בנק ישראל
חטיבת המחקר

סקר בנק ישראל
94

ירושלים, אלול התשפ"ו – ספטמבר 2026

עורך: עדי ברנדר – בנק ישראל

סדר: STUDIOB בנק ישראל

- סקר בנק ישראל נועד לשמש במה לחקר כלכלת ישראל. עיקרו מחקרים של כלכלני בנק ישראל, אך הוא פתוח גם לחוקרים אחרים בתחום.
- המערכת מעדיפה מאמרים אמפיריים על סוגיות כלכליות בישראל, אך היא מקבלת גם מאמרים תיאורטיים בעלי זיקה הדוקה למשק הישראלי.
- העורכים מסתייעים בחוות דעת מקצועית של שופטים (referees) שהם ממנים.
- המסקנות והדעות המתפרסמות במאמרים חתומים אינן מחייבות את בנק ישראל.
- הכתובת לפניות ולמשלוח כתבי יד: אילנית שרון, מזכירת המערכת של סקר בנק ישראל, קריית בן גוריון, ת"ד 780, ירושלים 91007. ilanit.sharon@boi.org.il

©
זכויות היוצרים בפרסום זה שמורות לבנק ישראל,
הרוצים לצטט רשאים לעשות כן בתנאי שיציינו את המקור.
מספר קטלוגי: 103042
ISSN 0552-2761
http://www.boi.org.il

הפקה: בנק ישראל, ירושלים, יחידת הפרסומים STUDIOB וחטיבת המחקר
הדפסה: גרפוס פרינט בע"מ, ירושלים

התוכן

נעם זונטג

הסכם השכר של הרופאים בישראל 2011
בחינת אפקטיביות התמריצים לעידוד מעבר רופאים לפריפריה 1

קובי ברוידא, יואב פרידמן

השפעת הרפורמות במערכת הפנסיה על שיעור החיסכון בישראל, 2006 – 2019 49

אסנת זהר

הרכיב המקומי של שער החליפין: עד כמה חרג השקל מהתנאים הגלובליים? 105

אלכס אילק, יעקב חן ציון, נמרוד כהן

הערכת השפעתן של מדיניות מוניטרית ומקרו-יציבותית על שוק הדיור בישראל
ניתוח באמצעות מודל DSGE 137

מישל סטרבצ'ינסקי

קריאת הדורות הבאים: החוב הממשלתי לאחר ה-7 באוקטובר 2023 185

הסכם השכר של הרופאים בישראל 2011 – בחינת אפקטיביות התמריצים לעידוד מעבר רופאים לפריפריה[1]

נעם זונטג[2]

תקציר

על רקע המחסור ברופאים באזורים פריפריאליים בישראל, הסכם השכר שנחתם עם הרופאים ב-2011 כלל תמריצים ניכרים לעידוד מעבר של רופאים לאזורים אלה. המחקר בוחן את מידת האפקטיביות של תמריצים אלו הן על כלל הרופאים והן על קבוצות רופאים ספציפיות, למשל, קבוצות רופאים שנחשבות כבעלות הכשרה איכותית יותר: בוגרי פקולטות ישראליות ובעלי הישגים גבוהים בבחינה הפסיכומטרית. המחקר עושה שימוש במתודולוגית הפרש ההפרשים (Diff-in-Diffs), כאשר, אסטרטגיית הזיהוי מתבססת על פערים במידת החשיפה לתמריצי ההסכם בין רופאים מתחומי התמחות שונים. ממצאי המחקר אינם מצביעים על השפעה של התמריצים הכלכליים שניתנו בהסכם על ההסתברות למגורי רופאים מומחים בפריפריה, אך הם מצביעים על חשיבות הלימודים או המגורים של הרופאים בפריפריה טרם בחירתם לעבוד באזורים אלה. מאחר ולא נמצאה השפעה גם עבור קבוצות רופאים הנחשבות כבעלות הכשרה איכותית יותר, נראה כי התמריצים לא השפיעו גם על האיכות הממוצעת של הרופאים באזורי הפריפריה. כמו כן, המאמר כולל ניתוח תיאורי לבחינת מידת האפקטיביות של התמריצים שנתנו במסגרת הסכם השכר לעידוד ההתמחות בתחומים במצוקה בהם חסרים רופאים. תמריצים אלה נמצאו כבעלי אפקטיביות נמוכה.

1. הקדמה

באוגוסט 2011, לאחר שביתה ממושכת של ארבעה וחצי חודשים, נחתם הסכם שכר עם ההסתדרות הרפואית. אחד היעדים העיקריים של הסכם זה היה עידוד מעבר של רופאים לפריפריה. מחקר זה בוחן האם ובאיזו מידה סייעו תמריצים אלה להגדלת מספר הרופאים האיכותיים בפריפריה. כדי לענות על שאלה זו הניתוח בוחן את ההסתברות שרופא יגור באזור פריפריאלי שנה לאחר שסיים את התמחותו, והאם הסתברות זו השתנתה בתקופה שלאחר החתימה על הסכם השכר האמור. המיקוד בנקודת זמן זו (שנה לאחר סיום ההתמחות) נועד לבחון את ההשפעה ארוכת הטווח של התמריצים, לאחר שהרופאים כבר סיימו את התמחותם. בשלב מתקדם זה הרופא כבר השתלב בתעסוקה כרופא מומחה, וכפי שיורחב בפרק המתודולוגיה, מקום מגוריו משקף במידה רבה את מקום מגוריו בטווח הארוך. המחקר מבוסס על מתודולוגיית הפרש ההפרשים (Diff-in-Diffs), כאשר, הזיהוי האקונומטרי מבוסס על ההבדלים בהשפעתם של התמריצים שניתנו בהסכם השכר על רופאים מומחים מתחומי התמחות שונים. התמריצים שניתנו לשם עידוד רופאים לעבוד בפריפריה התמקדו

[1] נעם זונטג – בנק ישראל, חטיבת המחקר, דוא"ל: Noam.Zontag@boi.org.il

[2] תודה לאלון אייזנברג, איל ארגוב, ספי בכר, שולי ברמלי גרינברג, נעמי האוזמן, נעם זוסמן, יואב פרידמן ותמר רמות-ניסקה על ההערות והעצות המועילות במהלך העבודה. תודה לעובדי תחום הנגשת מידע למחקר בלמ"ס על הכנת הנתונים והנגשתם בחדר המחקר. תודה לאיילת גרינבאום אריזון, רייצ'ל ברנר שלם ואלכסיי בלינסקי ממשרד הבריאות על הסיוע בהנגשת הנתונים והעצות המועילות. לכל אורך המאמר הזכרת הרופאים בלשון זכר מתייחסת גם לרופאות.

בעיקר ברופאים העובדים בבתי חולים, ולא ברופאים שעובדים במקומות עבודה אחרים (למשל בקופות החולים). מיקוד זה יצר פערים במידת החשיפה לתמריצים בין תחומי התמחות שהמומחים בהם נוטים יותר לתעסוקה בבתי חולים (למשל, רופאים מרדימים) לבין תחומים שהמומחים בהם נוטים יותר לתעסוקה בקופות החולים (למשל רופאי משפחה).

ממצאי המחקר מעלים שעל אף התמריצים הנדיבים שנתנו בהסכם השכר השפעתם הכוללת לא הביאה להגדלה משמעותית במספר הרופאים המומחים בפריפריה. בכל האמידות שבוצעו לא נמצא קשר סיבתי או מתאם חיובי מובהק בין קבלת הרישיון לאחר ההסכם לבין ההסתברות לעבוד בפריפריה כרופאים מומחים. לעומת זאת, ממצאי המחקר מצביעים על ההשפעה הרבה שיש לחשיפת הרופא לפריפריה טרם עבודתו על בחירתו לעבוד בה. חשיפת הרופאים לפריפריה נבחנה גם על בסיס מקום המגורים של הרופא לפני תקופת לימודיו (שהוא במקרים רבים גם האזור שבו הרופא גדל) וגם על בסיס המקום שבו למד רפואה, ואם פקולטה זו נמצאת בפריפריה של ישראל.

המחקר מחדש ביחס לספרות הקיימת על נושא זה במספר מובנים. ראשית, הוא מבוסס על קובץ נתונים עשיר וייחודי, הכולל נתונים מנהליים על כלל הרופאים בישראל, המתמחים והמומחים, מהתקופה שקדמה לחתימת ההסכם ב-2011 ועד לערב החתימה על ההסכם הבא (2024). קובץ ייחודי זה מאפשר לנתח באופן מעמיק ולאורך זמן את התמורות המרכזיות שהיו בתעסוקת הרופאים מאז הסכם השכר של 2011. שנית, השימוש בשיטת הפרש ההפרשים (Diff-in-Diffs), מאפשר לזהות האם קיימים קשרים סיבתיים בין התמריצים שניתנו בהסכם השכר לבין מגורי הרופאים המומחים בפריפריה. שלישית, ההשפעה של התמריצים על מגורי הרופאים המומחים נבחנת בטווח הארוך, כלומר לאחר סיום התמחותם (ולא רק בתקופת ההתמחות). כפי שיפורט בהמשך המאמר (בפרק המתודולוגיה), מקום מגוריהם של הרופאים בשלב מתקדם זה משקף במידה רבה את מקום מגוריהם בטווח הארוך. רביעית, בנוסף לניתוח המרכזי, המחקר בוחן באופן ממוקד את השפעת התמריצים על קבוצות רופאים הנחשבים כבעלי יכולות גבוהות וככאלה שעברו הכשרה איכותית, כגון בוגרי פקולטות ישראליות ורופאים בעלי הישגים גבוהים בבחינה הפסיכומטרית. לניתוח זה חשיבות רבה משום שהפערים בין המרכז לפריפריה אינם מתבטאים רק במספרם של הרופאים אלא גם באיכות המקצועית הממוצעת שלהם (על פי נתונים נצפים); כך עולה, למשל, מהשיעור הגבוה של רופאים אשר למדו בפקולטות שלא אושרו במסגרת "רפורמת יציב" המועסקים בבתי החולים בפריפריה (דוידוביץ ואחרים, 2023, דו"ח בנק ישראל, 2025). לבסוף, על רקע ספרות המחקר העולמית, המחקר בוחן את הקשר שבין לימודי רפואה בפקולטה הנמצאת בפריפריה של ישראל (אוניברסיטת בן גוריון בנגב והפקולטה לרפואה בצפת) לבין ההסתברות שהרופא ימשיך לגור ולעבוד באזורים פריפריאליים גם לאחר סיום התמחותו. קשר זה נבחן לראשונה בישראל במחקר זה.

המשך המאמר בנוי כלהלן: פרק 2 סוקר את תהליך הכשרתם של הרופאים בישראל, משמעויותיו הרחבות של הסכם השכר שנחתם עם הרופאים ב-2011 וסוגיות מרכזיות נוספות בתעסוקת הרופאים בישראל. פרק 3, סוקר את הספרות המחקרית הרלבנטית למחקר זה. פרק 4, סוקר את קובצי הנתונים שעליהם מבוסס המחקר. פרק 5 מציג ניתוח תיאורי העוסק בתמריצים שנתנו בהסכם השכר של הרופאים שנחתם ב-2011 לטובת עידוד מעבר רופאים לפריפריה ולהתמחות בהתמחויות במצוקה. פרק 6 מציג את המתודולוגיה שעמדה בבסיס הניתוח האמפירי במחקר, פרק 7 סוקר את התוצאות והממצאים ופרק 8 דן בממצאים אלה.

2. מבוא

1.א – מסלול ההכשרה של הרופאים

מסלול ההכשרה של הרופאים ארוך ותובעני. השלב הראשון בתהליך כולל לימודי רפואה באחת מהפקולטות לרפואה בישראל או בחו"ל. רף הקבלה לרפואה בכלל הפקולטות בישראל גבוה מאד ועל כן, חלק מהמועמדים שהיו מעוניינים בלימודי הרפואה אינם עומדים בו ונאלצים להחליט האם ללמוד תחום לימודים אחר או לנסוע ללימודי רפואה בפקולטה בחו"ל. תנאי הקבלה ללימודי רפואה בחו"ל משתנים מאד מפקולטה לפקולטה, אולם, בחלק ניכר מהפקולטות בחו"ל, הרף נמוך משמעותית מזה הנהוג בישראל.[3] ככלל, מי שעומדים ברף הקבלה הגבוה בישראל נוטים ללמוד בישראל.

ללימודי רפואה בישראל שני מסלולים עיקריים: המסלול הראשון אורך 6 שנים שבמהלכן לומדים הסטודנטים לתואר ראשון ושני ברפואה. מקובל לראות במסלול זה כ"מסלול הרגיל". המסלול השני הוא מסלול 4 שנתי והוא מיועד לבעלי תואר ראשון, בדרך כלל, בתחומים שקרובים לתחום הרפואה (סיעוד, ביולוגיה וכולי) אך לא בהכרח. הקבלה למסלול זה מבוססת בעיקרה על ההישגים בתואר הראשון.

לאחר השלמת הלימודים האקדמיים, נדרשים הסטודנטים להשתלם בשנת סטאז' באחד מבתי החולים בישראל, שלאחריה, בכפוף למעבר בחינות הרישיון, מקבלים הסטודנטים את הרישיון לעסוק ברפואה. הרישיון מאפשר לרופאים לעבוד כרופאים כלליים ולבצע מגוון פעולות טיפול בתחום הבריאות. אולם, רוב בעלי הרישיון, ממשיכים בשלב זה להתמחות באחד מתחומי ההתמחות. משך תקופת ההתמחות תלוי מאד בתחום ההתמחות ובמשתנים נוספים, אולם, היא אורכת בדרך כלל בין 4 ל-7 שנים. לאחר השלמת שלב זה מוגדרים הרופאים כרופאים מומחים ויכולים לבצע פרוצדורות נוספות בתחום התמחותם. לאחר סיום ההתמחות, חלק לא מבוטל מהרופאים ממשיכים להתמחות נוספת ("התמחות על") לטובת העמקת ההכשרה בתחומים ספציפיים. התמחות העל נמשכת בדרך כלל 1–3 שנים. חלק מסוים מהרופאים ממשיכים אפילו להתמחות שלישית ואף רביעית.

1.ב - הסכם השכר של הרופאים שנחתם ב-2011 : פרטי ההסכם ומשמעויותיו

הסכמי השכר שנחתמים עם הרופאים בישראל הם בעלי חשיבות אסטרטגית לתפקודה של מערכת הבריאות הציבורית וליכולתה לספק שירותי בריאות טובים. הרופאים הם גורם מפתח באספקת שירותי הבריאות ובניהול מערכת הבריאות. הכשרתם ממושכת, ועלותה הציבורית גבוהה. תנאי השכר, הנקבעים בהסכמים, עשויים להשפיע על התמריצים של הרופאים להישאר לעבוד, עם תום הכשרתם, במערכת הבריאות הציבורית. באמצעות ההסכמים המדינה מבקשת לטפל גם בסוגיות הקשורות במגוון, באיכות ובפריסה הגיאוגרפית של שירותי הבריאות. בהתאם לכך הסכמי השכר כוללים תמריצים להקצאת הרופאים בין ההתמחויות ובין האזורים הגיאוגרפיים השונים. מאמר זה מתמקד בהשפעת תמריצים אלה.

[3] ראו בהמשך פרק זה הרחבה על רפורמת יציב

באוגוסט 2011 נחתם הסכם שכר בין המדינה להסתדרות הרפואית. ההסכם עסק בשלל סוגיות ההעסקה: השכר, תמריצים לעידוד התמחויות במצוקה (התמחויות שחסרים בהן רופאים) ותעסוקת רופאים בפריפריה, שעות נוספות, הקצאת תקנים, תנאים סוציאליים, חיוב הרופאים בהחתמת שעוני נוכחות, מימון כנסים והשתלמויות, תגמול על כוננות ועוד.

מלבד תוספות השכר לכלל הרופאים במסגרת ההסכם ניתנו תוספות לקבוצות רופאים מסוימות, במטרה לטפל במחסור השורר בקבוצות אלה (להלן "התוספות הנוספות"). הקבוצה הראשונה היא הרופאים שעובדים בפריפריה, בפרט בבתי החולים. קבוצה זו קיבלה בהסכם השכר שלוש תוספות מרכזיות. המשמעותית ביותר שבהן היא גידול אחוזי של שכר רופאי בתי החולים בפריפריה, כך ששכרם, בהבשלה מלאה, היה גבוה מזה של רופאים בבתי החולים במרכז ב-17% למומחה וב-25% למתמחה.[4] הוחלט גם לתת מענקים חד-פעמיים בסך 300 אלף ש"ח לרופאים שיעברו לגור בפריפריה, וכן לתת עדיפות לבתי החולים בפריפריה בהקצאת תקנים. העדיפות בהקצאת התקנים הובילה לגידול חד יותר של מספר התקנים בבתי החולים בפריפריה ביחס לבתי החולים במרכז. למשל, בשנים 2010—2018, עלה מספר התקנים בבתי החולים במרכז בכ-14% לצד עלייה חדה יותר של כ-25% בבתי החולים בפריפריה. אחוזי האיוש של התקנים היו גבוהים מ-100% במרכז (בתי החולים יכולים לאייש משרות גם מעבר לתקינה) וקרובים ל-100% בבתי החולים בפריפריה (מרקוביץ ואחרים, 2021). בתי החולים הכלליים שהוגדרו כפריפריה על פי ההסכם היו בתי החולים במחוזות הצפון והדרום, ולכן הגדרת הפריפריה במחקר זה מתבססת על שני מחוזות אלה.

קבוצת הרופאים השנייה שזכתה לתוספות נוספות היא הרופאים שבחרו להתמחות ב"מקצוע במצוקה", כלומר בתחומים שסבלו, טרם חתימת ההסכם, ממחסור ברופאים. המקצועות במצוקה שהוגדרו בהסכם השכר הם: רפואה פנימית, גריאטריה, כירורגיה כללית, רפואה דחופה, פתולוגיה, המטו-אונקולוגיה ילדים, שיקום, פסיכיאטריה, פסיכיאטריה של הילד ורפואה גרעינית. נוסף על כך הוגדרו מספר תחומים כמקצועות במצוקה אקוטית: הרדמה, ניאונטולוגיה ומספר תחומים של טיפול נמרץ (כללי, נשימתי, ילדים ולב). התמריצים עבור קבוצה זו התמקדו ברופאים המתמחים, ואלה זכו לתוספת אחוזית (בתקופת ההתמחות). בזכות התוספת, השכר של מתמחים אלה, בהבשלה מלאה, היה גבוה ב-37% מזה של המתמחים בתחומים שאינם במצוקה (לפני ההסכם הפרש השכר עמד על 15%.) כן הקנה ההסכם לרופאים אלה תוספת שקלית שבין 400 ש"ח ל-1,200 ש"ח לחודש בהתאם למידת המחסור בתחום ולשלב שבו נמצא הרופא (מתמחה או מומחה). הוחלט גם על מענק חד-פעמי בסך 300 אלף ש"ח לרופאים שהחלו להתמחות בתחומים אלה. רופא שבחר להתמחות בתחומים אלה בבית חולים בפריפריה (שילוב של שתי הקבוצות שזכו לתוספות) קיבל מענק בסך 500 אלף ש"ח.[5]

אף שתקופת המענקים החד-פעמיים לרופאים בבתי החולים בפריפריה ובהתמחויות במצוקה הוגדרה מראש לשנים 2011—2019, בפועל, ניתן לחלק את התקופה שבה ניתנו מענקים אלה לשתיים. בשנים 2011–2014 ניתנו המענקים על פי קריטריונים קבועים בסכומים האמורים שנקבעו

[4] התוספת מחושבת ביחס לשכר המשולם לרופא שנתוניו דומים העובד בבית חולים במרכז הארץ.

[5] תוספות השכר לרופאים בבתי החולים בפריפריה ובתחומי ההתמחות במצוקה מפורטות בדוח של אגף השכר והסכמי העבודה במשרד האוצר (מרקוביץ' ואסיף, 2021).

בהסכם. לעומת זאת, בשנים 2015–2019, המשיכה המדינה לתת מענקים, אולם אלא שונו משנה לשנה בהתייעצות עם מנהלי בתי החולים, בניסיון להגביר את האפקטיביות שלהם (בלנק, 2024).

ג.1 - סוגיות מרכזיות בתעסוקת רופאים בישראל מאז החתימה על הסכם שכר 2011

הסעיפים הבאים מציגים את תנאי הרקע וההתפתחויות העיקריות בשוק העבודה של הרופאים בישראל מאז הסכם השכר שנחתם עמם ב-2011.

"רפורמת יציב" (2019) - הסדרת תנאי ההכרה בלימודי רפואה בחו"ל

רוב הרופאים שקיבלו בעשורים האחרונים רישיון לעסוק ברפואה בישראל הוכשרו בחו"ל. בדוח של ה-OECD צוין שבשנת 2020 58% מהרופאים שהועסקו בישראל הוכשרו מחוץ לגבולותיה (OECD, 2023) – שיעור זה גבוה באופן חריג בהשוואה בין-לאומית. קבוצה זו כוללת עולים חדשים שעלו לאחר סיום לימודיהם וישראלים שנסעו ללמוד רפואה בחו"ל. כמו כן, מקצוע הרפואה חריג מבחינה זו בהשוואה למשלחי יד אחרים בישראל. ההכשרה בכל הפקולטות לרפואה בישראל נחשבת לטובה ומותאמת למערכת הבריאות הישראלית, ואילו ברמת ההוראה וההכשרה הקלינית בחו"ל השונות בין הפקולטות רבה: חלקן נחשבות לכאלה המקנות רמת הכשרה נאותה, אך חלק לא מבוטל מהן מאופיינות ברמת הכשרה נמוכה משמעותית מהמקובל בישראל. היה חשש שהתבססות הולכת וגוברת על הכשרת רופאים במוסדות שאיכות ההכשרה בהם נמוכה תפגע בסופו של דבר באיכות שירותי הרפואה בישראל. על רקע חשש זה, בשנת 2019, לאחר בדיקת תוכניות הלימודים ואיכותן במוסדות השונים, הגדיר האגף לרישוי מקצועות רפואיים במשרד הבריאות אילו מבין בתי הספר לרפואה שמחוץ לישראל מספקים הכשרה ברמה נאותה, והחליט לא לאפשר לבוגרי הפקולטות שאינן ברשימה זו לגשת לבחינות הרישוי בישראל.

פערים בין המרכז לפריפריה

כאמור, אחד הנושאים שתומרץ במידה ניכרת בהסכם השכר של 2011 הוא עידוד רופאים מתמחים ומומחים לעבוד בפריפריה, ובפרט בבתי החולים בפריפריה. בישראל יש פערים בין אזורים שונים ביחס שבין מספר הרופאים לבין גודל האוכלוסייה, ובפרט בין המרכז לפריפריה. כאשר מביאים בחשבון גם קריטריונים של איכות ורמת הכשרה (למשל רופאים מומחים או רופאים בוגרי פקולטות ישראליות), הפער בין המרכז לפריפריה מתחדד אף יותר (איור 4). הסיבות להעדפת הרופאים את המרכז על פני הפריפריה קשורות למספר היבטים. התעסוקה בפריפריה לעיתים מוגבלת מבחינת אפשרויות ההתפתחות המקצועית. כך, למשל, הואיל ורוב בתי החולים הגדולים והמרכזיים נמצאים בערים הגדולות, הפרוצדורות הרפואיות המורכבות ביותר מתבצעות בדרך כלל בהם. באופן דומה, התעסוקה בפריפריה עשויה לצמצם את האפשרות לקשרים מקצועיים יומיומיים עם עמיתים רלוונטיים, קשרים החיוניים להתפתחות המקצועית של הרופאים. באופן כללי, התעסוקה בפריפריה נתפסת לעיתים קרובות כפחות יוקרתית. לנושא זה ישנם גם היבטים משפחתיים: בפריפריה הרופאים עשויים להיתקל בקשיים במציאת מסגרות חינוכיות מתאימות לילדיהם ותעסוקה מתאימה לבן או לבת הזוג (גמזו, 2022). סיבה אפשרית נוספת להעדפת הרופאים את המרכז על פני

הפריפריה קשורה למחסור הכללי ברופאים בישראל: המחסור ברופאים מייצר תחרות על הרופאים בין בתי החולים, והיתרונות של בתי החולים במרכז הארץ בהיבטים מקצועיים ואחרים, מאפשרים להם לגייס יותר רופאים, ובפרט רופאים מעולים, מהמלאי המוגבל, על חשבון הפריפריה (בלנק, 2024). ייתכן גם שריכוז האוכלוסייה ובפרט האוכלוסייה המבוססת סביב הערים הגדולות מייצרת פוטנציאל השתכרות גבוה מרפואה פרטית באזורים אלה.

למרות הטיפול הנרחב בסוגיה זו, היא נותרה משמעותית ורלוונטית. פריסה גיאוגרפית הולמת של הרופאים, שתבטיח אספקת שירותי בריאות איכותיים גם במרכז וגם בפריפריה, היא אחד האתגרים המרכזיים של מערכת הבריאות בישראל ובמדינות אחרות (Stockton, 2021). חוסר האחידות בפיזור הגיאוגרפי של הרופאים נחשב לאחד הגורמים לפערים בשירותי הרפואה בין המרכז לפריפריה (בוורס וצ'רניחובסקי, 2014). נושא זה עלה גם בדוח של ה-OECD מיוני 2023, שעסק בסוגיות מרכזיות בהכשרת הרופאים בישראל (OECD, 2023).

התמחויות במצוקה

נושא נוסף שתומרץ, כאמור, בהסכם השכר של 2011 הוא עידוד רופאים לבחור בהתמחויות רפואיות במצוקה, דהיינו התמחויות שחסרים בהן מומחים. עם התחומים במצוקה שהוגדרו בהסכם השכר נמנים: גריאטריה, הרדמה, רפואה פיזיקלית ושיקום, פתולוגיה ותחומים נוספים. המחסור במומחים בתחומי התמחות מסוימים עשוי לנבוע מאטרקטיביות נמוכה שלהם מנקודת מבטם של הרופאים.

באופן כללי, בהתבסס על הספרות המחקרית, בחירת תחום ההתמחות של רופא נקבעת על בסיס ההתאמה בין העדפותיו ורצונותיו לבין מאפייני תחום ההתמחות בעיניו, שאינם בהכרח מאפייניו של תחום ההתמחות עצמו (Weissman et al, 2013 ; Naimer et al.,2018). כפי שעולה מהספרות, אחד השיקולים המרכזיים של רופאים בבחירת תחום התמחותם קשור לתנאי העבודה באותו תחום: למשל, באיזו מידה התעסוקה בתחום מאפשרת לאזן בין העבודה לבין החיים הפרטיים, שיקול שנמצא משמעותי יותר עבור רופאות (Goldacre et al., 2012), גמישות בשעות העבודה (Harris et al., 2005; Nakayasu et al.,2020), הימנעות מתחום שכולל עבודה בשעות לא שגרתיות וריבוי כוננויות (שם) ועוד. קבוצת שיקולים חשובה נוספת קשורה לתוכן העבודה ולתהליך ההכשרה בתחום ההתמחות - למשל הענין והאתגר (Weissman et al., 2013), היוקרה (Harris et al., 2013) ומשך ההכשרה (Thornton & Exposto, 2003). שיקול נוסף שמופיע בספרות קשור לאופי המטופלים בתחום – למשל הימנעות מתחומים הכוללים מתן שירותי בריאות לחולים כרוניים ולקשישים (Hauer et al., 2008). השיקול האחרון שנמצא בספרות, שהינו הרלוונטי ביותר לתמריצים אשר ניתנו בהסכם השכר של 2011, הוא ההכנסה העתידית הצפויה (Harris et al., 2013;Gagne & Leger , 2003 ;Zisk-Rony et al., 2023).[6]

כאמור, הסכם השכר של 2011 כלל תמריצים כספיים משמעותיים, שנועדו לעודד רופאים להתמחות בתחומים שבמצוקה. התמריצים מוקדו בעיקר ברופאים הנמצאים בתקופת התמחותם ופחות ברופאים המומחים. שני מחקרים שבחנו את מידת האפקטיביות של תמריצים אלה הצביעו על

[6] חלק מהמחקרים בפסקה זו מבוססים על נתוני ישראל (Weissman et al, 2013; Naimer et al.,2018 ו-Zisk-Rony et al., 2023)

אפקטיביות נמוכה עד אפסית מבחינת השפעתם על בחירת תחום ההתמחות של הרופאים (אשכנזי ואחרים, 2017; מרקוביץ ואחרים, 2021).

על רקע ממצאים אלה, ועל אף מגמת הגידול שנרשמה בשנים האחרונות במספר הכולל של מסיימי ההתמחות, נראה שנושא זה יהיה רלוונטי גם להסכמי השכר הבאים. הרלוונטיות של הנושא מתחדדת עוד יותר בתקופה זו, משום שחלק מתחומי ההתמחות במצוקה, בפרט התחומים שנמצאים בתחתית התפלגות השכר של הרופאים המומחים, רלוונטיים מאוד להתמודדות של מערכת הבריאות עם השלכות מלחמת "חרבות ברזל" (פסיכיאטריה, רפואה פיזיקלית ושיקום); (איור 2.ב). הסכם השכר שנחתם עם הרופאים בספטמבר 2024 כלל התייחסות לסוגיה זו.[7]

3. סקירת ספרות

ברקע המחקר עומדת השאלה האם ובאיזו מידה נכון לעודד פיזור גיאוגרפי של רופאים. מצד אחד, הימצאותם ותעסוקתם של רופאים בעלי רמת הכשרה טובה באזור גיאוגרפי מסוים נחשבת כתנאי הכרחי (אם כי לא מספיק) להענקת שירותי בריאות איכותיים באותו אזור (Gong et al., 2019, Ono et al.,2014). מנגד, הספרות מצביעה על יתרונות שבריכוז גיאוגרפי של רופאים על מנת לייצר היקף פעילות גדול במקום אחד, מה שמאפשר התמחויות ממוקדות של רופאים (Halm et al., 2002). דיון זה קשור לדיון רחב יותר בנוגע ליתרונות ולחסרונות של האגלומרציה בתחום הבריאות כמו גם בתחומים אחרים.

הספרות המחקרית העולמית העוסקת במידת האפקטיביות של תמריצים כספיים לעידוד מעבר של רופאים לפריפריה ולהישארותם באזורים אלה לאורך זמן מצומצמת, ומסקנותיה אינן חד- משמעיות (Verma et al., 2016; Wilson et al., 2009 ; Buylx, 2010).[8] גם מחקרים ישראלים שבחנו את אפקטיביות התמריצים הכלכליים למשיכת אוכלוסייה חזקה לפריפריה (לאו דווקא רופאים) מצאו מידת אפקטיביות נמוכה לתמריצים אלה (אטקס, 2015 ; פינקלשטיין, 2026).

מחקרים נוספים בחנו היבטים רחבים יותר הקשורים להחלטתם של רופאים אם לעבוד בפריפריה. מחקרים אלה מצאו, שבצד חשיבותו של נושא השכר, משתנים נוספים הקשורים לתעסוקה הם בעלי משקל רב בבחירת מקום העבודה של הרופאים – למשל הגיוון בעבודה, מידת העומס, הגמישות בשעות העבודה ובאפשרות לצאת לימי חופשה, ההתפתחות המקצועית, האתגר האינטלקטואלי ואף האפשרות של בני המשפחה למצוא עבודה ומסגרות חינוכיות (Abbiati et al., 2020; Holte et al., 2015; Li et al., 2014;Yang, 2003).

---

[7] ב-30.09.2024 נחתם הסכם שכר חדש עם הרופאים, שנועד בעיקרו לפצות את הרופאים בגין השנים שבהן התעכבה החתימה על הסכם שכר חדש. ההסכם האחרון לפניו, שנחתם ב-2011, היה רלוונטי עד 2019, כך שההסכם הנוכחי מפצה את הרופאים עבור השנים 2020–2025. כן כולל ההסכם מספר תמריצים ועדכונים הקשורים לתחומי ההתמחות הרלוונטיים במיוחד לטיפול בנפגעי המלחמה ("תוספת משימה לאומית") ולתחומים נוספים. עיקרו של המחקר הנוכחי התנהל טרם החתימה על הסכם שכר זה, וממצאיו הוצגו לגורמי המקצוע הרלוונטיים במהלך המו"מ על ההסכם.

[8] בספרות העולמית הרלוונטית משתמשים במונחים "אזורים כפריים" (rural areas) או "אזורים מרוחקים" (remote areas). לעומת זאת בהתאם לרקע הגיאוגרפי והחברתי של ישראל, מעט המחקרים שעסקו בסוגיה זו בישראל התמקדו בפערים שבין המרכז לפריפריה (למשל אשכנזי ואחרים, 2017).

לעומת זאת, ספרות ענפה יחסית עוסקת בגורמים נוספים המתואמים עם תעסוקת רופאים בפריפריה, ובפרט במידת החשיפה המוקדמת של הרופא לאזורי פריפריה. כך, למשל, שלושה מחקרים שבחנו סוגיה זו באוסטרליה מצאו כי לרופאים שהם או בני זוגם גדלו באזורים כפריים מרוחקים סבירות גבוהה משל האחרים להתמחות ולעבוד באזורים אלה (McGrail et al., 2011; Stagg et al., 2009; Gupta et al., 2014). מחקרים אחרים מצאו מתאם חיובי בין העובדה שרופאים הוכשרו באופן מלא או חלקי באזורים כפריים לבין התמחות או עבודה באזורים אלה (Johnson, Wright, and Foster, 2018; Woloschuk and Tarrant, 2002). מחקר נוסף מצא שהקשר בין לימודי רפואה בפריפריה לבין תעסוקה בפריפריה כרופאים חזק במיוחד דווקא אצל רופאים שגדלו באזורים עירוניים (Chan, 2005).

דוגמה מעניינת נוספת לקשר שבין החשיפה לפריפריה בתהליך ההכשרה לבין התעסוקה בה לאחר מכן היא בתי ספר לרפואה שבהם מופעלות תוכניות מיוחדות להכשרת רופאים לאזורים פריפריאליים. בתי ספר כאלה, הקיימים למשל בארה"ב, ממוקמים לרוב באזורים פריפריאליים, וכוללים תוכנית לימודים המותאמת לשירותי הרפואה באותם אזורים. מחקרים שהתמקדו בפקולטות אלה מצאו שאכן סטודנטים הלומדים בהן נוטים יותר מאחרים לעבוד בפריפריה לאחר סיום הכשרתם כרופאים (Glasser et al., 2008; Rabinowitz et al., 2001). כמו כן, תכנית ה-HPSA (Health Professional Shortage Areas) בארה"ב סימנה אזורים בהם יש מחסור ברופאים ומיקדה באזורים אלה מספר תמריצים לעידוד מעבר רופאים לשם, בין היתר על ידי תמריצים כלכליים. מחקר הראה שהתכנית השפיעה בעיקר על רופאים צעירים ופחות על רופאים בשלבים מתקדמים יותר בקריירה (Khoury et al., 2025).

מספר גופי מחקר ומדיניות בישראל בחנו את מידת האפקטיביות של התמריצים שניתנו בהסכם השכר של 2011 לשם עידוד מעבר רופאים לפריפריה. שני מחקרים של מכון ברוקדייל בחנו סוגיה זו בשני שלבים. המחקר הראשון, שהתפרסם בשנת 2017, התבסס על נתונים מנהליים ועל סקר עמדות, שערך המכון בקרב 1,042 מתמחים, והתמקד בתקופת ההתמחות. המחקר מצא כי בשנים שלאחר הסכם השכר גדל מספר המתמחים בפריפריה בקצב מהיר, במקביל לגידול מתון יותר במרכז, אולם הגידול המהיר בפריפריה יוחס בעיקר לגידול מספר התקנים שעליו הוחלט בהסכם השכר ופחות לתמריצים הכספיים. בהתבסס על נתוני הרקע של המתמחים בפריפריה העריכו החוקרים כי רוב המתמחים שקיבלו את ההטבות אשר ניתנו להתמחות בפריפריה היו מגיעים לפריפריה גם ללא הטבות אלה, כך שמידת האפקטיביות של התמריצים הכספיים הייתה נמוכה. כמו כן מצא המחקר עלייה קטנה בלבד בשיעור הרופאים שבחרו להתמחות בתחום התמחות אשר הוגדר בהסכם השכר כתחום במצוקה. הערכת החוקרים בעניין זה היא שלתמריצים הייתה השפעה קטנה בלבד, אם בכלל, על בחירת תחום ההתמחות של הרופא (אשכנזי ואחרים, 2017).

המחקר השני של מכון ברוקדייל התפרסם מספר שנים מאוחר יותר (ב-2022) והתבסס על סקר של 346 מומחים צעירים לאחר סיום התמחותם (סמואל ואחרים, 2022). המחקר התמקד בהשפעת התמריצים על הישארות רופאים מומחים בפריפריה לאחר סיום התמחותם. ממצאי המחקר מדגישים את מרכזיות משתני הרקע של חשיפת הרופא לפריפריה טרם עבודתו (הורים שגרים בפריפריה, סטאז' בפריפריה ובעיקר התמחות בה). כן נמצא כי שיעורי ההישארות בפריפריה לאחר

סיום ההתמחות בקרב מי שהתמחו בפריפריה היו נמוכים משיעורי ההישארות במרכז בקרב רופאים שהתמחו במרכז.

מחקר שפרסם האגף לשכר ולהסכמי עבודה במשרד האוצר (מרקוביץ ואחרים, 2021) התמקד בהשפעת התמריצים שניתנו בהסכם השכר של 2011 על בחירת רופאים את מקום התמחותם. המחקר התבסס על נתוני המתמחים מבתי החולים הממשלתיים ובתי החולים שבבעלות קופ"ח כללית. ממצאיו הצביעו על גידול של 7%-8% בהסתברות שרופא יתמחה בפריפריה בשנות ההסכם הראשונות (2011—2014). המחקר מצא גם חוסר יעילות בתמריצים אלה, בשל עלותם התקציבית הגבוהה (1.5–1.8 מיליון ש"ח בממוצע למעבר של רופא אחד לפריפריה). אשר לבחירה בתחומי התמחות במצוקה – המחקר לא מצא שתמריצי השכר היו מתואמים עם גידול של ההסתברות שרופא יבחר במקצוע במצוקה.

מחקר נוסף, שהתפרסם לאחרונה, התבסס על סקר עמדות של סטודנטים ישראלים לרפואה בשנת לימודיהם האחרונה. הסקר כלל שאלות לגבי העדפת מקום ההתמחות (מבחינה גיאוגרפית) ובאיזו מידה עשויים תמריצים שונים להשפיע על בחירת התמחות בפריפריה. על פי ממצאי המחקר התמריצים שנמצאו כאפקטיביים ביותר היו מלגות להכשרות ולהתמחויות על בחו"ל, מענקים כספיים והפחתת שעות הכוננות (Fried et al., 2024).

על רקע הספרות המחקרית בנושא, בודק המחקר הנוכחי האם ובאיזו מידה התמריצים הנדיבים שניתנו בהסכם השכר של הרופאים (2011) בישראל לעידוד מעבר רופאים לפריפריה הביאו לגידול ההסתברות שהרופאים המומחים יגורו באזורים פריפריאליים. כאמור, הספרות האמפירית שנכתבה עד כה בנושא זה מצומצמת וטרם הובילה לממצאים אחידים. הספרות הקיימת מבוססת בחלקה הגדול על מקרי בוחן נקודתיים או סקרי עמדות ועל שימוש במתודולוגיות שאינן מאפשרות זיהוי קשרים סיבתיים. המחקר הנוכחי לאומת זאת, מבוסס על קובץ נתונים אדמיניסטרטיביים מפורטים של כלל הרופאים בישראל ועל שימוש במתודולוגיית הפרש ההפרשים המאפשרת זיהוי של קשרים סיבתיים.

כמו כן, הספרות הקיימת מתמקדת במדינות גדולות בשטחן (למשל, ארה"ב ואוסטרליה) ובאזורים כפריים המרוחקים מאד מהמרכזים האורבניים. ישראל לאומת זאת, היא מדינה קטנה בשטחה שבה מרחקי הנסיעה בין האזורים הכפריים הפריפריאליים לבין המרכזים האורבניים אינו כה גדול. מבחינה זו, ייתכן שהשפעתם של התמריצים הכלכליים תיהיה שונה במקרה הישראלי. כמו כן, המחקר הנוכחי בוחן בנוסף למימד הכמותי גם את המימד האיכותי של השפעת התמריצים שלא בא לידי ביטוי בספרות עד כה. בחינה זו מתבצעת על ידי ניתוחים הממוקדים בקבוצות רופאים בעלי יכולות והכשרה טובים (בוגרי פקולטות ישראליות ובעלי הישגים גבוהים בבחינה הפסיכומטרית). בכך, המחקר הנוכחי אינו רק מאשש או מפריך את יעילות התמריצים, אלא מספק הבנה מעמיקה ומדויקת יותר על האופן שבו מדיניות התמריצים מעצבת את איכות הרופאים ושירותי הבריאות בפריפריה בטווח הארוך.

בנוסף, בוחן המחקר את השפעתם ומידת חשיבותם של משתני החשיפה המוקדמת של הרופאים לפריפריה (מגורים בפריפריה טרום הלימודים או לימודים בפקולטה הנמצאת בפריפריה) על

ההסתברות שיגורו בה לאחר סיום הכשרתם כרופאים מומחים. מבחינה זו, המחקר הנוכחי הוא המחקר האמפירי הראשון העוסק בסוגיה זו בישראל.

4. נתונים

מחקר זה נערך בחדר המחקר של הלמ"ס, והוא מבוסס על איחוד מספר קובצי נתונים מנהליים: (1) קובץ מרשם הרופאים, ובו משתנים מפורטים לגבי תהליך הכשרתם של כלל הרופאים בעלי הרשיון לעסוק ברפואה בישראל וכן מספר משתנים דמוגרפיים לגבי הרופאים. (2) קובץ עובד-מעביד של רשות המסים, המכיל הן את נתוני השכר מעבודה שכירה והן את נתוני השכר מעבודה עצמאית של כלל הרופאים עבור כל אחת מהשנים 2000–2021. (3) קובץ מרשם האוכלוסין, שמאפשר לזהות את מקום המגורים של הרופאים (ברמת הנפה) לאורך השנים ואת מצבם המשפחתי, לצד משתנים נוספים. (4) קובץ המכיל את הישגי הרופאים בבחינה הפסיכומטרית.

לקובצי הנתונים שעליהם מתבסס המחקר מספר יתרונות חשובים. ראשית, הקבצים כוללים נתונים מנהליים שמתייחסים לכלל הרופאים בעלי הרשיון לעסוק ברפואה בישראל. מבחינה זו הם מיטיבים מאוד לייצג את אוכלוסיית הרופאים בישראל. שנית, קובצי הנתונים כוללים מגוון רחב של משתנים לגבי כל רופא, מה שמאפשר לבצע ניתוחים מעמיקים תוך התחשבות בשלל גורמים שעשויים להיות משמעותיים. נוסף על אלה, הואיל והנתונים מעודכנים עד לשנים האחרונות, הם מאפשרים לנתח את השפעת התמריצים שניתנו בהסכם השכר של 2011 על מקום מגוריהם של הרופאים גם לאחר סיום ההתמחות (ולא רק בתקופת ההתמחות). כפי שמפורט בפרק המתודולוגיה, מקום מגוריהם של הרופאים לאחר סיום התמחותם משקף במידה רבה את מקום מגוריהם בטווח הארוך. יתרונות אלה מאפשרים ניתוח מעמיק של תעסוקת הרופאים בישראל בעשורים האחרונים, ובפרט מאז החתימה על הסכם השכר ב-2011. מגבלה אחת הקשורה בנתונים היא האילוץ להתבסס על מקום המגורים של הרופאים ולא על מקום עבודתם. זאת משום שנתוני המעסיקים אינם מפורטים במידה שתספיק להגדיר באופן מהימן את מקומות העבודה של כל הרופאים.

הניתוח בחלק האמפירי של המאמר כולל רק את הרופאים שקיבלו את רשיונם משנת 2003 ואילך וסיימו את ההתמחות עד שנת 2021 – בסך הכול 7,039 רופאים. המיקוד ברופאים שסיימו את התמחותם נובע מהרצון להתמקד בהשפעת תמריצי הסכם השכר על הטווח הארוך ולא רק על תקופת ההתמחות. הגבלת המדגם לרופאים שקיבלו את הרשיון משנת 2003 ואילך נובעת מהרצון להתייחס בניתוח למקום מגוריהם של הרופאים טרום לימודי הרפואה ומהעובדה שהנתונים המוקדמים ביותר על מגורי הרופאים מתייחסים לשנת 1995. (לימודי הרפואה במסלול הארוך, כולל הסטאז', עד לקבלת הרשיון, אורכים 7 שנים.)[9] לוח נ-1 בנספח 1 מציג סטטיסטיקה תיאורית של אוכלוסיית הרופאים שנכללה בניתוח האמפירי.

[9] בניתוח שנערך במסגרת מחקר זה נמצא שרובם המכריע של הרופאים, בעלי הרשיון, עוסקים בתחום הבריאות לגווניו. ניתן אפוא להניח שכל, או כמעט כל, הרופאים שסיימו התמחות עוסקים אחריה בתחום הבריאות.

5. ניתוח תיאורי

5.א - תחומי התמחות במצוקה

בעוד שחלק מתחומי ההתמחות מבוקשים על ידי רופאים רבים, תחומים אחרים סובלים מביקוש נמוך. מאחר שאין ברשותנו נתונים על מספר הרופאים המומחים הדרוש בכל תחום או על אורך התורים לפרוצדורות רפואיות שונות, לא ניתן לבחון ולתאר את הפער בין מספר הרופאים הנדרש בתחום ההתמחות לבין מספר המומחים בפועל באופן ישיר. אולם ייתכן שניתן ללמוד על מחסור זה באופן עקיף על ידי ניתוח ההבדלים בין תחומי ההתמחות בשיעור בוגרי הפקולטות הישראליות. לבוגרי הפקולטות הישראליות יש מספר יתרונות בקבלה להתמחות. אף שחלק מהפקולטות לרפואה שבהן לומדים ישראלים בחו"ל הן איכותיות ובעלות רמת הכשרה גבוהה, קיים בממוצע פער מקצועי ברמת ההכשרה בין הפקולטות בישראל לבין חלק גדול מהפקולטות שבהן לומדים ישראלים בחו"ל. סף הקבלה הגבוה מאוד ללימודי רפואה בישראל מדגיש גם הוא את רמת היכולות הגבוהה של בוגרי פקולטות ישראליות. בנוסף, בוגרי פקולטות ישראליות נהנים ככל הנראה מיתרון נוסף בקבלה להתמחות, בזכות היכרותם המוקדמת הן עם הרופאים בבתי החולים, שמשמשים במקרים רבים מרצים בפקולטות, והן עם בתי החולים עצמם, שבהם הם מבצעים את שלב ההכשרה הקלינית, וגם נחשפים לאופן העבודה.

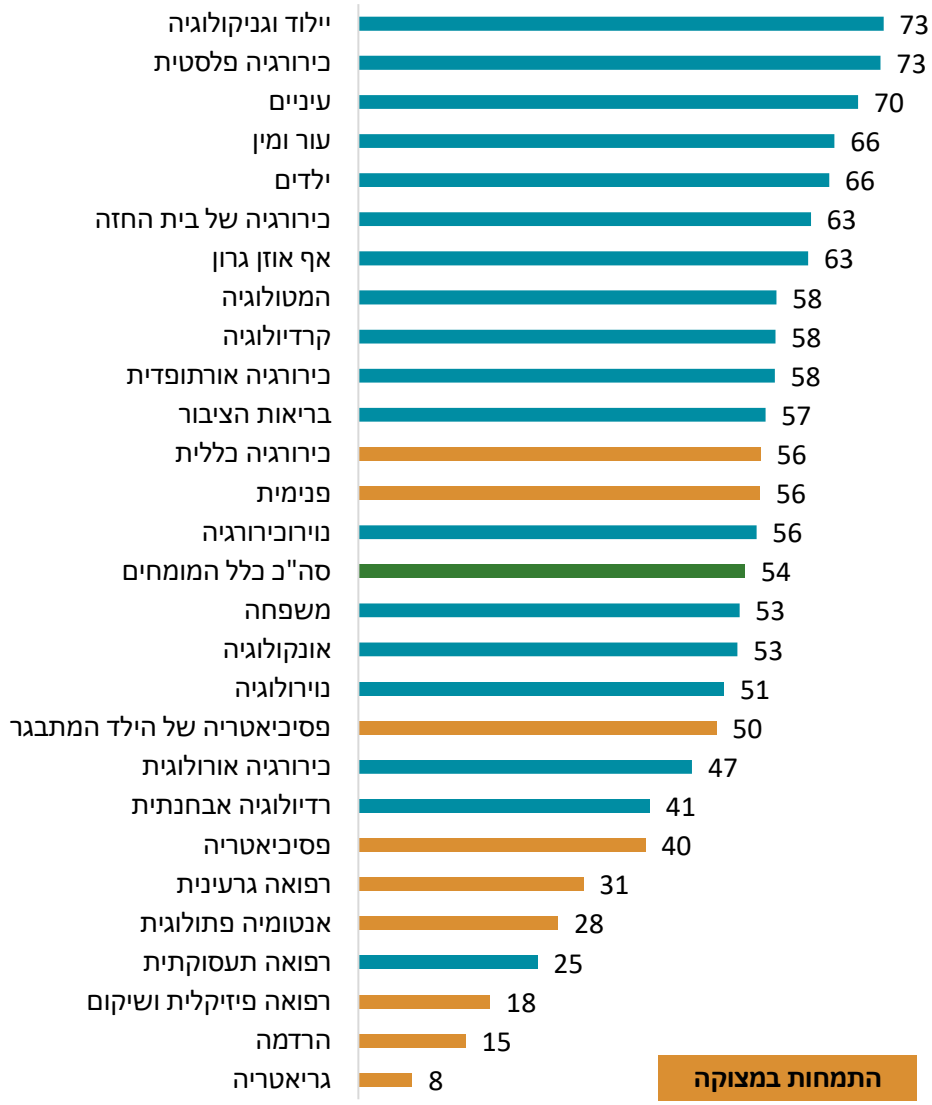
מן הסיבות שפורטו בפסקה הקודמת, סביר להניח שבעיני בתי החולים בישראל, בוגרי הפקולטות בישראל ייחשבו למתמחים "איכותיים" יותר, ולכן יהיה להם קל יותר להתקבל להתמחויות המבוקשות. איור 1 מציג את שיעור בוגרי ישראל מקרב המומחים בכל אחד מתחומי ההתמחות העיקריים. הפערים הגדולים בין התחומים בשיעורים אלה מצביעים ככל הנראה על פערים בהעדפות הרופאים וביכולתן של המחלקות בבתי החולים לבחור את המתמחים שהכשרתם איכותית יותר. תחומי ההתמחות המסומנים ברקע צהוב הם התחומים שהוגדרו בהסכם השכר של 2011 כתחומים במצוקה, שבהם שורר מחסור ברופאים. בולט באיור שרוב ההתמחויות האלה מרוכזות בתחתיתו; משמע שאחוז המתמחים בהן שלמדו בפקולטות ישראליות נמוך משמעותית מאשר בהתמחויות האחרות.[10]

הפערים הגדולים בין ההתמחויות בשיעוריהם של בוגרי פקולטות ישראליות מצביעים ככל הנראה על פערים בביקוש להן מצד הרופאים. פערים אלה עשויים להצביע על שתי נקודות חשובות, המהוות את הרקע לתמריצים שניתנו בהסכם השכר של 2011 לשם עידוד ההתמחויות במצוקה: ראשית, ייתכן מאוד שבחלק מתחומי ההתמחות קשה לגייס מתמחים, מה שעלול לאלץ את מנהלי המחלקות לבחור רופאים פחות מתאימים או לא למלא את תקן ההתמחות כלל (מה שבטווח הארוך מייצר מחסור); שנית, ייתכן שהפערים בביקוש להתמחויות מביאים לפערים ברמה המקצועית של הרופאים

[10] כדי לבדוק אם שיעור בוגרי ישראל בהתמחויות השונות מושפע משמעותית מהעלייה הגדולה מבריה"מ-לשעבר בתחילת שנות ה-90, ביצענו ניתוח דומה לאיור 1 אשר כלל רק את הרופאים שסיימו את התמחותם משנת 2005 ואילך (לאחר שיאה של תקופת העלייה האמורה). ממצאי ניתוח זה דומים לאלה של הניתוח המוצג באיור 1, ובפרט – גם בניתוח זה רוב התחומים שהוגדרו בהסכם השכר כתחומים במצוקה נמצאו בחלק התחתון של שיעור בוגרי הפקולטות הישראליות.

בין המומחים בתחומים שונים, כך שבתחומים שיש בהם מחסור איכות הרופאים הממוצעת נמוכה יותר.

איור 1 – שיעור המומחים בוגרי פקולטות ישראליות בחלוקה להתמחויות, 2021
באחוזים מכלל המומחים



המקור: עיבודים למרשם הרופאים וקובץ עובד-מעביד, 2021.

איורים 2.א ו-2.ב מציגים את צמיחת השכר הממוצע בשנים 2010–2019 ואת השכר החציוני של המומחים בתחומי ההתמחות השונים ב-2019, בהתאמה. נתוני השכר באיורים אלה כוללים את סך השכר, דהיינו חיבור של השכר מרפואה ציבורית והשכר מרפואה פרטית.[11] מהאיורים ניתן לראות

[11] עקב חוזי שכר עצמאיים רבים בקופות החולים קיים קושי להפריד בקובץ הנתונים בין השכר מרפואה ציבורית לשכר מרפואה פרטית.

שבאופן כללי השכר של מומחים בתחומים שבמצוקה עלה בקצב מהיר יותר מאשר ברוב תחומי ההתמחות האחרים, אולם ההבדל אינו מאד משמעותי. בהתאם לכך נותרו בשנת 2019 פערים משמעותיים מאוד בין ההתמחויות בשכר החציוני, כך שבחלק מתחומי ההתמחות במצוקה השכר של המומחים נמוך משמעותית מזה של המומחים בתחומים שאינם במצוקה.

נקודה חשובה נוספת העולה מאיור 2.ב היא שחלק מתחומי ההתמחות במצוקה מאופיינים בשכר גבוה יחסית. דוגמה טובה לכך הוא תחום ההרדמה, שבו השכר גבוה מאד (כנראה עקב המחסור הרב של מומחים בתחום והאפשרות לעבוד בבתי החולים הפרטיים המבצעים ניתוחים). נראה אפוא שבצד השיקול החשוב של רמת השכר משפיעים על בחירת תחום ההתמחות שיקולים משמעותיים נוספים – תנאי העבודה, רמת האתגר, העניין, היוקרה של התחום ועוד. על רקע מלחמת "חרבות ברזל" חשוב לציין שהתמחויות הרלוונטיות ביותר לטיפול בנפגעי המלחמה (למשל פסיכיאטריה ושיקום) נמצאות בתחתית התפלגות השכר של הרופאים המומחים.

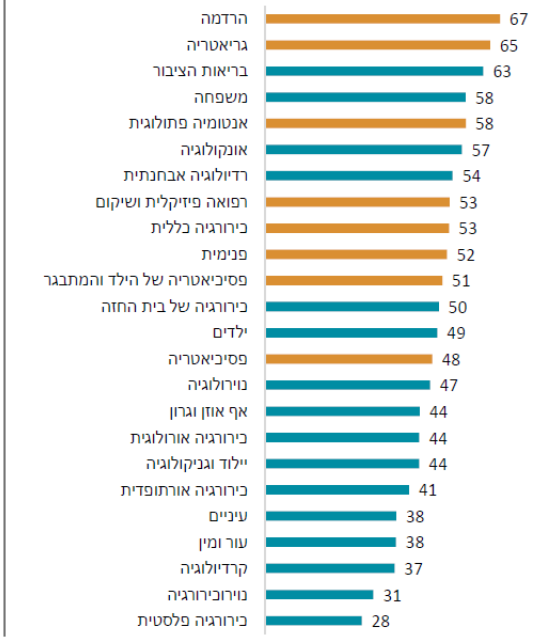
הצמצום המתון יחסית של פער השכר בין תחומי ההתמחות בשנים 2010–2019 קשור בין היתר לעובדה שהתמריצים אשר ניתנו בהסכם השכר לתחומים במצוקה התמקדו בשכר המתמחים ולא בשכר המומחים (והאיור, כאמור, מציג את שכר המומחים). ההתמקדות בשכר המתמחים אמנם ממקדת את התמריצים אל נקודת זמן הסמוכה יחסית לצומת ההחלטה באיזו התמחות לבחור, ומבחינה זו תורמת לאפקטיביות התמריצים – אולם סביר מאוד להניח שהרופאים, בהתלבטם לגבי הבחירה, מביאים בחשבון גם את פוטנציאל ההשתכרות ארוך הטווח. כן אפשר שהתפתחות השכר בשנים אלה נובעת גם משינויים אחרים, אשר אינם קשורים לתמריצי הסכם השכר – מספרן הממוצע של שעות העבודה, רמת הוותק הממוצעת, התפתחויות שונות ברפואה הפרטית ועוד.[12]

איור 3 מתאר את שיעורי השינוי במספרם של מסיימי ההתמחות בתחומים שבמצוקה בין השנים 2010–2015 לבין השנים 2018–2021 (ממוצע לשנה). מאחר שהתמחות אורכת כ-4–7 שנים, סביר להניח שהרופאים אשר סיימו את התמחותם בשנים 2010—2015 החליטו במה להתמחות קודם להסכם השכר (2011), ואילו הרופאים שסיימו את התמחותם בשנים 2018—2021 החליטו על כך אחרי החתימה עליו. המסיימים בשנים 2016—2017 הושמטו מהאיור מאחר שלגביהם קשה לקבוע אם החלו את התמחותם לפני החתימה על ההסכם או אחריה. מהאיור עולה כי בשנים אלה קצב הגידול של מספר מסיימי ההתמחויות במצוקה היה גבוה במקצת מזה של כלל מסיימי ההתמחות (57% לעומת 51%), מה שתרם להעלאת שיעור הרופאים שסיימו התמחות במצוקה מכלל מסיימי ההתמחות באותה שנה בנקודת אחוז אחת בלבד (מ-37% ל-38%). לעומת זאת ניכרת שונות בקצב הגידול בין ההתמחויות שבמצוקה: בחלק מההתמחויות (למשל רפואה פיזיקלית ושיקום ופסיכיאטריה של הילד והמתבגר) נרשם גידול חד, ואילו בתחומים אחרים (למשל גריאטריה, פסיכיאטריה ופתולוגיה) הגידול היה מתון בלבד, ובקצב נמוך מאשר בכלל ההתמחויות. הממצאים באיור, המבוססים על נתונים עדכניים, עולים בקנה אחד עם ממצאיהם של מחקרים קודמים שבחנו את התמריצים להתמחויות במצוקה בהסכם השכר, והצביעו על אפקטיביות נמוכה יחסית של תמריצים אלה (מרקוביץ ואחרים, 2019; אשכנזי ואחרים, 2017). בהקשר זה חשוב לציין שעל אף

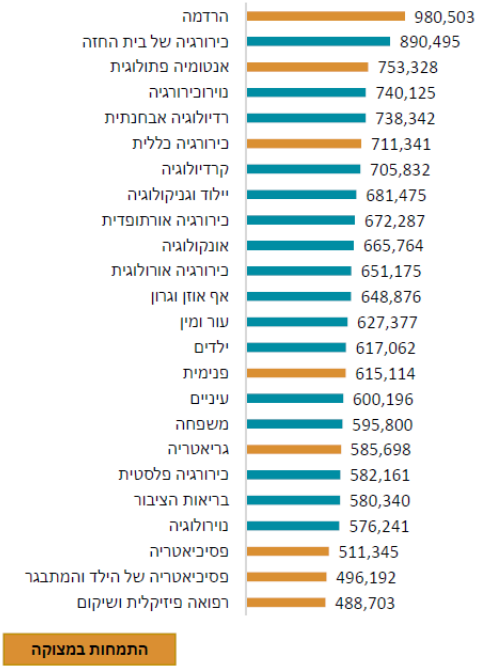
[12] לוח נ-3.ב בנספח 3 מציג ממצאים מניתוח רב משתני (רגרסיית שכר מינצר, Mincer Earnings Function) לשכר הרופאים בשנת 2021. הממצאים העולים מניתוח זה ביחס לשכר בתחומי ההתמחות השונים תואמים את הנתונים באיור 2.

ששיעור הרופאים שהתמחו בהתמחויות במצוקה מכלל המתמחים נותר יציב, חל גידול ניכר בסך מספר המומחים החדשים בשנים אלה.

איור 2.א | שיעור צמיחת השכר הממוצע של הרופאים המומחים בשנים 2010—2019 לפי תחום התמחות, באחוזים
נומינלי ברוטו מעבודה שבירה + עצמאית

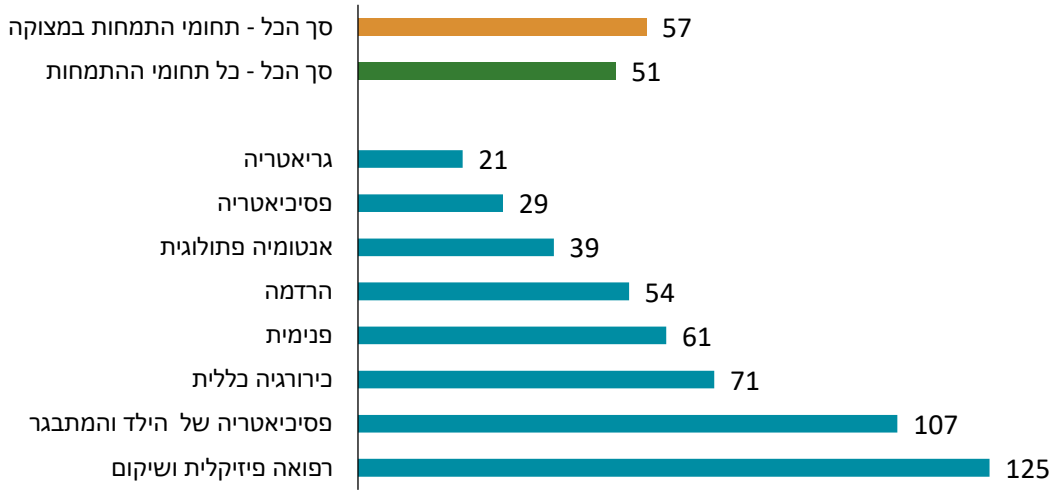


איור 2.ב | השכר החציוני של רופאים מומחים לפי תחום התמחות, 2019
שכר שנתי ברוטו מעבודה שבירה +עצמאית בש"ח



המקור: עיבודים למרשם הרופאים וקובץ עובד מעביד, 2010–2019.

איור 3 | שיעור השינוי במספר המומחים החדשים בשנים 2018—2021 ביחס לשנים 2010—2015, באחוזים
(התמחויות במצוקה, ממוצע מסיימי התמחות בשנה, לפי שנת סיום ההתמחות)



המקור: עיבודים למרשם הרופאים, 2010–2021.

5.ב - מרכז ופריפריה

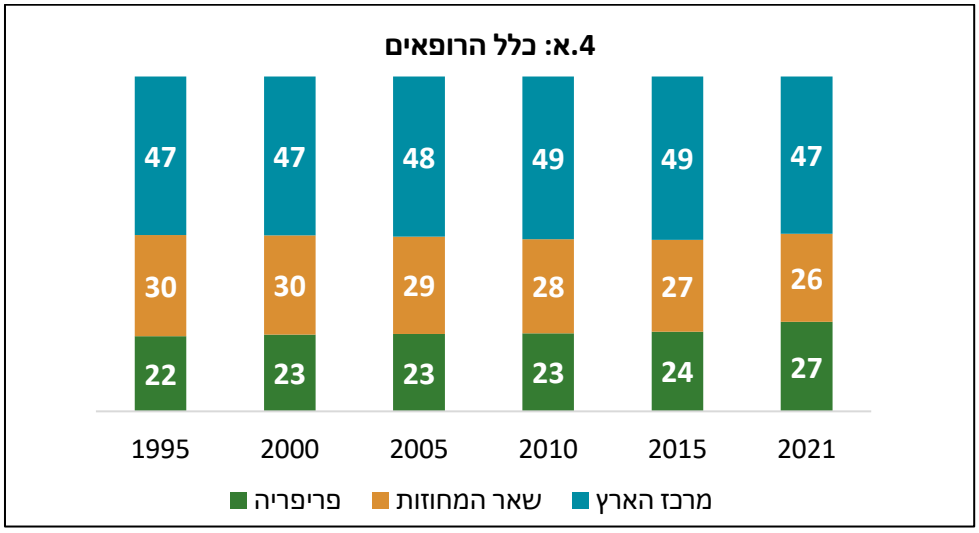
התמריצים שניתנו בהסכם השכר לרופאים המועסקים בבתי החולים בפריפריה היו משמעותיים, וכללו תוספת שכר אחוזית ניכרת, שהובילה לפער של 17% למומחה ו-25% למתמחה (ביחס לרופא בעל נתונים זהים המועסק בבית חולים במרכז הארץ). ניתנו גם מענקים חד-פעמיים לרופאים שהעתיקו את מקום מגוריהם לפריפריה, וכן תיעדוף לבתי החולים בפריפריה בהקצאת תקני התמחות.

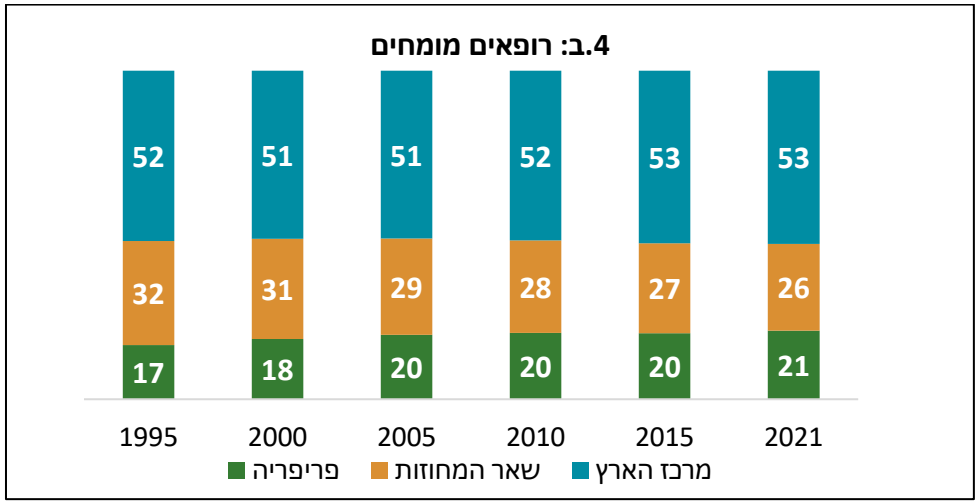
בשנים 2010–2021, שיעור הרופאים שגרים בפריפריה (מכלל הרופאים) גדל ב-4 נקודות אחוז, גידול שהיה עשוי לנבוע מהתמריצים אשר ניתנו למטרה זו בהסכם השכר. אולם כאשר בוחנים גידול זה רק בקבוצת הרופאים המומחים או בקבוצת הרופאים בוגרי הפקולטות בישראל, שיעור הגידול בחלקם של המתגוררים בפריפריה היה מתון יותר ועמד על 1-2 נקודות אחוז בלבד בעיקר על חשבון המחוזות שאינם תל אביב והמרכז (כלומר, מחוזות ירושלים, חיפה ויו"ש). לפער שבין התפלגות כלל הרופאים לבין התפלגות הרופאים המומחים עשויים להיות שלושה הסברים. הסבר אפשרי אחד הוא שיש בפריפריה רופאים רבים הנמצאים בתהליך ההתמחות, ואם כך גידול שיעורם של כלל הרופאים בפריפריה יתבטא בשנים הקרובות גם בגידול שיעורם של הרופאים המומחים שם. הסבר אפשרי שני הוא שרופאים אמנם בוחרים להתמחות בפריפריה (אולי בזכות התמריצים שניתנו בהסכם השכר של 2011), אולם לאחר ההתמחות הם בוחרים לחזור או לעבור למרכז הארץ. הסבר אפשרי שלישי הוא שבפריפריה שיעור גבוה יחסית מהרופאים אינם עושים התמחות ונשארים רופאים כלליים (רופאים שאינם מומחים) (איור 4).

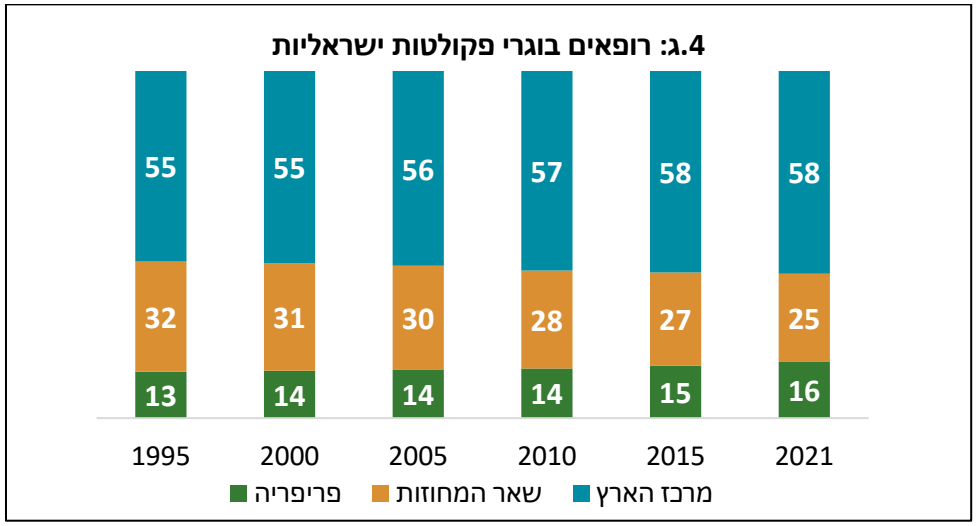
בשנים 2008–2021 שיעור התושבים המתגוררים במחוזות הפריפריאליים (צפון ודרום) מכלל תושבי המדינה עמד על כ-31% עם שינויים קלים לאורך השנים. עקב העלייה של שיעור הרופאים הגרים בפריפריה בכלל הרופאים בשנים האחרונות עמד שיעורם ב-2021 על 27%, קרוב לשיעור התושבים המתגוררים בפריפריה. יחד עם זאת, שיעורם של הרופאים המומחים או הרופאים שהוכשרו בישראל נותר נמוך בפריפריה במידה משמעותית ביחס לגודל האוכלוסייה באזורים אלה. ניתן אפוא לומר שמבחינת מספר הרופאים הפערים בין המרכז לפריפריה אמנם צומצמו, אך עדיין קיימים ביניהם פערים משמעותיים באיכות של הרופאים (בממוצע) (איור 4).

