

**שוק הדיור בישראל 2008-2010:
האם התפתחה בועה במחירי הדירות?¹**

פולינה דובמן* יוסי יכין סיגל ריבון*****

סדרת מאמרים לדיון 2011.06
יולי 2011

¹ בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>

* חטיבת המחקר, פולינה דובמן – polina.dovman@boi.org.il, טלפון – 02-6552677

** חטיבת המחקר, יוסי יכין – yossi.yakhin@boi.org.il, טלפון – 02-6552616

***חטיבת המחקר, סיגל ריבון – sigal.ribon@boi.org.il, טלפון – 02-6552610

מחקר זה שימש בסיס לניתוח שהופיע בתיבה ג-2 בדו"ח בנק ישראל 2009, והוצג בכנס חטיבת המחקר של בנק ישראל שנערך בדצמבר 2010. אנו מודים למיכאל שראל על הערותיו המועילות.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

שוק הדיור בישראל 2008-2010: האם התפתחה בועה במחירי הדירות?

פולינה דובמן, יוסי יכין, סיגל ריבון

תקציר

בשלוש השנים האחרונות חלה עלייה חדה במחירי הדירות בישראל. מדצמבר 2007 ועד אוגוסט 2010 המחירים עלו בשיעור ריאלי של 35 אחוזים – קצב שנתי ממוצע של כ-12 אחוזים, הרבה מעבר לקצב עלייתם בטווח הארוך. על רקע זה עלה החשש שעליית המחירים מנותקת מגורמי היסוד של השוק ומבוססת על ציפיות לרווחי הון ועל כן התפתח תהליך בועתי. מטרת המאמר היא לבחון קיומה של בועה במחירי הדירות בתקופה זו. לצורך כך אנו בוחנים תחילה את התפתחות המחירים בפרספקטיבה של זמן יחסית לשכר הדירה ולהכנסה, ולאחר מכן אנו משתמשים במשוואת תמחור נכסים סטנדרטית לאמידת "המחיר הפונדמנטלי" הנגזר ממנה בשלוש שיטות שונות. בחינת הנתונים מעלה שהמחירים בסוף התקופה הנבדקת אמנם גבוהים במידה מסויימת יחסית לגורמי היסוד בראיה של הטווח הארוך, אך הם אינם חורגים מרמתם באפיוזודות קודמות. על פי המדידות השונות טווח ההערכות הוא שהמחיר בפועל נמצא בין 3 אחוזים מתחת למחיר הפונדמנטלי לכ-10 אחוזים מעליו. לכן ככלל אנו לא מוצאים עדות לבועה במחירי הדירות (עד אוגוסט 2010). אם זו קיימת הרי שהיא בשלביה הראשונים ועדיין לא ניתן לזהותה בנתונים.

The Housing Market in Israel 2008-2010: Are House Prices A "Bubble"?¹

Polina Dovman, Sigal Ribon, Yossi Yakhin

Abstract

Over the past three years house prices have risen rapidly. Between December 2007 and August 2010 prices rose by 35 percent in real terms – an average annual rise of 12 percent, much faster than their long term rate of increase. Against this background, concerns have been raised that prices have become disconnected from market fundamentals and that the recent rise has been driven by expectations of capital gains, which suggests the development of a bubble in house prices in this period. The objective of this paper is to evaluate whether a bubble has developed in house prices. To that end, we first review the course of prices over the last few decades and their development relative to rents and income; we then use standard asset-pricing methodology for estimating the "fundamental price" through three different approaches. Our analysis suggests that while prices are somewhat high relative to market fundamentals, from a long-term perspective their level is not exceptional relative to past episodes of rising house prices. According to our estimates, current prices (as of August 2010) are between 3 percent below and 10 percent above the fundamental price. That is, we do not find evidence supporting the existence of a bubble in house prices. If a bubble exists, it is in its early phases and it is still hard to detect from the data.

¹ This research was presented in the Bank of Israel Research Department conference on "The Capital and Housing Markets" in December 2010. The authors thank Michael Sarel for his helpful comments.

1. הקדמה

בשלוש השנים האחרונות חלה עלייה חדה במחירי הדירות. מדצמבר 2007 (נקודת השפל לפני עליית המחירים האחרונה) ועד אוגוסט 2010 המחירים עלו בשיעור ריאלי של 35 אחוזים – קצב שנתי ממוצע של כ-12 אחוזים, זאת לעומת קצב רב שנתי של כ-1.5 אחוזים בשנה (החל מ-1973)¹. על רקע זה עולות בשיח הציבורי טענות להיווצרותה של בועה במחירי הדירות. מטרת עבודה זו היא לבחון האם מתפתחת בועה, במשמעותה הכלכלית כמקובל בספרות, במחירי הדירות בישראל. ניתוח הנתונים מעלה ממצאים מעורבים; בחלק מהמדידות עולה שרמת המחירים אכן גבוהה יחסית לגורמי היסוד, אך היא אינה חורגת מרמתה באפיזודות קודמות במשק הישראלי, ומדידות אחרות מעלות שהמחירים תואמים היטב את גורמי היסוד. ככלל אנו לא מוצאים עדות לבועה במחירי הדירות, אם זו קיימת הרי שהיא בשלביה הראשונים ועדיין לא ניתן לזהותה בנתונים.

אם אכן מתפתחת בועה משמעות הדבר היא שמכיוון שעליית המחירים אינה נתמכת על גורמי היסוד של השוק בשלב מסוים מחירי הדירות ירדו בתלילות. דבר זה יביא למשבר בשוק הנדל"ן המקומי וכן לירידה של ערך הביטחונות שבידי הבנקים. התפתחות שכזו, מעבר לירידה בשווי הרכוש שבידי משקי הבית והתמתנות הפעילות בשוק הנדל"ן, תפגע, לפחות במידה מסוימת, ביציבות המערכת הבנקאית.

בועה במחירי הדירות מוגדרת כפער שבין המחיר בפועל "למחיר הפונדמנטלי", כאשר המחיר הפונדמנטלי מבטא את ערכו המהוון של זרם שירותי הדיור הצפויים ועל כן תלוי בגורמי הביקוש וההיצע בשוק הדיור ובריביות המשפיעות על שיעורי ההיוון. במצב של בועה, עליית מחירי נכסים מונעת מציפיות המזינות עצמן במנותק מגורמי היסוד של השוק². במצב זה צפי לעליית מחירי נכסים מביא לגידול של הביקוש אליהם מתוך רצון המשקיעים לייצר רווחי הון, עליית הביקוש דוחפת את מחירי הנכסים מעלה ובכך מתגשמות הציפיות גם אם גורמי היסוד בשוק אינם תומכים בעליית המחיר. אנו מתבססים על הגדרה זו של בועת מחירים ובוחנים את קיומה של בועה במחירי הדיור בישראל בהתאם לגישות המקובלות בספרות.

כאמור, דירה היא נכס שמחירה אמור לייצג את הערך המהוון של זרם שירותי הדיור הצפויים, אלה מיוצגים על ידי שכר הדירה. שכר הדירה משולם עבור זכות השימוש לתקופה נתונה בדירה, כלומר, עבור שירותי הדיור שהיא מעניקה. שכר הדירה אינו מקנה חלק בבעלות על הדירה ולכן הוא לא יכול לייצר רווחי הון לשוכר. מכאן, שעל פי ההגדרה לבועה לעיל לא תיתכן התפתחות בועה בשכר דירה. תובנה זו נותנת את הבסיס למתודולוגיה האמפירית המוצגת בהמשך.

המאמר בוחן תחילה את ההתפתחויות בשוק הדיור הישראלי בפרספקטיבה של זמן ומציג אינדיקטורים שונים לקשר שבין מחירי הדירות לשכר דירה ולהכנסה במשק. לאחר מכן אנו משתמשים בשלוש שיטות אלטרנטיביות לבחינת שאלת קיומה של בועה באמצעות הפרדה בין הרכיב הפונדמנטלי והשארית המוגדרת כבועה: מדידה ישירה, Kalman Filter ואמידה אקונומטרית. שלוש השיטות מתבססות על תיאוריה סטנדרטית לתמחור נכסים³, כמתואר לעיל, קרי מחירו של נכס צריך להיות שווה לערך הנוכחי של ההכנסות הצפויות להתקבל ממנו.

¹ נתון אוגוסט 2010 היה התצפית העדכנית ביותר בזמן כתיבת המחקר.

² ראו למשל Flood and Garber (1980) ו-Blanchard (1979).

³ ראו למשל Campbell and Flood and Hodrick (1986), Shiller (1981), Blanchard (1979), Gordon (1962), Shiller (1989).

המדידה הישירה מחשבת את המחיר הפונדמנטלי על ידי היוון זרם שכר הדירה העתידי באמצעות עקום התשואות שנצפה באותה נקודה.⁴ רכיב הבועה בשיטה זו מחושב כפער שבין המחיר בפועל והמחיר הפונדמנטלי. מדידה זו מתבססת על הנחת יעילות השוק והציפיות הרציונליות. בהתאם להנחות אלו, מחיר הנכס בפועל הינו התחזית היעילה ביותר של הפרטים לתזרימי המזומנים אשר צפויים להתקבל ממנו, Shiller (1981). מאחר שציפיות רציונליות אינן מניחות טעויות חיזוי סיסטמטיות, סטייה מתמשכת של המחירים מהערך המחושב תסתור את ההנחות האמורות ותעיד על קיומה של בועה.

שיטת ה-Kalman Filter מחשבת את המחיר הפונדמנטלי באמצעות גזירת הציפיות לזרם שכר הדירה העתידי בכל נקודת זמן על בסיס המידע הקיים לשחקנים במשק. בנוסף, השיטה מניחה שרכיב הבועה מתפתח בהתאם לתהליך אוטו-רגרסיבי כפי שנגזר ממשוואת תמחור הנכסים. הגישה השלישית אומדת משוואה אקונומטרית ליחס שבין שכר הדירה למחיר הדירה. יחס זה נגזר מהמשוואה לתמחור נכסים והוא מבטא את התשואה הריאלית הנדרשת על החזקת דירה. זו נקבעת על ידי ציפיות הפרטים לגבי רמת הריביות בשוק ולגבי שיעור הצמיחה ברווחים הנובעים מהחזקת הנכס – Campbell and Shiller (1989). בשיווי משקל יחס זה שווה לעלות הזקופה של השכירות לבעלי הדירה – Himmelberg, Mayer and Sinai (2005). בשיטה זו, אנו אומדים את יחס שכר דירה למחיר דירה כפונקציה של העלות הנובעת מהחזקת דירה כאשר השארית המתקבלת מהאמידה נותנת אינדיקציה לקיומה של בועה במחירי הדירה. מבנה המאמר הנו כדלקמן: בחלק הבא, יוצגו עובדות מרכזיות לגבי שוק הדירה בישראל. בחלק השלישי תוצג בקצרה המסגרת התיאורטית לבחינת קיומה של בועה במחירי הדירה. בחלקים ארבע עד שש תבחן השאלה האם התפתחות המחירים בפועל עקבית עם גורמי היסוד במשק בהתאם לשלוש הגישות שתוארו לעיל – מדידה ישירה, Kalman Filter ואמידה אקונומטרית. החלק השביעי מסכם.

2. שוק הדירה בישראל: העובדות

חלק זה סוקר אינדיקטורים למצב שוק הדירה במשק הישראלי לצורך בחינת השאלה האם מחירי הדירות התנתקו מהתנאים הבסיסיים השוררים במשק, אלה מיוצגים על ידי שכר הדירה ורמת השכר במשק. אנו מציגים את התפתחות מחירי הדירות בעשורים האחרונים ואינדיקטורים למידת ההתאמה של מחירי הדירות לגורמי היסוד. האינדיקטורים הם מחירי הדירות ביחס לשכר דירה וביחס לשכר הממוצע.

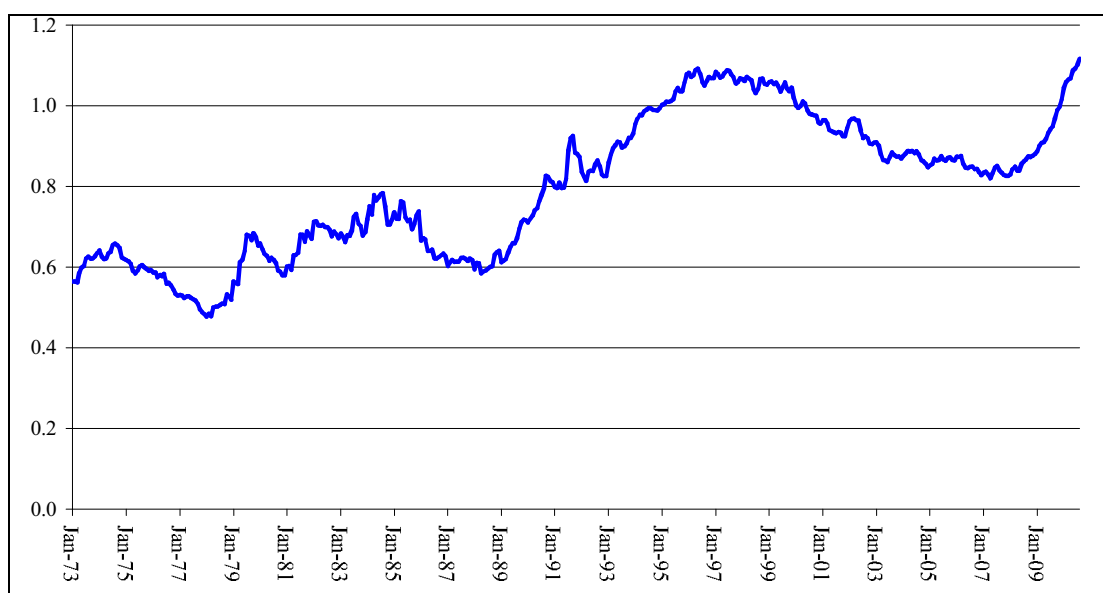
איור 1 מציג התפתחות המחיר הריאלי של הדירות מ-1973 ועד 2010.⁵ מחירי הדירות עולים על פני זמן בקצב המהיר מקצב עליית המחירים הכללית. בממוצע עולה מחירם הריאלי של דירות באחוז אחד וחצי בשנה.⁶ קיומה של מגמת עליה ארוכת טווח אינו צריך להפתיע, לפחות ככל שהביקושים גדלים על פני זמן עקב גידול האוכלוסיה בעוד שהיצע הקרקע הזמין לבניה קשיח (אם

⁴ כמובן שלאחר סוף המדגם אין נתונים על שכר הדירה העתידי ועל כן הוא מוערך באמצעות תהליך ARMA.
⁵ מדד מחירי הדירות מבוססים על סקר מחירי דירות בבעלות של ה"מ"ס. נתונים עבור סקר מחירי הדירות קיימים החל מ-1994. אולם, מכיוון שעד 1998 שימשו מחירי הדירות כדי למדוד את עלות שירותי הדירה בבעלות ניתן לעשות שימוש בסדרה זו (הדומה מאוד לסקר מחירי הדירות בשנים 1994-1998 בהן יש נתונים עבור שתי הסדרות), כדי לקבל סדרה היסטורית של מחירי דירות. המחירים במדד זה הם מתוקני איכות וגודל דירה.
⁶ ממוצע מחירי הדירות ב-12 החודשים האחרונים, אוגוסט 2009 עד אוגוסט 2010, לעומת ממוצע 1973.

כי ניתן לבנות לגובה), והשיפורים הטכנולוגיים בענף איטיים יחסית.⁷ מגמת העלייה של המחיר הריאלי אינה אחידה בעשורים האחרונים וניכרים במחיר מחזוריים ארוכים של גאות ושפל. בפרט בולטת עליית מחירים משמעותית ומתמשכת שהחלה ב-1989, עם תחילתו של גל העלייה ממדינות חבר העמים, ונמשכה עד 1996. כניסתם של מיליון עולים אשר הגדילו את אוכלוסית המדינה בכ- 20 אחוזים, ועל כן גם את הביקוש לדירות, ניכרת היטב במחירים הריאלי של הדירות. בתקופה זו עלו המחירים בקרוב ל-80 אחוזים (כ-7.5 אחוזים לשנה). מאז אמצע שנות התשעים ועד שנת 2007 המחיר הריאלי ירד בהתמדה בשיעור של למעלה מ-20 אחוזים (כ-2.3 אחוזים לשנה). בשלוש השנים האחרונות ניכרת עלייה חדה במחירי דירות – מדצמבר 2007 (נקודת השפל לפני העלויות האחרונות) ועד אוגוסט 2010 המחירים עלו ב-35 אחוזים מעבר לעליית מדד המחירים לצרכן ועברו את השיא של 1996 בכ-2 אחוזים.

איור 1: מדד מחיר ריאלי של דירות (ביחס למדד המחירים לצרכן)

(ינואר 1973 עד אוגוסט 2010, נתונים חודשיים, ינואר 2000 = 1)

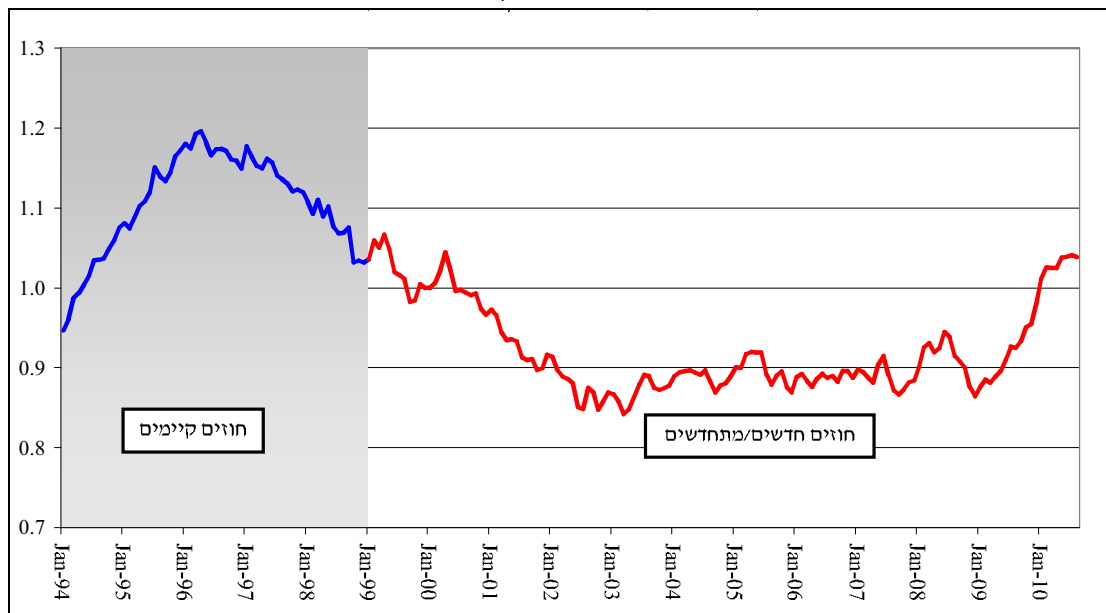


קצב עליית מחירי הדיור בתקופה האחרונה הוא גבוה, על כן מתבקשת השאלה האם עליית המחירים נתמכת על ידי גורמי הביקוש וההיצע בשוק הדיור ומהווה תיקון לירידת המחירים המתמשכת בעשור האחרון, או שמא עלויות המחירים מזינות את עצמן והן נתמכות על ידי ציפיות להמשך עלויות ועל כן מתפתחת בועה במחירי הדירות. על מנת לקבל אינדיקציה ראשונית ביחס לשאלה זו אנו בוחנים את התפתחות מחירי הדירות ביחס לשכר דירה וביחס לשכר הממוצע.

