

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

פולינה דובמן, יוסי יכין וסיגל ריבון*

תקציר

מחירי הדירות בישראל עלו בשלוש השנים האחרונות עלייה חדה: מדצמבר 2007 עד אוגוסט 2010 נרשמה בהם עלייה ריאלית של 35 אחוזים – קצב שנתי ממוצע של כ-12 אחוזים, הרבה מעבר לקצב עלייתם בטווח הארוך. על רקע זה יש חשש שעליית המחירים מנותקת מגורמי היסוד של השוק ומבוססת על ציפיות לרווחי הון, כלומר שמדובר בתהליך בועתי. מטרת המאמר היא לבחון את קיומה של בועה במחירי הדירות בתקופה זו. לשם כך אנו בוחנים תחילה את התפתחות המחירים בפרספקטיבה של זמן, יחסית לשכר הדירה ולהכנסה, ולאחר מכן משתמשים במשוואת תמחור נכסים סטנדרטית לאמידת "המחיר הפונדמנטלי" הנגזר ממנה, בשלוש שיטות שונות. בחינת הנתונים מעלה שהמחירים בסוף התקופה הנבדקת אמנם גבוהים במידה מסוימת, יחסית לגורמי היסוד בראייה של הטווח הארוך, אך הם אינם חורגים מרמתם באפיזודות 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 היא בשלביה הראשונים, ועדיין לא ניתן לזהותה בנתונים.

1. הקדמה

בשלוש השנים האחרונות עלו מחירי הדירות עלייה חדה. מדצמבר 2007 (נקודת השפל לפני עליית המחירים האחרונה) ועד אוגוסט 2010 עלו המחירים 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 בדבר היווצרותה של בועה במחירי הדירות. מטרת עבודה זו היא לבדוק אם אכן מתפתחת בועה, במשמעותה הכלכלית, המקובלת בספרות, במחירי הדירות בישראל. ניתוח הנתונים מעלה ממצאים מעורבים: לפי חלק מהמדידות רמת המחירים אכן גבוהה יחסית לגורמי היסוד, אך לא חורגת מרמתה באפיזודות קודמות במשק הישראלי,

* בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>, חטיבת המחקר. פולינה דובמן – polina.dovman@boi.org.il; יוסי יכין – yossi.yakhin@boi.org.il, סיגל ריבון – sigal.ribon@boi.org.il, מחקר זה שימש בסיס לניתוח שהובא בתיבה ג' 2- בדוח בנק ישראל לשנת 2009, והוצג בכנס חטיבת המחקר של בנק ישראל בדצמבר 2010. אנו מודים למיכאל שראל על הערותיו המועילות.
¹ נתון אוגוסט 2010 היה התצפית העדכנית ביותר בזמן כתיבת המחקר.

ואילו מדידות אחרות מעלות שהמחירים תואמים היטב את גורמי היסוד. ככלל אנו לא מוצאים עדות לבועה במחירי הדירות. אם זו קיימת, הרי היא בשלביה הראשונים, ועדיין לא ניתן לזהותה בנתונים.

אם אכן מתפתחת בועה, משמע שעליית המחירים אינה נסמכת על גורמי היסוד של השוק, ולכן, במוקדם או במאוחר, מחירי הדירות יורדו בתלילות. הדבר יחולל משבר בשוק הנדל"ן המקומי, וכן יוריד את ערך הביטחונות שבידי הבנקים. התפתחות כזאת תביא לא רק לירידה של שווי הרכוש שבידי משקי הבית ולהתמתנות הפעילות בשוק הנדל"ן, אלא גם לפגיעה, לפחות במידה מסוימת, ביציבות המערכת הבנקאית.

בועה במחירי הדירות מוגדרת כפער בין המחיר בפועל ל"מחיר הפונדמנטלי". המחיר הפונדמנטלי מבטא את ערכו המהוון של זרם שירותי הדיור הצפויים, ועל כן תלוי בגורמי הביקוש וההיצע בשוק הדיור, וכן בריביות, המשפיעות על שיעורי ההיוון. במצב של בועה עליית מחירי הנכסים מונעת מציפיות המזינות את עצמן במנותק מגורמי היסוד של השוק²: צפי לעליית מחירי הנכסים מביא לגידול של הביקוש להם מתוך רצון של משקיעים לייצר רווחי הון; עליית הביקוש מביאה לעליית מחירי הנכסים, ובכך הציפיות מתגשמות 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.

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

תחילה אנו בוחנים את ההתפתחויות בשוק הדיור הישראלי בפרספקטיבה של זמן ומציגים אינדיקטורים שונים לקשר שבין מחירי הדירות לשכר הדירה ולהכנסה במשק. לאחר מכן אנו בודקים את קיומה של בועה באמצעות הפרדת המחיר בין הרכיב הפונדמנטלי לשארית, המוגדרת כבועה, וזאת בשלוש שיטות – מדידה ישירה, Kalman Filter ואמידה אקונומטרית. שלוש השיטות מתבססות על תיאוריה סטנדרטית לתמחור נכסים³, שלפיה מחירו של נכס צריך להיות שווה לערך הנוכחי של ההכנסות הצפויות להתקבל ממנו.

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

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

המדידה הישירה מחשבת את המחיר הפונדמנטלי על ידי היוון זרם שכר הדירה העתידי באמצעות עקום התשואות שנצפה באותה נקודה⁴. רכיב הבועה מחושב בשיטה זו כפער שבין המחיר בפועל למחיר הפונדמנטלי. מדידה זו מתבססת על הנחות יעילות השוק והציפיות הרציונליות. על פי הנחות אלו מחיר הנכס בפועל מבטא את התחזית היעילה ביותר של הפרטים לגבי תזרימי המזומנים הצפויים 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 לגבי זרם שכר הדירה העתידי בכל נקודת זמן על בסיס המידע שבידי השחקנים במשק. 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 ממשוואה של תמחור נכסים ומבטא את התשואה הריאלית הנדרשת על החזקת דירה. זו נקבעת על ידי ציפיות הפרטים לגבי רמת הריביות בשוק ולגבי שיעור הצמיחה של הרווחים 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 הדירה למחיר הדירה כפונקציה של העלות הנובעת מהחזקת דירה, והשארת המתקבלת מהאמידה נותנת אינדיקציה לקיומה של בועה במחירי הדיור.

המאמר בנוי כדלקמן: בפרק הבא מוצגות עובדות מרכזיות על שוק הדיור בישראל. בפרק השלישי מוצגת בקצרה המסגרת התיאורטית לבחינת קיומה של בועה במחירי הדיור. בפרקים ארבע עד שש נבחנת השאלה אם התפתחות המחירים בפועל מתיישבת עם גורמי היסוד במשק, וזאת בשלוש השיטות שתוארו לעיל – מדידה ישירה, Kalman Filter ואמידה אקונומטרית. הפרק השביעי מסכם.

2. שוק הדיור בישראל – העובדות

פרק זה סוקר אינדיקטורים למצב שוק הדיור במשק הישראלי לצורך בחינת השאלה אם מחירי הדירות התנתקו מהתנאים הבסיסיים השוררים במשק, שמיוצגים על ידי שכר הדירה ורמת השכר במשק. אנו מציגים את התפתחות מחירי הדירות בעשורים האחרונים ובודקים שני אינדיקטורים למידת התאמתם לגורמי היסוד – מחירי הדירות ביחס לשכר הדירה ומחירי הדירות ביחס לשכר הממוצע.

⁴ מובן שלאחר סוף המדגם אין נתונים על שכר הדירה העתידי, ועל כן הוא מוערך באמצעות תהליך ARMA.

איור 1 מציג את התפתחות המחיר הריאלי של הדירות מ-1973 עד 2010.⁵ קצב עלייתם של מחירי הדירות מהיר מקצב עליית המחירים הכללית. מחירן הריאלי של הדירות עלה, בממוצע, באחוז אחד וחצי בשנה.⁶ מגמת עלייה ארוכת טווח אינה צריכה להפתיע, לפחות כל עוד הביקושים גדלים על פני זמן, עקב גידול האוכלוסייה, בעוד שהיצע הקרקע הזמינה לבנייה קשיח (אף 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, שהגדילו את אוכלוסיית המדינה בכ-20 אחוזים, ועל כן גם את הביקוש לדירות, ניכרת היטב במחיריהן הריאליים של הדירות. בתקופה זו עלו המחירים בקרוב ל-80 אחוזים (כ-7.5 אחוזים לשנה). מאז אמצע שנות התשעים ועד שנת 2007 ירד המחיר הריאלי בהתמדה בשיעור של למעלה מ-20 אחוזים (כ-2.3 אחוזים לשנה). בשלוש השנים האחרונות ניכרת עלייה חדה של מחירי דירות: מדצמבר 2007 (נקודת השפל לפני העליות האחרונות) עד אוגוסט 2010 עלו המחירים ב-35 אחוזים מעבר לעליית מדד המחירים לצרכן ועברו את השיא של 1996 בכ-2 אחוזים.

איור 1

מדד למחיר הריאלי של הדירות (ביחס למדד המחירים לצרכן)

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



⁵ מדד מחירי הדירות מבוססים על סקר מחירי הדירות בבעלות של הלמ"ס. נתונים מהסקר מצויים החל מ-1994, אולם כיוון שעד 1998 שימשו מחירי הדירות כדי למדוד את עלות שירותי הדיר בבעלות ניתן לעשות שימוש בסדרה זו (הדומה מאוד לסקר מחירי הדירות לשנים 1994-1998, שלגביהן יש נתונים לשתי הסדרות), כדי לקבל סדרה היסטורית של מחירי הדירות. המחירים במדד זה מתוקנים בגין איכות הדירות וגודלן.

⁶ ממוצע מחירי הדירות ב-12 החודשים האחרונים, אוגוסט 2009 עד אוגוסט 2010, לעומת ממוצע 1973.

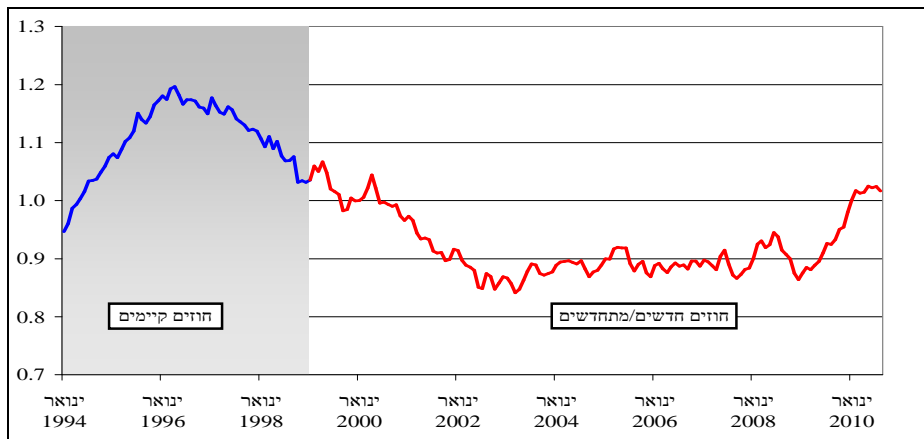
⁷ נוסף על כך ייתכן כי השיפור באיכות הדירות במשך השנים אינו מנוכה במלואו מהמחיר הנמדד, ולכן עלייה במחיר משקפת גם שינוי באיכות.

קצב עלייתם של מחירי הדיור בתקופה האחרונה גבוה. שאלה היא אם עליית המחירים נתמכת על ידי גורמי הביקוש וההיצע בשוק הדיור ומבטאת תיקון של ירידת המחירים המתמשכת בעשור האחרון, או שמא עליות המחירים מזינות את עצמן, כלומר נתמכות על ידי ציפיות להמשכן, ועל כן מתפתחת בועה. כדי לקבל אינדיקציה ראשונית בשאלה זו אנו בוחנים את התפתחות מחירי הדירות ביחס לשכר הדירה וביחס לשכר הממוצע.

איור 2 מציג את התפתחות יחס מחיר הדירות לשכר הדירה; האחרון נמדד על ידי חוזים חדשים/מתחדשים החל משנת 1999.⁸ יחס מחיר הדירה לשכר הדירה הוא מדד נפוץ לבחינת יציבותה של עליית המחירים בשוק הנדל"ן.¹⁰ בטווח הארוך יחס זה צריך להיות יציב יחסית, שכן הוא (ליתר דיוק ההופכי שלו) מבטא את התשואה הריאלית מהחזקת דירה. האיור מראה כי היחס אינו חורג מרמתו בעבר, אף כי מתחילת

איור 2 יחס מחירי הדירות לשכר הדירה

(ינואר 1994 עד אוגוסט 2010, ינואר 2000 = 1)



⁸ שכר הדירה נמדד הן על ידי חוזים חדשים/מתחדשים והן על ידי חוזים קיימים. מבחינה מתודית שכר הדירה בחוזים חדשים הוא אינדיקטור טוב יותר להשוואה למחירי הדירות, שכן הוא משקף את המצב בשוק הדיור בזמן אמת ואינו 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. עד 2007 לא היה הבדל משמעותי בין שתי צורות המדידה, אולם החל מהמחצית השנייה של 2007 נפתח ביניהן פער, עקב האצה בקצב עלייתו של שכר הדירה.

