



**בחינת קיומה של בועת נדל"ן ברמות הארצית והאזורית:
המקרה הישראלי¹**

איתמר כספי*

סדרת מאמרים לדיון 2015.05
יולי 2015

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

* חטיבת המחקר בבנק ישראל ואוניברסיטת בר-אילן, איתמר כספי - itamar.caspi@boi.org.il,
טלפון: 02-655-2650

¹ ברצוני להודות על הערותיהם המועילות של יוסי יכין, נתן זוסמן, עקיבא אופנבר, סיגל ריבון, עופר ליברמן, יונתן בן שימול, דנה אורפייג, נדב שטינברג, ליאור גאלו, שני קוראים אנונימיים, ומשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל.

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

בחינת קיומה של בועת נדל"ן ברמות הארצית והאזורית:

המקרה הישראלי

איתמר כספי

תקציר

בין 2008 ל-2013 עלו מחיר הדירות הריאליים בישראל בכ-50 אחוזים בממוצע, ובקצה העליון של הטווח נרשמו עליות של כ-60 אחוזים. מחקר זה בוחן אם עליות אלה משקפות בועה במחירי הדירות. לשם כך הוא משתמש במבחנים אקונומטריים לזיהוי התנהגות נפיצה ומיישם אותם על נתונים מנוכי איכות לגבי מחירי הדירות ברמות הארצית והאזורית, וזאת תוך התחשבות במחירי שכר הדירה ובכמה גורמי יסוד, לרבות גובה הריבית ורמת ההכנסה. תוצאות המחקר מעידות לרוב כי התפתחות המחירים, הן ברמה הארצית והן ברמה האזורית, אינה מתיישבת עם תרחיש של בועה, אלא עם השינויים שחלו בגורמי ביקוש והיצע יסודיים, ובפרט, בשכר הדירה ובתשואה האלטרנטיבית. התוצאות עמידות להתחשבות במינוף, ומרביתן עמידות לניסוחים שונים של המבחן כמו גם למבחנים נוספים. המסגרת האנליטית במחקר יכולה לשמש בכדי לבחון עוד שוקי דיור שמתאפיינים בדינמיקה דומה לדינמיקה בישראל.

מילות מפתח: מבחני נפיצות, בועת דיור, מודל צמיחה דינמית של גורדון,

נתונים אזוריים, ישראל

סינון JEL: C22, G12, R21

Testing for a Housing Bubble at the National and Regional Level: The Case of Israel*

Itamar Caspi†

Bar-Ilan University and Bank of Israel

Abstract

Between 2008 and 2013, home prices in Israel appreciated by roughly 50 percent in real terms, with increases of nearly 60 percent in some regions. This paper examines whether this phenomenon reflects the presence of a national or regional housing bubble by applying econometric tests for explosive behavior to quality-adjusted national and regional level data on the home price to rent ratio, while controlling for various fundamental factors, including interest rates, income and the leverage ratio. Overall, study results indicate that the recent housing price appreciations at the national and regional levels are consistent with the developments of the fundamentals – supply and demand factors that are represented by rent payments and interest rates – and not with a housing bubble scenario. Most of the results are robust to a variety of tests and alternate specifications. The framework I provide to study the Israeli case may be applied to study other housing markets facing similar developments.

Keywords: Explosiveness tests, housing bubble, dynamic Gordon growth model, regional data, Israel

JEL Classification: C22, G12, R21

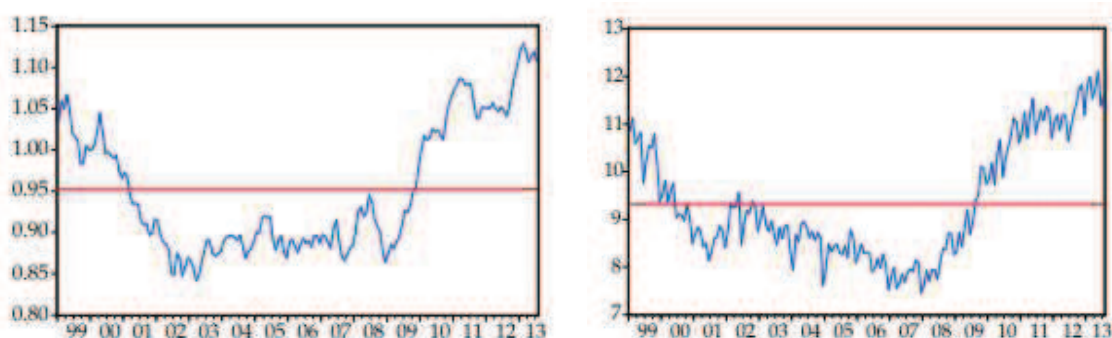
* I thank Yossi Yakhin, Nathan Sussman, Akiva Offenbacher, Sigal Ribon, Offer Lieberman, Jonathan Benchimol, Dana Orfaig, Nadav Steinberg, Lior Gallo, two anonymous referees, as well as the participants at the Bank of Israel's Research Department seminar and the DIW Macroeconometric Workshop for helpful comments and discussions.

† Research Department; Bank of Israel; itamar.caspi@boi.org.il. The views expressed in this paper are solely those of the author and do not necessarily reflect the views of the Bank of Israel or any of its staff.

1. הקדמה

בין 2008 ל-2013 עלו מחיר הדירות הריאליים בישראל ב-50 אחוזים במונחים ריאליים, ובקצה העליון של הטווח נרשמו עליות של כ-60 אחוזים. עלייה זו היא הגדולה ביותר בקרב מדינות ה-OECD באותה תקופה. איור 1 (להלן) מציג נתונים על שני מדדים נפוצים למדידת סטיות של מחירי הדירור מנתוני היסוד הכלכליים, יחס מחיר דירה לשכירות ויחס מחיר דירה להכנסה, ברמה הארצית לתקופה מינואר 1999 עד יולי 2013. שני המדדים סוטים משמעותית מממוצע המדגם שלהם (הקו האופקי, באדום) ברמותיהם הנוכחיות, ולפיכך מלמדים על עיוות אפשרי במחירי הדירור. למרות הנטייה האינטואיטיבית, הסקת מסקנות לגבי תנאי שוק הדירור על סמך מדדים אלה עלולה להטעות, מאחר שהמדדים אינם מביאים בחשבון במפורש שינויים אפשריים בגורמי יסוד אחרים מלבד שכר דירה ורמת הכנסה (Himmelberg et al., 2005).

איור 1. מדדים של סטיות מחירי הדירור מגורמי היסוד
(ינואר 1999 - יולי 2013)



(ב) יחס מחיר דירה להכנסה

(א) יחס מחיר דירה לשכר דירה

הערות: שני המדדים מושווים לממוצע המדגם שלהם (הקו האופקי, באדום). יחס מחיר דירה לשכירות הוא מדד מנורמל לינואר 2000 = 1. רמת ההכנסה נמדדת כשכר שנתי ממוצע לעובד. מקור: הלמ"ס, (Dovman et al. 2012) וחישובי בנק ישראל.

ישראל נמנית עם הכלכלות המתקדמות הספורות שלא הושפעו במידה משמעותית מהמשבר הפיננסי הגלובלי האחרון של 2007-08. בנוסף, לא הייתה עלייה חדה של מחירי הדירור בישראל לפני משבר זה. אף על פי כן, העלייה האחרונה במחירי הדירור התרחשה בד בבד עם ירידה מתמדת וחסרת תקדים בריבית בנק ישראל במהלך 2008. בתיאוריה, ריבית נמוכה אמורה לתרום למחירי דירור גבוהים יותר (Poterba, 1984). אולם יש המקשרים תקופות ממושכות של ריבית נמוכה מדי להתפתחותה של בועת דירור (לדוגמה, Taylor (2007)). הכשל לזהות בועת דירור בזמן אמת עלול לשאת השלכות מזיקות לאחר התפוצצותה, כמו בניית יתר (Glaeser et al., 2008) או משבר פיננסי. השלכותיו חמורות גם על הכלכלה הריאלית, לרבות אי פירעון של הלוואות משכנתא בקנה מידה מסיבי (כדוגמת משבר הסב-פריים בארה"ב).

עבודה זו דנה בשאלה אם עליית מחיר הדיור בישראל בשנים האחרונות משקפת בועת דיור ברמה ארצית או אזורית, ואם אין מדובר בסך הכול בתוצאה של שינויים שחלו בגורמי היסוד של ביקוש והיצע.¹ כדי להשיב על שאלה זו, אני משתמש בגרסה של מודל הצמיחה הדינמית של גורדון לשוק הדיור (Campbell et al., 2009), וכן באסטרטגיות אקונומטריות מתקדמות לגילוי וניטור בועות (Phillips et al., 2011, 2013b; Homm and Breitung, 2012). מודל הצמיחה הדינמית של גורדון מפרק את השינויים ביחס בין מחירי הדירות למחירי שכר השירה לשינויים במסלולם הצפוי של שיעורי הגידול בשכר הדירה, שיעורי הריבית חסרי הסיכון, ופרמיות הסיכון. גורם נוסף "התואם את המודל" אשר עשוי להשפיע על היחס בין מחיר דירה לשכר דירה הוא רכיב הבועה הרציונלית. מן המודל משתמע כי אם קיימת בועה, אזי יש לצפות שהיא תגדל באופן נפיץ, במובן זה שיש לה שורש אוטו-רגרסיבי גבוה מאוד. כתוצאה מכך, יחס מחיר דירה לשכר דירה המגלם רכיב בועתי נפיץ כזה חייב לרשת ממנו את נפיצותו. (Phillips et al., 2011) Phillips and Yu, (2011) ו-Phillips et al. (2013b) פיתחו הליכי בדיקה רבי עוצמה המנצלים את מאפייני הנפיצות הזו כדי לזהות בועות.² בנוסף, הם ו-Homm and Breitung (2012) מציעים שיטות לניטור בועות בזמן אמת.

מחקר זה תורם לספרות האמפירית בשלוש דרכים. ראשית, אני מציע מסגרת ישירה לשילוב אלמנטים של מינוף וריבית משכנתאות במסגרות גילוי הבועות של Phillips et al. (2011) ו-Phillips et al. (2013b). שנית, למיטב ידיעתי, עבודה זו היא הראשונה המיישמת את המסגרות של Phillips et al. (2011) ו-Phillips et al. (2013b) לנתונים אזוריים. בניתוח אזורי קיימת חשיבות, מפני שהוא עשוי לגלות בועות שקיימות באזור אחד או בכמה אזורים ושלא ניתן לגלותן ברמה הארצית עקב כך שהנתונים הארציים הם ממוצעים מטבעם. הדבר מתאפשר מפני שקיימים בישראל נתונים מנוכי איכות זמינים בקלות אודות מחירי הדיור ושכר הדירה ברמה האזורית. שלישית, מחקר זה מספק תוצאות מניתוח אקונומטרי מעמיק של בועות דיור במדינה שהיא מועמדת מובהקת לניתוח מסוג זה, בשל ההתפתחויות האחרונות בשוק הדיור שלה.

הניתוח בנייר זה משתמש בנתוני הרמה הארצית בלבד ביחס מנוכה-איכות בין מחיר דירה לשכירות, מינואר 1999 עד יולי 2013. בנוסף, הוא מתחשב בגורמי יסוד מקרו-כלכליים על ידי שימוש בנתונים חודשיים של השכר הממוצע, כמו גם בנתוני הריבית בטווח קצר וארוך על אג"ח של ממשלת ישראל ובשיעור הריבית הממוצע למשכנתאות שנקבע על ידי בנקים ישראלים. לבסוף, הניתוח משלים את הניתוח ברמה הארצית על ידי שימוש בנתונים אזוריים אודות היחס בין מחירי דירות לשכירות עבור תשעה אזורים, בין הרבעון הראשון של 1998 לרבעון השני של 2013, כדי לבדוק את האפשרות שקיימת בועת דיור אזורית. השימוש בנתונים ברמה האזורית מתחשב באפשרות ששוקי הדיור באזורים השונים אינם משולבים בצורה מלאה.³

אני מוצא כי במהותו של דבר, ההתפתחויות האחרונות במחירי הדיור אינן עולות בקנה אחד עם תרחיש של בועת דיור. ובפרט, אינני יכול לדחות את השערת האפס של תרחיש היעדר הבועה ברמות הארצית והאזורית. מרבית התוצאות נמצאו עמידות במגוון מבחנים, ניסוחים שונים של

¹ עבודה זו אינה מנסה להשיב על השאלה אם קיימת או לא קיימת בעיה של דיור בר השגה, כלומר אם מחירי הדיור גבוהים מדי יחסית לרמת ההכנסה.

² Diba and Grossman (1988a) היו בין הראשונים שטענו כי בהינתן מקדם היוון קבוע, זיהוי מאפיינים נפיצים במחירי המניות שקול לגילוי בועה.

³ ניתוח ברמה האזורית שכיח בספרות האמפירית על בועות דיור. לדוגמה, ראו: Himmelberg et al. (2005); Case and Shiller (2003); Smith and Smith (2006); Clark and Coggin (2011).

המבחן, ושיקולי מינוף. אחד היוצאים מן הכלל הוא אזור גוש דן, שעבורו התוצאות אינן חד-משמעיות והן תלויות בניסוחי המודל. מסקנתי היא כי ברמה הכוללת, תנועות המחירים בתקופה האחרונה בישראל תואמות את התפתחותם של גורמי יסוד: בעיקר, שיעורי ריבית נמוכים ומחירי שכירות גבוהים.

מחקר זה מתקשר לספרות האמפירית הרחבה על בועות דיור. בפרט, הוא מתקשר לזרם בספרות זו המשתמש בתכניות זיהוי אקונומטריות המבוססות על סדרות עתיות. לדוגמה, Arshanapalli and Nelson (2008) משתמשים במבחני קואינטגרציה כדי לבדוק אם מחירי הדיור בארה"ב ומספר גורמי יסוד חולקים מגמה סטוכסטית משותפת לתקופה מהרבעון הראשון של 2000 עד הרבעון השלישי של 2007. הם מוצאים עדויות לבועה. בדומה להם, Taipalus (2006) משתמש במבחני שורש יחידתי לבדיקת היחס בין מחיר דירה לשכר דירה עבור פינלנד, ארה"ב, הממלכה המאוחדת, ספרד וגרמניה, ומסיק כי, בהנחה ששיעורי עליית הריבית והתשואות הצפויות הם יציבים, קיימת בועה כמעט בכל השווקים.⁴ בעבודה זו אני מיישם אסטרטגיה אמפירית ששימשה לאחרונה את Phillips and Yu (2011) עבור שוק הדיור של ארה"ב, את Yiu et al. (2013) עבור שוק הנדל"ן המקומי של הונג קונג, את Engsted et al. (2014) עבור שוקי הדיור במדינות OECD, ואת Pavlidis et al. (2013) לחקירת נתונים ממסד הנתונים הבינלאומי למחירי הדיור של הבנק הפדרלי של דאלאס.^{5,6}

מחקר זה גם מתקשר למחקריהם של Dovman et al. (2012) ו-Nagar and Segal (2010) המעריכים אמפירית התפתחויות אחרונות בשוק הדיור הישראלי. Dovman et al. (2012) מיישמים מספר שיטות אקונומטריות שונות לגילוי בועות ומדווחים על עדויות מועטות לקיומה של בועת דיור נכון לאוגוסט 2010.⁷ Nagar and Segal (2010) אומדים מודל אקונומטרי של שוק הדיור הישראלי באמצעות שיטות של קואינטגרציה, וטוענים כי בשנת 2010 מחירי הדיור סטו ב-8 עד 20 אחוז מרמתם ארוכת-הטווח.

המשך עבודה זו מאורגן באופן הבא. בפרק השני נציג מודל תמחור נכסים פשוט בהקשר של שוק הדיור. הפרק השלישי מתאר את השיטה האקונומטרית לגילוי בועות. הפרק הרביעי מתאר בקצרה את הנתונים. בפרק החמישי, נציג ונדון בתוצאות המבחנים. הפרק השישי מציג את ניתוח הרגישות של התוצאות, והפרק השביעי מסכם.

⁴ שיטות אחרות לגילוי בועות, שאינן נידונות כאן, כוללות השוואת עלות הדיור השנתית לשכר הדירה בפועל (Himmelberg et al., 2005) וגזירה ישירה של מחיר היסוד באמצעות גורמי יסוד חזויים ובדיעבד (Smith and Smith, 2006).

⁵ ה-"International House Price Database of the Federal Reserve Bank of Dallas" מתועד אצל Mack and Martinez-Garcia (2011).

⁶ McCarthy and Himmelberg et al. (2005), Smith and Smith (2006), Case and Shiller (2003) ו-Peach (2004) הם דוגמאות מוקדמות יותר לזרם זה בספרות. עבודות אלה מתמקדות על שוק הדיור בארה"ב בתקופה שקדמה למשבר הסב-פריים.

⁷ מדדים של בועות דיור שפותחו אצל Dovman et al. (2012) מתעדכנים כעת בקביעות ומשמשים למטרות ניטור על ידי בנק ישראל.

2. רקע תיאורטי

Himmelberg et al. (2005) מציעים את ההגדרה הבאה של בועת דיור: "אנו רואים בועת דיור כמונעת על ידי רוכשי בתים, אשר מוכנים לשלם מחירים מנופחים על בתים כיום, מפני שהם מצפים לעלייה גבוהה בלתי מציאותית במחירי הדיור בעתיד". המילים "עלייה גבוהה בלתי מציאותית" מתייחסות לעלייה במחירי הדיור שאינה קשורה לגורמי היסוד בשוק הדיור, בעיקר תשלומים צפויים של שכר דירה ושיעורי הון.

