

**חטיבת המחקר**



**בנק ישראל**

**ניתוח שוק הדיור בישראל:  
קשרי הטווח הארוך והדינמיקה של הטווח הקצר\***

**יוסי יכין<sup>†</sup>, ינון גמרסני<sup>‡</sup>**

סדרת מאמרים לדיון 2021.08  
מאי 2021

---

בנק ישראל – <https://www.boi.org.il>

\* אנו מודים לאלכס אילק, יוסי ג'יברה, דיוויד ג'נסוב, איתמר כספי, סיגל ריבון ולמשתתפי הסמינר בבנק ישראל על הערותיהם המועילות. כן אנו מודים לדניאל לוי, מיכאל קוזין ויותם ניר על העזרה המצוינת באיסוף הנתונים. טעויות כלשהן הן של הכותבים בלבד.

<sup>†</sup> חטיבת המחקר, בנק ישראל. דוא"ל: [Yossi.Yakhin@boi.org.il](mailto:Yossi.Yakhin@boi.org.il)

<sup>‡</sup> חטיבת המחקר, בנק ישראל. דוא"ל: [Inon.Gamrasni@boi.org.il](mailto:Inon.Gamrasni@boi.org.il)

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

**חטיבת המחקר, בנק ישראל, ת"ד 780 ירושלים 91007**

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

# ניתוח שוק הדיור בישראל:

## קשרי הטווח הארוך והדינמיקה של הטווח הקצר

יוסי יבין, ינון גמרסני

### תקציר

שוק הדיור מאופיין בסטיות ממושכות משיווי המשקל של הטווח הארוך, ואלה משפיעות על הדינמיקה בשוק כבר בטווח הקצר. לכן, בכל ניתוח אמפירי של שוק הדיור יש לזהות את קשרי הטווח הארוך. עבודה זו אומדת מודל אקונומטרי לשוק הדיור בישראל לשנים 1980–2019. קשרי הטווח הארוך נאמדים על בסיס המודל התיאורטי של DiPasquale and Wheaton (1992), ובאמצעותו אנו מבקשים ללמוד על מאפייני שוק הדיור בישראל ועל הגורמים שתורמו להתפתחות מחירי הדירות, שכר הדירה והיקף הבנייה בתקופת המדגם. המודל שופך אור על הדינמיקה שבין מחירי הדירות לשכר הדירה: עלייה של שכר הדירה פועלת לעלייה של מחירי הדירות, משום שגידול התשואה מהבעלות מביא לגידול הביקוש לרכישתן; כנגד זאת, עלייתם של מחירי הדירות פועלת לירידה של שכר הדירה, משום שעליית מחירן תומכת בגידול של היצע הדירות. עוד אנו מוצאים כי הן הביקוש והן ההיצע קשורים בטווח הארוך, ועל כן זעזועים בשוק מתבטאים בעיקר בשינוי של המחירים. אשר לגורמים לעליית מחירי הדירות שהחלה ב-2008 – מאמידת המודל עולה כי כמחצית מעליית המחירים בשנים 2008–2011 נבעה מתמחור חסר של הדירות בתקופה שקדמה לכך. המדיניות המוניטרית תרמה גם היא לעליית המחירים בתקופה זו, אך להערכתנו תרומתה הייתה משנית. למחסור בדירות תרומה מתונה אך מתמשכת לעליית המחירים, והחל מ-2012 המחסור בדירות לצד גידול הכנסתם של משקי הבית הם הגורמים העיקריים לעלייתם. הבנייה המואצת בשנים האחרונות הביאה לצמצום המחסור בסוף המדגם.

מילות מפתח: שוק הדיור, מחירי הדירות, קואינטגרציה, מודל תיקון-טעות

סיווג JEL: R31, R21, C22

# **The Housing Market in Israel: Long-Run Equilibrium and Short-Run Dynamics**

**Yossi Yakhin, Inon Gamrasni**

## **Abstract**

The housing market is characterized by persistent deviations from the long-run equilibrium, and these deviations affect market dynamics in the short run. Therefore, any empirical analysis of the housing market must identify these long-run relations. This paper estimates an econometric model for the housing market in Israel for the years 1980–2019, where the long-run relations are estimated based on the theoretical model of DiPasquale and Wheaton (1992). We utilize the model to learn about the characteristics of the Israeli housing market and about the factors driving home prices, rents, and construction activity during the sample period. The model sheds light on the interaction between home prices and rents: A rise in rents pushes prices higher as it increases the return from home ownership. In contrast, an increase in home prices reduces rents because it stimulates housing supply. We also find that both demand and supply are inelastic in the long run; as a result, external shocks to the market are mainly manifested as changes in prices rather than quantities. As for the factors behind the surge in house prices that started in 2008, the estimation of the model suggests that about half of the rise in prices during 2008–11 was driven by undervaluation of homes in the preceding period. Monetary policy also supported prices during that period, though our estimates suggest that it played a minor role. Supply-side shortage had a moderate but persistent effect on house prices, and starting in 2012 supply shortage alongside rising household income are the main factors supporting prices. The acceleration in construction activity in recent years closed much of the supply shortage toward the end of the sample period.

**Keywords:** Housing Market, Home Prices, Co-integration, Error-Correction Model

**JEL Classification:** C22, R21, R31

## 1. פתיחה

ההוצאה על שירותי דיור היא רכיב ההוצאה הגדול ביותר של משקי הבית, רכישת דירה היא העסקה הגדולה ביותר של מרבית משקי הבית במהלך חייהם, ודירות הן רכיב משמעותי מתיק הנכסים שלהם<sup>1</sup>. אין זה מפתיע אפוא שעליית מחירי הדירות ושכר הדירה בישראל זה למעלה מעשור הציבו את שוק הדיור במרכז השיח הציבורי והמדיניות הממשלתית. כל אלה מצביעים על החשיבות של הבנת ההתפתחויות בשוק הדיור ועל הצורך בכלים לניתוחו. בעבודה זו אנו מפתחים מודל אקונומטרי לניתוח שוק הדיור בישראל, ובאמצעותו שופכים אור על הגורמים שהביאו לעליית המחירים שהחלה ב-2008. כן מלמד המודל על קשרי הגומלין בטווח הקצר ובטווח הארוך בין המשתנים השונים בשוק, למשל בין מחירי הדירות לשכר הדירה, על השפעתה של המדיניות המוניטרית, על גמישות המחירים והכמויות ועל גמישות הביקוש וההיצע.

שוק הדיור מגיב באיטיות לזעזועים, וכתוצאה מכך סטיות משיווי המשקל של הטווח הארוך יכולות להימשך שנים ארוכות<sup>2</sup>. ואולם הסטיות מקשרי הטווח הארוך משפיעות על הדינמיקה בשוק כבר בטווח הקצר, ולכן על כל ניתוח אמפירי לזהות קשרים אלה. לשם כך יש לבסס את הניתוח על מדגם ארוך דיו, שיכלול מספר מחזורים, והישענות על מודל מבני יכולה לסייע גם היא בזיהוי של קשרי הטווח הארוך. המדגם בעבודה זו מתפרס על פני ארבעה עשורים – השנים 1980–2019 (בתדירות שנתית) – והספציפיקה האקונומטרית של משוואות הטווח הארוך נסמכת על המודל התיאורטי של DiPasquale and Wheaton (1992) – להלן DW. הניתוח מסתמך אפוא הן על מדגם ארוך, הכולל מספר מחזורים, והן על מודל מבני. הדינמיקה של הטווח הקצר נאמדת במסגרת מודל תיקון-טעות (error-correction), הנותנת ביטוי להשפעת הסטיות מקשרי הטווח הארוך על ההתפתחויות בשוק בטווח הקצר.

מודל DW מספק מסגרת פשוטה ונוחה לניתוח שוק הדיור. למודל ארבעה רכיבים: (1) שוק שירותי הדיור; (2) משוואות תמחור הנכסים; (3) היצע הבנייה; ו- (4) משוואות מלאי-זרם, הקושרת בין היקף הבנייה למלאי הדירות. המשתנים האנדוגניים במודל הם שכר הדירה, מחירי הדירות, היקף הבנייה ומלאי הדירות. שכר הדירה נקבע בשוק לשירותי דיור בהינתן מלאי הדירות וגורמי ביקוש אקסוגניים; מחירי הדירות נקבעים באמצעות משוואות תמחור הנכסים, בהינתן שכר הדירה והתשואות בשוק ההון; היקף הבנייה נקבע על ידי היצע הבנייה, בהינתן מחירי הדירות ועלויות הבנייה. קשרים אלה מבטאים את קשרי שיווי המשקל בשוק בטווח הארוך.

אנו מוצאים כי לסטיות מקשרי הטווח הארוך השפעה מכרעת על הדינמיקה בטווח הקצר: לאורך המדגם המחסור (או העודף) בדירות יחסית לצורכי הטווח הארוך משפיע על שכר הדירה, על מחירי הדירות ועל היקף הבנייה. רמת מחירי הדירות יחסית לערכן הנגזר ממשוואות תמחור הנכסים משפיעה על מחירי הדירות ועל היקף הבנייה; ובניית יתר יחסית לעקומת ההיצע משפיעה על היקף הבנייה.

הניתוח בעבודה זו מעלה מספר אינדיקציות, אשר לפיהן עליית מחירי הדירות בשנים 2008–2011 נבעה בעיקר מתמחור חסר של הדירות בשנים הקודמות, וזאת בדומה לממצאיהם של Dovman et al. (2012). אומדן משוואות תמחור הנכסים מעלה כי ערב עליית המחירים, בשנים 2006–2007, המחירים בפועל היו נמוכים בכ-13.7 אחוזים בממוצע מרמתם בשיווי המשקל של הטווח הארוך. סימולציה דינמית המעריכה

<sup>1</sup> בישראל שווי הדירות הוא כ-52 אחוזים מערך הנכסים של משקי הבית (נתוני 2018), בנק ישראל (2020). Arrondel et al. (2016). סוקרים 15 מדינות בגוש האירו ומוצאים שבממוצע דירות מהוות כ-51 אחוזים מערך הנכסים של משקי הבית (נתוני 2013). בארה"ב השיעור נמוך יותר – כ-31 אחוזים (נתוני 2016), Bricker, Moore and Thompson (2019).

<sup>2</sup> ראו למשל Bar-Nathan et al. (1998) לגבי ישראל ו-Adams and Füss (2010) לגבי פאנל של 15 מדינות OECD.

את מחירי הדירות על סמך התפתחות משתנים אקסוגניים בלבד (ותנאי התחלה מ-1980) מצביעה על תמחור חסר גדול מעט יותר. נציין שהמודל אינו מיטיב לעקוב אחר המחירים בשנים 2008–2011, ובתקופה זו השארית הלא מוסברת של המודל גדולה, אולם זאת לאחר שבשלוש השנים קודם לכן נרשמה שארית גדולה אף יותר בכיוון ההפוך. מבנה שאריות כזה הוא חריג בתקופת המדגם, ולכן נראה כי הוא תומך במסקנה שעליית המחירים נבעה בעיקרה מתמחור חסר של הדירות ערב התקופה. בסיכומי של דבר אנו מעריכים שכמחצית מעליית המחירים בשנים 2008–2011 נבעה מתמחור חסר.

נגר וסגל (2011) הדגישו את תרומתה של המדיניות המוניטרית לעליית המחירים שהחלה ב-2008. אנו מוצאים שהריבית הריאלית הקצרה (ריבית בנק ישראל בניכוי הציפיות לאינפלציה) מסבירה כרבע מעליית המחירים בשנים 2008–2011. זו אכן תרומה משמעותית, אך כאמור זה אינו הגורם העיקרי. חשוב גם להבחין בין הריבית הריאלית הקצרה למדיניות המוניטרית, שכן הריבית הריאלית מושפעת, דרך הציפיות לאינפלציה, מגורמים נוספים, ולא רק מהמדיניות. להערכתנו ההשפעה הישירה של המדיניות המוניטרית על המחירים נמוכה בכ-45 אחוזים מהשפעתה של הריבית הריאלית הקצרה.

אנו מגדירים את המחסור בדירות כפער שבין הכמות המבוקשת למלאי הדירות הקיים. הכמות המבוקשת תלויה בצרכים הדמוגרפיים, בהכנסת משקי הבית ובמחיר שירותי הדיור (שכר הדירה). מצאנו כי החל משנת 2007 שורר מחסור מתמשך בדירות, אולם היקפו אינו גדול במיוחד – עד כ-0.7 אחוז מהמלאי (כ-16,000 דירות ב-2008). עם זאת, עקב רגישות גבוהה של המחיר למחסור בדירות, המחסור תמך באופן מתמשך בעליית מחירי הדירות בכ-1.8 אחוזים בממוצע לשנה (במונחים ריאליים) לאורך מחזור עליית המחירים האחרון.

המודל שופך אור על הדינמיקה שבין מחירי הדירות לשכר הדירה. שני המשתנים משפיעים זה על זה, אולם בכיוונים מנוגדים: עלייה אקסוגנית של שכר הדירה פועלת לעלייה של מחירי הדירות כתוצאה מגידול התשואה של הבעלות על דירות, המגדיל את הביקוש לרכישתן. כנגד זאת, עלייה אקסוגנית של מחירי הדירות פועלת לירידה של שכר הדירה, משום שעליית המחיר מביאה לגידול היצע, ועל כן לירידה במחיר שירותי הדיור. תוצאה זו מתקבלת הן מהמודל התיאורטי והן מהאמידה האקונומטרית, והיא עקבית עם ממצאיו של Rubinstein (1998).

עוד אנו מוצאים כי הן הביקוש והן ההיצע קשיחים יחסית בטווח הארוך, בדומה לממצאיהם של Bar-Nathan et al. (1998). תוצאה זו אינה מפתיעה, משום שבנתונים הגולמיים השינוי העיקרי על פני זמן ניכר במחירים ופחות במלאי הדירות.

מספר עבודות בחנו את התפתחות שוק הדיור בישראל, והקרובה ביותר לשלנו היא זו של Bar-Nathan et al. (1998), שאמדו מודל מבני לשנים 1974–1990. בדומה לנו הם הסתמכו על מודל DW כמוטיבציה לספציפיקציה האקונומטרית של המודל, אך הם שמו דגש מיוחד בפירוט תהליך הייצור של דירות בטווח הקצר. Bar-Nathan et al. (1998) מצאו שהשפעתם של זעזועים על שוק הדיור היא מתמשכת, ועובר זמן רב – 15–20 שנים – ממועד הזעזוע עד שהשוק מתכנס בחזרה לשיווי משקל. לפיכך, כדי לאמוד באופן מהימן את הקשרים ארוכי הטווח על בסיס משוואות צורה מצומצמת, כפי שנעשה במספר עבודות<sup>3</sup>, נדרש, לטענתם, מדגם ארוך מאוד, שכן משוואות כאלה מניחות שלאורך המדגם השוק נמצא בממוצע סביב שיווי המשקל

<sup>3</sup> למשל Mankiw and Weil (1989) לגבי שוק הדיור האמריקאי, ונגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017) לגבי השוק הישראלי.

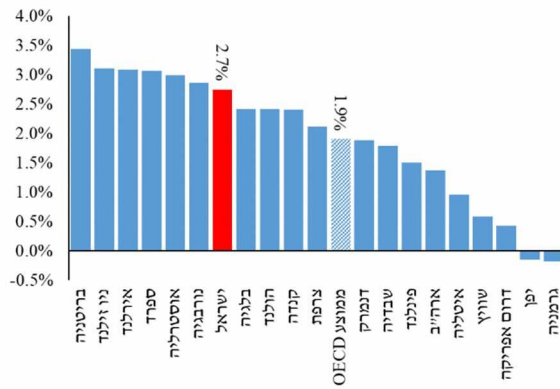
של הטווח הארוך. כמו כן, וכפי שצוין לעיל, הם מצאו, וכמותם אנחנו, שהן הביקוש והן ההיצע קשיחים למדי בטווח הארוך.

נגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017) השתמשו במדגם מאוחר יותר, ובחנו את הגורמים לעלייה החדה של מחירי הדירות שהחלה ב-2008. נגר וסגל (2011) אמדו משוואות לדינמיקה של מחירי הדירות ושל שכר הדירה. הם השתמשו במשוואות תמחור הנכסים כקשר קו-אינטגרטיבי יחיד המתאר את שיווי המשקל בטווח הארוך. כן הם מצאו – ובדומה להם מצאנו גם אנחנו – שעליית הריבית פועלת לירידת מחירי הדירות ולעליית שכר הדירה. עם זאת, מספר תוצאות בעבודתם אינן מתיישבות עם התוצאות של עבודה זו. בפרט: הם הדגישו את תרומתה של המדיניות המוניטרית כגורם המרכזי לעליית המחירים שהחלה ב-2008, ואילו אנו מוצאים שתרומתה הייתה משנית; הם מוצאים השפעה חיובית של המחירים על שכר הדירה, ואנו מוצאים השפעה הפוכה. Weiner and Fuerst (2017) אמדו משוואה רק למחירי הדירות. במסגרת הבחינה של הקשרים ארוכי הטווח הם בחנו קשר קו-אינטגרטיבי יחיד בין משתנים רבים יחסית, אולם בלי לספק מוטיבציה כלכלית לקשר שנמצא. עבודתם התמקדה בהשפעת גורמי סיכון משוק ההון על המחירים, ומדד ה-VIX שימש בה אומדן לסיכון זה. הם מצאו השפעה חיובית של הסיכון משוק ההון על מחירי הדירות, והסבירו שכאשר הסיכון בשוק ההון גדל, משקיעים עוברים לרכישת דירות, ועל כן מחירי הדירות עולים.

נוסף על עבודות אלה בחנו גם Dovman et al. (2012) ו-Rubinstein (1998) את התפתחות מחירי הדירות בישראל, אולם ניתחו אותה רק באמצעות משוואות תמחור הנכסים והתמקדו בשאלה אם התפתחה בועה במחירי הדירות. Dovman et al. (2012) בחנו את התפתחות המחירים בשנים 1996–2010. הם לא מצאו עדות לקיומה של בועה, וטענו שחלק ניכר מעליית המחירים שהחלה ב-2008 נבע מרמתם הנמוכה בתחילת התקופה, בדומה לממצאי עבודתנו. Rubinstein (1998) אמד משוואות תמחור נכסים לשנים 1974–1996 והתמקד בהשפעת שוונות האינפלציה על פרמיית הסיכון של דירות. הוא מצא קשר חיובי בין רמת האינפלציה לשוונותה וקשר שלילי בין שוונות האינפלציה למחירי הדירות. הוא הסביר שבעלות על דירה מספקת ביטוח נגד אינפלציה לא צפויה, ועל כן, לטענתו, בשנות האינפלציה הגבוהה בישראל מחירי הדירות (במונחים ריאליים) נתמכו בירידה של פרמיית הסיכון. מצאנו תמיכה לממצאיו, ובפרט – שהכללת תנודתיות האינפלציה במשוואות תמחור הנכסים משפרת את אמידתה.

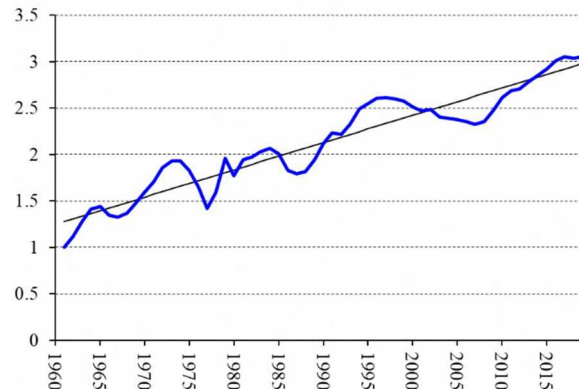
המשך העבודה בנוי כדלקמן. הסעיף הבא מציג נתונים בסיסיים על שוק הדיור בישראל החל משנות ה-60 של המאה הקודמת, ומסביר את השיקולים לבחירת תקופת המדגם לניתוח האקונומטרי בעבודה זו. סעיף 3 מציג את המודל התיאורטי של DW. סעיף 4 מציג את הנתונים המשמשים לאמידת המודל. סעיף 5 אומד את משוואות הטווח הארוך, גוזר את הסטיות מהן ומציג אומדנים לגמישויות הטווח הארוך. סעיף 6 אומד את משוואות הטווח הקצר. סעיף 7 מציג סימולציה דינמית של המודל ואת תרומות המשתנים השונים להתפתחות מחירי הדירות, שכר הדירה והיקף הבנייה. סעיף 8 מציג גמישויות דינמיות של המודל (Impulse Response Functions), וסעיף 9 מסכם.

**איור 2.2: קצב עליית מחירי הדירות במדינות OECD**  
השיעור השנתי בממוצע, 1970–2019\*



המקור: OECD Analytical House Prices Database ועיבודי המחברים.  
\*שיפוע קו המגמה הליניארית של לוג המחיר הריאלי. מחירי הדירות מנוכים במחירי התצרוכת מהחשבונאות הלאומית. נתוני ספרד מתחילים ב-1971, ונתוני שאר המדינות מתחילים ב-1970.

**איור 2.1: מחירי הדירות בניכוי CPI ללא דיור**  
לוג מדד, 1961–2019



## 2. מבט ארוך טווח על שוק הדיור: עובדות מסוגננות (Stylized Facts)

בסעיף זה נציג אינדיקטורים מרכזיים לשוק הדיור לאורך תקופה של כשישה עשורים, מתחילת שנות ה-60 של המאה הקודמת ועד 2019; עם אלה נמנים המחיר הריאלי של דירות, המחיר ביחס להכנסה וביחס לשכר הדירה, והתפתחות מלאי הדירות יחסית לדמוגרפיה. ננסה ללמוד על תכונות שוק הדיור ולאפיין אותו באמצעות מספר עובדות מסוגננות, העולות מבחינה לא פורמלית של הנתונים. לבסוף, בחינת הנתונים תשרת אותנו בהפקת מסקנות עבור המודל האקונומטרי שנאמוד בהמשך העבודה ובבחירת תקופת המדגם לאמידתו.

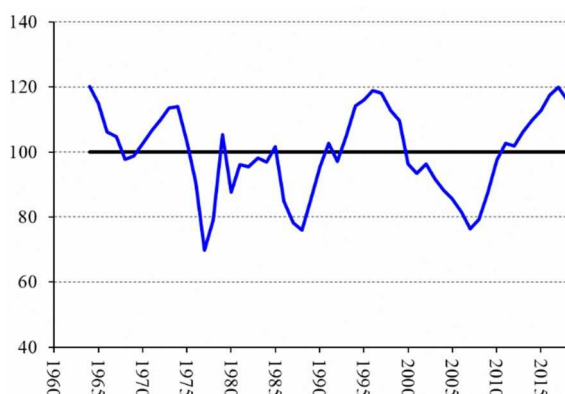
איור 2.1 מציג את (לוג) מדד מחירי הדירות בניכוי מדד המחירים לצרכן ללא דיור. שתי עובדות בולטות מהאיור: (1) ניכרת מגמת עלייה במחירים, ו-(2) השתנות המחירים מאופיינת במחזורים ארוכים. המחיר הריאלי של הדירות עולה בממוצע בקצב של כ-2.9 אחוזים בשנה (שיפוע קו המגמה באיור 2.1), ובניכוי מדד המחירים הכללי (לא מוצג) הם עולים בקצב נמוך מעט יותר – כ-2.4 אחוזים בשנה. שיעורים אלה אינם חריגים בהשוואה בין-לאומית. איור 2.2 מציג את שיעורי עליית המחירים הריאליים<sup>4</sup> ב-19 מדינות OECD שלגביהן יש לנו נתונים מתחילת שנות ה-70 של המאה הקודמת ואת שיעור עליית המחירים בתקופה המקבילה בישראל<sup>5</sup>. בחמשת העשורים האחרונים מחירי הדירות במדינות ה-OECD עלו בממוצע ריאליים בקצב שנתי ממוצע של כ-1.9 אחוזים. באותה התקופה, החל מ-1970, קצב עליית המחירים בישראל היה אמנם גבוה יותר, כ-2.7 אחוזים בשנה, אך לא חריג ביחס לנתוני מדינות ה-OECD (איור 2.2).

כאמור, ניכר מאיור 2.1 כי המחירים מאופיינים במחזורים ארוכים למדי, ובמיוחד המחזור האחרון: זה החל ב-1997 ונמשך כעשרים שנים (בהנחה שבקצה המדגם השוק אכן הגיע לשיא המחזור). המשמעות של מחזורים ארוכים היא, כי על אף המגמה ארוכת הטווח של עליית המחירים ייתכנו במהלכה תקופות ממושכות של ירידתם. כך, למשל, בעשור שהחל ב-1997, שיא המחזור הקודם, והסתיים ב-2007, שיא השפל במחזור הנוכחי, ירדו המחירים בכ-25 אחוזים (בממוצע ריאליים).

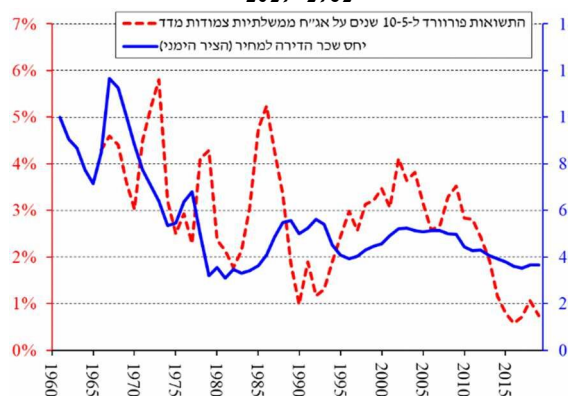
<sup>4</sup> המחיר הנומינלי בניכוי מחירי התצרוכת של החשבונאות הלאומית.

<sup>5</sup> לצורך השוואה תקפה עם מדינות ה-OECD גם הנתון של ישראל מנוכה במחירי התצרוכת של החשבונאות הלאומית.

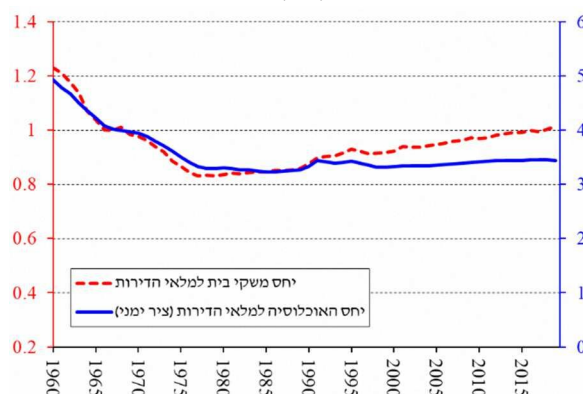
**איור 2.3: יחס מחירי הדירות לתוצר לנפש**  
מדד, ממוצע = 100, 1964–2019



**איור 2.4: יחס שכר הדירה למחיר והתשואה הריאלית פרוורד לטווח הבינוני-ארוך**  
2019–1961



**איור 2.5: התפתחות הדמוגרפיה יחסית למלאי הדירות**  
2019–1960



**איור 2.3** מציג את יחס המחירים לתוצר לנפש. התוצאה הבולטת ביותר העולה מהאיור היא שלאורך תקופת המדגם יחס זה חסר מגמה. משמע שלאורך זמן שיעור העלייה של מחירי הדירות דומה לשיעור עלייתה של ההכנסה. באיור בולטים גם המחזורים שראינו במחירים, וניכר שבקצה המדגם המחירים גבוהים יחסית להכנסה, אך בסדר גודל שדומה לשיאי העבר.