⁷ בנוסף, יתכן כי השיפור באיכות הדירות במשך השנים אינו מנוכה במלואו מהמחיר הנמדד ולכן עלייה במחיר משקפת גם שינוי באיכות.

איור 2 מציג את התפתחות יחס מחיר הדירות לשכר הדירה, כאשר האחרון נמדד על ידי חוזים חדשים/מתחדשים החל משנת 1999.⁸ יחס מחיר-שכר דירה הוא מדד נפוץ לבחינת יציבות התרחבות המחירים בשוק הנדל"ן.¹⁰ בטווח הארוך יחס זה צריך להיות יציב יחסית שכן הוא (וליתר דיוק ההופכי שלו) מבטא את התשואה הריאלית מהחזקת דירה. מהאיור ניכר כי מתחילת 2009 קצב עליית מחירי הדירות מהיר מקצב העלייה של שכר הדירה. יחד עם זאת, השוואת התפתחות היחס האמור בישראל להתפתחותו במדינות נבחרות בהן ידוע בדיעבד שהתפתחה בועה, מעלה כי המצב בישראל שונה במידה ניכרת מאשר במדינות אלה (איור 3). בישראל היחס קבוע יחסית, הוא אמנם נמצא במגמת עליה בשנים האחרונות אך הוא לא חורג מרמתו ארוכת הטווח. במדינות הנבחרות לעומת זאת, האיור ממחיש בצורה ברורה שבשנות הבעה התנתקו מחירי הדירות משכר הדירה, ולאחר מכן חלה בהם ירידה ניכרת.

איור 2: יחס מחירי הדירות לשכר דירה
(ינואר 1994 עד אוגוסט 2010, ינואר 2000 = 1)

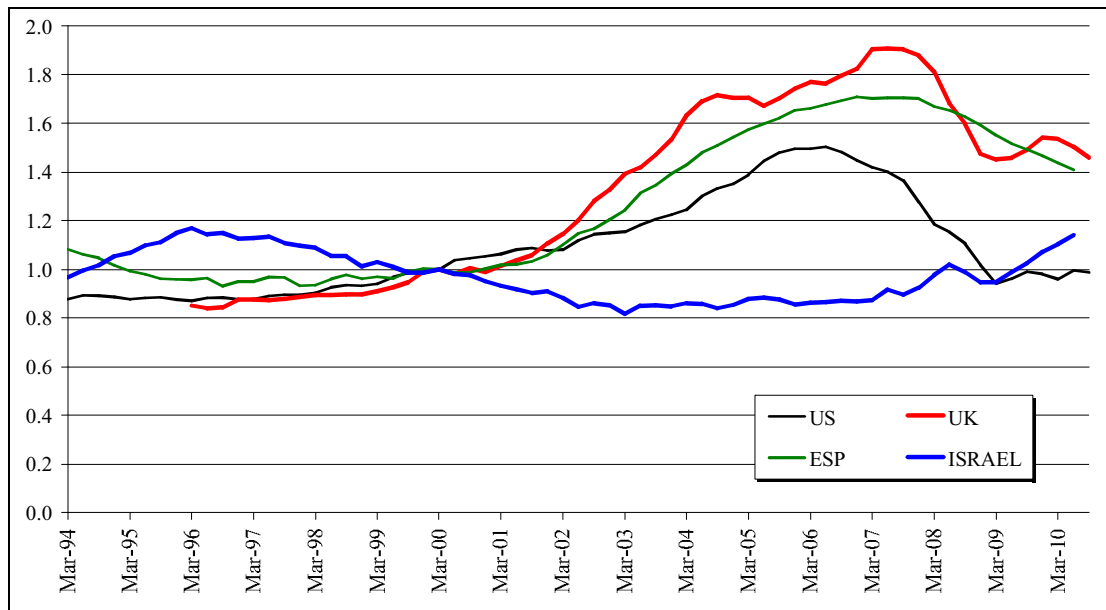


⁸ שכר הדירה נמדד הן על ידי חוזים חדשים/מתחדשים והן על ידי חוזים קיימים. מבחינה מתודולוגית שכר הדירה בחוזים חדשים הוא אינדיקטור טוב יותר להשוואה למחירי הדירות שכן הוא משקף את המצב בשוק הדיור בזמן אמת והוא אינו מושפע מחוזים שנחתמו במהלך השנה שקדמה לחודש הנמדד. עם זאת מדידתו של שכר הדירה לפי חוזים חדשים החלה רק ב-1999. לכן בשנים שקדמו לכך אנו עושים שימוש בשכר הדירה לפי חוזים קיימים. יצוין כי, עד 2007 לא היה הבדל משמעותי בין שתי צורות המדידה, אולם החל מהמחצית השנייה של 2007 נפתח ביניהן פער עקב האצה בקצב עליית שכר הדירה.

⁹ המדגם מתחיל מ-1994 עם השינוי בשיטת המדידה של מדד מחירי דירות בבעלות הדיירים. ניתן להתחיל את המדידה בתקופות מוקדמות יותר, אולם בתקופות אלה הביקוש לדירות נבע גם ממניעי ביטוח כנגד אינפלציה, בעיקר במהלך שנות ה-80, ועל כן היחס מחיר-שכר דירה היה אז גבוה בהרבה מערכו כיום – רובינשטיין (1999).

¹⁰ ראו למשל (2004) McCarthy and Peach, (2007) Shiller.

איור 3: יחס מחירי הדירות לשכר דירה – השוואה בינלאומית*
(1994Q1 עד 2010Q2, נתונים רבעוניים, ינואר 2000 = 1)



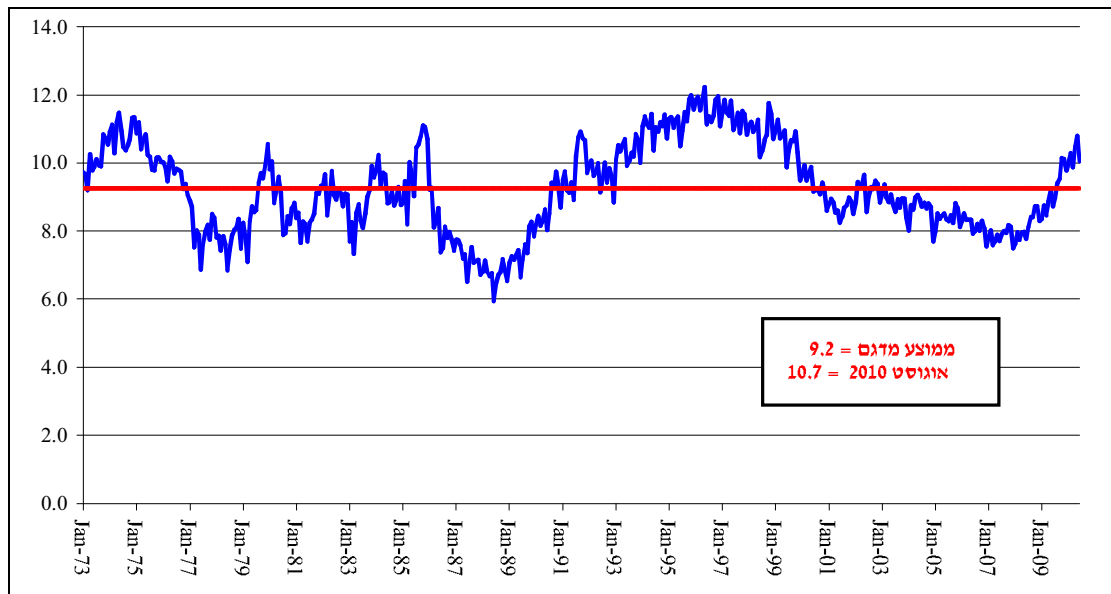
* עבור הנתונים האמריקאים: מדד Case-Shiller למחירי בתים (מקור: S&P) מחולק בסעיף שכ"ד במדד המחירים לצרכן האמריקאי (מקור: BLS). בריטניה: מדד מחירי דירות בבעלות (מקור: Bloomberg) מחולק בסעיף שכ"ד במדד המחירים לצרכן (מקור: UK office for national statistics). ספרד: נתוני ה-OECD. ישראל: מדד מחירי דירות בבעלות הדיירים מחולק בסעיף שכ"ד במדד המחירים לצרכן (מקור: הלמ"ס).

איור 4 מציג את התפתחות יחס מחיר הדירות לשכר הממוצע למשרת שכיר. יחס זה מייצג את מספר השנים שאדם במשרת שכיר ממוצעת צריך לעבוד במטרה לרכוש דירה ותנודות בו משקפות שינויים ביכולת של השכיר הממוצע במשק לרכוש דירה. מקובל להניח כי קיים קשר חיובי בין מחירי הדירות לבין ההכנסה הממוצעת. (Case and Shiller (2004) מצאו כי במדינות שונות בארצות הברית ההכנסה לנפש היא המשתנה החשוב ביותר בהסבר שינויים במחירי הדירות. על כן, סטייה חריגה של היחס מהממוצע ארוך הטווח תאזנת על סטייה מהגורמים הבסיסיים. גם ביחס זה ניכרת התייקרות הדירות: מינואר 2008 ועד אוגוסט 2010 מחירי הדירות עלו במצטבר ב-43 אחוזים מעבר לעלייה של השכר הממוצע. כתוצאה, גדל הפער בין רמתו לממוצע המדגם ועל פי חישוב זה נדרשות היום 10.7 שנות עבודה בשכר ממוצע (ברוטו) כדי לרכוש דירה במחיר ממוצע (איור 4)¹¹. כמו כן, מהשוואה בינלאומית עולה שמספר שנות השכר הנדרשות לרכישת דירה בישראל גבוה משמעותית ממדינות מפותחות אחרות¹². עם זאת, השוואת זו אינה מלמדת על התנתקות המחירים מגורמי היסוד שכן דיור הוא מוצר שאינו סחיר בין מדינות ולכן כוחות השוק לא פועלים להשוואת מחירים או כוח קניה בין מדינות. כמו כן, העלייה הכוללת ביחס מחיר דירה לשכר בישראל לעומת המדינות המפותחות בהן נצפתה בועה עדיין נמוכה (איור 5).

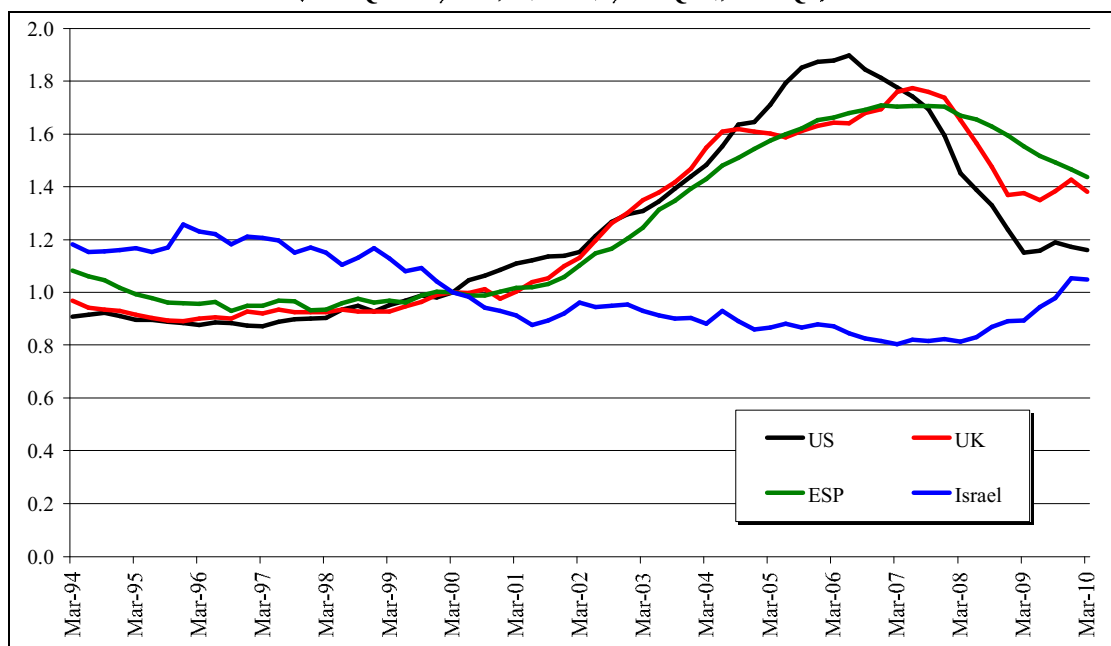
¹¹ ניפוח מדד מחירי הדירות בסקר למחירים בשקלים נעשה על בסיס הרביעי הראשון של 2008. אז היה מחירה של דירה ממוצעת כ-755 אלף שקלים. השכר החודשי הממוצע באותה עת היה כ-7,900 ₪ (כ-95 אלף ₪ בשנה).

¹² (2010) "Annual Demographia International Housing Affordability survey" מציג את מספר שנות ההכנסה למשק בית חציוני הנדרשות לרכישת בית במדינות: ארה"ב, אוסטרליה, קנדה, אירלנד, ניו זילנד ובריטניה. מהסקר עולה שמספר שנות עבודה לרכישת בית בישראל גבוה באופן ניכר מכל מדינות המדגם שבסקר. כך למשל מספר שנות הכנסה של משק בית חציוני אשר נדרשות לקניית בית בישראל נאמד ב-7.7 בעוד שבארה"ב הנתון נאמד ב-2.9 שנים; בבריטניה 5.1 שנים ובאוסטרליה 6.8 שנים (אוסטרליה מייצגת את הנתון הגבוה ביותר במדגם).

איור 4: היחס בין מחיר דירה ממוצע לשכר ממוצע למשרת שכיר
(ינואר 1973 עד אוגוסט 2010, נתונים חודשיים, שנות שכר)



איור 5: יחס מחירי הדירות לשכר ממוצע – השוואה בינלאומית*
(1994Q1 עד 2010Q2, נתונים רבעוניים, 2000Q1 = 1)



* עבור הנתונים האמריקאים: מדד Case-Shiller למחירי בתים (מקור: S&P) מחולק בשכר שבועי ממוצע (מקור: BLS) בריטניה: מדד מחירי הדירות מחולק בשכר ממוצע למשרת שכיר (מקור: Bloomberg). ספרד: נתוני OECD. ישראל: מדד מחירי דירות בבעלות הדיירים מחולק בשכר ממוצע למשרת שכיר (מקור: הלמ"ס).

מהנתונים שהוצגו בחלק זה אנו מסיקים כי מחירי הדור אמנם עלו בחדות מתחילת 2008, אך עדיין ניתן לראות התפתחות זו כתיקון לירידת המחירים המתמשכת, במונחים ריאליים, מאז אמצע העשור הקודם ולא ניכרת בהם התנתקות מגורמי היסוד של המשק.

3. בועה רציונלית במשוואת תמחור נכסים

חלק זה מציג את הבסיס המתודולוגי לניתוח המוצג במאמר. אנו משתמשים במשוואת תמחור נכסים בסיסית המעריכה את שווי הכלכלי של נכס (דירה) כערכם הנוכחי של הדיוידנדים (שכר דירה) שהנכס צפוי להניב¹³. שווי זה מכונה "המחיר הפונדמנטלי" של הנכס. אנו מראים, בהתאם למוצג בספרות, שסטייה מתמשכת של המחיר בפועל מהמחיר הפונדמנטלי אינה סותרת בהכרח את משוואת תמחור הנכסים¹⁴. סטייה שכזו תקרא "רכיב הבועה" במחיר הנכס.

נסמן ב- P את המחיר הריאלי של דירות, ב- RR את שכר הדירה הריאלי, וב- r את שיעור הריבית הריאלי חסרת הסיכון. משקיע ניטרלי לסיכון יהיה מוכן לשלם עבור דירה את הערך הנוכחי הנובע מהחזקתה; ערך זה מורכב משכר הדירה ומערכו המהווה של מחיר הדירה הצפוי בתקופה הבאה:

$$P_t = RR_t + \frac{E_t(P_{t+1})}{1+r_t} \quad (1)$$

יצוין שמשוואה זו מניחה שלמשקיע יש את כל ההון הנדרש לרכישת הדירה, או לחילופין שריבית המשכנתא העומדת לפניו שווה לריבית על חסכון. בסעיף 4.3 של המאמר אנו משחררים הנחה זו.

מגלגול משוואה (1) קדימה מתקבל שהמחיר הפונדמנטלי הריאלי של דירות, P_t^f , שווה לערך הנוכחי של זרם תשלומי שכר הדירה שהנכס צפוי להניב:

$$P_t^f = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \gamma_{t,t+s} RR_{t+s} \quad (2)$$

כאשר: $\gamma_{t,t+s} = \prod_{j=0}^{s-1} (1+r_{t+j})^{-1}$ עבור $s \geq 1$, $\gamma_{t,t} = 1$, והנחנו כי $\lim_{s \rightarrow \infty} \gamma_{t,t+s} P_{t+s} = 0$, P_t^f כמוצג במשוואה (2), מהווה פתרון עבור מחיר הדירות במשוואה (1), אולם זה איננו הפתרון היחיד. כל מחיר מהצורה:

$$P_t = P_t^f + B_t \quad (3)$$

$$B_t = \frac{E_t(B_{t+1})}{1+r_t} \quad (4)$$

הוא פתרון עבור (1), כאשר B_t הוא רכיב הבועה במחיר. משוואה (4) מטילה מגבלות על התהליך הסטוכסטי היוצר את הבועה כך שתהיה עקבית עם משוואת תמחור הנכסים, משוואה (1), ולכן היא גם עקבית עם ציפיות רציונליות.

מהצגה זו עולה שניתן לאמוד את רכיב הבועה במחירי הדירות כהפרש שבין המחיר בפועל למחיר הפונדמנטלי. ליתר דיוק, ובהנחה שטעויות מדידה מוסיפות למשוואה (3) רעש לבן, רכיב הבועה נמדד כחלק האוטו-רגרסיבי של הפער בין P ל- P^f . התהליך האוטו-רגרסיבי נגזר ממשוואה (4).

מסגרת ניתוח זו היא אטרקטיבית לבדיקת קיומה של בועה מכיוון שלתפיסתנו בועה לא יכולה להתקיים בשכר דירה. באופן כללי רכיב הבועה נובע מאינרציה של ציפיות לעליית מחירי נכסים ללא תלות בגורמי היסוד של השוק, ומשקיע רציונלי יהיה מוכן לשלם מחיר גבוה יותר עבור נכס

¹³ משוואה זו נדונה בהרחבה בספרות. ראו למשל: Shiller (1980), Flood and Campbell and Shiller (1989), Hodrick (1986, 1990), ורבים אחרים.