במחקר זה המוקד הוא על בועות מן הסוג הרציונלי, המכונות בדרך כלל כ"בועות רציונליות". מינוח זה מתייחס לבועות של מחירי נכסים הנוצרות במודלים שבהם לכל המשקיעים יש ציפיות רציונליות.⁸ אף שתקופות רבות בהיסטוריה שהיה בהן גשוג מהיר וקריסה במחירי הנכסים מקבלות בדיעבד את הכינוי בועות (כמו במקרה של בועת הדוט.קום בסוף שנות ה-90 של המאה הקודמת או בועת הדיור בארה"ב בתקופה הקרובה יותר לזמננו), הרי שקיומן של בועות במסגרת מודלים של ציפיות רציונליות עדיין שנוי במחלוקת (Brunnermeier, 2008). לדוגמה, ניתן לשלול בועות תחת הנחות חלשות יחסית במסגרת מודלים של שיווי משקל כללי תחרותי עם סוכנים מייצגים בעלי אורך חיים אינסופי (Santos and Woodford, 1997). בניגוד אליהם, מודלים של דורות חופפים מתירים את קיומן של בועות כאלה. (אחת הדוגמאות לכך נמצאת אצל Galí, 2014). ככלל, ההיתכנות התיאורטית של בועות רציונליות תלויה במידה רבה בהנחות היסוד אודות המשק, כגון זמינות מידע, מגבלות סחר, שיקולי נזילות וכד'.⁹

במהלך השנים, חוקרי הכלכלה היישומית ניסחו מבחנים אקונומטריים שבודקים את קיומן של בועות רציונליות. אחד הזרמים בספרות משתמש בניבויים ממודלים של תמחור נכסים רציונלי לבדיקת עקביות הנתונים עם ההשערה של היעדר בועה. ככלל, נעשה הדבר על ידי השוואת המאפיינים הסטוכסטיים הנמצאים בנתונים עם הדינמיקה המשתמעת ממצב של היעדר בועה.

2.1 המודל

כדי להפיק תובנות נוספות על הרציונל שמאחורי אותם מבחנים אקונומטריים לקיומן של בועות, אני הולך בעקבות Campbell et al. (2009) ומציג מודל תמחור תיאורטי עבור שוק הדיור. תחילה, אני מנסח את ההגדרה של תשואה ריאלית ברוטו ממומשת לאחזקת בית לתקופה אחת, על ידי

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

כאשר V_t מציין את התשואה הריאלית ברוטו על דירה המוחזק מזמן t עד זמן $t+1$, P_t הוא המחיר הריאלי של דירה ובתום תקופה t , ו- R_{t+1} הוא התשלום הריאלי המתקבל על השכרת הדירה מזמן t עד $t+1$.

⁸ לעיון בסקרים על סוגים אחרים של בועות, ראו: (Brunnermeier (2008), Iraola and Santos (2008) ו-Scherbina (2013).

⁹ הוכחת קיומה של בועה יכולה גם לשמש כלי להבחנה בין מודלים (Flood and Hodrick, 1990).

באמצעות השיטה של (Campbell and Shiller, 1988), אנו יכולים לבטא את האמידה הלוג-לינארית של משוואה (1) כדלקמן:¹⁰

$$(2) \quad \vartheta_{t+1} \approx \kappa + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)r_{t+1} - p_t$$

כאשר $\overline{(r-p)} = 1/[1 + e^{\overline{(r-p)}}]$, $\rho = 1/[1 + e^{\overline{(r-p)}}]$, $p_t \equiv \log(P_t)$, $r_t \equiv \log(R_t)$, $v_t \equiv \log(V_t)$, $\rho = 1/[1 + e^{\overline{(r-p)}}]$, $\kappa = -\log(\rho) - (1 - \rho) \log\left(\frac{1}{\rho} - 1\right)$. ממוצע המדגם של לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה, וכן

$$\kappa = -\log(\rho) - (1 - \rho) \log\left(\frac{1}{\rho} - 1\right)$$

פתרון משוואה (2) עבור לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה על ידי חזרות קדימה, מביא לידי האמידה הלוג-לינארית הדינמית הבאה של נוסחת הערך הנוכחי:

$$(3) \quad p_t - r_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (\Delta r_{t+1+j} - v_{t+1+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j (p_{t+1} - r_{t+j})$$

אני מניח כמו כן, שהתשוואה לתקופה יחידה על דירה מורכבת מהשיעור הריאלי נטול הריבית, i_t , ופרמיית סיכון, φ_t , כך ש- $v_t = i_t + \varphi_t$ ¹¹. לפיכך, ניתן לכתוב מחדש את משוואה (3) כדלקמן:

$$(4) \quad p_t - r_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (\Delta r_{t+1+j} - i_{t+1+j} - \varphi_{t+1+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j (p_{t+1} - r_{t+j})$$

משוואה (4) מתקיימת בדיעבד (מאחר שהיא נובעת מתוך זהות). לפיכך, היא חייבת להתקיים מלכתחילה בציפיות, באופן שמותנה בסט המידע הזמין בזמן t . וכך, אנו יכולים לקחת ציפיות מותנות ולקשר את היחס הנוכחי של מחיר דירה לשכר דירה אל שיעורי צמיחת השכירות, לשיעורי הריבית חסרי הסיכון ולפרמיות הסיכון.

$$(5) \quad p_t - r_t = \frac{\kappa - \varphi}{1-\rho} + \mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (\Delta r_{t+1+j} - i_{t+1+j}) + \mathbb{E}_t \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j (p_{t+1} - r_{t+j})$$

כאשר $\mathbb{E}_t$ הוא אופרטור הציפייה, וכאשר הנחתי שקיימת פרמיית סיכון צפויה קבועה, כלומר שמתקיים: $\mathbb{E}_t(\varphi_{t+1}) = \varphi$ ^{12,13}.

על פי משוואה (3), מחירי הדירות היום גבוהים יחסית לשכר הדירה אם משקיעים מצפים לשילוב כלשהו של שיעורי צמיחה גבוהים של שכר הדירה יחד עם שיעורי ריבית נמוכים, או,

¹⁰ לדיון על רמת הדיוק של האמידה, ראה נספח א.

¹¹ לטובת פשטות ההצגה, אני בוחר להתעלם ממשתנים אחרים שיכולים גם להיכלל ב- v_t , כגון פחת, תחזוקה, מסי רכוש ועסקה, שיעור המשכנתא, מינוף וכו'.

¹² ההנחה של פרמיות סיכון צפויות קבועות (או גורמי היוון) שכיחה בספרות העוסקת בבדיקות לקיומן של בועות רציונליות (Gurkaynak, 2008). אף על פי כן, הרפיית הנחה זו אינה אמורה לשנות את המסקנות העיקריות כל עוד אנו שוללים פרמיות סיכון נפוצות.

¹³ Campbell et al. (2009) מניחים פרמיית סיכון משתנה בזמן.

שהמשקיעים מצפים שמחירי הדירות יעלו בשיעור גבוה יותר משכר הדירה לצמיתות. המקרה האחרון מכונה כאמור *בועה רציונלית*.

ניתן לפרק את משוואה (5) לשני רכיבים,

$$(6) \quad p_t - r_t = f_t + b_t$$

הרכיב הראשון בצד הימני של משוואה (6), f_t , הוא המרכיב של *גורמי היסוד*, הניתן על ידי

$$(7) \quad f_t = \frac{k-\varphi}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t(\Delta r_{t+1+j} - i_{t+1+j})$$

המצוין רק במונחים של גורמי היסוד – פרמיית הסיכון והנתיבים הצפויים של שיעורי צמיחת השכירות ושיעורי הריבית חסרי הסיכון. קשר זה מכונה מודל הצמיחה של גורדון (Campbell and Shiller, 1988).

הרכיב השני בצד השמאלי של משוואה (6), b_t , הוא הבועה הרציונלית, הניתן על ידי

$$(8) \quad b_t = E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j (p_{t+j} - r_{t+1})$$

אם תנאי הטראנסוורסליות (transversality), $\lim_{j \rightarrow \infty} p_j(p_{t+1} - r_{t+j}) = 0$, מתקיים, לוג יחס מחיר הדירה לשכר דירה איננו נפיץ.¹⁴ כלומר, לא קיימת בועה והיחס הנצפה שווה ליחס המשתמע מגורמי היסוד. לעומת זאת, קיומו של רכיב בועתי הוא מצב שבו יחס מחירי הדירות לשכירות עולה על מה שמכתיבים גורמי היסוד. המקרה האחרון עולה בקנה אחד עם משקיעים המצפים לקבל פיצוי על תשלום יתר על ידי הפחת הצפוי של רכיב הבועה. כלומר, משקיעים רוכשים דירות מכיוון שהם מצפים למכור אותן תמורת מחיר גבוה יותר בעתיד. במהותו של דבר, התנהגות זו מתארת את הרעיון הכללי של בועה באופן אינטואיטיבי למדי.

נוכחותו של רכיב כזה תואמת את השערת הציפיות הרציונליות, ומכאן המונח בועה "רציונלית". למעשה, הוספת תהליך כלשהו המקיים את תכונת הנפיצות (sub-martingale) הבאה

$$(9) \quad E_t(b_{t+1}) = \rho^{-1} b_t = [1 + e^{\bar{r}-\bar{p}}] b_t$$

ל- f_t פותרת את משוואה (2).^{15,16}

¹⁴ Campbell et al. (2009) מניחים במודל שלהם כי אין נוכחות של בועות.

¹⁵ תכונת הנפיצות של b_t מגיעה מהעובדה ש- $1 + e^{\bar{r}-\bar{p}} > 1$. לפיכך, כאשר $b_t \neq 0$, רכיב לוג הבועה גדל בשיעור של g בציפיות, כאשר $g = e^{\bar{r}-\bar{p}} > 0$.

¹⁶ Diba and Grossman (1988a) מציינים השלכה נוספת של המודל, והיא ש- b_t יכול להיות אפס בכל הזמנים או חיובי בכל הזמנים. כדי לדעת מדוע, שימו לב שערך שלילי של b_t היום משמעו שהמשקיעים מצפים למחיר עתידי אפס. בהינתן דיספוזיציה חופשית, אין לשלול את האפשרות של בועה שלילית. אולם, בועה אינה יכולה להיווצר בנקודה מסוימת בעתיד מאחר שעולה ממנה בהכרח כי שגיאת החיזוי של רכיב הבועה איננה אפס בציפיות, ובכך אנו מפרים את משוואה (9).

התנאי הניתן במשוואה (9) משמעו שנוכחותו של רכיב בועתי, $p_t - r_t$, תביא לידי ביטוי התנהגות אוטו-רגרסיבית נפוצה. זאת מפני שתכונות הנפיצות של רכיב הבועה תשלוט במוקדם או במאוחר במאפיינים הסטוכסטיים של Δr_t ו- i_t , בין אם הם סטציונריים או אינטגרטיביים מסדר אחד. לפיכך, על פי ההנחה של פרמיית סיכון צפויה קבועה, בדיקה לקיומה של בועת דיור רציונלית במודל זה שקולה לבדיקה אם ל- $p_t - r_t$ יש שורש גדול מאחד, תוך שאנו מוודאים כי ל- Δr_t ול- i_t אין שורשים נפוצים. אף על פי כן, לא נוכל לשלול שילובים אפשריים אחרים של תכונות סטוכסטיות שעשויים להתקיים. לדוגמה, אם נמצאות עדויות לנפיצות ב- $p_t - r_t$ וגם באחד מגורמי היסוד, לא נוכל להסיק חד-משמעית את קיומה של בועה ב- $p_t - r_t$. לחלופין, אם נמצא שאחד מגורמי היסוד נפיץ ואילו תכונה זו אינה חלה על $p_t - r_t$, נוכל לפרשת זאת כעדות נגד המודל עצמו.

2.2 השלכות על מבחנים אקונומטריים לבועות

מספר אסטרטגיות לגילוי בועות רציונליות פותחו במהלך שלושת העשורים האחרונים על סמך תובנות הנובעות מווריאציות של המודל המתואר לעיל.¹⁷ Diba and Grossman (1988a) היו בין הראשונים שהציעו לבדוק את קיומן של בועות על ידי שימוש בשורש יחידתי ומבחני קואינטגרציה על מחירי מניות ודיבידנדים.¹⁸ הם מוצאים שמחירי מניות ודיבידנדים מאותו סדר אינטגרציה (אחד) וכי קיים בינם קשר קואינטגרציה. על סמך תוצאות אלה, Diba and Grossman מגיעים למסקנה כי לא ניתן לדחות את ההשערה של היעדר בועה עבור מחירי המניות בארה"ב. Evans (1991) מתח ביקורת על עבודתם של Diba and Grossman ועל השימוש בשורש יחידתי ומבחני קואינטגרציה בשל אובדן כוחם בנוכחות בועה המתפוצצת באופן מחזורי, דהיינו בועה המופיעה ומתפוצצת שוב ושוב (אך נשארת ברמות חיוביות בכל עת). אינטואיטיבית, תופעה זו של איבוד עצמת המבחן נובעת מן העובדה שסדרה עתית המכילה מחזור בועתי מלא נוטה להידמות יותר לסדרה סטציונרית מאשר לשורש יחידתי, עקב 'החזרה ממוצעת' (mean-reversion) הנגרמת מנטיית הבועה להתפוצץ לאחר שלב ההתנפחות. דבר זה, בתמורה, גורם להטיה של מבחני שורש יחידתי לדחיית השערת האפס.

בעבודה קרובה יותר לזמננו, Phillips, Wu, and Yu (2011, להלן PWY) מראים כיצד להתגבר על בעיית עצמת המבחן בנוכחות בועה המתפוצצת באופן מחזורי. שיטתם של PWY מבוססת על שימוש במבחני שורש יחידתי עם זנב ימני רקורסיבי, כאשר השערת האפס של שורש יחידתי נבחנת כנגד החלופה של תהליך נפיץ במתינת.¹⁹ במקרה זה, השערת האפס היא של היעדר בועה, ודחיית השערת האפס מתפרשת כעדות לבועה.²⁰ השיטה של PWY גם בנויה לאמידה עקיבה של תאריכי ההתחלה והסיום של הבועה (אם הבועה קיימת). מאפיין תיארוך זה יכול לשמש גם ככלי ניטור

¹⁷ ראו אצל Flood and Hodrick (1990) סקירת הספרות המוקדמת ואצל Gurkaynak (2008) סקירה מעודכנת של מבחנים אקונומטריים לבועות.

¹⁸ דוגמאות אחרות לשיטות בדיקת בועות כוללות את בדיקת גבולות השונות (LeRoy and Porter, 1981; Shiller, 1981), המבחנים הדו-שלביים של West (1987) West, ומבחן הבועה הפנימית (Froot and Obstfeld, 1992).

¹⁹ Phillips, Shi, and Yu (2013b) מכלילים את ההליך של PWY כך שניתן לבחון את קיומן של מספר בועות בסדרת עתית ארוכה.

²⁰ התיאוריה האסימפטוטית של תהליכים נפוצים במתינות פותחה על ידי Phillips and Magdalinos (2007).

בזמן אמת.²¹ Homm and Breitung (2012) משווים את השיטה של PWY לשיטות נפוצות אחרות לגילוי בועות ומוצאים, באמצעות סימולציות מונטה קרלו, כי אכן יש לה עוצמה מוגברת בגילוי בועות שקורסות באופן תקופתי וכי היא מציגה ביצועים טובים יחסית ככלי ניטור בזמן אמת.

בטרם נמשיך, יש מקום להערה. מבחנים אקונומטריים לבועות רציונליות, לרבות שיטת PWY, מנסחים בדרך כלל השערת אפס כ'היעדר בועה'. לפיכך, דחיית השערת האפס עשויה להוביל למסקנה שקיימת בועה בנתונים. אף על פי כן, כל מה שמבחני הבועות הללו יכולים להראות לנו הוא שהנתונים שאנו רואים אינם עולים בקנה אחד עם השערת האפס, מאחר שדחייה היא אפשרית רק במסגרת מודל מוגדר.²²

3. המתודולוגיה האקונומטרית

יישום המבחן של PWY לבועות הוא פשוט יחסית. ההליך כרוך באומדנים רקורסיביים של ה- t דטסטי של Dickey and Fuller (1979), כאשר הספציפיקציה האמפירית הבסיסית שבה משתמשים היא רגרסיית עזר סטנדרטית מסוג Augmented Dickey-Fuller (ADF) כדלקמן:

$$(10) \quad y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

כאשר y_t הוא הסדרה הנבדקת לנפוצות, μ הוא החותך, δ הוא מקדם האוטורגרסיה, k הוא מספר הפיגורים המרבי, Δ הוא אופרטור ההפרש, ϕ_i עבור $1 \dots k$ הם המקדמים של ההפרש הראשון בפיגור ו- ε_t הוא הפרעה מקרית iid.

