומציע נוסחה תאורטית כיצד פקטורים אלה מתומחרים. ניתן להראות כי מודל ה-CAPM הוא מקרה פרטי של מודל ה-APT כאשר קיים רק פקטור אחד המיוצג על ידי תשואת השוק, כך שה-APT הוא בהחלט מודל כללי

יותר. אבל, הבעיה של מודל ה-APT של Ross היא שהוא איננו מזהה את הפקטורים המשפיעים על תשואות המניות, ולכן בתחילת דרכו לא הייתה דרך אמפירית ליישמו.

בשנים שלאחר פרסום מודל ה-APT התגבשה הדעה שהוא עשוי להיות רלוונטי, וזאת כיוון שבשלהי המאה העשרים נתגלו תופעות מספר שסתרו את ה-CAPM. כך, למשל, Banz (1981) מוצא שמניות קטנות נוטות לתת תשואות ממוצעות גבוהות יותר ממה שה-CAPM מנבא, ו-Fama and French (1992) ו-Lakonishok, Shleifer, and Vishny (1994) מראים ש"מניות ערך" נוטות לתת תשואות ממוצעות גבוהות מהמצופה.

Fama and French (1993) מציעים ללמוד מהסטיות שנתגלו ממודל ה-CAPM ובונים מודל הכולל שלושה פקטורים לתיאור דפוסי ההתנהגות של תשואות המניות בארה"ב – תשואת השוק ועוד שני פקטורים הקשורים לגודל המניה ולמכפיל ההון שלה. בהמשך הציע Carhart (1997) מודל הכולל ארבעה פקטורים. המודל של Carhart כולל, בנוסף לשלושת הפקטורים של Fama and French, את פקטור המומנטום. זאת בהתבסס על עבודתם של Jegadeesh and Titman (1993) שזיהו מומנטום בתשואות של מניות בארה"ב – מניות שהניבו תשואה גבוהה (נמוכה) יחסית בשנה מסוימת המשיכו להניב תשואה גבוהה (נמוכה) יחסית גם בהמשך.

סטיות ממודל ה-CAPM נתגלו גם בכלכלות מחוץ לארה"ב. באופן כללי, המחקרים מראים כי מניות "ערך" נוטות בממוצע להניב תשואה גבוהה יותר ממניות צמיחה, וכי התשואה של מניות "מנצחות" (בשנה החולפת) ממשכה להיות גבוהה בממוצע מהתשואה של מניות מפסידות (ראה, למשל, Fama and French, 1998; Rouwenhorst, 1998; Griffin, Ji and Martin, 2003; Asness, Moskowitz and Pedersen, 2013; Chui, Titman and Wei, 2010). לכן, הצורך במודל מרובה פקטורים נראה חיוני גם מחוץ לארה"ב.

מחקרים אחדים בודקים ישירות את המודלים של Fama-French-Carhart בכלכלות שונות בעולם. Griffin (2002) מתמקד בארה"ב, אנגליה, קנדה ויפן, ומוצא כי מודל שלושת הפקטורים בגרסתו הלוקלית (כלומר כאשר הפקטורים מחושבים מתוך נתוני המדינה הספציפית) מסביר את תשואות המניות הממוצעות באותה מדינה טוב יותר מאשר הגרסה הבינלאומית של המודל (הכוללת פקטורים המחושבים גלובלית). Hou, Karolyi and Kho (2011) בוחנים 27,000 מניות מ-49 מדינות בשנים 1981–2003 ומוצאים כי לפקטור המומנטום, ליחס בין תזרים המזומנים למחיר המניה (אינדיקטור למנית "ערך") ולתשואת השוק העולמי השפעה משמעותית על תשואת מניות בעולם. בנוסף, הם מוצאים שמודל שלושת הפקטורים הללו מסביר את התשואה הממוצעת במגוון רחב של חלוקות לתיקים של כלל המניות השונות במדגם.

Fama and French (2012) בוחנים תשואות של מניות ב-23 מדינות. הם מראים כי פקטורים גלובליים, הנבנים על בסיס כל המניות במדינות אלה, מתקשים בהסבר תשואות המניות. יכולת ההסבר משתפרת רק כאשר בונים את ארבעת הפקטורים בנפרד ולחוד לכל מדינה או אזור גאוגרפי/כלכלי. ברם, אפילו בניית פקטורים לוקליים כאלה איננה מועילה, ובעצם כושלת בהסבר התשואות של תיקים הבנויים מחיתוך של קבוצות המומנטום והגודל. Fama and French (2012) גם מדווחים שאפקט מכפיל ההון (מניות ה"ערך") ואפקט המומנטום חזקים יותר במניות קטנות מאשר במניות גדולות. בכל מקרה, מסקנתם הברורה היא שהמודלים מרובי הפקטורים עדיפים על מודל ה-CAPM.

גם בבריטניה Gregory, Tharyan and Christidis (2013) מוצאים כי המודלים של שלושה וארבעה פקטורים מצליחים בצורה סבירה לתאר תשואות של תיקים אשר נוצרו באמצעות חלוקה על פי גודל ומכפיל הון, אבל לעומת זאת נכשלים בתיאור תשואות תיקים אשר נוצרו על בסיס של

מומנטום. למרות זאת, כאשר הם חוזרים על הבדיקות עבור תת מדגם של 350 החברות הגדולות בבריטניה, הם מוצאים שהמודלים מספקים סבירים עבור תשואות אלה, אפילו עבור תיקים המבוססים על מומנטום.

המודלים מרובי הפקטורים טרם נבחנו בישראל. למרות זאת, אונגר (1995) בחן אמפירית בשנים 1985–1991 את הקשר בין תשואת המניות למשתנים הבאים: ביטא, שונות התשואה, גודל החברה, המנוף הפיננסי, הרווח למניה חלקי המחיר למניה, והיפוך מכפיל ההון. הוא מצא כי שני משתנים בלבד השפיעו על תשואות המניות באופן חיובי ומובהק: מקדם הביטא (המשמעותי ביותר) והיפוך מכפיל הרווח (אינדיקטור למניית "ערך"). עוד נציין כי במחקר הבינלאומי המקיף של Hou et al. (2011) ישראל מופיעה כמדינה יוצאת דופן בעלת פרמיית "ערך" שלילית ופרמיית "קוטן" שלילית. לפיכך, אין זה ברור מראש האם מודל ארבעת הפקטורים יתאים גם לתיאור תשואות מניות בישראל.

אנו משערים שישראל איננה כלכלה יוצאת דופן מבחינת התנהגות מחירי המניות. אנו מצפים למצוא בה אפקטים דומים לארה"ב ולשאר העולם, כלומר:

השערה 1: תוחלת התשואה של מניות בישראל מושפעת מגודל החברה (שווי מניותה בשוק), מכפיל ההון שלה, הביטא שלה והמומנטום שלה. הקשרים בין תוחלת תשואת המניה לגורמים השונים דומים לאלו שנמדדו בחו"ל.

השערה 2: הפרמיות על פקטורים שונים כמו פקטור השוק, פקטור הגודל, פקטור המומנטום ופקטור מניות הערך בישראל זהות בסימנן לפרמיות על פקטורים אלו כפי שנמדדו בחו"ל.

השערה 3: בדומה לממצאים בחו"ל, מודל ארבעת הפקטורים מתאר באופן טוב יחסית את תנודתיות התשואה של מניות ישראליות, ומתמחר אותן באופן מדויק יותר ממודל ה-CAPM.

ג. מדגם ומשתנים

ג.1. מדגם ונתונים

המדגם כולל מניות של חברות שנסחרו בבורסת תל אביב (TASE) מיולי 2002 ועד יוני 2013, ושנכללו במדד ת"א 100 או במדדי היתר הבאים: יתר 150, יתר 120 ויתר מאגר. מדד ת"א 100, המתפרסם מאז 1992, מורכב מ-100 המניות בעלות שווי השוק הגבוה ביותר בבורסה אשר עוברות תנאי סף מסוימים לגבי סחירות וכמות מניות בידי הציבור. מדד יתר 150 היה פעיל בין ינואר 2002 למרץ 2007 והורכב מ-150 המניות עם שווי השוק הגבוה ביותר שאינן נכללות במדד ת"א 100 (אך נמנות עם 350 המניות הנזילות ביותר בבורסה בתל אביב באותה עת). מדד יתר 120, שהחליף את מדד יתר 150, היה פעיל בין אפריל 2007 ליוני 2010 והורכב מ-120 המניות עם שווי השוק הגבוה ביותר שאינן כלולות במדד ת"א 100 (אך נמנות עם 300 המניות הנזילות ביותר בבורסת תל אביב באותה עת). מדד יתר מאגר החליף את מדד יתר 120 בחודש יולי 2010, ומאגד את כל המניות ב"מאגר הבורסה" אשר אינן כלולות במדד ת"א 100. ("מאגר הבורסה" כולל את כל המניות בבורסת תל אביב אשר עומדות בתנאי סף מסוימים של שווי שוק, החזקות ציבור וסחירות).²

2 כללי כניסה ויציאה מהמאגר מוגדרים באתר הבורסה. כללית, מניה במאגר חייבת להימנות עם 300 המניות

בהתאם למתודולוגיה המקובלת במחקרים של מודל ארבעת הפקטורים, אנו בוחנים את הרכבי המדדים ת"א 100, יתר 150, יתר 120 ויתר מאגר בסוף כל חודש יוני של שנה t מתוך מטרה להשתמש בכל המניות הכלולות במדדים אלו לבניית ארבעת הפקטורים ולניתוחים אחרים בין החודשים יולי של אותה השנה t ועד יוני של השנה הבאה – שנה $t+1$. ברם, חברות החסרות את אחד מהערכים הבאים: שווי שוק של מניות החברה לחודש דצמבר של שנה $t-1$, שווי שוק של מניות החברה לחודש יוני של שנה t , או שווי ספרים של ההון העצמי בסיומה של שנה $t-1$, וחברות ששווי הספרים של ההון העצמי שלה בסוף שנה $t-1$ הוא שלילי, מושמטות מהמדגם בשנה זו. זאת כיוון שבלי משתנים אלה לא ניתן לחשב את הפקטורים – ראה Fama and French (1993). בנוסף, כמו Fama and French (1993), אנו מנפים מהמדגם את כל השותפויות (כגון שותפויות גז ונפט) הנסחרות במדדי ת"א 100 והיתר.

מחירי (שערי) מניות המדגם בסוף כל חודש נאספו מאתר הבורסה לניירות ערך בתל אביב, כאשר נתונים חסרים (שערים של חברות שנמחקו מהמסחר) הושלמו בסיוע חברת אלפאביטא אשר מורידה כל יום נתוני מסחר מהבורסה לניירות ערך בתל אביב. מתוך שערי המניות חושבו תשואות. כל התשואות במחקר מתואמות, כלומר כוללות דיבידנדים וחלוקות הון שונות. בניתוחים השונים (למעט בעת חישוב תשואת המומנטום עבור כל מניה), במידה שחסרה תצפית תשואה, תופעה נדירה למדי, אנו משמיטים את תצפית התשואה הבאה גם כן. זאת מתוך החשש שהתשואה הבאה לאחרי תשואה חסרה עלולה להיות תשואה דו-חודשית.

נתון נוסף שנלקח מאתר הבורסה לניירות ערך הוא שווי השוק של מניות החברה. שווי השוק (ME) מוגדר כמספר המניות כפול מחיר המניה. במידה שקיימים שני סוגי מניות לאותה החברה (מניות נחותות ועדיפות-הצבעה), תופעה נדירה למדי בשנות המדגם, שווי השוק (ME) הוגדר כסך שווי השוק של שני סוגי המניות של החברה. כמו כן, במידה שקיימים שני סוגי מניות, תשואות המניה בעלת שווי השוק הגבוה יותר מייצגות את תשואת מניות החברה.