¹⁴ ראו למשל: Flood and Garber (1980), Flood and Hodrick (1990), Blanchard (1979).

מתוך ציפייה לקבל בעתיד רווחי הון, גם אם הדיווידנד (שכר הדירה) המתקבל ממנו הוא נמוך. מנגד, שוכר דירה לא יכול לייצר רווחים מעצם עליית שכר הדירה; במידה ושוכר הדירה במשק עולה הדבר מבטא מחסור בשירותי דיור יחסית להיצע הקיים. נכונותם של שוכרים לשלם שכר דירה גבוה יותר מבטאת את התועלת שהם מפיקים **משירותי הדיור** שהדירה אותה הם שוכרים מניבה להם.

בהתבסס על המתודולוגיה שהוצגה לעיל אנו משתמשים בשלוש שיטות מדידה שונות על מנת להעריך את הסטייה של המחיר בפועל מהמחיר הפונדמנטלי. השיטה הראשונה מודדת את המחיר הפונדמנטלי ישירות מנתוני שכר דירה שהתממשו בפועל ומעקום התשואות; השיטה השנייה משתמשת ב-Kalman Filter על מנת לחלץ את רכיב הבועה בהתאם למשוואה (4); לבסוף השיטה השלישית אומדת משוואה אקונומטרית ליחס שבין מחיר הדירה לשכר הדירה, כאשר השארית המתקבלת מהאמידה נותנת אינדיקציה לקיומה של בועה במחיר הדירות.

3.1. מגבלות הניתוח

משוואות (1) עד (4) נותנות את בסיס תיאורטי פשוט לניתוח מחירי הדירות. אולם, יתכן שמסגרת זו פשטנית מדי ועל כן ראוי לדון, לפחות בקצרה, במגבלות הניתוח. ההנחות המרכזיות במסגרת המוצגת לעיל הן אדישות לסיכון, התעלמות מעלויות תחזוקה ופחת, ורכישה ללא מינוף.

סיכון: לסיכון שתי השפעות מנוגדות על מחירי דירות, ולכן לא ברור מהו כיוון ההטיה, אם בכלל, הנובע מההנחה של אדישות לסיכון. עבור משקיע שונא סיכון, סיכון מגדיל את העלות הנלווית להחזקת נכסים ועל כן המחיר שיהיה מוכן לשלם יהיה נמוך מזה של פרט אדיש לסיכון. גורם זה פועל לכך שרכיב הבועה הנמדד באמצעות משוואה (1) יטה להיות נמוך מגודלו האמיתי. מנגד, דירות משמשות גם לדיור ולא רק כנכס. עבור רוכש דירה למטרת מגורים בעלות על דירה מגדלת את הסיכון הנובע מתנודות בשכר הדירה ומעלויות של מעבר דירה לא צפוי¹⁵. לכן, עבור רוכשי דירות למגורים, המהווים את מרבית הרוכשים בשוק, לבעלות על דירה אפקט הממתן סיכון ולכן אלה יהיו מוכנים לשלם פרמיה עבור הבעלות על דירה. גורם זה פועל לכך שרכיב הבועה הנמדד באמצעות משוואה (1) יטה להיות גבוה מגודלו האמיתי.

יש לציין שבאמידה האקונומטרית, המוצגת בהמשך בסעיף 6, נכנסים למשוואת הרגרסיה משתנים המשקפים את הסיכון יחסית לנכסים אחרים. אולם, המדידה הישירה וה-Kalman Filter משקפים את הנחת האדישות לסיכון.

עלויות תחזוקה ופחת: פחת מקטין את התשואה מהחזקת דירה ולכן מקטין את המחיר שמשקיע יהיה מוכן לשלם על דירה נתונה. מכאן שגורם זה פועל לכך שרכיב הבועה הנגזר ממשוואה (1) יטה להיות נמוך מגודלו האמיתי. עם זאת בשיטת ה-Kalman Filter ובאמידה האקונומטרית המשוואות כוללות חותך (ראו פירוט מטה) ועל כן הטיות ברמת המחיר נתפסות באמצעות¹⁶.

מינוף: משוואה (1) מניחה שההון העצמי של רוכשי הדירות מממן במלואו את רכישת הדירות. כמובן שבפועל רבים מרוכשי הדירות נאלצים להיעזר במשכנתא על מנת לממן את הרכישה. מכיוון שבדרך כלל ריבית המשכנתאות גבוהה מהתשואה האלטרנטיבית לרוכש הדירה (שיעור

¹⁵ ראו Sinai and Souleles (2005).

¹⁶ האומדנים אינם מתחשבים בתנודות של הפחת על פני זמן, אך רמתם מתוקנת באמצעות הקבוע שבמשוואות.

ההיוון), לקיחת משכנתא כרוכה בעלות שגובהה פער הריביות. ככל שריבית המשכנתאות גבוהה יותר עלות העסקה שבפני הרוכש גדלה ולכן הוא יהיה מוכן לשלם מחיר נמוך יותר עבורה. מכאן שגורם זה פועל לכך שרכיב הבועה הנאמד באמצעות ממשוואה (1) יטה להיות נמוך מגודלו האמיתי. בהמשך אנו מרחיבים את משוואת תמחור הנכסים הבסיסית ובודקים באמצעות המדידה הישירה עד כמה התוצאות רגישות למינוף.

4. מדידה ישירה של המחיר הפונדמנטלי

בגישה זו אנו מודדים את המחיר הפונדמנטלי מתוך מחירי שכר הדירה שהתממשו בפועל תוך שימוש בנתוני עקום התשואות בהתאם למשוואה (2) לעיל. נסמן ב- $\tilde{P}^f$ את ערכם המהווך של מחירי שכר הדירה שיתממשו, כלומר¹⁷:

$$\tilde{P}_t^f = \sum_{s=0}^{\infty} \gamma_{t,t+s} RR_{t+s} \quad (5)$$

ממשוואות (2) ו-(5) מתקבל $P_t^f = E_t(\tilde{P}_t^f)$, ולכן תחת ציפיות רציונליות הפער שבין המחיר שהתממש ex-post, $\tilde{P}_t^f$, והמחיר הצפוי, $E_t(\tilde{P}_t^f)$, הוא רעש לבן, כלומר:

$$\tilde{P}_t^f = P_t^f + u_t \quad u_t \sim WN \quad (6)$$

ממשוואות (1) עד (6) נגזר כי מחיר הנכס מורכב ממחירו הפונדמנטלי ex-post, $\tilde{P}_t^f$, טעות חיזוי ורכיב בועתי:

$$P_t = \tilde{P}_t^f - u_t + B_t \quad (7)$$

מאחר ש u_t הוא רעש לבן, סטייה מתמשכת של P_t מ- $\tilde{P}_t^f$ תיתן אינדיקציה לקיום בועה ספקולטיבית (כנגזר ממשוואה 4).

4.1. מדידת המחיר הפונדמנטלי של מחירי הדיור בישראל

משוואות (1) עד (7) מספקות את המסגרת התיאורטית למדידת המחיר הפונדמנטלי של מחירי הדיור וסטיותיו מהמחירים בפועל. בפרט, למדידת $\tilde{P}_t^f$ אנו משתמשים בשכר הדירה בפועל שהתממש החל מזמן t ואילך ובריביות מתוך עקום הפרוורד המוחלק של איגרות חוב ממשלתיות¹⁸. תקופת המדגם היא מינואר 1996 ועד אוגוסט 2010, כאשר בחירת תקופת המדגם הוכתבה על בסיס זמינות הנתונים.

משוואה (5) מהווה תשלומי שכר הדירה באופק אינסופי; לכן, בכדי להפוך אותה לאופרטיבית יש להניח הנחות על התפתחות שכר הדירה מעבר לסוף תקופת המדגם ועל הריביות בעתיד הרחוק. אנו מעריכים את שכר הדירה העתידי, מעבר לתצפית הזמינה האחרונה, באמצעות

¹⁷ מכיוון שזהו סכום אינסופי לא ניתן לחשבו ישירות מהנתונים. לטיפול בנקודת הקצה לצורך המדידה ראו סעיף 4.1.

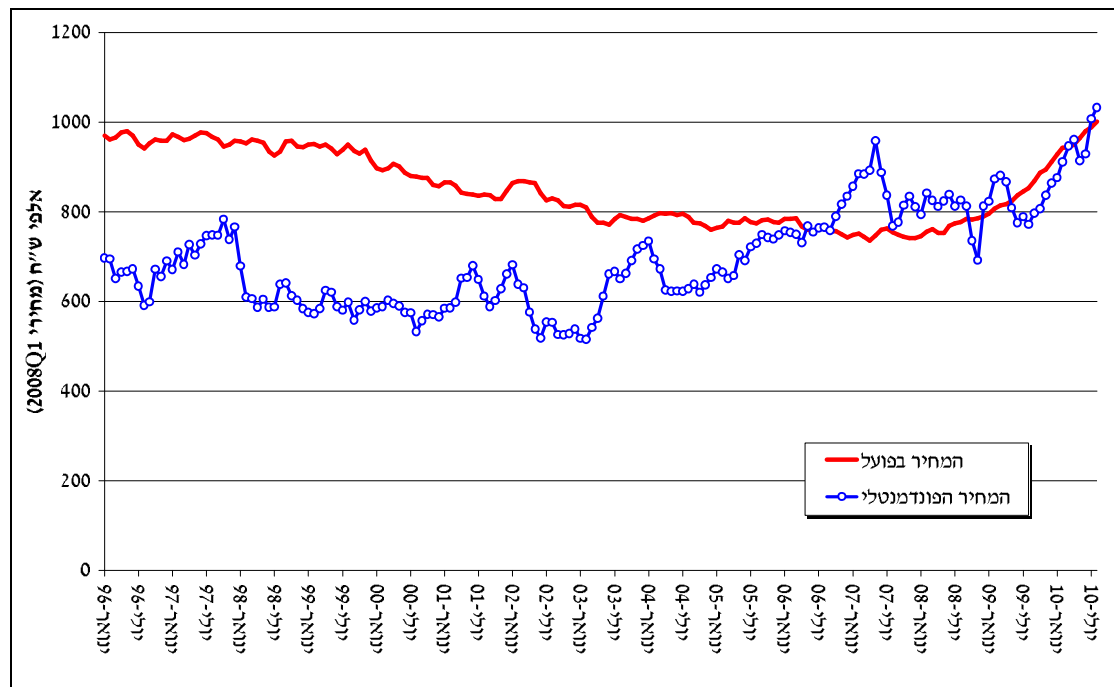
¹⁸ Shiller (1981) ו-Flood and Hodrick (1986) נקטו בגישה דומה לאמידת המחיר הפונדמנטלי בשוק המניות האמריקאי. הם השתמשו בדיוידנדים שהתממשו בפועל כאומדן לציפיות הדיוידנד בתקופות קודמות.

אמידה של תהליך ARMA (ראו פירוט בנספח 1)¹⁹. כמו כן, אנו משתמשים בנתוני עקום תשואות לאופק של עד 15 שנים, מעבר לכך אנו מניחים שהעקום שטוח. הנחות אלה הופכות את משוואת תמחור הנכסים לאופרטיבית, והמחיר הפונדמנטלי מחושב באמצעות:

$$\hat{P}_t^f = \sum_{s=0}^T \gamma_{t,t+s} RR_{t+s} + \sum_{s=1}^K \gamma_{t,T+s} RR_{T+s}^{est.} + \gamma_{t,T+K+1} \frac{RR_{LR}^{est.}}{r_{LR}} \quad (5)$$

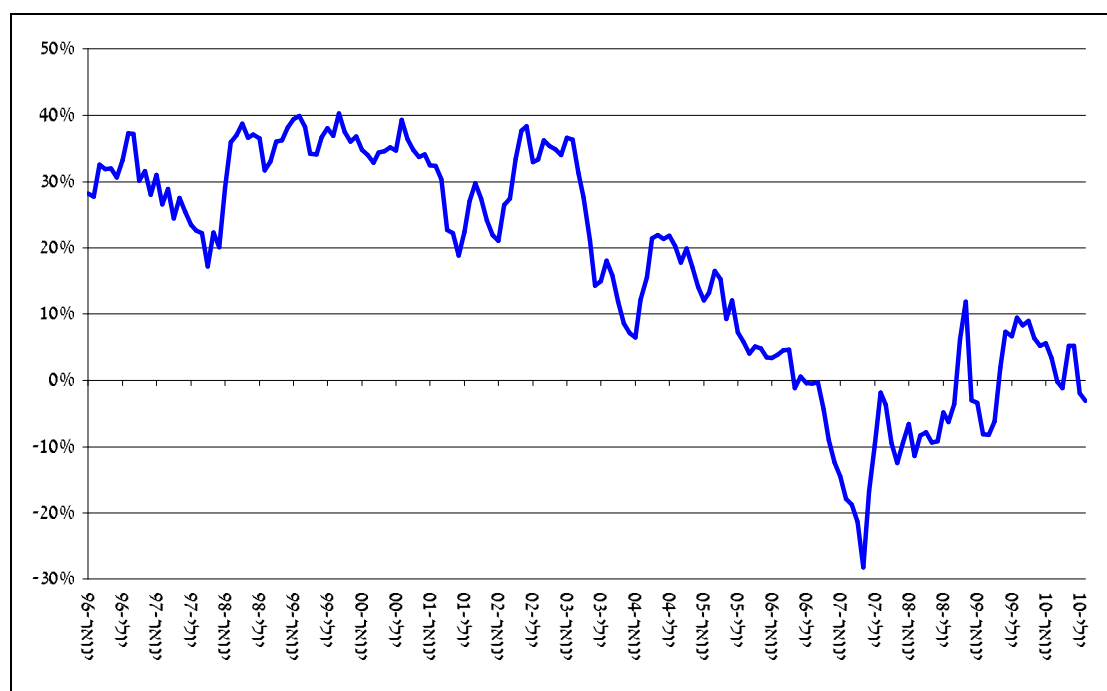
כאשר T הוא אינדקס הזמן של התצפית הזמינה האחרונה, $RR_{T+s}^{est.}$ הוא שכר הדירה הצפוי בתאריך $T+s$ הנגזר מאמידת תהליך ARMA, $RR_{LR}^{est.}$ הוא הצפוי בטווח הארוך, r_{LR} שיעור הריבית הריאלית בטווח הארוך, ו- K הוא אופק התחזית מתהליך ה-ARMA. קבענו את K באופן שרירותי ל-50 שנים. האיבר האחרון במשוואה (5) מהווה קונסול שמתקבל החל מתאריך $T+K+1$. אמידת משוואה (5) נותנת קנה מידה השוואתי לשינויים במחירי הדירות בפועל לעומת השינויים במחיר הפונדמנטלי שנגזר מציפיות לגבי הריבית הריאלית ושכר הדירה. עליית מחירים אשר אינה עקבית עם הציפיות לגבי התפתחות שכר הדירה והריבית הריאלית, מעידה על התפתחות בועה.

איור 6א: מחיר הדירות הריאלי בפועל והמחיר הפונדמנטלי (מדידה ישירה)



¹⁹ עקרונית ניתן לייצר תחזיות לשכ"ד באמצעות אמידה אקונומטרית מורכבת יותר המביאה בחשבון גורמים נוספים המשפיעים על שכר הדירה מעבר לפיגורים העצמיים. ההבדל בתחזיות הנובעות מאמידה כזו יתרכז בעיקר בתקופה הקרובה לסוף המדגם ופחות באומדני הטווח הארוך, על כן נראה שהשימוש בתהליך אוטו-גרסיבי אינו מתבטא בהבדלים משמעותיים בתוצאות לעומת אמידה מורכבת יותר.

איור 6ב': רכיב הבועה במחירי הדירות (מדידה ישירה)



איור 6א' מתאר את סדרת מחירי הדירות בפועל לעומת המחיר הפונדמנטלי כפי שהוא נמדד ממשוואה (5'), ואיור 6ב' מציג את רכיב הבועה המוחשב כאחוז הסטיה של המחיר בפועל מהמחיר הפונדמנטלי. מהאיור ניכר כי בחלקו הראשון של המדגם, לאחר שנות העליה, המחיר בפועל היה גבוה מהמחיר הפונדמנטלי במשך תקופה ממושכת, אולם הפער ביניהם הצטמצם בהתמדה, הן עקב ירידה של המחיר בפועל והן עקב עליה של המחיר הפונדמנטלי, לפחות החל מאמצע 2002. הפער נסגר באמצע 2006 ולמעשה התהפך בכיוונו בשנתיים הבאות, הדבר מתבטא בסטייה שלילית של עד כמעט 30 אחוזים. בשנות המדגם האחרונות ניכר כי המחיר בפועל אינו סוטה משמעותית מהמחיר הפונדמנטלי, והעליה החדה של המחירים בפועל מלווה בעליה מקבילה של המחיר הפונדמנטלי. בנקודת הקצה, אוגוסט 2010, המחיר בפועל נמוך מעט מרמתו הנגזרת מגורמי היסוד של השוק, לפחות על פי מדידה זו.

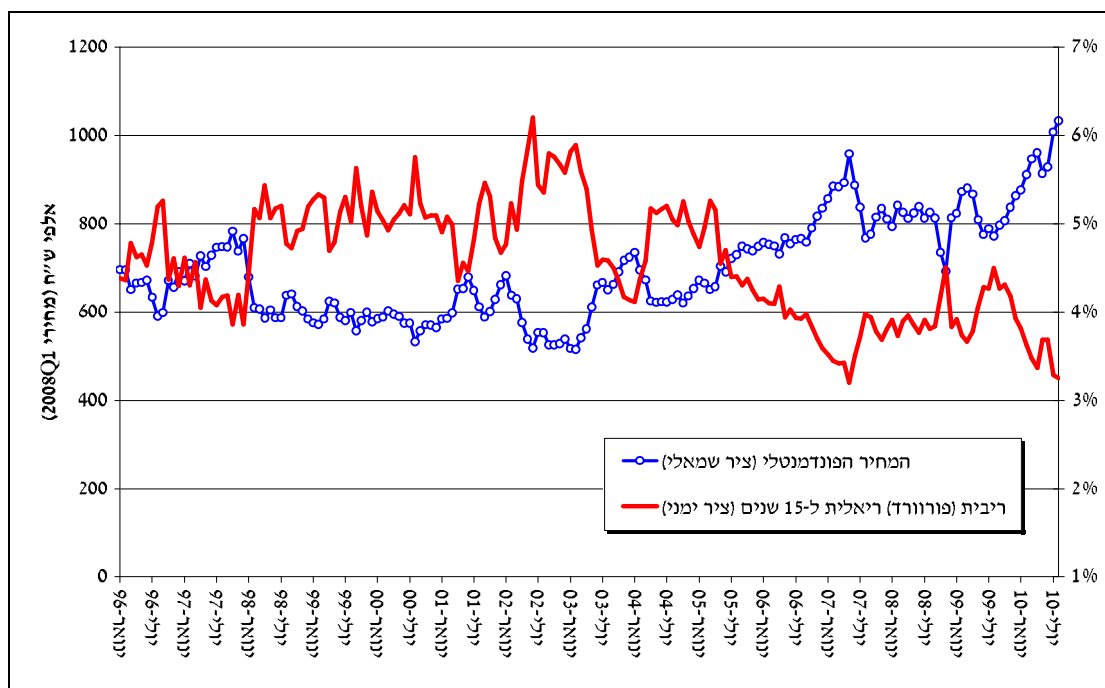
יש להדגיש שמדידת המחיר הפונדמנטלי בחלק זה של המאמר אינה עושה כל שימוש בנתוני המחירים בפועל, האומדן מתבסס אך ורק על נתוני שכר דירה וריביות. לכן, התוצאה שבשנים האחרונות המחיר בפועל קרוב למחיר הפונדמנטלי אינה נובעת מניסיון להתאים את אומדן המודל לנתונים, כפי שקורה בדרך כלל באמידות אקונומטריות.