מסורתית, משוואה (10) משמשת לבדיקת השערת האפס של שורש יחידתי כנגד חלופה של סטציונריות. אף על פי כן, אותה משוואה יכולה לשמש אותנו כדי לבחון שורש נפיץ במתינות.²³ בניסוח פורמלי, אנו בודקים:

$$H_0 = \sigma = 1 \quad (\text{היעדר בועה})$$

$$H_0 = \sigma > 1 \quad (\text{בועה})$$

באמצעות סטטיסטי ADF, המוגדר כ-

$$(11) \quad ADF = \frac{\hat{\delta}}{SE(\hat{\delta})}$$

כאשר $\hat{\delta}$ הוא אומדן OLS של δ ו- SE מייצג את סטיית התקן של $\hat{\delta}$.

²¹ תכונות של מדגמים גדולים עבור נוהל תיארוך הבועות פותחו אצל Phillips and Yu (2009).
²² Hamilton (1986) טוען כי הפרשנות של תוצאות המבחנים האקונומטריים לבועות מחירים ספקולטיביות תלויה בטיבה של כל אי-סטציונריות הקיימת בגורמי היסוד.

²³ Phillips and Magdalinos (2007) מגדירים שורש נפיץ במתינות באמצעות תהליך יצירת נתונים הבא

$$y_t = \delta_n y_{t-1} + \varepsilon_t$$

כאשר $\delta_n = 1 + \frac{c}{k_n}$, וכאשר $(k_n)_{n \in \mathbb{N}}$ הוא רצף הגדל ל- ∞ כך ש- $k_n = o(n)$ מאחר ש- $n \rightarrow \infty$.

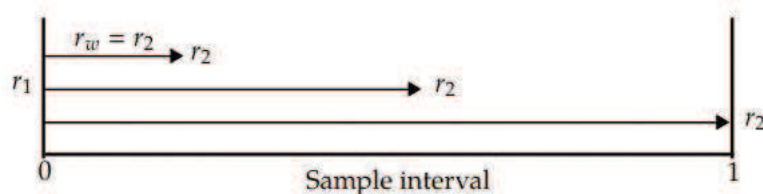
בטרם נתקדם לתיאור מפורט יותר של הליך הבדיקה של PWY, דרושות מספר הערות. ראשית, נניח מרווח מדגם של $[0, 1]$.²⁴ לאחר מכן, נציין על ידי $\delta_{r_2}^{r_1}$ ועל ידי $ADF_{r_2}^{r_1}$ את מקדם האוטורגרסיה ממשוואה (10) ואת סטטיסטי ה-ADF התואם שלו, בהתאמה, כאשר שניהם נאמדים על פני המדגם (המנורמל) $[r_1, r_2]$, כאשר r_1 ו- r_2 הם שברים של המדגם כך ש- $0 < r_1 < r_2 < 1$. לסיום, נציין על ידי r_w את גודל החלון (באחוזים) של הרגרסיה, המוגדר על ידי $[r_w = r_2 - r_1]$ ואת r_0 כחלון ראשוני קבוע, המוגדר על ידי המשתמש.

מבחן החסם העליון של ADF (SADF) שהוצע על ידי PWY מבוסס על חישובים רקורסיביים של סטטיסטי ה-ADF עם חלון מתרחב. הליך האמידה מתבצע באופן הבא (ראה איור 2): ראשית, אנו קובעים את התצפית הראשונה של המדגם כנקודת מוצא לחלון האמידה, כלומר, $r_1 = 0$. בצעד הבא, אנו קובעים את נקודת הסיום של חלון האמידה הראשוני, r_2 , בהתאם לבחירת גודל החלון המינימלי, r_0 , כך שגודל החלון הראשוני מוגדר כ- $r_w = r_2 - r_1 = r_2$. בסיום, אנו אומדים באופן רקורסיבי את $\delta_{r_2}^0$ באמצעות משוואה (10) ומחשבים את סטטיסטי ה- $ADF_{r_2}^0$ המקביל, כך שגודל החלון עולה, $r_2 \in [r_0, 1]$, תצפית אחת בכל פעם. בצעד האחרון, האומדן מבוסס על המדגם כולו (קרי, $r_2 = 1$ וסטטיסטי ה-ADF הוא $ADF_{r_1}^0$). סטטיסטי ה-SADF, כמוגדר על ידי PWY, הוא ערך החסם העליון של רצף ה- ADF_1^0 עבור $r_2 \in [r_0, 1]$:

$$(12) \quad SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{ADF_{r_2}^0\}$$

צורת ההתפלגות של סטטיסטי ה-SADF תחת השערת האפס היא בלתי סטנדרטית. הערכים הקריטיים של המדגם האסימפטוטי והסופי מתקבלים בשיטת סימולציות מונטה קרלו. בהתאם לכך, אם סטטיסטי ה-SADF גדול מהערך הקריטי התואם, אנו דוחים את השערת האפס של שורש יחידתי ב- y_t לטובת תהליך נפיץ במתינות.

איור 2. הדגמה של נוהל מבחן ה-SADF



הערות: נניח ש- $r_1 = 0$ ו- $r_2 \in [r_0, 1]$. לאחר מכן, נשתמש ב- $[0, r_2]$ כחלון הראשוני ונשנה את r_2 בכל צעד, $r_w = r_2$ הוא רוחב החלון.

3.1 תיארוך וניטור של תקופות בועה

כפי שצוין בחלק הקודם, הנוהל של PWY יכול לשמש גם לאמידה עקבית של תאריכי ההתחלה והסיום של בועה. לפיכך, אם השערת האפס של היעדר בועה נדחית, אנו יכולים, בתנאים מסויימים, לאמוד בעקביות את תקופת הבועה (Phillips and Yu, 2009). יתרה מכך, Homm and Breitung

²⁴ נוכל לחשוב על מדגם זה כעל גרסה מתוקנת של מדגם מלא (כלומר, מחולק ב- T).

(2012) ו-Phillips et al. (2013b) מראים כי נוהלי תיארוך אלה יכולים לשמש לא רק כאסטרטגיית תיארוך בדיעבד אלא גם לניטור בועות בזמן אמת.

נוהל התיארוך מבוסס על השוואת כל אלמנט של רצף ה- $ADF_{r_2}^0$ לערכו הקריטי התואם בזנב הימני המבוסס על גודל מדגם של Tr_2 תצפיות.²⁵ נקודת ההתחלה המשוערת של הבועה, המצוינת על ידי r_e , היא התצפית הכרונולוגית הראשונה שבה $ADF_{r_2}^0$ חוצה את הערך הקריטי התואם שלו מלמטה. נקודת הסיום המשוערת של הבועה, המצוינת על ידי r_f , היא התצפית הכרונולוגית הראשונה שמגיעה אחרי r_e שבו $ADF_{r_2}^0$ חוצה את הערך הקריטי התואם שלו מלמעלה. בניסוח פורמלי, אמידת תקופת הבועה ניתנת על ידי

$$(13) \quad \hat{r}_e = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} \{r_2 : ADF_{r_2}^0 > cv_{r_2}^{\beta_T}\}$$

$$(14) \quad \hat{r}_f = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_e, 1]} \{r_2 : ADF_{r_2}^0 > cv_{r_2}^{\beta_T}\}$$

כאשר $cv_{r_2}^{\beta_T}$ הוא $100(1 - \beta_T)\%$ מהערך הקריטי של סטטיסטי ה-ADF הסטנדרטי המבוסס על $[Tr_2]$ תצפיות.^{27,26}

הליך נוסף המשמש למטרות ניטור הוא מבחן CUSUM שהוצע על ידי Homm and Breitung (2012). מבחן זה נועד לגלות שינוי משטר בין תהליך שורש יחידתי לתהליך שורש נפיץ בזמן אמת. נניח ש- $t_0 = [Tr_0]$ הוא מדגם ראשוני ונניח ש- $[t_0 + 1, t_2]$ הוא מרווח ניטור, כאשר $t_{20} = [Tr_{20}]$ הוא התצפית האחרונה של מרווח הניטור. סטטיסטי ה-CUSUM מוגדר באופן הבא:

$$(15) \quad CUSUM_{t_0}^{t_2} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{t_0}^2} \sum_{j=t_0+1}^{t_2} \Delta y_j = \frac{1}{\hat{\sigma}_{t_0}^2} (y_{t_2} - y_{t_0})$$

כאשר $\hat{\sigma}_{t_0}^2$ הוא אומדן עקבי של השונות של Δy_t על פני המדגם $[1, t_0]$. בהתאם לכך, המעבר למשטר בועה מתגלה כאשר סטטיסטי ה-CUSUM חוצה את רצף הערכים הקריטיים שלו (ברמת מובהקת מסוימת המוגדרת מראש) מלמטה.

3.2 היסק עקיף ורווחי סמך

היסק סטטיסטי על אומדן הריבועים הפחותים (LS) של δ סובל משני חסרונות. ראשית, על פי החלופה של תהליך נפיץ במתינות, איננו יכולים להשתמש ברווחי סמך סטנדרטיים. תחת זאת, כפי

²⁵ להצגה מפורטת של נוהל התיארוך, ראו Phillips et al. (2011) and Phillips and Yu (2011).

²⁶ כדי לקבל הליך בדיקה עקבי, אשר נמנע באופן אסימפטוטי מטעויות סוג I, יש צורך להניח ש- $\beta_T \rightarrow 0$ הוא $T \rightarrow 0$. אולם, בעבודה היישומית נוח להשתמש בקבוע β_T כמו 5% (ראו Phillips et al. (2013b)).

²⁷ Phillips and Yu (2011) טוענים כי נוהל התיארוך דורש שמשך הבועה איננו זניח. אצל Phillips et al. (2013b), המחברים מגדירים את $\log(T)/T$ כמשך הזמן המינימלי (במונחי שבר של המדגם) עבור תקופת בועה.

שמראים (Phillips and Magdalinos (2007), רווח סמך נכון של $100(1 - \alpha)\%$ עבור אומדן ה-LS של $\hat{\delta}_n$ ניתן על ידי :

$$(16) \quad \left[\hat{\delta}_n - \frac{(\hat{\delta}_n)^2 - 1}{(\hat{\delta}_n)^n} C_\alpha, \hat{\delta}_n + \frac{(\hat{\delta}_n)^2 - 1}{(\hat{\delta}_n)^n} C_\alpha \right]$$

כאשר C_α הוא אחוזון דו-זנבי של הערך הקריטי של התפלגות Cauchy סטנדרטית.²⁸

החיסרון השני נובע מן העובדה שאומדן ה-LS של δ ידוע כבעל הטוה כלפי מטה במדגמים סופיים. לפיכך, השימוש ברווחי הסמך המוצגים לעיל עם אומדן נקודת LS של δ עלול להטעות.²⁹ Phillips et al. (2011) מראים כיצד לתקן את ההטוה על ידי יישום שיטת ההיסק העקיף (Indirect inference). בהתאם לכך, H ריאליזציות של תהליך $AR(1)$ עבור y_t מדומים עבור ערכים שונים של $\delta \in \Phi$, כאשר δ הוא מקדם האוטורגרסיה ו- Φ הוא מרחב הפרמטר. נניח ש- $\bar{\delta}_h^{LS}(\delta)$ מציין את אומדן ה-LS של δ , בהינתן ריאליזציה h , כאשר $h = 1, \dots, H$ ונניח ש- $\bar{\delta}^{LS}(\delta)$ הוא הממוצע של $\bar{\delta}_h^{LS}(\delta)$ על פני h , כלומר,

$$(17) \quad \bar{\delta}_H^{LS}(\delta) = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \bar{\delta}_h^{LS}(\delta)$$

האומדן העקיף, $\tilde{\delta}_H$ מוגדר כ-

$$(18) \quad \tilde{\delta}_H = \underset{\delta \in \Phi}{\operatorname{argmin}} \|\hat{\delta}^{LS} - \bar{\delta}_H^{LS}(\delta)\|$$

כאשר $\|\cdot\|$ הוא מדד כלשהו של מרחק ממדי סופי ו- $\hat{\delta}^{LS}$ הוא אומדן ה-LS של δ תוך הנתונים בפועל.

4 הנתונים

הנתונים על מחירי הדירות ושכר הדירה לקוחים מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בישראל (למ"ס). אני משתמש בתצפיות חודשיות מותאמות עונתית על היחס בין מחיר דירה לשכר דירה ברמה הארצית, המורכב ממדד מחירי הדירור (להלן: מדד מחירי הדירור) ועל מדד שירותי הדירור בבעלות הדיירים (להלן: מדד השכירות).³⁰ אני משתמש בנתונים על ריבית חסרת סיכון ריאלית לשנה אחת הנמדדת על ידי ההפרש בין שיעור הריבית הנומינלי של בנק ישראל (לשנה אחת) לאינפלציה הצפויה לשנה אחת, שניהם מתקבלים מבנק ישראל. האחרון נמדד על ידי מרווח התשואות בין אג"ח ממשלתיות ישראליות מותאמות לאינפלציה לנומינליות בעלות טווח פדיון של

²⁸ הערכים הקריטיים עבור 90%, 95% ו-99% הם 6.315, 12.7 ו-63.66, בהתאמה.

²⁹ הבעיה של אומדן מוטה מתקיימת גם כאשר נתוני אמת מופקים עם $\delta \leq 1$.

³⁰ האחרון נכלל במדד המחירים לצרכן ואילו הראשון אינו נכלל בו.

שנה אחת.^{32,31} המדגם שבו אני משתמש מכסה את התקופה מינואר 1999 עד יולי 2013 וכולל 175 תצפיות. הבחירה במדגם ספציפי זה נובעת מזמינות הנתונים. לפרטים נוספים על הנתונים, ראו נספח ג.

לוח 1 מציג סיכום סטטיסטי עבור המדד של לוג מחיר דירה לשכר דירה (המצוין כ- $p_t - r_t$), המדד של לוג שכר הדירה הריאלי (r_t), במונחים ריאליים, כלומר בניכוי השינוי במדד המחירים לצרכן) ושיעור הריבית חסר הסיכון לטווח קצר (i_t). מספר תצפיות ראויות לציון עולות מהלוח. ראשית, יחס מחיר הדירה לשכר הדירה הגיע לשיא בפברואר 2013. התצפית האחרונה שעומדת לרשותנו (יולי 2013) נמוכה ב-2% בקירוב מהשיא הזה. שנית, הריבית הריאלית חסרת הסיכון הגיעה לשפל של -1.9% בעיצומו של המשבר הפיננסי הגלובלי האחרון (יוני 2009), בשל הורדת שיעור הריבית של בנק ישראל (למרות הירידה באינפלציה הצפויה). שלישית, שכר הדירה הריאלי נמצא בשיאו בסוף המדגם, מה שמשקף גידול של 20% מאז יולי 2008. ולסיום, כל הסדרות הן בעלות רמה גבוהה של התמדה, אפילו בפיגור ה-12 (ראו שלוש העמודות האחרונות של לוח 1). רמה גבוהה זו של מתאם סדרתי עקבית עם אופיין הבלתי סטציונרי הניכר של סדרות אלה.

לוח 1. סיכומים סטטיסטיים (1999:M1 - 2013:M7)

אוטוקורלציה ^א			תצפיות שכיחות		סדרה
ρ_{12}	ρ_4	ρ_1	תאריך מקסימום	תאריך מינימום	
0.66	0.87	0.97	2013:M2	2003:M3	לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה $p_t - r_t$
0.58	0.85	0.97	2013:M7	2008:M6	לוג שכר דירה ריאלי r_t
0.63	0.84	0.96	2000:M1	2009:M6	לוג ריבית ריאלית חסרת סיכון ברוטו i_t

^א הכתב התחתני עבור מקדמי האוטוקורלציה ρ מציין את סדר הפיגורים.

איור 3א-ג מציג את ההתפתחויות במחיר הדירה הריאלי, בשכר הדירה הריאלי, וביחס בין מחיר דירה לשכר דירה במהלך תקופת המדגם (כולם מוצגים בלוגריתמים טבעיים). המוטיבציה מאחורי מחקר זה נובעת מהעלייה החדה שנראתה במדד מחירי הדיור בסביבות 2008 (ראו איור 3א).³³ מחירי הדירות עלו בין השנים 2008-2013 ב-50% בקירוב במונחים ריאליים, והגיעו לשיעור צמיחה שנתי ממוצע של קרוב ל-10%. אולם, לפני העלייה האחרונה, הייתה תקופה רציפה של פיחות במחירים הריאליים. הדבר אינו מוצג באיור זה, אך הפיחות הריאלי נמשך יותר מעשור. למרות מגמת העלייה מאז 2008, מדד השכירות אינו מראה את אותו דפוס התרחבות מהיר כפי שנראה במחירי הדירות. הריבית חסרת הסיכון לטווח קצר מתוארת באיור 3ד. דומה כי הסדרה מראה מגמה של שיפוע יורד החל מתחילת שנות ה-2000. מגמה זו היא קרוב לוודאי תוצאתו של תהליך הדיסאינפלציה שעבר המשק הישראלי לאחר תכנית הייצוב של 1985.³⁴ ניתן לטעון כי המאפיין החשוב ביותר בהקשר של ההתפתחויות האחרונות במחירי הדיור הוא הירידה הגדולה בריבית חסרת הסיכון, שנראתה מיד לאחר התפרצות המשבר הפיננסי הגלובלי.