⁹ המדגם מתחיל מ-1994, עם השינוי בשיטת המדידה של מדד מחירי הדירות בבעלות הדיירים. ניתן להתחיל את המדידה בתקופות מוקדמות יותר, אולם בתקופות אלה הביקוש לדירות נבע גם ממניעי ביטוח נגד אינפלציה, בעיקר במהלך שנות השמונים, ועל כן יחס המחיר לשכר הדירה היה אז גבוה בהרבה מאשר כיום (רובינשטיין, 1999).

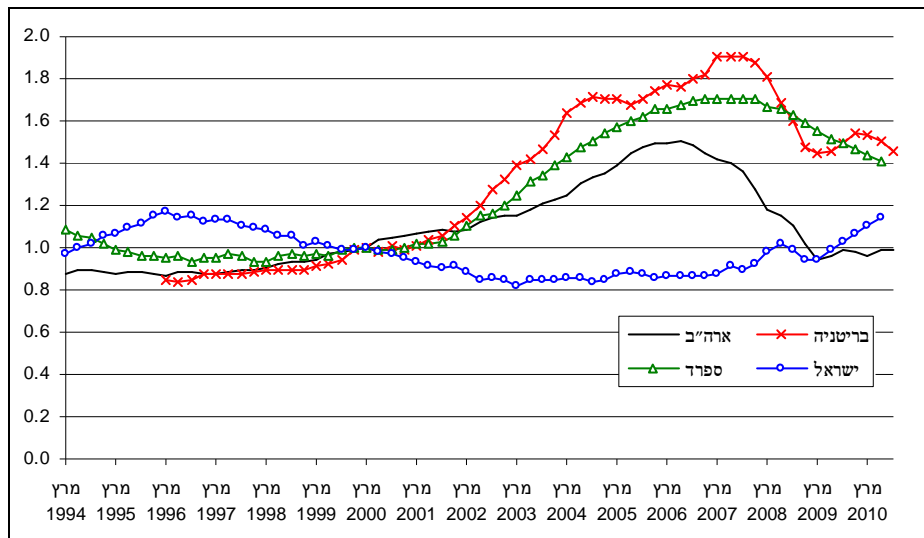
¹⁰ ראו, למשל, McCarthy and Peach (2004), Shiller (2007).

2009 קצב עלייתם של מחירי הדירות מהיר מזה של שכר הדירה. כמו כן, השוואת התפתחות היחס האמור בישראל להתפתחותו במדינות נבחרות, שידוע בדיעבד כי התפתחה בהן בועה, מעלה כי המצב בישראל שונה במידה ניכרת מאשר במדינות אלה (איור 3). בישראל היחס קבוע יחסית. הוא אמנם במגמת עלייה בשנים האחרונות, אך אינו חורג מרמתו ארוכת הטווח. לעומת זאת במדינות האמורות התנתקו מחירי הדירות משכר הדירה בשנות הבועה, ולאחר מכן הם ירדו ירידה ניכרת, כפי שממחיש האיור.

איור 3

יחס מחירי הדירות לשכר דירה – השוואה בין-לאומית*

(1 = 2000 עד 2010Q2, נתונים רבעוניים, ינואר 2000)



* לגבי ארה"ב: מדד Case-Shiller למחירי בתים (המקור: S&P) מחולק בסעיף שכר הדירה במדד המחירים לצרכן (המקור: BLS). לגבי בריטניה: מדד מחירי הדירות בבעלות (המקור: Bloomberg) מחולק בסעיף שכר הדירה במדד המחירים לצרכן (המקור: UK office for national statistics). לגבי ספרד: נתוני OECD. לגבי ישראל: מדד מחירי הדירות בבעלות הדיירים מחולק בסעיף שכר הדירה במדד המחירים לצרכן. (המקור: הלמ"ס).

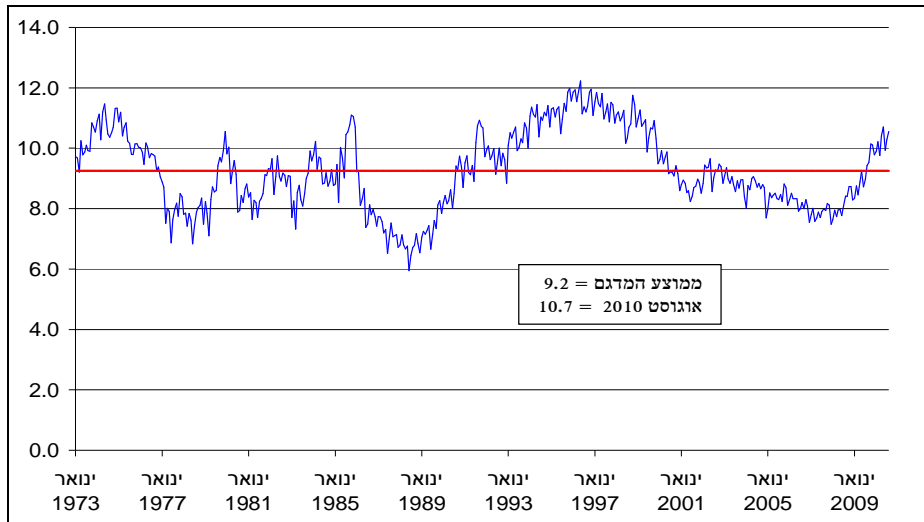
איור 4 מציג את התפתחות יחס מחירי הדירות לשכר הממוצע למשורת שכיר. יחס זה מודד כמה שנות שכר של אדם במשורת שכיר ממוצעת שוות למחירה של דירה ממוצעת; תנודות בו משקפות שינויים ביכולת של השכיר הממוצע לרכוש דירה¹¹. מקובל להניח כי יש קשר חיובי בין מחירי הדירות לבין ההכנסה הממוצעת. Case

¹¹ המטרה בהצגת יחס מחירי הדירה לשכר אינה למדוד את מספר שנות העבודה שעל שכיר ממוצע לעבוד כדי לרכוש דירה, אלא להתחקות אחר התפתחות המחירים לעומת התפתחות השכר.

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 מהמוצע ארוך הטווח תאותר על סטייה מהגורמים הבסיסיים. גם ביחס זה ניכרת התייקרות הדירות: מינואר 2008 ועד אוגוסט 2010 עלו מחירי הדירות, במצטבר, ב-43 אחוזים מעבר לעלייה של השכר הממוצע. כתוצאה מכך גדל הפער בין רמתו למוצע המדגם, ועל פי חישוב זה נדרשות היום 10.7 שנות עבודה בשכר ממוצע (ברוטו) כדי לרכוש דירה במחיר ממוצע (איור 4), עם זאת, גם לאחר עליית המחירים האחרונה רמת היחס אינה חורגת מרמתה בתקופות גאות קודמות¹². כן עולה מהשוואה בין-לאומית שמספר שנות השכר הנדרשות לרכישת דירה בישראל גבוה משמעותית מאשר במדינות מפותחות אחרות¹³. עם זאת, השוואת זו אינה מלמדת על התנתקות המחירים מגורמי היסוד, שכן דיור הוא מוצר שאינו סחיר בין מדינות, ולכן

איור 4

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



¹² ניפוח מדד מחירי הדירות בסקר למחירים בשקלים נעשה על בסיס הרביע הראשון של 2008. אז היה מחירה של דירה ממוצעת כ-755 אלף שקלים. השכר החודשי הממוצע באותה עת היה כ-7,900 ש"ח (כ-95 אלף ש"ח בשנה).

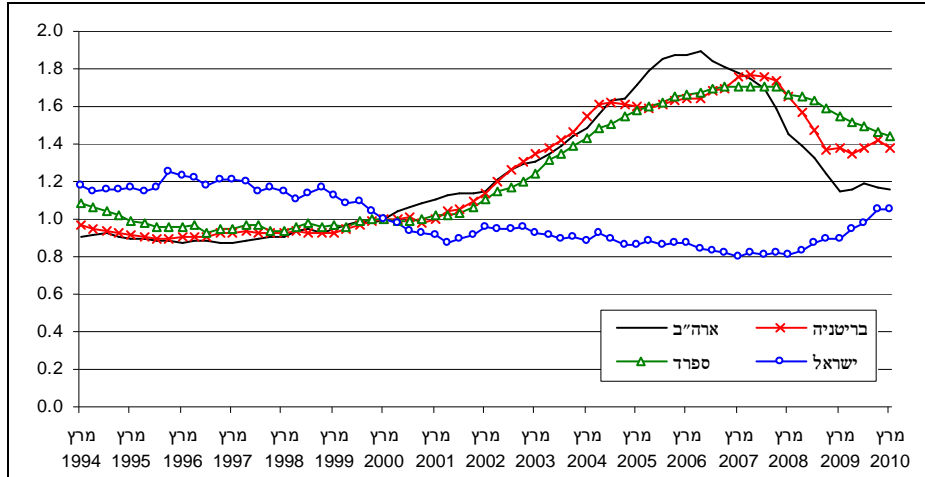
¹³ Annual Demographia International Housing Affordability survey (2010) מציג את מספר שנות ההכנסה הנדרשות למשק בית חציוני לרכישת בית במדינות ארה"ב, אוסטרליה, קנדה, אירלנד, ניו זילנד ובריטניה. מהסקר עולה שמספר שנות עבודה לרכישת בית בישראל גבוה במידה ניכרת מאשר בכל המדינות שבסקר. כך למשל מספר שנות ההכנסה הנדרשות למשק בית חציוני לשם קניית דירה בישראל נאמד ב-7.7, בעוד שבארה"ב נתון זה נאמד ב-2.9 שנים, בבריטניה ב-5.1 שנים ובאוסטרליה ב-6.8 שנים (הנתון הגבוה ביותר במדגם).

כוחות השוק לא פועלים להשוואה של המחירים או כוח הקנייה בין מדינות. מלבד זאת, העלייה הכוללת של יחס מחיר הדירה לשכר בישראל נמוכה מאשר במדינות המפותחות שבהן נצפתה בועה (איור 5).

איור 5

יחס מחירי הדירות לשכר הממוצע – השוואה בין-לאומית*

(נתונים רבעוניים, 2010Q2 עד 1994Q1, 2000I = 1)



* לגבי ארה"ב: מדד Case-Shiller למחירי הבתים (המקור: S&P) מחולק בשכר השבועי הממוצע (המקור: לגבי בריטניה: מדד מחירי הדירות מחולק בשכר ממוצע למשרת שכיר (המקור: Bloomberg). לגבי ספרד: נתוני OECD. לגבי ישראל: מדד מחירי הדירות בבעלות הדיירים מחולק בשכר הממוצע למשרת שכיר (המקור: הלמ"ס).

מהנתונים שהוצגו בפרק זה אנו מסיקים כי מחירי הדיור אמנם עלו עלייה חדה 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

פרק זה מציג את הבסיס המתודי לניתוח המוצג במאמר. אנו משתמשים במשוואת תמחור נכסים בסיסית, המעריכה את שוויו הכלכלי של נכס (דירה) כערכם הנוכחי של הדיווידנדים (שכר הדירה) שהנכס צפוי להניב¹⁴. שווי זה מכונה "המחיר הפונדמנטלי" של הנכס. אנו מראים, בהתאם למוצג בספרות, שסטייה מתמשכת של

¹⁴ משוואה זו נדונה בהרחבה בספרות. ראו, למשל, Shiller (1980), Campbell and Shiller (1989), Flood and Hodrick (1986, 1990) ורבים אחרים.

המחיר בפועל מהמחיר הפונדמנטלי אינה סותרת בהכרח את משוואת תמחור הנכסים¹⁵. סטייה כזאת תיקרא "רכיב הבועה" במחיר הנכס.

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

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

משוואה זו מניחה שלמשקיע יש כל ההון הנדרש לרכישת הדירה, או, לחלופין, שריבית המשכנתה העומדת לפניו שווה לריבית על חיסכון. 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:

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

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 $\lim_{s \rightarrow \infty} \gamma_{t,t+s} P_{t+s} = 0$. כמוצג במשוואה (2), הוא פתרון עבור מחיר הדירות במשוואה (1), אולם זה איננו הפתרון היחיד. כל מחיר מהצורה:

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

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

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

¹⁵ ראו, למשל, Blanchard (1979), Flood and Hodrick (1980), Flood and Garber (1990).

מסגרת ניתוח זו היא אטרקטיבית לבדיקת קיומה של בועה, משום 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, מתוך ציפייה לקבל בעתיד רווחי הון, גם אם הדיווידנד (שכר הדירה) המתקבל ממנו נמוך. כנגד זאת, שוכר דירה לא יכול לייצר רווחים מעצם עליית שכר הדירה; עלייה של שכר הדירה במשק מבטאת מחסור בשירותי דיור יחסית להיצע. נכונותם של שוכרים לשלם שכר דירה גבוה יותר מבטאת את התועלת שהם מפיקים **משירותי הדיור** שהדירה ששכרו מניבה להם.