מהאיורים ניכר שבזמן שהמחירים היו גבוהים מהמחיר הפונדמנטלי תהליך התאמתם כלפי מטה נמשך למעלה מעשור, בעוד שכאשר גורמי היסוד תמכו בעליית מחירים בשנים 2009-2010 המחירים עלו במהירות. יתכן שממצא זה מצביע על קשיחות מחירים כלפי מטה של מחירי הדירות.

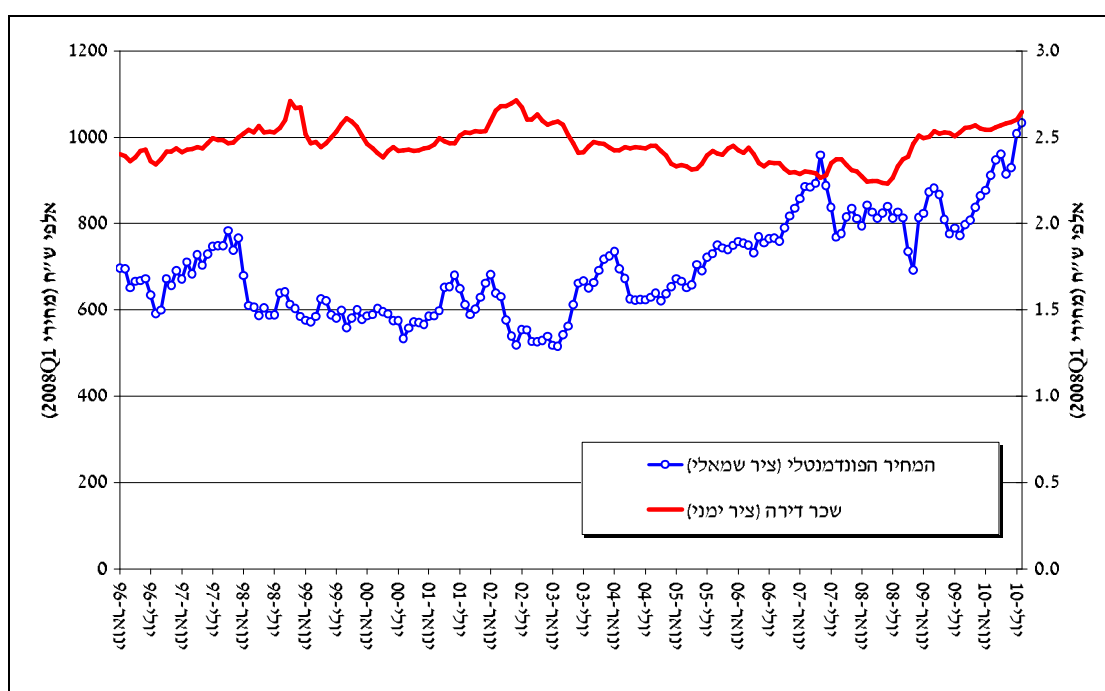
4.2 הריבית ושכר הדירה

מאיו 6' א' בולט שסדרת הרכיב הפונדמנטלי של מחירי הדיור, תנודתית יותר מסדרת המחירים בפועל לאורך כל תקופת המדגם. תנודתיות המחיר הפונדמנטלי נובעת כמובן מתנודתיות רכיביו – התשואות לטווחים שונים ומשכר הדירה. ניתוח התפתחות הרכיבים מעלה שעיקר התנודתיות במחיר הפונדמנטלי בתקופת המדגם נובעת מתנודות של הריבית הריאלית הארוכה. לריביות הקצרות ושכר הדירה השפעה מועטה יותר, בפרט לשכר הדירה השפעה כמעט זניחה על תנודתיות המחיר והוא בעיקר קובע את רמתו, לפחות ככל שהתנודות בו זמניות ואינן משקפות שינוי פרמננטי ברמה (או במגמה, אם קיימת). איור 7' א' מציג את המחיר הפונדמנטלי לעומת ריבית הפורוורד הריאלית ל-15 שנים. מהאיור ניכר המתאם השלילי שבין הסדרות; במשך תקופת המדגם המתאם הוא -0.95. ככלל, לריביות קצרות יותר מקדם מתאם נמוך יותר בערך מוחלט, אף כי הקשר אינו מונוטוני. בפרט מעניין המתאם עם הריבית לשנה (הריבית הקצרה ביותר בה השתמשנו) שכן היא מושפעת באופן הישיר ביותר מריבית בנק ישראל, המתאם בינה למחיר הפונדמנטלי נמוך בערך מוחלט מהמתאם של הריבית הארוכה, אף כי ערכו אינו מבוטל – -0.79. איור 7' ב' מציג את המחיר הפונדמנטלי לעומת שכר הדירה; שכר הדירה משפיע חיובית על המחיר הפונדמנטלי כפי שנגזר ממשוואה (5'), אולם במהלך תקופת המדגם כולה המתאם שלילי וערכו -0.34. תוצאה זו מעידה על כך שעיקר התנודות של המחיר הפונדמנטלי נובעות מתנודות הריבית, ובפרט אלו הארוכות.

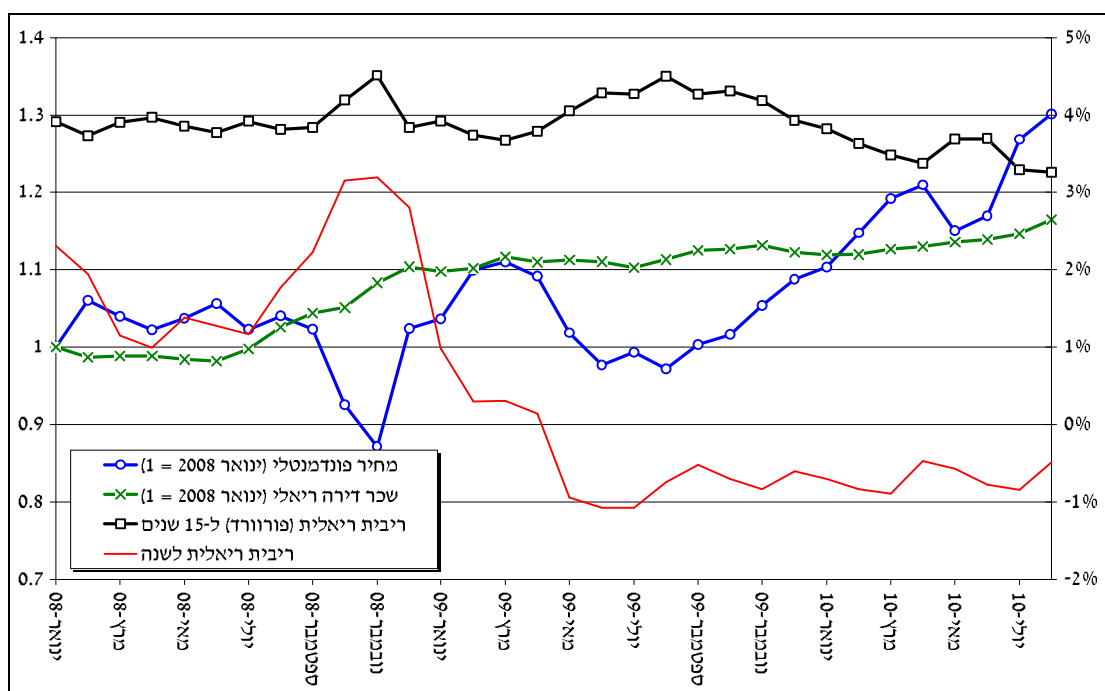
איור 7' א': מחיר הדירות הפונדמנטלי (מדידה ישירה) וריבית הפורוורד הריאלית ל-15 שנים



איור 7ב': מחיר הדירות הפונדמנטלי (מדידה ישירה) ושכר הדירה



איור 8: מחיר פונדמנטלי, שכר דירה וריביות החל מינואר 2008

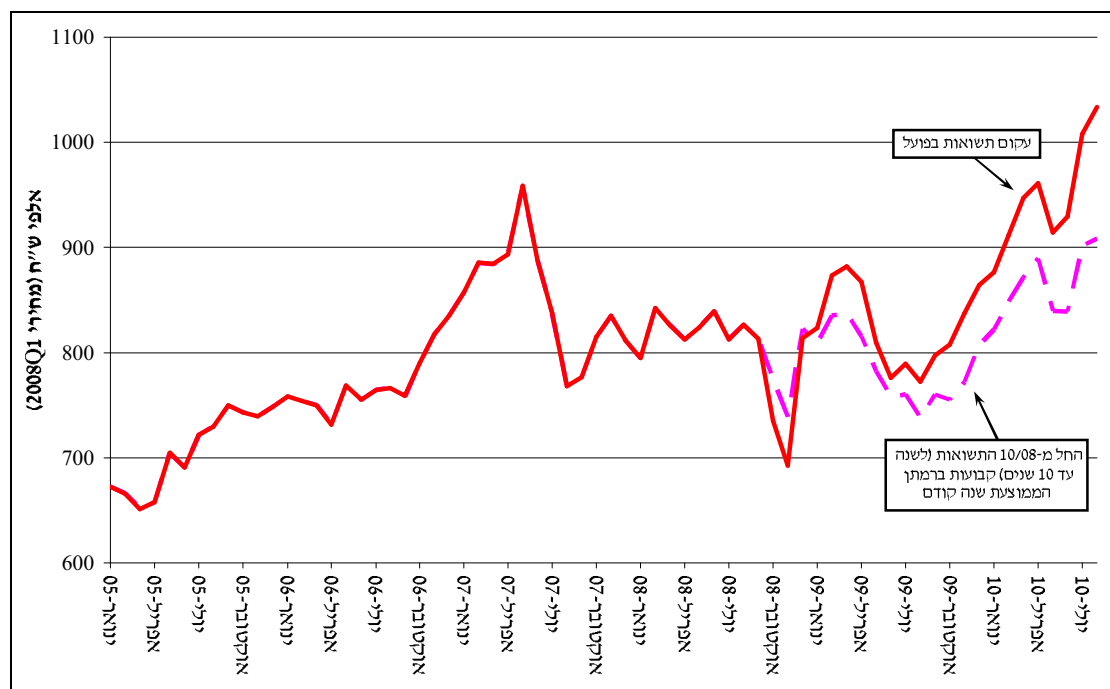


מעניין לבחון את המתאם בין המשתנים החל מינואר 2008, הן מכיוון שהחל מנקודת זמן זו מחירי הדירות החלו לעלות והן מכיוון שבתקופה זו המחיר הפונדמנטלי מצליח להסביר בצורה טובה את המחירים בפועל. עקום התשואות ממשיך להיות גורם דומיננטי בתקופה זו אולם פחות מאשר בתקופת המדגם כולה, ובעיקר יורדת ההשפעה של החלק הקצר של העקום. עליית שכר

הדירה הריאלי, בעיקר בתחילת התקופה, תמכה אף היא בעליית המחיר הפונדמנטלי, והחל מינואר 2008 המתאם בין המשתנים חיובי וערכו 0.45 (בניגוד למתאם שלילי בכל תקופת המדגם). הריביות לשנה ו-15 שנים, שכר הדירה והמחיר הפונדמנטלי החל מינואר 2008 מוצגים באיור 8. מהאיור ניכר המתאם השלילי בין הריבית הארוכה למחיר הפונדמנטלי והמגמה העולה של שכר הדירה התומכת בעליית המחירים. מנגד המחירים התנתקו מהריבית הקצרה לפחות במחצית השנייה של התקופה, החל מאמצע 2009, תקופה שחלה בה עליית המחירים החדה ביותר. החל מאמצע 2009 חלה ירידה משמעותית בריבית הארוכה, שתמכה בעליית מחירים, בעוד שהריבית הקצרה נותרה בתקופה זו כמעט ללא שינוי.

לסיום חלק זה אנו בוחנים את השפעת המדיניות המוניטרית, קרי ירידת הריבית הקצרה עקב המשבר העולמי, על המחיר הפונדמנטלי. ריבית בנק ישראל החלה לרדת באוקטובר 2008 בתגובה למשבר העולמי; אנו שואלים את השאלה כיצד היה מתנהג המחיר הפונדמנטלי אם הריבית לא הייתה יורדת. ריבית בנק ישראל משפיעה בעיקר על החלק הקצר של העקום, והשפעתה על החלק הארוך פחותה יותר, וסביר שהריביות הריאליות לטווח ארוך היו יורדות בכל מקרה עקב ירידת תשואות מקבילות בעולם גם אם ריבית בנק ישראל הייתה נשארת ללא שינוי. לשם הערכת השפעתה של המדיניות המוניטרית אנו מחשבים את המחיר הפונדמנטלי תוך קיבוע עקום התשואות בצידו הקצר מאוקטובר 2008 ועד סוף המדגם לרמתו הממוצעת בשנה שקדמה להורדת הריבית. כיוון שקשה להעריך את הטווח המדויק בו לריבית בנק ישראל השפעה משמעותית על התשואה הריאלית קיבענו את התשואות עד לטווח ארוך יחסית של 10 שנים, ולכן להערכתנו האומדן המתקבל הוא חסם עליון להשפעת המדיניות.

איור 9: המחיר הפונדמנטלי – מה אם הריבית לא הייתה יורדת?



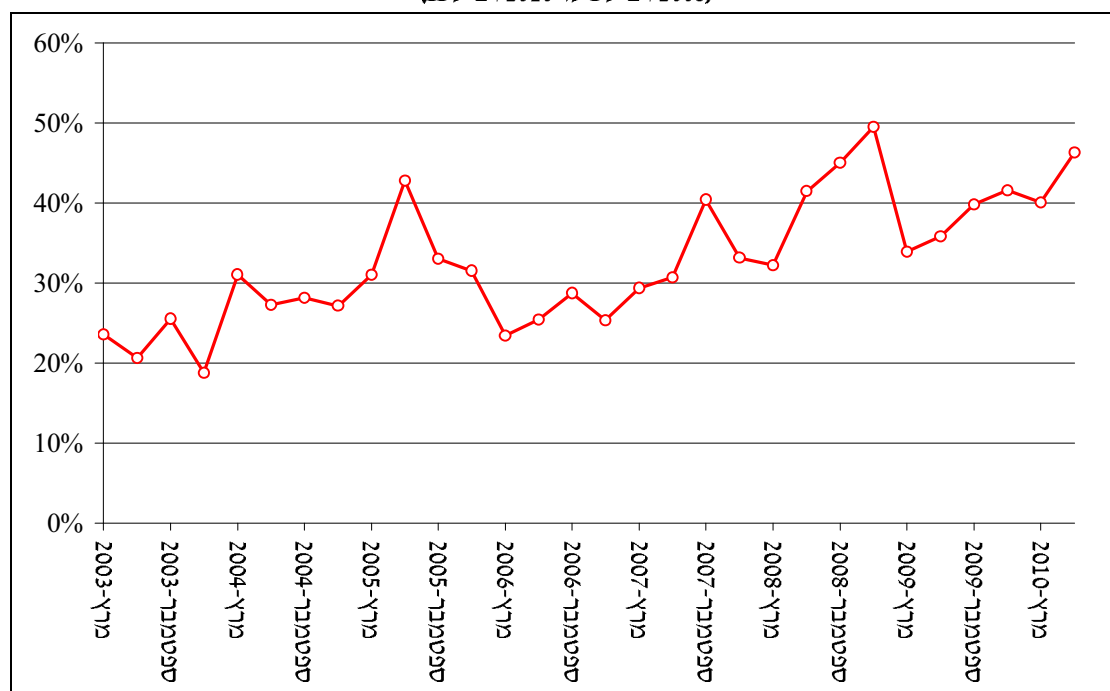
איור 9 מציג את תוצאת התרגיל. מהאיור עולה שלקח כרביע לריבית הקצרה להתחיל להשפיע על המחיר הפונדמנטלי והחל מינואר 2009 תרומת הריביות הקצרות למחיר הולכת וגדלה.

ההערכה העולה ממדידה זו היא שעד לנקודת קצה המדגם, אוגוסט 2010, תרמה המדיניות המוניטרית במצטבר (עד) כ-14 אחוזים למחיר הריאלי²⁰.

4.3 מינוף

בשנים האחרונות חלה עלייה בשיעור המינוף של רוכשי הדירות (איור 10). כאשר ריבית המשכנתאות גבוהה מהריבית האלטרנטיבית למשקיע, גדלה העלות של רכישת הדירה עקב הוצאות מימון ועל כן המחיר אותו משקיע יהיה מוכן לשלם עבור דירה נתונה נמוך יותר. עלייה בשיעור המינוף מגדילה את הוצאות המימון ומורידה, יתר הגורמים קבועים, את המחיר הפונדמנטלי של דירות. הניתוח עד כה התעלם ממינוף; משוואת תמחור הנכסים, משוואה (1), עליה מבוסס הניתוח מניחה שלמשקיע יש את כל ההון הנדרש לרכישת הדירה, או לחילופין שריבית המשכנתא העומדת לפניו שווה לריבית על חסכון. מעניין לבחון את רגישות התוצאות להנחה זו.

איור 10: שיעור המינוף הממוצע של רוכשי דירות
(2003 רביע I עד 2010 רביע II)



* שיעור המינוף מחושב כיחס שבין סך המשכנתאות שניתנו לשווי הדירות שנרכשו. שווי הדירות מחושב כמכפלה שבין שווי עסקה ממוצעת למספר העסקאות בתקופה.

²⁰ קיבוע הריביות הריאליות לטווחים של שנה עד 5 שנים (במקום עד 10 שנים) מניב תוצאות כמעט זהות, למעט בארבעת החודשים האחרונים של המדגם בהם הריביות הבינוניות (6 שנים עד 10) תרמו קרוב ל-4 אחוזים למחיר הפונדמנטלי. על פי מדידה זו, המדיניות המוניטרית תרמה כ-10 אחוזים למחיר במצטבר.