איור 4 | ההתפלגות הגיאוגרפית של מגורי הרופאים

1995–2021, באחוזים*







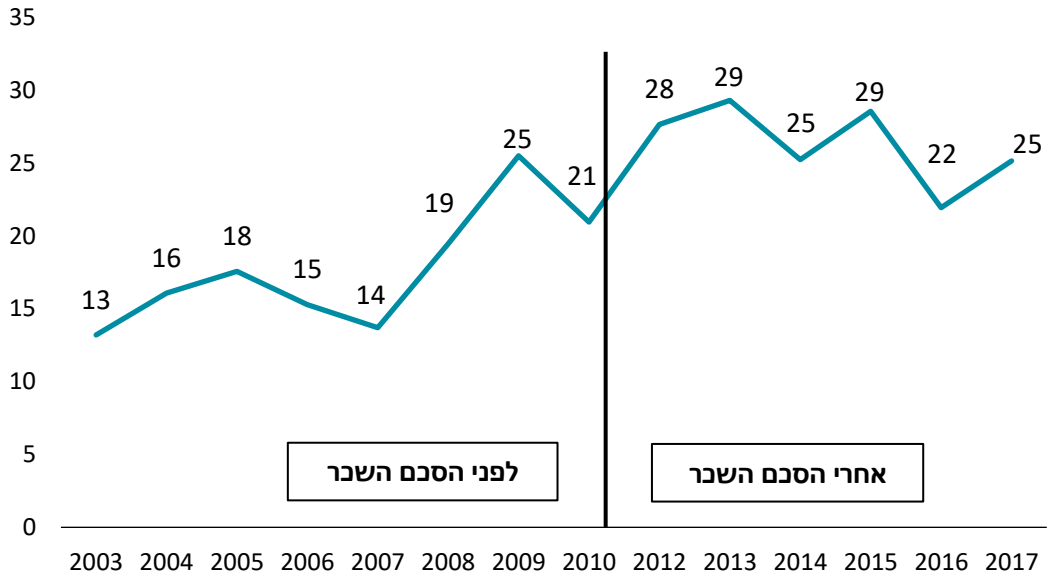
*__הגדרות:__ פריפריה – מחוזות הצפון והדרום. מרכז הארץ – מחוזות תל אביב והמרכז. שאר המחוזות – מחוזות רושלים, חיפה ויו"ש.

__המקור:__ עיבודים למרשם הרופאים ומרשם אוכלוסין, 1995–2021.

במקביל לתמריצים שניתנו בהסכם השכר, סביב תקופת ההסכם נרשמה מגמת עלייה בשיעור הרופאים החדשים שגדלו בפריפריה. מגמה זו החלה קודם להסכם השכר של 2011, ולא נראה שיש קשר בינה לבין החתימה עליו. ככל הנראה, היא קשורה לגידול בשיעור הרופאים שהוכשרו בחו"ל ולגידול בשיעור הרופאים החדשים מהחברה הערבית, שאחוז גבוה מהם מתגוררים במחוזות הפריפריאליים (איור 5).

הספרות המחקרית מצביעה על מתאם חזק בין חשיפת הרופא לפריפריה טרם לימודיו לבין בחירתו לעבוד באזורים פריפריאליים. נשאלת השאלה אם הגידול באחוז הרופאים שגרים בפריפריה (איור 4) נבע בעיקרו מהתמריצים שניתנו בהסכם השכר או מסיבות אחרות, למשל מעלייתו של שיעור הרופאים שגדלו בפריפריה (איור 5). הניתוח האמפירי של המאמר בוחן שאלה זו בעזרת ניתוח רב-משתני על בסיס מתודולוגיית הפרש ההפרשים. מתודולוגיה זו מאפשרת לזהות קשר סיבתי בין תמריצי הסכם השכר לבין גידול ההסתברות שרופא מומחה יגור בפריפריה.

איור 5 | שיעור הרופאים שגדלו בפריפריה
מכלל מקבלי הרשיון באותה שנה, באחוזים



המקור: עיבודים לנתוני מרשם הרופאים ומרשם האובלוסין.

לוח 1 מציג את שיעורי המעבר בין המרכז לפריפריה ובין הפריפריה למרכז בין השלבים השונים בתהליך ההכשרה של הרופא. בולט מהלוח ששיעורי המעבר הגבוהים ביותר הן מהמרכז לפריפריה והן בכיוון ההפוך הם בשלב המעבר בין התקופה שלפני תחילת הלימודים לבין מקום הלימודים. נקודת הזמן השנייה שבה שיעור העוברים גדול יחסית היא במעבר שבין סיום לימודי הרפואה לבין ההתמחות. לעומת זאת לאחר סיום ההתמחות שיעורי העוברים בין המרכז לפריפריה נמוכים מאוד. המסקנה העולה ככל הנראה מנתונים אלה היא שלשם השגת היעד של מעבר יותר רופאים לפריפריה כדאי להתמקד בצעדי מדיניות הקשורים למיקום מוסד הלימודים או למיקום בית החולים שבו מתמחים הרופאים, שכן נראה שהיכולת לעודד רופא שגר במרכז לעבור לפריפריה לאחר שסיים את התמחותו נמוכה מאוד.

לוח 1 | שיעורי המעבר של רופאים בין המרכז לפריפריה (ולהפך) בין תקופות ההכשרה השונות*

	למד בפריפריה	התמחה בפריפריה	עבד כמומחה בפריפריה
גדל במרכז	**19%**	7%	8%
למד במרכז		**15%**	16%
התמחה במרכז			**3%**

	למד במרכז	התמחה במרכז	עבד כמומחה במרכז
גדל בפריפריה	**78%**	30%	33%
למד בפריפריה		**70%**	70%
התמחה בפריפריה			**9%**

*נתוני שיעורי המעבר בין המרכז לפריפריה (או להפך) בין האזור שבו גדל הרופא לפקולטה שבה למד מתייחסים רק למי שגדלו ולמדו בישראל. לדוגמה: רק 19% מאלה שגדלו באזור המרכז למדו בפקולטה ממוקמת בפריפריה, ואילו 81% הנותרים למדו במרכז הארץ.

המקור: עיבודים לנתוני מרשם הרופאים ומרשם האוכלוסין.

6. מתודולוגיה

על מנת לבחון את מידת האפקטיביות של התמריצים שנתנו בהסכם השכר לעידוד מעבר רופאים לפריפריה,[13] עושה המחקר שימוש במתודולוגיית הפרש ההפרשים (Diff-in-Diffs). המשתנה התלוי בניתוח הוא משתנה בינארי למגורי רופא מומחה בפריפריה שנה לאחר שסיים את התמחותו. המיקוד בנקודת זמן זו נועד לבחון את ההשפעה ארוכת הטווח של התמריצים, לאחר שהרופאים כבר סיימו את התמחותם.[14]

הזיהוי האקונומטרי מבוסס על ההבדלים בהשפעת התמריצים שניתנו בהסכם השכר על רופאים מומחים מתחומי התמחות שונים. התמריצים שניתנו לשם עידוד רופאים לעבוד בפריפריה התמקדו בעיקר ברופאים העובדים בבתי חולים, ולא ברופאים שעובדים במקומות עבודה אחרים (למשל בקופות החולים). מיקוד התמריצים ברופאים העובדים בבתי החולים גורם לשוני ברמת החשיפה לתמריצים בין רופאים מומחים בתחומים שונים. כך, למשל, סביר להניח שרופאים מרדימים או כירורגים יהיו חשופים יותר לתמריצי העידוד, כי בתחומי התמחותם שיעור המועסקים בבתי חולים

[13] הגדרת הפריפריה במחקר היא, כאמור, מחוזות הצפון והדרום. הגדרה זו מבוססת על רשימת בתי החולים שזכו לתמריצי הפריפריה בהסכם השכר של 2011.

[14] שיעורי המעבר של הרופאים בין המרכז לפריפריה לאחר סיום ההתמחות נמוכים מאוד. ניתוח של מגורי הרופאים בשנים שלאחר סיום ההתמחות מלמד, למשל, שההסתברות שרופא הגר במרכז הארץ שנה לאחר סיום התמחותו יגור בפריפריה 5 או 10 שנים לאחר סיומה היא 2% ו-3%, בהתאמה, בלבד.

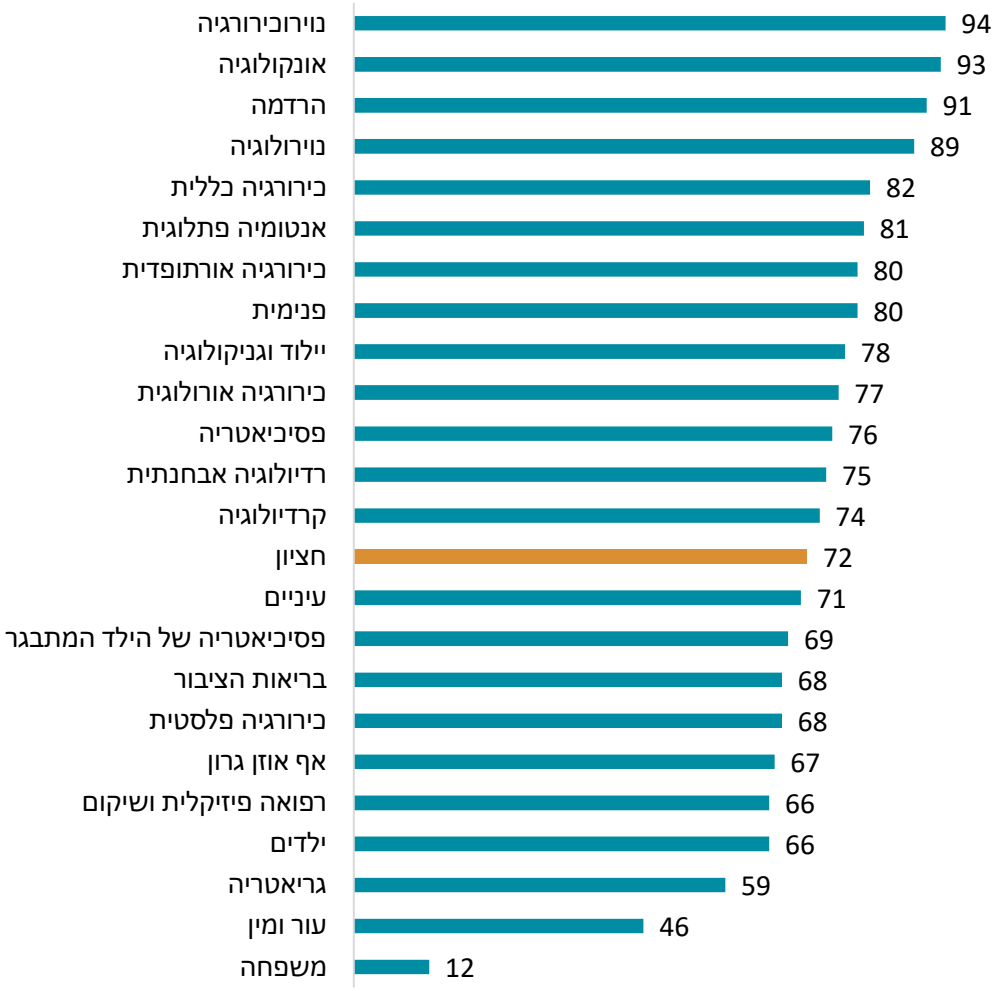
גבוה מאוד. כנגד זאת, רופאים מומחים בתחום רפואת הילדים או המשפחה, שחלק ניכר מעבודתם, מתנהל בקופות החולים, חשופים פחות לתמריצים אלה.[15]

איור 6 מתאר את שיעור הרופאים המומחים שלפחות אחד ממקומות עבודתם הוא בית חולים בחלוקה לפי תחום ההתמחות. חלוקת הרופאים המומחים לשתי הקבוצות במחקר התבססה על החציון: כמחצית מהרופאים הוגדרו בקבוצה של ההתמחויות הנוטות יותר לתעסוקה בבתי החולים והמחצית השנייה – בקבוצה שבה תחומי ההתמחות נוטים פחות לתעסוקה בבתי חולים. בנוסף לניתוח המרכזי, נאמדו גם אמידות נוספות שבהן החלוקה התבצעה באופנים אחרים (ולא על בסיס חלוקת המדגם סביב החציון). הרחבה על אמידות אלה ומבחני רגישות נוספים שבוצעו במסגרת המחקר, מופיעה בהמשך פרק זה.

[15] לוח נ-3.א בנספח 3 מציג ממצאים מניתוח רב משתני (רגרסיית שכר מינצר, Mincer Earnings Function) לשכר הרופאים המומחים שגרים בפריפריה. הרגרסיה בוחנת בין היתר את התפתחות השכר לאורך השנים 2000-2021 תוך פיקוח על משתנים נוספים ואינטראקציות בין קבוצות השנים לבין היותו של הרופא בקבוצת הניסוי (מומחה בתחום התמחות הנוטה לתעסוקה בבתי החולים) או בתחום התמחות במצוקה. ממצאי הרגרסיה מצביעים על כך שהשכר של הרופאים המומחים בתחומים הנוטים יותר לתעסוקה בבתי החולים עלה באופן חד יותר לאחר הסכם השכר ביחס לשכר הרופאים המומחים בתחומים שפחות נוטים לתעסוקה בבתי החולים (קבוצת הביקורת). ממצא זה תומך בהנחה שעומדת בבסיס הניתוח.

איור 6 | שיעור הרופאים המומחים המועסקים בבית חולים לפי תחום ההתמחות הראשון, 2019

תעסוקה בבית חולים לפחות כאחד ממקומות העבודה, באחוזים



המקור: עיבודים לנתוני מרשם הרופאים וקובץ עובד מעביד, 2019.

הניתוח כולל שני חלקים: החלק הראשון כולל מספר אמידות בשיטת OLS, המתארות את המתאמים בין משתנים רלוונטיים שונים לבין מקום המגורים של הרופא המומחה.[16] המשתנה המסביר העיקרי בניתוח הוא משתנה דמי, המשווה בין רופאים שקיבלו את רשיונם לאחר החתימה על ההסכם ב-2011, ולכן היו מודעים לתמריצים שניתנו בהסכם זה בזמן קבלת ההחלטה לגבי מקום ההתמחות, לבין רופאים שקיבלו את רשיונם טרם החתימה על ההסכם. כדי לדייק ככל הניתן את האמידות, הרופאים שקיבלו את הרשיון בשנת 2011 עצמה הושמטו מהמדגם, שכן לא ניתן לקבוע אם קיבלו

[16] על מנת לוודא כי ממצאי הניתוח עומדים בעינם גם כאשר מבצעים אותו במתודולוגיה המותאמת למשתנים תלויים בינאריים הורצו נוסף על רגרסיות OLS המוצגות, גם רגרסיות לוגיסטיות מקבילות לכל אחת מהאמידות המופיעות במאמר. ממצאי הרגרסיות הלוגיסטיות היו דומים מאוד לממצאי רגרסיות OLS.

את הרשיון לפני החתימה על הסכם השכר או אחריה. נוסף על המשתנה המסביר העיקרי ובהתבסס על הספרות המחקרית, מתמקד המחקר בשני משתנים נוספים המתארים את מידת החשיפה של הרופא לפריפריה טרם עבודתו. המשתנה הראשון הוא מקום המגורים של הרופא לפני הלימודים, ובפרט אם גר קודם הלימודים באזור פריפריאלי בישראל. המשתנה השני הוא מקום הפקולטה שבה למד (ואם היא ממוקמת בפריפריה של ישראל). הניתוח בחלק זה מאפשר לזהות את המתאמים העיקריים בין המשתנים, ומשמש כניתוח מקדמי לחלק השני, המתמקד בניסיון לזהות קשרים סיבתיים.

משוואת הרגרסיה הבסיסית לחלק זה היא:

$$(1)\quad Y_i = \alpha + \beta post_i + \gamma X_i + \mathrm{T}_i + \varepsilon_i$$

כאשר:

Y_i – משתנה דמי, המקבל את הערך 1 אם הרופא i גר באזור המוגדר כפריפריה שנה לאחר סיום התמחותו.

$post_i$ – משתנה דמי, המקבל את הערך 1 אם הרופא קיבל את הרשיון לאחר החתימה על הסכם השכר (ולכן היה מודע לתמריצים שאושרו לפריפריה כאשר בחר את מקום התמחותו), ו-0 אם קיבל את הרשיון לפני ההסכם.

X_i – סט מאפיינים אישיים של הרופא i (המפורטים לאחר הצגת משוואה 2).

T_i – משתני דמי לפיקוח על שנת קבלת הרישיון.

במסגרת חלק זה, נבחנו אמידות שהתמקדו בקבוצות רופאים ספציפיות. למשל, קבוצות רופאים שנחשבות לבעלות רמה הכשרה גבוהה יחסית, כגון: בוגרי פקולטות ישראליות ורופאים שקיבלו ציון גבוה בבחינה הפסיכומטרית או רופאים שגדלו באזורים שאינם פריפריאליים בישראל (לטובת בחינה ממוקדת של המתאם בין לימודים בפקולטה בפריפריה לבין תעסוקה בפריפריה לאחר ההתמחות).

החלק השני של המחקר עושה שימוש במתודולוגיית הפרש ההפרשים(Difference-in-differences) כדי לנסות ולזהות קשרים סיבתיים בין התמריצים שניתנו בהסכם השכר לשם עידוד רופאים לעבוד בפריפריה לבין ההסתברות שרופאים מומחים יגורו בפריפריה.

בניתוח שבחלק זה קבוצת הניסוי הוגדרה כקבוצת הרופאים המומחים בתחומים אשר בהם שיעור התעסוקה בבית חולים גבוה (תחומי התמחות החשופים יותר לתמריצי הפריפריה), וקבוצת הביקורת היא המומחים בתחומים שבהם שיעור התעסוקה בבית חולים נמוך. בהתייחס לממד הזמן הוגדרו שתי חלופות, הנבדלות מבחינת שלב ההכשרה של הרופא שעל בסיסו חולקו הרופאים לקבוצות של לפני או אחרי החתימה על הסכם השכר. החלופה הראשונה משווה בין רופאים שקיבלו את הרשיון לאחר הסכם השכר לבין אלה שקיבלו את הרשיון לפני החתימה על ההסכם. כאמור, ההנחה היא, שהרופאים אשר קיבלו את הרשיון לאחר ההסכם ידעו על התמריצים שהופיעו בו לעידוד התעסוקה בפריפריה כאשר החליטו על מקום ההתמחות. היתרון של חלופה זו הוא שבנקודת הזמן שבין סיום הלימודים לבין התחלת ההתמחות שיעורי המעבר של הרופאים בין המרכז לפריפריה גדולים יחסית (כפי שמראה לוח 1), ולכן בנקודת זמן זו סביר יותר שתימצא השפעה סיבתית של התמריצים, ככל

שזו קיימת. אולם חלופה זו עלולה לסבול מחולשה מתודולוגית, מכיוון שהתמריצים שניתנו בהסכם השכר יכלו להשפיע לא רק על בחירת בית החולים שבו הרופאים יתמחו (ומקומו) אלא גם על בחירת תחום ההתמחות, וממילא – על החלוקה של הרופאים בין קבוצת הניסוי לקבוצת הביקורת.

כדי להתמודד עם חולשה זו יושמה החלופה השנייה, המשווה בין רופאים שסיימו את התמחותם לאחר החתימה על הסכם השכר לבין רופאים שסיימו את התמחותם קודם ההסכם. המדגם שעליו התבססה חלופה זו הוגבל אך ורק לרופאים שסיימו את התמחותם עד שנת 2015, כדי לכלול בו רק את הרופאים שבחרו את תחום ההתמחות טרם החתימה על הסכם השכר ב-2011 (שכן התמחות נמשכת לרוב לפחות 4 שנים) כך שהתמריצים שניתנו בהסכם לא יכלו להשפיע על בחירת תחום התמחותם. התמריצים שניתנו בהסכם השכר לעידוד רופאים לעבוד בפריפריה ניתנו, כאמור, גם לרופאים המומחים לאחר סיום התמחותם (ולא רק למתמחים), וחלופה זו אומדת בעיקר את ההשפעה של תמריצים אלה. למרות היתרונות המתודולוגיים יש לחלופה זו חולשה מסוימת: בשלב מתקדם זה של ההכשרה, לאחר סיום ההתמחות, שיעורי המעבר של הרופאים בין המרכז לפריפריה נמוכים מאוד (לוח 1), ולכן, גם אם קיימים קשרים סיבתיים, הסיכוי לזהות אותם בחלופה זו נמוך.

משוואת המודל בחלק השני, מתבססת על מתודולוגיית הפרש ההפרשים (Diff-in-Diffs)

$$(2)\quad Y_i = \alpha + \beta\mathrm{post}_i + \delta\mathrm{treatment}_i + \lambda(post_i \times \mathrm{treatment}_i) + \Upsilon X_i + \mathrm{T}_i + \varepsilon_i$$

כאשר בנוסף לסימונים המופיעים במשוואה (1),

$\mathrm{treatment}_i$ - משתנה דמי המקבל את הערך 1 אם תחום ההתמחות של הרופא המומחה הוא בתחום ששיעור התעסוקה בבית החולים גבוה (תחומי התמחות החשופים יותר לתמריצי הפריפריה).

$post_i \times \mathrm{treatment}_i$ – משתנה האינטראקציה בין התמחות בתחום שבו שיעור התעסוקה בבית חולים גבוה לבין רופא שקיבל את הרשיון (או סיים את התמחותו) לאחר הסכם השכר 2011.

המשתנים המפקחים (X_i): הניתוח כולל שני משתנים המבטאים את מידת החשיפה של הרופא לפריפריה טרם ההתמחות. המשתנה הראשון הוא מקום המגורים של הרופא לפני לימודי הרפואה. משתנה זה הוגדר כמקום שבו גר הרופא בשנת 1995 (השנה המוקדמת ביותר שעליה יש נתונים). כדי להגדיר את מגורי הרופא בשנה זו כמקום המגורים טרם תקופת הלימודים הוגבל המדגם לרופאים שקיבלו את הרשיון משנת 2003 כך שבשנת 1995 עדיין לא התחילו ללמוד רפואה. (תקופת לימודי הרפואה עד לקבלת רשיון במסלול הארוך היא 7 שנים).

המשתנה השני המבטא את מידת החשיפה של הרופא לפריפריה הוא מקומו של מוסד הלימודים שבו למד. בישראל שני בתי ספר לרפואה נמצאים באזורי הפריפריה – אוניברסיטת בן גוריון בבאר שבע והפקולטה לרפואה (של אוניברסיטת בר אילן) בצפת. בהתאם לספרות העולמית בוחן המחקר את המתאם שבין לימודי הרופא בפריפריה לבין ההסתברות שיגור בה כרופא מומחה. קשר זה, שנחקר במספר מאמרים בספרות המחקרית העולמית, נבחן בישראל לראשונה במחקר זה.[17]

[17] במחקר של מכון ברוקדייל מ-2017 (אשכנזי ואחרים, 2017) נבחן המתאם בין לימודי רפואה באוניברסיטת בן גוריון לבין התמחות בפריפריה, אך לא בין הלימודים בפריפריה לבין הישארות בפריפריה לאחר סיום ההתמחות כרופא מומחה.

מלבד משתני החשיפה לפריפריה הניתוחים כוללים משתנים מסבירים נוספים, שיכולים להיות מתואמים עם ההסתברות לגור בפריפריה, כגון: המגדר, מצבו המשפחתי של הרופא בזמן קבלת הרישיון (שהוא הזמן אשר בו בחר את מקום התמחותו), אם למד רפואה בפקולטות בישראל או מחוץ לישראל, ארץ הלידה, הגיל שבו קיבל את הרישיון והלאום. מספר אמידות כללו גם אינטראקציות בין קבלת הרשיון לאחר החתימה על הסכם השכר לבין שני המשתנים המשקפים את מידת החשיפה של הרופא לפריפריה. כדי לפקח על המגמות לאורך תקופת המדגם כללו כל האמידות אפקט קבוע לשנה (משתנה דמי לכל אחת מהשנים).

בנוסף לאמידות המרכזיות נאמדו בחלק זה עוד מספר אמידות. שתי אמידות, שנאמדו במתודולוגיית הפרש ההפרשים משולש (triple difference-in-differences (DDD)), בחנו את אפקטיביות התמריצים של הסכם השכר באופן ממוקד על הרופאים שנחשפו לפריפריה בשלבים מוקדמים יותר בחייהם, היינו, רופאים שגדלו בפריפריה או שלמדו רפואה בפקולטה שנמצאת בפריפריה. בנוסף, נבחנו המקדמים של האינטראקציה המרכזית בניתוח עבור כל שנה בנפרד (Event Study), הממצאים העיקריים מאמידה זו מתוארים באיור 8.

מבחני רגישות: נוסף על האמידות המתוארות, ביצעתי מספר מבחני רגישות נוספים לצורך חיזוק מהימנות הממצאים. קבוצה אחת של מבחני רגישות כללה אמידות בשיטת הפרש ההפרשים תוך שימוש בקריטריונים שונים לחלוקה בין קבוצת הניסוי לבין קבוצת הביקורת. למשל, בחינת מומחים מהתחומים משפחה, או משפחה ועור ומין – שני תחומי התמחות שבהם שיעורי התעסוקה בבתי חולים נמוכים משמעותית מאשר בשאר ההתמחויות ביחס למומחים משאר ההתמחויות. כמו כן אמדתי רגרסיית הפרש ההפרשים, שהתבססה על משתנה רציף של שיעור התעסוקה בבתי חולים בכל אחת מההתמחויות. נוסף על כך אמדתי את הרבעון העליון בלבד של שיעור התעסוקה בבתי חולים ביחס לרבעון התחתון, כלומר בהשמטת הרבעונים השני והשלישי (ממצאי אמידות אלה מוצגים בלוח נ-2.ב בנספח 2). אמידה נוספת נאמדה תוך השמטה מהמדגם של הרופאים המומחים בתחומי ההתמחות במצוקה שגם ללא מעבר לפריפריה קיבלו תוספות שכר נדיבות (אם כי המעבר שלהם לפריפריה היה תורם להגדלה נוספת בשכרם). ממצאי האמידות האלה, מוצגים בלוח נ-2.ג בנספח 2.

אסטרטגיית הזיהוי, על אף יתרונותיה, לוקה במספר חולשות: חולשה אחת קשורה לאפשרות שמעבר רופאים לפריפריה היה בהשפעת גורם אחר, למשל מחירי הדיור, שעלו במרכז יותר מאשר בפריפריה. אולם, כפי הנראה, השפעתם של אלה לא הייתה דיפרנציאלית באופן משמעותי בין ההתמחויות במיוחד על רקע שכרם הממוצע הגבוה של הרופאים המומחים בכלל ההתמחויות, שכר הנמצא בחלק העליון של התפלגות השכר במשק. חולשה נוספת של אסטרטגיית הזיהוי היא אי-היכולת להפריד בין צעדי המדיניות השונים שנקבעו בהסכם השכר (תוספת אחוזית לשכר, מענק חד-פעמי, גידול דיפרנציאלי של מספר התקנים); למעשה, הניתוח האמפירי בוחן את ההשפעה הכוללת של כל צעדי המדיניות על ההסתברות שרופא מומחה יגור בפריפריה.

חולשה נוספת היא ההתמקדות במקום המגורים של הרופאים ולא במקום עבודתם. חולשה זו נובעת ממגבלת נתונים: בקובץ הנתונים לא ניתן לזהות את המקומות הגיאוגרפיים שבהם עובדים כל הרופאים. עם זאת, חשוב לציין מספר נקודות: ראשית, בצד חשיבות הפריסה הגיאוגרפית של מקומות העבודה חשובה גם הפריסה הגיאוגרפית של מגורי הרופאים המומחים, שכן היא מייצגת

במידה רבה את מלאי הרופאים באזור גיאוגרפי מסוים, מתוך הערכה שבדרך כלל רופאים יעדיפו לעבוד סמוך למקום מגוריהם, ככל שתימצא להם משרה מתאימה באותו אזור. שנית, על אף אפשרות היוממות יש מתאם חזק בין מקום המגורים של הרופאים לבין מקום עבודתם, בפרט לגבי רופאים בכירים (מומחים) בבתי החולים, הנדרשים לכוננויות, שמחייבות שהות בקרבת בית החולים. מתאם זה נמצא בניתוח שהתבסס על סקר כוח אדם שבחן את מקום העבודה העיקרי של הרופאים ביחס למקום מגוריהם, ומצא ש-95% מהרופאים עובדים במחוז מגוריהם או במחוז הסמוך אליו. על בסיס ממצא זה, כדי לצמצם את ההסתברות שאפשרות היוממות גורמת להטיה, נאמדה במסגרת מבחני הרגישות אמידה נוספת, שכללה את הרופאים הגרים במחוזות הצפון, המרכז, תל אביב וירושלים בלבד (ללא מחוזות חיפה, הדרום ויו"ש); זאת כדי לייצר מדגם שבו מרחקי היוממות בין המחוזות הלא פריפריאליים לבין מחוז הצפון גדולים, כך שההסתברות ליוממות של הרופאים אל הפריפריה וממנה נמוכה. ממצאי אמידה זו היו דומים לממצאי האמידות האחרות (לוח נ-2.ג בנספח 2).

7. תוצאות

7.א - משתנים המתואמים עם מגורי רופאים מומחים בפריפריה

לוח 2 מציג את תוצאות האמידה של משוואה 1, ובוחן את המתאמים שבין מגוון משתנים מסבירים רלוונטיים לבין ההסתברות שרופא מומחה יגור בפריפריה. העמודה הראשונה מתארת מודל עם משתנים בסיסיים בלבד, ללא משתני החשיפה של הרופא לפריפריה (מקום האוניברסיטה שבה למד הרופא בפריפריה ומגורים בפריפריה לפני הלימודים) וללא משתנה הלאום, שמתואם באופן חזק עם משתנה החשיפה של מגורים בפריפריה טרם הלימודים. העמודה השנייה מציגה אמידה שכללה את משתנה החשיפה של מקום הלימודים, והעמודה השלישית – את שני משתני החשיפה.

כפי שעולה מהממצאים בכל שלוש האמידות, ההסתברות של רופא שקיבל את הרשיון לפני החתימה על הסכם השכר של 2011 לגור כרופא מומחה בפריפריה אינה שונה באופן מובהק מזו של רופא שקיבל את הרשיון לאחר מכן. ממצאים אלה אינם מצביעים אפוא על מתאם בין התמריצים הכספיים שניתנו בהסכם השכר של 2011 לבין ההסתברות למגורי רופאים בפריפריה לאחר סיום ההתמחות. לעומת זאת נמצאו מתאמים חיוביים מובהקים בין משתני החשיפה של הרופא לפריפריה טרם עבודתו לבין ההסתברות שיגור בפריפריה כרופא מומחה. על פי האמידה, ההסתברות שרופא שגר בפריפריה לפני הלימודים (ובהסתברות גבוהה גם גדל בה) יגור בה לאחר סיום התמחותו גבוהה בכמעט 50 נקודות האחוז מזו של רופא שגדל במרכז הארץ. באופן דומה, ההסתברות שרופא אשר למד בפקולטה הנמצאת בפריפריה יגור בה לאחר סיום התמחותו גבוהה ב-14.6 נקודות אחוז מזו של רופא שלמד בפקולטה במרכז הארץ. גם ההסתברות שרופאים שלמדו בחו"ל יגורו בפריפריה כרופאים מומחים גבוהה באופן מובהק מזו של רופאים שלמדו במרכז הארץ, אולם כאן המקדם קטן משמעותית מאשר לגבי רופאים שלמדו בפריפריה. ממצאים אלה מתחדדים גם לאור הפערים הניכרים ב-R^2 בין האמידות, ובפרט לאור כוח ההסבר החלש של האמידות שלא כללו את משתני החשיפה ביחס לאמידה שכן כללה משתנים אלה.

לוח 2 | ממצאי רגרסיות לאמידת ההסתברות למגורי רופא מומחה בפריפריה

	ההסתברות למגורי רופא מומחה בפריפריה		
	(1)	(2)	(3)
קבלת הרשיון לאחר הסכם השכר (2011)	0.031	-0.058	-0.068
	-0.05	-0.05	-0.04
קבלת הרשיון בגיל 30+	-0.127***	0.009	0.006
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
המגדר (רופאה = 1)	-0.109***	-0.013	-0.017*
	-0.01	-0.01	-0.01
נשוי ביחס לרווק (בשנת קבלת הרשיון)	0.011	0.051***	0.047***
	-0.01	-0.01	-0.01
גרוש ביחס לרווק (בשנת קבלת הרשיון)	0.088**	0.073**	0.052*
	-0.04	-0.03	-0.03
המצב המשפחתי לא ידוע ביחס לרווק (בשנת קבלת הרשיון)	0.058	0.051	0.015
	-0.05	-0.04	-0.04
ארץ לידה שאינה ישראל או בריה"מ (ביחס לילידי ישראל)	-0.115***	-0.046***	-0.081***
	-0.02	-0.02	-0.02
ילידי בריה"מ ביחס לילידי ישראל	0.046***	0.133***	0.066***
	-0.02	-0.02	-0.02
ערבי		0.486***	0.250***
		-0.02	-0.01
לימודי רפואה באוניברסיטה בפריפריה של ישראל (באר שבע או צפת) לעומת לימודים במרכז הארץ (שאר הפקולטות)		0.183***	0.146***
		-0.02	-0.01
לימודי רפואה בחו"ל ביחס ללימודים במרכז הארץ		0.054***	0.036***
		-0.01	-0.01
גר ב-1995 בפריפריה ביחס למגורים במרכז הארץ			0.486***
			-0.01

גר ב-1995 מחוץ לישראל ביחס למגורים במרכז הארץ			0.147*** -0.02
משתני דמי לכל שנה	V	V	V
הקבוע	0.338*** -0.02	0.081*** -0.02	0.030* -0.02
מספר התצפיות	7,039	7,039	7,039
Adjusted R^2	0.05	0.203	0.365

המקור: עיבודים לקבצי מרשם הרופאים ומרשם אוכלוסין

לצד הממצאים המרכזיים עולים מהניתוח ממצאים נוספים: ההסתברות שרופאות מומחות יגורו בפריפריה נמוכה ביחס לרופאים מומחים; ההסתברות שרופאים שהיו רווקים בזמן קבלת הרשיון או נולדו בחו"ל (למעט בריה"מ) יגורו בפריפריה נמוכה ביחס למי שהיו נשואים או גרושים וביחס לילידי ישראל, בהתאמה. לעומת זאת ילידי בריה"מ גרו בפריפריה בשיעורים גבוהים יותר מאשר ילידי ישראל. מקדם חיובי מובהק ומשמעותי בגודלו (25 נקודות אחוז) נמצא בין רופא מהחברה הערבית לבין ההסתברות שיגור כמומחה בפריפריה. ממצא זה קשור ככל הנראה לפיזור הגיאוגרפי של האוכלוסייה הערבית בישראל, המרוכזת במחוזות הפריפריאליים.

לוח 3 מציג ממצאים מניתוחים דומים לניתוח בעמודה השמאלית של לוח 2 עבור מדגמים ספציפיים. שתי העמודות הראשונות מראות את הממצאים העולים ממדגמים שהתמקדו בקבוצות רופאים שנחשבות לבעלות רמה מקצועית גבוהה יחסית – רופאים שלמדו בפקולטות ישראליות ורופאים בעלי הישגים גבוהים בבחינה הפסיכומטרית (ציון כולל של 680 ומעלה).[18] מטרת שתי האמידות היא לבחון את האפקטיביות של התמריצים לגבי קבוצות רופאים שנחשבות איכותיות. הממצאים בעמודה השלישית של הלוח מתמקדים ברופאים שגרו לפני תקופת לימודיהם באזורים שאינם פריפריאליים בישראל. אמידה זו נועדה בעיקר לבחון את המתאם שבין משתנה החשיפה של לימודים בפריפריה לבין תעסוקה בפריפריה כרופאים מומחים באופן ממוקד לגבי רופאים שלא גדלו בפריפריה.

בדומה לממצאי לוח 2 המתייחס לכלל הרופאים, גם ממצאי לוח 3 לא מצביעים על מתאמים מובהקים בין קבלת רשיון הרופא לאחר הסכם השכר לבין מגורים בפריפריה כרופאים מומחים. כנגד זאת, המקדמים של שני משתני החשיפה היו מובהקים גם באמידות אלה, באותו כיוון ובגודל שאינו שונה משמעותית מאשר באמידה השלישית בלוח 2 לגבי כלל הרופאים. ממצאים אלה מרמזים

[18] אמנם, כפי שכתבתי לעיל, קבוצת הרופאים שהוכשרה בחו"ל מאופיינת בשונות רבה מבחינת רמת ההכשרה, ולחלק מהם הכשרה טובה מאוד, אולם, מקובל לראות בבוגרי ישראל קבוצה בעלת הכשרה טובה יותר בממוצע; זאת במיוחד עקב הרף הגבוה מאוד של הקבלה ללימודי רפואה בישראל. גם ההישגים בבחינה הפסיכומטרית, שאמנם אינם מעידים באופן ישיר על איכות הרופא, מצביעים על רמת היכולת שלו, וסביר שיהיו מתואמים עם רמתו המקצועית.

שהתמריצים שניתנו בהסכם השכר אינם מתואמים עם גידול בשיעור היחסי של קבוצות הרופאים הנחשבים לבעלי רמת הכשרה גבוהה באזורים פריפריאליים.

ממצא חשוב נוסף העולה מהאמידה השלישית בלוח 3 הוא מתאם מובהק בין לימודים בפקולטה לרפואה הממוקמת בפריפריה של ישראל לבין ההסתברות לעבוד בפריפריה כרופאים מומחים, גם כאשר כוללים באמידה רק את הרופאים שלא גרו בפריפריה לפני הלימודים. ממצא זה עולה בקנה אחד עם ממצאי ספרות מחקרית מהעולם, המצביעה על קשר בין חשיפת הרופא לפריפריה בתקופת הכשרתו לבין ההסתברות שיבחר לעבוד בה כמומחה (למשל Gupta et al., 2014). הואיל וממצא זה עשוי להצביע על קשר בין הפיזור הגיאוגרפי בשלבים השונים של תהליך הכשרת הרופאים לבין הפיזור הגיאוגרפי של הרופאים המומחים, ייתכן שניתן ללמוד ממנו על מספר צעדי מדיניות שעשויים לסייע בהגדלת מספר הרופאים בפריפריה. בסוגיה זו אדון בהרחבה בפרק הדיון.

לוח 3 | ממצאי רגרסיות לאמידת ההסתברות למגורי רופא מומחה בפריפריה, קבוצות רופאים ספציפיות

	ההסתברות למגורי רופא מומחה בפריפריה		
	למדו בפקולטות בישראל	680 ומעלה בפסיכומטרי	גדלו באזורים שאינם פריפריאליים בישראל
קבלת רישיון לאחר החתימה על הסכם השכר ב-2011	-0.025	-0.02	-0.061
	-0.08	-0.10	-0.06
ארץ לידה שאינה ישראל או בריה"מ (ביחס לילידי ישראל)	-0.009	-0.009	-0.004
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
ילידי בריה"מ ביחס לילידי ישראל	0.011	0.006	0.0005
	-0.03	-0.03	-0.02
לימודי רפואה באוניברסיטה בפריפריה של ישראל (באר שבע או צפת) לעומת לימודים במרכז הארץ (שאר הפקולטות)	0.151***	0.144***	0.148***
	-0.01	-0.01	-0.01
לימודי רפואה בחו"ל ביחס ללימודים במרכז הארץ		0.035	0.015
		-0.02	-0.01
גר ב-1995 בפריפריה ביחס למגורים במרכז הארץ	0.362***	0.363***	
	-0.02	-0.02	
גר ב-1995 מחוץ לישראל ביחס למגורים במרכז הארץ	0.095***	0.111*	
	-0.04	-0.07	
דמוגרפיה: הגיל, המגדר, הלאום ,המצב המשפחתי	V	V	V
משתני דמי לכל שנה	V	V	V
הקבוע	0.045**	0.048**	0.061***
	-0.02	-0.02	-0.02
מספר התצפיות	3,774	3,584	4,006
Adjusted R^2	0.31	0.30	0.04

המקור: עיבודים לקבצי מרשם רופאים, מרשם אוכלוסין וקובץ פסיכומטרי

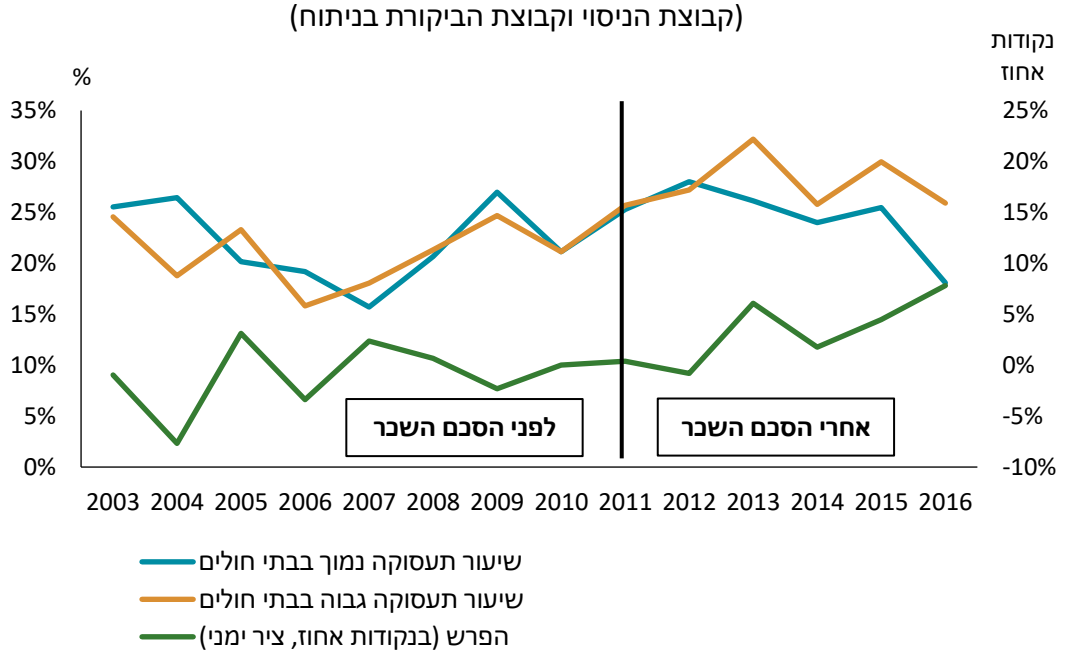
7.ב - האפקט הסיבתי של הסכם השכר - אמידה בשיטת הפרש ההפרשים

כדי לנסות ולזהות קשר סיבתי בין התמריצים בהסכם השכר לבין מגורי רופאים מומחים בפריפריה ביצעתי שלש אמידות בשיטת הפרש ההפרשים. אף שהאמידות בחלק 6.א לא הצביעו על מתאמים מובהקים בין תמריצי הסכם השכר לבין ההסתברות שרופאים מומחים יגורו בפריפריה, ייתכן שחלוקת הרופאים לשתי קבוצות על פי מידת החשיפה שלהם לתמריצים עשויה לזהות קשר סיבתי שלא בא לידי ביטוי באמידות שהוצגו בחלק 6.א, אשר התייחסו לכל הרופאים כאל קבוצה אחת.

איור 7 מציג באופן תיאורי את שיעור הרופאים המומחים שגרו בפריפריה שנה לאחר סיום התמחותם בחלוקה לשתי הקבוצות: מומחים בתחומים שבהם שיעור התעסוקה בבתי חולים גבוה (קבוצת הניסוי) ומומחים בתחומים שבהם שיעור התעסוקה בבתי חולים נמוך (קבוצת הביקורת) ולפי שנת קבלת הרשיון. באופן כללי נראה שמקבלי הרשיונות עד שנת 2010 בשתי הקבוצות התנהגו באופן דומה. אולם אחרי הסכם השכר, החל משנת 2013, הייתה היפרדות מסוימת בין שתי הקבוצות: המומחים בתחומים שבהם שיעור התעסוקה בבתי החולים גבוה יותר נטו לגור בפריפריה בשיעורים גבוהים במקצת מאשר עמיתיהם. ניתוח הפרש ההפרשים (Diff-in-Diffs) בודק אם ההיפרדות הזאת בין שתי הקבוצות מבטאת קשר סיבתי, כלומר השפעה של התמריצים על מגורי רופאים מומחים בפריפריה.

איור 7 - שיעור הרופאים המומחים שגרים בפריפריה בחלוקה לפי קבוצות תחומי ההתמחות לפי שנת קבלת הרשיון, 2016–2003

חלוקת תחומי ההתמחות לשתי קבוצות על פי שיעורי התעסוקה בבתי חולים (קבוצת הניסוי וקבוצת הביקורת בניתוח)



המקור: עיבודים לנתוני מרשם הרופאים ומרשם האוכלוסין.

לוח 4 מציג ממצאים של אמידות השונות זו מזו בשלב ההכשרה שעל בסיסו מחולקים הרופאים לשתי קבוצות בנקודת הזמן של הסכם השכר (לפני החתימה על ההסכם ואחריה). שתי האמידות הראשונות, בדומה לאמידות בחלק 6.א, בוחנות את הפערים בין רופאים שקיבלו רשיון לאחר החתימה על הסכם השכר לבין רופאים שקיבלו רשיון קודם ההסכם. העמודה הימנית בוחנת את כלל המדגם, והעמודה השנייה – את בוגרי הפקולטות בחו"ל בלבד. האמידה השלישית משווה רופאים שסיימו התמחות לאחר החתימה על הסכם השכר לרופאים שסיימו התמחות קודם החתימה.

ממצאי שלוש האמידות לא הצביעו על קשר סיבתי בין המשתנים (משתנה האינטראקציה). יחד עם זאת הממצאים מצביעים על היבט נוסף, הקשור לפער שבין שתי הקבוצות. בשלוש האמידות נמצא באופן מובהק שהרופאים בתחומים הנוטים יותר לתעסוקה בבתי החולים נוטים לגור פחות בפריפריה. זה ממצא סביר לאור זאת שסביר שהרופאים המומחים בתחומים שבהם רוב התעסוקה היא בבתי חולים יעדיפו לגור באזורים מרכזיים ובסמיכות לבתי החולים הגדולים, וכן בסמיכות לבתי החולים הפרטיים. כנגד זאת, רופאים שתחום התמחותם כולל בעיקר תעסוקה ברפואה בקהילה, המאופיינת בפריסה גיאוגרפית רחבה, פחות רגישים לצורך לגור ליד בתי החולים הגדולים, ולכן בקרבם שיעורי המגורים בפריפריה גבוהים יותר. אולי מסיבה זו התמקד הסכם השכר ברופאי בתי החולים, שכן באלה המחסור ברופאים מומחים רלוונטיים הורגש בפריפריה ביתר שאת.

כדי לבדוק אם ניתן לזהות השפעה סיבתית לפחות בחלק מהשנים, מובאת באיור 8 אמידה הבוחנת את משתני האינטראקציה של קבוצת הניסוי (ביחס לקבוצת הביקורת) עבור כל שנה בנפרד (Event Study). כפי שעולה מהאיור, המקדמים שנאמדו עבור השנים שלאחר כניסת ההסכם לתוקף אינם מובהקים, ומכאן שלא ניתן להצביע על השפעה סיבתית של התמריצים על הסתברות המגורים בפריפריה באף אחת מהשנים שנבחנו.

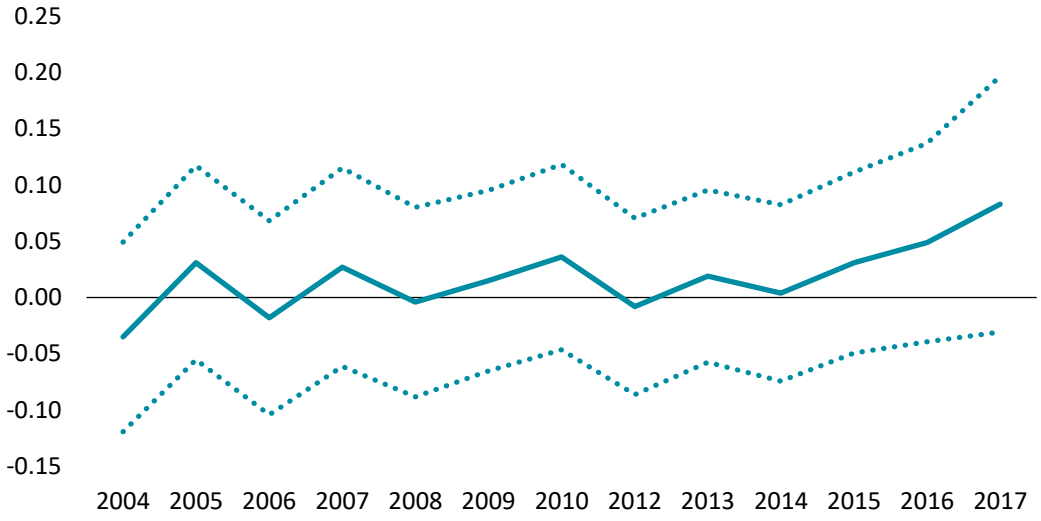
לוח 4 | ממצאי ניתוח הפרש ההפרשים להסתברות של מגורי רופא מומחה בפריפריה

	ההסתברות למגורי רופא מומחה בפריפריה		
	לפי שנת קבלת הרשיון – כל המדגם	לפי שנת קבלת הרשיון – למדו בחו"ל	לפי שנת סיום ההתמחות
אינטראקציה – לאחר 2011 * התמחויות שבהן שיעור התעסוקה בבתי חולים גבוה	0.012 -0.02	0.019 -0.02	0.006 -0.03
תחומי התמחות שבהם שיעור התעסוקה בבתי חולים גבוה	-0.030*** -0.01	-0.038** -0.02	-0.047* -0.03
קבלת רשיון/סיום ההתמחות לאחר הסכם השכר (2011)	-0.072* -0.04	-0.049 -0.05	-0.05 -0.04
ארץ לידה שאינה ישראל או בריה"מ (ביחס לילידי ישראל)	-0.081*** -0.02	-0.128*** -0.03	-0.038 -0.03

ילידי בריה"מ ביחס לילידי ישראל	0.069***	0.063**	0.138***
	-0.02	-0.03	-0.03
לימודי רפואה באוניברסיטה בפריפריה של ישראל (באר שבע או צפת) לעומת לימודים במרכז הארץ (שאר הפקולטות)	0.146***		0.147***
	-0.01		-0.02
לימודי רפואה בחו"ל ביחס ללימודים במרכז הארץ	0.036***		0.006
	-0.01		-0.02
מגורים ב-1995 בפריפריה ביחס למגורים במרכז הארץ	0.486***	0.654***	0.415***
	-0.01	-0.02	-0.02
מגורים ב-1995 מחוץ לישראל ביחס למגורים במרכז הארץ	0.147***	0.216***	0.112***
	-0.02	-0.03	-0.03
משתני דמי לכל שנה	V	V	V
דמוגרפיה: הגיל, המגדר, הלאום, המצב משפחתי	V	V	V
הקבוע	0.046**	0.033	0.002
	-0.02	-0.03	-0.34
מספר התצפיות	7,039	3,265	2,619
Adjusted R^2	0.365	0.425	0.283

המקור: עיבודים לקבצי מרשם הרופאים ומרשם אוכלוסין

איור 8 | השפעת תמריצי הסכם השכר (2011) על ההסתברות למגורי רופא מומחה בפריפריה, קבוצת הניסוי ביחס לקבוצת הביקורת לכל שנה בנפרד(Event Study)
*לפי שנת קבלת הרשיון, שנת הבסיס= 2003



*הקווים המקווקווים – רווחי סמך ברמת ביטחון של 95%
המקור: עיבודים לנתוני מרשם הרופאים ומרשם האוכלוסין.

על אף שלא נמצאה עדות לאפקטיביות התמריצים לעידוד מעבר רופאים לפריפריה, ייתכן כי הם כן השפיעו באופן ממוקד על קבוצות רופאים בעלי חשיפה מוקדמת לפריפריה. לוח נ-2.א בנספח 2 מציג ממצאים מאמידות שהתמקדו בהשפעה הספציפית של התמריצים על הרופאים שנחשפו לפריפריה בילדותם או בתקופת לימודי הרפואה. אמידות אלה בוצעו בהתאם למתודולוגיית הפרש ההפרשים משולש **(triple difference-in-differences (DDD)**. ממצאי אמידות אלה, לא הצביעו על השפעה ממוקדת מובהקת על מי שנחשפו קודם לכן לפריפריה.

8. דיון

הסכם השכר של הרופאים, שנחתם ב-2011, כלל שלושה תמריצים, שנועדו להגדיל את מספר הרופאים בפריפריה – תוספת שכר אחוזית ניכרת למתמחים ולמומחים העובדים בבתי החולים בפריפריה, מענקים חד-פעמיים לרופאים שיעברו לפריפריה והקצאה דיפרנציאלית של תקנים בבתי החולים לטובת בתי החולים הפריפריאליים. מאחר ובחלק מתחומי ההתמחות רופאים נאלצים לא אחת להמתין עד לפתיחת תקן לתחום התמחותם ההקצאה הדיפרנציאלית של תקנים לטובת הפריפריה הייתה עשויה לקצר את זמן ההמתנה, ובכך לעודד התמחות בפריפריה. ואולם על אף התמריצים הנדיבים נראה כי השפעתם הכוללת לא הביאה להגדלה משמעותית של מספר הרופאים המומחים בפריפריה. בכל האמידות שבוצעו לא נמצא קשר סיבתי או מתאם חיובי מובהק בין קבלת הרשיון לאחר ההסכם לבין ההסתברות לעבוד בפריפריה כרופאים מומחים. אמנם לא ניתן לקבוע בוודאות מה היה קורה אלמלא ניתנו התמריצים, וייתכן שבמקרה כזה שיעור הרופאים שהיו בוחרים

לגור בפריפריה לאחר התמחותם היה נמוך אף יותר. אולם התפתחות המגמה טרם החתימה על ההסכם (איור 7), העובדה שסביב התקופה שבה נחתם ההסכם לא התרחש אירוע אחר אשר היה עשוי להניע רופאים להעדיף את המרכז על פני הפריפריה, נוסף על תוצאות המבחנים האמפיריים – כל אלה מרמזים שלתמריצים לא הייתה השפעה משמעותית בהקשר הזה.

האפקטיביות הנמוכה של התמריצים בהסכם השכר התבטאה לא רק באי המובהקות של המקדמים אלא גם בנקודות נוספות העולות מהממצאים. כך, למשל, בלוח 2 האמידה שלא כללה את משתני החשיפה של הרופא לפריפריה (האמידה בעמודה הימנית) היא בעלת כוח הסבר נמוך כשלעצמו ונמוך משמעותית ביחס לאמידות שכן כללו משתנים אלה (על בסיס הפערים הניכרים ב-R^2 בין האמידות). ממצא זה מתיישב עם הספרות המחקרית בנושא, שלא הגיעה למסקנות חד-משמעיות לגבי תרומת תמריצים כלכליים לעידוד רופאים לעבור לפריפריה (Verma et al., 2016; Wilson et al, 2009 ; Buylx, 2010).

גם האמידות שבחנו קבוצות רופאים ספציפיות, שנחשבות לבעלות איכות הכשרה גבוהה יחסית, כגון בוגרי פקולטות ישראליות ורופאים בעלי הישגים גבוהים במבחן הפסיכומטרי, לא העלו ממצאים מובהקים. נראה אפוא שהתמריצים אשר ניתנו בהסכם השכר לא תרמו תרומה משמעותית לא לגידול מספרם של הרופאים בפריפריה ולא לשיפור איכותם הממוצעת.[19]

לעומת זאת מצביעים ממצאי המחקר על החשיבות הרבה שיש לחשיפת הרופא לפריפריה טרם עבודתו על בחירתו לעבוד בה. חשיפת הרופא נבחנה כאמור גם על בסיס מקום המגורים של הרופא לפני תקופת לימודיו (שהוא במקרים רבים גם האזור שבו הרופא גדל) וגם על בסיס המקום שבו למד רפואה, ואם פקולטה זו נמצאת בפריפריה של ישראל. כל המקדמים בהקשר זה נמצאו מובהקים באופן עקבי ובעלי גודל משמעותי. גם באמידות שבחנו באופן ממוקד את השפעת התמריצים על רופאים שנחשפו לפריפריה בילדותם או בתקופת לימודיהם (ניתוח הפרש ההפרשים משולש, DDD) לא נמצאו ממצאים מובהקים.

אחת הנקודות שמחקר זה בוחן לראשונה בישראל היא המתאם שבין לימודים בפקולטה הממוקמת בפריפריה של ישראל לבין בחירת הרופא לעבוד בפריפריה כרופא מומחה ולהישאר בה בטווח הארוך, גם אם לא גדל באזור פריפריאלי. המקדם של מיקום מוסד הלימודים נמצא באופן עקבי חיובי, מובהק ובעל גודל משמעותי, והוא מצביע על פער של כ-15 נקודות אחוז בין רופאים שלמדו בפריפריה לבין רופאים שלמדו במרכז הארץ בהסתברות לעבוד בפריפריה כרופאים מומחים. גם באמידה שכללה רק את הרופאים שגדלו באזורים שאינם פריפריאליים בישראל (העמודה השמאלית בלוח 3) מקדם זה נמצא מובהק וחיובי ובגודל דומה לגודלו באמידות שכללו את כלל הרופאים. אמנם ממצא זה אינו מצביע בהכרח על סיבתיות, וייתכן שיש מתאם בין מי שלמד בפריפריה לבין מי שמראש תכנן לגור שם (גם אם גדל במרכז הארץ). אולם לאור רף הקבלה הגבוה מאוד ללימודי רפואה בישראל והקושי של מועמדים להתקבל לרפואה בכלל ולפקולטה הקרובה לביתם בפרט, סביר מאוד להניח שחלק ניכר מהרופאים שגדלו במרכז אך למדו רפואה בפריפריה למעשה "נאלצו"

[19] קשה מאוד להגדיר ולמדוד את איכות הרופאים משום שאיכותם קשורה למשתנים רבים, שחלקם אינם נמצאים בקובצי הנתונים וחלקם אינם ניתנים לאמידה כלל. על כן, הממצאים בפסקה זו מבוססים על ההגדרות שנבחנו במחקר: רופאים שלמדו בפקולטות ישראליות ורופאים בעלי הישגים גבוהים בפסיכומטרי, (שתי קבוצות שכפי שצוין לעיל בהערה 16 ניתן להניח שהן בממוצע בעלות רמת הכשרה או לפחות יכולת גבוהה ביחס לרופאים האחרים).

ללמוד שם לאחר שלא התקבלו לפקולטות אחרות.[20] על רקע זה, ולאור המקדם העקבי והמשמעותי בגודלו, סביר לשער שיש קשר סיבתי בין לימודי רפואה בפריפריה לבין תעסוקה בפריפריה כרופא מומחה.[21] ומכאן שסביר להניח שהגדלת מספר מכסות הסטודנטים בפקולטות הפריפריאליות עשויה לתמוך בגידול במספר הרופאים המומחים שיעבדו בפריפריה.

הממצאים העולים ממחקר זה בדבר המתאם שבין חשיפת הרופא לפריפריה בתקופת הכשרתו לבין ההסתברות שיעבוד בפריפריה כרופא מומחה תואמים את ממצאי הספרות המחקרית בנושא (Johnson, Wright, and Foster, 2018; Woloschuk and Tarrant, 2002). לפיכך יש בהם כדי לתמוך בצעדי מדיניות הקשורים להרחבת הפיזור הגיאוגרפי של תהליך ההכשרה של הרופא, ובכלל זה הגדלת מספר הסטודנטים לרפואה בפקולטות הפריפריאליות, הקמת בתי ספר נוספים לרפואה בפריפריה, הקצאה דיפרנציאלית בשלב הסטאז' לטובת הפריפריה, או, כפי שיושם בהסכם שכר 2011, הגדלה דיפרנציאלית של מספר התקנים להתמחות לטובת הפריפריה. כנגד אלה, פיזור גיאוגרפי רחב מדי של השלבים השונים בתהליך ההכשרה של הרופאים עשוי לבוא על חשבון יתרונותיה של האגלומרציה, כלומר של ריכוז גיאוגרפי בתהליך ההכשרה של הרופאים, לטובת הכשרה אופטימלית.[22]

בהקשר זה יש לציין שוב את החשיבות המיוחדת הנודעת לפיזור הגיאוגרפי של הרופאים לשם אספקה שוויונית – בכמות ובאיכות – של שירותי בריאות בכל אזורי הארץ. מספר מספיק של רופאים באזור הוא תנאי הכרחי (גם אם לא מספיק) לאספקת שירותי בריאות איכותיים לתושביו. מבחינה זו הרופאים דומים למורים, לעובדים הסוציאליים ולבעלי מקצועות נוספים העוסקים בהענקת שירותים ציבוריים, שגם פיזורם הגיאוגרפי חיוני מסיבות חברתיות. אולם, שלא כמו אצל המורים והעובדים הסוציאליים, במקביל למערכת הבריאות הציבורית פועלת גם מערכת משגשגת של בריאות פרטית, המשפיעה על פוטנציאל ההשתכרות של הרופאים; פוטנציאל זה גבוה במרכז הארץ, ולכן התמריץ למגורי הרופאים מחוץ לפריפריה הוא חזק (גמזו, 2022).[23]

---

[20] תנאי הקבלה לפקולטות לרפואה בישראל שונים מפקולטה לפקולטה הן במבחנים הדרושים והן במשקל שמייחסים לכל אחד מהמבחנים. יש הבדלים בתנאי הקבלה גם בין התוכנית ה-6 שנתית לתוכנית ה-4 שנתית לבעלי תואר ראשון, שתנאי הקבלה אליה מבוססים בעיקר על הישגי התואר הראשון. באופן כללי מקובל להניח שרף הקבלה לפקולטות בפריפריה נמוך יותר מאשר לפקולטות שאינן בפריפריה, אך גם אם לא נניח הנחה זו, השונות בתנאי הקבלה בין המוסדות, מייצרת במקרים רבים מציאות של מועמד שהתקבל רק לאחד מהמוסדות ו"נאלץ" ללמוד דווקא בו.

[21] מאחר וסביר להניח שרף הקבלה לרפואה בפקולטות הממוקמות בפריפריה נמוך מעט מהרף במרכז הארץ, ניתן לטעון שהמתאם בין המשתנים אינו מבטא קשר סיבתי אלה נובע מפער בכישורי הרופאים. על אף שאפשרות זו קיימת, אין היא נראית סבירה על רקע רף הקבלה הגבוה מאד לכלל הפקולטות בישראל ועל רקע הפערים הקטנים יחסית בין תנאי הקבלה של הפקולטות השונות. כלל הרופאים שלמדו רפואה בישראל נמצאים בחלק העליון של התפלגות ההישגים בבחינה הפסיכומטרית ובמבחני הבגרות ועל כן קשה להאמין שפערים קטנים בהישגים בין בוגרי הפקולטות השונות ישפיעו באופן משמעותי על מקום העבודה של הרופאים המומחים שנים רבות לאחר מכן.

[22] על רקע הטענות ליתרונות האגלומירציה והריכוז בתהליך ההכשרה של הרופאים, ייתכן שלהרחבת הפריסה הגיאוגרפית בתהליך הכשרתם יהיה מחיר מסוים הקשור לאיכות ההכשרה. למשל, ייתכן שמאחר והרופאים הלומדים בפריפריה מבצעים את שלב ההכשרה הקלינית בבתי חולים קטנים יותר שפחות נוטים לבצע פרוצדורות רפואיות נדירות, רמת ההכשרה שלהם תיהיה נמוכה יותר. סוגיה זו צריכה להילקח גם היא בחשבון בבחירת רמת הפריסה הגיאוגרפית האופטימלית של הכשרת הרופאים.

[23] אמנם גם למורים ולעובדים סוציאליים יש אפשרות לעבוד במגזר הפרטי, אולם פוטנציאל ההשתכרות של הרופאים במגזר הפרטי גדול לאין ערוך מאשר במקצועות אלה.

ביבליוגרפיה

אטקס, ח' "ההטבות היישוביות במס הכנסה: מאפייניהן ויעילותן המוגבלת בעידוד הגירה פנימית", בתוך: ההתפתחויות הכלכליות בחודשים האחרונים, 140 אפריל עד ספטמבר, 2015 בנק ישראל – חטיבת המחקר

אש, נ' (יו"ר) (2022). דוח וועדת אש - הוועדה להעצמת שירותי הבריאות בישראל, ואסדרת מערכת הבריאות הציבורית והפרטית, דוח הוועדה, משרד הבריאות.

אשכנזי, י', ב' רוזן, מ' גורדון וא' וינקלביץ (2017). משיכת מתמחים לפריפריה ולמקצועות רפואיים במצוקה בעקבות ההסכם הקיבוצי משנת 2011. מכון מאיירס- ג'וינט-ברוקדייל.

בוורס, ל' וד' צ'רניחובסקי (2016). מיקומך בתור: זמני המתנה בבתי החולים במימון ציבורי. מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל.

בלינסקי, א', ג' בן נעים וי' הכט (2018). שכר רופאי בתי החולים הממשלתיים מרפואה ציבורית ופרטית – ממצאים ומגמות, אגף הכלכלן הראשי, משרד האוצר.

בלנק, ר' (2024). שאלת יעילותה של תוכנית המענקים לעידוד עבודה והתמחות של רופאים בפריפריה, 2011–2019, מרכז המידע והמחקר של הכנסת.

בנק ישראל (2025), השפעתה הצפויה של רפורמת יציב על מספר ואיכות הכשרתם של הרופאים בישראל, סוגיה בתוך פרק ז, דו"ח בנק ישראל 2024, עמודים 165-171.

גמזו, ר' (יו"ר). (2022). סיכום ועדת הצוותים, ועדת גמזו – תכנון ארוך טווח של כוח-אדם רפואי בישראל. המכון הלאומי לחקר שירותי בריאות ומדיניות הבריאות.

דוידוביץ, נ', נ' לב, וב' לוי (2023). מערכת הבריאות בישראל: בין "הנורמלי החדש" ל"נורמלי הישן". מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל.

מרקוביץ', ר', ש' אסיף וי' הר טוב (2021). "בחינת האפקטיביות של הסכם הרופאים המתמחים בפריפריה ובמקצועות במצוקה", בתוך: אגף שכר והסכמי עבודה במשרד האוצר, דין וחשבון על הוצאות השכר בשירות המדינה וגופי הביטחון לשנת 2019 , פברואר 2021 , עמ' 119.

משרד האוצר (2023), דוח הממונה על הוצאות השכר במערכת הבריאות – בתי החולים הציבוריים, לשנת 2021. האגף לשכר והסכמי עבודה.

משרד הבריאות (2023), דין וחשבון פיננסי של מערך האשפוז הכללי-ציבורי 2020-2021.

קישור: https://www.gov.il/he/pages/fospitalization-report-general-public-hospitalization-system-2020-2021

משרד האוצר, הסכם השכר של הרופאים, 2011.

סמואל, ה', ע' משולם, י' אשכנזי, ר' מעוז ברויאר וא' רוז (2022). מומחים צעירים בפריפריה ובמרכז – המעבר מהתמחות למומחיות, מכון מאיירס- ג'וינט-ברוקדייל.

פינקלשטיין,ע (2026). "השפעת הטבות המס ליישובים על דפוסי ההגירה הפנימית", סדרת מאמרים לדיון, חטיבת המחקר, בנק ישראל.

שפירו, נ', א' קיים, ע' קובץ, א'. בלינסקי ור' ברנר שלם (2021), מספר הרופאים בישראל: מגמות והצעות מדיניות, מינהל תכנון אסטרטגי וכלכלי, משרד הבריאות.

Abbiati, M., G. L. Savoldelli, A. Baroffio & N. M. Bajwa (2020). “Motivational factors influencing student intentions to practise in underserved areas”, *Medical Education 54*(4), 356–363. https://doi.org/10.1111/medu.14063

Buykx, P., J. Humphreys, J. Wakerman & D. Pashen (2010). “Systematic review of effective retention incentives for health workers in rural and remote areas: towards evidence-based policy”, *The Australian Journal of Rural Health 18*(3), 102–109. https://doi.org/10.1111/j.1440-1584.2010.01139.x

Chan, B. T., N. Degani, T. Crichton, R. W. Pong, J. T. Rourke, J.Goertzen & B. McCready (2005). “Factors influencing family physicians to enter rural practice: does rural or urban background make a difference?”, *Canadian Family Physician Medecin de Famille Canadien 51*(9), 1246–1247.

