

בנק ישראל



חטיבת המחקר

**מבחן לבועה במחירי המניות כאשר חלוקת הדיווידנד
אינה רציפה: יישום על שוק המניות הישראלי**

מיטל גראם¹ ואיתמר כספי²

סדרת מאמרים לדיון 2016.06

<http://www.boi.org.il> בנק ישראל

¹ מיטל גראם, חטיבת המחקר, meital.graham@boi.org.il, טל' – 02-6552623

² איתמר כספי, חטיבת המחקר, itamar.caspi@boi.org.il, טל' – 02-6552650

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדתו של בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

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

**מבחן לבועה במחירי המניות כאשר חלוקת הדיווידנד אינה רציפה:
יישום על שוק המניות הישראלי**

מיטל גראם ואיתמר כספי

תקציר

מחקר זה נועד לבחון אם אפשר לזהות – בהווה ובעבר – בועה במחירי המניות בשוק ההון הישראלי. לשם כך אנו משתמשים במבחנים אקונומטריים לזיהוי בועות במחירי נכסים ולמעקב אחריהן. יישום המבחנים על נתוני שוק ההון הישראלי כרוך באתגר, מאחר ששוק זה אינו מתאפיין בחלוקת דיווידנדים רציפה. במחקר אנו מראים כי אפשר ליישם תוך שימוש בנתונים על מכפילי ההון. תקופת המדגם שלנו משתרעת מיולי 1996 עד נובמבר 2014, ובתקופה זו תוצאות המבחנים אינן מעלות עדות חד-משמעית לבועה בענף או במדד כלשהו של שוק המניות הישראלי.

**A test for bubbles in equity prices with discontinuous dividends:
Implementation in Israel's stock market**

Meital Graham and Itamar Caspi

Abstract

Our research is intended to examine whether it is possible to identify—in the present and in the past—a stock price bubble in Israel's capital market. To do so, we use econometric tests for identification and monitoring of asset price bubbles. The implementation of the tests on Israeli stock market data poses a challenge, as regular dividend distribution is not typical in this market. In this research, we show that it is possible to implement these tests by using book to market ratio data. Our sample period covers July 1996 through November 2014, and in this period the test results do not unambiguously indicate a bubble in any industry or index in Israel's stock market.

1. הקדמה

חלק בלתי מבוטל ממחירי הנכסים בישראל ובעולם הגיע לאחרונה לרמות שיא, על רקע סביבת הריבית הנמוכה המאפיינת בשנים האחרונות את מרבית המשקים המפותחים, ישראל בתוכם: הריבית הנמוכה מובילה את המשקיעים לחפש תשואות חלופיות גבוהות יותר ומעלה אצלם את התיאבון לסיכון. חיזוק לטענה זו ניתן למצוא בכך שמדדי המניות הישראליים המובילים מציגים מגמת עלייה מתמשכת, בדומה למצב ברוב שוקי המניות בעולם. גאות מחירים זו מעוררת את השאלה אם המניות מתומחרות נכון או שמא קיימת סטייה מערך הכלכלי היסודי – דבר שעשוי להעיד על בועה. חשוב להשיב לשאלה זו שכן ההיסטוריה מלמדת כי כאשר בועה פוקעת, הדבר עלול להוביל להשלכות חמורות על הכלכלה הריאלית.

מחקר זה נועד לבחון אם אפשר לזהות – בהווה ובעבר – תקופות בועתיות במחירי המניות בשוק ההון הישראלי. לשם כך אנו משתמשים במתודולוגיה אקונומטרית לזיהוי בועות ולמעקב אחריהן. את המתודולוגיה פיתחו Phillips et al. (2011, 2015) ו-Phillips and Yu (2011), והיא מתבססת על מבחנים סטטיסטיים לנפיצות (explosiveness) של סדרה¹ ועל מודל תיאורטי סטנדרטי של תמחור נכסים המניח כי הציפיות רציונליות. מודל זה גורס כי בהיעדר בועה, מחירו של נכס צריך להיות שווה לערכו הבסיסי, היינו הערך המהוון של תזרים הדיווידנדים הנובע ממנו. המבחנים והמודל מאפשרים לבחון, באופן סטטיסטי, אם נוצרת בועה כאשר מחירי נכסים סוטים מערכם הבסיסי.

על מנת לבחון אם קיימת בועה בשוק המניות יש לחשב את ערך הבסיסי של מניות, כלומר את ערכו המהוון של תזרים הדיווידנדים הנובע מהן. מאחר שהנתונים על הדיווידנדים בישראל מתאפיינים בזמינות נמוכה ובחוסר רציפות, לא השתמשנו ביחס בין מחירי הנכסים לדיווידנד. תחת זאת השתמשנו ביחס בין שווי השוק של ההון העצמי לשווי בספרים (מכפיל ההון), ואנו מראים – בעזרת המודל של Vuolteenaho (1999, 2002) – כי כאשר קיימת בועה גם מכפיל ההון צפוי להתנהג באופן נפיץ.

לעתים התנהגות בועתית מתקיימת במצרפים רחבים בשוק הנכסים, כתוצאה מגורמים מקרו-כלכליים, ולעתים היא מתקיימת בענף מסוים בשוק, כתוצאה מגורמים שמשפיעים על נכסים מסוימים (כך קרה למשל בענף ההיי-טק בתחילת המילניום). זאת ועוד, למגזרים מסוימים יש משקל נמוך יחסית במדד המצרפי, ובדיקה מצרפית אינה יכולה לגלות בהם תופעות חריגות. לכן אנו מיישמים את המבחן על נתוני המניות הן ברמה המצרפית והן ברמת הענפים והמדדים בשוק הישראלי. מסד הנתונים שלנו נחלק לשני חלקים: (1) מכפילי ההון ברמה המצרפית וברמת הענפים (שבעה ענפים), ו-(2) מכפילי ההון ברמת המדדים (חמישה מדדי מניות שונים). תקופת המדגם של המכפילים בחלק הראשון משתרעת מיולי 1996 עד לנובמבר 2014, ושל המכפילים בחלק השני – מפברואר 2005 עד נובמבר 2014. מכפילי ההון השונים לא הפגינו התנהגות נפיצה, ואנו מסיקים כי אין עדות חד-משמעית לבועה בשוק המניות.

¹ התנהגות נפיצה מאפיינת תהליך סטוכסטי, שבו ההשפעה של כל זעזוע מתעצמת בחלוף הזמן. בניגוד לכך, בתהליך סטציונרי ההשפעה של כל זעזוע מתפוגגת בטווח הארוך ובתהליך בעל שורש יחידתי היא נותרת קבועה לאורך זמן.

מחקר זה מצטרף לשורת מחקרים שבחנו לאחרונה אם קיימות בועות במדדי מניות מובילים בעולם – Phillips et al. (2011) בחנו את מדד הנאסד"ק; Phillips et al. (2015) בחנו את מדד ה-S&P 500; ו-Homm and Breitung (2012) בחנו את מדדי ה-Nikkei 225, FTSE 100, Hang Seng, Shanghai-ו. מחקר זה דומה להם באסטרטגיה לזיהוי הבועות, אך הוא נבדל מהם בכך שפרט למדדים המצרפיים הוא מיישם את מבחני הבועה גם ברמות הענפים והמדדים, כלומר על נתונים ברזולוציות גבוהות יותר. בהקשר הישראלי עבודה זו מצטרפת לעבודתם של זלקינדר, שטינברג ושטיין (2012). חוקרים אלה בחנו את רמתם של מחירי המניות תוך שימוש בכמה יחסים פיננסיים, אך להבדיל מאתנו הם לא השתמשו במבחן אקונומטרי כדי לבדוק אם קיימת בועה.

מחקר זה תורם לספרות האמפירית בשני אופנים. ראשית, אנו מציגים ביסוס תיאורטי לכך שאפשר ליישם את המתודולוגיה האקונומטרית לזיהוי בועות גם כאשר נתוני הדיווידנדים אינם זמינים (זהו כאמור המצב בישראל). בפירוט, אנו מראים כיצד ניתן ליישם את מבחן הבועה של Phillips et al. (2015) על מכפילי ההון. שנית, אנו משתמשים ביכולות התיארוך של המתודולוגיה בכדי לתעד תקופות שבהן מחירי הנכסים בישראל הפגינו התנהגות חריגה, והתיעוד עשוי לאפשר לחקור את המאפיינים הייחודיים שניצבו ברקע כל תקופה חריגה שכזו². נוסף לתרומתו לספרות המאמר תורם גם לקובעי המדיניות, היות שהוא מספק להם עוד כלי שעשוי להתריע בזמן אמת על התנהגות חריגה בשווקים.

המאמר בנוי כדלקמן: בפרק השני נציג עובדות מרכזיות לגבי שוק המניות בישראל; בפרקים השלישי והרביעי נתאר את המודל לתמחור נכסים בעלי בועה רציונלית ואת המתודולוגיה האקונומטרית לזיהוי בועות; בפרק החמישי נציג את מסד הנתונים ששימש אותנו לבדיקות הסטטיסטיות; בפרק השישי נתאר את תוצאות האמידה; ואת הפרק האחרון נקדיש לסיכום ומסקנות.

2. רקע

פרק זה סוקר אינדיקטורים למצבו של שוק המניות במטרה לבחון אם מחירי המניות התנתקו מהתנאים הבסיסיים השוררים במשק. אנו מציגים את התפתחותם של מחירי המניות בשני העשורים האחרונים וכן אינדיקטורים למידת התאמתם לגורמי היסוד³.

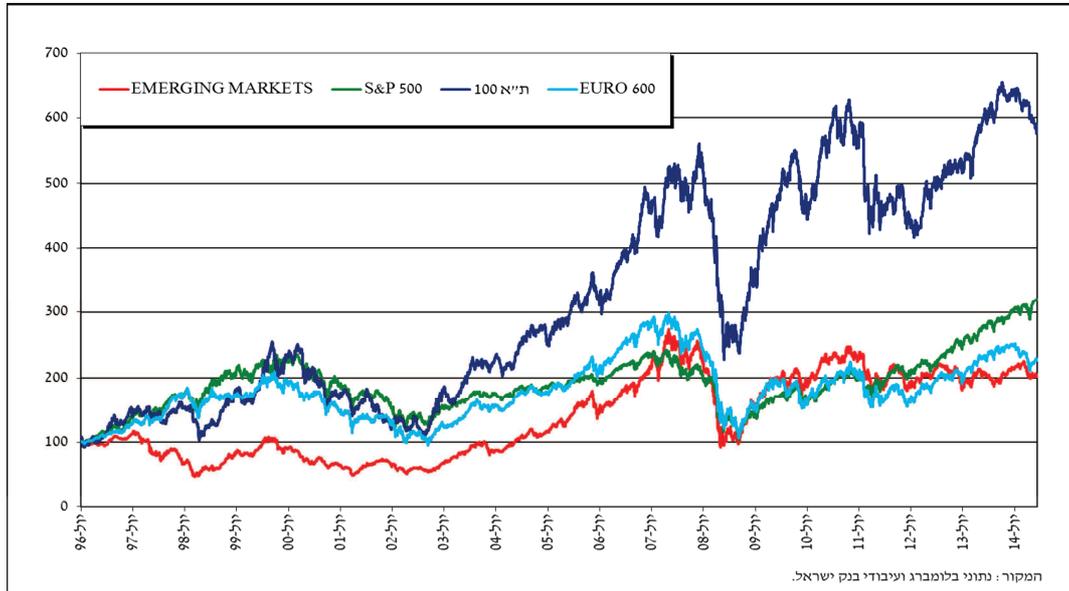
כפי שמראה איור 1, מיולי 1996 עד נובמבר 2014 עלו מחירי המניות בישראל בחדות – כ-44.6%. זהו שיעור גבוה משמעותית בהשוואה לשיעורי העלויות שניכרו בתקופה זו בשווקים מקבילים בעולם (במונחי דולרים): שערי המניות בשווקים המתעוררים (Emerging Markets Index), בארה"ב (S&P 500) ובאירופה (EURO 600) עלו ב-101%, ב-208% וב-126%, בהתאמה. כאשר בוחנים את קצב הגידול במדד ת"א 100 במונחי שקלים מוצאים שיעור גבוה אף יותר – 624%. גם כשמנרמלים את מדדי המניות לקצב הצמיחה של התוצר מוצאים שמדד ת"א 100 עלה בקצב גבוה משמעותית מיתר המדדים. אולם אם מחלקים את כל תקופת המדגם לתתי-תקופות – למשל 1996 עד 2002, 2003 עד 2007, ו-2008 עד 2014 – כבר אין רואים הבדלים כה משמעותיים. לדוגמה, בין 1996 ל-2002 עלה מדד ת"א 100 בכ-113% ו-S&P 500 עלה ב-130%; בין 2003 ל-2007 עלה מדד ת"א 100 בכ-430% ומדד

² שיטות אחרות אינן מאפשרות לתארך תקופות חריגות.

³ התקופה המוצגת בפרק זה – יולי 1996 עד נובמבר 2014 – תואמת את תקופת המדגם.

