

הערכת השפעתן של מדיניות מוניטרית ומקרו-יציבותית על שוק הדיור בישראל: ניתוח באמצעות מודל DSGE¹

אלכס אילק², יעקב חן ציון³ ונמרוד כהן⁴

תקציר

מחקר זה בוחן את השפעתן של מדיניות מוניטרית ומדיניות מקרו-יציבותית, והשפעת האינטראקציה ביניהן, על הדינמיקה בשוק הדיור ועל משתנים מקרו-כלכליים בישראל. לצורך זה, אנו מפתחים ומכילים מודל של שיווי משקל כללי דינמי וסטוכסטי (DSGE) של המשק הישראלי עם שוק דירות המאוכלסות בבעלות ובשכירות, ומשקי בית הטרוגניים. אנו משתמשים במודל כדי להעריך את השפעותיהם של כלים מקרו-יציבותיים – ובפרט מגבלה ליחס הלוואה-לערך הדירה (LTV) והגבלות על משכנתאות בריבית משתנה – על היקף המשכנתאות ועל מחירי הדיור, וכדי לבחון אם הם משנים את תמסורת המדיניות המוניטרית לאינפלציה ולפעילות. הניתוח מניב שני ממצאים עיקריים. ראשית, כלים מקרו-יציבותיים כמו הגבלות על שיעור המשכנתאות בריבית משתנה או שינויים במגבלת ה-LTV אינם משנים מהותית את תמסורת המדיניות המוניטרית למחירי הדירות. שנית, מגבלת LTV הדוקה יותר יעילה בהורדת המינוף, אך השפעתה על מחירי הדירות מתונה בלבד.

סינון JEL: E61, E52, E32, R21.

מילות מפתח: שוק הדיור, מדיניות מוניטרית, מדיניות מקרו-יציבותית, יחס בעלות לשכירות, משכנתאות, יחס הלוואה לערך הדירה (LTV).

¹ אנו מודים מקרב לב ליוסי יכין על הדיון המעמיק ועל הערותיו החשובות שתרמו רבות לשיפור מאמר זה. ברצוננו להודות גם לאורן לוינטל על הדיונים עמו, ולעדי ברנדר, ג'פרי כהן, אליעזר בורנשטיין, אלון בנימיני, יואב פרידמן, סיגל ריבון ויתר משתתפי סמינר חטיבת המחקר של בנק ישראל על המשוב וההצעות המועילות. חומר נוסף זמין כאן: https://github.com/cohenimhuj/WorkingPapers/tree/main/DSGE_with_housing.

² אלכס אילק – חטיבת המחקר, בנק ישראל. דוא"ל: alexei.ilek@boi.org.il.

³ יעקב חן ציון – חטיבת המחקר, בנק ישראל. דוא"ל: yaakov.chen-zion@boi.org.il.

⁴ נמרוד כהן – חטיבת המחקר, בנק ישראל. דוא"ל: nimrod.cohen@boi.org.il.

1. הקדמה

מטרתנו בעבודה זו היא לבחון את ההשפעות של מדיניות מוניטרית ומדיניות מקרו-יציבותית על שוק הדיור בישראל ועל המשק בכללותו. בפרט, אנו שואפים להבין את תמסורת המדיניות המוניטרית – מנגנוניה וערוציה העיקריים – בהקשר הישראלי. הניתוח שלנו עוסק בשלוש שאלות עיקריות:

1. כיצד מתמסרת המדיניות המוניטרית אל שוק הדיור ואל משק בכללותו, ומה הם הערוצים שדרכם מתבצעת תמסורת זו?

2. כיצד משתנה התמסורת בין עולם בו המשכנתאות בריבית קבועה הן הדומיננטיות בהשוואה לעולם בו הן בריבית משתנה?

3. האם מדיניות מקרו-יציבותית הדוקה יותר – המשתקפת במגבלה נמוכה יותר של יחס ההלוואה לערך הדירה (LTV) – משפיעה על האפקטיביות של המדיניות המוניטרית, וכיצד משפיעה מדיניות ה-LTV על שוק הדיור בטווח הקצר ובטווח הארוך?

כדי להשיב על שאלות אלה, אנו מפתחים מודל שיווי משקל כללי דינמי וסטוכסטי (DSGE) שהותאם למבנה הייחודי של המשק הישראלי המספק מסגרת מתאימה לניתוח מדיניות. במודל זה, הקשרים בין המשתנים הכלכליים העיקריים מוגדרים, ובכך הוא מסייע לזהות קשרים סיבתיים ולגלות כיצד זעזועים או שינויי מדיניות מתומסרים לכלכלה – מאפיין חיוני להערכת מדיניות מוניטרית ומקרו-יציבותית. המודל גם מאפשר לנתח תרחישים חלופיים שיכולים לשמש כמעבדה לניסויי מדיניות, בפרט לגבי כלים מקרו-יציבותיים שיישומם נדיר וקשה להעריכם באופן אמפירי.

שוק הדיור מורכב משני תתי-שווקים שביניהם קשר הדוק: שוק הבעלות ושוק השכירות. בדומה ל-Sun and Tsang (2017), אנו מניחים כי משקי הבית רואים בבעלות ובשכירות תחליפים בלתי מושלמים. הבחנה זו קריטית לניתוח מדיניות, ולכן המחקר שלנו משתמש במודל DSGE המשלב במפורש את שני המגזרים. במודל שלנו – שנועד לשקף את ההקשר הישראלי – ספקי שירותי השכירות הם משקי בית ללא מגבלות פיננסיות (משקיעים). מבנה זה שונה באופן ניכר מזה של Sun and Tsang (2017), שהמודל שלהם עבור ארה"ב הניח כי פירמות מוגבלות פיננסית הן שמספקות דיור להשכרה.

מסגרת העבודה שלנו גם מבחינה בין שתי קבוצות של משקי בית – מלווים ולווים – ובה נגישות הלווים לאשראי מוגבלת על ידי ביטחונות הקשורים לערך הדירות, בדומה ל-Iacoviello (2005) ו-Aoki et al. (2004). לסיום, המודל שלנו כולל חוב ארוך-טווח בדומה ל-Alpanda and Zubairy (2017), תוך שינוי בספציפיקציה שהם הציעו עבור ההיצע של חוב חדש ארוך-טווח, כך שהספציפיקציה שלנו כוללת הלוואות בריבית קבועה ובריבית משתנה.

נציין כי מדיניות מוניטרית ומדיניות מקרו-יציבותית נבדלות זו מזו הן במטרותיהן והן בתדירותן. המדיניות המוניטרית, מיועדת לרסן תנודות במחזור העסקים, משתנה באופן תדיר – עד כדי תדירות חודשית – ומשפיעה על כלל המשק, לרבות שוקי הדיור לשכירות ובעלות. המדיניות המקרו-

יציבותית, לעומת זאת, מיועדת לטפל במחזורים הפיננסיים ולדאוג ליציבות ארוכת-טווח, ושינויים בה מיושמים על פי רוב בתדירות נמוכה – בדרך כלל רק פעם בכמה שנים. המחקר של Drehmann et al. (2012) מראה כי מחזורים פיננסיים ארוכים יותר ממחזורי עסקים באופן משמעותי, ונמשכים 20–8 שנה לעומת 2–8 שנים, בהתאמה. כלים מקרו-יציבותיים, כמו הגבלת יחס ההלוואה לערך הדירה, הם באופן טיפוסי כלים ממוקדים המשפיעים ישירות על היקפי האשראי.

אנו מנתחים את השפעות המדיניות המוניטרית והמדיניות המקרו-יציבותית על שוק הדיור. בנוסף, אנו בוחנים את האינטראקציה בין שתי מסגרות מדיניות אלה, ובודקים אם מדיניות מקרו-יציבותית משפיעה על האפקטיביות של המדיניות המוניטרית.

התוצאות מלמדות כי מדיניות מוניטרית מצמצמת מובילה לירידות בתוצר, באינפלציה, בחוב משקי הבית ובמחירי הדירות, לצד עלייה בטווח הקצר במחירי השכירות הריאליים. בהתאם למחקרים קודמים, התאמות מקרו-יציבותיות ליחס ה-LTV אינן פוגמות ביכולתה של המדיניות המוניטרית להשיג את מטרתיה לייצוב המשק, אך הן יוצרות השפעות חלוקתיות המשקפות את ההטרוגניות של משקי הבית. עם זאת, האפקטיביות הזו עשויה להשתנות בתנאים מסוימים הקשורים להתנהגות הלווים, כאשר משווים את התוצאות בין חוזי משכנתאות בריבית משתנה לכאלה בריבית קבועה.

עוד אנו מוצאים, כי מגבלת LTV מחמירה יותר, מפחיתה באופן משמעותי את חוב משקי הבית ואת הבעלות על דירות בקרב לוויים, בשעה שהשפעתה על מחירי הדירות נותרת מוגבלת. ממצא זה מנוגד למחקרים קודמים במודלים מסוג DSGE, שקבעו באופן טיפוסי כי יחס LTV נמוך יותר מוביל לירידה משמעותית במחירי הדירות. אנו סבורים כי פער זה נובע בין היתר מהיעדר שוק שכירות במודלים הקודמים – אלמנט שכן משולב במודל שלנו – וממאפיינים ספציפיים של שוק הדיור בישראל.

המאמר מסודר באופן הבא. החלק השני מספק סקירת ספרות קצרה, החלק השלישי מציג עובדות מסוגגנות חשובות על שוק הדיור הישראלי, החלק הרביעי מתאר את המודל, החלק החמישי מפרט לגבי הכיול של המודל, החלק השישי מנתח מדיניות מוניטרית ומקרו-יציבותית, והחלק השביעי מסכם.

2. שוק הדיור: ספרות מחקרית ומדיניות בישראל

אחת השאלות היסודיות והחשובות ביותר היא כיצד משפיעה המדיניות המוניטרית על שוק הדיור בישראל. מספר מחקרים בעלי אופי אמפירי חקרו שאלה זו. (Yakhin and Gamrasni 2021) ו-Nagar and Segal (2014) אמדו קשר של שיווי משקל ארוך-טווח בין מחירי דירות, שכריות, שיעורי ריבית ומשתנים אחרים, והציגו דינמיקה קצרת-טווח באמצעות מודל מסוג Vector Error Correction. שני המחקרים מצאו כי בטווח הקצר, שיעורי ריבית מוניטרית גבוהים יותר מורידים את מחירי הדירות אך מעלים את גובה השכירות, דבר המשקף אפקט תחלופה בין בעלות לשכירות.

שאלה חשובה אחרת היא כיצד משפיעה מדיניות מקרו-יציבותית על שוק הדיור, ובפרט על מחירי הדירות. מספר מחקרים בחנו את השפעתה של מדיניות מקרו-יציבותית בישראל. Benchimol et al. (2022) חקרו את השפעותיהם של כלי מדיניות מקרו-יציבותיים על האשראי הבנקאי בישראל באמצעות נתוני פאנל של בנקים שונים. הם מצאו שכלי מדיניות מקרו-יציבותית מפחיתים משמעותית את צמיחת האשראי, במיוחד משכנתאות, ומשפיעים על תמסורת המדיניות המוניטרית אל האשראי הבנקאי. אולם, ההשפעה על מחירי הדירות לא נותחה באותו מחקר. Ribon (2023) מצאה כי לאחר זעזוע במדיניות המקרו-יציבותית, מחירי הדירות מראים עלייה קלה שאינה מובהקת סטטיסטית בתחילה, ולאחריה ירידה שהופכת למובהקת כעבור כשנה.⁵

Laufer and Tzur-Ilan (2021) ניתחו מדיניות מקרו-יציבותית שהונהגה באוקטובר 2010, כאשר המפקח על הבנקים העלה את דרישות ההון בגין משכנתאות עם יחס LTV העולה על 60%. מהלך זה העלה את שיעורי הריבית על הלוואות אלה וגרם ללווים להקטין את יחסי ה-LTV שלהם לרמה נמוכה מ-60%. באמצעות שימוש בנתוני מיקרו, החוקרים מצאו כי מדיניות מקרו-יציבותית זו הובילה לעלייה של כ-3% במחירי הדירות. Buitron and Denis (2014) דיווחו כי בשעה שהמדיניות המקרו-יציבותית בישראל צמצמה את נפח העסקאות בשוק הדיור והפחיתה הלוואות חדשות לדיור, אין ראיות המראות שהיא סייעה לרסן את מחירי הדירות.

אף שמודלים ובחינות אמפיריות אלה מאפיינים בהצלחה חלק ממאפייניו של המשק הישראלי, הם לא מתייחסים להטרוגניות של משקי הבית, לחיכוכים פיננסיים, ולהשפעות של שיווי משקל כללי. חשוב מכך, מחקרים אלה חשופים לביקורת לוקאס (Lucas critique), מאחר שהפרמטרים המצומצמים שלהם משקפים פעולות מדיניות בעבר ותגובות של הציבור בעבר. דרוש אפוא מודל DSGE כדי להעריך את השפעות המדיניות בצורה אפקטיבית ועמידה (רובסטית) יותר.

מספר מחקרים במדינות אחרות בחנו את השפעתם של כלי מדיניות אלה על מחירי הדירות באמצעות מודל DSGE. Funke et al. (2018), לדוגמה, פיתחו מודל DSGE לדיור עבור ניו זילנד, שהראה כי מדיניות מקרו-יציבותית עשויה להוריד את מחירי הדירות. המחקרים של Bruneau et al. (2018) עבור קנדה ו-Lee and Song (2015) עבור קוריאה העלו תוצאות דומות, אם כי התוצאות הללו אינן עולות בקנה אחד עם מחקרים אמפיריים, שמצאו השפעה קטנה יותר. Cerutti et al. (2017) חקרו את השפעתם של כלי מדיניות מקרו-יציבותית, כמו קביעת תקרות עבור יחס ה-LTV, מחירי הדירות והאשראי ב-119 מדינות. ממצאיהם מראים כי מדיניות LTV ריסנה באופן מובהק את הגידול באשראי של משקי בית. ההשפעה על מחירי הדירות הייתה שלילית במקצת, אך לא מובהקת סטטיסטית בכלכלות מפותחות.

אנו משערים כי הפער בין תוצאות מבוססות-DSGE לראיות האמפיריות עשוי לנבוע מהיעדר שוק שכירות ברבים מהמודלים מסוג DSGE ומתפקידים המרכזיים של משקיעים בשוק זה. ללא שוק שכירות, מגבלת LTV הדוקה יותר תוביל קרוב לוודאי לירידה משמעותית במחירי הדירות כדי לאזן את השוק, וזאת ככל שהלווים יצמצמו באופן חד את הבעלות על דירות תוך הפחתת המינוף. נוכחותו של שוק שכירות מחלישה מנגנון זה. ככל שמגבלות האשראי הדוקות יותר הן דוחפות חלק מהלווים מבעלות

⁵ Ribon (2023) ייצגה כלים מקרו-יציבותיים באמצעות משתנה דמי המבוסס על הנחה של התמדה, אך משתנה זה כלל את כל הכלים המקרו-יציבותיים, לא רק את אלה המיועדים לשוק הדיור.

על דירה לשכירות (אפקט תחלופה). העלייה בביקוש לשכירות כתוצאה מכך מעודדת משקיעים לרכוש יותר דירות. מחירי הדירות משקפים אפוא שני כוחות שמקזזים זה את זה: הלווים מקטינים את בעלותם על דירות, דבר המפעיל לחץ להורדת מחירים, בשעה שהמשקיעים מגדילים רכישות כדי לענות על הביקוש הגדל לשכירות, כוח שמפעיל לחץ להעלאת מחירים.

שאלה נוספת היא האם מדיניות מקרו-יציבותית משפיעה על האפקטיביות של המדיניות המוניטרית. סוגיה זו קשורה קשר הדוק להקשר המוסדי של המדיניות המקרו-יציבותית ולאינטראקציות שלה עם המדיניות המוניטרית (Malovaná et al. (2023)). בעבודתם של (Funke et al. (2018), הם מראים כי לשינויים ביחסי ה-LTV השפעה מועטה על האפקטיביות של המדיניות המוניטרית. (Cozzi et al. (2021) מנתחים את תפקיד המינוף הבנקאי בעיצוב תגובת האינפלציה והתוצר לזעזועים במדיניות המוניטרית, ומוצאים השפעות דומות עבור יחסי מינוף שונים. ממצאים אלה מצביעים על כך שיתרונות מהתיאום בין מדיניות מוניטרית למדיניות מקרו-יציבותית יהיו קטנים קרוב לוודאי.⁶

האינטראקציה בין מדיניות מקרו-יציבותית לבין תמסורת המדיניות המוניטרית אל מחירי הדירות היא גורם מרכזי המשפיע על החלטות המדיניות בשנים האחרונות. מרביתם של הכלים המקרו-יציבותיים הקשורים למשכנתאות הונהגו בין השנים 2010–2014.

כלי רגולטורי נוסף נוגע לשיעורם היחסי של רכיבי ריבית משתנה מתוך כלל המשכנתאות. מאחר שמשכנתאות בריבית משתנה קשורות ישירות לריבית המוניטרית של בנק ישראל, הגבלת שיעורם היחסי עשויה להחליש את התמסורת מהמדיניות המוניטרית אל שיעורי הריבית על משכנתאות, וכתוצאה מכך, אל הביקוש לדיור ואל מחירי הדירות. בה בעת, אמצעי כזה מגביר את הגמישות בידי קובעי המדיניות המוניטרית להשתמש במכשירי ריבית לטובת יעדי מדיניות רחבים יותר.

לדוגמה, במהלך תקופות המצריכות מדיניות מוניטרית מרחיבה – כמו הפחתות של הריבית המוניטרית – הטלת הגבלות על שיעורם היחסי של רכיבי משכנתה בריבית משתנה יכולה לסייע להפחית לחצים לעליית מחירי הדירות (דוחות בנק ישראל, 2010–2015). בכיוון ההפוך, כאשר מטרת המדיניות היא לרסן גידול מופרז בהיקף האשראי ועלייה מופרזת במחירי הדירות, כלי פיקוח מקרו-יציבותיים בשוק המשכנתאות משמשים להשגת יעדים אלה.

בתנאים מסוימים, שיתוארו להלן, הגבלת חלקן של המשכנתאות בריבית משתנה עשויה להקטין את הרגישות של עלויות האשראי והחוב למדיניות המוניטרית, ובכך לרכך את התגובה של רכישת דירות בקרב לווים. בניגוד לכך, כאשר הלווים מביאים בחשבון את השפעתו של אשראי חדש על ריבית ההלוואה הממוצעת, הרגישות של עלויות האשראי והחוב למדיניות המוניטרית עשויה דווקא לעלות. עם זאת, הדבר אינו משנה מהותית את תגובת מחירי הדירות למדיניות המוניטרית. הסיבה לכך היא

⁶ תוצאות אלה עומדות בניגוד לממצאיהם של Quint and Rabanal (2014); Cairó and Sim (2023); Bosshardt et al. (2023); Bekiros et al. (2020); שמצאו כי מדיניות מקרו-יציבותית יכולה להיות משלימה למדיניות המוניטרית ולהפך.

שמחירי הדירות לא נקבעים ישירות על ידי פוזיציות החוב של הלווים, אלא במגזר השוק הנשלט על ידי משקיעים לא מוגבלים (unconstrained).

נימוק נוסף להגבלת שיעורם היחסי של רכיבי המשכנתאות בריבית משתנה הוא שמסלולים של משכנתאות בריבית משתנה – בפרט אלה עם טווחי פירעון של עד חמש שנים ואלה הצמודים לריבית הפריים – נוטים להראות תנודתיות גדולה יותר בפירעונות החודשיים, ועל כן מזוהים עם סיכון גבוה יותר לחדלות פירעון. לפי דוח בנק ישראל 2012, המטרה בהטלת הגבלות על יחס ההלוואה לערך הדירה (LTV) היא להפחית סיכון זה ולחזק את חוסנה של המערכת הבנקאית. יתרה מכך, כלים מסוג זה מרכיבים את עוצמת התמסורת של המדיניות המוניטרית אל הביקוש למשכנתאות ולדיו, ובכך מקנים לקובעי המדיניות גמישות רבה יותר בהתאמת הריבית להשגת מטרותיו העיקריות של הבנק המרכזי תוך השפעה מופחתת על שוק הדיו.

רציונל זה עומד בבסיס ההבחנה שלנו בין משכנתאות בריבית קבועה למשכנתאות בריבית משתנה ומנחה אותנו בבחינת השפעתם של כלים מקרו-יציבותיים על תמסורת המדיניות המוניטרית. כל הסוגיות הללו נבחנות בחלק השישי בהמשך.

3. עובדות מסוגנות על שוק הדיו הישראלי

בפרק זה אנו מציגים עובדות מסוגנות חשובות על שוק הדיו הישראלי שינחו אותנו בבניית המודל, בדגש מיוחד למדיניות ולמבנה שוק הדיו.