Fried, S., O. Zloto, A. Doron et al. (2024). “Attracting medical school graduates to residency programs in remotely located hospitals: the challenge lies beyond financial incentives”, *Isr J Health Policy Res* 13, 40 https://doi.org/10.1186/s13584-024-00629-5

Gagne, R & P.T. Leger.(2005). " Determinants of Physicians' Decisions to Specialize", *Health Economics* 14(7):721-735

Glasser, M., M. Hunsaker, K. Sweet, M. MacDowell & M. Meurer (2008). “A comprehensive medical education program response to rural primary care needs”, *Academic medicine: Journal of the Association of American Medical Colleges 83*(10), 952–961. https://doi.org/10.1097/ACM.0b013e3181850a02

Goldacre, M. J., R. Goldacre & T. W. Lambert (2012). “Doctors who considered but did not pursue specific clinical specialties as careers: questionnaire surveys”, *J R Soc Med* Apr;105(4):166–76. doi: 10.1258/jrsm.2012.110173.

Gong, Gordon et al. “Higher US Rural Mortality Rates Linked To Socioeconomic Status, Physician Shortages, And Lack Of Health Insurance.” *Health affairs (Project Hope)* vol. 38,12 (2019): 2003-2010. doi:10.1377/hlthaff.2019.00722

Halm, Ethan A et al. “Is volume related to outcome in health care? A systematic review and methodologic critique of the literature.” *Annals of internal medicine vol*. 137,6 (2002): 511-20. doi:10.7326/0003-4819-137-6-200209170-00012

Harris J. E., B. González López-Valcárcel, V. Ortún & P. Barber (2012). Specialty choice in times of economic crisis: a cross-sectional survey of Spanish medical students. *BMJ Open* 2013 Feb 12;3(2):e002051. doi: 10.1136/bmjopen--002051.

Hauer, K. E., S. J. Durning, W. N. Kernan, M. J. Fagan, M. Mintz, P. S. O'Sullivan, M. Battistone, T. DeFerM. Elnicki, H. Harrell, S. Reddy, C. K. Boscardin & M. D. Schwartz (2008). Factors associated with medical students' career choices regarding internal medicine. *JAMA* 300(10), 1154–1164. https://doi.org/10.1001/jama.300.10.1154

Holte, J. H., T. Kjaer, B. Abelsen & J. A. Olsen, (2015). The impact of pecuniary and non-pecuniary incentives for attracting young doctors to rural general practice. *Social Science & Medicine, 128*, 1–9.

Johnson, G. E., F. C. Wright& K. Foster (2018). “The impact of rural outreach programs on medical students' future rural intentions and working locations: a systematic review”, *BMC Medical Education 18*(1), 196. https://doi.org/10.1186/s12909-018-1287-y

Khoury, S. Leganza, J.M. & Masucci, A (2025). "Health Professional Shortage Areas and Physician Location Decisions. American Journal of Health Economics 11(3).

Li, J., A. Scott, M. McGrailJ. Humphreys , & J. Witt (2014). “Retaining rural doctors: doctors' preferences for rural medical workforce incentives“, *Social Science & Medicine (1982)*, *121*, 56–64. https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.09.053.

McGrail, M. R., J. S. Humphreys. & C. M. Joyce (2011). “Nature of association between rural background and practice location: a comparison of general practitioners and specialists“, *BMC Health Services Research 11*, 63. https://doi.org/10.1186/1472-6963-11-63

Nakayasu, A., Kido, M., Katoh, K., & Homma, Y. (2020). “Survey on Specialty Preference and Work-Life Balance among Residents of Japanese Red Cross Hospitals“. *JMA journal*, *3(2)*, 118–124.

Naimer, S., Press, Y., Weissman, C ., Yaffa Zisk-Rony, R., Weiss,Y.G. & Tandeter, H. (2018)."Medical students’ perceptions of a career in family medicine", *Isr J Health Policy Res* **7**, 1 (2018). https://doi.org/10.1186/s13584-017-0193-9

OECD (2023). Medical education and training in Israel: Towards a better governance structure for health workforce planning and policy-making in Israel - June 2023.

Ono, T., M. Schoenstein & J. Buchan (2014). "Geographic Imbalances in Doctor Supply and Policy Responses", *OECD Health Working Papers* No. 69, OECD Publishing, Paris.

Rabinowitz, H. K., J. J. Diamond, F. W. Markham & N. P. Paynter (2001). "Critical factors for designing programs to increase the supply and retention of rural primary care physicians", *JAMA 286*(9), 1041–1048. https://doi.org/10.1001/jama.286.9.1041

Sen Gupta, T., T. Woolley, R. Murray, R. Hays & T. McCloskey (2014). "Positive impacts on rural and regional workforce from the first seven cohorts of James Cook University medical graduates", *Rural and Remote Health 14*, 2657.

Stagg, P., J. Greenhill & P. S.Worley (2009). "A new model to understand the career choice and practice location decisions of medical graduates", *Rural and Remote Health 9*(4), 1245.

Stockton, D. A., C. Fowler, D. Debono & J. Travaglia (2021). "World Health Organization building blocks in rural community health services: An integrative review", *Health Science Reports 4*(2), e254. https://doi.org/10.1002/hsr2 .254

Thornton, J. & F. Esposto (2003). "How important are economic factors in choice of medical specialty?. *Health Economics* 12(1), 67–73.

Verma, P., J. A. Ford, A. Stuart, A. Howe, S. Everington & N. Steel (2016). "A systematic review of strategies to recruit and retain primary care doctors", *BMC Health Services Research 16*(1), 1–25.

Wilson, N. W., I. D. Couper, E. De Vries, S. Reid, T. Fish & B. J. Marais (2009). "A critical review of interventions to redress the inequitable distribution of healthcare professionals to rural and remote areas", *Rural and Remote Health 9*(2), 1060.

Weissman, C., H. Tandeter, R. Y. Zisk-Rony, Y. G. Weiss, U. Elchalal, A. Avidan & J. E. Schroeder (2013). "Israeli medical students' perceptions of six key medical specialties", *Israel Journal of Health Policy Research* 2(1), 19. https://doi.org/10.1186/2045-4015-2-19

Woloschuk, W. & M. Tarrant (2002). "Does a rural educational experience influence students' likelihood of rural practice? Impact of student background and gender", *Medical Education 36*(3), 241–247. https://doi.org/10.1046/j.1365-2923.2002.01143.

Zisk-Rony, R. Y., Weissman, C., & Avidan, A. (2023). "Does examining job market awareness among medical students provide insight into the specialty selection process?", *Annals of Medicine, 55(1).* https://doi.org/10.1080/07853890.2023.2201012

נספח 1

לוח נ-1 | מאפיינים דמוגרפיים, חברתיים וכלכליים של אוכלוסיית הרופאים בניתוח האמפירי (רופאים מומחים)

מספר הרופאים	7,039
שיעור הרופאים מהחברה הערבית	19%
שיעור הרופאות	46%
מיקום הפקולטה בה למדו רפואה:	
ישראל – מרכז (ללא באר שבע וצפת)	43%
ישראל – פריפריה (באר שבע וצפת)	10%
פקולטות בחו"ל	46%
מקום מגורים טרום לימודי הרפואה	
ישראל – לא פריפריה (ללא מחוזות צפון ודרום)	57%
ישראל – פריפריה (מחוזות צפון ודרום)	22%
חו"ל	21%
שנת קבלת הרישיון (לפני או אחרי ההסכם)	
לפני הסכם שכר 2011	55%
אחרי הסכם שכר 2011	45%
מצב משפחתי בזמן קבלת הרישיון:	
רווקים	43%
נשואים	53%
גרושים או אלמנים	2%
מצב משפחתי לא ידוע	1%
שיעור הרופאים שעבדו בפריפריה כרופאים מומחים (שנה לאחר סיום התמחותם)	24%

המקור: עיבודים לקבצי מרשם הרופאים ומרשם אוכלוסין

נספח 2

לוח נ-2.א | ממצאי אמידות הפרש ההפרשים משולש למשתני החשיפה של הרופאים לפריפריה בילדותם או בתקופת לימודיהם. (Triple Difference)

	ההסתברות למגורי רופא מומחה בפריפריה	
	אינטראקציה - גדל בפריפריה	אינטראקציה - למד בפקולטה בפריפריה
אינטראקציה משולשת – קבוצת הניסוי * קבלת רישיון אחרי 2011 * גדל בפריפריה	0.06 -0.04	
אינטראקציה משולשת – קבוצת הניסוי * קבלת רישיון אחרי 2011 * גדל בחו"ל	-0.036 -0.04	
אינטראקציה משולשת – קבוצת הניסוי * קבלת רישיון אחרי 2011 * למד בפריפריה		-0.034 -0.06
אינטראקציה משולשת – קבוצת הניסוי * קבלת רישיון אחרי 2011 * למד בחו"ל		0.015 -0.04
תחומי התמחות שבהם שיעור התעסוקה בבתי חולים גבוה (קבוצת הניסוי)	-0.019 -0.02	-0.030* -0.02
קבלת רישיון אחרי 2011	-0.080* -0.05	-0.079* -0.05
מגורים ב-1995 בפריפריה ביחס למגורים במרכז הארץ	0.449*** -0.02	0.487*** -0.01
מגורים ב-1995 מחוץ לישראל ביחס למגורים במרכז הארץ	0.171*** -0.02	0.146*** -0.02
לימודי רפואה באוניברסיטה בפריפריה של ישראל (באר שבע או צפת) לעומת לימודים במרכז הארץ (שאר הפקולטות)	0.147*** -0.01	0.112*** -0.02
לימודי רפואה בחו"ל ביחס ללימודים במרכז הארץ	0.033*** -0.01	0.036** -0.02

אינטראקציה – קבוצת הניסוי * קיבלו רישיון אחרי 2011	-0.002 -0.02	0.008 -0.03
אינטראקציה – קבוצת הניסוי * גדל בפריפריה	0.002- -0.03	
אינטראקציה – קבוצת הניסוי * גדל בחו"ל	-0.045* -0.03	
אינטראקציה – קבוצת הניסוי * למד בפריפריה		0.018 -0.04
אינטראקציה – קבוצת הניסוי * למד בחו"ל		0.005- -0.02
אינטראקציה – קיבל רישיון אחרי 2011 * גדל בפריפריה	0.044 -0.03	
אינטראקציה – קיבל רישיון אחרי 2011 * גדל בחו"ל	0.01 -0.03	
אינטראקציה – קיבל רישיון אחרי 2011 * למד בפריפריה		0.082** -0.04
אינטראקציה – קיבל רישיון אחרי 2011 * למד בחו"ל		-0.001 -0.02
משתני דמי לכל שנה	V	V
דמוגרפיה: הגיל, המגדר, הלאום, המצב משפחתי, ארץ לידה	V	V
הקבוע	0.046** -0.02	0.049** -0.02
מספר התצפיות	7,039	7,039
R^2 Adjusted	0.368	0.365

המקור: עיבודים לקבצי מרשם הרופאים ומרשם אוכלוסין

לוח נ-2.ב | מבחני רגישות לניתוח הפרש ההפרשים –
חלוקת המדגם באופנים שונים בין קבוצת הניסוי לקבוצת הביקורת

	ההסתברות למגורי רופא מומחה בפריפריה			
	רבעון עליון ביחס לרבעון תחתון	מומחים ברפואת משפחה ביחס לשאר המומחים	מומחים ברפואת משפחה/עור ביחס לשאר המומחים	משתנה רציף
אינטראקציה עיקרית: קבלת רישיון אחרי 2011 * קבוצת הניסוי המוגדרת באמידה זו (לפי כותרת העמודה)	0.009 -0.02	0.006 -0.02	0.013 -0.02	-0.007 -0.04
רבעון עליון ביחס לרבעון תחתון	-0.051*** -0.02			
מומחים ברפואת משפחה ביחס לשאר המומחים		0.041** -0.02		
מומחים ברפואת משפחה/עור ביחס לשאר המומחים			0.032** -0.02	
משתנה רציף				-0.063 -0.02
קבלת רישיון לאחר הסכם השכר (2011)	-0.088 -0.06	-0.067 -0.04	-0.068 -0.04	-0.059 -0.05
לימודי רפואה באוניברסיטה בפריפריה של ישראל (באר שבע או צפת) לעומת לימודים במרכז הארץ (שאר הפקולטות)	0.103*** -0.02	0.147*** -0.01	0.147*** -0.01	0.147*** -0.01
לימודי רפואה בחו"ל ביחס ללימודים במרכז הארץ	0.048*** -0.01	0.033*** -0.01	0.034*** -0.01	0.034*** -0.01
מגורים ב-1995 בפריפריה ביחס למגורים במרכז הארץ	0.484*** -0.02	0.486*** -0.01	0.486*** -0.01	0.486*** -0.01

מגורים ב-1995 מחוץ לישראל ביחס למגורים במרכז הארץ	0.134***	0.148***	0.148***	0.148***
	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02
משתני דמי לכל שנה	V	V	V	V
דמוגרפיה: גיל, מגדר, לאום, מצב משפחתי וארץ לידה	V	V	V	V
הקבוע	0.060**	0.026	0.026	0.074***
	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02
מספר התצפיות	3,918	7,039	7,039	7,035
Adjusted R^2	0.346	0.366	0.365	0.366

המקור: עיבודים לקבצי מרשם הרופאים ומרשם אוכלוסין

לוח נ-2.ג | מבחני רגישות נוספים לניתוח הפרש ההפרשים

	ההסתברות למגורי רופא מומחה בפריפריה	
	ללא מומחים בהתמחויות במצוקה	ללא מחוזות דרום, חיפה ויו"ש
אינטראקציה עיקרית – לאחר 2011 * התמחויות שבהן שיעור התעסוקה בבתי חולים גבוה	0.001	0.002
	-0.03	-0.02
תחומי התמחות שבהם שיעור התעסוקה בבתי חולים גבוה	-0.013	-0.018*
	-0.02	-0.01
הסכם השכר קבלת רישיון לאחר (2011)	-0.084	-0.029
	-0.05	-0.04
באוניברסיטה לימודי רפואה בפריפריה של ישראל (באר שבע או צפת) לעומת לימודים במרכז הארץ (הפקולטות (שאר	0.154***	-0.022
	-0.02	-0.01
ל ביחס ללימודים "בחו לימודי רפואה במרכז הארץ	0.019	-0.023**
	-0.01	-0.01
בפריפריה ביחס מגורים ב-1995 למגורים במרכז הארץ	0.483***	0.430***
	-0.02	-0.01

מחוץ לישראל ביחס מגורים ב-1995 למגורים במרכז הארץ	0.191***	0.111***
	-0.02	-0.02
הקבוע	0.042*	0.042**
	-0.02	-0.02
דמי לכל שנה משתני	V	V
דמוגרפיה :גיל, מגדר, לאום, מצב משפחתי וארץ לידה	V	V
תצפיות מספר	4,558	5,410
R^2 Adjusted	0.351	0.518

המקור: עיבודים לקבצי מרשם הרופאים ומרשם אוכלוסין

נספח 3 – ניתוחים רב משתניים לשכר הרופאים (רגרסיות שכר מינצר, Mincer Earnings Functions)

לוח נ-3.א | ממצאים מניתוח רב משתני של שכר הרופאים המומחים שגרים בפריפריה, 2000-2021 - שכר שנתי ברוטו, בש"ח, במחירי 2021 (שנות המס בקטגוריית הבסיס 2000-2005)

ללא מומחים בהתמחויות במצוקה

מספר שנות ניסיון (מקבלת הרישיון)	34,569***
	-628.73
מספר שנות ניסיון בריבוע (מקבלת הרישיון)	-599***
	-13.88
קבוצת שנים 2006—2010	-43,147***
	-11,906.37
קבוצת שנים 2011—2017	57,251***
	-10,695.59
קבוצת שנים 2018—2019	171,330***
	-13,433.47
קבוצת שנים 2020—2021	154,799***
	-13,078.91

תחום התמחות במצוקה	561,769***
	-112,044.30
תחום התמחות שנוטה יותר לתעסוקה בבתי חולים (קבוצת הניסוי בניתוח)	16,432
	-19,767.50
התמחות במצוקה * קבוצת שנים 2006-2010	22,188*
	-13,228.23
התמחות במצוקה * קבוצת שנים 2011-2017	90,641***
	-11,875.01
התמחות במצוקה * קבוצת שנים 2018-2019	81,492***
	-14,943.10
התמחות במצוקה * קבוצת שנים 2020-2021	94,583***
	-14,519.26
התמחות עם שיעור תעסוקה גבוה בבתי חולים * קבוצת שנים 2006-2010	10,938
	-12,514.16
התמחות עם שיעור תעסוקה גבוה בבתי חולים * קבוצת שנים 2011-2017	30,933***
	-11,241.95
התמחות עם שיעור תעסוקה גבוה בבתי חולים * קבוצת שנים 2018-2019	18,429
	-14,182.75
התמחות עם שיעור תעסוקה גבוה בבתי חולים * קבוצת שנים 2020-2021	24,681*
	-13,801.23
הקבוע	-494,095***
	-112,509.40
משתנים מפקחים: מגדר, לאום, מצב משפחתי, מקום לימודים	V
תחום התמחות	V
מספר תצפיות	51,923
R^2 Adjusted	0.281

המקור: עיבודים לקבצי מרשם הרופאים, קובץ עובד מעביד ומרשם אוכלוסין

לוח נ-3.ב | ניתוח רב משתני של שכר הרופאים בחלוקה להתמחויות, 2021

מספר שנות ניסיון (מקבלת הרישיון)	23,574*** -970.07
מספר שנות ניסיון בריבוע (מקבלת הרישיון)	-442*** -20.79
רופא מומחה (ביחס לרופא כללי שאינו מומחה)	180,216*** (12,610)
התמחויות:	
פנימית	31,440** (14,002)
קרדיולוגיה	50,126 (43,290)
המטולוגיה	2,872 (95,704)
מחלות ריאה	-135,605 (108,843)
גסטרואנטרולוגיה	107,743 (81,499)
אנדוקרינולוגיה	-78,283 (99,422)
נפרולוגיה	-80,920 (129,765)
ילדים	14,985 (15,399)
נוירולוגיה	-34,609 (27,773)
פסיכיאטריה	-81,035*** (20,288)

כירורגיה כללית	90,506***
	(21,706)
נוירוכירורגיה	197,460***
	(49,485)
כירורגיה של בית החזה	192,347***
	(47,210)
כירורגיה אורטופדית	19,338
	(20,544)
כירורגיה פלסטית	23,004
	(34,954)
כירורגיה אורולוגית	-3,235
	(32,051)
עור ומין	34,068
	(30,158)
אף אוזן גרון	-4,406
	(27,941)
עיניים	-3,747
	(22,259)
הרדמה	301,061***
	(20,568)
יילוד וגניקולוגיה	43,604**
	(17,541)
רדיולוגיה אבחנתית	182,814***
	(22,278)
אונקולוגיה	50,221
	(34,445)
משפחה	17,406
	(15,602)

בריאות הציבור	-165 (50,994)
רפואה פיסיקלית ושיקום	-83,124* (44,933)
אנטומיה פתולוגית	143,013*** (37,277)
רפואה גרעינית	266,661*** (63,920)
גריאטריה	1,844 (34,580)
פסיכיאטריה של הילד והמתבגר	-53,986 (38,235)
כירורגית ילדים	99,834 (90,391)
כירורגית כלי דם	44,214 (105,879)
רפואה תעסוקתית	3,744 (50,845)
רפואה דחופה	66,641 (49,732)
התמחות לא ידוע	-59,093 (59,923)
משתנים מפקחים: לאום, מגדר, מצב משפחתי, מקום לימודים	V
הקבוע	216,991*** (13,111)
מספר תצפיות	26,075
R^2 Adjusted	0.144

המקור: עיבודים לקבצי מרשם הרופאים, קובץ עובד מעביד ומרשם אוכלוסין

השפעת הרפורמות במערכת הפנסיה על שיעור החיסכון בישראל, 2006 – 2019[1]

קובי ברוידא ויואב פרידמן***

תקציר

עבודה זו בוחנת את ההשפעה של מספר רפורמות משמעותיות שהונהגו במערכת הפנסיה על שיעור החיסכון של משקי בית בישראל. בהתבסס על קובצי שכר מנהליים אנו מוצאים כי בין 2006 ל-2019 עלו ההפרשות של שכירים לקצבה באחוז תוצר אחד. הנהגת פנסיה־חובה תרמה כמחצית מעלייה זו. הגורם השני בחשיבותו לעלייה זו היה הגידול בשיעורי ההפרשה. המעבר מפנסיה תקציבית לצוברת במגזר הציבורי תרם כשמינית בלבד מהעלייה האמורה, בין השאר, ככל הנראה, משום שמעבר זה החל לפחות כעשור לפני תחילת המדידה שלנו. בהסתמך על אומדנים מהספרות ביחס לשיעורים שבהם פרטים מקזזים גידול בהפרשות לפנסיה באמצעות הקטנת יתר החיסכון שלהם, אנו אומדים את התרומה נטו של הרפורמות הנדונות להגדלת שיעור החיסכון של משקי הבית, תוך התייחסות להבדלים בשיעורי הקיזוז הנוגעים לכל רפורמה בהתאם למאפיינים שלה ושל העובדים שהושפעו ממנה. אנו מקבלים כי התרומה הכוללת של הגידול בחיסכון הפנסיוני לחיסכון של משקי הבית הסתכמה בכ-0.7 אחוזי תוצר.

1. הקדמה

במהלך שלושת העשורים האחרונים הונהגו בישראל מספר רפורמות משמעותיות במערכת הפנסיה הנוגעות לשיעור ההפרשה לפנסיה מתוך השכר, ואלו הן: סגירת קרנות הפנסיה הוותיקות לעמיתים חדשים ופתיחת קרנות חדשות לעמיתים אלה (החל מ-1995); מעבר עובדים חדשים במגזר הציבורי מפנסיה תקציבית לפנסיה צוברת (רפורמה הנמשכת מאז שנות התשעים; הפנסיה התקציבית נסגרה לחלוטין לעובדים חדשים ב-2004); והנהגת פנסיה־חובה (החל מ-2008). רפורמות אלה פעלו, הן במישרין הן בעקיפין, להגדלת שיעורי ההפרשה לפנסיה לאורך זמן, בין היתר במסגרת הסכמים קיבוציים שנחתמו במהלך השנים.

שיעור החיסכון הלאומי בישראל עלה בשני העשורים האחרונים ב-2.0 אחוזי תוצר: מ-25.2 אחוזים בממוצע בשנים 1995-1999 ל-27.2 אחוזים בממוצע בשנים 2015-2019. לתופעה מקרו־כלכלית חשובה זו השלכות רבות על המשק, בכלל זה על התפתחותו של עודף גדול ומתמשך בחשבון השוטף של מאזן התשלומים. מספר מחברים – בנק ישראל (2017), בן בסט (2020), ובהר ולויידרמן (2020) – התייחסו בשנים האחרונות לרמתו הגבוהה של שיעור החיסכון בישראל בעשורים האחרונים וציינו כי להערכתם אחד הגורמים לכך הוא הרפורמות במערכת הפנסיה. עם זאת, מחברים אלה אינם

1 ברצוננו להודות למישל סטרבצ'ינסקי על הערותיו המעמיקות, לאביה ספיבק על ההתדיינות המועילה בכנס האגודה הישראלית לכלכלה, לשרית מנחם-כרמי, לשופט אנונימי, וכן למשתתפי הסמינר בבנק ישראל. תודה מיוחדת ליעל מנדלסון, שבעבודתה המדויקת והמסורה ללא לאות סייעה לנו רבות בעיבוד הנתונים וניתוחם.

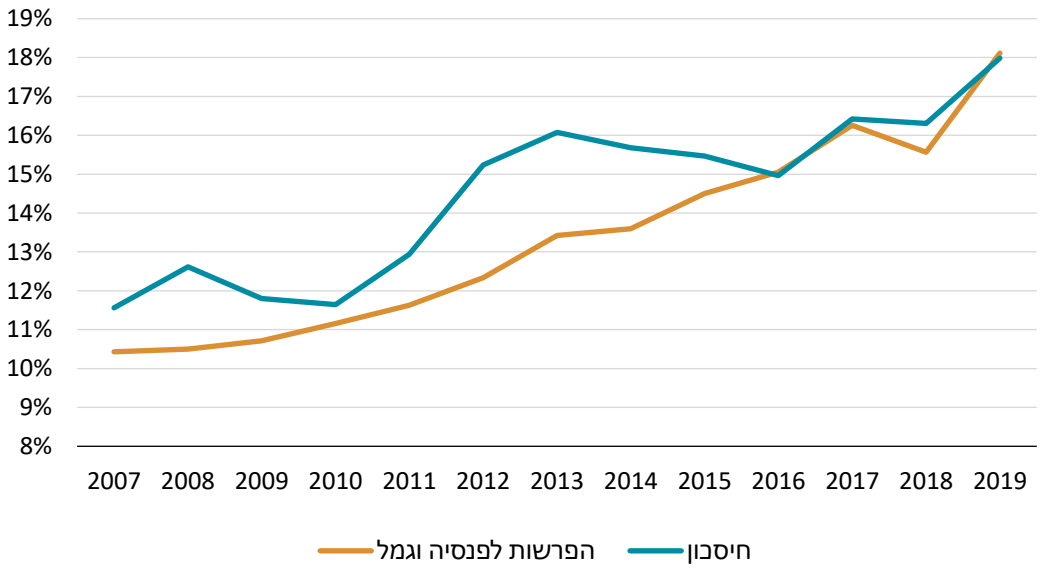
* קובי ברוידא – בנק ישראל, חטיבת המחקר – דוא"ל: kobi.braude@boi.org.il

** יואב פרידמן – בנק ישראל, חטיבת המחקר – דוא"ל: yoav.friedmann@boi.org.il

מבססים הערכה זו ואינם מכמתים אותה. לעומתם, גרונאו וספיבק (2020) מעריכים שהרפורמות במערכת הפנסיה לא היו גורם שהגדיל את החיסכון הפרטי במשק, זאת לנוכח הפער בין עיתוי הזינוק בחיסכון הפרטי לבין העיתוי שבו החלו לגדול במהירות ההפקדות נטו לחיסכון הפנסיוני. ואולם, איור 1 מלמד כי לאורך זמן מגמות העלייה של שיעורי החיסכון וההפרשות לפנסיה דומות.

האיור, המתבסס על נתוני סקר הוצאות משקי הבית, מספק אינדיקציה ראשונית לגבי התרומה האפשרית של גידול ההפרשות לפנסיה לעליית שיעור החיסכון של משקי הבית בשנים 2007-2019. העלייה החדה של שיעור החיסכון של משקי הבית בגילי העבודה העיקריים התרחשה בד בבד עם עלייה מצטברת בשיעור דומה על פני תקופה זו של הפרשותיהם לפנסיה. תופעה זו ניכרת גם בפילוח לקבוצות גיל שונות (לא מוצג באיור). ההבדל בין העלייה המונוטונית למדי של ההפרשות לפנסיה לבין התנודתיות הרבה של שיעור החיסכון הכולל של משקי הבית אינו מפתיע. זאת בהתחשב בכך ששיעורי ההפרשה לפנסיה נקבעים בעיקרם על ידי הסדרים מוסדיים, ואלה, כפי שנתאר בהמשך, פעלו במהלך התקופה להגדלה מתמשכת בשיעורי ההפרשה, ואילו שיעור החיסכון הכולל מושפע גם מגורמים זמניים רבים כגון מחזורי העסקים במשק. האיור ממחיש גם את משקלן הגבוה של ההפרשות לפנסיה בסך (זרם) החיסכון של משקי הבית, דבר המדגיש עוד יותר את תפקידו של החיסכון הפנסיוני בהבנת ההתפתחות של סך חיסכון שלהם על פני זמן. מובן שאין בעלייה הבו-זמנית של שיעורים אלה כדי להוכיח סיבתיות.

איור 1 | החיסכון וההפרשות לפנסיה וגמל באחוז מסך ההכנסה הפנויה של משקי הבית,
משקי בית בגילים 25-59*, 2007 עד 2019



* גיל משק הבית נקבע על פי הגיל של הפרט הראשון הנסקר במשק הבית. החיסכון מחושב כהפרש בין סך ההכנסה הפנויה של משקי הבית לסך הצריכה הפרטית. נתונים לגבי הפרשות לפנסיה וגמל בסקרי הוצאות משקי בית נאספים החל משנת 2007.
המקור: עיבודי המחברים לסקרי הוצאות משקי הבית של הלמ"ס.

בעבודה זו אנו מציעים אומדנים כמותיים לתרומה של הגידול בהפרשות לקצבה (פנסיה) משכר לעליית שיעור החיסכון של משקי הבית בין השנים 2006 ו-2019. האומדנים שנציג מבוססים על ניתוח ההפרשות של שכירים לקצבה (עובד ומעביד), כפי שמופיעות בדיווחי השכר של המעסיקים לרשות המיסים, ועל אומדנים מהספרות על הקשר שבין הפרשות לקצבה וחיסכון. לשימוש בקובצי שכר מנהליים יתרונות רבים, בכללם הדיוק של הנתונים, היכולת לבחון אותם על בסיס הגדרות אחידות לאורך תקופה ארוכה, הכיסוי הרחב של אוכלוסיית השכירים והיכולת לסכום את נתוני הפרט שבידינו לכדי מצרף מקרו־כלכלי שהוא בר־השוואה לגידול בשיעור החיסכון המצרפי של משקי הבית במשק. הבחינה לאורך תקופה ארוכה נדרשת כיוון שהרפורמות האמורות הונהגו בהפרשי זמן ניכרים זו מזו ובשל הזמן הרב הנדרש להצטברות השפעתן על שיעור החיסכון המצרפי במשק. זמן זה נדרש משום שחלק מהרפורמות יושמו רק על זרם העובדים החדשים ולא על מלאי העובדים הקיימים; משום שההתאמה ההתנהגותית של הפרטים לשינויים הסטטוטוריים (כגון הגדלה של שיעורי ההפרשה, בין היתר במסגרת הסכמים קיבוציים) היא הדרגתית; ומשום שגם ברפורמות שלא הבחינו בין עובדים ותיקים לחדשים נקבע מתווה יישום הדרגתי (למשל, עליית שיעור ההפרשה המינימלי במסגרת פנסיה־חובה). מגבלות הנתונים מונעות את ביצוע האומדן לפני 2006. בחרנו לסיים את האומדן ב-2019 בשל ההשפעות החריגות של משבר הקורונה על התעסוקה, השכר והחיסכון מתחילת 2020.

אנו מוצאים כי ההפרשות של שכירים לפנסיה עלו מכ-2 אחוזי תוצר בשנת 2006 ל-3 אחוזים ב-2019. כ-70 אחוזים מגידול זה מקורו בשכר ששולם במגזר הפרטי והיתרה בשכר במגזר הציבורי – חלוקה התואמת את משקל שני המגזרים בסך תשלומי השכר במשק. לפי אומדננו, מבין הרפורמות האמורות תרמה הנהגת פנסיה־חובה את התרומה הגדולה ביותר – כמחצית מסך העלייה בהפרשות השכירים לפנסיה. נתון זה מתייחס אך ורק לשכר שהמעסיקים לא הפרישו בגינו לחיסכון פנסיוני לפני החלת הסדר פנסיה־חובה (ושחלה עליו חובת הפרשה עם הנהגתה). התורם השני בחשיבותו לעליית ההפרשות של כלל השכירים במשק הוא המעבר לפנסיה צוברת[2]. המעבר מפנסיה תקציבית לצוברת במגזר הציבורי תרם כ-0.13 אחוזי תוצר – כשמינית מהגידול של הפרשות כלל השכירים במשק[3].

אומדן התרומה של הגידול בשיעורי ההפרשה לפנסיה לעלייה בשיעור החיסכון של משקי הבית אינו פשוט. זאת בשל הצורך להתמודד עם הטענה כי כנגד הגידול (הרצוני או הכפוי) בשיעורי ההפרשה לפנסיה הפרטים עשויים להקטין חיסכון באפיקים אחרים, עד כדי קיזוז מלא של הגידול בהפרשות אלה. קיזוז מעין זה יקטין את התרומה נטו של הרפורמות הפנסיוניות לגידול בשיעור החיסכון הכולל. אנו נעזרים בממצאים מהספרות ובניתוח מפורט של התפלגות ההכנסות והגילים של קבוצת האוכלוסייה שהושפעה מכל רפורמה כדי להעריך את שיעור הקיזוז של יתר החיסכון כנגד הגידול בשיעורי ההפרשה לפנסיה שנבע מכל אחת מהרפורמות. ההבדלים בשיעורי הקיזוז הנוגעים לכל רפורמה משקפים אפוא בעיקר את ההבדלים במאפייני האוכלוסייה שהושפעה ממנה ובמקרים המתאימים הם משקפים את ההבדלים במאפייני הרפורמות. על בסיס הנחות אלה אנו אומדים את התרומה נטו של כלל הרפורמות הללו להגדלת שיעור החיסכון של משקי הבית בכ-0.7 אחוזי תוצר.

2 גורם נוסף הוא העלאת ההפרשות לפנסיה לעמיתי הקרנות הוותיקות, העלאה שמטרתה הייתה צמצום הגרעון האקטוארי של קרנות אלו. העלאה זו החלה כבר ב-2004 והיא נמשכה עד 2007, אז נקבעה לעמיתים בקרנות אלו הפרשה של 14.5 אחוזים מהשכר הקובע (מעסיק ועובד).

3 עליית משקל השכר בתוצר לאורך התקופה תרמה אף היא כעשירית אחוז תוצר לגידול בהפרשות לפנסיה.

נציין כי מגבלת הנתונים מאלצת אותנו לאמוד את תרומת הרפורמות החל מ-2006, בעוד שהשפעתם של המעבר לקרנות החדשות והמעבר מפנסיה תקציבית לצוברת החלה עוד קודם.

בעבודה זו איננו עוסקים ברפורמה להעלאת גיל הפרישה, רפורמה שעליה הוכרז בשנת 2003 ואשר התממשה במהלך הדרגתי בין השנים 2004 ו-2009. אף שמדובר ברפורמה בעלת חשיבות רבה למשק ולמערכת הפנסיונית שלו, אמידת השפעתה על החיסכון במשק מורכבת, ואנו משאירים אותה למחקר המשך.

מבנה העבודה הוא כדלקמן: סעיף 2 סוקר בקצרה את הרפורמות במערכת הפנסיה הנידונות בעבודה זו. סעיף 3 מנתח את התרומה של הרפורמות הללו לגידול בשיעורי ההפרשה לפנסיה במגזר הפרטי ובמגזר הציבורי. סעיף 4 מנתח את התרומה של הרפורמות השונות לגידול בשיעור החיסכון. לשם כך הוא משלב את האומדנים לתרומה הגולמית מסעיף 3 עם הנחות לגבי שיעור הקיזוז ולגבי התחלקות נטל ההפרשה בין המעסיקים לבין העובדים. סיכום קצר מובא בסעיף 5.

2. הרפורמות במערכת הפנסיה

סדרה של רפורמות במערכת הפנסיה שהחלו בשנת 1995 ונמשכו למעלה משני עשורים, עיצבה את מערכת הפנסיה הנהוגה כיום בישראל. ממבט־על אפשר לומר כי הרפורמות הביאו להרחבת הפנסיה התעסוקתית לרוב המכריע של המועסקים במשק. הן הגדילו את היקף ההפרשות לקצבה במטרה להבטיח פנסיה גבוהה דיה לעמיתים, הידקו את הקשר שבין ההפרשות בתקופת העבודה לגובה הקצבה המשולמת לאחר הפרישה לגמלאות וביטלו למעשה את האפשרות שקרנות הפנסיה לא תוכלנה לעמוד בהתחייבויותיהן כלפי העמיתים עקב גירעונות אקטואריים, בפרט על רקע העלייה בתוחלת החיים[4].

שתי הרפורמות שהתמקדו במעבר לפנסיה צוברת הופעלו על עמיתים חדשים שנכנסו למערכת ואילו העמיתים הוותיקים נותרו בהסדרים אשר אליהם היו שייכים טרם הרפורמות. כתוצאה מכך, גם כיום, כ-30 שנה לאחר סגירת קרנות הפנסיה הוותיקות ומעל 20 שנה לאחר סגירת הכניסה של עובדים חדשים להסדר פנסיה תקציבית, קיימים עובדים פעילים בהסדרים הישנים. כמו כן, שינויים במערכת, שהתרחשו לפני מספר רב של שנים, ממשיכים גם כיום ליצור דינמיקה בהפרשות לקצבה. לוח 1 מסכם את עיקרי הרפורמות במערכת הפנסיה שהתרחשו ב-30 השנים האחרונות מהזווית של ההפרשות משכר לחיסכון פנסיוני. להלן תיאור קצר של רפורמות אלה[5]:

4 מבנה ההתחייבויות של הקרן הוא ממילא כזה שרוב הסיכונים חלים על העמיתים עצמם ולא על הקרן. מעבר לכך, האסדרה מבטיחה שאם קיים גירעון אקטוארי הוא ייסגר מהר יחסית ובאמצעות שיתוף כלל העמיתים. בצורה כזו לא אמור להיות מצב שבו דור מסוים מקבל פנסיה בהתאם למה שהובטח לו מראש ולקרן אין יכולת לשלם את התחייבויותיה לדור הבא.

5 לדיון נוסף על הרפורמות במערכת הפנסיה ראו למשל: גרונאו וספיבק (2020); אחדות וספיבק (2010); יוסף וספיבק (2008); ספיבק (2022).

לוח 1 | הרפורמות המרכזיות בשיעורי ההפרשה לפנסיה

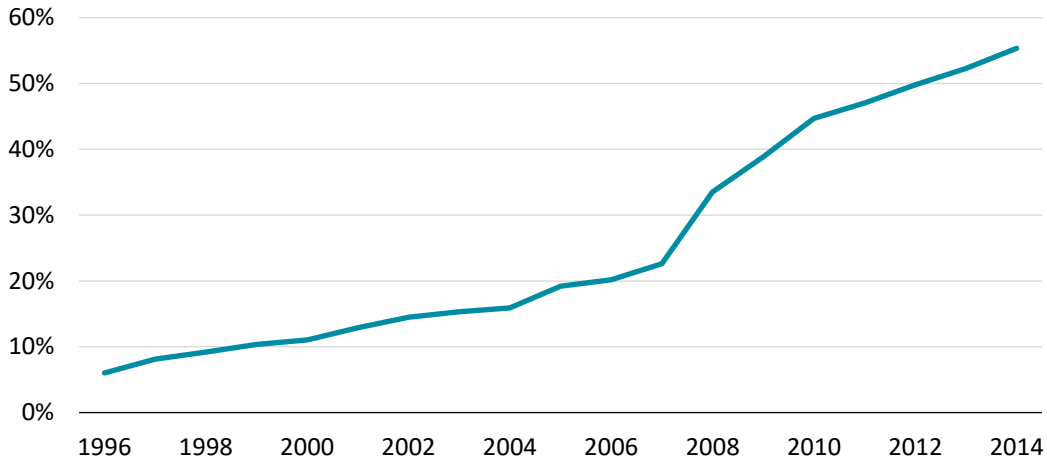
הרפורמה	סוג ההסדר	שנת יישום	עובדים מושפעים
סגירת קרנות הפנסיה הוותיקות למצטרפים חדשים	הפרשות לקרן מבוססת זכויות	1995	עמיתים קיימים – צמצום זכויות הקצבה, הגדלת ההפרשות, סיוע ממשלתי
פתיחת הקרנות החדשות	הפרשות לקרן מבוססת צבירה	1995	עובדים שעד כה היו מצטרפים לקרנות הוותיקות
סגירת הסדר הפנסיה התקציבית למצטרפים חדשים	הסדר מבוסס זכויות ללא הפרשות וללא קרן	מדורג. מ-2004 אין מצטרפים חדשים	עובדים חדשים במגזר הציבורי יבוטחו בקרנות החדשות
פנסיה־חובה	חובת הפרשה לקרן מבוססת צבירה	החל מ-2008. שיעורי ההפרשה עלו בהדרגה עד 2017	עובדים שעד כה היו ללא הסדר פנסיוני או שהפרשותיהם (עובד+מעסיק) היו נמוכות מהמינימום שנקבע
הסכמים קיבוציים	הגדלת ההפרשות לקרנות (ותיקות וחדשות)	שנים שונות; הסכמים עיקריים: 2011, 2013, 2016	עובדים המבוטחים בקרנות

סגירת קרנות הפנסיה הוותיקות לעמיתים חדשים ופתיחה של קרנות חדשות – בשנת 1995 סגרה הממשלה את קרנות הפנסיה שהיו קיימות באותה התקופה לכניסה של עמיתים חדשים. העמיתים החדשים נדרשו לחסוך לפנסיה במסגרת קרנות חדשות ובתנאים שונים מאלו שנהגו בקרנות הוותיקות. קרנות הפנסיה הוותיקות הן קרנות מבוססות זכויות (Defined Benefits), כלומר ההפרשות לקצבה מהשכר מקנות זכויות מוגדרות לקצבה לאחר הפרישה לגמלאות. הזכויות הן פונקציה של שנות החיסכון והיקף השכר המבוטח. לעמית בקרן (או למייצגים אותו) אין עניין להגדיל את ההפרשות לחיסכון שכן הזכויות לקצבה אינן תלויות באופן ישיר בשיעור ההפרשות ולהלכה הוא מוגן מפני הסיכונים השונים הקיימים בחיסכון פנסיוני, ובפרט סיכון התשואה של הקרן וסיכון עלייה בתוחלת החיים. איור 2 מציג את משקל העמיתים בקרנות הפנסיה החדשות כאחוז מכוח העבודה. אפשר לראות כי משקל העמיתים הפעילים עולה בקצב קבוע יחסית עד לשנת 2008. קצב זה מבטא את הכניסה המדורגת של עובדים חדשים לשוק העבודה. הסדר פנסיה־חובה, שנכנס לתוקף בשנת 2008 (ראו דיון להלן), הביא לקפיצת מדרגה במספרם של העמיתים הפעילים בקרנות החדשות.

קרנות הפנסיה הוותיקות נמצאו בגירעון אקטוארי, כלומר כבר מסוף שנות ה-80' היה ברור שרובן לא תוכלנה לעמוד בהתחייבויות שלהן לעמיתים. גירעון זה, שמשמעו שהחיסכון של ציבור העמיתים בקרנות לא היה גדול דיו כדי לממן את זכויותיהם לאחר הפרישה, היה הגורם לסגירת הקרנות. בשנת 2003 הולאמו הקרנות הוותיקות והממשלה וההסתדרות הסכימו לסגור את הגירעון האקטוארי בעזרת שילוב של כמה צעדים: צמצום מסוים של הזכויות לקצבה, הגדלת ההפרשות השוטפות של

העמיתים הפעילים ומימון חלק מהגירעון האקטוארי של הקרנות מתקציב הממשלה. הגדלת ההפרשות מהשכר הסתכמה ב-3 נקודות אחוז והיא נעשתה במהלך מדורג על פני ארבע שנים, כאשר בשנים 2004-2006 הייתה ההעלאה בשיעור של 0.66 נקודת אחוז בכל שנה (עובד + מעסיק) ובשנת 2007 עלו ההפרשות בנקודת אחוז נוספת (עובד + מעסיק). העלאת ההפרשות לקצבה התחלקה בין העובדים ובין המעסיקים באופן שווה (לדיון בחלוקה הכלכלית של הנטל בין העובדים למעסיקים ראו בהמשך). הממשלה השתתפה בנטל באמצעות מתן הטבות מס על ההפרשות והפחתת נטל הביטוח הלאומי על המעסיק בשיעור זהה לנטל הנוסף שהוטל עליו בגין ההפרשות לקצבה[6].

איור 2 | העמיתים הפעילים בקרנות הפנסיה החדשות באחוז מכוח העבודה
1996 עד 2014



המקור: דוחות שנתיים, רשות שוק ההון, ביטוח וחיסכון.

הקרנות החדשות שנפתחו בעקבות סגירת הקרנות הוותיקות לעמיתים חדשים הוגדרו כקרנות מבוססות צבירה (Defined Contribution). בקרנות אלו הקצבה בפרישה נקבעת בהתאם להיקף הצבירה בקרן החיסכון בעבור אותו פרט[7]. לפיכך, מודל הקרנות החדשות מעודד את הגדלת ההפרשות לקצבה, במיוחד כאשר יש חשש שהקצבה תהיה נמוכה, שכן קיים קשר ישיר והדוק בין היקף ההפרשות ובין הקצבה שתתקבל. כך קל יותר לעובדים ולמעסיקים (בהשוואה לעמיתים בקרנות הוותיקות) להסכים על הגדלת ההפרשות לקצבה, בין אם באמצעות הגדלת שיעור ההפרשה ובין אם באמצעות הגדלת בסיס השכר הקובע את היקף ההפרשה לקצבה[8]. ואכן, לאורך השנים

6 לתיאור מפורט של השינויים בתנאי העמיתים בקרנות הוותיקות, ובפרט לשינויים בהפרשות לקצבה, ראו: יוסף וספיבק (2008).

7 בקרנות החדשות שיעור ההפרשה נקבע בהסכמה בין המעסיק לעובד, בניגוד לקרנות הוותיקות, שבהן שיעור זה נקבע בתקנון הקרן.

8 מנגנונים אלה, המאפשרים את הגדלת שיעורי ההפרשות מעת לעת, מסייעים, בין היתר, לשמר את היקף הקצבה לנוכח העלייה בתוחלת החיים.

נחתמו הסכמים קיבוציים רוחביים, שהורחבו בצווי הרחבה לכלל המשק ואשר הגדילו את ההפרשות משכר לקצבה בקרנות החדשות.

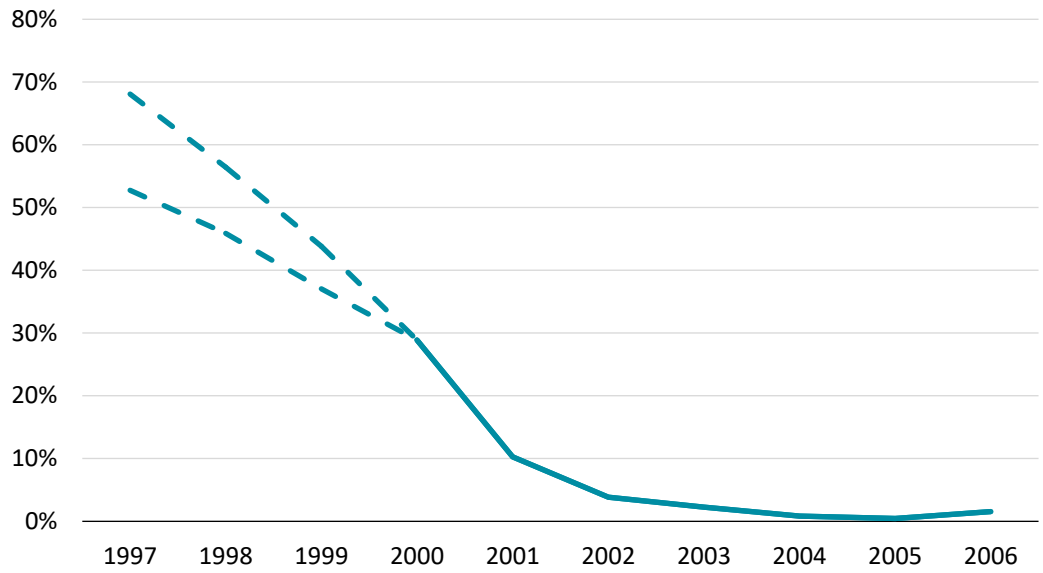
סגירת הסדר הפנסיה התקציבית; עובדים חדשים במגזר הציבורי מבוטחים בפנסיה צוברת – הסדר הפנסיה התקציבית מבטיח קצבת פנסיה על חשבון התקציב השוטף של המעסיק, וללא כל הפרשה לחיסכון (מצד העובד והמעסיק) בתקופה העבודה של העובד[9]. הסדר זה שונה באופן מהותי מהסדרי הפנסיה האחרים שבהם העובדים והמעסיקים גם־יחד מפרישים באופן שוטף כספים לחיסכון לפנסיה.

בשנת 1999 נחתם בין המדינה להסתדרות הסכם מעבר לפנסיה צוברת. על פי הסכם זה יישארו באותו ההסדר עובדים קיימים הנמצאים בהסדר פנסיה תקציבית ואילו עובדים חדשים יהיו מבוטחים בקרנות חדשות מבוססות צבירה. בשנת 2002 עבר החוק שהסדיר את המעבר והחל משנת 2004 אין כניסה של עובדים חדשים להסדר פנסיה תקציבית (האחרונים להצטרף להסדר החדש היו עובדי כוחות הביטחון).

בפועל צומצם הסדר הפנסיה התקציבית עוד לפני החתימה על הסכם המעבר והמעסיק הציבורי החל להעסיק עובדים בפנסיה צוברת בשיעורים ניכרים כבר בשנות ה-90' (איור 3). התוצאה היא צמצום מתמשך במשקל העובדים (והשכר) בהסדר פנסיה תקציבית, ובמקביל עלייה במשקל העובדים (והשכר) בפנסיה צוברת ובמשקל ההפרשות לקצבה בסך השכר במגזר הציבורי. יחלפו עוד כשני עשורים עד שהסדר פנסיה צוברת יהיה ההסדר התקף לכלל העובדים הפעילים במגזר הציבורי. עד אז, וככל שתחלופנה השנים, ימשיכו להצטמצם מספר המועסקים בהסדר פנסיה תקציבית ומשקל השכר שלהם בסך תשלומי השכר במגזר הציבורי.

9 זה מספר שנים מנוכה מדי חודש בחודשו סכום מסוים משכרם של העובדים הפעילים הכלולים בהסדר הפנסיה התקציבית, אולם סכומים אלה אינם נצברים בקרן חיסכון פנסיוני ולמעשה מהווים הפחתת שכר לעובדים בהסדר הפנסיה התקציבית.

איור 3 | העובדים המצטרפים בהסדר פנסיה תקציבית כאחוז מסך עובדי המדינה החדשים, עובדים שהתמידו בעבודתם יותר מ-4 שנים*



הסדר הפנסיה של הנקלטים לפני שנת 2004 מתייחס להסדר הפנסיה שלהם בשנת 2004. כך, למשל, עובד שנקלט כעובד זמני בהסדר פנסיה צוברת ועבר לקביעות עם הסדר פנסיה תקציבית ייחשב לענייננו כעובד שנקלט בפנסיה תקציבית. עובד שעבר להסדר פנסיה צוברת לפני שנת 2004 ייחשב כנקלט בפנסיה צוברת. על חלק מהתצפיות בראשית התקופה אין בידינו זיהוי לגבי מסלול הפנסיה ולכן אנו מציגים בקו מקווקו טווח אפשרי.
המקור: מזר ופרידמן (2014).

איננו מכירים נתוני מקרו המצביעים על ההתפתחות משנות ה-90' של חלקו של השכר במגזר הציבורי המבוטח בהסדר פנסיה תקציבית. על בסיס עיבוד הנתונים בקובץ שבידינו (ראו פירוט בהמשך) אנו מעריכים שהיקף השכר של העובדים בפנסיה תקציבית עמד בשנת 2006 על כ-31 אחוזים מסך תשלומי השכר במגזר הציבורי והוא יורד בקצב של כנקודת אחוז לשנה, כך שבשנת 2019 היה משקלו כ-17 אחוזים מסך תשלומי השכר במגזר זה (לוח 4).

פנסיה־חובה – החל משנת 2008 קיימת חובה להפריש לחיסכון לקצבה לכלל השכירים במשק, למעט בעבור צעירים (נשים מתחת לגיל 20 וגברים מתחת לגיל 21) ועובדים בחודשי העבודה הראשונים שלהם בשוק העבודה. הבסיס המשפטי לחובה זו הוא סדרה של הסכמי מסגרת שנחתמו בין הארגונים הכלכליים הגדולים להסתדרות, הראשון שבהם בשנת 2007, וצווי הרחבה שהוציא השר הממונה שמחייבים את כלל המעסיקים במשק לנהוג בהתאם להסכמים אלו.

החלת פנסיה־חובה נכנסה לתוקף באופן מדורג: בשנה הראשונה לכניסת ההסכם וצו ההרחבה לתוקף (2008) הייתה חובת ההפרשה לקצבה נמוכה מאוד ועמדה על 1.66 אחוזים מהשכר הקובע (הפרשת עובד והפרשת מעביד לקצבה, וללא הפרשת המעביד לפיצויים). בהמשך עלתה חובת ההפרשה בהדרגה בהתאם לצו ההרחבה המקורי וכן מתוקף הסכמים וצווי הרחבה שנחתמו בשנים

מאוחרות יותר, כך שהחל משנת 2017 חובת ההפרשה המזערית עומדת על 12.5 אחוזים מהשכר הקובע (6 אחוזים על חשבון העובד ו-6.5 אחוזים על חשבון המעסיק; להוציא את רכיב הפיצויים). חובת ההפרשה חלה רק על החלק בשכר שהוא נמוך מהשכר הממוצע ואין חובת הפרשה על חלק השכר שהוא גבוה מהשכר הממוצע.

טרם החלת פנסיה־חובה, על חלק ניכר מתשלומי השכר במשק לא הופרשו כספים לקצבה או לגמל. כך, בשנת 2006, על כ-32 אחוזים מסך תשלומי השכר במגזר הפרטי לא הפרישו המעסיקים כספים לקצבה. היקף זה ירד כבר בשנת 2009 לכ-19 אחוזים מסך תשלומי השכר ובשנת 2019 הוא עמד על כ-13 אחוזים בלבד (איור 5)[10]. במילים אחרות, בעקבות החלת פנסיה־חובה החלו להפריש לחיסכון פנסיוני על קרוב ל-20 אחוזים נוספים מסך תשלומי השכר במגזר הפרטי.

הסכמים קיבוציים להגדלת ההפרשות לקצבה – הסכמים קיבוציים (והסכמות בין עובדים למעסיקים) שנחתמו לאורך השנים הביאו להגדלת ההפרשות משכר לקצבה. הסכמים אלו אינם מהווים אומנם כשלעצמם רפורמה במערכת הפנסיה, אך הרקע שאפשר ועודד את החתימה עליהם הוא אותן הרפורמות שתוארו לעיל. סגירת הקרנות הוותיקות והפנסיה התקציבית לעמיתים חדשים צמצמה את זכויות הפנסיה לעובדים חדשים, שאילולא הרפורמות היו נהנים מאחד מההסדרים הללו, והמעבר לפנסיה צוברת מעודד כאמור את הגדלת ההפרשות[11]. שני אלה יחדיו, נוסף על הטבות המס שכרוכות בהפרשות לקצבה (הן הפרשות העובדים הן הפרשות המעסיקים; עד תקרה), הקלו על המעסיקים והעובדים להגיע להסכמות על הגדלת ההפרשות. כך, למשל, בינואר 2011 נחתם הסכם מסגרת במגזר הציבורי אשר העלה את ההפרשות לקצבה של המעסיקים והעובדים בשתי פעימות, משיעור של 11.5 אחוזים מהשכר הקובע (5.5 אחוזים ע"ח העובד ו-6 אחוזים ע"ח המעסיק) לפני ההסכם ל-13.5 אחוזים החל מינואר 2013. במאי 2013 נחתם הסכם קיבוצי נוסף במגזר הציבורי ובו סוכם על העלאה של נקודת אחוז נוספת של ההפרשות לקצבה, לרמה של 14.5 אחוזים מהשכר הקובע (חצי אחוז ע"ח העובד וחצי אחוז ע"ח המעסיק). הסכם מסגרת בולט במגזר הפרטי, אשר תרם להגדלת ההפרשות לחיסכון פנסיוני, נחתם בשנת 2016 וקבע רמת מינימום להפרשה של 12.5 אחוזים (6.0 אחוזים ע"ח העובד ו-6.5 אחוזים ע"ח המעסיק). הסכם זה הורחב בצו הרחבה ובכך הגדיל במשק בכללו את המינימום הנדרש להפרשה במסגרת פנסיה־חובה.

העלאת גיל הפרישה לפנסיה – רפורמת העלאת גיל הפרישה בשנתיים לגברים ולנשים נקבעה בשנת 2003 ויושמה בשנים 2004 עד 2009. הרפורמה כללה שלושה שינויים בכללים המתייחסים

10 שיעור זה עולה בקנה אחד עם הממצאים של מנחם-כרמי ואחרים (2023), המתבססים על קובץ נתונים דומה. הם מדווחים כי ב-2019 עבור כ-20 אחוזים מכלל משרות השכיר במשק (במגזר הפרטי והציבורי גם יחד) לא דווחה הפרשה לפנסיה. שיעור המשרות שאין עבורן הפרשה לפנסיה גבוה משיעור תשלומי השכר שאין הפרשה בגינם משום שהיעדר ביטוח פנסיוני שכיח יותר בקרב בעלי שכר נמוך. שכירים מסוימים פטורים מפנסיה-חובה, אולם מנחם-כרמי ואחרים (2023) מראים כי היקף המשרות שאינו מכוסה בביטוח פנסיוני ב-2019, זמן רב לאחר החלת פנסיה-חובה, מעיד גם על בעיית ציות להסדר.

11 לגבי המעבר לקרנות החדשות, ראו ההסבר לעיל. לגבי הפנסיה התקציבית הדבר ברור מאליו כמעט, שכן העובדים בהסדר זה לא הפרישו כספים ונהנו מקצבה; יתר על כן, על פי כל ההערכות, קצבה זו גבוהה מהקצבה הצפויה בפנסיה צוברת לעובד עם שכר דומה שיהיה מועסק תקופה דומה לזו של עובד ותיק הנהנה מהסדר פנסיה תקציבית.

לפרטים בגיל הפרישה: (א) העלאת גיל הזכאות לקבלת קצבת זקנה; (ב) העלאת גיל הזכאות לקבלת קצבה מקרן פנסיה ותיקה; (ג) העלאת גיל פרישת חובה. הרפורמה הביאה לעלייה בגיל הפרישה האפקטיבי (גיל הפרישה הממוצע בפועל)[12], ולפיכך היא הגדילה את מספר השנים שבהן הפרט ומעסיקו מפרישים לקצבה לפנסיה. הרפורמה הגדילה אפוא את ההיקף המוחלט של ההפרשות לפנסיה בגין אותם עובדים שדוחים את מועד פרישתם. עם זאת, ובניגוד ליתר הרפורמות שנזכרו לעיל, רפורמה זו אינה משנה את ההפרשה לפנסיה כאחוז מהשכר. להבדיל מהגישה שאנו נוקטים בעבודה זו, אשר בה אנו משווים את היקף ההפרשה של עובד תחת הסדרי פנסיה שונים, אמידת ההשפעה של העלאת גיל הפרישה לפנסיה על החיסכון מחייבת להשוות לכל הפחות את היקף החיסכון של עובד בשנות העבודה שנוספו לו להיקף החיסכון של פרט דומה אילו הוא היה בגמלאות באותן שנים. בנוסף, הארכת שנות העבודה – וקיצור שנות משיכת הקצבה – עשויה בנסיבות מסוימות להתבטא גם בהפחתת שיעור החיסכון במשך כל שנות העבודה. זוהי השוואה מורכבת, החורגת מהיקף העבודה הנוכחי. זאת ועוד, הדיון בהשפעת הרפורמה על החיסכון במשק מושפע לא רק מהשפעת הרפורמה על הפרטים בנפרד אלא משינויים במשקל המועסקים במשק ביחס למשקל הגמלאים – דיון זה מחייב גישה שונה מזו שאנו נוקטים בעבודה זו. מסיבות אלו לא נעסוק בו כאן.

3. ניתוח ההשפעה של הרפורמות במערכת הפנסיה על ההפרשה של שכירים לפנסיה

3.1 הנתונים

הניתוח מבוסס על קובץ תשלומי שכר (נתונים על פי תלושי שכר), הכולל מדגם של 10 אחוזים מהשכירים במשק. הקובץ המותמם מבוסס על דיווחי שכר של מעסיקים לרשות המיסים (טופס 126) וכולל נתוני שכר, הפרשות משכר ונתוני פרט אחרים לשנים 2006 עד 2019. הנתונים על ההפרשות לקצבה מאת העובד והמעסיק משמשים אותנו לניתוח השינויים בהפרשות אלה ולהערכה לגבי השפעת הרפורמות השונות בתחום הפנסיה על השינויים בהפרשות הללו. לפני שנת 2006 לא היו מפורטים דיווחי ההפרשות משכר בטופס 126 ולפיכך הם אינם מאפשרים ניתוח מהסוג שאנו עושים כאן. אנו מסיימים את הניתוח בשנת 2019 בשל השפעת הקורונה על השכר והחיסכון במשק מתחילת 2020.

נתוני השכר במדגם תואמים היטב את נתוני השכר הרשמיים שהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה מפרסמת: סך תשלומי השכר במשק על פי קובץ נתוני השכר שבידינו, לאורך השנים 2006 עד 2019, מהווה בין 96 ל-100 אחוזים מסך תשלומי השכר על פי הלמ"ס, ומספר תלושי השכר (משרות השכיר) על פי הנתונים שבידינו נע בין 98 ל-103 אחוזים ביחס לאלו שמציגה הלמ"ס (איורים נ'-1 ונ'-2 בנספח)[13].

12 ראו פרק ח' בדוח בנק ישראל לשנת 2018.

13 מעקב לאורך השנים אחר חברות או גופים ציבוריים המשלמים שכר מעלה כי קיימים בקובץ שבידינו גופים ש'נעלמים' ממנו בשנים מסוימות, וחוזרים בשנים מאוחרות יותר. מגבלה זו של הקובץ אינה משפיעה על התוצאות או על מסקנות המחקר שכן, כפי שתואר, הנתונים בקובץ מתארים בצורה טובה מאוד את התפתחות סך תשלומי השכר וסך משרות השכיר במשק לאורך השנים שבהן אנו עוסקים.

הנתונים על ההפרשות לקצבה מאת העובד והמעסיק כוללים את כלל ההפרשות מסוג זה: הפרשות לקרן פנסיה, לקופת גמל ולביטוח מנהלים. ההפרשות לקצבה כוללות אמנם רכיבים של ביטוח (שארים ונכות) שאינם מהווים למעשה חיסכון פנסיוני אולם איננו מנכים רכיבים אלה מסך ההפרשות משום שמדובר בשיעורים קטנים יחסית מסך ההפרשות ומשום שאין לנו מידע על רכיבים אלה ברמת תלוש השכר[14]. מנגד, איננו מוסיפים להפרשות את התשואה על ההפקדות אשר מגדילה למעשה את היקף החיסכון הפנסיוני[15]. במאזן הכולל, ככל שלהימנעות שלנו מביצוע כלל ההתאמות הללו בנתוני ההפרשות לקצבה יש השפעה על התוצאות – ההשפעה היא לכיוון השמרני: היא נוטה להקטין את האומדנים שלנו לגבי התרומה של הרפורמות להגדלת החיסכון הכולל.

איננו כוללים בהפרשות לקצבה את רכיב הפיצויים, אף כי הוא עשוי להוות כשליש מהחיסכון המצטבר לפנסיה אם לא נמשכו כספי פיצויים לפני הפרישה לפנסיה. הסיבות לכך קשורות הן למגבלות הנתונים והן לשיקולים מהותיים. אשר למגבלות הנתונים, אנו מזהים בקובץ המשמש אותנו בעיות באיכות נתוני ההפרשות לפיצויים. נוסף על כך, אין לנו נתונים מפורטים על היקף המשיכה של כספי הפיצויים, כך שלא ניתן לאמוד את ההפרשות נטו לפיצויים ואת השפעתן על החיסכון. השיקול המהותי נוגע לשיעור הקיזוז שבו עוסק חלקה השני של העבודה: כפי שיוסבר בהרחבה, כדי לאמוד את ההשפעה של הגידול בהפרשות על החיסכון הכולל עלינו להעריך את השיעור בו משקי הבית מקטינים את יתר החיסכון שלהם כנגד הגדלת ההפרשות לחיסכון פנסיוני. אנו נעזר בממצאים מהספרות המחקרית בעולם כדי להעריך שיעורים אלה לגבי ההפרשות לקצבה. ואולם, אין ביכולתנו להניח כי שיעורים אלה תקפים גם לגבי ההפרשה לפיצויים, אותם ניתן למשוך בעת סיום העסקה אצל מעסיק מסוים עוד לפני הפרישה לגמלאות, גם אם בסופו של דבר הפיצויים לא נמשכו לפני הפרישה והפכו לחלק מהחיסכון המצטבר לפנסיה. זאת משום שהדבר החשוב לעניין הקיזוז הוא האופן שבו הפרטים תופסים את רכיב הפיצויים: אין זה ברור כלל ועיקר שהם תופסים אותו כזהה ליתר החיסכון הפנסיוני (ולפיכך שהם מפעילים עליו אותו שיעור קיזוז), בפרט, יכולתם למשוך אותו גם בטווח הבינוני-קצר (בעת מעבר בין מעסיקים) עשויה להשליך באופן שונה על השפעתו על החיסכון השוטף שאינו פנסיוני. מנחם-כרמי וספיבק (2018) מראים כי האוריינות הפיננסית הנמוכה של החוסכים מקשה עליהם לזהות את רכיב הפיצויים כחלק מהחיסכון הפנסיוני שלהם.

קובץ הנתונים שבידינו מצביע על עלייה של כ-50 אחוזים בשיעור ההפרשות של שכירים לקצבה (הפרשת העובד והפרשת המעביד לקצבה, וללא הפרשת המעביד לפיצויים) לאורך התקופה – מ-5.9 אחוזים מסך תשלומי השכר בשנת 2006 ל-8.7 אחוזים בשנת 2019[16]. במונחי תוצר מדובר

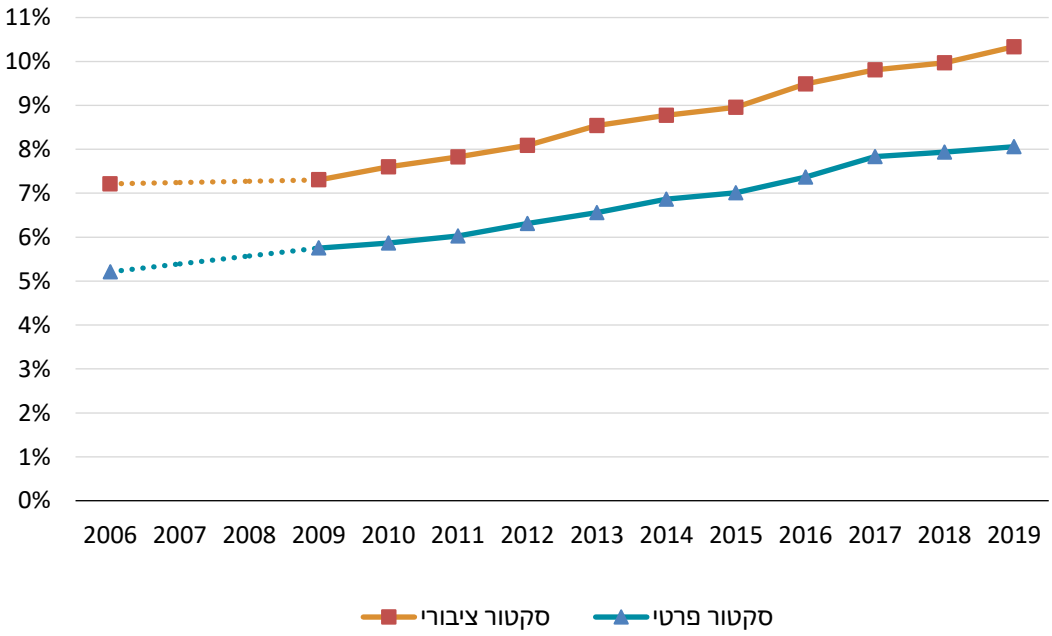
14 מנחם-כרמי וספיבק (2018) מראים כי עלות ביטוח השארים והנכות כאחוז מסך ההפקדות בקרנות הגדולות ב-2016 עמדה בממוצע על 6.2 אחוזים, וכי קיימת שונות לא מבוטלת בין הקרנות בשיעור זה.

15 איננו מנכים את דמי הניהול שקרן הפנסיה גובה. מנחם-כרמי וספיבק (2018) מראים כי אף שדמי הניהול המירביים המותרים על פי חוק הם 6 אחוזים מההפקדה, בפועל דמי הניהול הממוצעים ב-2016 עמדו על 3 אחוזים מההפקדה, השקולים ל-0.3 אחוזים מהצבירה. ניתן אפוא להתייחס לדמי הניהול כהפחתה של 0.3 אחוזים מהתשואה האפקטיבית על הצבירה. מאחר שממילא איננו כוללים את התשואה בנתוני החיסכון הפנסיוני אין להתעלמות מדמי הניהול משמעות מבחינת התוצאות שנציג בהמשך. הוא הדין לגבי דמי הניהול על הצבירה עצמה, המוגבלים על פי חוק ל-0.5 אחוזים מהצבירה, אך שיעורם בפועל לפי מנחם-כרמי וספיבק (2018) עמד ב-2016 על 0.26 אחוזים.