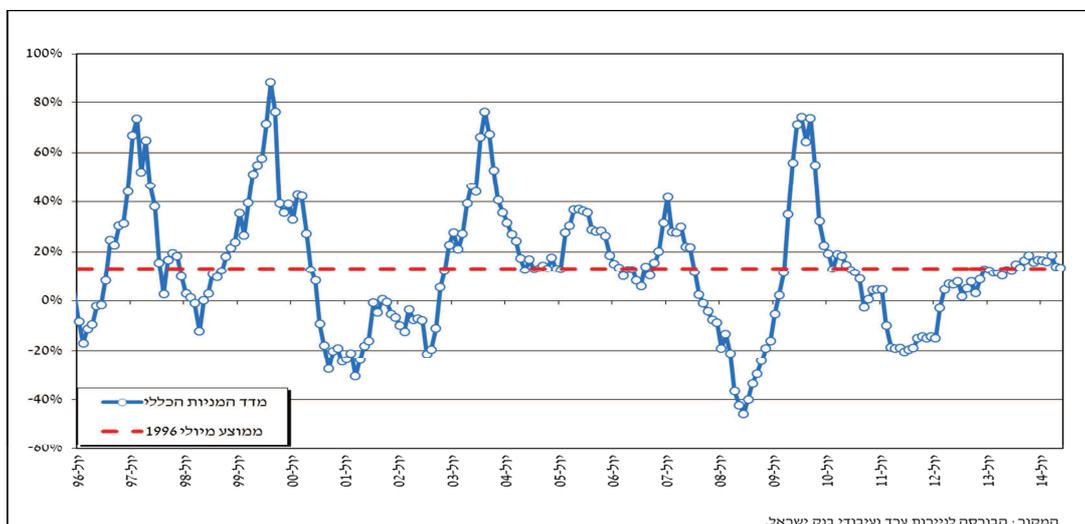
השווקים המתעוררים בכ-426% ; ובין 2008 ל-2014 עלה מדד ת"א 100 בכ-110% ו-S&P 500 עלה יותר ממנו – ב-141%.

איור 1: מדדי המניות בישראל ובעולם במונחי דולרים
(נתונים יומיים, יולי 1996 עד נובמבר 2014, יולי 1996=1)



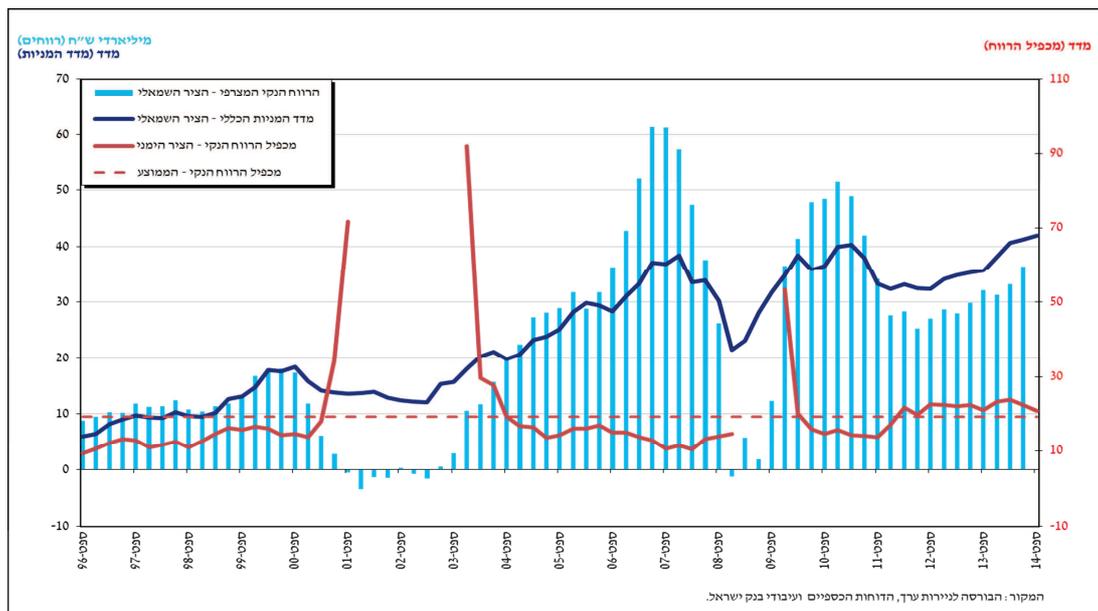
איור 2 מתאר את קצב הגידול של מדד המניות הכללי ב-12 החודשים האחרונים. ניתן לראות שחרף העלייה בשלוש השנים האחרונות, קצב הגידול בתקופה זו נותר יציב, והגידול אינו מעיד כי המחירים התפתחו באופן חריג יחסית לממוצע מיולי 1996 (13%). אך יש להביא בחשבון שייתכן כי הרמה הממוצעת מוטה כלפי מעלה כיוון שהיא כוללת את התקופה שבה מחירי המניות עלו בחדות (2003–2007), ולכן מחירי המניות ב-2014, לדוגמה, סטו מאותו ממוצע במידה מוטה כלפי מטה. אם נסתכל על תקופות קודמות, נוכל להיווכח כי היו כמה אפיזודות שבהן קצב הגידול ב-12 החודשים האחרונים היה גבוה מממוצע זה, לדוגמה מארס 1999 עד דצמבר 2000, אפריל 2007 עד ינואר 2008, ועוד.

איור 2: התפתחותו של מדד המניות הכללי ב-12 החודשים האחרונים
(באחוזים, יולי 1996 עד נובמבר 2014)



כפי שמראה איור 3, גם מכפיל הרווח הנקי⁴ בכלל החברות הנסחרות בבורסה אינו משקף התפתחות חריגה בסוף 2014, ורמתו גבוהה במעט ביחס לממוצע מיולי 1996 (19.3). יש להוסיף כי מכפיל הרווח הנקי של מדד ת"א 100 מצוי במרכז טווח המכפילים של המדדים במדינות המפותחות. ניתן לראות כי בשתי תקופות – דצמבר 2001 עד ספטמבר 2003 ומארס 2009 עד דצמבר 2009 – עלה מכפיל הרווח הנקי באופן משמעותי מכיוון שהרווח הנקי הגיע לרמות אפסיות או שליליות⁵. איור 3 מציג גם את מדד המניות הכללי בהשוואה לרווחי החברות הנסחרות בבורסה. מן האיור עולה כי ההתפתחות במחירי המניות עלתה בקנה אחד עם רווחי החברות במרבית התקופה הנסקרת.

איור 3: מכפיל הרווח הנקי בחברות הנסחרות בבורסה, מדד המניות הכללי ורווחי החברות (הרווח המצטבר בארבעת הרבעונים האחרונים, 1996Q3 עד 2014Q3)



איור 4 מציג את הפער בין התשואה הנדרשת על החזקת מניות⁶ לבין התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות ל-10 שנים – כלומר את עודף התשואה על מניות יחסית לתשואה על אג"ח ממשלתיות ל-10 שנים⁷. נצפה כי שתי הסדרות הללו יתאפיינו במגמות זהות, שכן ירידה ברמת הריביות במשק, עבור פרמיית סיכון נתונה, אמורה להקטין את התשואה הנדרשת על החזקת מניות, ולהפך. ניתן

⁴ מכפיל הרווח הנקי מבטא את מספר השקלים שהמשקיעים מוכנים לשלם עבור כל שקל רווח שהחברה מייצרת בשנה. כדי לחשב את מכפיל הרווח הנקי של חברה נוטלים את שווי השוק שלה ומחלקים אותו ברווח הנקי בארבעת הרבעונים האחרונים. כדי לחשב את מכפיל הרווח המצרפי נוטלים את סך שווי השוק של החברות הנכללות ומחלקים ברווח הנקי המצרפי שלהן בארבעת הרבעונים האחרונים. שווי השוק של החברות הנכללות במדד והרווחים שלהן מנורמלים לשווי החזקות הציבור.

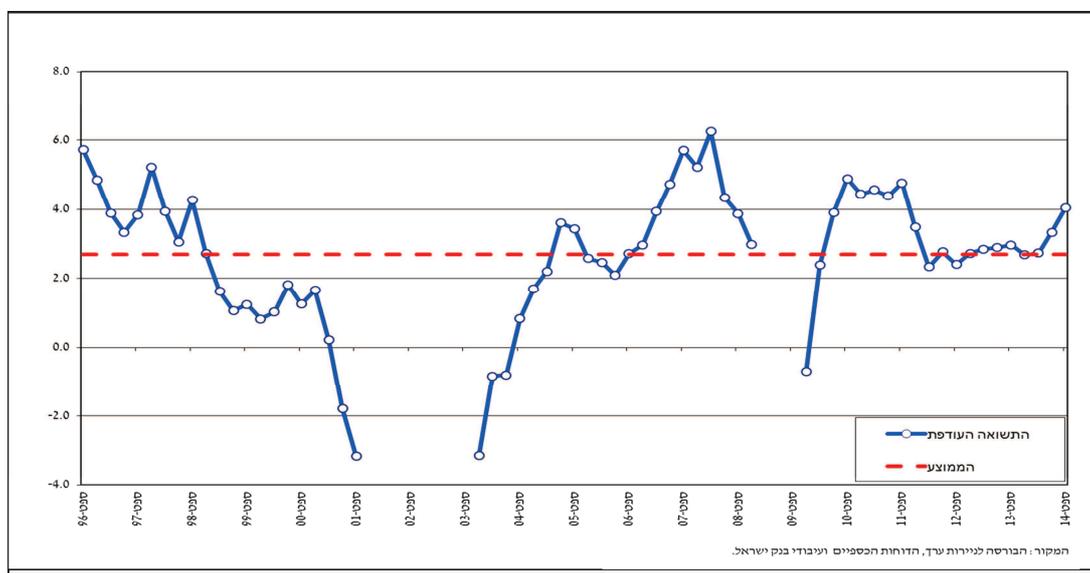
⁵ הסדרה מקבלת ערכים חסרים כשמכפיל הרווח מגיע לרמות גבוהות מ-100 או נמוכות מ-0 (ערכים אלו מתקבלים כאשר הרווח הנקי מגיע לרמות אפסיות ואף שליליות).

⁶ כדי לחשב את התשואה על החזקת מניות מחלקים את הרווח הנקי בשווי השוק. יחס זה שווה לערך ההופכי של מכפיל הרווח הנקי, והוא נותן אינדיקציה לתשואה הנדרשת על מניה כי במצב העמיד – כלומר כאשר רווחי החברה קבועים – הוא מייצג את התשואה הריאלית, ארוכת הטווח, על החזקת מניה.

⁷ עודף התשואה על מניות, יחסית לתשואה על נכס חסר סיכון, מייצג את פרמיית הסיכון הנדרשת על החזקת הנכס. כאשר מחירי המניות אינם מנותקים מהגורמים הכלכליים במשק, נצפה שעודף התשואה בשוק זה יהיה חיובי וישקף את הסיכון הכרוך בהשקעה בו. ירידה בלתי נורמלית בפרמיה הנדרשת תעיד על סתירה בין הסיכון הגלום בהחזקת הנכס לבין התשואה הנובעת מהשקעה בו.

לראות כי ההתפתחות במחירי המניות תאמה את מגמת הריביות במשך רק בחלק מהתקופה הנסקרת. מסוף 2009, לדוגמה, מגמת העלייה החדה במחירי המניות מתיישבת עם רמת הריביות במשך: רמת הריביות בישראל נמצאת במגמת ירידה מתמשכת; במקביל התשואה הנדרשת על החזקת מניות גם כן ירדה אם כי בשיעור נמוך יותר (ואף כי היא שינתה את מגמתה כמה פעמים במהלך התקופה), ולכן בסופו של דבר התשואה העודפת על החזקת מניות עלתה – תהליך שמשקף עלייה בפרמיית הסיכון. התשואה העודפת בסוף התקופה הנסקרת מתאפיינת ברמה גבוהה והיא מצויה מעל לממוצע מהרבעון השלישי של 1996 (2.7). לפיכך נראה כי התשואה העודפת על החזקת מניות תמכה במגמת העלייה החדה של המחירים, והיא מתיישבת עם הסיכונים הכרוכים בהשקעה בשוק זה. במילים אחרות, היא משקפת את הסיכון הגלום בהחזקת מניות, ונכון לסוף 2014 אין סימנים לתמחור יתר בשוק המניות.

איור 4: התשואה העודפת על מניות בהשוואה לאג"ח ממשלתית ל-10 שנים
(נתונים רבעוניים באחוזים, 1996Q3 עד 2014Q3)



בחלק זה בחנו את רמת התמחור של המניות בישראל בשיטות המקובלות. המדדים והניתוחים שהצגנו עד כה מראים כי אף על פי שמחירי המניות ממשיכים לעלות בחדות בסוף 2014, אין עדות לכך שהם מנותקים מגורמי היסוד. אולם כאמור, אלו שיטות אינדיקטיביות בלבד והן אינן מגדירות כלל החלטה ברורה. לפיכך, בחלקים הבאים נבחן את שאלת המחקר באמצעות מבחנים סטטיסטיים פורמליים.

3. מודל לתמחור נכסים בעלי בועה רציונלית

בטרם נעבור למודל פורמלי נציג את ההגדרה המקובלת לבועה. (1990) Stiglitz מספק הגדרה בסיסית ואינטואיטיבית:

“If the reason that the price is high today is **only** because investors believe that the selling price will be high tomorrow, when 'fundamental' factors do not seem to justify such a price, then a bubble exists.”

כלומר בועה מוגדרת כמצב שבו מחיר הנכס גבוה מערכו "הפונדמנטלי" (ערכן הנוכחי של ההכנסות שהוא צפוי להניב) אך ורק בגלל צפי לרווח הון שאינו מבוסס על גורמי היסוד של הנכס.

בכדי לקבל הגדרה פורמלית לבועה נציג תחילה את הפתרון הכללי למשוואת תמחור הנכסים^{8,9}:

$$(0) \quad P_t = E_t \underbrace{\sum_{i=1}^{\infty} (1+R)^{-i} D_{t+i}}_{F_t} + B_t$$

כאשר P_t הוא מחיר הנכס, D_t הוא הדיווידנד על הנכס, ו- R הוא שיעור היוון קבוע. הרכיב הראשון בצד הימני – הוא מסומן ב- F_t – מכונה "המחיר הפונדמנטלי" היות שהוא פונקציה של גורמי היסוד המשפיעים על מחיר הנכס, היינו זרם הדיווידנדים ושיעור ההיוון. הרכיב השני בצד ימין מכונה בספרות "בועה רציונלית". כאשר אין בועה, $P_t = F_t$ ומחיר הנכס שווה למחיר הפונדמנטלי. מנגד, כאשר $B_t \neq 0$ מחיר הנכס סוטה מערכו הפונדמנטלי. התנאי ש- B_t צריך לקיים בכדי להוות פתרון למשוואת תמחור הנכסים הוא

$$(0) \quad E_t(B_{t+1}) = (1+R)B_t$$

המשמעות של תנאי זה היא שבועה במחירו של נכס משקפת מצב שבו משקיעים מוכנים לרכוש אותו במחיר גבוה מערכו הבסיסי מפני שהם צופים כי יצליחו למכור אותו במחיר גבוה יותר בעתיד. בפירוט, המשקיעים צופים כי הפרמיה החורגת מהמחיר הבסיסי, B_t , צפויה לצמוח בקצב של $1+R$ (תוחלת).