4.3.1 מתודולוגיה

נסמן ב- λ את שיעור המינוף וב- r^m את הריבית הריאלית על משכנתאות. הסכום אותו משקיע ניטרלי לסיכון יהיה מוכן לשלם מכיסו עבור דירה, $(1-\lambda)P$, שווה לערך הנוכחי הנובע מהחזקתה; ערך זה מורכב משכר הדירה, מערכו המהווה של מחיר הדירה הצפוי בתקופה הבאה, ובניכוי ערכו המהווה של החזר המשכנתא בתקופה הבאה:

$$(1-\lambda)P_t = RR_t + \frac{E_t(P_{t+1})}{1+r_t} - \frac{(1+r_t^m)\lambda P_t}{1+r_t} \quad (8)$$

סידור מחדש של המשוואה מניב:

$$P_t = \frac{1+r_t}{1+\tilde{r}_t} RR_t + \frac{E_t(P_{t+1})}{1+\tilde{r}_t} \quad (9)$$

$$1+\tilde{r}_t \equiv (1-\lambda)(1+r_t) + \lambda(1+r_t^m)$$

מניסוח זה קל לראות שאם $\tilde{r}_t = r_t$ הרי שמשוואה (9) זהה למשוואה (1). שוויון הריביות מתקבל תחת שני מקרים, האחד הוא כמובן כאשר לא קיים מרווח ריביות, כלומר כאשר $r^m = r$, והשני הוא כשאין מינוף, כלומר כאשר $\lambda=0$. במציאות שני המקרים אינם מתקיימים, ובפרט ריבית המשכנתאות גבוהה בד"כ מהריבית הזמינה לחסכון ולכן לרוב $\tilde{r}_t > r_t$. כתוצאה מכך מתקבל שהמחיר הפנדמנטלי הנגזר ממשוואה (9) נמוך מזה המתקבל ממשוואה (1). המחיר הפנדמנטלי נתון כעת על ידי:

$$P_t^f = E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} \tilde{\gamma}_{t,t+s} \frac{1+r_{t+s}}{1+\tilde{r}_{t+s}} RR_{t+s} \right\} \quad (10)$$

כאשר $\tilde{\gamma}_{t,t+s} \equiv \prod_{j=0}^{s-1} (1+\tilde{r}_{t+j})^{-1}$ עבור $s \geq 1$, $\tilde{\gamma}_{t,t} = 1$.

בדומה לניתוח שהוצג לעיל גם כאן המחיר הפונדמנטלי נמדד באמצעות ההתממשות בפועל של שכר הדירה ושימוש בעקום התשואות כולו, אולם בנוסף לאלה אנו משתמשים בריבית המשכנתאות לטווחים שונים ובשיעור המינוף²¹.

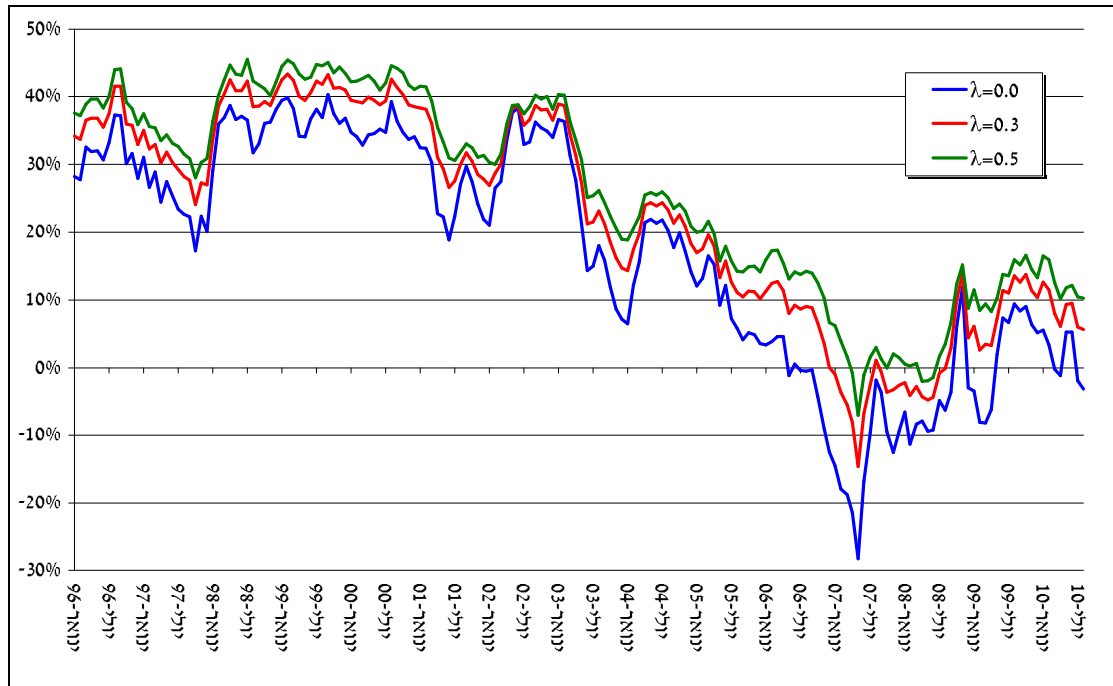
4.3.2 תוצאות

אמדנו את רכיב הבועה עבור שיעורי מינוף שונים, כאשר הטווח הרלוונטי לנתוני המשק הישראלי הוא 20 עד 50 אחוזים, כפי שעולה מאיור 10. איור 11 מציג את התוצאות עבור רמת מינוף של 30 ו-50 אחוזים, ולשם השוואה לתוצאות שהוצגו עד כה גם עבור המקרה ללא מינוף. כצפוי, ככל שרמת המינוף עולה רכיב הבועה גדול יותר שכן עלויות מימון (הגבוהות מהתשואה על חיסכון) מורידות את המחיר הפונדמנטלי. עם זאת, הפערים אינם גדולים ואין בהם בכדי לשנות את מסקנות הניתוח ללא מינוף.

²¹ משוואה (10) עושה שימוש בריביות הפורוורד (כפי שעולה מהגדרת מקדם ההיוון $(\tilde{\gamma}_{t,t+s})$, לכן בכדי להפוך את המשוואה לאופרטיבית יש להפוך את ריבית המשכנתאות לריבית פורוורד. בפועל קיימים נתונים על ריבית משכנתאות ריאלית לטווחים של עד 5 שנים, 5 עד 12 שנים, 12 עד 15 שנים, 15 עד 17 שנים, 17 עד 20 שנים, ומעל 20 שנים. אנו מחלצים את ריביות הפורוורד באמצעות מודל Nelson-Siegel-Svensson. ראו Nelson and Siegel (1987) והרחבה של Svensson (1994) למודל שלהם.

איור 11: רכיב הבועה במחירי הדירות עבור שיעורי מינוף שונים

(מדידה ישירה, ינואר 1996 עד אוגוסט 2010)



5. אמידת באמצעות Kalman Filter

5.1. המתודולוגיה האקונומטרית

כאמור, משוואות (1) עד (4) נותנות מסגרת תיאורטית לאמידת רכיב הבועה במחירי הדירות. בהסתמך על משוואות אלה אנו אומדים בחלק זה של המאמר את B_t באמצעות Kalman Filter (KF) כמשתנה בלתי נצפה תוך שימוש בנתונים על מחירי הדירות, שכר הדירה והריבית²².

שימוש ב-KF מצריך כתיבה של המערכת הנאמדת ב-State Space Form (SSF), כלומר כתיבה של מערכת המשוואות כמערכת ליניארית המסתכלת לאחור (backward looking) תוך תיאור התהליך הסטוכסטי של המשתנים שאינם נצפים. מכאן שיש להפוך את משוואות המערכת לליניאריות וכן לפתור עבור הציפיות (לשכר הדירה והריביות העתידיות) ולבטא את המשוואות כמערכת מצומצמת (reduced form). הסעיפים הבאים מציגים בקצרה את הגישה בה נקטנו על מנת לקבל מערכת משוואות ב-SSF.

ליניאריות

לקבלת מערכת ליניארית אנו מבצעים קירוב לוג-ליניארי למשוואה (1). הקירוב מבוצע סביב יחס קבוע של מחיר דירה לשכר דירה המייצג את יחס המחירים בטווח הארוך. ממשוואה זו אנו גוזרים את גרסתן הלוג-ליניארית של משוואות (2) עד (4) שהוצגו לעיל.

²² שימוש ב-KF לצורך זיהוי בועה במחירי נכסים נעשה על ידי Burmeister and Wall (1982) בבחינת ההיפר-אינפלציה בגרמניה בשנות ה-20 של המאה הקודמת ועל ידי Wu (1995, 1997) לבחינת שווקי מטיח, ושוק המניות האמריקאי.

קירוב לוג-ליניארי למשוואה (1) מניב:

$$\log(Q_t^H) \cong \tilde{\kappa} + \frac{\kappa}{1+\kappa} E_t[\log(Q_{t+1}^H)] + \frac{1}{1+\kappa} \log(RR_t) - \frac{\kappa}{1+\kappa} \log(1+r_t) \quad (1)$$

$$\tilde{\kappa} \equiv \log(1+\kappa) - \frac{\kappa}{1+\kappa} \log(\kappa) \quad \kappa \equiv \frac{\Pi^{RR}}{1+r} \cdot \frac{Q^H}{RR}$$

כאשר κ הוא פרמטר המבוטא כפונקציה של ערכי הטווח הארוך של יחס מחיר הדירה לשכר דירה, Q^H/RR , הריבית הריאלית, r , ושיעור השינוי (ברוטו) של שכר הדירה הריאלי, Π^{RR} .²³ ממשוואה (1) ניתן לגזור ביטוי לוג-ליניארי עבור המחיר הפונדמנטלי:

$$\log(Q_t^{H,f}) = \tilde{\kappa}(1+\kappa) + \frac{1}{1+\kappa} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{\kappa}{1+\kappa} \right)^s E_t[\log(RR_{t+s}) - \kappa \log(1+r_{t+s})] \quad (2)$$

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \left(\frac{\kappa}{1+\kappa} \right)^s E_t[\log(Q_{t+s}^H)] = 0 \quad \text{מניחה (2) מניחה}$$

גם הפעם למשוואה הדינמית, משוואה (1), ריבוי פתרונות והמחיר הפונדמנטלי כמוצג ב-(2) הוא רק אחד מהם, כל פתרון מהצורה:

$$\log(Q_t^H) = \log(Q_t^{H,f}) + \log(B_t) \quad (3)$$

$$\log(B_t) = \frac{\kappa}{1+\kappa} E_t[\log(B_{t+1})] \quad (4)$$

פותר את (1). יצוין שבכתיבה הלוג-ליניארית $\log(B_t)$ מודד בקירוב את אחוז הסטיה של מחיר הדיר ממוחירו הפונדמנטלי.

פתרון עבור הציפיות

המחיר הפונדמנטלי במשוואה (2) הוא פונקציה של הציפיות לשכר הדירה והריביות בעתיד. בכדי לבטא את הציפיות במונחי משתנים נצפים אנו נניח לצורך הפשטות שמשתנים אלה נקבעים בתהליך $ARMA(p,q)$. מניסוח כזה ניתן לבטא את הציפיות של המשתנים לכל אופק עתידי בהינתן נתוני ההווה.

בנוסף לציפיות עבור המשתנים הפונדמנטלים, נרצה לבטא את הבועה כתהליך אוטו-רגרסיבי. הסטה של משוואה (4) תקופה אחת לאחור וסידורה מחדש מניב:

$$\log(B_t) = \frac{1+\kappa}{\kappa} \log(B_{t-1}) + \eta_t \quad (4')$$

$$\eta_t \equiv \log(B_t) - E_{t-1}[\log(B_t)]$$

η_t היא שגיאת התחזית של רכיב הבועה. תחת ציפיות רציונליות η_t היא רעש לבן שאינו מתואם עם משתנים מתקופות קודמות.

²³ במידה שבטווח הארוך המחיר היחסי של שכר הדירה קבוע הרי ש: $\Pi^{RR}=1$. אנו איננו נוקטים עמדה ביחס לגודלו של Π^{RR} שכן אנו אומדים את κ המכיל ערכי טווח ארוך נוספים.

מערכת המשוואות ב-SSF מורכבת משני סוגי משוואות measurement ו-transition. משוואות ה-measurement מתארות את התפתחותם של המשתנים הנצפים: מחיר הדירות המתואר במשוואות תמחור הנכסים – משוואה (1'), ושכר הדירה והריבית הריאלית המתוארים כההליך ARMA. משוואות ה-transition מתארות את התפתחות המשתנים הלא נצפים: רכיב הבועה במחיר הדירות המתואר במשוואה (4'), והזעזועים בההליכי ה-MA במשוואות שכר הדירה והריבית הריאלית.²⁴

5.2. הנתונים ותוצאות

לצורך האמידה אנו משתמשים בשלוש סדרות נתונים: מחירי דירות ריאליים הנמדדים על בסיס מדד **מחירי דירות** בבעלות הדיירים בניכוי מדד המחירים לצרכן, שכר דירה ריאלי הנמדד באמצעות סעיף **שירותי דיור** בבעלות הדיירים במדד המחירים לצרכן בניכוי המדד הכללי,²⁵ והריבית הריאלית על אג"ח ממשלתיות. השאלה המתבקשת היא באיזה טווח ריבית להשתמש. ממשוואה (2) עולה כי הריביות הרלוונטיות למסגרת הניתוח הן אלה המתקבלות מעקום התשואות כולו, כלומר ריביות לכל הטווחים. מנגד, מניסוח המודל במשוואות (1') עד (4') נדרשת ריבית אחת בלבד, וממנה נבנה העקום כולו. כמו כן, מובן שככל שרמת הריבית בה אנו משתמשים גבוהה יותר, אומדן המחיר הפונדמנטלי יטה להיות נמוך יותר ולכן רכיב הבועה שיתקבל יהיה גדול יותר, ומכיוון שלרוב הריביות ארוכות גבוהות מהריביות הקצרות בחירת הסדרה בה אנו עושים שימוש תשפיע על התוצאות. משיקולים אלה בחרנו להריץ את המודל פעמיים, פעם אחת תוך שימוש בריבית קצרה – הריבית לשנה, ופעם שנייה תוך שימוש בריבית ארוכה – הריבית ל-15 שנים. בדרך זו נקבל טווח אומדנים לרכיב הבועה.

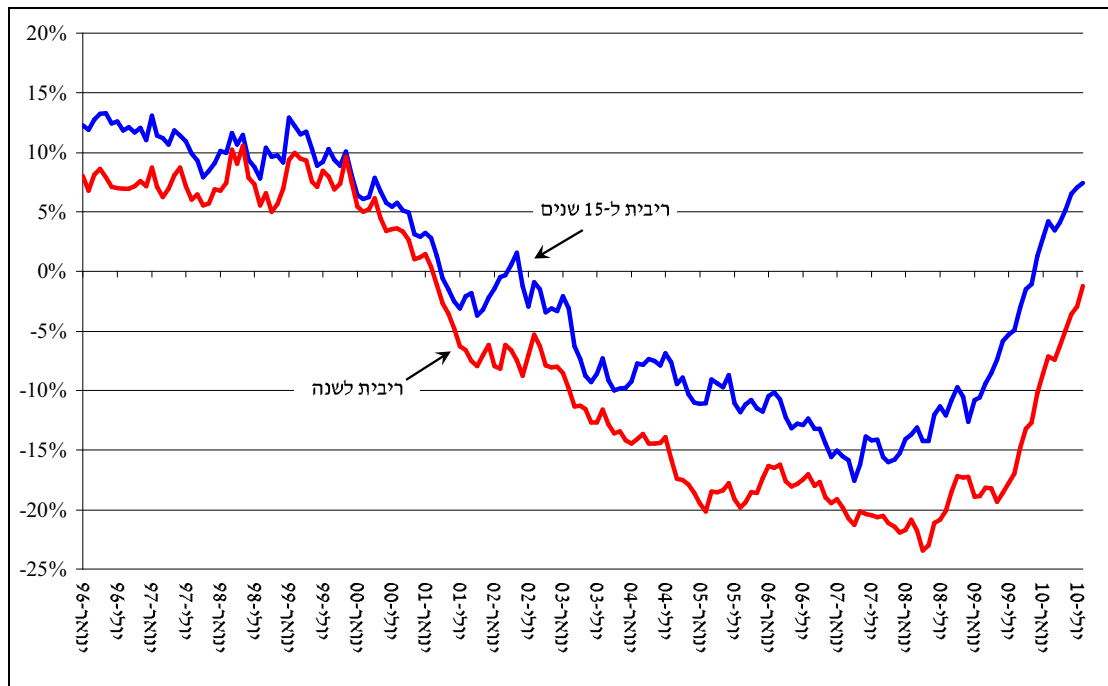
כאמור, סדרות שכר הדירה והריבית מוצגות במודל כהליך ARMA. תוצאות האמידה מוצגות בנספח 1.²⁶ איור 12 מציג את אומדני ה-Kalman Filter לרכיב הבועה מהמודל עם ריבית קצרה לעומת ריבית ארוכה. מהאיור עולה שבתחילת תקופת המדגם מחירי הדירות גבוהים מהמחירים הנגזרים מהמודל, אולם הפער ביניהם מצטמצם והופך לשלילי כבר במהלך 2001, כחמש שנים לפני האומדן המתקבל מהמדידה הישירה. הפער מגיע לשיאו בין המחצית השנייה של 2007 למחצית הראשונה של 2008, בתחילת עליית המחירים האחרונה. בשיא השפל המחירים היו נמוכים בכ-20 אחוזים מהמחיר הנגזר מהמודל. על פי אומדני ה-Kalman Filter מתחילת 2008 המחירים עולים בקצב המהיר מזה הנגזר מגורמי היסוד של השוק ועל כן רכיב הבועה מצטמצם ובסוף המדגם המחירים סוטים בין אחוז אחד מתחת למחיר הפונדמנטלי ל-7 אחוזים מעליו. לאור זאת, עליית המחירים האחרונה מצטיירת כתיקון בלבד לירידת המחירים, במונחים ריאליים, במהלך העשור האחרון וכסגירת הפער אל המחיר הפונדמנטלי.

²⁴ את ניסוחה השלם של מערכת המשוואות ניתן לקבל מהכותבים על פי דרישה.

