



החשיפה לחו"ל של החברות הציבוריות הנסחרות בבורסה לניירות ערך בתל אביב¹

שניר אפק* ונדב שטינברג**

סדרת מאמרים לדיון 2016.10

יולי 2016

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

* חטיבת המחקר, שניר אפק – sniryafek@gmail.com, טלפון – 050-3485938

** חטיבת המחקר, נדב שטינברג – nadav.steinberg@boi.org.il, טלפון – 02-6552587

¹ אנו מודים על הערותיהם המועילות של יגאל מנשה, דן גלאי, איתמר כספי, קונסטנטין קוסנקו, בן-ציון שרייבר, לביא שיפנבאוור, יוני סידי ומשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל. תודות לנועה שוקרון על עזרתה באיסוף הנתונים. תודתנו נתונה גם לערן היימר ורן גולדשטיין מחברת "מדרוג" על כך שהסבו את תשומת לבנו לנושא הניצב במוקד המחקר.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

החשיפה לחו"ל של החברות הציבוריות הנסחרות בבורסה לניירות ערך בתל אביב

שניר אפק ונדב שטינברג

תקציר

מחקר זה בוחן את מאפייני החשיפה לחו"ל של החברות הציבוריות הלא-פיננסיות הנסחרות בבורסה לניירות ערך בתל אביב. חברות אלה מפנות לשוק הבין-לאומי יותר ממחצית ממכירותיהן. מאחר שחשיפתן לחו"ל עלולה להוות ערוץ תמסורת שדרכו משברים מחוץ למדינה מחלחלים למשק המקומי, על היבטיו הריאלי והפיננסי, חשוב לחקור אותה במסגרת המאמץ להבין את הקשרים בין סיכונים גלובליים לסיכונים בשוק ההון ובכלכלה המקומיים.

אנו אומדים מודל לתמחור בין-לאומי של נכסים (International Capital Asset Pricing Model, ICAMP) ובמסגרתו מסבירים את תשואת המניה באמצעות (1) פקטור מקומי שמדד ת"א 100 מייצג ו-(2) פקטור עולמי שמדד FTSE All-World מייצג. אנו מוצאים כי שיעור המכירות שהחברות הציבוריות מפנות לחו"ל משפיע באופן חיובי ומובהק על רגישותם של מחירי מניותיהן לפקטור העולמי במודל: ההשפעה של שינויים במדד המניות העולמי על מנייתה של חברה במדד ת"א 100 שכל מכירותיה מופנות לשוק הבין-לאומי גבוהה ב-40% מהשפעתם על מניה של חברה במדד ת"א 100 שכל מכירותיה מופנות לשוק המקומי. ממצאינו מעלים כי משקיעים ישראלים, לרבות המשקיעים המוסדיים, אינם חשופים לשוקי ההון העולמיים רק ישירות, דרך השקעותיהם בנכסים זרים, אלא גם בעקיפין, דרך השקעותיהם בחברות הציבוריות הנסחרות בבורסה המקומית. נתונים מצרפיים מעידים כי חשיפתם המנייתית העקיפה מגדילה בכ-40% את סך חשיפתם המנייתית לחו"ל.

The Foreign Exposure of Public Companies Trading on the Tel Aviv Stock Exchange¹

Snir Afek and Nadav Steinberg

Abstract

This paper examines features of the foreign exposure of publicly held nonfinancial companies that trade on the Tel Aviv Stock Exchange. These companies direct more than half their sales to international markets. As their foreign exposure is liable to serve as a transmission channel through which crises in other countries reach the domestic economy—in both its real and financial aspects—it is important to study it in order to understand the connections between global risks and risks to the domestic capital market and economy.

We estimate an International Capital Asset Pricing Model (ICAMP) and use it to explain equities' return through (1) a domestic factor representing the Tel Aviv 100 Index (TA-100) and (2) a global factor representing the FTSE All-World Index. We find that the share of international sales by a public company has a statistically significant positive effect on the sensitivity of its shares to the global factor in the model: the impact of changes in the global equity index on the share of a TA-100 company that directs all its sales to international markets is 40 percent greater than their effect on a TA-100 company that directs all its sales to the domestic market. Our findings indicate that Israeli investors, including institutional investors, are not only exposed to international markets directly, through their investment in foreign assets, but also indirectly, through their investment in public companies traded on the domestic stock market. Aggregate data show that the indirect equity exposure increases their equity exposure to abroad by about 40 percent.

¹ The authors wish to thank Yigal Menashe, Dan Galai, Itamar Caspi, Konstantin Kosenco, Ben Z. Schreiber, Lavi Schiffenbauer, Yoni Sidi and participants of the Bank of Israel Research Department Seminar for their helpful comments. Thanks to Noa Shukrun for collecting the data. We are also grateful to Eran Heimer and Ron Goldstein from the “Midroog” rating company for bringing to our attention the issue at the focus of this research.

משקיעים בשוק ההון יכולים להשיג חשיפה בין-לאומית ישירה, באמצעות השקעה ישירה בשווקים זרים, או בעקיפין – באמצעות השקעה בנכסים מקומיים המקנים למחזיק בהם זכות לתקבולים מנכסים זרים (כגון קרנות נאמנות ותעודות סל מקומיות המשקיעות בנכסים זרים), או באמצעות השקעה בחברות בעלות חשיפה לחו"ל שנסחרות בשוק המקומי. במחקר זה נתמקד בחברות בעלות חשיפה לחו"ל שנסחרות בבורסה בניירות ערך בתל אביב, ונבחן את חשיפתן הבין-לאומית כתוצאה ממכירותיהן לחו"ל.

ישראל מהווה מקרה מבחן מעניין למחקר בנושא החשיפה לחו"ל. ראשית, המשק הישראלי קטן ופתוח והיצוא מהווה כשליש מהתוצר שלו. שנית, החל משנות התשעים הסירה ישראל חסמים להשקעות של תושבי חוץ בישראל ולהשקעות של תושבי ישראל בחו"ל: כיום תושבי חוץ יכולים להשקיע בחופשיות בחברות הנסחרות בבורסה בתל אביב, ותושבי ישראל יכולים להשקיע בחופשיות בחברות הנסחרות בבורסה בזהה על רווחי ההון שלהם¹. לבסוף, חלק מהחברות הציבוריות בישראל נסחרות במקביל גם בבורסות זרות, והדבר מגביר את השתלבותן של השוק הישראלי בשווקים העולמיים ואת המתאם בין המדדים המקומיים למדדי מניות בעולם. מאידך גיסא – ולהבדיל למשל מאירלנד, מדינה שכמה מחקרים בנושא התמקדו בה – ישראל לא אימצה מדיניות מיסוי ורגולציה קיצונית במטרה למשוך חברות זרות, ולכן מרבית החברות במשק, וחלק הארי של החברות הנסחרות בבורסה בניירות ערך בתל אביב, הן חברות ישראליות. לפיכך תוצאות המחקר עשויות להיות רלוונטיות לקבוצה גדולה של משקיעים קטנים ופתוחים שהחברות הציבוריות בהם נוטות להיות מקומיות באופיין, אבל חלק ניכר ממכירותיהן מופנה לחו"ל. משקיעים קטנים ופתוחים אלה חשופים מאוד להתפתחויות בכלכלה העולמית, בין השאר דרך השפעת ההתפתחויות הללו על התמחור של החברות הציבוריות הנסחרות בבורסה המקומית.

הספרות עוסקת בחשיפה לחו"ל בעיקר בהקשר של חברות רב-לאומיות (Multinational Companies, MNCs), אולם אין בה הגדרה אחידה לישויות אלה, עובדה שמסבירה חלק מהשונויות בתוצאות שהניבו המחקרים בתחום (Aggarwal et al., 2011). בספרות מקובל לטעון שמהבחינה הכלכלית חברות רב-לאומיות נבדלות מחברות מקומיות ביכולתן לנצל ארביטרז', הן בשווקים הריאליים והן בשווקים הפיננסיים, באמצעות ניצול רשת הפעילות הבין-לאומית שלהן, רשת שמתפרסת על פני אזורים שונים מבחינה גיאוגרפית, מטבעית ועסקית (Aabo et al., 2010). במידה ששוקי ההון בעולם אינם שלובים לחלוטין זה בזה, ובפרט בהינתן חסמים על זרמי השקעות פיננסיות, פירמה יכולה לספק למשקיעים בה ערך מוסף באמצעות פיזור בין-לאומי (Errunza and Hughes, Logue and Sweeney, 1975; Agmon and Lessard, 1977). כך, Senbet (1984) טוענים שחברות רב-לאומיות מספקות שירות של פיזור סיכונים שמאפשר לצמצם את אלמנט הסיכון האידיוסיוקרטי באמצעות "השלמה" של השווקים; השקעות ישירות של תאגידים פותרות את בעיית הסגמנטציה במודלים לתמחור בין-לאומי של נכסים (Errunza and Losq, 1982). לפי תפיסה זו, חברות רב-לאומיות משמשות למשקיעים תחליף לשווקים בין-לאומיים – שווקים שאינם מושלמים עקב מגבלות שונות על השקעה ועקב העלויות הישירות והעקיפות הכרוכות בהשקעה בשווקים זרים, כגון העלויות הכרוכות באיסוף אינפורמציה, בהתמודדות עם הבדלים בממשל התאגידי ובסיכונים פוליטיים (דיון בעלויות הללו ובסדרי הגודל

¹ אצל שטיין (2015) אפשר למצוא דיון בשינוי שחל במשך השנים במס רווחי הון על ניירות ערך סחירים בישראל ובהבדלים (הטכניים בעיקרם) בשיטת המיסוי על השקעה בניירות ערך זרים ועל השקעה בניירות ערך שנסחרים בבורסה בתל אביב.

שלהן מופיע אצל: Cooper, Sercu and Vanpee, 2012). מאידך גיסא פעילות בחו"ל חושפת חברות לסיכונים ייחודיים, בכללם סיכון שער החליפין, שינויים במחיריהם של מוצרים ושירותים בחו"ל יחסית למחירים המקומיים, וזעזועים לביקוש ולהיצע בחו"ל². מנקודת המבט של החברות המפנות את עיקר מכירותיהן למדינות זרות, העובדה שהן בוחרות להיסחר בבורסה המקומית עשויה להעיד כי הבורסה המקומית מאפשרת להן להקטין את העלויות הכרוכות במסחר בשווקים זרים, ובפרט לגייס הון בעלות נמוכה יותר³. סוגיה זו רלוונטית במיוחד בעידן המתאפיין בקונסולידציה של בורסות ובהיעלמותם של שוקי הון קטנים.

מדידת הרב-לאומיות של חברה – כלומר מדידת רמתה של הפעילות הבין-לאומית שהיא מקיימת – מציבה שאלה אמפירית מורכבת (Errunza and Senbet, 1984). מדדים שונים לרמת הפעילות הבין-לאומית של חברה יכולים לבטא היבטים שונים של הפעילות – כגון רוחבה (מספר המדינות/האזורים הגיאוגרפיים שהחברה פעילה בהם) ועומקה (החל מפעילות שטחית יחסית, כזו שמסתכמת ביצוא ויבוא, וכלה בהשקעות ישירות, הקמת חברות בת או מיזמים משותפים במדינות השונות, וכיו"ב) – וכל אחד מהם יכול להתבטא בכמה מדדים (Aggarwal et al., 2011). במחקר זה נשתמש בהתפלגות הבין-לאומית של מכירות חברה כמדד לרב-לאומיותה וכאינדיקציה לאזורים הספציפיים שאליהם היא חשופה. ההתפלגות הבין-לאומית של מכירות חברה היא אחת משתי המתודות הנפוצות ביותר בספרות לזיהוי רב-לאומיות (Aggarwal et al., 2011). זאת ועוד, הדוחות הכספיים של החברות הציבוריות מעידים כי ההתפלגות הגיאוגרפית של מכירותיהן היא הנתון השכיח ביותר בדוחות בנוגע להיקף פעילותן הבין-לאומית. מבדיקה מקיפה שערכנו עולה כי הנתונים האחרים על הפעילות הבין-לאומית נפוצים הרבה פחות. לשם בדיקת עמידות נשתמש, נוסף על נתוני המכירות, גם בנתונים הנפוצים פחות על ההתפלגות הגיאוגרפית של הנכסים ארוכי הטווח של החברות (ראו לוח 1 להלן); נכסים אלה עשויים לבטא חשיפה מצד ההיצע, בשעה שהמכירות מייצגות את הביקוש למוצרי החברה. עם זאת אנו מאמינים שמכירות משמעותיות למדינה זרה עשויות ליצור חשיפה להתרחשויות בה גם כאשר חברה אינה מחזיקה במדינה בנכסים משמעותיים, ואילו אחזקת נכסים במדינה כלשהי מבלי שהדבר מתבטא במכירות אליה לה צפויה להערכתנו לייצר תלות פחותה בהתפתחויות הכלכליות בה, אולי להוציא את המקרה של חברות מענף הנדל"ן.

אנו משתמשים בנתונים על חברות לא-פיננסיות שנסחרו בבורסה בתל אביב בשנים 2006–2012 (פאנל בלתי מאוזן) ונכללו במדד ת"א 100 לפחות באחת משנים אלה. מדגם זה מאפשר לנו ללכוד בצורה הטובה ביותר את התפלגותן הממוצעת של המכירות שהחברות הציבוריות הגדולות בישראל מפנות לחו"ל ואת השינויים שחלו במשך הזמן בחשיפתן הגיאוגרפית⁴. במחקר נראה שכפי שניתן לצפות במשק קטן ופתוח, מרבית החברות הציבוריות בישראל מפנות חלק ניכר ממכירותיהן לשווקים זרים. כמו כן נראה כיצד מתפלגות מכירותיהן בין אזורים שונים בעולם ונשווה זאת לנתונים על התפלגות היצוא הישראלי.