שווי הספרים (BE) של המניות בסוף דצמבר של כל שנה נלקח ממאגר הנתונים של סופר-אנליסט, כאשר נתונים חסרים הושלמו מדוחות החברות שפורסמו באתר "מאיה" של הבורסה לניירות ערך. ראוי לציין כי במידה שקיימת יותר מתצפית אחת עבור חברה כלשהי בתאריך כלשהו במאגר הנתונים של סופר אנליסט (או במאגר הבורסה), בחרנו להשתמש בתצפית המקורית – כלומר זו שהייתה ידועה במועד המקורי של פרסום הנתונים לגבי החברה (ולא בתצפית המעודכנת). זאת כיוון ששיבוץ המניה לתיקים שונים חייב להתבצע בסוף יוני של כל שנה קלנדרית, סמוך מאוד לאחר פרסום הדוחות של השנה הקלנדרית הקודמת.

לסיכום, לוח 1 מתאר את המדגם. מספר החברות במדגם משתנה מדי שנה ונע בין 192 ל-232, כאשר 89–97 מתוכן מגיעות ממדד ת"א 100 ו-102–137 חברות מגיעות ממדדי היתר. שווי השוק הממוצע של מניות החברות עולה מ-842 מיליוני ש"ח לערך בתחילת המדגם (יוני 2002) ל-2,604 מיליוני ש"ח בערך ערב תקופת הזמן האחרונה במדגם (ביוני 2012). כצפוי, שווי השוק הממוצע של מניות ת"א 100 שבמדגם גבוה משמעותית משווי השוק של מניות היתר שבמדגם. ממוצע יחס שווי לספר לשווי שוק (BE/ME) של כלל המניות במדגם נע בין 0.49 לערך (ביוני 2007, לפני פרוץ המשבר הכלכלי העולמי הגדול של 2008) לבין 2.50 לערך (ביוני 2009, קרוב לשיא המשבר

הסחירות ביותר בבורסה, חייבת להיות בעל שווי שוק של 50 מיליון ₪ לפחות ואחזקות ציבור של 20% לפחות (ולעיתים קרובות אף 25%). פרטים בקישור:

<http://www.tase.co.il/Heb/Products/Indices/IndexUniverse/Pages/IndexUniverse.aspx>

לוח 1: תיאור תמציתי של המדגם

התקופה	המדגם	מספר המניות במדגם	שווי שוק ממוצע (במיליוני ש"ח) בתחילת התקופה	שווי ספר חלקי שווי שוק של המניות, BE/ME
יולי 2002 – יוני 2003	מניות ת"א 100	89	1,911	0.69
	מניות יתר	133	127	1.05
	סה"כ	222	842	0.91
יולי 2003 – יוני 2004	מניות ת"א 100	91	2,495	0.91
	מניות יתר	137	126	1.60
	סה"כ	228	1,072	1.33
יולי 2004 – יוני 2005	מניות ת"א 100	90	3,434	0.55
	מניות יתר	130	207	1.01
	סה"כ	220	1,527	0.82
יולי 2005 – יוני 2006	מניות ת"א 100	94	3,565	0.44
	מניות יתר	133	223	0.79
	סה"כ	227	1,607	0.64
יולי 2006 – יוני 2007	מניות ת"א 100	95	4,481	0.45
	מניות יתר	137	310	0.69
	סה"כ	232	2,018	0.60
יולי 2007 – יוני 2008	מניות ת"א 100	96	6,101	0.45
	מניות יתר	113	429	0.52
	סה"כ	209	3,035	0.49
יולי 2008 – יוני 2009	מניות ת"א 100	97	5,820	0.79
	מניות יתר	116	282	0.93
	סה"כ	213	2,804	0.87
יולי 2009 – יוני 2010	מניות ת"א 100	92	5,291	2.08
	מניות יתר	119	232	2.82
	סה"כ	211	2,438	2.50
יולי 2010 – יוני 2011	מניות ת"א 100	94	6,016	1.02
	מניות יתר	114	253	1.11
	סה"כ	208	2,857	1.07
יולי 2011 – יוני 2012	מניות ת"א 100	94	6,300	0.95
	מניות יתר	136	269	0.86
	סה"כ	230	2,734	0.90
יולי 2012 – יוני 2013	מניות ת"א 100	90	5,309	1.32
	מניות יתר	102	218	1.43
	סה"כ	192	2,604	1.37

הכלכלי העולמי), כאשר, בכל השנים למעט אחת, BE/ME של מניות היתר גבוה מזה של מניות ת"א 100, כלומר תמחור המניות הגדולות "נדיב" יותר (מניות ת"א 100 מקבלות יותר שווי שוק על אותו שווי ספר).

ג.2. בניית הפקטורים

מתודולוגיית בניית הפקטורים שלנו מבוססת ומחקה באופן מדויק ככל האפשר את מתודולוגיית בניית הפקטורים במחקרי מודל ארבעת הפקטורים (למשל Fama and French, 2012). הפקטור הראשון הוא עודף התשואה של תיק השוק, $R_m - R_f$. תשואת השוק, R_m , מוגדרת על ידינו כתשואה על מדד המניות הכללי הכולל את כל המניות הנסחרות בבורסה בת"א.³ תשואת הנכס חסר הסיכון, R_f , שווה לתשואה החודשית הנומינלית לפדיון של מלווה קצר מועד (מק"מ) בישראל, ונלקחה מלוחות הנתונים ארוכי הטווח באתר בנק ישראל (קובץ "שיעורי התשואה הנומינלית השנתית לפדיון במלווה קצר מועד").

הפקטור השני במודל הוא SMB, עודף התשואה של מניות קטנות על גדולות. החלוקה בין מניות קטנות וגדולות במחקרנו מתבססת על המדד שהמניות נסחרות בו – המניות הגדולות הן מניות ת"א 100 והמניות הקטנות הן אלו הנסחרות במדדי היתר (150, 120 או מאגר). חלוקה כזו נראית טבעית בהקשר של שוק ההון הישראלי, ושונה במקצת מההגדרה של Fama and French (1993), שהשתמשו בחציון הגדול של מניות New York Stock Exchange בתור הגבול בין מניות גדולות וקטנות.⁴

הפקטור השלישי במודל הוא HML, עודף התשואה של מניות בעלות יחס שווי ספר לשווי שוק גבוה יחסית (מניות "ערך") על פני מניות בעלות יחס שווי ספר לשווי שוק נמוך יחסית (מניות צמיחה). יחס שווי ספר לשווי שוק (BE/ME) מחושב בסוף השנה הקודמת לשנת הבדיקה, כלומר בסוף דצמבר של שנת $t-1$. כל שנה אנו ממינים את כל המניות במדגם לשלוש קבוצות בהתבסס על BE/ME שלהן. נקודות החיתוך לקבוצות הן האחוזון ה-30 וה-70 של BE/ME של מניות ת"א 100 שבמדגם. Fama and French (2012) ממליצים לקבוע נקודות חיתוך לקבוצות של BE/ME בהתבסס על מניות גדולות בלבד, כנראה מתוך רצון שבכל התיקים תהיה כמות מספקת של מניות גדולות, וכך אכן עשינו.

אנחנו משתמשים בחיתוך של שתי קבוצות הגודל שיצרנו עם שלוש קבוצות BE/ME שיצרנו על מנת לייצר שישה תיקים: BV, BN, BG, SV, SN, SG, כאשר S הוא הסימבול למניות קטנות (מניות יתר), B מציין מניות גדולות (מניות ת"א 100) ו-V, N, G מציינים יחס שווי ספר לשווי שוק נמוך (G – מניות צמיחה), ניטרלי (N) או גבוה (V – מניות ערך), בהתאמה. כך, למשל, תיק

3 הגדרה שנייה אפשרית, שלפיה R_m הוא התשואה על מדד ת"א 100, מובילה לתוצאות אמפיריות כמעט זהות בכל המבחנים שערכנו.

4 לעיתים יש קומץ מניות יתר בעלות שווי שוק גבוה מהמניות הקטנות ביותר במדד ת"א 100. אבל מועד יצירת התיקים במחקרנו, סוף יוני, מקביל למועד עדכון הרכב מדדי ת"א 100 והיתר על ידי הבורסה בתל אביב, כך שהבעיה הופכת לזניחה. בעיה אחרת היא שהחלוקה שלנו למניות קטנות וגדולות לפי רשימת המסחר של המניה (ת"א 100 מול יתר) טומנת בחובה גם השפעה אפשרית של רשימת המסחר. לדעתנו, כל חלוקה אחרת למניות קטנות וגדולות הייתה חושפת אותנו לבעיה זו גם כן.

SG (= החיתוך של תיקים S ו-G) כולל את כל מניות היתר (S) הנכללות גם בתיק G (תיק המניות באחוזון ה-30 ומטה של BE/ME).

בשלב הבא אנחנו מחשבים את תשואות ששת התיקים שבנינו. תשואות התיקים הן value-weighted, כלומר תשואת כל מניה משוקללת בשווי השוק שלה חלקי שווי השוק של כלל המניות בתיק. מתוך תשואות ששת התיקים אנו מחשבים את הפקטורים. הפקטור SMB מחושב כממוצע התשואות של שלושת תיקי המניות בעלי שווי השוק הנמוך מינוס ממוצע התשואות של שלושת תיקי המניות בעלי שווי השוק הגבוה:

$$SMB = 1/3 [R(SV) + R(SN) + R(SG)] - 1/3 [R(BV) + R(BN) + R(BG)] \quad (1)$$

כאשר R(P) מציין את התשואה של תיק P. במקביל, הפקטור HML מחושב כממוצע התשואות בשני התיקים בעלי יחס שווי ספר לשווי שוק גבוה מינוס ממוצע התשואות בשני התיקים בעלי יחס שווי ספר לשווי שוק נמוך:

$$HML = 1/2 [R(SV) + R(BV)] - 1/2 [R(SG) + R(BG)] \quad (2)$$

הפקטור הרביעי במודל ארבעת הפקטורים הוא פקטור המומנטום. כהכנה לבניית פקטור זה אנו מחשבים עבור כל מניה במדגם בכל חודש t "תשואת מומנטום" המוגדרת כתשואה המצטברת של המניה החל מחודש t-12 ועד חודש t-2. (השמטת חודש t-1 נועדה למנוע השפעות של מרווח קנייה-מכירה או מסחר דליל בחודש t-1 על תשואת המניה בחודש t). לאחר מכן, בהתאם למתודולוגיה של Carhart (1997), אנו ממינים מדי חודש את כל המניות במדגם על פי "תשואת המומנטום" שלהן. נקודות החיתוך לקבוצות של תשואת המומנטום הן האחוזון ה-30 וה-70 של המניות הגדולות (מניות ת"א 100) במדגם. Fama and French (2012) ממליצים לקבוע נקודות חיתוך לקבוצות של מומנטום בהתבסס על מניות גדולות בלבד, וכך אכן עשינו.

אנחנו משתמשים בחיתוך של שתי קבוצות הגודל שיצרנו עם שלוש קבוצות המומנטום שיצרנו על מנת לייצר שישה תיקים: SW, SN, SL, BW, BN, BL. כאשר S ו-B מציינים כמו מקודם מניות יתר ומניות ת"א 100 בהתאמה, ו-L, N, W מציינים מומנטום גבוה (W- מניות מנצחות), מומנטום ניטרלי (N) ומומנטום נמוך (L - מניות מפסידות), בהתאמה. כך, למשל, תיק SW (=החיתוך של תיקים S ו-W) כולל את כל מניות היתר (S) הנכללות גם בתיק W (תיק המניות באחוזון ה-70 ומעלה של "תשואת מומנטום").