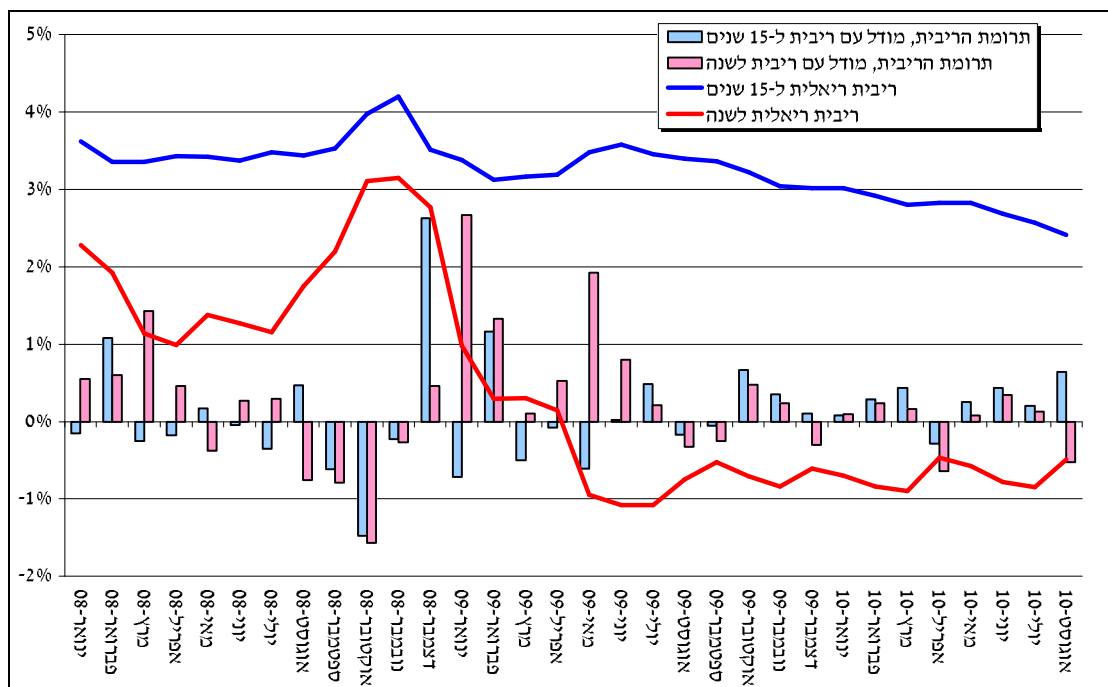
²⁵ סעיף שירותי דיור בבעלות הדיירים מודד את שכר הדירה בחוזים חדשים ומתחדשים, נתון זה זמין רק החל מ-1999. עבור התקופה שלפני 1999 אנו משתמשים בסעיף שכר הדירה המודד את שכר הדירה הממוצע בחוזים קיימים, כלומר הסעיף לחודש 1 כולל חוזים שנחתמו לרוב במשך השנה שקדמה לזמן t. אמידת ה-ARMA התבססה רק על חוזים חדשים, אולם המקדמים שימשו לכל תקופת המדגם.

²⁶ עבור שכר הדירה אותה אמידה שימשה אותנו גם במדידה הישירה.

איור 12: רכיב הבעה במחירי הדירות באמידת Kalman Filter



איור 13: תרומת הריבית לשינוי של המחיר הפונדמנטלי



השפעת הריבית

מסגרת האמידה בחלק זה מאפשרת לחשב בקלות, עקב הלינאריות של המודל, את ההשפעה של כל משתנה על המחיר הפונדמנטלי. איור 13 מציג את תרומת הריבית לשינוי של המחיר הפונדמנטלי בשלוש השנים האחרונות בשתי האמידות שביצענו. בפרט מעניין לבחון את השפעת הריבית החל מאוקטובר 2008, נקודת הזמן בה המדיניות המוניטרית הפכה למרחיבה.

מהאיור ניכר שהריבית הקצרה תרמה לעליית המחירים בחודשים הראשונים לירידתה עד יוני 2009. בתקופה זו הריבית תרמה במצטבר כ-6.0 אחוזים למחיר הריאלי ולאחר מכן, עם התייצבותה, תרומתה למחיר אפסית (למעשה סוף המדגם התרומה מעט שלילית). כשהמודל נאמד באמצעות הריבית הארוכה האומדן הכולל נמוך יותר, כ-3.6 אחוזים, אולם עקב ירידת הריבית הארוכה בהתמדה מאמצע 2009, חלק ניכר מהתרומה למחיר הצטבר בסוף תקופת המדגם. תוצאה זו עקבית עם הממצאים מהמדידה הישירה שהעלתה שעיקר תרומת הריבית למחירים הייתה כשנה לאחר תחילת ההרחבה המוניטרית, אף כי אומדן התרומה המתקבל מאמידת ה-Kalman Filter נמוך בהרבה מזה המתקבל מהמדידה הישירה.

6. בדיקות אמפיריות של התשואה על דירות – היחס בין שכר הדירה למחיר הדירה

בחלק זה אנו מציגים בדיקות אמפיריות נוספות הבוחנות את התנהגות היחס בין שכר הדירה למחירי הדירות. יחס זה מהווה אינדיקטור לתשואה על דירות, בהתאם למשוואת תמחור הנכסים שהוצגה בחלק 3 של המאמר. אנו מציגים תחילה את התנהגות היחס הזה בהשוואה למגמה המאפיינת אותו, ולאחר מכן בוחנים את הגורמים המשפיעים עליו ועל הסטייה שלו מהמגמה; ניתוח זה נשען על מתודולוגיה המרחיבה את משוואת תמחור הנכסים עליה התבססנו עד כה. בחינת החריגה של היחס שכר דירה למחיר מזה הצפוי תורמת אינדיקציות נוספות לשאלת קיומה של בועה בשוק הדיור. מהבדיקות עולה כי ניתן לזהות ב-2009 סטייה של יחס שכר הדירה למחיר הדירה מהמגמה, אולם, לפחות על פי חלק מהאמידות, סטייה זו מוסברת ברובה על ידי גורמים קצרי טווח, ובפרט על ידי הריבית.

6.1. השוואת היחס בין שכר הדירה ומחירי הדירות למגמה

מספר מאמרים הבוחנים את התפתחות מחירי הדיור וכאלה העוסקים בניתוח התפתחות המחירים בשוקי ההון מזהים קיומן של תקופות גאות ושפל (booms and busts) באמצעות שיטות סטטיסטיות הבוחנות את התפתחות המשתנה שבו מתעניינים על פני זמן ביחס להתפתחותו ארוכת הטווח.

שיטה פשוטה מאוד המוצגת אצל Bordo and Jeanne (2002) בוחנת האם ממוצע שלוש התקופות האחרונות סוטה במידה משמעותית מהממוצע ארוך הטווח. מידת הסטייה שתחשב כגדולה תלויה בסטיית התקן של הסדרה ונקבעת באמצעות קליברציה. שיטה אחרת מתייחסת לסטציונאריות של היחס בין שכר הדירה ומחיר הדירה; (Taipalus (2006 בודקת האם קיים שורש יחידתי ביחס זה. בהנחה ששכר הדירה והריבית הם משתנים סטציונאריים, קיומו של שורש יחידתי ביחס עקבי עם הימצאותה של בועה. הבעייתיות בשיטה זו נובעת מהמדגמים הקצרים הנבחרים בכל פעם, בעוד תכונת הסטציונאריות מאפיינת משתנה לאורך זמן וקשה לבחון אותה באמצעות תקופות מדגם קצרות. מסיבה זו גם לא נעשה במאמר ההוא שימוש במבחנים המקובלים לסטציונאריות והגישה הננקטת היא פשוטה יותר.

השיטה שבחרנו לנקוט כאן בוחנת את התפתחות המשתנה הנידון ביחס למגמה המחושבת באמצעות שימוש בפילטר HP. יש לשים לב שבדיקה כזו אינה מזהה קיומה או אי-קיומה של בועה כיוון שאינה בוחנת את הגורמים לסטיית המחיר מהמגמה. הסטייה מהמגמה יכולה להיות מוסברת על ידי סיבות כלכליות יסודיות (פונדמנטליות); סטייה מהמגמה שאינה מוסברת על ידי

גורמים כאלו יכולה להיות חשודה כבועה, במידה שהיא "גדולה מספיק". בחלק השני של פרק זה נבחן את הגורמים המשפיעים על הסטייה מהמגמה. שיטה זו נתונה לביקורת על השרירותיות שבבחירת הפרמטרים, אבל יכולה לספק תמיכה בתוצאות המתקבלות משיטות אחרות.

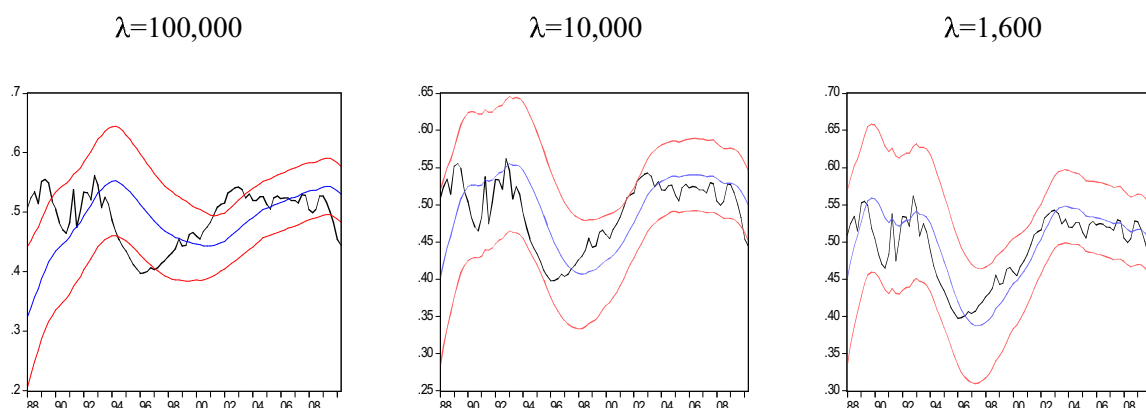
שיטת הניתוח דומה מאוד לזו המוצגת אצל (Adalid and Detken (2007) ובמאמרים נוספים. עבור כל נקודת זמן בתקופה הנבחנת מיוצרת מגמה חלקה מאוד (נפוצה הבחירה בפרמטר החלקה של 100,000 לעומת 1,600 המקובל בנתונים רבעוניים) המחושבת על סמך הנתונים עד לאותה נקודה. לאחר מכן בוחנים האם המחיר בפועל של המשתנה אותו בוחנים סוטה מהמגמה בתוספת רווח סמך המבוסס על סטיית התקן. התוצאות של ניתוח מסוג זה תלויות במספר רב של פרמטרים שבחירתם אינה מעוגנת בתיאוריה. למשל, הניסוח המדויק של המשתנה הנבדק, מידת ההחלקה של המגמה, אורך התקופה על פיה בונים את המגמה או האם היא מחושבת על סמך המדגם כולו (כלומר, קו מגמה קבוע לכל המדגם) וגודל רווח הסמך יחסית לסטיית התקן. בצענו מספר בדיקות רגישות לפרמטרים אלו וככלל ניתן לקבוע כי התוצאות אינן רגישות לניסוח המדויק של המשתנה התלוי (לוג היחס, ההופכי של היחס) אולם הן יותר רגישות לקביעה של אורך התקופה עבורה מחושבת המגמה הנעה ופרמטר ההחלקה. יחד עם זאת, ההערכה לגבי התקופה האחרונה נותרת בעינה בהגדרות שונות.

בדיקת רגישות לבחירת פרמטר ההחלקה

בחישוב מגמת HP פרמטר יחיד קובע את מידת ההחלקה של קו המגמה הנאמד; נסמן את פרמטר ההחלקה ב- λ . ככל ש- λ גדול יותר המגמה המתקבלת תהיה חלקה יותר וקרובה יותר למגמה ליניארית. ככל ש- λ קטן יותר הסדרה המוחלקת תהיה קרובה יותר לסדרה המקורית, ולכן הסטיות של הסדרה המקורית מהמגמה הנגזרת יהיו קטנות יותר. בחירת ערכו של λ תלויה בתדירות הנתונים ובאורך המחזור המאפיין את המשתנה אותו בודקים. עבור נתונים רבעוניים מקובל לבחור $\lambda=1600$, אולם, ככל שהנתונים מאופיינים באורך מחזור ארוך יותר וכאשר אנו רוצים לתאר מגמות ארוכות טווח, נרצה לבחור פרמטר גדול יותר.

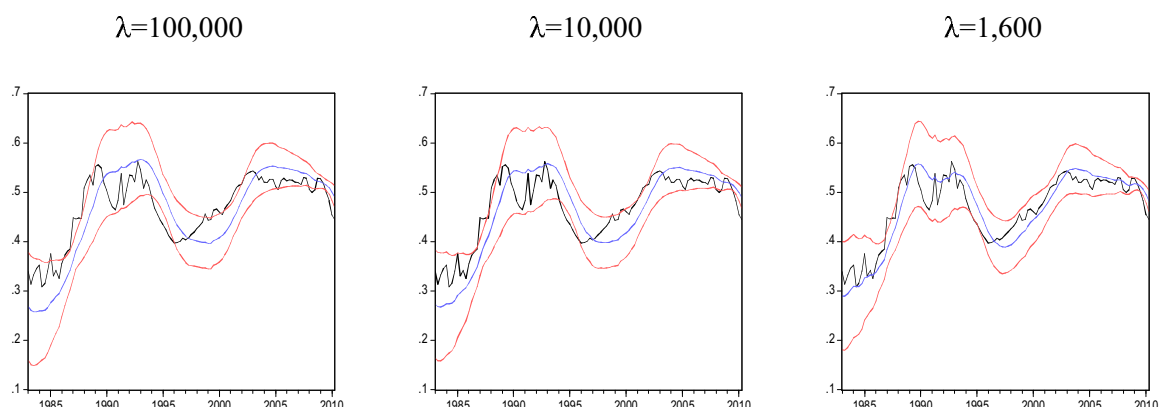
בחינת היחס של שכר הדירה למחירי הדירות על פני כמעט ארבעה עשורים מראה כי היחס הזה מאופיין במחזורים ארוכים יחסית, של 10 עד 15 שנה (איור 1). Maravall and del Rio (2001) בוחנים את הבחירה של λ עבור נתונים בתדירויות שונות ועם אורכי מחזור שונים. מהטבלה שהם מצרפים למאמר שלהם עולה כי עבור משתנים עם מחזורים ארוכים רצוי לבחור λ גדול יותר מה-1,600 המקובל לנתונים רבעוניים, ובפרט, עבור מחזורים סביב 15 שנה λ הוא בסדר גודל של כ-10,000. כיוון שאין כלל חד-משמעי לבחירת פרמטר ההחלקה, בחנו את הסטייה של יחס שכר הדירה למחירי הדירות מהמגמה שלו על ידי שימוש ב-3 פרמטרים אלטרנטיביים לפרוצדורת ה-HP: 1600 – כמקובל בדרך כלל עבור נתונים רבעוניים; 10,000 – התואם מחזורים ארוכים ו-100,000 שנבחר במספר מאמרים העוסקים בזיהוי תקופות של גאות ושפל במחירי נכסים.

איור 14: סטיית היחס בין שכ"ד למחיר הדירה ממגמת HP
אורך תקופה נעה של 60 רבעים, רווח סמך של סטיית תקן אחת



איור 14 מציג את מגמת HP המחושבת עבור היחס שבין שכר הדירה למחיר הדירות על סמך 60 תקופות (15 שנים) עד לנקודת הזמן הנבחרת עם שלוש האפשרויות לפרמטר ההחלקה, ועם סטיית תקן אחת מסביב למגמה. מהאיור עולה שככל שפרמטר ההחלקה גדול יותר, המגמה חלקה יותר והתנודות ביחס הנמדד נוטות לסטות מרווח הסמך שהוגדר. עבור $\lambda=100,000$ ניתן לראות סטייה כלפי מעלה, כלומר שכר דירה גבוה יחסית למחיר הדירה (או מחיר דירה נמוך יחסית לשכר הדירה) בסוף שנות השמונים ובראשית שנות האלפיים. מנגד, מחירי דירות גבוהים יחסית לשכר הדירה מתקבלים באמצע שנות התשעים ובשנה האחרונה. התמונה המתקבלת עבור $\lambda=10,000$ דומה, אף כי סטייה מרווח הסמך נותרת רק בשנה האחרונה. כאשר $\lambda=1,600$, המגמה דומה מאוד להתפתחות היחס הנמדד בפועל ולכן אין סטייה מרווח הסמך, אף כי בראשית 2010 ניכרת סטייה גדולה יחסית מקו המגמה, אפילו עבור ערך פרמטר החלקה נמוך.

איור 15: סטיית היחס בין שכ"ד למחיר הדירה ממגמת HP
אורך תקופה נעה של 32 רבעים, רווח סמך של סטיית תקן אחת



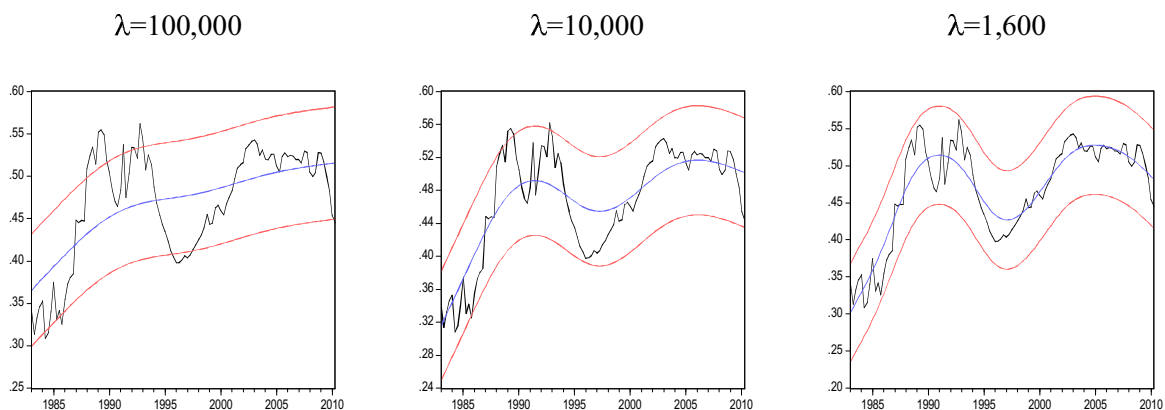
חזרנו על התרגיל עבור תקופה נעה קצרה יותר של 32 רבעים (במקום 60). אורך תקופה כזה, של שמונה שנים, אינו כולל מחזור שלם, אבל ארוך מספיק כדי לתאר מגמה של היחס הזה. סטיית התקן המחושבת על סמך תקופה קצרה יותר צפויה להיות קטנה יותר, ולכן הסיכוי

שהיחס בפועל יסטה מהמגמה שלו גדול יותר. התמונה העולה מאיור 15 דומה לזו שבבדיקה הקודמת. סטייה גדולה יחסית מהמגמה בתקופות שזוהו גם עבור אורך תקופה נעה גדול יותר, ובפרט סטייה גדולה יותר מסטיית תקן אחת ב-2010 עבור כל שלושת הפרמטרים שבחנו. מעבר לכך, גם בהגדרה מקלה יותר של רווח הסמך של 1.65 סטיות תקן מכל צד (רווח סמך של 90 אחוזים) המחצית הראשונה של 2010 נותרת מתחת ומחוץ לרווח הסמך (לא מוצג).

בדיקה נוספת שבצענו היא חישוב מגמת ה-HP על סמך המדגם כולו. בדיקה כזו בוחנת בדיעבד את התקופה כולה, בהינתן התפתחות הסדרה גם לאחר הזמן הנידון ואינה דורשת זיהוי הסטייה רק על סמך ההתפתחויות הידועות באותה עת. גם כאן בחנו את הסטיות עבור שלושה ערכים שונים ל- λ . כאשר מגמת ה-HP מחושבת על סמך המדגם כולו מ-1983 ועד 2010, בולטת מאוד ההשפעה של בחירת פרמטר ההחלקה על מגמת ה-HP המחושבת. בשל התנודות הגדולות מאוד לאורך שנים אלו, סטיית התקן מאוד גדולה ולכן כל התנודות ביחס שכר הדירה למחיר הדירה בפועל נמצאות בתוך רווח הסמך, אף כי בראשית 2010 הן ממש בקצה רווח הסמך (איור 16). כאשר מקצרים את תקופת המדגם, השונות קטנה ומתקבל שבתקופה האחרונה היחס הזה סוטה כלפי מטה מחוץ לרווח הסמך של המגמה עבור ה- λ הגדולים יותר. יש להזכיר שוב שאין כאן עדות לבועה אלא לסטייה מהמגמה, שייתכן שמוסברת על ידי גורמים כלכליים ולא משקפת סטייה מהיחס המוסבר על ידי הגורמים הבסיסיים (fundamentals). כדי לענות על שאלת קיום הבועה יש לבחון האם ניתן להסביר את הסטייה באמצעות גורמים כלכליים.