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

א. מגבלות הניתוח

משוואות (1) עד (4) נותנות בסיס תיאורטי פשוט לניתוח מחירי הדירות, אולם ייתכן 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.

הסיכון: לסיכון שתי השפעות מנוגדות על מחירי דירות, ולכן לא ברור מהו כיוון ההטיה (אם ישנה), הנובע מההנחה של אדישות לסיכון. עבור משקיע שונא סיכון הסיכון מגדיל את העלות הנלווית להחזקת נכסים, ועל כן המחיר שהוא יהיה מוכן לשלם יהיה נמוך מזה של משקיע אדיש לסיכון. בהתעלמות מהשפעת גורם זה רכיב הבועה הנמדד באמצעות משוואה (1) ייטה להיות נמוך מגודלו האמיתי. כנגד זאת, עבור *דוכש דירה למטרת מגורים* בעלות על דירה מגדרת את הסיכון הנובע מתנודות בשכר הדירה ומעלויות של מעבר דירה לא צפוי¹⁶. לכן לגבי רוכשי דירות למגורים, שהם מרבית הרוכשים בשוק, יש לבעלות על דירה השפעה הממתנת את הסיכון, ולכן אלה יהיו מוכנים לשלם פרמיה עבור הבעלות על דירה. בהתעלם מהשפעת גורם זה רכיב הבועה הנמדד באמצעות משוואה (1) ייטה להיות גבוה מגודלו האמיתי.

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

¹⁶ ראו Sinai and Souleles (2005).

עלויות תחזוקה ופחת: פחת מקטין את התשואה מהחזקת דירה, ולכן מקטין את המחיר שמשקיע יהיה מוכן לשלם על דירה נתונה. מכאן שבהתעלם מהשפעת גורם זה רכיב הבועה הנגזר ממשוואה (1) ייטה להיות נמוך מגודלו האמיתי. עם זאת בשיטת ה-Kalman Filter ובאמידה האקונומטרית המשוואות כוללות חותך (כפי שמפורט בהמשך), והטיות ברמת המחיר מתבטאות באמצעותו¹⁷.

מינוף: משוואה (1) מניחה שההון העצמי של רוכשי הדירות מממן במלואו את רכישת הדירות. מובן שבפועל רבים מרוכשי הדירות נאלצים להיעזר במשכנתה כדי לממן את הרכישה. כיוון שבדרך כלל ריבית המשכנתאות גבוהה מהתשואה האלטרנטיבית לרוכש הדירה (שיעור ההיוון), נטילת משכנתה כרוכה בעלות, שגובהה פער הריביות. ככל שריבית המשכנתאות גבוהה יותר עלות העסקה שבפני הרוכש גדולה יותר, ולכן המחיר שהוא מוכן לשלם עבורה יהיה נמוך יותר. מכאן שבהתעלם מהשפעת גורם זה רכיב הבועה הנאמד באמצעות משוואה (1) ייטה 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}_t^f את ערכם המהוון של מחירי שכר הדירה שיתממשו, כלומר¹⁸:

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

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

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

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

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

¹⁷ האומדנים אינם מתחשבים בתנודות של הפחת על פני זמן, אך רמתם מתוקנת באמצעות הקבוע שבמשוואות.
¹⁸ כיוון שזה סכום אינסופי לא ניתן לחשבו ישירות מהנתונים. טיפול בנקודת הקצה לצורך המדידה ראו בסעיף א של פרק 4.

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

א. 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 הפורוורד המוחלק של איגרות חוב ממשלתיות¹⁹. תקופת המדגם היא מינואר 1996 עד אוגוסט 2010, בהתאם לזמינות הנתונים.

משוואה (5) מהוונת את תשלומי שכר הדירה לאופק אינסופי; לכן, כדי 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 אמידה של תהליך ARMA. (ראו פירוט בנספח 1²⁰). 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:

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

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 ערכו הצפוי בטווח הארוך, r_{LR} הוא 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 המתקבל החל מתאריך $T+K+1$.

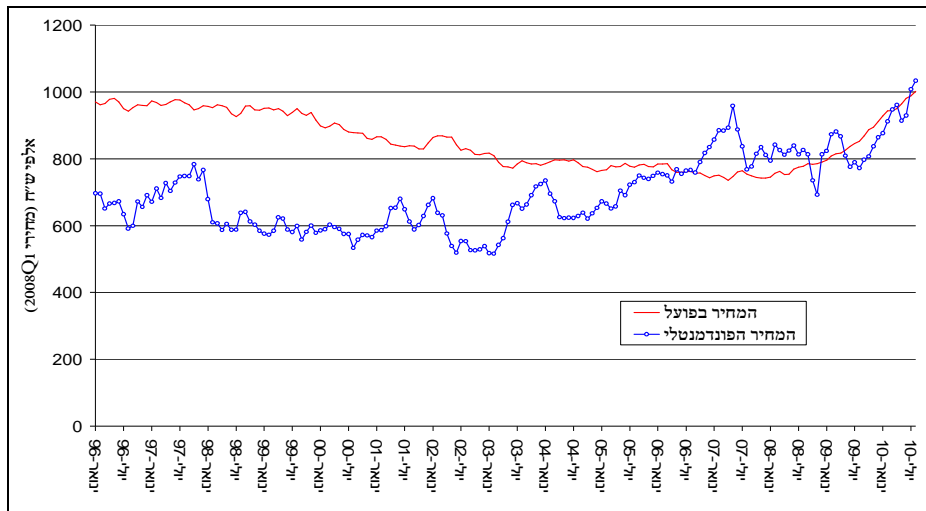
אמידת משוואה (5) נותנת קנה מידה השוואתי לשינויים במחירי הדירות בפועל לעומת השינויים במחיר הפונדמנטלי שנגזר מציפיות לגבי הריבית הריאלית ושכר הדירה. עליית מחירים שאינה מתיישבת עם הציפיות לגבי התפתחות שכר הדירה והריבית הריאלית מעידה על התפתחות בועה.

¹⁹ Shiller (1981) ו-Flood and Hodrick (1986) נקטו גישה דומה לאמידת המחיר הפונדמנטלי בשוק המניות האמריקאי. הם השתמשו בדיווידנדים שהתממשו בפועל כאומדן לציפיות הדיווידנד בתקופות קודמות.

²⁰ עקרונית ניתן לייצר תחזיות לשכר הדירה באמצעות אמידה אקונומטרית מורכבת יותר, המביאה בחשבון גורמים נוספים המשפיעים עליו, מעבר לפיגורים העצמיים. ההבדל בין התחזיות יתרכז בעיקר בתקופה הקרובה לסוף המדגם, ולא באומדני הטווח הארוך. על כן נראה שהשימוש בתהליך אוטו-רגרסיבי אינו מתבטא בהבדלים משמעותיים בתוצאות לעומת אמידה מורכבת יותר.

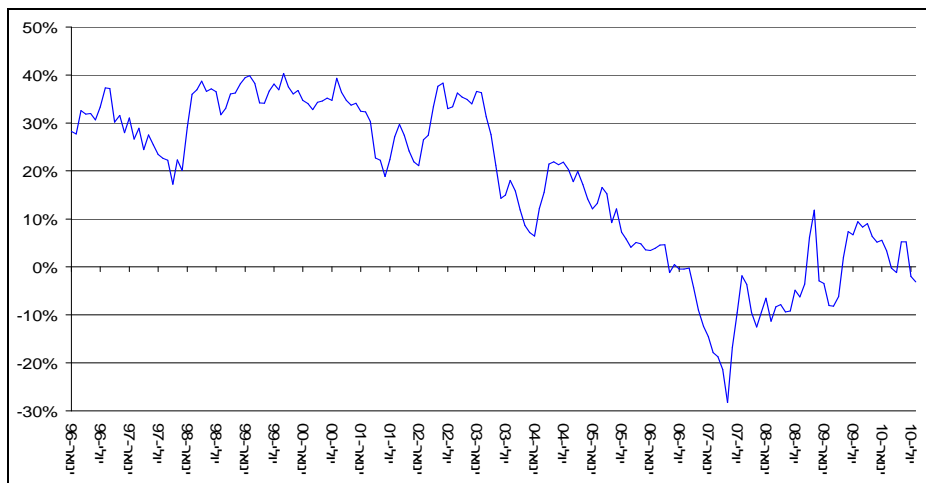
איור 6א'

מחיר הדיירות הריאלי בפועל והמחיר הפונדמנטלי (מדידה ישירה)



איור 6ב'

רכיב הבועה במחירי הדיירות (מדידה ישירה)



איור 6א' מתאר את סדרת מחירי הדיור בפועל לעומת המחיר הפונדמנטלי, כפי שהוא נמדד ממשוואה (5), ואיור 6ב' מציג את רכיב הבועה, המחושב כאחוז הסטייה של המחיר בפועל מהמחיר הפונדמנטלי. מהאיור ניכר כי בחלקו הראשון של המדגם, לאחר שנות העלייה, המחיר בפועל היה גבוה מהמחיר הפונדמנטלי במשך תקופה ארוכה, אולם הפער ביניהם הצטמצם בהתמדה, הן עקב ירידה של המחיר בפועל והן

עקב עלייה של המחיר הפונדמנטלי, לפחות החל מאמצע 2002. הפער נסגר באמצע 2006, וכיוונו בשנתיים הבאות היה הפוך. הדבר מתבטא בסטייה שלילית של עד כמעט 30 אחוזים. בשנות המדגם האחרונות ניכר כי המחיר בפועל אינו סוטה משמעותית מהמחיר הפונדמנטלי, והעלייה החדה של המחירים בפועל מלווה בעלייה 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 הדירה והריביות. לכן התוצאה שבשנים האחרונות המחיר בפועל קרוב למחיר הפונדמנטלי אינה נובעת מניסיון להתאים את אומדן המודל לנתונים, כפי שקורה בדרך כלל באמידות אקונומטריות.

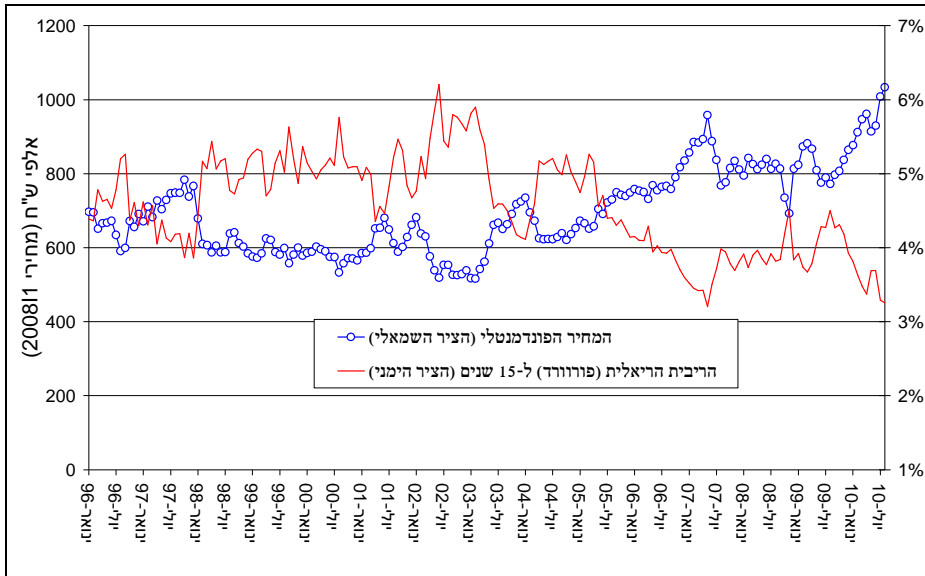
מהאיורים ניכר שבזמן שהמחירים היו גבוהים מהמחיר הפונדמנטלי תהליך התאמתם כלפי מטה נמשך למעלה מעשור, ואילו כאשר גורמי היסוד תמכו בעליית המחירים, בשנים 2009–2010, המחירים עלו במהירות. ייתכן שממצא זה מצביע על קשיחות כלפי מטה של מחירי הדירות.

ב. הריבית ושכר הדירה

מאיור 6' 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 שמרבית התנודתיות במחיר הפונדמנטלי בתקופת המדגם נובעת מתנודות של הריבית הריאלית הארוכה. לריביות הקצרות ושכר הדירה השפעה מועטה יותר, ובפרט – לשכר הדירה השפעה כמעט זניחה על *תנודתיות* המחיר; הוא קובע בעיקר את רמתו, לפחות ככל שהתנודות בו זמניות ואינן משקפות שינוי פרמננטי ברמה (או במגמה). איור 7' מציג את המחיר הפונדמנטלי לעומת ריבית הפורוורד הריאלית ל-15 שנים. מהאיור ניכר המיתאם השלילי שבין הסדרות; במשך תקופת המדגם המיתאם הוא -0.95. ככלל, לריביות קצרות יותר מקדם מיתאם נמוך יותר בערך מוחלט, אף כי הקשר אינו מונוטוני. בפרט מעניין המיתאם עם הריבית לשנה (הריבית הקצרה ביותר שבה השתמשנו), שכן היא מושפעת באופן הישיר ביותר מריבית בנק ישראל: המיתאם בינה למחיר הפונדמנטלי נמוך בערך מוחלט מזה 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 המיתאם שלילי, וערכו -0.34. תוצאה זו מעידה שעיקר התנודות של המחיר הפונדמנטלי נובעות מתנודות הריבית, בפרט מאלו הארוכות.