בשלב הבא אנחנו מחשבים את תשואות ששת התיקים שבנינו. תשואות התיקים הן value-weighted, כלומר תשואת כל מניה משוקללת בשווי השוק שלה חלקי שווי השוק של כלל המניות בתיק. מתוך תשואות ששת התיקים אנו מחשבים את הפקטור. פקטור המומנטום (WML) מחושב כממוצע התשואות בשני תיקי המניות בעלות המומנטום הגבוה מינוס ממוצע התשואות בשני תיקי המניות בעלות המומנטום הנמוך:

$$WML = 1/2 [R(SW) + R(BW)] - 1/2 [R(SL) + R(BL)] \quad (3)$$

כאשר, כמקודם, R(P) מציין את התשואה של תיק P.

ד. תוצאות

ד.1. הקשר בין תשואת מניית בודדות למאפייני החברה והמניה

המשימה הראשונה בעבודה האמפירית היא ניסיון לשחזר את מחקרם של Fama and French (1992) בישראל. השערה מס' 1 של המחקר הנוכחי טוענת שגם בישראל תשואות המניות מושפעות ממאפייני החברה והמניות שנמצאו רלוונטיים בחו"ל. אם לפחות חלק מהמאפיינים שנמצאו משפיעים על תשואות מניות בארה"ב משפיעים גם על תשואות מניות בישראל, יש כנראה טעם במטרה הסופית של המחקר הנוכחי – הניסיון ליישם את מודל ארבעת הפקטורים בישראל.

מתודולוגיית המבחן שלנו עוקבת בדקדקנות אחר Fama and French (1992). בכל חודש בתקופה 6/2013–7/2002 אנו מריצים רגרסיה של תשואות המניות שבמדגם על מאפיין אחד או כמה מאפיינים מבין המאפיינים הבאים: ביטא של המניה, שווי שוק של מניות החברה, BE/ME ותשואת המומנטום שלה. יש לציין כי תשואת המומנטום אינה מופיעה כמאפיין במחקר המקורי של Fama and French (1992), אך אנו מוסיפים אותה לאור ממצאים מאוחרים יותר בספרות, כמו Carhart (1997).

אמידת המאפיינים (המשתנים המסבירים ברגרסיה) עוקבת אף היא אחר שיטת Fama and French (1992). הביטא של כל מניה מחושבת ומתעדכנת אחת לשנה, מדי יוני של כל שנה, בתהליך הבא: בחודש יוני של שנה t מריצים רגרסיה של התשואה החודשית של המניה על תשואת השוק (מדד המניות הכללי) באותו חודש ועל תשואת השוק בחודש הקודם (lag market return).⁵ הרגרסיה משתמשת בדרך כלל ב-60 תצפיות חודשיות, אך הדרישה הפורמלית היא שלכל מניה צריכים לפחות 24 תצפיות תשואה חודשיות. בסופו של תהליך, הביטא של המניה נאמדת כסכום המקדם של תשואת השוק הבריזמנית והמקדם של תשואת השוק בחודש הקודם. ביטא זו מלווה את המניה החל מיולי של שנה t ועד יוני של שנה $t+1$, כאשר ביוני של שנה $t+1$ מחושבת ביטא חדשה. יש לציין כי אמידת הביטא אצל Fama and French (1992) מתבצעת בשיטה מורכבת יותר הכוללת גם שלב שני של בניית 100 תיקים על בסיס חיתוך של הביטא הראשונית (כפי שנאמדה על ידינו) עם שווי שוק של החברה, ואמידת הביטא של 100 תיקים אלה. מפאת מספר המניות המוגבל במדגמנו (192–232 מניות) לא ביצענו שלב שני זה שנועד לעדן ולדייק את מדידת הביטות.

יחס שווי ספר לשווי שוק (BE/ME) של המניות מתעדכן גם כן מדי יוני של כל שנה. מכיוון ש- BE מדווח בדוחות השנתיים רק לדצמבר של שנה $t-1$, אנו משתמשים גם בשווי השוק של המניות (ME) בדצמבר של שנה $t-1$ כדי לחשב את BE/ME באותו מועד. יחס BE/ME של המניה בחודש דצמבר של שנה $t-1$ מלווה את המניה החל מיולי של שנה t ועד יוני של שנה $t+1$.

המאפיין המייצג את גודל החברות – שווי השוק של המניות – מתעדכן מדי חודש יוני של כל שנה. שווי השוק של המניה בחודש יוני של שנה t מלווה את המניה החל מחודש יולי של שנה t ועד חודש יוני של שנה $t+1$.

לבסוף, המאפיין "תשואת המומנטום של המניה" מתעדכן מדי חודש. העדכון מדי חודש (ולא מדי שנה כמו שאר המאפיינים) נובע מאופיו המיוחד של מאפיין זה המתמקד בתשואות בחודשים

5 התוספת של תשואת השוק בחודש הקודם לרגרסיה תורמת לאמידה מדויקת יותר של הביטא של המניה כאשר המסחר במניה דליל.

האחרונים. תשואת המומנטום בחודש t מוגדרת כתשואה המצטברת של המניה החל מחודש $t-12$ ועד חודש $t-2$. (השמטת החודש האחרון, חודש $t-1$, מקובלת במחקרי המומנטום.) בדומה ל-Fama and French (1992), המשתנים המסבירים מלבד הביטא הם לוגריתמים טבעיים (Ln) של המאפיינים. ספציפית, אנו משתמשים ב- $\ln(\text{Market-Value}/1,000,000)$ וב- $\ln(\text{BE}/\text{ME})$. כמו כן, על מנת להימנע מבעיות הנובעות מתשואת מומנטום שלילית, אנו משתמשים ב- $\ln(1+\text{מומנטום})$.

כאמור, בכל חודש בתקופה 6/2013–7/2002 אנו מריצים רגרסיה של תשואות המניות שבמדגם על מאפיין אחד או כמה מאפיינים (בדומה למתודולוגיה המוכרת של Fama and Macbeth, 1973). לוח 2 מסכם את התוצאות. ניסינו 8 גרסאות של התלות בין תשואת המניה למאפיין אחד או אחדים. עבור כל גרסה (מודל של תלות תשואה-מאפיין/נים) אנו מריצים 132 רגרסיות חודשיות ומדווחים בלוח את ממוצע המקדמים ברגרסיות אלה. כמו כן, אנו עורכים מבחן t להשערה שממוצע המקדם (על פני 132 הרגרסיות) שווה לאפס, ומדווחים בלוח את ה-p-value של המבחן. על פי התוצאות בלוח 2, ובשונה מאונגר (1995), לביטא של המניה אין יכולת להסביר את ההבדלים בין תשואות מניות שונות. המקדם הממוצע של ביטא ברגרסיות שלילי ולא מובהק סטטיסטית. תוצאותינו דומות יותר ל-Fama and French (1992) שמצאו לעיתים מקדם שלילי אך לא מובהק לביטא (ראה לוח 6 במאמרם). בניסיון נוסף הגדרנו את תשואת השוק כתשואת מדד מניות ת"א 100, ואמדנו ביטות יחסית למדד שוק זה. כאשר משתמשים ברגרסיות בביטא (יחסית לת"א 100) התוצאות והמסקנות אינן משתנות. המקדם הממוצע של ביטא נותר שלילי ובלתי מובהק סטטיסטית.

גם לגודל החברה (שווי שוק של מניותיה) אין יכולת הסבר של תשואת המניות הבודדות. המקדם הממוצע של שווי השוק ברגרסיות העיתיות שלנו הוא שלילי ובלתי מובהק מבחינה סטטיסטית. סימן המקדם עקבי אומנם עם Fama and French (1992), ומרמז שלמניות של חברות קטנות תשואה גבוהה מזו של חברות גדולות. ברם, בניגוד לממצאי Fama and French (1992) בארה"ב, אפקט הגודל במדגמנו איננו מובהק סטטיסטית. Schwert (2003) טוען שאפקט הגודל בארה"ב נעלם מאז 1980, וגם Fama and French (2012) אינם מוצאים אפקט גודל במדגם מהשנים 1990–2011, כך שתוצאותינו אינן חריגות. מכל מקום, ניסינו אלטרנטיבה, והגדרנו גודל חברה באמצעות סך המאזן שלה. אך ניסיון זה לא צלח, וסך המאזן לא נמצא כמשפיע משמעותית על תשואות מניות בישראל.

בשורות טובות יותר ל-Fama and French (1992) מתקבלות במבחני שני המאפיינים האחרים שניסינו. תשואת המומנטום של המניות, כמו גם BE/ME (ההופכי של מכפיל ההון) שלהן, עוזרים להסביר את ההבדלים בין תשואות מניות שונות. כיווני ההשפעה של BE/ME ותשואת המומנטום זהים לממצאים במחקרי חו"ל: למניות ערך (BE/ME גבוה = מכפיל הון נמוך) תשואה גבוהה מלמניות צמיחה (BE/ME נמוך), ולמניות בעלות תשואת מומנטום חיובית (שלילית) תשואה עודפת (תשואת חסר, בהתאמה) בחודשים העוקבים. Asness et al. (2013) טוענים שההשפעות של BE/ME ומומנטום נפוצות בכל רחבי העולם, כך שאין זה מפתיע שמצאנו אותן גם בישראל.

השיפוע הממוצע ברגרסיות החודשיות של תשואות המניות על $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ בלבד הוא 0.32% ($t\text{-statistic}=2.12$, $p\text{-value}=0.04$). במחקרם של Fama and French (1992) (בלוח 3) השיפוע הממוצע ברגרסיות המקבילות הוא 0.50%; Hou et al. (2011) מדווחים על שיפוע ממוצע של 0.36% במדגם של 27,000 מניות בעולם; אונגר (1995) מדווח על שיפוע ממוצע של 0.36%; כך שהשיפוע שאמדנו נראה סביר. המשמעות הכלכלית של השיפוע שנאמד היא שהכפלת

לוח 2: רגרסיות בשיטת פמה-מקבת לזיהוי מאפיינים של מניות וחברות המשפיעים על תשואות המניות הבודדות בבורסת תל אביב

מקדם ממוצע של המשתנה המסביר (p-value)				מודל
Ln (1+R_momentum)	Ln (BE/ME)	Ln (שווי שוק)	ביטא	
			-0.15% (0.54)	1
		-0.13% (0.29)		2
	0.32% (0.04)			3
1.40% (0.02)				4
	0.27% (0.08)	-0.06% (0.63)		5
1.37% (0.02)	0.26% (0.07)			6
	0.34% (0.03)	-0.06% (0.61)	-0.17% (0.45)	7
1.40% (0.01)	0.27% (0.07)	-0.11% (0.34)	-0.17% (0.44)	8

הלוח מדווח תוצאות של בדיקה שערכנו המשחזרת את המבחנים של Fama and French (1992) תוך שימוש בנתונים ישראלים. כל חודש בתקופה 6/2013–7/2002 הורצה הרגרסיה של תשואות המניות שבמדגם על מאפיין אחד או כמה מאפיינים מבין המאפיינים הבאים: ביטא של המניה, שווי שוק של מניות החברה, BE/ME ותשואת המומנטום שלה. רוב המאפיינים המשתנים המסבירים ברגרסיה מתעדכנים אחת לשנה (ביולי): ביטא נאמדת על בסיס 60 החודשים הקודמים (לילי); שווי שוק נאמד בסוף יוני ו- BE/ME נאמד בסוף דצמבר של השנה הקודמת (אך מעודכן ברגרסיות רק החל ביולי). תשואת המומנטום מעודכנת מדי חודש על בסיס התשואות בחודשים 12- עד 2- (כולל). כדי להקטין את ההשפעה של תצפיות קיצוניות, אנו עורכים, כמו Fama and French (1992), Winsorizing של המאיון העליון והתחתון של המאפיינים השונים, ולוקחים בתור משתנה מסביר את ה-LN שלהם (פרט לביטא). הלוח מסכם את תוצאות 132 רגרסיות הרוחב החודשיות שהורצו. מספר התצפיות (תשואות מניות) בכל רגרסיה נע בין 148 ל-212.