איור 16: סטיית היחס בין שכ"ד למחיר הדירה ממגמת HP

על סמך התקופה 1983-2010, רווח סמך של סטיית תקן אחת



6.2. הגורמים המשפיעים על יחס שכר הדירה למחיר הדירה

6.2.1 מתודולוגיה

כדי ללמוד האם היחס בין שכר הדירה למחיר הדירה, או הסטייה מהמגמה של יחס זה משקפים קיומה של בועה, יש לבחון האם הוא מוסבר על ידי גורמים בסיסיים (fundamentals) או האם קיימת סטייה (משמעותית) של היחס ממה שניתן להסביר באמצעות גורמים אלה.

Himmelberg, Mayer and Sinai (2005) כמו אחרים בתחום, מחשבים את שכר הדירה הנגזר ("imputed rent") כמייצג את "עלות החזקה של בית" (Cost of owning a home).²⁷ גישה זו מרחיבה את משוואת תמחור הנכסים בה השתמשו בסעיפים הקודמים של עבודה זו, תוך הדגשת הגורמים המשפיעים על הקשר בין שכר הדירה בפועל ומחירי הדירות בטווח הקצר. בגישה זו שכר הדירה הנגזר צריך לשוות בשיווי משקל לעלות החזקה הנכס:²⁸

$$\text{Imputed Rent} = \text{Cost of Ownership} = P_t \times (r_t + t_t + \delta_t - g_{t+1} + \gamma_t) \quad (11)$$

כאשר P הוא המחיר הנוכחי של הדירה, r הריבית חסרת הסיכון, t – שיעור המס על החזקה הנכס, δ – שיעור הפחת (או עלות החזקה הדירה), g – שיעור רווחי ההון כתוצאה מהשינוי הצפוי במחיר הדירה במהלך התקופה Δt פרמיית הסיכון. כלומר, כל הגורמים המופיעים בסוגריים, חלקם בלתי נצפים, משפיעים על היחס שבין העלות הנגזרת להחזקה דירה ומחיר הדירה.

Ahuja and Porter (2010) ו-Ahuja et al (2010) בוחנים את שווקי הדירות בסין ובהונג-קונג באמצעות הצבת ערכים לכל המרכיבים של משוואה (11) ובחינה האם המחירים בפועל תואמים את הנגזר משוויון זה. הקושי בשיטה זו הוא להעריך את רווחי ההון הצפויים ואת פרמיית הסיכון. הערכה לא נכונה של גדלים אלו עלולה להביא לידי מסקנה מוטעית בדבר סטייה או אי-סטייה מגורמי היסוד. בנייר זה אנו נוקטים בגישה כללית יותר על ידי אמידת הקשרים האלו, ללא כפיית הזהות, בשל הקושי להעריך חלק מרכיביה.

הריבית הרלוונטית צריכה להיות זאת המשקפת את העלות לשנה הקרובה, כלומר הריבית הקצרה. אולם, כיוון שבמשוואה מופיע גם המחיר הצפוי, וזה מושפע מהריבית הצפויה בתקופות שלאחר מכן, ניתן לייצג את העלות השנתית באמצעות הריבית הארוכה. אם הבעלות על הדירה כרוכה גם בתשלומי משכנתא בשיעור כלשהו, והריבית על המשכנתא שונה מהריבית חסרת הסיכון הארוכה יש מקום לכלול גם את ריבית המשכנתאות ואת שיעור המינוף. באמידה אנו בוחנים מספר ניסוחים עם ריביות שונות, אך לא כללנו התייחסות לשיעור המינוף.

בישראל אין מס על החזקה דירה (Property tax) אלא רק על מכירה בתנאים מסויימים ועל קנייה. השפעתו של מיסוי (חד-פעמי) הקשור לעסקת הקנייה או המכירה על התשואה הצפויה הולכת וקטנה ככל שמשך הזמן בו מוחזקת הדירה גדל. אפשר היה להתייחס לרכיב המיסוי גם יחסית למיסוי על נכסים אלטרנטיביים, כמו נכסים פיננסיים. כיון שאין מידע טוב מספיק על שיעורי המיסוי האפקטיביים על פני זמן על הנכסים השונים, לא כללנו התייחסות לרכיב זה באמידה.

²⁷ גם McCarthy and Peach (2004) שבחנו קיומה של בועה בשוק הדירות בארה"ב נוקטים גישה דומה הכוללת משתנים נוספים כמו ריבית וההכנסה של משק הבית בחישוב מידת ה"אפשריות" (affordability) של רכישת דירה ובהשוואת מחירה לשכר הדירה. (Weaken (2004), הבוחן את שוק הדיור בבריטניה, מדגיש גם הוא את הצורך לבחון גורמים נוספים, ובפרט הריבית חסרת הסיכון ופרמיית הסיכון, מסבירים את התפתחותו של היחס של שכר הדירה למחיר הדירה.

²⁸ אם נכתוב את משוואה (1) כך ששכר הדירה מתקבל בתקופה $t+1$ במקום t (בתדירות חודשית או רבעונית אין לתזמן תשלום שכר הדירה משמעות אמפירית רבה) נקבל: $E_t(RR_{t+1}) = P_t(r_t - g_{t+1})$, כאשר $E_t(RR_{t+1}) = E_t(P_{t+1}/P_t) - 1$ הוא שיעור רווח ההון הצפוי. מכתיבה זו קל לראות שמשוואה (1) היא מקרה פרטי של (11).

עלות החזקת הדירה מייצגת את העלות בפועל (שיפוצים ותיקונים) או את הפחת (בהיעדר השיפוצים הנדרשים). ניתן להניח שהפחת על הדירה קבוע על פני זמן ולכן ניתן להתעלם ממנו. יתכן כי שינוי בתמהיל הדירות מבחינת איכותן וגודלן יכול להשפיע על השיעור הממוצע של הפחת במשק, אולם אנו לא מתייחסים לכך בניתוח.

רווחי ההון הצפויים אינם נצפים. בכדי להעריך את השתנותם על פני זמן ניתן להתייחס למשתנים המשפיעים על המחיר ה**צפוי** של הדירות בתקופה הקרובה, ובפרט משתני היצע וביקוש. כאן ניתן להתייחס להיצע הדירות (השקעה בבניה לדור, מלאי, התחלות או גמר ביחס לאוכלוסיה) ולעלותו – מחירי התשומות; ולגורמים המשפיעים על הביקוש – מחזור העסקים (אבטלה). בבחירת משתנים אלו יש לשים לב שניתן יהיה לפרש אותם כמשפיעים על המחיר העתידי ולא (בעיקר) על המחיר הנוכחי, כי אז קשה יותר להעריך מה צריך להיות כיוון ההשפעה שלהם. שימוש בשינוי במחיר בעבר כאינדיקטור לשינוי הצפוי בעתיד, כפי שנעשה בחלק מהמאמרים, עלול להוביל למסקנות מוטעות במידה שיש שינוי בתנאי השוק או ציפייה לשינוי כזה.

גם פרמיית הסיכון אינה נצפית אך ניתן לייצגה באמצעות השונות היחסית של מחירי הדור. ככל שהתנודתיות בתשואה ההיסטורית על נכסים אחרים, למשל ניירות-ערך, גדולה יותר, כך התשואה הנדרשת על מחיר הדירה תהיה קטנה יותר. מנגד, תנודתיות גדולה יותר של מחירי הדירות, למשל כתוצאה מתנודות חריגות בשער החליפין, בפרט בעבר, כאשר הקשר בין מחירי הדירות והדולר היה חזק יותר, פועלים להגדלת התשואה הנדרשת, כלומר להגדלת היחס בין שכר הדירה למחירי הדירות. יחד עם זאת, כיון שחלק גדול מהדירות משמשות גם למגורים (ולא רק כנכס השקעה), בעלות על דירה משמשת גם כביטוח כנגד תנודות במחיר שירותי הדור לאורך זמן. ניתן לחלק את שני אגפיה של משוואה (11) במחיר, P , ולקבל:

$$\frac{Rent_t}{P_t} = r_t + t_t + \delta_t - g_{t+1} + \gamma_t \quad (12)$$

הריבית היא משתנה נצפה ולכן ניתן לאמוד ישירות את השפעתה. שאר הרכיבים של המשוואה אינם נצפים. את רווחי ההון הצפויים יש לייצג באמצעות אינדיקטורים לשינויים בהיצע וביקוש הצפויים שישפיעו על המחיר העתידי של הדירה, ואת פרמיית הסיכון באמצעות התנודתיות בנכסים אלטרנטיביים. לכן נרשום:

$$\frac{Rent_t}{P_t} = f(r_t^{(+)}, x_{supply}^{(+)}, x_{demand}^{(-)}, \sigma_t^{P(+)}, \sigma_t^{J(-)}) \quad (13)$$

6.2.1 אמידה

משוואה (13) ניתנת לאמידה. אנו אומדים את היחס בין שכר הדירה בפועל למחירי הדירות בפועל. אם יש סטייה גדולה (כלפי מטה) של יחס זה מהגודל הנאמד, מחירי הדירות גבוהים יחסית למה שמסקף את ערך שירותי הדור שלהם. כלומר, המחיר הצפוי לדירות בתקופה הקרובה סוטה מזה המשקף שיווי משקל ומוסבר על ידי הגורמים הכלכליים.

אמדנו משוואות מצורת משוואה (13) מאמצע 1996 (בגלל מגבלת נתונים) עד אמצע 2010 בניסוחים שונים²⁹. המשוואה נאמדה עם שלוש ריביות אלטרנטיביות: תשואה ל-10 שנים על אג"ח, ריבית ממוצעת על משכנתאות וריבית ריאלית לשנה (ניסוחים (1), (3) ו-(4) בלוח 1). התוצאות דומות מאוד בכל שלושת הניסוחים.

לוח 1: אמידת הגורמים המשפיעים על היחס שכ"ד למחיר הדירה

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
תקופת המדגם	1996q3- 2010q2	1996q3- 2010q2	1996q3- 2010q2	1996q3- 2010q2	1996q3- 2010q2
המשתנה התלוי	Rent/PH	Rent/PH	Rent/PH	Rent/PH	Diff. from HP $\lambda=10,000$
קבוע	-0.81 (0.00)	-2.55 (0.00)	-0.63 (0.02)	-0.60 (0.01)	-0.09 (0.17)
ריבית ריאלית ארוכה (ממוצע נע שני רבעים)	0.072 (0.00)	0.17 (0.00)			0.033 (0.01)
ריבית על משכנתאות (ממוצע נע שני רבעים)			0.043 (0.00)		
ריבית ריאלית לשנה (ממוצע נע שני רבעים)				0.028 (0.00)	
סטיית תקן (8 רבעים) של השינוי במחירי מניות בפיגור	-0.70 (0.00)	-1.22 (0.01)	-0.68 (0.01)	-0.43 (0.11)	-0.38 (0.08)
סטיית תקן (6 רבעים) של ציפיות לאינפלציה בפיגור	-0.06 (0.01)	-0.17 (0.00)	-0.04 (0.09)	-0.05 (0.01)	
שיעור השינוי בתוצר (ממוצע נע 3 רבעים)	-2.52 (0.01)	-7.35 (0.00)	-2.24 (0.02)	-2.66 (0.00)	
מלאי דירות ביחס לאוכלוסיה בפיגור (ממוצע נע 4 רבעים)	1.5E-05 (0.00)	4.9E-05 (0.00)	1.2E-05 (0.00)	1.2E-05 (0.00)	
השינוי בשע"ח × שיעור החוזים שנקובים בדולרים	0.012 (0.00)	0.009 (0.04)	0.012 (0.00)	0.014 (0.00)	0.013 (0.00)
משתנה דמי לרביע ראשון	-0.06 (0.00)	-0.05 (0.07)	-0.07 (0.00)	-0.07 (0.00)	-0.05 (0.00)
משתנה דמי לרביע שני	-0.03 (0.08)	-0.03 (0.22)	-0.03 (0.05)	-0.02 (0.09)	
המשתנה התלוי בפיגור	0.69 (0.00)		0.76 (0.00)	0.79 (0.00)	0.82 (0.00)
	R ² =0.98; D.W.=1.61	R ² =0.94; D.W.=0.70	R ² =0.98; D.W.=1.70	R ² =0.98; D.W.=1.93	R ² =0.95; D.W.=1.55

²⁹ האמידה בוצעה בריבועים פחותים. כל הרכיבים הנכללים במשוואה (13) צפויים להיות סטאציונריים, אולם מבחני ADF אינם דוחים את ההשערה שחלק מהמשתנים כוללים שורש יחידתי, כלומר אינם סטאציונריים. עם זאת, למבחני שורש יחידתי עוצמה נמוכה במדגמים קצרים, כלומר הם נוטים לקבל את השערת האפס – חוסר סטאציונריות, גם כאשר זו אינה נכונה. אינדיקציה לתקפות תוצאות האמידה בהקשר זה מתקבלת מבדיקת סטאציונריות לשאריות הרגרסיה. השאריות בכל הניסוחים התקבלו כסטאציונריות ברמת מובהקות גבוהה (פחות מאחוז אחד) – תוצאה התומכת בתקפות האמידה.

הריבית מופיעה עם סימן חיובי בכל הניסוחים, כצפוי. ריבית גבוהה יותר משמעותה ניכוי גדול יותר של ההכנסות הצפויות ולכן מחיר נוכחי נמוך יותר של הדירות המתבטא בתשואה נוכחית גבוהה יותר. לחילופין ניתן להתייחס לריבית כמייצגת תשואה אלטרנטיבית גבוהה יותר הפועלת להעלאת התשואה הנדרשת על דירות ולכן תשפיע חיובית על היחס הנאמד. הסיכון היחסי של השקעה בדירה מבוסס על ידי סטיית התקן של התשואה על המניות וממוצע וסטיית תקן של הציפיות לאינפלציה. שני המשתנים מופיעים עם סימן שלילי בניסוחים השונים. שונות גדולה יותר במניות ובאינפלציה מקטינה את הסיכון היחסי בהשקעה בדירה ולכן את התשואה הנדרשת על השקעה בנכס זה, ולכן גם משתנה זה מקבל סימן שלילי. הפעילות הכלכלית, המבוססת על ידי השינוי בתוצר צפויה להשפיע חיובית על הביקוש העתידי ולכן על המחיר העתידי של הדירות³⁰. ככל שרווחי ההון הצפויים גדולים יותר הם פועלים להורדת התשואה השוטפת (משכר דירה) הנדרשת. כלומר, התוצר צפוי להשפיע עם סימן שלילי על היחס הזה.

מלאי הדירות ביחס לאוכלוסיה צפוי להשפיע על המחיר העתידי של הדירות³¹. יחס דירות גדול יותר צפוי למתן את מחירי הדירות ולכן התשואה הנדרשת משכר דירה תגדל. בהתאם, מופיע משתנה זה עם סימן חיובי.

במשוואה נכלל גם שיעור השינוי של שער החליפין, מתוקן לשיעור החוזים הנקובים בדולרים. סימנו והשפעתו המובהקת מעידים על כך שעלייה של שער החליפין מתבטאת במידה רבה יותר (בעיקר בתקופה שבה החוזים היו צמודים לדולר) בשכר הדירה מאשר במחירי הדירות. מבדיקה נפרדת שערכנו עולה כי אכן התמסורת המיידית לשכר דירה גדולה פי שלושה מזו שלמחירי הדירות – לכן התוצאה המתקבלת כאן סבירה.

היחס בין שכר הדירה למחיר הדירה מאופיין במתאם סדרתי גבוה. כדי לתקן עבור מתאם זה נכלל במשוואה גם היחס בפיגור. המקדם המתקבל – בין 0.6 ל-0.8 קטן באופן מובהק מ-1 אבל מעיד על קיומו של מתאם סדרתי גבוה בסדרה³². כדי לתקן עבור המתאם הסדרתי כללנו באמידה גם את המשתנה המוסבר בפיגור. לצורך השוואה מוצג בטור (2) ניסוח מקביל ל-(1) ללא המשתנה בפיגור. ניתן לראות כי אין שינוי משמעותי בהשפעתם של שאר המשתנים המסבירים במשוואה וכי רמת ההסבר של המשוואה גבוהה מאוד גם ללא הכללתו של המשתנה בפיגור. יחד עם זאת, סטיית התקן של המשוואה גדולה במידה משמעותית ללא הפיגור וכן המתאם הסדרתי שכבר הוזכר. ניתן להצדיק את הכללתו של המשתנה התלוי בפיגור בכך שהוא משמש את הפרטים לצורך בניית ציפיותיהם להתנהגות המחיר בעתיד.

אמידה באמצעות הסטיות ממגמת HP: בחנו את הגורמים המשפיעים על עלות החזקת דירה גם באמצעות שימוש בסטיות ממגמת HP שהוצגה בסעיף 6.1. כיוון שהמגמה של היחס הזה מייצגת השפעות של הטווח הבינוני והארוך כמו מחזורי עסקים והשפעת מלאי הדירות ביחס לאוכלוסיה, לא נצפה למצוא השפעה של משתנים מסוג זה על הפער בין היחס בפועל והמגמה³³. לכן, נרצה לבדוק מהם המשתנים של הטווח הקצר – ריבית, סיכון, שער חליפין – המשפיעים על

³⁰ כאן דרוש להניח שמשתנים אלו כבר אינם משפיעים על המחיר הנוכחי של שכר הדירה והשפעתם תהיה רק על המחירים העתידיים.

³¹ ניסיון לכלול את שיעור השינוי של ההשקעה בבניה למגורים מתוך החשבונאות הלאומית לא הניב תוצאות מובהקות.

³² אמידה באמצעות AR(1) מניבה תוצאות דומות, אם כי מובהקותם של חלק מהמשתנים נפגעת.

³³ השפעתם האפשרית של משתנים אלו (השינוי בתוצר ומלאי הדירות ביחס לאוכלוסיה) נבדקה ונמצאה לא מובהקת.

הפער בין יחס שכר הדירה למחיר הדירה בפועל לבין המגמה שלו. טור (5) בלוח שלעיל מציג את תוצאות האמידה, כאשר המשתנה התלוי הוא הפער בין יחס שכר הדירה למחירי הדירות בפועל ממגמת ה-HP שלו עבור $\lambda=10,000$ שהוצגה בסעיף הקודם. מהטבלה עולה כי הריבית (הארוכה), סטיית התקן של מחירי המניות התפתחות שער החליפין מסבירים חלק משמעותי מסטיות היחס מהמגמה³⁴ ומשפיעים בכיוון הצפוי, כפי שמתקבל באמידת היחס עצמו.