16 אין בקובץ נתונים על הפרשות המעסיק שהן מעבר לתקרה הפטורה ממס. תקרת השכר להפרשות פטורות ממס עמדה עד לשנת 2015 על 4 פעמים השכר הממוצע והופחתה בשנת 2016 ל-2.5 פעמים השכר הממוצע. היקף תשלומי השכר שהיו מעל התקרה, ולגביהם חסר לנו מידע על ההפרשות לקצבה, עמד בשנת 2006 על 5.5 אחוזים מסך תשלומי השכר. לאחר הפחתת התקרה עלה היקף השכר שלגביו אין לנו מידע על הפרשות אלה לכ-10 אחוזים מסך תשלומי

בעלייה בהפרשות בשיעור של אחוז תוצר אחד – מהפרשות בהיקף של כ-2 אחוזי תוצר בשנת 2006 לכ-3 אחוזי תוצר בשנת 2019. הגידול בהפרשות לקצבה מבטא שילוב של כלל הרפורמות שנעשו במערכת הפנסיה לאורך השנים ובראשן הנהגת פנסיה־חובה, הגדלת ההפרשות של העמיתים בקרנות הוותיקות, עידוד וחתימה על הסכמים קיבוציים להגדלת ההפרשות לפנסיה צוברת בקרנות החדשות, וסגירת הפנסיה התקציבית לעמיתים חדשים במגזר הציבורי.

איור 4 | סך ההפרשות לקצבה (עובד+מעסיק)
באחוז מסך תשלומי השכר לשכירים, 2006 עד 2019



*נתוני ההפרשות לקצבה לשנים 2007 ו-2008 מוטים כלפי מעלה ולכן אינם מוצגים כאן. על פי הנתונים בקובץ, על כ-13 אחוזים מסך השכר בשנת 2007 ועל כ-15 אחוזים מסך השכר בשנת 2008 היו ההפרשות לקצבה של העובד והמעסיק מעל 15 אחוזים מהשכר ברוטו של העובד, לעומת פחות מאחוז אחד מהשכר שנרשם עם הפרשות כה גבוהות ביתר השנים.
המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

אנו מחלקים את הניתוח שלנו לגבי התפתחות ההפרשות לקצבה לשני מגזרים: הפרטי והציבורי. הניתוח הנפרד נדרש משום שבמגזר הציבורי קיים הסדר פנסיה תקציבית שמחייב התייחסות מיוחדת: הסדר זה מבטיח לנהנים ממנו פנסיה אך אין הפרשות לקצבה של המעסיק או העובד. לפיכך, חוק פנסיה־חובה, וכן התמריצים שפעלו לאורך השנים להגדלת שיעורי ההפרשה לפנסיה אינם נוגעים לחלק השכר הנכלל בפנסיה תקציבית. יתר על כן, סגירת ההסדר לעובדים חדשים במגזר הציבורי יצרה ערוץ – שלא פעל במגזר הפרטי – להגדלת מספר העובדים המפרישים (לצד

השכר. כתוצאה מהעלייה בין השנים 2006 ו-2019 בשיעור של כ-4.5 אחוזים בהיקף השכר שלגביו אין לנו מידע זה, הנתון בפועל של היקף העלייה בהפרשות לקצבה עשוי להיות גבוה מעט מזה שאנו מצביעים עליו בעבודה.

מעסיקיהם) לקצבה. אנו מזהים מעסיקים במגזר הציבורי על פי הפחתות שכר שהונהגו במגזר זה בשנים מסוימות במהלך שני העשורים האחרונים, ואשר דווחו לרשות המיסים בסעיף נפרד ובסימן שלילי[17]. איור 4 מציג את העלייה הניכרת והמתמשכת בהפרשות לקצבה כאחוז מהשכר הן במגזר הציבורי הן במגזר הפרטי במהלך התקופה הנידונה.

3.2 ניתוח תרומת הרפורמות השונות להתפתחות ההפרשות לפנסיה של המגזר הפרטי

איור 5 מציג את התפלגות סך תשלומי השכר במגזר הפרטי בשנים 2006, 2009, 2014 ו-2019 על פי אחוז ההפרשה של המעסיק לגמל וקצבה מתוך השכר ברוטו של הפרט (מחושב על פי תלושי שכר)[18]. ההפרשות משכר בשנת 2006 הן טרום הנהגת הסדר פנסיה־חובה: בשנת 2009 הן בשלביו הראשונים של ההסדר ובשנת 2019 הן מתארות את המצב לאחר שההפרשות על פי ההסדר הגיעו לתקרה הקיימת כיום (ונקבעה החל משנת 2017)[19].

מהאיור אפשר לראות כי בשנת 2009, מיד לאחר תחילת הסדר החובה, ניכרת ירידה חדה בהיקף תשלומי השכר שבעבורו לא הפריש המעסיק כספים לחיסכון פנסיוני, בהתאם למצופה מהחלת ההסדר, ובשנים הבאות ניכרת ירידה נוספת אם כי מתונה בהרבה[20]. כמו כן, ניכרת עלייה בשני אזורים ביחס להתפלגות בשנת 2006: האחד, בתחום ההפרשות הנמוכות (שאינן אפס) – אזור המשקף שכר שהושפע מהסדר פנסיה־חובה כך שההפרשות בגין שכר זה עלו בהתאם למינימום הנדרש על פי הכניסה המדורגת של ההסדר לתוקף[21]; השני – בתחום אחוזי ההפרשות הגבוהים יותר.

17 הכוונה להסכם עידוד הצמיחה שהביא להפחתת שכר בשירות הציבורי בשנים 2003 עד 2005, הסכם הפחתת דמי הבראה בשירות הציבורי בשנת 2009 והפחתת שכר לנושאי משרה בשירות הציבורי בשנים 2013 ו-2014, אשר נקבעה בחוק ונרשמה גם היא כהפחתת שכר בדיווח של המעסיקים לרשות המיסים. אנו מגדירים מעסיק כציבורי אם באחת השנים לפחות הפחית המעסיק (המזוהה על פי מספר ח.פ. ברשות המיסים) שכר לעובדים בהתאם להפחתות אלה. זיהוי דומה של המגזר הציבורי בקובץ נתוני השכר של רשות המיסים נעשה גם, למשל, אצל ברנדר (2011).

18 האיור מציג את התפלגות השכר על פי הפרשות המעסיק – ולא את ההתפלגות על פי הפרשות המעסיק והעובד – משום שנתון זה מבטא טוב יותר את השפעות הסדר החובה וההסכמים בין המעסיקים לעובדים. במקרים מסוימים העובד עשוי להפריש מרצונו סכומים גבוהים יותר מהמתחייב מההסדרים או ההסכמים, לעתים אף בהיעדר הפרשה כלשהי מצד המעסיק. כך, לדוגמה, ב-2006 היו על כ-2 אחוזים מהשכר הפרשות של העובד ללא הפרשות של המעסיק.

19 נתוני ההפרשות לקצבה בקובץ לשנים 2007 ו-2008 אינם תואמים את הנתונים לשאר השנים ולכן אנו איננו מציגים אותם כאן. גורדון ודרסלר (2024), המנתחים את החיסכון הפנסיוני בחברה החרדית, נוקטים הערכה דומה כאשר הם מציינים שנתוני ההפרשות לפנסיה לשנת 2008 אינם באיכות מספקת; הם אינם דנים בשנים קודמות ל-2008.

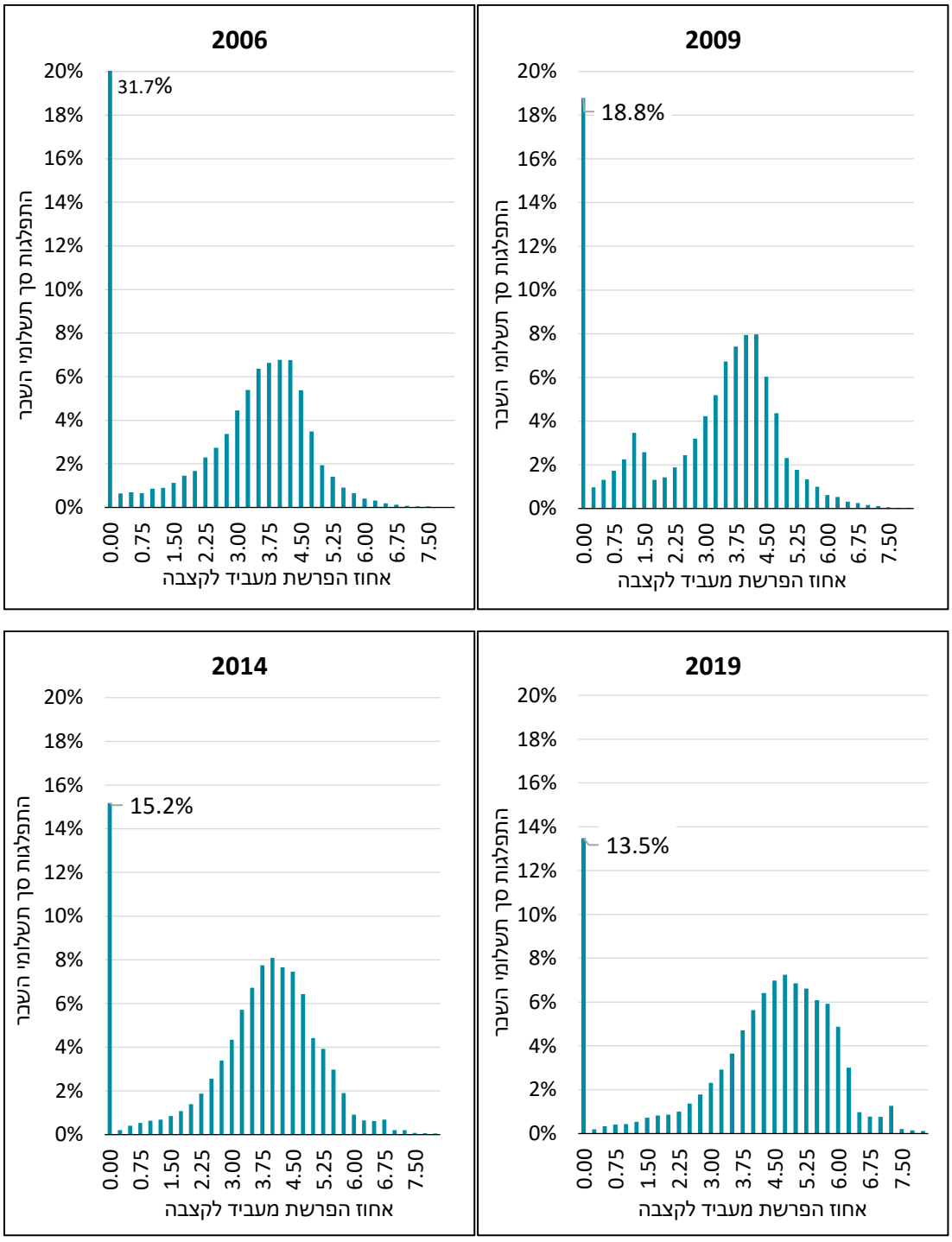
20 התפתחויות אלה עולות בקנה אחד עם המתואר בלוח 1 אצל מנחם-כרמי ואחרים (2023) ביחס לשיעור המכוסים בביטוח פנסיוני מתוך כלל כוח העבודה במשק.

21 דרישת ההפרשה המינימלית של המעביד בשנת 2009 עמדה על 1.66 אחוזים מהשכר הקובע. חלקו של השכר הקובע בסך השכר אינו קבוע ולכן גם בקרב המצייתים להוראה של הסדר פנסיה־חובה קיימת התפלגות של היקף ההפרשה לקצבה בסך תשלומי השכר.

איור 5| התפלגות השכר במגזר הפרטי על פי שיעורי ההפרשה של המעביד לקצבה ולגמל

(ציר X הוא אחוז ההפרשה מסך השכר בתלוש השכר*

וציר Y מציג את משקל השכר בסך תשלומי השכר)



* הנתון על ציר X מייצג את ההפרשה הנמוכה ביותר בכל תא, כאשר כל תא מייצג תחום הפרשות לקצבה של רבע אחוז. התא הראשון מייצג הפרשות שבין 0 אחוזים ל-0.25 אחוזים מהשכר ברוטו, התא הבא מייצג הפרשות שבין 0.25 אחוזים ל-0.5 אחוזים מהשכר ברוטו וכן הלאה.

המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

כדי לאמוד את ההשפעה של הסדר פנסיה־חובה על ההפרשות לקצבה עלינו לזהות תחילה מהי הרמה של ההפרשות לקצבה בגין שכר שעליו נכפו ההפרשות בהסדר זה – כלומר, שכר שבגינו לא הפריש המעביד ב-2006 (לפני החלת ההסדר). לשם כך עקבנו אחר ההפרשות לקצבה של מעסיקים בעבור עובדים שהתמידו באותו מקום עבודה החל משנת 2005 ומעסיקיהם לא הפרישו בעבורם לקצבה ב-2006. איור 6 מציג את התפלגות השכר בקבוצה זו על פי הפרשות המעסיק לשנים 2009 עד 2012[22]. מהאיור אפשר לראות כי על חלק מהשכר היו ההפרשות בתחום המינימום הנדרש בהסדר החובה (מינימום שעלה עם השנים), ואילו על חלק נוסף ההפרשות היו גבוהות יותר[23].

בחינה של היקף ההפרשה מהשכר ברוטו (בעבור עובדים מתמידים אצל אותו המעסיק) בסביבת המינימום הנדרש על פי ההסדר מעלה כי השכר שבגינו היו הפרשות נע בין 73 ל-75 אחוזים מהשכר ברוטו (לוח 2). שיעור זה דומה לשיעור המקובל בכלל המשק בנוגע לשכר שבגינו מפרישים כספים לקצבה ("השכר הקובע") ביחס לשכר ברוטו. בהנחה שהיחס בין השכר הקובע לשכר ברוטו נותר דומה גם כיום, נצפה כי ההפרשות לקצבה בשנת 2019 בגין הסדר פנסיה־חובה תהיינה בסביבות 9.3 אחוזים מהשכר ברוטו[24] – שיעור הדומה לשיעור הנצפה בפועל כיום ביחס לכלל השכר (לוח 4).

לוח 2 | הפרשות לקצבה של מתמידים משנת 2005 אצל אותו המעסיק, שהמעסיק לא הפריש בעבורם לגמל או לקצבה ב-2006, לאחר כניסתו לתוקף של הסדר פנסיה־חובה

	ההפרשות לקצבה כאחוז מהשכר ברוטו, בסביבת המינימום הנדרש בהסדר החובה*, **	ההפרשות הנדרשות לקצבה כאחוז מ"השכר הקובע" על פי הסדר החובה**	השכר הקובע כאחוז מהשכר ברוטו הנגזר מההפרשות לקצבה
	(1)	(2)	(3)=(1)/(2)
2009	1.25	1.66	75
2010	1.84	2.5	74
2011	2.42	3.33	73

*סביבת המינימום בהתאם למינימום שנקבע בצו ההרחבה להסכם הקיבוצי: בשנת 2009 הפרשות מעסיק בין 0.25 ל-1.66 אחוז מהשכר ברוטו; בשנת 2010 הפרשות מעסיק בין 0.25 ל-2.5 מהשכר ברוטו; בשנת 2011 הפרשות מעסיק בין 0.25 ל-3.33 מהשכר ברוטו.

**הפרשות המעסיק

המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

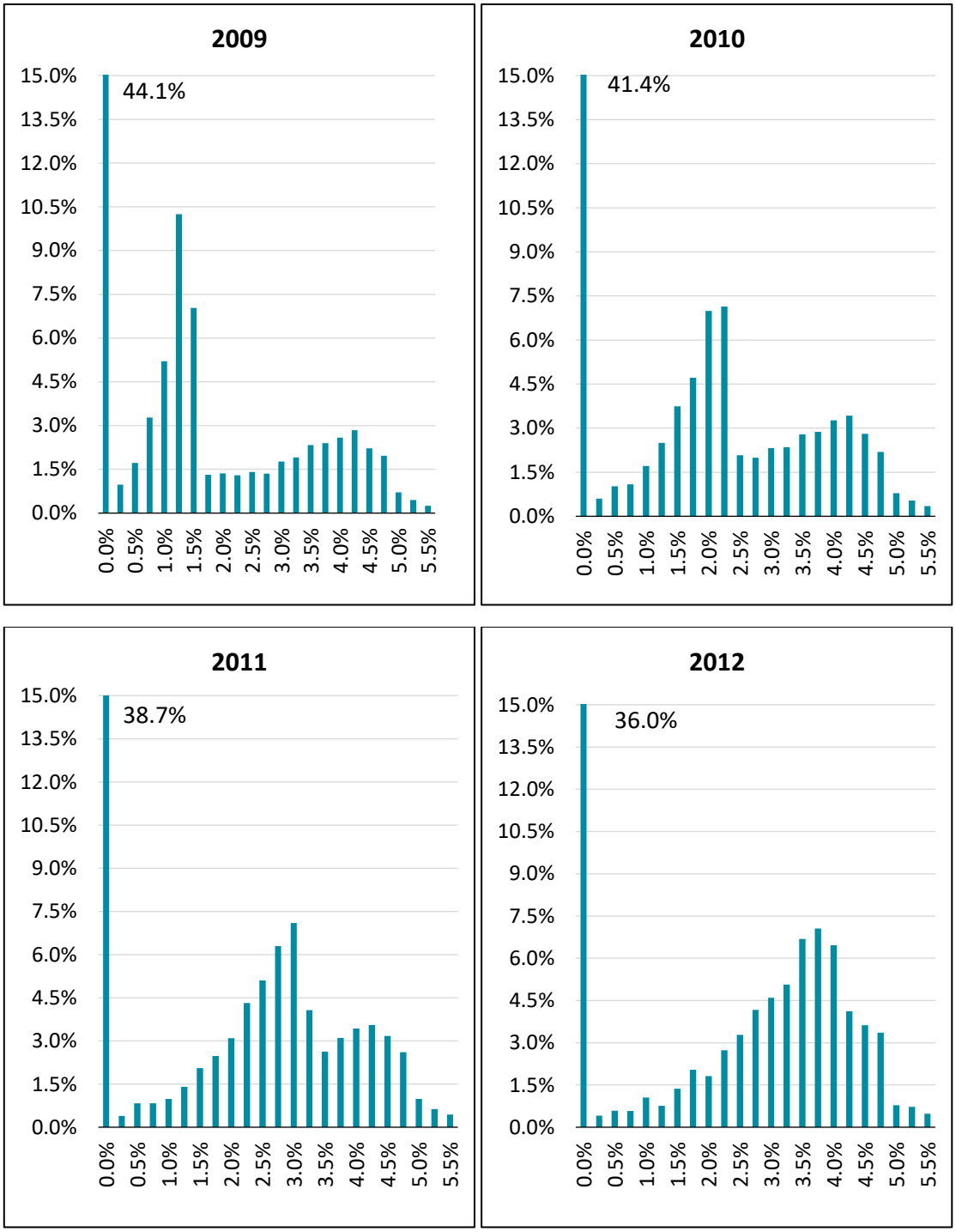
22 ניתוח מפורט של שינויי ההתנהגות בעקבות הפעלת הסדר פנסיה־חובה מופיע אצל ברנדר (2011) ו- Brender (2016).

23 כאמור, המינימום בהסדרים ובהסכמים מוגדר כאחוז מהשכר הקובע. כיוון שהשכר הקובע אינו מוגדר היטב בהסכמים, היחס בינו לבין השכר הכולל עשוי להשתנות.

24 12.5 אחוזים - הפרשת המינימום מהשכר הקובע על פי הסדר פנסיה־חובה, עד לתקרה - מוכפל ב-74 אחוזים – משקל השכר הקובע מהשכר ברוטו.

איור 6 | התפלגות השכר במגזר הפרטי של מתמידים אצל אותו המעסיק*, אשר המעסיק לא הפריש לקצבה בגין שכרם בשנת 2006, על פי ההפרשות לקצבה של המעסיק

(ציר X הוא אחוז ההפרשה מסך השכר בתלוש השכר*,
וציר Y מציג את משקל השכר בסך תשלומי השכר)



* מתמידים אצל אותו המעסיק החל משנת 2005. הנתון על ציר X מייצג את ההפרשה הנמוכה ביותר בכל תא, כאשר כל תא מייצג תחום הפרשות לקצבה של רבע אחוז. התא הראשון מייצג הפרשות שבין 0 אחוזים ל-0.25 אחוזים מהשכר ברוטו, התא הבא מייצג הפרשות שבין 0.25 אחוזים ל-0.5 אחוזים מהשכר ברוטו וכן הלאה.
המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

על מנת להעריך כיצד התפתחו לאורך השנים ההפרשות משכר שבגינו הופרשו כספים לפנסיה עוד טרם הסדר פנסיה־חובה, עקבנו אחר ההפרשות לקצבה של עובדים מתמידים אצל אותו המעסיק, שהפרישו כספים לפנסיה טרום ההסדר. איור 7 מציג את ההפרשה הממוצעת לקצבה (משוקללת על פי השכר ברוטו) אצל עובדים אלה כאחוז מהשכר ברוטו וכאחוז מ"השכר הקובע", ואיור 8 מציג את התפלגות השכר של אותם העובדים. באיור 7 אפשר לראות עלייה קלה בהפרשות לקצבה לאורך השנים עד לשנת 2015, עלייה חדה בהפרשות בשנים 2016 ו-2017 ויציבות בהפרשות לאחר מכן. האיור מבליט את חשיבותו של הסכם המסגרת משנת 2016 בין נשיאות הארגונים העסקיים להסתדרות העובדים, אשר העלה את ההפרשות לקצבה מרמת המינימום של 11.5 אחוזים שנקבעה בצו ההרחבה (שהיה בתוקף עד להסכם זה) לרמה של 12.5 אחוזים שנקבעה בהסכם זה, ואשר הורחב לכלל המשק בצו הרחבה חדש (לוח 3).

לוח 3 | שיעורי פנסיה־חובה: ההפרשות המינימליות מהשכר הקובע (עד תקרה) שנקבעו בצווי ההרחבה, אחוזים

	עובד	מעביד	סה"כ
2008	0.833	0.833	1.67
2009	1.66	1.66	3.32
2010	2.5	2.5	5.0
2011	3.33	3.33	6.66
2012	4.16	4.16	8.32
2013	5.0	5.0	10.0
2014	5.5	6.0	11.5
2015	5.5	6.0	11.5
2016	5.75*	6.25*	12.0*
2017- היום	6.0	6.5	12.5

*החל מיולי 2016

ההפרשות המינימליות לשנים 2008 עד 2013 נקבעו בצו ההרחבה להסכם קיבוצי שנחתם ביולי 2007.

ההפרשות המינימליות לשנים 2014 ו-2015 נקבעו בצו הרחבה להסכם קיבוצי שנחתם במרץ 2011.

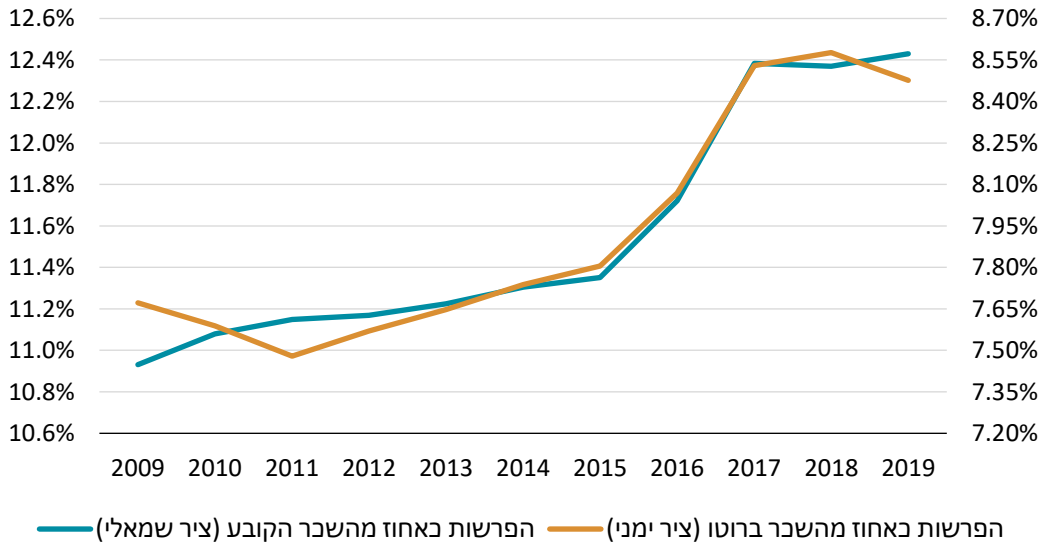
ההפרשות המינימליות לשנים 2016 עד היום נקבעו בצו הרחבה להסכם קיבוצי מאפריל 2016.

האיורים ממחישים אפוא כי הסכמי המסגרת (וצווי ההרחבה שבאו בעקבותיהם), בין שאלו נכפים על העובדים ובין שהעובדים מעוניינים בהם, הם שהובילו את הגידול בהפרשות לקצבה לאורך השנים. העניין של העובדים בהסכמים המגדילים את שיעורי ההפרשה לפנסיה עשוי היה לנבוע מהבנה של הציבור שללא הגדלה של ההפרשות סביר שהקצבה תהיה נמוכה מאוד מהרצוי לו[25] וכן גם מתמריצי

25 הבנה זו הומחשה בסימולציות שנעשו בעבודות מחקר ועל ידי גורמים שונים בשוק, לרבות בדוח בנק ישראל לשנת 2013 (ראו גם למשל: מנחם־כרמי וספיבק (2018)), וכן בעובדה שהקרנות הוותיקות היו גירעוניות, כלומר ההפרשות להן לא הספיקו למימון יחס תחלופה של 70 אחוזים מהשכר הקובע. נציין כי קיימות כיום עבודות המצביעות על שיעורי תחלופה מעל 70 אחוזים לחוסכים צעירים, וזאת לאחר העלאת שיעורי ההפרשות (ראו למשל: אסיף וקריל (2020) וקריל (2016)). עם זאת, גם בעבודות אלו מודגש כי קיימת אי ודאות גדולה סביב שיעור התחלופה הצפוי וכי הוא עשוי להתברר בדיעבד כנמוך יותר. ברנדר (2011) טוען כי בעבור קבוצת העובדים בעלי כושר השתכרות נמוך שיעורי התחלופה הנגזרים מפנסיה־חובה יהיו ממילא גבוהים מדי.

מס[26] ומסבסוד התשואה על אגרות החוב "המיועדות"[27] – סבסוד שגדל עם העלייה בפער שבין התשואה על אגרות חוב אלו לאגרות החוב הממשלתיות שנסחרו בשוק. מהאיורים עולה עוד כי אי־ אפשר לזהות בקרב העובדים המתמידים אצל אותו המעסיק זחילה משמעותית של שיעורי ההפרשה מעבר למה שנבע מההסכמים. ייתכן כי הדבר נובע מכך שההסכמים האמורים ייתרו את הצורך בזחילה שכזו.

איור 7 | הפרשות לפנסיה באחוז מהשכר ברוטו ובאחוז מהשכר הקובע
עובדים במגזר הפרטי שהתמידו אצל אותו מעסיק*,
2009 עד 2019



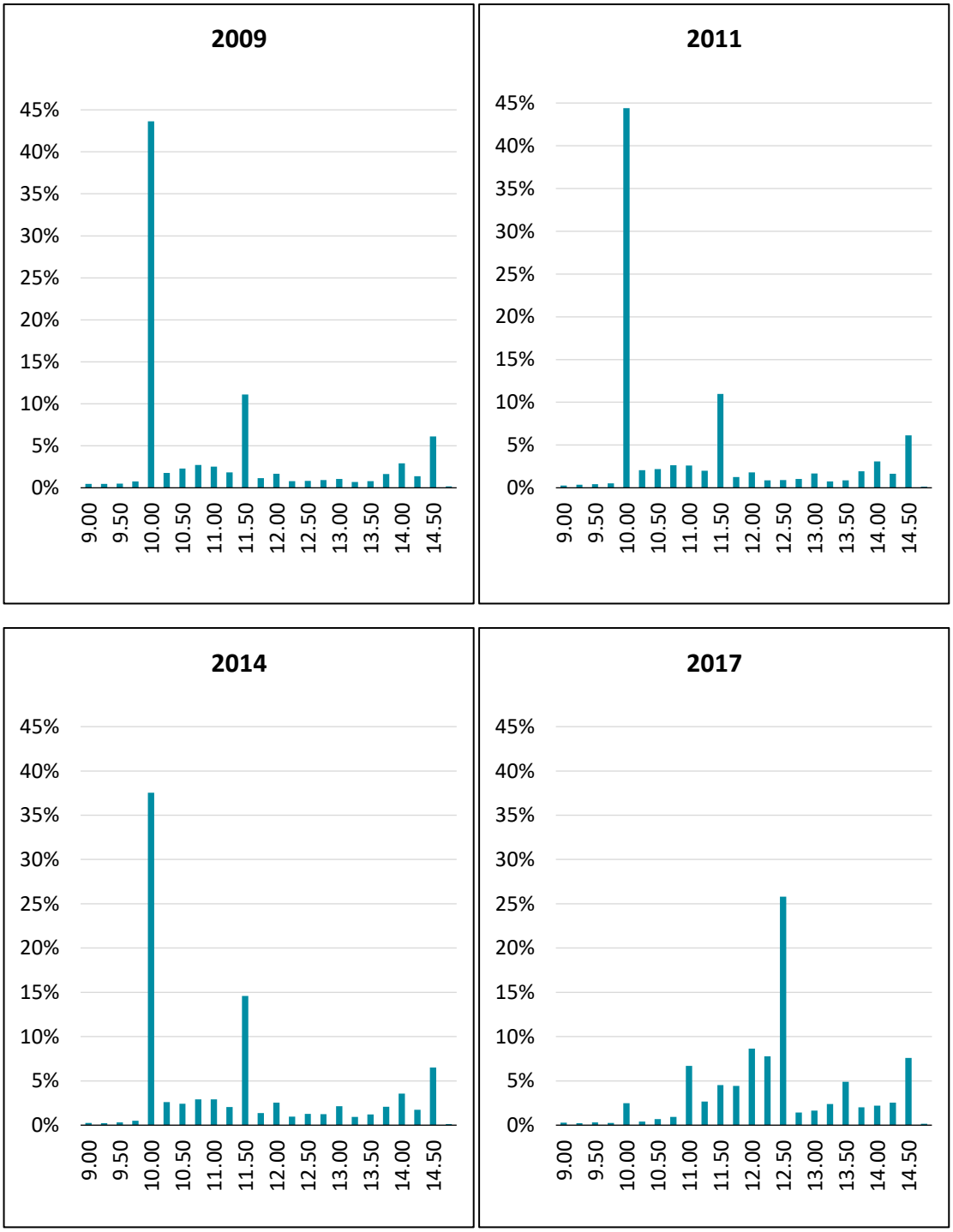
* לכל שנה מוצגים הנתונים המתייחסים לעובדים שהתמידו בעבודה אצל אותו המעסיק החל מ-2006 ועד לאותה השנה לפחות. האיור מתייחס רק לשכר שבגינו הפרישו מעסיקים לפנסיה כבר ב-2006.
המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

26 הרחבת בסיס המס שעליו הוטל מס רווחי הון בשנת 2002 (והעלאת שיעור המס לאורך השנים) הפכו את החיסכון בקרנות הפנסיה, שפטור ממס זה, לאטרקטיבי יותר ביחס לתקופה שבה המס לא היה קיים.

27 אגרות החוב המיועדות הונפקו לקרנות הפנסיה בהיקף של 30 אחוזים מנכסיהן. לאורך תקופת המחקר (2006 עד 2019) הלך וגדל הפער שבין התשואה עליהן לתשואת אגרות החוב הממשלתיות שנסחרו בשוק ההון, וככל שגדל הפער עלה הסבסוד הגלום בהן. אברמזון ושראל (2015) אומדים את הסבסוד הגלום באג"ח המיועדות ב-3 מיליארד ש"ח בשנת 2015, ואת סך הטבות המס במערכת הפנסיה ב-13.9 מיליארד ש"ח בשנה זו.

איור 8 | התפלגות השכר במגזר הפרטי על פי ההפרשות (עובד+מעביד) כאחוז מהשכר הקובע: מתמידים אצל אותו המעסיק אשר המעסיק הפריש בעבורם כבר ב-2006

(ציר X הוא אחוז ההפרשה מהשכר הקובע בתלוש השכר*
וציר Y מציג את משקל השכר ברוטו בסך תשלומי השכר)



* הנתון על ציר X מייצג את הערך האמצעי בכל תא.

המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

ההפרשות לקצבה של השכירים והמעסיקים במגזר הפרטי גדלו ב-0.77 אחוזי תוצר בין השנים 2006 ו-2019 (לוח 5). להלן נחלק גידול זה לשני רכיבים מרכזיים: (1) התרומה הישירה של החלת פנסיה־חובה – הפרשות לקצבה שהחלו בעקבות החלת הסדר פנסיה־חובה ב-2008 על שכר שבגינו לא היו הפרשות לקצבה של המעביד טרם ההסדר וכיום הן ברמה שמגדיר ההסדר; (2) תרומת הגידול לאורך השנים של אחוז ההפרשה לקצבה. גידול זה נבע מהשילוב של ההסכמים הקיבוציים להגדלת ההפרשות לקצבה, צווי הרחבה שהעלו את המינימום שחובה להפריש לקצבה (במסגרת הסדר פנסיה־חובה) וגורמים נוספים אשר יצרו אצל העובדים עניין בהגדלת ההפרשות[28] ובהם תמריצי מס וסבסוד תשואה על רקע סגירת הקרנות הוותיקות לעמיתים חדשים והמעבר לקרנות החדשות. החישוב של חלוקת התרומות מתבסס על ההנחה כי קצב עליית השכר שבגינו בוצעו הפרשות לקצבה היה דומה לאורך השנים לקצב עליית השכר שבגינו לא בוצעו הפרשות. לפיכך, משקל השכר שעליו לא הופרשו כספים לקצבה (טרום הסדר פנסיה־חובה) מסך תשלומי השכר במגזר הפרטי היה נותר קבוע אילולא היה הסדר פנסיה־חובה נכנס לתוקף. רכיב נוסף (3) הוא הגידול בהפרשות לקצבה במונחי תוצר שנובע מהעלייה במשקל השכר בתוצר במהלך התקופה. רכיב זה קטן ותרומתו לעלייה בהיקף ההפרשות במגזר הפרטי בין השנים 2006 ו-2019 מסתכמת ב-0.09 אחוזי תוצר.

הגידול בהפרשות לקצבה במגזר הפרטי בין השנים 2006 ו-2019 (אחוזי תוצר)	=	(1) הגידול בהפרשות לקצבה בגין שכר שעליו החלו להפריש לקצבה כחלק מהסדר פנסיה־חובה (אחוזי תוצר)	+	(2) הגידול בהפרשות לקצבה שמקורו בעלייה שיעורי ההפרשות לקצבה לאורך השנים (אחוזי תוצר)	+	(3) הגידול בהפרשות בגין עליית משקל השכר בתוצר (אחוזי תוצר)

את החלק של התרומה של הסדר פנסיה־חובה להפרשות על שכר שבגינו לא היו הפרשות טרם ההסדר (רכיב 1) נחשב כמכפלה של היקף השכר שהושפע מההסדר כבר מראשיתו בשיעור ההפרשות שנדרש ב-2019 על פי הסדר פנסיה־חובה. הכפלה של התוצאה במשקל השכר בתוצר תתאים את הגידול בהפרשות לקצבה, המבוטא במונחי שכר לגידול במונחי תוצר.

את התרומה שמקורה בעלייה בהפרשות לקצבה על שכר שבגינו הופרשו כספים לקצבה כבר טרם הסדר פנסיה־חובה (רכיב 2) נחשב כמכפלה של משקל השכר שבגינו הופרשו כספים לקצבה בשנת 2006 בגידול בשיעור ההפרשה הממוצע (של שכר שבגינו הופרשו כספים לגמל או קצבה עוד טרם

28 לכך אפשר להוסיף גידול קטן נוסף שמקורו בהגדלת הפרשות שנכפתה על העמיתים בקרנות הוותיקות (מהלך שהתרחש בין 2003 ל-2007).

הסדר פנסיה־חובה) בין השנים 2006 ו-2019. גם כאן ההכפלה של התוצאה במשקל השכר בתוצר תתאים את הגידול בהפרשות המבוטא במונחי שכר לגידול במונחי תוצר.

החלק המושפע במישרין מהסדר פנסיה־חובה: מלוח 4 (חלק א') אפשר לראות כי משקל השכר ללא הפרשות לגמל או קצבה בסך תשלומי השכר במגזר הפרטי בשנת 2006 עמד על 32 אחוזים. שכר זה היה ללא זכויות לקצבה טרם החלת פנסיה־חובה. בשנת 2019 13 אחוזים מהשכר במגזר הפרטי הוא ללא הפרשות לקצבה, ולפיכך אנו מסיקים כי כ-20 אחוזים מתשלומי השכר הושפעו במישרין מפנסיה־חובה. אנו מעריכים כי בגין שכר זה מפרישים ב-2019 כ-9.3 אחוזים מהשכר ברוטו – 12.5 אחוזים מהשכר הקובע (ההפרשה הנדרשת על פי הסדר פנסיה־חובה) מוכפל ב-74 אחוזים – היחס בין השכר הקובע לשכר ברוטו בהפרשות הללו, על פי העולה מהפרשות המעסיק בשנים הראשונות להסדר (לוח 2). נציין כי רמה זו של הפרשות דומה מאוד לרמה הממוצעת של ההפרשות משכר לפנסיה בכלל המשק.

לוח 4 | נתונים ואומדנים לחישוב התרומה לגידול בהפרשות לקצבה של החלת הסדר פנסיה־חובה, סגירת הפנסיה התקציבית לעמיתים חדשים והגידול בשיעור ההפרשות לקצבה בקרב שכירים

חלק א

שנה		מגזר פרטי (המשקל בסך תשלומי השכר במגזר הפרטי)	מגזר ציבורי (המשקל בסך תשלומי השכר במגזר הציבורי)
2006	משקל השכר ללא זכויות לקצבה	32	6
2006	משקל השכר עם זכויות לקצבה	68	63
2006	משקל השכר עם זכויות לפנסיה תקציבית	--	31
2019	משקל השכר ללא זכויות לקצבה	13	1
2019	משקל השכר עם זכויות לקצבה	87	82
2019	משקל השכר עם זכויות לפנסיה תקציבית	--	17

חלק ב

שנה		מגזר פרטי (ההפרשות באחוז מסך תשלומי השכר במגזר הפרטי)	מגזר ציבורי (ההפרשות באחוז מסך תשלומי השכר במגזר הציבורי)
2006	ההפרשה לקצבה של בעלי זכויות לקצבה	7.5	10.1
2006	ההפרשה לקצבה של בעלי זכויות לפנסיה תקציבית	--	2.6
2019	ההפרשה לקצבה של בעלי זכויות לקצבה*	9.3	11.9
2019	ההפרשה לקצבה של בעלי זכויות לפנסיה תקציבית	--	3.4

*בהתאם למוסבר בגוף העבודה אנו מניחים ששיעור ההפרשה הממוצע בשנת 2019 זהה לשכר שבגינו הופרשו כספים טרם הסדר החובה ולשכר שבגינו החלו להפריש בעקבות הסדר החובה.

המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

בסך הכל גדלו ההפרשות לקצבה בתקופה הנדונה ב-1.04 אחוזי תוצר: מרמה של 1.9 אחוזי תוצר ב-2006 ל-3.0 אחוזי תוצר ב-2019. לוח 5 מציג את התרומה של כל אחת מהרפורמות בכל מגזר, שחישבנו כמוסבר לעיל, לגידול זה. התרומה הישירה של פנסיה־חובה לעלייה בהפרשות לקצבה היא 0.40 אחוזי תוצר – כמחצית מהעלייה הכוללת בהפרשות של המגזר הפרטי. תרומה נוספת להפרשות לקצבה נובעת מהגדלת ההפרשות של שכר שבגינו הופרשו כספים לגמל וקצבה עוד טרם הסדר החובה. חלק מעלייה זו נכפה על העובדים והמעסיקים כתוצאה מהגדלת ההפרשות הנדרשות בהסדר החובה וחלק נעשה בהסכמה ביניהם. בסה"כ תרם חלק זה 0.30 אחוזי תוצר בעלייה בהפרשות לפנסיה בין השנים 2006 ו-2019. משקל השכר של המגזר הפרטי בתוצר עלה באותן השנים מ-22.5 אחוזים ל-24.1 אחוזים והוא תרם בכך לעלייה קטנה נוספת במשקל ההפרשות בתוצר.

לוח 5 | התרומות לגידול בין 2006 ל-2019 של ההפרשות לקצבה של שכירים במגזר הפרטי ובמגזר הציבורי, בחלוקה לרפורמות השונות, אחוזי תוצר

	מגזר פרטי*	מגזר ציבורי	סה"כ*
סך הגידול בהפרשות לקצבה	0.77	0.27	1.04
תרומת הגידול בהפרשות לקצבה הנובע מהסדר פנסיה־חובה בהתייחס לשכר ללא הפרשה לחיסכון פנסיוני טרם ההסדר	0.40	0.06	0.46
תרומת הגידול בהפרשות לקצבה שמקורו בעלייה בשיעורי ההפרשה על שכר שכבר הופרש בגינו עוד לפני הסדר פנסיה־חובה	0.30	0.11	0.41
תרומת הגידול בהפרשות לקצבה הנובע ישירות מסגירת הסדר הפנסיה התקציבית	--	0.13	0.13
תרומת הגידול בהפרשות של עובדים בהסדר פנסיה תקציבית	--	0.01	0.01
תרומת הגידול במשקל השכר בתוצר**	0.09	-0.03	0.06

*הטור אינו מסתכם לסך הכל עקב עיגולים והשמטת התרומה השלילית בסך 0.01 אחוז תוצר שמקורה בצמצום ההפרשות הוולונטריות של עובדים שמעסיקיהם אינם מפרישים בעבורם לקצבה.
**תשלומי השכר (ברוטו) במגזר הפרטי, כאחוז מהתוצר, עלו בין השנים 2006 ו-2019 ב-1.7 אחוזי תוצר - מ-22.5 אחוזי תוצר בשנת 2006 ל-24.1 אחוזים בשנת 2019. גידול זה במשקל השכר בתוצר תרם תרומה חיובית להפרשות לקצבה (כאחוז מהתוצר). הנתון המקביל במגזר הציבורי ירד ב-0.4 אחוזי תוצר - מ-10.3 אחוזי תוצר בשנת 2006 ל-9.9 אחוזים בשנת 2019, ותרם תרומה שלילית לגידול ההפרשות לקצבה כאחוז מהתוצר.
המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

3.3 ניתוח תרומת הרפורמות השונות להתפתחות ההפרשות לפנסיה של המגזר הציבורי

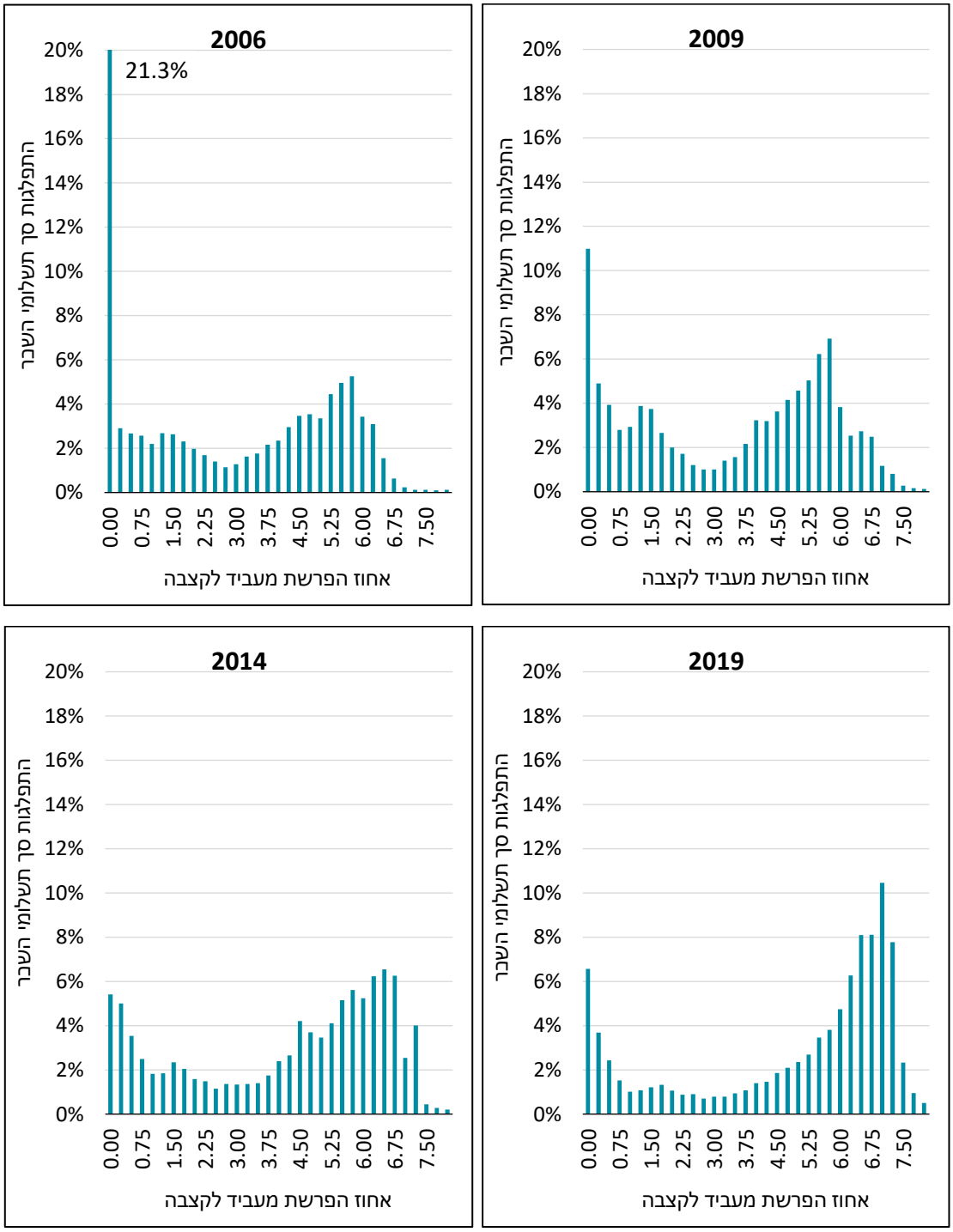
זיהוי תרומת הרפורמות השונות במערכת הפנסיה לעלייה בהפרשות לקצבה מהשכר המשולם במגזר הציבורי, ובפרט זיהוי השפעת סגירת הסדר הפנסיה התקציבית לעמיתים חדשים בנפרד מהשפעת החלת פנסיה־חובה, מחייבים זיהוי של היקף השכר ששולם במגזר הציבורי בהסדר פנסיה תקציבית ושל היקף השכר ששולם לעובדים במגזר זה ללא הסדר פנסיה כלשהו לפני החלת פנסיה־חובה.

איור 9 מראה את הירידה הניכרת בהיקף השכר במגזר הציבורי שבגינו אין הפרשות מעביד לקצבה או גמל. בהמשך נראה כי הדבר משקף גם את החלת פנסיה־חובה, גם את הפרישה של עובדים בהסדר פנסיה תקציבית והחלפתם בעובדי פנסיה צוברת וגם התחלה של הפרשות לחיסכון פנסיוני לעובדים בפנסיה תקציבית. כמו כן אפשר לראות את העלייה בשיעורי ההפרשה לאורך זמן, בהתאם להסכמי המסגרת שנחתמו במגזר הציבורי, כך ששיעור ההפרשה השכיח של המעסיק בשנת 2019 עומד על יותר מ-7 אחוזים מהשכר ברוטו.

איור 9 | התפלגות השכר במגזר הציבורי על פי ההפרשות לקצבה של המעביד

(ציר X הוא אחוז ההפרשה מסך השכר בתלוש השכר

וציר Y מציג את משקל השכר בסך תשלומי השכר)



הנתון על ציר X מייצג את ההפרשה הנמוכה ביותר בכל תא, כאשר כל תא מייצג תחום הפרשות לקצבה של רבע אחוז. התא הראשון מייצג הפרשות שבין 0 אחוזים ל-0.25 אחוזים מהשכר ברוטו, התא הבא מייצג הפרשות שבין 0.25 אחוזים ל-0.5 אחוזים מהשכר ברוטו וכן הלאה.

המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

קובץ הנתונים שבידינו אינו מאפשר זיהוי פשוט של שכר על פי הסדר הפנסיה שהוא מעניק, ובפרט אין בקובץ זיהוי של שכר המשולם בהסדר פנסיה תקציבית. לפיכך, אנו נעריך את היקף השכר המשולם לעובדים בפנסיה תקציבית על פי שילוב של:

(א) היקף ההפרשות לקצבה – לצד העובדה שבהסדר פנסיה תקציבית אין הפרשה כלשהי מהשכר לקצבה, עובדי הפנסיה התקציבית נהנים מהפרשות לגמל ולקצבה בגין שכר שאינו נכלל בהסדר התקציבי[29]. היקף הפרשות אלה תלוי בחלק השכר שאינו מבוטח בהסדר התקציבי, אך בסה"כ הן צפויות להיות נמוכות (יחסית להפרשות של עובדים בהסדר פנסיה צוברת או בקרן ותיקה). אנו נעזרים בממצאיהם של אסיף וקריל (2020) להערכת חלק השכר המבוטח בהסדר פנסיה צוברת של עובדים הנהנים מפנסיה תקציבית. על פי עבודתם, חלק השכר הנמוך ביותר המבוטח בפנסיה תקציבית נמצא בקרב רופאים והוא גבוה מעט מ-50 אחוזים. מכך נובע גם שהחלק הגבוה ביותר המבוטח בפנסיה צוברת בקרב עובדים בהסדר פנסיה תקציבית ינוע סביב 30 אחוזים[30].

(ב) קצב הדעיכה של תשלומי השכר עם הפרשות נמוכות לקצבה – נצפה כי משקל השכר בהסדר פנסיה תקציבית, שהוא כאמור שכר עם הפרשות נמוכות לקצבה, יירד בקצב איטי, המבטא את היציאה ההדרגתית לאורך השנים לגמלאות של עובדים ותיקים בהסדר זה והחלפתם בעובדים חדשים בהסדר פנסיה צוברת. ירידה מהירה של שכר ללא הפרשות לקצבה לאחר החלת הסדר פנסיה־חובה תבטא שכר שהוא ללא הסדר פנסיוני כלשהו, ואשר בעקבות הסדר החובה החלו להפריש לקצבה בגינו.

(ג) הפרשות לקרן השתלמות – אנו מניחים, על בסיס הנצפה במגזר הפרטי, ששכר עם הפרשות לקרן השתלמות הוא שכר שמקנה זכויות לפנסיה: לוח 6 מציג את התפלגות השכר בשנת 2006 במגזר הפרטי בחלוקה לפי קיומן של הפרשות לקרן השתלמות וקיומן של הפרשות לגמל ו/או לקצבה. אפשר לראות כי אין למעשה שכר שהוא עם הפרשות לקרן השתלמות וללא זכויות לפנסיה – לכ-96 אחוזים מהשכר שיש בגינו הפרשות לקרן השתלמות יש גם הפרשות של המעסיק לגמל או לקצבה. מכאן אנו מסיקים שעובדים במגזר הציבורי שיש להם הפרשות לקרן השתלמות הם עובדים בעלי הסדר פנסיה כלשהו. אם אין כלל הפרשות לגמל/קצבה, או שהן נמוכות יחסית, כמתואר לעיל, נסווגם בהסדר פנסיה תקציבית. אם ההפרשות גבוהות נסווגם בהסדר פנסיה צוברת (או בעלי זכויות בקרנות פנסיה ותיקות). נסווג עובדים עם שכר ללא הפרשות לקרן השתלמות וללא הפרשות של המעסיק לגמל או לקצבה כעובדים שנכנסו להסדר פנסיה רק בעקבות החלת פנסיה־חובה.

29 כך, למשל, בהסכם המעבר לפנסיה צוברת סוכם כי על חלק השכר שאינו מבוטח בפנסיה תקציבית יפרישו המעסיק והעובד לחיסכון.

30 הממצאים של אסיף וקריל (2020) מתייחסים לעובדים בפנסיה תקציבית שפרשו בשנת 2016, ולפיהם השכר הקובע לפנסיה תקציבית של רופאים היווה 53 אחוזים בלבד מהשכר הממוצע בשנה שלפני הפרישה והיה הנמוך ביותר בקרב עובדים בפנסיה תקציבית בשירות המדינה. בהינתן שהחזר ההוצאות נע סביב 15 אחוזים מהשכר, הרי שהחלק הנמוך ביותר המבוטח בפנסיה צוברת של עובדים בפנסיה תקציבית ינוע סביב 30 אחוזים מהשכר.

לוח 6 | התפלגות תשלומי השכר במגזר הפרטי על פי הפרשות לחיסכון לפנסיה והפרשות לקרן השתלמות, אחוזים, 2006

	יש הפרשות לקרן השתלמות	אין הפרשות לקרן השתלמות
יש הפרשות של המעביד לגמל או קצבה	40.1	28.1
אין הפרשות של המעביד לגמל או קצבה	1.5	30.2

המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים

איור 10 מציג את משקל השכר עם הפרשות לחיסכון פנסיוני על שיעור נמוך מהשכר – הפרשות בהתאם להסכמי המסגרת במגזר הציבורי על שכר מבוטח ("השכר הקובע") של עד 30 אחוזים מהשכר ברוטו של העובד – לשנים 2006 עד 2019. אפשר לראות כי משקל שכר זה בסך השכר המשולם במגזר הציבורי יורד בקצב איטי וקבוע לאורך השנים. קו מגמה, המשורטט על פי משקל השכר המוצג באיור לשנים 2010 עד 2019, מסביר 98 אחוזים מהשונות של התפתחות נתון זה לאורך השנים וכן נותן אומדן למשקל שכר זה לשנת 2006, שהוא זהה למעשה למשקל השכר בפועל[31]. למרות כניסתו של הסדר פנסיה־חובה לתוקף לא רואים ירידה מהירה במשקל שכר זה לאחר כניסתו לתוקף של ההסדר, או לאחר שהפרשות המינימום בהסדר חצו את רף ההפרשות שאנו מניחים כהפרשות אפשריות בגין שכר שבחלקו מעוגן בהסדר פנסיה תקציבית. להערכתנו, אפשר להסיק מכך כי הזיהוי שלנו של שכר בהסדר פנסיה תקציבית על פי הכלל שפירטנו לעיל הוא זיהוי טוב[32]. בהתאם לכלל זה, ב-2006 עמד משקל השכר בהסדר פנסיה תקציבית בסך השכר המשולם במגזר הציבורי על 30.9 אחוזים וירד ל-17.2 אחוזים בשנת 2019 – ירידה של 13.7 נקודות אחוז במשקל השכר של עובדים בפנסיה תקציבית (ירידה של 45 אחוזים).

חיזוק לכך שההערכה בדבר ירידה של 45 אחוזים במשקל השכר בהסדר פנסיה תקציבית בין 2006 ל-2019 היא הערכה טובה אנו מקבלים מהירידה בשיעור דומה באותה תקופה של מספר עובדי מדינה, עובדי הוראה, שוטרים וסוהרים הזכאים לפנסיה תקציבית, כפי שעולה מהדוחות הכספיים של הממשלה שמפרסם החשכ"ל (איור 11).

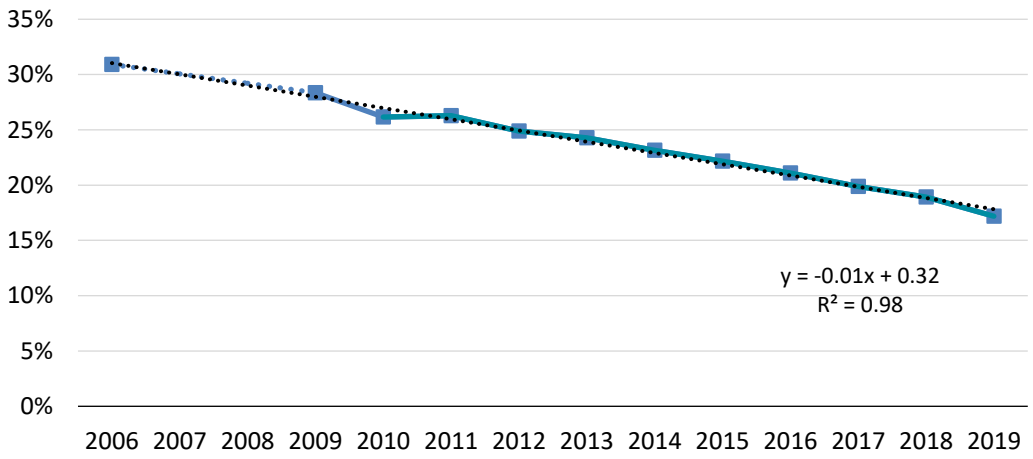
איור 12 מציג את משקל השכר ללא הפרשות של המעסיק לחיסכון פנסיוני וללא הפרשות לקרן השתלמות לשנים 2006 עד 2019. הירידה המהירה במשקל השכר המתואר לאחר הכניסה לתוקף של הסדר פנסיה־חובה (2006-2009) והתייצבותו על רמה נמוכה לקראת סוף התקופה (קרוב לאחוז מסך השכר במגזר הציבורי) תואמות את ההערכה שלנו כי עובדים בעלי שכר זה לא היו מבוטחים

31 החל משנת 2010 בלבד אפשר להניח שהפרשות המינימום בהסדר פנסיה־חובה גבוהות מההפרשות לקצבה על שכר לעובדים בפנסיה תקציבית. כאמור, לעובדי הפנסיה התקציבית ישנן הפרשות מסוימות לקצבה על רכיבי שכר שאינם חלק מהשכר הקובע לפנסיה תקציבית. הפרשות אלו נמוכות ביחס לשכר ברוטו.

32 קביעת סף של 40 אחוזים מההפרשה המקובלת על פי הסכמי המסגרת לזיהוי שכר בפנסיה תקציבית אינה משפיעה באופן מהותי על התוצאות.

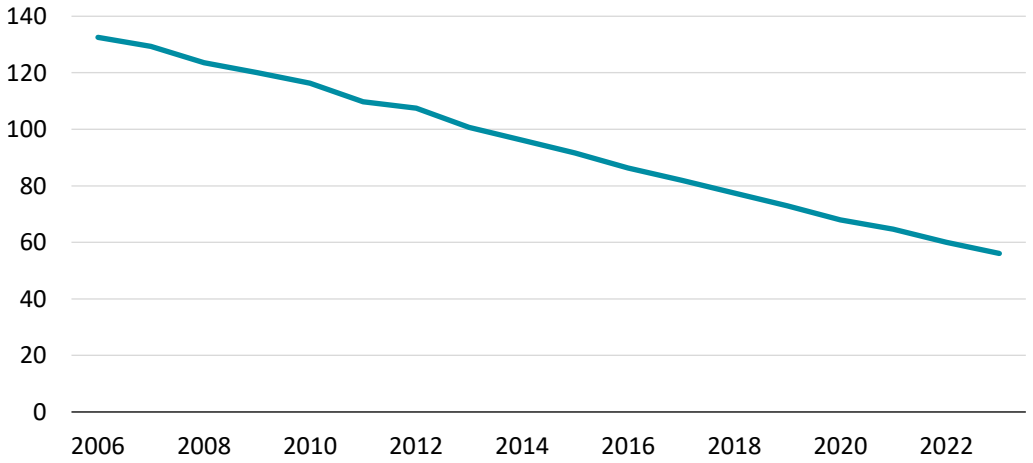
בהסדר פנסיה כלשהו לפני כניסתו לתוקף של הסדר פנסיה־חובה. לאחר כניסת ההסדר לתוקף החל המעסיק הציבורי להפריש בעבור עובדים אלה כספים לחיסכון פנסיוני.

איור 10 | אומדן למשקל השכר בפנסיה תקציבית: המשקל בסך השכר במגזר הציבורי של שכר עם הפרשות לקרן השתלמות והפרשות של המעסיק לחיסכון פנסיוני בהיקף התואם את הסכמי המסגרת במגזר הציבורי* כאשר השכר הקובע מהווה עד 30 אחוזים מהשכר ברוטו של העובד, 2006 עד 2019



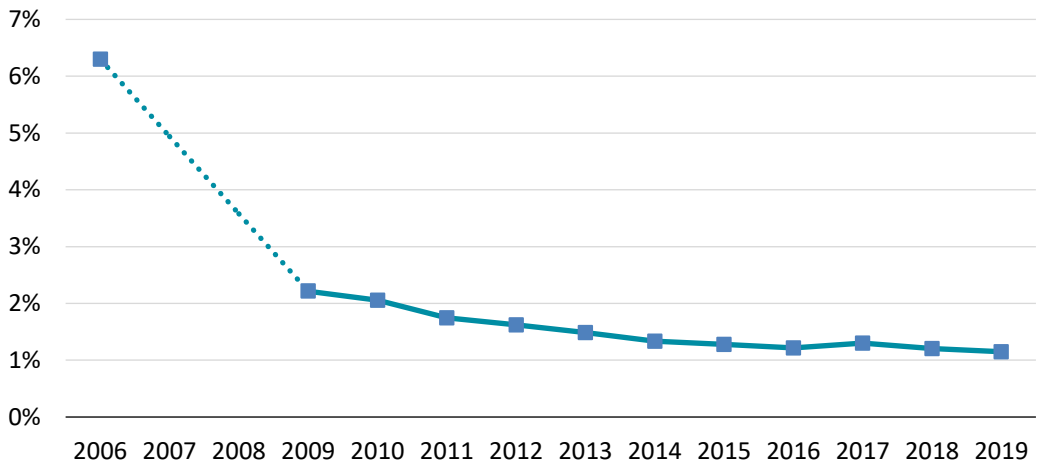
* ההפרשה של המעסיק לחיסכון פנסיוני על פי הסכמי המסגרת במגזר הציבורי עמדה על 6 אחוזים עד לשנת 2010, 6.5 אחוזים בשנים 2011 ו-2012, 7 אחוזים בשנים 2013 ו-2014, ו-7.5 אחוזים החל מיולי 2015.
המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

איור 11 | עובדי מדינה, עובדי הוראה, שוטרים וסוהרים הזכאים לפנסיה תקציבית
2006 עד 2023, אלפים



המקור: עיבודי המחברים לנתוני הדוחות הכספיים של ממשלת ישראל, החשב הכללי במשרד האוצר, שנים שונות.

איור 12 | משקל השכר ללא הפרשות מעסיק לפנסיה וללא הפרשות לקרן השתלמות בסך תשלומי השכר במגזר הציבורי, 2006 עד 2019



המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

התחשיב של חלוקת התרומה של הרפורמות השונות במערכת הפנסיה – הנהגת פנסיה־חובה, סגירת הפנסיה התקציבית לעובדים חדשים והגידול באחוזי ההפרשה לקצבה מהשכר – לגידול בסך ההפרשות לקצבה במגזר הציבורי, נעשה באופן דומה לזה שבוצע בעבור המגזר הפרטי בסעיף הקודם. הנתונים העיקריים לשנים 2006 ו-2019 הנדרשים לצורך זה הם: משקל השכר בפנסיה תקציבית בסך תשלומי השכר במגזר הציבורי, ובדומה לחישוב לגבי המגזר הפרטי, משקל השכר ללא הסדר פנסיה בסך תשלומי השכר במגזר הציבורי, היקף ההפרשות לקצבה של עובדים בפנסיה צוברת (וקרנות ותיקות), וכן משקל השכר במגזר הציבורי כאחוז מהתוצר. נתונים אלה הוצגו לעיל בחלקים א' ו-ב' של לוח 4 והתוצאות מוצגות בלוח 5.

הרפורמות הגדילו את ההפרשות לפנסיה במגזר הציבורי ב-0.27 אחוזי תוצר. כמחצית מהגידול נובעת מסגירת הסדר הפנסיה התקציבית למצטרפים חדשים. פנסיית־החובה תרמה רק כחמישית מהגידול – שיעור קטן בהרבה מחלקה היחסי של פנסיית־החובה בהגדלת ההפרשות במגזר הפרטי.

4. ההשפעה של הגידול בהפרשות לקצבה על החיסכון הכולל במשק

נדון כעת בהשפעת הגידול בהפרשות לקצבה על החיסכון במשק. שתי שאלות עולות בהקשר זה: השאלה הראשונה היא חלוקת הנטל של ההפרשות בין המעסיקים לעובדים. שאלה זו חשובה להבנת ההשפעה על החיסכון המצרפי במשק משום שאופי התגובה של המעסיקים להגדלת ההפרשות עשוי להיות שונה מזה של העובדים. השאלה השנייה והמרכזית היא כיצד הגיבו העובדים להגדלת ההפרשות לקצבה. האם הם צמצמו צריכה, ובמקרה כזה המשמעות של עלייה בהפרשות לקצבה היא הגדלת סך החיסכון? או האם הם הקטינו חיסכון אחר, ולפיכך אין להגדלת ההפרשות השפעה על סך החיסכון?

4.1 חלוקת נטל הגידול בהפרשות לקצבה בין המעסיקים והעובדים

החלוקה הסטטוטורית בין המעסיקים לעובדים של נטל ההפרשות לקצבה היא שווה, פחות־או־יותר. עם זאת, חלוקת הנטל בפועל אינה מתבצעת בהכרח בהתאם לחלוקה שנקבעה בהסכמים קיבוציים או בצו ההרחבה לקביעת פנסיה־חובה. כך, למשל, המעסיקים עשויים לגלגל אל העובדים את ההוצאות הנוספות על ההפרשות לקצבה באמצעות האטה בקצב העלאת השכר או אפילו באמצעות הפחתת השכר ברוטו. במקרה כזה, הדיון בשאלת ההשפעה של ההפרשות הנוספות לקצבה על החיסכון במשק מסתכם בשאלה כיצד הגיבו העובדים לצמצום ההכנסה הפנויה הנזילה שלהם (צמצום הנובע הן מהגדלת ההפרשות שלהם הן מהקטנת השכר ברוטו, שמקורו בהעברת נטל הפרשות המעסיקים אליהם) – האם הם צמצמו את הצריכה ו/או הגדילו את תשומת העבודה (כלומר הגדילו את החיסכון) או שהם קיזזו את החיסכון הפנסיוני שנדרש מהם עם חיסכון אחר?

אם נטל הגדלת ההפרשות הפנסיוניות נופל על המעסיקים, השאלה בדבר השפעתו על החיסכון הכולל במשק מורכבת יותר: במקרה זה השאלה היא כיצד המעסיקים מגיבים לנטל זה? באשר למעסיק פרטי, השאלה היא האם יפחתו רווחי החברה, החברה תתייעל או שהיא תגלגל את העלות הנוספת לצרכנים באמצעות העלאת מחירים? כאשר המעסיק הוא מעסיק ציבורי השאלה היא: האם המגזר הציבורי צמצם הוצאות אחרות ו/או העלה מיסים, או שהוא בחר להגדיל את החוב לצורך מימון הפרשות אלה?

שאלת חלוקת הנטל בין המעסיקים לעובדים נבחנה רבות בספרות בהקשר של הטלת מס על העסקת עובדים. ברמה התיאורטית, אם נסתכל על החובה להפריש לקצבה כנטל מס, אזי במודל הקלאסי נצפה כי נטל זה יתחלק בין המעסיקים לעובדים בהתאם למידת גמישות הביקוש לעובדים והיצע העבודה (ראו למשל Hamermesh (1993)). מקובל להניח כי גמישות הביקוש במקרה זה גבוהה בהרבה מגמישות ההיצע ולכן עיקר הנטל על פי הגישה הקלאסית ייפול על העובדים. אם נוסיף לכך שבפועל אין מדובר במס אלא בהכנסה שהעובד יראה בעתיד הרחוק אזי אפשר לומר כי העובד יסכים לכך שהחלק של המעסיק יהיה קטן אף יותר. במודל התאמה (matching), שבו הערך המוסף מהעסקת עובד מתחלק בין העובד למעסיק, תתחלק עלות החובה להפריש לקצבה בין המעסיק לעובד בהתאם לכוח המיקוח של הצדדים. עם זאת, גם במקרה זה עלינו לזכור כי העובד אינו רואה בהכרח את חובת ההפרשה כמס, ולכן הוא יהיה מוכן לספוג על חשבונו חלק גדול יחסית מחובה זו.

בסופו של דבר, חלוקת נטל ההפרשה לקצבה בין המעסיקים לעובדים היא שאלה אמפירית. עם זאת, Hamermesh (1993), אשר מתייחס בספרו ל-15 מחקרים רבי השפעה משנות ה-70' וה-80' (וכן משנת 1990) העוסקים בנושא, מגיע למסקנה שטווח האומדנים מהמחקרים האמפיריים הוא כה רחב והם רגישים לגורמים שונים באמידה, עד שאי־אפשר ללמוד מהם רבות על חלוקת הנטל בין המעסיקים לעובדים. לגישתו, לנוכח הספרות המצביעה על כך שגמישות היצע העבודה נמוכה בשיעור ניכר מגמישות הביקוש, יהיה נכון להניח שרוב נטל המס על עבודה נופל בטווח הארוך על העובדים. Melguizo and Gonzalez-Paramo (2013) בוחנים 52 מחקרים אמפיריים בנושא השפעת מיסי עבודה על חלוקת הנטל בין המעסיקים לעובדים ומוצאים שבטווח הארוך בין שני־שלישים ל-90 אחוזים מהנטל נופלים על העובדים. ברנדר ופוליצר (2018), הבוחנים את ההשפעה של שינויים במס הכנסה על גביית המיסים בישראל, מוצאים כי בטווח הבינוני העובדים נהנים משני־

שלישים הפחתה במס ההכנסה על יחידים, כלומר, הם יישאו בשני־שלישים מהנטל של מס ישיר על עבודה.