מכיוון שהחברות הציבוריות בישראל מפנות לחו"ל היקף משמעותי ממכירותיהן, מתעוררת השאלה אם חשיפתן הריאלית מתבטאת גם בחשיפה פיננסית משמעותית למדדי המניות העולמיים. כדי לבחון שאלה זו נשתמש במודל לתמחור בין-לאומי של נכסים (International

² Amihud, Bartov and Wang (forthcoming) מוצאים כי הסיכון הגלום בפעילות בחו"ל – כאשר זו נמדדת לפי החלק שהמכירות לחו"ל מהוות בכלל המכירות של החברה – מתמוחר הן כמאפיין של החברה והן כפקטור סיכון שיטתי.

³ Froot & Dabora (1999) מציגים ראיות לכך שמחירי מניות מושפעים ממיקום המסחר בהן.

⁴ בתקופת המדגם היוו חברות אלה במוצע כ-87% מסך שווי השוק של מניות החברות הלא-פיננסיות בבורסה לניירות ערך בתל אביב.

Asset Pricing Model). מודלים מסוג זה התפתחו החל בשנות השבעים, והם מתארים את התשואה של מניה באמצעות פקטורים עולמיים ומקומיים. Lessard (1974) הציע להסביר את התשואה על מניה באמצעות מודל בעל שני פקטורים – מקומי ועולמי.⁵ Berrill (2010) הרחיבה מודל זה וכללה פקטור לכל אזור בעולם. אנו אומדים מודל לתמחור נכסים תוך שימוש הן בפקטור מקומי ובפקטור עולמי אחד והן בפקטור מקומי ובפקטור לכל אזור בנפרד. אף שהמשק הישראלי קטן ופתוח, אנו מוצאים שהפקטור העולמי משפיע פחות מהמקומי.

Agmon and Lessard (1977) השתמשו במודל לתמחור בין-לאומי של נכסים כדי לבחון את הקשר בין הפעילות הבין-לאומית הריאלית של חברות לבין חשיפתן הפיננסית לשווקים זרים. הם מצאו כי מניותיהן של חברות שמקיימות פעילות בין-לאומית נרחבת יחסית מושפעות יותר מהפקטור העולמי, ופחות מהפקטור המקומי, מאשר מניותיהן של חברות שפועלות יותר בשוק המקומי. מאחר שמצאנו כי החברות הציבוריות בישראל מפנות לחו"ל חלק ניכר ממכירותיהן אך מדדי המניות בעולם משפיעים על התשואות של מניותיהן רק במידה נמוכה באופן ממוצע, נרצה לבחון אם קיים קשר בין התפלגותן הגיאוגרפית של מכירות החברות לבין רגישות מניותיהן למדדי המניות העולמיים. נראה כי כאשר חברות מפנות חלק ניכר ממכירותיהן לחו"ל, מניותיהן רגישות יותר לשינויים במדד המניות העולמי ואף נוטות להיות מושפעות פחות ממדד המניות המקומי. נראה כי תוצאותינו המרכזיות עמידות בשיטות אמידה שונות והן חזקות יותר במקרה של חברות דואליות. כמו כן נראה כי מבדיקה מצרפית עולה שכאשר מוסיפים לחשיפה המנייתית הישירה לחו"ל את החשיפה המנייתית העקיפה, דרך השקעות בחברות הציבוריות הנסחרות בבורסה בתל אביב ומוכרות לחו"ל, הדבר מגדיל בכ-40% את האומדן לסך החשיפה המנייתית לחו"ל בקרב ציבור המשקיעים בישראל.

המחקר תורם לספרות העוסקת בחברות רב-לאומיות, בפיזור הבין-לאומי הפוטנציאלי שהן מקנות למשקיעים בהן, ובמידת חשיפתן לפקטורים המקומי והעולמי במסגרת מודל לתמחור בין-לאומי של נכסים. זאת ועוד, המחקר אינו בוחן סוגיות אלו רק ביחס לשוק העולמי כולו, אלא גם ביחס לאזורים גיאוגרפיים ספציפיים, ובכל אזור הוא בוחן את החשיפה הריאלית ואומד את החשיפה הפיננסית. בשעה שמרבית המחקרים בתחום התמקדו בחברות הנסחרות בארה"ב, שוק גדול שהיצוא מהווה חלק קטן יחסית מהתוצר שלו (12.6% בשנת 2015), מחקר זה מתמקד בישראל, שוק קטן ופתוח המתאפיין בתנועות הון חופשיות ובאינטגרציה גבוהה עם השווקים הפיננסיים הבין-לאומיים. בהתאם לכך ממצאיו עשויים להיות רלוונטיים למגוון רחב של מדינות בעלות מאפיינים דומים.

המחקר ממשיך כדלקמן: החלק השני מתאר את המדגם המשמש אותנו ומציג סטטיסטיקה תיאורית על התפלגותן הגיאוגרפית של המכירות של החברות הציבוריות בבורסה בתל אביב. בחלק השלישי אנו אומדים את החשיפה הפיננסית של החברות הציבוריות למדדי מניות עולמיים ובוחנים את הקשר בין המקדמים שנאמדו לבין התפלגות המכירות של החברות. החלק הרביעי דן בתוצאות ומסכם.

⁵ הצעות מוקדמות יותר להסבר התשואה של החברות במסגרת מודל לתמחור בין-לאומי של נכסים (ICAPM) כוללות את Agmon (1972) ואת Solnik (1974). בחלק מהמודלים המוקדמים מסביר את התשואה פקטור עולמי ללא פקטור מקומי, אולם חוקרים מצאו כי גם גורמים מקומיים ממלאים תפקיד בהסבר התפתחותן של התשואות (Adler and Solnik, 1974). מאחר שאנו מוצאים במחקר מתאם גבוה בין תשואת המדד המקומי לבין מדד המניות העולמי, נראה שהשימוש באחד הפקטורים בלבד (עולמי או מקומי) עלול להטות כלפי מעלה את המקדם בשל השפעותיו הפוטנציאליות של הפקטור המושמט.

2. הנתונים וסטטיסטיקה תיאורית

2.1. הנתונים

הבורסה הישראלית מתאפיינת בנזילות נמוכה (רשות ניירות ערך, 2014), בעיקר של מניותיהן של החברות הקטנות יחסית, היינו אלה שאינן נכללות במדד המניות הראשי שלה – ת"א 100. לכן בחרנו להתמקד בחברות ישראליות גדולות יחסית, כאלה שנכללו במדד ת"א 100 לפחות בשנה אחת מבין השנים 2006–2012. נוסף לכך, וכמקובל בספרות, אנו מנכים מהמדגם חברות פיננסיות. כתוצאה מכך מתקבלות 130 חברות שעומדות בקריטריונים. אנו עושים שימוש בנתונים על מכירותיהן של החברות הציבוריות בבורסה בתל אביב ועל התפלגותן הגיאוגרפית של המכירות, בנתונים על הנכסים ארוכי הטווח של החברות ועל התפלגותם הגיאוגרפית, בנתונים על תשואות האחזקה במניותיהן של החברות, ובנתונים על התשואות של מדדי מניות כלל-עולמיים ומדדי מניות לאזורים גיאוגרפיים שונים. הנתונים על ההתפלגות הגיאוגרפית של הנכסים הם נתוני פאנל לשנים 2006–2012, ואילו הנתונים על ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות נחלקים לנתוני חתך לשנת 2012 ולנתוני פאנל לשנים 2006–2012. נתוני החתך לשנת 2012 מקיפים יותר, ונשתמש בהם כדי להציג את תמונת המצב המעודכנת. נתוני הפאנל לשנים 2006–2012 מעט פחות מקיפים מבחינת מספר החברות בכל שנה, אך הם מאפשרים לנו לנתח על פני זמן את התפתחות התפלגותם הגיאוגרפית של המכירות והנכסים ארוכי הטווח של החברות הישראליות. זאת ועוד, אם חלק מהתצפיות בשנת 2012 אינן מייצגות את הפעילות הרגילה של החברות, נתונים אלה מייצגים אותה במידה רבה יותר.

2.1.1. נתוני החתך על התפלגותן הגיאוגרפית של המכירות

נתוני החתך לשנת 2012 כוללים נתונים על מכירותיהן של 110 חברות שהיו רשומות למסחר בבורסת תל אביב בשנת 2012 ופרסמו דוחות כספיים לאותה שנה. כמו כן הם כוללים נתונים על התפלגותן הגיאוגרפית של המכירות. כדי לאסוף את הנתונים בדקנו באופן ידני את כל הדוחות הכספיים השנתיים שהחברות הציבוריות פרסמו בשנת 2012 ושייכנו את נתוני המכירות לשישה אזורים גיאוגרפיים: ישראל, אמריקה הצפונית, אמריקה הלטינית, אירופה, אפריקה, ואסיה ואוקיאניה. ניפנו מהמדגם חברות ללא נתון מספרי או מילולי על ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות. כתוצאה מכך נותרו עם 106 חברות שנתונייהן מאפשרים לנו להבחין בין המכירות לשוק הישראלי למכירות לחו"ל, ועם 103 חברות שנתונייהן מאפשרים לנו לזהות את התפלגות המכירות לפי אזורים.

2.1.2. נתוני הפאנל על ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות והנכסים לטווח ארוך

נתוני הפאנל על ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות והנכסים לטווח ארוך מבוססים על הנתונים הזמינים במערכת "בלומברג" לגבי החברות שנשחרו בבורסה לניירות ערך בתל אביב בשנים 2006–2012.⁶ ב-2012, השנה האחרונה במדגם שלנו, קיימים במערכת נתונים כלשהם לגבי ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות של 101 חברות, ולגבי ההתפלגות הגיאוגרפית של הנכסים לטווח ארוך קיימים נתונים על 26 חברות, וזאת מתוך 115 חברות שפרסמו דוחות כספיים בשנה זו. לוח 1 מציג את

⁶ לפני שנת 2006 מדגם החברות ממערכת "בלומברג" אינו גדול דיו.

התפתחות מספר החברות שלגביהן קיימים במערכת נתוני מכירות ונתונים על הנכסים לטווח ארוך במשך תקופת המדגם. בדיקתנו המרכזית תתייחס לכל חברה ותתמקד בהתפלגות של מכירותיה הממוצעות לכל אזור במשך תקופת המדגם. ניפינו מהמדגם חברות שלגביהן אין ב"בלומברג" פירוט מספק של ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות לאורך תקופת המדגם. כתוצאה מכך נותרנו עם 119 חברות שנתוניהן מאפשרים לנו להבחין בין מכירות לשוק הישראלי למכירות לחו"ל, ועם 85 חברות שנתוניהן מאפשרים לנו לזהות את התפלגות המכירות לפי אזורים.

לוח 1: מספר החברות שלגביהן קיימים ב"בלומברג" נתונים על המכירות ועל הנכסים לטווח ארוך בכל שנה, ומספר החברות המדווחות בכל שנה (חברות לא-פיננסיות שנכללו במדד ת"א 100 באחת מהשנים שבין 2006 ל-2012)

מספר החברות שמניותיהן נסחרו בבורסת ת"א	מספר החברות ש"בלומברג" מספקת לגביהן נתונים על הנכסים לטווח ארוך	מספר החברות ש"בלומברג" מספקת לגביהן נתונים על המכירות	השנה
122	18	88	2006
123	29	115	2007
123	26	104	2008
124	29	110	2009
126	27	107	2010
120	26	106	2011
115	26	101	2012 ²

2.1.3 נתוני התשואות

אספנו לכל החברות במדגם את מחיר סוף היום המותאם לדיווידנדים ולהטבות, וזאת לכל יום מסחר בתקופה המשתרעת מתחילת ינואר 2006 ועד סוף דצמבר 2012. המרנו את המחירים לדולרים, וחישבנו את התשואה החודשית הדולרית הכוללת לכל מניה על בסיס יום המסחר האחרון בכל חודש.

נוסף לכך אספנו נתונים יומיים על מדד המניות העולמי FTSE All-World (להלן FTSE World) זהו מדד שחברת המדדים FTSE מחשבת מדי יום, והוא מבוסס על שווי השוק ומייצג את ביצועי מניות ה-mid-cap וה-large-cap בשווקים המפותחים והמתפתחים. המדד מכסה מעל 90% משווי השוק של המניות הזמינות להשקעה בעולם. כדי לוודא כי התוצאות שיוצגו להלן אינן נובעות מהבחירה במדד עולמי ספציפי זה ביצענו את כל הבדיקות גם על בסיס MSCI World, מדד שמחשבת חברת המדדים MSCI, וקיבלנו תוצאות זהות מבחינה איכותנית ותוצאות כמעט זהות מבחינה כמותנית (המתאם בין שני המדדים עומד על 99.8%

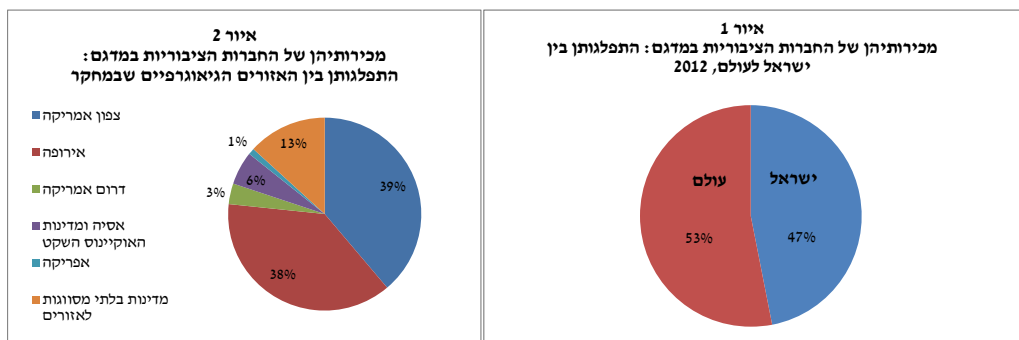
והוא יציב לאורך זמן). כמו כן אספנו נתונים יומיים על מדדי FTSE לאזורים הגיאוגרפיים השונים – מדד אחד לכל אחד מהאזורים הגיאוגרפיים שבחרנו.⁷

2.2 סטטיסטיקה תיאורית של ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות

בחלק זה נתייחס לחברות שבמדגם – החברות הציבוריות הלא-פיננסיות בבורסת תל אביב שנכללו במדד ת"א 100 לפחות פעם אחת בשנים 2006–2012 – ונציג את ההתפלגות הגיאוגרפית של מכירותיהן בחתכים שונים ואת התפתחותה לאורך זמן.