כיוון ש- $R > 0$, לרכיב הבועה התנהגות נפיצה, כלומר ההשפעה של כל זעזוע לרכיב זה גוברת בחלוף הזמן. תנאי הנפיצות מהווה למעשה מגבלת זיהוי – הוא מאפשר לזהות קיומן של בועות: בהיעדר בועה ובהינתן שרכיב הדיווידנד במשוואה (1) הוא לכל היותר $I(1)$, מחיר הנכס P_t יכול להיות לכל היותר $I(1)$ ¹⁰. לכן נוהה בועה אם נמצא כי המחיר מתנהג בצורה נפיצה בשעה שהדיווידנד אינו נפיץ¹¹.

את המודל שהוצג לעיל קשה להחיל על הנתונים משוק ההון הישראלי בכלל – ועל נתוני המניות בפרט – משום שסדרות הדיווידנד אינן רציפות כי השוק הישראלי בדרך כלל אינו נוהג לחלק דיווידנדים באופן רציף. בכדי להתמודד עם בעיה זו אנו עושים שימוש במודל מכפיל ההון שפיתח Vuolteenaho

⁸ משוואה זו נידונה בהרחבה בספרות. ראו לדוגמה (Shiller (1980), Campbell and Shiller (1988), Flood and Hodrick (1986,1990).

⁹ הפיתוח המלא של המודל מופיע בנספח א.

¹⁰ מההנחה שגם המחיר וגם הדיווידנד הם $I(1)$ נגזר שקיים ביניהם קשר קואינטגרטיבי.

¹¹ המודל שתיארנו מתמקד אמנם בתופעת הבועה הרציונלית, אך האסטרטגיה האקונומטרית שנשתמש בה רלוונטית גם לזיהוי סוגים נוספים של בועות שהספרות מזכירה, כדוגמת בועות הנובעות מהתנהגות עדרית ובוועות הנובעות מריביות נמוכות וקרובות לשיעור הצמיחה (Phillips and Yu, 2011).

(1999, 2002), חוקר שהראה כי ניתן לנסח קשר דומה לזה שקיים בין המחיר והדיווידנד תוך שימוש במכפיל ההון¹²:

$$(0) \quad \theta_{t-1} = \frac{2\kappa}{1-\rho} - \underbrace{\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_{t-1}(e_{t+j}) - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_{t-1}(r_{t+j}) - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_{t-1}(i_{t+j})}_{F_t} + E_{t-1} \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j \theta_{t+j}$$

כאשר θ_t, r_t, e_t ו- i_t מסמנים את לוג מכפיל ההון, לוג התשואה העודפת ברוטו על שווי השוק, לוג התשואה ברוטו על ההון העצמי (ROE) ולוג התשואה על נכס חסר סיכון בזמן t , בהתאמה, וכאשר ρ ו- κ הם פונקציות של הקבועים שסביבם נעשה הקירוב הלוג-לינארי¹³.

בדומה למשוואה (1) גם במשוואה (3) נסמן את הרכיב הראשון בצד ימין ב- F_t ונכנה אותו "מכפיל ההון הבסיסי", היות שלמעשה הוא פונקציה של הגורמים הפונדמנטליים הקובעים את שוויה הבסיסי של מניה – ה-ROE, התשואה חסרת סיכון ופרמיות הסיכון הצפויות. הרכיב השני, $E_{t-1} \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j \theta_{t+j}$, מייצג את הבועה הרציונלית¹⁴. במקרה זה, קיומה של בועה משקף מצב שבו שווי השוק של ההון העצמי "מתרחק" באופן נפיץ משווי בספרים.

על פי משוואה (3), שינוי ב- θ_t יכול לנבוע משינוי במסלול הצפוי של הערך הבסיסי ו/ או משינוי ברכיב הבועה. היות שכך, התכונות הסטוכסטיות של הערך הבסיסי ושל רכיב הבועה מכתיבות את אלו של θ_t . אם נניח כי סדרות התשואות (e_t, r_t, i_t) הן לכל היותר בעלות שורש יחידתי (כלומר אנו שוללים את האפשרות שהן נפיצות), נצפה שבנוכחות בועה הדינמיקה של θ_t תושפע מנפיצותה ולכן θ_t יהיה נפיץ אף הוא. במילים אחרות, אפשר לבדוק באופן אמפירי אם קיימת בועה על ידי חיפוש נפיצות ב- θ_t , בהנחה כי e_t, r_t ו- i_t אינן נפיצות (או בשילוב בדיקה אמפירית של הדבר). השיטה המעשית לבדיקה זו מתוארת בחלק הבא.

4. מתודולוגיה אקונומטרית לזיהוי בועות

(Diba and Grossman 1988) היו בין הראשונים שהשתמשו במבחני שורש יחידתי ככלי לזיהוי בועות במחירי המניות בארה"ב. המחברים בחנו את דרגת חוסר הסטציונריות של מחירי המניות ושל הדיווידנדים, והסיקו כי במדגם שברשותם ניתן לשלול את האפשרות שקיימת בועה במחירי המניות בארה"ב¹⁵. (Evans 1990) הראה כי כאשר קיימות בועות, למבחני שורש יחידתי מהסוג שבו

¹² מכפיל ההון שווה ליחס בין שווי השוק של חברה – ערך שנקבע לפי מחיר המניות הנסחרות בשוק המשני – לבין השווי בספרים של הונה העצמי, היינו ההפרש בין הנכסים להתחייבויות שבספרי החברה. כאשר מכפיל ההון גדול (קטן) מ-1, שווי השוק של החברה גבוה (נמוך) מהונה העצמי.

¹³ הסבר מפורט על דרך החישוב מופיע בנספח ב'.

¹⁴ Vuolteenaho (1999, 2002) מניח מפורשות כי רכיב זה שווה לאפס, קרי שאין בועה.

¹⁵ סקירה מקיפה של שיטות אקונומטריות לזיהוי בועות ניתן למצוא אצל (Gürkaynak 2008).

השתמשו (1988) Diba and Grossman אין יכולת גבוהה לזהות התנהגות בלתי סטציונרית. הסיבה לכך היא שבועות נוטות להתנפח ולהתפוצץ במחזוריות, והדבר נראה בדיעבד כהתנהגות בעלת נטייה של חזרה למוצע (mean reversion). סוג זה של בועות נכסים – Evans מכנה אותו "בועות שפוקעות באופן מחזורי" ("periodically collapsing bubbles") – מטה את המסקנות הנובעות ממבחני השורש היחידתי לכיוון ההשערה האלטרנטיבית (סטציונריות). Phillips, Wu and Yu. (2011), להלן PWY, ו-Phillips, Shi and Yu (2015), להלן PSY, פיתחו אסטרטגיית זיהוי שמתמודדות עם ביקורת זו על ידי שימוש רקורסיבי במבחני זנב ימני לשורש יחידתי. המחברים מראים כי אסטרטגיית זיהוי זו משפרת את עוצמת המבחן לבועות שפוקעות באופן מחזורי¹⁶.

המתודולוגיה של PWY ו-PSY מיישמת מבחני זנב ימני לקיומו של שורש יחידתי על ידי אמידת מבחן ה-Augmented Dickey-Fuller (ADF) להשערה שקיים שורש יחידתי בסדרה העתית של משתנה מסוים. למשל, עבור לוג מכפיל ההון, θ_t , נאמדת המשוואה הבאה:

$$(0) \quad \Delta \theta_t = \alpha + (\rho - 1)\theta_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi^j \Delta \theta_{t-j} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

כאשר $t = 1, \dots, T$ (הוא גודל המדגם), α הוא החותך, ρ הוא המקדם האוטורגרסיבי מסדר ראשון ו- ϕ^j הוא המקדם האוטורגרסיבי מסדר j של הפרשי המשתנה המוסבר. השערת האפס במבחן הנפיצות מנוסחת כך ש- θ_t במשוואה (8) הוא בעל שורש יחידתי; ההשערה האלטרנטיבית מנוסחת כך ש- θ_t הוא בעל שורש נפיץ:

$$(0) \quad \begin{aligned} H_0 : \rho &= 1 \\ H_1 : \rho &> 1 \end{aligned}$$

בדיקת ההשערות הנ"ל מבוססת על סטטיסטי ה-ADF שמוגדר כ- $\frac{\hat{\rho}-1}{S.E(\hat{\rho})}$, כאשר $\hat{\rho}$ הוא אומד ה-OLS של ρ ממשוואה (4), ו- $S.E(\hat{\rho})$ היא סטיית התקן שלו.

על פי PSY, האמידה של משוואה (4) וחישוב סטטיסטי ה-ADF מתבצעים בצורה רקורסיבית תוך שימוש בתתי-מדגם בגדלים שונים, והסטטיסטי הרלוונטי לבדיקת ההשערה שאין נפיצות הוא הסטטיסטי המקסימלי שהניבו כל תתי-המדגמים מגודל מסוים ומעלה.

במונחים פורמליים, נניח מדגם שנע בין 0 ל-1 ונסמן ב- r_0 את גודל החלון המינימלי לאמידה, ב- r_1 את נקודת ההתחלה של תת-מדגם כלשהו, וב- r_2 את נקודת הסיום של אותו תת-מדגם (נציין כי

¹⁶ המתודולוגיה של PWY (2011) מתאימה רק כאשר יש בתקופת המדגם בועה אחת לכל היותר. מנגד, המתודולוגיה של PSY (2015) מאפשרת זיהוי גם כאשר יש כמה בועות בתקופת המדגם. במחקר זה נתמקד במבחן האחרון (PSY).

מתקיים $r_2 - r_1 \geq r_0$.¹⁷ נסמן ב- $ADF_{r_1}^{r_2}$ את סטטיסטי ה-ADF שנאמד למדגם המתחיל ב- r_1 ומסתיים ב- r_2 . PSY בוחנים את השערת האפס בדבר אי-קיומה של בועה על ידי סטטיסטי ה- Generalized Sup ADF (GSADF), המוגדר כערך המקסימלי של סטטיסטי ה- $ADF_{r_1}^{r_2}$ בכל תתי-המדגמים מגודל r_0 ומעלה, כלומר:

$$(6) \quad GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1], \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \{ADF_{r_1}^{r_2}\}$$

השערת האפס בדבר אי-קיומה של בועה נדחית כאשר ערכו של ה-GSADF גבוה מהערך הקריטי הרלוונטי.¹⁸

נוסף לכך המתודולוגיה של PSY מאפשרת לתארך את הבועות. אם בשלב הראשון של המבחן – השלב שתואר לעיל – נדחתה השערת האפס בדבר אי-קיום בועה/ות, ניתן לאמוד בצורה עקיבה את תאריך תחילתה/ן וסופה/ן. הסטטיסטי המשמש לתיארוך הבועות הוא ה- Backward sup ADF (BSADF), המוגדר כערך המקסימלי של רצף ה- $ADF_{r_1}^{r_2}$ באינטרוול $r_1 \in [0, r_2 - r_0]$, כלומר:

$$(7) \quad BSADF(r_0) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} \{ADF_{r_1}^{r_2}\}$$

תחילתה של בועה מוגדרת כתצפית שבה סטטיסטי ה-BSADF חוצה את הערך הקריטי הרלוונטי מלמטה (ברמת מובהקות שנקבעת מראש), ואילו סיומה של תקופה בועתית מוגדר כתצפית שבה סטטיסטי ה-BSADF חוצה את הערך הקריטי מלמעלה.¹⁹

5. מסד הנתונים

כדי ליישם מתודולוגיה אקונוטרית זו לזיהוי בועות על שוק המניות הישראלי, ניתן להשתמש במחירי המניות עצמם או באחד מן היחסים הפיננסיים המבטאים את התמחור בשוק המניות – כלומר באחד המדדים הקיימים לשווי השוק (valuation ratios)²⁰. בעבודה זו בחרנו להשתמש באחד

¹⁷ ניתן לראות במדגם זה סטנדרטיזציה של מדגם בגודל 0 עד T שנורמל ב- T , ולראות ב- r_1 וב- r_2 שיעורים מהמדגם.

¹⁸ ההתפלגות האסימפטוטית של ה-GSADF איננה סטנדרטית אך מוגדרת היטב (Phillips et al., 2015). הערכים הקריטיים למבחן במדגמים סופיים מתקבלים מהרצת סימולציות Monte Carlo. במחקר זה נשתמש בתוסף (add-in) ל-EViews, בשם "Rtadf" (Caspi, 2013), כדי לחשב את הערכים הקריטיים הרלוונטיים למבחן.

¹⁹ היות שלא ניתן לחשב באופן אנליטי את הערכים הקריטיים של מבחן ה-GSADF עבור מדגם סופי, אנו משתמשים בערכים קריטיים שמתקבלים מסימולציית Monte Carlo מותאמת למדגם (ראו Caspi 2013).

²⁰ פירוט והסבר על היחסים הפיננסיים השונים מופיעים אצל זלקינדר, שטינברג ושטיין (2012).

המדדים לשווי השוק, מכיוון שהוא מבטא את היחס בין גורם יסוד שמקורו במאזן לבין הערכת השווי שמקורה במסחר בשוק ההון. בדרך זו ניתן לבחון אם מחיר הנכס גבוה מערכו הפונדמנטלי.