ראשית, על בסיס איור 1, נציין כי קיימים פערים משמעותיים בשיעורי הבעלות על דירות בין פרטים ברמות הכנסה שונות. בחמישון ההכנסה הנמוך ביותר (העני ביותר), רק כ-50% ממשקי הבית הם בעלי דירות. הסיבה לכך היא קרוב לוודאי מגבלות פיננסיות, כפי שעולה משיעור נטילת המשכנתאות (14%) בקרב חמישון זה.⁷

לעומת זאת, כמעט 90% ממשקי הבית המשתייכים לחמישון ההכנסה הגבוה ביותר (העשירים ביותר) הם בעלי דירות. מתוכם, רק 33% הם בעלי משכנתאות, דבר המעיד כי רובם מממנים את דירותיהם באמצעות משאבים עצמיים. ראוי לציין כי כ-15% ממשקי הבית העשירים שוכרים את הדירות שבהן הם מתגוררים (לא מוצג באיורים), נתון שניתן לפרש כהעדפה ולא כאילוץ פיננסי.

הפערים המהותיים בבעלות על דירות ובשימוש במשכנתאות בין חמישוני ההכנסה מוביל אותנו למסגרת מחקרית של שני סוגי משקי בית ותומך בפרשנות האומרת שמגבלות כובלות על יחס האשראי לביטחונות (LTV) – ולא ההטרוגניות של ההעדפות – הם המניעים העיקריים לבחירת דפוס המגורים. בפועל, יש בכך כדי להצדיק התייחסות למגבלת ה-LTV ככובלת עבור שיעור ניכר מבין משקי הבית החדשים שבוחרים לרכוש דירות, כפי שידון ביתר פירוט במודל.

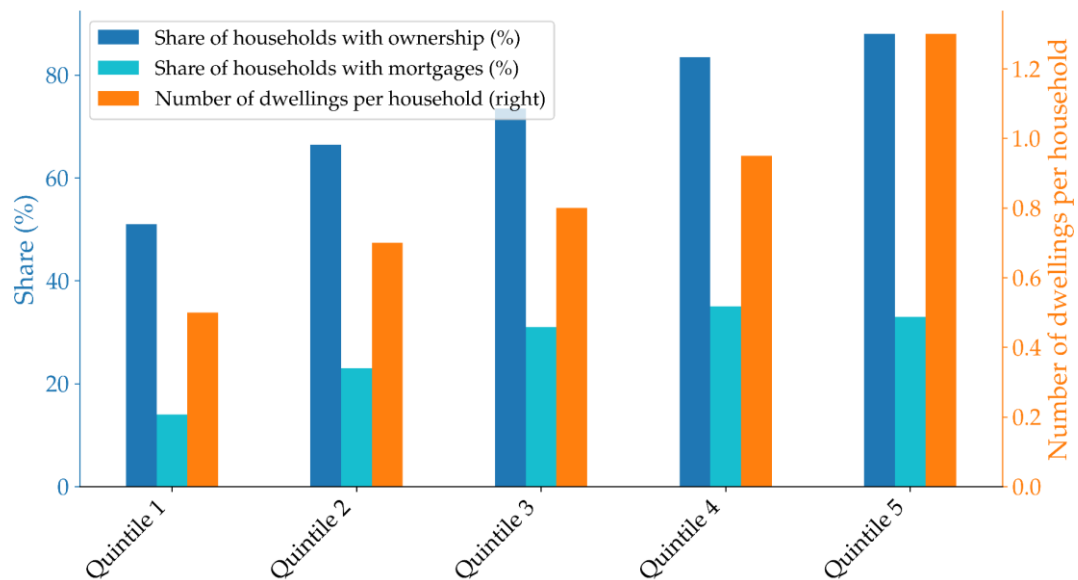
⁷ ככל שההכנסה עולה, שיעור משקי הבית בעלי משכנתאות עולה – תופעה עמידה הנצפית ברחבי העולם.

מההיבט האנליטי, טענה 1 (סעיף 4.2) מראה כי הידוק המדיניות המקרו-יציבותית מפחית את היחס בין בעלות לשכירות במצב עמיד בקרב משקי בית לווים (מוגבלים פיננסית), בשעה שאינו משפיע על יחס הבעלות לשכירות של משקי הבית המלווים (לא מוגבלים פיננסית).

כמו כן, הנתונים מראים כי משקי בית עשירים (בעלי הכנסה גבוהה) מחזיקים בבעלותם, בממוצע, בית מגורים אחד או יותר (איור 1). אנו מסיקים אפוא כי הם "משקיעים" בשוק הדיור, בהיותם אלה שמספקים לשוק דירות להשכרה. זהו אחד המאפיינים הייחודיים של שוק הדיור הישראלי, ואנו משלבים אותו במודל: הגדרת מלווים כמשקיעי נדל"ן. לעניין זה חשיבות מרכזית להסבר שלנו מדוע מדיניות LTV הדוקה יותר משפיעה על כמויות יותר מאשר על מחירים.

דיון זה מבליט סוגיה מרכזית הנוגעת ליחס ההלוואה לערך הדירה בישראל. הראיות מלמדות כי יחס ה-LTV הממוצע בישראל נמוך יחסית לכלכלות מתקדמות אחרות (Laufer and Tzur-Ilan (2021)). בנוסף, היחס הושפע מהותית מכלים מקרו-יציבותיים שהונהגו מסביבות 2010 ואילך (Benchimol et al. (2022)). מאפיינים מוסדיים אלה הופכים את ישראל למקרה מעניין במיוחד למחקר, שכן הם מעוררים שאלות חשובות על השפעתה של מדיניות ה-LTV על התמסורת המוניטרית ועל התפתחות בשוק הדיור.

איור 1 | שיעור משקי הבית בעלי דירות ובעלי משכנתאות לפי חמישון הכנסה (ציר y משמאל), ומספר הדירות למשק בית לפי חמישון הכנסה (ציר y מימין) (2018)



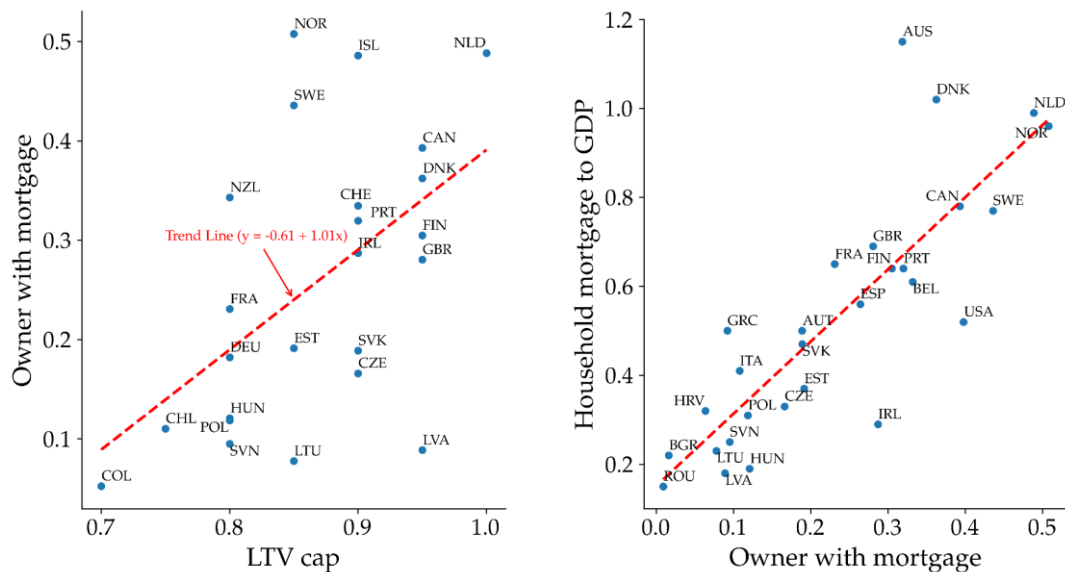
מקור: ניתוח של המחברים המתבסס על Stein-Kapach (2019) ו-Kosman (2021)

נתונים ממדינות ה-OECD (Van-Hoenselaar Frank et al. (2021)), המוצגים באיור 2, מראים כי מדינות עם תקרות LTV מקלות נוטות להיות בעלות אחוז גבוה יותר של בעלי דירות המחזיקים במשכנתאות (מתוך כלל האוכלוסייה) בממוצע. בנוסף, כפי שמוצג באיור 3, במדינות שבהן שיעור בעלי הדירות עם משכנתאות גבוה יותר הנטייה היא למינוף גבוה יותר באמצעות משכנתאות,

המהוות שיעור ניכר מהחוב של משקי הבית. המסקנה היא, שככל שההגבלות על המינוף קלות יותר, שיעור גדול יותר ממשקי הבית עשוי לקחת משכנתאות ולהפוך לבעלי דירות, והתוצאה היא מינוף כולל גבוה יותר. ראיות אלה תומכות בהתמקדות שלנו על התגובות של שיעורי הבעלות והמינוף כערוצי התמסורת העיקריים של מדיניות ה-LTV, ולא מחירי הדירות.

עובדה נוספת שראויה לציון היא רמה גבוהה של קשיחות נומינלית במחירי השכירות בישראל. במדגם מהשנים 2010-2015, Raz-Dror (2019) מצא כי חוזי שכירות נחתמים לפחות אחת לשנה בממוצע. Ribon and Sayag (2013) מצאו שהתקופה הממוצעת לשינויי מחירים ברכיבים שונים של מדד המחירים לצרכן בישראל היא פחות משנה אחת. ניתן ללמוד מכך שקשיחות המחירים במחירי השכירות גבוהה מאשר ברכיבים אחרים של מדד המחירים לצרכן. ממצא זה עבור ישראל תואם את ממצאי הספרות הכלכלית, שגם היא מוצאת רמה גבוהה יותר של קשיחות מחירים במחירי השכירות יחסית למחירים אחרים (Verbrugge et al. (2017); Shimizu et al. (2010); Genesove (2003)). ראיות אלה מצדיקות את ההבחנה האנליטית שאנו עושים בין הדינמיקה של מחירי השכירות לבין תנועות מחירים מחוץ למגזר הדיור, הבחנה שיש לה השלכות משמעותיות, ובפרט, הנטייה של מחירי השכירות הריאליים לעלות לאחר נקיטת מדיניות מוניטרית מצמצמת.

איור 3 | שיעור משקי הבית עם משכנתאות | איור 2 | מגבלת LTV ושיעור משקי הבית עם לעומת מינוף משכנתאות (ביחס לתמ"ג)



מקור: ניתוחי המחברים. נתונים: OECD

מבט כולל על העובדות המסוגננות הללו מניע אותנו לפתח מודל המשלב משקי בית הטרוגניים, שוק שכירות בו ההיצע מסופק על ידי משקיעים, קיימות מגבלות כובלות על בטוחות, וקשיחות נומינלית של מחירי השכירות. המאפיינים הללו חיוניים כדי להסביר מדוע מדיניות מקר-יציבותית בישראל מייצרת השפעה חזקה על בחירות של מינוף ודפוס מגורים, ועדיין השפעתה על מחירי הדירות בסך הכול מצומצמת.

4. המודל

המודל מכיל שתי קטגוריות מייצגות של משקי בית – מלווים (סבלניים) ולווים (לא סבלניים), הכפופים למגבלות חוב ביחס לביטחונות בעת נטילת משכנתה; קמעונאי דיור המספקים נכסי השכרה סופיים בשוק הדיור; פירמות שמייצרות מוצרי צריכה (לא כולל שירותי דיור); בנקים מסחריים המתפקדים כמתווכים פיננסיים; ובנק מרכזי האחראי ליישום מדיניות מוניטרית ומדיניות מקרו-יציבותית.

גורם ההיוון של המלווים (סבלניים) גבוה מזה של הלווים (לא סבלניים), והוא מייצר חיסכון וחוב בהתאמה. תנאי שיווי משקל מביא לכך שהחוב של הלווים שווה לחיסכון של המלווים.

אף שישראל היא משק קטן ופתוח, במודל אנו מתייחסים אליה כאל משק סגור לצורך ניתוח זה, לאור זאת שהערוץ העיקרי להשפעת הכלכלה הגלובלית על שוק הדיור הישראלי הוא עקיף. ובפרט, אף שהלוואות משכנתה בישראל ניתנות כמעט בלעדית על ידי מגזר הבנקאות הפנימי, שיעורי הריבית על משכנתאות מושפעים מהתנאים הפיננסיים הגלובליים דרך השפעתם על הריביות בשוק ההון המקומי.

אנו מניחים כי בטווח הקצר היצע הדירות אקסוגני. כלומר, היצע הדיור מתאים את עצמו לזעזועים באופן הדרגתי בלבד במשך מספר שנים. כתוצאה מכך, תנודות קצרות-טווח בשוק הדיור מונעות בראש ובראשונה משינויים בביקוש הן לדירות המאוכלסות בבעלות והן לאלה המאוכלסות בשכירות עבור כל סוגי משקי הבית, ואילו ההיצע נותר אקסוגני ברובו קשיח יחסית.

ראיות אמפיריות התומכות בהנחה זו קשורות במשך הבנייה הממושך בישראל, המגיע לממוצע של למעלה מ-30 חודשים (דוח בנק ישראל, 2024). כאשר מביאים בחשבון את הזמן הנוסף הדרוש לשיווק קרקעות ותכנון – העולה על פי רוב על שנתיים עד למועד האישורים – משך הזמן הכולל ממועד ההחלטה להרחיב את ההיצע ועד לגידול בפועל עובר בקלות את חמש השנים. יתרה מכך, שיעור משמעותי מהקרקע המיועדת לפיתוח בנייני מגורים מנוהל על ידי הרשויות ועל כן לא נשלט במלואו על ידי כוחות השוק.

המודל מקיף הן את שוק הבעלות והן את שוק השכירות, כאשר השניים הם תחליפים בלתי מושלמים זה לזה. הביקוש בשווקים אלה נובע משתי קטגוריות נפרדות של משקי בית: (1) לווים, המוגבלים על ידי מגבלת ה-LTV, ו-(2) מלווים, אשר אינם מוגבלים פיננסית ופועלים כמשקיעים על ידי אספקת נכסים לשכירות. שני סוגי משקי הבית מייצרים ביקוש גם למוצרי צריכה מחוץ למגזר הדיור. לאור זאת שהיצע הדיור קבוע במודל, שני סוגי משקי הבית מספקים כוח עבודה באופן בלעדי לפירמות המייצרות מוצרי צריכה.

משקיעי נדל"ן מציעים דירות להשכרה על ידי השכרתן לשוכרים, בכפוף לקשיחות מחירים. פירמות מייצרות מוצרי צריכה (לא כולל דיור) על ידי שימוש בעבודה (ללא הון) ופועלות בתחרות מונופוליסטית בכפוף לקשיחות מחירים. הבנק המרכזי מנהל מדיניות מוניטרית דרך שיעור הריבית המוניטרי, ומדיניות מקרו-יציבותית דרך הגבלות על מגבלת ה-LTV. אין מדיניות פיסקלית במודל.

4.1 משקי הבית

פונקציית התועלת של משקי הבית כוללת צריכה C_t (לא כולל דיור), דיור H_t ועבודה N_t . אנו מניחים צורת פונקציה הדומה לזו שהוצעה על ידי Sun and Tsang (2017). פונקציית תועלת זו אינה משקפת את העדפותיהם של משקי בית פרטניים; אלא מייצגת את העדפותיו של משק בית מייצג עבור כל אחד משני הסוגים במשק – מלווים ולווים. שני הסוגים מפיקים שירותי דיור באמצעות שילוב של בעלות על דירות והשתתפות בשוק השכירות.

$$U(C_t, H_t, N_t) = z_t \Gamma_C \log(C_t - \zeta^c C_{t-1}) + j_t \log(H_t) - \frac{1}{1+\varrho} N_t^{1+\varrho}.$$

הפרמטר $\Gamma_C = \frac{1-\zeta^c}{1-\beta\zeta^c}$ מבטיח שבמצב עמיד, התועלת השולית של הצריכה תלויה בלעדית ברמת הצריכה. ζ^c הוא דרגת הרגל הצריכה, ו- z_t ו- j_t הם זעזועי העדפות לצריכה ולדיור, בהתאמה.

אנו מגדירים סל דיור המורכב מבעלות, $h_{o,t}$, ושכירות, $h_{r,t}$:

$$H(h_{o,t}, h_{r,t}) = \left[\gamma h_{o,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\gamma) h_{r,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}},$$

כאשר $\varepsilon > 1$ הוא גמישות התחלופה התוך-תקופתית בין שכירות לבעלות, ו- γ , $0 < \gamma < 1$ הוא המשקל היחסי המיוחס לבעלות. אם שכירות ובעלות היו תחליפים מושלמים, הגמישות הייתה אינסופית ($\varepsilon \rightarrow \infty$). במסגרת שלנו, אנו מניחים ששכירות ובעלות הם תחליפים קרובים אך אינם תחליפים מושלמים, הנחה סבירה מאוד לאור תנאי שוק הדיור בעולם האמיתי.

הרגלי הצריכה משולבים במודל ומשקפים את הרלוונטיות האמפירית המתועדת היטב של אלמנט זה הן בעולם והן בישראל (ראו לדוגמה, Argov et al. (2012)). אך שאיננו משלבים במודל הרגלי צריכת דיור במפורש, כפי שעשו Sun and Tsang (2017), בעיית האופטימיזציה עבור שני סוגי משקי הבית מייצרת באופן משתמע דינמיקת דיור חלקה. זה קורה מפני שהתועלת השולית הן של בעלות והן של שכירות תלויה ישירות בתועלת השולית של הצריכה, המוחלקת על ידי הרגלי הצריכה.

4.1.1 לווים (משקי בית לא סבלניים)

משקי בית לא סבלניים שלוקחים חוב ארוך-טווח (כמו אצל Alpanda and Zubairy (2017)):

$$B'_t = (1 - \gamma) B'_{t-1} + B_t^{New} \quad (1)$$

כאשר B'_t הוא מלאי חוב ארוך-טווח, B'_{t-1} הוא חוב ארוך-טווח מהתקופה הקודמת, ו- B_t^{New} הוא חוב חדש. Y מייצג שיעור קבוע מהקרן שנפרע בכל תקופה. במצב עמיד (SS), יחס זה מייצג גם את שיעור החוב החדש מתוך מלאי החוב הכולל.

המנגנון שלנו להנפקת חוב חדש נוהג במידה רבה בהתאם ל-Alpanda and Zubairy (2017), עם שינוי אחד המתואר להלן. משוואה (2) מייצגת את ההיצע של חוב חדש מבנקים מסחריים, הכפוף לתקרה הרגולטורית המשתנה בזמן על יחס ההלוואה לערך הדירה (LTV_t). ככלל, משוואה (2) מבטאת כאי-שוויון. במודל שלנו, עם זאת, אנו מניחים שהיא תמיד מתקיימת בשוויון. הנחה זו מוצדקת מהסיבה הבאה: מגבלת החוב החדש במשוואה (2) היא כבר כובלת במצב עמיד. בניתוח המדיניות בחלק השישי, אנו מציגים שני זעזועים – זעזוע במדיניות המוניטרית וזעזוע ב-LTV – שמהדקים את המגבלה עוד יותר.

$$B_t^{New} \leq LTV_t q_t (h'_{o,t} - h'_{o,t-1}) + \kappa (LTV_t q_t h'_{o,t-1} - (1 - Y) B'_{t-1}) \quad (2)$$

כאשר q_t הוא המחיר הריאלי של יחידת דיור; $h'_{o,t}$ הוא הדיור הנרכש בתקופה זו (כך ש- $\Delta h'_{o,t}$ מודד את גודל השדרוג); κ מייצג את שיעור ההון העצמי נטו הקיים לדירה המשמש לקבלת אשראי חדש.

הביטוי הראשון משקף את מגבלת האשראי עבור משפרי דיור, הכפופה למגבלת ה-LTV. אלה הם בעלי דירות שמוכרים את נכסיהם הקיימים כדי לרכוש דירה חדשה, על פי רוב גדולה או איכותית יותר. הביטוי השני מאפשר למשפרי דיור למחזר את המשכנתה עד לתקרה הרגולטורית על מלאי הדיור שלהם מהתקופה הקודמת, מנומל על ידי κ . במילים פשוטות, המשמעות היא שמשפרי דיור בעלי הון עצמי נטו חיובי בתחילת תקופה t יכולים ללוות מעבר למגבלת החוב המיוחסת בדרך כלל לשדרוגי דיור. המגבלה הרגולטורית המשתנה בזמן LTV_t קובעת את כל הרכיבים של הנפקת חוב חדש באופן אקסוגני באמצעות מדיניות מקרו-יציבותית.

משוואה (2) מכניסה התאמה במסגרת של Alpanda and Zubairy (2017) במענה לשתי מגבלות עיקריות. ראשית, במודל שלהם, כאשר שיעור הפחת נקבע על אפס – כמו במקרה שלנו – מלאי החוב במצב עמיד נעשה בלתי תלוי במגבלת ה-LTV. שנית, הנוסחה שלהם מתירה ללווים שלקחו לאחרונה הלוואות שאינן חורגות ממגבלת ה-LTV להרחיב מיידית את חובם על ידי מינוף ההון העצמי נטו שלהם. כדי לפתור בעיות אלה, אנו מהווים את ערכו של דיור קיים באמצעות יחס ה-LTV, כפי שמשקף בביטוי הסופי של משוואה (2).