**איור 2.4** מציג את יחס שכר הדירה למחירים ומשווה אותו לתשואה הריאלית האלטרנטיבית משוק ההון (תשואת הפרוורד לטווח הבינוני-ארוך של אג"ח ממשלתיות צמודות מדד). השוואה זו נגזרת ממשוואת תמחור נכסים סטנדרטית, המשווה את התשואה מבעלות על דירות לתשואה הנגזרת מהחזקת נכסים פיננסיים אלטרנטיביים. עקרונית יש להוסיף להשוואה גם פרמיית סיכון ואת שיעור רווחי ההון הצפויים, אך אם אלה חסרי מגמה לאורך תקופה ארוכה, נצפה כי התפתחות יחס שכר הדירה למחירים תעקוב בקירוב אחר התשואה משוק ההון<sup>6</sup>. מהאיור אכן ניכר המתאם החיובי בין הסדרות, להוציא את התקופה שסביב גל העלייה של תחילת שנות ה-90. על כן נראה כי התנועה המשולבת של שכר הדירה, מחירי הדירות ותשואת הפרוורד מתיישבת בקירוב עם הקשר ארוך הטווח, בדומה לנגזר ממשוואת תמחור הנכסים.

<sup>6</sup> באמידה האקונומטרית של קשרי הטווח הארוך נתחשב גם בפרמיית הסיכון הנובעת מתנודתיות האינפלציה, כפי שמציע Rubinstein (1998). גורם סיכון זה אינו סטטיסטי בתקופת המדגם, בשל האינפלציה הגבוהה ששררה בשנות ה-80.



איור 2.5 מציג את התפתחות הדמוגרפיה יחסית למלאי הדירות<sup>7</sup>, כאשר את המצב הדמוגרפי אנו מודדים באמצעות מספר משקי הבית ובאמצעות האוכלוסייה הכללית. יחס הדמוגרפיה למלאי הדירות נותן אינדיקציה לצפיפות הדיוור. משני המדדים ניכרת ירידה מתמשכת של הצפיפות מתחילת המדגם עד סוף שנות ה-70, ככל הנראה כתוצאה מתהליך מתמשך של קליטת גלי העלייה הגדולים בשנותיה הראשונות של המדינה. החל משנות ה-80 ניכרת יציבות של מספר הנפשות ליחידת דיוור, כ-3.3 עד 3.4, אולם יחסית למספר משקי הבית הייתה עלייה מתמשכת בצפיפות, דבר המצביע על ירידה מתמשכת של מספר הנפשות למשק בית. ב-1980 היו כ-0.84 משקי בית לכל יחידת דיוור ובקצה המדגם היחס עומד על 1.01<sup>8</sup>.

לסיום סעיף זה נציין כי המחזורים הארוכים, כפי שעולה מאיורים 2.1 ו-2.3, מרמזים כי ייתכנו סטיות ממושכות משיווי המשקל של הטווח הארוך. ככל שאלה משפיעות על הדינמיקה גם בטווח הקצר, כל ניתוח של שוק הדיוור חייב להתבסס על מדגם ארוך אשר יכלול מספר מחזורים. עבודות קודמות שניתחו את שוק הדיוור בישראל התבססו על מדגמים קצרים יחסית. נגר וסגל (2011) ניתחו את שוק הדיוור בשנים 1999–2010, ו-Weiner and Fuerst (2017) השתמשו במדגם ארוך מעט יותר, 1998–2013. בשני המקרים המדגמים אינם מכסים ולו מחזור אחד (איורים 2.1 ו-2.3), ועל כן הם אינם יכולים לזהות כראוי את קשרי הטווח הארוך. לעומתם בעבודה מוקדמת יותר השתמשו Bar-Nathan et al. (1998) במדגם לשנים 1974–1990. מבחינת הנתונים נראה שמדגם זה כולל יותר ממחזור אחד, ובנוסף המודל שלהם מתבסס על זיהוי מבני של משוואות שוק הדיוור, ועל כן הוא כנראה מיטיב יותר לאמוד את קשרי הטווח הארוך.

בעבודה זו נשאף לשלב קשרים מבניים עם מדגם ארוך דיו, שיאפשר אמידה טובה של קשרי הטווח הארוך. השוואת ההתפתחות הדמוגרפית למלאי הדירות (איור 2.5) מרמזת שעד סוף שנות ה-70 המדינה הייתה בעיצומו של תהליך קליטת-עלייה מתמשך, ונראה ששנים אלה אינן מייצגות התפתחות יציבה של שוק הדיוור סביב שיווי משקל ארוך טווח. על כן, לצורך הניתוח האקונומטרי אנו בוחרים להתחיל את המדגם ב-1980 – השנה שבה, בקירוב, החל תהליך יציב יותר של התפתחות מלאי הדירות יחסית לדמוגרפיה. זאת בין אם הדמוגרפיה נמדדת באמצעות גודל האוכלוסייה ובין אם היא נמדדת באמצעות מספר משקי הבית.

### 3. מודל DiPasquale–Wheaton לשוק הדיוור

בסעיף זה נתאר בקצרה את המודל התיאורטי של DiPasquale and Wheaton (1992) לניתוח שוק הדיוור<sup>9</sup>. המודל, כפי שמציינים DW, מתאים לניתוח שיווי המשקל של הטווח הארוך ופחות לתיאור הדינמיקה של הטווח הקצר. בהמשך העבודה מסגרת זו תיתן את המוטיבציה לספציפיקציה האמפירית של משוואות הטווח הארוך במודל האקונומטרי. לאחר האמידה נבחן דרך עדשת המודל התיאורטי את התגובה האמפירית של המשתנים האנדוגניים (המחירים והכמויות) לזעזועים שונים.

המודל מתומצת בפאנל A של איור 3.1. במודל ארבעה משתנים אנדוגניים: מלאי הדירות (הציר האופקי לימין), שכר הדירה (הציר האנכי כלפי מעלה), מחירי הדירות (הציר האופקי לשמאל) והיקף הבנייה (הציר האנכי כלפי מטה). המשתנים האקסוגניים הם ההתפתחות הדמוגרפית וההכנסה, המשפיעים על הביקוש

<sup>7</sup> אנו מודדים את מלאי הדירות בדומה לשיטתם של נגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017); עם זאת אנו סבורים שהאומדן המתקבל אומדן בחסר את קצב הגידול של מלאי הדירות, לפחות החל מ-1995. ראו פירוט בחלק 4.1.1.

<sup>8</sup> ראו דיון על מדידת הדמוגרפיה בחלק 4.1.1 ובנספח א.

<sup>9</sup> ראו גם Colwell (2002) להרחבות של המודל.

לשירותי דיור; התשואה משוק ההון, שמשפיעה על תמחור הדירות; ועלות הבנייה, שמשפיעה על היקף הבנייה. למודל ארבעה רכיבים, המתוארים בארבעת הרביעים של האיור:

(1) הרביע הראשון מתאר את השוק לשירותי דיור. מלאי הדירות הוא משתנה מצב במודל, ועל כן היצע שירותי הדיור בטווח הקצר קשיח לחלוטין (עקומת SRS); בטווח הארוך ההיצע עולה משמאל לימין (עקומת LRS). את דרך בניית עקומת LRS נתאר לאחר הצגת שאר רכיבי המודל. מצד הביקוש, הכמות המבוקשת לשירותי דיור יורדת עם עליית שכר הדירה (מחיר שירותי הדיור), והתפתחות הדמוגרפיה וההכנסה במשק מסיטים את עקומת הביקוש: עלייתם מגדילה את הביקוש לשירותי דיור.

(2) הרביע השני מייצג את משוואת תמחור הנכסים. מחיר הדירות נקבע כיחס שבין שכר הדירה (שנקבע ברביע הראשון) לתשואה האלטרנטיבית משוק ההון (i). עלייה בריבית מתלילה את שיפוע הקרן מהראשית ברביע השני, ובהינתן רמה נתונה של שכר הדירה מחיר הדירות יורד.

(3) הרביע השלישי מציג את שוק הבנייה. הכמות המוצעת של הבנייה עולה עם מחיר הדירות (שנקבע ברביע השני), ועלות הבנייה מסיטה את עקומת ההיצע. גידול של העלות מקטין את ההיצע, ועבור רמה נתונה של מחיר הדירות היקף הבנייה מצטמצם.

(4) הרביע הרביעי מציג זהות מלאי-זרם, הקושרת בין היקף הבנייה והיקף הפחת למלאי הדירות<sup>10</sup>. היקף הבנייה נקבע כאמור ברביע השלישי. כנגד זאת, היקף הפחת שווה לשיעורו (δ) כפול מלאי הדירות, והוא נמדד ברביע הרביעי בעזרת קרן מהראשית (שיפוע δ). התוספת נטו למלאי הדירות שווה לפער שבין היקף הבנייה לפחת. האיור מציג את המערכת בשיווי משקל עמיד (steady-state), שבו היקף הבנייה שווה לפחת, ועל כן המלאי נשאר ללא שינוי.

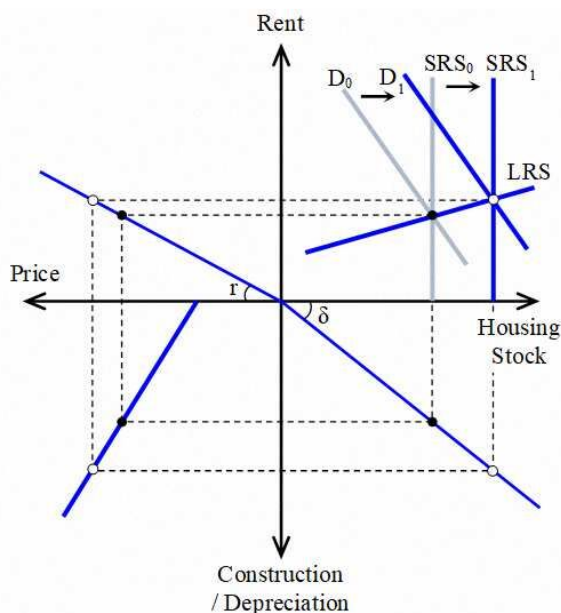
לבסוף, עקומת ההיצע של הטווח הארוך (LRS ברביע הראשון) מתארת את המלאי המוצע בטווח הארוך בכל רמה של שכר הדירה. התוספת של עקומת LRS למודל DW היא של Colwell (2002). למציאת העקומה נתחיל מרמת שכר דירה כלשהי. בהינתן שכר הדירה והריבית נמצא, ברביע השני, את המחיר, בהינתן המחיר ועקומת היצע הבנייה נמצא, ברביע השלישי, את היקף הבנייה, ולבסוף בהינתן היקף הבנייה נמצא, ברביע הרביעי, את גודל המלאי של הטווח הארוך – כלומר את המלאי שבו היקף הפחת שווה להיקף הבנייה. מצאנו אפוא שילוב של שכר דירה ומלאי הנמצא על עקומת LRS. חזרה על התהליך עבור רמות שונות של שכר הדירה תחשוף עקומת היצע העולה משמאל לימין. הנקודות הלבנות בפאנל A מציגות שתי נקודות כאלה, ושיווי המשקל של הטווח הארוך נמצא בנקודה שבה עקומת הביקוש חוצה את עקומת ההיצע (הנקודה השחורה באיור). שינויים בעלות הבנייה, בשיעור הריבית ובשיעור הפחת מסיטים את עקומת LRS.

במסגרת זו ניתן לנתח את השינויים בשוק הדיור כתוצאה משינויים במשתנים האקסוגניים, אולם כאמור המודל מתאים יותר לניתוח ההשפעות בטווח הארוך. מהמודל אמנם נגזרת דינמיקה של התפתחות המשתנים האנדוגניים, אך זו נסמכת אך ורק על קשרי הטווח הארוך. השפעות טווח קצר כתוצאה מאינרציה עצמית או מגורמים נוספים – למשל המדיניות המוניטרית – אינן מיוצגות במודל. כן מדגים Colwell (2002) כי הדינמיקה בטווח הקצר רגישה לפרמטרים במודל, ובפרט – תהליך ההתכנסות למצב העמיד (Steady-State) יכול במקרים מסוימים להיות מונוטוני, ובאחרים לגלות תגובת יתר (Overshooting) ביחס לערכי

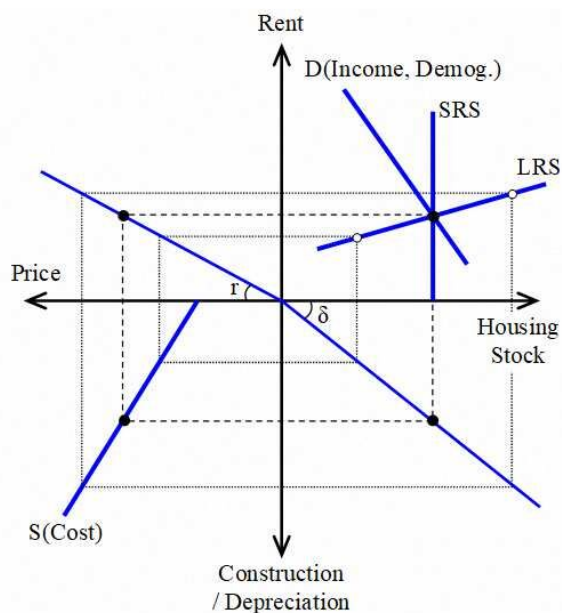
<sup>10</sup> המודל אינו מביא בחשבון את מלאי הדירות הנמצאות בתהליך בנייה, ועל כן יש לפרש תקופה במודל התיאורטי כפרק הזמן הממוצע הנדרש לבניית יחידת דיור.

### איור 3.1: ניתוח השפעות הטווח הארוך במודל DiPasquale–Wheaton

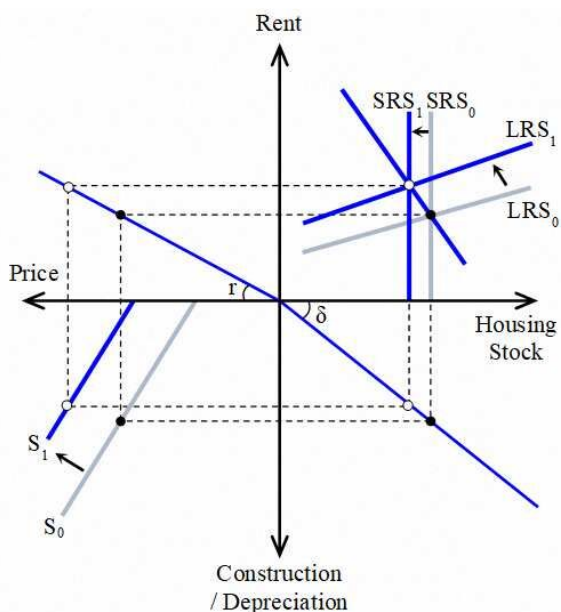
פאנל B: עלייה של הביקוש לשירותי דיור



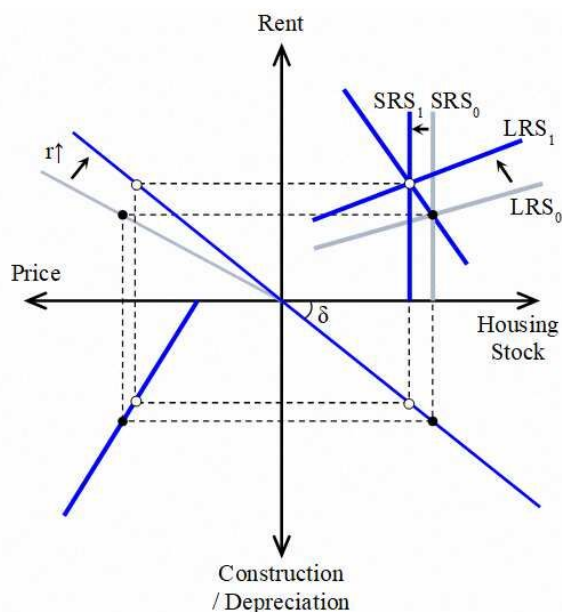
פאנל A: מודל DW במצב עמיד



פאנל D: עלייה של עלות הבנייה



פאנל C: עלייה של הריבית



הטווח הארוך. על כן אנו מציגים בקצרה רק את אפקט הטווח הארוך של שינויים פרמננטיים במשתנים האקסוגניים.

פאנלים B, C ו-D באיור 3.1 מציגים גידול אקסוגני של הביקוש, עלייה של הריבית וגידול של עלויות הבנייה, בהתאמה. המצב העמיד בנקודת המוצא מיוצג על ידי הנקודות השחורות, ואת המצב העמיד החדש מייצגות הנקודות הלבנות.

פאנל B מציג עלייה בביקוש כתוצאה מגידול של ההכנסה ו/או מהתפתחות דמוגרפית. גידול הביקוש מתואר באמצעות תזוזה של עקומת הביקוש לימין – מ- $D_0$  ל- $D_1$ . גידול הביקוש מביא לעלייה של שכר הדירה (הרביע

הראשון), וזה מעלה את המחירים (הרביע שני). עליית המחירים מביאה לגידול היקף הבנייה (הרביע השלישי), ועל כן מלאי הדירות גדל (הרביע הרביעי). בסיכומו של דבר המשק מגיע לשיווי משקל עם שכר דירה ומלאי גבוהים יותר, מצב המיוצג על ידי החיתוך בין עקומת הביקוש החדשה,  $D_1$ , לעקומת ההיצע של הטווח הארוך, LRS, שנותרה ללא שינוי. בשיווי המשקל החדש מחירי הדירות והיקף הבנייה גבוהים יותר.

פאנל C מציג עלייה של הריבית. שינוי זה מיוצג על ידי התללת שיפוע הקרן מהראשית ברביע השני וצמצום ההיצע של הטווח הארוך ברביע הראשון. עבור רמה נתונה של שכר הדירה עליית הריבית מורידה את מחירי הדירות (הרביע השני), וזו מצמצמת את היקף הבנייה (הרביע השלישי) ועל כן גם את מלאי הדירות (הרביע הרביעי). הצמצום בהיצע, לצד עקומת ביקוש שנשארה ללא שינוי, מעלה את שכר הדירה (הרביע הראשון). בסיכומו של דבר עלייה בריבית מורידה את מחירי הדירות, את היקף הבנייה ואת מלאי הדירות ומעלה את שכר הדירה.

לבסוף, פאנל D מציג גידול של עלות הבנייה. שינוי זה מיוצג על ידי הסטה של היצע הבנייה שמאלה, מ- $S_0$  ל- $S_1$ , ברביע השלישי, וצמצום ההיצע של הטווח הארוך ברביע הראשון. עבור רמה נתונה של מחירי הדירות העלייה של עלות הבנייה מורידה את היקף הבנייה (הרביע השלישי), וזו מצמצמת את מלאי הדירות (הרביע הרביעי). ירידת ההיצע, לצד עקומת ביקוש שנשארה ללא שינוי, מעלה את שכר הדירה (הרביע הראשון), וכתוצאה מכך עולים מחירי הדירות (הרביע השני). בסיכומו של דבר, גידול עלות הבנייה מעלה את מחירי הדירות ואת שכר הדירה ומצמצם את מלאי הדירות ואת היקף הבנייה.

#### 4. הנתונים ומבחי שורש יחידתי

בחלק זה נציג את סדרות הנתונים שבהן נעשה שימוש באמידה האקונומטרית ואת השיקולים לבחירתן, ונבחן קיום שורש יחידתי בהן. אם יש במשתנים שורש יחידתי נוכל לאמוד את המודל במסגרת של תיקון-טעות, בתנאי שיתקיימו ביניהם קשרי קו-אינטגרציה, דבר שנבחן בסעיף הבא. המשתנים נבחרו בהתאם לנגזר מהמודל התיאורטי של DW, שהוצג לעיל. המודל נאמד במונחים ריאליים, ועל כן כל משתני המחיר, העלות וההכנסה מנוכים במדד המחירים לצרכן ללא דיור. כל המשתנים נמדדים כממוצעים שנתיים<sup>11</sup>. לוח 4.1 מסכם את תיאור המשתנים שנבחרו ואת דרך מדידתם. איור 4.1 מציג את התפתחות המשתנים בתקופת המדגם, 1980–2019. האיור מציג את רמת המשתנים (הקו הרציף הכחול בפאנל העליון) ואת השינוי בהם (הקו המקווקו האדום בפאנל התחתון).

##### 4.1. בחירת סדרות הנתונים

###### 4.1.1. משוואת הביקוש

לשם אמידת הביקוש לשירותי דיור עלינו לבחור משתנים למדידת שכר הדירה, ההכנסה, מלאי הדירות וההתפתחות הדמוגרפית.

**שכר הדירה.** עבור שכר הדירה, עד 1998 אנו משתמשים בסעיף שכר הדירה במדד המחירים לצרכן, והחל מ-1999 – בסעיף שירותי דיור בבעלות הדיירים, שניהם מנוכים במדד המחירים לצרכן ללא דיור. סעיף שכר הדירה מודד את מחירי שכר הדירה הקיימים בשוק. אלה כוללים את המחירים שנקבעו בעבר, בזמן חתימת

<sup>11</sup> למעט משתנה היקף הבנייה, המודד את הפעילות בענף במשך השנה (משתנה זרם).

חוזי השכירות, ולא בהכרח משקפים את מחיר הספוט בשוק. ב-1999 החלה הלמ"ס למדוד את מחירי הספוט, דהיינו שכר הדירה בחוזים חדשים ומתחדשים, באמצעות סעיף שירותי דיור בבעלות הדיירים. משתנה זה מתאים יותר לצרכינו, משום שהוא משקף את תנאי השוק בנקודת הזמן שבה הוא נמדד, ועל כן אנו משתמשים בו החל מנקודת הזמן שבה הוא זמין. עם זאת נציין כי עקרונית, בנתונים בתדירות שנתית, ההבדל בין הסדרות לא אמור להיות משמעותי<sup>12</sup>. משתנה שכר הדירה מסומן ב-*rent*.

**ההכנסה.** ההכנסה הרלוונטית לביקוש לשירותי דיור היא הכנסתו של משק הבית המתגורר בדירה. שינויים בהכנסה יכולים לנבוע הן משינוי בשכר והן משינוי בהיקף התעסוקה של משק הבית. בהתאם לכך אנו מודדים את משתנה ההכנסה באמצעות השכר הממוצע למשרת שכיר (מנוכה במדד המחירים לצרכן ללא דיור) מוכפל בשיעור התעסוקה בגילי העבודה העיקריים, 25–64. משתנה ההכנסה מסומן ב-*rw\_emp*.

**מלאי הדירות.** אומדנים רשמיים למספר יחידות הדיור במשק קיימים לשתי נקודות זמן, 1995 ו-2018. הנתון ל-1995 מדווח בפרסומי מפקד האוכלוסין והדיור 1995, וזה של 2018 מדווח במרשם הדירות והמבנים. את שניהם פרסמה הלמ"ס<sup>13</sup>.

נגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017) מודדים את מלאי הדירות באמצעות צבירת סיומי הבנייה והוספתם לנתון של 1995. Bar-Nathan et al. (1998) חישוב את סדרת מלאי הדירות החל מ-1975 בשיטה דומה, אך תוך שימוש באומדן לפחת, שאותו החסירו מצבר סיומי הבנייה. כמו כן הם השתמשו בנתון מלאי הדירות ממפקד האוכלוסין והדיור של 1983<sup>14</sup>. עבור הנתונים עד 1995 אנו משתמשים בסדרה של Bar-Nathan et al. (1998), לאחר מכן אנו מעדכנים את אומדן המלאי באמצעות צבירת נתוני סיומי הבנייה, בדומה לנגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017). משתנה מלאי הדירות מסומן ב-*h\_stock*.

ציפינו לקבל הערכה לשיעור הפחת (הרס דירות ישנות) באמצעות השוואת התוצאה המתקבלת לגבי 2018 לנתון של הלמ"ס ממרשם הדירות והמבנים לשנה זו, אולם קיבלנו תוצאה הנמוכה בכ-2 אחוזים מהמלאי המדווח על ידי הלמ"ס, כלומר ששיעור הפחת הנגזר הוא שלילי. תוצאה זו מעמידה בספק את איכות הנתונים, ואת האפשרות להשוות את נתוני המלאי של 1995 לאלה של 2018, אף שהם אמורים להתבסס על כיסוי דומה של אוכלוסיית הדירות<sup>15</sup>. בסופו של דבר החלטנו, כאמור, להסתפק בצבירת סיומי הבנייה ללא זקיפת פחת, בדומה לגישתם של נגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017). אומדן המלאי הוא נקודת חולשה של עבודתנו, שכן אם אומדן קצב צבירת המלאי אכן נמוך מקצב צבירתו בפועל, נקבל אומדני חסר (הטיה לכיוון האפס) של רגישות המלאי לזעזועים השונים. בהמשך העבודה ננסה לקבל אינדיקציה לגודל הפוטנציאלי של ההטיה עבור גמישויות הטווח הארוך (ראו סעיף 3.3.5). ואולם אם, על אף טעות מדידה אפשרית, מתקיים לאורך המדגם קשר יציב בין אומדן המלאי שבידינו למלאי בפועל, נצפה שאומדני **התרומות** להתפתחות המשתנים השונים יימדדו כראוי.

<sup>12</sup> הטיות מדידה עלולות ליצור פער בין הסדרות. Raz-Dror (2019) מראה כי החל מסביב שנת 2008 ועד 2015 סעיף שכר הדירה במדד העריך את התפתחות שכר הדירה בחסר בשל שיטת המדידה של הלמ"ס. על כן עדיף להשתמש בסעיף שירותי דיור בבעלות הדיירים, שלא לקה בהטיה, לפחות לגבי התקופה האמורה. בשנים האחרונות הלמ"ס פועלת לשיפור המדידה – ראו ICBS (2019).

<sup>13</sup> מפקד האוכלוסין והדיור כולל את הדירות בכל היישובים, להוציא את הדירות בקיבוצים ובמוסדות שאינם כוללים בתחום המוניציפלי של יישוב כלשהו. מרשם הדירות והמבנים מבוסס על נתוני הארנונה של הרשויות המקומיות. נתוני מלאי קיימים החל משנת 2012, אך אלה אינם כוללים דירות במועצות האזוריות (כ-8.5 אחוזים מסך הדירות בשנת 2018). המרשם אינו כולל דירות שאינן מדווחות לרשויות וכן דירות ביישובים שיתופיים בקיבוצים, מושבים שיתופיים ומוסדות שאינם כוללים בתחום המוניציפלי של יישוב כלשהו.

<sup>14</sup> לצערנו לא עלה בידינו לאתר את נתון הלמ"ס למלאי הדירות ממפקד 1983.

<sup>15</sup> ייתכן שהאומדן השלילי של הפחת נובע מאי דיווח על תוספת יחידות דיור שאינן חוקיות. גם אם נתוני סיומי הבנייה הם מדויקים בעת סיום הבנייה, לא מן הנמנע שבמשך הזמן נוספות יחידות דיור על בסיס אותה הבנייה, כתוצאה מפיצול דירות והוספת יחידות דיור לצמודי קרקע. אולם אנו מדגישים שאין בידינו נתונים כדי לאושש או להפריך השערה זו.

**ההתפתחות הדמוגרפית.** גורם ביקוש מרכזי לשירותי דיור הוא ההתפתחות הדמוגרפית במשק. נגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017) השתמשו בגודל האוכלוסייה הכללי. ואולם כיוון שמלאי הדירות נמדד ביחידות דיור (ולא בשטח בנוי, למשל) האוכלוסייה הרלוונטית לביקוש לדיור היא האוכלוסייה הבוגרת בלבד. בהתאם, Bar-Nathan et al. (1998) השתמשו באוכלוסיית גילאי 20 ומעלה. אנו נבחנו את סדרת האוכלוסייה החל מגיל העבודה העיקרי, 25. משתנה האוכלוסייה של גילאי 25 ומעלה מסומן ב-pop.

אמנם משתנה רלוונטי לביקוש, יותר מאשר גודל האוכלוסייה, הוא מספר משקי הבית במשק, אך שיטת המדידה של משתנה זה אינה מתאימה למטרותנו: הלמ"ס מגדירה משק בית כאדם או קבוצת אנשים הגרים יחד בדירה אחת באופן קבוע ויש להם תקציב הוצאות משותף למזון; אולם צפיפות הדיור, דהיינו מספר הנפשות המתגוררות תחת קורת גג משותפת, היא אנדוגנית להתפתחויות בשוק: כאשר מחיר שירותי הדיור עולה הצפיפות תגדל, ומספר משקי בית פוטנציאליים ייטו לגור תחת קורת גג אחת. במצב זה שיטת המדידה המתבססת על הגדרת הלמ"ס תיטה להעריך בחסר את מספר משקי הבית האינדיקטיביים לביקוש לשירותי דיור, שאותו ברצוננו למדוד. לדוגמה, אם עליית המחיר של שירותי הדיור מניעה זוג צעיר להישאר לגור בבית הוריו, סביר שהלמ"ס תספור את הזוג והוריו כמשק בית אחד, אף שלצורך אמידת הביקוש לדיור נרצה להחשיבם כשני משקי בית. נספח א מציג עדות התומכת, לפחות במידה מסוימת, בטיעון זה.