בהינתן המסקנות לעיל ממחקרים העוסקים בחלוקת הנטל בין עובדים למעסיקים כאשר מדובר במס, אפשר להניח כי במקרה שלנו, המתייחס להכנסה נדחית של העובדים ולא למס – יהיו העובדים מוכנים (או יאלצו) לשאת במלוא הנטל של הגידול בהפרשות או כמעט בכולו. בנק ישראל (2015), שבחן את חלוקת נטל ההפרשות לקצבה בין עובדים למעסיקים בהסדר פנסיה־חובה, מגיע לממצא התואם מסקנה זו. אומנם, המצב שונה לגבי עובדים המשתכרים שכר מינימום. המעסיק אינו יכול לגלגל את נטל ההפרשות שלו על עובדים אלה (הוא אינו רשאי להפחית את שכרם), ולכן במקרה זה נכון יהיה להניח שנטל המס מתחלק בין העובדים למעסיקים בהתאם לחלוקה הסטטוטורית של ההפרשות. ואולם, בסך הכל נראה כי חלקם של המעסיקים הפרטיים בנטל של הגדלת ההפרשות הוא נמוך, וכמו כן קשה מאד להעריך כיצד הם מגיבים לנטל זה ולפיכך את ההשפעה של תגובתם על החיסכון. לנוכח שיקולים אלה, לא נתייחס להשפעה של רכיב קטן זה על החיסכון.

לגבי מעסיקים במגזר הציבורי, נראה כי חלוקת הנטל בינם לבין העובדים בהסדרים החדשים או בהסדרים קיימים שההפרשות לקצבה בהם הוגדלו, דומה לחלוקה הסטטוטורית של נטל ההפרשות[33]. הערכה זו מבוססת בעיקר על כך שאין בהסכמים הקיבוציים שנחתמו במגזר הציבורי פער בתוספות השכר בין עובדים שההפרשות לקצבה בעבורם החלו בעקבות הרפורמות במערכת הפנסיה לבין עובדים אחרים. כך, למשל, לא קיים פער בטבלאות השכר ברוטו בין עובדים בפנסיה תקציבית לעובדים בפנסיה צוברת. גם בעבור עובדים שהמעסיק הציבורי לא נהג להפריש בעבורם לקצבה ואשר בעקבות פנסיה־חובה החל לעשות כן, לא ידוע לנו על הסדר שהפחית את שכרם ברוטו ביחס לשאר עובדי המגזר הציבורי. העובדה שהסדר הפנסיה הצוברת נחשב מיטיב פחות מפנסיה תקציבית ושהיה חשש שברמת ההפרשות ההיסטורית תהיה הפנסיה נמוכה, עודדה את עובדי הפנסיה הצוברת לדרוש פיצוי בדמות הגדלת ההפרשות ואת המעסיק הציבורי להסכים לכך. תמריצי המס שניתנו לכלל העובדים במשק המפרישים לקצבה הם עדות נוספת לכך שהממשלה מוכנה לשאת בנטל הגדלת החיסכון לפרישה.

המקור התקציבי להפרשת המעסיק הציבורי קובע למעשה את ההשפעה הישירה של הפרשות המעסיק על החיסכון במשק. נראה שבישראל מומנו הפרשות המעסיק הציבורי באמצעות צמצום הוצאות אחרות של הממשלה ולפיכך לגידול בהפרשות לא הייתה השפעה על החיסכון הציבורי[34]. יתר על כן, הצמצום בהוצאות הממשלה התמקד במוצרים ציבוריים מובהקים ומכאן שההשפעה על החיסכון הכולל במשק תלויה באופן בלעדי במידה שבה משקי הבית קיזזו את הגידול בחיסכון הפנסיוני שלהם[35].

33 אילו היו העובדים נושאים במלוא נטל ההפרשות היה חישוב ההשפעה על החיסכון פשוט יותר ולא היינו נדרשים להתייחס לאופן שבו מימנה הממשלה את הגידול בהוצאות השכר.

34 בעתיד הרחוק יותר יושפעו סך הוצאות הממשלה (וכפועל יוצא גם חיסכון הפרטים) גם מכך שבד בבד עם הגידול הפרמננטי בהוצאות הממשלה בגין הגדלת ההפרשות לעובדים פעילים, יפחתו בהדרגה הוצאותיה על תשלומי קצבה לגמלאי הפנסיה התקציבית, שמספרם ילך ויפחת. השפעות עתידיות אלו חורגות מעניינה של העבודה הנוכחית, שמתמקדת בהשפעת הרפורמות על החיסכון בתקופה שהגדרנו.

35 במהלך התקופה שבין תחילת שנות ה-2000 לסוף העשור השני של שנות ה-2000 צמצמה הממשלה את הוצאותיה על מוצרים ציבוריים מובהקים ביותר מ-2 אחוזי תוצר. אפשר אפוא להניח כי גידול ההוצאה להפרשות (בגין המעבר

4.2 השפעת הגידול בהפרשות לקצבה על החיסכון של העובדים – גידול בחיסכון או קיזוז חיסכון אחר?

כאמור, השאלה המרכזית היא כיצד יגיבו העובדים להגדלת ההפרשות לקצבה: האם הם יגדילו את סך החיסכון שלהם במלוא הגידול בהפרשות או שכנגד חלק מהגידול בהפרשות (או כולו) הם יקטינו חיסכון אחר – קיזוז שמשמעותו שסך החיסכון יגדל בפחות מהעלייה בהפרשות[36]?

התיאוריה הכלכלית אינה מספקת תשובה חד־משמעית לשאלה זו. Blanchard and Fischer (1989) מציעים מסגרת תיאורטית לניתוח שאלת הקיזוז, המבוססת על מודל "הדורות החופפים". הם מראים כי בהתקיים שווקים משוכללים וההנחות הקלאסיות, יגיבו הפרטים להנהגת פנסיה צוברת (או הגדלת שיעורי ההפרשה לפנסיה כזו) בהקטנת החיסכון האחר שלהם בהיקף זהה (קיזוז מלא) ולפיכך סך החיסכון במשק לא יושפע. כל זאת בתנאי שהיקף ההפרשה שנקבע אינו עולה על שיעור החיסכון הכולל שהפרטים היו בוחרים גם אלמלא הונהג הסדר הפנסיה. ואולם, במציאות עשויים לפעול גורמים רבים שאינם עולים בקנה אחד עם ההנחות הקלאסיות ואשר עשויים להוביל לקיזוז לא־מלא של החיסכון הפנסיוני. נציין נספר דוגמאות: מגבלת נזילות עשויה לגרום לכך ששיעור החיסכון שחלק מהפרטים היה בוחר נמוך מזה שמכתיב הסדר הפנסיה. במקרה זה תגדיל הנהגת הפנסיה את שיעור החיסכון והשפעתה תלויה בהתפלגות חומרת מגבלת הנזילות בקרב האוכלוסייה; המודל מניח כי הפרטים חוסכים לתקופת הפרישה בלבד, כלומר אין להם חיסכון שמיועד להחלקת צריכה בתוך תקופת העבודה (חיסכון לא־פנסיוני); חיסכון פנסיוני אינו תחליף מושלם לחיסכון אחר גם בשל המגבלות על היכולת למשוך אותו לפני גיל פרישה; המודל מניח שיעורי תשואה זהים על חיסכון פנסיוני ואחר, אך בפועל ייתכנו הבדלים ביניהם; ייתכנו הבדלים גם בשיעורי המס החלים על סוגי החיסכון השונים; מאפיינים התנהגותיים כגון קוצר־ראיה, סבילות (פאסיביות) של הפרטים ביחס להפרשות הנכפות עליהם (ראו דיון להלן) או רציונליות מוגבלת עשויים אף הם להשפיע על שיעור הקיזוז. מכל אלה עולה ששיעור הקיזוז הוא ביסודו של דבר שאלה אמפירית התלויה, בין היתר, במאפייני האוכלוסייה וההסדרים המוסדיים.

לביא וספיבק (1996) בחנו כבר באופן ישיר וברמת המקרו את הקשר שבין הפרשות לקרנות פנסיה (ולחיסכון מוסדי אחר) לבין החיסכון הכולל בישראל בשנים 1971-1994. הם מצאו כי כמחצית מהשינויים בהפרשות לחיסכון המוסדי מקוזזת באמצעות שינויים בחיסכון פרטי שאינו מוסדי. בבחינה נוספת שהם מבצעים באותה העבודה על נתוני סקר הוצאות לשנת 1979 (בחינה בחתך רוחב), המשתמשת בהבדלים בחיסכון הפרטי בין קבוצות שונות באוכלוסייה, הם מוצאים מקדם קיזוז דומה.

לפנסיה צוברת ובגין פנסיית־החובה) מומן באמצעות צמצום ההוצאות הציבוריות האמורות. ייחודם של מוצרים ציבוריים מובהקים (כגון הוצאות ביטחון) הוא בכך שהפרטים אינם יכולים לפצות על הצמצום באספקתם באמצעות הגדלת הוצאותיהם הפרטיות (להבדיל, למשל, מהוצאה על חינוך או בריאות), ולפיכך הקיצוץ בהם אינו צפוי להשפיע על החיסכון של הפרטים בערוץ זה. ככל שבעתיד תממן הממשלה את גידול ההוצאה להפרשות באמצעות הקטנת החיסכון הציבורי, הקטנת הוצאותיה על שירותים שאינם מוצרים ציבוריים מובהקים או באמצעות העלאת מסים, הדבר עשוי להשפיע על החיסכון של משקי הבית (מעבר לקיזוז הנדון כאן), ולפיכך גם על החיסכון הכולל במשק.

36 יתכן גם שהעובדים יגיבו בהגדלת תשומת העבודה, כפי שעולה למשל מעבודתו של פריש (2021-2022), העוסקת בהשפעת רפורמת פנסיה־חובה על הצריכה והתעסוקה של עובדים שהחלו להפריש לקצבה בעקבות הרפורמה. במקרה כזה המשמעות של ההפרשות הנוספות היא גידול בחיסכון, אף שהצריכה איננה בהכרח יורדת.

בשונה מלביא וספיבק, אנו מרכיבים אומדן להשפעת השינויים בהפרשות לקצבה על החיסכון הכולל במשק באמצעות סכימה של השפעת שינויים אלה בהתחשב ברפורמה הנדונה, כלומר בסיבה להגדלת ההפרשה (סגירת פנסיה תקציבית, פנסיה־חובה, מעבר לפנסיה צוברת על השלכותיו), כפי שפירטנו לעיל, ובהתחשב בשיעורי הקיזוז הנוגעים לקבוצת האוכלוסייה שהושפעה מאותה רפורמה.

השלבים הבאים בעבודתנו הם: ראשית סקירת הממצאים מהספרות לגבי שיעורי־הקיזוז והשתנותם בהתאם לגיל החוסך והכנסתו. בהתבסס על ממצאים אלה מוצג מקדם הקיזוז שאנו מניחים לכל אחד מ-18 תאי גיל־הכנסה. בשלב הבא יישמנו את מטריצת המקדמים הזו על התפלגות תשלומי השכר בהתאם לאותם 18 תאי גיל־הכנסה של כל אחת מהקבוצות שהגדרנו (בחלוקה לפי רפורמה/סיבה להגדלת ההפרשה), וקיבלנו את מקדם הקיזוז הכולל המתאים לכל רפורמה/סיבה להגדלת ההפרשה. השילוב של הגידול בהפרשות בגין הרפורמה, שאותו הצגנו לעיל, ושיעור הקיזוז התואם לאותה הרפורמה, נותן את התרומה נטו של רפורמה זו לגידול בשיעור החיסכון במשק. סכימת התרומות על פני כלל הרפורמות הנדונות הניבה את השפעתן הכוללת על החיסכון במשק.

4.2.1 שיעורי הקיזוז – אומדנים מהספרות

תגובת הפרטים להגדלת ההפרשות לקצבה צפויה להיות מושפעת מגורמים רבים ובכללם הגיל ורמת ההכנסה שלהם, וכן מהסיבה להגדלת ההפרשות (כגון ירידה בעושר הפנסיוני הצפוי). הדיון שלנו מתבסס על הספרות הבוחנת כיצד שינויים בעושר הפנסיוני של משק הבית (או בהפרשות לחיסכון פנסיוני) משפיעים על העושר הלא־פנסיוני שלו, או על שינויים בחיסכון שלו. נתייחס להשפעה שיש לעושר הפנסיוני על המוטיבציה של משקי הבית לחסוך, ולהשפעה של חיסכון חובה על המוטיבציה של משקי הבית לשנות את החיסכון שאינו פנסיוני. הרפורמות בישראל משלבות בדרך כלל מספר השפעות (מסוגים שונים). כך, למשל, הסכמים קיבוציים שהגדילו את ההפרשות לקצבה מחייבים את העובדים לחסוך יותר בחיסכון פנסיוני, כשהסיבה לכך לרוב היא ניסיון לפצות על קצבת פנסיה צפויה נמוכה יותר מזו שהייתה צפויה קודם לכן.

אמידת הקשר בין העושר הפנסיוני לחיסכון מהווה אתגר משמעותי למחקר האמפירי. קיימות לכך כמה סיבות. ראשית, מגבלת נתונים מחייבת בדרך כלל את החוקרים להשתמש בהנחות לצורך חישוב העושר הפנסיוני. עובדה זו פועלת להחלשת הקשר הנאמד בין העושר הפנסיוני לחיסכון; שנית, משתנים בלתי נצפים, ובפרט מידת ההעדפה של הפרט לחיסכון, עלולים ליצור הטיה באומדנים פשוטים שאינם לוקחים בחשבון את ההשפעה הפוטנציאלית של משתנים אלה על התוצאות. נוסף על אלה, ההשפעה התיאורטית של משתנים שונים על הקשר שבין העושר הפנסיוני לחיסכון הפרטי (או העושר הלא־פנסיוני) אינה ברורה, ולאו דווקא ליניארית. כך, למשל, השפעת הגיל על הקשר שבין העושר הפנסיוני לחיסכון תלויה בהנחות רבות. אי הוודאות לגבי העושר הפנסיוני ומגבלת הנזילות של האוכלוסייה הנוגעת בדבר צפויות גם הן להשפיע על הקשר הנאמד. למרות הבעיות באמידת הקשר שבין העושר הפנסיוני לחיסכון, אפשר למצוא בספרות מחקרים רבים האומדים קשר זה. טווח האומדנים הוא רחב, בין היתר בגלל הבדלים בשיטות המחקר, ברקע המקרו־כלכלי המאפשר את המחקר ובסוג האומדן. כך, למשל, אומדן המתבצע בעקבות רפורמה שחייבה פרטים להיכנס למערכת פנסיה מסוימת, צפוי להיות שונה מאומדן שמקורו בשינויים בעושר הפנסיוני

שנובע משינויים בזכויות המובטחות לחוסכים, ואומדן המתייחס להשפעת יתרת העושר הפנסיוני על החיסכון השנתי (הזרם) יהיה שונה מאומדן המתייחס להשפעת העושר הפנסיוני על העושר הלא־פנסיוני (המלאי).

אף שעבודות מוקדמות בתחום מצאו קשר חלש בין העושר הפנסיוני לבין העושר הלא־פנסיוני או החיסכון במשק, נראה שהעובדה שקיים קשר בין השניים כמעט שאינה מצויה במחלוקת, לפחות מאז המאמר רב ההשפעה של Feldstein (1974), שהציג ברמת המקרו את הירידה בחיסכון במשק האמריקאי כתוצאה מהנהגת הביטוח הלאומי שם (שהגדיל את העושר הפנסיוני שראו הפרטים)[37]. Gale (1998) הוסיף נדבך תיאורטי להסבר האומדנים הנמוכים כאשר טען שעלייה של דולר אחד בעושר הפנסיוני במסגרת מודל "מחזור החיים", צפויה לשמש את משק הבית לצריכה לאורך שנים. לפיכך, קשר בו־זמני נמוך יחסית, הנאמד בין שינוי בעושר הפנסיוני לשינוי בתצרוכת, אינו מעיד על כך שהפרטים אינם רואים את החיסכון הפרטי והחיסכון הפנסיוני כתחליפיים. Gale (1998) עצמו אמד את הקשר שבין העושר הפנסיוני לעושר הפרטי הלא־פנסיוני באמצעות נתוני Survey of Consumer Finances משנת 1983, ומצא כי הוא נע סביב 0.82-, אך האומדן שלו מתייחס לקשר לאורך כלל מחזור החיים ולכן הוא גבוה יחסית לאומדנים שבוחנים את הקשר שבין העושר הפנסיוני לחיסכון בשנה נתונה. בחינה נוספת של Gale מעלה כי המתאם השלילי גבוה יותר בקרב אוכלוסייה ברמת השכלה גבוהה יחסית ובעלת יכולת קיזוז גדולה יותר של החיסכון הפנסיוני (ללא מגבלת נזילות).

Attanasio and Brugiavini (2003) מנצלים רפורמה משנת 1992 בביטוח הלאומי האיטלקי לזיהוי הקשר שבין שינוי בעושר הפנסיוני שמבטיח המגזר הציבורי להיקף החיסכון הפרטי. הרפורמה כללה רכיבים שונים שעיקרם צמצום נדיבות המערכת, ובמיוחד צמצום האפשרות לפרישה מוקדמת וקבלת קצבה בגיל צעיר מהמגזר הציבורי. הם מוצאים קשר חזק – בין 0.3- ל-0.7- – בין העושר הפנסיוני (שמבטיח המגזר הציבורי) לשיעור החיסכון של משק הבית וכן כי שיעור הקיזוז עולה במידה ניכרת לאחר גיל 40 בהשוואה למשקי בית צעירים יותר.

Attanasio and Rohwedder (2003) משתמשים בשלוש רפורמות מרכזיות שנעשו במערכת הפנסיה הציבורית בבריטניה בשנות ה-70' ואשר השפיעו על העושר הפנסיוני לבחינת הקשר שבינו לבין חיסכון פרטי אחר. רפורמה אחת חייבה חיסכון ברובד שני למועסקים שלא היה להם חיסכון כזה[38] ובכך היא הגדילה את העושר הפנסיוני של המצטרפים החדשים. שתי הרפורמות הנוספות עסקו בשינוי אופן ההצמדה של קצבת הרובד הראשון, ובכך הן יצרו שונות בשינויים בעושר הפנסיוני על פי גיל. לגבי הרפורמה ברובד השני שנכפתה על העובדים, החוקרים מצאו שהקשר הוא חזק ותלוי גיל: 0.55- בקרב בני 32-42 ו-0.75- בקרב בני 54-64. בקרב עובדים צעירים לא נמצא קשר כזה והחיסכון הכפוי הפך אצלם במלואו לחיסכון של משק הבית. החוקרים מציינים כי מגבלת נזילות, הפועלת על

37 מאמר שהתפרסם לאחרונה [Jensen et al. (forthcoming)] בוחן את ההשפעה של העלאת שיעורי ההפרשה לפנסיה שהמעסיקים באיסלנד מחוייבים בהם. החוקרים מוצאים כי לא הייתה לכך שום השפעה על החיסכון האחר של משקי הבית ולפיכך היא הביאה לעלייה זהה של סך החיסכון של משקי הבית. ממצא זה הוא חריג ביחס למרבית המחקרים המוצאים שגידול בחיסכון הפנסיוני גורר צמצום מסוים של יתר החיסכון של משק הבית.

38 החוקרים מדגישים שבשנים שבהן המחקר עוסק לא הייתה למועסקים בחירה לגבי החיסכון לפנסיה. הרפורמה קבעה רק שיחל חיסכון דרך המערכת הציבורית בעבור מועסקים שלא היה להם עד אז חיסכון פנסיוני.

צעירים ובעלי הכנסה נמוכה יחסית, יכולה להסביר את הפער בקשר בין קבוצות האוכלוסייה השונות. הרפורמות ברובד הראשון לא נמצאו משפיעות על החיסכון הפרטי.

Chetty et al. (2014) בוחנים השפעות של שינויים בהפרשות לחיסכון פנסיוני ושינויים בסבסוד הממשלתי של חיסכון פנסיוני על סך החיסכון הפרטי בדנמרק בשנים 1995-2009. הם מוצאים כי כ-85 אחוזים מהאוכלוסייה סבילים לשינויים בהפרשות לחיסכון פנסיוני (בעת מעבר של עובדים בין מעסיקים) ואינם מגיבים לשינויים בחיסכון הכפוי בקיזוז חיסכון אחר. בפרט הם מוצאים שעל כל קרונה דנית של גידול בהפרשות לקצבה, רק מעט יותר מ-20 סנט מקוזזים בצמצום חיסכון אחר, כאשר מרבית האוכלוסייה אינה מקזזת את הגידול בחיסכון כלל. החוקרים מקבלים תוצאה דומה גם בבחינה של רפורמה שהגדילה את הפרשות החובה: הגידול בחיסכון לא קוזז כמעט באמצעות צמצום חיסכון אחר, אפילו בקרב אוכלוסייה שלא הייתה מוגבלת נזילות.

Mastrogiacomo et al. (2023) בוחנים את ההשפעה של עושר פנסיוני על היקף הנכסים הפרטי (ללא העושר הפנסיוני) בהולנד בשנים 2007-2010. החוקרים מוצאים שאירו נוסף בעושר הפנסיוני, שהוא בעיקרו במסגרת הסדרים שנכפים על העובדים, מצמצם בממוצע את היקף הנכסים הפרטיים ב-37 סנט. נציין כי במקרה זה רמת ההפרשות של העובדים נכפית עליהם בהתאם למקום העבודה שלהם, כך שגם במחקר זה האומדן לקשר שבין העושר הפנסיוני לעושר הלא־פנסיוני מושפע מהחובה לחסוך. החוקרים מדגישים את השונות בין קבוצות הכנסה וגיל, ובפרט מציינים שיעור תחלופה גבוה יותר בין עושר פנסיוני ללא־פנסיוני בקרב משקי הבית עם הכנסה גבוהה מההכנסה החציונית. שיעור הקיזוז נמוך יותר אצל בני פחות מ-45.

Van Santen (2019) בוחן אף הוא את ההשפעה של העושר הפנסיוני על החיסכון הפרטי בהולנד ומגיע לאומדן דומה לשיעור התחלופה בין החסכונות – ירידה בחיסכון הפרטי של 32 סנט על כל עליה של אירו בעושר הפנסיוני. מחקרו מבוסס על נתוני סקרים לשנים 2006-2011, אשר באמצעותם הוא משתמש באי הוודאות של הפרטים לגבי הקצבה שיקבלו בגיל הפרישה לזיהוי של השפעת התחלופה.

Engelhardt and Kumar (2011) בוחנים את הקשר שבין עושר פנסיוני לעושר לא־פנסיוני בקרב בני 51-61 בארה"ב. עלייה בעושר הפנסיוני בדולר אחד, בהינתן רמת ההכנסה, מצמצמת את העושר הלא-פנסיוני ב-53-67 סנט בממוצע באוכלוסייה זו. בעלי ההכנסות הגבוהות (מעל אחוזון 75) הם שמובילים תוצאה זו, ואילו בקרב בעלי ההכנסות הנמוכות והבינוניות (על אף גילם המבוגר) לא נמצא קשר מובהק בין העושר הפנסיוני לעושר הלא־פנסיוני. נציין כי אף שבמחקר זה השפעת ההסדר המוסדי אינה בולטת, היא קיימת בכל זאת שכן היקף העושר הפנסיוני תלוי בהסדר.

Alessie et al. (2013) בוחנים את הקשר שבין העושר הפנסיוני לעושר הלא־פנסיוני בקרב האוכלוסייה המבוגרת (מעל גיל 50) במדינות אירופה. בקרב כלל המדגם נע הקשר הנאמד בין 0.47- ל-0.61-. גם במחקר זה המקדם בעבור האוכלוסייה המבוססת (השכלה גבוהה) גבוה יותר (0.83-) מזה הנאמד בעבור אוכלוסייה חלשה יותר (השכלה נמוכה; 0.22-).

Friedberg et al. (2024) בוחנים את ההשפעה של שינוי מדיניות באוניברסיטה בארה"ב, אשר כפה הגדלת הפרשות במסלול הרגיל לחיסכון פנסיוני, על היקף החיסכון הוולונטרי לפנסיה של אותם העובדים (קיזוז בין שני מסלולי פנסיה חלופיים). הם מוצאים כי התגובה הממוצעת של ההפרשות הוולונטריות להעלאת ההפרשות הכפויות היא קטנה (קיזוז ממוצע של 30 אחוזים). תוצאה זו אינה

נובעת רק מעובדים שלא חסכו במסלול הוולונטרי אלא גם מכך שעובדים רבים צמצמו את הפרשותיהם במסלול הוולונטרי בשיעור נמוך בהרבה מהגידול שנדרש מהם בחיסכון הכפוי. שיעור הקיזוז הנמוך בולט אצל צעירים (מתחת לגיל 40) יותר מאשר בקרב מבוגרים (מעל גיל 40).

לסיכום הספרות על הקשר שבין העושר הפנסיוני/החיסכון־לפנסיה לעושר הלא־פנסיוני/החיסכון הפרטי, אפשר לומר את הדברים הבאים:

1. קיימת תחלופה בין עושר פנסיוני לעושר לא־פנסיוני/חיסכון פרטי – משקי בית נוטים לקזז באופן חלקי שינויים בעושר הפנסיוני באמצעות שינויים בחיסכון הפרטי. האומדנים בספרות לצמצום החיסכון הפרטי בתגובה לעלייה של שקל בעושר הפנסיוני הם לרוב בתחום שבין 0.3 ל-0.7 שקלים. האומדנים למידת הקיזוז שבין עושר פנסיוני לחיסכון פרטי גבוהים יותר (בערך מוחלט) בקרב משקי בית עם הכנסה גבוהה/השכלה גבוהה, בדרך כלל מעל 0.5, בהשוואה למשקי בית עם הכנסה נמוכה/השכלה נמוכה, שהם מוגבלי נזילות והאומדן המתייחס אליהם נמוך לרוב מ-0.5. גיל הפרטים משפיע אף הוא על הקשר בין העושר הפנסיוני לחיסכון הפרטי – ככל שהפרטים מבוגרים יותר הם ייטו להגיב בצמצום גדול יותר של החיסכון הפרטי כנגד עלייה בעושר הפנסיוני. חלק מהמחקרים מוצאים כי התחלופה בין עושר פנסיוני לחיסכון פרטי בקרב משקי בית צעירים אינה שונה באופן מובהק מאפס. בקרב משקי בית מבוגרים התחלופה עשויה להגיע ל-0.8 ובמקרים מסוימים היא אינה שונה באופן מובהק מ-1 (תחלופה מלאה).

2. משקי בית רבים הם סבילים בניהול החיסכון ואינם מגיבים להחלטות שקובעים אחרים עבורם. עובדה זו מסבירה את התחלופה החלקית־בלבד שנמצאה בספרות בין חיסכון מוסדי־פנסיוני לחיסכון אחר, גם בקרב משקי בית שהם בעלי יכולת לקזז באופן מלא חיסכון שנקבע עבורם על ידי גורם חיצוני.

3. במחקרים שבהם הגידול בחיסכון הפנסיוני הוא כפוי (כלומר אומדני המחקר מבוססים על רפורמה שנכפתה על העובדים) מתקבל בדרך כלל מקדם קיזוז נמוך יחסית. עם זאת, קשה לקבוע באיזו מידה הנטייה של משקי הבית לקזז שינוי כפוי בחיסכון שונה מקיזוז שינוי אקסוגני אחר בעושר פנסיוני (למשל בגלל ירידת ערך בשוק ההון).

לוח 7 | ממצאי המאמרים לגבי שיעור הקיזוז של חיסכון אחר כנגד הגדלת ההפרשה לקצבה או הגידול בעושר הפנסיוני

המאמר	מדינה	האירוע/האוכלוסייה הנבדקים	שיעור הקיזוז
Attanasio & Brugiavini (2003)	איטליה	צמצום העושר הפנסיוני המובטח על ידי המגזר הציבורי	0.3 עד 0.7 שיעור הקיזוז עולה מאד לאחר גיל 40
Attanasio & Rohwedder (2003)	בריטניה	חובת חיסכון ברובד שני לחסרי חיסכון שכזה	0 - לבני פחות מ-32 0.55 - לבני 32-42 0.75 - לבני 54-64
		שינוי אופן ההצמדה של קצבת הרובד הראשון	0
Chetty et al. (2014)	דנמרק	סבסוד חיסכון פנסיוני (וולונטרי־אקטיבי)	0.99
		הגדלה כפויה־סבילה של הפרשות לפנסיה (במעבר בין מעסיקים)	0.2
Mastrogiacomo et al. (2023)	הולנד	הסדרי חובה החלים על עובדים שכירים	0.37 - שיעור הקיזוז עולה עם ההכנסה. שיעור קיזוז נמוך יותר לבני פחות מ-45
Van Santen (2019)	הולנד	השפעת ההכנסה הצפויה מפנסיה (לא שיעור ההפרשה לפנסיה) על שאר החיסכון של משק הבית (נתוני סקרים)	0.32 - אין הבדל בשיעור־הקיזוז בין בני 50+ לצעירים יותר. שיעור הקיזוז של בעלי הכנסה נמוכה גדול יותר
Englehardt & Kumar (2011)	ארה"ב	גילים 51-61	0.53-0.67 - הקיזוז בעיקר אצל בעלי הכנסות גבוהות (אחוזון 75 ומעלה). בעלי הכנסות נמוכות ובינוניות –אין קיזוז מובהק.
Allessie et al. (2013)	13 מדינות באירופה	סקר רב-לאומי, בני 50+	0.47-0.61 - אוכלוסייה משכילה - מקדם קיזוז 0.83. אוכלוסייה מעוטת השכלה – קיזוז 0.22
Friedberg et al. (2024)	ארה"ב	עובדים חדשים באוניברסיטה ציבורית	0.3 - (קיזוז בין שני מסלולי חיסכון פנסיוני) שיעור הקיזוז נמוך יותר בקרב צעירים

עד כה לא התייחסנו להשפעה שיש לסיכון הקיים לגבי היקף העושר הפנסיוני על היקף החיסכון הלא-פנסיוני. סיכון לגבי העושר הפנסיוני (או גודלה הצפוי של הקצבה החודשית) צפוי לפעול לצמצום הקיזוז של החיסכון הפרטי שאינו פנסיוני כנגד העלייה בהפרשות לקצבה[39]. ככלל אפשר לומר כי שתי רפורמות מרכזיות במערכת הפנסיה בישראל – המעבר מפנסיה תקציבית לפנסיה צוברת בקרנות החדשות ומחיסכון פנסיוני בקרנות הוותיקות לפנסיה צוברת בקרנות החדשות – העבירו אל הפרטים את הסיכונים לגבי היקף הקצבה. כך, למשל, בעוד שבהסדר הפנסיה התקציבית ובהסדר הקרנות הוותיקות (שניהם במהותם הסדרי defined benefits) הובטחו הזכויות לחוסכים בהתאם לנוסחה שהייתה תלויה במספר שנות העבודה ובשכר הקובע – שני גורמים שהוודאות לגביהם היא גבוהה יחסית – בקרנות החדשות (פנסיה צוברת) הקצבה תלויה בגורמים שהוודאות לגביהם נמוכה בהרבה. בפרט, לתשואת הקרנות החדשות לאורך שנות החיסכון השפעה עצומה על הקצבה אשר לה יהיה זכאי הפרט בפרישה וכך גם לתוחלת החיים הצפויה בעת הפרישה. אי ודאות ביחס לפרמטרים אלו הייתה ככל הנראה גורם להעלאת היקף ההפרשות לקצבה, ומבחינה זו המוטיבציה של הפרטים לקזז גידול זה בחיסכון היא נמוכה. כיוון שאין לנו יכולת להעריך את עוצמת העלייה באי הוודאות לגבי הקצבה הצפויה במעבר מההסדרים הישנים להסדר החדש, נסתפק באמירה שהעלייה באי הוודאות ביחס לגודל הקצבה ברפורמות הפנסיה בישראל תומכת במקדם קיזוז נמוך יחסית (כנגד הגידול בהפרשות). לפיכך, סביר כי האומדן שלנו לעלייה בחיסכון כתוצאה מהרפורמות במערכת הפנסיה, המסתמך על מקדמי קיזוז מהספרות, הוא רף תחתון.

4.2.2 שיעורי הקיזוז לפי גיל והכנסה – הנחות העבודה שלנו

על סמך הממצאים מהספרות שסקרנו לעיל אנו מניחים שיעור קיזוז לכל אחד מ-18 תאי גיל־הכנסה כמפורט בלוח 8. כאמור, הממצא המשותף למרבית המחקרים הוא שיעור קיזוז נמוך במיוחד – עד כדי אפסי – בקרב צעירים ובקרב בעלי הכנסה נמוכה (מוגבלי נזילות); שיעור הקיזוז עולה עם הגיל וההכנסה ובקרב מבוגרים ובעלי הכנסה גבוהה הוא מתקרב אף ל-1. ההנחות שלנו לגבי מקדמי הקיזוז של קבוצות האוכלוסייה השונות בחלוקה על פי גיל והכנסה המפורטות בלוח תואמות ממצאים אלו. בפרט אנו מניחים כי בקרב בעלי הכנסה נמוכה במיוחד מגבלת הנזילות היא כה חמורה עד שאין ביכולתם לקזז חיסכון כפוי גם בגילים המבוגרים. לעומתם, אנו מניחים מקדם קיזוז של 0.9 בעבור מבוגרים בעלי הכנסה גבוהה.

נדגיש כי מקדמי קיזוז אלה מאפיינים רפורמות שבהן כפו על העובדים שינוי בשיעור ההפרשה או כאלה שבהן שיעור ההפרשה שנקבע (למשל בהסכם קיבוצי) הוא ברירת המחדל לכלל העובדים אצל אותו מעסיק. מאפיין זה של הרפורמות משותף לרפורמות שנבחנו במאמרים שסקרנו לעיל. זאת להבדיל מתגובת העובדים לרפורמות המציעות להם תמריצים להגדלת שיעור החיסכון ומחייבות צעדים אקטיביים מצדם למימוש ההטבות.

אנו מפעילים את מקדמי הקיזוז הללו על קבוצות האוכלוסייה בהתאם לרפורמות השונות, ובאופן זה אנו מקבלים בעבור כל רפורמה מקדם קיזוז המשקף את התפלגות הגילים וההכנסות של

39 כאמור, Van Santen (2019) מדגיש כי עלייה באי-הוודאות לגבי גודל ההכנסה הפנסיונית הצפויה מעלה באופן מובהק את סך החיסכון של משק הבית.

האוכלוסייה שהושפעה מרפורמה זו. לוחות הנספח מציגים את התפלגות ההכנסות והגילים של כל קבוצת אוכלוסייה.

לוח 8 | מקדמי הקיזוז* שהנחנו לפי קבוצות גיל והכנסה**

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון
גיל						
עד 34	0.00	0.00	0.10	0.20	0.30	0.40
35-49	0.00	0.00	0.20	0.35	0.50	0.65
+50	0.00	0.10	0.30	0.50	0.70	0.90

*השיעור שבו הפרטים מקזזים גידול בהפרשות לפנסיה באמצעות הקטנת חיסכון פרטי אחר.

**ההכנסה לנפש משכר של משק הבית (מתוקננת על פי סולם שקילות של הלמ"ס).

4.3 מקדמי הקיזוז לרפורמות השונות

נתייחס כעת לשינויים בחיסכון בהתאם לחמש הרפורמות:

1. הפרשות לפנסיה חובה במגזר הפרטי.
2. הגידול בהפרשות לקצבה במגזר הפרטי כתוצאה מהמעבר לקרנות החדשות, הסכמים קיבוציים, צווי הרחבה והטבות מס.
3. הפרשות לפנסיה חובה במגזר הציבורי.
4. מגזר ציבורי – מעבר מפנסיה תקציבית לפנסיה צוברת.
5. הגידול בהפרשות לקצבה במגזר הציבורי כתוצאה מהמעבר לקרנות החדשות, הסכמים קיבוציים והטבות מס.

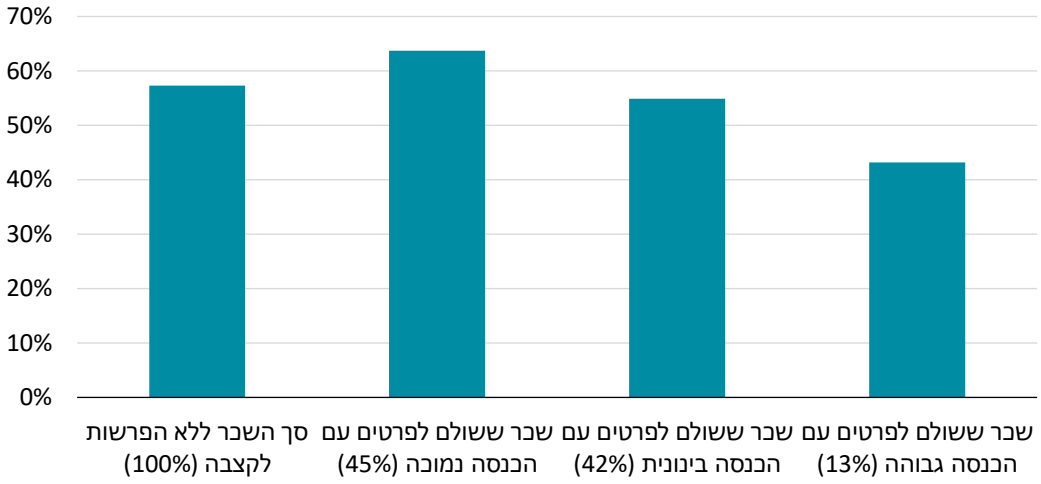
4.3.1 הפרשות לפנסיה חובה במגזר הפרטי

שני המאפיינים הבאים של העובדים שהושפעו מהנהגת פנסיה חובה פועלים להקטנת השיעור שבו הם מקזזים את החיסכון הפנסיוני שנכפה עליהם: (א) חלקם של העובדים שהם מוגבלי נזילות ואין ביכולתם לקזז את החיסכון הכפוי הוא גבוה במיוחד לנוכח שכרם הנמוך יחסית. כפי שאפשר לראות בלוח נ'-2 שבנספח, סך השכר המשולם למשקי בית שההכנסה שלהם משכר לנפש סטנדרטית נמוכה מההכנסה החציונית הוא 44 אחוזים (בהשוואה ל-18 אחוזים בכלל האוכלוסייה), ושליש נוסף שולם למשקי בית שהכנסתם לנפש סטנדרטית הייתה בין החציון לפעמיים החציון; (ב) העובדים האמורים צעירים יחסית – 48 אחוזים מהם בני 34 ומטה לעומת 29 אחוזים בכלל האוכלוסייה. השילוב של הכנסות נמוכות וגיל צעיר עם טבלת מקדמי הקיזוז שהצגנו לעיל מניב מקדם קיזוז נמוך לקבוצה זו – 0.22.

חיזוק להערכה כי אין מדובר בעובדים אקטיביים שצפויים להגיב להפרשות שנכפו עליהם בהקטנת חיסכון אחר, כלומר חיזוק לכך שאין מדובר בפרטים שבחרו מרצונם שלא להפריש לקצבה, הוא שקרוב ל-60 אחוזים מהשכר ללא הפרשות לקצבה בשנת 2006 שולמו בחברות שנהגו שלא להפריש לקצבה עבור עובדיהן (איור 13). במובן זה אפשר לצפות כי העובדים יתנהגו כלפי רפורמה זו בסבילות (פאסיביות). בהקשר זה נציין כי Chetty et al. (2014), ולאחרונה גם Cribb and Emmerson (2020), הראו כי מרבית האוכלוסייה סבילה ביחס להחלטות של גורמים חיצוניים בעניין ההפרשות הפנסיוניות שלה. Chetty et al. הראו גם שעובדים, שאת שיעור ההפרשה שלהם מכתיבות החברות שבהן הם מועסקים, מתאפיינים בשיעורי קיזוז נמוכים במיוחד – 0.22, דומה למקדם שקיבלנו בעבור הקבוצה הנדונה כאן.

איור 13 | משקל השכר ללא הפרשות לקצבה ששולם בחברות שרובם המכריע של תלושי השכר בהן* היה ללא הפרשות לקצבה, בסך השכר ששולם ללא הפרשות לקצבה במגזר הפרטי, בחלוקה על פי רמת ההכנסה של מקבלי השכר**

נתוני שנת 2006



* הנתונים המוצגים באיור מתייחסים לשכר בחברות שאנו רואים 3 תלושי שכר לפחות שהן הוציאו. במושג "רובם המכריע של תלושי השכר בהן היה ללא הפרשות לקצבה" אנו מתכוונים שכאשר יש לנו במדגם בין 3 ל-9 תלושי שכר מאותה החברה אזי בכל תלושי השכר שהחברה הוציאה (ומופיעים בקובץ) לא היו הפרשות לקצבה, ובאשר מספר תלושי השכר של אותה החברה הוא 10 ומעלה, הרי ש-90 אחוזים לפחות מתלושי השכר שלה (המופיעים בקובץ) היו ללא הפרשות לקצבה.

** העמודה המציגה את הסה"כ מתייחסת לסך השכר ששולם ללא הפרשות לקצבה בחברות אשר להן 3 תלושי שכר לפחות (המופיעים בקובץ). העמודות האחרות מחלקות את סך תשלומי השכר ללא הפרשות לקצבה לשכר ששולם לעובדים עם הכנסה נמוכה (מתחת לחציון), הכנסה בינונית (בין החציון לשלוש פעמים החציון), והכנסה גבוהה (מעל שלוש פעמים החציון), כאשר ההכנסה של הפרטים מתייחסת לסך ההכנסה שלהם משכר.

המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

4.3.2 הגידול בהפרשות לקצבה במגזר הפרטי – שכר שהופרש בגינו עוד לפני הסדר פנסיה־חובה

שיעור ההפרשות הממוצע (עובד + מעסיק), משוקלל על פי רמת השכר בתלושי השכר של עובדים אשר להם היו הפרשות לקצבה, עמד בשנת 2006 על 7.5 אחוזים מהשכר ברוטו ועלה ל-9.3 אחוזים בשנת 2019[40]. העלייה בהפרשות לקצבה לאורך השנים של העובדים המפרישים לקצבה היא ברובה המכריע תוצאה של הסכמים קיבוציים וצווי ההרחבה שנלוו אליהם. לפיכך אפשר לראות בעלייה זו בהפרשות ברירת מחדל בעבור הפרט.

עיקר השכר שבגינו היו בשנת 2006 הפרשות לקצבה הוא למשקי בית בעלי רמת הכנסה גבוהה יחסית: כשני־שלישים מהשכר הגיע למשקי בית עם הכנסה שהיא מעל פעמיים ההכנסה החציונית לנפש סטנדרטית (לוח נ'-3), לעומת 56 אחוזים בכלל האוכלוסייה. קרוב למחצית השכר בקבוצה זו שולמה לעובדים בגילי הביניים (35-49), והיתר מתחלק בצורה שווה בין צעירים למבוגרים. כתוצאה מכך מקדם הקיזוז של קבוצה זו גבוה יחסית – 0.49.

4.3.3 הפרשות לפנסיה חובה במגזר הציבורי

העובדים שהושפעו מהסדר פנסיה־חובה במגזר הציבורי היו בממוצע צעירים ובעלי הכנסה נמוכה. כך, כ-46 אחוזים מהשכר ששולם בשנת 2006 לעובדים ללא הפרשות לקצבה ולקרן השתלמות במגזר הציבורי – הקבוצה שאנו מעריכים כי החלו להפריש בעבורה בעקבות הסדר החובה – הוא שכר ששולם למשקי בית עם הכנסה נמוכה מההכנסה החציונית לנפש סטנדרטית, בהשוואה ל-18 אחוזים בכלל האוכלוסייה. זאת ועוד, כ-45 אחוזים מהשכר שולם לעובדים צעירים מתחת לגיל 34, בהשוואה לכ-30 אחוזים בכלל האוכלוסייה.

יישום מקדמי הקיזוז על התפלגות השכר והגיל בקבוצה זו מניב מקדם קיזוז נמוך – 0.24, בדומה למקדם המתקבל בעבור הקבוצה המקבילה במגזר הפרטי. שיעור זה תואם אומדנים מהספרות במצבים של חיסכון כפוי על בעלי הכנסה נמוכה.

4.3.4 מגזר ציבורי – מעבר מפנסיה תקציבית לפנסיה צוברת

עם ביטול הפנסיה התקציבית נותרו העובדים החדשים ללא פנסיה, אלא אם הם מצטרפים להסדר פנסיה צוברת. לפיכך העובדים רואים בהפרשות החדשות לפנסיה חיסכון הכרחי שמחליף את ההסדר הקודם וסביר כי ככלל אין הם מקזזים את החיסכון הזה באמצעות הפחתת חיסכון אחר[41].

40 הנתון לשנת 2019 כולל גם תלושי שכר של פרטים שהחלו להפריש לקצבה כתוצאה מפנסיה חובה. אנו מעריכים כי ההשפעה שלהם על הממוצע קטנה כיוון שגם הם מפרישים ב-2019 בדומה לשיעור הממוצע במשק.

41 איננו מתייחסים כאן לשינויים בחיסכון משיקולי זהירות. אמנם, יתכן שעובדי הפנסיה התקציבית חסכו לפנסיה משיקולי זהירות (נוסף על הקצבה התקציבית המובטחת להם) לנוכח חששם כי בתנאים מסוימים תפגע הממשלה בעתיד בגודל קצבה זו. אולם, להערכתנו, המעבר לפנסיה צוברת אינו מקטין את החיסכון משיקולי זהירות בגלל שהסיכונים העומדים בפני העובדים החדשים המבוטחים בפנסיה צוברת גדולים יותר מאלו הניצבים בפני עובדי הפנסיה התקציבית. סיכונים אלו כוללים סיכוני תשואה ועלייה לא־צפויה בתוחלת החיים.

עובדי המגזר הציבורי (שאינם בפנסיה תקציבית) מפרישים כיום 14.5 אחוזים לקצבה. אנו מבחינים בין: (1) הבסיס המרכזי לפנסיה – הפרשות בשיעור של 12.5 אחוזים מהשכר הקובע – אשר מחליף את הסדר הפנסיה התקציבית, לבין: (2) 2 האחוזים הנוספים, הנהוגים בעיקר במגזר הציבורי, ומהווים תוספת לחיסכון הפנסיוני[42].

לגבי רכיב (1) אנו מניחים, כאמור, קיזוז אפס ולגבי רכיב (2) אנו גוזרים את מקדם הקיזוז בהתאם להתפלגות ההכנסה והגיל של האוכלוסייה המושפעת, כפי שעשינו לגבי הרפורמות האחרות. העובדים המחליפים את העובדים בעלי פנסיה תקציבית הם מהעובדים החזקים במגזר הציבורי. אנו נניח כי מאפייני ההכנסה והגיל שלהם דומים לאלו של עובדי המגזר הציבורי שהיו בעלי הסדר פנסיה (תקציבית או צוברת) עוד לפני החלת הסדר פנסיה־חובה. בהתאם לכך, מקדם הקיזוז ביחס לרכיב (2) הוא 0.52. בשקלול שני הרכיבים אנו מקבלים בעבור העובדים שהחליפו את העובדים בהסדר פנסיה תקציבית מקדם קיזוז כולל של 0.07.

4.3.5 הגידול בהפרשות לקצבה – יתר עובדי המגזר הציבורי

במגזר הציבורי קיימות שתי קבוצות נוספות של עובדים שהגדילו את ההפרשות לחיסכון פנסיוני. הקבוצה המרכזית היא עובדים שהיו מבוטחים בפנסיה צוברת כבר בשנת 2006. קבוצה זו מתאפיינת בהכנסה גבוהה, והיא מבוגרת יחסית לכלל העובדים במשק (לוח נ'-6). בהתאם לכך מתקבל עבורה מקדם קיזוז גבוה יחסית – 0.53.

קבוצה נוספת היא עובדים בהסדר פנסיה תקציבית, שחלק משכרם מבוטח בפנסיה צוברת. קבוצה זו נהנתה מגידול בהפרשות לחיסכון פנסיוני כחלק מההסכמות שנלוו לסגירת הסדר פנסיה תקציבית לעובדים חדשים ומעבר לפנסיה צוברת. היקף ההפרשות לקצבה של עובדים אלה קטן יחסית, הן משום הירידה במספר העובדים הנהנים מפנסיה תקציבית הן משום שהיקף השכר של עובדים אלה, המבוטח בפנסיה צוברת, הוא נמוך (שכן הוא כולל רק את החלק בשכר שאינו מבוטח בפנסיה תקציבית ואינו מהווה החזר הוצאות). התוצאה היא שסך ההפרשות של עובדים אלו לחיסכון פנסיוני הוא נמוך, ולפיכך התרומה הכוללת של הגידול בהפרשותיהם לסך הגידול בהפרשות לחיסכון פנסיוני היא זניחה. מקדם הקיזוז המתקבל בעבור קבוצה זו, בהתאם למתודולוגיה שהפעלנו לשאר הקבוצות, הוא 0.51, והוא משקף הכנסה גבוהה יחסית. להערכתנו, מקדם הקיזוז של קבוצה זו גבוה אף יותר, וזאת בשל כמה סיבות: (1) הגדלת ההפרשות לעובדים בפנסיה תקציבית הייתה במידה רבה הטבה בגין הסכמתם לסגירת הסדר פנסיה תקציבית לעובדים חדשים ולא מפאת הצורך להגדיל את החיסכון לפנסיה; זאת בשונה מהגדלת ההפרשות לפנסיה לשאר העובדים במשק; (2) אחד השיקולים להגדלת ההפרשות לפנסיה בשאר המשק היה הגידול באי הוודאות לגבי הפנסיה הצפויה. שיקול זה משני בחשיבותו ביחס לעובדים בפנסיה תקציבית בשל הוודאות שהסדר זה מעניק; כפי שאפשר ללמוד מ-Van Santen (2019), ירידה באי הוודאות תוביל למקדם קיזוז נאמד

42 ההסכם הקיבוצי הקובע נכון להיום את היקף ההפרשות לקצבה של עובדים בהסדר פנסיה צוברת במגזר הציבורי נחתם בשנת 2013. על פי הסכם זה, הפרשת המעסיק והפרשת העובד לרכיב תגמולים עומדת על 7.5% ו-7.0% מהשכר הקובע בהתאמה, ובסה"כ 14.5%.

גבוה יותר. עם זאת, כיוון שהיקף ההפרשות לפנסיה של קבוצה זו הוא קטן ביותר אין חשיבות רבה למקדם הקיזוז שלה.

4.4 סיכום הממצאים

לוח 9 מסכם את תוצאות העבודה. עמודה (1) מציגה את הגידול בהפרשות לקצבה שנבע מכל אחת מהרפורמות, כפי שחישבנו בסעיף 3. עמודה (2) מציגה את מקדם הקיזוז לכל רפורמה, כפי שחישבנו בסעיף 4. מכפלת גורמים אלה מניבה את התרומה הנקייה של כל רפורמה לגידול בחיסכון הכולל של משקי הבית (עמודה 3).

כלל הרפורמות תרמו יחדיו לעליית החיסכון של משקי הבית כ-0.7 אחוזי תוצר בין השנים 2006 ו-2019. מחצית מעלייה זו נבעה מהחלת פנסיה־חובה, בעיקר בשל עליית ההפרשות במגזר הפרטי. תרומתה הגדולה של פנסיית־החובה מבטאת הן את תרומתה הגדולה להיקף ההפרשות לקצבה (0.46 אחוזי תוצר) הן את שיעורי הקיזוז הנמוכים שפעלו על ההפרשות של עובדים אלה. הגידול הניכר בהיקף ההפרשות הוא תוצאה של היקף השכר שהושפע מהחלת פנסיית־החובה – כ-14 אחוזים מסך תשלומי השכר במשק – וכן של העובדה שהסדר החובה הגדיל את שיעור ההפרשה מהשכר במידה ניכרת – מאפס לרמה הקיימת היום – ואילו יתר הרפורמות הגדילו שיעור זה במידה קטנה בהרבה. שיעורי הקיזוז הנמוכים משקפים את רמת ההכנסה הנמוכה וגילם הצעיר יחסית של העובדים שעליהם השפיעה הרפורמה.

התרומה של העלאת שיעורי ההפרשה של עובדים (במגזר הפרטי והציבורי), שהפרישו לפנסיה עוד לפני החלת פנסיה־חובה, לסך ההפרשות (0.41 אחוזי תוצר) הייתה קטנה אך במעט מהתרומה של פנסיית־החובה. ואולם, התרומה של העלאת שיעורי ההפרשה לחיסכון הכולל הייתה קטנה בהרבה מזו של פנסיית־החובה בגלל ההבדלים במקדמי הקיזוז. סגירת הסדר הפנסיה התקציבית למצטרפים חדשים תרמה כ-0.13 אחוזי תוצר (ברוטו) לגידול בהפרשות לפנסיה. בהתאם לאופי ההסדר, שביטל את הפנסיה התקציבית וחייב בניית קרן חיסכון לפנסיה, ההפרשות ברוטו כמעט שאינן מקוזזות ותרומתן נטו לעלייה בחיסכון היא 0.12 אחוזי תוצר.

לוח 9 | לוח מסכם – תרומת העלייה בהפרשות לפנסיה לגידול בחיסכון של משקי הבית

		הגידול בהפרשות לקצבה (אחוזי תוצר)	מקדם קיזוז החיסכון	סה"כ תרומה לחיסכון (אחוזי תוצר)
תרומת הגידול בהפרשות לקצבה הנובע ישירות מהסדר פנסיה־חובה	**סה"כ**	0.46		0.35
	מגזר פרטי	0.40	0.22	0.31
	מגזר ציבורי	0.06	0.24	0.05
תרומת הגידול בהפרשות לקצבה שמקורו בעלייה בשיעורי ההפרשה על שכר שכבר הופרש בגינו עוד לפני הסדר פנסיה־חובה (בקרן ותיקה או בקרן חדשה)	**סה"כ**	0.41		0.20
	מגזר פרטי	0.30	0.49	0.15
	מגזר ציבורי	0.11	0.53	0.05
תרומת הגידול בהפרשות לקצבה הנובע ישירות מסגירת הסדר הפנסיה התקציבית	מגזר ציבורי	0.13	0.07	0.12
תרומת הגידול בהפרשות של עובדים בהסדר פנסיה תקציבית	מגזר ציבורי	0.01	0.51	0.01
סה"כ (ללא הגידול במשקל השכר בתוצר)		1.01		0.68

המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים

4.5 מבחני רגישות

4.5.1 שיעורי הקיזוז

את התרומה של כל אחת מהרפורמות לגידול בהפרשות לפנסיה אמדנו בדקדקנות רבה מתוך הנתונים. לעומת זאת, שיעורי הקיזוז שייחסנו לכל קבוצת גיל-הכנסה מבוססים כאמור על הממצאים מהספרות המחקרית ולא על נתונים פרטניים. בהתאם לכך, הסעיף הנוכחי מציג ניתוח של רגישות התוצאות שלנו לחלופות שונות של שיעורי הקיזוז.

אנו בוחנים שלוש חלופות לשיעורי הקיזוז שהצגנו לעיל: הקטנת השונות של שיעורי הקיזוז בין הקבוצות, הגדלת שיעורי הקיזוז, והקטנתם. ההנחות על שיעורי הקיזוז בכל חלופה מפורטות בלוחות נספח נ'-7 עד נ'-9[43]. התוצאות לגבי מקדמי הקיזוז של הרפורמות ותרומתן לגידול בחיסכון בכל אחת מהחלופות מפורטות בלוח 10.

הקטנת השונות של שיעורי הקיזוז: כאמור, אחד הממצאים הבולטים בספרות הוא ששיעורי הקיזוז משתנים עם הגיל וההכנסה. בחלופה הנבחנת כאן אנו מקטינים את השונות של שיעורי הקיזוז בהשוואה לחלופת הבסיס. אנו מקבלים כי הדבר מגדיל את שיעור הקיזוז המשוקלל עבור האוכלוסייה שהושפעה מהנהגת פנסיה חובה. ההסבר לכך הוא הגדלת שיעור הקיזוז עבור צעירים בעלי הכנסה נמוכה שם נמצא עיקר השכר שהושפע מפנסיה חובה. לעומת זאת שיעור הקיזוז

43 מובן שהתפלגות גיל-הכנסה של האוכלוסייה שהושפעה מכל רפורמה, ואשר משמשת לחישוב מקדם הקיזוז המשוקלל לאותה רפורמה, היא זו שתיארנו לעיל, כמפורט בלוחות נספח נ'-2 עד נ'-6.

המשוקלל עבור האוכלוסיה שהפרישה לפנסיה עוד לפני החלת פנסיה חובה נותר כמעט ללא שינוי. בהתאם לכך, הירידה בתרומה של פנסית החובה להגדלת החיסכון היא המובילה במקרה זה את ההקטנה המתונה (לכדי 0.62 אחוזי תוצר) של התרומה הכוללת של הרפורמות להגדלת החיסכון של משקי הבית בהשוואה לחלופת הבסיס.

הגדלת שיעורי הקיזוז: בחלופה זו אנו מגדילים את שיעורי הקיזוז של כל תאי גיל-הכנסה (למעט התא עם שיעור ההפרשה הגבוה ביותר שעבורו הנחנו שיעור של 0.90 כבר בחלופת הבסיס). הדבר מתבטא בהגדלת שיעורי הקיזוז המשוקללים עבור כל הרפורמות (למעט התרומה הישירה של סגירת הפנסיה התקציבית) ובהתאם לכך לירידה של התרומה הכוללת לגידול בחיסכון לכדי 0.51 אחוזי תוצר – הגבול התחתון של הטווח במבחני הרגישות שלנו.

הקטנת שיעורי הקיזוז: הקטנה זו מוטה לעבר שיעורי הקיזוז של קבוצות גיל מבוגרות יותר ובעלות הכנסה גבוהה יחסית משום שכבר בחלופת הבסיס הנחנו שיעור קיזוז 0 או קרוב לכך לצעירים מעוטי הכנסה. התרומה הכוללת של הרפורמות לעליית החיסכון גדלה לכדי 0.76 אחוזי תוצר.

לוח 10 | מבחני רגישות לתרומת העלייה בהפרשות לפנסיה לגידול בחיסכון של משקי הבית

		תרומה לחיסכון (אחוזי תוצר)			
		חלופת בסיס	הקטנת שונות מקדם הקיזוז	הגדלת מקדם הקיזוז	הקטנת מקדם הקיזוז
תרומת הגידול בהפרשות לקצבה הנובע ישירות מהסדר פנסיה־חובה	**סה"כ**	0.35	0.29	0.25	0.38
	מגזר פרטי	0.31	0.25	0.22	0.33
	מגזר ציבורי	0.05	0.04	0.03	0.05
תרומת הגידול בהפרשות לקצבה שמקורו בעלייה בשיעורי ההפרשה על שכר שכבר הופרש בגינו עוד לפני הסדר פנסיה־חובה (בקרן ותיקה או בקרן חדשה)	**סה"כ**	0.20	0.21	0.14	0.25
	מגזר פרטי	0.15	0.15	0.11	0.18
	מגזר ציבורי	0.05	0.05	0.04	0.07
תרומת הגידול בהפרשות לקצבה הנובע ישירות מסגירת הסדר הפנסיה התקציבית	מגזר ציבורי	0.12	0.12	0.11	0.12
תרומת הגידול בהפרשות של עובדים בהסדר פנסיה תקציבית	מגזר ציבורי	0.01	0.01	0.00	0.01
סה"כ (ללא הגידול במשקל השכר בתוצר)		0.68	0.62	0.51	0.76

המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ הכנסות שכירים.

4.5.2 הוספת רכיב הפיצויים לאומדני התרומה של הרפורמות לגידול בשיעור החיסכון

פירטנו בסעיף 3.1 את השיקולים שבגינם לא כללנו את רכיב הפיצויים בנתוני ההפרשות לפנסיה. בהתאם לכך, האומדנים שהצגנו ביחס לתרומת הרפורמות לגידול בשיעור החיסכון אינם כוללים את

ההשפעה של רכיב זה. עם זאת, לאור היקף ההפרשות לפיצויים ומשקלן הגבוה בסך החיסכון הפנסיוני, אנו מציגים בסעיף זה אומדן גס וחלקי לתרומה הנוספת של הרפורמות הפנסיוניות לגידול בחיסכון של משקי הבית, העשויה לנבוע מרכיב הפיצויים.

בעקבות החלת פנסיה־חובה המעסיקים החלו להפריש גם לפיצויים עבור אותם עובדים שלא נהנו עד אז מכיסוי פנסיוני. שיעור ההפרשה לפיצויים הוא כמחצית משיעור ההפרשה (עובד ומעסיק) לפנסיה. לפיכך ניתן להעריך את התרומה הישירה של הסדר פנסיה־חובה להגדלת ההפרשות לפיצויים במגזר הפרטי והציבורי גם יחד ב-0.23 אחוזי תוצר (מחצית הגידול בסעיפים אלה בלוח 9). סגירת הפנסיה התקציבית לעובדים חדשים במגזר הציבורי הובילה אף היא לכך שהמעסיקים החלו להפריש עבורם לפיצויים. באופן דומה, אנו מעריכים כי הגידול בהפרשות לפיצויים לעובדים אלה עומד על כמחצית מגידול ההפרשות לפנסיה עבורם – כלומר כ-0.06 אחוזי תוצר. כזכור, חלק מהרפורמות תרמו להגדלת ההפרשות לפנסיה דרך העלאת שיעור ההפרשה על שכר שכבר הופרש בגינו לפנסיה עוד לפני החלת פנסיה-חובה (הסעיף השני בלוח 9). עם זאת, רפורמות אלה לא שינו את שיעורי ההפרשה הסטטוטוריים לפיצויים[44]. אם כן, סכימת כל הסעיפים הנ"ל מלמדת כי הוספת רכיב הפיצויים עשויה להגדיל את התרומה של הרפורמות להגדלת ההפרשות (ברוטו) לפנסיה בכ-0.3 אחוזי תוצר מעבר לאחוז התוצר שתרמה הגדלת ההפרשות לקצבה (ללא פיצויים) אליהן התייחסנו בתחשיב הבסיס.

המעבר מאמידת התרומה של רכיב הפיצויים לגידול בהפרשות אל התרומה שלו לגידול בחיסכון נטו היא מורכת יותר. כאמור, אנו איננו יודעים להעריך את שיעור הקיזוז שיש לייחס לרכיב הפיצויים. אם, למרות ההסתייגויות שמנינו בסעיף 3.1, נייחס לפיצויים את מקדמי הקיזוז שייחסנו לסעיפים המקבילים בהפרשות לפנסיה (לוח 9) נקבל כי רכיב הפיצויים הגדיל את התרומה נטו של הרפורמות לחיסכון משקי הבית בכ-0.24 אחוזי תוצר, מעבר לתרומה של 0.7 אחוזי תוצר שהצגנו לעיל.

5. סיכום

בעבודה זו כימתנו את ההשפעה של הרפורמות המשמעותיות שהונהגו במערכת הפנסיה בישראל על שיעור החיסכון. כימות מעין זה, המתמקד בהיבט המקרו־כלכלי, חסר עד כה בדיון על ההשלכות של רפורמות אלה. הרפורמות שאותן בחנו פעלו הן במישרין הן בעקיפין להגדלת שיעור ההפרשה של שכירים לפנסיה. בהתבסס על קובצי שכר מנהליים אמדנו את התרומה של כל אחת מהרפורמות הללו להגדלת סך ההפרשות לפנסיה בין 2006 ל-2019.

לפי אומדננו, מבין הרפורמות הללו הנהגת פנסיה־חובה תרמה במישרין את התרומה הגדולה ביותר – כמחצית – לסך הגידול בהפרשות, וזאת בהתייחס לשכר שבגינו לא היו הפרשות מעסיק לגמל או לקצבה לפני החלת ההסדר. ממצא זה ממחיש את המשמעות המקרו־כלכלית של פנסיית־החובה,

44 החל מ-2008 מתאפשר לעובד למשוך את כספי הפיצויים בעת הפסקת עבודתו אצל המעסיק, גם אם הפסקה זו לא נובעת מפיטורין. תיקון זה לא הגדיל את שיעורי ההפרשה לפיצויים ולכן אינו משפיע על התרומה ברוטו הנדונה כאן. התיקון עשוי להשליך על התרומה לחיסכון נטו משום הרחבת האפשרות למשיכה מוקדמת של כספי הפיצויים ומשום השפעתו האפשרית על שיעור הקיזוז שמשקי הבית מפעילים ביחס לרכיב זה. כפי שהוסבר בסעיף 3.1, אין ביכולתנו לאמוד השפעות אלה.

מעבר להשפעות המיקרו על משקי הבית שהושפעו מפנסיית־החובה. התרומה הישירה של הסדר פנסיה־חובה אינה לוקחת בחשבון את התרומה של ההסדר לחיסכון לפנסיה שמקורה בהגדלת שיעורי ההפרשה על שכר שבגינו היו הפרשות לחיסכון עוד לפני החלת ההסדר.

התורם השני בחשיבותו הוא הגידול בשיעורי ההפרשה, המשקף להערכתנו בעיקר את המעבר לקרנות החדשות, שמשמעותו פגיעה בקצבה הצפויה והעברת הסיכונים אל החוסכים. סיכונים אלה קשורים, בין היתר, להתפתחויות כלכליות המשפיעות על תשואת הקרנות ולתהליכים דמוגרפיים כגון העלייה בתוחלת החיים. ההסדר המוסדי בקרנות החדשות יוצר קשר, שלא היה קיים בקרנות הוותיקות, בין היקף ההפרשות של העמית לבין הקצבה שאותה הוא יקבל ובכך הוא מעודד את הגדלת ההפרשות. ההסכמים הקיבוציים וצווי ההרחבה שנלוו אליהם שילבו את רצון העובדים להגדיל את החיסכון הפנסיוני ואת המדיניות לכפות הגדלה זו על כלל העובדים.

המעבר מפנסיה תקציבית לצוברת תרם מעט יחסית לגידול בהפרשות בכלל המשק, בין היתר משום שהניתוח שלנו מתחיל כעשור לאחר תחילת המעבר לפנסיה תקציבית, אך תרומתו להגדלת ההפרשות של השכירים במגזר הציבורי הייתה מרכזית וכפולה מתרומתה של הנהגת פנסיה־חובה במגזר זה.

נעזרנו באומדנים מהספרות ובניתוח של התפלגות ההכנסה והגילים של קבוצת האוכלוסייה שהושפעה מכל רפורמה כדי להעריך כיצד הגידול בשיעורי ההפרשה לפנסיה שנבעה מכל אחת מהרפורמות השפיע על החיסכון הלא־פנסיוני. ההבדלים בשיעורי הקיזוז הנוגעים לכל רפורמה משקפים את ההבדלים במאפייני האוכלוסייה שהושפעה מהן ובמקרים מסוימים גם את מאפייני הרפורמה עצמה. על בסיס הנחות אלה אנו אומדים את התרומה נטו של כלל הרפורמות הללו להגדלת החיסכון של משקי הבית בכ-0.7 אחוזי תוצר. סביר להניח כי האומדן שמצאנו הוא רף תחתון לתרומה הכוללת של הרפורמות לעליית שיעור החיסכון משום שנאלצנו לאמוד את תרומת הרפורמות רק משנת 2006, בעוד המעבר לקרנות החדשות והמעבר מפנסיה תקציבית לצוברת החלו עוד קודם. יתר על כן, אומדן זה הוא שמרני גם משום שלא כללנו את רכיב הפיצויים בהפרשות לפנסיה.

הגידול האמור בחיסכון משקף בין היתר את מקדמי הקיזוז שמצאנו בנוגע לרפורמות השונות. אפשר להבחין בשתי רמות של מקדמי הקיזוז: (1) שיעור קיזוז נמוך (כ-0.2), המתייחס לאוכלוסיות שהיו ללא הסדר פנסיה כלשהו לפני שנדרשו להצטרף להסדר מסוג זה. אוכלוסיות אלה מאופיינות בגילן הצעיר ובהכנסה נמוכה. בעבודה שלנו מדובר באוכלוסייה שהחיסכון הפנסיוני שלה החל בעקבות החלת פנסיה־חובה. (2) שיעור קיזוז גבוה יותר (כ-0.5), המתייחס לאוכלוסיות שהיה להן הסדר פנסיה זה מכבר והרפורמות רק מגדילות את שיעור ההפרשה לפנסיה. מקדם זה תואם את ממצאיהם של לביא וספיבק (1996), שאמדו את הקשר שבין גידול בחיסכון הפנסיוני לסך החיסכון במשק בתקופה שבה לא הונהגו רפורמות שחייבו קבוצות אוכלוסייה גדולות להצטרף להסדרי פנסיה ומצאו גם הם כי מחצית העלייה בחיסכון הפנסיוני קוזזה בירידה בחיסכון אחר.

מקדמי הקיזוז עשויים להשתנות בעתיד, למשל עם התבגרות האוכלוסייה או בעקבות הצבר החיסכון הפנסיוני בקרב האוכלוסיות, שבתקופה הראשונה שלאחר הנהגת פנסיית־החובה היו בעלות רמה נמוכה של חיסכון זה. העלאה נוספת של שיעורי ההפרשה הסטטוטוריים עשויה אף היא להביא

לעליית שיעורי הקיזוז. העבודה הנוכחית התמקדה באמידת השפעתן של הרפורמות על החיסכון הכולל בתקופה שהוגדרה. יש להתייחס בזהירות ליכולת להשליך ממנה לגבי השפעתן על גידול החיסכון בעתיד.