מתוך משוואות (1) ו-(2), אנו יכולים לגזור את היקף החוב במצב עמיד:

$$B' = \frac{\kappa}{Y + \kappa(1 - Y)} LTV q h'_o$$

ההיקף של אשראי חדש במצב עמיד הוא אפוא:

$$B'^{New} = \frac{Y\kappa}{Y + \kappa(1 - Y)} LTV q h'_o$$

קל לראות שלפי ההנחה $\kappa = 1$ and $Y = 1$, מתקבל התנאי הבא של חוב לתקופה אחת במצב עמיד:

$$B' = B'^{New} = LTV \cdot q h'_o$$

מגבלת התקציב מבוטאת במונחים ריאליים, ומשמע שבמונחי צריכה (לא כולל דיור) (P_t^C) היא:

$$C'_t + q_t h'_{o,t} + r_t h'_{r,t} + (R_{t-1}^L - 1 + Y) B'_{t-1} = B_t'^{New} + q_t h'_{o,t-1} + w'_t N'_t \quad (3)$$

כאשר בצד שמאל: C'_t הוא הצריכה (לא כולל דיור), $q_t h'_{o,t}$ הוא ההוצאה על דירה שנרכשת לצורך בעלות, $r_t h'_{r,t}$ הוא ההוצאה על שירותי שכירות (r_t הוא המחיר הריאלי של שירותי שכירות ו- $h'_{r,t}$ הוא היקף שירותי השכירות), $(R_{t-1}^L - 1 + Y) B'_{t-1}$ הוא התשלום על חוב מהתקופה הקודמת, ו- R_{t-1}^L הוא שיעור הריבית ברוטו על משכנתאות. איננו מתייחסים לעלות העסקה של רכישת נכסים או מכירתם, וכן את הפחת שלהם.

בצד ימין: $B_t'^{New}$ הוא היקף החוב (הריאלי) החדש, $q_t h'_{o,t-1}$ הוא ערך הדירה שנרכשה לצורך בעלות בתקופה $t-1$ ולאחר מכן נמכרה בתקופה t , ו- $w'_t N'_t$ הוא הכנסה מעבודה. אנו מניחים כמו כן, שהלווים לא מקבלים דיבידנדים כלשהם, מכיוון שהם אינם בעלי פירמות כלשהן. עוד אנו מניחים שאין מיסים מכיוון שאין ממשלה במודל.

אנו מתייחסים לשני סוגים של שיעורי ריבית על משכנתאות במודל שלנו, שניהם צמודים למדד המחירים לצרכן. הראשון הוא משכנתא בריבית קבועה, ואילו השני הוא משכנתא בריבית משתנה הנעה אחד-אחד יחד עם ריבית ריאלית של בנק ישראל. החלק הבא מביא הסבר מפורט על כל אחד מהסוגים.

הסוג הראשון: משכנתא בריבית קבועה

במקרה זה, המשמש כבסיס הייחוס העיקרי שלנו, חוב שהונפק בתקופות קודמות אינו מושפע משינויים נוכחיים או עתידיים בריבית המדיניות, מאחר ששיעור הריבית נקבע במועד ההנפקה.

כאשר לווה לוקח משכנתא חדשה בתקופה t , הריבית החלה היא $R_t + \omega$, כאשר R_t מציין את ריבית המדיניות לטווח-קצר (ברוטו) הנקבעת על ידי בנק ישראל, ו- ω הוא המרווח המשקף את פרמיות הסיכון והמח"מ. לפיכך, הלוואה שנוצרה, לדוגמה, עם ריבית של 5% תמשיך לשאת ריבית זו לכל אורך חייה, מבלי להתחשב בתנועות הבאות בריבית המדיניות או במרווח.

שיעור הריבית האפקטיבי על מלאי המשכנתאות תלוי בהרכב שלו. הריבית הממוצעת המוצעת ללווים, המסומנת על ידי R_t^L , היא ממוצע משוקלל של הריביות על חוב חדש וחוב שטרם נפרע:

$$R_t^L = \frac{B_t'^{New}}{B_t'} (R_t + \omega) + \left(1 - \frac{B_t'^{New}}{B_t'}\right) R_{t-1}^L$$

כאשר $\frac{B_t'^{New}}{B_t'}$ הוא החלק (המשתנה בזמן) של אשראי חדש מתוך סך החוב שטרם נפרע.

הסוג השני: משכנתאות בריבית משתנה

בספציפיקציה זו, שיעור הריבית של המשכנתה מוגדר כך שהוא נע אחד-לאחד יחד עם ריבית ריאלית של בנק ישראל. ניתן לראות בכך מקרה מיוחד של ריבית קבועה שנידון קודם, המתקבל תחת התנאי הטכני לפיו פרמטר ההתאמה שווה תמיד לאחד ($\frac{B_t'^{New}}{B_t'} = 1$).

$$R_t^L = R_t + \omega$$

בראייה כלכלית, מקרה זה הוא קירוב של הריבית המכונה ריבית פריים, הצמודה לריבית המדיניות הנומינלית של בנק ישראל וגם מוחלת על חוב ארוך-טווח. אחת ההבחנות המרכזיות במודל שלנו, עם זאת, היא ששיעור הריבית לטווח קצר צמוד למדד המחירים לצרכן, בשעה שריבית הפריים המשמשת בפועל אינה צמודה אליו.

התנאים מסדר ראשון המאפיינים אופטימיזציה של לוויים תלויים בסוג המשכנתה הנבחרת והאם הלוויים מפנימים את השפעתו של חוב חדש על שיעור הריבית האפקטיבי R_t^L של משכנתה בריבית קבועה. במשכנתה בריבית משתנה, או במשכנתה בריבית קבועה ללא הפנמה – כמו אצל Rubio (2011) – הלוויים מקבלים החלטות כשהם מתייחסים לשיעור הריבית האפקטיבי כנתון. לעומת זאת, במשכנתה בריבית קבועה עם הפנמה, כמו אצל Alpanda and Zubairy (2017), הלוויים מביאים בחשבון גם את השפעתו של חוב חדש על שיעור הריבית האפקטיבי כאשר הם מקבלים החלטות.

מאחר שאין קונצנזוס בספרות בשאלה איזו גישה מציאותית יותר, אנו מניחים מעתה ואילך שקיימת הפנמה בגרסת הבסיס של המודל. לטובת שלמות הדיון, אנו מציגים גם תוצאות עבור מקרה של היעדר הפנמה לצורך השוואה בנספח.

תנאי האופטימליות מוצגים להלן, וגזירה מפורטת מסופקת בנספח הטכני (חומרים נוספים זמינים כאן). כל המשתנים עם כתב תחת $t+1$ מייצגים את הערכים הצפויים לתקופה $t+1$, המותנים במידע הזמין בזמן t . שימו לב שבמשוואות הבאות, (λ_t') מציין את מכפיל לגראנז' המזוהה עם מגבלת התקציב של משק הבית, (μ_t') מייצג את מכפיל לגראנז' התואם את מגבלת ההיצע של החוב החדש, ואילו (λ_t') מציין את מכפיל לגראנז' הקשור למגבלה על R_t^L .

תחת הפנמה, התנאים מסדר ראשון ביחס ל- $C'_t, h'_{o,t}, h'_{r,t}, B'_t, R'_t, N'_t$ הם, בהתאמה (כאשר $\theta = 1/\epsilon$):

$$C'_t: \quad \lambda'_t = \Gamma'_c \left(\frac{z'_t}{C'_t - \zeta^c C'_{t-1}} - \beta' \zeta^c \frac{z'_{t+1}}{C'_{t+1} - \zeta^c C'_t} \right)$$

$$h'_{o,t}: \quad j'_t \frac{\gamma' h'_{o,t}{}^{-\theta}}{\gamma' h'_{o,t}{}^{1-\theta} + (1-\gamma') h'_{r,t}{}^{1-\theta}} = (\lambda'_t - \mu'_t LTV_t) q_t - \beta' (\lambda'_{t+1} + \mu'_{t+1} LTV_{t+1} (1 - \kappa)) q_{t+1}$$

$$h'_{r,t}: \quad j'_t \frac{(1-\gamma') h'_{r,t}{}^{-\theta}}{\gamma' h'_{o,t}{}^{1-\theta} + (1-\gamma') h'_{r,t}{}^{1-\theta}} = \lambda'_t r_t$$

$$B'_t: \quad \mu'_t = \lambda'_t - \beta' (\lambda'_{t+1} R'_t - \mu'_{t+1} (1-Y)(1-\kappa)) + \Xi_t$$

כאשר $\Xi_t = \Lambda'_t \frac{(1-Y)B'_{t-1}}{B'^2_t} (R_t + \omega - R^L_{t-1}) - \beta' \Lambda'_{t+1} \frac{(1-Y)}{B'_{t+1}} (R_{t+1} + \omega - R^L_t)$ הוא הביטוי המשקף הפנמה של החוב החדש על R^L_t .

$$R^L_t: \quad \beta' \lambda'_{t+1} B'_t + \Lambda'_t = \beta' \Lambda'_{t+1} \frac{(1-Y)B'_t}{B'_{t+1}}$$

$$N'_t: \quad N'^q_t = \lambda'_t w'_t$$

במשכנתה בריבית משתנה, או משכנתה בריבית קבועה ללא הפנמה, יש לנו $\Xi_t = 0$, ועל כן התנאי מסדר ראשון ביחס ל- R^L_t אינו חל.

4.1.2 מלווים (משקי בית לא מוגבלים)

למלווים יש תפקיד כפול: כצרכנים וכמשקיעים. כצרכנים, יש להם ביקוש לסחורות, לשירותי שכירות ולבעלות על דירות; הם מספקים עבודה; הם מעריכים פנאי. כמשקיעים, הם רוכשים נכסים להשקעה ומשכירים אותם לשוכרים. יודגש, משקיעים אינם משיגים תועלת ישירה מנדל"ן להשקעה, אלא רואים בהם כלי פיננסי.

מגבלת התקציב של המלווים (במונחים ריאליים של P^c_t):

$$\begin{aligned} C_t + q_t(h_{o,t} + h_{inv,t}) + r_t h_{r,t} + R_{t-1} B_{t-1} \\ = B_t + q_t(h_{o,t-1} + h_{inv,t-1}) + p^m_t h_{inv,t} + w_t N_t + Div_t, \end{aligned} \quad (5)$$

כאשר $h_{o,t}$ מייצג את כמות הדירות שנרכשו למטרות בעלות, ו- $h_{inv,t}$ מייצג את כמות הדירות שנרכשו למטרות השקעה (כשכל המשקיעים זהים). המשקיעים משכירים $h_{inv,t}$ דירות לקמעונאים כמוצר ביניים במחיר נומינלי $P_t^m = p_t^m P_t^c$ בתחילת התקופה t , ומשיבים לידיהם את הדירות בתום התקופה t . לפיכך, רק המשקיעים נחשפים לרווחי הון או להפסדי הון כשהם מוכרים מחדש בתקופה $t+1$. חשוב להכיר בכך ש- r_t מסמן את המחיר הריאלי של שירותי השכרה במשק, שהוא שונה באופן טיפוסי מ- p_t^m , מאחר ש- p_t^m הוא המחיר של הדיור כמוצר הביניים עבור קמעונאים. המלווים מקבלים דיבידנדים משלושה מקורות: פירמות המייצרות מוצרי צריכה, בנקים מסחריים וקמעונאי דיור.

התנאים מסדר ראשון עבור המלווים ביחס ל- $C_t, h_{o,t}, h_{r,t}, B_t, N_t, h_{inv,t}$ הם בהתאמה (ראו חומרים נוספים):

$$C_t: \quad \lambda_t = \Gamma_c \left(\frac{z_t}{C_t - \zeta^c C_{t-1}} - \beta \zeta^c \frac{z_{t+1}}{C_{t+1} - \zeta^c C_t} \right)$$

$$h_{o,t}: \quad j_t \frac{\gamma h_{o,t}^{-\vartheta}}{\gamma h_{o,t}^{1-\vartheta} + (1-\gamma) h_{r,t}^{1-\vartheta}} = \lambda_t q_t - \beta \lambda_{t+1} q_{t+1}$$

$$h_{r,t}: \quad j_t \frac{(1-\gamma) h_{r,t}^{-\vartheta}}{\gamma h_{o,t}^{1-\vartheta} + (1-\gamma) h_{r,t}^{1-\vartheta}} = \lambda_t r_t$$

$$B_t: \quad \lambda_t = \beta \lambda_{t+1} R_t$$

$$N_t: \quad N_t^\theta = \lambda_t w_t$$

$$h_{inv,t}: \quad q_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} sdf_{t,t+s} \cdot p_{t+s}^m$$

כאשר גורם ההיוון הסטוכסטי של המלווים מוגדר כ- $sdf_{t,t+s} = \beta^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}$. שימו לב ש- λ_t מציין את מכפיל לגראנז' הקשור למגבלת התקציב של משק הבית.

בשיווי משקל, מחיר הדירה נקבע על ידי הערך הנוכחי של תקבולים המתקבלים כיום והצפויים להתקבל בעתיד, שמשקי הבית מקבלים מהקמעונאים ששוכרים את נכסיהם, בכפוף לתנאי הטרנספורסליות, השולל פתרונות שאינם מבוססים על נתוני היסוד בשוק (בועה). כלומר, אנו מניחים

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_t \{ sdf_{t,t+T} \cdot q_{t+T} \} = 0$$

תנאי התמחור משמש בדרך כלל לקישור מחירי הדירות למחירי השכירות במשק. במודל שלנו, עם זאת, הוא נקבע על ידי מחיר נכסי השכירות כמוצרי ביניים, המושכרים לקמעונאים (ראו סעיף 4.2). הפער בין שני מחירים אלה נובע מקשיחות מחירי השכירות ומקיומה של תחרות מונופוליסטית.

על בסיס תנאי המלווה מסדר ראשון ביחס ל- $h_{o,t}$ ו- $h_{r,t}$ (ראו לעיל), ניתן לבטא את נוסחת התמחור במונחים של מחירי שכירות:

$$q_t = E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} s d f_{t,t+s} \frac{U_{h_{o,t+s}}}{U_{h_{r,t+s}}} r_{t+s} \right\}$$

כאשר $\frac{U_{h_{o,t+s}}}{U_{h_{r,t+s}}}$ מציין את יחס התועלת השולית של המלווים, שנוצר כאן עקב הנחת ה-CES בפונקציית התועלת ומבנה שוק השכירות. בנוסחה הקונבנציונלית המצויה בספרות – דהיינו, גישת עלות המשתמש – יחס תועלת שולית זה אינו מופיע.⁸ אם קיימת תחלופה מושלמת בין שכירות לבעלות ($\varepsilon \rightarrow \infty$), ודיוור מושכר שווה-ערך לדיוור בבעלות בפונקציית תועלת CES ($\gamma = 0.5$), אזי היחס שווה ל-1, ומשוואת התמחור הסטנדרטית שבה למצבה הקודם. במובן זה, המחקר שלנו מקדם את המסגרת הקונבנציונלית שמופיעה בספרות על ידי הכללת העדפות המשקיעים – המיוצגים על ידי המלווים במודל שלנו – בקביעת מחירי הדירות. גישה זו מתרחקת מהדעה המקובלת לפיה מחירי הדירות מונעים אך ורק ממחירי הנכסים לשכירות, ובכך מבליטה את תפקידה הנוסף של התנהגות המשקיעים בדינמיקה של שוק הדיוור.

4.2 קמעונאים

מטרת חלק זה היא להציג קשיחות נומינלית במחירי הדיוור, תופעה שנצפתה בשוק הישראלי כפי שהראה Raz-Dror (2019). קשיחות זו מתאפיינת בתנודתיות משמעותית נמוכה יותר של מחירי השכירות מזו של מחירי הדירות. השוואה בין Raz-Dror (2019) ל-Ribon and Sayag (2013) מראה כי מחירי השכירות מגלים קשיחות נומינלית גבוהה יותר ממוצרי צריכה. תופעה זו איננה ייחודית לישראל. היא נצפתה גם ברחבי העולם (ראו: Sun and Tsang (2017), Genesove (2003), Shimizu et al. (2010), ו-Verbrugge et al. (2017)). לצורך זה, אנו מציגים מודל של תחרות מונופוליסטית בשוק השכירות עם קשיחות מחירים.

קמעונאי הדיוור שוכרים דירות ממשקיעים לתקופה אחת במחיר נומינלי P_t^m . דירות אלו משמשות כנכסי ביניים בתהליך ייצור שירותי הדיוור להשכרה. המוצר הסופי של שירותי הדיוור במשק, Y_t^{rent} , מיוצר על ידי רצף של קמעונאים מבודלים שמסתם הכוללת היא יחידה אחת. כל קמעונאי f שוכר דירות מהמשקיעים ומשתמש בהן כתשומה היחידה בתהליך הייצור, כך שמתקיים $h_{inv,t}(j) = Y_{f,t}$.

⁸ גישת עלות המשתמש משווה את עלות השכירות לעלות חלופית של דירה המאוכלסת על ידי בעליה (ראו, לדוגמה, Poterba (1984); Svensson (2022)). הנחת היסוד העומדת בבסיס גישה זו היא תחלופה מושלמת בין נכס שכירות לנכס המאוכלס על ידי בעליו.

כאשר $Y_{f,t}$ מייצג את היקף שירותי הדיור שמייצר קמעונאי f , ו- $h_{inv,t}(j)$ מייצג את מלאי הדירות המושכר ממשקיע j . המוצר הסופי המצרפי של שירותי הדיור להשכרה Y_t^{rent} הוא:

$$Y_t^{rent} = \left[\int_0^1 (Y_{f,t})^{\frac{\eta_r-1}{\eta_r}} df \right]^{\frac{\eta_r}{\eta_r-1}}$$

כאשר η_r הוא גמישות התחלופה בין נכסי שכירות מבודלים.

הביקוש לנכסים קמעונאיים מבודלים f ניתן על ידי:

$$Y_{f,t} = \left(\frac{P_{f,t}^{rent}}{P_t^{rent}} \right)^{-\eta_r} Y_t^{rent}$$

כאשר המחיר (הנומינלי) של Y_t^{rent} ניתן כ:

$$P_t^{rent} = \left[\int_0^1 (P_{f,t}^{rent})^{1-\eta_r} df \right]^{\frac{1}{1-\eta_r}}$$

פירמות קמעונאיות מבודלות עומדות בפני קשיחות מחירים בהתאם למתואר אצל Rotemberg (1982), המובילה לעקומת פיליפס של מחירי השכירות.

אנו מתחילים בפונקציית הרווח הצפוי של כל קמעונאי, למקסום:

$$\max E_t \sum_{s=0}^{\infty} sdf_{t,t+s}^r \left[\frac{P_{f,t+s}^{rent}}{P_{t+s}^{rent}} Y_{f,t+s} - \frac{P_{t+s}^m}{P_{t+s}^{rent}} Y_{f,t+s} - \frac{\theta}{2} \left(\frac{P_{f,t+s}^{rent}}{P_{f,t+s-1}^{rent}} - (\pi^{rent})^{1-\phi} \left(\frac{P_{t+s-1}^{rent}}{P_{t+s-2}^{rent}} \right)^{\phi} \right)^2 Y_{t+s}^{rent} \right]$$

כאשר π^{rent} הוא שיעור האינפלציה של שירותי השכירות במצב עמיד, ϕ הוא דרגת ההצמדה לאינפלציה של שירותי השכירות בעבר⁹ ו- θ מגדיר את העלות הקשורה לשינוי במחיר. מאחר שרווחי הקמעונאים מבוססים ביחידות ריאליות של שירותי שכירות, ולא במוצרי צריכה, גורם ההיוון הסטוכסטי המתאים מוגדר במונחי התועלת השולית של שירותי השכירות. ובפרט, גורם ההיוון הרלוונטי הוא $sdf_{t,t+s}^r = \beta^s U'_{h_{r,t+s}} / U'_{h_{r,t}}$, כאשר $U'_{h_{r,t}}$ מציין את התועלת השולית משירותי שכירות. כאשר משתמשים בתנאי מסדר ראשון של המלווים, $U'_{h_{r,t}} = \lambda_t r_t$, ניתן לכתוב ביטוי זה כ-

⁹ בדומה ל-Ireland (2007) ו-Ilek and Rozenshtrom (2018).

המבוטא במונחים של יחידות מוצרי צריכה. $sdf_{t,t+s}^r = sdf_{t,t+s}^{\frac{r_{t+s}}{r_t}}$, כאשר $sdf_{t,t+s} = \beta^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}$ הוא גורם ההיוון הסטוכסטי של המלווים.