היחס BE/ME מעלה את תוחלת התשואה של המניה ב-0.222% לחודש (2.7% לערך בשנה). הקשר החיובי המשמעותי בין תשואת המניה ל- BE/ME משתנה אך במעט כאשר מוסיפים משתנים מסבירים נוספים לרגרסיה. המקדם הממוצע של Ln(BE/ME) ברגרסיות החודשיות של תשואות המניות על שלושת המאפיינים של Fama and French (1992) – ביטא, שווי שוק ו- BE/ME – הוא 0.34% (t-statistic=2.18, p-value=0.03)⁶, והמקדם הממוצע של Ln(BE/ME)

6 מעניין שב-Fama and French (1992), לוח 6, המקדם הממוצע של Ln(BE/ME) ברגרסיות חודשיות על

ברגרסיות החודשיות של תשואות המניות על ארבעת המאפיינים שחקרנו – ביטא, שווי שוק, BE/ME ומומנטום – הוא 0.27% (t-statistic=1.84, p-value=0.07) – ראה לוח 2. ההשפעה של BE/ME נראית יציבה ועמידה.

השיפוע הממוצע ברגרסיות החודשיות של תשואות המניות על תשואות המומנטום בלבד, Ln(1+R_Momentum), הוא 1.40% (t-statistic=2.43, p-value=0.02). המשמעות הכלכלית של השיפוע שנאמד היא שלדוגמה העלאת תשואת המומנטום מ-10% ל-10% מעלה את תוחלת התשואה של המניה ב-0.281% לחודש (3.4% לערך בשנה). לשם השוואה, במדגם העולמי של Hou et al (2011) העלאה דומה של תשואת המומנטום מעלה את תוחלת תשואת המניה ב-0.22% לחודש, כך שהשיפוע הממוצע שאמדנו בארץ נראה סביר.

הקשר החיובי המשמעותי בין תשואת המניה לתשואת המומנטום שלה נראה יציב ועמיד. כך, למשל, ברגרסיות החודשיות של תשואות המניות על ארבעת המאפיינים – בטא, שווי שוק, BE/ME ומומנטום – המקדם הממוצע של תשואת המומנטום הוא 1.40% (t-statistic=2.49, p-value=0.02).

לסיכום, העדויות לעיל ש-BE/ME, כמו גם תשואת המומנטום, משפיעים על תשואות המניות בישראל מאוששות לפחות חלקית את השערה 1 במחקר הטוענת שגם בישראל תוחלת התשואה של המניות מושפעת ממאפייני החברה והמניות שנמצאו רלוונטיים בחו"ל. העדויות אף מרמזות שמודלים מרובי פקטורים, כגון מודל ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart, עשויים להיות רלוונטיים לתמחור נכסי סיכון בישראל. בסעיפים הבאים נבחן את רמות ארבעת הפקטורים בישראל ואת התאמת מודל ארבעת הפקטורים לתמחור נכסי סיכון בישראל.

2.2. אמידת ארבעת הפקטורים בישראל ותכונותיהם

ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart הם: עודף תשואת השוק (Rm-Rf), עודף תשואת מניות קטנות על גדולות (SMB), עודף תשואת מניות ערך על מניות צמיחה (HML) ועודף תשואת מניות במומנטום חיובי על פני מניות במומנטום שלילי (WML). את הפקטורים האלה אמדנו במדגם הכולל 192–232 מניות ת"א 100 ומניות יתר בתקופה יולי 2002 – יוני 2013 (סה"כ 132 תצפיות חודשיות) בשיטה דומה מאוד לשיטת Fama and French (2012). סעיף 3.2 לעייל מפרט את השיטה המדויקת שבה אמדנו את ארבעת הפקטורים.

השערה מס' 2 במחקרנו גורסת כי סימני הפקטורים בישראל זהים לסימנם בחו"ל. פאנל א של לוח 3 מתעד את תכונות ארבעת הפקטורים בישראל. לפקטור הראשון, עודף תשואת השוק (תשואת מדד המניות הכללי בניכוי תשואת המק"מ), ממוצע חודשי של 0.59% לערך (7.31% לשנה) בתקופת המדגם. עודף תשואה זה איננו מפתיע. על פי לוח 1 ב-Fama and French (2012), הממוצע החודשי של עודף תשואת השוק באזורים שונים בעולם בשנים 1990–2011 נע בין 0.12% לחודש (ביפן) ל-0.86% לחודש (בורסות אסיה-פסיפיק). גם סטיית התקן של פקטור זה, 4.95% לחודש, מתאימה לטווח המדווח על ידי Fama and French (2012) בלוח 1. בגלל התנודתיות הגבוהה, מבחן t אינו מסוגל לדחות את השערת האפס שממוצע פקטור עודף תשואת השוק שווה ל-0

שלושה מאפיינים אלה הוא 0.33%, קרוב מאוד לאומדננו.

לוח 3: תיאור ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart בישראל והשוואתם לפקטורים בארה"ב

פאנל א: תיאור הפקטורים בישראל בתקופה 6/2013–7/2002

Rm-Rf	HML	SMB	WML	הפקטור <==
0.59%	0.13%	0.40%	0.58%	ממוצע (חודשי)
1.23%	0.25%	-0.01%	1.06%	הציון
4.95%	4.77%	4.60%	6.36%	סטיית תקן
-0.70	0.06	0.24	-1.76	Skewness
1.36 (0.18)	0.30 (0.76)	1.01 (0.32)	1.05 (0.30)	t סטטיסטי למבחן של ממוצע = 0 (p-value)
0.05	0.70	0.42	0.02	p-value של מבחן Wilcoxon Signed Rank

פאנל ב: השוואת הפקטורים בישראל ובארה"ב בתקופה 6/2013–7/2002

Rm-Rf	HML	SMB	WML	הפקטור <==
0.59%	0.13%	0.40%	0.58%	ממוצע (חודשי) בישראל
(1.36)	(0.30)	(1.01)	(1.05)	
0.57%	0.14%	0.28%	-0.13%	ממוצע (חודשי) בארה"ב
(1.45)	(0.68)	(1.40)	(-0.29)	
0.62	0.15	0.11	0.49	קורלציה בין הפקטורים בישראל ובארה"ב

ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart הם: עודף תשואת השוק (Rm-Rf), עודף תשואת מניות קטנות על גדולות (SMB), עודף תשואת מניות ערך על מניות צמיחה (HML) ועודף תשואת מניות במומנטום חיובי על פני מניות במומנטום שלילי (WML). הפקטורים חושבו במדגמנו הכולל 192–232 מניות ת"א 100 ות"א יתר מאגר בתקופה יולי 2002 – יוני 2013 (סה"כ 132 תצפיות חודשיות) בשיטה דומה מאוד לשיטת Fama and French (2012). תיאור מפורט של אופן בניית הפקטורים מוצג בסעיף 3.2 בגוף המאמר.

פאנל א: ממוצעי וחציוני הפקטורים בישראל, סטיות התקן וה-Skewness שלהם, תוצאות מבחן t להשערה שממוצע הפקטור שווה לאפס, ותוצאות מבחן לא פרמטרי להשערה שחציון הפקטור הוא 0.

פאנל ב: סדרות חודשיות של ארבעת הפקטורים בארה"ב נלקחו מאתר האינטרנט של French. t סטטיסטי לבחינת ההשערה שממוצע הפקטור שווה לאפס מופיע בסוגריים מתחת לממוצע.

(Wilcoxon Signed Rank) (t-mean=1.36, p-value=0.18). לעומת זאת, במבחן לא פרמטרי

אנו מקבלים שהתשואה החציונית של 1.23% לחודש מובהקת – $p\text{-value}=0.05$ ⁷. לפקטור השני, עודף תשואת מניות קטנות על פני גדולות (פקטור ה-SMB בקיצור), ממוצע חודשי של 0.40% לערך (4.91% לשנה). סטיית התקן של פקטור ה-SMB בישראל היא 4.60% לחודש. Fama and French (2012) מדווחים על רמה ממוצעת וסטיית תקן נמוכות יותר של

7 התשואה החציונית שונה מאפס באופן מובהק בעוד שהממוצע אינו שונה מאפס באופן מובהק, כיוון שלהתפלגות פקטור skewness שלילי הגורם לחציון להיות כמעט כפול בגובהו מהממוצע.

פקטור ה-SMB בעולם. חציון פקטור ה-SMB במדגמנו, -0.01% – לחודש, מתאים יותר לעדויות בשוקי חו"ל. יחד עם העובדה שמבחן t אינו דוחה את השערת האפס שממוצע פקטור SMB בישראל שווה ל-0 ($p\text{-value}=0.32, t\text{-mean}=1.01$), ומבחן Wilcoxon Signed Rank אינו דוחה את ההשערה שחציון פקטור ה-SMB שווה ל-0, הרושם הוא שבשנות המדגם פרמיית התשואה של מניות קטנות על גדולות זעירה. אין זה אומר כמובן שפקטור ה-SMB איננו חשוב. פקטור יכול להסביר את הבדלי התשואה בין מניות גם אם איננו מתומחר (איננו מסביר תוספת תוחלת תשואה כלשהי).

הפקטור השלישי, עודף תשואת מניות ערך (BE/ME גבוה) על פני מניות צמיחה (BE/ME נמוך) נקרא פקטור ה-HML. הממוצע החודשי של פקטור ה-HML בישראל הוא 0.13% לערך (1.57% לשנה), והחציון הוא 0.25% לחודש. הממוצע והחציון נמוכים יחסית לעולם, אך, כנראה, לא יחסית לתקופה (ראה בהמשך).

לפקטור הרביעי, עודף תשואת מניות עם מומנטום חיובי על פני מניות עם מומנטום שלילי (פקטור WML בקיצור), ממוצע חודשי של 0.58% לערך (7.19% לשנה) וחציון של 1.06% לחודש. זהו גם סדר הגודל של פקטור WML בעולם – ראה לוח 1 ב-Fama and French (2012). סטיית התקן של פקטור WML בישראל היא 6.36% לחודש. עוד נציין כי לא ניתן לדחות את השערת האפס שממוצע פקטור WML שווה ל-0 ($t\text{-mean}=1.05, p\text{-value}=0.30$). לעומת זאת, במבחן הלא פרמטרי Wilcoxon Signed Rank אנו מקבלים $p\text{-value}=0.02$, כלומר ניתן לדחות את ההשערה שחציון פקטור המומנטום הוא 0.

לסיכום, נראה כי הממצאים בפאנל א של לוח 3 עקביים עם השערה 2 במחקר. הסימן של ממוצע כל אחד מארבעת הפקטורים בישראל חיובי וזהה לסימנם האופייני בעולם. זאת בניגוד לדיווחים במחקר של Hou et al. (2011) שבישראל פקטור הערך (HML) ופקטור המומנטום (WML) שליליים. שני הסברים אפשריים להבדל בין תוצאותינו לתוצאות של Hou et al. (2011): (1) תקופת המדגם השונה – המדגם של Hou et al. מסתיים ביוני 2003 בעוד שמדגמנו מתחיל ביוני 2002; (2) היקף מדגם שונה – המדגם של Hou et al., המתבסס על נתוני Worldscope העולמית, כולל רק 78 מניות ישראליות (ראה לוח 1 ב-Hou et al.), ואילו כנראה המניות הגדולות והמניות הישראליות הדואליות (שנסחרות גם בארה"ב), בעוד שמדגמנו כולל בממוצע 217 מניות ישראליות קטנות וגדולות. אנו טוענים כי התוצאות במחקרנו רלוונטיות ומשקפות יותר את המצב בישראל כיוון שמדגמנו רחב, מייצג ועדכני יותר. Fama and French (2012) טוענים שבמבחני מודל ארבעת הפקטורים חשוב להשתמש גם במניות קטנות, כך שתוספת המניות הקטנות במדגמנו חשובה גם לאמינות המבחנים שערכנו.