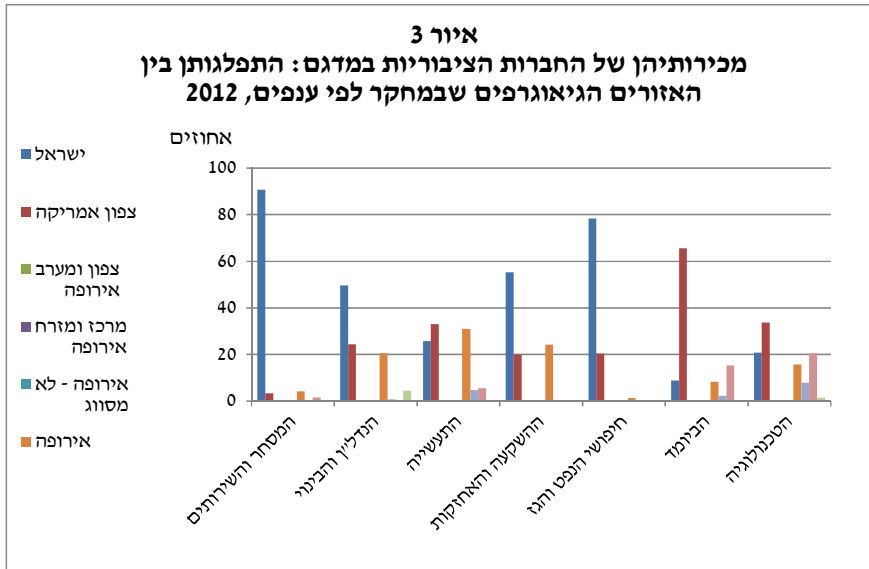
2.2.1 ההתפלגות הגיאוגרפית של מכירות החברות בשנת 2012

איור 1 מציג את סך המכירות של החברות במדגם לפי התפלגותן בין ישראל לעולם. איור 2 מציג את המכירות בעולם לפי התפלגותן בין האזורים הגיאוגרפיים שבחרנו, על יסוד הדוחות הכספיים של החברות לשנת 2012.⁸



איור 3 מציג את סך המכירות של החברות בשנת 2012 לפי התפלגותן לאזורים ולכל אחד מהענפים במגזר העסקי הלא-פיננסי⁹. ניתן לראות ממנו כי החברות מענפי התעשייה, הביומד והטכנולוגיה מפנות את מכירותיהן לחו"ל יותר מחברות מענפים אחרים, והחברות משאר הענפים מפנות את עיקר המכירות לישראל.

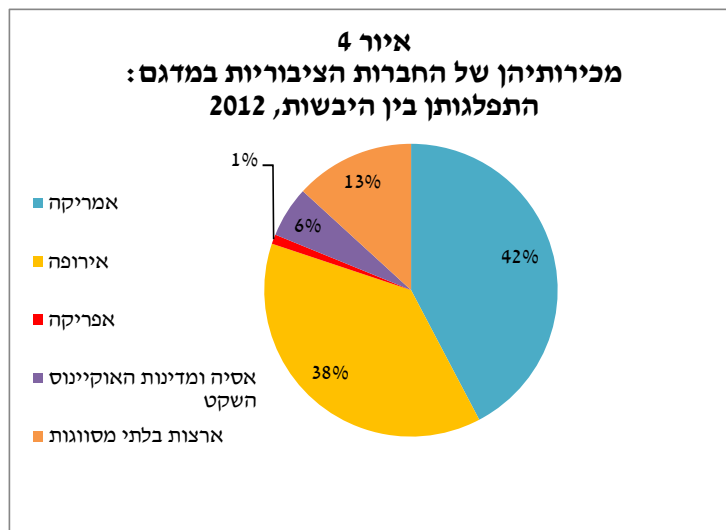
⁷ לגבי אפריקה לא מצאנו ב"בלומברג" נתוני תשואות היסטוריים למדד FTSE/JSE All Africa, אך מצאנו נתוני תשואות למדד FTSE לדרום אפריקה ולמדד FTSE לאפריקה ללא דרום אפריקה. שילבנו את המדדים האלה לפי משקלה של דרום אפריקה במדד FTSE/JSE All Africa (38.89%) וכך יצרנו מדד משוקלל לאפריקה.
⁸ זוהי כאמור ההתפלגות המתקבלת מנתוני החברות שדיווחו על ההתפלגות הגיאוגרפית של מכירותיהן, והיא דומה להתפלגות המתקבלת מנתוני החברות שלגביהן קיים מידע רלוונטי במערכת "בלומברג" לשנת 2012.
⁹ הסיווג לענפים מבוסס על סיווג הבורסה לניירות ערך בתל אביב וייתכן שיש הבדל בינו לבין סיווג הלמ"ס ולבין הסיווג הבין-לאומי של החברות.
¹⁰ ראוי לציין כי ההתפלגות המכירות של החברות המסווגות כחברות אחזקה (ענף השקעה ואחזקות) דומה להתפלגות החברות בכלל המדגם, והדבר מצמצם את החשש ש"הספירה הכפולה" של חברות הבת בחברות אלה (עקב איחודן בדוחות הכספיים של חברות האחזקה) תטה את ההתפלגות המכירות.

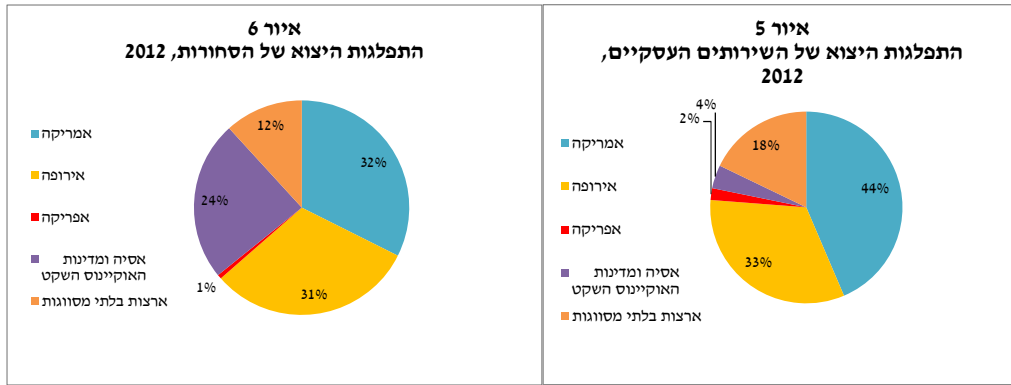


2.2.2. התפלגותן הגיאוגרפית של המכירות של החברות הציבוריות בבורסה בתל אביב

בהשוואה להתפלגותו הגיאוגרפית של היצוא הישראלי

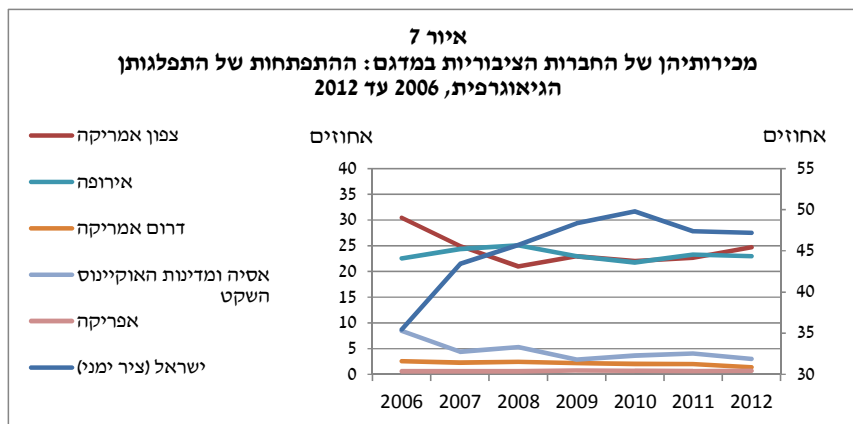
מעניין להשוות בין התפלגות המכירות לחו"ל של החברות הציבוריות שבמדגם לבין התפלגות המכירות לחו"ל של כלל החברות בישראל. איור 4 מציג את התפלגות סך היצוא של החברות במדגם לפי יבשות; איורים 5 ו-6 מציגים, בהתאמה, את התפלגות היצוא של השירותים העסקיים ושל הסחורות לפי יבשות, על יסוד נתוני הלמ"ס. ניתן לראות כי התפלגות המכירות של החברות הציבוריות הגדולות בישראל דומה הרבה יותר להתפלגות המכירות של יצואניות השירותים העסקיים מאשר לזו של יצואניות הסחורות. הדמיון נובע מכך שקרוב ל-89% מהחברות הציבוריות במדגם משתייכות לענפי השירותים העסקיים לפי הגדרת הלמ"ס. בהשוואה להתפלגות המכירות של החברות הציבוריות, יצואניות הסחורות מוכרות הרבה יותר לאסיה ופחות לצפון אמריקה.





2.2.3. ההתפתחות הגיאוגרפית של מכירות החברות בשנים 2006—2012¹¹

שיעור המכירות שהחברות במדגם הפנו לעולם בשנים 2006—2012 עמד בממוצע על 53.6%. איור 7 מציג את התפתחות סך המכירות לכל אחד מששת האזורים הגיאוגרפיים כשיעור מסך המכירות של החברות במדגם. ניתן לראות כי שיעור המכירות שהחברות הציבוריות הגדולות מפנות לישראל עלה בין 2006 ל-2010, על חשבון המכירות לעולם, אולם בשנים הבאות ירד השיעור ובמקביל גדלו המכירות למדינות המפותחות. שיעור המכירות למדינות המתפתחות נמוך באופן יחסי ובשנים האחרונות הוא נותר יציב למדי. בתחילתה של תקופת המדגם ירד שיעור המכירות לאזור אסיה ומדינות האוקיינוס השקט (פסיפיק), ובשנים האחרונות הן התייצבו ברמה נמוכה יחסית.



2.3. תשואות המניות בבורסה בתל אביב ותשואותיהם של מדדי המניות בישראל ובעולם

לוח 11 בנספח מציג סטטיסטיקה תיאורית של התשואות החודשיות הממוצעות (ממוצע פשוט, במונחי דולרים) על המניות הנסחרות בבורסה בתל אביב, לפי שנים. הלוח מתייחס הן לכלל החברות שנסחרו בבורסת תל אביב בין 2006 ל-2012 והן למדגם שלנו (זה כולל בזכור את כל החברות הלא-פיננסיות שנכללו במדד ת"א 100 לפחות פעם אחת

¹¹ הנתונים בסעיף זה ובאמידות שבפרקים הבאים מבוססים על ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות של החברות הציבוריות שיש עליהן נתונים זמינים במערכת "בלומברג".

בתקופת המדגם ואשר לגביהן יש לנו נתונים על ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות בשנים אלה)¹².

לוח 2 בנספח מציג סטטיסטיקה תיאורית של התשואות החודשיות, במונחי דולרים, של מדד ת"א 100, מדד FTSE World ומדדי FTSE לחמשת האזורים שבחרנו. מהלוח עולה כי במשך כל תקופת המדגם השיג המדד לאמריקה הלטינית את התשואה הממוצעת הגבוהה ביותר, ואילו המדד לאפריקה השיג את התשואה החציונית הגבוהה ביותר. מדד ת"א 100 הניב בתקופה זו תשואה ממוצעת גבוהה משל המדד העולמי, אך התשואה החציונית שלו הייתה נמוכה מעט מזו של המדד העולמי.

לוח 3 בנספח מציג את המתאמים הממוצעים בין תשואותיהן של החברות במדגם שמוכרות לאזור מסוים לבין תשואות המדד האזורי המייצג אזור זה ולבין תשואות מדד ת"א 100 בשנים 2006—2012, וזאת על יסוד ההתפלגות הגיאוגרפית של מכירותיהן של החברות הציבוריות. הלוח מציג את המתאמים הממוצעים גם לפי חלוקה לתת-קבוצות על פי שיעור המכירות של חברה לאזור. נוסף לכך, ולשם השוואה, הלוח מציג בעמודה הראשונה את המתאם של מדד ת"א 100 עם המדדים האזוריים.

מלוח 3 עולה כי בניגוד לאינטואיציה הראשונית, שיעור מכירות גבוה לאזור מסוים אינו מתבטא במתאמים גבוהים עם המדד של אותו אזור. לעתים דווקא מניותיהן של החברות בעלות שיעור המכירות הגבוה ביותר באזור מציגות את המתאמים הנמוכים ביותר עם המדד האזורי. ממצא זה נובע ככל הנראה מבעיה של משתנה מושמט – בניגוד למשוואה (1) שנאמוד בהמשך, בדיקה פשוטה של המתאם בין תשואת מדד זר לתשואת מניה מקומית אינה מתחשבת בהשפעה של תשואת המדד המקומי. כתוצאה מכך ניתן לראות במתאם אומד מוטה להשפעה של תשואת המדד הזר על תשואת המניה המקומית. כיוון ההטיה אינו ברור מאחר שכאשר חברות מגדילות את שיעור המכירות לעולם, הדבר מוליך לשתי השפעות מנוגדות: מחד גיסא הדבר מגדיל את המתאם הישיר בין תשואת המדד העולמי לתשואת המניה. מאידך גיסא הוא מקטין את המתאם בין תשואת המניה לתשואה של מדד ת"א 100, ומדד ת"א 100 – כפי שניתן לראות מהעמודה הראשונה בלוח – מציג מתאמים גבוהים עם המדדים העולמיים (0.85 עם מדד FTSE World)¹³. בפרק הבא נאמוד כיצד מדדי המניות העולמיים משפיעים על תשואות החברות מעל ומעבר להשפעתו של מדד ת"א 100.