עלית שיעור החיסכון בישראל בעשורים האחרונים היא תופעה מקרו־כלכלית בעלת חשיבות רבה, שטרם נחקרה די הצורך. עבודה זו ממלאת חלק מהחסר בתחום זה, אולם נדרשת עבודה נוספת להבנת כלל התהליכים שפעלו להגדלת שיעור החיסכון. בפרט נדרשת עבודה נוספת שתבחן אם מדיניות הממשלה בתחומים נוספים פעלה אף היא להגדלת החיסכון. ניתוח כזה עשוי ללמד, בין היתר, באיזו מידה העלייה בשיעור החיסכון היא פרמננטית (לפחות עד לשינוי מדיניות של הממשלה) ומשקפת התפתחות אופטימלית של המשק.

ביבליוגרפיה

אברמזון, ש' ושראל, מ' (2015). *ההטבות לחיסכון פנסיוני*. נייר עמדה 13, פורום קהלת.

אחדות, ל' וספיבק, א' (2010). *מערכת הפנסיה בישראל לאחר חמש עשרה שנות רפורמה*. מחקר מדיניות 8, מכון ון ליר, ירושלים.

אסיף, ש' וקריל ז' (2020). פערים דוריים ברמת הפנסיה של עובדי המגזר הציבורי. בתוך *דין וחשבון על הוצאות השכר בשירות המדינה וגופי הביטחון לשנת 2018*, משרד האוצר, 184-201.

בהר, ו' ולויידרמן, ל' (2020). מאזן התשלומים של ישראל – בעיה שנעלמה? בתוך *אורות וצללים בכלכלת השוק – המשק הישראלי 1995-2017*, עורכים: בן-בסט, א', גרונאו ר', וזוסמן, א', המכון למחקר כלכלי בישראל על שם מוריס פאלק, הוצאת עם עובד, תל אביב.

בן בסט, א' (2020). *המהפכה בשוק ההון – ישראל 1985-2018*. הוצאת מאגנס, האוניברסיטה העברית, ירושלים.

בנק ישראל (2015). החלת החובה להפריש כספים לפנסיה והשפעתה על השכר. *ההתפתחויות הכלכליות בחודשים האחרונים*, 139, בנק ישראל.

בנק ישראל (2017). סוגיות במאזן התשלומים: גורמי היסוד לעודף בחשבון השוטף של ישראל. *דוח בנק ישראל לשנת 2016*, פרק ז', 169-185.

בנק ישראל (2019). סוגיות ברווחה ומדיניות חברתית. *דוח בנק ישראל לשנת 2018*, פרק ח', 205-181.

ברנדר, ע' (2011). השלכות פנסיית החובה על התמורה לעבודה. *הרבעון לכלכלה* 58(1/2), 120-91.

ברנדר, ע' ופוליצר, ע' (2018). ההשפעה של שינויים בשיעורי המס על גביית המיסים בישראל. *הרבעון לכלכלה* 62(1/2), 85-126.

גורדון ג' ודרסלר, א' (2024). *חיסכון פנסיוני בחברה החרדית*. המכון הישראלי לדמוקרטיה. לא פורסם.

גרונאו, ר' וספיבק, א' (2020). התמורות בחיסכון הפנסיוני, 1995-2015. בתוך *אורות וצללים בכלכלת השוק – המשק הישראלי 1995-2017*, עורכים: בן-בסט, א', גרונאו ר', וזוסמן, א', המכון למחקר כלכלי בישראל על שם מוריס פאלק, הוצאת עם עובד, תל אביב.

זעירא, י' (2018). *כלכלת ישראל*, ספרי עלייה גג, ידיעות אחרונות.

יוסף, ר' וספיבק, א' (2008). *עולם הפנסיה החדש: אחרי המפץ של 2003*. מחקר מדיניות 5, מכון ון ליר, ירושלים.

לביא, י' וספיבק, א' (1996). השפעת הסדרי הפנסיה והגמל על החיסכון בישראל. *הרבעון לכלכלה* 43(2), 202-235.

מזר, י' ופרידמן, י' (2014). המעבר למסלול של פנסיה צוברת במגזר הציבורי בישראל: ההשלכות על ההכנסה על פני מחזור החיים של העובדים החדשים. לא פורסם.

מנחם-כרמי, ש' וספיבק, א' (2018). *קרנות הפנסיה החדשות – בחינת יחס התחלופה והתנהלות המבוטחים*. אוניברסיטת בן-גוריון בנגב, המרכז לפנסיה, ביטוח ואוריינות פיננסית.

מנחם-כרמי, ש', ספיבק, א' ורוזנברג, מ' (2023). *חוק פנסיית חובה – האומנם? בחינת שיעורי הכיסוי באוכלוסייה – ניתוח נתונים מנהליים*. המרכז לפנסיה, ביטוח ופסיכולוגיה כלכלית, אוניברסיטת בן-גוריון בנגב.

משרד האוצר (שנים שונות). *ממשלת ישראל – דוחות כספיים*. החשב הכללי.

ספיבק, א' (2022). הפנסיה בישראל ועולם ההפרטה. בתוך *משפט, כלכלה ומוסדות בישראל*, עורכים: גולדברג, ד' וחריס, ר', הפקולטה למשפטים ע"ש בוכמן, אוניברסיטת תל אביב

פריש, ר' (2021/2022). השפעת חוק חיסכון פנסיוני חובה על הצריכה הפרטית ועל שיעור החיסכון, *הרבעון לכלכלה* 65/66, 105-129.

קריל, ז' (2016). מהי רמת החיים הצפויה בפנסיה לחוסכים הצעירים של היום? סדרת מאמרים לדיון מרץ 2016, אגף הכלכלן הראשי, משרד האוצר.

Alessie, R., Angelini, V., & Van Santen, P. (2013). Pension wealth and household savings in Europe: Evidence from SHARELIFE. *European Economic Review*, 63, 308-328.

Attanasio, O. P., & Brugiavini, A. (2003). Social security and households' saving. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1075-1119.

Attanasio, O. P., & Rohwedder, S. (2003). Pension wealth and household saving: Evidence from pension reforms in the United Kingdom. *American Economic Review*, 93(5), 1499-1521.

Blanchard, O., & Fischer, S. (1989). *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge, MA.

Brender, A., (2016). The welfare and labor market effects of mandatory pension savings: evidence from the Israeli case, in *Beyond the austerity dispute: new priorities for fiscal policy*, 336-365, Banca d'Italia.

Chetty, R., Friedman, J. N., Leth-Petersen, S., Nielsen, T. H., & Olsen, T. (2014). Active vs. passive decisions and crowd-out in retirement savings accounts: Evidence from Denmark. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1141-1219.

Cribb, J., & Emmerson, C. (2020). What happens to workplace pension saving when employers are obliged to enroll employees automatically? *International Tax and Public Finance*, 27, 664-693.

Engelhardt, G. V., & Kumar, A. (2011). Pensions and household wealth accumulation. *Journal of Human Resources*, 46(1), 203-236.

Feldstein, M. (1974). Social security, induced retirement, and aggregate capital accumulation. *Journal of Political Economy*, 82(5), 905-926.

Friedberg, L., Leive, A., & Cai, W. (2024). Does mandatory retirement saving crowd out voluntary retirement saving? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 225, 20-36.

Gale, W. G. (1998). The effects of pensions on household wealth: A reevaluation of theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 106(4), 706-723.

Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

Hougaard Jensen, S. E., Olafsson, S. P., Stefansson, A., Sveinsson, T.S., & Zoega, G. (forthcoming). Does Mandatory Saving Reduce Voluntary Saving? Evidence from a Pension Reform. *Review of Economics and Statistics*.

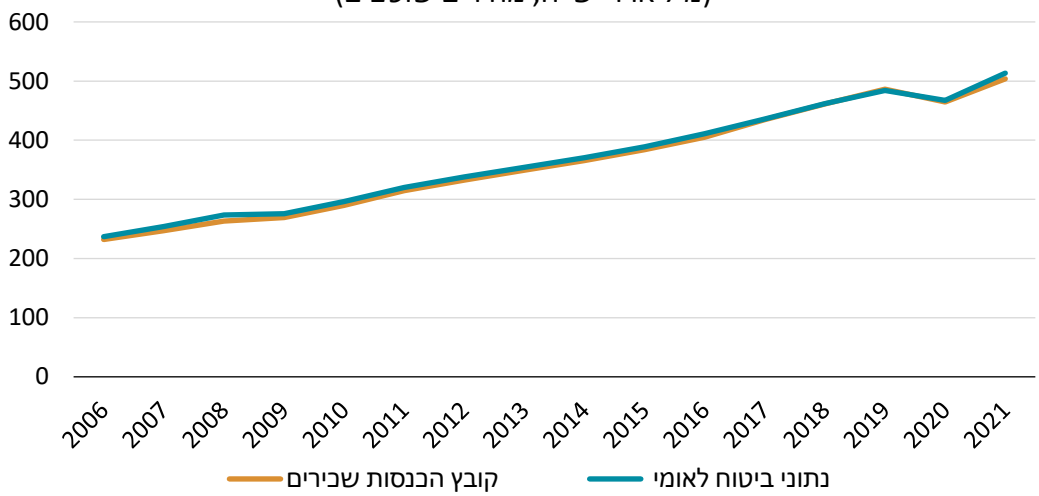
Mastrogiacomo, M., Dillingh, R., & Li, Y. (2023). The displacement effect of compulsory pension savings on private savings. Evidence from the Netherlands, using pension funds supervisory data. *The Journal of the Economics of Ageing*, 26, 100473.

Melguizo, A., & González-Páramo, J. M. (2013). Who bears labour taxes and social contributions? A meta-analysis approach. *SERIEs*, 4, 247-271.

Van Santen, P. (2019). Uncertain pension income and household saving. *Review of Income and Wealth*, 65(4), 908-929.

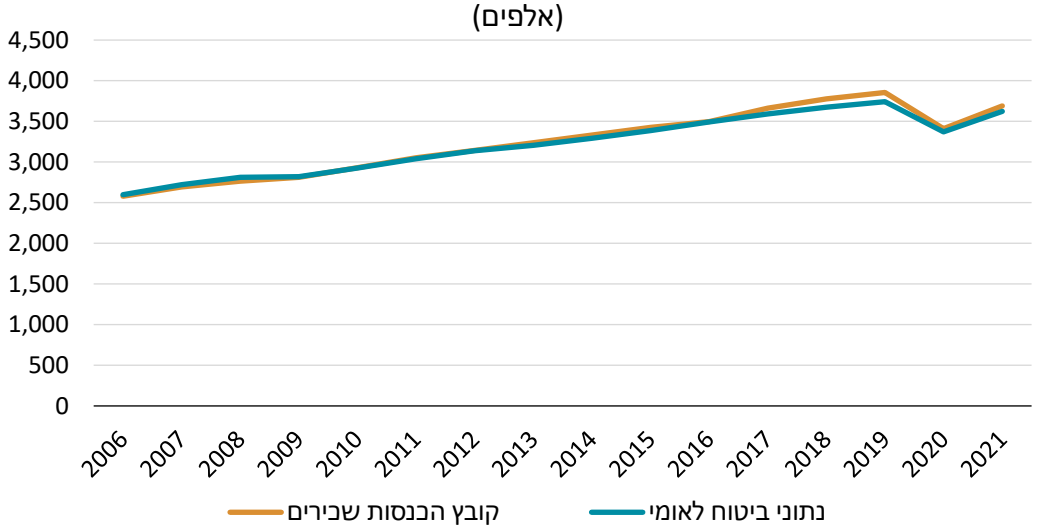
נספח

איור נ'-1 | סה"כ תשלומי שכר לשכירים, 2006 עד 2021
(מיליארדי ש"ח, מחירים שוטפים)



המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ שע"מ ונתוני הלמ"ס.

איור נ'-2 | סה"כ משרות שכיר, 2006 עד 2021
(אלפים)



המקור: עיבודי המחברים לנתוני קובץ שע"מ ונתוני הלמ"ס.

לוח נ'-1 | התפלגות השכר על פי גיל וההכנסה לנפש משכר של משק הבית לכלל תלושי שכר במשק, שנת 2006, אחוזים

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון	סה"כ
גיל							
עד 34	2.8	5.3	5.6	4.3	5.0	6.4	29.4
35-49	2.1	4.6	5.4	5.3	7.9	14.0	39.4
50+	0.8	1.9	2.5	2.9	5.2	17.7	31.1
סה"כ	5.8	11.8	13.6	12.5	18.2	38.2	100.0

לוח נ'-2 | התפלגות השכר על פי גיל וההכנסה לנפש משכר של משק הבית לתלושי שכר במגזר הפרטי, ללא הפרשת מעביד לגמל או לקצבה*, שנת 2006, אחוזים

(האוכלוסייה במגזר הפרטי שהושפעה מהחלת פנסיה־חובה)

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון	סה"כ
גיל							
עד 34	9.5	14.6	12.1	5.7	3.9	2.1	47.9
35-49	6.3	6.9	5.2	3.2	2.9	5.0	29.4
50+	2.5	3.9	3.3	2.4	2.8	7.4	22.4
סה"כ	18.5	25.5	20.6	11.4	9.5	14.5	100

* הפרשות מעביד הנמוכות מ-0.25 אחוזים מהשכר ברוטו

לוח נ'-3 | התפלגות השכר על פי גיל וההכנסה לנפש משכר של משק הבית לתלושי שכר במגזר הפרטי עם הפרשת מעביד לגמל ו/או לקצבה*, שנת 2006, אחוזים

(האוכלוסייה במגזר הפרטי שהושפעה מהגדלת שיעורי ההפרשה לפנסיה)

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון	סה"כ
גיל							
עד 34	0.4	2.3	4.0	4.4	6.4	10.6	28.1
35-49	0.7	3.5	5.2	5.7	9.2	20.0	44.3
50+	0.2	1.1	2.1	2.6	4.7	16.9	27.6
סה"כ	1.3	7.0	11.3	12.6	20.3	47.5	100

*הפרשות מעביד מעל 0.25 אחוזים מהשכר ברוטו

לוח נ'-4 | התפלגות השכר על פי גיל וההכנסה לנפש משכר של משק הבית לתלושי שכר במגזר הציבורי ללא הפרשת מעביד לגמל או לקצבה וללא הפרשת מעביד לקרן השתלמות, שנת 2006, אחוזים

(האוכלוסייה במגזר הציבורי שהושפעה מהחלת פנסיה־חובה)

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון	סה"כ
גיל							
עד 34	12.3	12.6	9.3	5.0	3.9	2.2	45.3
35-49	5.7	5.5	4.1	3.0	3.3	3.7	25.3
+50	4.8	4.4	3.5	2.7	4.1	9.7	29.3
סה"כ	22.9	22.6	16.8	10.7	11.3	15.8	100

לוח נ'-5 | התפלגות השכר על פי גיל וההכנסה לנפש משכר של משק הבית לתלושי שכר במגזר הציבורי עם הפרשת מעביד נמוכה* לגמל ו/או לקצבה והפרשת מעביד לקרן השתלמות, שנת 2006, אחוזים

(מקבלי פנסיה תקציבית – הושפעו מהגדלת שיעורי הפרשה לפנסיה צוברת)

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון	סה"כ
גיל							
עד 34	0.6	1.8	2.3	2.4	2.5	1.2	10.8
35-49	1.1	6.7	7.9	7.9	10.8	10.7	45.1
+50	0.2	2.1	3.5	4.7	8.6	25.2	44.2
סה"כ	1.9	10.6	13.6	15.0	21.9	37.1	100

*הפרשת מעביד נמוכה מ-1.8 אחוזים מהשכר ברוטו, כלומר יכולה לבטא הפרשת מעביד של 6 אחוזים (התואם את הפרשת המעביד בהסכמי השכר) על שכר המהווה עד 30 אחוזים מהשכר ברוטו. הפרשה זו עשויה להתאים לעובדים בפנסיה תקציבית אשר נהנים מהפרשות לקרן צוברת על חלק השכר שאיננו מבוטח בפנסיה תקציבית ואיננו מהווה החזר הוצאות.

לוח נ'-6 | התפלגות השכר על פי גיל וההכנסה לנפש משכר של משק הבית לתלושי שכר במגזר הציבורי עם הפרשת מעביד לגמל או לקצבה מעל 1.8 אחוזים מהשכר ברוטו*, שנת 2006, אחוזים

(האוכלוסייה במגזר הציבורי המבוטחת בקרנות ותיקות או חדשות - הושפעה מהגדלת שיעורי ההפרשה)

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון	סה"כ
גיל							
עד 34	1.1	2.7	3.6	3.4	4.6	4.2	19.7
35-49	1.1	3.6	5.1	5.7	9.5	12.5	37.6
50+	0.3	1.2	2.1	3.2	7.7	28.1	42.6
סה"כ	2.5	7.6	10.9	12.4	21.9	44.9	100

*הפרשה בהיקף שתואם שכר המבוטח בקרן פנסיה ותיקה ו/או בקרן פנסיה צוברת

לוח נ'-7 | מקדמי הקיזוז* בחלופה עם שונות נמוכה של מקדמי הקיזוז (בהשוואה לחלופת הבסיס) בין קבוצות גיל והכנסה**

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון
גיל						
עד 34	0.20	0.20	0.28	0.32	0.36	0.40
35-49	0.30	0.30	0.37	0.43	0.49	0.55
50+	0.30	0.40	0.46	0.54	0.62	0.70

* השיעור שבו הפרטים מקזזים גידול בהפרשות לפנסיה באמצעות הקטנת חיסכון פרטי אחר.

** ההכנסה לנפש משכר של משק הבית (מתוקננת על פי סולם שקילות של הלמ"ס).

לוח נ'-8 | מקדמי הקיזוז* בחלופה עם מקדמי קיזוז גבוהים מחלופת הבסיס **

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון
גיל						
עד 34	0.20	0.28	0.36	0.44	0.52	0.60
35-49	0.30	0.39	0.48	0.57	0.66	0.75
+50	0.30	0.42	0.54	0.66	0.78	0.90

* השיעור שבו הפרטים מקזזים גידול בהפרשות לפנסיה באמצעות הקטנת חיסכון פרטי אחר.

** ההכנסה לנפש משכר של משק הבית (מתוקננת על פי סולם שקילות של הלמ"ס).

לוח נ'-9 | מקדמי הקיזוז* בחלופה עם מקדמי קיזוז נמוכים מחלופת הבסיס**

הכנסה	עד חצי מהחציון	חצי מהחציון עד החציון	מהחציון עד 1.5 פעמים החציון	1.5 פעמים החציון עד פעמיים החציון	פעמיים החציון עד 3 פעמים החציון	מעל 3 פעמים החציון
גיל						
עד 34	0.00	0.00	0.10	0.17	0.24	0.30
35-49	0.00	0.00	0.15	0.27	0.39	0.50
+50	0.00	0.00	0.20	0.37	0.54	0.70

* השיעור שבו הפרטים מקזזים גידול בהפרשות לפנסיה באמצעות הקטנת חיסכון פרטי אחר.

** ההכנסה לנפש משכר של משק הבית (מתוקננת על פי סולם שקילות של הלמ"ס).

הרכיב המקומי של שער החליפין: עד כמה חרג השקל מהתנאים הגלובליים?[1]

אסנת זהר[*]

תקציר

מאמר זה מציע שיטה לפירוק התנודות בשער החליפין שקל-דולר לרכיב גלובלי ולרכיב מקומי. הגישה מבוססת על אמידת הקשרים ההיסטוריים בין שער החליפין לבין משתנים פיננסיים גלובליים מרכזיים - מחירי המניות והריבית בארה״ב, אי-ודאות גלובלית וחוזקת הדולר בעולם. סטיות של שער החליפין מן הקשרים ההיסטוריים עם התנאים הגלובליים מצביעות על השפעתם של גורמים מקומיים על תמחור השקל. יישום הגישה על השנים האחרונות מראה כי עד שנת 2022 הסבירו הגורמים הגלובליים חלק ניכר מהתנודות בשער החליפין, בעוד שמתחילת 2023, ובמידה מתונה יותר גם במהלך השנה הראשונה למלחמה, נרשם פיחות מעבר לרמה שנגזרה מגורמים אלו. מסוף 2024 הרכיב המקומי תמך בייסוף השקל, ושער החליפין התכנס בהדרגה לרמה הנגזרת מן הגורמים הגלובליים. האומדן לרכיב המקומי מתואם עם מרווח ה־CDS והריבית הנומינלית הארוכה בישראל, אך מספק תמונה רחבה יותר של סנטימנט המשקיעים.

קודי JEL: F31, F41, G15

מילות מפתח: שער החליפין שקל-דולר, סנטימנט משקיעים, סיכון מדינה, משקיעים מוסדיים

1. הקדמה

בין השנים 2023–2025 חלו שינויים משמעותיים בשער החליפין של השקל מול הדולר. מתחילת שנת 2023 החל פיחות של השקל, שהגיע לשיאו עם פרוץ המלחמה, אז הגיע שער החליפין ליותר מ-4 שקלים לדולר. החל מסוף 2024 החל ייסוף של השקל מול הדולר ובסוף 2025 הגיע שערו לכ-3.2 שקלים לדולר. לאורך תקופה זו חלו התפתחויות משמעותיות הן בזירה המקומית (מהלכי חקיקה בנוגע למערכת המשפט, מלחמה ומבצעים בתוכה) והן בזירה הגלובלית (שינויים בריבית ובמדיניות הסחר האמריקאית). מאמר זה מתמקד בגורמים המקומיים שהשפיעו על תמחור השקל ומזהה אותם בתור השינויים בשער החליפין שאינם מוסברים על-ידי התפתחויות גלובליות.

כדי לבודד את תרומתם של הגורמים המקומיים, נאמד הקשר ההיסטורי בין השינויים בשער החליפין שקל-דולר לבין מספר משתנים פיננסיים גלובליים מרכזיים. במסגרת זו, החלק המוסבר של השינוי בשער החליפין מתפרש כמרכיב הגלובלי בתמחור השקל, ואילו הרכיב הבלתי מוסבר משמש אומדן להשפעות מקומיות ייחודיות, כגון שינויים בפרמיית הסיכון או בסנטימנט המשקיעים כלפי ישראל. גישה זו מאפשרת לא רק לכמת את תרומתם של הגורמים הגלובליים לתמחור השקל, אלא גם לזהות תקופות שבהן שער החליפין חורג מן הקשר ההיסטורי עם משתנים אלה, ובכך להצביע על השפעתם

[1] תודה לאלכס אילק, אליעזר בורנשטיין, עדי ברנדר, יונתן בן-שימול, אלון בנימיני, יוסי יכין, איתמר כספי, עמית פרידמן, ארי קוטאי, סיגל ריבון, שופט אנונימי והמשתתפים בסמינר חטיבת המחקר של בנק ישראל על הערותיהם המועילות.
[*] אסנת זהר - בנק ישראל, חטיבת המחקר, דוא"ל: Osnat.Zohar@boi.org.il

של גורמים מקומיים. שיטה זו אינה מתיימרת לשמש כלי זיהוי מבני, אך היא מספקת מדד פשוט ויישומי לרכיב המקומי בתמחור השקל.[2]

בין הגורמים הגלובליים המשפיעים על שער החליפין שקל-דולר ניתן למנות את הריבית הנוכחית והצפויה בארה"ב אשר משפיעה על שער החליפין דרך הציפיות לפערי הריבית מול ישראל (Caspi, Friedman, and Ribon, 2024). ריביות אלו משתקפות בתשואת האג"ח הארוכה של ממשלת ארה"ב, אך תשואה זו כוללת גם רכיב של פרמיית טווח, המושפעת בין היתר מהביקוש וההיצע לנכס זה ומשפיעה גם היא על שער החליפין (Greenwood et al., 2023). גורם נוסף הוא מעמדו הגלובלי של הדולר כנכס בטוח: התחזקות הדולר מול מטבעות אחרים משקפת מעבר גלובלי לנכסי מקלט (Jiang et al., 2021, 2023). גורם שלישי הוא מדד לתנודתיות ולתפיסת הסיכון בשווקים (VIX), הנמצא כמתואם עם זרמי ההון הגלובליים (Rey, 2013). גורם רביעי הוא מחירי המניות הגלובליים הקשורים גם הם לסביבת הסיכון העולמית, וכן משפיעים על זרמי הון קצרי טווח, שכן שינויים במחירים אלה מובילים להתאמות בתיקי הנכסים ובפוזיציות הגידור של משקיעים מוסדיים ואחרים (להלן ערוץ תיק הנכסים.Hau and Rey, 2004; Ben Zeev and Nathan, 2024).[3]

ארבעת הגורמים הללו מסבירים חלק ניכר מהשונות בשער החליפין שקל–דולר, אף שמדובר במשתנה פיננסי הנצפה בתדירות גבוהה. נוסף על כך, מבחני רגישות מלמדים כי מודל הכולל את ארבעת הגורמים מציג התאמה טובה לנתונים בהשוואה לחלופות המבוססות על משתנים גלובליים אחרים, וכי הוא נותר יציב גם תחת שינויים במדגם האמידה ובמבנה הפיגורים.

שימוש במודל זה לניתוח השנים האחרונות מראה כי עד שנת 2022, הגורמים הגלובליים הסבירו חלק ניכר מהתנודות בשער החליפין. אולם, מתחילת 2023 ועד פרוץ המלחמה באוקטובר של אותה שנה, נרשם פיחות של השקל מעבר לרמה שהייתה צפויה על פי הגורמים הגלובליים. מאז פרוץ המלחמה ב־7 באוקטובר 2023 ובמהלך השנה הראשונה למלחמה, השקל המשיך להיחלש מעבר לנגזר מהתנאים הגלובליים, אם כי במידה מתונה יותר. מאז מבצע "חיצי הצפון" בסוף שנת 2024, חל היפוך מגמה שכן הרכיב המקומי תמך בייסוף השקל, ושער החליפין התכנס בהדרגה לרמה הנגזרת מן הגורמים הגלובליים.

התפתחות הרכיב המקומי מתואמת במידה רבה עם שינויים בסיכון האשראי על אג"ח ממשלת ישראל ובריבית הנומינלית הארוכה, כפי שאלו משתקפים ב-CDS לחמש שנים ובתשואה הנומינלית לעשר שנים. ואכן, Della Corte et al. (2022, 2023) מוצאים קשר בין עליה בסיכון המדינה לבין פיחות של המטבע. אולם ישנו רכיב בשער החליפין שנותר לא מוסבר על-ידי כלל הגורמים והוא תופס ככל הנראה סנטימנט משקיעים כללי כלפי ישראל. בפרט, מתחילת שנת 2023 ועד פרוץ המלחמה, ניכר פיחות של השקל שאינו מוסבר על-ידי הגורמים הגלובליים וגם לא לווה בעלייה משמעותית ב-

[2] גישה ברוח דומה למאמר הנוכחי יושמה גם על-ידי Schreiber (2010).

[3] כאשר נכסים זרים מניבים תשואה נמוכה מנכסים מקומיים החשיפה של המוסדיים לנכסים הזרים יורדת. כדי לשמור על הרכב התיק שלהם המשקיעים המוסדיים רוכשים דולרים, רוכשים בהם נכסים זרים וכך מגדילים שוב את חשיפתם לנכסים אלו. נוסף על כך, ירידות ערך של הנכסים הזרים מניעות את המשקיעים המוסדיים לבצע עסקות החלף לרכישת דולרים כדי להתאים את הגידור בתיק ההשקעות שלהם.

CDS או בריבית הנומינלית לעשר שנים. פיחות זה ככל הנראה קשור להרעה בסנטימנט הכללי כלפי ישראל, בעקבות תהליכי החקיקה המשטרית שקידמה הממשלה והמתחים החברתיים שהם יצרו.

הגישה שננקטת במאמר זה מבוססת על גישת שוק הנכסים לשערי חליפין (The asset market view of exchange rates, AMV) הגורסת כי בטווח הקצר, שער החליפין הנומינלי נקבע בשיווי משקל בשווקים הפיננסיים הבינלאומיים. על-פי גישה זו, המטבעות הם נכסים פיננסיים, ושעריהם נקבעים לפי הציפיות של המשקיעים לגבי תשואה עתידית, סיכון ותנאי שוק.

גישת שוק הנכסים לשערי חליפין היא הבסיס לתיאור המקובל של שער החליפין על-ידי משוואת שוויון הריביות בלתי מכוסה (UIP), לפיה השינוי הצפוי בשער החליפין נקבע על-פי פערי הריביות חסרות הסיכון בתוספת פרמיית סיכון (למשל, Yakhin 2022). מאמר זה מתמקד בתובנה הנובעת מגישת שוק הנכסים, והיא ששער החליפין מושפע בטווח הקצר מגורמים פיננסיים גלובליים ומקומיים (Korsaye et al., 2023),[4] כאשר לדולר תפקיד מרכזי בגורם הגלובלי (Verdelhan, 2018).

מסקנה נוספת הנגזרת מגישת שוק הנכסים, היא ששער החליפין נוטה להיות תנודתי ולעיתים מנותק מהגורמים המאקרו-כלכליים בטווח הקצר (Meese and Rogoff, 1983; Engel and West, 2005). עם זאת, בטווח הבינוני-ארוך, שער החליפין הנומינלי צפוי להתכנס למגמות הריאליות המוכתבות על ידי גורמי היסוד של המשק. בהקשר של המשק הישראלי, העשורים האחרונים התאפיינו במגמה של ייסוף ריאלי ונומינלי של השקל, מגמה שנשענה על שני תהליכים מבניים מרכזיים. התהליך הראשון הינו שיפור בפריון היחסי של המשק. בהתאם לאפקט באלסה-סמואלסון, צמיחה מהירה בפריון של המגזר הסחיר ביחס למגזר הבלתי-סחיר מובילה להתחזקות המטבע המקומי (Eckstein and Friedman, 2011; פריש, 2016), כאשר בישראל, תהליך זה נשען על צמיחה משמעותית של מגזר ההייטק עתיר הידע (בנק ישראל, 2023). התהליך השני הוא היווצרות עודף מבני ומתמשך בחשבון השוטף אשר תורם אף הוא ללחצי ייסוף (Itskhoki and Mukhin, 2021). העודף המתמשך בחשבון השוטף בישראל הונע משילוב של תגליות הגז הטבעי, שצמצמו את יבוא האנרגיה, ועלייה בחיסכון הלאומי[5] שלא לוותה בגידול תואם בהשקעה המקומית (בנק ישראל, 2017).

2. מוטיבציה

כדי להמחיש את חשיבותם של הגורמים הגלובליים בהתפתחות שער החליפין שקל-דולר, וכן את הסטיות מהם בשנים האחרונות, איור 1 מתמקד באחד הגורמים המשפיעים באופן משמעותי על השער בטווח הקצר – מדד המניות האמריקאי. פאנל א' מציג את הקשר בין מדד S&P 500 לבין שער החליפין שקל-דולר ברמות ובחלוקה לחמש תקופות שונות. ראשית, בין השנים 2016–2022 ניכר קשר שלילי חזק בין המשתנים, דהיינו עלייה במדד המניות האמריקאי לוותה בייסוף של השקל מול הדולר. מתאם זה משקף בחלקו את ערוץ תיק הנכסים, אך ייתכן שהוא נובע גם ממתאם מדומה (spurious correlation) בין מגמת הייסוף של השקל בחלק מהתקופה, במקביל למגמת העלייה

[4] חלק 3 מציג את המסגרת התיאורטית למאמר זה וקושר בין משוואת UIP לפירוק שער החליפין הנקט במאמר זה.

[5] העלייה בחסכון הלאומי נבעה הן משינויים דמוגרפיים הקשורים בקליטת העלייה מברית המועצות בשנות ה-90, והן מצעדי מדיניות מפורשים שהגדילו את שיעור החיסכון הפרטי: המעבר של עובדי המגזר הציבורי מפנסיה תקציבית לפנסיה צוברת, החלת פנסיית חובה על כלל השכירים (ראו ברוידא ופרידמן בגיליון זה) והירידה בהיקף הביטוח הסוציאלי.

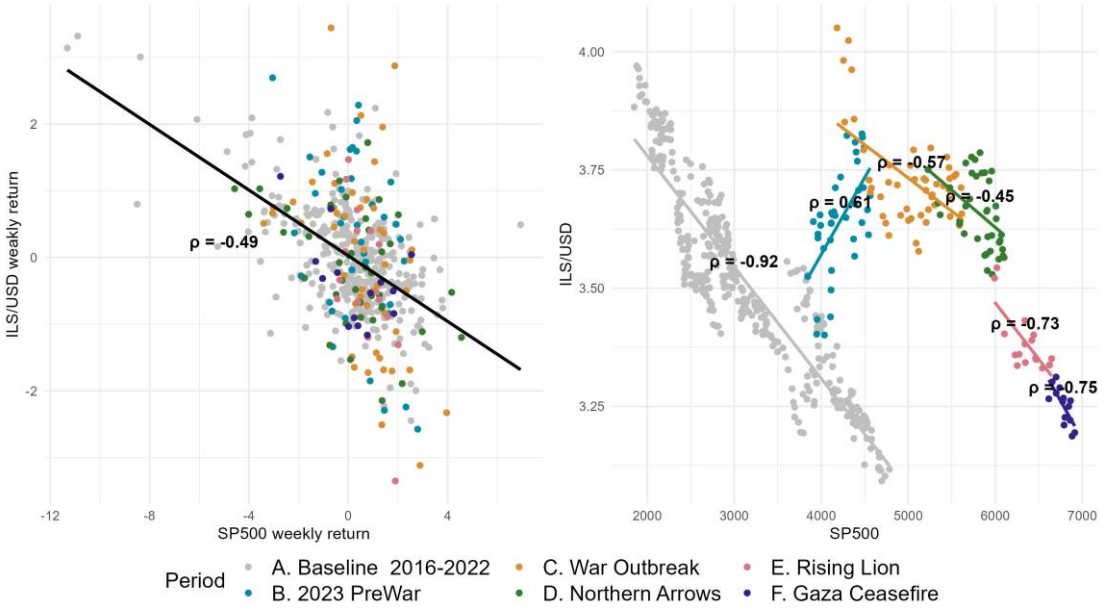
במחירי המניות. בשנת 2023 עד פרוץ המלחמה, ניכר פיחות של השקל תוך החלשות של הקשר בין שני המשתנים, כפי שתועד גם בדוח בנק ישראל לשנת 2023 (בנק ישראל, 2024) ועל-ידי אטר ושותפיו (2023). בתקופה זו התפתחו מתחים חברתיים סביב תהליכי החקיקה המשטרית, אך בנוסף התרחשו גם העלאות ריבית בארה"ב שהובילו להתחזקות הדולר מול מרבית המטבעות. מפרוץ המלחמה עד מבצע "עם כלביא" ניכרת חזרה של הקשר השלילי בין המשתנים, אך במידה מתונה יותר מאשר בתקופה הראשונה, דבר שעשוי להעיד על עלייה בדומיננטיות של גורמים מקומיים. לאחר מבצע "עם כלביא" ולאחר ההכרזה על הסכם הפסקת האש נרשמו "ירידות מדרגה" בשער, דהיינו ייסוף של השקל שאינו מתואם עם התפתחות מדד המניות.

פאנל ב' באיור 1 מציג את הקשר בין שני המשתנים בשיעורי שינוי שבועיים. גם כאן ניכר מתאם שלילי בין המשתנים, אף שעוצמתו חלשה יותר מהמתאם ברמות. בנוסף, המתאם בשיעורי השינוי יציב לאורך התקופות במדגם, ומרמז כי הקשר הבסיסי בין שער החליפין למדד המניות נותר בעינו, אך לווה בשינויים נוספים שהחלישו את הקשר הנצפה ברמות המשתנים (פאנל א').

איור 1 | מדד S&P 500 ושער השקל-דולר
(נתונים שבועיים, 2016–2025)

א. רמות
(ממוצע שבועי)

ב. שיעורי שינוי
(ממוצע שבועי מול ממוצע שבוע קודם)



הערות: האיור מציג את הקשר בין מדד המניות S&P 500 לבין שער החליפין שקל-דולר. פאנל א' מציג את שני המשתנים ברמתם המקורית ואילו פאנל ב' מציג אותם בשיעורי שינוי. הצבעים מייצגים תקופות שונות במדגם וקווי המגמה מראים את קו ההתאמה הלינארי (עבור כל תת-תקופה בנפרד בפאנל א', ועבור כלל המדגם בפאנל ב'). מקדם המתאם מצוין ליד כל קו מגמה.

בסך הכול, איור 1 מרמז כי בשנים האחרונות הושפע שער החליפין שקל-דולר הן מגורמים גלובליים – המיוצגים באיור באמצעות מדד המניות האמריקאי – והן מגורמים מקומיים. החלקים הבאים

במאמר בוחנים באופן שיטתי ומעמיק יותר את תרומת הגורמים הגלובליים והמקומיים להתפתחות שער החליפין בכל אחת מתקופות העניין.

3. מסגרת תיאורטית

משוואת שוויון הריביות הבלתי מכוסה (UIP) גורסת כי תחת הנחה של חוסר ארביטראז', שער החליפין נקבע על-פי פער הריביות חסרות הסיכון, הציפיות לשער החליפין בתקופה העוקבת ופרמיה מטבעית. קירוב לוג-לינארי של המשוואה הינו:

$$s_t = i^*_{t,1} - i_{t,1} + E_t(s_{t+1}) + \rho_t \quad (1)$$

כאשר s_t הוא לוג שער החליפין שקל-דולר (מחירו של דולר אחד בשקלים), $i^*_{t,j}$ ו-$i_{t,j}$ הן הריביות חסרות הסיכון בארה"ב ובישראל, בהתאמה, לאופק של j תקופות קדימה, ו-ρ_t היא פרמיית שער החליפין המשקפת את הגורמים קצרי הטווח המשפיעים על הביקוש או ההיצע של המטבע, מעבר לפערי הריביות חסרות הסיכון.

את משוואה (1) ניתן לגלגל קדימה T-1 תקופות, תחת הנחה של ציפיות רציונליות:

$$s_t = \sum_{j=0}^{T-1} E_t\left(i^*_{t+j,\,1}\right) - \sum_{j=0}^{T-1} E_t\left(i_{t+j,\,1}\right) + \sum_{j=0}^{T-1} E_t\left(\rho_{t+j}\right) + E_t(s_{t+T}) \quad (2)$$

תחת הנחה של שווקים מלאים (complete markets), נוכל להציג את משוואה (2) בעזרת הריביות הארוכות חסרות הסיכון בארה"ב ובישראל:

$$s_t = Ti^*_{t,T} - Ti_{t,\,T} + \bar{\rho}_{t,T} + E_t(s_{t+T}) \quad (3)$$

כאשר $\bar{\rho}_{t,T}$ כולל את פרמיית שער החליפין המצטברת, $\sum_{j=0}^{T-1} E_t\left(\rho_{t+j}\right)$, ואת הפרש הפרמיות העתיות בין שני המשקים. בעזרת משוואה (3), נוכל לכתוב את שיעור השינוי בשער החליפין בתור משוואת הפרשים:

$$\Delta s_t = T\Delta i^*_{t,T} - T\Delta i_{t,\,T} + \Delta\bar{\rho}_{t,T} + E_t(s_{t+T}) - E_{t-1}(s_{t-1+T}) \quad (4)$$

תחת הנחות מקובלות בספרות (Engel and West, 2005), ניתן להניח שההפרש $E_t(s_{t+T}) - E_{t-1}(s_{t-1+T})$ זניח עבור T גדול מספיק. דהיינו, הציפיות לשער החליפין לטווח הארוך אינן משתנות במידה ניכרת בין שתי תקופות עוקבות t ו-t-1.

כעת, נפרק את הפרמיה $\bar{\rho}_{t,T}$ לרכיב מקומי ורכיב גלובלי:

$$\bar{\rho}_{t,T} = \bar{\rho}^{IL}_{t,T} + \bar{\rho}^{*}_{t,T} \quad (5)$$

כאשר $\bar{\rho}^{IL}_{t,T}$ היא החלק בפרמיה הנובע מגורמים מקומיים כמו סיכונים ביטחוניים וגאו-פוליטיים ייחודיים לישראל. לעומתה, $\bar{\rho}^{*}_{t,T}$ היא החלק בפרמיה הנובע מגורמים גלובליים, כדוגמת מעמד הדולר כנכס בטוח, אי-וודאות גלובלית, או תנאי נזילות גלובליים. כך נוכל לחלק את השינוי בשער החליפין לרכיב מקומי ורכיב גלובלי באופן הבא:

$$\Delta s_t = \underbrace{\left[T\Delta i^*_{t,T} + \Delta\bar{\rho}^{*}_{t,T}\right]}_{Global} + \underbrace{\left[-T\Delta i_{t,\,T} + \Delta\bar{\rho}^{IL}_{t,T}\right]}_{Local} \quad (6)$$

דהיינו, הרכיב הגלובלי הוא החלק בשיעור השינוי של שער החליפין שנובע מהשינוי בריבית חסרת הסיכון לטווח ארוך בארה"ב ובחלק הגלובלי של הפרמיה. הרכיב המקומי הוא החלק הנובע מהשינוי בריבית חסרת הסיכון הארוכה המקומית ובחלק המקומי של הפרמיה.

4. משוואת האמידה

המסגרת התיאורטית שהוצגה לעיל מצביעה על כך ששינויים בשער החליפין משקפים שילוב של גורמים גלובליים ומקומיים: מחד גיסא, ריביות ארוכות ותנאים פיננסיים עולמיים; ומאידך גיסא, רכיבים ייחודיים למשק המקומי, ובפרט ריבית מקומית חסרת סיכון ארוכה ופרמיית סיכון מטבעית הנובעת מגורמים מקומיים. עם זאת, רכיבים אלה אינם נצפים בצורה נקייה בנתונים, ולכן נדרש מעבר מייצוג תיאורטי של פירוק שער החליפין לייצוג אמפירי שיאפשר לזהותם בקירוב. בהתאם לכך, האמידה האמפירית בפרק זה נועדה לנכות משער השקל-דולר את תרומתם של המשתנים הגלובליים המרכזיים, כך שהרכיב שנותר בלתי מוסבר ישמש אומדן לרכיב המקומי בשער החליפין.

לשם כך, וכן להתמודד עם החשש למתאם מדומה בין משתנים עם שורש יחידתי (unit root), נאמדה הרגרסיה הבאה עבור שיעורי השינוי בשער החליפין:

$$\Delta ILS = \beta_0 + \beta_1 \Delta SP500 + \beta_2 \Delta EUR + \beta_3 \Delta TB10 + \beta_4 VIX + \varepsilon \quad (7)$$

כאשר ΔILS הוא שיעור השינוי בשער השקל-דולר[6], $\Delta SP500$ הוא התשואה של מדד המניות S&P 500, ΔEUR הוא שיעור השינוי בשער האירו-דולר[7], $\Delta TB10$ הוא השינוי בריבית ארה"ב ל-10 שנים, ו-VIX הוא לוג של סטיית התקן הגלומה באופציות על מדד ה-SP500 ל-30 יום.[8] כל המשתנים הם במונחי ממוצע שבועי (התפתחות המשתנים על פני זמן וסטטיסטיקה תיאורית מופיעים בנספח).

המשתנים המסבירים שנבחרו לרגרסיה נועדו לשקף את ההשפעות המרכזיות של גורמים גלובליים על שער השקל-דולר, כך שהשארית מהווה אומדן לרכיב המקומי. תשואת מדד S&P 500 משמשת כמדד לזרמי הון קצרי-טווח ולסביבת הסיכון הגלובלית, בין היתר דרך ערוץ תיק הנכסים. שער האירו-דולר מייצג את מעמדו של הדולר כנכס בטוח, כאשר התחזקות הדולר מול האירו משקפת מעבר גלובלי לנכסי מקלט, אשר לרוב מלווה בלחץ לפיחות של השקל. הריבית ל-10 שנים בארה"ב מייצגת את הציפיות לריבית חסרת הסיכון במשק האמריקאי, המהוות בסיס לתמחור שער השקל-דולר (ראו פרק 3), אך היא משקפת גם את תנאי הנזילות הגלובליים. עלייה חדה בריבית זו מאותתת על הקשחת התנאים הפיננסיים ודוחפת ליציאת הון משווקים קטנים, בעוד ירידה בה תומכת בהרחבה גלובלית ובחוזקת המטבע המקומי. ה-VIX הוא אומדן לתנודתיות ולתפיסת הסיכון בשווקים, אשר

---

[6] ΔILS מייצג את Δs מהמשוואה התיאורטית (6), אך הוא נתון במונחים של שינוי באחוזים במקום הפרש-לוג. לצורך עקביות בימי ושעות המסחר, כולל הנתונים, כולל נתוני שער החליפין שקל-דולר, נלקחו מבולמברג. המתאם בין שער השקל במסחר בארה"ב לבין השער היציג בימי המסחר החופפים הוא 0.998.

[7] כיוון ששער האירו-דולר עשוי להגיב גם לזעזועים הספציפיים לגוש האירו, ולא רק לשינויים במעמדו הגלובלי של הדולר, נבחנה גם ספציפיקציה חלופית שבה הוחלף משתנה זה במדד הדולר מול סל מטבעות של משקים מפותחים (DXY). החלפה זו אינה משפרת את כוח ההסבר של הרגרסיה ואינה משנה את התוצאות העיקריות. בפרק 6.2 מוצגת בדיקת רגישות נרחבת לשימוש במשתנים גלובליים חלופיים במשוואה (7).

[8] המשוואה נאמדת עם ה־VIX במונחי לוג־רמה, בעקבות Rey (2013), אשר מראה כי זרמי הון גלובליים קשורים לרמת ה־VIX. אמנם בחלק מן הספציפיקציות במאמרה גם שיעור השינוי ב־VIX הוא משתנה מסביר מובהק, אך במודל הנוכחי הוא אינו מובהק סטטיסטית, והוספתו אינה משנה את התוצאות העיקריות.

משפיעות על זרמי ההון הגלובליים. ארבעת המשתנים יחד מאפשרים לנכות את תרומת המשתנים הגלובליים לתנועת המטבע, כך שהשארית המתקבלת מייצגת את הרכיב המקומי. החותך ברגרסיה תופס מגמה ארוכת טווח ולינארית בהתפתחות שער החליפין והמשתנים המסבירים.

5. תוצאות

לוח 1 מציג את תוצאות האמידה של משוואה (7) במדגמים מתארכים, שכולם מתחילים בשנת 2016. עמודה 7 מציגה את תוצאות האמידה על מדגם הנתונים המלא, 2016–2025. התוצאות מצביעות על קשר שלילי בין התשואה על מדד המניות לבין שער החליפין, העקבי עם ערוץ תיק הנכסים, וכן על קשרים חיוביים בין שער האירו, הריבית בארה״ב וה־VIX לבין שער החליפין שקל-דולר. ארבעת המשתנים הללו מסבירים 34% מהשונות בשינוי השבועי של שער השקל-דולר לאורך תקופת המדגם המלאה, שיעור הסבר גבוה יחסית עבור משתנה פיננסי הנצפה בתדירות גבוהה. בתתי-מדגם קצרים יותר שיעור ההסבר אף מגיע ל־43%.

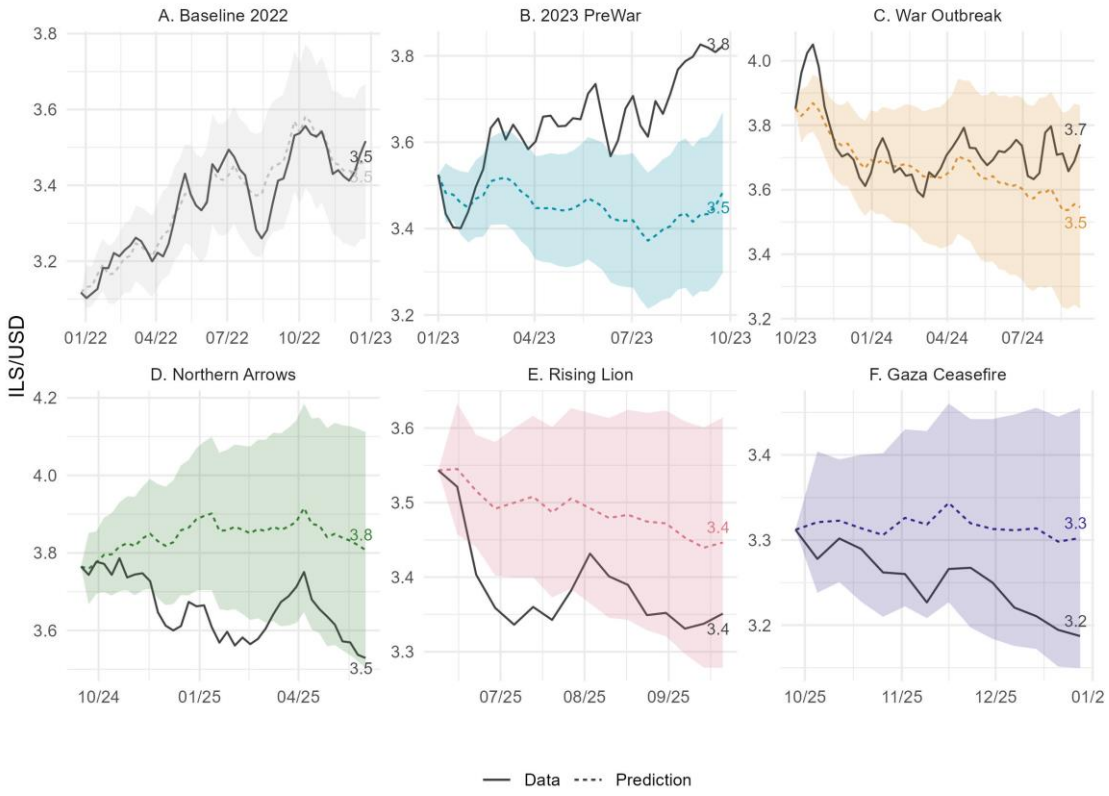
לוח 1 | תוצאות הרגרסיות ששימשו לתחזית המותנית במשתנים גלובליים

	Dependent variable:						
	ΔILS						
	A.Baseline2022	B.2023PreWar	C.WarOutbreak	D.NorthernArrows	E.RisingLion	F.GazaCeasefire	FullSample
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ΔSP500	-0.18***	-0.19***	-0.19***	-0.20***	-0.20***	-0.21***	-0.21***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
ΔEUR	0.27***	0.26***	0.30***	0.31***	0.28***	0.29***	0.29***
	(0.06)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)
ΔTB10Y	1.27***	1.28***	1.35***	1.35***	1.40***	1.40***	1.34***
	(0.46)	(0.34)	(0.35)	(0.47)	(0.42)	(0.41)	(0.41)
VIX	0.12	0.16**	0.16**	0.17**	0.16**	0.16**	0.16**
	(0.08)	(0.08)	(0.07)	(0.07)	(0.06)	(0.06)	(0.06)
Constant	-0.36	-0.46**	-0.43**	-0.44**	-0.43**	-0.42**	-0.45**
	(0.23)	(0.23)	(0.22)	(0.19)	(0.19)	(0.18)	(0.19)
Observations	311	364	403	453	491	507	521
R^2	0.37	0.43	0.40	0.36	0.35	0.35	0.34

הערות: כל עמודה מציגה תוצאות אמידה של הרגרסיה הלינארית (7) עבור מדגם שבועי המתחיל בשנת 2016 ומסתיים ערב התקופה הרלוונטית (שבוע לפני תאריכי ההתחלה המפורטים בלוח 2): 19/12/21 (עמודה 1), 25/12/22 (עמודה 2), 24/09/23 (עמודה 3), 08/09/24 (עמודה 4), 01/06/25 (עמודה 5), 21/09/25 (עמודה 6). עמודה 7 מציגה את האמידה על המדגם המלא 2016–2025. סטיות תקן Newey-West מופיעות בסוגריים. *** P<0.01, ** P<0.05, * P<0.1.

האומדן המרכזי לרכיב המקומי בשער החליפין נבנה באמצעות תחזית מותנית במשתנים הגלובליים על פי משוואה (7). עבור כל אחד מתאריכי הייחוס, נאמדה המשוואה על מדגם המתחיל בשנת 2016 ומסתיים בתאריך הייחוס (עמודות 1–6 בלוח 1). התחזית המותנית לשער החליפין, המוצגת באיור 2, חושבה על בסיס המקדמים שנאמדו והערכים בפועל של המשתנים המסבירים החל מתאריך הייחוס ואילך.

איור 2 | תחזית מותנית במשתנים גלובליים לשער החליפין שקל-דולר מנקודות מוצא שונות
(נתונים שבועיים, 2022–2025)



הערות: בכל איור, הקו המקוקו הצבעוני מציג תחזית מותנית במשתנים גלובליים החל מהמאורע הרלוונטי ועד ערב המאורע העוקב (ראו לוח 2 לפירוט התאריכים). האזור המוצלל מייצג ±1.96 סטיות תקן של התחזית בהתאם לאופק התחזית. הקו השחור המלא מתאר את התפתחות שער החליפין בפועל.

כיוון שהמודל נאמד על בסיס קשרים שבועיים ונועד ללכוד בעיקר תנודות קצרות טווח בשער החליפין, השימוש בו להסקת מסקנות על התפתחות השער על-פני מספר חודשים מחייב זהירות. לכן, איור 2 מציג גם רווח בר-סמך של 95% סביב התחזית המותנית. רווח זה משקף את אי-הוודאות לאורך אופק התחזית, הגדלה ככל שהאופק מתארך בשל הצטברות הזעזועים לאורך זמן. עם זאת, רווח הסמך מחושב בהינתן מקדמי הרגרסיה שנאמדו, ואינו מביא בחשבון את אי-הוודאות הכרוכה באמידתם.[9] לפיכך, יש לראות בו חסם תחתון לאי-הוודאות הכוללת סביב התחזית המותנית.

[9] השונות של השינוי המצטבר בשער החליפין באופק H חושבה בעזרת ה-ACF של השאריות ברגרסיה הרלוונטית לכל תחזית (רגרסיה שנאמדה על מדגם המתחיל ב-2016 ומסתיים בתאריך הייחוס):

$$Var(\log(NIS_{t+H}) - \log(NIS_t)) = Var\left(\sum_{i=1}^{H} \Delta logNIS_{t+i}\right) = Var\left(\sum_{i=1}^{H} \Delta log\widehat{NIS}_{t+i} + \varepsilon_{t+i}\right) = Var\left(\sum_{i=1}^{H} \varepsilon_{t+i}\right)$$
$$= H \cdot Var(\varepsilon) + 2\sum_{i=1}^{H-1} (H-i) \cdot Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i})$$

לוח 2 | אומדן לשינוי בשער החליפין שקל-דולר שמקורו בגורמים מקומיים לפי תחזית מותנית במשתנים גלובליים

תקופה	תאריך התחלה (תחילת שבוע)	משך (שבועות)	סה"כ שינוי בתקופה (אחוזים)	ממוצע שבועי (אחוזים)
שנת 2022	26/12/21	52	1.54	0.03
2023 טרום המלחמה	01/01/23	38	9.71***	0.24***
פרוץ המלחמה	01/10/23	49	5.49	0.11
"חצי הצפון"	15/09/24	37	-7.32*	-0.21*
"עם כלביא"	08/06/25	15	-2.77	-0.19
הפסקת האש בעזה	28/09/25	13	-3.49	-0.27

הערות: כל תקופת עניין מוגדרת מתאריך ההתחלה ועד ערב התקופה העוקבת. הלוח מציג את השינוי בשער החליפין במהלך כל תקופה המיוחס לגורמים מקומיים וכן את השינוי הממוצע לשבוע באותה תקופה (+ פיחות, - ייסוף). * P<0.1, *** P<0.01, ** P<0.05, כאשר המובהקות הינה ביחס לאופק התחזית.

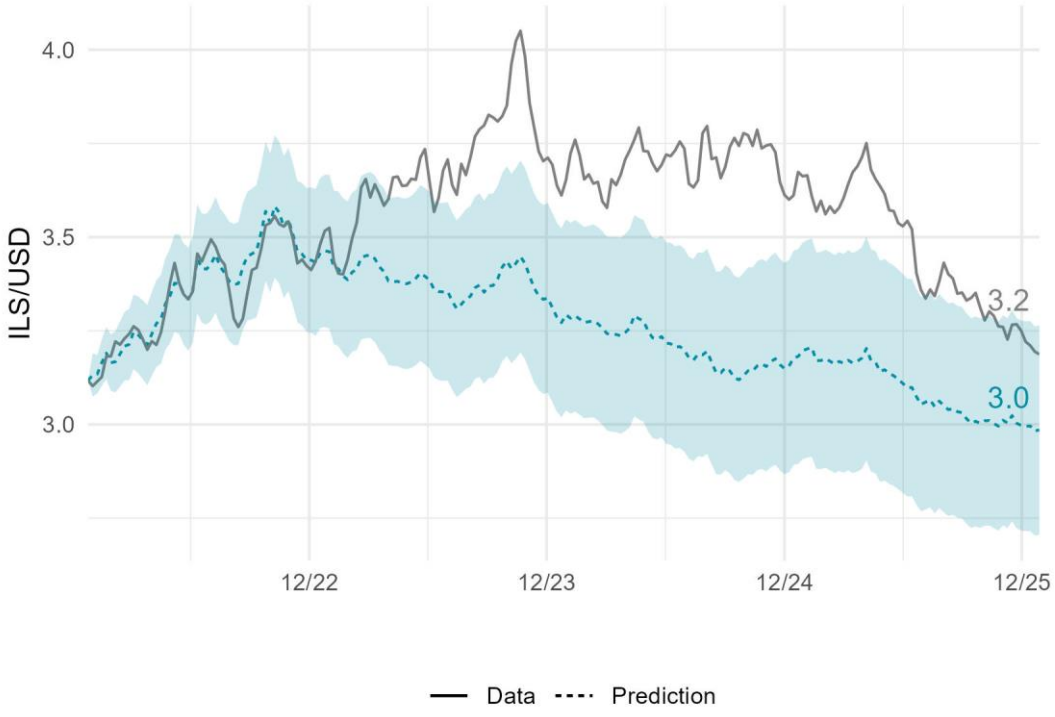
ניכר כי גם בהתחשב באי-הוודאות לאורך אופק התחזית, מתחילת שנת 2023 ועד פרוץ המלחמה, השקל היה מפוחת מרמתו החזויה (פאנל B). מיד עם פרוץ המלחמה התרחש פיחות חד נוסף שאינו מוסבר על-ידי הגורמים הגלובליים (פאנל C). אולם זמן קצר לאחר מכן פיחות זה התמתן. בשנה הראשונה למלחמה, עד מבצע "חיצי הצפון", השקל אומנם פוחת מעט, אך לא ניתן לשלול את ההשערה שהוא התפתח בהתאם לחזוי על-פי הגורמים הגלובליים. לעומת זאת, מיד לאחר מבצע "חיצי הצפון" (פאנל D) וכן מיד לאחר מבצע "עם כלביא" (פאנל E), חל ייסוף מעבר לרמה החזויה. מאז נחתם הסכם הפסקת האש ניכר גם כן ייסוף של השער מעבר לחזוי, אך במידה שאינה מובהקת (פאנל F).

לשם השוואה, איור 2 מציג גם תחזית מותנית לשנת 2022 (פאנל A). בדומה לרושם המתקבל מאיור 1, גם כאן ניתן לראות כי בתקופה זו התפתחותו של שער החליפין הייתה קרובה מאד לתחזית המותנית בגורמים הגלובליים. בלוח 2 מסוכמים האומדנים להתפתחות הרכיב המקומי בכל תקופה במדגם.

על מנת לבחון את התפתחות הרכיב המקומי על פני זמן, איור 3 מציג תחזית מותנית במשתנים הגלובליים שנקודת הקצה שלה היא תחילת 2022 (בדומה לפאנל A באיור 2), אך אופק התחזית הוא עד סוף 2025. ניכר כי גם בהתחשב באי-הוודאות הנובעת מאופק התחזית, השקל היה מפוחת מרמתו החזויה על-פי הגורמים הגלובליים בין השנים 2023–2025. איור 4 מציג את הסטייה באחוזים בין שער השקל-דולר בפועל לבין התחזית מאיור 3. באיור זה ניתן לראות כי שער החליפין התרחק בהתמדה מהגורמים הגלובליים מתחילת 2023, אז החלו המתחים החברתיים והפוליטיים סביב תהליכי החקיקה המשטרית. המדד המשיך לעלות לאחר פרוץ המלחמה במידה מתונה יותר, והגיע לשיאו בתחילת מבצע "חיצי הצפון", אז השקל היה מפוחת בכ-20% ביחס לתנאים הגלובליים. מאז

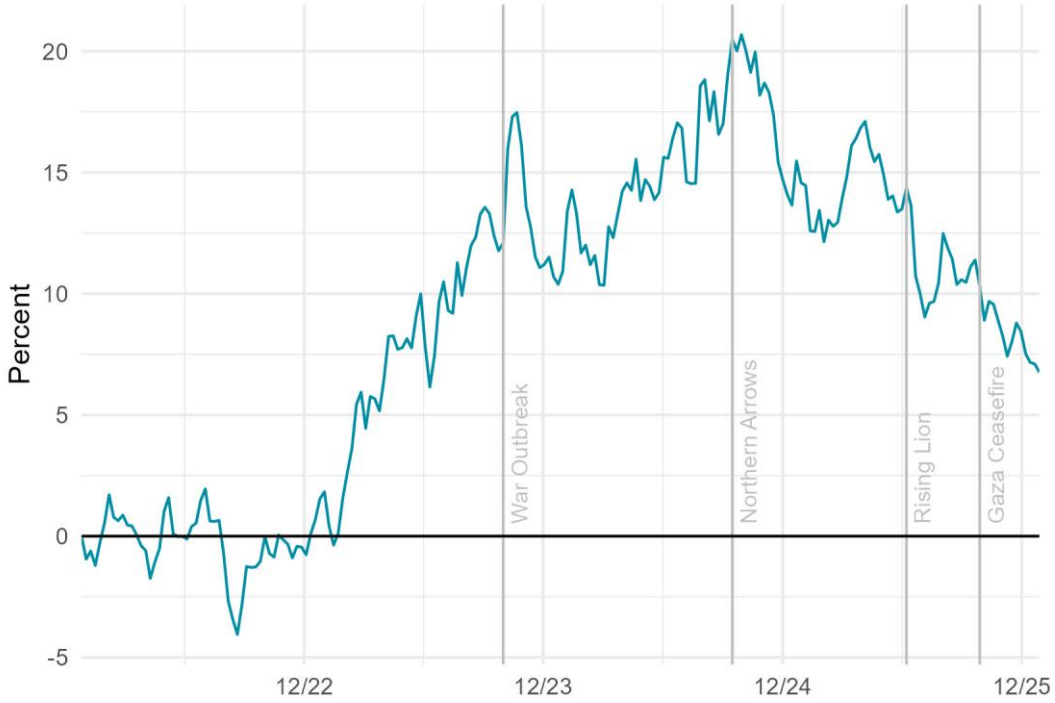
מבצע "חיצי הצפון" נרשמה ירידה במדד זה, תוך תנודתיות, כך שבסוף שנת 2025 שער החליפין התקרב לרמה החזויה. אף שתוצאות אלו עשויות להיות רגישות לנקודת המוצא של התחזית המותנית, הן נותרות בעינן גם כאשר התחזית מתחילה בנקודות מוצא שונות לפני שנת 2023, וזאת בשל העובדה כי שער החליפין עקב עד אז מקרוב אחר התנאים הגלובליים (איור נ-3 בנספח).

איור 3 | שער השקל-דולר ותחזית המבוססת על משתנים גלובליים
(נתונים שבועיים, 2022–2025)



הערות: הקו המקוקו מציג תחזית מותנית לשער השקל-דולר המבוססת על משוואה (7), כאשר האזור המוצלל מייצג ±1.96 סטיות תקן של התחזית בהתאם לאופק התחזית. הקו המלא מציג את שער החליפין בפועל.

איור 4 | הפער בין שער השקל-דולר לבין התחזית על-פי הגורמים הגלובליים
(נתונים שבועיים 2022–2025)



הערות: האיור מציג את הפער באחוזים בין שער החליפין לבין התחזית המוצגת באיור 3.

6. מבחני רגישות

חלק זה כולל מספר מבחני רגישות לתוצאות שהוצגו בפרק 5. הבדיקה הראשונה בוחנת את יציבות מקדמי הרגרסיה לאורך המדגם וכוללת גם אומדנים להתפתחות הרכיב המקומי על סמך רגרסיה שנאמדה על כלל המדגם (פרק 6.1). הבדיקה השנייה בוחנת את רגישות התוצאות לבחירת המשתנים הגלובליים עליהם מותנית התחזית לשער החליפין (פרק 6.2). הבדיקה השלישית מתייחסת לאפשרות שחלק מן המשתנים משפיעים על שער החליפין בפיגור (פרק 6.3).

כלל בדיקות הרגישות (לוח 3) מצביעות על פיחות של השקל מעבר לנגזר מגורמים הגלובליים בשנת 2023 עד פרוץ המלחמה, ובמידה פחותה גם במהלך השנה הראשונה למלחמה. מנגד, מאז מבצע "חיצי הצפון" בסוף שנת 2024 ועד סוף שנת 2025, כלל בדיקות הרגישות מצביעות על ייסוף של השקל מעבר לנגזר מהגורמים הגלובליים. עם זאת, סדרי הגודל של הסטיות מהגורמים הגלובליים ומידת המובהקות שלהן משתנה בין מבחני הרגישות, בשל הבדלים במודלים הנאמדים ובשיטות ההסקה הסטטיסטית. שלוש התוצאות הרובסטיות ביותר, הן מבחינת גודל האומדנים והן מבחינת המובהקות הסטטיסטית הן: (1) בשנת 2022 לא נמצאה סטייה מובהקת מן הגורמים הגלובליים; (2) בשנת 2023, טרם המלחמה, התרחש פיחות מובהק ממקור מקומי; (3) לאחר מבצע "חיצי הצפון" התרחש ייסוף מובהק ממקור מקומי.

בנוסף לבדיקות הרגישות, בסוף הפרק מוצגת גם בחינה של ערוצי השפעה אפשריים של מדד המניות האמריקאי על שער החליפין (פרק 6.4).

6.1. יציבות מקדמי הרגרסיה ואומדנים בתוך המדגם

בפרק 5 הוצגו אומדנים להתפתחות הרכיב המקומי בשער החליפין בכל תקופת עניין על בסיס תחזית המותנית במשתנים גלובליים, כאשר המקדמים נאמדים בחלונות מתארכים המתחילים כולם ב-2016 ומסתיימים בתאריך העניין הרלוונטי (לוח 1). שיטה זו מאפשרת שימוש במירב הנתונים על מנת לאמוד את הקשר האמפירי בין המשתנים, אך היא עשויה לא לזהות שינויים מבניים בקשר בין המשתנים המסבירים לשער החליפין. ככל שהקשר בין המשתנים לשער החליפין משתנה על פני זמן, האומדן מפרק 5 עשוי לייחס שינויים שמקורם במשתנים גלובליים לשינויים מקומיים או להפך. אומנם תוצאות האמידה מעידות כי המקדמים נותרים יציבים יחסית לאורך תקופות העניין (לוח 1), אך זאת כאשר נקודת התחלת המדגם נותרת קבועה.

על מנת לבחון באופן פורמלי את יציבות המקדמים, נאמדה משוואה (7) על חלונות מתגלגלים של 150 תצפיות שבועיות (כ-3 שנים). איור נ-3 בנספח מציג השוואה בין המקדמים הנאמדים בשיטה זו לבין המקדמים הנאמדים במדגם המלא (2016–2025) והמקדמים שנאמדו לצורך בניית האומדנים באיורים 3 ו-4 (מדגם של השנים 2016–2021). הבדיקה מראה כי האומדנים בכל החלונות שנבדקו אינם שונים באופן מובהק מהמקדמים של המדגמים הגדולים יותר. עם זאת, ישנה עדות להתחזקות מסוימת של הקשר בין מדד ה-S&P 500 לבין שער החליפין לאורך המדגם, ובפרט לקראת סופו, וזאת בניגוד לרושם העולה מאיור 1-א שמציג החלשות של הקשר בין המשתנים ברמות.

לאור הממצא כי המקדמים יציבים יחסית לאורך המדגם, ניתן לבחון את התפתחות הרכיב המקומי בשיטה נוספת המנצלת את המידע מכלל המדגם. לשם כך נאמדה גרסה נוספת של משוואה (7) על המדגם המלא 2016–2025 הכוללת משתני דמי לתקופות העניין השונות. עמודה 2 בלוח 3 מציגה את המקדמים שנאמדו למשתני הדמי, דהיינו, את השינוי השבועי הממוצע בכל תקופה שאינו מוסבר על-ידי הגורמים הגלובליים (תוצאות האמידה המלאות מופיעות בלוח נ-2 בנספח). ניכר כי האומדנים דומים לאלו שהתקבלו על-פי התחזית המותנית מפרק 5 (עמודה 1 בלוח 3), ובפרט הם מצביעים על פיחות ממקור מקומי שהחל בתחילת 2023 ונמשך במידה מתונה יותר מפרץ המלחמה עד מבצע "חיצי הצפון", כאשר לאחר המבצע ניכר ייסוף שמקורו מקומי.