נספח א גם מציג אומדן לסדרת משקי הבית הפוטנציאליים, המתבסס על נתוני האוכלוסייה לפי המצב המשפחתי. בדוגמה לעיל, כאשר עלייה של מחירי הדיור מניעה זוג צעיר להישאר לגור בבית הוריו, שימוש במספר הזוגות הנשואים יאפשר זיהוי טוב יותר של מספר משקי הבית הרלוונטי לביקוש לדיור. האומדן שלנו מחלץ מסדרת משקי הבית של הלמ"ס את החלק האקסוגני שלה, לפחות בהנחה שהמצב המשפחתי אינו מושפע מהמצב בשוק הדיור, ולכן, לדעתנו, הוא מיטיב לשקף את הביקוש לשירותי דיור יותר מאשר הנתון הגולמי של משקי הבית.

אף על פי כן אנו בוחרים להשתמש בנתון האוכלוסייה הבוגרת ולא באומדן משקי הבית הפוטנציאליים כמשתנה המייצג את ההתפתחות הדמוגרפית, וזאת משלוש סיבות: ראשית מאחר שבסופו של דבר שתי הסדרות כמעט זהות, מקדם המתאם בין שיעורי השינוי שלהן הוא כ-0.94, ועל כן בחירה ביניהן לא תשפיע מהותית על התוצאות; שנית, לצורך יצירת סדרת משקי הבית הפוטנציאליים נדרש עיבוד סטטיסטי של נתונים ממקורות מידע שונים, וסביר שהדבר כרוך בטעויות מדידה. לעומת זאת, סדרת האוכלוסייה מתקבלת ישירות מדיווחי הלמ"ס, למעט תיקון שברים בסדרה (שיש גם בסדרת משקי הבית); ולבסוף, נתוני האוכלוסייה זמינים יותר: סדרת משקי הבית מתקבלת בפיגור של שנתיים, ועל כן שימוש בה מקשה על ניתוח התוצאות בסוף המדגם, שהוא תמיד האקטואלי והמעניין יותר. סדרת האוכלוסייה לפי גיל מתקבלת בפיגור של שנה, אך אומדנים לאוכלוסייה הכללית קיימים בתדירות חודשית, ועל כן ניתן, במידת הצורך, לאמוד את גודל האוכלוסייה הבוגרת בקצה המדגם ביתר מהימנות מאשר את מספר משקי הבית הפוטנציאליים.

#### לוח 4.1: המשתנים במודל ודרך מדידתם

| שם המשתנה  | התיאור                   | היחידות             | דרך המדידה                                                                                                                                                                   |
|------------|--------------------------|---------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| rent       | שכר הדירה                | מדד, מונחים ריאליים | עד 1998 סעיף שכר הדירה במדד המחירים לצרכן והחל מ-1999 סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים במדד המחירים לצרכן, מנוכחים במדד המחירים לצרכן ללא דיור.                              |
| rw_emp     | ההכנסה                   | מדד, מונחים ריאליים | השכר הממוצע למשרת שכיר בניכוי מדד המחירים לצרכן ללא דיור מוכפל בשיעור התעסוקה.                                                                                               |
| h_stock    | מלאי הדירות              | יחידות דיור         | נמדד על ידי צבירת נתוני סיומי הבנייה לנתון מלאי הדירות ב-1995, המבוסס על מפקד האוכלוסין והדיור שנערך בשנה זו. עד 1995 הנתונים מבוססים על המדידה של Bar-Nathan et al. (1998). |
| pop        | האוכלוסייה בגילי +25     | נפשות               | מחושב על ידי הכפלת האוכלוסייה הכללית בשיעורם של בני 25 ומעלה באוכלוסייה.                                                                                                     |
| price      | מחירי הדירות             | מדד, מונחים ריאליים | מדד מחירי הדירות של הלמ"ס בניכוי מדד המחירים לצרכן ללא דיור.                                                                                                                 |
| fwd_rate   | התשואה הריאלית משוק ההון | אחוזים              | תשואת הפורוורד לכ-5–10 שנים של האג"ח הממשלתיות הצמודות למדד.                                                                                                                 |
| comp       | סיומי הבנייה             | יחידות דיור         | מספר יחידות הדיור שבנייתן הסתיימה במהלך השנה.                                                                                                                                |
| inf_std    | סטיית התקן של האינפלציה  | אחוזים (נקודות לוג) | סטיית התקן של שיעור השינוי (ההפרש הלוגריתמי) החודשי במדד המחירים לצרכן במהלך שנה קלנדרית.                                                                                    |
| const_cost | עלות הבנייה              | מדד, מונחים ריאליים | מדד מחירי התשומות בבנייה למגורים בניכוי מדד המחירים לצרכן ללא דיור.                                                                                                          |

#### 4.1.2. משוואת תמחור הנכסים

על פי מודל DW, לאמידת משוואת תמחור הנכסים עלינו לבחור משתנים למדידת מחירי הדירות, התשואה האלטרנטיבית משוק ההון ושכר הדירה. את שכר הדירה כבר הצגנו במשוואת הביקוש.

בהצגת המודל התיאורטי משוואת תמחור הנכסים לא כללה פרמיית סיכון. במסגרת של קו-אינטגרציה השמטת פרמיית הסיכון לא פוגעת באמידה אם זו מאופיינת בתהליך סטציונרי. עם זאת, על רקע האינפלציה הגבוהה של שנות השמונים, (Rubinstein (1998 מצביע על גורם סיכון שאינו סטציונרי: קשר שלילי בין שונוות האינפלציה למחירי הדירות. הוא מסביר זאת בטענה שבעלות על דירה מספקת ביטוח נגד אינפלציה לא צפויה. לדבריו, חוסר הוודאות ביחס לאינפלציה עולה עם רמתה, ועל כן נצפה שבתקופות של אינפלציה גבוהה פרמיית הסיכון על דירות תרד, וירידתה תתמוך בעליית מחיריהן. לפיכך, וכיוון ששיעור האינפלציה אינו סטציונרי בתקופת המדגם, אנו מוסיפים לאמידה של משוואת תמחור הנכסים את סטיית התקן של האינפלציה.

**מחירי הדירות.** מחירי הדירות נמדדים באמצעות מדד מחירי הדירות ההדוני של הלמ"ס, בניכוי מדד המחירים לצרכן ללא דיור. סדרת מחירי הדירות מסומנת ב-price.

**התשואה האלטרנטיבית משוק ההון.** עקרונית משוואת תמחור הנכסים צריכה להשתמש בכל עקום התשואות, שכן מחירו של נכס אמור לשקף את ערכו הנוכחי של זרם ההכנסות הנובע ממנו: את ההכנסה בעוד שנה יש להוון בריבית לשנה, ואת ההכנסה הצפויה בעוד 10 שנים יש להוון בריבית ל-10 שנים. במודל התיאורטי אנו משתמשים בגרסת הטווח הארוך של משוואה זו, וממנה מתקבל כי התשואה הרלוונטית היא תשואת הפורוורד הריאלית הצפויה בטווח הארוך. עוד נציין כי התשואה הרלוונטית היא התשואה הריאלית במונחי דיור, אולם בהעדר איגרות חוב הצמודות למחירי הדיור אנו משתמשים באיגרות החוב הממשלתיות



הצמודות למדד<sup>16</sup>. השתמשנו בתשואה נטו, לאחר מס, משום שזו התשואה הרלוונטית מנקודת מבט של הציבור. בסיכומו של דבר אנו מודדים את התשואה האלטרנטיבית משוק ההון באמצעות ריבית הפרוורד ל-5–10 שנים על איגרות חוב ממשלתיות צמודות למדד. היה רצוי להשתמש בתשואות פרוורד ארוכה יותר, אך בשל מגבלת נתונים בתחילתה של תקופת המדגם הסתפקנו בתשואה ל-5–10 שנים<sup>17</sup>. התשואה האלטרנטיבית משוק ההון מסומנת ב-fwd\_rate.

ריבית רלוונטית נוספת לתמחור הדירות היא ריבית המשכנתאות. עם זאת, תשואות איגרות החוב הממשלתיות משמשות עוגן לקביעתה, ועל כן תנודות בתשואות איגרות החוב הממשלתיות לא רק מבטאות שינויים בתשואה האלטרנטיבית של בעלות על דירות אלא גם מתואמות עם עלות מימון.

**סטיית התקן של האינפלציה.** אנו מודדים את סטיית התקן של האינפלציה באמצעות סטיית התקן של שיעור השינוי (ההפרש הלוגריתמי) החודשי במדד המחירים לצרכן במשך כל שנה קלנדרית. סטיית התקן של האינפלציה מסומנת ב-inf\_std.

#### 4.1.3. משוואת היצע הבנייה

לאמידת משוואת היצע הבנייה עלינו לבחור משתנים למדידת מחירי הדירות, היקף הבנייה החדשה ועלותה. את משתנה מחירי הדירות כבר הצגנו במשוואת תמחור הנכסים.

**היקף הבנייה החדשה.** את היקף הבנייה החדשה אנו מודדים באמצעות סדרת סיומי הבנייה, דהיינו מספר יחידות הדיור שבנייתן הסתיימה. מועמד טבעי נוסף לייצוג היקף הפעילות בענף הוא משתנה התחלות הבנייה, והבחירה בין השניים היא שיפוטית. מחד גיסא, ייתכן שהתחלות הבנייה רגישות למחירים ולעלות יותר מאשר סיומי הבנייה, שכן סביר כי הרעה ברווחיות, למשל, תמנע את התחלתם של חלק מהפרויקטים, ואילו בנייה אשר החלה סביר יותר שתגיע לכדי סיום. מאידך, סביר ששינויים ברווחיות משפיעים על קצב הבנייה, ועל כן יתבטאו בסיומיה, ואילו התחלות הבנייה יגיבו בפיגור מסוים בשל צווארי הבקבוק בשרשרת התכנון. לשם העקביות עם סדרת מלאי הדירות בחרנו להשתמש בסדרת סיומי הבנייה. משתנה היקף הבנייה החדשה מסומן ב-comp.

**עלות הבנייה.** אנו מודדים את עלות הבנייה באמצעות מדד מחירי התשומות בבנייה למגורים בניכוי מדד המחירים לצרכן ללא דיור. משתנה עלות הבנייה מסומן ב-const\_cost<sup>18</sup>.

#### 4.2. מבחני שורש יחידתי

לוח 4.2 מציג תוצאות מבחני שורש יחידתי. בלוח מוצגות תוצאותיהם של שני מבחנים מקובלים, Augmented Dickey-Fuller (ADF) ו-Phillips-Perron (PP). לצורך המבחנים הופעל לוג על כל המשתנים, למעט התשואה הריאלית וסטיית התקן של האינפלציה. המבחנים הופעלו על רמותיהם של המשתנים ועל

<sup>16</sup> עקרונית, הוספת שיעור רווחי ההון הצפויים (במונחים ריאליים) בטווח הארוך יכולה לתת מענה לנקודה זו, מפני שהם מבטאים את השינוי במחיר הדירות ביחס למחירי הצריכה. עם זאת נראה ששיעור זה יציב למדי (איור 2.1), ולכן השמטנו לא תשפיע על תוצאות האמידה במסגרת קו-אינטגרציה.

<sup>17</sup> בשל מגבלת נתונים, לגבי בשנים 1980–1984 חישוב תשואות הפרוורד מתבסס על תשואות איגרות החוב ל-4–6 שנים ול-9–10 שנים.

<sup>18</sup> עקרונית יש להוסיף לעלות גם את עלות הקרקע, אולם בהעדר נתונים על מחירי הקרקע אנו נאלצים לאמוד את היצע הבנייה ללא משתנה זה. מגבלה זו כמובן תקפה לכל העבודות שניתחו את שוק הדיור בישראל. עם זאת נציין כי בהנחה שמחירי הדירות משקפים שיעור רווח קבוע מעל מחיר הקרקע, השמטת מחירי הקרקע מהאמידה אינה פוגעת בתוצאות.



**לוח 4.2: מבחני שורש יחידתי למשתני המודל, ערכי P-Value**  
 תקופת המדגם: 1980–2019, השערת האפס: קיים שורש יחידתי

| המשתנה          | מבחני ADF*                      |                         |                                | מבחני PP                        |                         |                                |
|-----------------|---------------------------------|-------------------------|--------------------------------|---------------------------------|-------------------------|--------------------------------|
|                 | (1)<br>רמה<br>קבוע ומגמת<br>זמן | (2)<br>רמה<br>קבוע בלבד | (3)<br>הפרש ראשון<br>קבוע בלבד | (4)<br>רמה<br>קבוע ומגמת<br>זמן | (5)<br>רמה<br>קבוע בלבד | (6)<br>הפרש ראשון<br>קבוע בלבד |
| log(rent)       | 0.7094                          | 0.4398                  | 0.0008                         | 0.8588                          | 0.5135                  | 0.0009                         |
| log(rw_emp)     | 0.2795                          | 0.9032                  | 0.0000                         | 0.2815                          | 0.9488                  | 0.0000                         |
| log(h_stock)    | 0.8643                          | 0.7620                  | 0.0293                         | 0.9044                          | 0.7616                  | 0.1774                         |
| log(pop)        | 0.7778                          | 0.8125                  | 0.0627                         | 0.9510                          | 0.7420                  | 0.0619                         |
| log(price)      | 0.7804                          | 0.9461                  | 0.0000                         | 0.5609                          | 0.9073                  | 0.0000                         |
| fwd_rate        | 0.1789                          | 0.0830                  | 0.0002                         | 0.3825                          | 0.1901                  | 0.0002                         |
| inf_std         | 0.0617                          | 0.0672                  | 0.0000                         | 0.0772                          | 0.0867                  | 0.0000                         |
| log(comp)       | 0.5696                          | 0.4701                  | 0.0000                         | 0.3887                          | 0.2728                  | 0.0000                         |
| log(const_cost) | 0.7052                          | 0.9488                  | 0.0021                         | 0.7052                          | 0.9563                  | 0.0000                         |

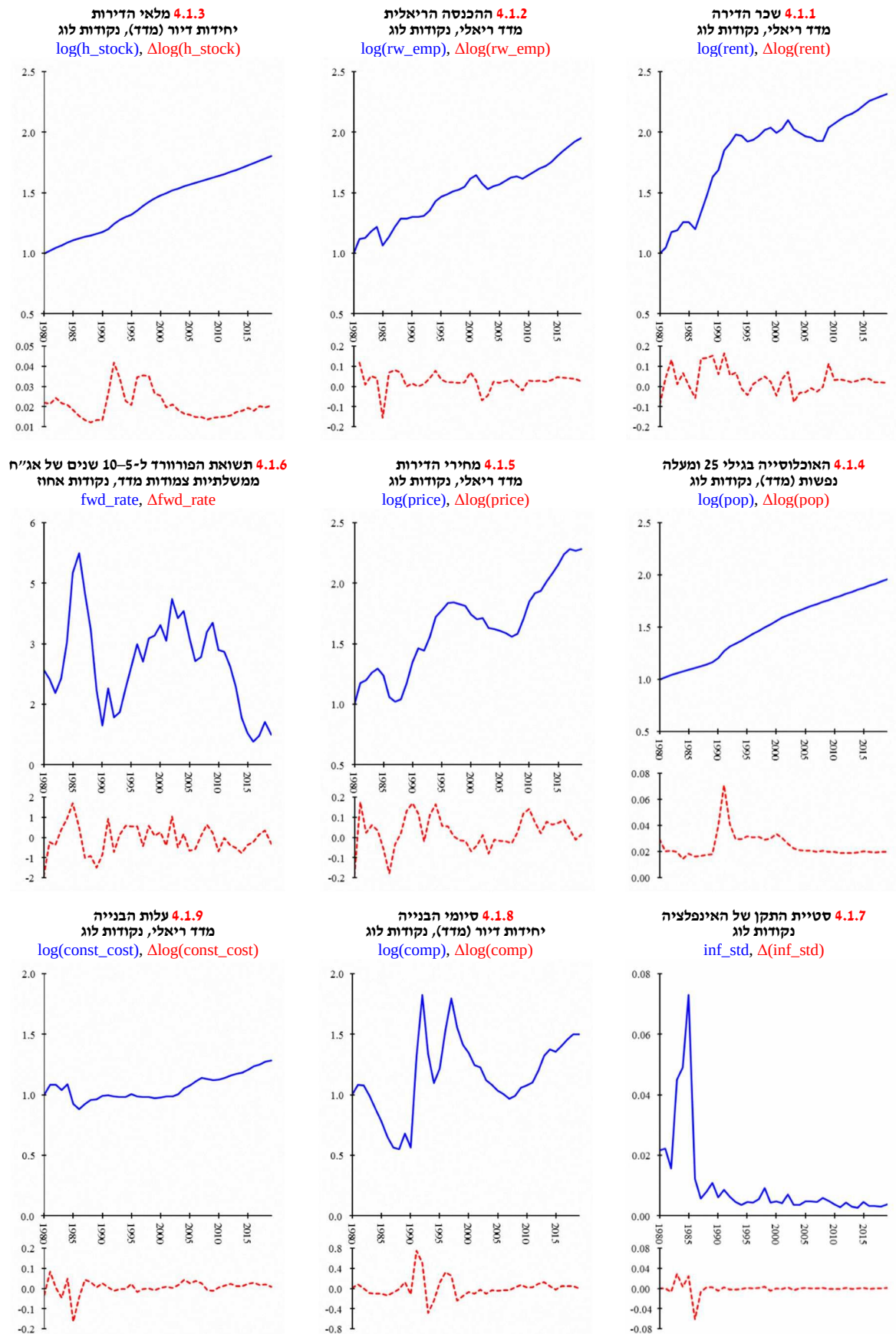
\* מספר פיגורי ההפרשים במבחן ADF נבחר באמצעות Schwarz Information Criterion תוך הגבלה ללא יותר משלושה פיגורים.

ההפרש הראשון שלהם (first difference), כלומר על השינוי בהם. בכל המבחנים השערת האפס היא קיומו של שורש יחידתי בתהליך הסטוכסטי המייצר את הנתונים. כיוון שבחלק מהמשתנים בולטת מגמה (איור 4.1), המבחנים עבור רמתם בוחנים השערות אלטרנטיביות הן לתהליך סטציונרי סביב מגמה דטרמיניסטית (trend-stationary), בעמודות (1) ו-(4) בלוח 4.2, והן לתהליך סטציונרי חסר מגמה, בעמודות (2) ו-(5). סדרות ההפרשים מסדר ראשון חסרות מגמה, ולכן לגביהן ההשערה האלטרנטיבית היא בדבר תהליך סטציונרי חסר מגמה, בעמודות (3) ו-(6).

ככלל, ניכר מלוח 4.2 כי לא ניתן לדחות את ההשערה שרמתם של המשתנים כוללת שורש יחידתי, ואילו ההפרשים מסדר ראשון הם סטציונריים. לכן, בכפיפות לתוצאות מבחני קו-אינטגרציה, הניתוח האקונומטרי בעבודה יעשה במסגרת של מודל תיקון-טעות. אולם לפני שניגש למבחני הקו-אינטגרציה נרחיב מעט את הדיון על מספר משתנים.

**התשואה הריאלית.** מבחינה כלכלית התשואה הריאלית (איור 4.1.6) אינה אמורה להתנהג כמהלך מקרי, לפחות במדגם ארוך דיו. הדבר מקבל תמיכה (רפה) מרמות ה-P-Value הנמוכות, יחסית למשתנים האחרים, במבחני השורש היחידתי, ובפרט: מבחן ADF עם קבוע בלבד דוחה את השערת השורש היחידתי ברמת מובהקות של 10 אחוזים (לוח 4.2). עם זאת, מבחן PP המקביל לא דוחה את ההשערה, וכך גם המבחנים הכוללים מגמה דטרמיניסטית. נוסף על אלה, גם מהאיור קשה להבחין בהתנהגות סטציונרית. בסיכומו של דבר נתייחס אל התשואה הריאלית כאל משתנה בעל שורש יחידתי, הן מפני שהממצאים דלעיל תומכים בכך, והן מפני נחיצותה בקשרי הקו-אינטגרציה במודל האקונומטרי.

**איור 4.1: משתני המודל בתקופת המדגם, רמה (הפאנל העליון), הפרש מסדר ראשון (פאנל תחתון), 2019–1980**



**סטיית התקן של האינפלציה.** התוצאות לגבי סטיית התקן של האינפלציה גבוליות. מבחני הסטציונריות אינם דוחים את השערת השורש היחידתי ברמת מובהקות של 5 אחוזים בלבד (לוח 4.2). התוצאה נובעת מהתייבבות סביבת האינפלציה בשני העשורים האחרונים, והדבר ניכר גם באיור (איור 4.1.7). משתנה זה נחוץ לצורך בקרה על פרמיית הסיכון של מחירי הדירות בתחילת המדגם, וכפי שנראה מטה, נוכחותו בגרסיה מביאה לתוצאות המתיישבות טוב יותר עם המודל התיאורטי. מסיבה זו, וכיוון שתוצאות המבחן האקונומטרי אינן חד-משמעיות, נתייחס אל סטיית התקן של האינפלציה כאל משתנה בעל שורש יחידתי.

**האוכלוסייה ומלאי הדירות.** משתנה האוכלוסייה נראה כבעל מגמה דטרמיניסטית (איור 4.1.4), אף כי לא ניתן לדחות את ההשערה שהוא בעל שורש יחידתי (לוח 4.2). ייתכן שהגידול החד של האוכלוסייה כתוצאה מגל העלייה בתחילת שנות ה-90 יצר שבר בסדרה, ואם כך למעשה אין למשתנה שורש יחידתי אלא רק מגמה דטרמיניסטית שהוסטה מעלה. עם זאת, מבחן שורש יחידתי המאפשר שבר בסדרה, Perron (1989), תומך בהשערת השורש היחידתי<sup>19</sup>. בדומה לאוכלוסייה, גם מלאי הדירות נראה כבעל מגמה דטרמיניסטית (איור 4.1.3), אך גם לגבי תוצאות המבחן לזיהוי שבר בסדרה תומכות בהשערת השורש היחידתי, ולא במגמה דטרמיניסטית אשר הוסטה מעלה<sup>20</sup>.

## 5. המודל האקונומטרי: משוואות הטווח הארוך

בסעיף זה המודל התיאורטי של DW ינחה אותנו בניסוח האמפירי של משוואות הטווח הארוך. ננסח את משוואת הביקוש לשירותי דיור, את משוואת תמחור הנכסים ואת משוואת היצע הבנייה. אנו אומדים את המשוואות ב-OLS וב-Fully-Modified OLS (FMOLS)<sup>21</sup>. במסגרת קו-אינטגרציה אמידת FMOLS נחוצה לצורך קבלת אומדים עקיבים לסטיות התקן של המקדמים. כמו כן נציג תוצאות של מבחני קו-אינטגרציה למשוואות הטווח הארוך הנאמדות. אלה כוללים בדיקת סטציונריות לשאריות של המשוואות הנאמדות באמצעות מבחני Augmented Dickey-Fuller (ADF) ו-Engle-Granger (EG) ובאמצעות מבחני Johansen למספר קשרי הקו-אינטגרציה בכל משוואה<sup>22,23</sup>. נציין שככלל שני המבחנים הראשונים תומכים בקשרי קו-אינטגרציה כפי שאלה מנוסחים במשוואות הטווח הארוך, ואילו תוצאות מבחני Johansen פחות חד-משמעיות ומשאירות מקום לשיפוט.

בסיום סעיף זה נסגור את המודל באמצעות משוואה שתקשור בין סיומי הבנייה למלאי הדירות (הרביע הרביעי באיור 3.1), ונציג אומדנים לגמישויות הטווח הארוך של המשתנים האנדוגניים ביחס לאקסוגניים בשיווי משקל כללי בשוק הדיור, כפי שנגזר מהמודל התיאורטי.

<sup>19</sup> גל העלייה ממדינות ברה"מ לשעבר החל ב-1989, אולם היקף העלייה הפך משמעותי רק ב-1990 והואץ ב-1991. מבחינת סדרת האוכלוסייה (איור 4.1.4) ניכר שהשבר בה מתרחש ב-1990. המבחן בוצע בספציפיקציה של "additive innovation", והוא אינו דוחה את השערת השורש היחידתי עם  $Prob \geq 0.5$ . כמו כן, במבחני שורש יחידתי שערכנו עבור מדגמים המתחילים לאחר גל העלייה העיקרי מתקבלות תוצאות הרגישות לנקודת ההתחלה של המדגם, אולם במדגמים המתחילים לשנים 2004 ואילך שוב לא ניתן לדחות את השערת השורש היחידתי.

<sup>20</sup> לאחר בחינת נתוני מלאי הדירות (איור 4.1.3), הנחנו שהשבר בסדרה מתרחש ב-1991, כלומר שנה לאחר השבר בסדרת האוכלוסייה. המבחן בוצע בספציפיקציה של "additive innovation", והוא אינו דוחה את השערת השורש היחידתי עם  $Prob \geq 0.5$ . כמו כן בבדיקת רגישות עבור מדגמים המתחילים לאחר גל העלייה העיקרי נמצא כי מלאי הדירות נוטה לתמוך בהשערת השורש היחידתי יותר מאשר האוכלוסייה, ובמדגמים המתחילים ב-1999 לא ניתן לדחות את השערת השורש היחידתי. לאמידת FMOLS ראו (1990) Phillips and Hansen.

<sup>21</sup> יצוין שמבחן ADF אינו מבחן רשמי לקו-אינטגרציה מכיוון שהוא לא מתחשב בכך ששאריות הגרסיה הן פונקציה של פרמטרים נאמדים ולא נתון גולמי. אנו מציגים כאן את תוצאות המבחן, בדומה לנגר וסגל (2011), אך רואים אותן כאינדיקטוריות בלבד.

<sup>23</sup> כברירת מחדל אנו מבצעים את מבחני Johansen עם קבוע במשוואות הטווח הארוך והטווח הקצר ופיגור אחד במשוואות הטווח הקצר, ובדוקים את רגישות התוצאות לבחירת מספר הפיגורים.

## 5.1. ניסוח משוואות הטווח הארוך

### 5.1.1. הביקוש לשירותי דיור ומדידת המחסור בדירות

הביקוש לשירותי דיור יורד עם מחירו, דהיינו שכר הדירה, ועולה עם ההכנסה וגודל האוכלוסייה. הביקוש לשירותי דיור נאמד באמצעות המשוואה:

$$\log(h\_stock_t) = \beta_0^d + \beta_{rent}^d \log(rent_t) + \beta_{pop}^d \log(pop_t) + \beta_{rw\_emp}^d \log(rw\_emp_t) + u_t^d \quad (1)$$

נצפה לקבל  $\beta_{rent}^d < 0$  ו-  $\beta_{pop}^d, \beta_{rw\_emp}^d > 0$ . פאנל A של לוח 5.1 מציג את תוצאות האמידה. כל המקדמים מובהקים ומתקבלים בסימן הצפוי: עלייה של שכר הדירה מורידה את הכמות המבוקשת של שירותי הדיור, ואילו גידול של האוכלוסייה ושל ההכנסה מגדילים אותה. אמידות ה-OLS וה-FMOLS מניבות אומדנים דומים למקדמים השונים.