¹² מבחן Jarque-Bera לכל אחת מהמניות בנפרד מעלה כי לגבי 74% מהחברות במדגם ניתן לדחות את ההשערה שהתשואות מתפלגות נורמלית ברמת מובהקות של 5%. מבחן Augmented Dickey-Fuller מראה כי ניתן לדחות את ההשערה בדבר קיומו של שורש היחידה לגבי 99% מהחברות במדגם ברמת מובהקות של 5%. זאת ועוד, סדרה של מבחנים לסטציונריות בפאנל (Maddala and Wu (2003); Im, Pesaran and Shin (2002); Lin and Chu (2002); Choi (2001); (1999)) מעידה כי ניתן לדחות את ההשערה בדבר קיומו של שורש היחידה בנתוני התשואות בכל רמת מובהקות מקובלת. מבחנים אלה תומכים בשימוש באקונומטריקה סטנדרטית של סדרות עתיות – הגישה שבה נשתמש בהמשך לניתוח הנתונים.

¹³ נתון זה מעורר שאלה שאינה ניצבת במוקד המחקר – היינו מדוע המתאמים בין מדד ת"א 100 למדדים האזוריים גבוהים מהמתאמים בין תשואות המניות של החברות שמוכרות לאותו אזור לבין המדדים האזוריים. הסבר אפשרי לתופעה זו נעוץ בכך שההרכב הענפי של מדד ת"א 100 דומה להרכב הענפי של המדדים העולמיים יותר מהתפלגות ההרכב הענפי של החברות שמוכרות לעולם. לשם בדיקה מקדמית של אפשרות זו חישבנו את ההפרשים בין ההרכב הענפי של המדדים העולמיים לבין ההרכב הענפי של החברות המוכרות לאותם אזורים ולבין ההרכב הענפי של מדד ת"א 100 (באמצעות חישוב סכום ריבועי הסטיות בין שיעורו של כל ענף במדדים העולמיים ושיעורו בקרב החברות המוכרות לאזור/ מדד ת"א 100). גילינו כי בין מדד ת"א 100 למדדים העולמיים אין דמיון רב יותר מאשר הדמיון הקיים בין החברות המוכרות לאזור למדדים העולמיים. יחד עם זאת, גם במדדים העולמיים וגם במדד ת"א 100 יש משקל נכבד לחברות פיננסיות, וייתכן כי מאפייני התשואה שלהן נוטים להיות הומוגניים יותר במדינות השונות. אנו מותירים שאלה זו למחקר עתידי.

3. החשיפה הפיננסית של החברות לעולם

3.1. אמידה של מודל לתמחור בין-לאומי של נכסים

בפרק הקודם הראינו כי חלק ניכר מפעילותן של החברות הציבוריות בישראל ממוקד בשווקים זרים, כפי שניתן לצפות מהחברות הגדולות במשק קטן ופתוח. לכן נרצה לבחון באיזו מידה מניותיהן מושפעות מההתפתחויות בשווקים הפיננסיים בחו"ל ובאיזו מידה הן מושפעות מההתפתחויות בשוק המקומי. כמו כן נרצה לבחון אם המניות של החברות מושפעות באופן ספציפי מהשווקים הפיננסיים באזורים שבהם הן פועלות.

נשתמש במודל בסיסי מהסוג שהציע Lessard (1974) הממדל את התשואה של מניה כמשתנה שמסבירים אותו פקטור מקומי ופקטור עולמי¹⁴:

$$(1) R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i F_{w,t} + \gamma_i F_{L,t} + \varepsilon_{i,t}$$

כאשר $R_{i,t}$ מייצג את תשואת המניה i בחודש t , $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ הם פרמטרים קבועים למניה i , $F_{w,t}$ מייצג את הפקטור העולמי בתקופה t , $F_{L,t}$ מייצג את הפקטור המקומי בתקופה t , ו- $\varepsilon_{i,t}$ הוא גורם טעות שמתפלג נורמלית עם תוחלת אפס.

בדומה ל-Agmon and Lessard (1977) אנו אומדים את משוואה (1) לעיל לכל החברות במדגם, ובוחנים את ההשערה ש- β_i ו- γ_i מושפעים, בהתאמה, לחיוב ולשלילה משיעור המכירות של החברה מחוץ לישראל. אנו אומדים את משוואה (1) על בסיס נתוני התשואות הדולריות החודשיות שכל חברה במדגם הניבה ב-2006—2012. אנו מנפים מהאמידה חברות שיש להן פחות מ-30 תצפיות חודשיות בתקופה הרלוונטית. כפרוקסי למדד העולמי אנו משתמשים בתשואה החודשית הדולרית של מדד FTSE World. כפרוקסי למדד המקומי אנו משתמשים בתשואה החודשית הדולרית של מדד ת"א 100. אנו אומדים את המשוואה בשיטת הריבועים הפחותים (OLS, Ordinary Least Squares) עם התאמה להטרוסקדסטיות ומתאים סדרתי בשאריות (Newey and West, 1987). לוח 2 להלן מציג את תוצאות האמידה. מלוח 2 עולה כי התשואה של המניות בבורסה בתל אביב מושפעת מהמדד המקומי הרבה יותר מאשר מהמדד העולמי. זאת ועוד, מהאמידה עולה כי מדד ת"א 100 משפיע לחיוב באופן מובהק, ברמת מובהקות של 5%, על 85.7% מהחברות שנבחנו; מדד FTSE World לעומתו משפיע לחיוב באופן מובהק רק על 8% מהחברות. כמו כן ניתן לראות מהלוח כי כאשר חברות אינן מוכרות לעולם החציון של מקדם הפקטור העולמי עומד על -0.28, וכאשר חברות מוכרות לעולם הנתון יורד משמעותית, ל-0.07-. כאשר חברות מפנות לעולם מעל 50% ממכירותיהן החציון של מקדם הפקטור העולמי חיובי ועומד על 0.06, וכאשר חברות מפנות לעולם 75% ממכירותיהן (49 חברות) הנתון עומד על 0.12. כלומר ככל שחותכים את המדגם בשיעור גבוה יותר של מכירות לעולם, החציון של מקדם הפקטור העולמי גבוה יותר מהנתונים המקבילים לגבי החברות בכלל המדגם, והוא עולה עם עלייה בחלקן של המכירות לעולם. החציון של מקדמי הפקטור המקומי, לעומת זאת, יורד עם העלייה בשיעור המכירות לעולם.

¹⁴ קיימים גם מודלים שכוללים יותר מפקטור מקומי אחד ו/או יותר מפקטור עולמי אחד על בסיס גורמי סיכון שונים כגון אלה שזיהו Fama and French (1993); ר' לדוגמה (1998) Fama and French, (2002) Griffin. במחקר זה נתמקד במודל הבסיסי, הכולל פקטור מקומי אחד ופקטור עולמי אחד/פקטורים עולמיים על יסוד האזורים השונים. בבדיקות העמידות שנערוך בהמשך נתייחס גם לאלטרנטיבה המבוססת על הפקטורים שזיהו Fama and French (1993).

לוח 2: הקשר בין התשואות העולמיות והמקומיות לתשואות שהשיגו בבורסה בתל אביב מנייתיהן של החברות הלא-פיננסיות שנכללו במדד ת"א 100 לפחות פעם אחת בין 2006 ל-2012

חברות שאינן מוכרות לעולם		חברות שמוכרות לעולם		כלל המדגם		
ת"א 100	FTSE World	ת"א 100	FTSE World	ת"א 100	FTSE World	
28	28	84	84	112	112	מספר התצפיות
1.14	-0.21	1.25	-0.08	1.23	-0.11	ממוצע המקדמים
1.14	-0.28	1.20	-0.07	1.18	-0.09	חציון המקדמים
0.42	0.44	0.72	0.68	0.66	0.61	סטיית התקן של המקדמים

חברות שמפנות לעולם מעל 75% ממכירותיהן		חברות שמפנות לעולם מעל 50% ממכירותיהן		חברות שמפנות לעולם מעל 25% ממכירותיהן		
ת"א 100	FTSE World	ת"א 100	FTSE World	ת"א 100	FTSE World	
49	49	59	59	74	74	מספר התצפיות
1.01	0.16	1.17	0.01	1.23	-0.05	ממוצע המקדמים
0.88	0.12	1.05	0.06	1.19	-0.01	חציון המקדמים
0.69	0.67	0.76	0.75	0.73	0.70	סטיית התקן של המקדמים

הממצאים בלוח 2 מתיישבים עם המחקרים הבין-לאומיים המעידים כי התשואה של מניה נקבעת בעיקר על ידי השוק שבה היא נסחרת ולא על ידי השווקים שבהם היא פועלת (Chan, Hameed and Lau, 2003). עם זאת, הרמה הממוצעת של מקדם הפקטור העולמי נמוכה מהרמה הממוצעת שנמצאה באירלנד (Berrill, 2010) ונמוכה משמעותית מהרמה הממוצעת בארה"ב – 0.21 בכלל החברות (Cai and Warnock, 2012). כמו כן, אנו מצאנו לפקטור המקומי השפעה חזקה מזו שמצאו מחקרים אלו. בחלק הבא נבחן אם ההשפעה של הפקטורים המקומי והעולמי על תשואות המניות קשורה לפעילותן הבין-לאומית של החברות: האם חברות שמפנות חלק גדול יותר ממכירותיהן לחו"ל מגלות רגישות גבוהה יותר להתפתחויות בשוק המניות העולמי.

3.2. ההשפעה של התפלגות המכירות על רגישות התשואות לפקטורים המקומי והעולמי

כדי לבחון אם פעילות בחו"ל משפיעה על הרגישות של התשואות לפקטורים העולמי והמקומי אנו משתמשים באמידה דו-שלבית. את השלב הראשון הצגנו לעיל – אמדנו במסגרת סדרות עתיות (time series) את השפעותיהם של הפקטורים העולמי והמקומי על כל מניה בנפרד. את השלב השני נציג להלן – נאמוד במסגרת חתך רוחב (cross section) כיצד שיעור המכירות שכל חברה מפנה למדינות זרות משפיע על המקדמים שנאמדו בשלב הראשון. לשם כך אנו אומדים בשלב השני שתי משוואות נפרדות:

$$(2a) \hat{\beta}_i = a + bIS_i + u_i$$

$$(2b) \hat{\gamma}_i = a' + b'_i IS_i + u'_i$$

כאשר $\hat{\beta}_i$ מציין את המקדם של הפקטור העולמי שנאמד לחברה i בשלב הראשון, $\hat{\gamma}_i$ מציין את המקדם של הפקטור המקומי שנאמד לחברה i בשלב הראשון, IS_i מציין את שיעור המכירות לעולם מתוך סך המכירות של חברה i , a ו- a' הם קבועים, ו- u_i ו- u'_i הם גורמי טעות שמתפלגים נורמלית עם תוחלת אפס. את השיטה הדו-שלבית הזו לאמידת ההשפעה של הפעילות בחו"ל על רגישות המניות לפקטורים המקומי והעולמי הציעו כבר (1977) Agmon and Lessard, והם אומדים גם את השלב השני באמצעות OLS. הם מציינים אמנם שהמקדמים מהשלב הראשון נאמדים עם טעות, אולם טוענים בצדק כי במידה שטעות זו אינה מתואמת עם שיעור המכירות לחו"ל, היא לא תטה את המקדמים הנאמדים בשלב השני אף כי תשפיע על המובהקות. כדי להתמודד עם סוגיה זו Cai and Warnock (2012) אומדים משוואה דומה ל-(2a), אך משתמשים באומדן ריבועים פחותים משוקלל (Weighted Least Squares, WLS) שמשקלותיו הפוכים לסטיית התקן של $\hat{\beta}_i$. השימוש ב-WLS בשלב השני מאפשר להתחשב בכך שהמשתנה המוסבר עצמו נאמד עם טעות בשלב הראשון של האמידה. אנו עורכים תיקון נוסף ומשתמשים בשלב הראשון בשיטת Newey-West. כתוצאה מכך המשקלות שלנו מתבססים על סטיות תקן שמותאמות להטרוסקדסטיות ומתאם סדרתי בשאריות. היעדר ההתאמה באמידת השאריות אינו מוביל להטיה במקדמים שנאמדו בשלב הראשון, אולם הוא עלול להוביל להטיה במשקלות המשמשים בשלב השני וכך לטעות בבחינת ההשערה. לוח 4 להלן מציג את תוצאות האמידה של משוואות השלב השני בשתי השיטות שנידונו לעיל – אומדן OLS ואומדן WLS שמשקלותיו מבוססים על ההופכי של סטיית התקן של המקדם (העולמי או המקומי, לפי העניין) משלב האמידה הראשון, להלן WLS-beta. פאנל א' מציג את התוצאות לגבי הפקטור העולמי (משוואה 2a) ופאנל ב' – את התוצאות לגבי הפקטור המקומי (משוואה 2b).

לוח 3: הקשר בין שיעור המכירות לחו"ל לחשיפה לפקטורים העולמי והמקומי

פאנל א': הפקטור העולמי		
WLS-beta	OLS	
112	112	מספר התצפיות
0.38	0.40	coef IS
0.0%	0.6%	p-value IS
10.3%	5.7%	Adjusted R²
פאנל ב': הפקטור המקומי		
WLS-beta	OLS	
112	112	מספר התצפיות
-0.22	-0.21	coef IS
8.8%	17.3%	p-value IS
1.7%	0.8%	Adjusted R²

התוצאה המרכזית בלוח 3 היא שההשפעה של תשואת המדד העולמי על תשואות המניות בבורסה בתל אביב גבוהה יותר באופן מובהק בקרב חברות שמפנות לחו"ל חלק ניכר יותר ממכירותיהן. המקדם עומד

על כ-0.4 בספציפיקציות השונות, כלומר אם חברה נסחרת בבורסה בתל אביב ומפנה לחו"ל את כל מכירותיה, היא צפויה להיות רגישה להתפתחויות בשווקים העולמיים פי 1.4 מחברה שמפנה את כל מכירותיה לשוק המקומי בישראל. בשעה שלשיעור המכירות לעולם יש השפעה מובהקת על המקדם של הפקטור העולמי, לשיעור המכירות לעולם יש – כצפוי – השפעה שלילית על המקדם של הפקטור המקומי, אך המקדם אינו מובהק סטטיסטית ברמת מובהקות של 5%.