זלקינדר, שטינברג ושטיין (2012) סוקרים בעבודתם כמה מדדים לשווי השוק, ביניהם מכפיל הרווח הנקי, מכפיל תזרים מזומנים, מכפיל הרווח מפעולות שוטפות, וכדומה. כדי שלא נצטרך להתמודד עם ערכים שליליים, וכדי שנוכל להתחקות אחר המודל של (Vuolteenaho, 1999, 2002), בחרנו להשתמש במכפיל ההון. כאמור, זהו היחס בין שווי השוק של החברה לבין ההון העצמי שלה; ההון העצמי משקף את העודף שיוותר לבעלי המניות אם החברה תממש את כל נכסיה ותשלם את כל חובותיה.

מאחר שבעבודה זו נרצה לבחון את רמת התמחור של המניות ברמת המשק, ולא ברמה של החברה הבודדת, הרצנו את המודל על מכפילי ההון המצרפיים של ענפי המשק ושל מדדי מניות שונים²¹. ברור כי כדי שהאמידה תהיה אינפורמטיבית ככל האפשר – משמע תוכל ללכוד כמה שיותר תקופות שאנו חושדים כי הן בועתיות – רצוי להשתמש בנתונים היסטוריים מוקדמים ככל האפשר. הנתונים על ענפי המשק השונים זמינים ברמה חודשית החל מיולי 1996, והנתונים על מדדי המניות – החל מפברואר 2005^{22,23}.

את מסד הנתונים שאנו משתמשים בו ניתן לחלק לשניים: 1. ענפי המשק, 2. מדדי מניות מרכזיים:

5.1 ענפי המשק

העדפנו לחלק לענפים את כלל החברות בבורסה²⁴, ולא להשתמש בהרכב מדדי המניות לפי ענפים (כגון ת"א פיננסים, ת"א נדל"ן 15 וכו'), שכן מדדים אלו כוללים רק מדגם מכלל החברות המשתייכות לכל אחד מן הענפים (לפי תנאי סף מסוימים). כך יכולנו ליצור פאנל שמייצג את נתונין של כלל החברות בבורסה. במהלך השנים ביטלה הבורסה ענפים מסוימים ופתחה חדשים²⁵, ולכן ישנן חברות רבות שעברו מענף אחד לאחר במהלך התקופה הנסקרת. כדי שהדבר לא ישפיע על שינויים בנתוני הענפים, ערכנו כמה התאמות: א. את החברות שהעבירו בנובמבר 2012 לענף הביומד השארנו בענף שבו היו לפני כן – התעשייה; ב. את החברות שהעבירו בנובמבר 2013 לענף השירותים הפיננסיים השארנו בענף שבו היו לפני כן – המסחר והשירותים; ג. החל ממאוס 2013 לא כלל הפאנל את החברות מענף הטכנולוגיה (ענף זה נפתח בנובמבר 2012, ואילו נכנסו 81 חברות מהמסחר והשירותים, התעשייה וההשקעה והאחזקות).

המדגם שברשותנו כולל 583 חברות (בממוצע לאורך תקופת המדגם), והן משתייכות ל-7 הענפים הבאים: הביטוח, הבנקים, ההשקעה והאחזקות, חיפושי הנפט והגז, המסחר והשירותים, הנדל"ן

²¹ מכפילי ההון המצרפיים של המדדים השונים חושבו בשיטת הסכימה המתוקנת. ראו זלקינדר, שטינברג ושטיין (2012). נפרט מהם הענפים ומדדי המניות בסעיפים הבאים.

²² הרכב המדדים על פי הבורסה עומד לרשותנו רק מחודש זה.

²³ ראוי לציין כי במהלך תקופת המדגם (החל מהרבעון הראשון של 2008) ערכו החברות הציבוריות בישראל מעבר מדורג לתקינת IFRS. נראה כי מעבר זה השפיע על שיטת החישוב של רוב היחסים הפיננסיים שאנו בוחנים, אולם מכיוון שמדובר בצעד חד-פעמי אין הדבר פוגם באיכות הניתוח.

²⁴ רק חברות המנפיקות מניות.

²⁵ השינויים ברשימת הענפים השונים בבורסה מפורטים בנספח ג'.

והבינוי והתעשייה. תקופת המדגם משתרעת בין יולי 1996 לנובמבר 2014. טבלה 1 שלהלן מציגה את שווי השוק ואת ההון העצמי הממוצע של החברות המשתייכות לכל אחד מענפים אלה בתקופת המדגם, וכן את מספר החברות המשתייכות לכל ענף.

טבלה 1: המאפיינים העיקריים של ענפי המשק
(הממוצע הרב-שנתי, יולי 1996 עד נובמבר 2014)

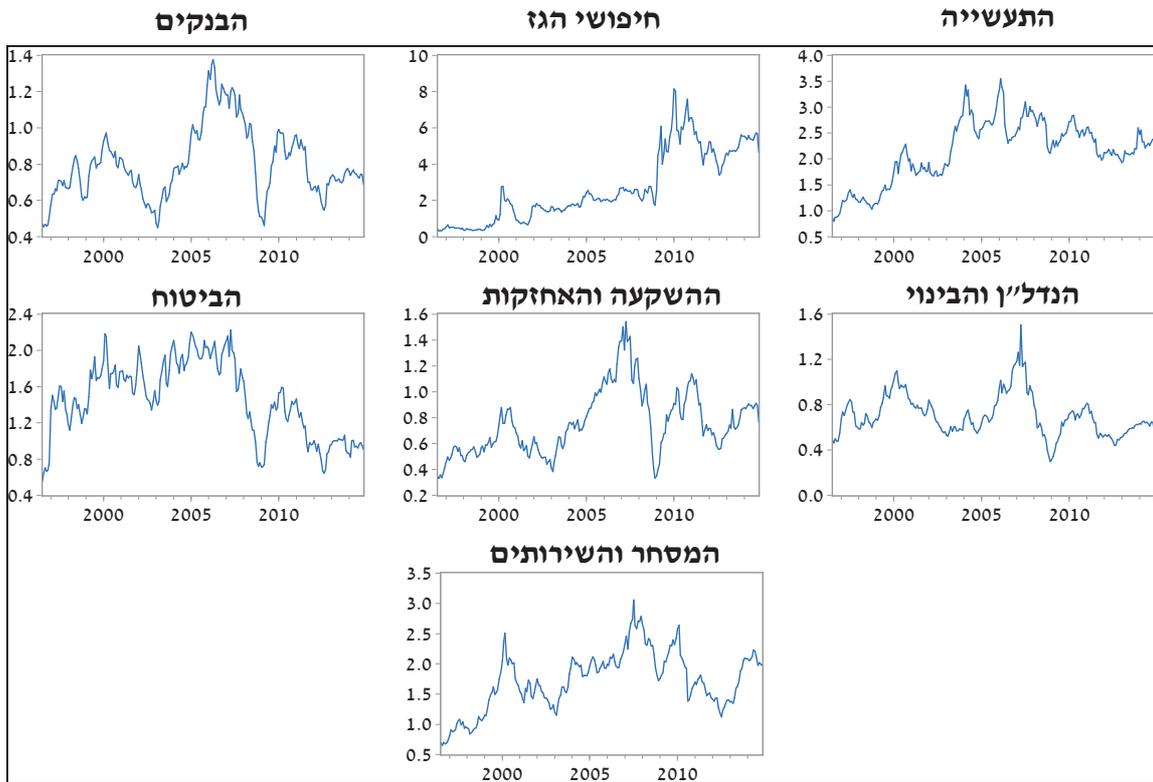
הענף	שווי השוק (במיליארדי ₪)	ההון עצמי (במיליארדי ₪)	מכפיל ההון
הביטוח	14.9	10.9	1.4
הבנקים	50.4	62.6	0.8
ההשקעה והאחזקות	48.4	60.8	0.8
חיפוש הנפט והגז	12.8	3.1	4.1
המסחר והשירותים	56.6	32.3	1.8
הנדל"ן והבינוי	35.4	53.5	0.7
התעשייה	197.0	86.0	2.3
כל ענפי המשק (סך הכול)	419.8	311.6	1.3

טבלה 2 ואיור 5 שלהלן מציגים את הסטטיסטיקה התיאורית של מכפיל ההון בכל אחד מן הענפים הנזכרים לעיל. ניתן לראות כי קיימים הבדלים משמעותיים בין הענפים הן בערך הממוצע של מכפיל ההון והן בסטיית התקן. מכפיל ההון הממוצע הגבוה ביותר, המלווה בסטיית התקן הגבוהה ביותר, שייך לענף חיפוש נפט וגז (ממוצע של 2.67, ומקסימום של 8.14).

טבלה 2: הסטטיסטיקה התיאורית של מכפיל ההון, לפי ענפים
(יולי 1996 עד נובמבר 2014)

הממוצע	הבנקים	הגז	התעשייה	הביטוח	ההשקעה והאחזקות	הנדל"ן והבינוי	המסחר והשירותים	כל ענפי המשק
0.80	2.67	2.15	1.46	0.76	0.70	1.72	1.26	
0.77	2.02	2.21	1.47	0.72	0.66	1.75	1.25	
1.38	8.14	3.55	2.22	1.54	1.51	3.06	1.95	
0.45	0.31	0.80	0.55	0.33	0.30	0.65	0.54	
0.20	1.95	0.60	0.42	0.25	0.19	0.49	0.31	
221	221	221	221	221	221	221	221	

איור 5: מכפיל ההון של הענפים השונים
(יולי 1996 עד נובמבר 2014)



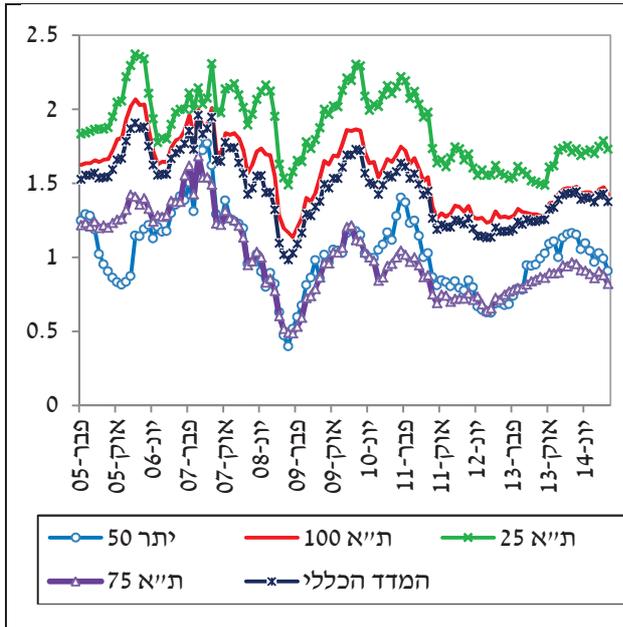
5.2 מדדי המניות

כדי שבחינה זו בדבר קיומה/ אי-קיומה של בועה בשוק המניות תהיה אינדיקטיבית יותר, בחרנו להריץ את המודל גם על 5 מדדי מניות נבחרים:

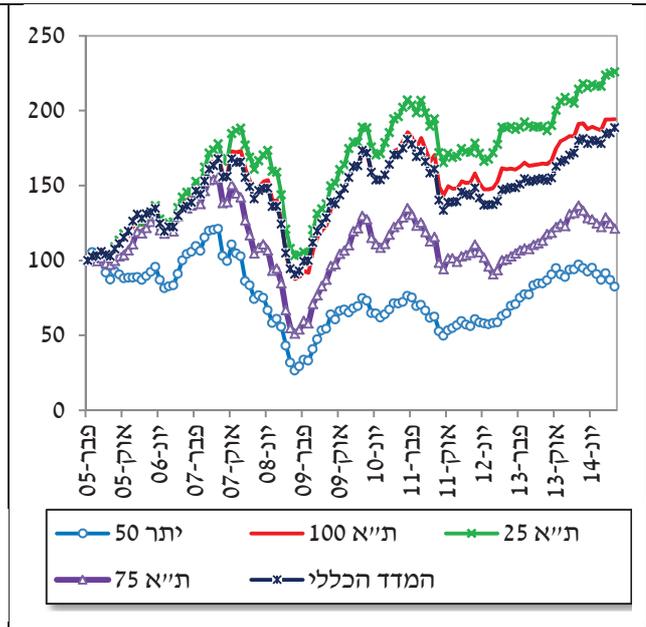
1. מדד ת"א 25 – כולל את 25 המניות בעלות שווי השוק הגבוה ביותר בבורסה.
2. מדד ת"א 75 – כולל את 75 המניות בעלות שווי השוק הגבוה ביותר בבורסה אשר לא נכללו במדד ת"א-25.
3. מדד ת"א 100 – כולל את 100 המניות בעלות שווי השוק הגבוה ביותר בבורסה, כלומר את המניות הנכללות במדדים ת"א-25 ות"א-75.
4. מדד יתר 50 – כולל את 50 המניות בעלות שווי השוק הגבוה ביותר בבורסה מבין אלה שאינן נכללות במדד ת"א-100.
5. המדד הכללי – כולל את כל המניות הנסחרות בבורסה. משקלה של כל מניה במדד נקבע על פי היחס שבין שווי השוק שלה לבין סך שווי השוק של כל המניות המרכיבות את המדד.

איור 6 מציג את חמשת המדדים בתקופה המשתרעת בין פברואר 2005 ונובמבר 2014, איור 7 מתאר את מכפיל ההון שלהם לאורך תקופה זו, ואילו טבלה 3 מציגה את הסטטיסטיקה התיאורית של מכפיל ההון בכל אחד מן המדדים. ניתן לראות כי בתקופה הנסקרת כל המדדים מציגים מגמות זהות פחות או יותר הן במדד עצמו והן במכפיל ההון. עוד ניתן לראות כי המדד שעלה בשיעור הגבוה ביותר בתקופה זו – ת"א 25 – הוא גם המדד בעל מכפיל ההון הגבוה ביותר.