התנאי מסדר ראשון ביחס למחיר $P_{f,t}^{rent}$ מניב עקומת פיליפס לא-לינארית עבור מחירי השכירות הנומינליים (ראו את הנספח הטכני בחומרים הנוספים כאן):

$$\begin{aligned} \frac{p_t^m}{r_t} &= \frac{\eta_r - 1}{\eta_r} + \frac{\theta}{\eta_r} \pi_t^{rent} (\pi_t^{rent} - (\pi^{rent})^{1-\phi} (\pi_{t-1}^{rent})^\phi) \\ &- sdf_{t,t+1}^r \frac{\theta}{\eta_r} \pi_{t+1}^{rent} \frac{Y_{t+1}^{rent}}{Y_t^{rent}} (\pi_{t+1}^{rent} - (\pi^{rent})^{1-\phi} (\pi_t^{rent})^\phi) \end{aligned} \quad (6)$$

where $\pi_t^{rent} = \frac{r_t}{r_{t-1}} \pi_t^c$.

במצב עמיד, המחיר הסופי (הריאלי) של שירותי השכירות (r) גבוה ממחיר השכירות (הריאלי) כמוצר ביניים (p^m) בשיעור של תוספת מרווח ($r = \frac{\eta_r}{\eta_r - 1} p^m$). דיבידנדים לקמעונאים, המבוטאים במונחים ריאליים של מוצרי צריכה, מועברים אל המלווים:

$$Div_t^{rent} = r_t Y_t^{rent} - p_t^m Y_t^{rent} - \frac{\theta}{2} (\pi_t^{rent} - (\pi^{rent})^{1-\phi} (\pi_{t-1}^{rent})^\phi)^2 r_t Y_t^{rent}$$

כאשר $Y_t^{rent} = h_{inv,t}$ (ראו הוכחה בנספח הטכני בחומרים הנוספים כאן).

טענה 1:

יחס הלואה לערך הדירה (LTV) גבוה יותר – המעיד על מדיניות מקרו-יציבותית רופפת יותר – מעלה את יחס הבעלות לשכירות בקרב לווים במצב עמיד, אך מותיר את המלווים ללא השפעה.

הוכחה: ראו בנספח, כאן.

4.3 הפירמות

קיים רצף של פירמות מונופוליסטיות תחרותיות המסומנות על ידי $z \in [0,1]$. כל פירמה מייצרת מוצר ביניים מבודל בעל פונקציית ייצור לינארית ללא הון,

$$Y_t(z) = A_t \bar{N}_t(z)$$

כאשר תשומת העבודה המצרפית של הפירמה מורכבת מפונקציית קוב-דאגלס של עבודה המסופקת על ידי משקי הבית, $\bar{N}_t(z) = (N_t(z))^\tau (N'_t(z))^{1-\tau}$, אנו מניחים שחלקו של כל סוג זהה לחלקו באוכלוסייה, τ , ומצב זה מייצר שיעורי הכנסה קבועים (ראו Benigno et al. (2020) ו-Sun (2017)).

הפירמות המייצרות מוצרים מבודלים מוכרות את מוצריהן בתחרות מונופוליסטית לפירמה מצרפית (composite firm), אשר מייצרת את המוצר המקומי המצרפי:

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\eta_t-1}{\eta_t}} dz \right)^{\frac{\eta_t}{\eta_t-1}},$$

כאשר η_t הוא גמישות התחלופה (המשתנה בזמן) בין המוצרים המבודלים, כך שהוא משמש כ"זעזוע למרווח" ("mark-up shock") לאינפלציה π_t . הזעזוע $\log(\eta_t)$ נוהג על פי תהליך $AR(1)$.

המוצר המצרפי Y_t נמכר אז בתחרות משוכללת במחיר $P_t^c = \left(\int_0^1 P_t^c(z)^{1-\eta_t} dz \right)^{\frac{1}{1-\eta_t}}$ ומשמש לצריכה פרטית.

מזעור עלויות הייצור על ידי הפירמה המצרפית גורם לפונקציות הביקוש הבאות למוצרים המבודלים:

$$Y_t(z) = \left[\frac{P_t^c(z)}{P_t^c} \right]^{-\eta_t} Y_t.$$

אנו מניחים קשיחויות מחירים נומינליים בהתאם ל-Rotemberg (1982). כל פירמה z חותרת למקסם את רווחיה הצפויים, ומקדם ההיוון של הרווחים תלוי בבעלות של הפירמות, בהנחה שהן שייכות למלווים. הנחה זו תואמת את Guerrieri and Iacoviello (2017).

הרווחים הצפויים, המבוטאים במונחים ריאליים של מוצרי צריכה:

$$\max E_t \sum_{s=0}^{\infty} s df_{t,t+s} x_{t+s}(z),$$

כאשר $x_t(z)$ הוא הרווח הריאלי של פירמה z המוגדר להלן:

$$x_t(z) = \frac{P_t^c(z)}{P_t^c} Y_t(z) - w_t N_t(z) - w'_t N'_t(z) - \frac{\chi}{2} \left(\frac{P_t^c(z)}{P_{t-1}^c(z)} - (\pi)^{1-\varpi} \left(\frac{P_{t-1}^c}{P_{t-2}^c} \right)^{\varpi} \right)^2 Y_t$$

ו- $sdf_{t,t+i}$ הוא גורם היוון סטוכסטי של המלווים (בעלי הפירמות). π הוא שיעור האינפלציה במצב עמיד (לא כולל שכריות), ϖ הוא דרגת ההצמדה לאינפלצית עבר (לא כולל שכריות)¹⁰ ו- χ מגדיר את העלות הקשורה לשינוי המחיר ומהווה מקור לקשיחות המחירים. הביטויים $w_t N_t(z)$ and $w'_t N'_t(z)$ מייצגים את ההכנסה הריאלית של שני סוגי עובדים מובחנים.

התנאי מסדר ראשון ביחס למחיר $P_t^c(z)$ מניב את עקומת פיליפס:

$$\Gamma_t = \frac{\eta_t - 1}{\eta_t} + \frac{\chi}{\eta_t} \pi_t^c (\pi_t^c - (\pi)^{1-\varpi} (\pi_{t-1}^c)^\varpi) - sdf_{t,t+1} \frac{\chi}{\eta_t} \pi_{t+1}^c \frac{Y_{t+1}}{Y_t} (\pi_{t+1}^c - (\pi)^{1-\varpi} (\pi_t^c)^\varpi)$$

כאשר $sdf_{t,t+1} = \frac{\beta \lambda_{t+1}}{\lambda_t}$ הוא גורם ההיוון הסטוכסטי של המלווים, ו- Γ_t הוא העלות השולית.

התנאים מסדר ראשון ביחס למחיר $N_t(z)$ ו- $N'_t(z)$ מניבים (ראו פרטים בנספח הטכני בחומרים הנוספים כאן):

$$\Gamma_t = \frac{w_t}{\tau Y_t} N_t = \frac{w'_t}{(1-\tau) Y_t} N'_t$$

דיבידנדים המועברים אל המלווים:

$$Div_t = Y_t - w_t N_t - w'_t N'_t - \frac{\chi}{2} (\pi_t^c - (\pi)^{1-\varpi} (\pi_{t-1}^c)^\varpi)^2 Y_t$$

4.4 בנקים מסחריים (מתווכים)

בנקים מסחריים פועלים כמתווכים, בהיותם אלה שמקבלים פיקדונות מהמלווים ומעמידים הלוואות ללווים. הבנקים מעבירים פיקדונות אלה אל הבנק המרכזי, ומרוויחים את שיעור הריבית המוכרז (ראו סעיף 4.5). מגבלת התקציב שלהם ניתנת על ידי¹¹:

$$R_{t-1} B'_{t-1} + R_{t-1}^L B'_{t-1} = B'_t + R_{t-1} B'_{t-1} + Div_t^b$$

כאשר צד שמאל מייצג הכנסה מפיקדונות בבנק המרכזי ומהלוואות ללווים, ואילו צד ימין מייצג תשלומי ריבית למלווים ופיקדונות בבנק המרכזי.

¹⁰ בדומה להנחת ההצמדה לאינפלצית העבר בהקשר של קשיחות המחירים של Calvo. ראו לדוגמה, Ireland (2007) ו-Ilek and Rozenshtrom (2018).

¹¹ מטעמי נוחות, אנו משתמשים ב- B' כדי לציין הן את הפיקדונות של בנקים מסחריים בבנק המרכזי והן את הפיקדונות של מלווים בבנקים מסחריים, תוך החלת התנאי לאיזון השוק $B'_t + B_t = 0$.

אנו מגדירים רווחים כך:

$$Div_t^b = R_{t-1}B'_{t-1} - B'_t + (R_{t-1}^L - R_{t-1})B'_{t-1}$$

רווחים של בנקים מסחריים בתקופה t מועברים למלווים, תחת ההנחה שמלווים הם הבעלים היחידים של בנקים מסחריים.

4.5 מדיניות מוניטרית

המדיניות המוניטרית של הבנק המרכזי נוהגת על פי כלל מסוג טיילור:

$$r_t^{CB} = \rho r_{t-1}^{CB} + (1 - \rho)(r^{CB} + \theta_1(\pi_t - \pi) + \theta_2 \Delta y_t) + \varepsilon_t^{CB}$$

כאשר r_t^{CB} הוא שיעור הריבית הנומינלית של הבנק המרכזי, $\pi_t = \delta \pi_t^r + (1 - \delta)\pi_t^c$ הוא אינפלציה במדד המחירים לצרכן, המחושבת כממוצע משוקלל של האינפלציה בנכסי שכירות ובמדד המחירים לצרכן (לא כולל נכסי שכירות) (כאשר δ הוא המשקל של נכסי שכירות במדד); Δy_t הוא שיעור הצמיחה של התמ"ג יחסית לשיעור הצמיחה במצב עמיד; ו- ε_t^{CB} הוא זעזוע מוניטרי.

יישום המדיניות המוניטרית במודל מתאפיין על ידי המנגנון הבא:

$$B_t^S = R_{t-1}^S B_{t-1}^S + TR_t,$$

כאשר $B_t^S = -B_t = B'_t$ וכן $R_t^S = R_t = r_t^{CB} - \pi_{t+1}$.

במסגרת של מחקר זה, הבנק המרכזי מספק פיקדונות בסכום המבוקש על ידי הבנקים המסחריים ומשלם ריבית על פיקדונות אלה בדיוק בשיעור המוכרז של ריבית המדיניות. כל רווח או הפסד שנוצרים כתוצאה מכך עבור בנק המרכזי מועברים בסופו של דבר אל המלווים.

4.6 איזון השוק

הצריכה המצרפית, המוגדרת כסכום הצריכה של המלווים והלווים, שווה לתוצר הכולל לאחר ניכוי עלויות התאמה:

$$C'_t + C_t = Y_t \left(1 - \frac{\chi}{2} (\pi_t^c - (\pi)^{1-\varpi} (\pi_{t-1}^c)^\varpi)^2 \right) - \frac{\theta}{2} (\pi_t^{rent} - (\pi^{rent})^{1-\phi} (\pi_{t-1}^{rent})^\phi)^2 r_t Y_t^{rent}$$

מספר הדירות הכולל הנרכש להשקעה על ידי המלווים תואם את ההיצע של מוצרים סופיים של דיור להשכרה.

$$h_{inv,t} = h_{r,t} + h'_{r,t} = Y_t^{rent}$$

מספרן הכולל של דירות במשק, הזמין לשכירות ולבעלות גם יחד, הוא קבוע.

$$h_{o,t} + h'_{o,t} + h_{r,t} + h'_{r,t} = h$$

סך החיסכון שווה לסך החוב.

$$B_t + B'_t = 0$$

כפי שתואר אצל (Sun and Tsang, 2017), המודל מתואר ברמה המצרפית עבור אחד מסוגי משק הבית. לדוגמה, $B_t = \int_t b_t = \tau b_t$, כאשר b_t מייצג את הרמה "לכל משק בית"; גישה זו מיושמת באופן דומה למשתנים אחרים. חלקו היחסי של כל אחד מהסוגים באוכלוסייה משפיע על המשק באמצעות תרומות העבודה של כל אחד מהסוגים לייצור.

5. כיוול

אנו מכיילים את הפרמטרים של המודל כדי להתאים אותו למאפייניו הייחודיים של המשק הישראלי (לוח 1). אנו מתחילים בפרמטר של הרגלי הצריכה – מאפיין סטנדרטי במודלים אמפיריים עבור ישראל, אפילו שאינו קריטי למנגנוני שוק הדיור, הוא משפר את רמת הדיוק של הניתוח הכמותי. רמתו של פרמטר הרגלי הצריכה ζ נקבעת על 0.5 עבור כל משקי הבית, ערך שנע בין 0.62 מ-Argov et al. (2012) ל-0.1 מ-Ilek and Rozenshtrom (2018) (מסומן כ-IL&R בלוח 1). התועלת השלילית מפרמטר העבודה θ נקבעת על 2.5, בהתאם ל-Ilek and Rozenshtrom (2018). העדפת הדיור היחסית, j_t , נקבעת במצב עמיד על $j = 1$. גמישות התחלופה בין מוצרי צריכה מבודלים ($\eta = 6$) נקבעת כך שהיא מבטאת מרווח של 20% במצב עמיד, בהתאם לממצאים של Ilel and Rozenshtrom (2018). אנו משתמשים באותו ערך גמישות 6 עבור התחלופה בין מוצרי שכירות מבודלים. הנחה זו אומרת שהפירמות מחזיקות בכוח שוק זהה בשני השווקים בתנאים של תחרות מונופוליסטית.

אנו מניחים שקיימת גמישות תחלופה גבוהה בין שכירות לבעלות (הנקבעת על $\varepsilon = 10$) בפונקציה המצרפית של שירותי הדיור עבור שני סוגי משקי הבית. אנו מכיילים אז את הפרמטרים $\gamma = 0.499$ ו- $\gamma' = 0.652$ כדי שיתאימו ליחסי הבעלות לשכירות הנצפים בנתונים – 6 למלווים ו-1.6 ללווים. ערכים אלה נגזרו מהנתונים הישראליים על שיעורי הבעלות על דירות בקרב עשירוני ההכנסה השונים, כאשר 30% בקירוב ממשקי הבית מסווגים כמוגבלים (constrained) ויתר ה-70% לא מוגבלים (unconstrained), כייצוג של שיעורם היחסי של משקי בית מוגבלים ולא מוגבלים (ראו הסבר בהמשך). חשוב לציין כי יחס הבעלות לשכירות של המלווים במודל מושפע גם ממרווח ה-20%

בשוק השכירות, ואילו השיעור התואם עבור הלווים מושפע מיחס ההלוואה לערך הדירה (LTV) במצב עמיד (ראו סעיף 4.2).

שני הפרמטרים – שיעור משקי הבית המוגבלים (לווים או משקי בית לא סבלניים) במשק ויחס ה-LTV התואם שלהם – מכילים כדי לשקף את העובדה שבמציאות, החוב נפרס על פני תקופות ארוכות. אנו מגדירים את שיעור משקי הבית המוגבלים $(1 - \tau)$ ל-31.2%, בהתבסס על Cohen and Ilel (2024). יחס ה-LTV האפקטיבי התואם נקבע על 66%, כפי שחושב באותו מחקר. להלן, אנו מסבירים כיול זה.

בעלי חוב ותיקים, הרחוקים ממגבלת החוב, אינם מושפעים משינויים ביחסי ה-LTV, אלא אם כן הם מעוניינים בחוב חדש או במיחזור החוב, כך שהם לא מסווגים כמוגבלים פיננסית. לעומת זאת, משקי בית הקרובים למגבלת החוב עומדים בפני קשיים בהשגת אשראי נוסף ומסווגים כמוגבלים פיננסית. אנו מכילים את הפרמטרים של המודל בהתאם, על בסיס הסקר ארוך-הטווח (Cohen and Ilel (2024)). בפועל, המודל מכויל כך שמגבלת החוב משפיעה על כ-31.2% מאוכלוסיית ישראל. קבוצה זו מורכבת משתי תת-קבוצות:

1. משקי בית שאין ביכולתם לרכוש דירה עקב הון עצמי בלתי מספק (כ-25% מהאוכלוסייה). עבורם, מגבלת ה-LTV האפקטיבית עומדת על כ-75%.

2. בעלי דירות עם משכנתאות קיימות שנותרים מוגבלים פיננסית (כ-7% מהאוכלוסייה). עבורם, מגבלת ה-LTV האפקטיבית עומדת על כ-50%¹² אם ברצונם להגדיל את החוב המגובה בנכסי נדל"ן.

יחס ההלוואה-לערך הדירה (LTV) האפקטיבי במודל הוא ממוצע משוקלל של התקרות עבור שתי קבוצות אלה.

אנו קובעים את שיעור ההחזר של קרן החוב על 6% לכל תקופה. שיעור זה מכויל כדי להתאים לשיעור החוב החדש במצב עמיד מתוך מלאי החוב הכולל (כמפורט בסעיף 4.1.1). כיול זה תואם את התצפיות האמפיריות, שבהן היחס הממוצע בין ערך המשכנתאות החדשות לערך הכולל של חוב הדיור עומד על 6% בקירוב.

בהיעדר אינדיקטורים ספציפיים עבור ישראל, אנו מסתמכים על ערכים מהספרות העולמית לכיול פרמטרים מסוימים. ובפרט, אנו קובעים את יחס ההון העצמי נטו לדירה קיימת המשמש להלוואות חדשות α על 0.0172. כיול זה מבוסס על ממצאיהם של Alpanda and Zubairy (2017), שערכו מחקר על דיור בארצות הברית.

עבור המלווים (משקי בית סבלניים), גורם ההיוון הוא $\beta = 0.99$, ואילו עבור הלווים (משקי בית לא סבלניים), גורם ההיוון הוא $\beta' = 0.975$. לערכים הללו השפעה מזערית על הדינמיקה אך הם

¹² עד 2024, התקרה להלוואה למטרה כללית המגובה בנדל"ן עמדה על 50%, אך במהלך "מבצע חרבות ברזל", היא הועלתה זמנית ל-70% (עד 200,000 ש"ח). לצורך כיול, אנו משתמשים בערך 50%.

מבטיחים שמשקי בית לא סבלניים יהיו קרובים דיים למגבלת האשראי, כך שנוצר מניע חזק מספיק לחוסר סבלנות. הדבר מאפשר לינאריזציה מדויקת סביב מצב עמיד עם מגבלת אשראי כובלת (Iacoviello (2005); Iacoviello and Neri (2010)).

הלווים משלמים מרווח ריבית קבוע, ω , מעל שיעור הריבית חסרת הסיכון. המרווח נקבע על 1.5% בשנה (0.375% ברבעון), בהתאם למרווח הריבית הממוצע על משכנתאות בישראל.

פרמטר ההצמדה לאינפלציה במדד המחירים לצרכן (לא כולל שכירות) ϕ נקבע על 0.3, שהוא בין 0.37 אצל Argov et al. (2012) לאפס אצל Ilek and Rozenshtrom (2018). אנו מחילים גם את אותה דרגת הצמדה למחירי השכירות הנומינליים, $\phi = 0.3$. הפרמטר של עלות התאמת המחירים עבור פירמות המייצרות מוצרי צריכה מבודלים χ , המשפיע על רמת הקשיחות הנומינלית בקביעת המחירים, נקבע על 95, בהתאמה לערך שהופיע אצל Ilek and Rozenshtrom (2018). הפרמטר של עלות התאמת המחירים עבור פירמות המספקות שירותי שכירות θ נקבע על 311, וזאת על בסיס עובדות מסוגננות בשוק הדיור בישראל שתועדו על ידי Raz-Dror (2019)¹³, המלמדות על קשיחות נומינלית רבה יותר במחיריהם של מוצרי שכירות יחסית למחיריהם של מוצרי צריכה. הדברים עולים בקנה אחד עם ראיות אמפיריות שהוצגו על ידי Raz-Dror (2019) ו-Ribon and Sayag (2013).

פרמטר פער האינפלציה θ_1 הנכלל בכלל המדיניות המוניטרית נקבע על 2, וממנו עולה תגובה חזקה של הבנק המרכזי לסטיות של האינפלציה מיעדה, בהתאם לעקרון טיילור. פרמטר זה נבחר להיות בטווח שבין 2.5 שחושב על ידי Argov et al. (2012) ל-1.5 שחושב על ידי Ilek and Rozenshtrom (2018). תגובת הבנק המרכזי לצמיחת התוצר θ_2 נקבעה על 0.02, רמה המרמזת על תגובה מתונה יותר לשינויים בתוצר. פרמטר ההתמדה של שיעור הריבית ρ נקבע על 0.75, ומשקף החלקה משמעותית בשיעור הריבית. פרמטר ההתמדה תואם את זה ששימש את Ilek and Rozenshtrom (2018) ודומה לזה ששימש את Argov et al. (2012).

לוח 1 | סיכום הכיול

מקור*	Value	Parameter תיאור
4,6	0.5	ζ^c הרגל הצריכה עבור שני משקי הבית
2	0.99	β גורם ההיוון של המלווים
2	0.975	β' גורם ההיוון של הלווים
5	1.5%	ω מרווח שיעור הריבית (במונחים שנתיים)
1	0.499	γ שיעור הבעלות בסל הדיור עבור המלווים

¹³ חישוב הפרמטר θ זמין מהמחברים לפי בקשה.