אומדן מקדם האוכלוסייה קטן באופן מובהק מ-1. עבודות קודמות לשוק הדיור הישראלי – Bar-Nathan et al. (1998), Weiner and Fuerst (2017) ונגר וסגל (2011) – לא אמדו משוואת ביקוש בדומה לספציפיקציה שלנו; במקום זאת הן אמדו קשרי שיווי משקל, ובבואן להשתמש בנתוני מלאי הדירות הן עשו זאת יחסית לאוכלוסייה, ובכך למעשה כפו מקדם יחידתי. מקדם יחידתי הוא אטרקטיבי, משום שנגזר ממנו שמלאי הדירות בטווח הארוך מוכתב רק על ידי הצרכים הדמוגרפיים; אף על פי שלא ברור אם מבחינה תיאורטית זהו תנאי הכרחי, שכן גורמים נוספים, כהתפתחות מחיר שירותי הדיור יחסית להכנסה או יחסית למוצרים אחרים, יכולים להשפיע גם הם.

כדי שהתוצאות המובאות כאן יעלו בקנה אחד עם ההנחה שיחס האוכלוסייה למלאי הדירות יציב על פני זמן, נדרש שמקדם האוכלוסייה במשוואה (1) יהיה גדול מיחידתי. הסיבה לכך היא שבשיווי המשקל של הטווח הארוך מלאי הדירות נקבע בהתאם לחיתוך בין הביקוש להיצע של הטווח הארוך (עקומת LRS באיור 3.1), ואם להיצע שיפוע חיובי, גידולו של מלאי הדירות יהיה נמוך מהיסט הביקוש הנובע מגידול האוכלוסייה. מקדם אוכלוסייה יחידתי במשוואה (1) תואם יציבות של יחס האוכלוסייה למלאי רק אם היצע הטווח הארוך גמיש לחלוטין. העובדה שאנו מקבלים מקדם נמוך מ-1 מלמדת שקצב הגידול של מלאי הדירות היה נמוך מזה של האוכלוסייה הבוגרת, וייתכן שהדבר מרמז על בעיית מדידה במלאי הדירות, כפי שכבר ציינו בסעיף הקודם, אך בהינתן הנתונים שברשותנו לא יהיה נכון לכפות מקדם יחידתי על האמידה. בהמשך ננסה להעריך את גודל ההטיה שמדידה שגויה של מלאי הדירות יכולה לגרום באומדני הגמישויות (ראו סעיף 5.3.3).

שארית משוואה (1) אומדת את העודף או המחסור בדירות. בשיח הציבורי נהוג לראות בפער שבין מצרף דמוגרפי כלשהו, בדרך כלל מספר משקי הבית, למלאי הדירות אומדן למחסור בדירות. נגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017) נוקטים פרשנות זו בבואם לבחון את השתנות מלאי הדירות יחסית לאוכלוסייה. לעומתם משוואה (1) מציגה גישה כלכלית, שלפיה העודף או המחסור תלויים גם בתנאי שוק נוספים, ובפרט: שינויים במחירי הדיור מסייעים בהבאת השוק לשיווי משקל. כך, למשל, גם אם מלאי הדירות תואם את התפתחות הדמוגרפיה, גידול בהכנסה של משקי הבית יביא לעודף ביקוש בשוק, ועל כן למחסור. במצב זה עלייה של שכר הדירה ו/או גידול של מלאי הדירות יחזירו את השוק לשיווי משקל, והשילוב בין השניים ייקבע בהתאם לגמישות עקומות הביקוש וההיצע של הטווח הארוך, כפי שהודגם במודל DW.

לבסוף נציין שמבחני ADF ו-EG תומכים בהשערה ששארית משוואה (1) סטציונריות, ומבחני Johansen מניבים תוצאות מעורבות: גירסת ה-Trace של המבחן תומכת בקשר קו-אינטגרטיבי יחיד, בעוד שגירסת ה-Eigenvalue אינה תומכת בקיומה של קו-אינטגרציה בין המשתנים במשוואה (לוח 5.1)<sup>24</sup>.

### 5.1.2. משוואת תמחור הנכסים

המודל התיאורטי מעריך את מחירי הדירות בהתאם לערכו הנוכחי של זרם שכר הדירה שהן צפויות להניב בטווח הארוך. משוואת תמחור הנכסים נאמדת באמצעות המשוואה הבאה:

$$\log(price_t) = \beta_0^{ap} + \beta_{rent}^{ap} \log(rent_t) + \beta_{fwd\_rate}^{ap} fwd\_rate_t + \beta_{inf\_std}^{ap} inf\_std_t + u_t^{ap} \quad (2)$$

בניסוח משוואה (2) הוספנו למשוואה את סטיית התקן של האינפלציה כגורם המשפיע על פרמיית הסיכון של מחירי הדירות, כפי שהציע Rubinstein (1998). בחרנו להכניס את הריבית ואת גורם הסיכון באופן ליניארי, אף שעקרונית במודל התיאורטי המחיר נקבע כיחס שכר הדירה לתשואת ההיוון (הריבית בתוספת פרמיית הסיכון), ועל כן ניתן לטעון כי בספציפיקציה שבה המשתנה התלוי הוא לוג המחיר יש להציג גם את תשואת ההיוון באופן לוגריתמי. הניסוח לעיל מבטא קירוב ליניארי לכך<sup>25</sup>.

מאמידת משוואה (2) נצפה לקבל  $\beta_{rent}^{ap} > 0$  ו- $\beta_{fwd\_rate}^{ap} < 0$ . פאנל B של לוח 5.1 מציג את תוצאות האמידה. אמידות ה-OLS וה-FMOLS מניבות אומדנים בסדרי גודל דומים למקדמים, אף כי באמידת ה-OLS מקדמי הריבית וסטיית התקן של האינפלציה נמוכים מעט יותר בערכם המוחלט, אולם בהתחשב בסטיות התקן (מאמידת ה-FMOLS) נראה שאין הבדל משמעותי בין האמידות. כל המקדמים מובהקים ומתקבלים בסימן הצפוי: עלייה בשכר הדירה ובסטיית התקן של האינפלציה מעלה את המחירים ועלייה של הריבית מורידה אותם. בפרט, מקדם שכר הדירה יחידתי, בהתאם לתיאוריה. תוצאה זו מתקבלת עקב הכללת סטיית התקן של האינפלציה ברגרסיה; בהיעדרה מקדם שכר הדירה הנאמד קטן יותר, סביב 0.8, אף כי הוא אינו שונה מ-1 באופן מובהק (ברמת מובהקות של 10 אחוזים). עיקר ההשפעה של הסיכון האינפלציוני על מחירי הדירות הוא כמובן בתחילת המדגם, בשנות האינפלציה הגבוהה, אך העובדה שנוכחותו ברגרסיה משפיעה על מקדם שכר הדירה ומביאה אותו אל ערכו הנגזר ממשוואת תמחור הנכסים מבליטה את חשיבותו.

לבסוף נציין שכל מבחני הקו-אינטגרציה תומכים בקשר קו-אינטגרטיבי בין המשתנים במשוואת תמחור הנכסים (לוח 5.1).

<sup>24</sup> לוח 5.1 מציג מבחני Johansen עם פיגור אחד במשוואת ההפרשים. המבחנים ללא פיגורים תומכים באופן ברור יותר בקשר קו-אינטגרציה יחיד, אולם כאשר מאפשרים שני פיגורים המבחנים תומכים בשני קשרי קו-אינטגרציה. קשר מתבקש אחד הוא בין האוכלוסייה למלאי הדירות, כפי שלמעשה הניחו Bar-Nathan et al. (1998) ו-Weiner and Fuerst (2017), ובמרומו גם נגר וסגל (2011), והקשר השני הוא בין שכר הדירה להכנסה. מבחני קו-אינטגרציה לשני קשרים אלה מניבים תוצאות מעורבות. עם זאת, מבחינה תיאורטית פירוק הביקוש לשתי משוואות אלה מביא לסתירה באפיון הביקוש לשירותי דיור, שכן לפי הקשר אוכלוסייה-מלאי הביקוש קשיח לחלוטין, ואילו לפי הקשר שכר-הכנסה הביקוש גמיש לחלוטין. בסיכומנו של דבר, בהמשך העבודה אנו מתייחסים למשוואה (1) כמאפיינת קשר קו-אינטגרטיבי יחיד.

<sup>25</sup> זאת ועוד, המודל התיאורטי הניח רמה קבועה של שכר הדירה הריאלי בטווח הארוך, בעוד שבנתונים ניכרת מגמת עלייה על פני זמן. במצב זה המכנה במשוואת תמחור הנכסים יהיה הפער שבין הריבית (משוקללת בגין הסיכון) לקצב הגידול של שכר הדירה, שניהם במונחים ריאליים ומוערכים בהתאם לגודלם בטווח הארוך. הספציפיקציה של משוואה (2) מהווה קירוב מסדר ראשון כאשר מחזיקים קבוע את קצב הגידול ארוך הטווח של שכר הדירה הריאלי.

**לוח 5.1: תוצאות אמידת משוואות הטווח הארוך<sup>1</sup> ומבחני קו-אינטגרציה, 2019–1980**

| פאנל B: משוואת תמחור נכסים |         |                                          |
|----------------------------|---------|------------------------------------------|
| (2)<br>log(price)          |         | משוואה :<br>המשתנה התלוי :               |
| FMOLS                      | OLS     |                                          |
| 0.9996***<br>(0.1257)      | 0.9664  | log(rent)                                |
| -8.1085**<br>(3.1878)      | -6.0397 | fwd_rate                                 |
| 8.1280**<br>(3.2186)       | 5.9956  | inf_std                                  |
| 0.3138<br>(0.6132)         | 0.4090  | Constant                                 |
| 0.8539                     | 0.8654  | R <sup>2</sup>                           |
| 40                         | 40      | מספר התצפיות                             |
| 0.0035                     | 0.0148  | ADF לשארית <sup>2</sup>                  |
| 0.0000                     |         | <sup>3</sup> EG z-stat.                  |
| Eigenvalue                 | Trace   | <sup>4</sup> Johansen<br>מקסימום קשרי CI |
| 0.0234                     | 0.0056  | 0                                        |
| 0.1157                     | 0.1050  | 1                                        |
| 0.4797                     | 0.4170  | 2                                        |
| 0.2390                     | 0.2390  | 3                                        |

| פאנל A: הביקוש לשירותי דיור |         |                                          |
|-----------------------------|---------|------------------------------------------|
| (1)<br>log(h_stock)         |         | משוואה :<br>המשתנה התלוי :               |
| FMOLS                       | OLS     |                                          |
| -0.0488***<br>(0.0173)      | -0.0430 | log(rent)                                |
| 0.7667***<br>(0.0354)       | 0.7806  | log(pop)                                 |
| 0.1293**<br>(0.0476)        | 0.1011  | log(rw_emp)                              |
| 0.4127**<br>(0.1634)        | 0.5135  | Constant                                 |
| 0.9983                      | 0.9983  | R <sup>2</sup>                           |
| 40                          | 40      | מספר התצפיות                             |
| 0.0098                      | 0.0018  | ADF לשארית <sup>2</sup>                  |
| 0.0000                      |         | <sup>3</sup> EG z-stat.                  |
| Eigenvalue                  | Trace   | <sup>4</sup> Johansen<br>מקסימום קשרי CI |
| 0.1525                      | 0.0458  | 0                                        |
| 0.1180                      | 0.1710  | 1                                        |
| 0.6556                      | 0.6471  | 2                                        |
| 0.3905                      | 0.3905  | 3                                        |

| פאנל C: היצע הבניה    |         |                                          |
|-----------------------|---------|------------------------------------------|
| (3)<br>log(comp)      |         | משוואה :<br>המשתנה התלוי :               |
| FMOLS                 | OLS     |                                          |
| 0.8274***<br>(0.1710) | 0.7850  | log(price)                               |
| -1.1992*<br>(0.6083)  | -0.9782 | log(const_cost)                          |
| 5.1331**<br>(2.2578)  | 4.3339  | Constant                                 |
| 0.5355                | 0.5383  | R <sup>2</sup>                           |
| 40                    | 40      | מספר התצפיות                             |
| 0.0000                | 0.0000  | ADF לשארית <sup>2</sup>                  |
| 0.0000                |         | <sup>3</sup> EG z-stat.                  |
| Eigenvalue            | Trace   | <sup>4</sup> Johansen<br>מקסימום קשרי CI |
| 0.0451                | 0.1692  | 0                                        |
| 0.9517                | 0.9496  | 1                                        |
| 0.5218                | 0.5218  | 2                                        |

<sup>1</sup> סטיות התקן בסוגריים; \* מובהקות של 10%, \*\* מובהקות של 5%, \*\*\* מובהקות של 1%.

<sup>2</sup> מבחן Augmented Dickey-Fuller ללא קבוע; מספר פיגורי השאריות נקבע באמצעות Schwarz information criterion; Prob; לדחיית ההשערה לקיומו של שורש יחידות. זה אינו מבחן רשמי לקו-אינטגרציה משום שהוא לא מביא בחשבון שהשאריות הן פונקציה של פרמטרים נאמדים ולא נתון גולמי.

<sup>3</sup> מבחן Engle-Granger; מספר פיגורי השאריות נקבע באמצעות Schwarz information criterion; Prob; לדחיית ההשערה בדבר העדר קו-אינטגרציה בין המשתנים.

<sup>4</sup> מבחני Johansen עם פיגור אחד במשוואות ההפרשים, קבוע במשוואות הטווח הארוך ובמשוואות ההפרשים; Prob; לדחיית ההשערה לקיום לא יותר מ-n קשרי קו-אינטגרציה, n=0 עד מספר הרגרסורים (ללא הקבוע).

### 5.1.3. היצע הבנייה

היצע הבנייה עולה עם המחיר הריאלי של הדירות ויורד עם העלות הריאלית של הבנייה. אנו אומדים את היצע הבנייה באמצעות המשוואה:

$$\log(comp_t) = \beta_0^s + \beta_{price}^s \log(price_t) + \beta_{const\_cost}^s \log(const\_cost_t) + u_t^s \quad (3)$$

נצפה לקבל  $\beta_{price}^s > 0$  ו- $\beta_{const\_cost}^s < 0$ . פאנל C של לוח 5.1 מציג את תוצאות האמידה. אמידות ה-OLS וה-FMOLS מניבות אומדנים בסדר גודל דומה למקדמים השונים, וכל המקדמים מובהקים ומתקבלים בסימן הצפוי: עלייה של המחיר מגדילה את מספר סיומי הבנייה, וגידול בעלויות מקטין את מספרם. כמו כן לא ניתן לדחות את ההשערה שמקדם המחיר ומקדם העלות שווים בערכם המוחלט, כך שהיצע הבנייה תלוי בהתפתחות הפער שבין המחיר לעלות, כלומר ברווחיות הבנייה.

מקדם המחיר מודד את גמישות היצע הבנייה בטווח הארוך ביחס למחיר. ערכו הנאמד הוא כ-0.8, משמע שהיצע הבנייה קשיח מעט, אף כי הוא אינו שונה באופן מובהק מיחידתי. (Caldera and Johansson (2013) ו-Cavalleri et al. (2019) אמדו גמישות זו לגבי למעלה מ-20 מדינות OECD.<sup>26</sup> האומדן שלנו דומה לזה שקיבלו Cavalleri et al. (2019) לגבי ישראל, 0.8, אך גבוה מזה של Caldera and Johansson (2013), כ-0.4. שתי העבודות מוצאות כי אומדן גמישות המחיר של היצע הבנייה בישראל מצוי בסביבות שליש ההתפלגות של האומדנים למדינות ה-OECD שנכללו במדגמיהן; משמע שגמישות היצע הבנייה בישראל נמוכה במקצת מהגמישות החציונית ב-OECD. מעניין לציין שעבודות אלה גם מוצאות קשר בין מדיניות התכנון והבנייה לבין גמישות ההיצע: במדינות שבהן הרגולציה על שימושי הקרקע מכבידה יותר גמישות ההיצע נמוכה יותר.

לבסוף נציין שמבחני ADF ו-EG תומכים בסטציונריות של שארית משוואה (3), ומבחני Johansen מניבים תוצאות מעורבות: גרסת ה-Eigenvalue של המבחן תומכת בקשר קו-אינטגרטיבי יחיד, ואילו גרסת ה-Trace אינה תומכת בקיומה של קו-אינטגרציה בין המשתנים במשוואה (לוח 5.1).<sup>27</sup>

### 5.2. השאריות של משוואות הטווח הארוך

באמידת מודל תיקון-טעות נשתמש בשאריות הנאמדות ממשוואות הטווח הארוך כמשתנים מסבירים לדינמיקה קצרת הטווח של המשתנים האנדוגניים במודל. שארית משוואת הביקוש תצביע על עודף ביקוש או עודף היצע בשוק שירותי הדיור יחסית למלאי. לצד שארית זו, ולהשוואה בלבד, נציג שארית ממשוואה האומדת את מלאי הדירות כפונקציה רק של האוכלוסייה. כן נשתמש בשארית המתקבלת ממשוואת תמחור הנכסים כאינדיקציה לתמחור יתר או חסר של דירות, והשארית ממשוואת היצע הבנייה תצביע על סטייה מהיקף הבנייה המתבקש מהרווחיות בענף. נשתמש בשאריות מאמידת FMOLS, והן מוצגות באיור 5.1.<sup>28</sup>

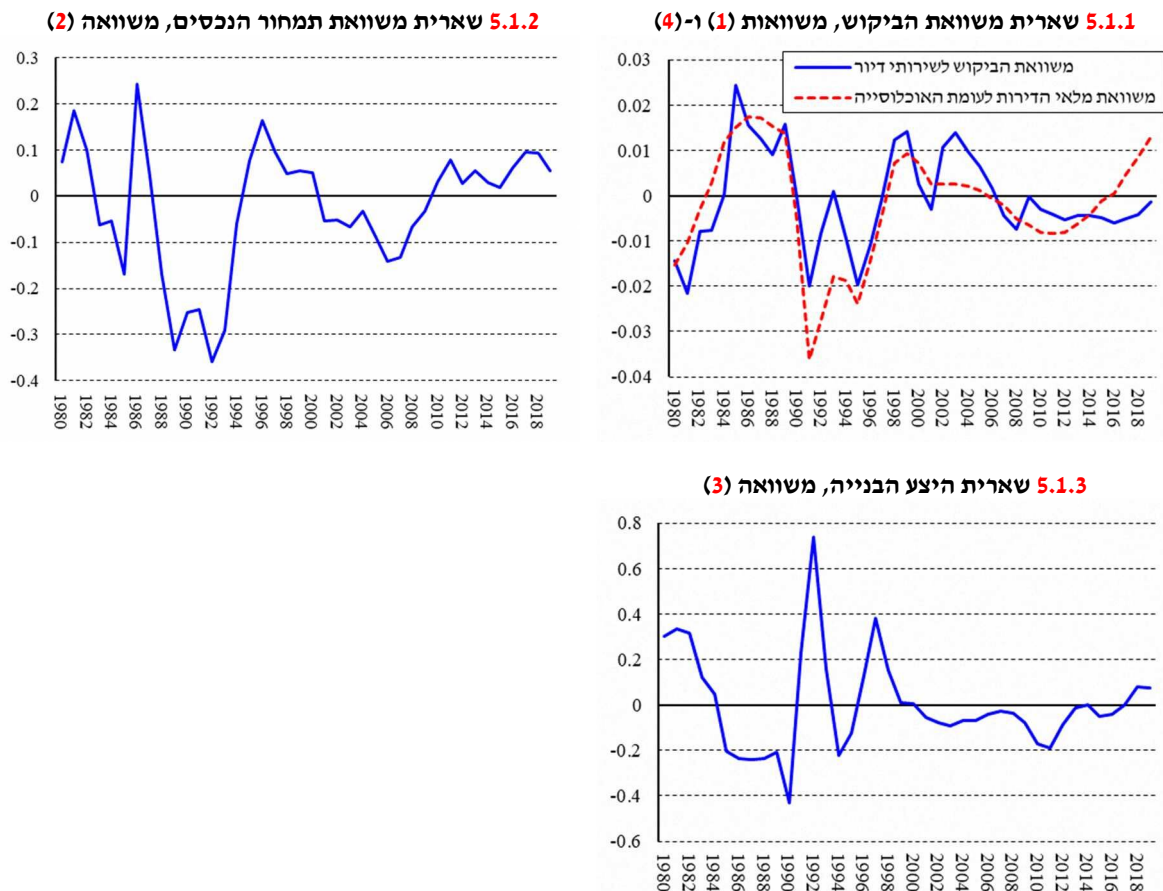
<sup>26</sup> עבודות אלה מודדות את היקף הבנייה באמצעות ההשקעה הגולמית בבנייה למגורים.

<sup>27</sup> כאשר מאפשרים במשוואת ההפרשים שני פיגורים התוצאה מותהפכת בין המבחנים, ואילו ללא פיגורים שני המבחנים אינם תומכים בקיומה של קו-אינטגרציה.

<sup>28</sup> ההבדלים בין השאריות מאמידת ה-OLS לאלה המתקבלות מאמידת FMOLS קטנים. מקדם המתאם ביניהן הוא 0.97 ומעלה.



## איור 5.1: השאריות הנאמדות ממשוואות הטווח הארוך נקודות לוג, אמידת FMOLS, 1980-2019



שארית משוואת הביקוש, משוואה (1), מניבה אומדן להיקף העודף או המחסור בשוק הדיור יחסית לתנאי הטווח הארוך. לעומת זאת, בגישתם של נגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017) אינדיקציה דומה מתקבלת מבחינת יחס האוכלוסייה למלאי הדירות. כיוון שכאמור, לדעתנו אין לכפות מקדם יחידתי בין המשתנים, נפיק אומדן למחסור בדירות, בהתאם לגישתם, מהשארית הנאמדת של המשוואה הבאה<sup>29</sup>:

$$\log(h\_stock_t) = \beta_0^{d,stock} + \beta_{pop}^{d,stock} \log(pop_t) + u_t^{d,stock} \quad (4)$$

איור 5.1.1 מציג את האומדן לעודף או המחסור בדירות כנגזר ממשוואת הביקוש, משוואה (1), יחד עם האומדן המתקבל ממשוואה (4). לא מפתיע לראות שהשאריות מתואמות, שכן ההבדל ביניהן נובע רק מהשפעת שכר הדירה וההכנסה. מהאיור בולט המחסור שנוצר בתחילת שנות התשעים כתוצאה מגל העלייה ממדינות ברה"מ לשעבר. עודף הביקוש הגיע לשיאו ב-1991, לכ-2.0 אחוזים ממלאי הדירות, כאשר הוא נמדד באמצעות משוואת הביקוש ולכ-3.6 אחוזים כשהוא נמדד ביחס להתפתחות האוכלוסייה בלבד. הפער באומדנים מוסבר, כאמור, בהתפתחות שכר הדירה יחסית להכנסה. באותה תקופה שכר הדירה עלה עלייה משמעותית, גם ביחס להכנסה, ועל כן הוא מיתן את הביקוש לשירותי דיור. עוד עולה מהאיור שבניית יתר במהלך גל העלייה (כפי שניכר גם מאיור 5.1.3) הביאה לעודף מסוים בשוק החל מ-1998, אולם עודף זה

<sup>29</sup> משוואה (4) נאמדה ב-FMOLS לתקופת המדגם 1980-2019 (40 תצפיות). ערכו הנאמד של מקדם האוכלוסייה הוא 0.8119, וסטיית התקן היא 0.0106, משמע שהמקדם קטן מ-1 באופן מובהק.



נשחק, והחל מ-2007 מלאי הדירות חזר להיות נמוך הן מהנדרש על פי משוואת הביקוש והן מהנגזר מהצרכים הדמוגרפיים. סביר שהתפתחות זו עמדה ברקע עליית מחירי הדירות בעשור האחרון, נוסף על גורמים אחרים. עודף הביקוש לדור נמשך מספר שנים נוספות, ובנקודת הקצה עדיין קיים עודף ביקוש קטן, אף על פי שיחסית להתפתחות האוכלוסייה נראה שהמחסור נסגר כבר ב-2016. ההבדל בתוצאות נובע משכר הדירה, אשר יחסית להכנסה לא עלה דיו בשנים האחרונות, לפחות על פי אומדן זה, ועל כן נשמרה רמת הביקוש הגבוהה.

השארית ממשוואת תמחור הנכסים (איור 5.1.2) מצביעה על תמחור חסר ערב תקופת העלייה, תוצאה של ירידה חדה בתשואות שוק ההון ללא תגובה מתאימה של המחירים. תמחור החסר נמשך מספר שנים נוספות, גם לאחר עליית המחירים החדה שבאה עם גל העלייה, משום ששכר הדירה זינק אף הוא עם גידול הביקוש לשירותי דיור. במהלך המחצית השנייה של שנות התשעים השוק כנראה כבר הגיע לתמחור יתר, אולם ירידה הדרגתית של המחיר הריאלי לאחר תקופת העלייה, על רקע העודף שנוצר (איור 5.1.1), הביאה שוב לתמחור חסר בשוק, ובשנים 2006–2007, ערב עליית המחירים האחרונה, הוא הגיע לכ-13.7 אחוזים במוצע. סביר שגם תמחור החסר, נוסף על המחסור בדירות וירידת התשואות, תרם לעליית המחירים שהחלה ב-2008. עם עליית המחירים עבר השוק לתמחור יתר, ובנקודת הקצה, ב-2019, אנו אומדים אותו בכ-5.5 אחוזים.

לבסוף, השארית ממשוואת היצע הבנייה (איור 5.1.3) מלמדת על הנסיקה בבנייה בתגובה לגל העלייה של תחילת שנות התשעים, אולם מתחילת שנות האלפיים נראה שהיקף הבנייה היה נמוך מדי, יחסית לנגזר מהמשוואה, תוצאה המתיישבת עם השחיקה במלאי הדירות והמחסור שנוצר בעקבותיו (איור 5.1.1). נראה שרק משנת 2013 קצב הבנייה תואם בקירוב את משוואת הטווח הארוך, ובשנים 2018–2019 הוא אף גבוה מכך.

### 5.3 גמישויות הטווח הארוך

#### 5.3.1 סגירת המודל ומתודולוגיה

במודל DW זהות חשבונאית קושרת את התפתחות מלאי הדירות אל סיומי הבנייה. על פי המודל, בטווח הארוך היחס של סיומי הבנייה למלאי יהיה קבוע, ולכן באמידה של משוואת טווח ארוך מהצורה:

$$\log(h\_stock_t) = \beta_0^{stock,LR} + \beta_{comp}^{stock,LR} \log(comp_t) + u_t^{stock,LR} \quad (5)$$

נצפה שמקדם סיומי הבנייה,  $\beta_{comp}^{stock,LR}$ , יהיה שווה ל-1. ואולם בפועל האמידה מניבה אומדן נמוך הרבה יותר, כ-0.51<sup>30</sup>. שוב, ייתכן שהדבר משקף אומדן חסר של התפתחות מלאי הדירות, כפי שנדון לעיל.

משוואת הביקוש לשירותי דיור, משוואה (1), משוואת תמחור הנכסים, משוואה (2), משוואת היצע הבנייה, משוואה (3), ומשוואת הקישור מסיומי הבנייה למלאי הדירות, משוואה (5), נותנות ביטוי אמפירי למודל DW.

<sup>30</sup> משוואה (5) נאמדה ב-FMOLS לתקופת המדגם 1980–2019 (40 תצפיות). אומדן מקדם סיומי הבנייה הוא 0.5150, וסטיית התקן שלו היא 0.2144. טיב ההתאמה של הרגרסיה נמוך,  $R^2=0.1785$ .

ניתן לסכם את מערכת המשוואות כך :

$$Ay = Bx \quad \Rightarrow \quad y = A^{-1}Bx \quad (6)$$

כאשר  $y$  הוא וקטור המשתנים האנדוגניים,  $x$  הוא וקטור המשתנים האקסוגניים, ו- $A$  ו- $B$  הן מטריצות מקדמים בהתאם לערכים הנאמדים שהוצגו לעיל. המטריצה  $A^{-1}B$  מסכמת את גמישויות הטווח הארוך של  $y$  ביחס ל- $x$ . הגמישויות הנאמדות מכל משוואת טווח ארוך בנפרד מבטאות גמישויות של הביקוש לשירותי דיור, של שיווי משקל חלקי יחסית לשוק ההון, ושל היצע הדירות החדשות. לעומת זאת, הגמישויות המחושבות על פי משוואה (6) מבטאות שיווי משקל סימולטני בכל אחד מרכיבי המודל גם יחד.