למרות האמור לעיל, השערה 2 איננה נתמכת באופן גורף על ידי הממצאים בפאנל א. למשל, ממוצעי הפקטורים בתקופה שנבחנה אינם שונים מאפס באופן מובהק, כך שאין ביטחון סטטיסטי שהם חיוביים. (במבחנים הלא-פרמטריים ניתן לדחות את ההשערה שפקטור השוק ופקטור המומנטום שווים לאפס). לדעתנו, חוסר המובהקות הוא תוצאה של המדגם הקטן יחסית שבו השתמשנו, 132 חודשים בלבד. כדי לבחון טענה זו חישבנו את ממוצעי ארבעת הפקטורים בארה"ב בתקופת המדגם (6/2013–7/2002), על בסיס הנתונים המופיעים באתר של French (<http://mba.tuck.dartmo.edu/french/>) (uth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html).

תוצאות השוואת הפקטורים בישראל ובארה"ב מוצגות בפאנל ב של לוח 3. נראה כי בתקופת המדגם ממוצעי הפקטורים בישראל ובארה"ב דומים עבור פקטור השוק, פקטור הגודל ופקטור הערך. לעומת זאת, ממוצע פקטור המומנטום בארה"ב שלילי ונראה שונה מישראל (הפרש הממוצעים

איננו מובהק סטטיסטית). ההבדל נובע כנראה מההתנהגות הייחודית של פקטור המומנטום בארה"ב בתקופת המשבר הכלכלי העולמי (בשנת 2009 תשואת המומנטום בארה"ב הייתה -83%, הנמוכה בהיסטוריה). מכל מקום, בפאנל ב ניתן לראות שגם בארה"ב ממוצעי הפקטורים בתקופה הנבחנת אינם שונים מאפס באופן מובהק. לכן, חוסר המובהקות של ממוצעי הפקטורים בישראל נובע כנראה מקוטן המדגם.

פאנל ב מדווה גם את הקורלציות בין הפקטורים בישראל והפקטורים בארה"ב. הקורלציות כולן חיוביות, ושתיים מהן (הקורלציות של פקטור השוק ופקטור המומנטום) שונות מאפס באופן מובהק. תוצאות אלה עקביות עם השערה 2. נראה כי התנהגות ארבעת הפקטורים בארץ תואמת את התנהגותם בחו"ל.

3.4. מבחני מודל ארבעת הפקטורים בישראל

1.3.4. תוצאות התאמת מודל ארבעת הפקטורים למניות ישראליות

השערה מס' 3 במחקרנו מציעה שמודל ארבעת הפקטורים מתאר באופן טוב יחסית את תגודתיות התשואה של מניות ישראליות, ומתמחר אותן באופן מדויק יותר ממודל האינדקס היחיד (ה-CAPM). בסעיף זה אנו בוחנים את יכולת ההסבר של ארבעת הפקטורים, כלומר את היכולת של ארבעת הפקטורים להסביר את התגודתיות העיתית של תשואות תיקי מניות בבורסת תל אביב, ואת יכולת התמחור של מודל ארבעת הפקטורים, דהיינו, האם ניתן לדחות את השערת האפס שתמחור באמצעות מודל ארבעת הפקטורים מדויק ומספיק. ככל המבחנים אנו משווים את מודל ארבעת הפקטורים לשני מודלים אחרים הקיימים בספרות: מודל ה-CAPM של Sharpe ו-Lintner, ומודל שלושת הפקטורים של Fama ו-French.

מבחננו בסעיף זה מתבסס על המתודולוגיה של Fama and French (1993) ו-Fama and French (2012). בהתאם לכך, תחילה אנו בונים 9 תיקי מניות שעליהם נבצע את המבחנים השונים. התיקים מורכבים מהחיתוך של 3 קבוצות המבוססות על שווי השוק של המניות ו-3 קבוצות המבוססות על היחס BE/ME (הופכי מכפיל ההון) של המניות. Fama and French (1993) משתמשים ב-25 תיקים המבוססים על חיתוך של 5 קבוצות גודל ו-5 קבוצות BE/ME במחקרם על שוק המניות בארה"ב. אך מספר המניות במדגמנו קטן יותר, ולכן נאלצנו להסתפק ב-9 תיקים (3X3)⁸.

תהליך בניית 9 תיקי המבחן שלנו הוא כדלקמן. בתחילת חודש יולי של כל שנה אנו ממינים את כל המניות במדגמנו לשלוש קבוצות שוות בהתבסס על שווי השוק של המניות בסוף החודש הקודם – חודש יוני. ללא תלות במיון הקודם, אנו גם ממינים בתחילת חודש יולי את כל המניות במדגמנו לשלוש קבוצות שוות בהתבסס על BE/ME שלהן, כאשר BE/ME מחושב בסוף השנה הקודמת. לאחר מכן, אנחנו משתמשים בחיתוך של שלוש קבוצות הגודל שיצרנו עם שלוש קבוצות BE/ME

8 ניסיון ליצור 16 תיקים מחיתוך 4 קבוצות שווי שוק ו-4 קבוצות BE/ME הותיר את אחד התיקים ריק ממניות באחד מחודשי המדגם. זאת גם ההזדמנות לציין שמספר המניות בכל אחד מ-9 התיקים שבנינו שונה ומשתנה מחודש לחודש. מספר המניות המינימלי בתיק בחודש כלשהו הוא 7, והמקסימלי הוא 47 מניות. בממוצע יש 23 מניות בכל תיק.

שיצרנו על מנת לייצר תשעה תיקי מניות, כאשר המשקל של כל מניה בתיק שווה ליחס בין שווי השוק שלה לסך שווי השוק של כל המניות בתיק בכל עת (כלומר, כל אחד מתשעת התיקים שבנינו הוא value-weighted). הרכב התיק תקף החל מחודש יולי ועד חודש יוני של השנה הבאה (מועד הרענון הבא של התיק).

לוח 4 מדווח תוצאות של הרצת מודל ארבעת הפקטורים בישראל. בדומה למתודולוגיית Fama and French (2012), הרצנו את הרגרסיות העיתיות הבאות:

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p (R_{mt} - R_{ft}) + c_p \text{SMB}_t + d_p \text{HML}_t + e_p \text{WML}_t + \tilde{\epsilon}_{pt} \quad (4)$$

כאשר ארבעת הפקטורים המסבירים, עודף תשואת השוק (Rm-Rf), עודף תשואת מניות קטנות גדולות (SMB), עודף תשואת מניות ערך על מניות צמיחה (HML) ועודף תשואת מניות במומנטום חיובי על פני מניות במומנטום שלילי (WML) חושבו כמתואר בלוח 3; המשתנה המוסבר, $R_{pt} - R_{ft}$, הינו התשואה העודפת של תיק מניות P בחודש t. מעשית, הרצנו רגרסיה של התשואות העודפות החודשיות של תיק P על ארבעת הפקטורים, כאשר סך הכול יש לנו 9 רגרסיות (דהיינו במשוואה 4 לעיל, $P=1, 2, \dots, 9$). טווח הנתונים ברגרסיות: 6/2013–7/2002.

לוח 4 מציג את כל מקדמי הרגרסיות העיתיות וה-t סטטיסטים שלהם, וכן את ה-Adjusted-R² של כל רגרסיה. רמת ההסבר, Adjusted-R², הממוצעת של ארבעת הפקטורים גבוהה – 0.869, כלומר שונות תשואת תשעת התיקים שבנינו מוסברת היטב יחסית על ידי השונות העיתית של ארבעת הפקטורים. ה-Adjusted-R² המינימלי של תיק הוא 0.808 (ראה תחתית לוח 4). גבוה יחסית אף הוא, כך שארבעת הפקטורים מסבירים היטב את תנודתיות כל אחד מתשעת התיקים שבנינו. Fama and French (2012), לוח 3 למשל, מדווחים אף הם על רמות הסבר, Adjusted-R², של 0.90 לערך.

המקדם של פקטור השוק, Rm-Rf, ברגרסיות חיובי ומובהק מבחינה סטטיסטית עם t-statistic גבוה עבור כל אחד מתשעת התיקים. המקדם של פקטור השוק מקביל ל"ביטא" של התיק, ומעניין שלמרבית התיקים "ביטא" גבוהה מ-1. גם Fama and French (1993) מדווחים (בלוח 6) שברגרסיות של מודל שלושת הפקטורים שלהם ה"ביטות" של רוב התיקים גבוהות מ-1.

המקדם של פקטור הגודל, SMB, חיובי ומובהק מבחינה סטטיסטית (ברמת מובהקות של 5%) עבור שבעה מתוך תשעת התיקים. נראה כי המקדם של הפקטור SMB קשור לגודל המניות בתיק – המקדם גבוה יותר במניות קטנות יותר. תופעה זו צפויה כיוון שבאופן טבעי תשואות מניות קטנות קשורות חזק יותר לפקטור המוגדר כתשואת תיק מניות קטנות פחות תשואת תיק מניות גדולות. גם ב-Fama and French (1993), לוח 6, המקדמים של הפקטור SMB גבוהים יותר במניות קטנות. המקדם של פקטור מניות הערך, HML, בלוח 4 חיובי עבור שמונה מתוך תשעת התיקים, ולרוב מובהק מבחינה סטטיסטית. המקדם של הפקטור HML הולך וגדל עם העלייה ב-BE/ME הממוצע של המניות בתיק. תופעה זו אינה מפתיעה, זאת כיוון שבאופן טבעי לתשואות מניות עם BE/ME גבוה קשר חיובי חזק עם פקטור המוגדר כתשואת תיק מניות עם BE/ME גבוה פחות תשואת תיק מניות עם BE/ME נמוך. תופעה דומה נצפית ב-Fama and French (1993), לוח 6.

המקדם של פקטור המומנטום מובהק מבחינה סטטיסטית ושלילי עבור כל תשעת התיקים. הסיבה למקדם השלילי איננה ברורה, אך גם במחקרים קודמים נמצאו לעיתים קרובות מקדמים שליליים של פקטור המומנטום – ראה, למשל, Hou et al (2011), לוח 6.