הערכת השפעתן של מדיניות מוניטרית ומקרו-יציבות על שוק הדיור בישראל

γ'	שיעור הבעלות בסל הדיור עבור הלווים	0.652	1
ϵ	גמישות התחלופה בין שכירות לבעלות עבור שני משקי הבית	10	1
$1 - \tau$	שיעור משקי הבית המוגבלים	31.2%	5
Υ	שיעור ההחזר של קרן החוב	6%	1
α	יחס ההון עצמי נטו לדירה קיימת המשמש לקבלת אשראי חדש	0.0172	3
LTV	יחס הלוואה לערך הדירה במצב עמיד	66%	5
η	גמישות התחלופה בין מוצרי צריכה המשמשים כמוצרי ביניים	6	6
η_r	גמישות התחלופה בין נכסי שכירות המשמשים כמוצרי ביניים	6	1
θ	פרמטר הקמירות של אי-התועלת מעבודה עבור שני סוגי משקי הבית	2.5	6
ϖ, ϕ	דרגת הצמדת האינפלציה של מחירי הצריכה והשכירות	0.3	1,4
χ	פרמטר של התאמת מחירי הצריכה בפונקציית העלות	95	6
θ	פרמטר של התאמת מחירי השכירות בפונקציית העלות	311	1
θ_1	תגובת המדיניות של הבנק המרכזי לפער האינפלציה	2	4,6
θ_2	תגובת המדיניות של הבנק המרכזי לצמיחת התוצר	0.02	4,6
ρ	דרגת ההחלקה של ריבית הבנק המרכזי	0.75	4,6
δ	משקל השכירות במדד המחירים לצרכן	25%	1
π	יעד האינפלציה	2%	2

***רשימת מקורות לכיול:** 1. נתונים וחישובי המחברים. 2. נתון רשמי או מקובל בספרות.
3. Alpanda and Zubairy (2017). 4. Argov et al. (2012). 5. Cohen and Ilek (2024).
6. Ilek and Rozenshtrom (2018).

6. ניתוח מדיניות

בחלק זה אנו מנתחים את השפעת המדיניות המוניטרית והמדיניות המקרו-יציבותית על שוק הדיור.

בניתוח המדיניות הבא, אנו מניחים שמגבלת ה-LTV כובלת תמיד, הן תחת מדיניות מוניטרית והן תחת מדיניות מקרו-יציבותית. ראשית, אנו מכילים את המודל כדי לספק תמריץ חזק לפרטים לא סבלניים ללוות. ובפרט, גורם ההיוון שלהם מבטיח שמשקי בית לא סבלניים קרובים למגבלת האשראי, דבר המאפשר לינארזציה סביב מצב עמיד עם מגבלת אשראי כובלת (Iacoviello (2005); (2010) Neri and Iacoviello; (2017) Sun and Tsang). שנית, מגבלת ה-LTV תמיד כובלת במצב עמיד, אף טרם יישומם של כלי המדיניות הללו, והזעזועים שאנו מנתחים יהדקו עוד יותר את מגבלת ה-LTV. הכיול של יחס ה-LTV במצב עמיד הוא 66% והוא נגזר מהנתונים עבור ישראל. כך אנו מבטיחים שהוא כובל (ראו חלק חמישי וכן ¹⁴(Cohen and Ilek (2024)). אנו מכילים את שיעור הלווים ל-31.2% מהאוכלוסייה, המייצגים משקי בית שעבורם מגבלת האשראי כובלת או כמעט כובלת, כפי שפורט בחלק החמישי ואצל Cohen and Ilek (2024).

אנו מבצעים בדיקות עמידות על התוצאות שלנו תחת דרגות שונות של תחלופה בין בעלות לשכירות, וכן תחת ההנחה של היעדר הפנמה, כפי שמתואר בנספח (חומרים נוספים זמינים כאן).

6.1 השפעת המדיניות המוניטרית על שוק הדיור

התגובות לזעזוע במדיניות המוניטרית, כמתואר באיור 4, עולות בקנה אחד עם המודל הניאו-קיינסיאני המקובל. לאחר זעזוע של מדיניות מוניטרית מצמצמת שיעור הריבית הריאלי עולה, וגורם לירידה בו-זמנית בפעילות הריאלית ובאינפלציה.

חשוב לציין שההפנמה שתוארה קודם משמעה שהלווים מבינים כי שיעור הריבית האפקטיבי על מלאי החוב הקיים, R_t^L , שנקבע היום, יישאר בתוקפו לתקופה ממושכת ולכן יגדיל את נטל החוב לתקופה ממושכת. כתוצאה מכך, הלווים מצפים מראש להשפעות מתמשכות אלה ומגיבים על ידי הפחתת המינוף באופן אגרסיבי יותר ממה שהיו עושים בהיעדר הפנמה (ראו נספח), במאמץ להפחית את עליית שיעור הריבית האפקטיבי בטווח הארוך.

למרות עלייה חדה בריבית המדיניות הריאלית, ריבית המשכנתה האפקטיבית על מלאי המשכנתאות שטרם נפרעו עולה במידה מתונה בלבד. תגובה מרוכזת זו משקפת הן את התמחור מחדש המובנה בחוזי משכנתה ארוכי-טווח והן בהפנמה של דינמיקה זו על ידי הלווים.

תחת תרחיש הבסיס עם מגבלת LTV של 66% (הקו הכחול באיור 4), הפחתת המינוף גורמת ללווים להפחית משמעותית את הבעלות על דירות ולעבור לשכירות. כתוצאה מכך, מחירי הדירות הריאליים יורדים, בשעה שמחירי השכירות הריאליים עולים, אם כי בעיכוב מסוים.

¹⁴ מסמך זה זמין לפי בקשה.

הגידול החד בביקוש של הלווים לדיור בשכירות – המתקזז רק חלקית עם ירידת הביקוש לשכירות מהמלווים – גורם לעלייה נטו בביקוש המצרפי לשכירות $(h_r + h'_r)$. גידול זה, בתמורה, גורם להרחבה תואמת בהשקעה בדירות להשכרה, h_{inv} , המהווה את היצע השכירות המסופק על ידי משקי בית לא מוגבלים (משקיעים).

חשוב לציין כי הגידול החד בשיעור הריבית הריאלית חסרת הסיכון על החיסכון מייצר אפקט תחלופה בין-תקופתי (התואם את משוואת Euler) בקרב המלווים, הגורם לירידה בביקוש לצריכה, C , ולשירותי דיור בשכירות, h_r . עם זאת, העלייה המתונה בשיעור הריבית האפקטיבי עבור הלווים, R^L_t , בשילוב הירידה בשיעור הבעלות, מביאות לעלייה ראשונית בצריכה של קבוצה זו, C' (אם כי תוצאה זו אינה מתקיימת בהיעדר הפנמה, ראו בנספח).

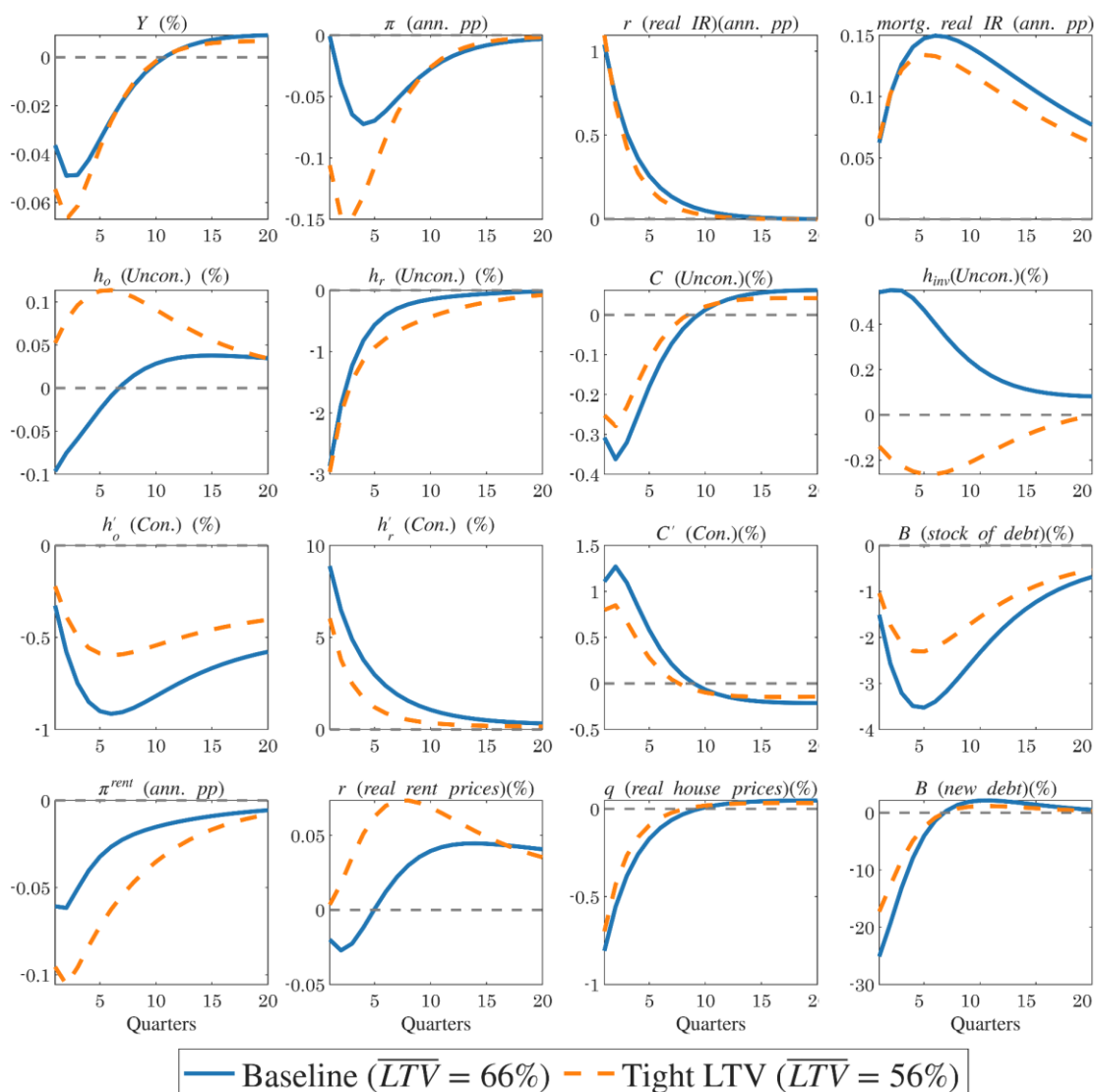
בהשוואה לספרות הרלוונטית בישראל, ממצאינו תואמים איכותית את רוב המחקר הקיים. Nagar and Segal (2014) מצאו כי גידול של נקודת אחוז אחת בשיעור הריבית המוניטרית מוביל לירידה של 6.5 אחוזים במחירי הדיור הנומינליים לאורך תקופה של שנתיים. בדומה, Yakhin and Gamrasni (2021) דיווחו כי עלייה של נקודת אחוז אחת בשיעור הריבית האפקטיבית בטווח הקצר מובילה לירידה של 2 אחוזים במחירי הדיור הריאליים לאורך תקופה של שנה אחת. במודל שלנו, מדד דומה מניב ירידה של כ-1.2 (2.4) אחוזים במונחים ריאליים ו-3.3 (6.6) אחוזים במונחים נומינליים לאורך תקופה של שנה אחת (שנתיים).

6.1.1 האפקטיביות של המדיניות המוניטרית ברמות שונות של מגבלת מינוף

שאלה מעניינת היא האם האפקטיביות של המדיניות המוניטרית בהשגת יציבות מחירים ותמיכה בפעילות הריאלית מושפעת מהידוק המדיניות המקרו-יציבותית. שאלה זו קשורה ישירות לדיון על התיאום בין המדיניות המוניטרית למדיניות המקרו-יציבותית (ראו לדוגמה Malovaná et al. (2023)). כדי לברר שאלה זו, אנו בוחנים תגובה לזעזוע במדיניות מוניטרית תחת שתי רגולציות שונות: (א) יחס LTV בסיסי של 66% במצב עמיד (בהתאם לניתוח לעיל) ו-(ב) יחס LTV הדוק יותר של 56% במצב עמיד. האחרון מייצג מדיניות שתכליתה לשמור על מינוף נמוך יותר במשק, וכך להגדיל את היציבות הפיננסית.

איור 4 מציג את התגובות הדינמיות (impulse responses) בשני התרחישים – המקרה הבסיסי ומקרה של הידוק מגבלת ה-LTV. ככלל, התגובות הדינמיות של האינפלציה והתוצר דומות בשני המצבים. כאשר מגבלת ה-LTV עומדת על 66%, התוצר יורד בתחילה ב-0.05%, וזאת לעומת ירידה גדולה יותר של 0.07% במצב של מגבלה נמוכה יותר, 56%. למרות זאת, האינפלציה יורדת ב-0.07% במקרה הראשון, בשעה שהירידה מגיעה ל-0.15% תחת מגבלת LTV חמורה יותר; אך בהיעדר הפנמה, פונקציות התגובה הדינמית כמעט זהות בשני המשטרים (ראו איור 3 א. בנספח). אנו מסיקים אפוא שמדיניות מקרו-יציבותית המתבטאת בקביעת מגבלת LTV אינה משנה מהותית את האפקטיביות של המדיניות המוניטרית בהשגת מטרותיה העיקריות.

איור 4 | תגובה לזעזוע של 1 נקודת אחוז במדיניות המוניטרית, תחת מגבלת LTV בסיסית של 66% (קו כחול) ותחת מגבלת LTV הדוקה יותר של 56% (קו מקווקו כתום), שתיהן תחת משכנתאות בריבית קבועה



הערות: המשתנים מבוטאים כסטיות מערכי מצב עמיד וכוללים: תוצר, אינפלציה, שיעור ריבית ריאלי חסר סיכון, שיעור ריבית ריאלי על משכנתאות, בעלות דירה על ידי משקי בית לא מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית לא מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית לא מוגבלים, השקעה בנכסי דיור, בעלות דירה על ידי משקי בית מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית מוגבלים, מלאי החוב, אינפלציה במחירי השכירות, אינפלציה בשכירות הריאליות, מחירי הדיור הריאליים וחוב חדש. צירי ה- γ מייצגים את אחוז הסטייה של כל משתנה מהמצב העמיד שלו במונחים שנתיים, למעט האינפלציה ושיעורי הריבית, המוצגים כסטיות של נקודות אחוז.

תוצאות אלה תואמות את הממצאים של Funke et al. (2018) (סעיף 4.4.4), למרות הבדלים בספציפיקציות של המודל ובהנחות לגבי שוק הדיור, וכן את אלה של Cozzi et al. (2021) (איור 12), אם כי שם התייחסו ליחס המינוף של הבנקים ולא של משקי הבית.

משקי בית מוגבלים (לוויים) מגיבים באופן שונה לשינויים במגבלת ה-LTV (ראו איור 4). במצב של יחס LTV הדוק יותר, מלאי החוב במצב עמיד נמוך יותר – בכ-24%, כפי שצוין קודם. רמת החוב

הראשונית הנמוכה יותר מפחיתה את רגישות הלווים לעלויות בשיעור הריבית. כאשר המדיניות המקרו-יציבותית הדוקה (מגבלת LTV של 56%), תשלומי הריבית עדיין ניתנים לניהול. לעומת זאת, במצב של מגבלת LTV גבוהה יותר (66%), הלווים נכנסים למינוף גבוה יותר, והעלייה המתקבלת בשיעורי הריבית עלולה להוביל להפחתת מינוף משמעותית. כתוצאה מכך, בתנאים של מגבלת LTV נמוכה יותר, משקי בית מוגבלים חווים ירידה קטנה יותר בבעלות על דירות, והפחתת מינוף פחות בולטת בהשוואה לתרחיש של מגבלת LTV גבוהה.

בנוסף להבדלים ברמות החוב של הלווים, מגבלת LTV נמוכה יותר עשויה גם להפחית את שיעור הלווים מהאוכלוסיה, ככל שהמשכנתאות נעשות נוחות יותר לתשלום. באמצעות הנתונים מישראל, אנו אומדים את הירידה המקבילה בשיעור הלווים (ראו Cohen and Ilek (2024) ומוצאים ירידה של כ-4 נקודות אחוז. ואולם, שילוב אפקט זה אינו משנה מהותית את התגובות הדינמיות. המשוואה היחידה המושפעת באופן משמעותי היא זו של הרכב העבודה (ראו סעיף 4.3). אנו מסיקים אפוא שהתרומה הכוללת – אף שהיא מינימלית – מגיעה בראש ובראשונה מהבדלים ברמת החוב ההתחלתית, כפי שתואר קודם.

איור 4 מראה עוד כי התגובה של מחירי הדירות בפועל אינה שונה תחת שתי מגבלות ה-LTV. בניגוד אליהם, מחירי השכירות הריאלית מראים הבדלים מתונים בדינמיקה שלהם: הם עולים מיד לאחר הזעזוע בתרחיש הבסיס, ואילו עלייתם מעוכבת בתנאים של מגבלת LTV הדוקה יותר.

אנו מסיקים כי הסיבה העיקרית לרגישותו המוגבלת של התוצר (התואם במידה רבה את הצריכה המצרפית של מוצרים שאינם דיור על ידי שני סוגי משקי הבית), של האינפלציה ושל משתנים עיקריים אחרים למדיניות המוניטרית לאור יחסי LTV שונים, טמונה ביכולת להפריד את הצריכה מהדיור בפונקציית התועלת. יכולת ההפרדה הזו אומרת שהתועלת השולית של הצריכה שאינה דיור אינה מושפעת ישירות מכמות הדיור הנצרכת, בין אם באמצעות בעלות או שכירות. עבור לווים, מאפיין זה חשוב במיוחד: לאחר זעזוע חיובי במדיניות המוניטרית, הביקוש שלהם לדיור משתנה משמעותית תחת יחסי LTV שונים (ראו איור 4). אלמלא ניתן היה לעשות הפרדה זו בפונקציית התועלת, השינויים בביקוש לדיור היו מיתרגמים להתאמות בולטות יותר בצריכה של מוצרים שאינם דיור.

רגישותה המוגבלת של האפקטיביות של המדיניות המוניטרית ליחסי LTV שונים במצב עמיד עשויה לנבוע מהלינאריות של המודל, המבוססת על קירוב טיילור מסדר ראשון. כדי להעריך אפשרות זו, אנו פותרים מחדש את המודל באמצעות קירוב טיילור מסדר שני ומוצאים שהתוצאות שומרות על עמידותן.

6.1.2 אפקטיביות המדיניות המוניטרית תחת משכנתאות בריבית קבועה לעומת ריבית משתנה

אנו בוחנים כעת כיצד אפקטיביות המדיניות המוניטרית משתנה כאשר משנים את סוג הריבית במשכנתאות – ריבית קבועה וריבית משתנה. ניתוח זה חשוב מכיוון שהגבלת שיעור המשכנתאות בריבית משתנה משמשת ככלי נוסף של מדיניות מקרו-יציבותית, אשר מעבר למטרותיה המקובלות (כמו הפחתת הסיכון לחדלות פירעון וחזוק החוסן של המערכת הבנקאית, כפי שנידון בחלק השני), עשויה גם להשפיע על אפקטיביות של המדיניות המוניטרית.