### 5.3.2. גמישויות הטווח הארוך באמידת הבסיס

לוח 5.2 מציג את אומדני גמישויות הטווח הארוך בשיווי משקל כללי בשוק הדיור, בטורים "אמידת בסיס". תחילה נציין כי סימני הגמישויות עולים בקנה אחד עם תחזיות מודל DW כפי שהוצגו לעיל. תוצאה זו צפויה, משום שמקדמי משוואות הטווח הארוך התקבלו בסימנים התואמים את המודל (לוח 5.1).

גידול הביקוש כתוצאה מעלייה בהכנסה או מגידול האוכלוסייה מביאים לעלייה בכל המשתנים, שכר הדירה, מחירי הדירות, מלאי הדירות וסיומי הבנייה. נראה כי גורם הביקוש הדומיננטי הוא האוכלוסייה, והמשתנים רגישים לאוכלוסייה כמעט פי 6 מאשר להכנסה<sup>31</sup>. מסקנה זו מקבלת משנה תוקף מהשוואת שיעורי הצמיחה של המשתנים במדגם, שכן שניהם צמחו בממוצע בשיעורים דומים; האוכלוסייה הבוגרת צמחה בקצב שנתי ממוצע של כ-2.5 אחוזים, וההכנסה הריאלית – בכ-2.4 אחוזים. מובן שבהשוואה זו שנות העלייה בתחילת שנות התשעים מושכות מעלה את הקצב הממוצע של גידול האוכלוסייה, ובהשוואת הנתונים של העשור האחרון, למשל, ההכנסה צומחת בקצב מהיר יותר (כ-3.3 אחוזים לעומת 2.0), אולם הפער בקצבי הצמיחה רחוק מלסגור את הפער בין רגישות המשתנים לאוכלוסייה לבין רגישותם להכנסה.

עלייה בריבית מורידה את מחירי הדירות ואת הכמויות, כלומר את מלאי הדירות וסיומי הבנייה, ומעלה את שכר הדירה. בפרט בולט שהרגישות של שכר הדירה לעליית הריבית גבוהה במידה רבה מזו של מחירי הדירות וכן העובדה שהגמישויות הן בסימנים מנוגדים. לפי המודל, המנגנון המביא לתוצאה זו עובר דרך היצע הבנייה. עלייה בריבית מורידה את מחירי הדירות כדי להשוות את תשואת שוק הדיור עם תשואת שוק ההון, וירידת המחירים מביאה לצמצום של היצע הבנייה ושל מלאי הדירות. התכווצות המלאי יוצרת עודף ביקוש לשירותי דיור, ועל כן שכר הדירה עולה. הסיבה לרגישות הגבוהה של שכר הדירה היא שהביקוש לשירותי הדיור קשיח מאוד (ראו מקדם שכר הדירה במשוואת הביקוש – פאנל A בלוח 5.1). נוסף על כך, עליית שכר הדירה מקוזזת חלק מירידת המחירים הראשונית שיצרה עליית הריבית, ועל כן מורידה בטווח הארוך את רגישות המחירים לריבית. נגר וסגל (2011) קיבלו גם הם שההשפעות של הריבית על המחירים ועל שכר הדירה הן בכיוונים מנוגדים, אולם ייחסו תוצאה זו למה שכינו "עקרון התחלופה" בין הביקוש לשכירת דירות לביקוש לדירות בבעלות. לדבריהם, כאשר הריבית עולה פוחת הביקוש לרכישת דירות כתוצאה מעליית ריבית המשכנתאות, וכך מחירי הדירות נוטים לרדת; במקביל, הביקוש לשירותי דיור מופנה לשכירות על חשבון הביקוש לדירות בבעלות, ולכן שכר הדירה עולה. מודל DW, כאמור, מספק הסבר אחר.

<sup>31</sup> יחס הגמישויות קבוע בהתאם ליחס מקדם האוכלוסייה למקדם ההכנסה במשוואת הביקוש.

## לוח 5.2: אומדן גמישות הטווח הארוך בראי מודל DW

פאנל A: גמישות הטווח הארוך בשיווי משקל כללי

| גמישות y:       |                           | log(h_stock)   |                           | log(rent)      |                           | log(price)     |                           | log(comp)      |                           |
|-----------------|---------------------------|----------------|---------------------------|----------------|---------------------------|----------------|---------------------------|----------------|---------------------------|
| אמידת<br>הבסיס  | גמישות<br>מלאי<br>יחידתית | אמידת<br>הבסיס | גמישות<br>מלאי<br>יחידתית | אמידת<br>הבסיס | גמישות<br>מלאי<br>יחידתית | אמידת<br>הבסיס | גמישות<br>מלאי<br>יחידתית | אמידת<br>הבסיס | גמישות<br>מלאי<br>יחידתית |
| 0.69            | 1.00                      | 1.61           | 1.21                      | 1.61           | 1.21                      | 1.61           | 1.21                      | 1.34           | 1.00                      |
| 0.12            | 0.17                      | 0.27           | 0.20                      | 0.27           | 0.20                      | 0.27           | 0.20                      | 0.23           | 0.17                      |
| -0.36           | -0.52                     | 7.28           | 7.49                      | -0.83          | -0.62                     | -0.69          | -0.52                     | -0.12          | -0.09                     |
| log(const_cost) |                           |                |                           |                |                           |                |                           |                |                           |

פאנל B: גמישות ההיצע של הטווח הארוך (עקומת LRS)

| אמידת בסיס | גמישות מלאי יחידתית |                 |
|------------|---------------------|-----------------|
| 0.43       | 0.83                | ביחס לשכר הדירה |
| 0.43       | 0.83                | ביחס למחיר      |

הערה: אומדני אמידת הבסיס מתייחסים לאומדנים המתקבלים מאמידת משוואות (1), (2), (3) ו- (5). האומדנים בטורים "גמישות מלאי יחידתית" מתקבלים תחת כפייה של גמישות יחידתית בטווח הארוך של מלאי הדירות ביחס לאוכלוסייה ויחס קבוע של סיומי הבניה למלאי – ראו פירוט בסעיף 5.3.3.

עלייה של עלות הבנייה מקטינה את הכמויות, כלומר את מלאי הדירות וסיומי הבנייה, ומעלה את המחירים – את שכר הדירה ומחירי הדירות. ההיצע נראה קשיח למדי, שכן גידול של אחוז אחד בעלות מצמצם את היצע הבנייה רק בכ-0.12 אחוז ואת המלאי – ב-0.06 אחוז. השינוי המינורי יחסית בכמויות מתבטא בגמישות גבוהה מיחידתית של המחירים ושל שכר הדירה.

Adams and Füss (2010) אמדו, לגבי 15 מדינות OECD, את גמישות הטווח הארוך של מחירי הדירות (במונחים ריאליים) ביחס לפעילות הכלכלית, לריבית הארוכה ולעלות הבנייה הריאלית. אף שהם מודדים את המשתנים בצורה שונה מאיתנו<sup>32</sup>, מעניין להשוות את סדר הגודל של אומדני הגמישות שקיבלו לאלה שקיבלנו לגבי ישראל. אומדן הפאנל של Adams and Füss (2010) לגמישות המחירים ביחס לפעילות הכלכלית הוא 0.34, וביחס לעלות הבנייה הוא 1.30. אומדנים אלה קרובים מאוד לאומדנים שקיבלנו לגבי ישראל – 0.27 ו-1.30, בהתאמה, כמוצג בלוח 5.2. בגמישות (למחצה) של המחירים ביחס לריבית ההבדל גדול יותר. אומדן הפאנל למדינות ה-OECD הוא -0.4, ואילו אנו קיבלנו רגישות גבוהה יותר של -0.83. עם זאת, האומדן לישראל נמצא בטווח האומדנים של המדינות במדגם, שבו בקצה ההתפלגות נמצאות קנדה וספרד, שבהן נאמדה גמישות של -1.16. מהשוואה זו אנו למדים כי אומדני הגמישות שקיבלנו – לפחות אלה של מחירי הדירות – סבירים בהשוואה בין-לאומית.

ניתן לחלץ את גמישות עקומת ההיצע של הטווח הארוך (עקומת LRS באיור 3.1) באמצעות חלוקת גמישות מלאי הדירות ביחס להכנסה בגמישות שכר הדירה ביחס להכנסה (או לחילופין באמצעות חלוקת הגמישות ביחס לאוכלוסייה). גמישות עקומת ההיצע של הטווח הארוך נאמדת בכ-0.43; זאת אומרת שבטווח הארוך ההיצע אמנם אינו קשיח לחלוטין כמו היצע הטווח הקצר, אך עודנו קשיח למדי. חישוב דומה ביחס למחיר

<sup>32</sup> Adams and Füss (2010) מודדים את הפעילות הכלכלית כפקטור המשותף הראשון (first principal component) של יתרות הכסף הריאליות, התצרוכת הריאלית, הייצור התעשייתי, התוצר והתעסוקה. עבור הריבית הארוכה הם משתמשים בתשואות איגרות חוב ממשלתיות לא צמודות ל-10 שנים, וטוענים שדי להשתמש בתשואה הנומינלית, משום שהאינפלציה שוחקת במידה שווה את התשואות של כל סוגי הנכסים, ולכן היא אינה משפיעה על האטרקטיביות היחסית שלהם.

מניב גמישות זהה, מפני שמקדם שכר הדירה במשוואת תמחור הנכסים יחידתי (לוח 5.1). קשיחות ההיצע משקפת את הצורך בהתאמות מחירים משמעותיות כדי לנכות את שוק הדיור לאורך זמן.

### 5.3.3. בדיקת רגישות

לסיום סעיף זה ננסה להעריך את ההטיה שתיגרם באומדני הגמישויות במקרה שקצב צבירת המלאי על פי הנתונים שבידינו נאמד בחסר. בפרט מעניין לבדוק אם היצע הטווח הארוך קשיח גם לאחר שמאפשרים קצב צמיחה גבוה יותר של המלאי.

לשם ביצוע התרגיל יש לכפות מבנה כלשהו על הבעיה. תחילה נניח קשר עקבי בין מלאי הדירות בפועל למלאי הנאמד על פני המדגם. בפרט נניח את הקשר הבא:

$$\hat{Q}_t = aQ_t^b \exp(\varepsilon_t) \quad a > 0 \quad 0 < b \leq 1 \quad (7)$$

כאשר  $Q$  הוא מלאי הדירות בפועל,  $\hat{Q}$  הוא אומדן מלאי הדירות שבידינו, ו- $\varepsilon$  היא טעות מדידה מקרית שאינה מתואמת עם המשתנים במשוואת הביקוש. ההנחה שהפרמטר  $b$  קטן מ-1 מבטאת את החשש שקצב הצמיחה של אומדן המלאי נמוך מזה של המלאי בפועל. ספציפיקציית האמידה היא לוגריתמית, וכזכור מלאי הדירות הוא המשתנה התלוי במשוואת הביקוש, משוואה (1). על כן יש לחלק את כל המקדמים במשוואה זו בערכו של  $b$ . הקבוע במשוואה מושפע גם מערכו של  $a$ , אך הוא אינו משפיע על אומדני הגמישויות בלוח 5.2. לבסוף, הטעות המקרית במשוואה (7) מצטרפת לזו של משוואה (1), והיא אינה משפיעה על האומדנים.

כדי לזהות את ערכו של  $b$  נניח, בדומה ל-Bar-Nathan et al. (1998), נגר וסגל (2011) ו-Weiner and Fuerst (2017), שבטווח הארוך גמישות המלאי ביחס לאוכלוסייה היא יחידתית. נבחר אפוא את ערכו של  $b$  כך שהוא יבטיח קבלת גמישות יחידתית. נוסף על כך נכפה מקדם יחידתי במשוואה (5), כלומר נכפה יחס קבוע בין סיומי הבנייה למלאי בטווח הארוך.

לפני הצגת התוצאות נציין שהערך שקיבלנו עבור  $b$  הוא כ-0.71, ומשתמעת ממנו הטיה בנתונים, שהיא להערכתנו גדולה מהסביר<sup>33</sup>. אנו מפרשים זאת כאינדיקציה לאפשרות שההנחה של גמישות יחידתית חזקה מדי, ועל כן יש לראות את תוצאות התרגיל כתוחמות את ערכי גמישויות הטווח הארוך ולא דווקא כמציעות אומדנים מתוקנים לאמידת הבסיס. האומדנים מוצגים בלוח 5.2 בטורים "גמישות מלאי יחידתית".

כצפוי, גמישות מלאי הדירות גדלה ביחס לכל המשתנים. בפרט, אומדן גמישות עקומת ההיצע של הטווח הארוך כמעט הוכפל – מ-0.43 ל-0.83. עם זאת, ואף שזה הבדל משמעותי, עדיין מתקבל כי היצע הדירות קשיח יחסית גם בטווח הארוך, ומסקנה זו מתחזקת כשזוכרים כי יש להתייחס לאומדן זה כאל חסם עליון. אשר לשאר הגמישויות – נראה שהן נשארו בסדרי גודל דומים לאלה שהתקבלו באמידת הבסיס. בפרט נציין שרגישות שכר הדירה לריבית נותרה גבוהה, ואילו רגישות המחירים לריבית אף פחתה מעט.

<sup>33</sup> עבור  $b=0.71$  משתמע כי לאורך זמן נתוני סיומי הבנייה משקפים רק 71 אחוזים מהסיומים בפועל. ערך זה משקף אומדן חסר בסדר גודל של כמעט 20 אלף יחידות דיור לשנה בעשור האחרון, ולדעתנו זה אומדן בלתי סביר.

## 6. המודל האקונומטרי: משוואות הטווח הקצר

סעיף זה אומד משוואות לדינמיקת הטווח הקצר של השינוי בשכר הדירה, במחירי הדירות ובהיקף הבנייה. לשם כך נאמדם משוואות הפרשים עם גורם תיקון-טעות (error-correction), כלומר נכלול באמידה את השאריות הנאמדות ממשוואות הטווח הארוך כחלק מהמשתנים המסבירים. השאריות מודדות את הסטייה של המשתנים האנדוגניים מקשרי הטווח הארוך שלהם, ונצפה שהן ישפיעו על הדינמיקה של הטווח הקצר, שכן הן מושכות את המערכת אל עבר שיווי המשקל. לדוגמה: נצפה שמחסור בדירות יפעל לעליית שכר הדירה ומחירי הדירות, ואלה יפעלו לגידול היקף הבנייה וכך יתרמו לצמצום המחסור.

אנו מוסיפים למודל שני משתנים אקסוגניים שלא שימשו אותנו באמידת משוואות הטווח הארוך – השינוי בשער הדולר (מנוכה במדד המחירים לצרכן ללא דיור) והשינוי בריבית הריאלית הקצרה. אנו כוללים את המשתנים הללו באמידה החל מ-1997, לאחר שהאינפלציה בישראל ירדה לשיעור חד-ספרתי, והמדיניות המוניטרית עברה למשטר יעד אינפלציה ולשימוש בריבית הנומינלית הקצרה ככלי המדיניות העיקרי<sup>34</sup>.

בעקבות שנים של אינפלציה גבוהה השתרש בישראל הנוהג לנקוב את שכר הדירה ואת מחירי הדירות בדולרים, כדי להתגונן משחיקתם על ידי האינפלציה. כך נוצרה קשיחות נומינלית מסוימת של המחירים במונחי דולר. עם ירידת שיעור האינפלציה בסוף שנות התשעים ותחילת שנות האלפיים, תנודות שער החליפין הפכו להיות דומיננטיות בהתפתחות קצרת הטווח של המחירים השקליים, ומכאן הצורך לשלוט ברגרסיות על השתנות שער החליפין. עם התחזקות השקל, בעיקר החל מ-2007, עבר השוק לנקוב את המחירים בשקלים, ועל כן אנו מכפילים את שער החליפין בשיעור חוזי שכר הדירה הנקובים בדולרים<sup>35</sup>. כיוון שבמודל האקונומטרי ניכנו מהמחירים הנומינליים את מדד המחירים לצרכן ללא דיור, אנו עושים זאת גם עבור שער הדולר.

אנו מוודדים את הריבית הריאלית הקצרה באמצעות ריבית בנק ישראל בניכוי הציפיות לאינפלציה. משתנה זה נותן אינדיקציה להשפעתה של המדיניות המוניטרית על שוק הדיור. עם זאת נציין שכדי למדוד את השפעת המדיניות המוניטרית בצורה נקייה יותר יש לנכות מריבית בנק ישראל את יעד האינפלציה ולא את הציפיות לה, מפני שהאחרונות מושפעות מגורמים נוספים פרט למדיניות. עם זאת, להתפתחויות בשוק הדיור רלוונטית הריבית הריאלית הצפויה, ועל כן בחרנו להשתמש בה. לצורך בדיקת רגישות נבחן בחלק מהספציפיקציות גם את השפעתה הישירה של המדיניות המוניטרית.

משוואות הטווח הקצר נאמדות ב-OLS. לוחות **א6.1** ו-**א6.1** מציגים את תוצאות האמידה, והשורות הראשונות בכל לוח מסכמות את ההשפעה של גורמי תיקון הטעות, כלומר של הסטייה ממשוואות הטווח הארוך, על הדינמיקה בטווח הקצר. בתיאור מטה נציג את הספציפיקציה הנבחרת לכל משוואה (מודגשת בלוחות באדום) ואת השיקולים שהביאו לבחירתה.

בסיום סעיף זה, ולצורך סגירת המודל, נאמדם משוואות מלאי-זרם, שתקשור בין סיומי הבנייה למלאי הדירות. משוואה זו תחליף את הזהות של התפתחות מלאי הדירות במודל DW (הרביעי הרביעי באיור **3.1**), ונשתמש בה לחישוב פונקציות התגובה (Impulse Response Functions) הנגזרות מהמודל (ראו סעיף **8**).

<sup>34</sup> בבדיקות שביצענו לגבי התקופה שלפני 1997 השפעת שני המשתנים – שער הדולר והריבית הקצרה – נמצאה לא מובהקת. נתונים על שיעור חוזי שכר הדירה הנקובים בדולרים פרסמה הלמ"ס לשנים 2005–2013 בירחון לסטטיסטיקה של המחירים. ב-2005 שכר הדירה בכ-89 אחוזים מהחוזים שנחתמו היה נקוב בדולרים, וב-2013 שיעור זה ירד לכ-2 אחוזים בלבד. אנו מניחים שלפני 2005 השיעור היה 90 אחוזים, ואחרי 2013 הוא היה אפס.

## 6.1. משוואת השינוי בשכר דירה

עמודה (1) בלוח 6.1א מציגה את משוואת הדינמיקה של שכר הדירה בטווח הקצר. גורם תיקון הטעות ממשוואת הביקוש לשירותי דיור מובהק ושילולי כצפוי. עודף דירות יחסית לביקוש בגודל של אחוז אחד מהמלאי מביא לירידה של כ-5.8 אחוזים בשכר הדירה בתקופה הבאה.

מבחינת ההשפעות של הטווח הקצר, בשכר הדירה ניכרת אינרציה עצמית גבוהה, שכן מקדמי השינוי של שכר הדירה בפיגור חיוביים וסכומם כ-0.78. שינויים בפיגור במחירי הדירות משפיעים באופן שלילי על שכר הדירה, בדומה לתוצאה שקיבלו Bar-Nathan et al. (1998). ייתכן שהדבר מבטא תחלופה קצרת טווח בין הביקוש לשכירות לבין הביקוש לדיור בבעלות: כאשר יש נטייה לעבור לדיור בבעלות, מחירי הדירות ייטו לעלות, בעוד שהביקוש לשכירות יירד וילחץ מטה את שכר הדירה. אפשרות נוספת להסבר מקדמי המחיר השליליים היא בהתאם למודל DW: עלייה של המחיר צפויה להגדיל את היקף הבנייה, ובעקבותיו את היצע הדירות, ולכן שכר הדירה יירד. אולם טיעון זה עובר דרך היצע הבנייה, וכאשר הוספנו לרגרסיה את סיומי הבנייה (עמודה (3) בלוח 6.1א) התקבל שהם אינם תורמים להסבר השתנות שכר הדירה בטווח הקצר. נראה אפוא שהסבר זה מתאים להתפתחויות הטווח הארוך יותר מאשר לדינמיקה של הטווח הקצר.

תוצאה ברוח דומה מתקבלת לגבי השפעת הריבית הקצרה. מקדם הריבית חיובי, כפי שקיבלו גם נגר וסגל (2011). הם טוענים שעלייה של הריבית מייקרת את המשכנתאות, וכתוצאה מכך הציבור מסיט את הביקוש מדיור בבעלות לשכירות, ועל כן נוצר לחץ לעלייתו של שכר הדירה.

שינויים במלאי הדירות ובאוכלוסייה משפיעים גם הם על התפתחות שכר הדירה, נוסף על השפעת רמתם דרך גורם תיקון הטעות. המקדמים מתקבלים בסימן הצפוי – שלילי למלאי הדירות (השפעת היצע) וחיובי לאוכלוסייה (השפעת ביקוש). נמצא כי נוסף על ההשפעה של גידול האוכלוסייה, גם האצה בקצב גידולה מעלה את שכר הדירה.

לבסוף, שכר הדירה נמצא רגיש לשינויים בהכנסה ולשינויים בשער הדולר בתקופה שבה היה נהוג לנקוב את חוזי שכר הדירה בדולרים. הצמדת חוזי שכר הדירה לדולר מתבטאת באומדן המקדם של שער הדולר, שאינו שונה באופן מובהק מ-1.

עמודות (2) עד (4) בלוח 6.1א בודקות את רגישות התוצאות להכללתם של גורמים נוספים. עמודה (2) מוסיפה את גורמי תיקון הטעות ממשוואת תמחור הנכסים וממשוואת ההיצע, ועמודה (3) בודקת את השפעתם של שאר המשתנים במודל – של אלה שלא כללנו בניסוח הבסיסי. בשני המקרים מקדמי המשתנים הנוספים אינם מובהקים, והכללתם לא השפיעה משמעותית על התוצאות בהשוואה לעמודה (1). בפרט ראוי לציין ששכר הדירה אינו מגיב לסטיות ממשוואת תמחור הנכסים, לפחות לא ישירות, ועל כן החזרה לשיווי משקל עוברת דרך התאמת המחירים (כפי שנראה מטה ממשוואת הדינמיקה של המחירים). עם זאת, שכר הדירה תורם לסגירת סטיות ממשוואת תמחור הנכסים בעקיפין, דרך תגובתו למחירים. סטייה חיובית, דהיינו מחיר גבוה מדי או שכר דירה נמוך מדי, תלחץ לירידה של המחירים בתקופה הבאה, ואלה ימשכו את שכר הדירה מעלה כעבור תקופה נוספת בגלל המקדם השלילי של המחירים (עמודה (1)). עוד נציין כי לא נמצאה השפעה מובהקת של הריבית הארוכה על שכר הדירה, אולם הכללתה פגעה במובהקות של מקדמי ההכנסה והריבית הקצרה (עמודה (3))<sup>36</sup>. לסיום, בעמודה (4), כאינדיקציה ישירה יותר להשפעתה של המדיניות

<sup>36</sup> לרגרסיה בעמודה (3) נוספו גם משתנים ממשוואת ההיצע, אולם מבדיקות נוספות שערכנו עולה שהריבית הארוכה היא אשר פוגעת במובהקות של מקדמי ההכנסה ושל הריבית הקצרה. ייתכן שהדבר מצביע על קו-ליניאריות בין המשתנים, ובמדגם ארוך יותר גם מקדם הריבית הארוכה היה מתקבל כמובהק.

המוניטרית, ניכינו מריבית בנק ישראל את יעד האינפלציה במקום את הציפיות לה. במקרה זה נמצא שהשפעת הריבית הקצרה על שכר הדירה אינה מובהקת, מה שמעיד כי שכר הדירה מגיב לשינויים בתשואות השוק ולא דווקא ישירות למדיניות המוניטרית.

## 6.2. משוואת השינוי במחירי הדירות

עמודה (5) בלוח 6.1א מציגה את משוואת השינוי במחירי הדירות בטווח הקצר. השינוי במחירי הדירות מושפע מגורמי תיקון הטעות של משוואת תמחור הנכסים ושל משוואת הביקוש לשירותי דיור. תמחור יתר של אחוז אחד מביא לירידה של כ-0.2 אחוז בלבד במחיר כעבור שנה, ומכאן שתהליך ההתכנסות אל שיווי המשקל יכול להימשך מספר שנים. עודף דירות יחסית לביקוש בגודל של אחוז אחד מהמלאי מביא לירידה של כ-4.0 אחוזים במחיר בתקופה הבאה.

מבחינת ההשפעות של הטווח הקצר, האצה בקצב גידול האוכלוסייה הנוכחי והצפוי<sup>37</sup> מעלה את המחירים, וכך גם גידול ההכנסה ועלייה בתנודתיות האינפלציה<sup>38</sup>. עלייה בתשואות מורידה את המחירים. כאן מצאנו השפעות מובהקות הן של הריבית הארוכה והן של הריבית הקצרה בסדרי גודל דומים: עלייה של נקודת אחוז בכל אחת מהן מורידה את המחירים בתקופה הבאה בקצת יותר מ-2 אחוזים. נציין כי אף שמקדם הריבית הארוכה גדול מעט בערכו המוחלט מזה של הריבית הקצרה, השפעת הריבית הקצרה מובהקת יותר, ותוצאה זו נשמרת גם בבדיקות הרגישות השונות (עמודות (6) עד (9)). לצורך בדיקת ההשפעה הישירה של המדיניות המוניטרית ניכינו מהריבית הקצרה את יעד האינפלציה במקום את הציפיות לה (עמודה (6)), אולם במקרה זה מתקבל מקדם קטן יותר, וטיב ההתאמה של הרגרסיה נפגע מעט. מקדם הריבית הקצרה נשאר נמוך גם כאשר משמיטים מהרגרסיה את הריבית הארוכה (לא מוצג). מהתוצאות עולה כי השפעתה הישירה של המדיניות המוניטרית נמוכה בכ-45 אחוזים מהשפעת הריבית הריאלית הקצרה.

עמודות (7) עד (9) בלוח 6.1א מציגות בדיקת עמידות לתוצאות. בעמודה (7) הוספנו את גורם תיקון הטעות ממשוואת היצע הבנייה, את השינוי במחיר ובשכר הדירה בפיגור וקבוע. ניכר כי המקדמים שהתווספו לאמידה אינם מובהקים, והשאר נשאר יציבים ביחס לערכם בספציפיקציית הבסיס בעמודה (5). בעמודה (8) הוספנו את הגידול באוכלוסייה ובמלאי הדירות בפיגור, ובעמודה (9) הוספנו את משתני משוואת ההיצע, עלות הבנייה וסיומי הבנייה; בשני המקרים מקדמי משתנים אלה אינם מובהקים, ושאר המקדמים נשאר יציבים ביחס לערכם בספציפיקציית הבסיס.

37 אנחנו משתמשים בקצב גידול האוכלוסייה בתקופה הבאה כאינדיקטור לקצב גידול הצפוי, בדומה ל-Bar-Nathan et al. (1998).  
38 השינוי בסטיית התקן של האינפלציה נכנס לרגרסיה רק עד 1996. לאחר תקופה זו האינפלציה ירדה לשיעור חד-ספרתי, והשינויים בה הפכו למינוריים יחסית (איור 4.1.7). משתנה זה חשוב לאמידה בתקופת האינפלציה הגבוהה של שנות השמונים.