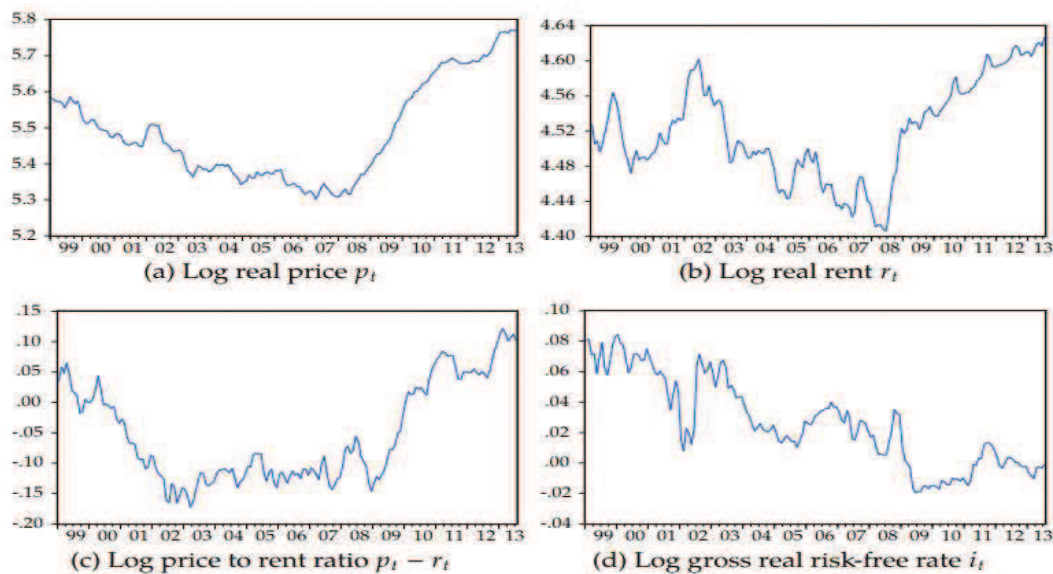
³¹ האינפלציה הצפויה דומה לתפיסת ה-'TIPS Spread' בארה"ב.

³² לחלופין, אני משתמש בתשואה על אג"ח ממשלתיות צמודות מדד לשנה אחת (אג"ח בעלות קופון אפס). התוצאות דומות (אינן מוצגות).

³³ ראו סקרים עדכניים על ההתפתחויות בשוק הדיור הישראלי אצל Nagar and Dovman et al. (2012) ו-Segal (2010).

³⁴ לרקע נוסף על תכנית הייצוב הישראלית, ראו Ben Basat (2002) ו-Liviatan (2003).

לניתוח ברמה האזורית אני משתמש בנתונים רבעוניים על ממוצע מחירי הדירות ושכר הדירה (האחרון הומר למונחים שנתיים) הממוינים לפי תשעה אזורים ומוצגים במחירים שקליים נוכחיים (אני משתמש בנתונים שאינם מותאמים עונתית). מדגם הנתונים האזוריים מכסה את התקופה מ-1998 רבעון 1 עד 2013 רבעון 2 וכולל 62 תצפיות רבעוניות. (לפרטים נוספים ראו נספח ג.) במחקר זה אני מתמקד על דירות בגודל 3.5-4 חדרים. אני עושה זאת מכיוון שנתונים מנוכי איכות (כמו מדדי מחירים הדוניים אזוריים) אינם זמינים בשלב זה, אך השימוש בנתח ספציפי זה של שוק הדירור מתמודד לפחות חלקית עם בעיית נטרול השינוי באיכות. בנוסף, סגמנט השוק של דירות 3.5-4 חדרים מייצג את הדירה החציונית (מתוך המלאי) בישראל, ובנוסף מהווה את רוב רובן של העסקאות.



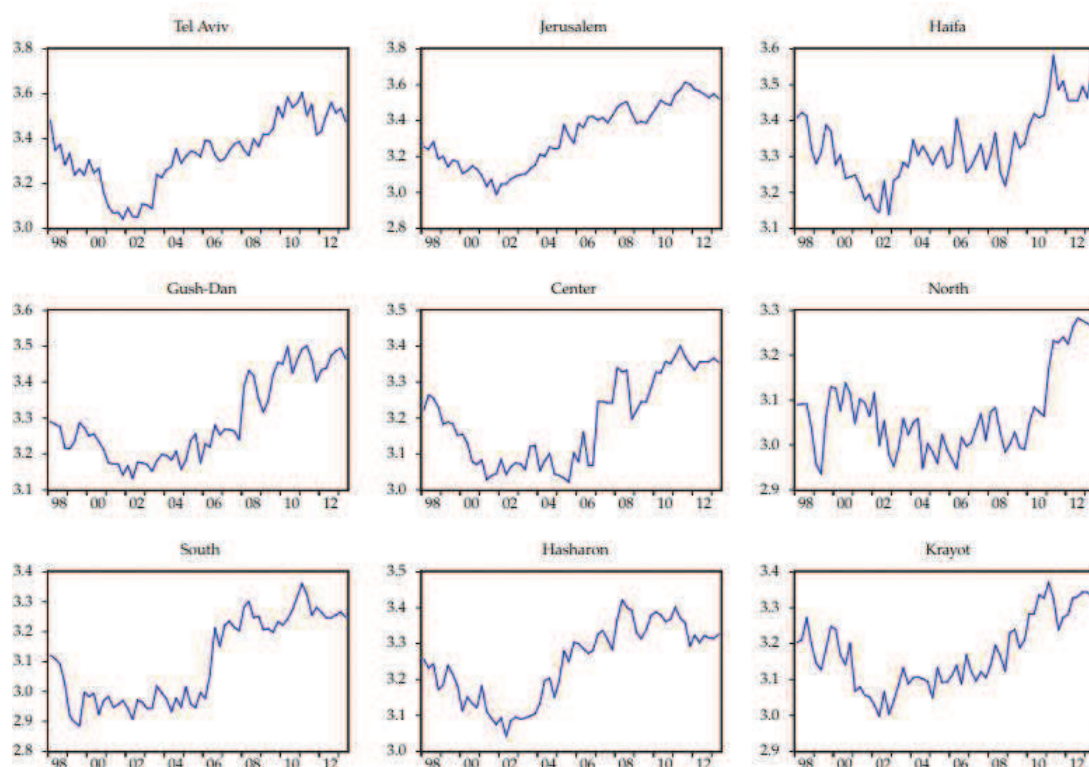
איור 3. סדרות עתיות ארציות (1999:M1 - 2013:M7)

הערות: מדדי לוג מחירי הדירור (p_t) ולוג שכר הדירה (r_t) הם במונחים ריאליים, כלומר בניכוי השינוי במדד המחירים לצרכן. לוג יחס מחיר הדירה לשכר הדירה ($p_t - r_t$) הוא מדד מנורמל לינואר 2000 = 0. הריבית הריאלית חסרת הסיכון היא ההפרש בין שיעור הריבית של בנק ישראל לאינפלציה הצפויה (ראו פרטים נוספים בנספח ג).

לוג יחסי מחיר דירה לשכר דירה בתשעת האזורים משורטט באיור 4. כפי שאנו יכולים לראות מהגרפים, יחס מחיר דירה לשכר דירה בכל תשעת האזורים גבוה כעת בהשוואה לרמות היסטוריות, כאשר מגמת העלייה עבור מרבית האזורים החלה בזמן כלשהו מאמצע עד סוף שנות ה-2000. אולם הדינמיקה של יחסי מחיר דירה לשכר דירה האזוריים בחמש השנים האחרונות היא הטרוגנית יחסית. חלק מהאזורים – קרי, המרכז, גוש דן, חיפה וצפון – מראים את אותו הדפוס הנראה ברמה הארצית, דהיינו עלייה מהירה ביחס, בשעה שהאזורים האחרים מראים מסלול צמיחה יציב יחסית במהלך אותה תקופה. נוכחותם של דפוסים דינמיים הטרוגניים מבליט את חשיבות הניתוח ברמה האזורית, מאחר שטמון בו הפוטנציאל לאפשר לנו לגלות בועות דירור אזוריות שהיינו מחמיצים בנייתו ארצי בשל המיצוע שברקע היחס המצרפי.³⁵

³⁵ לדוגמה, בדיקת קיומה של בועה בשוק המניות בתחילת שנות ה-2000 באמצעות מדד כללי כלשהו של מחירי מניות עלול להחמיץ את נוכחותה של בועה, מכיוון שבועת הדוט.קום הוגבלה ברובה למגזר הטכנולוגיה. המדד המורכב של הנאסד"ק היה מתאים יותר במקרה זה.

איור 4. לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה ברמה האזורית (1998:Q1-2013:Q2)



הערות: הנתונים על מחירי הדירות והשכירות המשמשים לבניית היחס בין מחיר דירה לשכר דירה עבור כל אזור הם עבור דירות של 3.5-4 חדרים בכל אזור ספציפי.

5. התוצאות

5.1 הרמה הארצית

בטרם אמסור תיאור של הממצאים העיקריים ברמה הארצית, אדון בקצרה בספציפיקציות המשמשות לגזירת תוצאות אלה. סטטיסטי ה-SADF והערכים הקריטיים מחושבים עבור לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה, הלוג של שכר הדירה הריאלי והלוג של הריבית הריאלית חסרת הסיכון, על ידי אמידה רקורסיבית של משוואה (10) עבור כל אחד מהמשתנים היחידים. הביצוע של כל המבחנים הללו והדמיות הערכים הקריטיים נעשה באמצעות EViews Add-in 'rtadf' (Caspi, 2013). מספר הפיגורים האופטימלי נבחר על ידי קריטריון המידע של שורץ (SIC) בעת אמידת משוואה (10) עבור כלל המדגם (עם מספר פיגורים מקסימלי שנקבע על 12). בהתאם לכך, מספר הפיגורים באמידה הרקורסיבית נקבע על 3 עבור לוג היחס ועבור לוג שכר הדירה הריאלי, ועל 2 עבור לוג הריבית ברוטו.^{36,37} סטטיסטי ה-SADF נאמד באופן רקורסיבי עם גודל חלון ראשוני של

³⁶ על בסיס הדמיות מונטה קרלו, Phillips et al. (2013b) טוענים כי ה-SIC מפגין תכונות סטטיסטיות טובות עבור מבחן ה-SADF.

³⁷ הוספת פיגורים היא רלוונטית מאוד כאשר עושים שימוש במדד מחירי הדירות, מכיוון שזה בנוי כמדד מוחלק ההופך אותו למתואם סדרתית מעצם מבנהו. (מדד מחירי הדירות המדווח על ידי הלמ"ס הוא ממוצע נע של חודשיים.)

36 תצפיות, קרי 3 שנים, המהווים 20% מהמדגם. בחירה זו של גודל חלון ראשוני מסתמכת על Phillips et al. (2011) ו-Phillips et al. (2013b), שהשתמשו בגודל חלון של 3 שנים בקירוב עבור נתונים חודשיים. אף שבחירת גודל החלון המינימלית שלי היא שרירותית ואינה מונעת מהנתונים, התוצאות שלי בכל זאת מוכיחות עמידות לבחירות שונות של גודלי חלונות ופיגורים שונים. (ראו סעיף 6.1.) בעת חישוב הערכים הקריטיים עבור סטטיסטי ה-SADF, אני מגדיר את תהליך יצירת הנתונים (DGP) עבור השערת האפס להילוך מקרי ללא סטייה כמו אצל Phillips et al. (2011).³⁸

לוח 2 מציג את סטטיסטי ה-ADF הסטנדרטי ואת סטטיסטי ה-SADF עבור כל המשתנים, וכן את הערכים הקריטיים התואמים שלהם בזנב הימני של המדגם עבור 1999:M1-2013:M7. הלוח גם מציג את התאריך שבו רצף ה- $ADF_0^{r^2}$ הגיע לנקודת המקסימום שלו (כלומר, התאריך התואם את סטטיסטי ה-SADF). סטטיסטי ה-ADF נאמד על פני כלל המדגם ומשמש בראש ובראשונה למטרות השוואה ולא כדי להסיק לגבי קיומה של בועה. כפי שניתן לראות, לפי סטטיסטי ה-SADF, השערת האפס שלפיה אין בועה בלוג יחס מחיר דירה לשכר דירה אינה ניתנת לדחייה ברמות מובהקות מקובלות – סטטיסטי ה-SADF נמוך משמעותית מ-90% מהערך הקריטי 0.592, הנדרש כדי לדחות את השערת האפס. בנוסף, לא ניתן לדחות את אותה השערת אפס עבור שני גורמי היסוד – לוג שכר הדירה והריבית חסרת הסיכון. סטטיסטי ה-SADF הנאמד על 1.495- עבור r_t ועל 0.983 עבור i_t גם הוא נמוך משמעותית מ-90% מהערכים הקריטיים המתאימים של כל אחד.^{39,40}

³⁸ בעבודה עדכנית יותר, Phillips et al. (2013a) מציעים להוסיף חותך זניח אסימפטוטית למודל הסטטיסטי של השערת האפס כאמצעי להגדלת הגודל והעוצמה של המבחן. הוספת ביטוי סטייה זה אינו משנה את מסקנותי העיקריות. (לא מוצג, זמין לפי בקשה.)

³⁹ אף שניתן ליישם מבחנים להתנהגות נפיצה לכל משתנה, אציין כי באופן כללי, אפשר לשלול התנהגות נפיצה בגורמי היסוד (Δr_t ו- i_t במקרה שלנו) על סמך יסודות תיאורטיים. הדבר נובע מהתפיסה שאף מודל כלכלי מתקבל על הדעת אינו מייצר שיווי משקל שבו גורמי יסוד מצויים דפוסים נפוצים.

⁴⁰ מעניין לציין כי השערת האפס של היעדר בועה בריבית חסרת סיכון מתקרבת לדחייה ברמה של 90%. אך בדיקה דקדקנית יותר מגלה, כי הסיבה לדחייה היא קרוב לוודאי הירידה הפתאומית של 200 נקודות בסיס בריבית בנק ישראל בינואר 2002. מבחן ה-SADF כמעט מזהה בטעות את התקופה הזו כבועה.

לוח 2. תוצאות מבחני ADF ו-SADF

סדרה	(1) ADF	(2) SADF ($r_0 = 36$)	(3) תאריך מקסימלי
לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה $p_t - r_t$	- 1.286	-0.237	2002:M6
לוג שכר דירה r_t	-1.495	-0.780	2002:M6
לוג ריבית ריאלי חסרת סיכון i_t	-1.811	-0.983	2002:M4
ערכים קריטיים			
	0.592	1.891	99%
	-0.090	1.262	95%
	-0.425	0.978	90%

הערות: הלוח מדווח על סטטיסטי ה-ADF וה-SADF ועל התאריך שבו רצף ה- $ADF_0^{r_2}$ הגיע לנקודת המקסימום שלו עבור המדגם 1999:M1-2013:M7. גודל החלון הראשוני נקבע על 36 חודשים. משוואות מבחן השורש היחידתי כוללות 3 פיגורים עבור לוג היחס ולוג שכר הדירה הריאלי, ו-6 פיגורים עבור לוג הריבית חסרת הסיכון. הערכים הקריטיים עבור כל הסטטיסטיים נגזרים באמצעות סימולציית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

סטטיסטי ה-SADF של לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה שונה מסטטיסטי ה-SADF הנאמד באמצעות כלל המדגם. כלומר, הערך האחרון של רצף ה- $ADF_0^{r_2}$ (יולי 2013) אינו הערך המקסימלי של הרצף. אי לכך, סטטיסטי ה- $ADF_0^{r_2}$, המוערך ב-0.237-, תואם למדגם המסתיים ב-2002:M6. האומדן הנקודתי של מקדם האוטוגרסיה למדגם 1999:M1-2013:M2 הוא 0.987 ואומד ההיסק העקיף (מנוכה הטיה) הוא 1.009 כאשר מרווח הסמך 95% שלו, שחושב בהתאם למשוואה (16), נמצא בין 1.057 ל-0.962.⁴¹ תוצאה זו עולה בקנה אחד עם תוצאות מבחן ה-SADF, דהיינו אי דחייה של השערת האפס של שורש יחידתי (היעדר בועה).⁴²

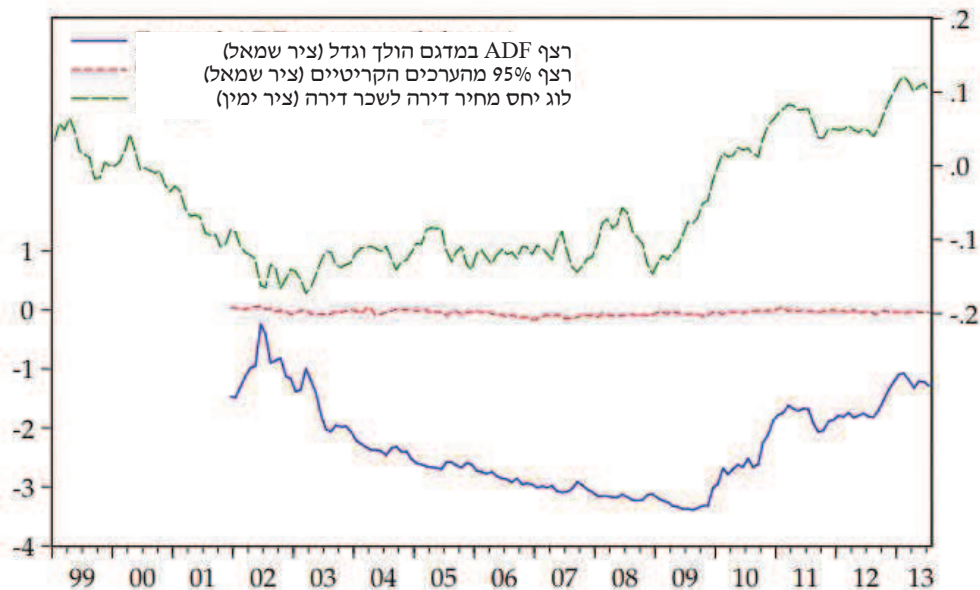
איור 5 משרטט את רצף סטטיסטי ה- $ADF_0^{r_2}$ (כחול יציב) יחד עם הרצף התואם של ערכיו הקריטיים (אדום מנוקד). כפי שאנו רואים, למרות שהוא אינו בשיאו כעת, ה- $ADF_0^{r_2}$ גבוה יחסית בהשוואה לרמתו ההיסטורית. בנוסף, אנו רואים שהרצף של הסטטיסטי עבור יחס מחיר דירה לשכר דירה 'התקרב' לסף ה-95% מהערכים הקריטיים. לפיכך, אף שאיננו יכולים לדחות את השערת האפס של היעדר בועה, אנו כן רואים מגמת עלייה לכיוון סף זה מאז סוף 2009. דבר זה מבליט את חשיבות היבטי הניטור בזמן אמת באסטרטגיה של PWY. חציית סף הדחייה בנקודה מסוימת בעתיד עשויה לשמש סימן אזהרה לעיוותי מחיר.⁴³

41 אמדתי את אומד ההיסק העקיף באמצעות Matlab, שבו יישמתי את מדד המרחק האוקלידי. ה-m-file זמין לפי בקשה.