לבסוף, החותך (Intercept) ברגרסיות המסוכמות בלוח 4 אינו שונה מאפס באופן מובהק עבור

לוח 4: תוצאות הרצת מודל ארבעת הפקטורים בישראל

BE/ME של המניות בתיק						שווי שוק של המניות בתיק
נמוך	בינוני t(a)	גבוה	נמוך	בינוני A	גבוה	
-0.25	1.11	0.48	-0.0003	0.0030	0.0013	גבוה
0.11	0.28	0.21	0.0003	0.0006	0.0004	בינוני
-2.30	3.42	0.63	-0.0082	0.0095	0.0016	נמוך
	t(b)			b		
42.64	19.41	20.41	1.030	1.150	1.197	גבוה
14.54	22.43	24.27	0.963	1.127	1.110	בינוני
15.30	16.65	18.37	1.185	0.998	1.009	נמוך
	t(c)			c		
-8.21	-1.07	2.28	-0.203	-0.065	0.137	גבוה
12.63	12.67	14.80	0.858	0.653	0.694	בינוני
11.31	14.20	19.23	0.898	0.873	1.083	נמוך
	t(d)			d		
-13.53	5.03	8.55	-0.337	0.308	0.517	גבוה
0.78	7.07	10.77	0.053	0.366	0.508	בינוני
2.56	5.34	9.05	0.204	0.330	0.512	נמוך
	t(e)			e		
-2.75	-3.89	-5.25	-0.053	-0.182	-0.243	גבוה
-5.59	-5.08	-6.41	-0.292	-0.202	-0.232	בינוני
-4.15	-5.44	-4.11	-0.254	-0.258	-0.179	נמוך
			Adjusted R ²			
			0.941	0.829	0.867	גבוה
			0.816	0.893	0.918	בינוני
			0.808	0.857	0.893	נמוך

הלוח מוזהר תוצאות של הרצת מודל ארבעת הפקטורים בישראל. בדומה למתודולוגיית Fama and French (1993), הורצו הרגרסיות העיתיות הבאות:

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p (R_{mt} - R_{ft}) + c_p \text{SMB}_t + d_p \text{HML}_t + e_p \text{WML}_t + \tilde{\epsilon}_{pt}$$

כאשר ארבעת הפקטורים המסבירים, עודף תשואת השוק (R_m-R_f), עודף תשואת מניות קטנות על גדולות (SMB), עודף תשואת מניות ערך על מניות צמיחה (HML) ועודף תשואת מניות במומנטום חיובי על פני מניות במומנטום שלילי (WML) חושבו כמתואר בסעיף 3.2; המשתנה המוסבר, R_{pt}-R_{ft}, הינו התשואה העודפת של תיק מניות P בחודש t. סה"כ הורצו 9 רגרסיות (דהיינו 9, P=1, 2, ..., 9), וזאת כיוון שלצורך הדגמת מודל ארבעת הפקטורים בנינו 9 תיקים שהורכבו מהיתוך של 3 קבוצות המבוססות על שווי השוק של המניות עם 3 קבוצות המבוססות על מכפיל ההון של המניות. (Fama and French [1993] משתמשים ב-25 תיקים, אך גודל מדגמנו קטן יותר). טווח הנתונים ברגרסיות: 6/2013-7/2002.

בלוח מוצגים כל מקדמי הרגרסיות וה-סטטיסטיים שלהם, וכן Adjusted-R² של כל רגרסיה.

שבעה מתוך תשעת התיקים. בשני המקרים האחרים, החותך חיובי ($t\text{-statistic}=3.42$) או שלילי ($t\text{-statistic}=-2.30$). בסעיף הבא נבחן ביתר פירוט את חותכי הרגרסיות ומשמעותם לגבי הצלחת מודל ארבעת הפקטורים בתמחור מניות ישראליות.

2.3.7. מבחני תמחור למודל ארבעת הפקטורים

לפי מודל ה-APT להערכת תוחלת התשואה של נכסים מסוכנים, אם ידועים כל הפקטורים המשפיעים על מחירי המניות, חותכי רגרסיות עתיות של תשואות עודפות של נכסים מסוכנים על פקטורים אלה צריכים כולם להיות שווים ל-0. לכן, אם מודל ארבעת הפקטורים מתמחר נכון את המניות בישראל (כלומר מעריך נכון את תוחלת התשואה של המניות), חותכי כל הרגרסיות בלוח 4 צריכים להיות קרובים ביותר לאפס.⁹

בלוח 4, שבעה מתוך תשעה החותכים ברגרסיות אינם שונים מ-0 באופן מובהק. ממצא זה תומך לכאורה במודל ארבעת הפקטורים, אך העובדה ששני החותכים הנותרים שונים באופן מובהק מ-0 דוחה לכאורה את מודל ארבעת הפקטורים. Gibbons, Ross and Shanken (1989) פיתחו מבחן (מבחן GRS להלן) הפותר את בעיית ההסקה בנושא. מבחן GRS בונה סטטיסטי יחיד (F-test) הבוחן את ההשערה המשותפת שכל החותכים בכל תשע הרגרסיות שווים לאפס. עבור הרגרסיות של לוח 4 מקבלים ערך GRS של 2.30 ($p\text{-value}=0.0203$), כך שלא ניתן לדחות את מודל ארבעת הפקטורים ברמת מובהקות של 1%, אך ניתן לדחות אותו ברמת מובהקות של 5%. הרושם המתקבל הוא שמודל ארבעת הפקטורים מתקשה, אם כי לא נכשל טוטלית, בתמחור תיקי המניות הישראליות שבנינו.

פרספקטיבה נוספת על יכולת התמחור של מודל ארבעת הפקטורים יכולה להתקבל מהשוואתו למודל ה-CAPM ולמודל שלושת הפקטורים. לוח 5 משווה את מודל ארבעת הפקטורים לשני המודלים האחרים. בפאנל א' אנו משתמשים בנתוני 9 התיקים שבנינו על בסיס חיתוך גודל חברה ומכפיל הון (התיקים ששימשו אותנו במבחן של לוח 4), ובפאנל ב' אנו משתמשים בנתוני 9 תיקים אחרים שנבנו מחיתוך של גודל חברה ותשואות מומנטום.

הלוח מדווח סטטיסטיים שונים הבוחנים ומשווים את טיב התאמת כל מודל לנתוני המדגם. השוואת המודלים מתבצעת כדלקמן. אנו מתאימים אמפירית כל מודל לתשואות העודפות של כל אחד מ-9 התיקים, ובוחנים את דרגת הצלחתו של כל מודל. הקריטריונים להצלחת מודל לקוחים מ-Fama and French (2012), והם: (1) ממוצע Adjusted-R² של הרגרסיות – ככל שממוצע זה עולה, המודל מתאר טוב יותר את תנודתיות התשואה; (2) ממוצע שגיאות התקן של חותכי הרגרסיות וממוצע הערכים המוחלטים של חותכי הרגרסיות – אם החותכים קרובים כולם לאפס, הממוצעים האלה קטנים, כלומר במודל משובח הן ממוצע שגיאות התקן של החותכים והן ממוצע הערכים המוחלטים של החותכים נמוכים יחסית; (3) מבחן GRS (וערך ה-p שלו) – ניתן לטעון כי ככל שה-GRS נמוך יותר (וערך ה-p שלו גבוה יותר) המודל מדייק יותר בתמחור (קשה יותר לדחות אותו). בפאנל א' של לוח 5, אנו מדווחים כי ממוצע ה-Adjusted-R² ששיג מודל ה-CAPM (0.650) הוא הנמוך ביותר מבין שלושת המודלים שבחנו, וממוצע ה-Adjusted-R² ששיג מודל ארבעת הפקטורים (0.869) הוא הגבוה ביותר. בבירור, מודל ארבעת הפקטורים מצטיין בתיאור תנודתיות

9 כיוון שהן הפקטורים והן התשואות אינם נמדדים במדויק, הדרישה היא שהחותכים קרובים ביותר לאפס ולא שווים לאפס.

לוח 5: השוואה של מודלים לתמחור בשוק המניות הישראלי
פאנל א: מבחנים המבוססים על תשואות 9 תיקים שנבנו מחיתוך של גודל חברה
BE/ME-1

סטטיסטיים המבוססים על 9 רגרסיות לכל מודל תמחור					
p-value למבחן GRS	מבחן GRS להשערה שהחותכים = 0	ממוצע הערכים המוחלטים של החותכים a	ממוצע שגיאות התקן של החותכים s(a)	ממוצע Adjusted R ²	
0.0172	2.36	0.0031	0.0041	0.650	מודל CAPM
0.0181	2.34	0.0029	0.0027	0.846	מודל 3 פקטורים
0.0203	2.30	0.0028	0.0025	0.869	מודל 4 פקטורים

פאנל ב: מבחנים המבוססים על תשואות 9 תיקים שנבנו מחיתוך של גודל חברה ותשואת מומנטום

סטטיסטיים המבוססים על 9 רגרסיות לכל מודל תמחור					
p-value למבחן GRS	מבחן GRS להשערה שהחותכים = 0	ממוצע הערכים המוחלטים של החותכים a	ממוצע שגיאות התקן של החותכים s(a)	ממוצע Adjusted R ²	
0.000000	6.57	0.0044	0.0044	0.622	מודל CAPM
0.000000	6.39	0.0047	0.0033	0.782	מודל 3 פקטורים
0.000001	6.09	0.0053	0.0027	0.856	מודל 4 פקטורים

הלוח משווה ביצועים של שלושה מודלים לתמחור: מודל ה-CAPM, מודל שלושת הפקטורים של Fama-French, ומודל ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart. ההשוואה מתבססת על התאמת המודל לתשואות 9 תיקים במדגמנו לאורך התקופה 2002/7-2013/6. מעשית, מריצים את הרגרסיות העיתיות הבאות לכל אחד מתשעת התיקים:

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p (R_{mt} - R_{ft}) + \tilde{n}_{1pt} \quad \text{מודל CAPM:}$$

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p (R_{mt} - R_{ft}) + c_p \text{SMB}_t + d_p \text{HML}_t + \tilde{n}_{2pt} \quad \text{מודל 3 פקטורים:}$$

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p (R_{mt} - R_{ft}) + c_p \text{SMB}_t + d_p \text{HML}_t + e_p \text{WML}_t + \tilde{n}_{3pt} \quad \text{מודל 4 פקטורים:}$$

כאשר המשתנים הם כמתואר בלוח 4.

תיקי המניות שבנינו. מודל שלושת הפקטורים קרוב למודל ארבעת הפקטורים מבחינת יכולת הסבר תנודתיות התשואות (עם ממוצע Adjusted-R² של 0.846), אך מודל ארבעת הפקטורים עדיין עדיף.

פאנל א גם מדווח, עבור כל מודל תמחור, את ממוצע שגיאות התקן של חותכי הרגרסיות וממוצע הערך המוחלט שלהם. על פי התאוריה, מודל התמחור האידיאלי יוצר חותכים של אפס. גם כאן מודל ארבעת הפקטורים נראה כמודל העדיף מבין המודלים שבחנו, וזאת כיוון שהוא מייצר חותכים הקרובים קצת יותר לאפס מאשר המודלים המתחרים. כרגיל, מודל שלושת הפקטורים נמצא בתווך שבין מודל ה-CAPM למודל ארבעת הפקטורים.

מדרג ההצלחות היחסיות של המודלים נשמר גם בתוצאות מבחן ה-GRS המסוכמות בפאנל

א. ערך ה-GRS יורד ככל שמשכללים את המודל. למודל ארבעת הפקטורים ה-GRS הכי נמוך (וה-p-value הכי גבוה) ולמודל ה-CAPM ערך ה-GRS הכי גבוה (וה-p-value הכי נמוך). כיוון שה-p-value של מודל ארבעת הפקטורים הוא הכי גבוה ($p\text{-value}=0.0203$), הכי קשה לדחות את מודל ארבעת הפקטורים, והוא המודל העדיף מבין המודלים שבחנו.

התוצאות לעיל אינן מפתיעות. דירוג דומה של המודלים ניתן למצוא למשל ב-Fama and French (2012). אך, אולי זה המקום להביע אכזבה מסוימת מיכולת התמחור (דהיינו מיכולת ניבוי תוחלת התשואה) של מודל ארבעת הפקטורים. בנוסף לעובדה, שעליה דיווחנו לעיל, שניתן לדחות (ברמת מובהקות של 5%) את ההשערה שמודל ארבעת הפקטורים מדייק בתמחור, ערכי ה-GRS בפאנל א גם משאירים את הרושם שמודל ארבעת הפקטורים איננו שיפור גדול של מודל האינדקס היחיד (ה-CAPM). בהקשר זה מעניין וחשוב להוסיף את תוכנת Fama and French (1993) (בעמ' 5 במאמרם): ברגרסיה עיתית של עודף תשואת מניה על עודף תשואת השוק, המקדם של עודף תשואת השוק קרוב לאחד ומביא את תשואות המניות לרמתן הממוצעת בכל חודש. אחרי שמגיעים לרמה הממוצעת הנכונה, הפקטורים האחרים מסבירים את ההבדלים בין תשואות מניות שונות. לכן, לפי Fama and French (1993), באופן טבעי וכמעט הגדרתי ברגרסיות עיתיות פקטור השוק (המומלץ על ידי מודל ה-CAPM) נראה כפקטור החשוב ביותר.