איור 7: מכפילי ההון של המדדים הראשיים הנבחרים
(פברואר 2005 עד נובמבר 2014)



איור 6: מדדים נבחרים
(פברואר 2005 עד נובמבר 2014, פברואר 2005=100)



טבלה 3: הסטטיסטיקה התיאורית של מכפיל ההון לפי המדדים הראשיים
(פברואר 2005 עד נובמבר 2014)

המדד הכללי	יתר 50	ת"א 75	ת"א 25	ת"א 100	
הממוצע	1.47	1.03	1.00	1.88	1.57
החציון	1.48	1.02	0.96	1.88	1.63
המקסימום	1.96	1.78	1.68	2.37	2.07
המינימום	0.98	0.40	0.49	1.49	1.14
סטיית התקן	0.23	0.26	0.27	0.24	0.23
מספר הצפיות	118	118	118	118	118

6. התוצאות

בחלק זה נציג את תוצאות מבחני הבועה שערכנו לנתונים ברמת הענף ולנתון המצרפי. את סטטיסטי ה-GSADF, כפי שהוא מוגדר במשוואה (12), חישבנו בכל אחת מהסדרות בעזרת אמידה רקורסיבית של משוואת ADF שכללה חותך בלבד. מספר הפיגורים הנכללים בכל משוואה נקבע אוטומטית על פי קריטריון ה-BIC²⁶. החלטנו כי גודל החלון המינימלי בכל האמידות יעמוד על 36 תצפיות²⁷. את

²⁶ Bayesian Information Criterion (BIC) הנמוך ביותר. ערך ה-BIC שווה ל- $-2\ln\hat{L} + k\ln(n)$, כאשר \hat{L} מציין את הערך המקסימלי של פונקציית הנראות, k מציין את מספר הפיגורים ו- n את מספר התצפיות. ערך זה קטן כאשר הנראות גדלה וגדל כאשר מספר הפיגורים במודל גדל. נציין כי התוצאות שנציג בהמשך אינן רגישות לשימוש בקריטריון אוטומטי אחר לבחירת מספר הפיגורים (AIC), ומרביתן אינן רגישות לשימוש במספר פיגורים קבוע (ראו הרחבה בנספח ד').
²⁷ אנו הולכים בעקבות Phillips et al. (2011, 2015), חוקרים שהשתמשו בחלון מינימלי של כ-3 שנים עבור נתונים חודשיים. עם זאת, התוצאות שנציג אינן רגישות לשימוש בגודל חלון שונה (ראו נספח ד').

הערכים הקריטיים למבחן חישובו באמצעות סימולציית Monte Carlo שמבוססת על 2,000 רפליקציות. את הנתונים לרפליקציות ייצרנו לפי מהלך אקראי עם רעש בלתי תלוי המתפלג נורמלית סטנדרטית. תיארכנו תקופות בועתיות בשני תנאים: ראשית, השערת האפס בדבר אי-קיומה של בועה אכן נדחתה, קרי סטטיסטי ה-GSADF אכן גבוה מהערך הקריטי²⁸. שנית, תקופת הבועה נמשכה לפחות 5 חודשים. תנאי זה נועד למנוע מצב שבו מקטלגים כבועה אפיזודות קצרות מדי של עליות (או ירידות) חדות במחירים²⁹.

6.1 המניות לפי ענפים

נתאר את התוצאות שהתקבלו מהנתונים הענפיים בשני חלקים: הראשון מתמקד בבדיקות בכל ענף בנפרד, ואילו השני מתמקד במבחנים מצרפיים של כלל הענפים.

טבלה 4 מציגה את תוצאות מבחן ה-GSADF שנערך לגבי לוג מכפיל ההון של כל אחד משבעת הענפים ולגבי מכפיל ההון המצרפי, והיא כוללת את סטטיסטי ה-GSADF. במקביל איור 8 מציג את האינדיקטור לזיהוי בועה (בכחול), ואת הרף לזיהוי בועה ברמת מובהקות של 5% (אדום), בכל שבעת הענפים. כפי שניתן לראות בטבלה, השערת האפס בדבר אי-קיומה של בועה אינה נדחית בשבעת הענפים ברמת מובהקות של 5% לפחות.

טבלה 4: תוצאות מבחן ה-GSADF שנערך לגבי לוג היחס בין שווי השוק לשווי בספרים

של כל אחד מהענפים השונים בנפרד

(יולי 1996 עד נובמבר 2014)

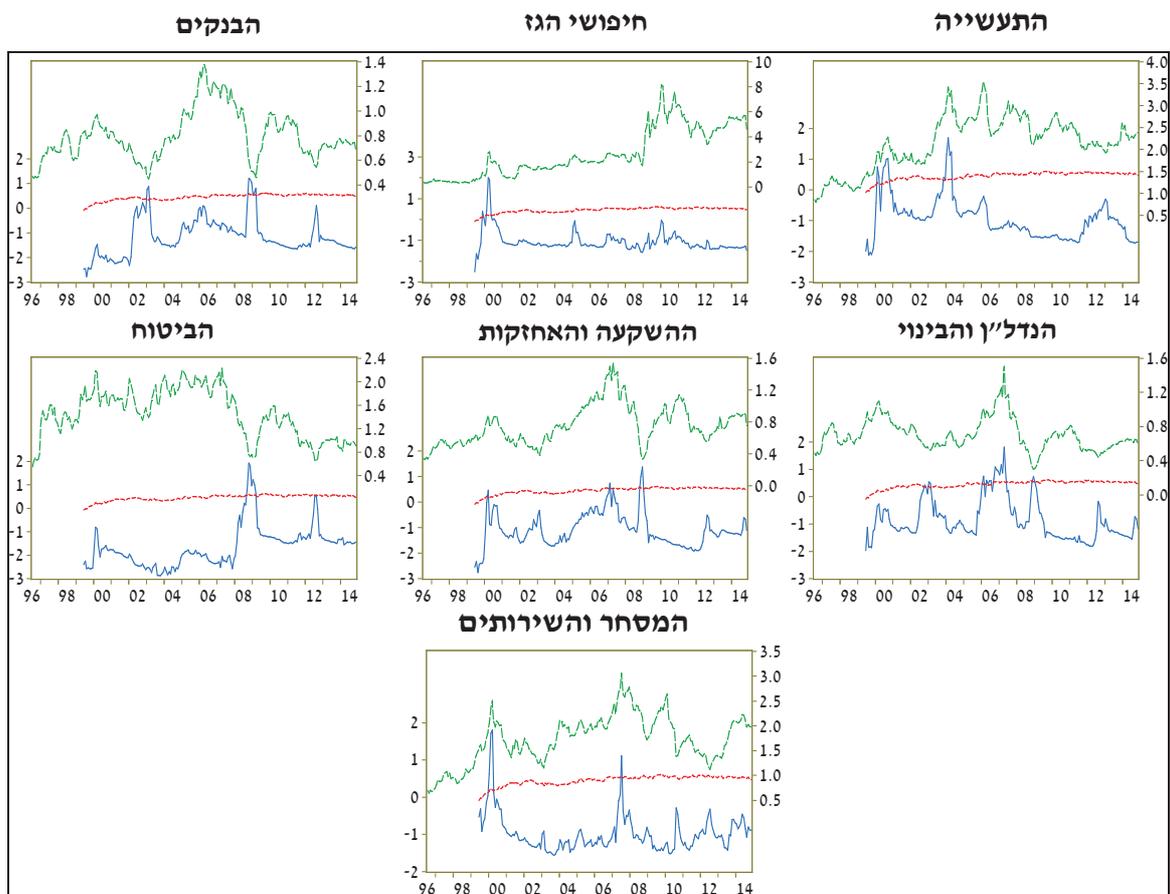
הענף	סטטיסטי ה-GSADF
הבנקים	1.208
חיפוש הגז והנפט	1.995*
התעשייה	1.694
הביטוח	1.934*
ההשקעה והאחזקות	1.382
הנדל"ן והבינוי	1.810*
המסחר והשירותים	1.803*
מכפיל ההון המצרפי	1.292

הערות: חישובנו את סטטיסטי ה-GSADF ללוג מכפיל ההון של כל ענף בנפרד בהתאם להגדרה המוצגת במשוואה (12), כאשר גודל החלון המינימלי, r_0 , עומד על 36 תצפיות ומספר הפיגורים של כל משתנה נקבע על פי קריטריון ה-BIC. חישוב ה-p-value מתבסס על סימולציה ובה 2,000 רפליקציות שבהן ייצרנו את התהליך האקראי לפי $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, כאשר $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, $t = 1, \dots, T$, $y_0 = 0$. * מצייין מובהקות ברמה של 10%, ** מצייין מובהקות ברמה של 5% ו-*** מצייין מובהקות ברמה של 1%.

²⁸ ברמה של 5% לפחות.

²⁹ בספרות האמפירית ניכר כי שלב ההתנפחות של בועות נכסים נוטה להיות ארוך יחסית, ויכול להגיע אף לכמה שנים.

איור 8: לוג מכפיל ההון, האינדיקטור לתיארוך בועה ורמת הסף לזיהוי תקופה בועתית
(לפי ענפים, יולי 1996 עד נובמבר 2014)



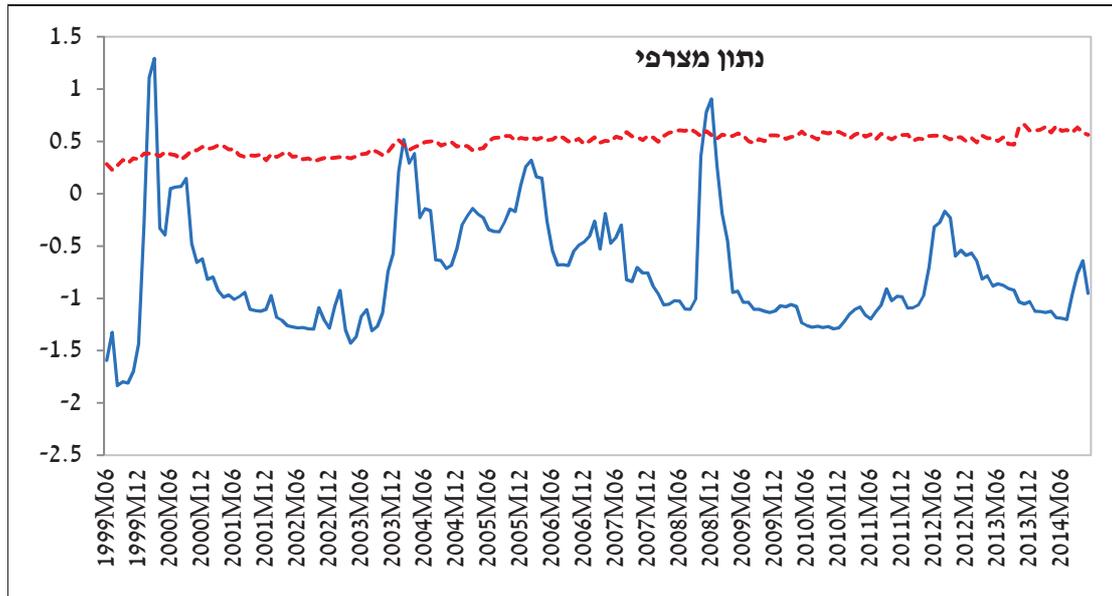
הערות: איור זה מציג את לוג מכפיל ההון (בירוק), את האינדיקטור לתיארוך בועות שמגדירה משוואה (13) (בכחול) ואת רמת הסף לזיהוי תקופות בועתיות (באדום) בכל אחד משבעת הענפים.

תוצאות המבחן אינן מצביעות על בועה, אך כאשר עורכים בחינה מדוקדקת יותר של תיארוך הבועות המופיע באיור 8, מגלים בכל אחד משבעת הענפים כמה מקרים שבהם ערכי סדרת הסטטיסטים (בכחול) היו גבוהים מערכי סדרת הערכים הקריטיים (באדום). נתבונן למשל בענף התעשייה, בענף המסחר והשירותים ובענף ההשקעה והאחזקות, ענפים שכוללים עד לשנת 2013 את תת-ענף הטכנולוגיה. כפי שניתן לראות באיור 8, האינדיקטור לזיהוי הבועה נמצא ברמות גבוהות בסביבות סוף שנות ה-90 ובתחילת העשור הראשון של שנות ה-2000, והדבר מתיישב עם פרק הזמן שבו התפתחה בועת הדוט-קום. סביר להניח כי אילו בחנו את ענף הטכנולוגיה בלבד, היינו מקבלים תוצאות שונות – במקרה זה דחייה של השערת האפס, כלומר היינו מזהים את בועת הדוט-קום – אך הנתונים שברשותנו אינם מאפשרים בחינה כזו³⁰.

כעת נעבור לניתוח המצרפי. השורה האחרונה בטבלה 4 מציגה את תוצאותיו של מבחן הבועה לגבי מכפיל ההון המצרפי. ניתן לראות כי גם במקרה זה השערת האפס בדבר אי-קיומה של בועה אינה נדחית ברמת מובהקות של 5% לפחות. אולם כפי שניתן לראות באיור 9, האינדיקטור המתקבל מהמבחן מגיע לרמות שיא הן בתקופת המשבר הפיננסי האחרון והן בתקופת משבר הדוט-קום.

³⁰ תת-ענף הטכנולוגיה הופרד מענף התעשייה החל משנת 2013.

איור 9: האינדיקטור לתיארוך בועה ורמת הסף לזיהוי תקופה בועתית
(הרמה המצרפית, יוני 1999 עד נובמבר 2014)



הערות: איור זה מציג את האינדיקטור לתיארוך בועות שמגדירה משוואה (13) (בכחול) ואת רמת הסף לזיהוי תקופות בועתיות (באדום) בהתייחס למכפיל ההון המצרפי.