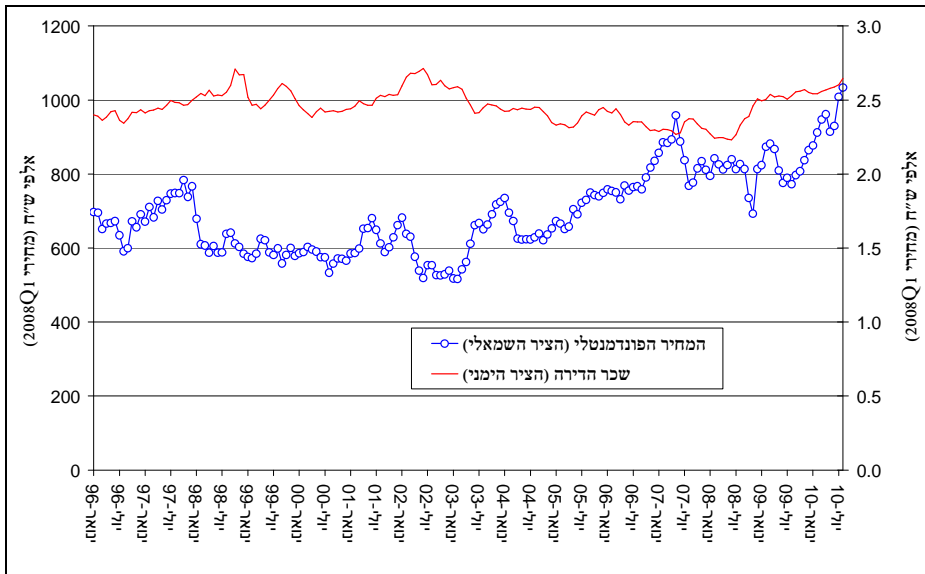
איור 7א'

מחיר הדירות הפונדמנטלי (מדדה ישירה) וריבית הפורוורד הריאלית ל-15 שנים



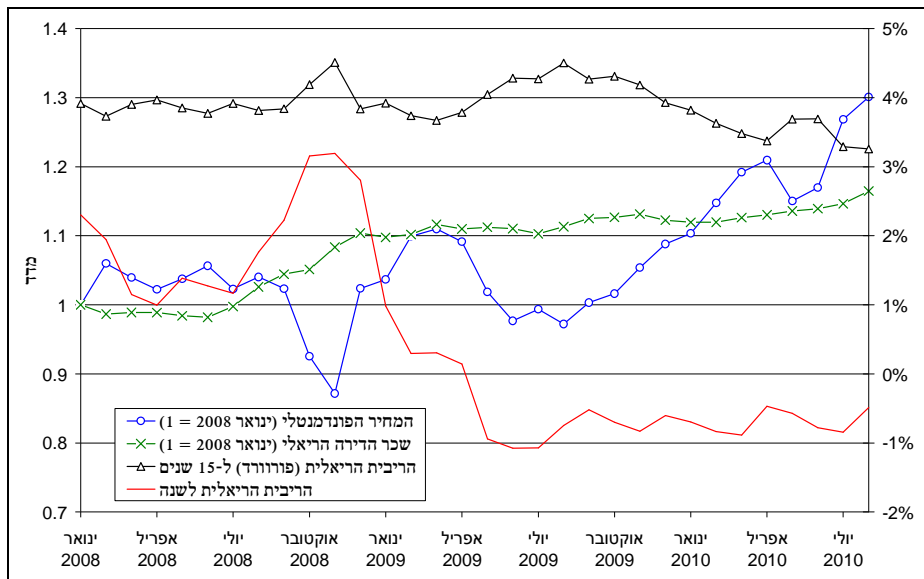
איור 7ב'

מחיר הדירות הפונדמנטלי (מדדה ישירה) ושכר הדירה



איור 8

מחיר הדירות הפונדמנטלי, שכר הדירה והריביות החל מינואר 2008



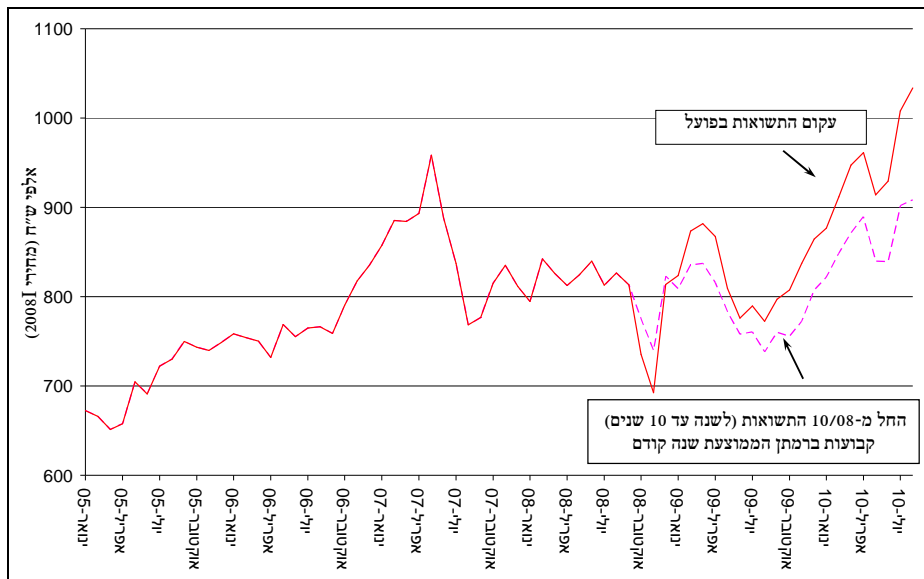
מעניין לבחון את המיתאם בין המשתנים החל מינואר 2008 – הן משום שמקודת זמן זו מחירי הדירות החלו לעלות, והן משום שבתקופה זו המחיר הפונדמנטלי מטיב להסביר את המחירים בפועל. עקום התשואות ממשיך להיות גורם דומיננטי בתקופה זו, אולם פחות מאשר בתקופת המדגם כולה, ובעיקר יורדת השפעת החלק הקצר של העקום. עליית שכר הדירה הריאלי, בעיקר בתחילת התקופה, תמכה אף היא בעליית המחיר הפונדמנטלי, והחל מינואר 2008 המיתאם בין המשתנים חיובי, וערכו 0.45 (בניגוד למיתאם שלילי בכל תקופת המדגם).

הריביות לשנה ול-15 שנים, שכר הדירה והמחיר הפונדמנטלי החל מינואר 2008 מוצגים באיור 8. באיור ניכרים המיתאם השלילי בין הריבית הארוכה למחיר הפונדמנטלי והמגמה העולה של שכר הדירה, התומכת בעליית המחירים. לעומת זאת התנתקו המחירים מהריבית הקצרה, לפחות במחצית השנייה של התקופה, החל מאמצע 2009, תקופה שבה נרשמה עליית המחירים החדה ביותר. באמצע 2009 החלה ירידה משמעותית של הריבית הארוכה, שתמכה בעליית המחירים, בעוד שהריבית הקצרה נותרה בתקופה זו כמעט ללא שינוי.

לסיום פרק זה אנו בוחנים את ההשפעה של המדיניות המוניטרית, כלומר של ירידת הריבית הקצרה עקב המשבר העולמי, על המחיר הפונדמנטלי. ריבית בנק ישראל החלה לרדת באוקטובר 2008 בתגובה למשבר העולמי; שאלתנו היא כיצד היה המחיר הפונדמנטלי מתפתח לולא ירדה הריבית. הואיל וריבית בנק ישראל משפיעה

בעיקר על החלק הקצר של העקום, והשפעתה על החלק הארוך קטנה יותר, סביר שהריביות הריאליות לטווח הארוך היו יורדות עקב ירידת תשואות מקבילות בעולם גם לו הושארה ריבית בנק ישראל ללא שינוי. לשם הערכת השפעתה של המדיניות המוניטרית אנו מחשבים את המחיר הפונדמנטלי תוך קיבוע עקום התשואות בצדו הקצר מאוקטובר 2008 ועד סוף המדגם לרמתו הממוצעת בשנה שקדמה להורדת הריבית. כיוון שקשה להעריך את הטווח המדויק שבו לריבית בנק ישראל השפעה משמעותית על התשואה הריאלית, קיבענו את התשואות עד לטווח ארוך יחסית, 10 שנים, ולכן האומדן המתקבל הוא, להערכתנו, חסם עליון להשפעת המדיניות.

איור 9
המחיר הפונדמנטלי – ולולא ירדה הריבית



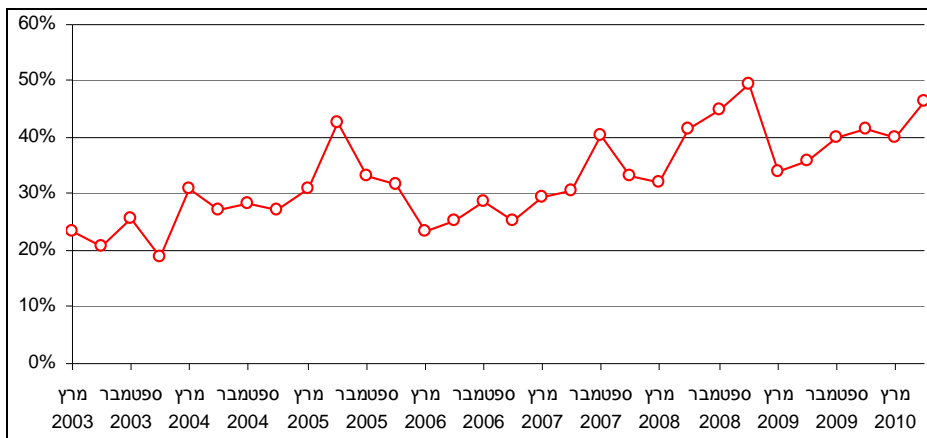
איור 9 מציג את תוצאת התרגיל. מהאיור עולה שעבר פרק זמן של כרביע עד שהריבית הקצרה התחילה להשפיע על המחיר הפונדמנטלי, ומאז ינואר 2009 תרומת הריביות הקצרות למחיר הולכת וגדלה. ההערכה העולה ממדידה זו היא שעד לנקודת קצה המדגם, אוגוסט 2010, תרמה המדיניות המוניטרית למחיר הריאלי במצטבר (עד) כ-14 אחוזים.²¹

²¹ קיבוע הריביות הריאליות לטווחים של שנה עד 5 שנים (במקום עד 10 שנים) מניב תוצאות כמעט זהות – להוציא את ארבעת החודשים האחרונים של המדגם, שבהם הריביות הבינוניות (ל-6 עד 10 שנים) תרמו למחיר הפונדמנטלי קרוב ל-4 אחוזים. על פי מדידה זו, המדיניות המוניטרית תרמה למחיר, במצטבר, כ-10 אחוזים.

ג. מינוף

בשנים האחרונות עלה שיעור המינוף של רוכשי הדירות (איור 10). כאשר ריבית המשכנתאות גבוהה מהריבית האלטרנטיבית למשקיע, גדלה העלות של רכישת הדירה בגלל הוצאות מימון, ועל כן המחיר שמשקיע יהיה מוכן לשלם עבור דירה נתונה יהיה נמוך יותר. עלייה בשיעור המינוף מגדילה את הוצאות המימון ומורידה, כשיתר הגורמים קבועים, את המחיר הפונדמנטלי של דירות. הניתוח עד כה התעלם מהמינוף; משוואת תמחור הנכסים, משוואה (1), שעליה מבוסס הניתוח, מניחה שלמשקיע יש כל ההון הנדרש לרכישת הדירה, או, לחלופין, שריבית המשכנתה העומדת לפניו שווה לריבית על חיסכון. מעניין לבחון את רגישות התוצאות להנחה זו.

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



* שיעור המינוף מחושב כחס שבין סך המשכנתאות שניתנו לשווי הדירות שנרכשו. שווי הדירות מחושב כמכפלה של שווי עסקה ממוצעת במספר העסקאות בתקופה.