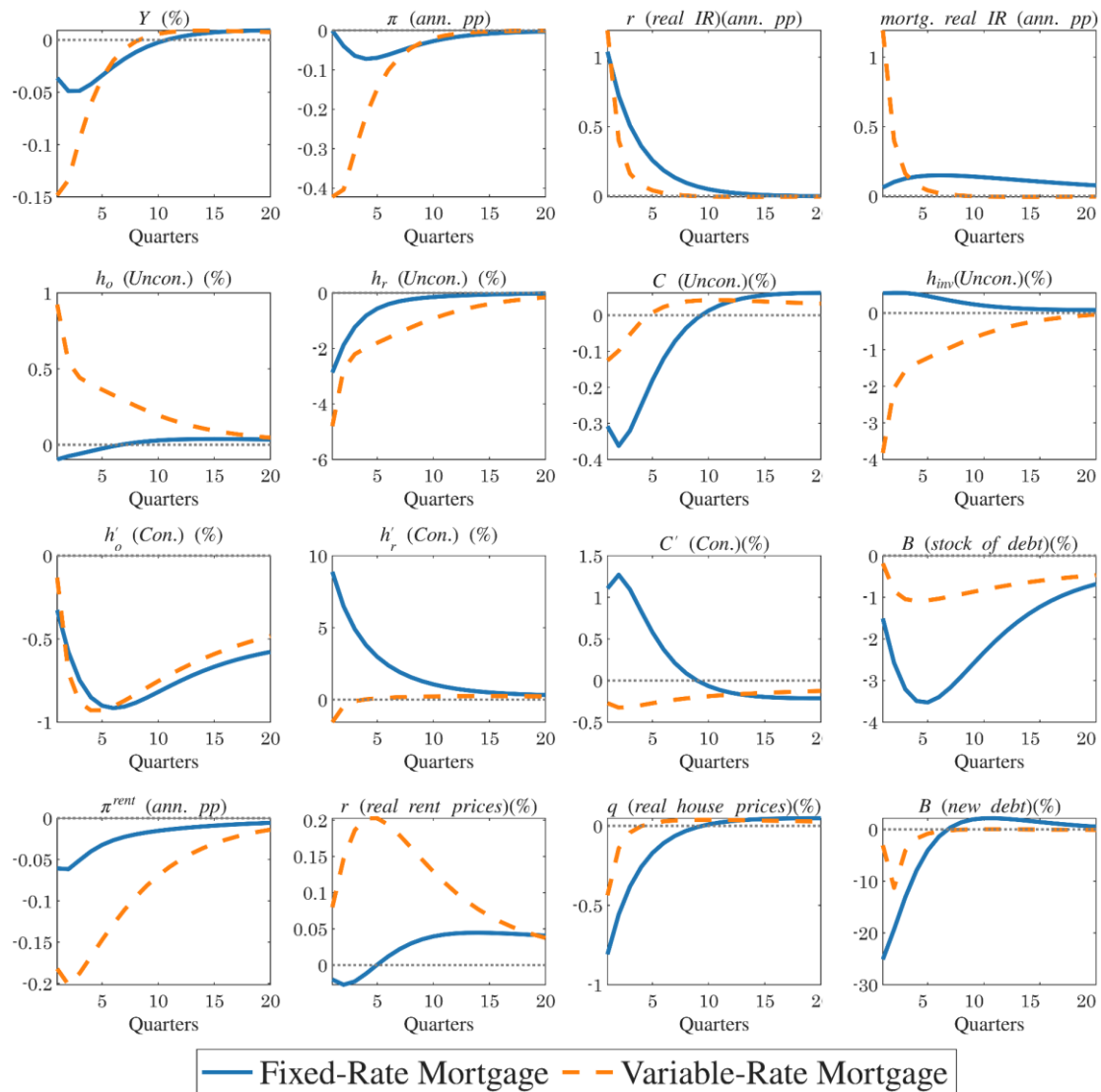
איור 5 מציג את השפעות המדיניות המוניטרית בשני תרחישים מובחנים: האחד שבו כל המשכנתאות נושאות שיעור ריבית קבוע, והאחר שבו כל המשכנתאות נושאות שיעור ריבית משתנה. בשני המקרים אנו מניחים יחסי LTV וטווחי פדיון זהים. ניתוח השוואתי זה נועד להאיר את ההבדלים באופן פעולתו של מנגנון התמסורת בין שני תרחישים אלה. כמו כן, הוא מתייחס לתוצאות פוטנציאליות בהקשרים פרקטיים, שבהם מבצעים התאמות בשיעור המשכנתאות בריבית משתנה המוחזקות על ידי משקי בית טיפוסיים, כפי שצוין בהקדמה (חלק ראשון).

התמסורת של המדיניות המוניטרית אל המשק בתנאים של שיעורי ריבית שונים על משכנתאות תלויה באופן קריטי בהנחת היסוד לגבי התנהגות הלווים. כאשר הלווים מפנימים כיצד לקחת הלוואה חדשה משפיעה על שיעור הריבית האפקטיבי על מלאי החוב – כפי שהונח במודל הבסיסי שלנו ומודגם באיור 5 – התמסורת של המדיניות המוניטרית משתנה משמעותית בין שני סוגי המשכנתאות. לעומת זאת, בהיעדר הפנמה כזאת, סוג חוזה המשכנתה לא משפיע מהותית על תמסורת המדיניות המוניטרית אל כלל המשק (ראו נספח).

בתנאים של משכנתאות בריבית משתנה, הריבית האפקטיבית על המשכנתה עולה ביחס של אחד-לאחד יחד עם ריבית המדיניות לטווח קצר, ואילו בתנאים של משכנתאות בריבית קבועה, היא עולה באופן הדרגתי בהרבה. כאשר הלווים מפנימים את השפעת ההלוואה החדשה תחת חוזים בריבית קבועה, הם מבינים שהריבית הגבוהה יותר היום תגביר בהתמדה את נטל החוב העתידי שלהם. כתוצאה מכך, הם מפחיתים מינוף באופן אגרסיבי יותר ומפחיתים את הביקוש לבעלות דירות, מה שמוביל לירידה מעט גדולה יותר במחירי הדירות מאשר במצב של משכנתאות בריבית משתנה.

לעומת זאת, כאשר הלווים לא מפנימים את השפעתה של הלוואה חדשה (ראו בנספח), הקטנת המינוף בתנאים של משכנתאות בריבית קבועה חלשה יותר משמעותית מאשר במשכנתאות בריבית משתנה, מפני שהלווים מתייחסים לעלייה המתונה יחסית בשיעור הריבית האפקטיבי כגורם אקסוגני. במקרה זה, הירידה במחירי הדירות דומה.

איור 5 | תגובה לעזוץ של 1 נקודת אחוז במדיניות המוניטרית בתנאים של משכנתאות בריבית קבועה (קו כחול) ובתנאים של משכנתאות בריבית משתנה (קו מקווקו כתום)



הערות: המשתנים מבוססים כסטיות מערכי מצב עמיד וכוללים: תוצר, אינפלציה, שיעור ריבית ריאלי חסר סיכון, שיעור ריבית ריאלי על משכנתאות, בעלות דירה על ידי משקי בית לא מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית לא מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית לא מוגבלים, השקעה בנכסי דיור, בעלות דירה על ידי משקי בית מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית מוגבלים, מלאי החוב, אינפלציה במחירי השכירות, אינפלציה בשכירות הריאלית, מחירי הדיור הריאליים וחוב חדש. צירי ה- γ מייצגים את אחוז הסטייה של כל משתנה מהמצב העמיד שלו במונחים שנתיים, למעט האינפלציה ושיעורי הריבית, המוצגים כסטיות של נקודות אחוז.

למרות הרגישות הגבוהה יותר של שוקי הדיור והאשראי בתנאים של משכנתאות בריבית קבועה עם הפנמה – יחסית למשכנתאות בריבית משתנה – התוצר המצרפי, Y , והאינפלציה, π , מגיבים במידה חלשה במשטר של משכנתאות בריבית קבועה. הירידה הקטנה יותר בתוצר נגרמת מהצריכה הגבוהה יותר בקרב לווים, תגובה שאינה מתקיימת במקרה של משכנתאות בריבית משתנה.

במצב של חוזי משכנתה בריבית קבועה, דומה כי הדבר האופטימלי עבור הלווים הוא להגדיל צריכת מוצרים על חשבון בעלות על דירה, כשיקוף לתופעה של הפחתת המינוף שצינו קודם. בהתאם לכך,

המודל מראה שהקטנת שיעור המשכנתאות בריבית משתנה עלולה להחליש את האפקטיביות של הבנק המרכזי בהשגת מטרותיו העיקריות. בניגוד למצב זה, בהיעדר הפנמה, האפקטיביות של המדיניות המוניטרית לייצוב האינפלציה והפעילות הריאלית במשק אינה שונה בין סוגי המשכנתאות (ראו נספח).

6.2 השפעת יחס ה-LTV על מחירי הדירות

מטרתה העיקרית של מדיניות מקרו-יציבותית היא לצמצם את הסיכון שיחולו משברים פיננסיים עתידיים על ידי שליטה ברמת החוב במשק. שאלה חשובה היא האם מדיניות כזו משפיעה גם על מחירי הדירות. הספרות מספקת ממצאים מעורבים, המצביעים על כך שהשפעתה של מדיניות מקרו-יציבותית על מחירי הדירות עשויה להיות תלויה במאפייניו המבניים של שוק הדיור בכל מדינה, מה שמקשה על הסקת מסקנות מוחלטות. כאן, אנו בוחנים את השפעתה של מדיניות מקרו-יציבותית בשוק הדיור באמצעות המודל שלנו.

6.2.1 השפעה קצרת-טווח של זעזוע תמידי ב-LTV

זעזוע ביחס ה-LTV מדגים את השפעתה של מדיניות מקרו-יציבותית שמהדקת או משחררת את יכולת ההלוואה של משקי הבית. בהינתן שצעדי מדיניות מקרו-יציבותית ננקטים לעתים רחוקות, אנו מניחים שהזעזוע ביחס ה-LTV הוא בעל התמדה גבוהה במיוחד.¹⁵ באופן ספציפי, אנו מדמים תרחיש שבו מדיניות מקרו-יציבותית מפחיתה את התקרה ליחס ה-LTV המרבי מ-66% ל-56% (כמעט) באופן מתמיד. שיעור הלווים הוא פרמטר אקסוגני במודל, בשעה שבמציאות, זעזוע ביחס ה-LTV עשוי לשנות את ההרכב בין מלווים ללווים. לפיכך, אנו מציגים כאן רק את האפקט השולי האינטנסיבי של האשראי.

איור 6 מציג את התגובות הדינמיות של המשתנים העיקריים להפחתת תמידיה במגבלת יחס ההלוואה לערך (LTV) ב-10 נקודות האחוז. ניכר כי מדיניות מקרו-יציבותית הדוקה יותר מובילה להפחתת מינוף משמעותית: החוב החדש קטן בתחילה ב-60% בקירוב, ואילו החוב שטרם נפרע פוחת בשיעור של כ-5%.

כדי להבין את המנגנון שמניע תוצאה זו, אנו מציגים שוב את המשוואה המתארת את השינוי בחוב החדש.

$$B_t^{New} \leq LTV_t q_t (h'_{o,t} - h'_{o,t-1}) + \kappa (LTV_t q_t h'_{o,t-1} - (1 - \gamma) B'_{t-1})$$

הפחתת המינוף המשמעותית מתרחשת משתי סיבות עיקריות: (1) מגבלת LTV נמוכה יותר מפחיתה ישירות הלוואות חדשות, מה שמוביל לרמה נמוכה יותר של חוב חדש מותר גם כאשר המחיר והכמות של הדירות המאוכלסות בבעלות הם קבועים (הביטוי הראשון); ו-(2) מגבלת ה-LTV הנמוכה יותר יוצרת הון עצמי נטו שלילי – לאחר התאמה ל-LTV הנמוך – מה שמאלץ לווים להפחית מינוף (הביטוי

¹⁵ בדומה לגישה אצל Alpanda and Zubairy (2017) הערת שוליים 34, ואצל Funke et al. (2018).

השני). שני גורמים אלה מועצמים ככל שהירידה בבעלות על דירות על ידי לווים מובילה להפחתת מינוף חזקה אף יותר.

שימו לב שמכיוון שהזעזוע ב-LTV משפיע באופן זניח בלבד על שיעור הריבית הריאלי של הבנק המרכזי ועל שיעור הריבית האפקטיבי על מלאי החוב הקיים, ההפנמה של האופן שבו הלוואות חדשות ישפיעו על שיעור הריבית האפקטיבי למעשה אינה ממלאת כל תפקיד במקרה זה. כתוצאה מכך, פונקציות התגובות הדינמיות בתנאים של היעדר הפנמה כמעט זהות ולכן אינן מדווחות.

ואולם, כפי שנראה באיור 6, למרות הפחתת המינוף המשמעותית, מחירי הדירות הריאליים יורדים באופן זניח בלבד. הידוק של 10 נקודות האחוז במגבלת ה-LTV מוביל לירידה של לא יותר מ-0.2% במחירי הדירות.

התוצאה על בסיס המודל שלנו – לפיה מחירי הדירות מגיבים באופן חלש בלבד להורדת מגבלת ה-LTV – תואמת את התוצאות של Cerutti et al. (2017) ו-Buitron and Denis (2014). במחקר Cerutti et al. (2017), החוקרים מצאו כי הקטנת יחס ה-LTV המרבי משפיעה באופן זניח ושלילי במקצת על מחירי הדירות בכלכלות מתקדמות, ואילו Buitron and Denis (2014) דיווחו כי אין ראיות לכך שאמצעי מדיניות מקרו-יציבותיים בישראל ריסנו את מחירי הדירות.

מספר מחקרים שהשתמשו במודל DSGE בחנו את השפעתם של שינויים ביחסי הלוואה לערך (LTV) על מחירי הדירות. מחקרים אלה מצאו באופן כללי שהפחתה תמידית במגבלת ה-LTV מובילה לירידה מיידיית במחירי הדירות, אם כי סדר הגודל של ההשפעה הזו במחקרים נע בטווח של 0.5% עד 20%¹⁶.

אנו משערים כי הבדל זה נובע משני גורמים עיקריים: ראשית, היעדר שוק שכירות באותם מודלים, המשרת באופן טיפוסי כתחלופה קרובה לבעלות על דירה; ושנית, מאפייניו הייחודיים של שוק השכירות בישראל, ובפרט תפקידם הדומיננטי של משקיעים (כפי שנידון בחלק השני והשלישי). נסביר כעת את הממצא המרכזי שלנו, לפיו למרות הורדה משמעותית של מגבלת ה-LTV, ההשפעה על מחירי הדירות נותרת מינימלית.

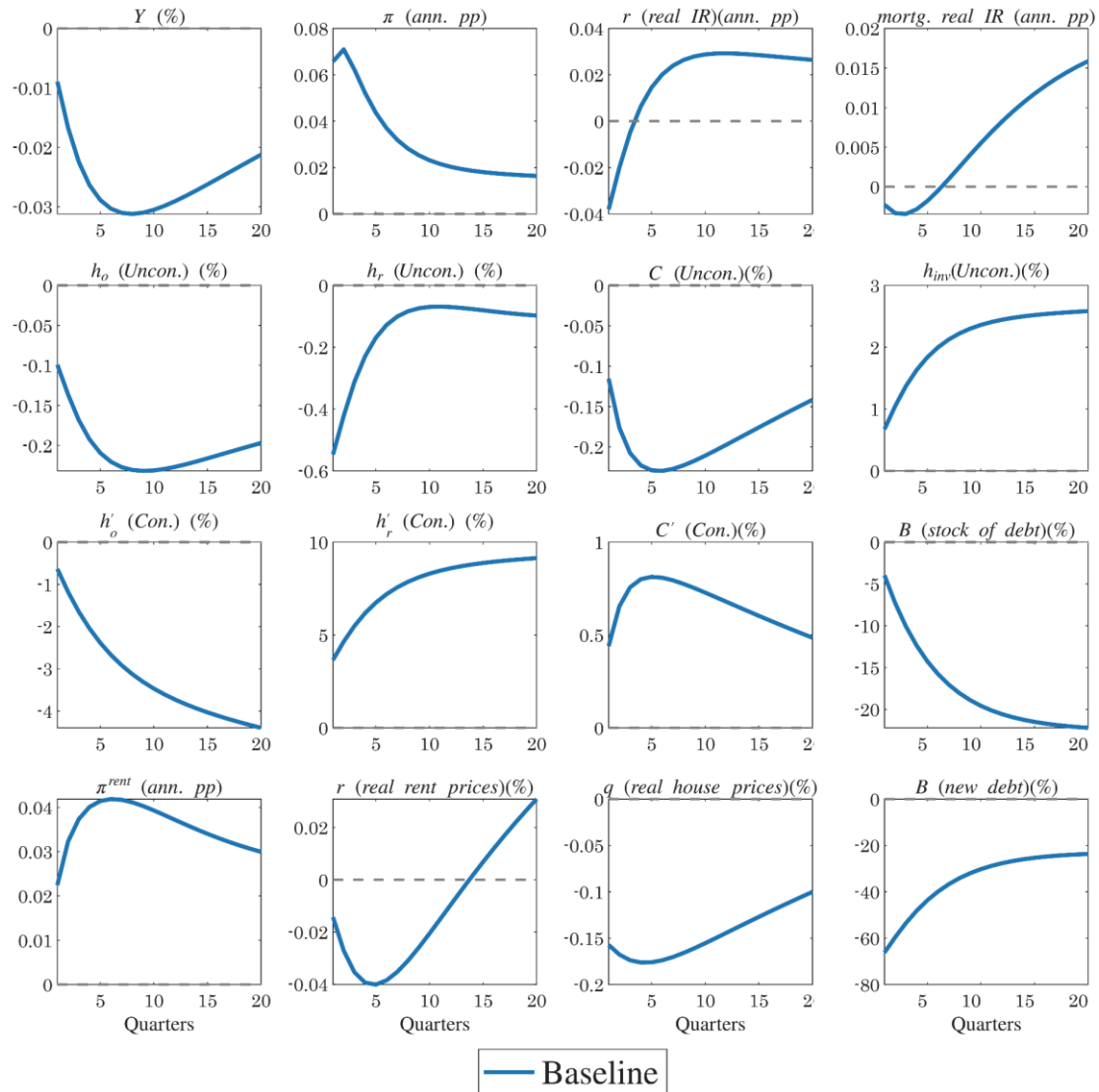
ככל שהלווים מקטינים את הבעלות על דירות, נוצר לחץ להורדת מחירי הדירות. במודלים שבוחנים בעלות בלבד, זה מוביל לירידת מחירים משמעותית. אולם, כאשר כוללים שוק שכירות, מופיע ערוץ מקזז. לאור התחלופה הגבוהה בין בעלות לשכירות, הלווים עוברים לשכירות, כפי שמשתקף בעליית השכירות וירידת הבעלות (ראו איור 6). הביקוש המוגבר לשכירות מעודד משקיעים להרחיב רכישות של דירות, ומעלה את ההשקעות בדירות ביותר מ-2%. דבר זה מתרחש מפני שהתשואות על דיור עולות יחסית לשיעורי הריבית על פיקדונות. וכך, שני כוחות מנוגדים מקזזים זה את זה במידה רבה: לווים מוכרים דירות ועוברים לשכירות, מה שמוריד את המחירים, ומשקיעים קונים נכסים כדי לענות על הביקוש המוגבר לשכירות, מה שדוחף את המחירים למעלה.

¹⁶ כאשר מתקננים את כל התוצאות להפחתה תמידית של 10 נקודות אחוז בתקרה ליחס ה-LTV, הירידה המיידית המשוערת במחירי הדירות עומדת על כ-20% אצל Funke et al. (2018), 1.2% אצל Bruneau et al. (2018), ו-0.5% אצל Lee and Song (2015).

ביצענו מבחן עמידות כדי לבחון את התגובה החלשה של מחירי הדיור בתנאים של דרגת תחלופה נמוכה בין בעלות לשכירות. התוצאה נותרת ללא שינוי ברובה (ראו נספח בחומרים הנוספים כא/), אף שאפקט התחלופה על מחירי הדיור חלש בהרבה ממקרה הבסיס, מאחר שהוא מתקזז עם עמדה סתגלנית יותר של מדיניות מוניטרית.

כדי לוודא שהמנגנונים הפועלים בשוק השכירות הם המקור העיקרי של תוצאה זו, הוצאנו את שוק השכירות מהמודל על ידי קביעת שיעור הבעלות (γ) בנוסחת הדיור $H(h_{o,t}, h_{r,t})$ על קרוב לאחד, ועל ידי הפחתת דרגת התחלופה בין שכירות לבעלות (ε) באופן כזה שהיא מתקרבת לאחד. בחישוב זה, הירידה במחירי הדיור חזקה בכ-50% יותר מאשר במקרה הייחוס. האפקט בולט עוד יותר כאשר אנו מגדילים מהותית את שיעור משקי הבית המוגבלים במשק – ובכך מפחיתים את שיעור הלא מוגבלים המספקים דיור לשכירות. בתרחיש זה, גודל הירידה במחירי הדיור הוא פי שלושה בקירוב מאשר במקרה הייחוס. הקטנה של שיעור המשקיעים הלא מוגבלים גורמת לעלייה חזקה יותר במחירי הדיור הנומינליים, מאחר שיכולת השקעה מוגבלת מצמצמת את היצע הדירות. עם זאת, האינפלציה של מוצרי צריכה אחרים – המאופיינת בקשיחות מחירים גבוהה יותר – עוקפת בסופו של דבר את האינפלציה בשכירות. תוצאה זו נוצרת מכיוון שהעזוזה ב-LTV מעלה את העלויות השוליות של הפירמות, כך שבפועל הוא פועל כעזוזה היצע שלילי. כתוצאה מכך, רמת המחירים הכללית עולה במהירות רבה יותר מזו של השכירויות הנומינליות, ומובילה לירידה בולטת במחירי השכירות הריאליים יחסית למקרה הייחוס, המונעת מההשפעות המשותפות של הגידול בשכירות הנומינלית והאינפלציה המצרפית הגבוהה.

איור 6 | השפעות הידוק המדיניות המקרו-יציבותית המורידה את מגבלת יחס ההלוואה-לערך (LTV) מ-66%-ל-56%



הערות: המשתנים מבוטאים כסטיות מערכי מצב עמיד וכוללים: תוצר, אינפלציה, שיעור ריבית ריאלי חסר סיכון, שיעור ריבית ריאלי על משכנתאות, בעלות דירה על ידי משקי בית לא מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית לא מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית לא מוגבלים, השקעה בנכסי דיור, בעלות דירה על ידי משקי בית מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית מוגבלים, מלאי החוב, אינפלציה במחירי השכירות, אינפלציה בשכירות הריאלית, מחירי הדיור הריאליים וחוב חדש. צירי ה-y מייצגים את אחוז הסטייה של כל משתנה מהמצב העמיד שלו במנחים שנתיים, למעט האינפלציה ושיעורי הריבית, המוצגים כסטיות של נקודות אחוז.