לוח 3 | אומדנים לשינוי בשער השקל-דולר שמקורו בגורמים מקומיים

תקופה	תאריך התחלה (תחילת שבוע)	משך (שבועות)	אומדנים לשינוי בשער השקל-דולר שמקורו בגורמים מקומיים (ממוצע שבועי, אחוזים)			
			(1)	(2)	(3)	(4)
			תחזית מותנית במשתנים גלובליים (בסיס)	משתני דמי ברגרסיה על כל המדגם	חציון תחזיות מותנות במשתנים שונים	תחזית מותנית הכוללת פיגורים
שנת 2022	26/12/21	52	0.03	-0.04	0.06	0.04
2023 טרום המלחמה	01/01/23	38	0.24***	0.25***	0.28***	0.20***
פרוץ המלחמה	01/10/23	49	0.11	0.15**	0.04**	0.10
"חצי הצפון"	15/09/24	37	-0.21*	-0.14**	-0.18***	-0.18
"עם כלביא"	08/06/25	15	-0.19	-0.10	-0.22***	-0.15
הפסקת האש בעזה	28/09/25	13	-0.27	-0.31***	-0.25***	-0.22

הערות: כל תקופת עניין מוגדרת מתאריך ההתחלה ועד ערב התקופה העוקבת. עמודות 1-4 מציגות את השינוי השבועי הממוצע בשער החליפין בכל תקופה המיוחס לגורמים מקומיים, כאשר בכל עמודה האומדן נבנה בשיטה שונה. P<0.01 ***, P<0.05 **, P<0.1 *, כאשר בעמודות 1 ו-4 המובהקות מבוססת על אופק התחזית, בעמודה 2 היא מבוססת על מובהקות משתנה הדמי ובעמודה 3 היא מבוססת על התפלגות התחזיות.

6.2. רגישות למשתנים הגלובליים

הבדיקה בפרק זה נועדה להעריך את מידת הרגישות של התוצאות המרכזיות לבחירת המשתנים הגלובליים ששימשו ברגרסיה הבסיסית. אף כי בחירת המשתנים נעשתה בהתאם לספרות, ייתכן כי היא אינה כוללת את כלל ההשפעות הגלובליות על שער החליפין, או לחלופין, כוללת משתנים רבים מדי באופן שעלול ליצור התאמת יתר (over-fitting) ולפגוע בטיב התחזית המותנית.

לשם כך, הורחבה קבוצת המשתנים הגלובליים כך שתכלול, בנוסף לארבעת המשתנים ששימשו ברגרסיה המרכזית (7), חמישה משתנים גלובליים נוספים שעשויים להשפיע על שער החליפין: שער החליפין של הדולר מול סל מדיניות מפותחות (מדד ה-DXY) ומול הפרנק השוויצרי, מדד ה-NASDAQ, ריבית ארה"ב לשנתיים, וה-CDS לחמש שנים בארה"ב. עבור קבוצת המשתנים המורחבת, בוצעה סדרת בדיקות שבהן נבחנו כל תתי-הקבוצות של המשתנים המסבירים הכוללות לפחות אחד ממדדי המניות, S&P 500 או NASDAQ (סה"כ 384 קבוצות). ההתמקדות בתת-

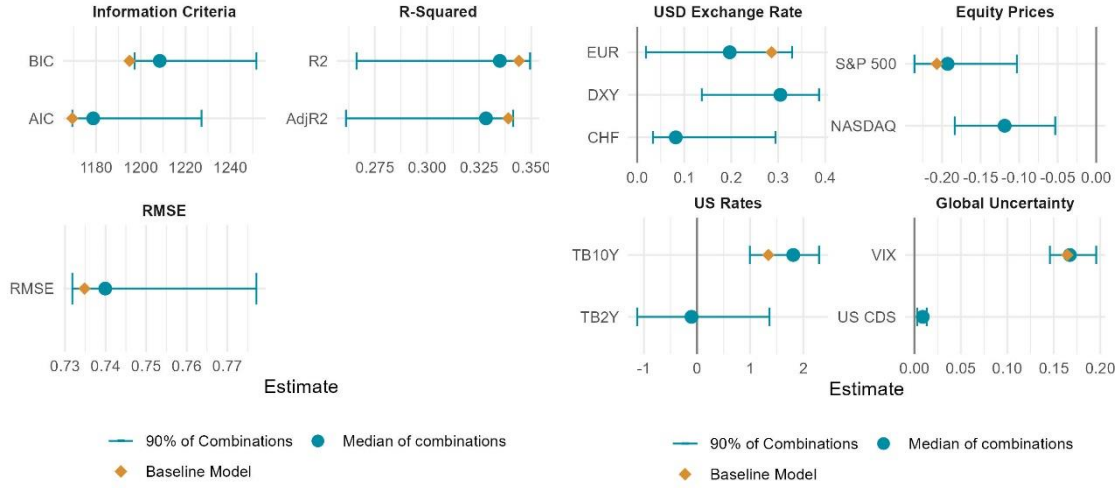
הקבוצות הכוללת מדדי מניות נובעת מכך שערוץ תיק הנכסים משפיע משמעותית על שער החליפין בטווח הקצר, כפי שניכר מכח ההסבר המשמעותי שיש למדדי המניות (להרחבה ראו פרק 6.4).

עבור כל תת-קבוצה נאמדה רגרסיה של השינוי בשער החליפין על קבוצת המשתנים המסבירים במדגם המלא (2016–2025). התפלגות המקדמים הנאמדים והשוואתם למודל הבסיסי מוצגות באיור 5א'. מן האיור עולה כי המקדמים המתקבלים במודל הבסיסי ממוקמים קרוב למרכז התפלגות האומדנים על פני המודלים החלופיים, ולכן המודל הבסיסי אינו חריג ביחס לחלופות שנבחנו. נוסף על כך, עבור מדד ה־VIX והריבית הנומינלית הארוכה בארה"ב, המשתנים החלופיים שנבחנו (CDS והריבית לשנתיים בארה"ב, בהתאמה) אינם מהווים תחליף מספק, שכן האומדנים המתקבלים עבורם אינם יציבים בין החלופות השונות או קרובים לאפס.

מאחר שהשימוש המרכזי במודל הוא לצורך תחזית מותנית לשער החליפין, נבחנו גם מדדי טיב התאמה בתוך המדגם (איור 5ב'). כלל המדדים מצביעים על כך שהמודל הבסיסי מציג ביצועים טובים מאוד ביחס למרבית החלופות. בפרט, המודל הבסיסי מדורג גבוה בהתפלגות מדדי ההסבר (R^2 ו-Adj. R^2) ובמקביל מציג ערכים תחרותיים גם במדדים המביאים בחשבון את מורכבות המודל (AIC ו־BIC) ובמדד השגיאה בתוך המדגם (RMSE). ממצאים אלה מלמדים כי, בהינתן ההתפתחות בפועל של המשתנים המסבירים, המודל הבסיסי מספק תיאור טוב יחסית של השינויים בשער החליפין. יחד, התוצאות המוצגות באיור 5 מצביעות על כך שהמודל הבסיסי אינו חריג מבחינת אומדני הרגרסיה, אך מציג טיב התאמה גבוה ביחס לרוב החלופות שנבחנו, וזאת אף שמבנהו נשען על הספרות ולא נבחר כדי למקסם את מדדי ההתאמה.

איור 5 | השוואת אומדנים ומדדי התאמה בין המודל הבסיסי למודלים חלופיים

א. התפלגות אומדני הרגרסיה ב. התפלגות מדדי טיב ההתאמה



הערות: האיור משווה את המודל הבסיסי (בכתום) למודלים חלופיים המבוססים על כל תתי-הקבוצות האפשריות של קבוצת המשתנים הגלובליים המורחבת (בכחול), בכפוף לכך שכל מודל כולל לפחות אחד ממדדי המניות (S&P 500 או NASDAQ). בסך הכול נאמדו 384 מודלים על המדגם המלא בשנים 2016–2025. פאנל א' מציג, עבור כל אחד מהמשתנים המסבירים את התפלגות אומדני הרגרסיה שהתקבלו בכלל החלופות שבהן נכלל המשתנה הרלוונטי. פאנל ב' מציג את התפלגות מדדי טיב ההתאמה בתוך המדגם. ערכים גבוהים יותר של R^2 ו-$\text{Adj. } R^2$ מעידים על התאמה טובה יותר, ואילו ערכים נמוכים יותר של AIC, BIC ו־RMSE מעידים על ביצועים טובים יותר.

בשלב הבא נבחנה הפרשנות להתפתחויות בשנים 2023–2025 ועמידותה למשתנים הגלובליים הכלולים במודל. עבור כל תת-קבוצה של משתנים מסבירים הופקו תחזיות מותנות לשער החליפין שקל-דולר לתקופות העניין השונות בהתאם למתודולוגיה שתוארה בפרק 5. עמודה 3 בלוח 3 מסכמת את התפתחות הרכיב המקומי של שער החליפין בכל תת תקופה על סמך התחזית החציונית, כאשר המובהקות נבדקה ביחס לאחוזוני התפלגות התחזיות.[10] התמונה העולה דומה לזו המתקבלת מהאמידה הבסיסית (עמודה 1 בלוח 3), ובפרט ניכר פיחות משמעותי שמקורו מקומי בשנת 2023 טרום המלחמה, מגמה שנמשכה בעוצמה פחותה גם בשנה הראשונה למלחמה עד מבצע "חיצי הצפון". לאחר המבצע ניכר ייסוף שמקורו מקומי. עמידות התוצאות כאשר משתנים גלובליים נכללים או נגרעים מן המודל מלמדת כי הממצאים העיקריים אינם רגישים לבחירה הספציפית של המשתנים הגלובליים.

6.3. רגישות להשפעה בפיגור של המשתנים הגלובליים

הבדיקה בחלק זה נועדה לבחון את עמידות התוצאות לאפשרות שהמשתנים הגלובליים משפיעים על שער החליפין בפיגור. ברגרסיה הבסיסית נבחן הקשר הסימולטני בין המשתנים, כלומר בהנחה

[10] למשל, בחינת המובהקות ברמה של 90% נעשתה ביחס לאחוזונים 0.05 ו-0.95 של טווח התחזיות. איור נ-5 בנספח מציג את התחזית המותנית היחסית בכל תת-תקופה וכן טווח של 90% מהתחזיות.

שהשפעתם של המשתנים הגלובליים על שער החליפין מתרחשת במהלך אותו שבוע. עם זאת, ייתכן כי חלק מההשפעות הגלובליות מתרחשות בעיכוב, למשל בשל תגובה הדרגתית של השווקים הפיננסיים לתנאים הגלובליים.

לצורך הבדיקה, הורחבה משוואה (7) כך שתכלול גם את הפיגור של המשתנים הגלובליים וכן את הפיגור של השינוי בשער החליפין עצמו. תוצאות האמידה על המדגם המלא (2016–2025) מופיעות בלוח נ-3 בנספח ומעידות כי אף אחד מהמשתנים המסבירים אינו משפיע בפיגור במידה מובהקת על שער החליפין. עם זאת, המקדם של שער החליפין בפיגור מובהק ועומד על 0.14. דהיינו, ישנה אינרציה מסוימת בהתפתחות של שער החליפין, אך היא ככל הנראה לא נובעת מהמשתנים הגלובליים הכלולים ברגרסיה.

בשלב הבא, המשוואה המורחבת הכוללת פיגורים היוותה בסיס להפקת תחזיות מותנות לשער החליפין שקל–דולר, אשר משקפות את ההשפעה המצטברת של המשתנים הגלובליים. עמודה 4 בלוח 3 מסכמת את התפתחות הרכיב המקומי של שער החליפין בכל תת תקופה על סמך אמידה זו וגם כאן ניכרת תמונה דומה לאמידה הבסיסית: פיחות ממקור מקומי ב-2023 עד פרוץ המלחמה, ובמידה פחותה ולא מובהקת גם עד מבצע "חיצי הצפון", ולאחר מכן מגמה של ייסוף ממקור מקומי. כלומר, הממצאים המרכזיים יציבים גם כאשר מאפשרים דינמיקה מתמשכת יותר.

6.4. ערוצי השפעה שונים של מדד המניות האמריקאי

בחלק זה נתמקד באחד הגורמים הגלובליים המרכזיים המשפיעים על שער החליפין - מדד המניות האמריקאי. פרק 2 הציג מתאם גבוה בין שער החליפין שקל–דולר לבין מדד S&P 500, הן ברמות והן בשיעורי שינוי (איור 1). בהתאם לכך, אמידת משוואה של שער החליפין שקל-דולר על מדד המניות האמריקאי מלמדת כי הוא לבדו מסביר כרבע מהשונות בשער החליפין (עמודה 1 בלוח 4), בעוד יתר המשתנים המסבירים במודל הבסיסי מסבירים כ-10% נוספים מהשונות (עמודה 4 בלוח 4). לפיכך, מדד המניות האמריקאי מהווה גורם מסביר דומיננטי לשער החליפין מבין המשתנים הגלובליים שנבחנו.

כוח ההסבר המשמעותי של מדד S&P 500 לתנודות בשער החליפין שקל–דולר קשור במידה רבה לערוץ תיק הנכסים, ובפרט לפעילותם של הגופים המוסדיים בשוק מטבע החוץ. תיקי הנכסים של גופים אלו מאופיינים בחשיפה גבוהה להשקעות בחו״ל, ובפרט למניות זרות, כך ששינויים במחירי המניות משפיעים באופן ישיר על שווי הנכסים הזרים בתיקיהם ומובילים להתאמות בתיקי הנכסים ובמדיניות הגידור. לנוכח היקפם הגדול של תיקי המוסדיים, התאמות אלו מתורגמות לפעילות משמעותית בשוק מטבע החוץ (בנק ישראל, 2026).

לוח 4 | הקשר בין שער החליפין שקל–דולר למדדי המניות האמריקאים

	Dependent variable:					
	ΔILS					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔSP500	-0.25***		-0.18***	-0.21***		-0.13***
	(0.02)		(0.05)	(0.01)		(0.04)
ΔNASDAQ		-0.19***	-0.06		-0.16***	-0.07*
		(0.02)	(0.04)		(0.01)	(0.04)
ΔEUR				0.29***	0.31***	0.29***
				(0.05)	(0.05)	(0.05)
ΔTB10Y				1.34***	1.22***	1.30***
				(0.41)	(0.43)	(0.42)
VIX				0.16**	0.19***	0.17**
				(0.06)	(0.07)	(0.06)
Constant	0.03	0.03	0.03	-0.45**	-0.54***	-0.46**
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.19)	(0.21)	(0.19)
Observations	521	521	521	521	521	521
R^2	0.24	0.23	0.25	0.34	0.34	0.35

הערות: הלוח מציג תוצאות אמידה של רגרסיות לינאריות הכוללות את שיעור השינוי במדד S&P 500 ($\Delta SP500$) או את שיעור השינוי במדד ה-NASDAQ ($\Delta NASDAQ$) על מדגם של השנים 2016–2025. סטיות תקן Newey-West מופיעות בסוגריים. P<0.01 ***, P<0.05 **, P<0.1 *.

עם זאת, מאחר שמדד S&P 500 מאופיין בחשיפה גבוהה לענף הטכנולוגיה, ישנה אפשרות שחלק מן הקשר הנאמד משקף עדכון בציפיות לגבי ענף זה, אשר עשויות להשפיע על שער החליפין שקל-דולר נוכח הדומיננטיות של ענף הטכנולוגיה במשק הישראלי. בהתאם לכך, גם למדד ה-NASDAQ, המתמקד בחברות טכנולוגיה, יש כוח הסבר משמעותי לשער החליפין, בדומה למדד S&P 500 (עמודות 2 ו-5 בלוח 4). אולם ממצא זה כשלעצמו אינו מאפשר להבחין בין ערוץ תיק הנכסים לערוץ הציפיות לענף הטכנולוגיה, שכן המתאם בין שני מדדי המניות גבוה - 0.94 בתשואות השבועיות.

על מנת לבחון את האפשרות להשפעה עודפת של ענף הטכנולוגיה, עמודות 3 ו-6 בלוח 4 מציגות אמידה הכוללת את שני מדדי המניות. התוצאות מלמדות כי הוספת מדד ה-NASDAQ לרגרסיה הכוללת כבר את מדד S&P 500 אינה מגדילה משמעותית את כוח ההסבר: ה-R^2 גדל רק במידה שולית בין עמודות 1 ל-3 ובין עמודות 4 ל-6. כלומר, בטווח הקצר הנבחן כאן אין עדות לכך שביצועי ענף הטכנולוגיה האמריקאי מוסיפים הסבר מהותי לתנודות שער החליפין שקל-דולר מעבר להשפעת שוק המניות האמריקאי הכללי.[11] ממצאים אלו עקביים עם פרשנות לפיה בטווח הקצר עיקר ההשפעה על שער החליפין היא דרך ערוץ תיק הנכסים. עם זאת, הממצאים אינם שוללים את

[11] בבדיקות רגישות לממצאים אלו נמצא כי הם נשמרים גם כאשר מאפשרים לשער החליפין להגיב בפיגור לשינויים במדדי המניות. בנוסף, לא נמצאה השפעה עודפת של מדד S&P 500 על שער החליפין בתקופות שבהן התשואה על המדד משקפת במידה רבה את ביצועי ענף הטכנולוגיה, כלומר בתקופות בהן מדדי S&P 500 ו-NASDAQ נעים באותו כיוון.

האפשרות שלציפיות ביחס לענף הטכנולוגיה קיימת השפעה על שער החליפין בטווחים ארוכים יותר או דרך ערוצים אחרים שאינם משתקפים במדד ה-NASDAQ.

7. המתאם של הרכיב המקומי עם מדדים לסיכון מקומי

חלק זה בוחן הסברים אפשריים להתפתחות הרכיב המקומי, ובפרט לעלייה שנרשמה במדד זה מתחילת שנת 2023 ועד מבצע "חיצי הצפון", והתמתנות המדד מאז ועד סוף 2025. לאור העובדה שההתפתחויות המשמעותיות ביותר בתקופה זו היו קשורות למלחמה ולמבצעים בתוכה, עולה השאלה עד כמה השינויים באומדן לרכיב המקומי מתואמים עם התפתחות מדדים לסיכון מקומי. לצורך מענה על שאלה זו נאמדה הרגרסיה הבאה:

$$\Delta ILS = \alpha_0 + \underbrace{\alpha_1 \Delta SP500 + \alpha_2 \Delta EUR + \alpha_3 \Delta TB10 + \alpha_4 VIX}_{Global} + \tag{8}$$

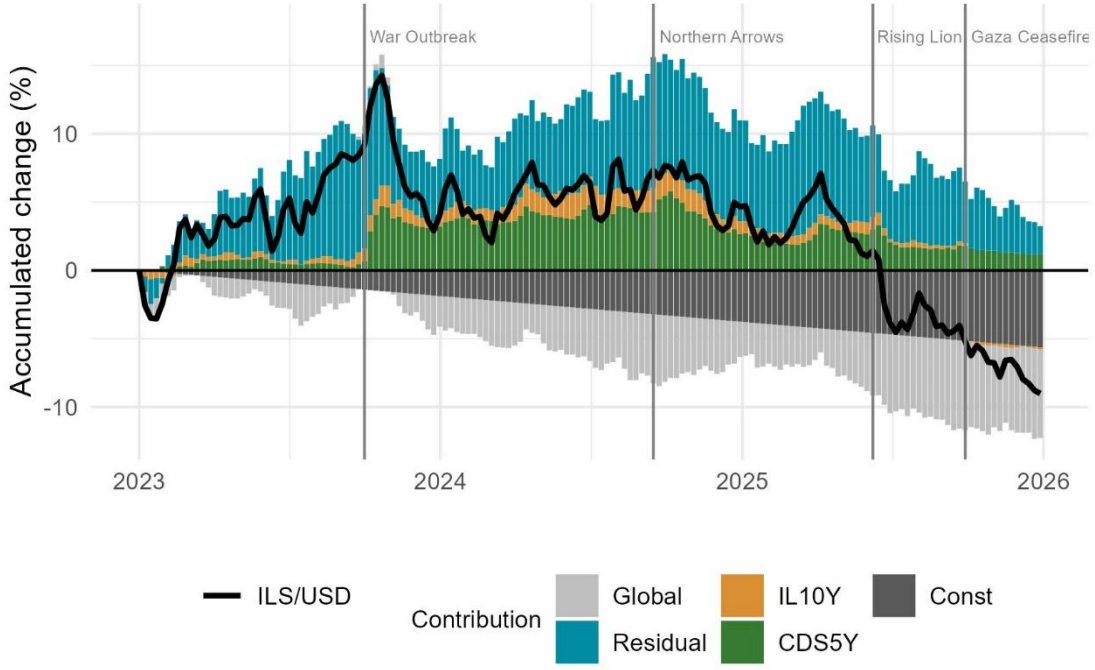
$$+\alpha_5 \Delta CDS5Y + \alpha_6 \Delta IL10Y + u$$

כאשר $\Delta CDS5Y$ הוא השינוי ב-CDS לחמש שנים ו- $\Delta IL10Y$ הוא השינוי בריבית על אג"ח ממשלת ישראל לעשר שנים.[13,12] ה-CDS הוא אומדן מקובל לסיכון האשראי הממשלתי, ואילו הריבית הנומינלית לעשר שנים מהווה אומדן לריבית חסרת הסיכון הארוכה בישראל בתוספת פרמיה הקשורה גם היא במידה רבה לסיכון האשראי הממשלתי. ואכן בין שני המדדים קיים מתאם של 0.68 בתקופת המדגם. מכל המשתנים המסבירים במשוואה (8) נוכה הממוצע שלהם במדגם, כך שהחותך ברגרסיה מייצג מגמה ארוכת-טווח ולינארית בשער החליפין שקל-דולר, אך לא מושפע ממגמות ארוכות של המשתנים המסבירים. ניכוי זה משקף את ההנחה שמגמות ארוכות בשער החליפין נובעות מגורמים פנדמנטליים, כגון התפתחות הפריון והחשבון השוטף, ולא מלחצים פיננסיים קצרי-טווח שבהם מתמקד ניתוח זה.

[12] הריבית השקלית הנומינלית לטווח של עשר שנים מעקום האפס הנאמד בבנק ישראל.

[13] בבחינת האפשרות של קשר לא-לינארי בין שער החליפין למדדי הסיכון, לא נמצאה עדות לחוסר לינאריות: הוספת האיברים הריבועיים של ה-CDS והריבית הארוכה לרגרסיה מניבה מקדמים לא מובהקים.

איור 6 | פירוק של השינוי המצטבר בשער השקל-דולר
(נתונים שבועיים, 2023–2025)



הערות: האיור מציג פירוק חשבונאי של השינוי המצטבר בשער החליפין שקל-דולר מתחילת שנת 2023 לגורמים שונים המתואמים עם התפתחותו. הקו המלא מציג את השינוי המצטבר בפועל בשער החליפין, והעמודות מציגות את התרומה המצטברת של קבוצות הגורמים השונות, כפי שהיא מחושבת על בסיס השינויים במשתנים המסבירים ממשוואה (8) והמקדמים שנאמדו עבורם. פירוק זה משקף מתאמים העולים מן האמידה, ולא השפעות סיבתיות.

הרגרסיה נאמדה על מדגם שבועי בין 2016–2025 ותוצאות האמידה מופיעות בלוח נ-4 בנספח. התוצאות מצביעות על כך שהוספת שני המשתנים המקומיים לרגרסיה מגדילה את כח ההסבר במידה ניכרת: ה-R^2 עולה מה-0.34 ברגרסיה הבסיסית הכוללת רק את המשתנים הגלובליים, ל-0.41 ברגרסיה הכוללת גם את המשתנים המקומיים. בנוסף, האמידה מצביעה על כך שעלייה של 10 נקודות בסיס במרווח ה-CDS מלווה בפיחות של 0.5% בשער השקל-דולר. אומדן זה דומה לאומדן שנמצא במאמר של Della Corte et al. (2022), הן באמידה עבור ישראל והן בפאנל של מדינות בעלות שער חליפין נייד ותנועות הון חופשיות.

על סמך אמידה זו, איור 6 מציג פירוק חשבונאי של השינוי המצטבר בשער השקל-דולר מאז 2023 למספר רכיבים: הרכיב הגלובלי באפור בהיר (החלק המוסבר על-ידי מחירי המניות והריבית בארה"ב, שער הדולר-אירו וה-VIX), ה-CDS לחמש שנים בירוק, הריבית הנומינלית הארוכה בכתום, חותך התופס את המגמה הארוכה של שער החליפין באפור כהה ושארית בכחול. כלומר, האיור מציג את הסכום המצטבר של הרכיבים הנאמדים במשוואה (8). סכום העמודות הצבעוניות הינו בקירוב

הרכיב המקומי של שער החליפין,[14] כאשר האיור מאפשר לבחון כמה ממנו מתואם עם ה-CDS והריבית הנומינלית הארוכה.

האיור מלמד כי לאורך מרבית התקופה תמכו הגורמים הגלובליים בייסוף השקל. לעומת זאת, תרומתם של הגורמים המקומיים השתנתה לאורך התקופה. בשנת 2023 טרם המלחמה, חלה עלייה ברכיב המקומי שאינה מתואמת עם ה-CDS והריבית הנומינלית. באותה תקופה התעוררו מתחים חברתיים-פוליטיים סביב תהליכי החקיקה המשטרית שקידמה הממשלה, אשר לוו בפיחות של השקל תוך עלייה מתונה בלבד במדדי הסיכון האחרים. ככל הנראה, ההתפתחויות באותה תקופה פגעו בסנטימנט המשקיעים כלפי ישראל, ולכן החלישו את השקל, אולם, ההשלכות הפיסקאליות הצפויות של תהליכי החקיקה היו מתונות ולכן לא העלו משמעותית את הסיכון על אג"ח מדינת ישראל. עדות נוספת לפגיעה בסנטימנט המשקיעים כלפי ישראל באותה תקופה באה לידי ביטוי בביצועי החסר שרשמו מדדי המניות הישראליים.[15]

לעומת זאת, מפרוץ המלחמה, אז חלה עלייה משמעותית בהוצאות הפיסקאליות, חלק ניכר מן הרכיב המקומי של שער החליפין מתואם עם ה-CDS והריבית הנומינלית הארוכה. מאז מבצע "חצי הצפון", וביתר-שאת מאז מבצע "עם כלביא", יוסף שער החליפין בשיעור ניכר המתואם חלקית עם הירידה של ה-CDS והריבית הנומינלית הארוכה. ההתפתחויות בתקופה זו נתפסו בשוק כמפחיתות את סיכון האשראי הממשלתי ולכן תמכו בהתמתנות ה-CDS והריבית הארוכה ובייסוף השקל. עם זאת, כ-40% מהייסוף שהתרחש ממבצע "חיצי הצפון" עד סוף 2025 נותר לא מוסבר, וייתכן כי הוא קשור לשיפור כללי בסנטימנט המשקיעים כלפי ישראל, מעל ומעבר לתפיסת סיכון האשראי הממשלתי.

על אף הדומיננטיות של הגורמים המקומיים בהתפתחות שער החליפין בשלוש השנים הכלולות במדגם, גם לגורמים הגלובליים הייתה תרומה משמעותית. בפרט, בתחילת אפריל, עם הכרזת הממשל האמריקאי על תכנית המכסים "Liberation Day", הדולר נחלש משמעותית מול האירו, מחירי המניות האמריקאיות ירדו, והתשואה על אג"ח ממשלתי אמריקאי ומדד ה-VIX עלו.[16] כפי שניתן לראות באיור 4, באותה תקופה ניכר פיחות של השקל שנתמך בעיקר על-ידי הגורמים הגלובליים, וזאת בעיקר בשל הירידה במחירי המניות שהן הגורם הגלובלי הדומיננטי ביותר (טבלה 1), ועל אף החלשות הדולר מול מרבית המטבעות.

---

[14] מדובר בקירוב בלבד לאומדן הפיחות העודף מאיור 3 מכמה סיבות. ראשית, הפירוק באיור 4 הינו "בתוך המדגם", בעוד אומדן הפיחות העודף מאיור 3 מבוסס על תחזית "מחוץ למדגם". הסיבה לכך היא שעד שנת 2022 האומדנים לפרמיית הסיכון (CDS ופער הריביות הדולרי היו יציבים ולא היה להם כוח הסבר משמעותי על שע"ח). שנית, הרגרסיה עליה מבוסס איור 4 כוללת שני משתנים מסבירים נוספים – ה-CDS והריבית הנומינלית– אשר מתואמים עם הגורמים הגלובליים ולכן משנים את כוח ההסבר שלהם בהשוואה לרגרסיה הכוללת רק את הגורמים הגלובליים. בנוסף, שילוב משתנים אלו, שהם אנדוגניים לשער החליפין, עשויים ליצור הטייה במקדמים וכך לשנות את החלק המיוחס לגורמים גלובליים מול מקומיים.

[15] מתחילת 2023 ועד ערב המלחמה, מדד תל-אביב 125 עלה בכ-3%, לעומת מדד S&P 500 שעלה בכ-13% (ראו גם אצל אטר ושותפיו, 2023).

[16] ראו נספח א לתיעוד התפתחות הנתונים, וניתוחים של התפתחויות אלה אצל OECD (2025) ו- Baudino et al. (2025).

8. סיכום

מאמר זה עוסק בהלימה בין ההתפתחויות של שער השקל-דולר לבין תנאים גלובליים, תוך שימוש במודל פשוט, שקוף ובעל תוקף אקונומטרי. פיחות של השער מעבר לנגזר מהתפתחויות אלו מוגדר כפיחות הנובע מגורמים מקומיים. המודל מציג טיב התאמה טוב לנתונים, הן בהתחשב בכך שהוא מסביר משתנה פיננסי בתדירות גבוהה, והן ביחס למודלים חלופיים הכוללים שילובים אחרים של משתנים גלובליים. בנוסף, המודל נותר יציב תחת שינויים במדגם האמידה ובמבנה הפיגורים.

בניתוח ההתפתחויות של השנים האחרונות, המודל מצביע על כך שמתחילת 2023 ועד פרוץ המלחמה באוקטובר של אותה שנה, חל פיחות של השקל שמקורו בהתפתחויות מקומיות. פיחות זה נמשך במידה מתונה גם במהלך השנה הראשונה למלחמה. אולם, מאז מבצע "חיצי הצפון" בסוף 2024, הרכיב המקומי תמך בייסוף השקל ושער החליפין התקרב לרמה החזויה לפי ההתפתחויות הגלובליות.

הרכיב המקומי של שער החליפין אומנם מוסבר באופן חלקי על-ידי התפתחות סיכון האשראי של ממשלת ישראל והריבית הנומינלית המקומית, אולם הוא ככל הנראה מייצג תמונה רחבה יותר של סנטימנט להשקעה פיננסית בישראל. על כן הוא משתנה גם בתקופות בהן אין שינויים גדולים בסיכון האשראי על אג"ח המדינה או בציפיות לריבית חסרת הסיכון.

ביבליוגרפיה

אטר איתי, צחי רז, יניי שפיצר, עילי גבאי, ודולב קולקה-גלבר (2023). "ההשלכות הכלכליות של יוזמות החקיקה של הקואליציה", דוח מחקר של המכון הישראלי לדמוקרטיה ומכון אהרון, אוגוסט 2023.

בנק ישראל (2017). דוח בנק ישראל לשנת 2016, פרק ז': "סוגיה במאזן התשלומים: גורמי היסוד לעודף בחשבון השוטף של ישראל".

בנק ישראל (2023). דוח בנק ישראל לשנת 2022, פרק ה': "התפתחות פריון העבודה בישראל בעשור האחרון".

בנק ישראל (2024). דוח בנק ישראל לשנת 2023, פרק ג': "האינפלציה והמדיניות המוניטרית".

בנק ישראל (2026). מבט סטטיסטי לשנת 2025, פרק ד': " פעילות המגזרים העיקריים במטבע חוץ".

פריש, רוני (2016). "שער החליפין הריאלי בטווח הארוך והבינוני", סדרת מאמרים לדיון, בנק ישראל, 2016.03.

Baudino, Paolo Alberto, Magdalena Grothe, Maurizio Michael Habib, Ana-Simona Manu, Peter McQuade, Martino Ricci, Emilio Siciliano, Toma Tomov, Luca Tondo, and Gibran Watfe (2025). What safe haven after the April US tariff announcement? Implications for euro area financial stability. *Financial Stability Review*, *2*.

Ben Zeev, N., & Nathan, D. (2024). Shorting the dollar when global stock markets roar: The equity hedging channel of exchange rate determination. *The Review of Asset Pricing Studies*, *14*(4), 640-666.

Caspi, I., Friedman, A., & Ribon, S. (2024). Shocks and currents: Monetary policy and Israel's foreign exchange market. *Comparative Economic Studies*, *66*(3), 454-481.

Della Corte, P., Jeanneret, A., & Patelli, E. D. (2023). A credit-based theory of the currency risk premium. *Journal of Financial Economics*, *149*(3), 473-496.

Della Corte, P., Sarno, L., Schmeling, M., & Wagner, C. (2022). Exchange rates and sovereign risk. *Management Science*, *68*(8), 5591-5617.

Eckstein, Z., & Friedman, A. (2011). The equilibrium real exchange rate for Israel. *BIS background papers*, *201*.

Engel, C., & West, K. D. (2005). Exchange rates and fundamentals. *Journal of political Economy*, *113*(3), 485-517.

Greenwood, R., Hanson, S., Stein, J. C., & Sunderam, A. (2023). A quantity-driven theory of term premia and exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, *138*(4), 2327-2389.

Hau, H. & Rey, H. (2004). Can portfolio rebalancing explain the dynamics of equity returns, equity flows, and exchange rates? *American Economic Review*, 94(2), 126–133.

Itskhoki, O., & Mukhin, D. (2021). Exchange rate disconnect in general equilibrium. *Journal of Political Economy*, *129*(8), 2183-2232.

Jiang, Z., Krishnamurthy, A., & Lustig, H. (2021). Foreign safe asset demand and the dollar exchange rate. *The Journal of Finance*, *76*(3), 1049-1089.

Jiang, Z., Krishnamurthy, A., & Lustig, H. (2024). Dollar safety and the global financial cycle. Review of economic studies, 91(5), 2878-2915.

Korsaye, S. A., Trojani, F., & Vedolin, A. (2023). The global factor structure of exchange rates. *Journal of Financial Economics*, *148*(1), 21-46.

Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of international economics*, 14(1-2), 3-4.

OECD (2025), OECD Economic Outlook, Volume 2025 Issue 1: Tackling Uncertainty, Reviving Growth, No. 117, OECD Publishing, Paris.

Ranaldo, A., & Söderlind, P. (2010). Safe haven currencies. *Review of finance*, *14*(3), 385-407.

Rey, H. (2013). Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence *, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Policy Symposium*.

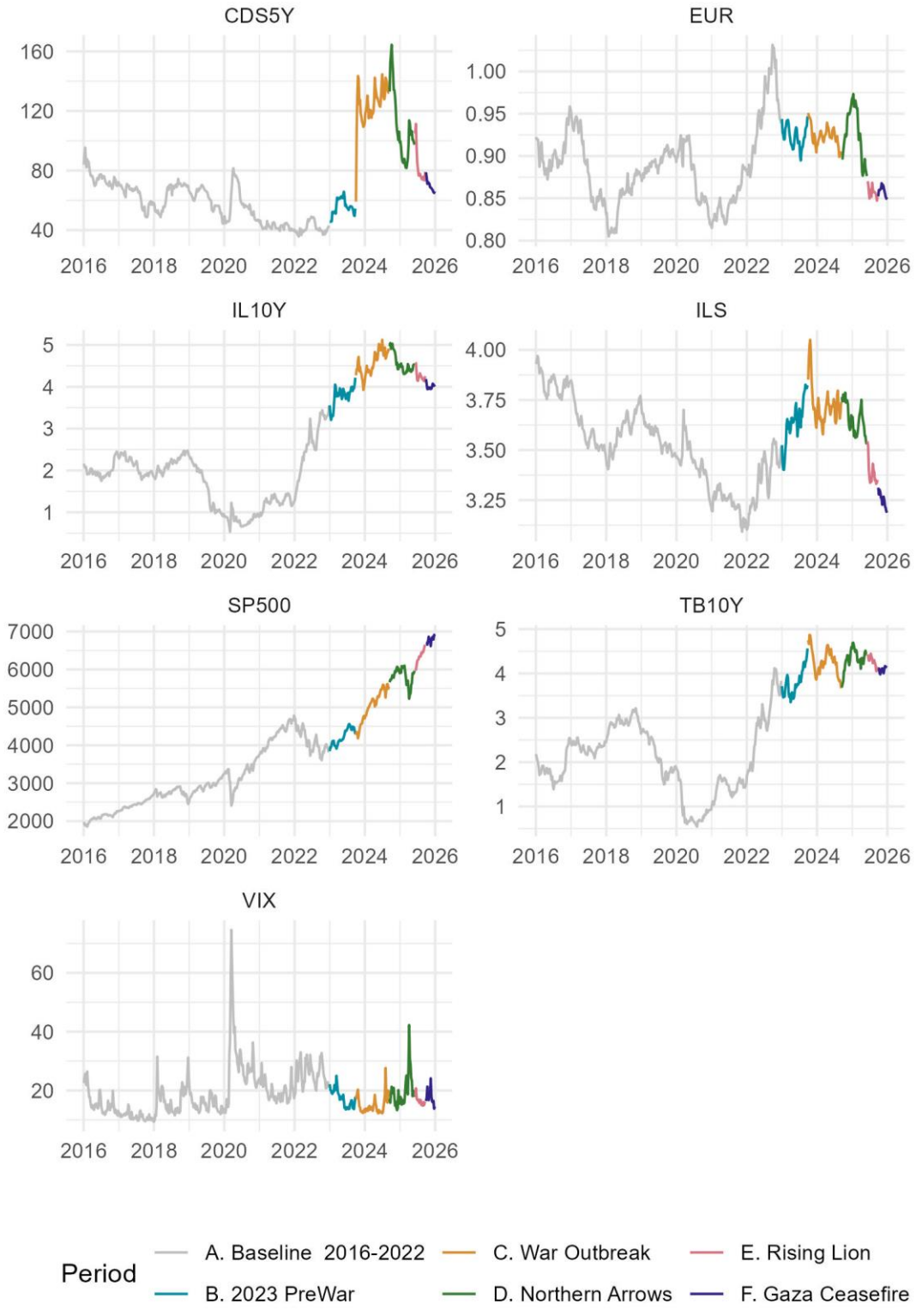
Schreiber, B. Z. (2010). A decomposition of the ILS/USD exchange rate into a global component and a local component. *Bank of Israel Discussion Paper*, 2010.03.

Verdelhan, A. (2018). The share of systematic variation in bilateral exchange rates. *The Journal of Finance*, *73*(1), 375-418.

Yakhin, Y. (2022). Breaking the UIP: A Model-Equivalence Result. *Journal of Money, Credit and Banking*, *54*(6), 1889-1904.

נספח

איור נ-1 | המשתנים במודל על פני זמן
(נתונים שבועיים, 2016–2025)



לוח נ-1 | המשתנים במודל - סטטיסטיקה תיאורית
(נתונים שבועיים, 2016–2025)

Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max
ΔILS	521	-0.04	0.91	-3.35	3.44
ΔSP500	521	0.26	1.82	-11.31	6.94
ΔEUR	521	-0.01	0.81	-2.56	3.67
ΔTB10Y	521	0.004	0.09	-0.36	0.26
VIX	521	2.86	0.33	2.23	4.31
ΔCDS5Y	521	-0.03	4.06	-16.79	46.04
ΔIL10Y	521	0.004	0.09	-0.34	0.47

הערות: הטבלה מציגה סטטיסטיקה של משתני העניין העיקריים, כפי שהם מופיעים באמידות האמפיריות. דהיינו, $\Delta ILS, \Delta SP500, \Delta EUR$ נתונים בשיעורי שינוי באחוזים, $\Delta TB10Y, \Delta CDS5Y, \Delta IL10Y$ נתונים בהפרשים ו-VIX במונחי לוג.

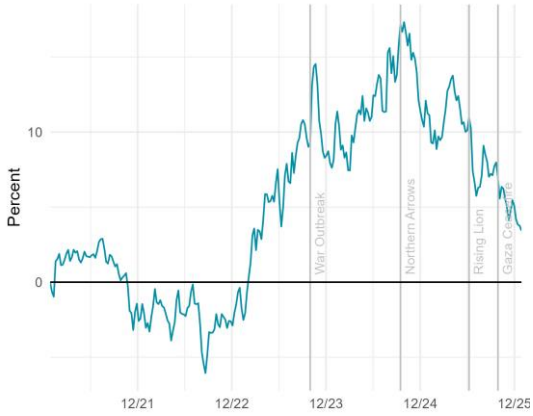
איור נ-2 | תחזית מותנית במשתנים גלובליים לשער החליפין שקל-דולר מנקודות מוצא שונות

א. תחזית מותנית מתחילת שנת 2021
(נתונים שבועיים, 2021–2025)

א.1. שער החליפין שקל-דולר והתחזית המותנית

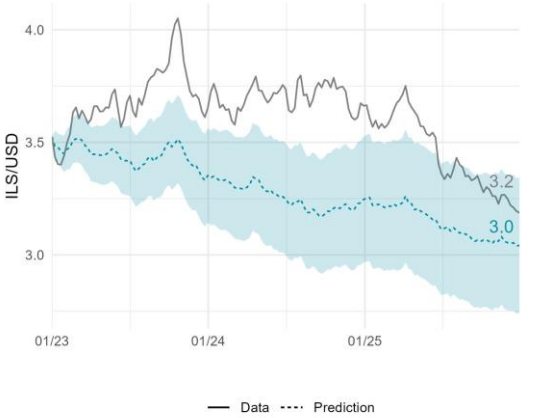


א.2. הפער בין שער החליפין לבין התחזית

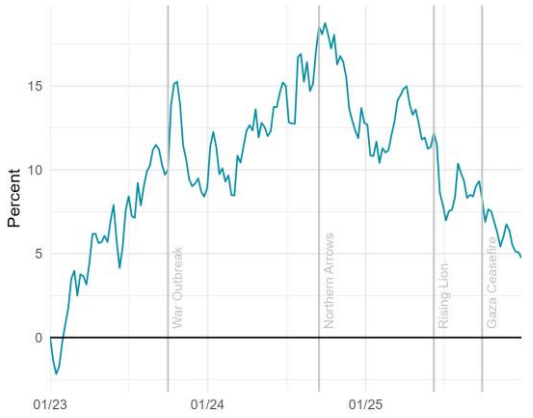


ב. תחזית מותנית מסוף שנת 2022
(נתונים שבועיים, 2023–2025)

ב.1. שער החליפין שקל-דולר והתחזית המותנית

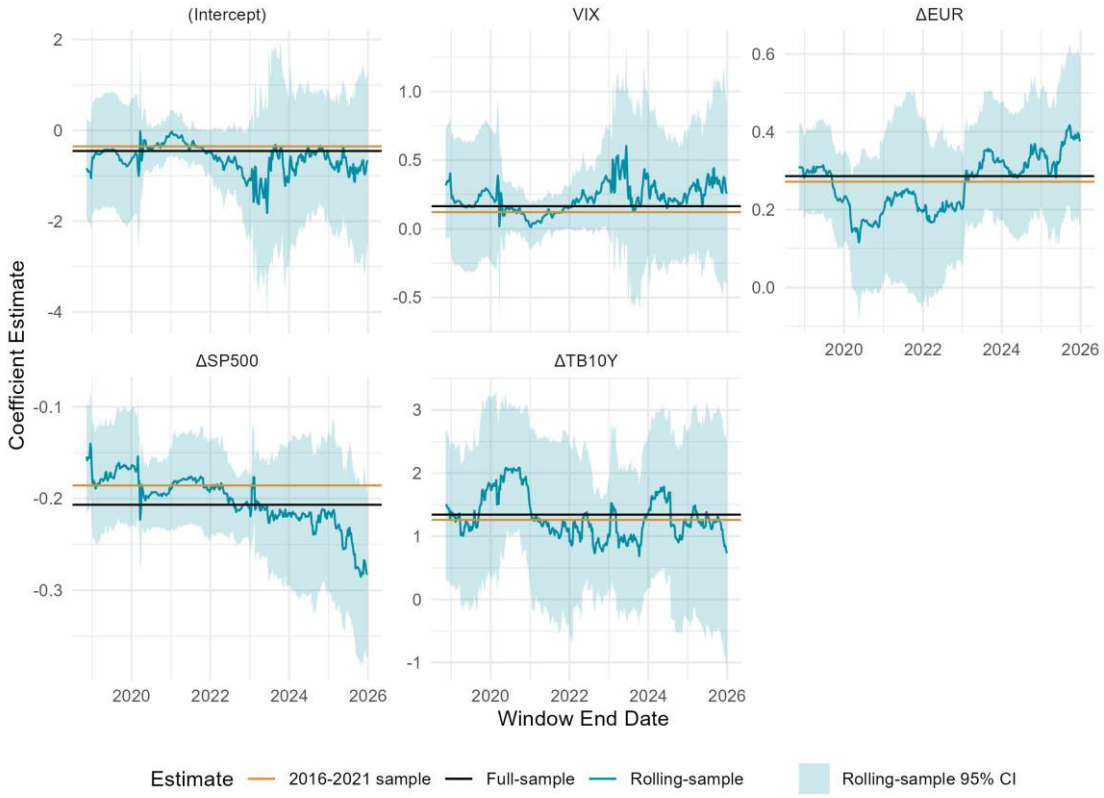


ב.2. הפער בין שער החליפין לבין התחזית



הערות: האיור מציג את תחזית מותנית לשער החליפין שקל-דולר על-פי משוואה (7), כאשר תאריך סיום המדגם ותחילת התחזית הוא תחילת שנת 2021 (פאנל א) או סוף שנת 2022 (פאנל ב). איורים א.1 ו-ב.1 מציגים את התחזית המותנית ואת השער בפועל, כאשר האזור המוצל מייצג ±1.96 סטיות תקן של התחזית בהתאם לאופק התחזית. איורים א.2 ו-ב.2 מציגים את הפער באחוזים בין שער החליפין בפועל לבין התחזית המותנית.

איור נ-3 | מקדמי הרגרסיה הנאמדים במדגמים שונים



הערות: כל פאנל מציג אומדן של מקדם אחר מאמידת רגרסיה לינארית של משוואה (7). הקו השחור מציג אומדן שנאמד על המדגם המלא (2016–2025), הקו השחור מציג אומדן שנאמד על המדגם ששימש לתחזית באיורים 3-4 (מדגם של השנים 2016–2021), והקו הכחול מציג אומדנים מרגרסיות על חלון מתגלגל באורך 150 תצפיות. האזור המוצלל מציג רווח בר-סמך של 95% מאותן רגרסיות בחלון מתגלגל.

לוח נ-2 | תוצאות אמידה על כל המדגם

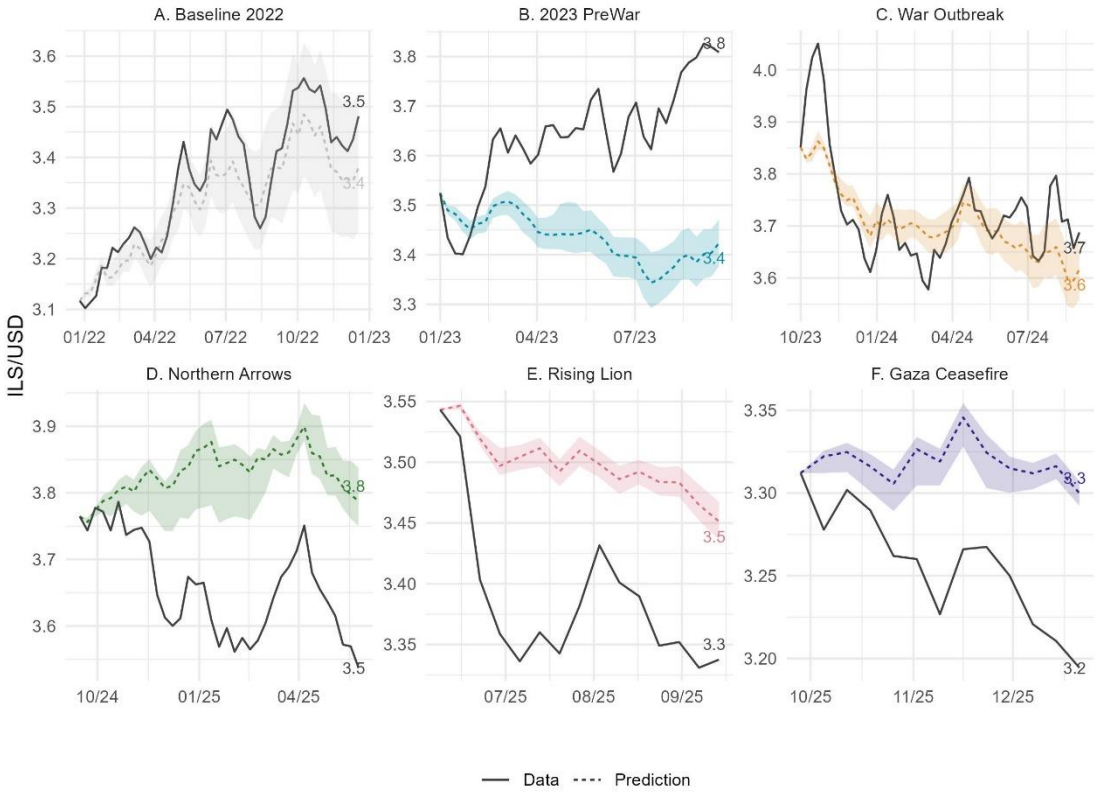
(נתונים שבועיים 2016–2025)

	Dependent variable:					
	ΔILS					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔSP500	-0.21***	-0.25***				-0.21***
	(0.01)	(0.02)				(0.01)
ΔEUR	0.29***		0.44***			0.28***
	(0.05)		(0.05)			(0.05)
ΔTB10Y	1.34***			2.13***		1.38***
	(0.41)			(0.58)		(0.35)
VIX	0.16**				0.50***	0.21***
	(0.06)				(0.14)	(0.08)
A.Baseline2022						-0.04
						(0.07)
B.2023PreWar						0.25***
						(0.07)
C.WarOutbreak						0.15**
						(0.07)
D.NorthernArrows						-0.14**
						(0.07)
E.RisingLion						-0.10
						(0.11)
F.GazaCeasefire						-0.31***
						(0.06)
Constant	-0.45**	0.03	-0.03	-0.04	-1.48***	-0.60***
	(0.19)	(0.03)	(0.05)	(0.04)	(0.40)	(0.23)
Observations	521	521	521	521	521	521
R^2	0.34	0.24	0.15	0.05	0.03	0.36

הערות: עמודה 1 מציגה את תוצאות האמידה של משוואה (7). עמודות 2-5 מציגות תוצאות אמידה הכוללות רק משתנה מסביר יחיד. עמודה 6 מציגה תוצאות אמידה הכוללות את כל המשתנים הגלובליים וכן משתני דמי לתקופות העניין. כל הרגרסיות נאמדו על מדגם שבועי של השנים 2016–2025. סטיות תקן Newey-West מופיעות בסוגריים. * P<0.1, ** P<0.05, *** P<0.01.

איור נ-4 | התפלגות תחזיות מותנות לשער החליפין שקל–דולר לפי הרכב המשתנים הגלובליים במודל

(נתונים שבועיים, 2022–2025)



הערות: האיור מציג את חציון התחזיות המותנות במשתנים גלובליים (קו מקוקו) וטווח של 90% מהמודלים (שטח מוצלל) שנוצרו על בסיס רגרסיות הכוללות תתי-קבוצות שונות של משתנים גלובליים. הקו השחור מציג את התפתחות שער החליפין בפועל.

לוח נ-3 | תוצאות אמידה כולל משתנים בפיגור

(נתונים שבועיים, 2016–2025)

	Dependent variable:	
	ΔILS	
	(1)	(2)
ΔSP500	-0.21***	-0.17***
	(0.01)	(0.02)
ΔEUR	0.29***	0.29***
	(0.05)	(0.04)
ΔTB10Y	1.34***	1.29***
	(0.41)	(0.37)
VIX	0.16**	0.38
	(0.06)	(0.33)
ΔSP500 lag		-0.04
		(0.03)
ΔEUR lag		-0.05
		(0.06)
ΔTB10Y lag		-0.09
		(0.42)
VIX lag		-0.32
		(0.32)
ΔILS lag		0.14***
		(0.04)
Constant	-0.45**	-0.15
	(0.19)	(0.18)
Observations	521	520
R^2	0.34	0.37
Note:		*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
		Newey-West standard errors in parentheses

הערות: עמודה 1 מציגה את תוצאות האמידה של משוואה (7) ועמודה 2 מציגה תוצאות אמידה בתוספת הפיגורים של המשתנה המוסבר והמשתנים המסבירים. כל הרגרסיות נאמדו על מדגם שבועי של השנים 2016–2025. סטיות תקן Newey-West מופיעות בסוגריים. P<0.01 ***, P<0.05 **, P<0.1 *.

לוח נ-4 | תוצאות אמידה כולל משתנים מקומיים

(נתונים שבועיים, 2016–2025)

	Dependent variable:			
	ΔILS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ΔSP500	-0.21***	-0.19***	-0.19***	-0.17***
	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
ΔEUR	0.29***	0.28***	0.28***	0.28***
	(0.05)	(0.04)	(0.05)	(0.04)
ΔTB10Y	1.34***	1.28***	0.27	0.50
	(0.43)	(0.41)	(0.49)	(0.50)
VIX	0.16**	0.12	0.13	0.10
	(0.07)	(0.10)	(0.08)	(0.10)
ΔCDS5Y		0.05***		0.05***
		(0.01)		(0.01)
ΔIL10Y			2.16***	1.59***
			(0.57)	(0.54)
Constant	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Observations	521	521	521	521
R^2	0.34	0.40	0.37	0.41

הערות: עמודה 1 מציגה את תוצאות האמידה של משוואה (7) הכוללת רק משתנים גלובליים. עמודות 2 ו-3 מציגות תוצאות אמידה בתוספת ה-CDS לחמש שנים בישראל והריבית הנומינלית לעשר שנים בישראל, בהתאמה. עמודה 4 מציגה תוצאות אמידה הכוללות את שני המשתנים הנוספים, דהיינו, אמידה של משוואה (8). כל הרגרסיות נאמדו על מדגם שבועי של השנים 2016–2025. סטיות תקן Newey-West מופיעות בסוגריים. *** P<0.01, ** P<0.05, * P<0.1.

הערכת השפעתן של מדיניות מוניטרית ומקרו-יציבותית על שוק הדיור בישראל: ניתוח באמצעות מודל DSGE [1]

אלכס אילק[2], יעקב חן ציון[3] ונמרוד כהן[4]

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 ומכיילים 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.

סיווג JEL: R21, E32, E52, E61.

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/cohenimhuji/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 מתומסרת 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 8–20 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 מטרותיה 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 לווים, 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 מסוגננות 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, שכירויות, 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 ומתפקידם המרכזי 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 שיעורן 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 מרככים את עוצמת התמסורת של המדיניות המוניטרית אל הביקוש למשכנתאות ולדיור, ובכך מקנים לקובעי המדיניות גמישות רבה יותר בהתאמת הריבית להשגת מטרותיו העיקריות של הבנק המרכזי תוך השפעה מופחתת על שוק הדיור.

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 מסוגננות על שוק הדיור הישראלי

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

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 שיידון ביתר פירוט במודל.

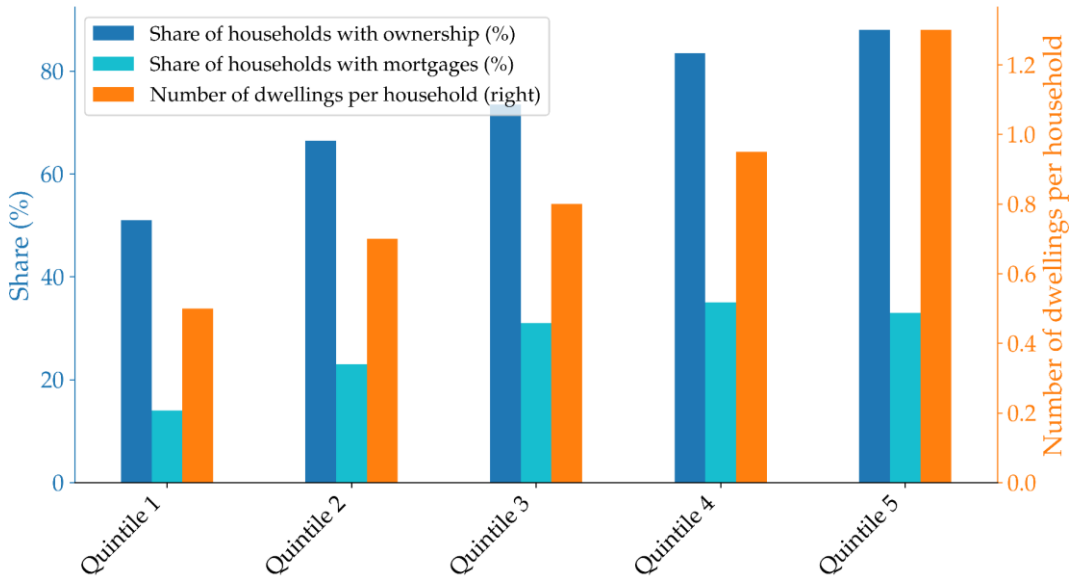
[7] ככל שההכנסה עולה, שיעור משקי הבית בעלי משכנתאות עולה – תופעה עמידה הנצפית ברחבי העולם.

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)



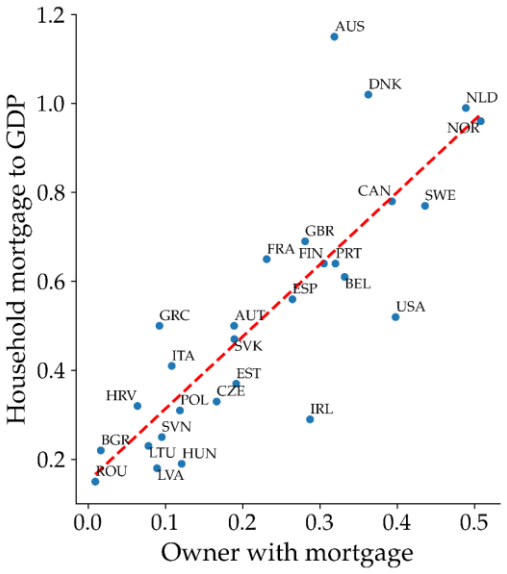
מקור: ניתוח של המחברים המתבסס על Stein-Kapach (2019) ו- Kosman (2021)

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,

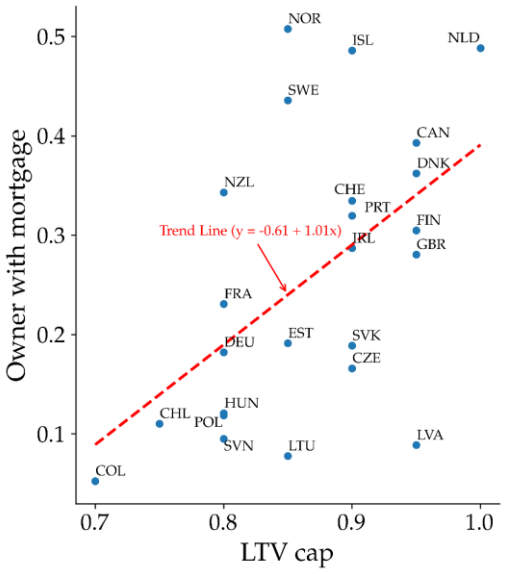
המהוות שיעור ניכר מהחוב של משקי הבית. המסקנה היא, שככל שההגבלות על המינוף קלות יותר, שיעור גדול יותר ממשקי הבית עשוי לקחת משכנתאות ולהפוך לבעלי דירות, והתוצאה היא מינוף כולל גבוה יותר. ראיות אלה תומכות בהתמקדות שלנו על התגובות של שיעורי הבעלות והמינוף כערוצי התמסורת העיקריים של מדיניות ה-LTV, ולא מחירי 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 ((Genesove (2003); Shimizu et al. (2010); Verbrugge et al. (2017)). 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 לעומת מינוף משכנתאות (ביחס לתמ"ג)



איור 2 | מגבלת LTV ושיעור משקי הבית עם משכנתאות



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 מקרו-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, $h_{r,t}$:

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

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 ($\varepsilon \to \infty$). 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)). אף 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)):

$$B'_t = (1-\Upsilon) B'_{t-1} + B'^{New}_t \qquad (1)$$

כאשר B'_t הוא מלאי חוב ארוך-טווח, B'_{t-1} הוא חוב ארוך-טווח מהתקופה הקודמת, ו-B'^{New}_t הוא חוב חדש. Υ 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) מבוטאת 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.

$$B'^{New}_t \leq LTV_t q_t\left(h'_{o,t} - h'_{o,t-1}\right) + \kappa\left(LTV_t q_t h'_{o,t-1} - (1-\Upsilon)B'_{t-1}\right) \qquad (2)$$

כאשר q_t הוא המחיר הריאלי של יחידת דיור; $h'_{o,t}$ הוא דיור 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, מנורמל 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 מהוונים את ערכו של דיור קיים באמצעות יחס ה-LTV, כפי שמשתקף בביטוי הסופי של משוואה (2).

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

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

ההיקף של אשראי חדש במצב עמיד הוא אפוא:

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

קל לראות שלפי ההנחה $\Upsilon = 1 \text{ and } \kappa = 1$, 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:

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

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), $(R^L_{t-1} - 1 + \Upsilon) B'_{t-1}$ הוא התשלום על חוב מהתקופה הקודמת, ו-R^L_{t-1} הוא שיעור הריבית ברוטו על משכנתאות. איננו מתייחסים לעלות העסקה של רכישת נכסים או מכירתם, וכן את הפחת שלהם.

בצד ימין: B'^{New}_t 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 משכנתה בריבית משתנה הנעה אחד-לאחד יחד עם ריבית ריאלית של בנק ישראל. החלק הבא מביא הסבר מפורט על כל אחד מהסוגים.

הסוג הראשון: משכנתה 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 משכנתה 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 לווים תלויים בסוג המשכנתה הנבחרת והאם הלווים 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) – הלווים מקבלים החלטות כשהם מתייחסים לשיעור הריבית האפקטיבי כנתון. לעומת זאת, במשכנתה בריבית קבועה עם הפנמה, כמו אצל Alpanda and Zubairy (2017), הלווים 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.

תנאֵי האופטימליות מוצגים להלן, וגזירה מפורטת מסופקת בנספח הטכני (חומרים נוספים זמינים *כאן*). כל המשתנים עם כתב תחתי *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-$C'_t, h'_{o,t}, h'_{r,t}, B'_t, R^L_t, N'_t$ הם, בהתאמה (כאשר $\vartheta = 1/\epsilon$):

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

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

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

$$B'_t: \qquad \mu'_t = \lambda'_t - \beta' \left(\lambda'_{t+1} R^L_t - \mu'_{t+1} (1 - \Upsilon)(1 - \kappa) \right) + \Xi_t$$

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

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

$$N'_t: \qquad {N'_t}^{\varrho} = \lambda'_t w'_t$$

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):

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

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 ($P_t^m = p_t^m P_t^c$) 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):

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

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

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

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

$$N_t: \quad N_t^{\varrho} = \lambda_t w_t$$

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

כאשר גורם ההיוון הסטוכסטי של המלווים מוגדר כ-$sdf_{t,t+s} = \beta^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}$. שימו לב ש-$\lambda_t$ 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 הטרנסוורסליות, השולל פתרונות שאינם מבוססים על נתוני היסוד בשוק (בועה). כלומר, אנו מניחים כי: $\lim_{T \to \infty} E_t\{sdf_{t,t+T} \cdot q_{t+T}\} = 0$.

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

$$q_t = E_t\left\{\sum_{s=0}^{\infty} sdf_{t,t+s}\frac{U_{h_o,t+s}}{U_{h_r,t+s}}r_{t+s}\right\}$$

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 ($\varepsilon \to \infty$), ודיור מושכר שווה-ערך לדיור 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 הדיור.

4.2 קמעונאים

מטרת חלק זה היא להציג קשיחות נומינלית במחירי הדיור, 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 הדיור שוכרים דירות ממשקיעים לתקופה אחת במחיר נומינלי P_t^m. דירות אלו משמשות כנכסי ביניים בתהליך ייצור שירותי הדיור להשכרה. המוצר הסופי של שירותי הדיור 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:

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

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:

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

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 בעבר[9] ו-Θ מגדיר את העלות הקשורה לשינוי במחיר. מאחר שרווחי הקמעונאים מבוטאים 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).

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

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*):

$$\frac{p_t^m}{r_t} = \frac{\eta_r - 1}{\eta_r} + \frac{\Theta}{\eta_r}\pi_t^{rent}\left(\pi_t^{rent} - (\pi^{rent})^{1-\phi}(\pi_{t-1}^{rent})^{\phi}\right)$$
$$- sdf_{t,t+1}^{r}\frac{\Theta}{\eta_r}\pi_{t+1}^{rent}\frac{Y_{t+1}^{rent}}{Y_t^{rent}}\left(\pi_{t+1}^{rent} - (\pi^{rent})^{1-\phi}(\pi_t^{rent})^{\phi}\right) \qquad (6)$$

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:

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

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

טענה 1:

יחס הלוואה 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, $\bar{N}_t(z) = \left(N_t(z)\right)^{\tau}\left(N_t'(z)\right)^{1-\tau}$. אנו מניחים שחלקו של כל סוג זהה לחלקו באוכלוסייה, τ, ומצב זה מייצר שיעורי הכנסה קבועים (ראו Benigno et al. (2020) ו- Sun and Tsang (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 שכירויות), ϖ הוא דרגת ההצמדה לאינפלציית עבר (לא כולל שכירויות)[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:

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

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 ידי[11]:

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

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

[10] בדומה להנחת ההצמדה לאינפלציית 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:

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

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

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:

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

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, $B_t = \int_\tau b_t = \tau b_t$, 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. כיול

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^c 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 Ilek 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 – מכוילים כדי לשקף את העובדה שבמציאות, החוב נפרס על פני תקופות ארוכות. אנו מגדירים את שיעור משקי0020הבית המוגבלים ($1-\tau$) ל-31.2%, בהתבסס על Cohen and Ilek (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 מכיילים את הפרמטרים של המודל בהתאם, על בסיס הסקר ארוך-הטווח (Cohen and Ilek (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 (κ) 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) ϖ 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 הביול

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

[13] חישוב הפרמטר Θ זמין מהמחברים לפי בקשה.

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
κ	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 לביול**: 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 מכיילים את המודל כדי לספק תמריץ חזק לפרטים לא סבלניים ללוות. ובפרט, גורם ההיוון שלהם מבטיח שמשקי בית לא סבלניים קרובים למגבלת האשראי, דבר המאפשר לינאריזציה סביב מצב עמיד עם מגבלת אשראי כובלת (Iacoviello (2005); Iacoviello and Neri (2010); Sun and Tsang (2017)). 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 Cohen and Ilek (2024)[14]). אנו מכיילים 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 מרוככת 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_t^L, בשילוב הירידה בשיעור הבעלות, מביאות לעלייה ראשונית בצריכה של קבוצה זו, C' (אם כי תוצאה זו אינה מתקיימת בהיעדר הפנמה, ראו בנספח).

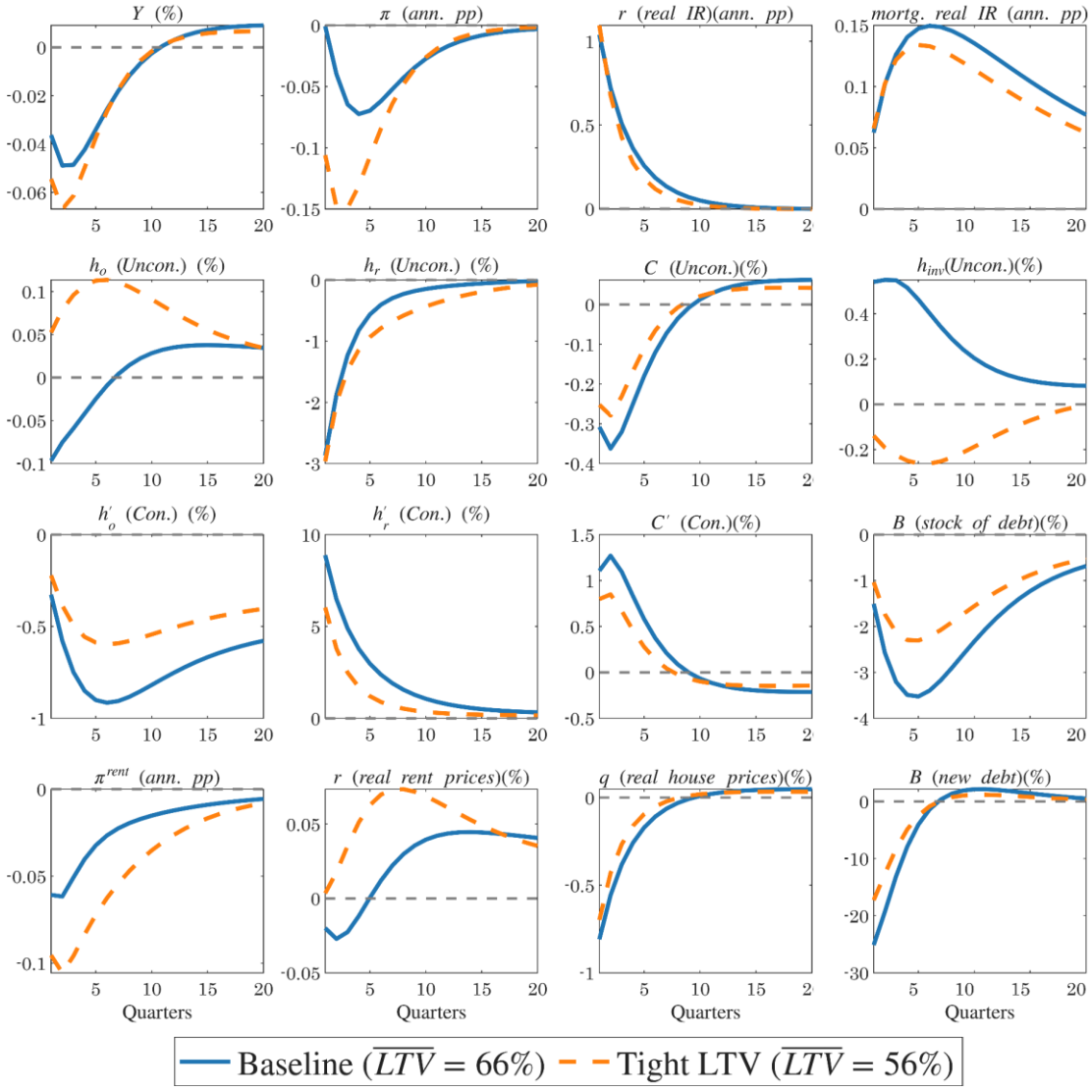
בהשוואה לספרות הרלוונטית בישראל, ממצאינו תואמים איכותית את רוב המחקר הקיים. Nagar and Segal (2014) מצאו כי גידול של נקודת אחוז אחת בשיעור הריבית המוניטרית מוביל לירידה של 6.5 אחוזים במחירי הדיור הנומינליים לאורך תקופה של שנתיים. בדומה, Yakhin and Gamrasni (2021) דיווחו כי עלייה של נקודת אחוז אחת בשיעורי 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 א.3 בנספח). *אנו מסיקים אפוא שמדיניות מקרו-יציבותית המתבטאת בקביעת מגבלת LTV אינה משנה מהותית את האפקטיביות של המדיניות מוניטרית 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 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.