6.2 המניות לפי מדדים

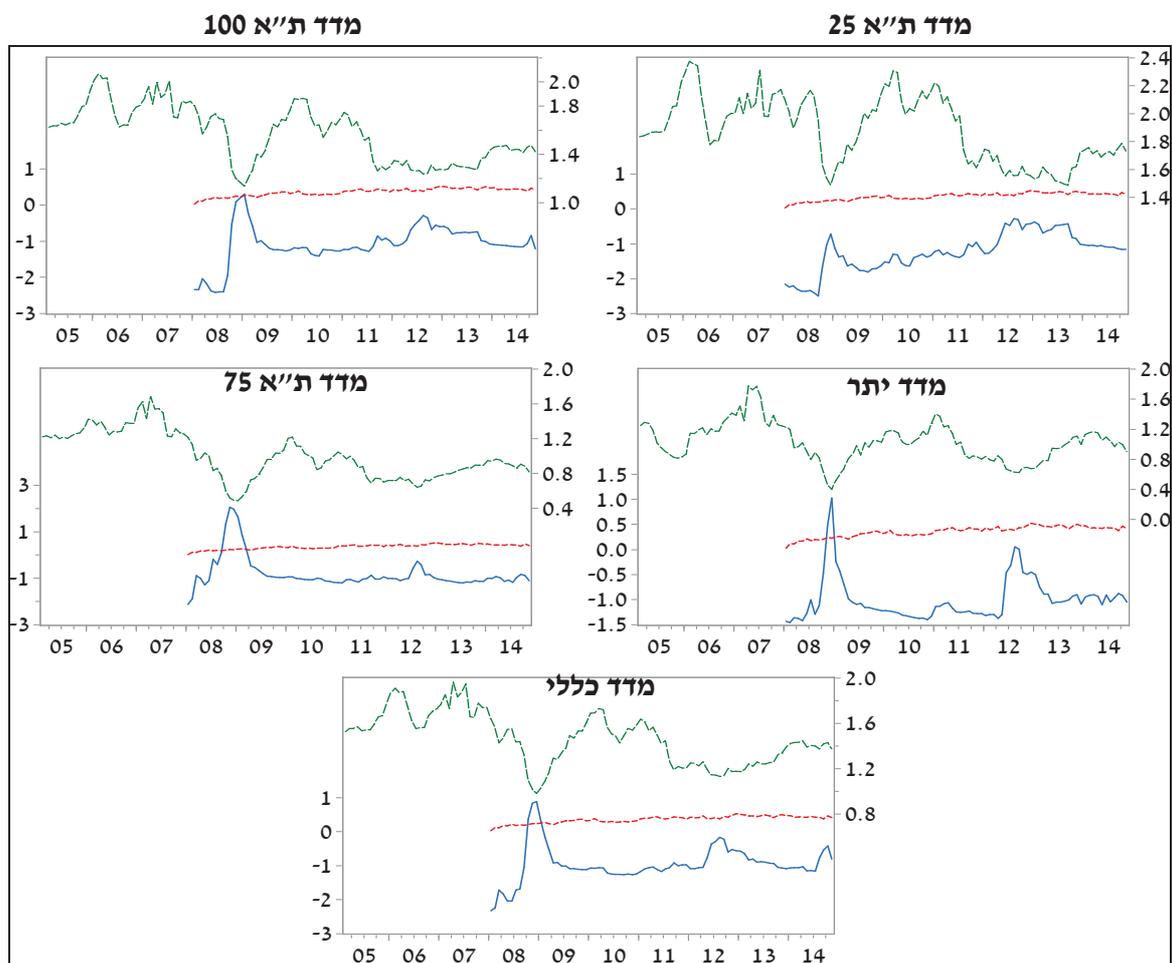
בחלק זה נציג את תוצאות מבחני הבועה שנערכו לגבי נתוני המניות ברמת המדד בלבד: המדד הכללי, מדד ת"א 25, מדד ת"א 75, מדד ת"א 100 ומדד יתר 50. כפי שעשינו במקרה של נתוני הענפים, טבלה 5 מתארת את תוצאות מבחן ה-GSADF, ואילו איור 10 מציג את האינדיקטור לזיהוי בועה, ואת הרף לזיהוי בועה ברמת מובהקות של 5%, בכל אחד מחמשת המדדים. כפי שניתן לראות, השערת האפס (ברמה של 5%) אינה נדחית בכל המדדים. תוצאה זו מתיישבת עם התוצאות שהתקבלו בענפים.

טבלה 5: תוצאות מבחן ה-GSADF שנערך לגבי לוג מכפיל ההון של המדדים השונים
(פברואר 2005 עד נובמבר 2014)

המדד	סטטיסטי ה-GSADF
ת"א 100	0.295
ת"א 25	-0.279
ת"א 75	1.607*
יתר 50	1.029
המדד הכללי	0.884

הערות: חישבנו את סטטיסטי ה-GSADF ללוג מכפיל ההון של כל ענף בנפרד בהתאם להגדרה המוצגת במשוואה (12), כאשר גודל החלון המינימלי, r_0 , עומד על 36 תצפיות. חישוב ה-p-value מתבסס על סימולציה ובה 2,000 רפליקציות שבהן ייצרנו את התהליך האקראי לפי $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, כאשר $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, $y_0 = 0$, $t = 1, \dots, T$. * מציין מובהקות ברמה של 10%, ** מציין מובהקות ברמה של 5% ו-*** מציין מובהקות ברמה של 1%.

**איור 10: לוג מכפיל ההון, האינדיקטור לתיארוך בועה, ורמת הסף לזיהוי תקופה בועתית
ברמת המדד
(פברואר 2005 עד נובמבר 2014)**



הערות: איור זה מציג את לוג מכפיל ההון (בירוק), את האינדיקטור לתיארוך בועות (בכחול) ואת רמת הסף לזיהוי תקופות בועתיות (באדום) המתקבלים ממבחן ה-GSADF שנערך לגבי כל אחד מארבעת המדדים.

7. סיכום

בעבודה זו בחנו אם מחירי הנכסים בשוק המניות בישראל משקפים בועה ואם התקיימה בו בועה בעבר. ככל הידוע לנו, זוהי הפעם הראשונה שבה נערכת בדיקה פורמלית לזיהוי בועה בשוק ההון הישראלי. ערכנו את הבדיקה באמצעות מתודולוגיה אקונומטרית לזיהוי התנהגות נפיצה שפיתחו לאחרונה PSW, PWY ו-Phillips and Yu (2011). מתודולוגיה זו מתבססת על התובנה התיאורטית שמחירו של נכס צפוי להתנהג בצורה נפיצה בנוכחות בועה. כדי ליישם את מבחני הבועה על נתוני שוק המניות השתמשנו בנתוני מכפיל ההון המצרפי ובנתוני מכפיל ההון ברמה הענפית וברמת המדדים. איננו מוצאים במדגם שלנו עדות חד-משמעית לקיומה של בועה. בשל החשיבות הרבה שיש בזיהוי מוקדם של התנהגות חריגה בשוקי ההון, אנו ממליצים על שימוש שוטף באינדיקטורים לזיהוי בועות בשוק המניות הישראלי שהצגנו במחקר זה.

נספח א': מודל הערך המהוון של מחיר המניה

להלן פיתוח מתמטי של מודל הערך המהוון (Present value model) לתמחור נכסים (פירוט נוסף מופיע למשל אצל Campbell et al., 1997). בשלב הראשון נגדיר את התשואה בפועל על החזקת נכס כלשהו במשך תקופה אחת באמצעות הנוסחה הבאה:

$$(8) \quad R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t}$$

כאשר R_{t+1} היא התשואה בפועל, השווה לסך התקבולים בתקופה $t+1$, קרי לדיווידנד D_{t+1} ולמחיר הנכס בתקופה הבאה, P_{t+1} , חלקי עלות רכישת הנכס בתקופה הקודמת, P_t . כעת נניח כי תוחלת התשואה על החזקת הנכס שווה לקבוע³¹:

$$(9) \quad E_t(R_{t+1}) = R$$

ונכתוב את משוואה (8) במונחי תוחלת

$$(10) \quad P_t = E_t \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R} \right]$$

P_t מתקבל על ידי איטרציות, והפתרון של משוואה (10) עבורו הוא:

$$(11) \quad P_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} (1 + R)^{-i} D_{t+i} + E_t \lim_{i \rightarrow \infty} (1 + R)^{-i} P_{t+i}$$

הרכיב הראשון בצד ימין של משוואה (11) מכונה "הערך הבסיסי", וזהו למעשה הערך המהוון של תזרים הדיווידנדים הנובעים מהנכס. הרכיב השני מכונה בספרות "בועה רציונלית", ובמקרה זה הוא שווה לערך המהוון של מחיר הנכס בטווח הארוך מאוד.

נספח ב': פיתוח המודל הדינמי של מכפיל ההון (היחס בין שווי השוק לשווי בספרים)

נגדיר באמצעות M_t את שווי השוק של ההון העצמי של חברה מסוימת בזמן t . בדומה לכך, נגדיר באמצעות B_t את שווי ההון העצמי בספרים של אותה חברה בזמן t . כעת נגדיר את השינוי שחל בשווי בספרים בין תקופה אחת לשנייה לפי הנוסחה הבאה:

$$(12) \quad B_t = B_{t-1} + X_t - D_t$$

³¹ ניתן לנסח גם מודל לוג לינארי בעל רכיב בועתי למקרה שבו התשואה משתנה על פני זמן – אפשר להשתמש בפירוק של רכיב התשואה לפי שיטת Campbell and Shiller (1988). דיון בנושא ניתן למצוא אצל Engsted and Pedersen (2012) ואצל Lee and Phillips (2011).

כאשר X_t הוא הרווח הנקי ו- D_t הוא הדיווידנד שהחברה חילקה בזמן t . לפי זהות זו, השינוי בהון העצמי בין t ל- $t+1$ שווה להפרש בין הרווח הנקי לדיווידנד שחולק באותה תקופה. כעת נגדיר באמצעות I_t את הריבית חסרת הסיכון, באמצעות R_t את תשואת המניה, ובאמצעות E_t את התשואה על ההון (ROE), קרי

$$(13) \quad E_t = \frac{X_t}{B_{t-1}}$$

כעת ניתן לנסח משוואה דינמית שמתארת את התפתחות היחס בין שווי השוק לשווי בספרים (מכפיל ההון) באופן הבא:

$$(14) \quad \frac{M_t}{B_t} = \frac{(1 + R_t)M_{t-1} - D_t}{(1 + E_t)B_{t-1} - D_t}$$

כעת נגדיר $r_t = \log(1 + R_t) - i_t$, $i_t = \log(1 + I_t)$, $e_t = \log(1 + E_t)$, $\theta_t = \log(M_t / B_t)$ ונשים לב כי מתקיים

$$(15) \quad r_t + i_t \equiv \log \left(\frac{M_t + D_t}{M_{t-1}} \right)$$

$$(16) \quad e_t \equiv \log \left(\frac{B_t + D_t}{B_{t-1}} \right)$$

אם נציב במשוואות (15) ו-(16) את שיעור צמיחת הדיווידנד, המוגדר כ- $\Delta d_t = d_t - d_{t-1}$, את לוג יחס הדיווידנד לשווי השוק, המוגדר כ- $\delta_t = d_t - m_t$, ואת לוג יחס הדיווידנד לשווי בספרים, המוגדר כ- $\gamma_t = d_t - b_t$, נקבל

$$(17) \quad r_t + i_t = \log(1 + e^{-\delta_t}) + \Delta d_t + \delta_{t-1}$$

$$(18) \quad e_t = \log(1 + e^{-\gamma_t}) + \Delta d_t + \gamma_{t-1}$$

כעת נחסיר את משוואה (17) ממשוואה (18) ונקבל

$$(19) \quad e_t - r_t - i_t = \log(e^{-\gamma_t}) - \log(e^{-\delta_t}) + (\gamma_{t-1} - \delta_{t-1})$$

המשוואה שקיבלנו מתארת קשר לא-ליניארי בין המשתנים. בכדי לעבור לקשר ליניארי נשתמש בקירוב הלוג-ליניארי מסדר ראשון של שני הביטויים הראשונים בצד ימין של משוואה (19). הקירוב נעשה

סביב קומבינציה לינארית של לוג יחס הדיוידנד לשווי השוק הממוצע במדגם, $\bar{\delta}$, ולוג יחס הדיוידנד לשווי בספרים הממוצע במדגם $\bar{\gamma}$. נקודת הקירוב מוגדרת כ:

$$(20) \quad \bar{\alpha} \equiv \omega \bar{\delta} + (1 - \omega) \bar{\gamma}$$

כאשר $0 \leq \omega \leq 1$. כעת ניתן לחשב את הקירוב מסדר ראשון של שני הביטויים הנ"ל סביב $\bar{\alpha}$:

$$(21) \quad \log(1 + e^{-\delta_t}) = \log(1 + \bar{\alpha}) + \frac{\bar{\alpha}}{1 + \bar{\alpha}} [-\delta_t + \bar{\alpha}] = \kappa - \rho \delta_t$$

$$(22) \quad \log(1 + e^{-\gamma_t}) = \log(1 + \bar{\alpha}) + \frac{\bar{\alpha}}{1 + \bar{\alpha}} [-\gamma_t + \bar{\alpha}] = \kappa - \rho \gamma_t$$

כאשר

$$\kappa = \log(1 + \bar{\alpha}) + \frac{\bar{\alpha}}{1 + \bar{\alpha}} \bar{\alpha}, \quad \rho = \frac{\bar{\alpha}}{1 + \bar{\alpha}}$$

בשלב הבא נשתמש בקירוב שמצאנו בכדי לפשט את משוואה (19) באופן הבא:

$$(23) \quad e_t - r_t - i_t = 2\kappa - \rho(\gamma_t - \delta_t) + (\gamma_{t-1} - \delta_{t-1})$$

היות ש- $\theta_t = \gamma_t - \delta_t = d_t - b_t - (d_t - m_t) = -(b_t - m_t) = \theta_t$ מוגדר כלוג היחס בין שווי השוק (שווי בספרים), ניתן לכתוב את משוואה (23) כ-

$$(24) \quad e_t - r_t - i_t = 2\kappa - \rho \theta_t + \theta_{t-1}$$

עבור θ_t המתקבל מאיטרציות (הצבות חוזרות), הפתרון למשוואה (24) הוא:

$$(25) \quad \theta_{t-1} = \frac{2\kappa}{1 - \rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j i_{t+j} + \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j \theta_{t+j}$$