(1) מתודולוגיה

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

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

סידור מחדש של המשוואה מניב:

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

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

מניסוח זה קל לראות שאם $\tilde{r}_t = r_t$, משוואה (9) זהה למשוואה (1). שוויון הריביות מתקבל בשני מקרים: האחד הוא, כמובן, כאשר אין מירווח ריביות, כלומר כאשר $r^m = r$, והשני הוא כשאין מינוף, כלומר כאשר $\lambda = 0$. במציאות שני המקרים אינם מתקיימים, ובפרט: ריבית המשכנתאות גבוהה בדרך כלל מהריבית הזמינה לחיסכון, ולכן לרוב $\tilde{r}_t > r_t$. כתוצאה מכך מתקבל שהמחיר הפונדמנטלי הנגזר ממשוואה (9) נמוך מזה המתקבל ממשוואה (1). המחיר הפונדמנטלי נתון כעת על ידי:

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

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

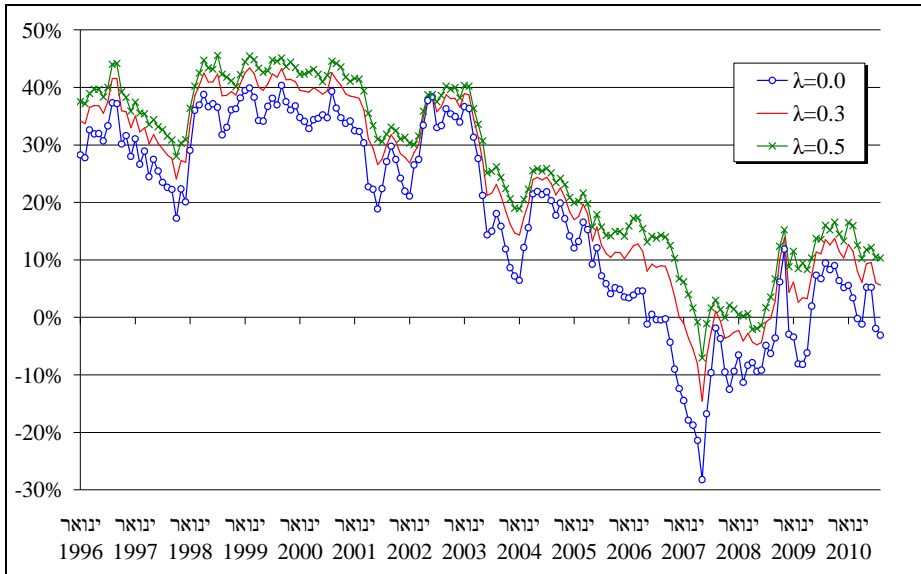
בדומה לניתוח שהוצג לעיל גם כאן המחיר הפונדמנטלי נמדד באמצעות ההתממשות בפועל של שכר הדירה ושימוש בעקום התשואות כולו, אולם נוסף על אלה אנו משתמשים בריבית המשכנתאות לטווחים שונים ובשיעור המינוף²².

(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 לרמת מינוף של 30 ו-50 אחוזים, ולשם השוואה לתוצאות שהוצגו עד כה – גם למקרה ללא מינוף. כצפוי, ככל שרמת המינוף עולה רכיב הבועה גדול יותר, שכן עלויות המימון (הגבוהות מהתשואה על חיסכון) מורידות את המחיר הפונדמנטלי. עם זאת הפערים אינם גדולים, ואין בהם כדי לשנות את מסקנות הניתוח ללא מינוף.

²² משוואה (10) עושה שימוש בריביות הפורוורד (כפי שעולה מהגדרת מקדם ההיוון $\tilde{\gamma}_{t,t+s}$); לכן כדי להפוך את המשוואה לאופרטיבית יש להפוך את ריבית המשכנתאות לריבית פורוורד. בפועל קיימים נתונים על ריבית המשכנתאות הריאלית 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 לשיעורי מינוף שונים
(מדידה ישירה, ינואר 1996 עד אוגוסט 2010)



5. אמידת באמצעות Kalman Filter

א. המתודולוגיה האקונומטרית

משוואות (1) עד (4) נותנות, כאמור, 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 והריבית²³.

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

²³ 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 שוקי המט"ח ושוק המניות בארה"ב.

ליניאריות

לשם קבלת 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.

קירוב לוג-ליניארי למשוואה (1) מניב:

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

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

כאשר κ הוא פרמטר המבוטא כפונקציה של ערכי הטווח הארוך של יחס מחיר הדירה לשכר הדירה, Q^H/RR , הריבית הריאלית, r , ושיעור השינוי (ברוטו) של שכר הדירה הריאלי, Π^{RR} .²⁴

ממשוואה (1) ניתן לגזור ביטוי לוג-ליניארי עבור המחיר הפונדמנטלי:

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

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

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

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

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

פותר את (1). יצוין שבכתיבה הלוג-ליניארית $\log(B_t)$ מודד בקירוב את אחוז הסטייה של מחיר הדיור ממחירו הפונדמנטלי.

²⁴ אם המחיר היחסי של שכר הדירה בטווח הארוך קבוע הרי ש: $\Pi^{RR}=1$. אנו איננו נוקטים עמדה לגבי גודלו של Π^{RR} , שכן אנו אומדים את κ המכיל ערכי טווח ארוך נוספים.

פתרון עבור הציפיות

המחיר הפונדמנטלי במשוואה (2') הוא פונקציה של הציפיות לגבי שכר הדירה והריביות בעתיד. כדי לבטא בפשטות את הציפיות במונחי משתנים נצפים נניח שמשתנים אלה נקבעים בתהליך $ARMA(p,q)$. מניסוח כזה ניתן לבטא את הציפיות של המשתנים לכל אופק עתידי בהינתן נתוני ההווה.

נוסף על ציפיות עבור המשתנים הפונדמנטליים נרצה לבטא את הבועה כתהליך אוטו-רגרסיבי. הסטה של משוואה (4') תקופה אחת לאחור וסידורה מחדש מניב:

$$\begin{aligned}
 (4'') \quad \log(B_t) &= \frac{1+\kappa}{\kappa} \log(B_{t-1}) + \eta_t \\
 \eta_t &\equiv \log(B_t) - E_{t-1}[\log(B_t)]
 \end{aligned}$$

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

ה-SSF

מערכת המשוואות ב-SSF מורכבת משני סוגי משוואות – measurement transition- משוואות ה- measurement מתארות את התפתחותם של המשתנים הנצפים: מחיר הדירות המתואר במשוואת תמחור הנכסים – משוואה (1') ושכר הדירה והריבית הריאלית המתוארים בתהליך ARMA. משוואות ה- transition מתארות את התפתחות המשתנים הלא נצפים – רכיב הבועה במחיר הדירות, המתואר במשוואה (4''), והזעזועים בתהליכי ה-MA במשוואות שכר הדירה והריבית הריאלית.²⁵

ב. הנתונים ותוצאות

לצורך האמידה אנו משתמשים בשלוש סדרות נתונים: מחירי דירות ריאליים הנמדדים על בסיס מדד מחירי הדירות בבעלות הדיירים בניכוי מדד המחירים לצרכן, שכר הדירה הריאלי, הנמדד באמצעות סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים במדד המחירים לצרכן בניכוי המדד הכללי²⁶, ובריבית הריאלית על אג"ח ממשלתיות. השאלה המתבקשת היא באיזה טווח ריבית להשתמש.

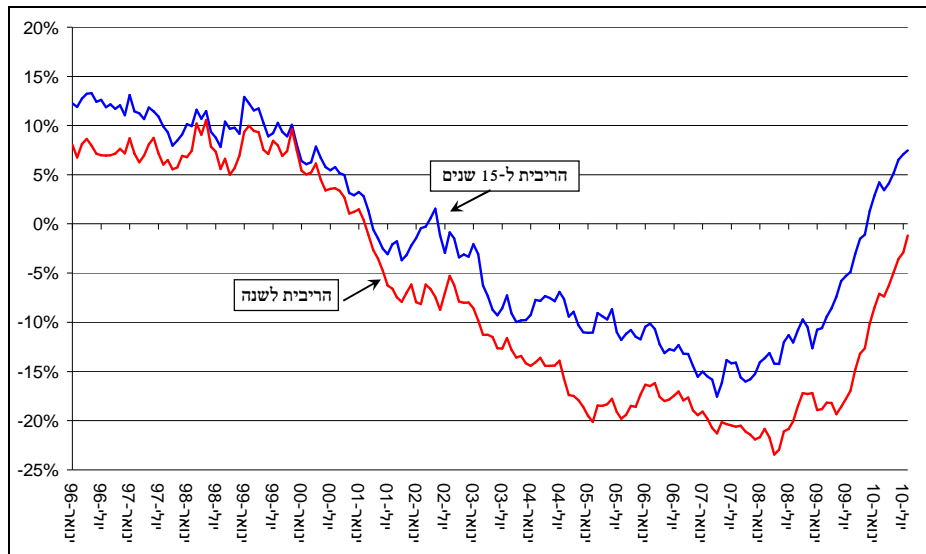
²⁵ את ניסוחה השלם של מערכת המשוואות ניתן לקבל מהכותבים.

²⁶ סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים מודד את שכר הדירה בחוזים חדשים ומתחדשים. נתון זה זמין רק החל מ-1999. לגבי התקופה שלפני 1999 אנו משתמשים בסעיף שכר הדירה, המודד את שכר הדירה הממוצע בחוזים קיימים, ומשמע שהסעיף לחדש t כולל חוזים שנחתמו לרוב במשך השנה שקדמה לזמן t . אמידת ה-ARMA התבססה רק על חוזים חדשים, אולם המקדמים שימשו לכל תקופת המדגם.

ממשוואה (2) עולה כי הריביות הרלוונטיות למסגרת הניתוח הן אלה המתקבלות מעקום התשואות כולו, כלומר הריביות לכל הטווחים. כנגד זאת, מניסוח המודל במשוואות (1) עד (4) נדרשת ריבית אחת בלבד, וממנה נבנה העקום כולו. כמו כן מובן שככל שרמת הריבית שאנו משתמשים בה גבוהה יותר, אומדן המחיר הפונדמנטלי ייטה להיות נמוך יותר, ולכן רכיב הבועה שיתקבל יהיה גדול יותר, וכיוון שלרוב הריביות הארוכות גבוהות מהריביות הקצרות בחירת הסדרה שבה אנו עושים שימוש תשפיע על התוצאות. משיקולים אלה בחרנו להריץ את המודל פעמיים, פעם תוך שימוש בריבית קצרה (הריבית לשנה) ופעם תוך שימוש בריבית ארוכה (הריבית ל-15 שנים). בדרך זו נקבל טווח אומדנים לרכיב הבועה.

סדרות שכר הדירה והריבית מוצגות במודל, כאמור, כתהליך ARMA. תוצאות האמידה מוצגות בנספח 1²⁷. איור 12 מציג את אומדני ה-Kalman Filter לרכיב הבועה מהמודל עם ריבית קצרה ועם ריבית ארוכה. מהאיור עולה שבתחילת תקופת המדגם מחירי הדירות היו גבוהים מהמחירים הנגזרים מהמודל, אולם הפער ביניהם הצטמצם והפך 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

איור 12
רכיב הבועה במחירי הדירות באמידת Kalman Filter



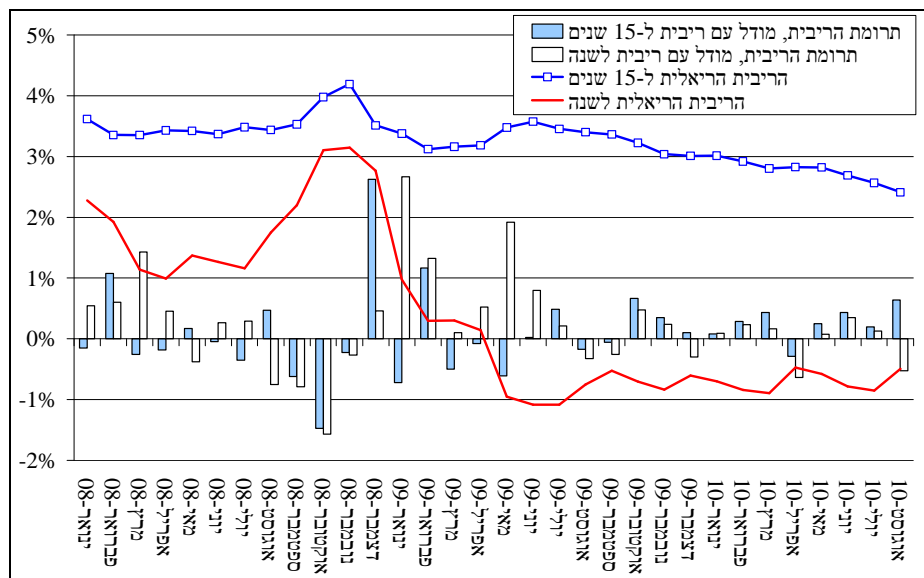
²⁷ לגבי שכר הדירה שימשה אותנו אמידה גם במדידה הישירה.

נמוכים בכ-20 אחוזים מהמחיר הנגזר מהמודל. על פי אומדני ה-Kalman Filter מתחילת 2008 המחירים עולים בקצב מהיר מזה הנגזר מגורמי היסוד של השוק; על כן רכיב הבועה מצטמצם, ובסוף המדגם המחירים סוטים בשיעור שבין אחוז אחד מתחת למחיר הפונדמנטלי ל-7 אחוזים מעליו. לפיכך עליית המחירים האחרונה מצטיירת כתיקון בלבד לירידת המחירים, במונחים ריאליים, במהלך העשור האחרון וכסגירת הפער בינם למחיר הפונדמנטלי.

השפעת הריבית

מסגרת האמידה בחלק זה מאפשרת לחשב בקלות, עקב הליניאריות 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 שבה המדיניות המוניטרית הפכה למרחיבה.