אנו מוצאים כי שיעור המכירות לעולם משפיע על הפקטור העולמי במידה נמוכה מזו שמוצאים Cai and Warnock (2012) ובמידה גבוהה מזו שמוצאים Agmon and Lessard (1977). אשר לפקטור המקומי, Cai and Agmon and Lessard (1977) מוצאים כי שיעור המכירות לעולם משפיע עליו באופן מובהק ואילו Cai and Warnock (2012) אינם בוחנים את ההשפעה עליו משום שלא זיהו רמזים להשפעה כזו בבדיקה מקדימה. עד כה הצגנו תוצאות על בסיס היקף המכירות הממוצע שכל חברה מפנה לחו"ל בכל תקופת המדגם (2006 ל-2012). אולם יש לזכור כי תקופת המדגם שלנו כוללת את 2008, השנה שבסופה הגיע המשבר העולמי לשיא, ובסביבות המשבר התאפיינה הכלכלה העולמית בהטרוגניות רבה. כדי לבחון אם במשך הזמן חל שינוי בקשר בין ההתפלגות הגיאוגרפית של מכירות חברה לבין רגישות מנייתה לפקטורים העולמי והמקומי, ובפרט כדי לבחון אם התוצאות שהצגנו רגישות לשינויים שחלו בכלכלה סביב המשבר הפיננסי העולמי, חזרנו על השלב השני של האמידה בנפרד לגבי שלוש תת-תקופות: 2006—2007 (לפני המשבר), 2008—2009 (שיא המשבר), ו-2010—2012 (לאחר שיא המשבר). לוח 4 מציג את תוצאותיה של אמידת ה-OLS לכל אחת מתת-התקופות.

לוח 4: הקשר בין שיעור המכירות לחו"ל לבין החשיפה לפקטורים העולמי והמקומי בתקופות מדגם שונות

פאנל א': הפקטור העולמי				
2012—2010	2009—2008	2007—2006	2012—2006 ללא השנים 2009—2008	
110	105	99	117	מספר התצפיות
0.46	-0.03	1.27	0.69	coef IS
0.7%	90.6%	0.0%	0.0%	p-value IS
5.8%	0.0%	16.0%	13.5%	Adjusted R ²
פאנל ב': הפקטור המקומי				
2012—2010	2009—2008	2007—2006	2012—2006 ללא השנים 2009—2008	
110	105	99	117	מספר התצפיות
-0.45	0.19	-0.58	-0.57	coef IS
1.2%	44.8%	0.0%	0.0%	p-value IS
4.9%	0.0%	11.5%	10.4%	Adjusted R ²

הלוח מעלה כי בשנות השיא של המשבר הפיננסי אין לשיעור המכירות לעולם השפעה מובהקת על רגישותן של תשואות המניות לפקטורים העולמי והמקומי. בשנים שלפני המשבר ולאחריו, לעומת זאת, יש לשיעור המכירות השפעה חיובית מובהקת מאוד ורמת המקדם גבוהה מאוד בשנים שלפני המשבר. בדומה לכך,

בשנות המשבר רגישות המניות לפקטור המקומי אינה מושפעת משיעור המכירות לעולם, ואילו בשנים שלפניו ואחריו היא מושפעת באופן שלילי ומובהק. לנוכח התוצאות חזרנו על השלב השני לשנים 2006—2012 ללא שנות השיא של המשבר (2008—2009). מצאנו כי שיעור המכירות לעולם משפיע באופן חיובי ומובהק על המקדם של הפקטור העולמי שנאמד בשלב הראשון, ובאופן שלילי ומובהק על המקדם של הפקטור המקומי שנאמד בשלב הראשון, והוא משפיע עליהם במידה רבה יותר מאשר על המקדמים שחושבו לתקופת המדגם כולה (כולל שנות השיא של המשבר).

מהתוצאות נראה כי בשיאו של משבר פיננסי חריף השפיעו ההתפתחויות בשוקי המניות על המניות המקומיות פחות דרך הפעילות הריאלית של החברות ויותר דרך גורמים אחרים. לעומת זאת, לאחר שיא המשבר ניתן לראות שההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות חוזרת להשפיע על הקשר בין תשואות המניות בישראל לתשואותיהם של המדד העולמי והמדד המקומי. בספרות על הדבקה פיננסית בין-לאומית מקובל להבחין בין הדבקה שמבוססת על גורמי יסוד לבין הדבקה שנובעת מהתנהגותם של הפעילים בכלכלה¹⁵. הפעילות הריאלית של חברות ישראליות בחו"ל מהווה ערוץ פוטנציאלי להדבקה שמבוססת על גורמי יסוד. נראה כי בפועל, ההדבקה של ישראל בשיאו של המשבר העולמי לא עברה דרך ערוץ זה אלא דווקא דרך ערוצים אחרים, אולי כאלה שאינם נובעים מגורמי היסוד של החברות והכלכלה. ממצא זה מחזק את התפיסה שהדבקה פיננסית בין-לאומית בעתות משבר היא תופעה שחורגת מהמתאם הקיים בין שווקים פיננסיים גם בעתות שגרה¹⁶.

אנו עורכים כמה בדיקות נוספות כדי לוודא כי התוצאות שקיבלנו אינן נובעות משיטת האמידה. בפירוט, אנו מנסים להתמודד עם החשש שקיים מתאם בין המקדמים של חברות שונות שנאמדו בשלב הראשון.

ראשית אנו חוזרים על השלב השני של האמידה תוך שימוש במשוואות אמידה מוכללות (GEE, Generalized Estimating Equation) כדי להתמודד עם האפשרות שקיים מתאם בין מקדמי הפקטור העולמי והפקטור המקומי של החברות המשתייכות לאותו ענף לפי סיווגי הבורסה, מקדמים ששימשו אותנו בשלב השני של האמידה. תוצאותיה של אמידה זו דומות לתוצאות שהתקבלו בשיטת OLS (התוצאות זמינות מהמחברים לפי בקשה).

לאחר מכן אנו חוזרים על האמידה הדו-שלבית כולה, אך באמצעות שיטת אמידה חד-שלבית. זוהי דרך נוספת להתמודד עם החשש שקיימת תלות בין מקדמי הפקטור העולמי והפקטור המקומי שנאמדו בשלב הראשון (Cai and Warnock, 2012). את האמידה החד-שלבית ערכנו באמצעות גרסיית 'פולינג' (pool regression) לפי המשוואה הבאה:

$$(4) R_{i,t} = (\beta_0 + \beta_1 IS_i) * F_{w,t} + \gamma_i F_{L,t} + \varepsilon_{i,t}$$

כאשר הגדרות הסימנים זהות להגדרותיהם לעיל.

באמידה זו המקדם של משתנה האינטראקציה, β_1 , לוכד את המידה שבה המכירות לחו"ל משפיעות על רגישות התשואות למדד העולמי. מקדם זה מקבל את הערך 0.59 והוא מובהק ברמה של 1%. לעומת זאת, המקדם β_0 לוכד את השפעתו של המדד העולמי על חברות ללא מכירות לחו"ל, והוא מקבל ערך שלילי: -0.37. תוצאות אלה מתיישבות עם התוצאות בלוחות 3 ו-4 לעיל. לפיכך נראה כי התוצאות שקיבלנו אינן נובעות מתלות בין המקדמים שאמדנו לחברות השונות, והן עמידות במגוון שיטות אמידה.

¹⁵ הסבר של ההבדלים בין שני סוגי ההדבקה, והפניות למאמרים העוסקים בהם, מופיעים אצל Classens & Forbes (2013).

¹⁶ בספרות העוסקת במשברים בין-לאומיים שונים קיימת מחלוקת לגבי השאלה אם התרחשה בהם הדבקה חריגה או שמא הם הציגו רק את תוצאותיה של התלות ההדדית הקיימת בין השווקים גם בעתות שגרה (ראו לדוגמה Forbes and Rigobon, 2002).

לבסוף אנו אומדים שתי משוואות דומות למשוואות (2a) ו-(2b) לעיל, אך מחליפים את המשתנה המייצג את שיעור המכירות של החברה לעולם, IS_i , במשתנה המייצג את שיעור הנכסים לטווח ארוך שהחברה מחזיקה מחוץ לישראל, $ILTA_i$:

$$(5a) \hat{\beta}_i = \delta + cILTA_i + \sigma_i$$

$$(5b) \hat{\gamma}_i = \delta' + c'_iILTA_i + \sigma'_i$$

כאשר הגדרותיהם של שאר המשתנים זהות להגדרותיהם לעיל, בשינוי הסימון המתחייבים. לוח 5 להלן מציג את תוצאות האמידה של משוואות השלב השני לנכסים לטווח ארוך, וזאת בשתי שיטות האמידה – OLS ו-WLS. פאנל א' מציג את התוצאות לגבי הפקטור העולמי (משוואה 5a) ופאנל ב' מציג את התוצאות לגבי הפקטור המקומי (משוואה 5b).

לוח 5: הקשר בין שיעור הנכסים לטווח ארוך שחברה מחזיקה בחו"ל לחשיפה

לפקטורים העולמי והמקומי

פאנל א': הפקטור העולמי		
WLS-beta	OLS	
29	29	מספר התצפיות
0.05	0.37	coef IS
85.3%	23.8%	p-value IS
0.0%	1.6%	Adjusted R²
פאנל ב': הפקטור המקומי		
WLS-beta	OLS	
29	29	מספר התצפיות
-0.23	-0.28	coef IS
38.9%	39.5%	p-value IS
0.0%	0.0%	Adjusted R²

אמנם המקדמים בלוח 5 מקבלים את הסימן הצפוי, אך הם אינם שונים מאפס באופן מובהק. כאשר משווים את לוח 5 ללוח 4 מתברר שכוח ההסבר של התפלגותם הגיאוגרפית של הנכסים לטווח ארוך נמוך בהרבה מזה של התפלגותן הגיאוגרפית של המכירות, והדבר נובע בין השאר ממיעוט התצפיות שיש ברשותנו. אולם לצד זאת יש לציין כי כאשר מתבוננים באמידה בשיטת OLS, רואים כי ההשפעה הנאמדת של שיעור הנכסים ארוכי הטווח של החברה בחו"ל על רגישותה לפקטור העולמי דומה ברמתה, אף אם לא במובהקותה הסטטיסטית, להשפעה הנאמדת של שיעור המכירות בחו"ל.

עד כה ראינו בכל החברות שבמדגם ישראליות לכל דבר ועניין. ואולם כמה מהחברות הגדולות הנסחרות בבורסה לניירות ערך בתל אביב הן חברות ברישום כפול (דואליות)¹⁷ או חברות זרות: א. חברות ברישום כפול רשומות במקביל בבורסה לניירות ערך בתל אביב ובבורסה זרה. בפירוט, הבורסה בתל אביב מציעה לחברות הנסחרות בבורסה בארה"ב ובלונדון מסלול מיוחד לרישום

¹⁷ כאן ובהמשך איננו מבחינים בין חברות ברישום כפול לחברות דואליות, הגם שבפועל יש הבדל בדרישות הדיווח החלות על חברות ברישום כפול ועל חברות דואליות. פרטים נוספים על החברות הדואליות מופיעים בכתובת הבאה: <http://www.tase.co.il/Heb/Listings/DualListing/Overview/Pages/Overview.aspx>

מניותיהן למסחר בתל אביב כמניות דואליות. במהלך תקופת המדגם היו רשומות גם בבורסה זרה כלשהי 46 מהחברות הלא-פיננסיות במדד ת"א 100 שנתוני מכירותיהן זמינים לנו.

ב. חברות זרות התאגדו במדינה שאינה ישראל. בתאריך הבדיקה (במהלך שנת 2014) התאגדו במדינה שאינה ישראל 10 מהחברות הלא-פיננסיות במדד ת"א 100 שנתוני מכירותיהן זמינים לנו.

ניתן לצפות כי החברות הרשומות גם בבורסה זרה, ואולי גם החברות שהתאגדו במדינה זרה, יציגו רגישות רבה יותר להתפתחויות בשוק העולמי מאשר חברות שנסחרות רק בבורסה בתל אביב ורשומות בישראל¹⁸. כדי לבחון סוגיה זו אנו חוזרים על האמידה הבסיסית של השלב השני בספציפיקציות השונות, אולם מוסיפים לסירוגין (1) משתנה דמי לחברות דואליות + משתנה לאינטראקציה של משתנה זה עם שיעור המכירות לעולם, ו-(2) משתנה דמי לחברות זרות + משתנה לאינטראקציה של משתנה זה עם שיעור המכירות לעולם.

בכל הספציפיקציות שבחנו משתנה האינטראקציה בין החברות הדואליות לשיעור המכירות לעולם השפיע באופן חיובי ומובהק על המקדם של הפקטור העולמי ובאופן שלילי ומובהק על המקדם של הפקטור המקומי; זאת אומרת שכאשר חברות דואליות מפנות חלק גדול יותר ממכירותיהן לחו"ל, רגישותן להתפתחויות בשווקים העולמיים (המקומיים) גדולה (קטנה) מרגישותן של חברות לא-דואליות בעלות שיעור דומה של מכירות לחו"ל. נוסף לכך, הוספת המשתנה לחברות דואליות משפרת את כוח ההסבר של המודל.

לעומת משתנה האינטראקציה בין החברות הדואליות ושיעור המכירות לחו"ל, במקרה של משתנה האינטראקציה בין החברות הזרות ושיעור המכירות בחו"ל לא מצאנו השפעה מובהקת על מקדם הפקטור העולמי באף אחת מהספציפיקציות שבחנו. ייתכן שתוצאה זו מושפעת ממיעות החברות הזרות שנסחרו בבורסה בתל אביב בתקופת המדגם, אבל ייתכן גם שהיא מרמזת כי ההחלטה על מקום הרישום של החברה – החלטה משפטית/ רגולטורית ביסודה – רלוונטית בהקשר שלנו פחות מההחלטה הפיננסית על מקום המסחר במניה.