42 ערכתי מבחן SADF גם עבור היחס בין מחיר דירה לשכר דירה (ללא לוג), ועל יחס המחיר להכנסה (עם וללא לוג) ולא הצלחתי לדחות את השערת האפס של היעדר בועה ברמות מובהקות מקובלות עבור אף אחד מאינדיקטורים אלה. (ראו נספח ב.)

43 יש לזכור כי בהתאם להליך התיארוך, חציית הסף מלמטה מסמנת נקודת התחלה של בועה המותנית בקיומה של בועה כזאת, כלומר ההכרזה על נקודת ההתחלה של בועה יכולה להיעשות אך ורק בדיעבד. אולם, חציית הסף מלמטה יכולה להיתפס כסימן אזהרה מוקדם לבועה פוטנציאלית.

איור 5. תוצאות הליך התיארוך של SADF עבור לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה
(1999:M1-2013:M7)



הערות: האיור מציג את תוצאות הליך התיארוך $SADF(r_0 = 36)$ עבור הלוגריתמים הטבעיים של לוג מדד יחס מחיר דירה לשכר דירה (ירוק, מקווקו) לתקופת המדגם 1999:M1-2013:M7. רצף ה-ADF הרקורסיבי (כחול, יציב) נאמד עם ספציפיקציה של 3 פיגורים. רצף הערכים הקריטיים (אדום, מנוקד) עבור כל הסטטיסטיים נגזר באמצעות סימולציה מונטה קרלו עם 2000 רפליקציות כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

5.2 שיעורי ריבית

נזכיר כי בחלק הקודם אמדנו את הריבית הריאלית חסרת הסיכון באופן מקורב על ידי ההפרש בין שיעור הריבית של בנק ישראל לאינפלציה הצפויה. אף שזה קרוב סביר במציאות של ה- τ_t התיאורטי, ייתכן שקיימים שיעורי ריבית רלוונטיים אחרים הנוגעים למשקיעים, שכל אחד מהם משקף חלק מתכונותיו המיוחדות של שוק הדיור. ריביות אחרות כוללות את הריבית הריאלית לטווח ארוך ו/או את ריבית המשכנתאות. הריבית הראשונה מוצדקת מעצם העובדה שרכישת דירה היא החלטה לטווח ארוך שחייבת לשלב התנהגות צופה פני עתיד, ואילו השנייה היא הריבית שמרבית רוכשי הדירות פוגשים בשל יכולתם להשתמש במינוף.

כדי לאמת את עמידות התוצאות העיקריות, אני מיישם את אותו נוהל מבחן נפיצות שבו השתמשתי קודם על שיעור הריבית הריאלי (קופון אפס) של אג"ח ממשלתיות ל-10 שנים, המייצג את התשואה החלופית חסרת הסיכון לטווח ארוך לרכישת דירה, ועל שיעור הריבית הקבוע המוצע על משכנתאות חדשות. הנתונים על ריבית קופון אפס מתקבלים מבנק ישראל.⁴⁴ הנתונים על שיעור הריבית הממוצע למשכנתאות לקוחים ממחלקת הפיקוח על הבנקים בבנק ישראל. שיעור הריבית הממוצע למשכנתאות הוא ממוצע משוקלל של שיעורי הריבית על משכנתאות חדשות בריבית קבועה, כאשר המשקלים פרופורציונליים לערך הנקוב של המשכנתאות החדשות.

⁴⁴ שיעור הריבית עם קופון אפס נגזר מאומדן עקום התשואות הריאלי של אג"ח ממשלת ישראל.

לוח 3 מדווח על תוצאות מבחני ה-ADF וה-SADF עבור שיעורי הריבית השונים האמורים לעיל. סטטיסטי ה-SADF אינו יכול לדחות את השערת האפס של היעדר בועה עבור אף אחד משיעורי ריבית אלה ברמות מובהקות מקובלות. ממצאים אלה מחזקים את היעדר הנפיצות שנמצא על ידי שימוש בריבית ריאלית חסרת סיכון לטווח קצר, כמתואר בסעיף 5.1. אף על פי כן, הממצאים האלה פחות חשובים לזמן הזה, מאחר שמבחן SADF עבור לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה אינו מצביע על קיומה של בועה.

5.3 מינוף

סוגיה חשובה נוספת שהתעלמנו ממנה עד כה היא העובדה שבמרבית הרכישות של דירות נעשה שימוש בסכום כלשהו של מינוף (בעיקר הלוואות משכנתא מבנקים). מתעוררת השאלה, אם הכללת ריביות המינוף במודל הערך הנוכחי משפיעה על הניתוח הקודם. כדי להשיב על שאלה זו, אני הולך בעקבות (Dovman et al. (2012 ומציג גרסה מתוקנת של מודל הערך הנוכחי הכולל מינוף. נניח את ההגדרה הבאה של תשואה ברוטו לתקופה אחת, $\tilde{V}_t$, על אחזקת דירה הממומנת בחלקה על ידי נטילת משכנתא:

$$(19) \quad \tilde{V}_t = \frac{P_{t+1} - I_t^m \lambda_t P_t + R_{t+1}}{(1 - \lambda_t) P_t}$$

לוח 3. תוצאות מבחני ה-ADF וה-SADF עבור שיעורי ריבית שונים

(3)	(2)	(1)	סדרה
תאריך מקסימלי	סטטיסטי SADF ($r_0 = 36$)	ADF	
2008:M5	-0.331	-0.792	שיעור ריבית ריאלי קופון אפס ל-10 שנים ^א
2010:M3	-0.565	-0.842	ממוצע שיעור ריבית קבועה למשכנתאות ^ב
ערכים קריטיים			
	1.891	0.592	99%
	1.262	-0.090	95%
	0.978	-0.425	90%

הערות: לוח זה מדווח על סטטיסטי ה-ADF וה-SADF הנאמדים עבור שיעורי ריבית שונים. כל משוואות השורש היחידתי כוללות אפס פיגורים. הערכים הקריטיים עבור כל הסטטיסטים נגזרים באמצעות סימולציית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

^א מדגם: 1999:M1-2013:M7.

^ב מדגם: 2003:M12-2013:M5.

כאשר I_t^m הוא שיעור הריבית למשכנתאות ברוטו ו- λ_t הוא שיעור הריבית הממוצע. משוואה (19) מציינת כי התשואה ברוטו בדיעבד לתקופה אחת $\tilde{V}_t$ היא היחס בין ההכנסה מתקופה $t + 1$ מינוס מחיר מכירה עתידית פלוס שכירות מינוס שיעור הריבית המשולם על המשכנתא המכסה חלק λ_t מערך הנכס בזמן t , ואת ההון העצמי המשולם בזמן t . סידור מחדש של משוואה (19) נותן

$$(20) \quad \tilde{V}_t = \frac{P_{t+1} + R_{t+1}}{P_t}$$

כאשר כעת

$$(21) \quad V_t = (1 - \lambda_t) \tilde{V}_t + \lambda_t I_t^m$$

הוא התשואה ברוטו המותאמת למינוף. במילים אחרות, V_t הוא התשואה ברוטו הנותרת בידי המשקיע לאחר ששילם את המשכנתא (קרן פלוס ריבית). משוואה (20) כמעט זהה למשוואה (1) למעט ההגדרה של תשואה ברוטו. הפתרון עבור (20) דומה אפוא לזה שעבור המודל חסר המינוף, אך כעת V_t מוגדר בהתאם למשוואה (21). בניסוח פורמלי, לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה המותאם למינוף ניתן על ידי

$$(22) \quad p_t - r_t = \frac{\kappa}{1-\rho} + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t (\Delta r_{t+1+i} - v_{t+1+i}) + \lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t (p_{t+1+i} - r_{t+1+i})$$

$$.v_t = \log[(1 - \tilde{V}_t + \lambda_t I_t^m)] \text{, כאשר כעת,}$$

כדי לוודא ש- v_t איננו נפיץ, נוכל להשתמש בעובדה הפשוטה שהתשואה ברוטו המנוכית-מינוף במודל היא צירוף ליניארי קמור של הריבית חסרת הסיכון (ופרמיית הסיכון) ושיעור הריבית למשכנתאות I_t^m , כאשר המשקלים נקבעים על ידי שיעור הריבית הממוצע λ_t כך ש- $0 < \lambda_t < 1$. לפיכך, כדי להסיק ש- v_t איננו נפיץ, די לאמת ששיעור הריבית חסר הסיכון ושיעור הריבית למשכנתאות אינם נפיצים.⁴⁵ אם נזכור את התוצאות המוצגות בלוח 3 ששללו את הנפיצות בשיעור הריבית הממוצע למשכנתאות ואת העובדה שאף אחד מהאומדנים המקורבים עבור שיעור הריבית חסר הסיכון לא נמצא כנפיץ, נוכל להסיק ש- v_t איננו נפיץ.

5.4 השוואה לשיטות גילוי אחרות

כדי לקבל פרספקטיבה נוספת על הסבירות של ממצאיי העיקריים, אני משווה את התוצאות עם אלה של אסטרטגיות אחרות לגילוי בועות. ראשית, אני מיישם את נוהל CUSUM שפותח על ידי Homm and Breitung (2012) ללוג של יחס מחיר הדירה לשכר הדירה.⁴⁶ כדי לשמור על עקביות עם מבחן ה-SADF, אני קובע את המדגם הראשוני על 36 תצפיות. הרצף של 95% מהערכים הקריטיים של המבחן מתקבל באמצעות סימולציית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

⁴⁵ V_t נתון בין $\tilde{V}_t$ (כאשר $\lambda_t = 0$) ו- V_t^m (כאשר $\lambda_t = 1$). מאחר שהפונקציה הלוגריתמית הטבעית היא התמרה מונוטונית, v_t גם נתון בין $\tilde{v}_t$ ו- I_t^m (כאשר $I_t^m \equiv \log I_t^m$)

⁴⁶ אני חב חלק זה להצעה ממבקר אנונימי.

תוצאות מבחן ה-CUSUM מוצגות באיור 6. כפי שניתן לראות, סטטיסטי ה-CUSUM (כחול, יציב) אינו חוצה את סף 95% הערכים הקריטיים בשום מקום לאורך המדגם, ועל כן אינו מעיד על שינוי כלשהו לכיוון של משטר נפיץ. תוצאה זו תואמת, כמובן, את התוצאות של מבחן ה-SADF המוצגות בחלק הקודם.

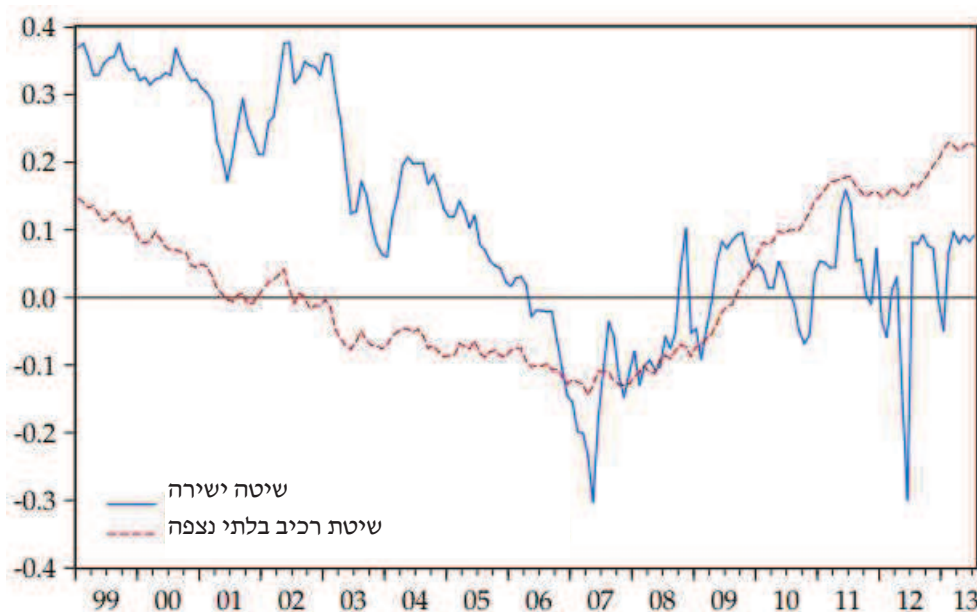
לאחר מכן, השווייתי את התוצאות ל- (Dovman et al. 2012), שגם הם בודקים בועת דיור בישראל במהלך 2008-10.⁴⁷ Dovman et al. (2012) משתמשים במספר תכניות שונות לזיהוי בועות, ולא מוצאים עדות חזקה לקיומה של בועה (נכון לאוגוסט 2010). תכניות אלה כוללות: אמידה ישירה של מחיר הבסיס באמצעות תשלומי שכר דירה בדיעבד או חזויים ושיעורי ריבית בדיעבד או חזויים (בהתאם לזמינות הנתונים); אומדן של הבועה כמרכיב בלתי נצפה באמצעות מסנן קלמן, כמו אצל Wu (1995); ואומדן של מחיר היסוד והיחס בין מחיר דירה לשכר דירה באמצעות רגרסיה לינארית וטכניקות סינון.

לפני שאחזור למחקר של (Dovman et al. 2012), ראוי להעיר לגבי ההבדלים המתודולוגיים. בשעה ש-(Dovman et al. 2012) אומדים מדדים שונים של מחיר היסוד ומשתמשים בו כדי לגזור אתגודל רכיב הבועה, השיטה של PWY שבה אני משתמש מזהה בועה בעקיפין על בסיס המאפיינים הדינמיים של הנתונים. לפיכך, התוצאות שלי יכולות להשיב רק על השאלה אם ניתן או לא ניתן לדחות את השערת האפס של היעדר בועה, מבלי להגדיר מדד עבור סדר הגודל של בועה. לעומת זאת, השיטות המשמשות בידי (Dovman et al. 2012) מביאות לידי מדדים כמותיים של רכיב הבועה עצמו, מבלי לספק סף סטטיסטי ברור כדי לבדוק אם בועה כזאת קיימת.

⁴⁷ קיים מחקר נוסף מהזמן האחרון של (Nagar and Segal 2010), האומדים מודל של שוק הדיור הישראלי בשיטות של קואינטגרציה וחוקרים את השינויים ביחס לרמות ארוכות-טווח של מחירי הדירות ושכר הדירה. אני בוחר לא להתייחס לניתוח שלהם בהשוואה זו, מאחר שלמרות התייחסותם לאפשרות של בועה המחברים אינם מנסחים מודל או אמידה של הנושא במפורש. בפרט, בחלק התיאורי (Nagar and Segal 2010) מניחים שתנאי הטרינסוורסליות מתקיים, כך שבמשתמע הם שוללים בועות רציונליות.