איור 13
תרומת הריבית לשינוי של המחיר הפונדמנטלי



מהאיור ניכר שהריבית הקצרה תרמה לעליית המחירים בחודשים הראשונים לירידתה עד יוני 2009. בתקופה זו תרמה הריבית למחיר הריאלי, במצטבר, כ-6.0 אחוזים, ולאחר מכן, עם התייצבותה, תרומתה למחיר הייתה אפסית. (למעשה בסוף המדגם התרומה מעט שלילית.) כשהמודל נאמד באמצעות הריבית הארוכה האומדן

הכולל נמוך יותר, כ-3.6 אחוזים, אולם עקב ירידה מתמדת של הריבית הארוכה מאמצע 2009, חלק ניכר מהתרומה למחיר הצטבר בסוף תקופת המדגם. תוצאה זו תואמת את הממצאים מהמדידה הישירה, שהעלתה כי עיקר 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

בפרק זה אנו מציגים בדיקות אמפיריות נוספות, הבוחנות את התפתחת היחס בין שכר הדירה למחירי הדירות. יחס זה משמש אינדיקטור לתשואה על דירות, בהתאם למשוואת תמחור הנכסים שהוצגה בפרק 3. 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 שעליה התבססנו עד כה. בחינת החריגה של היחס שכר הדירה 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 ממגמתו, אולם סטייה זו מוסברת ברובה, לפחות על פי חלק מהאמידות, על ידי גורמים קצרי טווח, ובפרט על ידי הריבית.

א. השוואת היחס בין שכר הדירה למחירי הדירות למגמתו

מספר מאמרים הבוחנים את התפתחות מחירי הדיור וכאלה העוסקים בניתוח התפתחות המחירים בשוקי ההון מזהים 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), בודקת אם ממוצע שלוש התקופות האחרונות סוטה במידה משמעותית מהממוצע ארוך הטווח. מידת הסטייה שתיחשב כגדולה תלויה בסטיית התקן של הסדרה ונקבעת באמצעות קליברציה. שיטה אחרת מתייחסת לסטציונריות של היחס בין שכר הדירה למחיר הדירה; Taipalus (2006) בודקת אם יש ביחס זה שורש יחידתי. בהנחה ששכר הדירה והריבית הם משתנים סטציונריים, קיומו של שורש יחידתי ביחס מתיישב עם קיומה של בועה. הבעייתיות בשיטה זו נובעת מהמדגמים הקצרים הנבחנו בכל פעם, בעוד שתכונת הסטציונריות מאפיינת משתנה לאורך זמן, וקשה לבחון אותה באמצעות תקופות מדגם קצרות. מסיבה זו גם לא נעשה במאמר ההוא שימוש במבחנים המקובלים לסטציונריות, והגישה הננקטת בו פשוטה יותר.

השיטה שבחרנו לנקוט כאן בוחנת את התפתחות המשתנה הנידון ביחס למגמה המחושבת באמצעות שימוש בפילטר HP. יש לשים לב שבדיקה כזאת אינה מזהה קיומה או אי-קיומה של בועה, משום שאינה בוחנת את הגורמים לסטיית המחיר מהמגמה. לסטייה מהמגמה יכולות להיות סיבות כלכליות יסודיות (פונדמנטליות); סטייה מהמגמה שאינה מוסברת על ידי גורמים כאלה יכולה להיות חשודה כבועה, אם היא "גדולה דיה". 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 בשיטות אחרות.

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

בדיקת רגישות לבחירת פרמטר ההחלקה

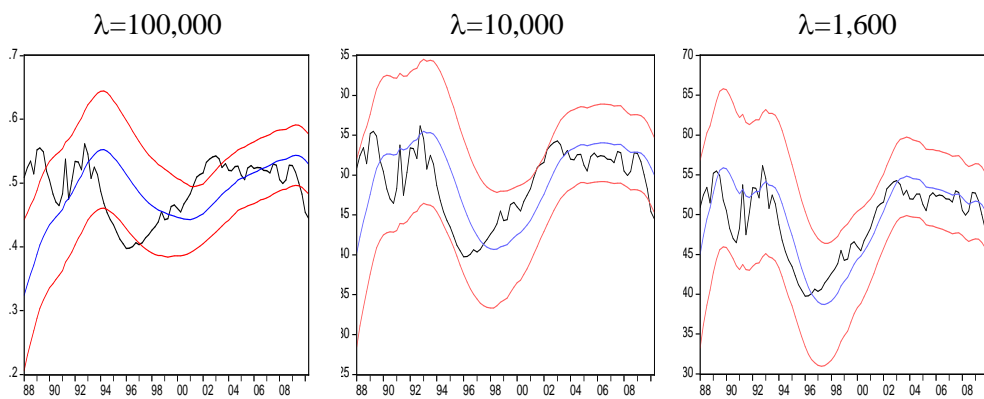
בחישוב מגמת HP פרמטר יחיד קובע את מידת ההחלקה של קו המגמה הנאמד; נסמן את פרמטר ההחלקה ב- λ . ככל ש- λ גדול יותר המגמה המתקבלת תהיה חלקה יותר וקרובה יותר למגמה ליניארית; ככל ש- λ קטן יותר הסדרה המוחלקת תהיה קרובה יותר לסדרה המקורית, ולכן הסטיות של הסדרה המקורית מהמגמה הנגזרת יהיו קטנות יותר. בחירת ערכו של λ תלויה בתדירות הנתונים ובאורך המחזור המאפיין את המשתנה שבודקים. עבור נתונים רבעוניים מקובל לבחור $\lambda = 1,600$, אולם ככל שהנתונים מאופיינים במחזור ארוך יותר, וככל שנרצה לתאר מגמות ארוכות טווח – נרצה לבחור פרמטר גדול יותר.

בחינת היחס של שכר הדירה למחירי הדירות במשך כמעט ארבעה עשורים מראה כי היחס הזה מאופיין במחזוריים ארוכים יחסית, של 10 עד 15 שנה (איור 1). Maravall and del Rio (2001) בוחנים את הבחירה של λ לגבי נתונים בתדירויות

שונות ובאורכי מחזור שונים. מהטבלה שהם מצרפים למאמרם עולה כי לגבי משתנים עם מחזורים ארוכים רצוי לבחור λ גדול יותר מ-1,600 המקובל לנתונים רבעוניים, ובפרט, כי למחזורים 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 ממגמתו על ידי שימוש בשלושה פרמטרים אלטרנטיביים לפרוצדורת ה-HP: 1,600 – 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.

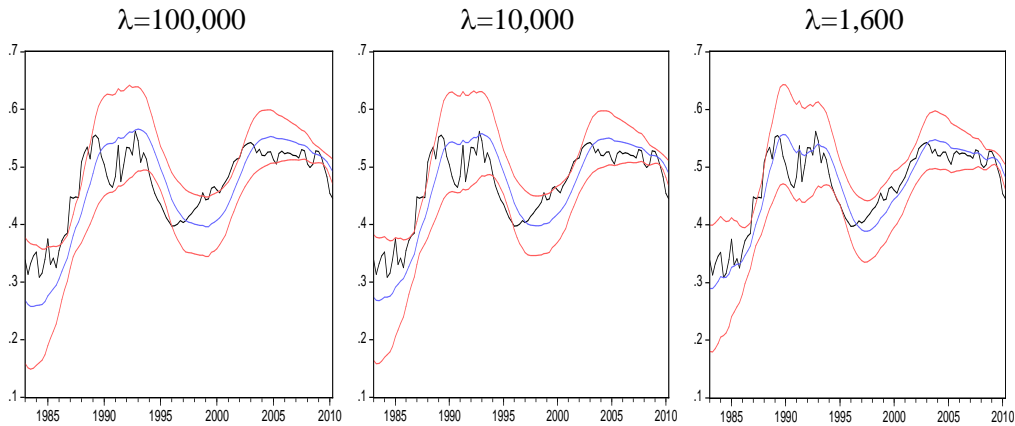
איור 14

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 לגבי היחס שבין שכר הדירה למחיר הדירות על סמך 60 תקופות (15 שנים) עד לנקודת הזמן הנבחנת 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. כנגד זאת, 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 נמוך של פרמטר ההחלקה.

איור 15
סטיית היחס בין שכר הדירה למחיר הדירה ממגמת HP
אורך תקופה נעה של 32 רביעים, רווח סמך של סטיית תקן אחת



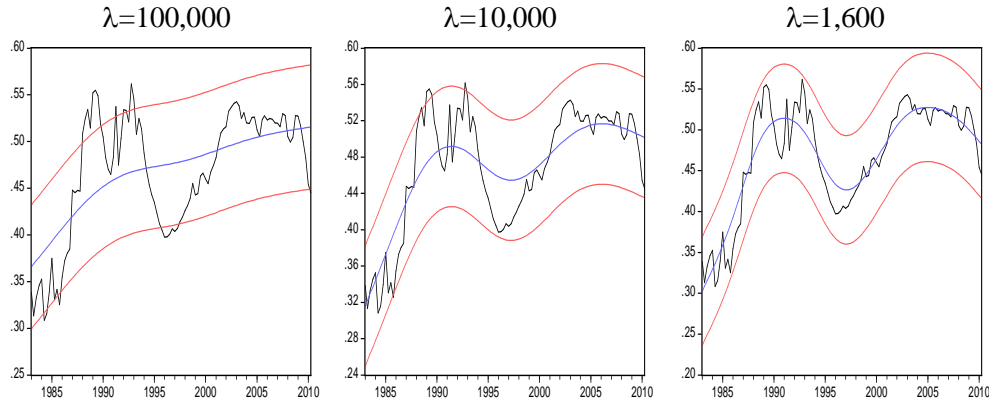
חזרנו על התרגיל לגבי תקופה נעה קצרה יותר – 32 רביעים (במקום 60). אורך תקופה כזה, של שמונה שנים, אינו כולל מחזור שלם, אך הוא ארוך דיו לשם תיאור מגמה של יחס זה; סטיית התקן המחושבת על סמך תקופה קצרה יותר צפויה להיות קטנה יותר, ולכן הסיכוי שהיחס בפועל יסטה מהמגמה שלו גדול יותר. התמונה העולה מאיור 15 דומה לזו שבבדיקה הקודמת: סטייה גדולה יחסית מהמגמה בתקופות שזוהו גם לגבי תקופה נעה ארוכה 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 לרווח הסמך (לא מוצג).

בדיקה נוספת שערכנו היא חישוב מגמת ה-HP על סמך המדגם כולו. בדיקה כזאת 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 גדולה מאוד, ולכן כל התנודות ביחס שכר הדירה למחיר הדירה בפועל נמצאות בתוך רווח הסמך, אף כי בראשית 2010 הן ממש בקצהו (איור 16). כאשר מקצרים את תקופת המדגם, השונות קטנה, ומתקבל שבתקופה האחרונה היחס הזה סוטה כלפי מטה מחוץ לרווח הסמך של המגמה, שלגביה ערכי λ גדולים יותר. יש להזכיר שוב שאין כאן עדות לבועה אלא לסטייה מהמגמה, שייתכן כי היא מוסברת

על ידי גורמים כלכליים ולא משקפת סטייה מהיחס המוסבר על ידי הגורמים הבסיסיים (fundamentals). כדי לענות על שאלת קיום הבועה יש לבדוק אם ניתן להסביר את הסטייה בגורמים כלכליים.

איור 16

סטיית היחס בין שכר הדירה למחיר הדירה ממגמת HP
על סמך התקופה 1983-2010, רווח סמך של סטיית תקן אחת



ב. הגורמים המשפיעים על יחס שכר הדירה למחיר הדירה

(1) מתודולוגיה

כדי לדעת אם היחס בין שכר הדירה למחיר הדירה, או הסטייה מהמגמה של יחס זה משקפים בועה, יש לבדוק, כאמור, אם הוא מוסבר בגורמים בסיסיים (fundamentals), או סוטה (משמעותית) ממה שניתן להסביר בגורמים 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)²⁸. גישה זו מרחיבה את משוואת תמחור הנכסים שבה השתמשנו בסעיפים הקודמים של עבודה זו, תוך הדגשת הגורמים המשפיעים על הקשר בין שכר

²⁸ McCarthy and Peach (2004), שבחנו את קיומה של בועה בשוק הדירות בארה"ב, נוקטים גישה דומה, הכוללת משתנים נוספים, ביניהם הריבית וההכנסה של משק הבית בחישוב מידת ה"אפשריות" (affordability) של רכישת דירה ובהשוואת מחירה לשכר הדירה. Weiken (2004), הבוחן את שוק הדיור בבריטניה, מדגיש גם הוא את הצורך לבחון גורמים נוספים, ובפרט את הריבית חסרת הסיכון ופרמיית הסיכון, ומסביר את התפתחותו של יחס שכר הדירה למחיר הדירה.