המסקנה המסתמנת ממבחננו לעיל, שמודל ארבעת הפקטורים טוב ממודלים קודמים אך עדיין איננו מספק, מתחזקת במבחנים המוצגים בפאנל ב של לוח 5. מבחנים אלה מבוססים על רגרסיות של תשואות עודפות של 9 תיקים שנבנו מחיתוך של גודל חברה ומומנטום.¹⁰ כפי שנמצא במחקרים דומים בעולם (לדוגמה Fama and French, 2012), יצירת תיקי מבחן המבוססים על מומנטום פוגעת קשות ביכולת ובהצלחת התמחור על ידי מודל ארבעת הפקטורים. בפאנל ב של לוח 5 מבחני ה-GRS דוחים באופן מובהק את השערת האפס שמודל ארבעת הפקטורים מדייק בתמחור. מודל ארבעת הפקטורים אומנם גרוע פחות מה-CAPM, אך עדיין המסקנה הנחרצת היא שהוא איננו מודל תמחור מספק. הממצא המעודד היחיד בפאנל ב הוא שמודל ארבעת הפקטורים עדיין מצליח לתאר באופן נאות את תנודתיות התשואות – ממוצע Adjusted-R^2 שהוא משיג (0.856) גבוה יחסית. חשוב לציין כי מבחן ה-GRS שערכנו, המבוסס על רגרסיות עיתיות, הוא המבחן המקובל בספרות החוקרת את ביצועי מודל ארבעת הפקטורים. מבחן אפשרי אחר, המופיע לעיתים בספרות זו, מבוסס על רגרסיות רוחב בסגנון Fama and Macbeth (1973) של תשואות תיקי המבחן – ראה למשל Gregory et al (2013). אנו מנסים מבחן חלופי זה במדגמנו. תחילה אנו אומדים את רגישות כל אחד מתיקי המבחן שלנו לכל אחד מארבעת הפקטורים (על בסיס רגרסיות עיתיות של מודל ארבעת הפקטורים ב-60 החודשים הקודמים), כלומר אומדים 4 ביטות (רגישויות לפקטורים) לכל תיק מבחן. אחר כך אנו מריצים כל חודש רגרסיית רוחב של 9 התשואות העודפות של תיקי המבחן על 4 הביטות שאמדנו. המקדמים הממוצעים של הביטות ברגרסיות החודשיות האלו אינם שונים מאפס באופן מובהק, ומכאן שמודל ארבעת הפקטורים איננו נתמך במבחן החלופי שערכנו. להערכתנו, המבחן החלופי חסר כוח הסקה סטטיסטי.¹¹ גם Gregory et al (2013) במחקרם על

10 תשעת תיקי המבחן של גודל-מומנטום נבנים מחיתוך 3 קבוצות של גודל (שווי שוק) עם 3 קבוצות מומנטום. הרכב תיקים אלה מעודכן אחת לחודש.

11 מדגמנו כנראה קצר מדי. הצורך באמידת ביטות ב-60 החודשים הראשונים של המדגם מקטין את טווח הנתונים להצרת רגרסיות הרוחב ל-72 חודשים בלבד.

תשואות מניות בבריטניה אינם מגיעים לתוצאות מובהקות סטטיסטית כאשר הם עורכים מבחנים בסגנון Fama and Macbeth (1973).

ד.4. דוגמה להשפעת השימוש במודל ארבעת הפקטורים: ניתוח ביצוע לקרנות נאמנות

כדי להדגים את השפעת השימוש במודל ארבעת הפקטורים ולבחון את חשיבותו, ננתח, כמו Carhart (1997), ביצועים של קרנות נאמנות. לטובת ההדגמה בחרנו סוג מסוים של קרנות נאמנות – קרנות מניות כללי. קרנות מניות כללי ממקדות את השקעתן במניות ישראליות ואינן מוגבלות בהשקעתן במניות גדולות בלבד (מניות ת"א 100) או מניות קטנות בלבד (מניות יתר).

מעשית, אספנו ממאגר הנתונים של "פרדיקטה" תשואות חודשיות של 24 קרנות נאמנות שלאורך כל תקופת המבחן (חמש השנים האחרונות במדגם: יולי 2008 – יוני 2013) התמידו בסיווגן כקרנות מניות כללי. בתחילת יולי 2008 היו בישראל 67 קרנות מניות כללי, אך אנו משמיטים 43 קרנות ששינו מהותית את מדיניות ההשקעה שלהן לאורך התקופה (על פי הגדרות הרשות לניירות ערך) או נעלמו (הפסיקו פעולתן או התמזגו בקרנות אחרות).^{12, 13} הטיפול בקרנות ששינו מדיניותן או לא שרדו דורש הנחות מסוימות ומסבך את הניתוח ואת פרשנות התוצאות, ולכן הן הושמטו. מחד גיסא, ההשמטות שביצענו חושפות אותנו ל"הטיית ההישרדות". כלומר, תוצאותינו המתמקדות בקרנות "שורדות" אינן יכולות להעיד על ביצועי תעשיית קרנות הנאמנות בארץ. מאידך גיסא, ההשמטות עוזרות לנו להגיע לתוצאות בנושא מצומצם (השפעת מודל ארבעת הפקטורים) שאינן חשופות למחלוקת.

את התשואה העודפת (אלפא) של כל קרן במדגמנו אמדנו באמצעות רגרסיה, על פי שלושה מודלים חלופיים:

$$R_{kt} - R_{ft} = \alpha_1 k + b_k (R_{mt} - R_{ft}) + \tilde{n}_{1kt} \quad \text{מודל אינדקס יחיד (CAPM):}$$

$$R_{kt} - R_{ft} = \alpha_3 k + b_k (R_{mt} - R_{ft}) + c_k \text{SMB}_t + d_k \text{HML}_t + \tilde{n}_{3kt} \quad \text{מודל 3 פקטורים:}$$

$$R_{kt} - R_{ft} = \alpha_4 k + b_k (R_{mt} - R_{ft}) + c_k \text{SMB}_t + d_k \text{HML}_t + e_k \text{WML}_t + \tilde{n}_{4kt} \quad \text{מודל 4 פקטורים:}$$

כאשר R_{kt} היא התשואה של קרן k בחודש t , $\alpha_i k$ היא אומדן התשואה העודפת של קרן k על פי מודל עם i פקטורים, ושאר הסימבולים הם כמקודם.

לוח 6 מתעד את התוצאות. התשואה העודפת הממוצעת לפי מודל ה-CAPM (המכונה גם האלפא

12 הרשות לניירות ערך קובעת אם חל שינוי מהותי במדיניות ההשקעות של קרן הנאמנות. לפי הגדרות הרשות (תקנות השקעה משותפות בנאמנות) שינוי מהותי במדיניות השקעות הוא (באופן כללי) שינוי אשר: (א) יש בו כדי להשפיע באופן מהותי על תנודתיות מחירי היחידה ומחירי הפדיון של יחידות הקרן; או (ב) הוא מחייב או יוצר שינוי באחד או יותר מאלה: (1) הכותרת המאפיינת של הקרן; (2) פרופיל החשיפה של הקרן; (3) שיעור החשיפה האפשרית של הקרן לאיגרות חוב שאינן בדירוג השקעה; או (ג) שינוי אחר, המביא לשינוי מהותי באופייה של הקרן. 13 ייתכן שהמספר הגבוה יחסית של קרנות שעברו שינוי מדיניות השקעות מהותי או נעלמו נובע מהמשבר הכלכלי העולמי והתקופה הקשה של שוקי המניות בעולם שהחלו במחצית השנייה של 2008.

לוח 6: השפעת מודל ארבעת הפקטורים על ניתוח ביצועי קרנות נאמנות

סטטיסטיים המבוססים על 24 קרנות נאמנות מניות-כללי						
קורלציות בין אלפות של			t-סטטיסטי של		ממוצע	
מודל 4	מודל 3	מודל CAPM	חציון אלפא חודשי	ממוצע אלפא חודשי	אלפא חודשי	
פקטורים	פקטורים			$t(\bar{\alpha})$	$(\bar{\alpha})$	
0.894	0.887	1	0.219%	2.55	0.168%	מודל CAPM
0.999	1	0.887	0.006%	-0.50	-0.030%	מודל 3 פקטורים
1	0.999	0.894	0.015%	-0.43	-0.026%	מודל 4 פקטורים

הלוח מציג תוצאות של ניתוח ביצוע של 24 קרנות נאמנות מניות כללי בישראל בתקופה 2008/7-2013/6. הניתוח התבצע באמצעות רגרסיות של שלושה מודלים לתמחור: מודל ה-CAPM, מודל שלושת הפקטורים של Fama-French ומודל ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart.

מעשית, מריצים את הרגרסיות העיתיות הבאות לכל אחת מקרנות הנאמנות: מודל אינדקס יחיד (CAPM):

$$R_{kt} - R_{ft} = \alpha_1 + b_k (R_{mt} - R_{ft}) + \tilde{\epsilon}_{1kt}$$

מודל 3 פקטורים:

$$R_{kt} - R_{ft} = \alpha_3 + b_k (R_{mt} - R_{ft}) + c_k SMB_t + d_k HML_t + \tilde{\epsilon}_{3kt}$$

מודל 4 פקטורים:

$$R_{kt} - R_{ft} = \alpha_4 + b_k (R_{mt} - R_{ft}) + c_k SMB_t + d_k HML_t + e_k WML_t + \tilde{\epsilon}_{4kt}$$

כאשר R_{kt} היא התשואה של קרן k בחודש t, α_i היא אומדן התשואה העודפת (=מדד הביצוע) של קרן k על פי מודל עם i פקטורים, ושאר המשתנים הם כמתואר בלוח 4.

הלוח מדווח את ממוצע וחציון האלפות (α) שנאמדו ל-24 קרנות הנאמנות באמצעות שלושת המודלים הנ"ל, וכן את הקורלציות בין האלפות.