איור 6. תוצאות נוהל CUSUM עבור לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה

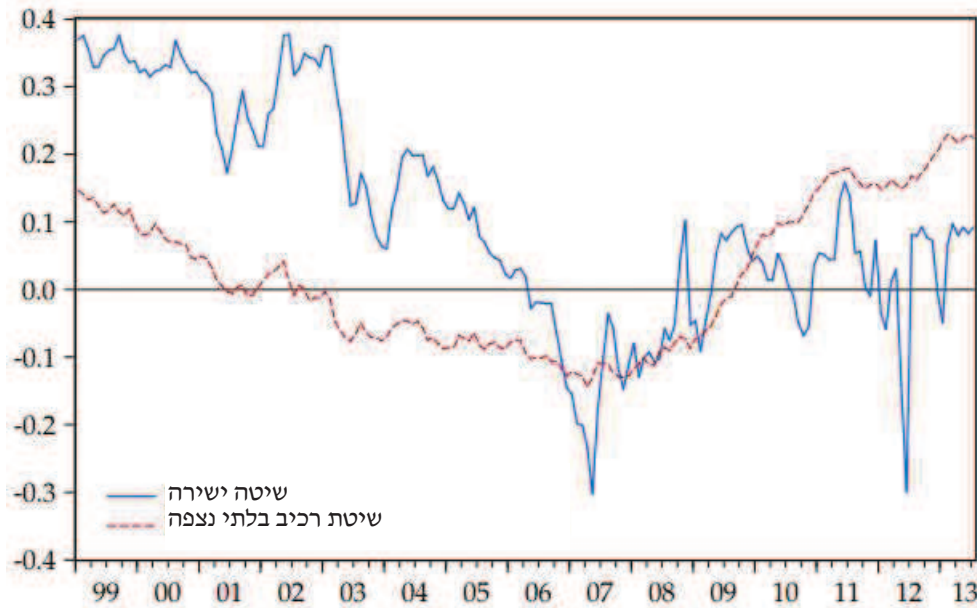
(2003:M12-2013:M7)



הערות: האיור מציג את תוצאות מבחן CUSUM עבור הלוגריתמים הטבעיים של לוג מדד יחס מחיר דירה לשכר דירה (ירוק, מקווקו) לתקופת המדגם 1999:M1-2013:M7. הרצף של סטטיסטי ה-CUSUM (כחול, יציב) מחושב בהתאם למשוואה (15) כאשר המדגם הראשוני נקבע על 36 תצפיות. רצף 95% הערכים הקריטיים (אדום, מנוקד) עבור כל הסטטיסטים נגזרים באמצעות סימולציית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

איור 7 מציג שניים מהאינדיקטורים לבועת דיור שפותחו על ידי Dovman et al. (2012) (מעודכנים ליולי 2013), על בסיס השיטה הישירה ושיטת הרכיב הבלתי נצפה, לתקופה של ינואר 1999 עד יולי 2013. שני אינדיקטורים אלה הם אומדנים של רכיבי הבועה, הנמדדים במונחי סטיות באחוזים של המחיר הנצפה ממחיר היסוד (במקרה זה ערך של אפס מציין שלא קיימת בועה). כפי שאנו יכולים לראות, ובניגוד לממצאים שלי, שני האינדיקטורים מצביעים על קיומה של בועה לאורך מרבית המדגם שעל הפרק. עיוות המחירים שנמדד מגיע עד להערכת-יתר של 40% בתחילת המדגם, על פי השיטה הישירה (כחול, יציב), ועד להערכת-יתר של 20% ביולי 2013 על פי שיטת הרכיב הבלתי נצפה (אדום, מנוקד). יתרה מכך, דומה כי יש תקופות שבהן רכיב הבועה נמצא שלילי, ובכך מפר את הטיעון של Diba and Grossman (1988b) לגבי אי-אפשרות של בועות שליליות. הדבר מבליט את הקושי במדידת בועות כשאריות (residual), מאחר שאלה יכולות גם להיות תוצאות של ספציפיקציה מוטעית של המודל, ואין דרך קלה להבחין בין השתיים (Gurkaynak, 2008).

איור 7. אינדיקטורים חלופיים של בועת דיור לישראל על פי Dovman et al. (2012)



הערות: נתונים חודשיים לתקופה של ינואר 1999 עד יולי 2013. שני האינדיקטורים הם במונחי סטיות באחוזים של המחירים הנצפים ממחיר היסוד. שני אינדיקטורים אלה לבועה מחושבים אצל Dovman et al. (2012). בשיטה הישירה (כחול, יציב) מחיר היסוד מחושב כסכום של תשלומי שכירות בדיעבד המהווים על ידי ריביות הפורורד. (המחברים השתמשו בערכים חזויים עבור נתוני שכירות שמחוץ למדגם). בשיטת הרכיב הבלתי נצפה (אדום, מקווקו), רכיב הבועה מחולץ כמשנה בלתי נצפה באמצעות מסנן קלמן. מקור: Dovman et al. (2012) עודכן על ידי בנק ישראל.

5.5 הרמה האזורית

ניתוח הרמה האזורית שכיח למדי בספרות האמפירית על בועות דיור (Himmelberg et al., 2005; Clark and Coggin, 2011; Smith and Smith, 2006; Case and Shiller, 2003 מהם). סוג זה של ניתוח מביא בחשבון את האפשרות ששוקי הדיור באזורים שונים אינם משולבים במלואם. אי לכך, היסק המבוסס על נתוני הרמה הארצית עלול להיות מוטא לאי דחייה של השערת האפס של היעדר בועה, במקרים שבהם רק שיעור קטן משוק הדיור הארצי מפגין התנהגות נפיצה. וכך, אף שיתכן כי נוכל לשלול את האפשרות שקיימת בועת דיור ברמה הארצית, עלינו לוודא שאיננו מחמיצים בועת דיור באחד או יותר מהאזורים של ישראל.

כעת אפנה לניתוח לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה ברמה האזורית. אני אומד את סטטיסטי ה-ADF וה-SADF עבור תשעה לוגים של יחסי מחיר דירה לשכר דירה אזוריים. גודל החלון המינימלי נקבע על 20 תצפיות (5 שנים, כ-30% מהמדגם).⁴⁸ מספר הפיגורים האופטימלי בכל החזרות הרקורסיביות נקבע בהתאם ל-SIC בעת יישומו על כלל המדגם (עם מספר פיגורים מקסימלי שנקבע על 10). בהתאם לכך, ה-SIC בוחר מספר פיגורים אופטימלי של אפס לכל האזורים פרט לאחד. החרגי הוא אזור הקריות, שבו מספר הפיגורים האופטימלי הוא אחד. מבחן ה-SADF אינו מיושם על שיעור הריבית חסר הסיכון מאחר שאותו שיעור ריבית רלוונטי לכל האזורים, ותוצאות מבחן ה-SADF עבור שיעור הריבית כבר הוצגו לעיל. תוצאות מבחן הנפיצות עבור ממוצע שכר הדירה לפי אזור אינן מוצגות מטעמי מקום, אך אף אחת מהן אינה מצביעה על דחיית השערת האפס.

48 לוח עם ניתוח רגישות לשינוי גודל החלון המינימלי מוצג בנספח ב.

לוח 4 מדווח על תוצאות מבחני ADF ו- $SADF(r_0 = 20)$ עם זנב ימני עבור הלוג של יחסי מחיר דירה לשכר דירה האזוריים. לפי סטטיסטי ה- $SADF$, המדווח בעמודה (2), לא ניתן לדחות את השערת היעדר הבועה עבור הממוצע המצורף של יחסי מחיר דירה לשכר דירה עבור כל תשעת האזורים (תחת התווית "כל האזורים" בלוח) ברמות מובהקות מקובלות. סטטיסטי ה- $SADF$, המוערך על 1.002- (עמודה שנייה), נמוך מהערך הקריטי של 90% של הזנב הימני, 0.794. ממצא זה עולה בקנה אחד עם התוצאות שהתקבלו ברמה הארצית. יתרה מכך, איננו יכולים לדחות את השערת האפס של היעדר בועה לכל האזורים ברמות מובהקות מקובלות. רוב התוצאות של מבחן ה- $SADF$ עבור מרבית האזורים עמידות לבחירות שונות של מספר פיגורים וגודל חלון. (ראו נספח ב.) החריג היחיד הוא אזור גוש דן, שבו התוצאות רגישות לבחירת מספר הפיגורים. לדוגמה, השערת האפס של היעדר בועה באזור גוש דן נדחת ברמת מובהקות של 95% כאשר משוואת המבחן כוללת 3 פיגורים, וברמת 90% כאשר היא כוללת 4 פיגורים.

לוח 4. תוצאות מבחן ה- $SADF$ עבור יחסי מחיר דירה לשכר דירה האזוריים

אזור	(1) ADF	(2) סטטיסטי $SADF$ ($r_0 = 20$)	(3) תאריך מקסימלי
כל האזורים	-1.312	-1.002	2008:Q3
תל אביב	-1.531	-0.888	2011:Q1
ירושלים	-0.613	-0.003	2011:Q3
חיפה	-1.755	-1.253	2002:Q4
גוש דן	-0.921	-0.390	2010:Q2
מרכז	-1.153	-0.910	2011:Q2
צפון	-1.595	-1.595	2013:Q2
דרום	-1.057	-0.452	2011:Q1
השרון	-1.256	-0.420	2008:Q2
קריות	-1.056	-1.125	2002:Q4
ערכים קריטיים			
60%	0.623	1.807	
95%	-0.044	1.118	
90%	-0.415	0.794	

הערות: לוח זה מדווח על סטטיסטי ה- $SADF$ וה- $SADF$ הנאמדים עבור המדגם של 1998:Q1-2013:Q2. בהליך ה- $SADF$ גודל החלון הראשוני נקבע על 20 רבעונים. כל משוואות המבחן אינן כוללות פיגורים, פרט למשוואה עבור אזור הקריות הכוללת פיגור אחד. הערכים הקריטיים עבור כל הסטטיסטיים נגזרים באמצעות סימולציית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

סטטיסטי ה- ADF , המדווח בעמודה (1), אינו יכול לדחות את השערת האפס של היעדר בועה ברמות מובהקות מקובלות עבור כל האזורים. (האזור "הקרוב ביותר" לדחייה היא ירושלים, שבה ערך- p עבור דחייה זו הוא 0.14.) יתרה מכך, סטטיסטי ה- $SADF$ גבוה מסטטיסטי ה- ADF עבור כל האזורים. כלומר, הערך האחרון של הרצף של סטטיסטי $ADF_{r_2}^0$ לכל האזורים נמוך מן הערך המקסימלי של הרצף. למרות זאת, כפי שניכר בעמודה הרביעית של הלוח, שישה מתוך תשעת האזורים הגיעו לשיא בנקודה כלשהי במהלך 2-3 השנים האחרונות. ממצא זה עולה בקנה אחד עם עליית המחירים המהירה בתקופה האחרונה, אך הוא אינו מצביע על קיומה של בועה באף אחד מהאזורים הללו.

6. ניתוח רגישות

6.1 מספר פיגורים וגודל חלון מינימלי

ידוע היטב כי התוצאות של מבחן שורש יחידתי עשויות להיות רגישות לספציפיקציה של משוואת המבחן. בנוסף, הצורך לקבוע גודל חלון מינימלי להליך הרקורסיבי של מבחן ה-SADF מוסיף עוד מורכבות, העלולה להביא לידי רגישות נוספת של התוצאות לערכים השונים הנבחרים עבור גודל החלון המינימלי.

נזכור כי בגזירת התוצאות עבור הרמה הארצית (סעיף 5.1) אמדתי את רגרסיית העזר של ADF עם 3 פיגורים ולקבוע את גודל החלון המינימלי על 36 תצפיות. כעת נבדוק את הרגישות של תוצאות אלה לבחירות שונות של מספר הפיגורים וגודל חלון. לפני שנמשיך, עלינו לקבוע גבול עליון כלשהו עבור מספר הפיגורים שנתנסה בו. כדי לעשות זאת, אציין כי בעת ביצוע מבחן ה-ADF לכלל המדגם, ערכי ה-AIC וה-SIC מצביעים על מספר פיגור אופטימלי של 3 ו-6, בהתאמה. לפיכך, עבור ניתוח זה אני מגדיר את הבחירה של ה-AIC כגבול העליון למספר הפיגורים. באשר לגודל החלון המינימלי, אני בוחר במספר מינימום של 12 תצפיות (קרי, שנה אחת). אמנם, הבחירה ב-12 תצפיות כגבול תחתון היא שרירותית, אך שימוש בפחות מ-12 תצפיות, במיוחד כאשר קיימים עד שישה פיגורים הנכללים במשוואה, נראה בלתי סביר.

לוח 5 מראה את עמידות התוצאות העיקריות, המוצגות בסעיף 5.1, לבחירות שונות של מספר פיגורים וגודל חלון ⁴⁹.4 כפי שניתן לראות, אף אחד מערכי ה-SADF עבור בחירה ספציפית של מספר פיגורים וגודל חלון אינו מובהק ברמה של 95%. יתרה מכך, אנו יכולים לראות כי בחירת מספר הפיגורים אינה משנה דבר בגודל החלון המשמש לגזירת התוצאות העיקריות ($r_0 = 36$). המקרה היחיד שבו אנו יכולים לדחות את השערת האפס ברמת מובהקות 90% הוא עבור $24r_0 =$ ו- $k = 6$. לסיכום, העדויות המוצגות בלוח 5 מובילות אותנו להסיק שדחיית השערת האפס של היעדר בועה ברמה הארצית עמידה לספציפיקציות חלופיות אלה.

49 כדי שכל הסטטיסטיים יהיו ברי השוואה, אני קובע את התצפית הראשונה של המדגם על M8: 1999, כלומר M1: 1999 בתוספת מספר הפיגורים המרבי ועוד אחד.

לוח 5. רגישות מבחן ה-SADF עבור הלוג של יחס מחיר דירה לשכר דירה, לספציפיקציות של מספר פיגורים וגודלי חלון

מספר פיגורים	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$= 12r_0$	$= 24r_0$	גודל חלון מינימלי $= 36r_0$	$= 60r_0$	$120r_0 =$
$k = 1$ (קבוע)	0.324	0.324	0.196	-0.639	-0.639
$k = 2$ (קבוע)	0.767	0.767	0.589	-0.044	-0.044
$k = 3$ (קבוע)	0.551	0.551	0.285	-0.619	-0.619
$k = 4$ (קבוע)	0.709	0.709	0.397	-0.530	-0.530
$k = 5$ (קבוע)	0.670	0.670	0.342	-0.606	-0.606
$k = 6$ (קבוע)		*1.103	0.681	-0.243	-0.243
בחירה אוטומטית - AIC	1.103	*1.103	0.502	-0.243	-0.243
בחירה אוטומטית - SIC	0.551	0.551	0.285	-0.619	-0.619
ערכים קריטיים ^א					
99%	2.108	1.941	1.847	1.707	1.394
95%	1.470	1.332	1.243	1.095	0.681
90%	1.162	1.034	0.938	0.783	0.323

הערות: הלוח מדווח על סטטיסטי ה-SADF הנאמד עבור לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה ברמה הארצית, הנאמד עבור 1999:M1-2013:M7 לפי בחירות שונות של מספר פיגורים וגודל חלון מינימלי. הערכים הקריטיים עבור כל הסטטיסטיים נגזרים באמצעות הדמיית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

^א *, ** ו-*** מציינים דחייה ברמות מובהקות של 90%, 95% ו-99%, בהתאמה.

6.2 תקופת המדגם

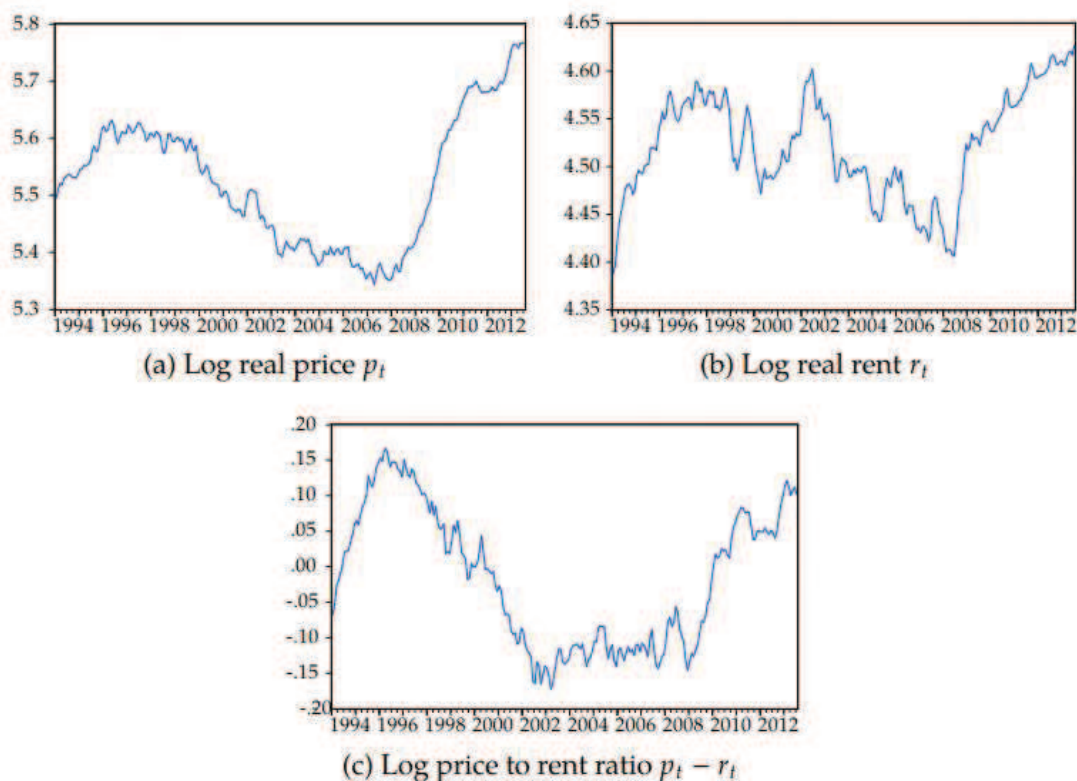
בחירת תקופת המדגם הוכתבה על ידי זמינות הנתונים. ובפרט, ינואר 1999 הוא החודש הראשון שבו נכנס לתוקף מדד השכירות בפורמט הנוכחי של חוזים חדשים ומתחדשים. אולם מדד מחירי הדירור בפורמט הנוכחי שלו זמין מאז ינואר 1994.⁵⁰ כדי לראות אם השימוש במדגם ארוך יותר משפיע על הממצאים העיקריים, אני הולך בעקבות (Dovman et al. (2012 ומצרף נתונים מתוך מדד חוזי השכירות הקיימים לתקופה מינואר 1994 עד דצמבר 1998 למדד שירותי הדירור בבעלות הדיירים (הכולל חוזים חדשים ומחודשים).⁵¹ איור 8 מראה את מחירי הדירות, שכר הדירה, ויחסי מחיר דירה לשכר דירה (בלוגים) לתקופה המורחבת המתחילה בינואר 1994. אחד המאפיינים המעניינים העולה מהגרפים הוא שהרמה הנוכחית של לוג יחס מחיר הדירה לשכר הדירה נמוך מרמתו באמצע שנות ה-90.