**לוח 6.1: אמידת משוואות הטווח הקצר לשכר הדירה ולמחירי הדירות, 1981–2019, תדירות שנתית**

| (9)                         | (8)                         | (7)                         | (6)                         | (5)                         | (4)                        | (3)                        | (2)                        | (1)                        | המשתנה התלוי:                                      |
|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------------------------------|
| $\Delta \log(\text{price})$ | $\Delta \log(\text{price})$ | $\Delta \log(\text{price})$ | $\Delta \log(\text{price})$ | $\Delta \log(\text{price})$ | $\Delta \log(\text{rent})$ | $\Delta \log(\text{rent})$ | $\Delta \log(\text{rent})$ | $\Delta \log(\text{rent})$ |                                                    |
| -4.2988***<br>(0.8098)      | -3.9544***<br>(0.7705)      | -4.6169***<br>(1.1821)      | -3.9922***<br>(0.7719)      | -4.0185***<br>(0.7327)      | -5.5322***<br>(0.9376)     | -5.4904***<br>(1.1770)     | -5.2081***<br>(1.1933)     | -5.7836***<br>(0.9014)     | Resid_Demand(-1)                                   |
| -0.2152***<br>(0.0489)      | -0.1982***<br>(0.0573)      | -0.2029***<br>(0.0570)      | -0.2194***<br>(0.0490)      | -0.2116***<br>(0.0467)      |                            |                            | 0.0222<br>(0.0603)         |                            | Resid_Asset_Pricing(-1)                            |
|                             |                             | -0.0392<br>(0.0411)         |                             |                             |                            |                            | 0.0474<br>(0.0632)         |                            | Resid_Supply(-1)                                   |
|                             |                             | 0.1297<br>(0.1579)          |                             |                             | 0.4157***<br>(0.1230)      | 0.2420<br>(0.1634)         | 0.3361**<br>(0.1361)       | 0.3743***<br>(0.1187)      | $\Delta \log(\text{rent}(-1))$                     |
|                             |                             |                             |                             |                             | 0.3675***<br>(0.1224)      | 0.4216***<br>(0.1255)      | 0.4124***<br>(0.1312)      | 0.4019***<br>(0.1180)      | $\Delta \log(\text{rent}(-2))$                     |
|                             | -0.0852<br>(1.0578)         |                             |                             |                             | -3.4870***<br>(0.9670)     | -3.9167***<br>(1.2456)     | -5.1475***<br>(1.8010)     | -4.0182***<br>(0.9720)     | $\Delta \log(h\_stock(-1))$                        |
|                             | 0.2215<br>(0.9146)          |                             |                             |                             | 1.5619**<br>(0.7598)       | 1.6668*<br>(0.8202)        | 2.1745**<br>(0.9382)       | 1.7787**<br>(0.7335)       | $\Delta \log(\text{pop}(-1))$                      |
| 2.8805***<br>(1.0084)       | 3.3295***<br>(0.9317)       | 3.1994**<br>(1.2975)        | 3.3200***<br>(0.9383)       | 3.2954***<br>(0.8903)       | 3.9119***<br>(0.9314)      | 4.1854***<br>(0.9742)      | 4.0943***<br>(0.934)       | 3.9302***<br>(0.8846)      | $\Delta \Delta \log(\text{pop})$                   |
| 2.7957***<br>(0.8611)       | 2.8894***<br>(0.9728)       | 2.7647***<br>(0.9052)       | 2.6896***<br>(0.8893)       | 2.7903***<br>(0.8451)       |                            |                            |                            |                            | $\Delta \Delta \log(\text{pop}(+1))$               |
| 0.7301***<br>(0.1817)       | 0.6942***<br>(0.1962)       | 0.7081***<br>(0.1958)       | 0.7251***<br>(0.1617)       | 0.7411***<br>(0.1539)       | 0.3300**<br>(0.1361)       | 0.3548<br>(0.2249)         | 0.2937**<br>(0.1359)       | 0.3056**<br>(0.1298)       | $\Delta \log(\text{rw\_emp})$                      |
|                             |                             | -0.0781<br>(0.1472)         |                             |                             | -0.5644***<br>(0.1155)     | -0.5677***<br>(0.1257)     | -0.5616***<br>(0.1294)     | -0.6059***<br>(0.1126)     | $\Delta \log(\text{price}(-1))$                    |
|                             |                             |                             |                             |                             | -0.3816***<br>(0.0789)     | -0.4233***<br>(0.0887)     | -0.4131***<br>(0.0804)     | -0.4182***<br>(0.0780)     | $\Delta \log(\text{price}(-2))$                    |
| -2.7218*<br>(1.3708)        | -2.3578*<br>(1.2388)        | -2.2606*<br>(1.3130)        | -2.0399<br>(1.2063)         | -2.2834*<br>(1.1460)        |                            |                            |                            |                            | $\Delta \text{fwd\_rate}(-1)$                      |
|                             |                             |                             |                             |                             |                            | -1.2463<br>(1.4205)        |                            |                            | $\Delta \text{fwd\_rate}$                          |
| 1.6771**<br>(0.7258)        | 1.8065**<br>(0.7348)        | 1.7170**<br>(0.7646)        | 1.9045**<br>(0.7147)        | 1.8656**<br>(0.6784)        |                            | 0.2237<br>(0.6914)         |                            |                            | $(1-D1997) \times \Delta \text{inf\_std}$          |
| -0.0386<br>(0.0414)         |                             |                             |                             |                             |                            | 0.0356<br>(0.0485)         |                            |                            | $\Delta \log(\text{comp}(-1))$                     |
| -0.0679<br>(0.2623)         |                             |                             |                             |                             |                            | -0.0021<br>(0.0028)        |                            |                            | $\Delta \log(\text{const\_cost})$                  |
|                             |                             |                             |                             |                             | 0.9903***<br>(0.2486)      | 1.1592***<br>(0.2637)      | 1.1073***<br>(0.2652)      | 1.0845***<br>(0.2404)      | $D1997 \times S \times \Delta \log(\text{dollar})$ |
|                             |                             |                             |                             |                             |                            | 1.2195<br>(0.7294)         | 1.2683*<br>(0.7195)        | 1.2519*<br>(0.6763)        | $D1997 \times \Delta[\text{BoI}-\pi\_exp]$         |
|                             |                             |                             |                             |                             | 0.3168<br>(0.4352)         |                            |                            |                            | $D1997 \times \Delta[\text{BoI}-\pi\_tar]$         |
| -2.1622***<br>(0.6997)      | -2.0499***<br>(0.7115)      | -1.9436**<br>(0.7326)       |                             | -2.1244***<br>(0.6727)      |                            |                            |                            |                            | $D1997 \times \Delta[\text{BoI}(-1)-\pi\_exp(-1)]$ |
|                             |                             |                             | -1.1674**<br>(0.4739)       |                             |                            |                            |                            |                            | $D1997 \times \Delta[\text{BoI}(-1)-\pi\_tar(-1)]$ |
|                             |                             | 0.0018<br>(0.0091)          |                             |                             | 0.0664***<br>(0.0215)      | 0.0802***<br>(0.0252)      | 0.0913***<br>(0.0312)      | 0.0769***<br>(0.0214)      | קבוע                                               |
| 0.8023<br>38                | 0.7976<br>38                | 0.8084<br>38                | 0.7739<br>38                | 0.7960<br>38                | 0.7526<br>39               | 0.8015<br>39               | 0.7813<br>39               | 0.7762<br>39               | $R^2$                                              |
|                             |                             |                             |                             |                             |                            |                            |                            |                            | מספר תצפיות                                        |



**לוח 6.1: אמידת משוואות הטווח הקצר להיצע הבנייה ולמלאי הדירות, 1981–2019, תדירות שנתית**

| המשתנה התלוי :                                        | (1)                        | (2)                        | (3)                        | (4)                        | (5)                            | (6)                            |
|-------------------------------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
|                                                       | $\Delta \log(\text{comp})$ | $\Delta \log(\text{comp})$ | $\Delta \log(\text{comp})$ | $\Delta \log(\text{comp})$ | $\Delta \log(\text{h\_stock})$ | $\Delta \log(\text{h\_stock})$ |
| Resid_Demand(-1)                                      | -8.2573***<br>(1.7456)     | -8.1901***<br>(1.7661)     | -10.9229***<br>(2.8637)    | -8.2756***<br>(1.7647)     |                                | -0.1080**<br>(0.0410)          |
| Resid_Asset_Pricing(-1)                               | 0.3210**<br>(0.1184)       | 0.3182**<br>(0.1216)       | 0.3070**<br>(0.1425)       | 0.3176**<br>(0.1198)       |                                | 0.0099***<br>(0.0029)          |
| Resid_Supply(-1)                                      | -0.4479***<br>(0.1342)     | -0.5045***<br>(0.1476)     | -0.5278***<br>(0.1600)     | -0.4443***<br>(0.1358)     |                                |                                |
| $\Delta \log(\text{rent}(-1))$                        |                            |                            | 0.4350<br>(0.3541)         |                            |                                |                                |
| $\Delta \log(\text{h\_stock}(-1))$                    | -10.5228***<br>(3.8363)    | -10.1973**<br>(4.3092)     | -8.4046*<br>(4.5434)       | -10.8329***<br>(3.9157)    | 0.8711***<br>(0.0530)          | 0.5104***<br>(0.0544)          |
| $\Delta \log(\text{pop}(-1))$                         | 15.4912***<br>(2.2166)     | 14.7870***<br>(2.5540)     | 14.5783***<br>(2.4306)     | 15.4780***<br>(2.2406)     |                                | 0.4095***<br>(0.0472)          |
| $\Delta \Delta \log(\text{pop})$                      | 7.0877***<br>(2.1702)      | 7.2401***<br>(2.1772)      | 8.2662***<br>(2.5216)      | 6.9939***<br>(2.1997)      |                                | 0.2125***<br>(0.0503)          |
| $\Delta \log(\text{rw\_emp})$                         |                            | 0.4489<br>(0.4281)         |                            |                            |                                |                                |
| $\Delta \log(\text{price}(-1))$                       |                            |                            | -0.3394<br>(0.3102)        |                            |                                |                                |
| $\Delta \text{fwd\_rate}$                             |                            |                            | -0.4034<br>(2.5508)        |                            |                                |                                |
| $(1-D1997)*\Delta \text{inf\_std}$                    |                            |                            | -1.1060<br>(1.4509)        |                            |                                |                                |
| $\Delta \log(\text{comp})$                            |                            |                            |                            |                            | 0.0174***<br>(0.0019)          |                                |
| $\Delta \log(\text{comp}(-1))$                        |                            | 0.0955<br>(0.0968)         |                            |                            | 0.0097***<br>(0.0018)          | 0.0073***<br>(0.0023)          |
| $\Delta \log(\text{const\_cost})$                     |                            | -0.7391<br>(0.5183)        |                            |                            |                                |                                |
| $D1997 \times \Delta [\text{BoI}(-1) - \pi\_exp(-1)]$ |                            |                            |                            | 0.8479<br>(1.4910)         |                                |                                |
| קבוע                                                  | -0.1487**<br>(0.0646)      | -0.1447**<br>(0.0659)      | -0.1764**<br>(0.0724)      | -0.1405**<br>(0.0669)      | *230.00<br>(0.0012)            |                                |
| $R^2$                                                 | 0.8559                     | 0.8696                     | 0.8652                     | 0.8574                     | 0.9197                         | 0.9148                         |
| מספר תצפיות                                           | 39                         | 39                         | 39                         | 39                         | 40                             | 39                             |

**מקרא ללוחות 6.1 ו-6.1ב**

|                     |                                                                |            |                                                      |
|---------------------|----------------------------------------------------------------|------------|------------------------------------------------------|
| Resid_Demand        | שארית משוואת הטווח הארוך למלאי הדירות יחסית לביקוש             | inf_std    | סטיית התקן של האינפלציה החודשית במשך השנה הקלנדרית   |
| Resid_Asset_Pricing | שארית משוואת הטווח הארוך לתמחור הנכסים                         | comp       | סיומי הבנייה                                         |
| Resid_Supply        | שארית משוואת הטווח הארוך להיצע הבניה                           | const_cost | מדד מחירי התשומות בבנייה למגורים, מנוכה CPI ללא דיור |
| rent                | מדד שכר דירה, מנוכה CPI ללא דיור                               | dollar     | שער השקל-דולר, מנוכה CPI ללא דיור                    |
| h_stock             | מלאי הדירות                                                    | BoI        | ריבית בנק ישראל                                      |
| pop                 | האוכלוסייה בגילים 25 ומעלה                                     | S          | שיעור חוזי שכר הדירה הנקובים בדולרים                 |
| rw_emp              | השכר הממוצע למשרת שכיר (בנכחי CPI ללא דיור) כפול שיעור התעסוקה | $\pi\_exp$ | הציפיות לאינפלציה לשנה משוק החון                     |
| price               | מדד מחירי הדירות מנוכה CPI ללא דיור                            | $\pi\_tar$ | יעד האינפלציה                                        |
| fwd_rate            | תשואות הפורוורד ל-5 ו-10 שנים באג"ח הממשלתיות הצמודות למדד     | D1997      | משתנה דמי המקבל את הערך 1 החל מ-1997                 |

### 6.3. משוואת השינוי בהיצע הבנייה

עמודה (1) בלוח 16.1 מציגה את משוואת השינוי בהיצע הבנייה (סיומי הבנייה) בטווח הקצר. השינוי בהיצע מושפע מכל גורמי תיקון הטעות שבמודל. עודף דירות יחסית לביקוש בגודל של אחוז אחד מהמלאי מביא לירידה של כ-8.3 אחוזים בסיומי הבנייה בתקופה הבאה. מחיר הגבוה באחוז אחד מהנגזר ממשוואת תמחור הנכסים מגדיל את סיומי הבנייה בכ-0.3 אחוז, כנראה על רקע תהליך ההתכנסות האיטי של מחירי הדירות אל ערך שיווי המשקל, שכן עולה ממנו כי תמחור יתר בשנה נתונה מאותת על תמחור יתר גם בשנים הבאות. לבסוף, סטייה של אחוז אחד בבנייה מעבר לנגזר ממשוואת ההיצע מצמצמת אותו בכ-0.45 אחוז כעבור שנה. מבין גורמי הטווח הקצר מצאנו שרק לדינמיקה של מלאי הדירות והאוכלוסייה השפעה מובהקת על סיומי הבנייה.

עמודות (2) עד (4) בלוח 16.1 מציגות בדיקת עמידות לספציפיקציה. בעמודה (2) הוספנו את משתני משוואת ההיצע, סיומי הבנייה בפיגור ועלות הבנייה, ואת ההכנסה ממשוואת הביקוש. בעמודה (3) הוספנו את משתני משוואת תמחור הנכסים, מחירי הדירות ושכר הדירה בפיגור, התשואה הריאלית הארוכה וסטיית התקן של האינפלציה. בשני המקרים מקדמי המשתנים שהוספנו התקבלו כלא מובהקים ולא השפיעו משמעותית על התוצאות. הממצא שלשינוי במחירים בפיגור אין השפעה על ההיצע בטווח הקצר מלמד שהשחקנים בשוק הבנייה צופים פני עתיד, והאינדיקציות המתקבלות ממשוואת תמחור הנכסים ומהדינמיקה של מלאי הדירות יחסית לאוכלוסייה מספיקה להם כדי ללמוד על התפתחות המחירים הצפויה. לבסוף, בעמודה (4) בדקנו את השפעת הריבית הריאלית הקצרה, אולם זו התקבלה בסימן הפוך מהמצופה, והשפעתה אינה מובהקת סטטיסטית.

### 6.4. סגירת המודל: משוואת השינוי במלאי הדירות

בהמשך העבודה נבצע שני תרגילים הדורשים את סגירת המודל: סימולציה דינמית, שתבדוק אם המודל מיטיב לעקוב אחר התפתחות המשתנים האנדוגניים רק על בסיס נתוני המשתנים האקסוגניים ותנאי ההתחלה, וניתוח פונקציות תגובה, שיבחן כיצד זעזועים מועברים בין המשתנים השונים במערכת.

במודל DW זהות חשבונאית סוגרת את המודל על ידי קשירת מלאי הדירות ואומדן סיומי הבנייה בתקופה נתונה אל מלאי הדירות בתקופה הבאה. עקרונית ניתן לערוך חישוב דומה גם עבור המודל האקונומטרי, שכן סדרת המלאי במדגם נבנתה על בסיס צבירת הנתונים על סיומי הבנייה, אולם לשם כך יש צורך במידע על רמת המלאי בנקודת המוצא. חישוב זה מתאים לתרגיל הסימולציה הדינמית, שכן ידוע לנו הנתון של מלאי הדירות בתחילת המדגם, ולפיכך כל שנותר הוא להוסיף את אומדן סיומי הבנייה בכל תקופה אל המלאי מהתקופה הקודמת. לעומת זאת, לא נוכל לנקוט גישה זו לחישוב פונקציות התגובה, משום שאלה מאפיינות את התנהגות המערכת בכל רמה של מלאי הדירות. לצורך סגירת המודל במקרה זה, עלינו לאפיין באופן כללי את הקשר שבין שיעורי השינוי בסיומי הבנייה לשיעורי השינוי במלאי הדירות. כמו כן, לצורך חישוב הדינמיקה המתקבלת מהמודל, יהיה נוח לשמור על מבנה אוטו-רגרסיבי, כדי שנוכל לגלגל את המערכת קדימה על פני זמן.

ברוח מודל DW אנו אומדים תחילה את השינוי במלאי הדירות כפונקציה של השינוי בו בפיגור ושל השינוי בסיומי הבנייה. באמידה זו אנחנו בעיקר מעוניינים בטיב התאמה גבוהה ופחות בהסבר כלכלי, שכן כאמור המוטיבציה לאמידה נובעת מזהות חשבונאית. עמודה (5) בלוח 16.1 מציגה את תוצאות האמידה. מהתוצאות ניכרת אינרציה של השינוי במלאי הדירות, וכי סיומי הבנייה, הן הבו-זמניים והן בפיגור,

חשובים להסבר התפתחותו. עם זאת, סיומי הבנייה הבו-זמניים הם משתנה אנדוגני, וכדי לקבל ייצוג אוטו-רגרסיבי נציב במקומו את המשתנים המסבירים את התפתחותו בהתאם לספציפיקציה בעמודה (1) בלוח 6.1. התוצאות מוצגות בעמודה (6), כאשר השמטנו מהאמידה את החותך ואת גורם תיקון הטעות של משוואת ההיצע, שמקדמיהם התקבלו כלא מובהקים. כל המקדמים שמרו על סימנם ממשוואת השינוי בסיומי הבנייה (עמודה 1)), למעט מקדם השינוי במלאי בפיגור, שכן בספציפיקציה זו הוא כולל הן את ההשפעה החיובית של האינרציה העצמית (עמודה 5)) והן את ההשפעה המצמצמת על היצע הבנייה (עמודה 1)). בסיכומו של דבר מתקבל מקדם טיב התאמה גבוה, כ-0.91, ונשתמש בספציפיקציה זו לצורך חישוב פונקציות התגובה.

## 7. סימולציה דינמית ופירוק היסטורי

### 7.1. סימולציה דינמית

תקופת המדגם מתפרסת על פני ארבעה עשורים, וייתכן ששוק הדיור שינה את פניו לאורך התקופה, כך שקשרים אשר התקיימו בין המשתנים בתחילת המדגם אינם תקפים בסופו. האמידה האקונומטרית של המודל הניבה טיב התאמה לא רע, של כ-0.75 עד 0.85, להתפתחות שכר הדירה, המחירים וסיומי הבנייה (לוחות 6.1 א ו-6.1 ב). עם זאת, משוואות אלה נסמכות על נתוני המשתנים האנדוגניים בפיגור, ובפרט – כל גורמי תיקון הטעות המשמשים כמשתנים מסבירים מחושבים על בסיסם. בחלק זה נבצע סימולציה דינמית למשתנים האנדוגניים, שתחשב את ערכם הצפוי בכל נקודת זמן על בסיס תנאי ההתחלה ב-1980 וההתפתחות בפועל של המשתנים האקסוגניים בלבד. אם התרחשו בתקופת המדגם שינויים מבניים שפגעו ביכולתו של המודל לאמוד את ערכי המשתנים האנדוגניים, נצפה שתוצאות הסימולציה יתבדרו על פני זמן מערכי המשתנים בפועל. שיטת חישוב הסימולציה הדינמית מוצגת בנספח ב.

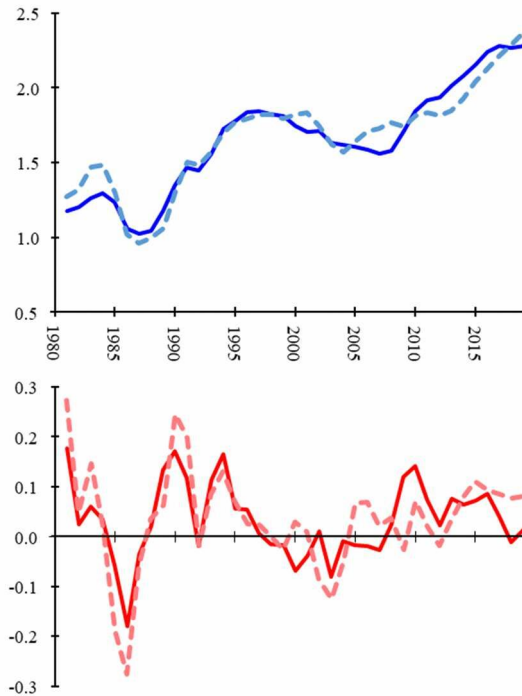
איור 7.1 מציג את תוצאות הסימולציה הדינמית להתפתחות שכר הדירה, המחירים וסיומי הבנייה. ניכר כי המודל מצליח לעקוב היטב אחר התפתחותם בפועל. מהתוצאות עולה כי המגמה הסטוכסטית בנתונים נובעת מהמשתנים האקסוגניים; המחירים והכמויות מגיבים להם, אך נראה כי אין בהם זעזועים אשר כשלעצמם מייצרים מגמה בשוק. אנו מסיקים שעל אף המדגם הארוך יחסית, הקשרים הנאמדים במודל הם בסיסיים דיים, כך ששינויים מבניים, ככל שהתרחשו, לא פגעו בהם במידה משמעותית, וכן שהספציפיקציה שלנו לא משמיטה גורם אקסוגני כלשהו שהיה חשוב להתפתחויות ארוכות הטווח בשוק.

באשר לגורמים לעליית המחירים במחזור האחרון, מעניין שתוצאות הסימולציה מרמזות כי לחץ לעליית מחירים החל להיווצר עוד ב-2005, ואילו בפועל המחירים המשיכו לרדת שנתיים נוספות (איור 7.1.2). בשנת 2007, ערב עליית המחירים האחרונה, אומדן הסימולציה גבוה בכ-17 אחוזים מהמחירים בפועל, ועל כן נראה כי חלק מעליית המחירים החדה מוסבר בנקודת הפתיחה הנמוכה, לפחות בראשית התקופה של עליות המחירים. ניתוח שלם יותר של ההתפתחויות מובא מטה באמצעות הפירוק ההיסטורי.

**איור 7.1: סימולציה דינמית לשכר הדירה, למחירי הדירות ולסיומי הבנייה**  
 רמות (פאנל עליון) והפרש מסדר ראשון (פאנל תחתון), נקודות לוג, 1981-2019

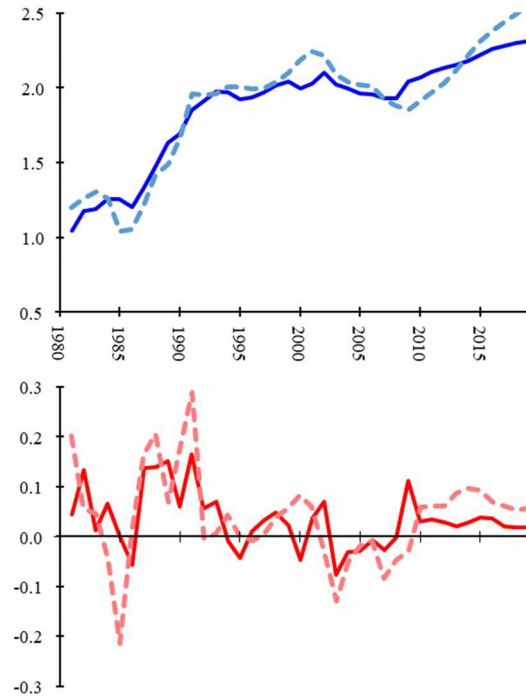
**7.1.2 מחירי הדירות**

$\log(\text{price})$ ,  $\Delta\log(\text{price})$



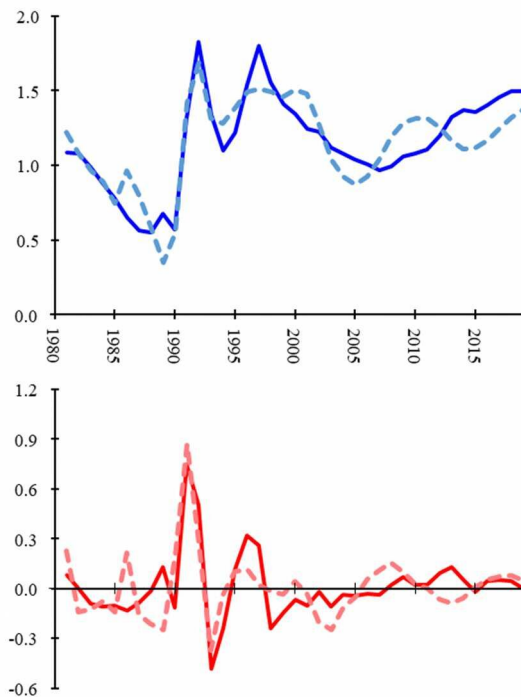
**7.1.1 שכר הדירה**

$\log(\text{rent})$ ,  $\Delta\log(\text{rent})$



**7.1.3 סיומי הבנייה**

$\log(\text{comp})$ ,  $\Delta\log(\text{comp})$



## 7.2. פירוק היסטורי (Historical Decomposition)

בסעיף זה נבחן את תרומת המשתנים השונים להתפתחות שכר הדירה, המחירים וסיומי הבנייה לאורך המדגם. למען נוחות ההצגה, במקום לבחון את תרומת המשתנים בכל שנה ושנה, נתמקד בארבע תקופות בהתאם להתפתחות המחירים: נתחיל מהשנים 1989–1996, שבהן המחירים עלו בחדות כתוצאה מגל העלייה ממדינות ברה"מ לשעבר; התקופה השנייה היא השנים 1997–2007, שבהן המחירים ירדו; לאחר מכן נבחן את השנים 2008–2011, שבהן החלו עליות המחירים במחזור האחרון, ולבסוף – את השנים 2012–2019. עם זאת, כפי שנראה מטה, לצורך הבנת התפתחות המחירים בתחילת המחזור הנוכחי, בשנים 2008–2011, נסתייע בבחינת התפתחותם ערב עלייתם, ועל כן נציג תקופה זו לצד השנים 2005–2007.

איור 7.2 מציג את הפירוק ההיסטורי של תרומות המשתנים השונים להתפתחות שכר הדירה, המחירים וסיומי הבנייה, כפי שנגזר ממשוואות הטווח הקצר (לוחות 6.1א ו-6.1ב). הפירוק מציג את תרומתם של כל אחד מהמשתנים האקסוגניים ושל גורמי תיקון הטעות (המוצגים באיור 5.1) ואת תרומתם המשותפת של המשתנים האנדוגניים בפיגור<sup>39</sup>.