עד כה התמקדנו בהבדלים בהתפלגותן הגיאוגרפית של המכירות של החברות במדגם. ואולם חברות אלה אינן נבדלות ביניהן רק במדינות הפעילות אלא גם בתחומיה, וייתכן שענפי הפעילות משפיעים על הקשר בין שיעור מכירותיהן לעולם לבין רגישות מנייתן לפקטורים המקומי והעולמי. המדגם שלנו – החברות הלא-פיננסיות שנכללו לפחות פעם אחת במדד ת"א 100 בין 2006 ל-2012 – אינו גדול דיו כדי לאמוד את המודל ביחס לענפי הבורסה, משום שבענפים מסוימים יש מעט חברות. כדי להתגבר על בעיה זו אנו משתמשים בכל מאגר הנתונים על החברות הציבוריות שיש בידינו, כולל מדד היתר. אנו חוזרים על האמידה של משוואות (2a) ו-(2b) לגבי כל אחד מענפי הבורסה לניירות ערך בתל אביב, אך כדי להתגבר על כך שהמניות של החברות הקטנות בבורסה סובלות מנזילות נמוכה, אנו אומדים את השלב השני של המודל בשיטת WLS שעושה שימוש במשקלות הפוכים למדד עמיהוד לחוסר נזילות^{19,20}. לוח 6 מציג את התוצאות. השמטנו את ענף חיפושי הנפט והגז בשל מיעוט תצפיות.

¹⁸ שרייבר (2013) מוצא כי מניות דואליות שנסחרו בבורסה בתל אביב ובנאסד"ק הושפעו באופן מובהק מהתשואה בשני השווקים.

¹⁹ במדד עמיהוד (Amihud, 2002) מקובל להשתמש כדי לאמוד את מידת (חוסר) הנזילות של נכס. המדד מחושב לפי הנוסחה הבאה, כאשר R_t מייצג את תשואת המניה ביום t , ו- Vol_t מייצג את שווי מחזור המסחר במניה ביום t :

$$illq = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^n \frac{|R_t|}{Vol_t}$$

²⁰ מבדיקה שערכנו עולה כי רמתו הממוצעת של מדד עמיהוד למניות היתר גבוהה פי 7.5 מרמתו הממוצעת למניות ת"א 100, והדבר מעיד שלמניות היתר נזילות נמוכה בהרבה מאשר למניות ת"א 100.

לוח 6: הקשר בין שיעור המכירות לחו"ל לחשיפה לפקטורים העולמי והמקומי לפי סיווג ענפי

פאנל א': הפקטור העולמי						
מספר התצפיות	הביומד	המסחר והשירותים	הנדל"ן	חברות האחזקה	התעשייה	הטכנולוגיה
22	97	114	61	100	55	מספר התצפיות
0.89	0.23	0.52	0.17	0.21	0.72	coef IS
14.2%	16.1%	0.5%	49.8%	39.6%	0.1%	p-value IS
6.0%	1.0%	6.1%	-0.9%	-0.3%	16.3%	Adjusted R ²
פאנל ב': הפקטור המקומי						
מספר התצפיות	הביומד	המסחר והשירותים	הנדל"ן	חברות האחזקה	התעשייה	הטכנולוגיה
22	96	109	61	100	55	מספר התצפיות
-0.81	-0.08	-0.49	0.30	-0.58	-0.34	coef IS
14.1%	57.1%	4.3%	30.9%	18.0%	1.1%	p-value IS
6.1%	0.0%	2.9%	0.1%	0.8%	10.0%	Adjusted R ²

מהלוח עולה כי בחלק מהענפים התוצאות אמנם דומות לתוצאות הכלליות שהצגנו לעיל, אך ברובם התוצאות אינן מובהקות. בפירוט, בחברות מענפי הנדל"ן והטכנולוגיה שמוכרות יותר לחו"ל המניות מגלות רגישות גבוהה (נמוכה) יותר להתפתחויות הפיננסיות בעולם (בשוק המקומי). בענפים אחרים התוצאות אינן מובהקות סטטיסטית ולעתים אף בעלות סימן הפוך מהצפוי, גם אם לא באופן מובהק (המקדם של חברות האחזקה ביחס לפקטור המקומי).

3.3 מדדים אזוריים במקום מדד עולמי

במסגרת האמידה עד כה ראינו במדד FTSE World פרוקסי לפקטור העולמי. אולם חברות רב-לאומיות פועלות באזורים שונים בעולם, וייתכן כי התפלגות מכירותיהן בין האזורים הללו שונה מאוד ממשקלות האזורים במדד FTSE World. מסיבה זו Berrill (2010) מציעה מודל שכולל שישה אזורים של העולם במקום מדד עולמי אחד, אולם היא אינה מזהה כי להתפלגות המכירות של החברות לפי אזורים יש השפעה חזקה על התנהגות מניותיהן.

אנו עורכים בדיקה דומה לזו שהציעה Berrill (2010) אך משתמשים באזורים גיאוגרפיים שונים מעט ורואים במדדים האזוריים של חברת FTSE פרוקסי להתנהגותם של השוקים הפיננסיים באזורים השונים. לשם כך אנו אומדים שוב את משוואה (1), אולם איננו מגדירים את הפקטור העולמי, $F_{w,t}$, כמדד FTSE World אלא כווקטור המורכב מהתשואות של חמשת מדדי FTSE לאזורים השונים בתקופה t. בהתאם לכך אנו מגדירים את β_i כווקטור המקדמים של חמשת המדדים שנאמדים עבור כל חברה i. לפיכך ניתן לכתוב מחדש את משוואה (1):

$$(5) R_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{i,j} R_{j,t} + \gamma_i F_{L,t} + \varepsilon_{i,t}$$

כאשר j=1-5 מציין את חמשת האזורים העולמיים שבחרנו (צפון אמריקה, אירופה, אמריקה הלטינית, אפריקה ואסיה ומדינות האוקיינוס השקט), $R_{j,t}$ מציין את התשואה של מדד FTSE לאזור j בחודש t, $\beta_{i,j,t}$ הוא פרמטר קבוע למניח i שלוכד את השפעת התשואה באזור j, ויתר ההגדרות זהות לאלה שניתנו לעיל.

בדומה לתוצאות שהוצגו בלוח 3, גם כאשר משתמשים במדדים האזוריים כבפקטורים במודל שמסביר את התשואות של החברות בבורסה בתל אביב, ממוצע המקדמים של מדד ת"א 100 קרוב מאוד ל-1.25 ואילו ממוצע המקדמים של האזורים השונים נע בין 0.1- ל-0.07.

לאחר אמידת השלב הראשון לכל חברה אנו אומדים שוב את משוואה (2a), אולם במקום להשתמש בשיעור המכירות של החברה לעולם – IS – אנו משתמשים בשיעור המכירות של החברה לאזור הנבחן. לפיכך אנו אומדים חמש משוואות מהצורה הבאה:

$$(6j) \widehat{\beta}_{i,j} = a_j + b_j RS_{i,j} + u_{i,j}$$

כאשר $RS_{i,j}$ מציין את שיעור המכירות של חברה i לאזור j , ויתר ההגדרות זהות לאלה שניתנו לעיל אך תוך התאמה לאזור j .

במקרים של צפון אמריקה, אירופה, ואמריקה הלטינית המקדם של שיעור המכירות לאזור (RS) במשוואה (5j) מקבל סימן חיובי ברוב הספציפיקציות, אך הוא שונה מאפס באופן מובהק (5%) רק במקרה של אירופה ורק כאשר משתמשים ב-WLS עם משקלות שמבוססים על ההופכי של מדד עמיהוד. ככלל, התוצאות לגבי האזורים השונים אינן מעידות על כך שבמרבית המקרים ההשפעה שונה סטטיסטית מאפס, ונראה כי להבדיל משיעור המכירות לעולם, המכירות לאזור ספציפי אינן מצליחות להסביר את השפעת המדד האזורי על תשואת המניה. אחד ההסברים האפשריים לתוצאה זו נעוץ בכך שהמדד האזורי אינו מבטא היטב את התפלגות המכירות של החברות הישראליות באזור. מאחר שרבים מדיווחי החברות אינם כוללים דיווח מפורט על התפלגות המכירות לפי מדינה, קשה להתאים טוב יותר את המדד הנבחן לפעילות החברות בתוך האזור. אולם ייתכן שיש מקום לנסות לבחון בעתיד אלטרנטיבות למדדי FTSE לאזורים השונים, כגון מדדים המבוססים על חיבור מדדי המניות של המדינות הגדולות בכל אזור עם משקלות שמבוססים על ההכנסה הלאומית הגולמית, כפי שמציעה Berrill (2010).

3.4. בדיקות לעמידות התוצאות

ערכנו כמה בדיקות נוספות כדי לוודא כי התוצאות שהצגנו אינן נובעות ממטבע הבסיס, מטעויות שנעשו בשלב הראשון של האמידה עקב מידול בעייתי של הפקטור העולמי או השמטה של משתנים רלוונטיים המשפיעים על התשואות, או מסיווג לקוי של החברות בשלב האמידה השני. תוצאות הבדיקות אינן מוצגות כאן והן זמינות מהמחברים לפי בקשה.

3.4.1. הפקטור העולמי

ברוב חלקי המחקר ראינו במדד FTSE World פרוקסי לפקטור העולמי. כפי שכבר ציינו בתחילת דברינו, התוצאות עמידות להחלפתו של FTSE ב- MSCI World. אולם Jorion and Schwartz (1986) טוענים שבגלל הקשר בין המדד המקומי למדד העולמי, צריך ראשית לחלץ מהמדד העולמי את החלק האורתוגונלי למדד המקומי ולהשתמש רק בו לצורך הבדיקות. להערכתנו הדבר אינו רלוונטי במקרה הישראלי מאחר שלישראל יש השפעה זניחה על המדד העולמי, אך כדי להסיר כל ספק בקשר לכך אנו עושים זאת במסגרת בדיקות העמידות: חילצנו ממדד FTSE World את החלק האורתוגונלי למדד ת"א 100 על ידי הרצת מדד FTSE World על מדד ת"א 100, והשתמשנו בסדרת השאריות מרגרסיה זו כאומד לפקטור העולמי האורתוגונלי לפקטור המקומי. התוצאות המתקבלות, הן בשלב הראשון והן בשלב השני, דומות לתוצאות המרכזיות שהוצגו; שיעור המכירות לחו"ל ממשיך להשפיע באופן חיובי ומובהק – ובאותו סדר גודל שהצגנו – על רגישות המניות לפקטור העולמי. לעומת זאת, ההשפעה של שיעור המכירות לחו"ל על רגישות המניות לפקטור המקומי אינה שונה מאפס באופן מובהק.

3.4.2 פקטורים נוספים

Fama and French (1993) הראו כי נוסף על סיכון השוק, סיכון שמדד המניות המקומי משמש פרוקסי עבורו, תשואת המניות מושפעת גם מגודל החברה (פקטור הגודל) ומהיחס בין שווי החברה בספרים לשווי השוק שלה (פקטור הערך). מאמרים שונים בחנו את השפעתם של הפקטורים הללו גם במסגרת מודל לתמחור בין-לאומי של נכסים (לדוגמה Griffin, 2002). סוגיה זו אינה ניצבת במוקד המחקר ולכן בחרנו להתמקד לאורך רובו באמידה של מודל ICAPM פשוט. אולם ברצוננו לוודא כי התוצאות שקיבלנו אינן נובעות מכך שהשמטנו את המשתנה לגודל החברה או ליחס בין ערכה בספרים לשווי השוק שלה. לכן חזרנו על האמידה של השלב הראשון בתוספת שני פקטורים לגודל וערך. כדי לחשב את את פקטור הגודל נטלנו את התשואה החודשית בחמישון הגודל התחתון בכל אחד מחודשי המדגם וניכינו ממנה את התשואה החודשית בחמישון הגודל העליון באותו חודש. כדי לחשב את פקטור הערך נטלנו את התשואה החודשית בחמישון הערך העליון (החברות בעלות היחס הגבוה ביותר בין השווי בספרים לשווי השוק) בכל אחד מחודשי המדגם, וניכינו ממנה את התשואה החודשית בחמישון הערך התחתון. הוספת הפקטורים לגודל ולערך מקטינה מעט את המקדמים הממוצעים שנאמדו לפקטורים המקומי והעולמי, ובממוצע היא אינה מוסיפה הרבה לכוח ההסבר של המודל בשלב האמידה הראשון. שלב האמידה השני בוחן כזכור את הקשר בין שיעור המכירות שהחברה מפנה לעולם לבין רגישות מניית הפקטורים העולמי והמקומי. בשלב זה התקבל דמיון רב, הן איכותנית והן כמותנית, בין התוצאות המבוססות על המודל הכולל רק את הפקטורים העולמי והמקומי לבין התוצאות המבוססות על המודל הכולל גם פקטורים לגודל ולערך. מכאן שההשפעה של הפעילות בחו"ל על הרגישות של המניה להתרחשויות בשווקים הפיננסיים העולמיים אינה נובעת מהשמטה של פקטור הגודל או של פקטור הערך במסגרת המודל לתמחור נכסים המשמש לאמידה.

3.4.3 חברות ללא נתון על התפלגות המכירות

לעתים חסרו לנו נתונים על ההתפלגות הגיאוגרפית של מכירות חברה, ולאורך העבודה ראינו בחברות כאלה תצפיות חסרות וניפינו אותן מן האמידה. ניתן להעריך שרבות מהחברות הללו לא מסרו מידע מפורש על ההתפלגות מפני שהן מוכרות רק לישראל. בדיקה מדגמית שערכנו מעלה כי הערכה זו תקפה לגבי מרבית החברות. לכן חזרנו על הבדיקות בהנחה שכל החברות הנידונות מוכרות לישראל בלבד. הגדרה מקלה זו מוסיפה לאמידה 10 חברות, אולם התוצאות המתקבלות דומות מבחינה איכותנית, וחזקות יותר מבחינה כמותנית, מהתוצאות שהתקבלו במדגם המצומצם: מניותיהן של חברות שמפנות לחו"ל שיעור גבוה ממכירותיהן מושפעות ממדד המניות העולמי (המקומי) יותר (פחות) ממניותיהן של חברות שמתמקדות בשוק המקומי, וההבדל מובהק.