של ג'נסן – ראה Jensen, 1968) חיובית, 0.168% לחודש (2.04% לשנה), ומובהקת סטטיסטית (t סטטיסטי של 2.55). גם החציון של אלפא זו חיובי – 0.219% לחודש. הממצא של תשואה עודפת חיובית של קרנות נאמנות נוגד ממצאים קודמים בספרות. לאוטרבך וברק (2002) ובראל ווואהל (2013) בישראל, ומחקרים שונים בחו"ל כגון Fama and French (2010) (לוח 2 למשל), מוצאים לקרנות הנאמנות תשואה עודפת שלילית בממוצע.¹⁴ הסיבה לשוני בתוצאות כאן היא קרוב לוודאי הטיית ההישרדות. מקובל להניח כי חלק ניכר מהקרנות ששינו את מדיניות השקעתן או פשוט נעלמו הן קרנות בעלות ביצועים נחותים יחסית שחיפשו "התחלה מחדש" או סיימו את חייהן, ולכן צפוי שהשטת הקרנות האלה על ידינו תטה כלפי מעלה את תמונת ביצועי הקרנות שבמדגמנו. מעניין שלמרות הטיית ההישרדות, כאשר בוחנים את הביצועים של 24 קרנות הנאמנות שבמדגם באמצעות מודלים מרובי פקטורים, התשואה העודפת הממוצעת הופכת לשלילית, -0.03% לחודש, הן לפי מודל שלושת הפקטורים והן לפי מודל ארבעת הפקטורים. גם ה-t סטטיסטי של אלפות אלה קרוב לאפס ואיננו משמעותי. בביור, לפי מודל שלושת הפקטורים ומודל ארבעת הפקטורים ל-24 הקרנות שבחננו אין בממוצע כל תשואה עודפת.¹⁵

למרות ההבדלים באלפא הממוצעת, הקורלציות בין האלפות הנאמדות על ידי שלושת המודלים השונים גבוהה ביותר. הקורלציה הנמוכה ביותר בלוח 6 היא 0.887 (בין האלפות של מודל ה-

14 תשואת החסר (האלפא השלילית) הממוצעת המתועדת במחקרים אלו היא בסדר גודל של דמי הניהול שהקרנות גובות. כלומר, התמונה המצטיירת היא שבממוצע ברוטו, לפני דמי ניהול, קרנות הנאמנות משיגות תשואה הוגנת. 15 מעניין שגם Carhart (1997), במחקרו על ביצועי קרנות נאמנות בארה"ב, מצא שהאלפא לפי מודל ארבעת הפקטורים נמוכה מהאלפא לפי מודל ה-CAPM.

CAPM והאלפות של מודל שלושת הפקטורים). ברמות קורלציה אלה, השינויים בין דירוגי הקרנות לפי שלושת המודלים השונים כנראה מוגבלים. במחקרים עתידיים מעניין יהיה לבדוק תוצאה זו ואחרות בלוח 6.

לסיכום, ההבדל באלפא הממוצעת של הקרנות הינו ההבדל העיקרי בין מודל ה-CAPM ומודל ארבעת הפרמטרים. מודל ה-CAPM מעריך לקרנות שבמדגם תשואה עודפת ממוצעת חיובית, בעוד שמודל ארבעת הפרמטרים גורס שהתחשבות נאותה בסיכון של קרנות הנאמנות (דהיינו שימוש בארבעה פקטורי סיכון) מראה שבממוצע אין לקרנות הנאמנות במדגם כל תשואה עודפת. הבדל זה חשוב ביותר, שכן הוא משנה את כל האינטרפרטציה של ביצועי קרנות הנאמנות שבמדגמנו. בבירור, לפחות בנושאים מסוימים, השפעת השימוש במודל ארבעת הפקטורים היא מהותית.

ה. סיכום ומסקנות

ניתוחים שונים במימון (כגון חישוב מחיר ההון לפרויקטים, ניתוח ביצועי קרנות נאמנות ותיקים מנוהלים אחרים, וניתוח השפעת אירועים שונים על ערך מניות) חייבים להעריך את תוחלת התשואה המתאימה לסיכון ההשקעה. ברם, המתודולוגיה השימושית המתקדמת ביותר בנושא – הערכת תוחלת התשואה באמצעות מודל ארבעת הפקטורים של Fama-French-Carhart – טרם נבחנה אמפירית בישראל, וזאת על אף חשיבותה הרבה.

במאמר זה אנו משלימים את פער הידע הנ"ל. אנו אוספים נתונים חודשיים על שערי מניות ת"א 100 ות"א יתר מאגר (192–232 מניות) לשנים 2002–2013, ובוחנים האם גם בישראל תשואות המניות תלויות בגודל החברה, מכפיל ההון והמומנטום של המניות, והאם גם בישראל מודל ארבעת הפקטורים עדיף על מודל האינדקס היחיד (ה-CAPM). מעשית, אנו משחזרים מחקרים שנעשו בחו"ל, כאשר השערתנו היא שהתנהגות המניות בישראל דומה להתנהגות המניות בשוקי חו"ל.

אנו מוצאים כי תשואת המומנטום של המניות ומכפיל ההון של החברות עוזרים להסביר את ההבדלים בין תוחלות התשואה של מניות שונות: מניה של חברת "ערך" (BE/ME גבוהה או מכפיל הון נמוך) מציעה תוחלת תשואה גבוהה יחסית למניות אחרות, ומניה הנמצאת במומנטום (תשואתה בשנה החולפת גבוהה יחסית) מציעה תוחלת תשואה גבוהה יחסית בחודש העוקב. תופעות אלה תועדו גם בשוקי חו"ל, ומעניין שסדר הגודל שלהן בישראל דומה למדווח בחו"ל.

כצעד מקדים להתאמת מודל ארבעת הפקטורים אנו בונים את ארבעת הפקטורים בישראל בשיטות המקובלות במחקרי חו"ל. בתקופת המדגם, לפקטור הראשון, עודף תשואת השוק (תשואת מדד המניות הכללי בניכוי תשואת המק"מ), ממוצע חודשי של 0.59% לערך (7.31% לשנה); לפקטור השני, עודף תשואת מניות קטנות על פני גדולות (פקטור ה-SMB), ממוצע חודשי של 0.40% לערך (אך חציון חודשי של -0.01% בלבד); לפקטור השלישי, עודף תשואת מניות ערך (BE/ME גבוהה) על פני מניות צמיחה (BE/ME נמוך), פקטור ה-HML, ממוצע חודשי של 0.13% בלבד; ולפקטור הרביעי, עודף תשואת מניות עם מומנטום חיובי על פני מניות עם מומנטום שלילי (פקטור WML בקיצור), ממוצע חודשי של 0.58% לערך (7.19% לשנה). במבחנים סטטיסטיים, ממוצע כל אחד מארבעת הפקטורים אינו שונה באופן מובהק מאפס. עם זאת, סדר הגודל של פקטור המומנטום ופקטור השוק בישראל משמעותי מבחינה כלכלית, וכל הפקטורים מתואמים חיובית עם הפקטורים המקבילים בארה"ב.

כאשר אנו אומדים את מודל ארבעת הפקטורים בישראל, אנו מוצאים שלמודל יכולת הסבר

גבוהה של תנודתיות תשואות תיקי המניות במדגמנו (R^2 Adjusted של מעל 0.8). עם זאת, במבחן ייעודי (מבחן ה-GRS) ניתן לדחות את ההשערה שמודל ארבעת הפקטורים מתמחר נכון (מדויק בהערכת תוחלת תשואת התיקים) ברמת מובהקות של 5%. בתיקים מיוחדים המבוססים על המומנטום של המניות, ניתן לדחות את מודל ארבעת הפקטורים בצורה נחרצת אף יותר. ממצאינו אלה דומים לממצאים במחקרים על שוקי חו"ל שבהם, בדרך כלל, מודל ארבעת הפקטורים איננו עובר את משוכת מבחן ה-GRS.

למרות העדויות לעיל, מסקנתנו הכללית לגבי מודל ארבעת הפקטורים היא חיובית. זאת כיוון שמבחינה משלימים שערךנו מגלים שלמודל ארבעת הפקטורים תכונות ויכולות תמחור עדיפות על מודל ה-CAPM. ממצאים דומים התקבלו גם במחקרים בחו"ל, כך שהמסקנה האופרטיבית של מחקר זה היא שמודל ארבעת הפקטורים, אף שאיננו מספק, מהווה התקדמות יחסית למודל ה-CAPM, והוא המודל הטוב ביותר שניתן להציע כיום למניות ישראליות.

מחקרים עתידיים יכולים לבחון את הצלחת מודל ארבעת הפקטורים בתמחור תיקי מניות שונים מאלו שבחנו. מחקרים עתידיים יכולים גם להראות את השפעת יישום מודל ארבעת הפקטורים על ניתוחים פיננסיים שונים (במחקרנו תיעדנו דוגמה בודדת בתחום של ניתוח ביצועי קרנות נאמנות). לבסוף, יש לבחון הוספת פקטורים נוספים למודל, כמו למשל פקטור הנזילות של Pastor and Stambaugh (2003), או שני הפקטורים החדשים של Fama and French (2014). החיפוש אחר מודל תמחור אמין טרם הסתיים.

מקורות

- אונגר מ' (1995), "האם אכן הביטא מתה? בדיקה אמפירית בשוק ההון הישראלי", רבעון לכלכלה 42, 510–521.
- בראל מ' ורואהל א' (2013), "ביצועי קרנות נאמנות בישראל 2003–2008", רבעון לכלכלה 60 (4-1), 41–58.
- לאוטרבך ב' וברק ר' (2002), "קרנות נאמנות בישראל: שיעורי תשואה וסיכון", רבעון לכלכלה 49 (3), 515–533.
- Asness C.S., Moskowitz T.J. and Pedersen L.H. (2013), "Value and Momentum Everywhere", *Journal of Finance* 68(3), 929–985.
- Banz R.W. (1981), "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks", *Journal of Financial Economics* 9(1), 3–18.
- Carhart M.M. (1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance* 52(1), 57–82.
- Chan L.K.C., Hamao Y. and Lakonishok J. (1991), "Fundamentals and Stock Returns in Japan", *Journal of Finance* 46(5), 1739–1764.
- Chui A.C.W., Titman S. and Wei J.K.C. (2010), "Individualism and Momentum Around the World", *Journal of Finance* 65(1), 361–392.
- Fama E.F. and French K.R. (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance* 47(2), 427–465.

- Fama E.F. and French K.R. (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 33(1), 3–56.]
- Fama E.F. and French K.R. (1998), "Value Versus Growth: The International Evidence", *Journal of Finance* 53(6), 1975–1999.
- Fama E.F. and French K.R. (2010), "Luck versus Skill in the Cross Section of Mutual Fund Returns", *Journal of Finance* 65(5), 1915–1947.
- Fama E.F. and French K.R. (2012), "Size, Value, and Momentum in International Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 105(3), 457–472.]
- Fama E.F. and French K.R. (2014), "A Five-Factor Asset Pricing Model", Fama-Miller Working Paper, University of Chicago.
- Fama E.F. and Macbeth J.D. (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy* 81(3), 607–636.
- Gibbons M.R., Ross S.A. and Shanken J. (1989), "A Test of the Efficiency of a Given Portfolio", *Econometrica* 57, 1121–1152.
- Gregory A., Tharyan R. and Christidis A. (2013), "Constructing and Testing Alternative Versions of the Fama–French and Carhart Models in the UK", *Journal of Business Finance & Accounting* 40(1-2), 172–214.]
- Griffin J.M. (2002), "Are the Fama and French Factors Global or Country Specific?", *Review of Financial Studies* 15(3), 783–803.]
- Griffin J.M., Ji X. and Martin S.J. (2003), "Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole", *Journal of Finance* 58(6), 2515–2547.]
- Hou K., Karolyi A.G. and Kho B.C. (2011), "What Factors Drive Global Stock Returns?", *Review of Financial Studies* 24(8), 2527–2574.]
- Jegadeesh N. and Titman S. (1993), "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance* 48(1), 65–91.]
- Jensen M. (1968), "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", *Journal of Finance* 23, 389–416.
- Lakonishok J., Shleifer A. and Vishny R.W. (1994), "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk", *Journal of Finance* 49, 1541–1578.
- Lintner J. (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics* 47(1), 13–37.
- Pastor L. and Stambaugh R.F. (2003), "Liquidity Risk and Expected Stock Returns", *Journal of Political Economy* 111, 642–685.
- Ross S.A. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory* 13(3), 341–360.
- Rouwenhorst G.K. (1998), "International Momentum Strategies", *Journal of Finance* 53(1), 267–284.
- Schwert G.W. (2003), "Anomalies and Market Efficiency", G. Constantinides, M. Harris

- and R. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Part B, Amsterdam, 939–974.
- Sharpe W. (1964), “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk”, *Journal of Finance* 19(3), 425–442.