נספח ג': השינויים שנערכו בהגדרת המדדים הענפיים

תאריך השינוי	מהות השינוי	פירוט	מספר החברות שהושפעו מהשינוי (בזמן השינוי)	הערות	האם השתנה הענף הראשי
01/04/2004	פתיחת תת-ענף חדש	פתיחת תת-הענף "השקעה ואחזקות – תעודות-סל"	4	חברות עברו מתת-ענף "השקעה ואחזקות – השקעה ואחזקות" לתת-הענף החדש.	לא
01/07/2004	ביטול תת-ענף	ביטול תת-הענף "נדל"ן ובינוי – חקלאות"	2	החברות עברו לענף הראשי ("נדל"ן ובינוי").	לא
02/01/2005	פתיחת תת-ענף חדש	פתיחת תת-הענף "השקעה ואחזקות – אג"ח מובנות"	20	חברות עברו מתת-הענף "השקעה ואחזקות – השקעה ואחזקות" לתת-הענף החדש.	לא
01/01/2006	ביטול ענף	ביטול הענף "בנקים למשכנתאות"	7	1. חברות עברו לענף "בנקים". 2. שמו של הענף "בנקים מסחריים" הוחלף ב"בנקים".	כן
02/07/2006	פתיחת תת-ענף חדש	פתיחת תת-הענף "תעשייה – ביומד"	21	חברת עברו משלושה תתי-ענפים אחרים ("תעשייה – כימיה, גומי ופלסטיק", "תעשייה – חשמל ואלקטרוניקה", "תעשייה – השקעות") לתת-הענף החדש.	לא
01/07/2008	פתיחת תת-ענף חדש	פתיחת תת-הענף "מסחר ושירותים – תקשורת ומדיה"	21	חברות עברו משני תתי-ענפים אחרים ("מסחר ושירותים – שירותים" ו"מסחר ושירותים – מחשבים"), חברה אחת עברה מענף "השקעה ואחזקות – השקעה ואחזקות".	לא (מלבד חברה אחת – אן.אם.סי. יונייטד אנטרטיינמנט בע"מ)
15/06/2010	ביטול תת-ענף	ביטול תת-הענף "תעשייה – השקעות בתעשייה ותעשיות שונות"	7	חברות עברו לתתי-ענפים אחרים בענף התעשייה.	לא
15/06/2010	ביטול תת-ענף	ביטול תת-הענף "תעשייה – מוצרי בנייה"	3	חברות עברו לתת-הענף "תעשייה – מתכת ומוצרי בנייה".	לא
31/05/2011	פתיחת תת-ענף חדש	פתיחת תת-הענף "תעשייה – אלקטרוניקה"	41	1. חברות עברו מתת-הענף "תעשייה – חשמל ואלקטרוניקה" לתת-הענף החדש. 2. שמו של הענף "תעשייה – חשמל ואלקטרוניקה" הוחלף ב"תעשייה – חשמל".	לא
31/05/2011	פתיחת תת-ענף חדש	פתיחת תת-הענף "השקעה ואחזקות – השקעות בהיי-טק"	9	חברות עברו מתת-הענף "השקעה ואחזקות – השקעה ואחזקות" לתת-הענף החדש.	לא
01/11/2012	פתיחת ענף חדש	פתיחת הענף "טכנולוגיה"	81	74 חברות עברו מכמה תתי-ענפים שנסגרו. 7 חברות שמצויות כעת בתת-הענף "קלינטק" עברו מתתי-ענפים שטרם נסגרו.	כן

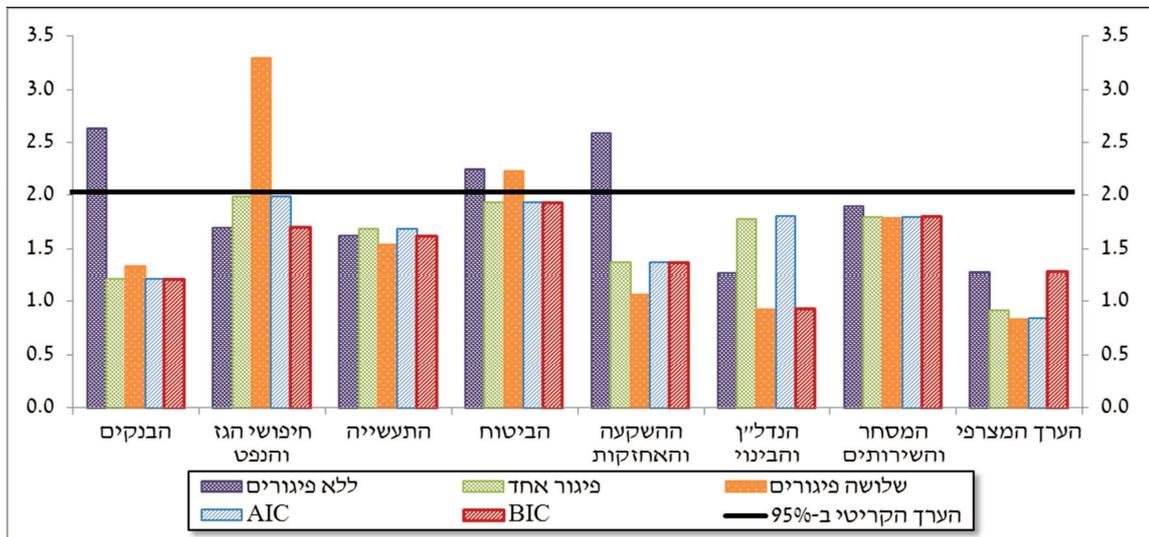
01/11/2012	ביטול תת-ענף	ביטול תת-הענף "מסחר ושירותים – מחשבים", ביטול תת-הענף "תעשייה – אלקטרוניקה", ביטול תת-הענף "השקעה ואחזקות – השקעות בהיי-טק"	74	חברות עברו לענף "טכנולוגיה".	כן
01/11/2012	פתיחת ענף חדש	פתיחת הענף "ביומד"	58	חברות עברו מתת-הענף "תעשייה – ביומד" שנסגר עקב השינוי.	כן
01/11/2012	ביטול תת-ענף	ביטול תת-הענף "תעשייה – ביומד"	58	חברות עברו לענף "ביומד".	כן
16/06/2013	שינוי סוג נייר	שינוי סוג הנייר לתעודות פיקדון	15	חברות עברו מתת-הענף "השקעה ואחזקות – אג"ח מובנות" לתת-הענף השקעה ואחזקות – תעודות סל"	לא
03/11/2013	פתיחת ענף חדש	פתיחת הענף "שירותים פיננסיים"	11	חברות עברו מתת-הענף "מסחר ושירותים – שירותים פיננסיים" שנסגר עקב השינוי.	כן
03/11/2013	ביטול תת-ענף	ביטול תת-הענף "מסחר ושירותים – שירותים פיננסיים"	11	חברות עברו לענף "שירותים פיננסיים".	כן
03/11/2013	פתיחת ענף חדש	פתיחת הענף "אג"ח מובנות"	8	חברות עברו מתת-הענף "מסחר ושירותים – אג"ח מובנות" שנסגר עקב השינוי.	כן
03/11/2013	ביטול תת-ענף	ביטול תת-הענף "השקעה ואחזקות – אג"ח מובנות"	8	חברות עברו לענף "אג"ח מובנות".	כן
03/11/2013	פתיחת ענף חדש	פתיחת הענף "תעודות סל"	8	חברות עברו מתת-הענף "מסחר ושירותים – תעודות סל" שנסגר עקב השינוי.	כן
03/11/2013	ביטול תת-ענף	ביטול תת-הענף "השקעה ואחזקות – תעודות סל"	8	חברות עברו לענף "תעודות סל".	כן

7.1 מספר הפיגורים

הספרות האמפירית מעידה כי תוצאותיהם של מבחני שורש יחידתי רגישות למספר הפיגורים במשוואת ה-ADF. כזכור, בחלק האמפירי קבענו את מספר הפיגורים בכל משוואה על פי קריטריון ה-BIC. בכדי לבחון אם תוצאותינו תלויות במספר הפיגורים שבחרנו, הרצנו את אותם מבחנים תוך שינוי של מספר הפיגורים. ספציפיקציות הפיגורים שבחרנו למבחני הרגישות הן: ללא פיגורים, פיגור אחד, שלושה פיגורים, ובחירה אוטומטית לפי קריטריון Akaike (AIC).

איור 1 ד מציג את ערכי סטטיסטי ה-GSADF עבור לוג מכפילי ההון של הענפים השונים בניסוחים שונים של מספר הפיגורים, ואת רף המובהקות ברמה של 95%. כפי שניתן לראות, התוצאות שקיבלנו עבור הנתון המצרפי – ועבור ענפי המסחר והשירותים, הנדל"ן והבינוי והתעשייה – עמידות לניסוחים השונים של מספר הפיגורים. השערת האפס נדחית בענפי ההשקעה והאחזקות והבנקים רק כאשר המשוואה מנוסחת ללא פיגורים. התוצאות בענפי הביטוח וחיפושי הגז והנפט גבוליות ותלויות במספר הפיגורים. אולם חשוב להדגיש, ראשית כל, שהספרות מראה כי למבחנים שלנו יש ביצועים טובים יותר כאשר משתמשים בקריטריונים אוטומטיים לבחירת מספר הפיגורים (ולכן השתמשנו בהם). שנית, גם כאשר השערת האפס נדחית בספציפיקציה מסוימת, מדובר ככלל במקרים שבהם התקופה הנפצה קצרה מכדי שנסווג אותה כבועה.

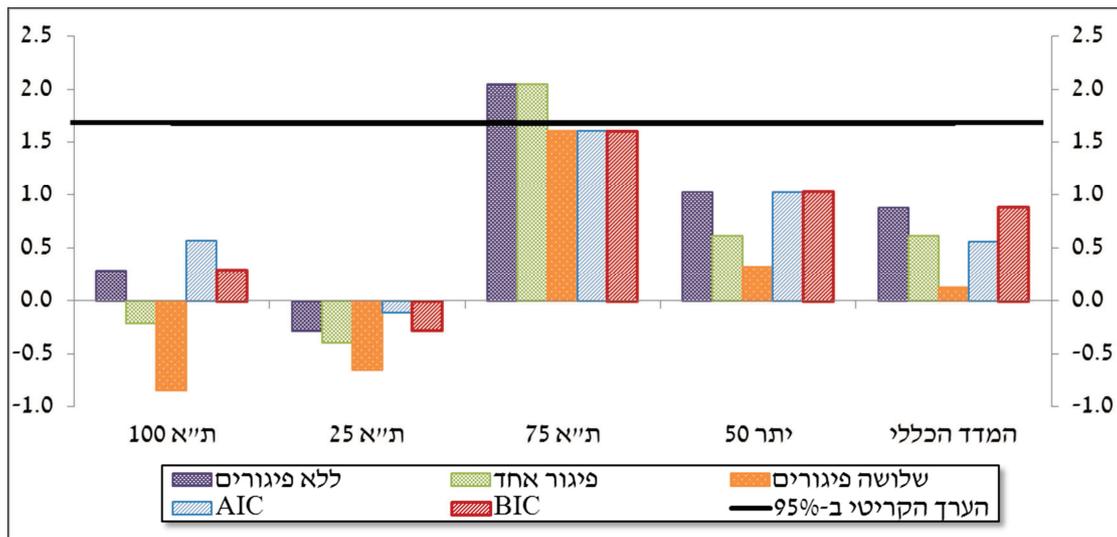
איור 1: מבחן ה-GSADF ללוג מכפילי ההון לפי ענפים: רגישות התוצאות למספר הפיגורים (סטטיסטי ה-GSADF והערך הקריטי)



הערות: חישבנו את סטטיסטי ה-GSADF לגבי לוג מכפילי ההון של כל ענף בנפרד, בהתאם להגדרה המוצגת במשוואה (12), כאשר גודל החלון המינימלי, r_0 , עומד על 36 תצפיות. חישוב הערך הקריטי ברמה של 95% מתבסס על סימולציה ובה 2,000 רפליקציות שבהן ייצרנו את התהליך האקראי לפי $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, כאשר $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, $t=1, \dots, T$, $y_0 = 0$.

איור 2ד מציג את ערכי סטטיסטי ה-GSADF עבור לוג מכפילי ההון של המדדים השונים בניסוחים שונים של מספר הפיגורים. כפי שניתן לראות, התוצאות שקיבלנו עבור מרבית המדדים – השערת האפס אינה נדחית – עמידה בפני שינוי של מספר הפיגורים. מנגד, התוצאות עבור מכפיל ההון של מדד ת"א 75 רגישות למספר הפיגורים, ובחלק מהניסוחים (ללא פיגורים או עם פיגור אחד) השערת האפס נדחית ברמה של 95%, אך גם במקרה זה מדובר ככלל בתקופה נפיצה קצרה מכדי שנסווג אותה כבועה.