הדירה בפועל למחירי הדירות בטווח הקצר. בגישה זו שכר הדירה הנגזר צריך לשוות בשיווי משקל לעלות החזקת הנכס²⁹:

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

כאשר P – המחיר הנוכחי של הדירה, r הריבית חסרת הסיכון; t – שיעור המס על החזקת הנכס; δ – שיעור הפחת (או עלות החזקת הדירה); g – שיעור רווחי ההון כתוצאה מהשינוי הצפוי במחיר הדירה במהלך התקופה; ו- γ – פרמיית הסיכון. משמע שכל הגורמים המופיעים בסוגריים, מהם גורמים בלתי נצפים, משפיעים על היחס שבין העלות הנגזרת של החזקת הדירה למחיר הדירה.

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

הריבית הרלוונטית צריכה להיות זו 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 משכנתה בשיעור כלשהו, והריבית על המשכנתה 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 החזקת דירה** (property tax) אלא רק על מכירה בתנאים מסוימים ועל קנייה. השפעתו של מיסוי (חד-פעמי) הקשור לעסקת הקנייה או המכירה על התשואה הצפויה הולכת וקטנה ככל שמשך הזמן שהדירה מוחזקת גדל. אפשר היה להתייחס לרכיב המיסוי גם יחסית למיסוי על נכסים אלטרנטיביים, כגון נכסים פיננסיים. כיון שאין מידע טוב די הצורך על שיעורי המיסוי האפקטיביים על פני זמן על הנכסים השונים, לא כללנו באמידה התייחסות לרכיב זה.

²⁹ אם נכתוב את משוואה (1) כך ששכר הדירה מתקבל בתקופה $t+1$ במקום t (שכן 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 $g_{t+1} \equiv E_t(P_{t+1}/P_t) - 1$ הוא שיעור רווח ההון הצפוי. מכתובה זו קל לראות שמשוואה (1) היא מקרה פרטי של (11).

*עלות החזקת הדירה מייצגת את העלות בפועל (שיפוצים ותיקונים) או את הפחת (בהעדר השיפוצים הנדרשים). ניתן להניח שהפחת על הדירה קבוע על פני זמן, ולכן ניתן להתעלם ממנו. ייתכן כי שינוי בתמהיל הדירות מבחינת איכותן וגודלן יכול להשפיע על השיעור הממוצע של הפחת במשק, אולם אנו לא מתייחסים לכך בניחות. *רווחי ההון הצפויים אינם נצפים. כדי להעריך את השתנותם על פני זמן ניתן להתייחס למשתנים המשפיעים על המחיר הצפוי של הדירות בתקופה הקרובה, ובפרט למשתני היצע וביקוש. כאן ניתן להתייחס להיצע הדירות (ההשקעה בבנייה לדיור, המלאי, ההתחלות או הסיומים ביחס לאוכלוסייה), ולעלותו המתבטאת במחירי התשומות, ולגורמים המשפיעים על הביקוש – מחזור העסקים (האבטלה). חשוב לבחור משתנים שיהיה ניתן לפרש אותם כמשפיעים על המחיר העתידי – ולא (בעיקר) על המחיר הנוכחי – כדי שייקל יותר להעריך מה אמור להיות כיוון ההשפעה שלהם. שימוש בשינוי במחיר בעבר כאינדיקטור לשינוי הצפוי בעתיד, כפי שנעשה בחלק מהמחקרים, עלול להוביל למסקנות מוטעות, אם יש שינוי בתנאי השוק או ציפייה לשינוי כזה.**

גם *פרמיית הסיכון* אינה נצפית, אך ניתן לייצגה באמצעות השונות היחסית של מחירי הדיור. ככל שהתנודתיות בתשואה ההיסטורית על נכסים אחרים, למשל ניירות ערך, גדולה יותר, התשואה הנדרשת על מחיר הדירה תהיה קטנה יותר. כנגד זאת, תנודתיות גדולה יותר של מחירי הדירות, למשל כתוצאה מתנודות חריגות בשער החליפין, בפרט בעבר, כאשר הקשר בין מחירי הדירות והדולר היה חזק יותר, פועלת להגדלת התשואה הנדרשת, כלומר להגדלת היחס בין שכר הדירה למחירי הדירות. יחד עם זאת, כיוון שחלק גדול מהדירות משמשות גם למגורים (ולא רק כנכס השקעה), בעלות על דירה משמשת גם ביטוח נגד תנודות במחיר שירותי הדיור לאורך זמן.

ניתן לחלק את שני אגפיה של משוואה (11) במחיר, P , ולקבל:

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

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

$$(13) \quad \frac{Rent_t}{P_t} = f(r_t^{long}, x_t^{expected\ supply}, x_t^{expected\ demand}, \sigma_t^P, \sigma_t^j)$$

(2) אמידה

משוואה (13) ניתנת לאמידה. אנו אומדים את היחס בין שכר הדירה בפועל למחירי הדירות בפועל. סטייה גדולה (כלפי מטה) של יחס זה מהגודל הנאמד, משמעותה שמחירי הדירות גבוהים יחסית למה שמשקף את ערך שירותי הדירור שלהן. במילים אחרות: המחיר הצפוי של דירות בתקופה הקרובה סוטה מהמחיר המשקף שיווי משקל ומוסבר בגורמים הכלכליים.

אמדנו משוואות מצורת משוואה (13) מאמצע 1996 (בגלל מגבלת נתונים) עד אמצע 2010 בניסוחים שונים³⁰. המשוואה נאמדה עם שלוש ריביות אלטרנטיביות: התשוואה על אג"ח ל-10 שנים, הריבית הממוצעת על משכנתאות והריבית הריאלית לשנה (ניסוחים (1), (3) ו-(4) בלוח 1). התוצאות דומות מאוד בכל שלושת הניסוחים. הריבית מופיעה בסימן חיובי בכל הניסוחים, כצפוי. ריבית גבוהה יותר משמעותה ניכוי גדול יותר של ההכנסות הצפויות, ולכן – מחיר נוכחי נמוך יותר של הדירות, המתבטא בתשוואה נוכחית גבוהה יותר. לחלופין ניתן להתייחס לריבית כמייצגת תשוואה אלטרנטיבית גבוהה יותר, הפועלת להעלאת התשוואה הנדרשת על דירות, ולכן תשפיע חיובית על היחס הנאמד. הסיכון היחסי של השקעה בדירה מבוטא על ידי סטיית התקן של התשוואה על המניות וממוצע וסטיית תקן של הציפיות לאינפלציה. שני המשתנים מופיעים בניסוחים השונים עם סימן שלילי. שונות גדולה יותר במניות ובאינפלציה מקטינה את הסיכון היחסי בהשקעה בדירה, ועמו את התשוואה הנדרשת על השקעה בנכס זה, ולכן גם משתנה זה מקבל סימן שלילי. הפעילות הכלכלית, המבוטאת על ידי השינוי בתוצר, צפויה להשפיע חיובית על הביקוש העתידי, ולכן – על המחיר העתידי של הדירות³¹. ככל שרווחי ההון הצפויים גדולים יותר יורדת התשוואה השוטפת (משכר דירה) הנדרשת; משמע שהתוצר צפוי להשפיע על היחס הזה בסימן שלילי.

מלאי הדירות ביחס לאוכלוסייה צפוי להשפיע על המחיר העתידי של הדירות³². יחס דירות גדול יותר צפוי למתן את מחירי הדירות, ולכן התשוואה הנדרשת משכר דירה תגדל. בהתאם לכך משתנה זה מופיע עם סימן חיובי.

³⁰ האמידה בוצעה בריבועים פחותים. כל הרכיבים הנכללים במשוואה (13) צפויים להיות סטציונריים, אולם מבחני ADF אינם דוחים את ההשערה שחלק מהמשתנים כוללים שורש יחידתי, כלומר אינם סטציונריים. עם זאת, למבחני שורש יחידתי עוצמה נמוכה במדגמים קצרים, ומשמע שהם נוטים לקבל את השערת האפס – חוסר סטציונריות – גם כשזו אינה נכונה. אינדיקציה לתקפות תוצאות האמידה בהקשר זה מתקבלת מבדיקת סטציונריות לשאריות הרגרסיה. השאריות בכל הניסוחים התקבלו כסטציונריות ברמת מובהקות גבוהה (פחות מאחוז אחד) – תוצאה התומכת בתקפות האמידה.

³¹ כאן דרוש להניח שמשתנים אלו כבר אינם משפיעים על המחיר הנוכחי של שכר הדירה, והשפעתם תהיה רק על המחירים העתידיים.

³² ניסיון לכלול את שיעור השינוי של ההשקעה בבנייה למגורים מתוך החשבונאות הלאומית לא הניב תוצאות מובהקות.

לוח 1

אמידת הגורמים המשפיעים על יחס שכר הדירה למחיר הדירה

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	תקופת המדגם
1996q3- 2010q2 Rent/PH	1996q3- 2010q2 Rent/PH	1996q3- 2010q2 Rent/PH	1996q3- 2010q2 Rent/PH	1996q3- 2010q2 Diff. from HP $\lambda=10,000$	המשתנה התלוי
-0.81 (0.00)	-2.55 (0.00)	-0.63 (0.02)	-0.60 (0.01)	-0.09 (0.17)	הקבוע
0.072 (0.00)	0.17 (0.00)			0.033 (0.01)	הריבית הריאלית הארוכה (ממוצע נע של שני רביעים)
		0.043 (0.00)			הריבית על משכנתאות (ממוצע נע של שני רביעים)
			0.028 (0.00)		הריבית הריאלית לשנה (ממוצע נע של שני רביעים)
-0.70 (0.00)	-1.22 (0.01)	-0.68 (0.01)	-0.43 (0.11)	-0.38 (0.08)	סטיית התקן (8 רביעים) של השינוי במחירי המניות בפיגור
-0.06 (0.01)	-0.17 (0.00)	-0.04 (0.09)	-0.05 (0.01)		סטיית התקן (6 רביעים) של הציפיות לאינפלציה בפיגור
-2.52 (0.01)	-7.35 (0.00)	-2.24 (0.02)	-2.66 (0.00)		שיעור השינוי בתוצר (ממוצע נע 3 רביעים)
1.5E-05 (0.00)	4.9E-05 (0.00)	1.2E-05 (0.00)	1.2E-05 (0.00)		מלאי הדירות ביחס לאוכלוסייה, בפיגור (ממוצע נע 4 רביעים)
0.012 (0.00)	0.009 (0.04)	0.012 (0.00)	0.014 (0.00)	0.013 (0.00)	השינוי בשע"ח × שיעור החוזים הנקובים בדולרים
-0.06 (0.00)	-0.05 (0.07)	-0.07 (0.00)	-0.07 (0.00)	-0.05 (0.00)	משתנה דמי לרביע ראשון
-0.03 (0.08)	-0.03 (0.22)	-0.03 (0.05)	-0.02 (0.09)		משתנה דמי לרביע שני
0.69 (0.00)		0.76 (0.00)	0.79 (0.00)	0.82 (0.00)	המשתנה התלוי בפיגור
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	

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

היחס בין שכר הדירה למחיר הדירה מאופייין במיתאם סדרתי גבוה. כדי לתקן את המשוואה בגין מיתאם זה נכלל בה גם היחס בפיגור. המקדם המתקבל – בין 0.6 ל-0.8 – קטן באופן מובהק מ-1, אבל מעיד על קיומו של מיתאם סדרתי גבוה בסדרה³³. כדי לתקן את האמידה בגין המיתאם הסדרתי כללנו בה גם את המשתנה המוסבר בפיגור. לשם 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 ללא הפיגור גדולה משמעותית מאשר עמו, וגם המיתאם הסדרתי, כאמור, גדול יותר. את הכללתו של המשתנה התלוי בפיגור ניתן להצדיק בעובדה שהוא משמש את הפרטים לצורך בניית ציפיותיהם להתפתחות המחיר בעתיד.

אמידה באמצעות הסטיות ממגמת HP: בחנו את הגורמים המשפיעים על העלות של החזקת דירה גם באמצעות שימוש בסטיות ממגמת HP, שהוצגה בסעיף 6.1. כיוון שהמגמה של היחס הזה מייצגת השפעות של הטווח הבינוני והארוך, כגון מחזורי העסקים והשפעת מלאי הדירות ביחס לאוכלוסייה, לא נצפה למצוא השפעה של משתנים מסוג זה על הפער בין היחס בפועל למגמה³⁴. לכן נרצה לבדוק מהם המשתנים של הטווח הקצר – הריבית, הסיכון, שער החליפין – המשפיעים על הפער בין יחס שכר הדירה למחיר הדירה בפועל לבין המגמה שלו. טור (5) בלוח דלעיל 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. מהלוח עולה כי הריבית (הארוכה), סטיית התקן של מחירי המניות והתפתחות שער החליפין מסבירות חלק משמעותי מסטיות היחס מן המגמה³⁵ ומשפיעות בכיוון הצפוי, כפי שמתקבל מאמידת היחס עצמו.

אינדיקציות לקיומה של בועה

כדי לבדוק אם המחירים תואמים את גורמי היסוד של השוק, בדקנו אם 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 בניסוח (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

³³ אמידה באמצעות AR(1) מניבה תוצאות דומות, אך מובהקותם של חלק מהמשתנים נפגעת.