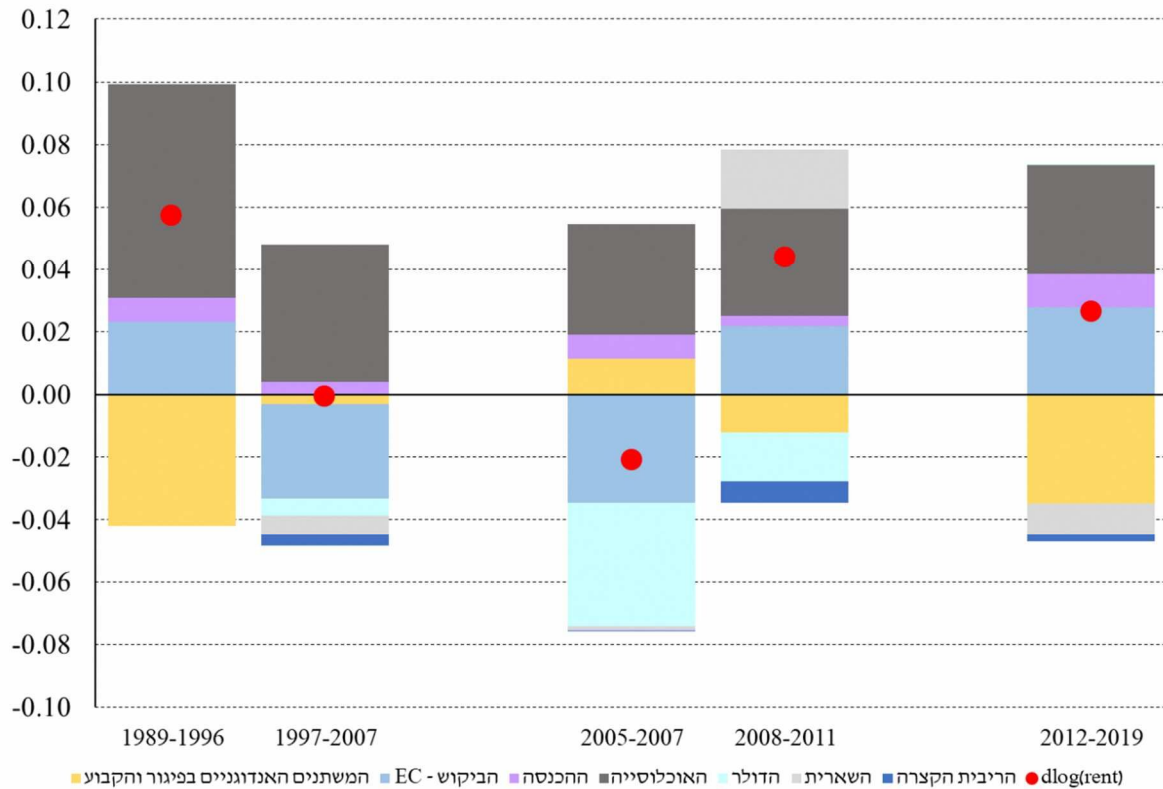
**שכר הדירה.** נתחיל משכר הדירה. פירוק התרומות מוצג באיור 7.2.1. ניכר כי לכל אורך המדגם התפתחות האוכלוסייה היא גורם דומיננטי, התומך בעליית שכר הדירה. בפרט בולט כי בתקופת גל העלייה גידול האוכלוסייה היה גורם מכריע בעליית שכר הדירה, ונדגיש כי זוהי השפעת הדמוגרפיה מעבר לזו הנמדדת דרך השפעת המחסור בדירות (גורם תיקון הטעות של משוואת הביקוש). המחסור בדירות כמובן תרם גם הוא לעליית שכר הדירה, אך השפעתו פחותה מהשפעת הטווח הקצר של האוכלוסייה. בעשור שלאחר גל העלייה העיקרי התפתחות האוכלוסייה המשיכה למשוך מעלה את שכר הדירה, אך המחסור בדירות הפך לעודף, ובסיכומו של דבר שכר הדירה נותר בתקופה זו יציב. בשנים 2008–2011 חזר שכר הדירה לעלות בשיעור ניכר. השוואה לשלוש השנים שקדמו לכך מלמדת כי הגורם העיקרי שהשתנה הוא התחדשות המחסור בדירות לאחר מספר שנים של בנייה לא מספקת (ראו גם איורים 5.1.1 ו-5.1.3). נוסף על כך, שער החליפין שדחף לירידת שכר הדירה בשלוש השנים קודם לכן, לחץ פחות לירידתו עקב המעבר לחוזי שכירות שקליים. לבסוף, בשנים האחרונות, 2012–2019, שכר הדירה עולה הן עקב גידול האוכלוסייה והן עקב מחסור מתמשך בדירות. בסיכומו של דבר נראה כי לאורך המדגם התפתחות האוכלוסייה תורמת באופן עקבי לעליית שכר הדירה, ולמעשה הדבר נכון גם באשר להכנסה, אולם השפעתה של זו נמוכה בהרבה. לצד זאת נראה כי הגורם העיקרי שיוצר התנהגות מחזורית בשכר הדירה הוא התפתחות המחסור או העודף בדירות, כפי שנמדד על ידי גורם תיקון הטעות של משוואת הביקוש.

**מחירי הדירות.** פירוק התרומות להתפתחות מחירי הדירות מוצג באיור 7.2.2. בתקופת גל העלייה הגורם המרכזי שהביא לעליית מחירי הדירות היה תמחור חסר (ראו גם איור 5.1.2), אשר מסביר כמעט מחצית מעליית המחירים בתקופה זו. מובן שהגורם הבסיסי לעליית המחירים הוא גל העלייה, אך במונחי המודל ההשפעה הישירה מגיעה משכר הדירה (שכאמור עלה עקב גידול האוכלוסייה), והוא שדחף מעלה את המחירים. עליית המחירים הייתה נמוכה מהנגזר ממשוואת תמחור הנכסים, ועל כן נוצר תמחור חסר.

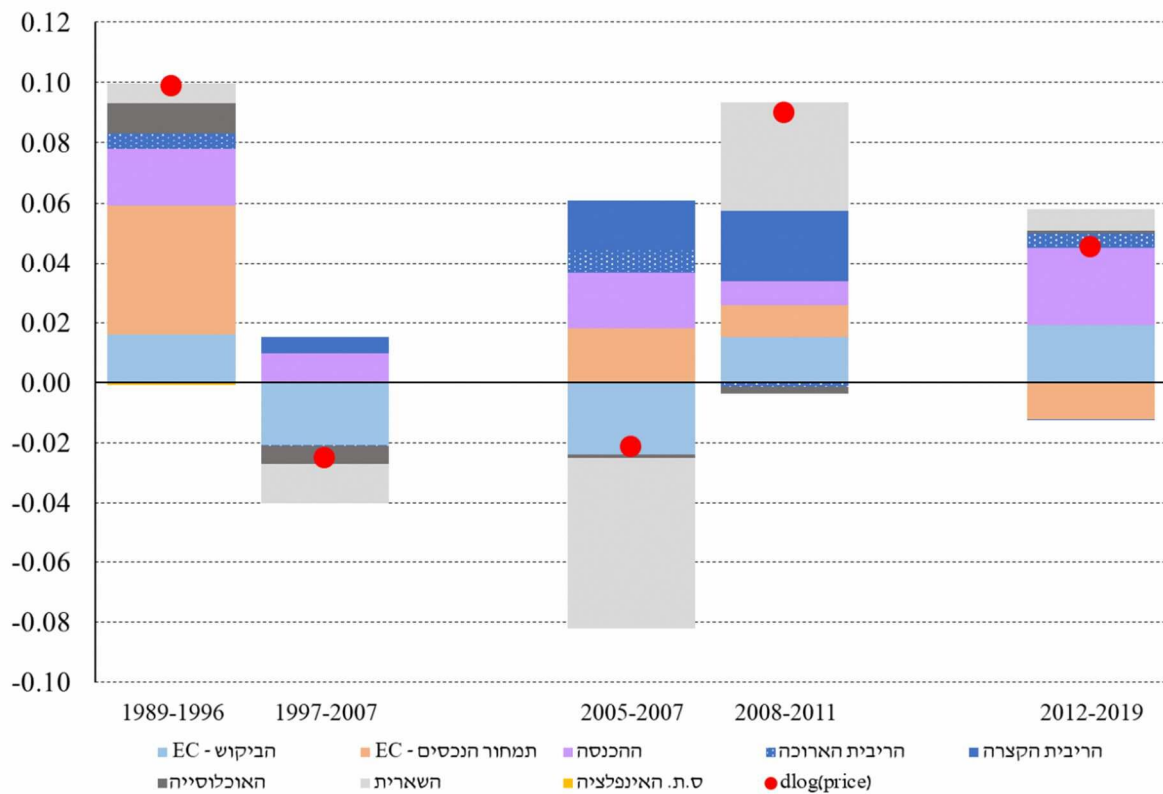
<sup>39</sup> קשה לתת פרשנות כלכלית לתרומת המשתנים האנדוגניים בפיגור, שכן הם עצמם מוסברים על ידי המשתנים האקסוגניים. על כן אנו מקבצים את תרומת המשתנים האנדוגניים לגורם אחד, וככלל נימנע מפירוש תרומתו. נציין שעקרונית גם גורמי תיקון הטעות הם פונקציה של משתנים אנדוגניים, אך לגביהם הפרשנות הכלכלית ברורה יותר, שכן הם מבטאים סטייה מקשרי הטווח הארוך.

## איור 7.2: פירוק היסטורי של התפתחות שכר הדירה, מחירי הדירות וסיומי הבנייה

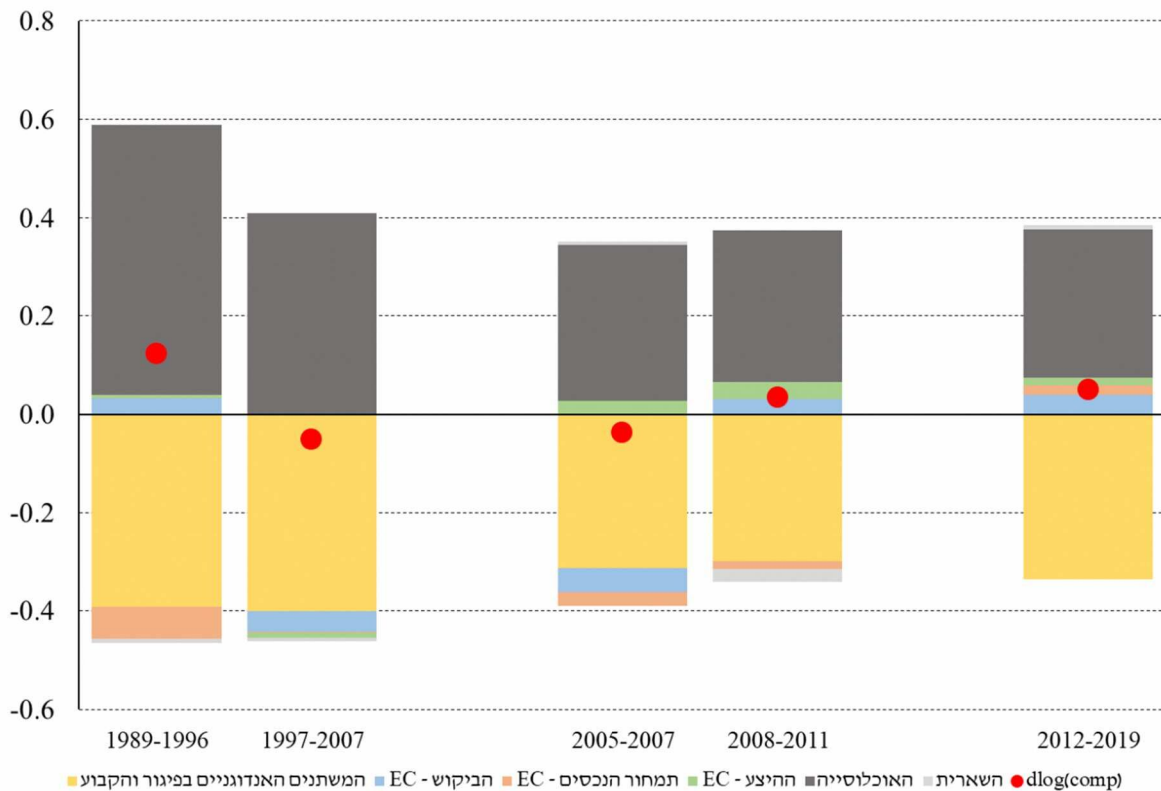
7.2.1 השינוי בשכר הדירה,  $\Delta \log(\text{rent})$   
נקודות לוג, ממוצעים שנתיים



7.2.2 השינוי במחירי הדירות,  $\Delta \log(\text{price})$   
נקודות לוג, ממוצעים שנתיים



**7.2.3 השינוי בסינומי הבנייה,  $\Delta \log(\text{comp})$**   
נקודות לוג, ממוצעים שנתיים



מעניין שתוצאה זו עולה בקנה אחד עם תחזית המודל של Poterba (1984). במודל שלו לשחקנים בשוק ציפיות רציונליות; הם מבינים שגידול הביקוש, הדוחף מעלה את שכר הדירה, ייענה בעתיד בגידול של ההיצע, ועל כן תגובת המחיר מתונה יותר. גורמים נוספים תרמו לעליית המחירים, וביניהם המחסור בדירות והתפתחות האוכלוסייה וההכנסה, אך תרומת כל אחד מהם נמוכה משמעותית מהשפעת גורם תיקון הטעות של משוואת תמחור הנכסים.

בעשור שלאחר גל העלייה, בשנים 1997–2007, ירדו המחירים בכ-2.5 אחוזים בממוצע לשנה. השפעת מרבית גורמי הרקע השונים מינורית יחסית, בממוצע לאורך התקופה, למעט המעבר ממחסור בדירות לעודף, והוא היה הגורם המרכזי לירידת המחירים בתקופה זו.

המודל אינו מיטיב להסביר את עליית המחירים של 2008–2011, והשארית הנאמדת בתקופה זו גדולה מאוד. יחד עם זאת, בחינת התקופה לצד שלוש השנים שקדמו לה שופכת אור על הסיבה לשארית הגדולה ולעליית המחירים החדה. ראשית, בולטת שארית בכיוון ההפוך בשנים שקדמו לעליית המחירים. שתי השאריות – החיובית בשנים 2008–2011 והשלילית בשנים 2005–2007 – הן חריגות ביחס לשאר תקופות המדגם, ומכאן שלחץ לעליית מחירים כבר נוצר החל מ-2005<sup>40</sup>. בפועל, בשנים 2005–2007 המחירים ירדו בכ-2.1 אחוזים בממוצע לשנה, ולכן נראה כי עלייתם, שהחלה ב-2008, נבעה במידה רבה מרמתם הנמוכה, שלא תאמה את גורמי היסוד בשוק באותה תקופה. הדבר מתיישב גם עם גורם תיקון הטעות של משוואת תמחור הנכסים, שבשנים 2006–2007 מצביע על תמחור חסר של כ-13.7 אחוזים בממוצע. עם זאת, לנוכח השאריות הגדולות של משוואת הטווח הקצר ניתן לשער שתמחור החסר נבע גם מגורמים קצרי טווח, ועל כן בסך הכול הוא

<sup>40</sup> למעשה גם לגבי 2008 נרשמה שארית שלילית, אף שבשנה זו המחירים כבר החלו לעלות. זאת אומרת שלפי המודל ב-2008 גורמי הרקע תמכו בשיעור עליית מחירים גבוה מזה שנצפה בפועל. שאריות חיוביות חריגות נרשמו בעיקר בשנים 2009–2010.



כנראה היה גדול אף מזה שנגזר ממשוואת תמחור הנכסים – מסקנה המקבלת תמיכה גם מאומדן הסימולציה הדינמית. בסיכומו של דבר בשנים 2008–2011 עלו המחירים בקצב שנתי ממוצע של כ-9.0 אחוזים, מתוכם כ-4.7 נקודות אחוז (כמחצית) מוסברות בתמחור חסר (3.6 נקודות אחוז מהשארית ו-1.1 נקודות אחוז מגורם תיקון הטעות). גורמים נוספים שתרמו לעליית המחירים הם המעבר מעודף דירות למחסור, שתרם בממוצע כ-1.5 אחוזים בשנה (כשישית), והריבית הריאלית הקצרה, שתרמה בממוצע כ-2.4 אחוזים בשנה (כרבע מעליית המחירים). שלא כנגר וסגל (2011), אשר הדגישו את תרומתה של הריבית המוניטרית לעליית מחירי הדירות, על פי התוצאות שלנו הריבית הקצרה אמנם בהחלט תרמה לעלייתם, אך היא לא הייתה הגורם הדומיננטי, ותרומתה בשנים 2008–2011 לא עלתה בהרבה על תרומתה בשלוש השנים קודם לכן. יתר על כן, התרומה שאנו מודדים כאן היא של הריבית הריאלית הצפויה לטווח קצר, וכפי שראינו באמידת משוואות הטווח הקצר, תרומת המדיניות המוניטרית למחירים קטנה ממנה בכמעט מחצית (כ-45 אחוזים).

לבסוף, בשנים 2012–2019 המחירים המשיכו לעלות בקצב מתון יותר, אך עדיין משמעותי, כ-4.6 אחוזים לשנה, בממוצע. בתקופה זו המחסור המתמשך ועליית ההכנסה היו הגורמים העיקריים שתמכו בעליית המחירים. כנגד זאת, תמחור יתר פעל להתמתנותם. בסיכומו של דבר, מתחילת עליית המחירים ב-2008 המחסור בדירות וגידול הכנסתם של משקי הבית הם שני הגורמים שתמכו באופן עקבי בעליית המחירים. המחסור המתמשך תרם לעליית המחירים בתקופה זו כ-1.8 אחוזים בממוצע לשנה, וגידול ההכנסה תרם כ-2.0 אחוזים בממוצע לשנה.

**סיומי הבנייה.** איור 7.2.3 מציג את פירוק התרומות להתפתחות סיומי הבנייה. ניכר מהאיור ששני הגורמים המרכזיים התורמים להתפתחות סיומי הבנייה הם האוכלוסייה ומלאי הדירות<sup>41</sup>. גידול האוכלוסייה פועל לגידול סיומי הבנייה וגידול המלאי פועל להקטנתם. סדר הגודל של תרומות המשתנים האלה מאפיל על תרומתם של גורמים אחרים, אף שאלה אינן זניחות. בפרט, בתקופת גל העלייה תמחור חסר האט את קצב הבנייה, והמחסור בדירות האיץ אותו. בשנים 1997–2007 השפעות האוכלוסייה והמלאי קיזזו זו את זו בקירוב, ועודף הדירות הביא לירידה בהיקף הבנייה. החל מ-2008 ועד סוף המדגם מחסור בדירות ובניית חסר (גורם תיקון הטעות של משוואת ההיצע) האיצו את קצב הבנייה. ולבסוף – תמחור יתר החל מ-2012 תרם גם הוא להאצת קצב הבנייה.

## 8. פונקציות תגובה (Impulse Response Functions)

המקדמים הנאמדים במשוואות תיקון הטעות מבטאים את תגובתו הנפרדת של כל אחד מהמשתנים האנדוגניים לתנאי השוק. בסעיף זה ננתח את התגובה הדינמית של המערכת כולה תוך התחשבות בהיזון החוזר בין המשוואות. לשם כך נחשב פונקציות תגובה (Impulse Response Functions) של המערכת לזעזועים בהפרעות המקריות של משוואות הטווח הקצר.

פונקציות התגובה מציגות את ההפרש בין ערכי המשתנים האנדוגניים בתרחיש כלשהו, כלומר בתוואי שרירותי של המשתנים האקסוגניים והזעזועים המקריים, לבין ערכם בתרחיש זהה למעט שינוי בתוואי של אחד הזעזועים המקריים. כיוון שלא מצאנו מתאם סדרתי בשאריות של משוואות הטווח הקצר, הזעזועים בתרגילים להלן דועכים מייד, כלומר ערכם אפס בכל התקופות למעט בתקופה שבה ניתן הזעזוע. כדי להציג

<sup>41</sup> במקרה זה מלאי הדירות בפיגור הוא המשתנה האנדוגני היחיד ברגרסיה (עמודה (1) בלוח 36.1).



באופן אינפורמטיבי את כל פונקציות התגובה באיור אחד, קבענו, בתרגילים מטה, זעזוע של אחוז אחד לשכר הדירה ולמחיר ושל 10 אחוזים לסיומי הבנייה<sup>42</sup>. איור 8.1 מציג את פונקציות התגובה של המשתנים האנדוגניים ושל גורמי תיקון הטעות. חישוב פונקציות התגובה מוצג בנספח ב.

## 8.1. זעזוע לשכר הדירה

התגובה לזעזוע של אחוז אחד בשכר הדירה מוצגת בקו כחול רציף באיור 8.1. בטווח הקצר עלייה של שכר הדירה מביאה לירידה של היקף הבנייה בגלל השפעתה המצמצמת על הכמות המבוקשת, אשר מביאה להיווצרות עודף של דירות, אולם לאחר שלוש שנים המחזור מתהפך כתוצאה מעליית מחירים, המגדילה את היקף הבנייה.

עליית שכר הדירה משפיעה מייד על שני גורמי תיקון טעות: היא יוצרת עודף בדירות (איור 8.1.5) בשל ירידה של הכמות המבוקשת ברמת שכר הדירה החדשה, ומביאה לתמחור חסר של דירות (איור 8.1.6). לשני הגורמים השפעות מנוגדות על המחיר, ובערכי המקדמים הנאמדים הם מקזוזים בקירוב זה את זה; לכן המחירים נותרים יציבים בתקופה שלאחר הזעזוע (איור 8.1.2). במקביל יש לשני הגורמים השפעה מצמצמת על היצע הבנייה, ולכן היקף הבנייה יורד כעבור תקופה (איור 8.1.3). הירידה של היצע הבנייה מביאה לירידה במלאי הדירות (איור 8.1.4), ועל כן העודף הראשוני הולך ונשחק, אך כל עוד נמשך תמחור החסר והעודף בדירות, הלחץ לירידה בהיקף הבנייה נמשך.

לצד אלה, לשיעור השינוי של שכר הדירה יש אינרציה גבוהה (לוח 6.1א), ועל כן, על אף העודף בדירות בתקופות הראשונות, קצב עלייתו של שכר הדירה דועך לאט (איור 8.1.1). המשך עלייתו של שכר הדירה מאריך את משך הזמן הנדרש לסגירת תמחור החסר של הדירות, מה שתומך בעליית המחירים. עליית המחירים מגדילה את רווחיות הבנייה, ועקב הירידה הראשונית בהיצע, סיומי הבנייה נהיה נמוכים מרמת שיווי המשקל שלהם בטווח הארוך (איור 8.1.7). אפקט זה תומך בהתהפכות המחזור כעבור מספר שנים, והיקף הבנייה גדל.

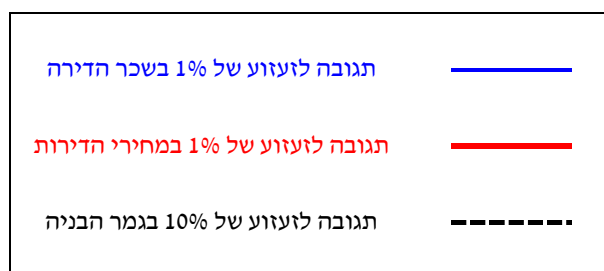
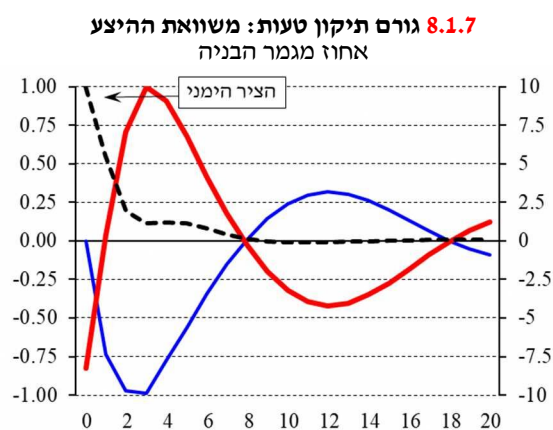
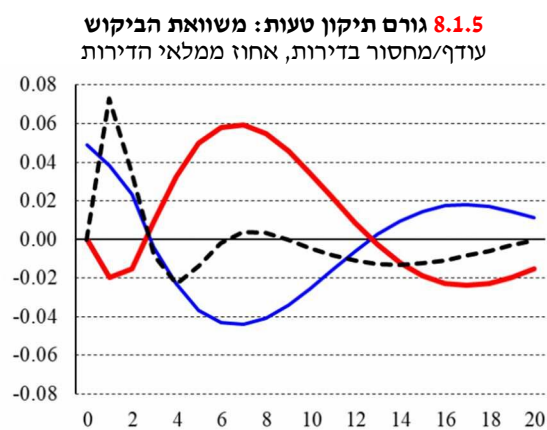
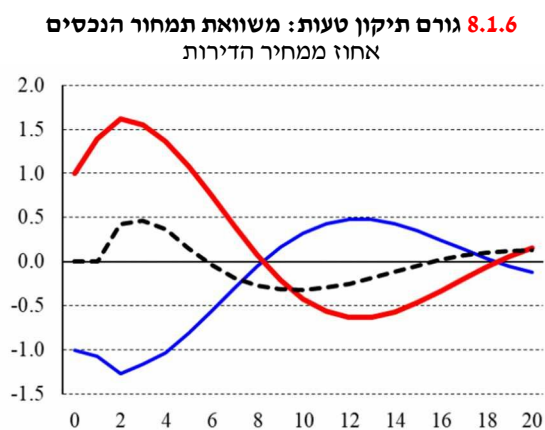
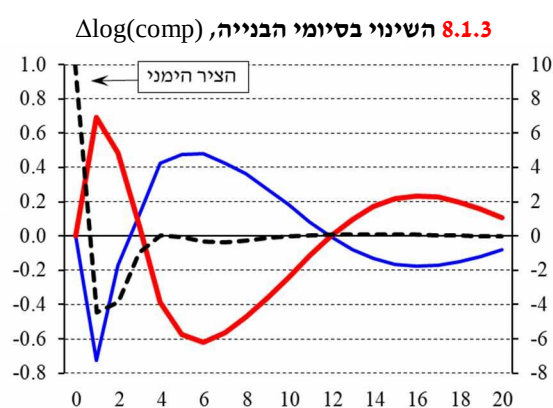
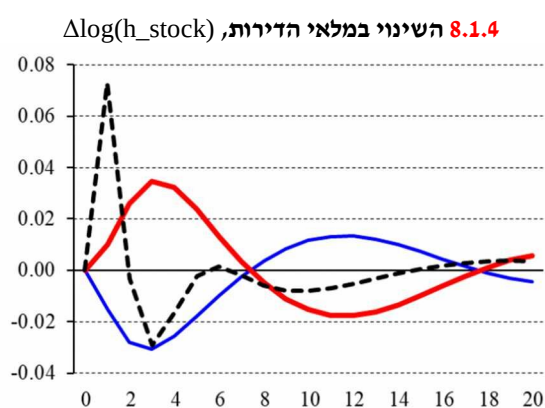
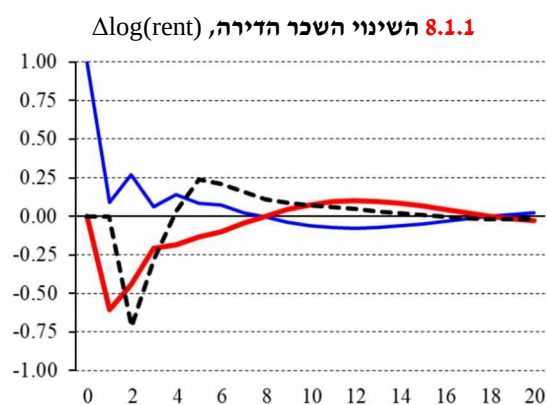
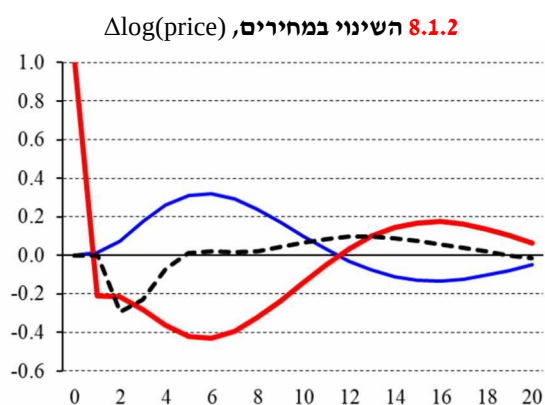
## 8.2. זעזוע למחירי הדירות

התגובה לזעזוע של אחוז אחד במחירי הדירות מוצגת בקו אדום עבה באיור 8.1. ככלל, תגובת המערכת לעלייה במחירים היא בקירוב הפוכה מתגובתה לעלייה בשכר הדירה. תחילה, עליית המחירים מרחיבה את ההיצע, ולאחר מספר שנים המחזור מתהפך, והפעילות מצטמצמת.