3.4.4 התמקדות בחברות שמוכרות לחו"ל

לאורך העבודה התייחסנו לכלל החברות הציבוריות שנסחרות בבורסה בתל אביב ונתונין זמינים. מאחר שחלקן כלל אינן מוכרות לחו"ל מתעורר חשש שהתוצאות נובעות רק מהבדלים בין החברות שמוכרות לחו"ל לבין חברות שאינן מוכרות לחו"ל. לכן עולה השאלה הבאה: בהינתן שהחברה מוכרת לחו"ל, האם גידול בשיעור המכירות לחו"ל מוביל לגידול ברגישות המניה לפקטור העולמי ולירידה ברגישותה לפקטור המקומי? כדי להשיב על שאלה זו חזרנו על האמידה רק לגבי חברות ששיעור מכירותיהן לחו"ל גדול מאפס.

התוצאות המתקבלות דומות מבחינה איכותנית לתוצאות שהצגנו עד כה: עם העלייה בשיעור המכירות לחו"ל עולה (יורדת) השפעתו של הפקטור העולמי (המקומי) על המניה. מזווית כמותנית התוצאות לגבי תת-המדגם של החברות המוכרות לחו"ל חזקות מהתוצאות לגבי כלל המדגם מבחינת השפעתו החיובית של הפקטור העולמי והשפעתו השלילית של הפקטור המקומי. לכן ייתכן כי העובדה שהמדגם שלנו כולל

ריכוז גבוה של חברות שפועלות רק בישראל (27% מהחברות) מקטינה את המקדמים ואת מובהקות התוצאות שקיבלנו.

4. ההשלכות לגבי מדידת החשיפה לחו"ל והטיית הבית (home bias) של המשקיעים הישראלים

בסעיפים הקודמים הראינו כי באופן ממוצע, החברות הציבוריות הגדולות בישראל הפנו לשווקים בין-לאומיים 53.6% ממכירותיהן בשנים 2006—2012. פירוש הדבר שחברות ציבוריות רב-לאומיות מספקות למשקיעים הישראלים חשיפה עקיפה לשווקים הבין-לאומיים. חשיפה זו תורמת לצמצום הטיית הבית של המשקיעים המקומיים – היינו הנטייה של משקיעים להשקיע בשוק המקומי בהיקף החורג מזה שנגזר ממודלים סטנדרטיים של פיזור תיקי השקעות. בפרק זה נרצה לנסות לתת אומדן ראשוני להשפעת הממצאים על הטיית הבית של המשקיעים במניות בישראל. Cai and Warnock (2012) השתמשו בנתונים מארה"ב על אחזקות המשקיעים ועל שיעור המכירות לחו"ל ברמת החברה הבודדת. הם הראו כי כאשר מביאים בחשבון גם את החשיפה העקיפה לחו"ל – דרך השקעה בחברות מקומיות שפועלות בחו"ל – הדבר כמעט מכפיל את האומדן למידה שבה מניותיהם של המשקיעים בארה"ב חשופות לחו"ל. את הבדיקה המקבילה לגבי ישראל – היינו בדיקה על יסוד נתונים ברמת החברה הבודדת – אנו מותירים למחקר עתידי. להלן נציג בדיקה מצרפית המתבססת על הרכב תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור ועל הרכב תיק הנכסים של המשקיעים המוסדיים, נכון לסוף שנת 2015 (ראו בנק ישראל [2016]). בפירוט, אנו משתמשים בהנחה מפשטת: הממצאים שהעלינו ביחס לחברות לא-פיננסיות גדולות – על ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות לחו"ל ורגישות המניות למדד המניות העולמי – תקפים לגבי סך החברות הציבוריות הנסחרות בבורסה בתל אביב ומוחזקות בידי משקיעים ישראלים. כמו כן אנו מתעלמים מאחזקות בחברות ישראליות שאינן ציבוריות. לבסוף, הבדיקה עוסקת רק בחשיפה ההונית, והיא מתעלמת מהחשיפה הישירה והעקיפה לחו"ל הגלומה במכשירי השקעה נוספים כגון איגרות חוב, פיקדונות וכיוצא באלה. כדי לחשב את החשיפה העקיפה של המשקיעים הישראלים לחו"ל ניתן להניח שההתפלגות הגיאוגרפית של הכנסות החברות מייצגת את חשיפתן הבין-לאומית. אם נניח שהמכירות לחו"ל מיתרגמות במדויק לחשיפה בין-לאומית, נוכל לאמוד את החשיפה העקיפה של המשקיעים הישראלים לחו"ל על ידי כך שניטול את האחזקה של משקיעים ישראלים בחברות ציבוריות בישראל ונכפול אותה בשיעור המכירות שהחברות הציבוריות מפנות לחו"ל. ואולם מצאנו שהמכירות לחו"ל אינן מיתרגמות במדויק לחשיפה הפיננסית לחו"ל, אלא גידול בנקודת אחוז במכירות לחו"ל מגדיל בכ-0.4 נקודת אחוז את החשיפה של המשקיעים בחברה להתפתחויות בשוקי ההון הבין-לאומיים. לפיכך נראה שנוסף לגורמים הנזכרים – היינו אחזקותיהם של המשקיעים הישראלים בחברות ציבוריות בבורסה בתל אביב ושיעור המכירות שהחברות הללו מפנות לחו"ל – אמידה נכונה של החשיפה העקיפה לחו"ל צריכה להביא בחשבון גם את המקדם שאמדנו לקשר בין שיעור המכירות לחו"ל לרגישותן של מניות החברות להתפתחויות במדד המניות העולמי.

בסוף שנת 2015 הושקעו במניות בארץ 14.9% מתיק הנכסים הפיננסיים של הציבור בישראל, ושווים הגיע לכ-494 מיליארדי ש"ח. בהנחות שהזכרנו לעיל, כ-53.6% משווי זה נובעים ממכירות לחו"ל, והדבר מגלם חשיפה ריאלית בגובה 264.7 מיליארדי ש"ח. בהתחשב באמידה שלנו לחשיפה הפיננסית הנובעת ממכירות לחו"ל, חשיפה ריאלית זו מיתרגמת לחשיפה פיננסית בסך 105.9 מיליארדי ש"ח. לשם השוואה, בסוף שנת 2015 הושקעו במניות בחו"ל (לרבות בניירות ערך ישראליים שנסחרים בחו"ל) 8.1% מתיק הנכסים הפיננסיים של הציבור בישראל, ושווים הגיע לכ-269 מיליארדי ש"ח²¹. מכאן שכאשר נוטלים את החשיפה

²¹ לסכום זה יש להוסיף כמעט 45 מיליארדי ש"ח שהושקעו בסוף 2015 בתעודות סל שנסחרות בתל אביב ומתחקות אחרי מדדי מניות בחו"ל.

המנייתית הישירה של המשקיעים הישראלים לחו"ל ומוסיפים לה את החשיפה העקיפה, הדבר מגדיל את סך החשיפה המנייתית שלהם לחו"ל בכמעט 40% וכך מקטין משמעותית את הטיית הבית של המשקיעים בישראל²².

בסוף שנת 2015 הושקעו במניות בארץ 7.3% מתיק ההשקעות של המשקיעים המוסדיים בישראל (קרנות פנסיה, חברות ביטוח, קופות גמל וקרנות השתלמות), ושווים הגיע לכ-99 מיליארדי ש"ח. בהנחות שהזכרנו לעיל, כ-53.6% משווי זה נובעים ממכירות לחו"ל, והדבר מגלם חשיפה ריאלית של 53.1 מיליארדי ש"ח. בהתחשב באמידה שלנו לחשיפה הפיננסית הנובעת ממכירות לחו"ל, חשיפה ריאלית זו מיתרגמת לחשיפה פיננסית בסך 21.2 מיליארדי ש"ח. לשם השוואה, בסוף שנת 2015 הושקעו במניות בחו"ל כ-10.4% מתיק ההשקעות של המשקיעים המוסדיים בישראל, ושווים הגיע ל-141.2 מיליארדי ש"ח²³. מכאן שכאשר נוטלים את החשיפה המנייתית הישירה של המשקיעים המוסדיים לחו"ל ומוסיפים לה את החשיפה העקיפה, הדבר מגדיל את סך החשיפה המנייתית שלהם לחו"ל בכ-15% וכך מקטין גם את הטיית הבית של המשקיעים המוסדיים בישראל²⁴. להתחשבות בחשיפה המנייתית העקיפה יש השפעה קטנה יותר על המשקיעים המוסדיים בעיקר מפני שבאופן יחסי הם מחזיקים בישראל שיעור מניות נמוך בהרבה, ולכן החשיפה לחו"ל הגלומה באחזקה זו משפיעה פחות על חשיפתם הכוללת לחו"ל.

5. סיכום ומסקנות

במחקר זה בדקנו, לראשונה, אילו השלכות יש לפעילותן של חברות רב-לאומיות על החשיפה הפיננסית של משקיעים ישראלים לעולם בכלל, ובפרט לאזורים שחברות אלה פועלות בהם. אספנו נתונים על חברות ישראליות ציבוריות ולא-פיננסיות שנכללו לפחות פעם אחת במדד ת"א 100, והראינו כי החברות הציבוריות הישראליות מקיימות פעילות משמעותית בחו"ל: בשנת 2012 למשל הן הפנו כ-53% ממכירותיהן לחו"ל. רוב פעילותן של חברות אלה מתמקדת בשווקים מפותחים, וקיימת חשיפה נמוכה יחסית לשווקים מתפתחים ולאזור אסיה ומדינות האוקיינוס השקט. נוסף לכך הראינו כי חברות מענפי התעשייה, הטכנולוגיה והבימוד מוכרות לחו"ל יותר מחברות מענפיה האחרים של הבורסה. נציין כי ההתפלגות הגיאוגרפית של המכירות שהחברות הציבוריות מפנות לחו"ל דומה להתפלגות של יצוא השירותים העסקיים לפי סקרי הלמ"ס ופחות להתפלגות של יצוא הסחורות לפי נתוני המכס. על מנת לבדוק את החשיפה הפיננסית של החברות הישראליות לעולם, ערכנו בשלב ראשון אמידה של מודל לתמחור בין-לאומי של נכסים. מודל זה בודק כיצד פקטורים מקומי ועולמי משפיעים על תמחור מניותיהן של החברות הישראליות. בשלב השני בדקנו את הקשר בין ההתפלגות הגיאוגרפית של מכירות החברות לבין השפעותיהם של הפקטורים המקומי והעולמי. בשלב הראשון מצאנו כי רק לגבי מספר קטן של חברות יש לפקטור העולמי השפעה מובהקת, ועיקר ההשפעה במודל נובעת מהפקטור המקומי – מדד ת"א 100. בשלב השני מצאנו כי שיעור המכירות שהחברות הציבוריות בישראל מפנות לחו"ל משפיע באופן חיובי ומובהק על רגישות התשואות של מניותיהן לפקטור העולמי. לעומת זאת, רק בספציפיקציות מסוימות מצאנו כי שיעור המכירות לחו"ל משפיע באופן שלילי ומובהק על הרגישות לפקטור המקומי. כמו כן מצאנו כי הפקטורים העולמי והמקומי רגישים במיוחד לשיעור המכירות לחו"ל (לחיוב ולשלילה, בהתאמה) בקרב החברות הדואליות, כלומר החברות הרשומות למסחר גם בבורסה זרה. לעומת זאת, לא מצאנו תופעה דומה בקרב חברות זרות שהתאגדו במדינה אחרת. העלינו ממצאים דומים, אם כי חלשים יותר מבחינה

²² עקרונות, משיקולים של אחדות ההשוואה, צריך לקזז מההשקעה הישירה שישראלים משקיעים במניות זרות את המכירות שהחברות הזרות הללו מפנות לישראל (ראו Cai and Warnock, 2011). אולם מאחר שהשוק הישראלי קטן יחסית, נראה כי קיזוז שכזה לא ישפיע מהותית על התוצאות המוצגות.

²³ לסכום זה יש להוסיף כ-15 מיליארדי ש"ח שהמשקיעים המוסדיים החזיקו בסוף 2015 בתעודות סל שנסחרות בתל אביב ומתחקות אחרי מדדי מניות בחו"ל.

²⁴ עקרונות, משיקולים של אחדות ההשוואה, צריך לקזז מההשקעה הישירה שהמשקיעים המוסדיים משקיעים במניות זרות את המכירות שהחברות הזרות הללו מפנות לישראל (ראו Cai and Warnock, 2011). אולם מאחר שהשוק הישראלי קטן יחסית, נראה שקיזוז כזה לא ישפיע מהותית על התוצאות המוצגות.

סטטיסטית, גם כאשר השתמשנו בהתפלגות הגיאוגרפית של הנכסים לטווח ארוך של החברות (במקום בהתפלגות הגיאוגרפית של מכירותיהן) כמדד לפעילותן הבין-לאומית. כאשר הרחבנו את המודל וכללנו בו פקטור מקומי ופקטור לכל אחד מהאזורים, לא מצאנו כי לשיעור המכירות לאזור יש השפעה מובהקת על רגישותה של תשואת המנייה למדד האזורי. ייתכן כי הדבר נובע מכך שהרכב המדדים האזוריים אינו משקף היטב את התפלגות פעילותן של החברות הישראליות באזורים אלה.

בדיקות לעמידות התוצאות העלו כי הן אינן נובעות מכך שהמדד העולמי אינו אורתוגונלי ביחס למדד המקומי או מהשטחה של פקטורים רלוונטיים המשפיעים על תשואות המנייה. כמו כן, התוצאות אינן רגישות להרחבת המדגם על ידי הוספת חברות שהסיווג הגיאוגרפי של מכירותיהן אינו זמין. זאת ועוד, צמצום המדגם על ידי השמטת חברות שאינן מוכרות לחו"ל דווקא מחזק את ההשפעה שנמצאה ומשפר במעט את כוח ההסבר של המודל.

מתוצאות האמידה אנו מסיקים כי הגורם העיקרי שמשפיע על התשואות של החברות הציבוריות בישראל הוא מדד המנייה המקומי. יחד עם זאת, מדד המנייה המקומי, ובעיקר מדד המנייה העולמי, אינם משפיעים על החברות באופן אחיד: כאשר חברות פועלות יותר בשווקים זרים, מנייתיהן מושפעות בצורה משמעותית יותר מההתפתחויות בעולם. כתוצאה מכך, משקיע בשוק המקומי חשוף לתנודות בשווקים הפיננסיים בעולם בעיקר דרך השפעתן על מדד המנייה המקומי, אבל נוסף לכך הוא חשוף אליהן גם דרך השפעתן על מנייתיהן של החברות הרב-לאומיות שנסחרות בבורסה בתל אביב.