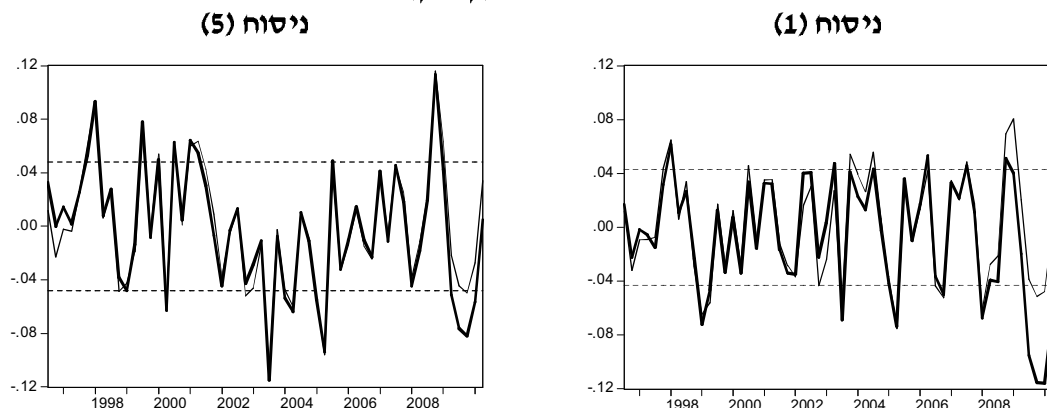
אינדיקציות לקיומה של בועה

בכדי לבחון האם המחירים תואמים את גורמי היסוד של השוק, בחנו האם יחס שכר הדירה למחירי הדירות סוטה מזה שהיה צפוי על פי הגורמים המסבירים אותו. איור 17 מציג את הסטיות של היחס בפועל (ושל הפער מהמגמה) מהערך הנאמד כפי שמתקבל משאריות הרגרסיה המתקבלות עבור ניסוח (1) וניסוח (5) לעיל במדגם המלא (הקו הדק). הסטיות המתקבלות בניסוחים (3) ו-(4) הכוללים ריביות אלטרנטיביות דומים מאוד לאלו המוצגים ואילו הסטיות מהאמידה שאינה כוללת את המשתנה התלוי בפיגור (טור (2)) גדולות יותר לאורך כל תקופת המדגם אך התפתחותן דומה.

ניתן לראות כי בשני הניסוחים ישנן סטיות גדולות מסטיית תקן אחת בתקופות מסויימות אולם לא ניכרות חריגות מאוד משמעותיות מהיחס הנאמד. בניסוח (1) המתייחס ליחס שכר הדירה למחירי הדירות בפועל ניכרת סטייה גדולה יחסית בסוף 2009 שמצטמצמת במחצית הראשונה של 2010 כך שאינה חורגת מהיקפן של סטיות בעבר. בניסוח (5) האומד את הגורמים המסבירים את הפער מהמגמה, הגורמים המופיעים במשוואה מסבירים את כל הפער מהמגמה ולא ניכרת סטייה משמעותית בתקופה האחרונה.

עם זאת, יש לשים לב שהמקדמים שהתקבלו במשוואות אלו מבוססים על המדגם כולו, הכולל גם את התקופה האחרונה בה חלה ירידה משמעותית ביחס שבין שכר הדירה למחירי הדירות. כדי לבחון את יציבות התוצאות, נאמדו ניסוחים (1) ו-(5) עבור תת תקופה המסתיימת באמצע 2009 ובהסתמך על המקדמים המתקבלים נבדקו הסטיות של היחס בפועל מזה שהיה צפוי על פי אמידה זו. הקו העבה באיור 17 מציג סטיות אלו.

איור 17: הסטיות מהמשוואה באמידה עד 2009.2 (קו עבה) ובאמידה עד 2010.2 (קו דק)



³⁴ המשוואה המוצגת כוללת גם את המשתנה התלוי בפיגור, כדי לתקן למיתאם הסדרתי. גם ללא המשתנה התלוי בפיגור, שיעור ההסבר של המשוואה – גבוה יחסית, לפחות 80 אחוזים, תוך עלייה בסטיית התקן של המשוואה.

מהאיור עולה בבירור שכאשר התקופה הנאמדת אינה כוללת את התקופה האחרונה, הסטיות של היחס בפועל מזה שהיה צפוי חורגות מאלו המאפיינות את שאר התקופה. השוני המשמעותי בין האמידה על התקופה המלאה וזו שעבור תת התקופה מתקבל עבור השנה האחרונה (שמחוץ למדגם) ואילו עד אז התנהגות הסטיות דומה בשתי האמידות. מכאן ניתן ללמוד שהקשרים בין המשתנים המסבירים למשתנה הנאמד השתנו בתקופה האחרונה, דבר המעיד על סטיית יחס שכר הדירה למחיר הדירות מהרמה המוסברת על ידי הקשרים שאפיינו אותו בעשור האחרון. הערך הממוצע של היחס בין שכר דירה למחיר הדירה (התשואה הממוצעת מהשכרה) במדגם הוא 3.52 אחוזים. הסטיה הגדולה ביותר, המתקבלת מהאמידה החלקית לפי ניסוח (1), המוצגת באיור 17 היא כ-0.1 נקודות אחוז שהיא סטיה קטנה בלבד מהתשואה הממוצעת. כלומר, אמנם בסוף המדגם המוצג כאן הסטיות חורגות מאלו המאפיינות את רובו, אולם הסטיה הכמותית של היחס בפועל של שכר הדירה למחיר דירה מהיחס המוסבר על ידי הגורמים הכלכליים אינה גדולה מאוד. כאשר בוחנים את הסטייה ממגמת HP ההבדל בין שתי האמידות קטן יותר והסטייה בתקופה האחרונה אינה חורגת מזו המאפיינת תקופות אחרות, גם באמידה עבור התקופה החלקית.

7. סיכום

במאמר זה בחנו את שאלת קיומה של בועה במחיר הדירות בישראל בשלוש שיטות שונות: מדידה הישירה, Kalman Filter ואמידה אקונומטרית. שלוש השיטות מתבססות על תיאוריה סטנדרטית לתמחור נכסים בעזרתה אמדנו את הרכיב הפונדמנטלי של מחירי הדירות, כאשר הפער בין המחיר בפועל לפונדמנטלי הוגדר כבועה. הממצאים שעולים משתי השיטות הראשונות שהוצגו, המדידה הישירה ו-Kalman Filter, מצביעים על כך כי רמת מחירי הדירות אינה סוטה באופן משמעותי מרמתם הפונדמנטלית. זאת על אף שקצב עליית המחירים החל מינואר 2008 היה חריג הן בהשוואה היסטורית והן בהשוואה לגורמי היסוד במשק. לעומת זאת, המסקנות שעולות ממצאי האמידה האקונומטרית פחות חד משמעיות מאלו שהתקבלו לגבי שתי הגישות הקודמות, אף כי גודל הסטייה של המחיר אינו נראה גדול.

לפי המדידה הישירה עליית המחירים הריאליים בשנים 2008 עד 2010 נתמכה בעליית ערכם הפונדמנטלי של הדירות, בהתאם לזאת הרכיב הנובע במחירי הדירות בתקופה זו קטן. בחינת הרכיב הנובעי תוך התחשבות במינוף של משקי הבית מראה כי ככל שרמת המינוף עולה רכיב הנובע גבוה יותר שכן עלויות מימון מורידות את המחיר הפונדמנטלי ולכן מגדילות את רכיב הנובע. עם זאת, הפערים אינם גדולים ואין בהם בכדי לשנות את מסקנות הניתוח ללא מינוף. תוצאות האמידה בשיטת ה-Kalman Filter מתיישבות עם אלה שמתקבלות מהשיטה הראשונה והן מצביעות על כך שעליית המחירים האחרונה מהווה תיקון בלבד לירידת המחירים במהלך העשור האחרון ונראות כסגירת הפער אל המחיר הפונדמנטלי.

בחינת תרומתה של המדיניות המוניטרית המרחיבה לעליית המחירים במונחים ריאליים בשנים 2008 עד אוגוסט 2010 בשתי השיטות מעלה טווח רחב של אומדנים הנע בין 3.6 ל-14 אחוזים, על כן אין לנו בטחון רב בכימות ההשפעה.

מאמידת המשוואות בגישה האקונומטרית, עולה כי נכון למחצית השניה של שנת 2010 הסטיה כלפי מטה של יחס שכר הדירה למחיר הדירה אינה גדולה יחסית לשאר הסטיות בתקופת

המדגם. אולם, אמידת הסטיות בהסתמך על מקדמים שהתקבלו מאמידת המשוואות בתת תקופה שהסתיימה באמצע 2009, מצביעה על כך שהסטיות של היחס בפועל מזה הצפוי חורגות מהסטיות שמאפיינות את שאר התקופה. שוני זה בין שתי האמידות מלמד שיתכן שהקשרים בין המשתנים המסבירים למשתנה הנאמד השתנו בתקופה האחרונה, דבר המעיד על סטיית יחס שכר הדירה למחיר הדירות מהרמה המוסברת על ידי הקשרים שאיפיינו אותו בעשור האחרון. יחד עם זאת, בחינת המשוואה אשר אומדת את הסטייה של יחס שכר הדירה למחיר דירה ממגמת HP כמשתנה מוסבר, ממתנת באופן ניכר את המסקנה האחרונה. במשוואה זו ההבדל בין שתי האמידות קטן יותר והסטייה בתקופה האחרונה אינה חורגת מזו המאפיינת תקופת אחרות, גם באמידה עבור התקופה החלקית.

לסיכום, מממצאי הבדיקות שהוצגו בעבודה זו אנו מסיקים כי רמת מחירי הדיור בישראל אינה חורגת משמעותית מרמה אשר משקפת את גורמי היסוד במשק ולכן אנו לא מוצאים עדות לבועה במחיר. אם זו קיימת הרי שהיא בשלביה הראשונים ועדיין לא ניתן לזהותה במחיר.

נספח 1: תוצאות אמידת תהליכי ARMA

לצורך אמידת רכיב הבועה באמצעות Kalman Filter התאמנו תהליכי ARMA לריבית הריאלית לשנה, הריבית הריאלית ל-15 שנים, וללוג שכר הדירה. אמידת שכר הדירה שימשה גם למדידה הישירה. הנספח מציג את תוצאות האמידה.

בחירת מספר הפיגורים העצמיים (רכיב ה-AR) והפיגורים בממוצע הנע (רכיב ה-MA) לכל משתנה נעשתה תוך בחינת שלושה מדדים (Information Criteria) המשקללים בין טיב ההתאמה של המודל מחד (כפי שמתבטא בלוג פונקציית הנראות) ודרגות החופש מנגד. המדדים בהם השתמשנו הם Akaike Information Criterion, Schwarz Criterion, ו-Hannan-Quinn Information Criterion. לצורך בחירת מספר הפיגורים הרצונו תהליכי ARMA החל מ-ARMA(0,0) ועד ARMA(18,18), לכל רגרסיה חושבו שלושת מדדי האינפורמציה, ומשקלול התוצאות תוך הפעלת שיקול דעת בחרנו את מספר הפיגורים המתאים לכל משתנה.

שכר הדירה

הסדרה בה השתמשנו היא שירותי דיור בבעלות הדיירים מנוכה במדד המחירים לצרכן. סדרה זו מבטאת את שכר הדירה בחוזים חדשים ומתחדשים בכל נקודת זמן. התקופה הנאמדת היא 1999 עד 2010, בהתאם לזמינות הנתונים. לפני 1999 נתוני שכר הדירה מבטאים את המחיר הממוצע בחוזים הקיימים בכל נקודת זמן (גם כאלה שנחתמו במהלך השנה שקדמה לתקופה הרלוונטית). אנו הנחנו שהתהליך הסטוכסטי שמצאנו עבור החוזים החדשים תקף גם עבור החוזים הקיימים. כמובן שהנחה זו מכניסה עיוות מסוים למדדי הבועה בתחילת התקופה, 1996 עד 1999, אולם מבחינת סדרות שכר הדירה (בחוזים חדשים לעומת קיימים) ניכר שלפחות עד 2003 הן דומות מאוד ורק החל מ-2005 הקשר ביניהן מתרופף. משקלול מדדי האינפורמציה בחרנו לאמוד את לוג שכר הדירה כתהליך ARMA(5,3). תוצאות האמידה מוצגות בלוח 1.1.

לוח 1.1: תוצאות אמידת תהליך ARMA(5,3) עבור לוג שכר הדירה הריאלי

משתנה תלוי: לוג שכר דירה ריאלי בחוזים חדשים/מתחדשים (שירותי דיור בבעלות הדיירים)			
תקופת המדגם: יוני 1999 – אוקטובר 2010			
Prob.	סטיית תקן	מקדם	משתנה
0.0644	0.0141	0.0260	חותך
0.0000	0.1499	2.3660	AR(1)
0.0000	0.4083	-2.3441	AR(2)
0.0406	0.5215	1.0677	AR(3)
0.6977	0.3656	-0.1420	AR(4)
0.8389	0.1153	0.0234	AR(5)
0.0000	0.1964	-0.8354	MA(1)
0.4062	0.2164	0.1798	MA(2)
0.0076	0.2111	0.5634	MA(3)
SE of Regression		0.0087	

ריביות ריאליות

לאמידת ה-Kalman Filter השתמשנו בריבית הריאלית על אג"ח לשנה ו-15 שנים הנגזרות מתוך עקום תשואות מוחלק. משקלול מדדי האינפורמציה בחרנו לאמוד את הריבית לשנה כההליך $ARMA(2,5)$ ואת הריבית ל-15 שנים כההליך $ARMA(8,4)$. תוצאות האמידה מוצגות בלוח נ.2.

לוח נ.2: תוצאות אמידת תהליכי ARMA עבור הריביות הריאליות

ריבית ריאלית לשנה: $ARMA(2,5)$ תקופת המדגם: ינואר 1996 – אוקטובר 2010				ריבית ריאלית ל-15 שנים: $ARMA(8,4)$ תקופת המדגם: ינואר 1996 – אוקטובר 2010			
משתנה	מקדם	סטיית תקן	Prob.	משתנה	מקדם	סטיית תקן	Prob.
חותך	0.0018	0.0019	0.3665	חותך	0.0008	0.0027	0.7637
AR(1)	0.4347	0.3181	0.1717	AR(1)	0.3877	0.2477	0.1176
AR(2)	0.5235	0.3047	0.0858	AR(2)	0.1392	0.1887	0.4606
MA(1)	0.4007	0.3245	0.2169	AR(3)	0.0187	0.1914	0.9220
MA(2)	-0.1239	0.0964	0.1988	AR(4)	-0.0558	0.1967	0.7767
MA(3)	-0.0895	0.0926	0.3339	AR(5)	0.5148	0.1221	0.0000
MA(4)	-0.0498	0.0870	0.5672	AR(6)	-0.2281	0.0953	0.0167
MA(5)	-0.1359	0.0859	0.1133	AR(7)	0.1675	0.0763	0.0281
SE of Reg.	0.0025			AR(8)	0.0272	0.0739	0.7125
				MA(1)	1.0338	0.2352	0.0000
				MA(2)	0.7176	0.3723	0.0539
				MA(3)	0.5065	0.3317	0.1267
				MA(4)	0.5875	0.1426	0.0000
				SE of Reg.	0.0015		

- [1] י. רובינשטיין (1999). מחירי הדירות בישראל בשנים 1974-1996 – "בועה" פיננסית? בתוך: אינפלציה ודיסאינפלציה בישראל, ליאו לייזרמן עורך, בהוצאת בנק ישראל 1999.
- [2] Adalid R. and C. Detken (2007), Liquidity shocks and asset price boom bust cycles, ECB working paper no. 732.
- [3] Ahuja A., L. Cheung, G. Han, N. Porter and W. Zhang, (2010), Are house prices rising too fast in China?, IMF Working Paper, WP/10/274.
- [4] Ahuja A. and N. Porter, (2010). "Are house prices rising too fast in Hong Kong SAR?" IMF Working Paper, WP/10/273.
- [5] Blanchard, O. J., (1979). "Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations." Economic Letters 3, pp.387-389.
- [6] Bordo, M. D. and O. Jeanne (2002). "Booms-Busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy." NBER working paper 8966.
- [7] Burmeister, E., Wall, K. D., (1982). "Kalman Filtering Estimation of Unobserved Rational Expectations with an Application to the German Hyperinflation." Journal of Econometrics 20, pp. 255-284.
- [8] Campbell, J. Y., Shiller, R. J., (1989). "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors." The Review of Financial Studies 1(3), pp. 195-228.
- [9] Case, K. E., Shiller, R. J., (2004). "Is There a Bubble in the Housing Market?" Brooking Papers on Economic Activity 2, pp. 299-342.
- [10] Flood, R. P., Garber, P. M., (1980). "Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests." Journal of Political Economy 88(4), pp. 745-770.
- [11] Flood, R. P., Hodrick, R. J., (1986). "Asset Price Volatility, Bubbles, and Process Switching." The Journal of Finance 41(4), pp. 831-842.
- [12] Flood, R. P., Hodrick, R. J., (1990). "On Testing for Speculative Bubbles." Journal of Economic Perspective 4(2), pp. 85-101.
- [13] Gordon, M., J. (1962), "The Investment, Financing and Valuation of the Corporation." Homewood, Irwin.
- [14] Himmelberg C., C. Mayer and T. Sinai (2005), "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions." Journal of economic Perspectives 19(4), pp. 67-92.
- [15] Maravall A. and del Rio A. (2001). "Time Aggregation and the Hodrick-Prescott Filter." Banco de Espana Documento de trabajo no. 0108.

- [16] McCarthy J. and R. W. Peach (2004). "Are Home Prices the next 'Bubble'?" in FRBNY Economic Policy Review, pp. 1-17.
- [17] Nelson, C. R., Siegel, A. F., (1987). "Parsimonious Modeling of Yield Curves." *Journal of Business* 64(4), pp. 473-489.
- [18] Shiller, R. J., (1980). "The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency." *The Journal of Finance* 36(2), pp. 291-304.
- [19] Shiller, R. J., (1981). "Do Stock Price Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *The American Economic Review* 71(3), pp. 421-436.
- [20] Shiller, R. J., (2007). "Understanding Recent Trends in House Prices and Home Ownership." NBER working paper 13553.
- [21] Sinai, T., Souleles, N., (2005). "Owner Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk." *Quarterly Journal of Economics* 120(2), pp. 763-789.
- [22] Svensson, L. E. O., (1994). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994." *International Monetary Fund, IMF Working Paper* 94/114.
- [23] Taipalus, K. (2006). "A Global House Price Bubble? Evaluation Based on a New Rent-Price Approach." *Bank of Finland Research Discussion Papers*, 29.
- [24] Wu, Y., (1995). "Are There Rational Bubbles in Foreign Exchange Markets? Evidence from an Alternative Test." *Journal of International Money and Finance* 14(1), pp. 27-46.
- [25] Wu, Y., (1997). "Rational Bubbles in the Stock Market: Accounting for the US Stock-Price Volatility." *Economic Inquiry* 35, pp. 309-319.
- [26] Weeken, O. (2004). "Asset Pricing and the Housing Market", *Bank of England Quarterly Bulletin: Spring 2004*, pp. 32-40.