6.2.2 השפעה ארוכת-טווח של זעזוע ב-LTV

בסעיף 6.2.1, בחנו את הדינמיקה בטווח הקצר של המשתנים העיקריים לאחר זעזוע ב-LTV. נפנה כעת לעסוק בהשלכות ארוכות-הטווח של הפחתה זו על שיווי משקל במצב עמיד.

בלוח 2 אנו משווים שני מצבים עמידים של המשק: הכיול בתרחיש הבסיס עם מגבלת LTV של 66%, ותרחיש שבו המדיניות המקרו-יציבותית הדוקה יותר ומגבלת ה-LTV עומדת על 56%. אנו מפרשים שינוי במגבלת ה-LTV כמצב המבטא שינוי מבני במשק ולא כמעשה מדיניות דינמי. אנו בוחנים כיצד ירידה תמידית במגבלת ה-LTV משפיעה על היחס בין חוב חדש לתמ"ג ועל ההרכב בין בעלות לשכירות עבור שני סוגים של משקי בית במצב העמיד החדש. עם זאת, איננו מעריכים את השפעתה של ירידה תמידית זו על הרווחה הכוללת של המשק, ואיננו מביאים המלצות ליחס ה-LTV האופטימלי.

במצב עמיד, יחס ה-LTV לא משפיע על המחיר היחסי של שכירות לעומת בעלות (ראו נספח טכני, כא/). כתוצאה מכך, שינויים כלשהם ביחס בין בעלות לשכירות ובמשתנים קשורים אחרים משקפים התאמות שאינן קשורות למחיר.

כצפוי, תקרה מחמירה יותר ליחס הלוואה לערך הדירה (LTV) מובילה לירידה משמעותית של 24% ביחס בין משכנתאות חדשות לתמ"ג במצב העמיד החדש. כתוצאה מכך, שיעור הדירות המאוכלסות בבעלות מקרב הלווים יורד ב-6 נקודות האחוז. תוצאה זו עולה בקנה אחד עם הקשר השלילי בין שיעור הדירות המאוכלסות בשכירות ליחס ה-LTV, כפי שמדגימה טענה 1 בסעיף 4.2.

שיעור הדירות המאוכלסות בשכירות בקרב המלווים נותר ללא שינוי במצב עמיד (14.3%), מאחר שהוא נקבע רק על ידי העדפותיהם והמרווח בשוק הדיור (ראו טענה 1 בסעיף 4.2). ככלל, שיעור הדירות המאוכלסות בשכירות במשק עולה מ-17.2% ל-17.9%, אך השפעה זו נוצרת אך ורק דרך הלווים.

התוצאות בלוח 2 מבוססות על ההנחה ששינויים ביחס ה-LTV לא משפיעים על שיעור הלווים. אף שבפועל, שינויים ב-LTV עשויים לשנות את שיעור הלווים (משקי בית מוגבלים), המודל שלנו לא מביא בחשבון מעבר אנדוגני בין שתי הקבוצות (מלווים הופכים ללווים או להפך). מעבר כזה ירמז גם על שינוי בהעדפות עבור מלווים ולוויים, לאור גורמי ההיוון הראשוניים השונים שלהם (β).

שתי העמודות האחרונות של לוח 2 מציגות תוצאות בתרחיש חלופי, שבו מדיניות מקרו-יציבותית הדוקה יותר מגדילה את שיעור משקי הבית המוגבלים מ-31.2% ל-35%. הנחה זו מבוססת על כיול חיצוני מהמחקר של (Cohen and Ilek, 2024). תוצאות אלה מראות סטיות מינוריות בלבד מהתרחיש המקורי, למרות הגידול בשיעור משקי הבית המוגבלים.

לוח 2 | השוואה של תוצאות במצב עמיד בתנאים של תקרות LTV שונות: יחס החוב לתמ"ג ושיעור הדירות המאוכלסות בשכירות

שיעור משקי הבית המוגבלים	$1 - \tau$	תרחיש בסיס	LTV הדוק	שינוי	LTV הדוק ושיעור מוגבלים גבוהה	שינוי*
שיעור משקי הבית המוגבלים	$1 - \tau$	31.2%	31.2%	-	35%	3.8 p.p
מגבלת LTV		66%	56%	-10 p.p	56%	-10 p.p
יחס חוב חדש לתוצר	$\frac{B'^{NEW}}{Y}$			-24%		-14%
שיעור השכירות של המלווים	$\frac{h_r}{h_r + h_o}$	14.3%	14.3%	-	14.3%	-
שיעור השכירות של המלווים	$\frac{h'_r}{h'_r + h'_o}$	38.4%	44.4%	6 p.p	44.4%	6 p.p
שיעור השכירות הכולל	$\frac{h_r + h'_r}{h}$	17.2%	17.9%	0.7 p.p	18.4%	1.2 p.p

7. מסקנות

האפקטיביות של מדיניות מוניטרית ומדיניות מקרו-יציבותית היא סוגיה מרכזית עבור בנקים מרכזיים. הצגנו מודל עבור המשק הישראלי, אשר מצביע על האפשרות שיישום כלים מקרו-יציבותיים – כמו הפחתת מגבלת ההלוואה לערך הדירה (LTV) – אינו מונע באופן מהותי מהבנק המרכזי את היכולת לממש את מטרותיו העיקריות לשמירה על יציבות מחירים ותמיכה בפעילות הריאלית של המשק. למרות האמור, האמצעים הללו מייצרים השפעות חלוקתיות הנובעות מההטרוגניות של משקי הבית ומשפיעים על מידת הפחתת המינוף במשק.

בניגוד לכך, הגבלת שיעור המשכנתאות הנושאות שיעור ריבית המשתנה לאורך זמן עלולה, תחת הנחות מסוימות לגבי התנהגות הלואים, לעכב את יכולתו של הבנק המרכזי להשיג את מטרות הליבה שלו לשמירה על יציבות מחירים ותמיכה בכלכלה הריאלית. בפרט, אנו מוצאים כי האפקטיביות של המדיניות המוניטרית בהשפעה על מחירי הדירות מושפעת באופן זניח בלבד מכלים מקרו-יציבותיים כמו הקטנת מגבלת ה-LTV או הטלת הגבלות על שיעור המשכנתאות בריבית משתנה. ממצא זה עולה בקנה אחד עם התגובה החלשה יחסית של מחירי הדירות לזעזוע ב-LTV.

תוצאה זו מנוגדת לחלק ניכר מהספרות הקיימת המשתמשת ב-DSGE, שמוצאת באופן טיפוסי כי מגבלת LTV נמוכה יותר מובילה לירידה משמעותית במחירי הדירות. היא שונה גם מההשערה, לפיה הגבלת שיעור המשכנתאות בריבית משתנה מרככת את השפעת ריבית המדיניות על מחירי הדירות. אנו מייחסים את הבדלי התוצאות להיעדר שוק שכירות באותם מודלים ולמאפיינים יחודיים של שוק השכירות בישראל, ובפרט תפקידם הדומיננטי של משקיעים.

ממצאינו מספקים תובנות חשובות עבור קובעי המדיניות. הם מפנים זרקור למציאות מורכבת: בשעה שכלים מקרו-יציבותיים כמו קביעת מגבלת ה-LTV יכולים לחזק את היציבות הפיננסית, השפעתם על מחירי הדירות עשויה להיות פחותה. אנו מאמינים כי מחקרנו לא רק מעמיק את ההבנה על הדינמיקה של שוק הדיור הישראלי אלא מציע גם השלכות רחבות יותר לכלכלות אחרות המיישמות מסגרות מקרו-יציבותיות דומות.

ביבליוגרפיה

- Alpanda, Sami, and Sarah Zubairy, "Addressing Household Indebtedness: Monetary, Fiscal or Macroprudential Policy?," *European Economic Review*, 92 (2017), 47–73.
- Aoki, Kosuke, James Proudman, and Gertjan Vlieghe, "House Prices, Consumption, and Monetary Policy: a Financial Accelerator Approach," *Journal of Financial Intermediation*, (2004), 22.
- Argov, Eyal, Emanuel Barnea, Alon Binyamini, Eliezer Borenstein, David Elkayam, and Irit Rozenshtrom, "MOISE: A DSGE Model for the Israeli Economy," Discussion Paper Series, (2012) (Bank of Israel Research Department).
- Bekiros, Stelios, Rachatar Nilavongse, and Gazi Salah Uddin, "Expectation-driven house prices and debt defaults: The effectiveness of monetary and macroprudential policies," *Journal of Financial Stability*, 49 (2020), 100760.
- Benchimol, Jonathan, Inon Gamrasni, Michael Kahn, Sigal Ribon, Yossi Saadon, Noam Ben-Ze'ev, Asaf Segal, and Yitzchak Shizgal, "The interaction between domestic monetary policy and macroprudential policy in Israel," *Economic Modelling*, 112 (2022), 105872.
- Benigno, Pierpaolo, Gauti B. Eggertsson, and Federica Romei, "Dynamic Debt Deleveraging and Optimal Monetary Policy," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12 (2020), 310–350.
- Bosshardt, Joshua, Marco Di Maggio, Ali Kakhbod, and Amir Kermani, "The Credit Supply Channel of Monetary Policy Tightening and its Distributional Impacts,"

- Working Paper Series, Working Paper, (2023) (National Bureau of Economic Research).
- Bruneau, Gabriel, Ian Christensen, and Césaire Meh, “Housing market dynamics and macroprudential policies,” *Canadian Journal of Economics*, 51 (2018), 864–900.
- Buitron, Carolina Osorio, and Stephanie Denis, “The Housing Market in Israel,” IMF Country Report, (2014) (International Monetary Fund).
- Cairó, Isabel, and Jae Sim, “Monetary policy and financial stability,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 157 (2023), 104764.
- Cerutti, Eugenio, Stijn Claessens, and Luc Laeven, “The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence,” *Journal of Financial Stability*, 28 (2017), 203–224.
- Cohen, Nimrod, and Alex Ilek, “An estimate of the share of financially constrained households in Israel (Hebrew),” Unpublished Memo, (2024) (Bank of Israel).
- Cozzi, Guido, Matthieu Darracq Paries, Peter Karadi, Jenny Körner, Christoffer Kok, Falk Mazelis, Kalin Nikolov, Elena Rancoita, Alejandro Van Der Gote, and Julien Weber, “Macroprudential Policy Measures: Macroeconomic Impact and Interaction with Monetary Policy,” ECB Working Paper Series, (2021).
- Drehmann, Mathias, Claudio E. V. Borio, and Kostas Tsatsaronis, “Characterising the Financial Cycle: Don’t Lose Sight of the Medium Term!,” BIS Working Papers, (2012) (Bank for International Settlements).
- Funke, Michael, Robert Kirkby, and Petar Mihaylovski, “House prices and macroprudential policy in an estimated DSGE model of New Zealand,” *Journal of Macroeconomics*, 56 (2018), 152–171.
- Genesove, David, “The Nominal Rigidity of Apartment Rents,” *The Review of Economics and Statistics*, 85 (2003), 844–853.
- Guerrieri, Luca, and Matteo Iacoviello, “Collateral constraints and macroeconomic asymmetries,” *Journal of Monetary Economics*, 90 (2017), 28–49.
- Iacoviello, Matteo, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, 95 (2005), 739–764.

- Iacoviello, Matteo, and Stefano Neri, "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (2010), 125–164.
- Ilek, Alex, and Nimrod Cohen, "A Semi-Structural Model with Household Debt for Israel," Discussion Paper Series, (2023) (Bank of Israel Research Department, SSRN).
- Ilek, Alex, and Irit Rozenshtrom, "The term premium in a small open economy: A micro-founded approach," *International Review of Economics & Finance*, 57 (2018), 333–352.
- Ireland, Peter N., "Changes in the Federal Reserve's Inflation Target: Causes and Consequences," *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (2007), 1851–1882.
- Kosman, Liran, "Housing Ownership Data by Deciles in Israel," (2021) (The Knesset Research and Information Center, Israel).
- Laufer, Steven, and Nitzan Tzur-Ilán, "The effect of LTV-based risk weights on house prices: Evidence from an Israeli macroprudential policy," *Journal of Urban Economics*, 124 (2021), 103349.
- Lee, Junhee, and Joonhyuk Song, "Housing and business cycles in Korea: A multi-sector Bayesian DSGE approach," *Economic Modelling*, 45 (2015), 99–108.
- Malovaná, Simona, Martin Hodula, Zuzana Gric, and Josef Bajžík, "Macroprudential policy in central banks: Integrated or separate? Survey among academics and central bankers," *Journal of Financial Stability*, 65 (2023), 101107.
- Nagar, Weitzman, and Guy Segal, "What Explains the Developments in Home Prices and Rents in Israel between 1999 and 2010?," *Israel Economic Review*, 12 (2014), 115–161.
- Poterba, James M., "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, 99 (1984), 729.
- Quint, Dominic, and Pau Rabanal, "Monetary and Macroprudential Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area," *International Journal of Central Banking*, 10 (2014).
- Raz-Dror, Ofer, "The changes in rent in israel during the years of the housing crisis 2008–2015," *Israel Economic Review*, 17 (2019).

- Ribon, Sigal, “The Interaction between Macroprudential and Monetary Policies and the Housing Market – A VAR Examination for Israel,” Discussion Paper Series, (2023) (Bank of Israel Research Department).
- Ribon, Sigal, and Doron Sayag, “Price Setting Behavior in Israel An Empirical Analysis Using Microdata,” Discussion Paper Series, (2013) (Research Department Bank of Israel).
- Rotemberg, Julio J., “Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output,” *The Review of Economic Studies*, 49 (1982), 517–531.
- Rubio, Margarita, “Fixed- and Variable-Rate Mortgages, Business Cycles, and Monetary Policy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 43 (2011), 657–688.
- Shimizu, Chihiro, Kiyohiko G. Nishimura, and Tsutomu Watanabe, “Residential rents and price rigidity: Micro structure and macro consequences,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 24 (2010), 282–299.
- Stein-Kapach, Nardit, “Ownership of Financial Assets by Households Findings from the Longitudinal Survey 2018 (Hebrew only),” (2019) (Central Bureau of Statistics).
- Sun, Xiaojin, and Kwok Ping Tsang, “What Drives the Owner-Occupied and Rental Housing Markets? Evidence from an Estimated DSGE Model,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 49 (2017), 443–468.
- Svensson, Lars E O, “A Simple Frictionless Model of User Cost and User-Cost-to-Income and User-Cost-to-Rent Ratios,” Unpublished manuscript, (2022) (Stockholm School of Economics).
- Van-Hoenselaar Frank, Cournède Boris, De Pace Federica, and Ziemann Volker, “Mortgage finance across OECD countries,” OECD Economics Department Working Papers, (2021) (Paris, OECD).
- Verbrugge, Randal, Alan Dorfman, William Johnson, Fred Marsh III, Robert Poole, and Owen Shoemaker, “Determinants of Differential Rent Changes: Mean Reversion versus the Usual Suspects,” *Real Estate Economics*, 45 (2017), 591–627.
- Yakhin, Yossi, and Inon Gamrasni, “The Housing Market in Israel: Long-Run Equilibrium and Short-Run Dynamics,” Discussion Paper Series, (2021) (Bank of Israel Research Department).

נספח

8. הוכחת טענה 1

אנו מתחילים במלווים ומנסחים מחדש את עקומת פיליפס עבור מחירי השכירות (ראו משוואה (6) בסעיף 4.2):

$$\frac{p_t^m}{r_t} = \frac{\eta_r - 1}{\eta_r} + \frac{\theta}{\eta_r} \pi_t^{rent} (\pi_t^{rent} - (\pi^{rent})^{1-\phi} (\pi_{t-1}^{rent})^\phi) - sdf_{t,t+1}^r \frac{\theta}{\eta_r} \pi_{t+1}^{rent} \frac{Y_{t+1}^{rent}}{Y_t^{rent}} (\pi_{t+1}^{rent} - (\pi^{rent})^{1-\phi} (\pi_t^{rent})^\phi)$$

במצב עמיד אנו מקבלים:

$$r = \mathcal{F} p^m,$$

כאשר $\mathcal{F} = \frac{\eta_r}{\eta_r - 1}$ הוא מרווח.

מהתנאי מסדר ראשון של המלווים (סעיף 4.1.2)

$$\frac{h_o}{h_r} = \left(\frac{1-\gamma}{\gamma} \left[\frac{q}{r} - sdf \frac{q}{r} \right] \right)^{-\varepsilon}$$

לאחר הצבה של $r = \mathcal{F} p^m$, נקבל:

$$\frac{h_{o,t}}{h_{r,t}} = \left(\frac{1-\gamma}{\gamma} \frac{1}{\mathcal{F}} \left[\frac{q}{p^m} - sdf \frac{q}{p^m} \right] \right)^{-\varepsilon}$$

מתוך פרק 4.1.2, יש לנו:

$$\frac{q}{p^m} - sdf \frac{q}{p^m} = 1$$

כתוצאה מכך, במצב עמיד, היחס בין בעלות לשכירות עבור המלווים תלוי באופן בלעדי בהעדפות הבסיסיות ובמרווח השורר בשוק השכירות.

$$\frac{h_{o,t}}{h_{r,t}} = \frac{h_o}{h_r} = \left(\frac{\gamma}{1-\gamma} \mathcal{F} \right)^\varepsilon.$$

בשלב הבא, אנו פונים לעסוק ביחס בעלות-שכירות עבור הלווים. מהמשוואה השנייה והשלישית בסעיף 4.1.1, אנו גוזרים את יחס הבעלות-שכירות של הלווים במצב עמיד (ראו בנספח הטכני פרטים על החישוב):

$$\frac{h'_o}{h'_r} = \left[\frac{1 - \gamma' q}{\gamma' r} \theta \right]^{-\varepsilon},$$

כאשר

$$\theta = 1 - \beta' + \text{LTV}(\beta' - \beta' \kappa - 1) \frac{\mu'}{\lambda'},$$

$$\text{ו-} \frac{q}{r} = \frac{\frac{\eta_r - 1}{\eta_r}}{1 - \beta}. \text{ מייצג יחס מחירי דירות למחירי שכירות במצב עמיד.}$$

$$\frac{\mu'}{\lambda'} = \frac{1 - \beta' R^L}{1 - \beta'(1 - \kappa)(1 - \Upsilon)} \text{ מייצג את יחס מכפיל לגראנז' במצב עמיד הקשור ללווים.}$$

לפיכך:

$$\frac{h'_o}{h'_r} = \left[\left(\frac{1 - \gamma'}{\gamma'} \right) \left(\frac{\frac{\eta_r - 1}{\eta_r}}{1 - \beta} \right) \left\{ 1 - \beta' + \text{LTV}(\beta' - \beta' \kappa - 1) \frac{1 - \beta' R^L}{1 - \beta'(1 - \kappa)(1 - \Upsilon)} \right\} \right]^{-\varepsilon}$$

לאחר גזירה לפי LTV נקבל: (כל הביטויים בסוגריים אינם תלויים ב-LTV)

$$\frac{\partial \left(\frac{h'_0}{h'_r} \right)}{\partial LTV} = \frac{-\varepsilon \left(\frac{1-\gamma'}{\gamma'} \right) \left(\frac{\eta_r-1}{1-\beta} \right) (\beta' - \beta' \kappa - 1) \frac{1 - \beta'^{R^L}}{1 - \beta'(1-\kappa)(1-\Upsilon)}}{\left[\left(\frac{1-\gamma'}{\gamma'} \right) \left(\frac{\eta_r-1}{1-\beta} \right) \left\{ 1 - \beta' + LTV(\beta' - \beta' \kappa - 1) \frac{1 - \beta'^{R^L}}{1 - \beta'(1-\kappa)(1-\Upsilon)} \right\} \right]^{1+\varepsilon}}$$

אפשר לראות כי ש- $\frac{\partial \left(\frac{h'_0}{h'_r} \right)}{\partial LTV} > 0$, מכיוון שכל הרכיבים בביטוי הם חיוביים, חוץ מ- $\beta' - \beta' \kappa - 1 < 0$, והסימן השלילי של $-\varepsilon$ במונה. מכיוון שהמכפלה שלהם היא חיובית, סך הביטוי הוא חיובי.