אנו מקווים כי מחקר זה יתרום להבנת הקשרים בין התפתחויות ריאליות לבין התפתחויות פיננסיות. בעקבות המשבר הפיננסי העולמי התחדדה בעולם ובישראל ההבנה שקיים צורך במדיניות מקרו-יציבותית הבוחנת את מכלול הקשרים במערכת הפיננסית ואת הסיכונים המערכתיים הנובעים מהן, ובתוכם הקשרים בין הפעילויות הריאליות והפיננסיות. במשק קטן ופתוח כמו ישראל, משק שיצוא הסחורות והשירותים מהווה חלק גדול בפעילותו הכלכלית, חשוב לקיים בחינה כזו גם בתוך המשק וגם תוך התחשבות בקשרים בינו לעולם. אחד האפיקים להשפעה פוטנציאלית הוא היצואנים, ובפרט החברות הציבוריות שהיצוא מהווה חלק ניכר ממכירותיהן. עלייה או ירידה בביקוש לסחורות ושירותים באזור פעילות מסוים יכולה להתבטא לא רק בפגיעה ברמת פעילותן העסקית של החברות אלא גם במחירי מנייתיהן ובכושרן להחזיר את חובותיהן, ותהליכים כאלה פוגעים בשווי תיק הנכסים של הציבור. לכן ניתוח החשיפות של החברות הציבוריות לחו"ל, בפרט החברות הממונפות והחברות בענפים בעלי פוטנציאל להתממשות של סיכון מערכתית, נושא חשיבות לשמירה על היציבות הפיננסית.

מהבדיקה המוצגת במחקר עולה כי כאשר נוטלים את החשיפה המנייתית הישירה של המשקיעים הישראלים לחו"ל ומוסיפים לה את החשיפה העקיפה, הדבר מגדיל את סך החשיפה המנייתית שלהם לחו"ל בכ-40%. זאת ועוד, המשקיעים המוסדיים הגדילו בשנים האחרונות במהירות את חשיפתם הישירה לחו"ל באמצעות הגדלה מהירה של השקעתם בנכסים זרים בחו"ל²⁵. הממצאים שהצגנו במחקר מראים שכדי לאמוד את סך החשיפה של המשקיעים המוסדיים לחו"ל, אין די בבחינת חשיפתם הישירה לניירות ערך של החברות הזרות הפועלות בחו"ל, ויש לבחון גם את חשיפתם העקיפה לחו"ל, דרך פעילותן של חברות ישראליות בעולם, ואת הפיזור הגיאוגרפי של פעילותן זו. מהבדיקה הראשונית שהצגנו במחקר עולה כי כאשר נוטלים את החשיפה המנייתית הישירה של המשקיעים המוסדיים לחו"ל ומוסיפים לה את החשיפה העקיפה, הדבר מגדיל את סך חשיפתם המנייתית לחו"ל בכ-15%. במחקר עתידי יש מקום לבחון באופן מעמיק יותר את חשיפתם העקיפה של משקיעים מוסדיים שונים לחו"ל ואת הקשר בינה לבין חשיפתם הישירה לחו"ל.

²⁵ פירוט בנושא זה מופיע בתוך בנק ישראל (2014), *דין וחשבון לשנת 2013*, פרק ד'.

רשימה ביבליוגרפית

- בנק ישראל (2014), *דין וחשבון לשנת 2013*.
- בנק ישראל (2016), *דין וחשבון לשנת 2015*.
- משרד האוצר (2014), ניתוח תיק נכסי הגופים המוסדיים בישראל 2013.
- רשות ניירות ערך (2014), דוח הוועדה לשכלול המסחר ולעידוד הנזילות בבורסה.
- שטיין, ר. (2015), ההשפעות של מיסוי רווחי ההון על תמחור הנכסים הפיננסיים.
- שרייבר, ב. (2013), השפעת שער החליפין על תשואת מניות דואליות, *סקר בנק ישראל*, 86, עמ' 193—227.
- Adler, M., & Solnik, B. (1974). The international pricing of risk: An empirical investigation of the world capital market structure. *The Journal of Finance*, 29(2), 365-378.
- Aggarwal, R., Berrill, J., Hutson, E., & Kearney, C. (2011). What is a multinational corporation? classifying the degree of firm-level multinationality. *International Business Review*, 20(5), 557-577.
- Agmon, T. (1972). The relations among equity markets: A study of share price co-movements in the united states, united kingdom, germany and japan. *The Journal of Finance*, 27(4), 839-855.
- Agmon, T., & Lessard, D. R. (1977). Investor recognition of corporate international diversification. *The Journal of Finance*, 32(4), 1049-1055.
- Allen, F., & Gale, D. (2000). Financial Contagion. *The Journal of Political Economy*, 108(1), 1-33.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.
- Amihud, Y., Bartov, E., & Wang, B. (forthcoming). The pricing of corporate foreign sales risk.
- Berrill, J. (2010). Firm-level analysis of the international diversification of small integrated stock markets: Ireland 1999–2007. *Research in International Business and Finance*, 24(2), 172-189.

- Berrill, J., & Kearney, C. (2010). Firm-level internationalisation and the home bias puzzle. *Journal of Economics and Business*, 62(4), 235-256.
- Cai, F., & Warnock, F. E. (2012). Foreign exposure through domestic equities. *Finance Research Letters*, 9, 8-20.
- Chan, K., Hameed, A., & Ting Lau, S. (2003). What if trading location is different from business location? evidence from the jardine group. *The Journal of Finance*, 58(3), 1221-1246.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249-272.
- Classens, S., & Forbs, K. eds. (2013). International financial contagion. *Springer Science & Business Media*.
- Cooper, I., Sercu, P., & Vanpee, R. (2012). The equity home bias puzzle: a survey. *Foundations and Trends in Finance*, 7(4), 289-416.
- De Roon, F. A., Nijman, T. E., & Werker, B. J. (2001). Testing for Mean-Variance spanning with short sales constraints and transaction costs: The case of emerging markets. *The Journal of Finance*, 56(2), 721-742.
- Errunza, V., Hogan, K., & Hung, M. (1999). Can the gains from international diversification be achieved without trading abroad? *The Journal of Finance*, 54(6), 2075-2107.
- Errunza, V., & Losq, E. (1982). International asset pricing under mild segmentation: theory and test, *Working Paper McGill University*.
- Errunza, V., & Senbet, L. (1984). International corporate diversification, market valuation, and size-adjusted evidence, *The Journal of Finance*, 39(3), 727-743.
- Fama, E. F., & 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., & French, K. R. (1998). Value versus growth: The international evidence. *The Journal of Finance*, 53(6), 1975-1999.
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.

- Franklin, A., & Gale, D. (2000). Financial contagion. *Journal of Political Economy*, 108(1), 1-33.
- Froot, K.A., & Dabora, E.M. (1999). How are stock prices affected by the location of trade? *Journal of Financial Economics*, 53(2), 189-216.
- Griffin, J. M. (2002). Are the fama and french factors global or country specific? *Review of Financial Studies*, 15(3), 783-803.
- Huberman, G., & Kandel, S. (1987). Mean-Variance spanning. *The Journal of Finance*, 42(4), 873-888.
- Hughes, J. S., Logue, D. E., & Sweeney, R. J. (1975). Corporate international diversification and market assigned measures of risk and diversification. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10(04), 627-637.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Jorion, P., & Schwartz, E. (1986). Integration vs. segmentation in the canadian stock market. *The Journal of Finance*, 41(3), 603-614.
- Lessard, D. R. (1974). World, national, and industry factors in equity returns. *The Journal of Finance*, 29(2), 379-391.
- Levin, A., Lin, C., & James Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economic Review*, 777-787.
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual fund performance. *Journal of Business*, 119-138.
- Solnik, B. H. (1974). An equilibrium model of the international capital market. *Journal of Economic Theory*, 8(4), 500-524.

נספח: נתונים על תשואות המניות של החברות הציבוריות בבורסה בתל אביב, תשואות המדדים העולמיים, והמתאמים ביניהן

לוח נ1: נתוני התשואות החודשיות, במונחי דולרים, של כלל החברות הציבוריות בבורסה בתל אביב ושל החברות שבמדגם, 2006 עד 2012

2006-2012	2012	2011	2010	2009	2008	2007	2006	נתוני התשואות החודשיות	
694	556	586	592	601	613	630	578	מספר החברות	כלל החברות הציבוריות
-0.5%	-1.0%	-3.9%	1.4%	5.1%	-8.3%	0.5%	2.8%	הממוצע	
-0.2%	-0.3%	-2.8%	1.0%	2.6%	-5.0%	0.5%	1.4%	החציון	
17.7%	17.4%	16.2%	18.2%	20.3%	19.8%	13.1%	14.0%	סטיית התקן	
130	116	122	118	120	122	122	110	מספר החברות	החברות במדגם²⁶
-0.1%	-0.4%	-3.8%	2.1%	7.5%	-9.1%	1.3%	2.8%	הממוצע	
0.4%	0.7%	-2.9%	1.8%	5.2%	-6.3%	1.5%	1.9%	החציון	
15.2%	16.1%	13.0%	13.0%	15.9%	19.4%	10.2%	10.6%	סטיית התקן	

²⁶ חברות לא-פיננסיות שנכללו במדד ת"א 100 לפחות פעם אחת בין 2006 ל-2012

לוח נ2: נתוני התשואות החודשיות, במונחי דולרים, של מדד
 FTSE World, מדדי FTSE האזוריים ומדד ת"א 100

2006-2012	2012	2011	2010	2009	2008	2007	2006		מדד המניית
0.3%	1.4%	-0.6%	1.0%	2.6%	-4.5%	1.0%	1.6%	הממוצע	FTSE world
1.3%	1.7%	-0.9%	0.2%	3.4%	-2.9%	0.2%	2.6%	החציון	
5.7%	4.1%	4.4%	6.1%	6.2%	9.2%	3.2%	2.4%	סטיית התקן	
0.4%	1.4%	0.0%	1.1%	2.0%	-3.5%	0.5%	1.2%	הממוצע	FTSE North America
1.4%	3.1%	0.9%	3.1%	2.5%	-2.1%	0.0%	1.2%	החציון	
5.9%	4.3%	3.9%	5.5%	9.1%	8.9%	3.0%	1.4%	סטיית התקן	
0.3%	1.7%	-1.1%	0.4%	2.7%	-5.3%	1.2%	2.4%	הממוצע	FTSE Europe
0.9%	3.1%	-2.4%	-1.5%	3.2%	-4.0%	0.1%	3.4%	החציון	
7.1%	5.5%	6.0%	8.1%	7.6%	11.0%	3.4%	2.9%	סטיית התקן	
0.4%	1.5%	-1.4%	1.2%	2.9%	-4.4%	1.2%	1.4%	הממוצע	FTSE Asia Pacific
0.8%	1.2%	-0.2%	1.9%	2.8%	-4.3%	0.8%	2.7%	החציון	
6.2%	5.7%	4.5%	5.6%	8.4%	8.8%	3.0%	3.4%	סטיית התקן	
1.0%	0.9%	-1.8%	1.0%	5.5%	-5.1%	3.2%	3.2%	הממוצע	FTSE Latin America
0.7%	0.5%	-2.3%	1.6%	5.5%	-2.5%	1.7%	4.6%	החציון	
9.2%	7.8%	6.2%	6.7%	11.0%	14.8%	5.9%	6.1%	סטיית התקן	
0.6%	2.2%	-2.2%	1.7%	1.9%	-5.1%	3.4%	2.2%	הממוצע	FTSE Africa
1.5%	2.5%	-2.7%	2.0%	2.6%	-3.8%	3.6%	1.5%	החציון	
7.1%	4.8%	4.1%	5.3%	8.4%	10.5%	4.3%	7.5%	סטיית התקן	
0.5%	0.7%	-2.5%	1.7%	5.3%	-5.8%	2.6%	1.7%	הממוצע	ת"א 100
1.2%	2.0%	-2.3%	1.6%	4.7%	-7.5%	2.3%	1.7%	החציון	
7.3%	5.3%	6.1%	7.0%	5.1%	11.4%	5.0%	4.7%	סטיית התקן	

לוח נ3: המתאם הממוצע בין תשואות מנייתיהן של חברות שמכרו לאזור
 גיאוגרפי מסוים לבין תשואות המדד של אותו אזור ולבין מדד ת"א 100

שיעור המכירות של החברות לאזור שעמו נבדק המתאם							
75%- 100%	50%- 75%	25%- 50%	0-25%	לא מוכרות לאזור	מוכרות לאזור	ת"א 100	מדד המניות
0.49	0.46	0.53	0.52	0.48	0.50	0.85	FTSE World
0.54	0.60	0.66	0.67	0.59	0.58		ת"א 100
53	11	15	11	29	90		מספר החברות
0.30	0.30	0.34	0.38	0.34	0.35	0.64	FTSE North America
0.36	0.60	0.53	0.61	0.61	0.57		ת"א 100
4	9	17	32	40	62		מספר החברות
0.50	0.46	0.46	0.48	0.47	0.47	0.82	FTSE Europe
0.62	0.59	0.57	0.59	0.59	0.59		ת"א 100
4	7	22	42	30	75		מספר חברות
0.32	0.50	0.38	0.38	0.44	0.38	0.75	FTSE Asia Pacific
0.51	0.55	0.50	0.54	0.62	0.53		ת"א 100
2	1	6	26	51	35		מספר החברות
		0.44	0.36	0.40	0.37	0.72	FTSE Latin America
		0.67	0.58	0.61	0.59		ת"א 100
0	0	1	13	58	14		מספר החברות
		0.36	0.37	0.41	0.37	0.72	FTSE Africa
		0.68	0.57	0.61	0.58		ת"א 100
0	0	1	9	59	10		מספר החברות
0.61	0.53	0.60	0.28	0.59	0.59	1.00	ת"א 100
72	17	9	3	1	101		מספר החברות