עליית המחירים משפיעה מייד על שני גורמי תיקון טעות: היא מביאה לתמחור יתר של דירות (איור 8.1.6) ולבניית חסר ביחס למשוואת ההיצע (איור 8.1.7). שני הגורמים מביאים להאצה של קצב הבנייה (איור 8.1.3), ותמחור היתר גורר, לאחר שנה, ירידה של המחירים כדי לתקן את התמחור בשוק (איור 8.1.2). במקביל, עליית המחירים הראשונית דוחפת מטה את שכר הדירה (איור 8.1.1) בשל השפעתה עליו בפיגור (לוח 6.1א), וכתוצאה מכך נוצר מחסור מסוים בדירות (איור 8.1.5), על אף הגידול האמור של היצע הבנייה.

<sup>42</sup> זאת משום שסיומי הבנייה הם משתנה זרם בעל שונות גבוהה מזו של המשתנים האחרים, ועל כן גמישות שאר המשתנים ביחס אליו נמוכה יחסית. כדי לקבל תגובות בסדר גודל דומה לאלה המתקבלות מזעזועים לשכר הדירה ולמחיר נדרש עבורו זעזוע גדול יותר.

**איור 8.1: פונקציות תגובה לזעזועים בשכר הדירה, במחירי הדירות ובסיומי הבנייה**  
 100×נקודות לוג



אולם עם ירידת המחירים הגידול הראשוני של רווחיות הבנייה נשחק, וברמת הפעילות הגבוהה יחסית נפתח עודף היצע (איור 8.1.7). כעבור ארבע שנים מהזעזוע הראשוני הפעילות בשוק הדיור מתהפכת, וסיומי הבנייה מתחילים להצטמצם.

### 8.3. זעזוע לסיומי הבנייה

התגובה לזעזוע של 10 אחוזים בסיומי הבנייה מוצגת בקו שחור מרוסק באיור 8.1. גידול ההיצע מביא, בטווח הקצר, לעודף בנייה ולירידת שכר הדירה והמחירים.

הגידול בסיומי הבנייה מסתיים כבר לאחר תקופה אחת (איור 8.1.3), משום שהוא יוצר עודף של דירות (איור 8.1.5). כעבור תקופה נוספת עודף הדירות מוריד את שכר הדירה ואת המחירים (איורים 8.1.1 ו-8.1.2, בהתאמה), ובשל תגובה חזקה יותר של שכר הדירה נוצר תמחור יתר (איור 8.1.6). אף שהגידול בסיומי הבנייה נבלם בתוך תקופה אחת, עודף הבנייה נמשך מספר שנים (איור 8.1.7), משום שהירידה בסיומי הבנייה מתונה יחסית לעלייתם הראשונית (איור 8.1.3), וגם כתוצאה מתמחור היתר שתומך בהיצע הבנייה. כשלוש שנים לאחר הזעזוע, הירידה של שכר הדירה מרחיבה את הביקוש במידה שמספיקה כדי להפוך את העודף הראשוני בדירות למחסור (איור 8.1.5), והמחזור מתהפך, אף כי תוך השפעה מתונה יחסית על כלל המשתנים.

## 9. סיכום

שוק הדיור מתאפיין במחזורים ארוכים, המבטאים סטיות מתמשכות משיווי המשקל של הטווח הארוך. אמידת מודל אקונומטרי לשוק הדיור בישראל מעלה כי לסטיות אלה השפעה חשובה על דינמיקה בשוק כבר בטווח הקצר. לצורך זיהוי קשרי הטווח הארוך הסתייע המודל במדגם שנפרס על פני ארבעה עשורים, והמודל המבני של DW הנחה את ניסוחו.

מהאמידה עולות מספר תובנות על מאפייני השוק באופן כללי, ועל הגורמים שתורמו להתפתחויות בו במהלך תקופת המדגם. אנו מוצאים כי בטווח הארוך הן הביקוש והן ההיצע קשיחים יחסית. קשיחות ההיצע מושפעת, בין היתר ממדיניות התכנון והבנייה – Caldera and Johansson (2013) ו-Cavalleri et al. (2019), וההיצע הקשיח מבטא את הקושי של השוק להתאים את הכמויות בו לצרכים של משקי הבית. על כן חלק ניכר ממנגנון ניכוי השוק עובר דרך התאמה של המחירים. המודל מלמד גם על קשרי הגומלין בין מחירי הדירות לשכר הדירה: עלייה של שכר הדירה דוחפת לעלייה של מחירי הדירות כתוצאה מגידול התשואה הנובעת מבעלות עליהן, ואילו עלייה של מחירי הדירות דוחפת לירידה של שכר הדירה, משום שהיא מגדילה את היצע הדירות.

אשר לגורמים שהביאו לעליית מחירי הדירות בשנים 2008–2011 – מספר אינדיקציות מראות שהיא נבעה בעיקר מתמחור חסר של הדירות: בשנים 2006–2007, ערב עליית המחירים, הם היו נמוכים בכ-13.7 אחוזים במוצע מרמתם הנגזרת ממשוואת תמחור הנכסים, ופער גדול אף יותר מתקבל מסימולציה דינמית של המודל. אמנם המודל אינו מיטיב להסביר את עליית המחירים בשנים 2008–2011, אך הוא מראה שעלייתם הגיעה לאחר שלוש השנים שבהן הם ירדו בשיעור גבוה מדי, ועליית המחירים של 2008–2011 תיקנה זאת.

למחסור בדירות תרומה מתונה יחסית אך מתמשכת לעליית המחירים האחרונה, והחל מ-2012 המחסור בדירות לצד גידול של הכנסת משקי הבית הם הגורמים העיקריים שתמכו בעלייתם. עם זאת, הבנייה המואצת בשנים האחרונות הביאה לצמצום המחסור בקצה המדגם. לבסוף, המדיניות המוניטרית תרמה גם היא לעליית המחירים בשנים 2008–2011, אך להערכתנו תרומתה הייתה משנית, והחל מ-2012 תרומתה המצטברת זניחה.

ככלל הניתוח בעבודה מצייר את התמונה העולה משוק הדיור בקווים כלליים בלבד. הוא משתמש במשתני מקרו כלל-ארציים ואינו נכנס לפרטים כשינויים במדיניות הבינוי, סובסידיות לאוכלוסיות מטרות ושינויים בשיעורי המס. עם זאת, הסימולציה הדינמית של המודל מצליחה לעקוב היטב אחר התפתחות המחירים והכמויות בשוק לאורך ארבעה עשורים על סמך תנאי התחלה מ-1980 והתפתחות המשתנים האקסוגניים בלבד. על כן נראה שהמודל, על אף מגבלותיו, מצליח לתאר היטב את ההתפתחויות העיקריות בשוק.

### נספח א: אומדן למשקי הבית הפוטנציאליים

בגוף העבודה ציינו שסביר כי התגובה האנדוגנית של צפיפות הדיור להתפתחויות בשוק פוגעת במידה שבה הנתון של מספר משקי הבית, כפי שהוא נמדד בלמ"ס, אינדיקטיבי לביקוש לשירותי דיור. הלמ"ס מגדירה משק בית כאדם או קבוצת אנשים הגרים יחד בדירה אחת באופן קבוע, ויש להם תקציב הוצאות משותף למזון. נצפה שכאשר מחיר שירותי הדיור עולה הצפיפות תגדל, ומספר משקי בית פוטנציאליים ייטו לגור תחת קורת גג אחת. לכן במצב זה שיטת המדידה תיטה להעריך בחסר את מספר משקי הבית האינדיקטיביים לביקוש לשירותי דיור, שאותו ברצוננו למדוד.

נספח זה מציג אומדן למשקי הבית הפוטנציאליים, משווה את האומדן לסדרת האוכלוסייה הבוגרת שבה השתמשנו בגוף העבודה לצורך אמידת המודל האקונומטרי, ומציג אינדיקציה לאנדוגניות שבנתוני משקי הבית הגולמיים.

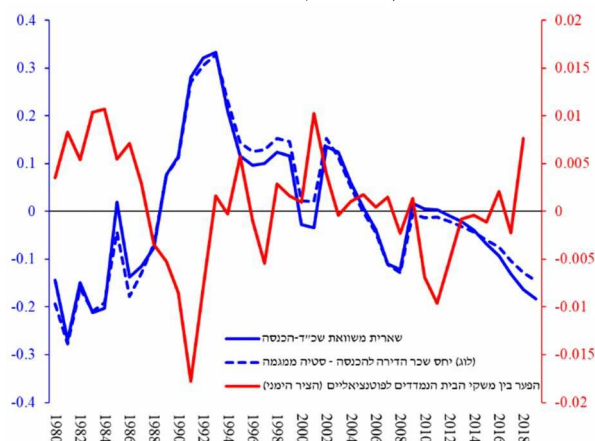
לאמידת מספר משקי הבית הפוטנציאליים נשתמש בנתוני האוכלוסייה לפי המצב המשפחתי והגיל. כך, למשל, כאשר עלייה של מחירי הדיור מניעה זוג צעיר להישאר לגור בבית ההורים, שימוש במספר הזוגות הנשואים הוא שיאפשר לזהות את מספר משקי הבית הרלוונטי לביקוש לדיור. ההנחה בגישה זו היא שהמצב המשפחתי אינו מושפע מהמצב בשוק הדיור, אולם גם אם הנחה זו אינה מתקיימת בדיוק, סביר שהאומדן אשר יתקבל ייטיב לשקף את הביקוש לשירותי דיור יותר מן הנתון הגולמי של מספר משקי הבית.

בהנחה זו, ננסה לחלץ מסדרת משקי הבית את "החלק האקסוגני" שלה, כלומר את זה שאינו מושפע מההתפתחויות בשוק הדיור. לשם כך נשתמש במספר הנשואים בגיל 20 ומעלה ובמספר הלא-נשואים בגיל 25 ומעלה<sup>43</sup> ונאמוד את המשוואה:

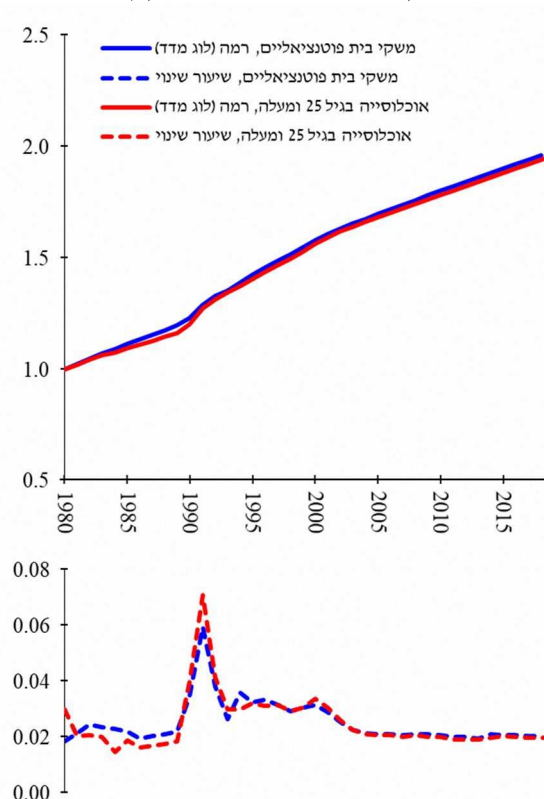
$$\log(hh_t) = \gamma_0 + \gamma_m \log(married_t) + \gamma_{um} \log(un\_married_t) + \gamma_{mt} trend_t \times \log(married_t) + \gamma_{umt} trend_t \times \log(un\_married_t) + u_t^{hh} \quad (1A)$$

<sup>43</sup> עד 1995 דיווחה הלמ"ס על האוכלוסייה לפי המצב המשפחתי בחלוקה לרווקים וללא-רווקים. לצורך חלוקת הלא-רווקים לנשואים וללא-נשואים נעזרנו בסקרי כוח אדם של הלמ"ס כדי לחשב את שיעור הנשואים מתוך אלה שאינם רווקים.

**איור 2א: הפער שבין משקי הבית הנמדדים לפוטנציאליים ושכר הדירה הריאלי יחסית להכנסה ובניכוי המגמה**  
נקודות לוג, 1980–2019



**איור 1א: אומדן משקי הבית הפוטנציאליים והאוכלוסייה בגיל 25 ומעלה**  
רמה (פאנל עליון) ושיעור שינוי (פאנל תחתון), 1980–2019



כאשר  $hh$  הוא מספר משקי הבית כפי שהוא נמדד על ידי הלמ"ס,  $married$  הוא מספר הנשואים בגיל 20 ומעלה,  $un\_married$  הם הלא נשואים בגיל 25 ומעלה, ו- $trend$  מייצג מגמת זמן. משתני האינטראקציה עם מגמת הזמן נועדו לתפוס את ההשפעה של השינוי בהתפלגות המצב המשפחתי באוכלוסייה על פני זמן. סדרת משקי הבית הפוטנציאליים מתקבלת מהערך הנאמד (fitted value) למשקי הבית מהאמידה לעיל. אמדנו את משוואה (1א) ב-FMOLS, ונציין שהאומדן המתקבל בספציפיקציה הלוגריתמית, כמוצג לעיל, כמעט זהה לאומדן המתקבל מספציפיקציה המשתמשת ביחידות המקוריות<sup>44</sup>.

איור 1א מציג את הסדרה המתקבלת ומשווה אותה לסדרת האוכלוסייה של גילאי 25 ומעלה, שבה השתמשנו בגוף העבודה. ניכר כי הסדרות כמעט זהות, לא רק ברמתן אלא גם בשיעורי השינוי שלהן, למעט הבדלים קטנים בתחילת המדגם. מקדם המתאם בין הסדרות בשיעור השינוי הוא כ-0.94. מהשוואה זו עולה כי מחיר השימוש בסדרת האוכלוסייה הבוגרת באמידה האקונומטרית בגוף העבודה כנראה אינו גבוה, אף שערךונית משתנה משקי הבית הפוטנציאליים מתאים יותר לייצוג הגורם הדמוגרפי במשוואת הביקוש. תהליך עיבוד הנתונים לצורך הפקת הסדרה וזמינותם בפיגור גדול יחסית תומכים אף הם בויתור על השימוש בסדרת משקי הבית הפוטנציאליים.

משוואה (1א) נאמדה לתקופת המדגם 1976–2018 (42 תצפיות לאחר התאמה לתחילת המדגם) בהתאם לזמינות הנתונים שברשותנו, תוצאות האמידה:

| משותנה               | constant              | log(married)          | log(un_married)       | trend×log(married)    | trend×log(un_married)  |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| מקדם נאמד (סטית תקן) | 1.7837***<br>(0.4087) | 0.4275***<br>(0.0738) | 0.2934***<br>(0.0252) | 0.0018***<br>(0.0004) | -0.0012***<br>(0.0004) |

\*\*\* מובהקות ברמה של 1 אחוז,  $R^2=0.9997$ .

לסיום, נותר לבדוק את טענת האנדוגניות שבסדרה הגולמית של משקי הבית. אם יש אמת בטענה, נצפה שבתקופות שבהן נשיגות הדיור נמוכה, כלומר בתקופות בהן מחיר שירותי הדיור גבוה יחסית להכנסה, מספר משקי הבית הפוטנציאליים יהיה גבוה ממספר משקי הבית הנמדד בנתונים הגולמיים, ולכן שארית משוואה (1א) תהיה שלילית; והיפוכו של דבר בתקופות שבהן נשיגות הדיור גבוהה יחסית. לשם קבלת אינדיקציה להשערת האנדוגניות נבחן את השתנות השארית של משוואה (1א) לעומת יחס שכר הדירה להכנסה (בניכוי מגמה) וכן לעומת השתנות השארית מאמידת שכר הדירה הריאלי כפונקציה של ההכנסה על פי המשוואה הבאה: <sup>46,45</sup>

$$\log(\text{rent}_t) = \beta_0^{d,\text{rent}} + \beta_{rw\_emp}^{d,\text{rent}} \log(rw\_emp_t) + u_t^{d,\text{rent}} \quad (2א)$$

התוצאות מוצגות באיור 2א. המתאם בין השאריות שלילי ומובהק ועומד על כ-0.54-, וכן גם המתאם עם יחס שכר הדירה להכנסה (בניכוי מגמה), שערכו -0.50-. תוצאות אלה תומכות בטענה שנשיגות הדיור משפיעה על צפיפות הדיור, ובפרט על אומדן מספר משקי הבית בסטטיסטיקה הרשמית. לא מצאנו עדות דומה כאשר נשיגות הדיור נמדדת באמצעות מחירי הדירות; במקרה זה התקבלו מקדמי מתאם קרובים מאוד לאפס ובלתי מובהקים.

## נספח ב: מתודולוגית חישוב הסימולציה הדינמית ופונקציות התגובה

נספח זה מציג את דרך החישוב של הסימולציה הדינמית ופונקציות התגובה שהוצגו בגוף העבודה. באופן כללי, משוואות המודל נתונות ע"י:

$$AY_t = BX_t^{LR} + u_t \quad (1ב)$$

$$\Delta Y_t = \alpha u_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \gamma X_t^{SR} + \varepsilon_t \quad (2ב)$$

כאשר (1ב) מסכמת את משוואות הטווח הארוך ו-(2ב) את משוואות הטווח הקצר. מספר משוואות הטווח הארוך הוא כמספר קשרי הקו-אינטגרציה (שנסמנו ב- $r$ ), ומספר משוואות הטווח הקצר הוא כמספר המשתנים האנדוגניים (שנסמנו ב- $n$ ).  $Y_t \in \mathbb{R}^n$  הוא וקטור המשתנים האנדוגניים,  $X_t^{LR} \in \mathbb{R}^{k_{LR}}$  הוא וקטור המשתנים האקסוגניים המשתתפים במשוואות הטווח הארוך, ו- $X_t^{SR} \in \mathbb{R}^{k_{SR}}$  הוא וקטור המשתנים האקסוגניים המשתתפים במשוואות הטווח הקצר. נסמן ב- $k$  את סך המשתנים האקסוגניים במערכת, כלומר  $k = k_{LR} + k_{SR}$ .  $\Delta$  הוא אופרטור ההפרש מסדר ראשון, ו- $p$  הוא מספר הפיגורים במשוואות הטווח הקצר.  $u$  הוא וקטור גורמי תיקון הטעות, ו- $\varepsilon$  הוא וקטור שאריות משוואות ההפרשים.  $A, B, \alpha, \beta_1 \dots \beta_p, \gamma$  הן מטריצות מקדמים בעלות הממדים המתאימים.

<sup>45</sup> אנו מודדים את שכר הדירה ואת ההכנסה כפי שמדדנו אותם בגוף העבודה. לפירוט ראו לוח 4.1.  
<sup>46</sup> משוואה (2א) נאמדה ב-FMOLS לתקופת המדגם 1980–2019 (40 תצפיות). אומדן מקדם ההכנסה הוא 1.4255, וסטית התקן 0.1640. טיב ההתאמה של הרגרסיה הוא 0.8523.

באמצעות (1ב) נציב עבור  $u_{t-1}$  ב-(2ב) ונסדר את המשוואה לקבלת תהליך  $AR(p+1)$  עבור  $Y_t$ :

$$Y_t = (I_n + \alpha A + \beta_1)Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p (\beta_i - \beta_{i-1})Y_{t-i} - \beta_p Y_{t-p-1} - \alpha BX_{t-1}^{LR} + \gamma X_t^{SR} + \varepsilon_t \quad (3ב)$$

משוואה (3ב) נותנת ייצוג אוטו-רגרסיבי למשתנים האנדוגניים במודל, ואנו נעזרים בה לחישוב הסימולציה הדינמית ופונקציות התגובה.

### ב.1. סימולציה דינמית

סימולציה דינמית מבטאת את התפתחות המשתנים האנדוגניים כפונקציה של האקסוגניים ותנאי ההתחלה בלבד. בהינתן ערכי המשתנים האנדוגניים בתחילת המדגם, אומדנים למטריצות המקדמים וערכי המשתנים האקסוגניים ניתן להשתמש במשוואה (3ב) בצורה רקורסיבית, וכך לקבל אומדנים לערכי המשתנים האנדוגניים בכל נקודת זמן.

הסימולציה הדינמית המוצגת בטקסט עושה שימוש במשוואה (3ב) עבור שכר הדירה, מחירי הדירות וסיומי הבנייה. אנו משתמשים אפוא רק בשלוש מארבע המשוואות המוגדרות ב-(3ב). כדי לסגור את המודל יש לנסח משוואה למלאי הדירות. עם זאת, כיוון שסדרת המלאי נבנתה על ידי צבירת הנתונים של סיומי הבנייה, אין צורך לאמוד עבורה תהליך סטוכסטי; אנו פשוט מבצעים חישוב דומה בסימולציה:

$$h\_stock_t = h\_stock_{t-1} + comp_t \quad (4ב)$$

לסיום נציין כי הסימולציה בטקסט משתמשת בנתוני 1980 כתנאי התחלה, אומדני האיברים של המטריצות  $A$  ו- $B$  מוצגים בלוח 5.1, ואומדני האיברים של  $\alpha$  ה- $\beta$  ו- $\gamma$  מוצגים בלוח 6.1א ובלוח 6.1ב.

### ב.2. פונקציות תגובה

כעת נציג את המתודולוגיה לחישוב התגובה על פני זמן של המשתנים האנדוגניים לזעזועים בשאריות של משוואות הטווח הקצר (Impulse Response Functions). פונקציות התגובה מתארות את ההפרש בין ערכי המשתנים האנדוגניים בתרחיש כלשהו, כלומר בתוואי שרירותי של המשתנים האקסוגניים וההפרעות המקריות, לבין ערכם בתרחיש זהה הנבדל רק בתוואי של אחת ההפרעות המקריות.

בשונה מהסימולציה הדינמית, איננו יכולים לחשב במקרה זה את התפתחות מלאי הדירות באמצעות צבירת סיומי הבנייה, משום שהמודל נאמד בשיעורי שינוי, ועלינו לתרגם את שיעורי השינוי של סיומי הבנייה לשיעורי שינוי במלאי הדירות, בכל רמה של מלאי. על כן, לצורך חישוב פונקציות התגובה אנו משתמשים באמידת משוואת הטווח הקצר לשינוי במלאי הדירות, עמודה (6) בלוח 6.1ב, שקושרת בין שיעורי השינוי של סיומי הבנייה לשיעור השינוי של המלאי.

כעת נוכל לכתוב את משוואה (3ב) כתהליך  $AR(1)$ :

$$\tilde{Y}_t = \Lambda \tilde{Y}_{t-1} + \Gamma \tilde{X}_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (5ב)$$



כאשר :

$$\begin{aligned} \tilde{Y}_t &\equiv [Y_t' \quad \dots \quad Y_{t-p}']' & \tilde{X}_t &\equiv [X_{t-1}^{LR'} \quad X_t^{SR'}]' & \tilde{\varepsilon}_t &\equiv [\varepsilon_t' \quad 0_{np \times 1}']' \\ \Lambda &\equiv \begin{bmatrix} I_n + \alpha A + \beta_1 & \beta_2 - \beta_1 & \beta_3 - \beta_2 & \dots & \beta_p - \beta_{p-1} & -\beta_p \\ & I_{np} & & & & 0_{np \times n} \end{bmatrix}_{n(p+1) \times n(p+1)} \\ \Gamma &\equiv \begin{bmatrix} -\alpha B & \gamma \\ 0_{np \times k_{LR}} & 0_{np \times k_{SR}} \end{bmatrix}_{n(p+1) \times k} \end{aligned}$$

נסמן ב- $IMP_{t+s}^i$  את ההפרש בתקופה  $t + s$  בין ערכי המשתנים האנדוגניים תחת תרחיש בסיס כלשהו, כלומר תחת תוואי כלשהו למשתנים האקסוגניים ולזעזועים המקריים,  $\tilde{X}_t$  ו- $\tilde{\varepsilon}_t$ , לבין ערכם בתרחיש זה למעט שינוי אחד: הזעזוע ה- $i$  מקבל ערך הגבוה ב- $\delta$  בתקופה  $t$  ומייד לאחר מכן הוא חוזר לערכו בתרחיש הבסיס<sup>47</sup>. ערכו של  $\delta$  בטקסט הוא 0.01 לשכר הדירה ולמחירים, ו-0.1 לסיומי הבנייה.

נגדיר את  $e_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) כווקטור  $1 \times n(p+1)$ , כאשר במקרה שלנו  $n = 4$  ו- $p = 2$ , שבו כל האיברים שווים אפס פרט לאיבר במיקום ה- $i$ , שערכו 1:

$$e_i(j) = \begin{cases} 1 & \text{if } j = i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

כעת, באמצעות משוואה (5) ניתן לחשב את  $IMP_{t+s}^i$  רקורסיבית:

$$\begin{aligned} IMP_t^i &= \delta e_i & i &= 1, \dots, n \\ IMP_{t+s}^i &= \Lambda IMP_{t+s-1}^i & s &= 1, 2, 3, \dots \quad i = 1, \dots, n \end{aligned}$$

## מקורות

בנק ישראל (2020). דוח היציבות הפיננסית למחצית הראשונה של 2020.  
נגר ו', וג' סגל (2011). "מה מסביר את התפתחות מחירי הדירות ושכר הדירה בשנים 1999-2010", סקר בנק ישראל 85, 59-7.

Adams, Z. and R. Füss (2010). "Macroeconomic Determinants of International Housing Markets", *Journal of Housing Economics* 19(1), 38-50.

Arrondel, L., L. Bartiloro, F. Pirmin, P. Lindner, T. Y. Mathä, C. Rampazzi, F. Savignac, T. Schmidt and M. Schürz (2016). "How Do Households Allocate Their Assets? Stylized Facts

<sup>47</sup> עקרונית ניתן להכניס לזעזוע המקרי תוואי דועך, אולם מהאמידה קיבלנו שבזעזועים אין מתאם סדרתי.

from the Eurosystem Household Finance and Consumption Survey", *International Journal of Central Banking* 12(2), 129–220.

Bar-Nathan, M., M. Beenstock and Y. Haitovsky (1998). "The Market for Housing in Israel", *Regional Science and Urban Economics* 28(1), 21–49.

Bricker, J., K. B. Moore and J. Thompson (2019). "Trends in Household Portfolio Composition", In: A. Haughwout and B. Mandel (Eds.), *Handbook of US Consumer Economics*, Academic Press, pp. 53–96.

Caldera, A. and A. Johansson (2013). "The Price Responsiveness of Housing Supply in OECD Countries", *Journal of Housing Economics* 22(3), 231–249.

Cavalleri, M. C., B. Cournède and E. Özsöğüt (2019). "How Responsive are Housing Markets in the OECD? National Level Estimates", *OECD Economics Department Working Papers* No. 1589.

Colwell, P. F. (2002). "Tweaking the DiPasquale–Wheaton Model", *Journal of Housing Economics* 11(1), 24–39.

DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1992). "The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 20(1), 181–197.

Dovman, P., S. Ribon and Y. Yakhin (2012). "The Housing Market in Israel 2008–2010: Are House Prices a 'Bubble'?" *Israel Economic Review* 10(1), 1–38.

ICBS (2019). "ICBS Response on Rental Price Index", *Israel Economic Review* 17(1), 133.

Mankiw, N. G. and D. N. Weil (1989). "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market", *Regional Science and Urban Economics* 19(2), 235–258.

Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* 57, 1361–1401.

Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen, (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies* 57, 99–125.

Poterba, J. M. (1984). "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach", *The Quarterly Journal of Economics* 99(4), 729–752.

Raz-Dror, O. (2019). "The Changes in Rent in Israel during the Years of the Housing Crisis 2008-2015", *Israel Economic Review* 17(1), 73–116.

Rubinstein, Y. (1999). "Housing Prices in Israel 1974–1996: A Financial 'Bubble'?", In: L. Leiderman, (Ed.), *Inflation and Disinflation in Israel, Bank of Israel*, 578–629.

Weiner, D. and F. Fuerst (2017). “The Dynamics of House Prices in Israel and the Effect of the Investor’s Fear Gauge”, *Journal of Housing Research* 26(1), 95–117.