תוצאות מבחני ה-ADF וה-SADF והערכים הקריטיים עבור המדגם החל מינואר 1994 מדווחים בלוח 6 יחד עם השוואה לתוצאות מהחלק הקודם. אף אחד מבין הסטטיסטיים של המבחנים עבור היחס, שכר הדירה ושיעור הריבית אינו יכול לדחות את השערת האפס של היעדר בועה במדגם הארוך יותר.

⁵⁰ סוגיית המדגם אינה רלוונטית לניתוח האזורי מאחר שהנתונים עבור ממוצע תשלומי השכירות קיימים רק מהרבעון הראשון של 1998.

⁵¹ בברור, מדד שכירות המבוסס על שכירות קיימת אינו משקף כהלכה את התנאים של שוק הדירור בזמן אמת אלא את אלה ששררו במועד שבו הוא נחתם.

איור 8. מהלכי סדרות עתיות – מדגם מורחב (1994:M1 - 2013:M7)



הערות: מדדי לוג מחירי הדיור (p_t) ולוג שכר הדירה (r_t) הם במונחים ריאליים, כלומר בניכוי השינוי במדד המחירים לצרכן. לוג יחס מחירי הדירה לשכר הדירה ($p_t - r_t$) הוא מדד מנורמל לינואר 2000 = 0. הריבית הריאלית חסרת הסיכון (i_t) ניתנת על ידי ההפרש בין שיעור הריבית של בנק ישראל לאינפלציה הצפויה (ראו פרטים נוספים בנספח ג).

לוח 6. תוצאות המבחן להתנהגות נפיצה באמצעות מדגם מורחב

(4)		(3)		(2)		(1)		סדרה
מדגם : 1999:M1-2013:M7				מדגם : 1994:M1-2013:M7				
סטטיסטי								
SADF	ADF	SADF	ADF	$p_t - r_t$ לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה r_t לוג שכר דירה i_t לוג ריבית ריאלית חסרת סיכון				
$(r_0 = 36)$		$(r_0 = 36)$						
-0.237	- 1.286	0.617	- 0.962					
-0.780	-1.495	-1.674	-1.907					
-0.983	-1.811	-1.315	-1.706					
ערכים קריטיים								
1.891	0.592	1.952	0.621	99%				
1.262	-0.090	1.346	-0.005	95%				
0.978	-0.425	1.042	-0.4	90%				

הערות: הלוח מדווח על סטטיסטי ה-ADF וה- $SADF(r_0 = 36)$ הנאמדים עבור המדגם המורחב של (1994:M1-2013:M7) והמדגם הבסיסי של (1999:M1-2013:M7). כל משוואות השורש היחידתי כוללות 3 פיגורים. הערכים הקריטיים עבור כל הסטטיסטיים נגזרים באמצעות הדמיית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid גיליות.

כעת, אני בודק אם התוצאות במדגם המקורי (1999:M1-2013:M7) רגישות לבחירת התצפית הראשונית. כדי לעשות זאת, אני מיישם את ה- $SADF$ המוכלל (GSADF) שהוצע על ידי Phillips

et al. (2013b), להלן: "PSY"). אסטרטגיה זו מכילה את מבחן ה-SADF על ידי כך שהיא מאפשרת חלון אמידה גמיש יותר, שבו, בשונה מנוהל ה-SADF, נקודת המוצא, r_1 , איננה קבועה על 0 אלא יכולה להשתנות בתוך הטווח $[0, r_2 - r_0]$. בניסוח פורמלי, הסטטיסטי GSADF מוגדר באופן הבא:

$$(23) \quad \text{GSADF}(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_{12} \in [0, r_2 - r_0]}} \{ADF_{r_1}^{r_2}\}$$

במהותו של דבר, הליך GSADF אומד את כל תתי-המדגם האפשריים של גודל מינימום שרירותי כלשהו ומעלה, מחשב את סטטיסטי ה- $ADF_{r_2}^{r_1}$ עבור כל אחד מתתי-מדגם אלה (יצוין כי כעת סטטיסטי ה- ADF תלוי גם בנקודת ההתחלה של החלון r_1), ומוצא את הערך המקסימלי של רצף ה- $ADF_{r_2}^{r_1}$. הערך המקסימלי הזה מוגדר כסטטיסטי GSADF. Phillips et al. (2013b). מראים כי ההתפלגות של סטטיסטי GSADF קיימת וכי היא בלתי סטנדרטית. לפיכך, הערכים הקריטיים מתקבלים על ידי שיטות של הדמיית מונטה קרלו. בהתאם לכך, אם סטטיסטי GSADF גדול מהערך הקריטי התואם, אנו דוחים את השערת האפס של שורש יחידתי לטובת תהליך נפיץ במתינות.⁵²

סטטיסטי ה-GSADF והערכים הקריטיים התואמים לו עבור לוג יחס מחיר הדירה לשכר הדירה מוצגים בלוח 7, לצד השוואה לסטטיסטי ה- ADF וסטטיסטי ה-SADF הסטנדרטיים שחושבו קודם לכן. כדי לשמור על עקביות עם נוהל ה-SADF, אני קובע שמספר הפיגורים הוא 3 וגודל החלון המינימלי הוא 36 תצפיות. כפי שאנו יכולים לראות, סטטיסטי ה-GSADF עבור הלוג של יחס מחיר הדירה לשכר הדירה הוא 0.392, נמוך בהרבה מ-90% של הערך הקריטי 1.281. לפיכך, השערת האפס של היעדר בועה אינה יכולה להידחות גם על פי סטטיסטי ה-GSADF.

7. מסקנות

עבודה זו בודקת אם העליות המצטברות של מחירי הדיור בישראל במהלך 2008-2013 (שיעור צמיחה ריאלי ממוצע של 10% בשנה) משקפות בועת דיור. אני משיב על שאלה זו על ידי יישום מודל הצמיחה הדינמית של גורדון ואסטרטגיות אקונומטריות לגילוי וניטור בועות שהוצעו על ידי Phillips et al. (2011), Phillips et al. (2013b) ו-Homm and Breitung (2012) לנתוני שוק הדיור הישראלי ברמה הארצית (1999:M1-2013:M7) ולתשעה אזורים (1998:Q1-2013:Q2). ככלל, לא ניתן לדחות את השערת האפס של היעדר בועה עבור הנתונים הישראליים. התוצאות עבור נתוני הרמה הארצית ועבור מרבית נתוני הרמה האזורית עמידות למגוון של מבחנים סטטיסטיים, ספציפיקציות מודלים, והבאה בחשבון של שיעורי המינוף והמשכנתאות. חריג אחד הוא אזור גוש

⁵² ניתן לראות בנוהל GSADF מנגנון אשר 'קונס' כריית מידע אפשרית עם נוהל ה-SADF. כלומר, בהינתן מדגם ספציפי, ניתן לבחור שרירותית כל נקודת התחלה. ההתנסות עם מדגמים שונים כרוכה באיבוד דרגות חופש, כך שהערכים הקריטיים של SADF הופכים חסרי תוקף. נוהל ה-GSADF מביא זאת בחשבון על ידי חישוב הערכים הקריטיים הנכונים עבור נוהל המשתמש במבחן ה-SADF לכל נקודת התחלה זמינה.

דן, שבו התוצאות אינן חד-משמעיות עקב רגישותן לבחירת מספר הפיגורים במשוואת המבחן. אני מסיק כי העלייה האחרונה במחירי הדיור היא קרוב לוודאי תוצאה של שינויים בגורמי יסוד (גובה שכר הדירה ושיעורי הריבית). את המסגרות התיאורטיות והאמפיריות המשולבות המוצגות כאן עבור המקרה הישראלי ניתן ליישם למדינות אחרות בעלות התפתחויות דומות בשוקי הדיור שלהן.

לוח 7. בדיקת רגישות בנקודת ההתחלה הראשונית - מבחן GSADF

סדרה	(1)	(2)	(3)
	<i>ADF</i>	סטטיסטי <i>SADF</i> ($r_0 = 36$)	<i>GSADF</i>
לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה $p_t - r_t$	- 1.286	-0.237	- 0.483
ערכים קריטיים			
99%	0.592	1.891	2.410
95%	-0.090	1.262	1.893
90%	-0.425	0.978	1.613

הערות: הלוח מדווח על סטטיסטי ה-*ADF*, ה-*SADF* וה-*GSADF* הנאמדים עבור המדגם של 1999:M1-2013:M7 עם גודלי חלון מינימליים שהוגדרו כ-36 חודשים (3 שנים). כל משוואות השורש היחידתי כוללות 3 פיגורים. הערכים הקריטיים עבור כל הסטטיסטיים נגזרים באמצעות הדמיית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

נספח א' ניתוח אמידה ודיוק

תקפות המסקנות העולות מהחלק התיאורטי והאמפירי מסתמכת במידה רבה מאוד על רמת הדיוק של הליך האמידה הלוג-ליניארי של Campbell-Shiller. האמידה, המנוסחת במונחים של יחס מחיר דירה לשכר דירה ניתנת על ידי

$$(1.א) \quad p_t - r_t \approx \kappa - v_{t+1} + \Delta r_{t+1} + \rho(p_{t+1} - r_{t+1})$$

כאשר ρ -ו κ שניהם פונקציות של נקודת הלינאריות, אשר במקרה שלנו היא הלוג של יחס מחיר דירה לשכר דירה הממוצע במדגם, המצוין על ידי $\bar{r} - \bar{p}$. בבירור, כמו בכל הרחבה אחרת של טיילור, סטיות גדולות של היחס האמיתי מהמקורב יגרמו להסתמכות מועטה על פרשנות המודל. לפיכך, חובה לחקור את שגיאת הקירוב בין הצד השמאלי לצד הימני של (1.א).

בניסוח פורמלי, ניתן להגדיר את שגיאת הקירוב על ידי כתיבת הנוסח המדויק של (1.א) בדרך הבאה

$$(2.א) \quad p_t - r_t = \kappa - v_{t+1} + \Delta r_{t+1} + \rho(p_{t+1} - r_{t+1}) + e_t$$

כאשר e_t הוא שגיאת הקירוב. סיכום מספר מאפיינים סטטיסטיים של e_t כגון הממוצע, והסטייה באחוזים מהערך שאינו מקורב, יחד עם השוואת יחס הלוג הנאמד עם יחס הלוג בפועל, יכול אפוא לשפוך אור על תקפות הקירוב ועל התוצאות שבעקבותיו. הספרות מכילה מספר מחקרים שמטרתם לבחון את הדיוק של אמידת Campbell-Shiller. דוגמה אחת מהזמן האחרון, בהקשר של בועות רציונליות, היא עבודתם של Engsted et al. (2012), שבה המחברים מיישמים שיטות מונטה קרלו כדי לחקור את השגיאה של האמידה הלוג-ליניארית, הן בתנאים סטציונריים והן בתנאים של נפיצות הלוג של יחס המחיר לדיבידנד. המחברים מוצאים כי תחת תשואות קבועות, השגיאה קטנה, אפילו בנוכחות בועות גדולות יחסית.

למרות התוצאות הכלליות שהתקבלו אצל Engsted et al. (2012), בחינה של המקרה הספציפי שלי עדיין נחוצה מפני שלכל מקרה עשויות להיות תכונות מיוחדות משלו. לפני שמתקדמים לניתוח שגיאת הקירוב, יש לעשות מספר צעדים מקדימים. ראשית, כדי לחשב את היחס המקורב, עלינו להשתמש בלוג התשואות U_t . אולם, בעת איסוף לוג יחס מחיר הדירה לשכר הדירה ברמה הארצית, השתמשתי במדדי מחירי הדיור והשכירות. אף שהשימוש במדדים מאפשר לנו לבנות מדד של לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה המתאר באופן מהימן את ההתפתחויות ביחס, הוא אינו מאפשר לנו לחשב תשואות. חישוב תשואות יכול להיעשות רק אם יש לנו מדדים של הרמות של מחירי הדירות ושכר הדירה. כדי להתגבר על מכשול זה, אני ממשיך עם מספר הנחות מפשטות. ראשית, אני פונה לנתונים על הממוצע הכולל של מחירי הרכישה והשכירות עבור דירות של 3.5-4 חדרים, ששימוש בניתוח ברמה הארצית, ומניח שממוצעי מחירי הדירות ושכר הדירה שנצפו ברבעון הראשון של 2000 הם הערכים הנכונים המתקיימים ברמה הארצית בינואר 2000. לאחר מכן, אני מניח שההתפתחות (קרי, שיעורי הצמיחה) של מחירי הדירות ושכר הדירה מתנהלת בהתאם למשתמע ממדדי מחירי הדיור והשכירות לכל אורך יתר התקופה 1999:M1-2013:M7. השימוש בסדרות מלאכותיות אלה מאפשר לנו לחשב את כל הנדרש לאמידה לוג-ליניארית, כולל מחירי הדיור, השכירות והתשואות.

גזירת היחס המקורב תלויה בקבועי הליניאריות κ ו- ρ , שהם פונקציות של נקודת הליניאריות – ממוצע לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה $\bar{r} - \bar{p}$. במדגם הספציפי שבו אני משתמש, פרמטרים אלה שווים ל-

$$\bar{r} - \bar{p} = -3.046$$

$$\rho = 1 / (1 + e^{\bar{r} - \bar{p}}) = 0.956$$

$$\kappa = -\log(\rho) - (1 - \rho) \log\left(\frac{1}{\rho} - 1\right) = 0.185$$

באמצעות פרמטרים אלה יחד עם סדרות המחירים, שכר הדירה והתשואות, אני מחשב את יחס מחיר הרכישה לשכר דירה המקורב המוגדר על ידי משוואה (1.א) תוצאות תרגיל זה מוצגות באיור 1. האיור מראה את לוג יחס מחיר הדירה לשכר דירה בפועל, את היחס המקורב ואת שגיאת הקירוב (באחוזים). לוג היחס (קו יציב כחול) והאמידה התואמת שלו (קו אדום מנוקד) בסך הכול אינם נבדלים זה מזה בתקופת המדגם. יתרה מכך, המתאם במדגם בין שתי הסדרות קרוב ל-1, והקורלוגרמות של שתי הסדרות (שאינן מוצגות) הן כמעט זהות. לפיכך, שתי הסדרות מראות דינמיקה דומה מאוד. מאחר שמבחן הנפיצות מסתמך על הדינמיקה הזו לצורך היסק, ממצא זה חשוב. בחינה מדוקדקת יותר של ההבדלים בין לוג היחס לקירוב נעשית בעזרת אחוז שגיאת הקירוב (קו ירוק, מקווקו). כפי שמראה התרשים, ערך המקסימום של אחוז השגיאה נאמד בסביבות 0.02%, ואילו הממוצע שלו במדגם נמוך מ-0.005%. תוצאות אלה מצביעות על שגיאת קירוב זניחה, ובכך נותנות אישור נוסף לשימוש בשיטת הליניאריות של Campbell and Shiller.

איור 1א. לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה ברמה הארצית בפועל, המקורב, ושגיאת הקירוב (1999:M1-2013:M7)



הערות: הקו השחור היציב מציג את ממוצע שגיאת הקירוב במדגם (ירוק, מקווקו). ערכים חיוביים של ההפרעה המקרית משמעם שלוג היחס נאמד בחסר על ידי לוג היחס המקורב.