9. מבחני עמידות

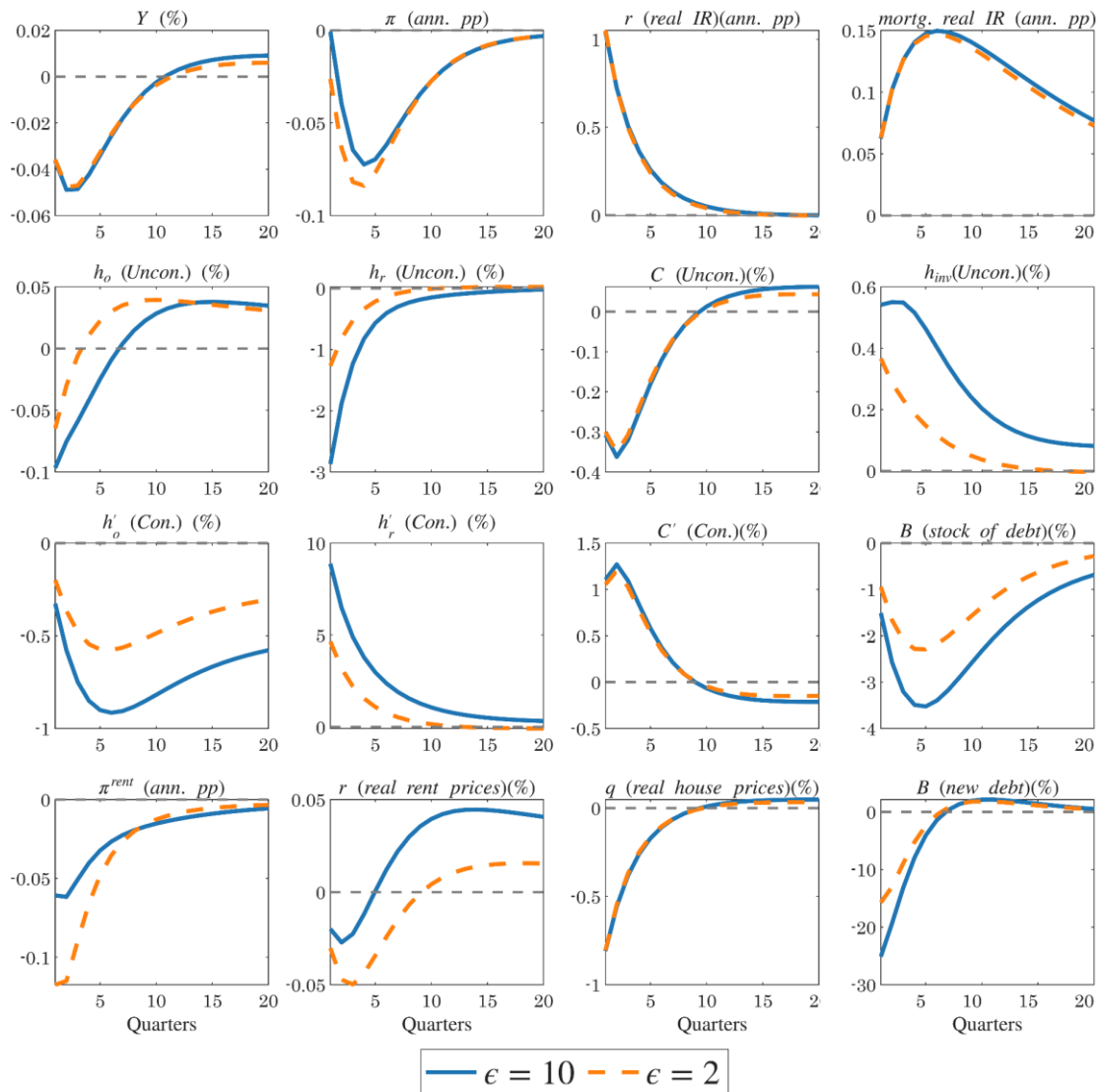
9.1 שינוי גמישות התחלופה בין בעלות על דירה לשכירות

בסימולציות הבאות, אנו מפחיתים את גמישות התחלופה בין בעלות על דירה לשכירות מ- $\varepsilon = 10$ ל- $\varepsilon = 2$. אנו שומרים על היחס בין בעלות לשכירות, $\frac{h_0}{h_r}$, הן עבור המלווים והן עבור הלווים כפי שראינו בנתונים, על ידי התאמה מתאימה של שיעור הבעלות בהעדפות לדיר, γ ו- γ' ¹⁷.

באור 1.א, אנו מראים את ההשפעה של גמישות נמוכה יותר של תחלופה בין-תקופתית (EIS) על התגובה לזעזוע במדיניות המוניטרית (MP). כצפוי, עבור הלווים, השינוי העיקרי הוא שהביטוי האמצעי, השפעת התחלופה – נעלם. הירידה המתקבלת בשכירות, עם זאת, נראית בלתי סבירה ומנוגדת לממצאים אמפיריים קודמים עבור ישראל (לדוגמה, Yakhin and Gamrasni, 2021), מה שתומך בכיול הבסיסי שלנו של EIS.

¹⁷ קיבלנו $\gamma = 0.671$ ו- $\gamma' = 0.694$ המתאימים ל- $\frac{h_0}{h_r} = 6$ ו- $\frac{h'_0}{h'_r} = 1.6$ בהתאמה.

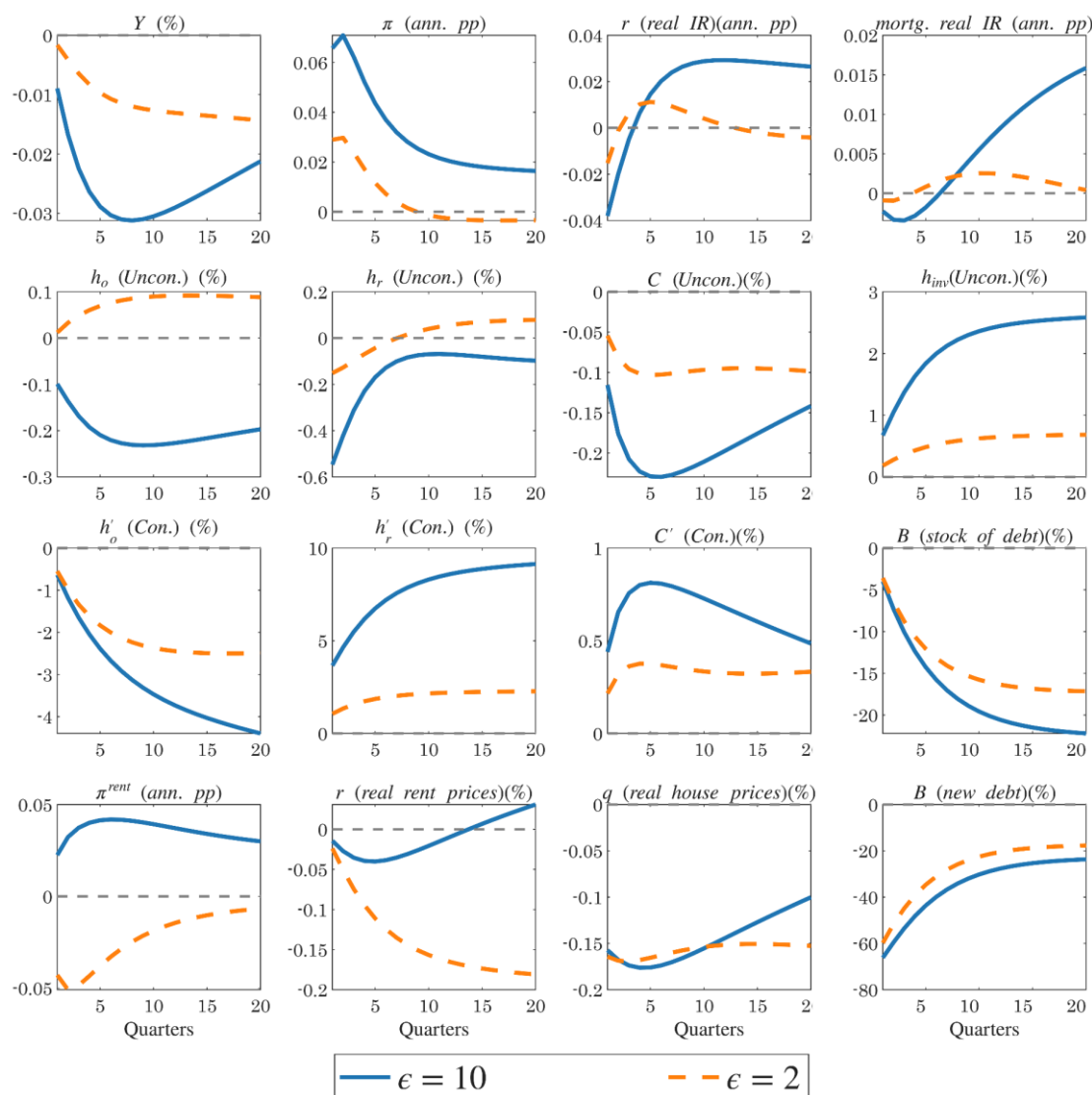
איור א.1 | תגובה לזעזוע של 1 נקודת אחוז במדיניות המוניטרית, עבור $\epsilon = 10$ (קו כחול) ועבור $\epsilon = 2$ (קו כתום)



הערות: המשתנים מבוססים כסטיות מערכי מצב עמיד וכוללים: תוצר, אינפלציה, שיעור ריבית ריאלי חסר סיכון, שיעור ריבית ריאלי על משכנתאות, בעלות דירה על ידי משקי בית לא מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית לא מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית לא מוגבלים, השקעה בנכסי דיור, בעלות דירה על ידי משקי בית מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית מוגבלים, מלאי החוב, אינפלציה במחירי השכירות, אינפלציה בשכירות הריאלית, מחירי הדיור הריאליים וחוב חדש. צירי ה-y מייצגים את אחוז הסטייה של כל משתנה מהמצב העמיד שלו במונחים שנתיים, למעט האינפלציה ושיעורי הריבית, המוצגים כסטיות של נקודות אחוז.

אנו פונים כעת לזעזוע ב-LTV המוצג באיור א.2. כאשר גמישות התחלופה התוך-תקופתית (EIS) נמוכה יותר, הלווים עדיין נעים לכיוון שכירות, אך אפקט התחלופה חלש יותר משמעותית. כתוצאה מכך, הגידול בביקוש לשכירות קטן הרבה יותר ואינו מספיק כדי לקזז את הירידה בבעלות על דירות. הדבר מוביל לירידה בולטת יותר בביקוש לדירות בהשוואה לתרחיש שבו ה-EIS גבוה יותר. כתוצאה מכך, הגידול בהשקעה חלש יותר במובהק בהשוואה למקרה הייחוס.

איור 2.א | תגובה לזעזוע של 10 נקודת אחוז ב-LTV, עבור $\varepsilon = 10$ (קו כחול) ועבור $\varepsilon = 2$ (קו כתום)



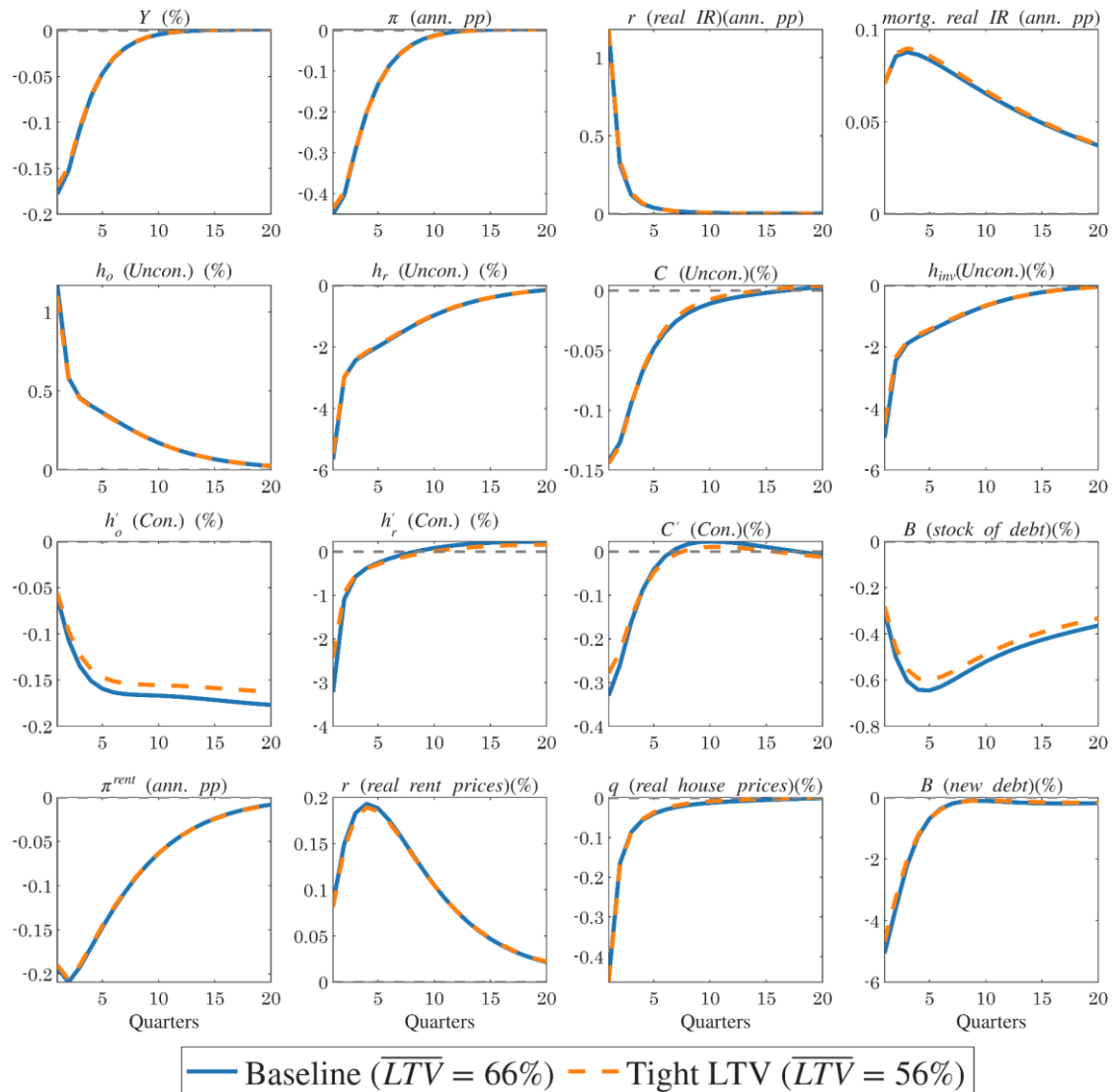
הערות: המשתנים מבוססים כסטיות מערכי מצב עמיד וכוללים: תוצר, אינפלציה, שיעור ריבית ריאלי חסר סיכון, שיעור ריבית ריאלי על משכנתאות, בעלות דירה על ידי משקי בית לא מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית לא מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית לא מוגבלים, השקעה בנכסי דיור, בעלות דירה על ידי משקי בית מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית מוגבלים, מלאי החוב, אינפלציה במחירי השכירות, אינפלציה בשכירות הריאלית, מחירי הדיור הריאליים וחוב חדש. צירי ה- γ מייצגים את אחוז הסטייה של כל משתנה מהמצב העמיד שלו במונחים שנתיים, למעט האינפלציה ושיעורי הריבית, המוצגים כסטיות של נקודות אחוז.

10. פונקציית תגובה דינמית בתנאי היעדר הפנמה

אנו בוחנים את פונקציות התגובות הדינמיות (IRF) לזעזוע במדיניות המוניטרית בהנחה שהלווים לא מפנימים את השפעת ההלוואה הנוספת על שיעור הריבית האפקטיבי החל על כלל מלאי האשראי, R_t^L . איור 3.א מדווח על IRF בתנאים של ריבית קבועה על המשכנתאות עבור יחסי LTV שונים. איור

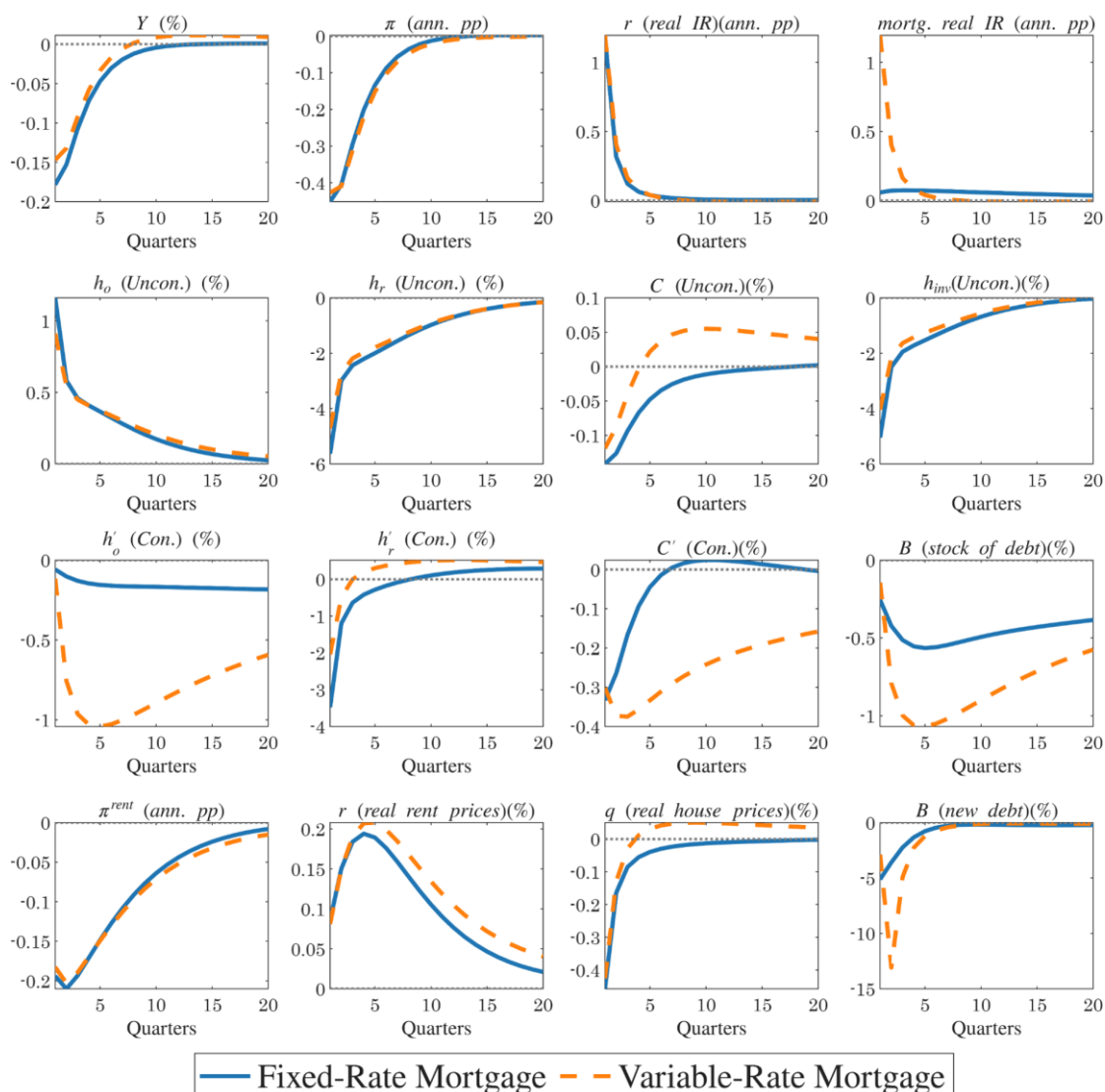
4. בהמשך, משווה את ה-IRF לזעזוע מוניטרי במטרים של ריבית קבועה לעומת ריבית משתנה על המשכנתאות.

איור 3. | תגובה לזעזוע של 1 נקודת אחוז במדיניות המוניטרית, תחת תקרת LTV בסיסית של 66% (קו כחול) ותחת תקרת LTV הדוקה יותר של 56% (קו מקווקו כתום), שתיהן תחת משכנתאות בריבית קבועה



הערות: המשתנים מבוססים על מודל מערכי מצב עמיד וכוללים: תוצר, אינפלציה, שיעור ריבית ריאלי חסר סיכון, שיעור ריבית ריאלי על משכנתאות, בעלות דירה על ידי משקי בית לא מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית לא מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית לא מוגבלים, השקעה בנכסי דיור, בעלות דירה על ידי משקי בית מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית מוגבלים, מלאי החוב, אינפלציה במחירי השכירות, אינפלציה בשכירות הריאלית, מחירי הדיור הריאליים וחוב חדש. צירי ה- y מייצגים את אחוז הסטייה של כל משתנה מהמצב העמיד שלו במונחים שנתיים, למעט האינפלציה ושיעורי הריבית, המוצגים כסטיית של נקודות אחוז.

איור 4.א | תגובה לזעזוע של 1 נקודת אחוז במדיניות המוניטרית בתנאים של משכנתאות בריבית קבועה (קו כחול) ובתנאים של משכנתאות בריבית משתנה (קו מקווקו כתום)



הערות: המשתנים מבוססים על מודל מערכי מצב עמיד וכוללים: תוצר, אינפלציה, שיעור ריבית ריאלי חסר סיכון, שיעור ריבית ריאלי על משכנתאות, בעלות דירה על ידי משקי בית לא מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית לא מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית לא מוגבלים, השקעה בנכסי דיור, בעלות דירה על ידי משקי בית מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית מוגבלים, מלאי החוב, אינפלציה במחירי השכירות, אינפלציה בשכירות הריאלית, מחירי הדיור הריאליים וחוב חדש. צירי ה-y מייצגים את אחוז הסטייה של כל משתנה מהמצב העמיד שלו במונחים שנתיים, למעט האינפלציה ושיעורי הריבית, המוצגים כסטיית של נקודות אחוז.