³⁴ השפעתם האפשרית של משתנים אלו (השינוי בתוצר ומלאי הדירות ביחס לאוכלוסייה) נבדקה ונמצאה לא מובהקת.

³⁵ המשוואה המוצגת כוללת גם את המשתנה התלוי בפיגור, כדי לתקן בגין המיתאם הסדרתי. גם ללא המשתנה התלוי בפיגור, שיעור ההסבר של המשוואה גבוה יחסית, לפחות 80 אחוזים, תוך עלייה בסטיית התקן שלה.

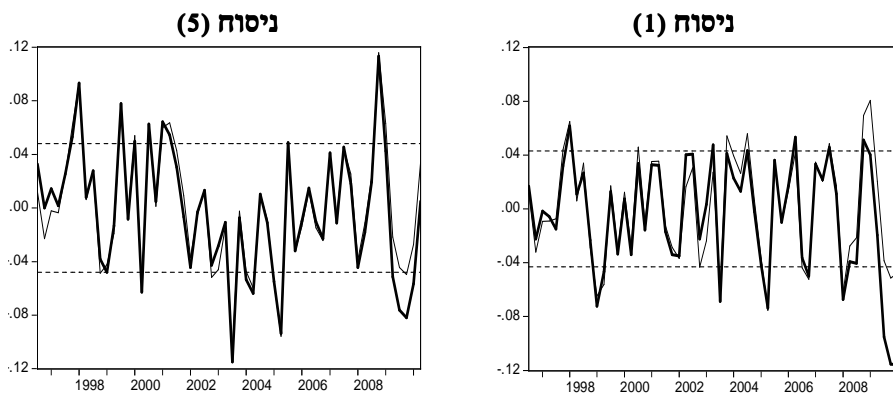
התלוי בפיגור – טור (2) – גדולות יותר לאורך כל תקופת המדגם, אך התפתחותן דומה.

ניתן לראות כי בשני הניסוחים ישנן סטיות גדולות מסטיית תקן אחת בתקופות מסוימות, אולם לא ניכרות חריגות גדולות מהיחס הנאמד. בניסוח (1), המציג את יחס שכר הדירה למחירי הדירות בפועל, ניכרת סטייה גדולה יחסית בסוף 2009, המצטמצמת 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, אשר בה ירד משמעותית היחס שבין שכר הדירה למחירי הדירות. כדי לבחון את יציבות התוצאות, נאמדו ניסוחים (1) ו-(5) לתת-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 (הקו העבה) ובאמידה עד 2010.2 (הקו הדק)



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 לתקופה המלאה לבין האמידה לתת-התקופה מתקבל בשנה 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 המוסכרת על ידי הקשרים שאפיינו אותו בעשור האחרון. הערך הממוצע של היחס בין שכר הדירה למחיר הדירה (התשואה הממוצעת מהשכרה) במדגם הוא 3.52 אחוזים. הסטייה הגדולה ביותר, המתקבלת מהאמידה החלקית לפי ניסוח (1), ומוצגת באיור 17, היא כ-0.1 נקודת אחוז – סטייה קטנה בלבד מהתשואה הממוצעת. משמע שבסוף המדגם המוצג כאן הסטיות אמנם חורגות מאלו המאפיינות את רובו, אולם הסטייה הכמותית של היחס-בפועל של שכר הדירה למחיר הדירה מהיחס המוסכר על ידי הגורמים הכלכליים אינה גדולה מאוד. כאשר בוחנים את הסטייה ממגמת HP מתקבל שההבדל בין שתי האמידות קטן יותר, והסטייה בתקופה האחרונה אינה חורגת מזו המאפיינת תקופות אחרות, גם באמידה לתקופה החלקית.

7. סיכום

במאמר זה בחנו את שאלת קיומה של בועה במחיר הדירות בישראל בשלוש שיטות שונות – מדידה ישירה, Kalman Filter ואמידה אקונומטרית. שלוש השיטות מתבססות על תיאוריה סטנדרטית לתמחור נכסים, שבעזרתה אמדנו את הרכיב הפונדמנטלי של מחירי הדירות, והפער בין המחיר בפועל לפונדמנטלי הוגדר כבועה. הממצאים שעולים משתי השיטות הראשונות שהוצגו – המדידה הישירה ו-Kalman Filter – מראים כי רמת מחירי הדירות אינה סוטה משמעותית מרמתם הפונדמנטלית. זאת אף על פי שקצב עליית המחירים החל מינואר 2008 היה חריג הן בהשוואה היסטורית והן לנוכח גורמי היסוד במשק. המסקנות שעולות מממצאי האמידה האקונומטרית פחות חד-משמעיות מאלו שהתקבלו בשתי הגישות הקודמות, אף כי גודל הסטייה של המחיר אינו נראה גדול.

לפי המדידה הישירה עליית המחירים הריאליים בשנים 2008 עד 2010 נתמכה בעליית ערכן הפונדמנטלי של הדירות. בהתאם לזאת הרכיב הבועתי במחירי הדירות בתקופה זו קטן. בחינת הרכיב הבועתי תוך התחשבות במינוף של משקי הבית מראה כי ככל שרמת המינוף עולה רכיב הבועה גבוה יותר, שכן עלויות המימון מורידות את המחיר הפונדמנטלי, ומשום כך מגדילות את רכיב הבועה. עם זאת, הפערים אינם גדולים, ואין בהם כדי לשנות את מסקנות הניתוח ללא מינוף. תוצאות האמידה בשיטת ה-Kalman Filter מתיישבות עם אלה המתקבלות בשיטה הראשונה, והן מראות שעליית המחירים האחרונה היא 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 – בין 3.6 ל-14 אחוזים; על כן אין לנו ביטחון רב בכימות ההשפעה.

מאמידת המשוואות בגישה האקונומטרית עולה כי נכון למחצית השנייה של שנת 2010, הסטייה 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 שהסטייה באמצע 2009 מלמדת שהסטיות של היחס בפועל מזה הצפוי חורגות מהסטיות המאפיינות את שאר התקופה. שוני זה בין שתי האמידות מלמד שייתכן כי הקשרים בין המשתנים המסבירים למשתנה הנאמד השתנו בתקופה האחרונה, דבר המעיד על סטיית יחס שכר הדירה למחיר הדירות מהרמה המוסכרת על ידי הקשרים שאפיינו אותו בעשור האחרון. ואולם, בחינת המשוואה האומדת את הסטייה של יחס שכר הדירה למחיר דירה ממגמת HP כמשתנה מוסבר ממתנת במידה ניכרת את המסקנה האחרונה. במשוואה זו ההבדל בין שתי האמידות קטן יותר, והסטייה בתקופה האחרונה אינה חורגת מזו המאפיינת תקופת אחרת, גם באמידה לתקופה החלקית.

בסיכום, מממצאי הבדיקות שהוצגו בעבודה זו אנו מסיקים כי רמת מחירי הדיור בישראל אינה חורגת משמעותית מרמה המשקפת את גורמי היסוד במשק, ולכן אנו לא מוצאים עדות לבועה במחיר. אם יש בועה 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, לריבית הריאלית ל-15 שנים וללוג שכר הדירה. אמידת שכר הדירה שימשה גם למדידה הישירה. הנספח מציג את תוצאות האמידה. מספר הפיגורים העצמיים (רכיב ה-AR) והפיגורים בממוצע הנע (רכיב ה-MA) לכל משתנה נבחר על פי שלושה מדדים (Information Criteria), המשקללים בין טיב ההתאמה של המודל מחד גיסא (כפי שמתבטא בלוג פונקציית הנראות) לדרגות החופש מאידך. המדדים שבהם השתמשנו הם Akaike Information Criterion, Schwarz Criterion, ו-Hannan-Quinn Information Criterion. לשם 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 שבה השתמשנו היא שירותי הדיור בבעלות הדיירים, מנוכים 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 כי התהליך הסטוכסטי שמצאנו עבור החוזים החדשים תקף גם עבור החוזים הקיימים. מובן 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

המשתנה התלוי: לוג שכר הדירה הריאלי בחוזים חדשים/מתחדשים (שירותי הדיוור בבעלות הדיירים)
תקופת המדגם: יוני 1999 – אוקטובר 2010

המשתנה	המקדם	סטיית התקן	Prob.
החותר	0.0260	0.0141	0.0644
AR(1)	2.3660	0.1499	0.0000
AR(2)	-2.3441	0.4083	0.0000
AR(3)	1.0677	0.5215	0.0406
AR(4)	-0.1420	0.3656	0.6977
AR(5)	0.0234	0.1153	0.8389
MA(1)	-0.8354	0.1964	0.0000
MA(2)	0.1798	0.2164	0.4062
MA(3)	0.5634	0.2111	0.0076
SE of Regression	0.0087		

הריביות הריאליות

לאמידת ה-Kalman Filter השתמשנו בריביות הריאליות על אג"ח לשנה ול-15 שנים הנגזרות מתוך עקום תשואות מוחלק. משקלול מדדי האינפורמציה בחרנו לאמוד את הריבית לשנה כתהליך $ARMA(2,5)$ ואת הריבית ל-15 שנים כתהליך $ARMA(8,4)$. תוצאות האמידה מוצגות בלוח 2.1.

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

הריבית הריאלית לשנה: ARMA(2,5) תקופת המדגם: ינואר 1996 – אוקטובר 2010				הריבית הריאלית ל-15 שנים: ARMA(8,4) תקופת המדגם: ינואר 1996 – אוקטובר 2010			
המשתנה	המקדם	סטיית התקן	Prob.	המשתנה	המקדם	סטיית התקן	Prob.
החותך	0.0018	0.0019	0.3665	החותך	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		

ביבליוגרפיה

רובינשטיין, י' (1999). מחירי הדירות בישראל בשנים 1974-1996 – "בועה" פיננסית? בתוך: ליאו ליידרמן (עורך), *אינפלציה ודיסאינפלציה בישראל*, בנק ישראל.

- Adalid, R. and C. Detken (2007). Liquidity shocks and asset price boom bust cycles, ECB working paper no. 732.
- 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.
- Ahuja, A. and N. Porter (2010). "Are house prices rising too fast in Hong Kong SAR?" IMF Working Paper, WP/10/273.
- Blanchard, O. J. (1979). "Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations", *Economic Letters* 3, 387–389.
- Bordo, M. D. and O. Jeanne (2002). "Booms-Busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy", NBER working paper 8966.
- Burmeister, E. and K. D. Wall (1982). "Kalman Filtering Estimation of Unobserved Rational Expectations with an Application to the German Hyperinflation", *Journal of Econometrics* 20, 255–284.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1989). "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors", *The Review of Financial Studies* 1(3), 195–228.
- Case, K. E. and R. J. Shiller (2004). "Is There a Bubble in the Housing Market?", *Brooking Papers on Economic Activity* 2, 299–342.
- Flood, R. P. and P. M. Garber (1980). "Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests", *Journal of Political Economy* 88(4), 745–770.
- Flood, R. P. and R. J. Hodrick (1986). "Asset Price Volatility, Bubbles, and Process Switching", *The Journal of Finance* 41(4), 831-842.
- Flood, R. P. and R. J. Hodrick (1990). "On Testing for Speculative Bubbles", *Journal of Economic Perspective* 4(2), 85–101.
- Gordon, M. J. (1962). *The Investment, Financing and Valuation of the Corporation*, Homewood, Irwin.

- Himmelberg, C., C. Mayer and T. Sinai (2005). "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions", *Journal of economic Perspectives* 19(4), 67–92.
- Maravall, A. and A. del Rio (2001). "Time Aggregation and the Hodrick-Prescott Filter", Banco de Espana Documento de trabajo no. 0108.
- McCarthy, J. and R. W. Peach (2004). "Are Home Prices the next 'Bubble'?", *FRBNY Economic Policy Review*, 1–17.
- Nelson, C. R. and A. F. Siegel (1987). "Parsimonious Modeling of Yield Curves", *Journal of Business* 64(4), 473–489.
- Shiller, R. J. (1980). "The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency", *The Journal of Finance* 36(2), 291–304.
- Shiller, R. J. (1981). "Do Stock Price Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?", *The American Economic Review* 71(3), 421–436.
- Shiller, R. J. (2007). "Understanding Recent Trends in House Prices and Home Ownership", NBER working paper 13553.
- Sinai, T. and N. Souleles (2005). "Owner Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk", *Quarterly Journal of Economics* 120(2), 763–789.
- Svensson, L. E. O. (1994). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994", *International Monetary Fund, IMF Working Paper* 94/114.
- Taipalus, K. (2006). "A Global House Price Bubble? Evaluation Based on a New Rent-Price Approach", Bank of Finland Research Discussion Papers, 29.
- Wu, Y. (1995). "Are There Rational Bubbles in Foreign Exchange Markets? Evidence from an Alternative Test", *Journal of International Money and Finance* 14(1), 27–46.
- Wu, Y. (1997). "Rational Bubbles in the Stock Market: Accounting for the US Stock-Price Volatility", *Economic Inquiry* 35, 309–319.
- Weeken, O. (2004). "Asset Pricing and the Housing Market", Bank of England Quarterly Bulletin: Spring 2004, 32–40.