ניתוח דומה מבוצע על נתוני הרמה הארצית. במקרה זה, מאחר שמחירי הדירות ושכר הדירה כבר ניתנים בערכיהם הנומינליים, החישוב ישיר. לדוגמה, עבור אזור תל אביב, הפרמטרים של האמידה ניתנים על ידי

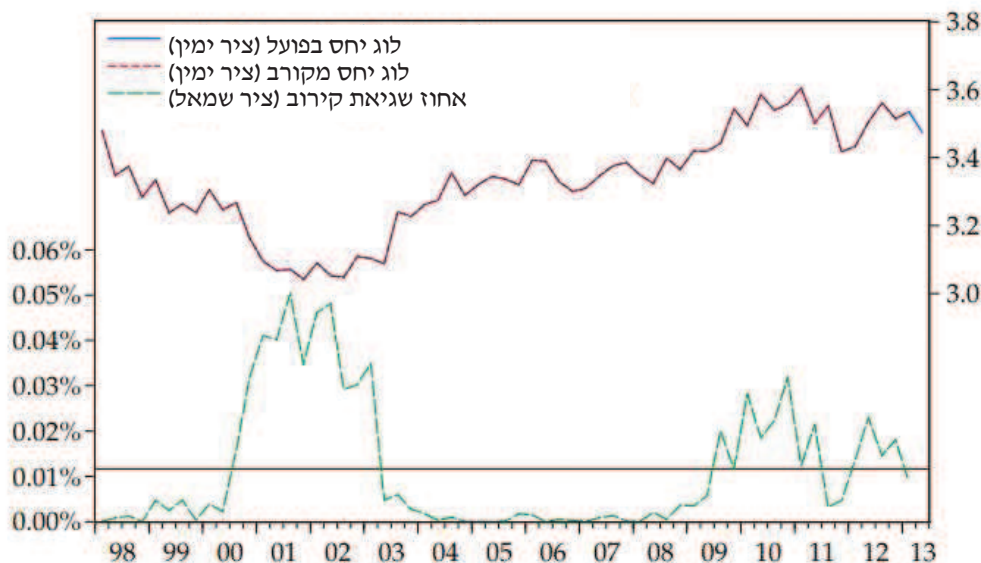
$$\bar{r} - \bar{p} = -3.333$$

$$\rho = 1/[1 + e^{\bar{r} - \bar{p}}] = 0.966$$

$$\kappa = -\log(\rho) - (1 - \rho) \log\left(\frac{1}{\rho} - 1\right) = 0.150$$

התמונה העולה מהאמידה המקורבת עבור היחס של אזור תל אביב, המוצג באיור א2, דומה מאוד לזו המוצגת עבור נתוני האזור ברמה הארצית. אחוז שגיאת הקירוב (קו ירוק מקווקו) מגיע למקסימום ב-0.05% ואילו ממוצע המדגם שלו עומד על 0.01% בקירוב. גם כאן אני יכול להסיק שהשגיאה זניחה ושהיחס המקורב שומר על התכונות הדינמיות של היחס בפועל. ממצאים דומים מתקיימים עבור כל יתר שמונת האזורים שנותחו בסעיף 5.5 (אינם מוצגים).

איור א2. לוג יחס מחיר דירה לשכר דירה ברמה הארצית בפועל, המקורב, ושגיאת הקירוב (1999:M1-2013:M7)



הערות: הקו השחור היציב מציג את ממוצע שגיאת הקירוב במדגם (ירוק, מקווקו). ערכים חיוביים של ההפרעה המקרית משמעם שלוג היחס נאמד בחסר על ידי לוג היחס המקורב.

נספח ב' ניתוח רגישות נוסף

לוח ג1. רגישות מבחן ה-SADF עבור יחסי מחיר דירה לשכר דירה המקומיים לבחירת גודל חלון מינימלי

אזור	(1)	(2)	(3) סטטיסטי	(4)	(5)
	<i>ADF</i>	<i>SADF</i> (=16 r_0)	תאריך מקסימלי	<i>SADF</i> (=24 r_0)	תאריך מקסימלי
סה"כ	-1.312	0.080	2001Q4	-1.002	2008Q3
תל אביב	-1.531	-0.888	2011Q1	-0.888	2011Q1
ירושלים	-0.613	-0.003	2011Q3	-0.003	2011Q3
חיפה	-1.755	-0.906	2002Q2	-1.597	2011Q2
גוש דן	-0.921	-0.390	2010Q2	-0.390	2010Q2
מרכז	-1.153	0.340	2001Q4	-0.910	2011Q2
צפון	-1.595	-1.454	2000Q4	-1.595	2013Q2
דרום	-1.057	-0.452	2011Q1	-0.452	2011Q1
השרון	-1.256	-0.420	2008Q2	-0.420	2008Q2
קריות	-1.056	-0.642	2002Q2	-0.682	2011Q1
ערכים קריטיים					
99%	0.557	2.008		1.705	
95%	-0.053	1.310		1.056	
90%	-0.414	0.998		0.725	

הערות: לוח זה מדווח על סטטיסטי ה-ADF וה-SADF הנאמדים עבור יחסי מחיר דירה לשכר דירה האזוריים, הנאמדים בתקופה 1998:Q1-2013:Q2. בנוהל ה-SADF גודל החלון הראשוני נקבע על 16 ו-24 רבעונים. כל משוואות המבחן כוללות אפס פיגורים, פרט למשוואה עבור אזור הקריות הכוללת פיגור אחד. הערכים הקריטיים עבור כל הסטטיסטים נגזרים באמצעות הדמיית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

לוח ב2. תוצאות מבחני ADF ו-SADF

סדרה	(1) ADF	(2) SADF (=36 r_0)	(3) תאריך מקסימלי
מחיר דירה לשכר שירה	-1.265	-0.520	2002:M6
מחיר דירה להכנסה	-0.716	-0.698	2013:M2
לוג מחיר דירה להכנסה	-0.881	-0.698	2013:M2
ערכים קריטיים			
60%	0.592	1.891	
95%	-0.090	1.262	
90%	-0.425	0.978	

הערות: הלוח מדווח על סטטיסטי ה-ADF וה-SADF ועל התאריך שבו רצף ה- $ADF_0^{T_2}$ הגיע לנקודת המקסימום שלו עבור המדגם 1999:M1-2013:M7, כאשר גודלי החלון המינימליים מוגדרים ל-36 חודשים. משוואות מבחן השורש היחידות כוללות 12 פיגורים עבור סדרת יחס מחיר הדירה להכנסה (עם וללא לוג), ו-3 פיגורים עבור סדרת יחס מחיר דירה לשכר דירה. (מספר הפיגורים האופטימלי נקבע בהתאם ל-SIC). הערכים הקריטיים עבור כל הסטטיסטים נגזרים באמצעות הדמיית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

לוח ב3. הרגישות של סטטיסטי ה-ADF וה-SADF לספציפיקציות של מספרי פיגורים

אזור	סטטיסטי ADF ^א					סטטיסטי SADF($r_0 = 20$) ^א				
	$k = 4$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 1$	$k = 0$	$k = 4$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 1$	$k = 0$
סה"כ	-1.185	-0.700	-0.766	-0.852	-1.312	-0.454	-0.149	-0.371	-0.472	-1.002
תל אביב	-1.097	-0.991	-1.026	-0.776	-1.531	-0.647	-0.216	-0.241	0.098	-0.888
ירושלים	-0.392	-0.619	*0.359	*0.340	-0.613	0.373	0.312	0.558	0.559	-0.003
חיפה	-0.443	*-0.293	-0.753	-1.305	-1.755	-0.009	0.014	-0.601	-1.305	-1.253
גוש דן	*-0.135	**0.062	-0.602	-0.796	-0.921	*1.104	**1.146	0.002	-0.306	-0.390
מרכז	-0.701	-0.589	-0.639	-0.902	-1.153	-0.358	-0.261	-0.319	-0.629	-0.910
צפון	-0.527	-0.678	-0.664	-1.223	-1.595	-0.385	-0.583	-0.589	-1.205	-1.595
דרום	-0.918	-0.860	-0.889	-0.933	-1.057	0.432	-0.053	-0.269	-0.278	-0.452
השרון	-0.716	-0.760	-0.890	-1.110	-1.256	0.431	0.531	0.234	-0.101	-0.420
קריות	-0.505	-0.499	-0.726	-1.056	-	0.075	-0.003	-0.306	-0.682	-1.125
ערכים קריטיים ^ב										
99%	0.623					1.807				
95%	-0.044					1.118				
90%	-0.415					0.795				

הערות: הלוח מדווח על הרגישות של סטטיסטי ה-ADF וה-SADF($r_0 = 20$) האזוריים עבור לוג יחס מחיר הדירה לשכר הדירה לבחירות שונות של מספר הפיגורים - $k = \{0, 1, 2, 3, 4\}$. הנתונים הסטטיסטיים נאמדים לתקופה 1998:Q1-2013:Q2. הערכים הקריטיים עבור כל הסטטיסטים נגזרים באמצעות הדמיית מונטה קרלו עם 10,000 רפליקציות, כאשר נתוני השערת האפס מופקים על ידי הילוך מקרי עם שגיאות iid רגילות.

^א *, ** ו-*** מציינים דחייה ברמות מובהקות של 90%, 95% ו-99% בהתאמה.

^ב הערכים הקריטיים עבור כל סטטיסטי של מבחן, המופיעים בפאנל הנמוך של לוח זה, חלים על כל מספרי הפיגורים.

נספח ג' הנתונים

הפרק הבא נותן פירוט נוסף על הנתונים המשמשים בניתוח האמפירי.

1.ג הרמה הארצית

- **מחירי הדיור** – מחירי הדיור נאמדים במקורב על ידי מחירים הדוניים (מנוכי איכות) של מדד הדיור, המתפרסמים על בסיס חודשי על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בישראל. המדד מבוסס על סקר מחירים של דיור בבעלות הדיירים. המדד, בצורתו הנוכחית, קיים מאז ינואר 1994.
- **שכר דירה** – מחירי שכר הדירה נאמדים במקורב על ידי מדד שירותי הדיור בבעלות הדיירים, הנכלל במדד המחירים לצרכן ומתפרסם על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בישראל על בסיס חודשי. מאז ינואר 1999, המדד מבוסס על חוזי שכירות חדשים ומחודשים.⁵³
- **אינפלציה** – השינוי במדד המחירים לצרכן, המתפרסם על בסיס חודשי על ידי הלמ"ס הישראלי. המדד מחושב כשינויים במחירו של סל קבוע של מוצרי צריכה.
- **שיעור ריבית ריאלי חסר סיכון לטווח קצר** – שיעור ריבית זה מחושב כהפרש בין שיעור הריבית הרשמי של בנק ישראל על הלוואות מוניטריות לבין האינפלציה הצפויה הנגזרת מהמרווח בין אג"ח ממשלתיות צמודות מדד לאלה שאינן צמודות מדד. הן שיעור הריבית המוניטרית והן האינפלציה הצפויה מתקבלים מבנק ישראל.

2.ג הרמה אזורית

- **מחירי דירות ושכר דירה** – ממוצע המחירים של דירות בבעלות הדיירים (מחיר רכישה) ושר דירה עבור דירות 3.5-4 חדרים, במונחים נומינליים (שקלים שוטפים), המחולקים לתשעה אזורים גיאוגרפיים (ראו לוח ג1). הנתונים מתפרסמים על בסיס רבעוני על ידי הלמ"ס הישראלי. הרמה הממוצעת המוכללת של מחירי דירות ושכר דירה מחושבת כסכום משוקלל של האזורים השונים, כאשר המשקלים של כל אזור נקבעים על ידי השיעור היחסי של ערך הדירות באזור מתוך הסך הכול.

⁵³ לפני 1999, מדד שירותי הדיור בבעלות הדיירים חושב באופן עקיף באמצעות וריאציה של מדד מחירי הדיור.

לוח ג1. האזורים הגיאוגרפיים הנכללים בממוצע הרבעוני של מחירי הדירות ושכר הדירה

אזור	ישובים
ירושלים	ירושלים
תל אביב	תל אביב
חיפה	חיפה
גוש דן	בני ברק, בת ים, גבעתיים, חולון, רמת גן
המרכז וירושלים ערי הפריפריה	אור יהודה, אלעד, בית שמש, ביתר עילית יבנה, יהוד, לוד, מבשרת ציון, מודיעין עילית, מעלה אדומים, נס ציונה, פתח תקווה, ראש העין, ראשון לציון, רחובות, רמלה
דרום	אופקים, אילת, אשדוד, אשקלון, באר שבע, גדרה, דימונה, נתיבות, ערד, קריית מלאכי, שדרות
שרון	הוד הדרון, הרצליה, חדרה, כפר סבא, רמת השרון, רעננה
צפון	זיכרון יעקב, טבריה, טירת הכרמל, יקנעם עילית, מגדל העמק, מעלות-טרשיחה, נהריה, נצרת, נשר, עכו, עפולה, פרס חנה-כרכור, קריית טבעון, קריית שמונה
קריית	קריית אתא, קריית ביאליק, קריית ים, קריית מוצקין

מקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (הלמ"ס): http://wwwi.cbs.gov.il/www/price_new/a1_3_e.pdf

מקורות

- Arshanapalli, B. and W. Nelson (2008). A cointegration test to verify the housing bubble. *The International Journal of Business and Finance Research* 2(2), 35-43.
- Ben Basat, A. (2002). *The Israeli Economy, 1985-1998: From Government Intervention to Market Economics*. MIT Press.
- Brunnermeier, M. K. (2008). Bubbles. In S. N. Durlauf and L. E. Blume (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988). The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of financial studies* 1(3), 195-228.
- Campbell, S. D., M. A. Davis, J. Gallin, and R. F. Martin (2009). What moves housing markets: A variance decomposition of the rent-price ratio. *Journal of Urban Economics* 66(2), 90-102.
- Case, K. E. and R. J. Shiller (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings Papers on Economic Activity* 2003(2), 299-362.
- Caspi, I. (2013). Rtdf: Testing for bubbles with EViews.
- Clark, S. P. and T. D. Coggin (2011). Was there a us house price bubble? an econometric analysis using national and regional panel data. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 51(2), 189-200.
- Diba, B. T. and H. I. Grossman (1988a). Explosive rational bubbles in stock prices? *The American Economic Review* 78(3), 520-530.
- Diba, B. T. and H. I. Grossman (1988b). The theory of rational bubbles in stock prices. *The Economic Journal* 98(392), 746-754.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74(366a), 427-431.
- Dovman, P., S. Ribon, and Y. Yakhin (2012). The housing market in Israel 2008-2010: Are house prices a 'bubble'? *Israel Economic Review* 10(1).
- Engsted, T., S. J. Hviid, and T. Q. Pedersen (2014). Explosive bubbles in house prices? evidence from the oecd countries.
- Engsted, T., T. Q. Pedersen, and C. Tanggaard (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.
- Flood, R. P. and R. J. Hodrick (1990). On testing for speculative bubbles. *The Journal of Economic Perspectives* 4(2), 85-101.
- Froot, K. A. and M. Obstfeld (1992). Intrinsic bubbles: The case of stock prices. Technical report, National Bureau of Economic Research.

- Gali, J. (2014). Monetary policy and rational asset price bubbles. *The American Economic Review* 104(3), 721-752.
- Glaeser, E. L., J. Gyourko, and A. Saiz (2008). Housing supply and housing bubbles. *Journal of Urban Economics* 64(2), 198-217.
- Gurkaynak, R. (2008). Econometric tests of asset price bubbles: Taking stock. *Journal of Economic Surveys* 22(1), 166-186.
- Hamilton, J. D. (1986). On testing for self-fulfilling speculative price bubbles. *International Economic Review*, 545-552.
- Himmelberg, C., C. Mayer, and T. Sinai (2005). Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals and misperceptions. *The Journal of Economic Perspectives* 19(4), 67-92.
- Homm, U. and J. Breitung (2012). Testing for speculative bubbles in stock markets: a comparison of alternative methods. *Journal of Financial Econometrics* 10(1), 198-231.
- Iraola, M. A. and M. S. Santos (2008). Speculative bubbles. In S. N. Durlauf and L. E. Blume (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- LeRoy, S. F. and R. D. Porter (1981). The present-value relation: Tests based on implied variance bounds. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 555-574.
- Liviatan, N. (2003). Fiscal dominance and monetary dominance in the Israeli monetary experience. Bank of Israel, Discussion Paper No. 2003.17.
- Mack, A. and E. Martinez-Garcia (2011). A cross-country quarterly database of real house prices: a methodological note. *Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper*, (99).
- MATLAB (2010). *version 7.10.0 (R2010a)*. Natick, Massachusetts: The MathWorks Inc.
- McCarthy, J. and R. W. Peach (2004). Are home prices the next 'bubble'? *FRBNY Economic Policy Review* 10(3), 1-17.
- Nagar, W. and G. Segal (2010). What explains the movements in home prices and rent in Israel during 1999-2010? (in Hebrew). *Bank of Israel Survey* (85), 7—59.
- Pavlidis, E., A. Yusupova, I. Paya, D. Peel, E. Martinez-Garcia, A. Mack, and V. Grossman (2013). Monitoring housing markets for episodes of exuberance: an application of the phillips et al.(2012, 2013) gsadf test on the dallas fed international house price database. *Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper* (165).
- Phillips, P. C. B. and T. Magdalinos (2007). Limit theory for moderate deviations from a unit root. *Journal of Econometrics* 136(1), 115-130.
- Phillips, P. C. B., S. Shi, and J. Yu (2013a). Specification sensitivity in right-tailed unit root testing for explosive behaviour. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.

- Phillips, P. C. B., S. Shi, and J. Yu (2013b). Testing for multiple bubbles 1: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500.
- Phillips, P. C. B., Y. Wu, and J. Yu (2011). Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: When did exuberance escalate asset values? *International Economic Review* **52**(1), 201-226.
- Phillips, P. C. B. and J. Yu (2009). Limit theory for dating the origination and collapse of mildly explosive periods in time series data.
- Phillips, P. C. B. and J. Yu (2011). Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. *Quantitative Economics* **2**(3), 455-491.
- Poterba, J. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach. *The Quarterly Journal of Economics* **99**(4), 729—752.
- Santos, M. S. and M. Woodford (1997). Rational asset pricing bubbles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 19-57.
- Scherbina, A. (2013). *Asset Price Bubbles: A Selective Survey*. International Monetary Fund.
- Shiller, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *The American Economic Review* **71**(3), 421-436.