איור 2ד: מבחן ה-GSADF ללוג מכפיל ההון של מדדי המניות: רגישות התוצאות למספר הפיגורים (סטטיסטי ה-GSADF והערך הקריטי)



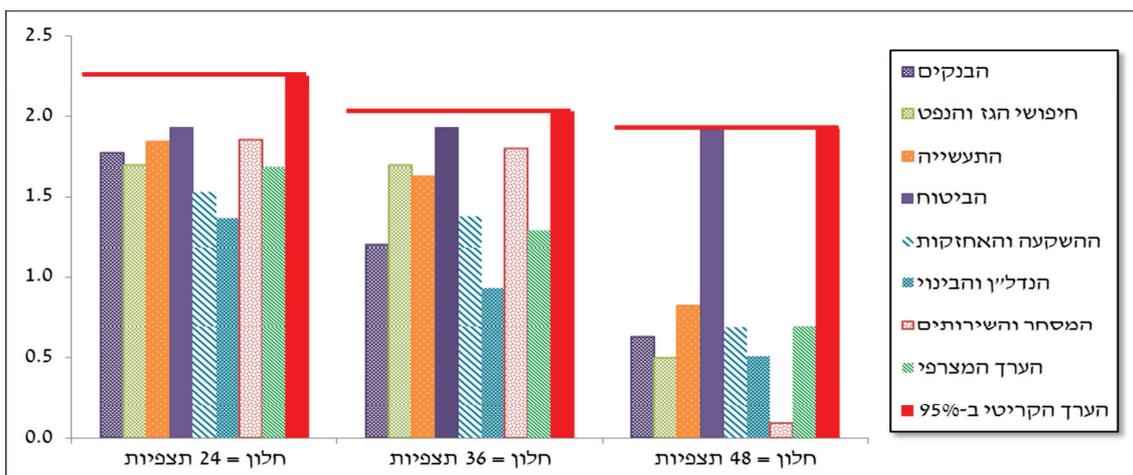
הערות: חישבנו את סטטיסטי ה-GSADF ללוג מכפיל ההון של מדדי המניות בהתאם להגדרה המוצגת במשוואה (12), כאשר גודל החלון המינימלי, T_0 , עומד על 36 תצפיות. חישוב הערך הקריטי ברמה של 95% מתבסס על סימולציה ובה 2,000 רפליקציות שבהן ייצרנו את התהליך האקראי לפי $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, כאשר $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, $t=1, \dots, T$, $y_0 = 0$.

7.2 גודל החלון המינימלי

גודל החלון המינימלי הוא אחד הפרמטרים החשובים שיש להגדיר בכל המבחנים הרקורסיביים שהשתמשנו בהם. כזכור, בחלק האמפירי בחרנו להשתמש בחלון בגודל 36 תצפיות (3 שנים). אולם זוהי בחירה שרירותית, וייתכן כי גודל שונה יניב תוצאות שונות. בכדי לבחון אם התוצאות שהצגנו עד כה רגישות לגודל החלון שבחרנו, ערכנו שוב את אותם מבחנים תוך שימוש בגדלים שונים – 24 תצפיות ו-48 תצפיות.

איור 3ד מתייחס למבחן ה-GSADF עבור לוג מכפילי ההון הענפיים, והוא מראה אם תוצאותיו רגישות לגדלים השונים של החלון המינימלי. האיור מציג את ערכי סטטיסטי ה-GSADF ואת הרף לדחיית השערת האפס ברמה של 95% (באדום). כפי שניתן לראות, המסקנות לגבי מרבית הענפים אינן משתנות כאשר משנים את גודל החלון. יוצא הדופן היחידי הוא ענף הביטוח: השערת האפס נדחית בו כאשר משתמשים בחלון של 48 תצפיות.

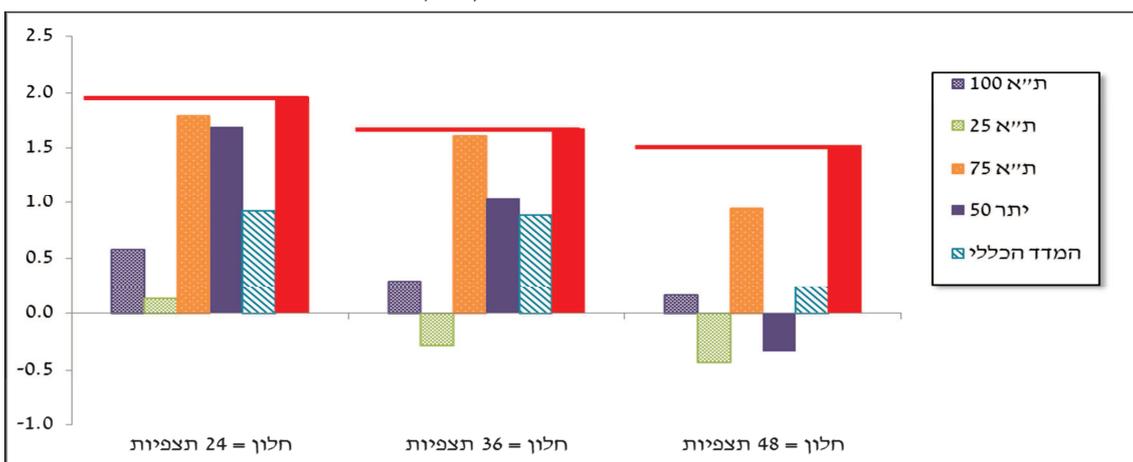
איור 3ד: מבחן ה-GSADF ללוג מכפיל ההון: רגישות התוצאות לגודל החלון
(סטטיסטי ה-GSADF והערך הקריטי)



הערות: חישבנו את סטטיסטי ה-GSADF ללוג מכפיל ההון של כל ענף בנפרד בהתאם להגדרה המוצגת במשוואה (12), כאשר מספר הפיגורים נקבע על פי קריטריון ה-BIC ואילו גודל החלון המינימלי, r_0 , משתנה. חישוב הערך הקריטי ברמה של 95% מתבסס על סימולציה ובה 2,000 רפליקציות שבהן ייצרנו את התהליך האקראי לפי $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, כאשר $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, $t = 1, \dots, T$, $y_0 = 0$.

איור 4ד מתייחס למבחן ה-GSADF עבור לוג מכפילי ההון של המדדים, והוא מראה אם תוצאותיו רגישות לגדלים השונים של החלון המינימלי. כפי שניתן לראות, המסקנות לגבי כל המדדים אינן משתנות כאשר משנים את גודל החלון.

איור 4ד: מבחן ה-GSADF ללוג מכפיל ההון של מדדי המניות: רגישות התוצאות לגודל החלון המינימלי
(סטטיסטי ה-GSADF והערך הקריטי)



הערות: חישבנו את סטטיסטי ה-GSADF ללוג מכפיל ההון של מדדי המניות בהתאם להגדרה המוצגת במשוואה (12), כאשר מספר הפיגורים נקבע על פי קריטריון ה-BIC ואילו גודל החלון המינימלי, r_0 , משתנה. חישוב הערך הקריטי ברמה של 95% מתבסס על סימולציה ובה 2,000 רפליקציות שבהן ייצרנו את התהליך האקראי לפי $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, כאשר $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, $t = 1, \dots, T$, $y_0 = 0$.

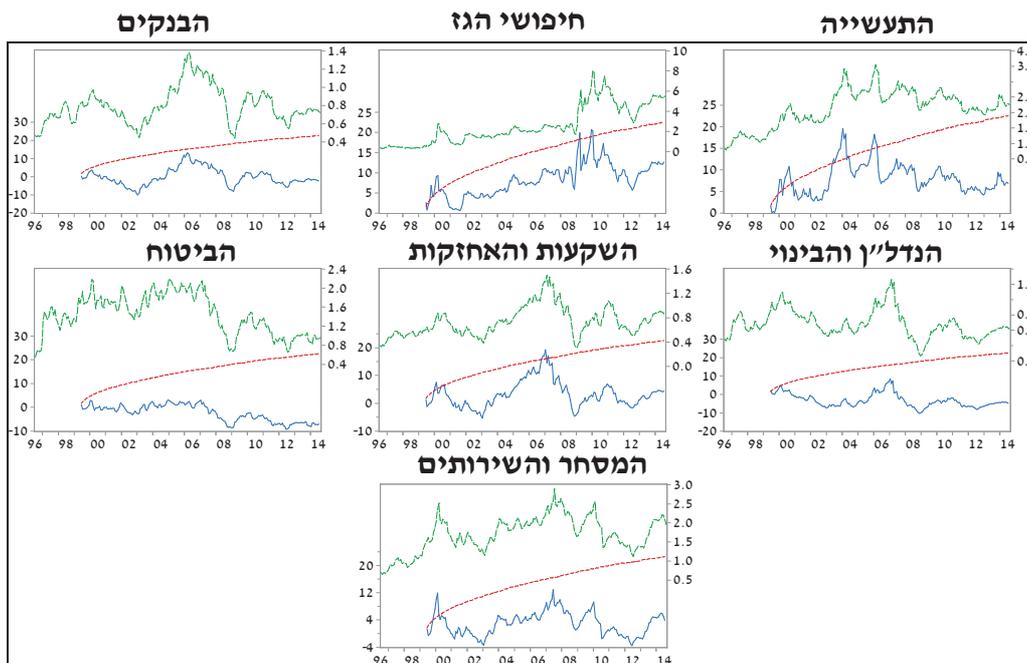
7.3 מבחן CUSUM

בחלק זה נשווה בין תוצאותיהם של מבחני ה-GSADF לענפים השונים לבין תוצאות מבחן ה-CUSUM לזיהוי בועות שפיתחו (Hommel and Breitung, 2012). בקצרה, מבחן זה נועד לזהות בזמן אמת שבר מבני בסדרה נתונה – מעבר מתהליך בעל שורש יחידתי לתהליך נפיץ. הסטטיסטי הרקורסיבי שמשמש לבדיקת השינוי המבני מכונה CUSUM ומוגדר באופן הבא:

$$(26) \quad \text{CUSUM}_{t_0}^{t_2} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{t_0}^2} \sum_{j=t_0+1}^{t_2} \Delta y_j = \frac{1}{\hat{\sigma}_{t_0}^2} (y_{t_2} - y_{t_0}),$$

כאשר t_0 הוא גודל החלון המינימלי, t_2 הוא התצפית שעבורה מחושב הסטטיסטי $(t_0 < t_2)$, $\hat{\sigma}_{t_0}^2$ הוא אומד עקיב של השונות של Δy_t עבור המדגם $[0, t_0]$. יש זיהוי של נקודת מעבר למשטר בועתי כאשר הסטטיסטי הנייל עובר את הערך הקריטי הרלוונטי ברמת מובהקות מוגדרת מראש. הערכים הקריטיים חושבו בעזרת סימולציית Monte Carlo בעלת 10,000 רפליקציות שבהן ייצרנו את התהליך האקראי לפי $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, כאשר $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, $t = 1, \dots, T$, ו- $y_0 = 0$. איור 12 מציג את תוצאות מבחן ה-CUSUM לשבעת מכפילי ההון הענפיים. כפי שניתן לראות, סטטיסטי ה-CUSUM של מרבית הענפים (בכחול) אינו חוצה את הערך הקריטי לזיהוי בועה ברמת מובהקות של 95% (באדום) למשך פרקי זמן משמעותיים. יוצא דופן הוא האינדיקטור של ענף התעשייה – זה שוהה מעל לרף האדום בשלוש תקופות שונות (סביב משבר הדוט-קום, בשנת 2003 ובשנת 2006).

איור 12: לוג מכפיל ההון, סטטיסטי ה-CUSUM ורמת הסף לזיהוי בועה (יולי 1996 עד אוגוסט 2014)



הערות: איור זה מציג את לוג מכפיל ההון (בירוק), סטטיסטי ה-CUSUM (בכחול) ורמת הסף לזיהוי תקופות בועתיות ברמת מובהקות של 95% (באדום) בכל אחד משבעת הענפים.

זלקינדר ח', נ' שטינברג ור' שטיין (2012), "הצעה מתודולוגית לבחינת רמתם של מחירי המניות".
ניירות תקופתיים, בנק ישראל.

Campbell, J. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, N.J.

Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. (1988), 'The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors', *Review of financial studies* **1**(3), 195--228.

Caspi, I. (2015), 'Testing for a Housing Bubble at the National and Regional Level: The Case of Israel', *Empirical Economics*.

Caspi, I. (2013), 'Rtadf: Testing for Bubbles with EViews'.

Diba, B. T. & Grossman, H. I. (1988), 'Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?', *The American Economic Review* **78**(3), 520--530.

Dovman, P.; Ribon, S. & Yakhin, Y. (2012), 'The Housing Market in Israel 2008-2010: Are House Prices a 'Bubble'?', *Israel Economic Review* **10**(1).

Engsted, T.; Pedersen, T. Q. & Tanggaard, C. (2012), 'The Log-linear Return Approximation, Bubbles, and Predictability', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **47**(3), 643.

Evans, G. W. (1991), 'Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices', *The American Economic Review* **81**(4), 922--930.

Gürkaynak, R. (2008), 'Econometric Tests Of Asset Price Bubbles: Taking Stock', *Journal of Economic Surveys* **22**(1), 166--186.

Homm, U. & Breitung, J. (2012), 'Testing for Speculative Bubbles in Stock Markets: A Comparison of Alternative Methods', *Journal of Financial Econometrics* **10**(1), 198--231.

Phillips, P. C. B.; Shi, S. & Yu, J. (2015), 'Testing for Multiple Bubbles 1: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500', *International Economic Review* **56**(4), 1043--1078.

Phillips, P. C. B.; Shi, S. & Yu, J. (2015), 'Testing for Multiple Bubbles 2: Limit Theory of Real Time Detectors', *International Economic Review* **56**(4), 1079--1134

Phillips, P. C. B.; Shi, S. & Yu, J. (2013), 'Specification Sensitivity in Right-Tailed Unit Root Testing for Explosive Behaviour', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.

Phillips, P. C. B.; Wu, Y. & Yu, J. (2011), 'Explosive Behavior in the 1990s NASDAQ: When Did Exuberance Escalate Asset Values?', *International Economic Review* **52**(1), 201--226.

Phillips, P. C. B. & Yu, J. (2011), 'Dating the Timeline of Financial Bubbles During the Subprime Crisis', *Quantitative Economics* **2**(3), 455--491.

- Phillips, P. C. B. & Yu, J. (2009), 'Limit Theory for Dating the Origination and Collapse of Mildly Explosive Periods in Time Series Data'.
- Stiglitz, J. E. (1990), 'Symposium on Bubbles', *The Journal of Economic Perspectives* 4(2), 13--18.
- Vuolteenaho, T. (2002), 'What Drives Firm-Level Stock Returns?', *The Journal of Finance* 57(1), 233--264.
- Vuolteenaho, T. (1999), 'Understanding the Aggregate Book-to-Market Ratio', *SSRN Working Paper Series*.