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 (לווים) 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 לעליות 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 מייד 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 וחיזוק החוסן של המערכת הבנקאית, כפי שנידון בחלק השני), עשויה גם להשפיע על אפקטיביות של המדיניות המוניטרית.

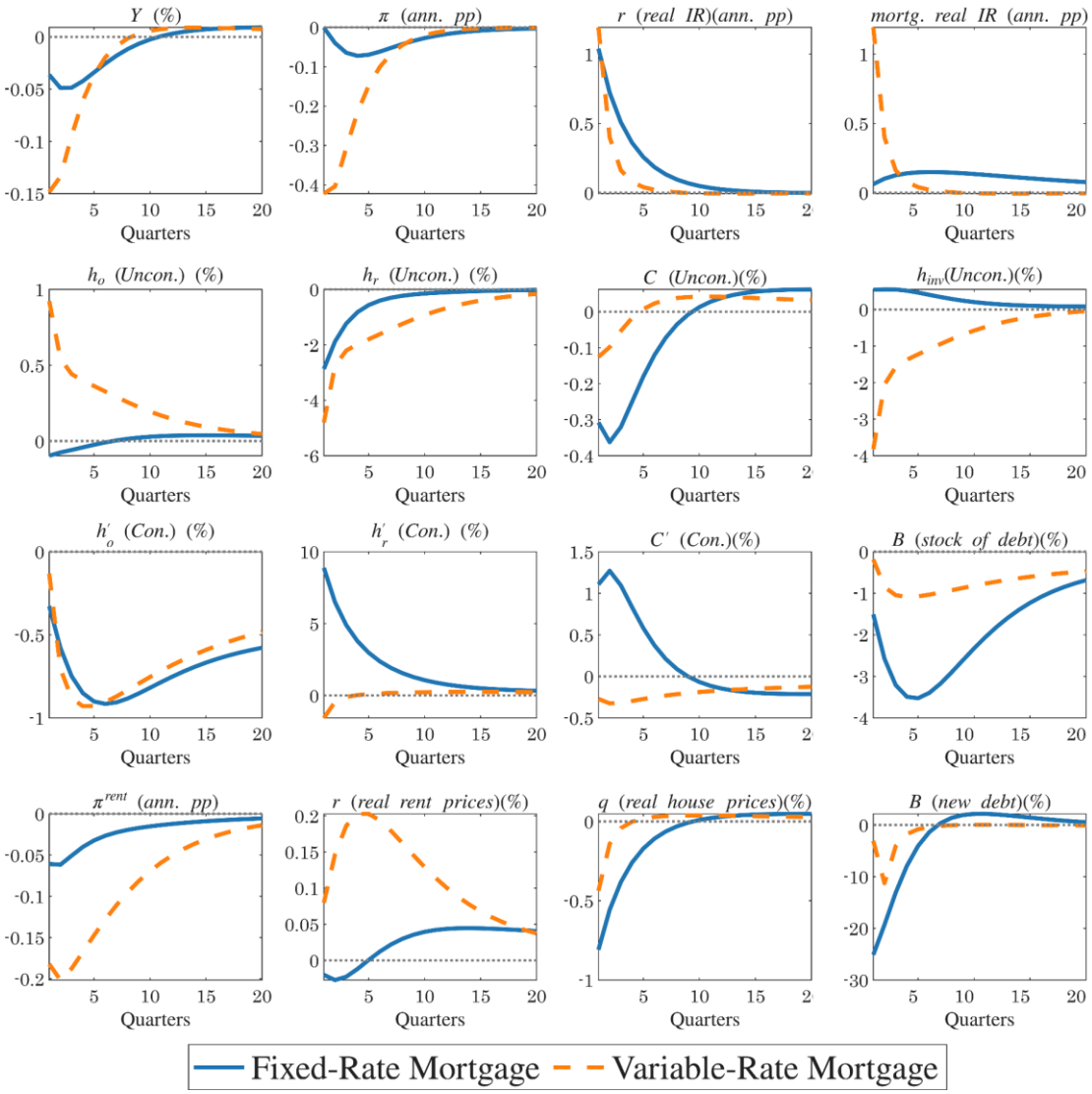
איור 5 מציג את השפעות המדיניות המוניטרית בשני תרחישים מובחנים: האחד שבו כל המשכנתאות נושאות שיעור ריבית קבוע, והאחר שבו כל המשכנתאות נושאות שיעור ריבית משתנה. בשני המקרים אנו מניחים יחסי LTV וטווחי פדיון זהים. ניתוח השוואתי זה נועד להאיר את ההבדלים באופן פעולתו של מנגנון התמסורת בין שני תרחישים אלה. 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 לקיחת 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 לזעזוע של 1 נקודת אחוז במדיניות המוניטרית בתנאים של משכנתאות בריבית קבועה (קו כחול) ובתנאים של משכנתאות בריבית משתנה (קו מקווקו כתום)



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 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 שציינו 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 להפחתה תמידית 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.

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

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 מיידית 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.

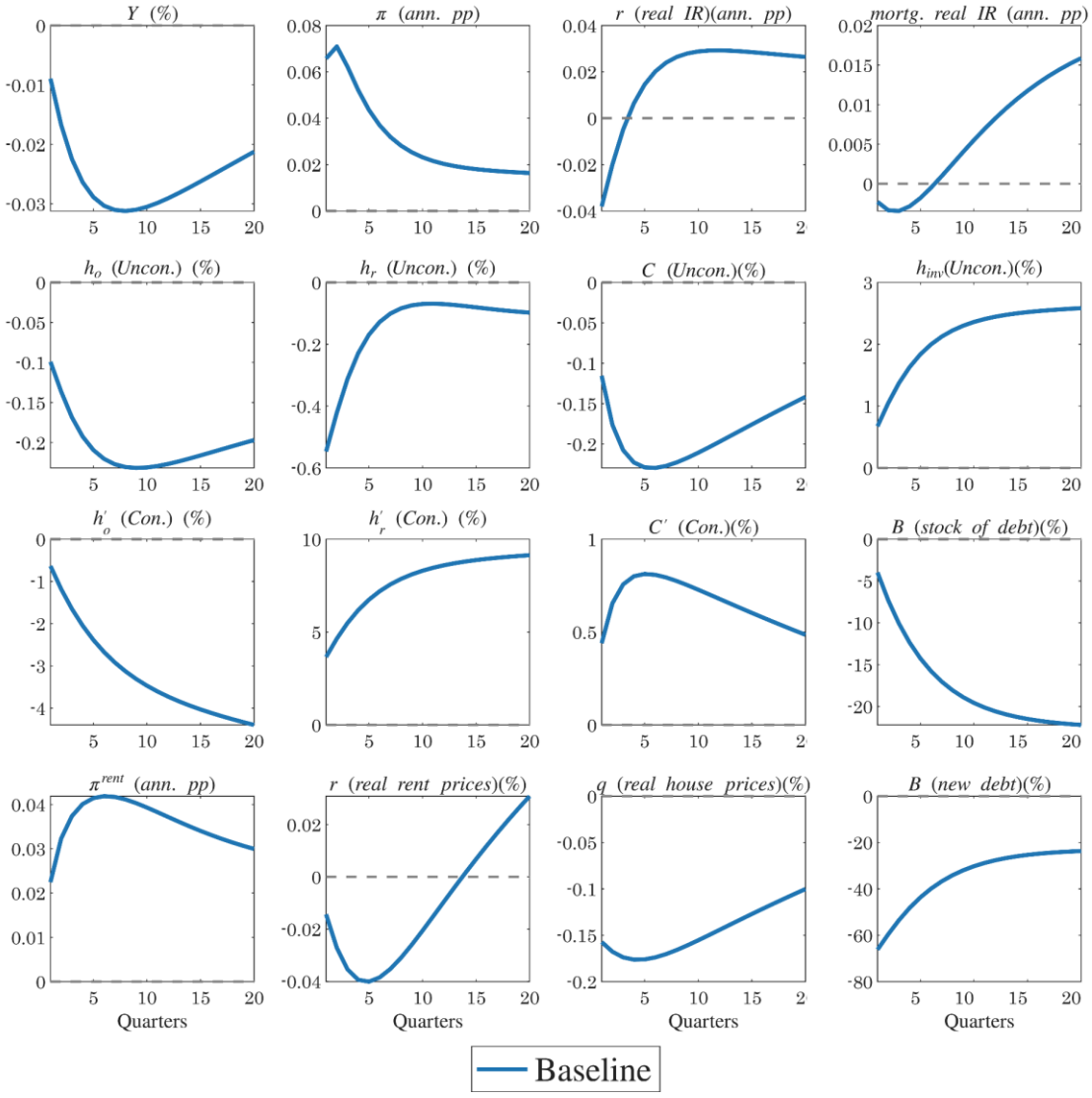
ככל שהלווים מקטינים את הבעלות על דירות, נוצר לחץ להורדת מחירי הדירות. במודלים שבוחנים בעלות בלבד, זה מוביל לירידת מחירים משמעותית. אולם, כאשר כוללים שוק שכירות, מופיע ערוץ מקזז. לאור התחלופה הגבוהה בין בעלות לשכירות, הלווים עוברים לשכירות, כפי שמשתקף בעליית השכירות וירידת הבעלות (ראו איור 6). הביקוש 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 *כאן*), 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 שהזעזוע ב-LTV מעלה את העלויות השוליות של הפירמות, כך שבפועל הוא פועל כזעזוע 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 במונחים 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, *כאן*). 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 ולווים, 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

		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%	-
שיערו 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 הלווים, 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.

ביביליוגרפיה

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 Ghote, 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-Ilan, "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 Bajzík, "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):

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

במצב עמיד אנו מקבלים:

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

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):

$$\frac{h_o'}{h_r'} = \left[\frac{1-\gamma'}{\gamma'}\frac{q}{r}\theta\right]^{-\varepsilon}$$

כאשר

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

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

- $\frac{\mu'}{\lambda'} = \frac{1-\beta' R^L}{1-\beta'(1-\kappa)(1-\Upsilon)}$ 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)

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

אפשר לראות כי ש-$\frac{\partial\left(\frac{h_o'}{h_r'}\right)}{\partial LTV} > 0$, 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

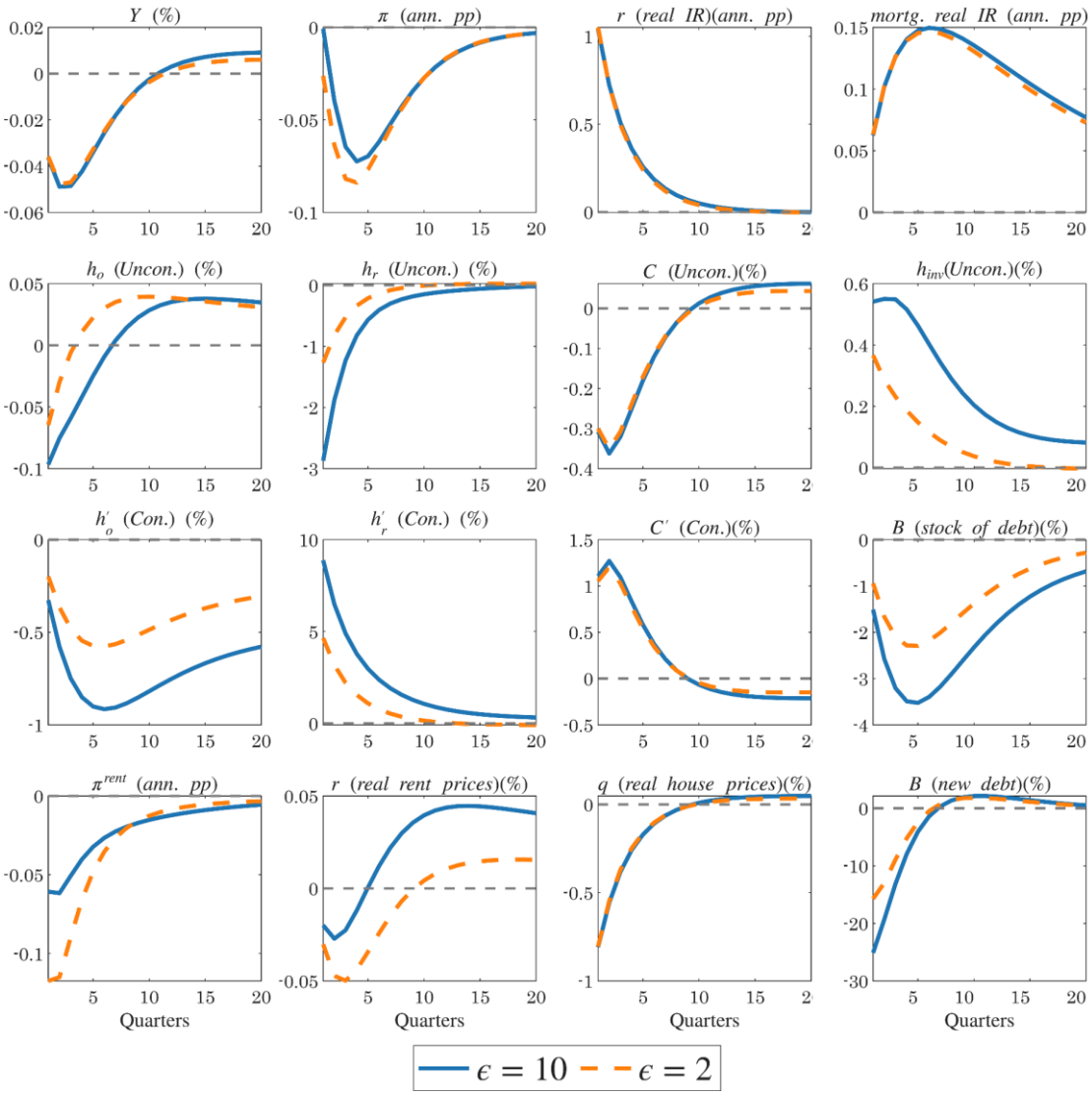
9.1 שינוי גמישות התחלופה בין בעלות על דירה לשכירות

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 לדיור, γ ו-γ'[17].

באיור א.1, 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-γ'=0.694 המתאימים ל-$\frac{h_0}{h_r} = 6$ ו-$\frac{h'_0}{h'_r} = 1.6$, בהתאמה.

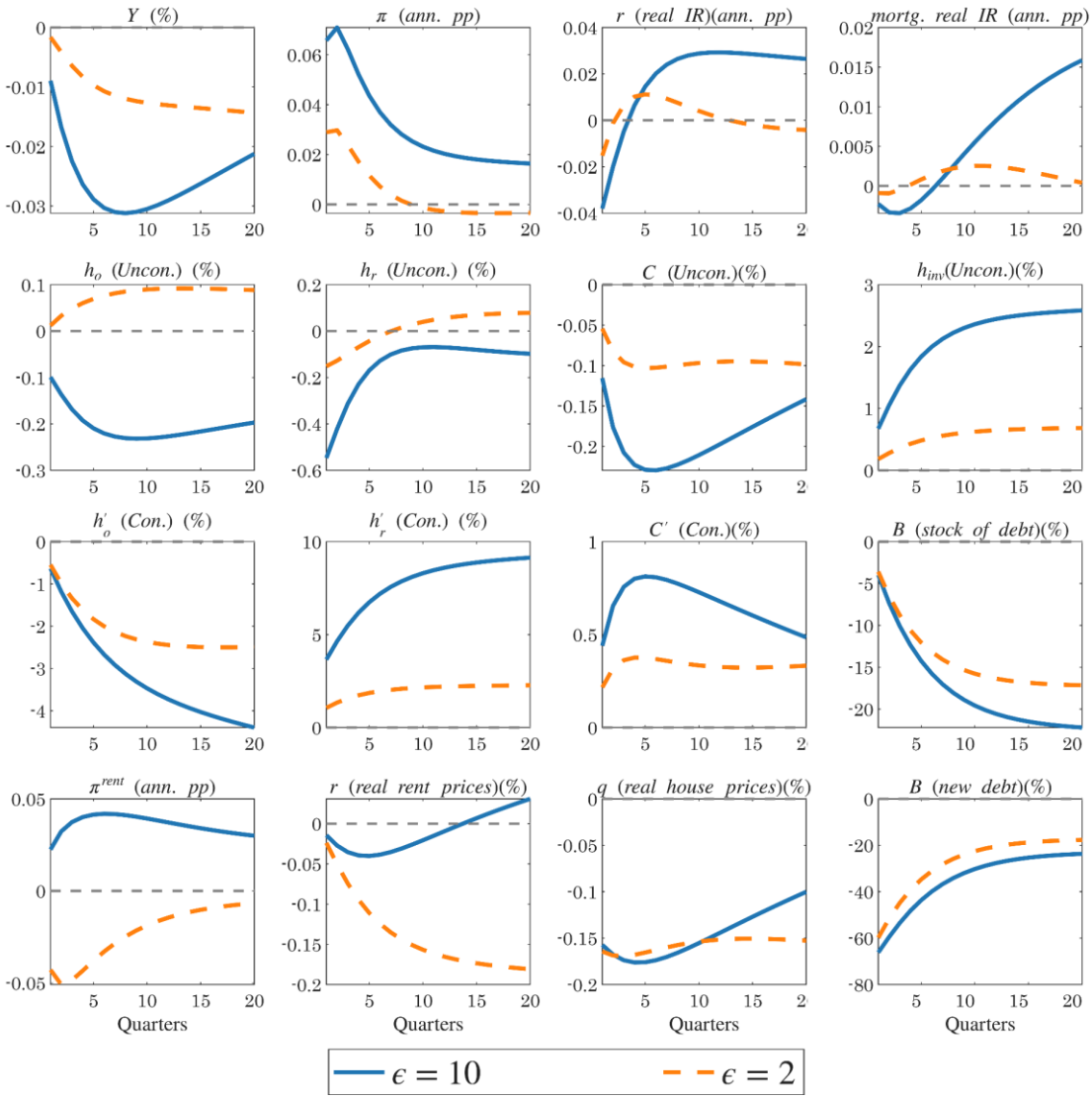
איור א.1 | תגובה לזעזוע של 1 נקודת אחוז במדיניות המוניטרית, עבור $\varepsilon = 10$ (קו כחול) ועבור $\varepsilon = 2$ (קו כתום)



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



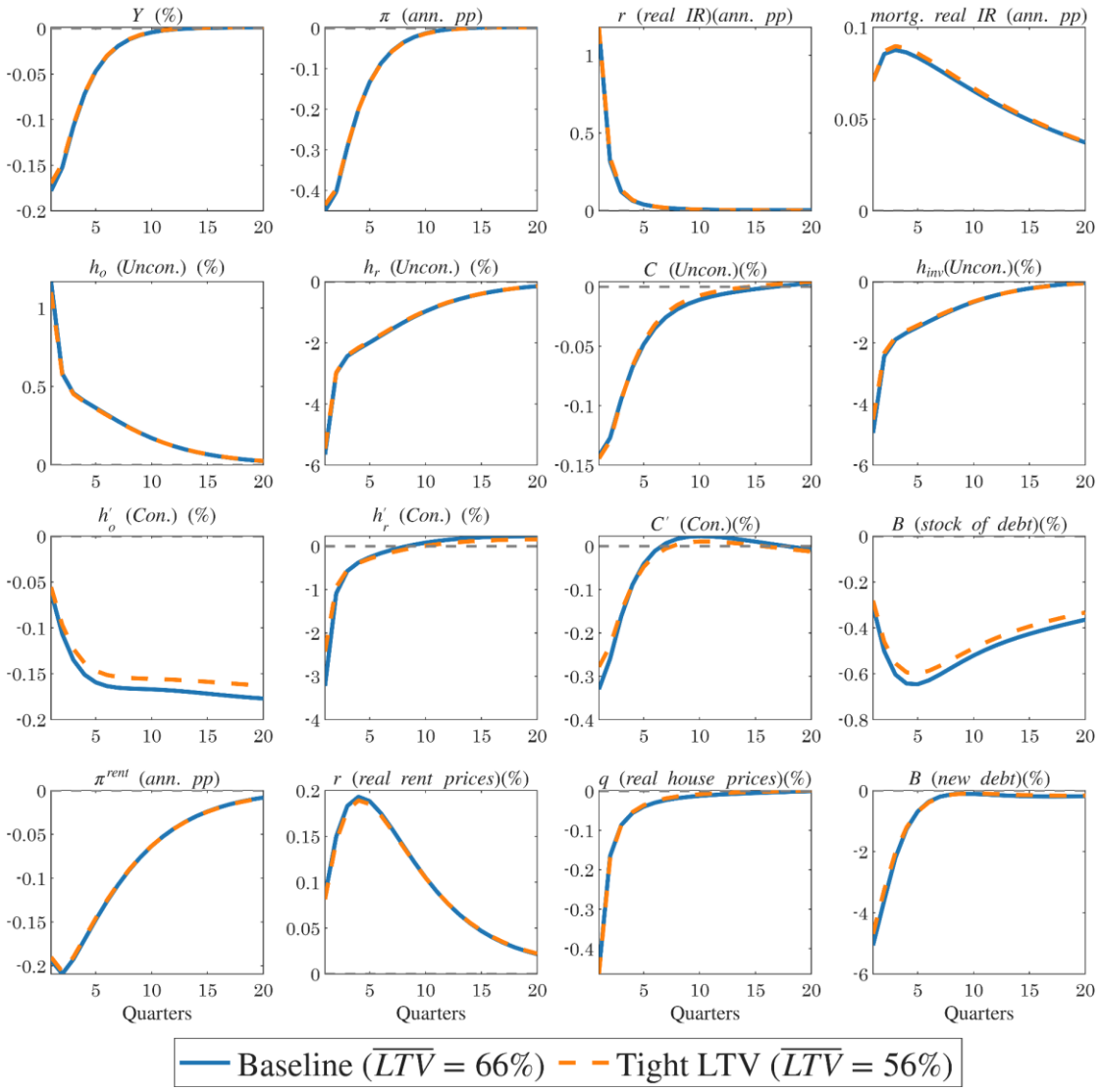
הערות: המשתנים מבוטאים כסטיות מערכי מצב עמיד וכוללים: תוצר, אינפלציה, שיעור ריבית ריאלי חסר סיכון, שיעור ריבית ריאלי על משכנתאות, בעלות דירה על ידי משקי בית לא מוגבלים, שכירות על ידי משקי בית לא מוגבלים, צריכה על ידי משקי בית לא מוגבלים, השקעה בנכסי דיור, בעלות דירה על ידי משקי בית מוגבלים, שכירות על 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 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 א.3 מדווח על IRF בתנאים של ריבית קבועה על המשכנתאות עבור יחסי LTV שונים. איור

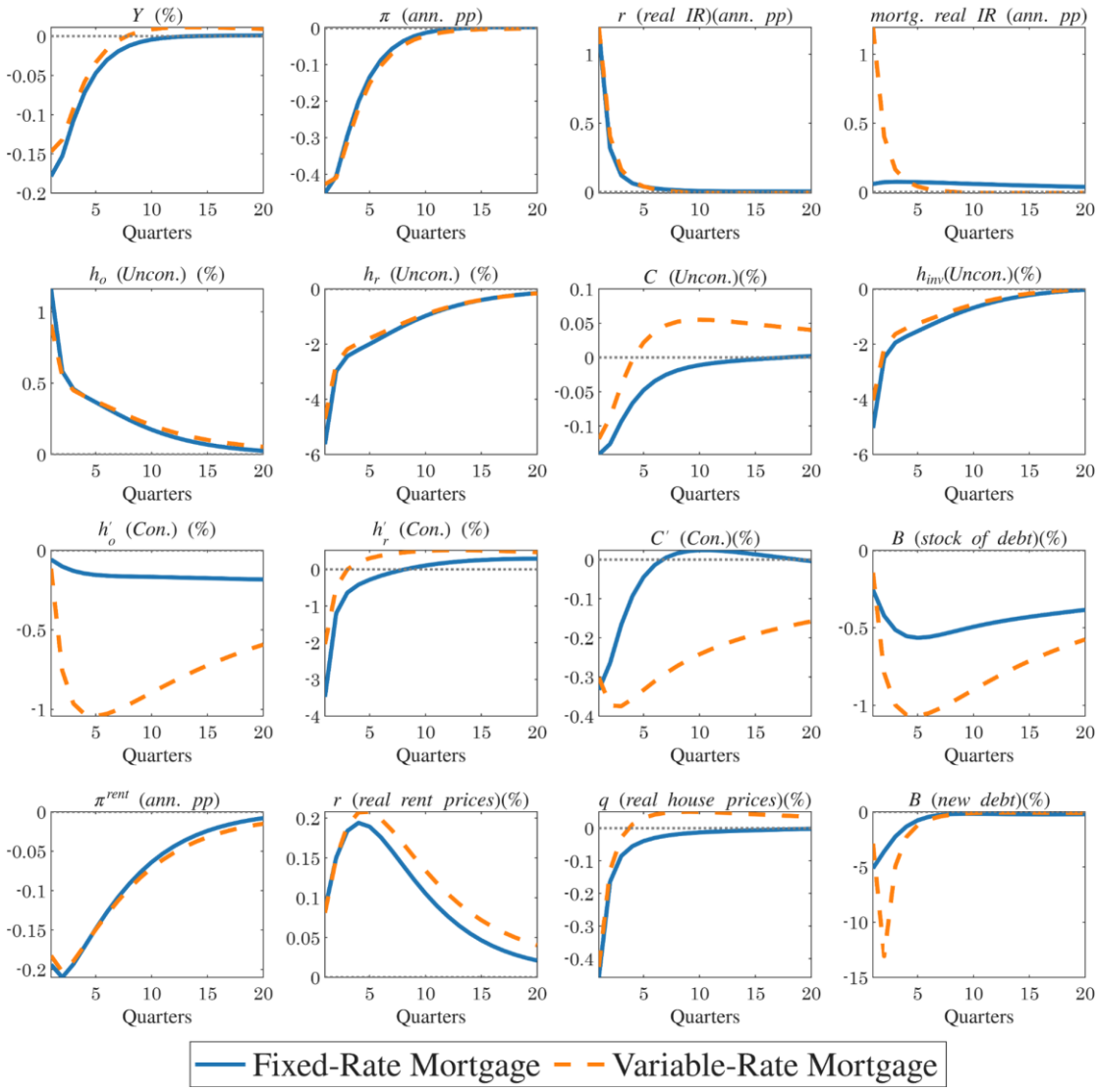
א.4 בהמשך, משווה את ה-IRF לזעזוע מוניטרי במשטרים של ריבית קבועה לעומת ריבית משתנה על המשכנתאות.

איור א.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 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 במונחים שנתיים, למעט האינפלציה ושיעורי הריבית, המוצגים כסטיות של נקודות אחוז.

איור א.4 | 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 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 במונחים שנתיים, למעט האינפלציה ושיעורי הריבית, המוצגים כסטיות של נקודות אחוז.

קריאת הדורות הבאים:

החוב הממשלתי לאחר ה-7 באוקטובר 2023*

מאת: מישל סטרבצ'ינסקי[1]

תקציר

מאמר זה מספק מסגרת אנליטית לניתוח הדינמיקה של החוב הציבורי בישראל בעקבות המלחמה שהחלה ב-7 באוקטובר 2023, תוך שימוש בגרסה מורחבת של מודל החלקת המס (Tax Smoothing), הכוללת יעד ממשלתי להפחתת יחס החוב לתוצר. זאת בדומה למדיניות הפיסקלית המוצהרת של ממשלות ישראל, כפי שבאה לידי ביטוי ביישום המתמשך של חוק הפחתת הגירעון מאז שנת 1992. תרומתו של המאמר היא בהפנמת התחלופה בין ההשלכות התקציביות של מתן מענה לאיום הביטחוני על ישראל לאחר תום הלחימה, לבין קצב הבניה מחדש של הכריות הפיסקליות בטווח הארוך. הניתוח מצביע על כך שחזרה ליחס החוב־תוצר ששרר ערב המלחמה צפויה להימשך פרק זמן ממושך של בין 8 ל־14 שנים — בהתאם לאומדן גודל ה"קנס" שמשלם המשק בשווקים הפיננסיים על יחס חוב-תוצר גבוה. טווח זה ארוך מהתקופה שנדרשה לאחר האינתיפאדה השנייה, אשר הייתה האירוע הביטחוני שהוביל (במקביל לזעזועים אחרים) לעלייה החדה ביותר ביחס החוב הממשלתי לתוצר בעשורים האחרונים.

מילות מפתח: חוב ציבורי, מדיניות פיסקלית, ביטחון.

סיווג JEL: H30, H61, H62, H63

* תודה מיוחדת לגיל אפשטיין על התדיינותו בכנס האגודה הישראלית לכלכלה שנערך ביוני 2024 באוניברסיטת רייכמן, ולמשתתפי מושב המקרו על הערות מועילות. תודה למשתתפי הפורום המקרו-כלכלי באוניברסיטת בר אילן על הערות בונות, ובמיוחד לאליס ברזיס ויובל מזר. תודה גם לשופטים האנונימיים בתהליך הפרסום אשר תרמו רבות לשיפור המאמר.

[1] מישל סטרבצ'ינסקי - האוניברסיטה העברית בירושלים, המחלקה לכלכלה ובית הספר למדיניות ציבורית. כתובת דוא"ל: Michel.strawczynski@mail.huji.ac.il.

1. הקדמה

על רקע האירועים הביטחוניים התכופים, ישראל נאלצת להתמודד עם הצורך לנהל מדיניות פיסקלית שמגיבה לאיומים הביטחוניים. איומים אלה מתורגמים לעימותים צבאיים ולקפיצות פתאומיות בהוצאה הביטחונית, אשר מחייבים חשיבה מחדש על התקציב והתאמתו לנסיבות בלתי צפויות. ואכן, סוכנויות דירוג האשראי מתייחסות באופן תכוף לאיומים הביטחוניים כגורם מרכזי בעיצוב התמונה שמשמשת לגיבוש הערכתן על כלכלת ישראל. בספרות הכלכלית מקובל להשתמש במודל החלקת המס (Barro, 1979) כמסגרת מרכזית לניתוח התגובה הרצויה לשינויים פתאומיים מהסוג של ה-7 באוקטובר 2023. מסגרת זו מחייבת להעריך את מידת ההמשכיות של ההוצאות שנוצרות, ומוליכות לקפיצת החוב, בהתאם למדיניות הנגזרת ממודל החלקת המס. במאמר זה אשתמש במסגרת מורחבת של מודל החלקת המס שבנו Hercowitz and Strawczynski (2004), הכוללת יעד ממשלתי עתידי להפחתת יחס החוב לתוצר. החידוש במאמר הנוכחי הוא בהרחבת מסגרת זו למקרה בו המשק נמצא תחת איום בטחוני המשפיע על גודלה של ההוצאה הביטחונית המתמשכת הנחוצה. המסגרת בה אני משתמש עקבית עם המסגרות הרב – שנתיות של חוק הפחתת הגירעון שהופעל מ-1992, תקרת ההוצאות שאומצה בנוסף מ- 2005 והנומרטור שאומץ ב-2017.

2. סקירת ספרות

מאמרים רבים נכתבו ביחס להשפעת איומים ביטחוניים על הכלכלה. Klor and Zussman (2022) מנתחים 27 שנים של עימותים צבאיים בין ישראל לפלסטינאים ומראים כי למרות שחלה ירידה מסוימת בעוצמת העימות בשנים שקדמו ל-7 באוקטובר 2023 (לאחר האינתיפאדה השנייה), רמת העוינות עדין גבוהה והיא מסמנת את הצורך בגיבוש כללי פעולה ביחס לגורם זה. ואכן, Fielding (2003) מצא שהעימות מול הפלסטינאים פגע קשות בזרמי ההשקעה בישראל, ו- Eckstein and Tsiddon (2004) מצאו שהפגיעה של האינתיפאדה השנייה הייתה ניכרת, כ-10 אחוזי תוצר. מחקרים אחרים מדגישים את ההשפעה הבולטת של עימותים הצבאיים על הבורסה (Eldor and Melnick, 2004) ועל פירמות שמייצרות טובין שהם במהותם אזרחיים (Berrebi and Klor, 2010). אמנם גם מאמרים אלה לא התייחסו להשפעה הישירה על המדיניות הפיסקלית, אך הממצאים שלהם ממחישים את הצורך בניתוח ישיר של הקשר בין העימות מול הפלשתינאים לבין הזרמים בתקציב.

המאמר הבסיסי לגבי ההתנהלות הרצויה של המדיניות הפיסקלית בתקופות של הגדלה פתאומית בהוצאה הצבאית נכתב על ידי Barro (1979), אשר בנה מסגרת שמוכרת כ"החלקת מס". המודל שלו מסביר את התנהגות הממשלות בתגובה להוצאות אקסוגניות ולא צפויות המביאות לקפיצה ביחס החוב הממשלתי לתוצר. בהנחה שלממשלה יש מספיק אמינות ושהיא יכולה להגדיל את יחס החוב כתגובה לזעזועים לא צפויים, החוב גדל בתקופות של עימות צבאי וממלא תפקיד של "בולם זעזועים". יחד עם זאת, מודל החלקת המס מנתח את התגובה האופטימלית לאירועים זמניים ללא התייחסות מפורשת לאיום ביטחוני מתמשך. במודל הנוכחי אני מכניס את ההוצאה הביטחונית כרכיב לפונקציית המטרה, ובכך מתאפשרת תגובה ממשלתית אופטימלית **לאיומים ביטחוניים מתמשכים** ולא רק לעימותים זמניים. הסתכלות מסוג זה מעשירה את הניתוח בכך שהיא מאפשרת לחקור את הקשרים בינה לבין המשתנים הפיסקליים האחרים – ובמיוחד ההוצאה הממשלתית האזרחית, ההעברות החד-צדדיות שמקבלת הממשלה ושיעור המס הנקבע על ידה. בפרט: העלייה התלולה

והמתמשכת של ההוצאה הביטחונית עלולה לדחוק החוצה את ההוצאה הממשלתית האזרחית. התייחסות מפורשת לאיום הביטחוני משחקת במודל הנוכחי תפקיד מכריע בקביעת המדיניות הפיסקלית הרצויה. בפרט, הסימולציות מאפשרות לנתח את המדיניות הרצויה בהקשר של התחלופה בין הוצאה ביטחונית, הוצאה אזרחית והצורך בהעלאת שיעור המס.

המודל שמוצג בסעיף הבא מתרכז במדיניות הפיסקלית, אף שבספרות ניתן גם למצוא התייחסויות למדיניות המוניטרית. Lucas and Stokey (1983) מנתחים את השילוב של מדיניות פיסקלית ומוניטרית ככלים משולבים לתגובה מקרו-כלכלית כנגד זעזועים אקסוגניים. באופן דומה, Hall and Sargent (2020) מנתחים את המדיניות הרצויה לפני ואחרי זעזועים לכלכלה, תוך ניתוח שמונה מלחמות של ארה"ב ושתי מחאות אלימות. הם מוצאים כי גישת הממשל ביחס לאינפלציה – המתבטאת בתשואות הריאליות לאחר האירועים - מהווה כלי נוסף להתמודדות עם מצבים אלה.

ספרות רלבנטית נוספת קשורה לכללים הפיסקליים להפחתת הגירעון או לאיזונו (Balanced Budget Rules). כללים אלה נפוצים מאוד במדינות ה-OECD. Azzimionti, Battagli and Coate (2016) הראו לאחרונה כי כללים אלה תורמים לרווחת האזרחים במצבים בהם החוב הממשלתי היה גבוה היסטורית, תוך הוספת אמינות למדיניות הפיסקלית של הממשלה. לאור החוב ההיסטורי הגבוה ששרר בישראל, נראה כי יש צורך להכניס רכיבים של גישה זו למודל שמוצג בסעיף הבא. יתרה מכך, חלק ניכר מצבירת החוב ההיסטורי בישראל היה קשור למצב העימות המתמשך מול מדינות ערב (ראו Strawczynski and Zeira, 2022), ולכן חשוב להכניס למודל את האיום הביטחוני כרכיב מרכזי בקביעת המדיניות הפיסקלית. בפרט, אמינות המדיניות הפיסקלית בישראל בשנים הבאות תימדד על ידי השווקים לפי המידה בה הממשלה מתמודדת עם מימון הוצאות הביטחון המתמשכות אשר נכפו בעימות הנוכחי והשלכותיו. למיטב ידיעתי זה הניסיון הראשון להכניס שיקול זה באופן מפורש למודל.

אחד המענים לעלייה המתמשכת – בפועל והצפויה - של הוצאות הביטחון, כפי שזו מסתמנת לאחר ה-7 באוקטובר 2023, הוא העלאת שיעורי המס או ביטול הטבות מס. מאמרים שמנתחים את השפעת עליית שיעורי המס על התוצר, כגון Brender and Pulitzer (2018) מנתחים את ההשפעה הזו ומוצאים שהיא אכן קיימת אך במידה מתונה, מבלי שהמשק גולש לצד הלא נכון של עקומת לאפר. ממצאים אלה נתמכים גם על ידי Strawczynski (2023), אשר התחשב בהשפעה האנדוגנית של המיסים על התוצר ומצא כי זו לא פגעה בניסיון של הממשלה להקטין את יחס החוב לתוצר לאורך זמן.

לבסוף, מחקר זה נכתב על ישראל לאור היכולת להשיג נתונים מתאימים ולבצע הערכות מבוססות על המשמעות הכספית של האיומים הצבאיים שנאמדו מחדש לאחר ה-7 באוקטובר. עם זאת, הגידול בצרכי הביטחון אינו ייחודי לישראל – הביטוי הישיר לכך הוא בעימות בין רוסיה לאוקראינה והשפעתו על הוצאות הביטחון של מדינות בנאט"ו. המחקר הנוכחי הוא בין הראשונים העוסקים בהרחבת מסגרת החלקת המס למקרה של תגובה אנדוגנית לאיום בטחוני מפורש, אך בהמשך רצוי יהיה להרחיב את השימוש במתודולוגיה למקרים נוספים – כגון העימות בין רוסיה לאוקראינה.

3. המודל

ממשלת ישראל מצהירה לעתים תכופות שבכוונתה להפחית את יחס החוב לתוצר בשנים הבאות. לשם כך אימצה הממשלה החל מ-1992 את חוק הפחתת הגירעון ובהמשך הוסיפה לו את כלל ההוצאה.[2] בהתאם לכך, נקודת המוצא של המודל בו אשתמש במאמר זה היא מזעור פונקציה המשקפת את הנטל העודף של המיסים ואת הקנס על אי-השגת יעד החוב הממשלתי לתוצר, בדומה ל- Hercowitz and Strawczynski (2004). ההצדקה לשימוש במודל זה היא שמדובר על המסגרת העקבית ביותר עם הצהרותיה\כוונותיה הרשמיות של הממשלה.

החידוש במאמר הנוכחי הוא בהוספה המפורשת של הוצאות הביטחון למודל. אלו רלבנטיות במיוחד בתקופות של לחימה, כמו זו שהתרחשה מה-7 באוקטובר 2023.[3] נכניס לפונקציית ההפסד של הממשלה, אותה היא ממזערת, את הסטייה מההוצאה הביטחונית שמבטיחה את רמת הביטחון שהממשלה הגדירה כרצויה.

$$(1)\ MIN \sum_{t=1}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{t-1}\frac{\gamma_t}{2}\left[\rho\tau_t^2+\lambda(b_t-\bar{b})^2H_t+\gamma(g^*-g_t)^2+\theta(\tilde{d}-d_t)^2\right]$$

כאשר r משקף את שער הריבית הריאלי, Y את התוצר, ρ את חשיבותו של הנטל העודף שהוא פונקציה של שיעור המס בתוצר τ, λ מייצג את ה-"קנס" על אי-עמידה ביעד החוב הממשלתי בשנת המבחן $\bar{t}$; $\bar{t}$ היא "שנת המבחן" בה סוכנויות דירוג האשראי והשווקים בודקים האם יחס החוב לתוצר (b) צפוי להתכנס ליעד החוב, $\bar{b}$; הסיבה לקביעת שנת מבחן עתידית היא שבכל שנה נתונה, בה נבחן המודל, סוכנויות דירוג האשראי והשווקים נותנים פסק זמן סביר כדי לבדוק האם הממשלה תתנהג בהמשך בהתאם למטרותיה\הצהרותיה. H הוא אינדיקטור שמקבל את הערך 1 החל משנה $\bar{t}$ אם החוב גבוה מהיעד, γ מייצג את העדפת המוצר הציבורי האזרחי g, כאשר g^* היא ההוצאה האזרחית הממשלתית המרבית באחוזי תוצר (שמעבר לה התועלת השולית מהוצאה ממשלתית אזרחית היא שלילית); d מייצג את הוצאות הביטחון באחוזי תוצר ו- $\tilde{d}$ מייצג את ההוצאה הביטחונית באחוזי תוצר שמבטיחה את רמת הביטחון הרצויה. θ הינו פרמטר המשקף את החשיבות של הגורם הביטחוני.

פעולת ממשלת ישראל להפחתת יחס החוב לתוצר, הן באמצעות כלל ההוצאה והן באמצעות יעדי הגירעון, משקפת ניסיון לשמור על הוגנות במונחי צדק בין-דורי באמצעות ניסיון להפחית את נטל החוב על הדורות הבאים, כל עוד לא מתרחשות סטיות מהותיות בפרמטרים החזויים על ידי הממשלה.

חשוב להדגיש כי הממשלה אינה מצהירה מראש על העיתוי המדויק להשגת יעד יחס החוב לתוצר; לפיכך, $\bar{t}$ נתונה לפרשנות מצד השווקים (ראו דיון בהמשך). בעת הגשת התקציב, הממשלה

[2] הפעם הראשונה בה ממשלת ישראל התייחסה ליחס החוב לתוצר בנוסחת כלל ההוצאה הייתה בכלל שנקבע ב-2010; אז שימש בנוסחה יחס חוב של 60 אחוזי תוצר. מאוחר יותר, ב-2013, הורד יחס החוב לתוצר ששימש לחישוב כלל ההוצאה ל-50 אחוזים. בשנים האחרונות, הגידול בהוצאה נבחן גם במסגרת הנומרטור, אך שרי האוצר ממשיכים להצהיר על רצונם לחתור בעתיד להפחתת יחס החוב לתוצר. העוגן לכך הוא חוק הפחתת הגירעון, אשר קובע פעם אחר פעם תוואי גירעון יורד לשנים הבאות, עם הצבת יעדים העקביים עם הפחתה עתידית של יחס החוב לתוצר.

[3] עקרונית ניתן היה לחשוב על מודל מבני עם פונקציית ייצור של הפירמות ופונקציית תועלת של הצרכנים, כמו זה של Kydland and Prescott (1982). במודל כזה ניתן היה לבדוק את ההשלכות של האירועים על התועלת ועל הייצור. במאמר הנוכחי אני משתמש בצורה מצומצמת, כמקובל בספרות. אדגיש כי הצורה המצומצמת משקפת השפעות באותם כיוונים ובפרט בהקשר של מיסוי מעוות, הפוגע הן בתועלת והן בייצור.

מתבססת על תחזיות צמיחה לשנים הבאות, מבלי להביא בחשבון הפתעות אפשריות. כאשר מתרחשות הפתעות, הממשלה סוטה מהתוכנית המקורית ומעדכנת בהמשך את התוואים לשנים הבאות. לפיכך, הפרשנות הבסיסית היא שהממשלה פועלת לחלוקת הנטל הבין-דורי על בסיס התוואי החזוי, ומתאימה אותו כאשר התפתחויות בפועל שונות מהתחזית.

לכאורה ניתן היה לאחד ולכתוב את d ו- g כמשתנה אחד, כפי שנעשה במאמרים הקודמים בספרות. אך המציאות בישראל אחרי ה-7 באוקטובר 2023 מצביעה על צורך להפריד בין שני משתנים אלה, לאור ההשפעה המהותית על מסלול ההוצאות השונות לאורך זמן. תפיסת הממשלה היא כי מסלול הוצאות הביטחון שהיה קיים לפני ה-7 באוקטובר לא התאים לאיומים המוצבים בפני המשק, אם כי עדיין לא הוחלט מה התיקון שיעשה בתקציב הביטחון. לפי החלק התיאורטי של המודל, רמות המשתנים המרביות היו אמורות להיקבע ללא קשר להפתעה שהתרחשה ב-7 באוקטובר 2023. בפרט, בהקשר של הפרמטרים במודל המשפיעים על קביעת ההוצאה הביטחונית, נשאלת השאלה האם האירועים של ה-7 באוקטובר 2023 השפיעו במציאות הישראלית על θ או על $\tilde{d}$. לאור הקושי לקבוע מהו המצב האמיתי, תוצג בהמשך סימולציה המבוססת על שינויים ב-θ שקשורים להערכה המעודכנת לאחר ה-7 באוקטובר 2023 ובנוסף גם ניתוח רגישות ביחס לערך של $\tilde{d}$. כך או כך - על רקע מגבלת התקציב הממשלתית - עולה מדיון זה שההפרדה בין הוצאה ביטחונית ואזרחית היא מהותית לצורך הבנת המדיניות הפיסקלית של ישראל בשנים הבאות.

לגבי המשתנים H ו-$\bar{t}$, הם מסמנים את הצורך של הממשלה לאותת לשווקים מתי היא מתכוונת להוריד את יחס החוב לתוצר כדי לא להכביד על הדורות הבאים. לפי מודל Barro (1978), ברור לכל השחקנים שבעת משבר בטחוני ניתן להקפיץ באופן חד-פעמי את יחס החוב לתוצר. המערכת הפיסקלית הישראלית הפנימה את האפשרות הזו באמצעות חוק הפחתת הגירעון, המצהיר מראש מהו המסלול המתוכנן להפחתת הגירעון; החוק שמלווה כל תקציב, בו מופיעים יעדי הגירעון לכל השנים הבאות, מהווה כלי מרכזי לאומדן של שני משתנים אלה. בהקשר הזה יש לשים לב שלרוב הממשלה קובעת לוח יעדי גירעון פוחתים במשך 5 שנים, ולאחר מכן היא מצהירה על יעדי גירעון לכל השנים הבאות ברמה הנמוכה אליה יופחת הגירעון בסוף תקופה זו.[4] בפועל, הממשלה מעדכנת את היעד לעתים תכופות (Brender, 2013), דבר שמחייב להעריך אקסוגנית מהן כוונות הממשלה (ראו דיון בהמשך בחלק המסביר את גודלם של הפרמטרים).

משמעות הספציפיקציות הריבועיות עבור כל המשתנים המופיעים בפונקציית המטרה היא כי הנזק עולה בשוליים עם גידול הסטיות מערכי ההשוואה. הפרשנות היא שהממשלה מעוניינת למזער את הנטל העודף ואת הקנס על אי-השגת יעד החוב, כאשר במקביל היא רוצה להבטיח את ההספקה של המוצרים הציבוריים האזרחי והביטחוני, בהתאם לטעמי הציבור.

יש שתי מגבלות תקציב שהן רלבנטיות לפתרון הבעיה: מגבלת התקציב התקופתית והמגבלה הרב-תקופתית. המגבלה התקופתית מתייחסת לשינוי בחוב מתקופה לתקופה :

$$B_t - B_{t-1} = G_t + D_t - T_t - TR_t + rB_{t-1} \quad (2)$$

[4] בשנת 1992 (כשחוקק החוק) וכמה שנים לאחר מכן הגירעון הסופי שנקבע בלוח הפחתת הגירעון (כלומר, עבור כל השנים שבאות לאחר מכן) היה 0. מאוחר יותר היעד הועלה ל-1.5 אחוזי תוצר.

כאשר B מייצג את החוב הממשלתי, G מייצג את ההוצאה האזרחית, D מייצג את הוצאות הביטחון, T מייצג את המיסים ו-TR מייצג את ההעברות הד צדדיות נטו לממשלה. אם נעביר את B_{t-1} לצד השני של המשוואה, נחלק את שני הצדדים ב-Y_t ונזכור ש-$Y_t = Y_{t-1}(1+\mu)$ כאשר μ הוא שיעור הגידול של התוצר, נקבל את משוואה '2:

$$b_t = +g_t + d_t - \tau_t - tr_t + \frac{1+r}{1+\mu} b_{t-1}, t = 1,2,\dots,\infty$$

$$\Rightarrow \text{(2')}\ \tau_t = \frac{1+r}{1+\mu} b_{t-1} + g_t + d_t - b_t - tr_t$$

כאשר tr מייצג את ההעברות החד-צדדיות באחוזי תוצר. המגבלה הרב-תקופתית מוצגת במשוואה (3):

$$\text{(3)}\ \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+i-1} [Y_{t+i}(g_{t+i} + d_{t+i} - \tau_{t+i} - tr_{t+i})] + (1+r)Y_{i-1}b_{i-1} = 0$$

על פי הנחות המודל, הממשלה פותרת את הבעיה הזו בכל תקופה t מחדש, כאשר היא משתמשת במגבלת התקציב הרב-תקופתית; זאת, כדי למנוע משחק פונזי שעלול להתפתח ביחס למסלול החוב. הפנמת מגבלת התקציב הרב-תקופתית מבטיחה כי הממשלה מפנימה את הצורך בפירעון החוב בעתיד.[5] לפיכך, ניתן לכתוב את פונקציית הלגרנז' כדלקמן (כאשר η מייצג את מחיר הצל של מגבלת התקציב הרב-תקופתית):

$$\text{(4)}\ \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+i} \frac{Y_t}{2} \left[\rho\tau_t^2 + \lambda(b_t - \overline{b})^2 H_t + \gamma(g^* - g_t)^2 + \theta(\tilde{d} - d_t)^2\right] +$$
$$\eta_{t+i}\left[\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+i} Y_t(g_t + d_t - \tau_t - tr_t) + (1+r)Y_{i-1}b_{i-1}\right], t = 1,2,\dots,\infty$$

לצורך מציאת הפתרון עלינו לגזור את משוואת הלגרנז' לפי ארבעת משתני ההחלטה - $\tau, g, d \text{ and } b$ (משוואה 5):[6]

(5)

$$\rho\tau_t - \eta_t = 0$$
$$-\gamma(g^* - g_t) + \eta_t = 0$$
$$-\theta(\tilde{d} - d_t) + \eta_t = 0$$
$$\lambda(b_t - \bar{b})H_t - \eta_t + \eta_{t+1} = 0, t = 1,2,\dots,\infty$$

[5] כאשר n שואף לאין-סוף, הממשלה יכולה "לגלגל" את החוב על ידי לקיחת הלוואות חדשות לצורך מימון פירעון הלוואות קיימות.

[6] בנספח A מוצג הפתרון לתקופה t. לאור העובדה שהמשתנים כתובים באחוזי תוצר, ישנה סוגיה סמויה מהותית הקשורה לקשר הקיים בין שער הריבית ושיעור הצמיחה (סוגיה המוכרת כ-"יעילות דינמית" או באנגלית Dynamic efficiency). בפרט, ההנחה הנדרשת תהיה ששער הריבית יהיה שווה לשיעור הצמיחה (ראה התייחסות נוספת בתיאור ההנחות בסעיף הבא, בו אני מציג את הסימולציות).

מהי האינטואיציה של משוואה 5? השורה הראשונה מייצגת את מודל החלקת המס: אילו ההוצאות האזרחיות והוצאות הביטחון לא היו אנדוגניות ולא היה יעד להפחת החוב ($\lambda = H = 0$), המשוואה משקפת מצב בו שיעור המס שווה למחיר הצל חלקי הפרמטר הקבוע ρ; לפיכך, במקרה זה המשמעות היא ששיעור המס האופטימלי הוא קבוע לאורך אופק התכנון. העובדה שיש בנוסף שלוש שורות חדשות (יחסית למודל החלקת המס) מדגישה כי בהמשך שיעור המס לא יהיה קבוע, והוא יושפע מהפרמטרים האחרים: על פי השורה השנייה מההוצאה האזרחית, g, על פי השורה השלישית מהוצאות הביטחון, d, ועל פי השורה הרביעית בפרמטרים שקשורים ליחס החוב לתוצר, b.

בהקשר להוצאה הביטחונית, המשמעות של פתרון המודל היא שעבור θ נתון הממשלה תוריד בהמשך את הוצאות הביטחון כדי שאלה יהיו חלק מהמאמץ להורדת החוב, תוך שחרורן כאשר מגיעים לתקופה $\bar{t}$. לאור ההערכות השונות שנעשו בישראל על ידי ועדת נגל וגופים ביטחוניים שונים,[7] אשתמש בסימולציות בשתי הנחות אלטרנטיביות:

I) הראשונה היא לאפשר להוצאה הביטחונית להיות אנדוגנית, בהתאם למודל; במצב זה מקבלי ההחלטות מקנים משקל גבוה לאירועים בתקופה המיידית שלאחר התקפת אויב עד שנה $\hat{t}$, ולכן הערך של הפרמטר θ בסמיכות לאירוע של ה-7 באוקטובר 2023 הוא גבוה; לעומת זאת, לאחר שנה $\hat{t}$ – כשכבר הושגה הרתעה מתמשכת על רקע הרמה הגבוהה של ההוצאה הביטחונית - הערך של פרמטר זה יורד. ניתן לסכם את זה במשוואה הבאה:

$$(5')\quad \theta = \theta_1 \ until\ \hat{t}\ ;\ \theta = \theta_2\ after\ \hat{t}\ ;\ \theta_1 > \theta_2$$

II) השנייה היא כאשר ההוצאה הביטחונית היא אקסוגנית, המאפשרת להריץ סימולציה המבוססת כולה על הוצאות הביטחון כפי שהן מוערכות, למשל ועל ידי גופים ביטחוניים והמלצות ועדת נגל:

$$(5'')\ d_t = \delta_t,\ \text{t=1,2,…,n}$$

4. תוצאות הסימולציות

4.1 שיטת הסימולציה ונתונים בסיסיים

בהתאם למודל שתואר לעיל ולפתרון המוצג בנספח A, הסימולציה מתבססת על השורה האחרונה במשוואה (5), שלפיה כופל לגרנז' משתנה בכל תקופה ומתכנס רק באסימפטוטה לאינסוף, עם השגת רמת יעד החוב. בהתאם לפתרון המודל, שיעור המס גבוה יחסית עד לתקופה $\bar{t}$, בעוד שההוצאות האזרחיות נמוכות עד לתקופה $\bar{t}$. זאת, במטרה לאפשר לחוב להתכנס לרמת היעד שקובעת הממשלה.

לאחר תקופה $\bar{t}$ מגבלות אלה מתמתנות: שיעור המס יורד בהדרגה, ואילו הוצאות הממשלה עולות, תוך התכנסות באופק אינסופי. יישום השורה השלישית של משוואה (5) משתנה בהתאם לשני תרחישי ההוצאה הביטחונית שצוינו לעיל ('5 ו־''5). הפרמטרים של המודל מכוילים על פי הערכות שנעשו במאמרים אמפיריים שנכתבו בספרות וכן על פי הערכות מעודכנות של מכוני מחקר כגון המכון למחקר הביטחון הלאומי.

[7] ראו נגל (2024) וטרכטנברג, חדד, שבתאי ורז (2024).

בהתאם לאירוע של ה-7 באוקטובר 2023, נריץ סימולציה תחת ההנחה שבשנה 3- מתממש איום ביטחוני המחייב להגדיל את ההוצאה הביטחונית במשך שלוש שנים (עד שנת 0). להלן נראה את התפתחות המשתנים האנדוגניים במסגרת הסימולציה, המניחה כי גידול התוצר בטווח הארוך הוא בהתאם לגידול התוצר הפוטנציאלי (3.5 אחוזים), בדומה לריבית הריאלית.[8] לצורך הסימולציה נניח ערכים כפי שמקובל בספרות:

- הערך של λ, המשקף את הקנס על אי־עמידה ביעד החוב, נבחר בטווח שבין 0.1 ל־0.2, בהתאם לדיון סביב הסימולציות אצל Hercowitz and Strawczynski (2004). מאמר זה מדגיש את חשיבות ההתחשבות ביחס החוב־תוצר בקביעת המדיניות הפיסקלית, וממחיש כי התוואי המוצהר של חוק הפחתת הגירעון (ראו הדיון לעיל) שקול לבחירת פרמטר בסדר גודל זה עבור הקנס על החוב.
- באשר לערכים של ρ —המשקל המיוחס לנטל העודף של המיסוי — ושל γ —המשקל המיוחס להעדפת ההוצאה האזרחית — נבחרו הערכים 1 ו־2, בהתאמה. הערך האחרון משקף את התגובה המתמשכת של המערכת הפוליטית בעקבות המחאה החברתית של 2011. ביטוי לכך שהמערכת הפוליטית נמנעה, לאחר המחאה, מביצוע קיצוצים יזומים — בניגוד לדפוס שאפיין תקופות קודמות — ניתן למצוא בכך שבשנים 2014–2019 הממשלה לא הפחיתה את יעד הגירעון השנתי, אשר נקבע מדי שנה ברמה של 2.9 אחוזי תוצר, כלומר יעד המשקף בקירוב יציבות ביחס החוב־תוצר. התפתחויות אלו התרחשו מבלי שנעשה מהלך משמעותי להעלות מיסים סטטוטוריים, לאחר שאלו כבר הועלו בסמוך למחאה החברתית על רקע הצורך בתיקון התוואי הפיסקלי (ראו סטרבצ'ינסקי, Brender, ; 2015 2020; ו־Strawczynski, 2023).
- לגבי המשתנים שקשורים לביטחון, הונח כי $\tilde{d} = 0.12$; כלומר, ערך גבוה מאוד שמשקף רמת ביטחון שהלמה את הסיכונים בעבר, כאשר האמון בהתמדת הסכמי השלום לא התבסס. הוצאה ביטחונית ברמה של 12 אחוזי תוצר בתנאים הגיאו-פוליטיים השוררים היום, נחשבת על ידי כל גורמי הביטחון כערך המספק הגנה "הרמטית". יתירה מכך, יש להתחשב בכך שבמצב של איום קשה התוצר נמוך יותר, דבר שנלקח בחשבון בהערכה שנעשתה. לגבי הערך של θ בתרחישים על הוצאת ביטחון אנדוגנית, הונח ערך של 6.6, כלומר פי 3.3 יחסית להוצאה האזרחית. אינדיקציה להעדפה זו בעת כתיבת המחקר היא התוספת לתקציב הביטחון שנתנה בשנים 2024 ו-2025, המסתכמת בכ-120 מיליארדי ₪, לעומת תוספת זעומה להוצאה האזרחית.[9] יחד עם זאת, במסגרת הסימולציה אימצתי ערכי θ משתנים: הונח כי $\theta_1 = 8.2; \theta_2 = 5.2$ תוך שימוש בפרקי זמן ששומרים על שקילות עם הערך בתרחיש הבסיסי. ערכים אלה מבטאים את הצורך בהגדלה ניכרת של ההוצאה הביטחונית

[8] יש לראות בתוצאות הסימולציות כהמחשה מותנת בהנחות כאשר בפועל צפויים שינויים רבים שלא ניתן לצפות: א. מחזורי עסקים הקשורים למשתנים אקסוגניים (דוגמת הקורונה); ב. שינויים בשיטות המדידה המשפיעים במיוחד על החוב (ראו Brender, 2020); ג. אירועים ביטחוניים עתידיים הקשים מאוד לחיזוי.

[9] להמחשה חישבתי את הממוצעים של חמש השנים האחרונות עד 2024 לעומת חמש השנים הקודמות. הממוצע של המיסים באחוזי תוצר נשאר קבוע (29.9 אחוזי תוצר), בעוד שהוצאות הביטחון הועלו ב-10.2 אחוזים (5.9 לעומת 5.3 אחוזי תוצר) וההוצאה האזרחית ב-2.35 אחוזים (17.4 לעומת 17 אחוזי תוצר).

סביב האירוע הנוכחי והורדתה בתקופות שלאחר מכן, בהנחה שיהיה צמצום ניכר של האיום הבטחוני.

- ההעברות החד-צדדיות tr מושפעות מההחלטות האקסוגניות בעיקר של ארה"ב. המספרים בסימולציה מבוססים על המידע המפורסם בדו"ח בנק ישראל והנחה שהסיוע האמריקאי הביטחוני יימשך ברמתו הדולרית הנוכחית באופק הנראה לעין.
- הסימולציה מתחילה בשנה 0; כלומר, השנים לפני שנה 04 מדווחות לפי הנתונים בפועל. שנת המבחן של החוב מתקיימת לאחר 5 שנים ($\bar{t} = 5$). הסיבה לכך היא שיעדי הפחתת הגירעון של הממשלה (בהתאם לחוק) מפורטים לאופק של 5 שנים, ולאחר מכן הגירעון נשאר נמוך. נראה טבעי לאמץ את הטווח הזה לצורך מסלול ההתכנסות בו משתמשת הממשלה כדי לאותת לשווקים. בלוח 1 מוצגים הפרמטרים המשמשים לסימולציה.

לוח 1 | הפרמטרים לצורך הסימולציה

פרמטר	ערך בסימולציה	מקור
$\bar{b}$ יעד יחס החוב לתוצר	0.5	רכיב החוב המופיע בנוסחת כלל ההוצאה הממשלתי לאחר עדכונו ב-2013
λ ה-"קנס" של אי-עמידה ביעד החוב	0.1–0.2	בעקביות עם הדיון ב- *Hercowitz (2004) and Strawczynski*
ρ	1.0	Hercowitz and Strawczynski (2004)
γ	2.0	Strawczynski Hercowitz and (2004) + הערכות המחבר
$\tilde{d}$	0.1	הערכת המחבר על סמך הערכות ה-*NSS* לעשור הקרוב (ראה דיון לעיל)
θ	6.6	הערכת המחבר (ראה דיון לעיל)
שיעור הצמיחה (%)	3.5	בנק ישראל
$\bar{t}$	5.0	בהתאם לחוק הפחתת הגירעון
tr	14 ו-3 מיליארד דולר בתקופת המלחמה ורגילות בהתאמה	הנחה. ייקבע בפועל בהתאם להחלטות של הממשל בארה"ב.

4.2 המקרה של הוצאה ביטחונית אנדוגנית

כאשר ההוצאה הביטחונית היא אנדוגנית, בהתאם למודל, נראה לפני שנה $\hat{t}$ הוצאה ביטחונית גבוהה שנובעת מהערך הגבוה של הפרמטר המשקף את העדפת ההוצאה הביטחונית ($\theta_1 = 8.2$), ולאחר מכן נהיה עדים לירידה בה – בעקביות עם הירידה בפרמטר שמשקף את העדפת הביטחון ($\theta_2 = 5.2$). על רקע ההפתעה של ה-7 באוקטובר 2023 טעמים אלה משקפים גישה שמרנית. במסגרת התרחיש אני מניח ש-$\hat{t} = 7$; כלומר, התקופה השנייה בסימולציה ארוכה מהתקופה הראשונה בשנה אחת. הממוצע המשוקלל של שני ערכים אלה מסתכם ב-6.6, שהוא הערך המונח בתרחיש הבסיסי. לאור הצורך בהוצאות ביטחון גבוהות בהתחלה אני מניח כי בתרחיש זה הממשלה קובעת לעצמה תאריך התכנסות מאוחר יותר ליעד יחס החוב, תוך העלאת $\bar{t}$ בשנה אחת. התרחיש מניח שהקנס, λ, שווה ל-1. לוח 2 מסכם את התוצאות.

כפי שהוזכר בדיון לעיל, נראה בלוח 2 גם את האלטרנטיבה לפיה האירועים של ה-7 באוקטובר 2023 השפיעו על ההערכה ביחס ל-$\tilde{d}$, תחת ההנחה שפרמטר זה גבוה יותר ($\tilde{d} = 0.13$).

לוח 2 | המקרה של הוצאות ביטחון אנדוגניות

ערך המשתנים	הוצאה ביטחונית באחוזי תוצר	הוצאה אזרחית באחוזי תוצר	מיסים באחוזי תוצר	חוב ממשלתי באחוזי תוצר
שינוי ב- θ בשנה $\bar{t}$	7.2	33.1	36.1	62.6
שינוי ב- θ לאחר 15 שנה	4.3	35.1	35.1	53.6
שינוי ב- $\tilde{d}$ בשנה $\bar{t}$	6.9	32.9	36.2	60.8
שינוי ב- $\tilde{d}$ לאחר 15 שנה	6.9	33.2	36.0	59.8

בשתי השורות הראשונות רואים כי שימוש בפרמטרים המשקפים את טעמי הממשלה לביטחון מוגבר בסמוך להתקפת האויב מוביל להוצאה ביטחונית גבוהה באופן משמעותי ומתמשך מההוצאה ששררה בישראל עד ה-7 באוקטובר (שעמדה על כ-4.5 אחוזי תוצר); זאת, לאור דבקותה של הממשלה בתוספת להוצאות הביטחון בחלק הראשון של הסימולציה. לאחר 7 שנים של התבססות בהרתעה מול האויב, יורדות הוצאות הביטחון לרמה שהיא אף נמוכה במקצת מזו ששררה לפני ה-7 באוקטובר 2023, מה שמאפשר להגדיל את ההוצאה האזרחית באותו זמן שבו הממשלה מורידה באופן משמעותי את יחס החוב לתוצר. לאור התקופה הארוכה בה ההוצאה הביטחונית הוחזקה ברמה גבוהה, מתקבל כי רמת יחס החוב גבוהה בשנת המבחן $\bar{t}$, אך לאחר מכן – הודות לצניחה בהוצאות הביטחון – יחס החוב לתוצר יורד באופן ניכר ובמהירות ומגיע ל-53.6 אחוזי תוצר בסוף הסימולציה.

שתי השורות האחרונות משקפות את התגובה של המדיניות הפיסקלית לעלייה בהוצאה הביטחונית המרבית. מתקבל כי הירידה בחוב היא איטית יותר, כתוצאה מהצורך להחזיק הוצאות ביטחון גבוהות לאורך זמן, ברמה של 6.9 אחוזי תוצר. כתוצאה מכך גידול ההוצאה האזרחית ביחס לתוצר זניח.

4.3 המקרה בו הוצאות הביטחון מוערכות אקסוגנית

בתת-סעיף זה נציג סימולציות למקרה בו הוצאות הביטחון מוערכות אקסוגנית. בניגוד לתרחיש האנדוגני, המבוסס על הערך של הפרמטרים של המודל במסגרת הסימולציות כפי שפורט לעיל, בתרחיש זה אני משתמש בהערכות אקסוגניות על הוצאות הביטחון כפי שהוערכו על ידי המכון למחקר הביטחון הלאומי.

עד שנת ה-0, המדמה את שנת 2026 במציאות, נלקחו הנתונים המעודכנים כפי שפורסמו בדו"ח בנק ישראל עד שנת 2025 בתוספת הערכות לשנת 2026. החל משנה 0 הונח כי היחס הוצאות ביטחון-תוצר, שגדל משמעותית בשלוש השנים האחרונות, יישחק ב-2.4 אחוזים לשנה, כך שהוא יגיע ל-5 אחוזי תוצר לקראת סוף אופק התכנון.

ניתן לראות בתרשימים 1 ו-2 את ההשפעה של התקפת האויב המסמנת קפיצה בהוצאה הביטחונית, אשר בדומה למתואר במודל החלקת המס הינה זמנית; בהתאם לפתרון המודל, שינוי זה משפיע באופן ישיר על הגירעון ועל החוב. הקפיצה של ההוצאה האזרחית בתקופת התקפת האויב היא בסדר גודל הרבה יותר נמוך, והיא קשורה לסיוע הממשלתי שניתן לאזרחי הדרום והצפון בתוספת העזרה שניתנה לפי תכנית הסיוע של הממשלה (על פי התוכנית הממשלתית עיקרי הסכומים חולקו לפירמות שפדיונן ירד באופן משמעותי בהשוואה למצב לפני ה-7 באוקטובר 2023). ההנחה בכל הסימולציות היא שההעברות החד-צדדיות מממשלת ארה"ב יישארו ברמה קבועה בדולרים כך שמשקלן בתוצר ירד על רקע עליית התוצר. הסימולציה מראה כי רמת החוב ששררה בשנה מינוס 3 (המשקפת במציאות את שנת 2022) מושגת לאחר 8 שנים מתחילת הסימולציה (שנה 0) כאשר פרמטר הקנס λ הוא 0.2, ולאחר 14 שנים כאשר פרמטר הקנס הוא 0.1.

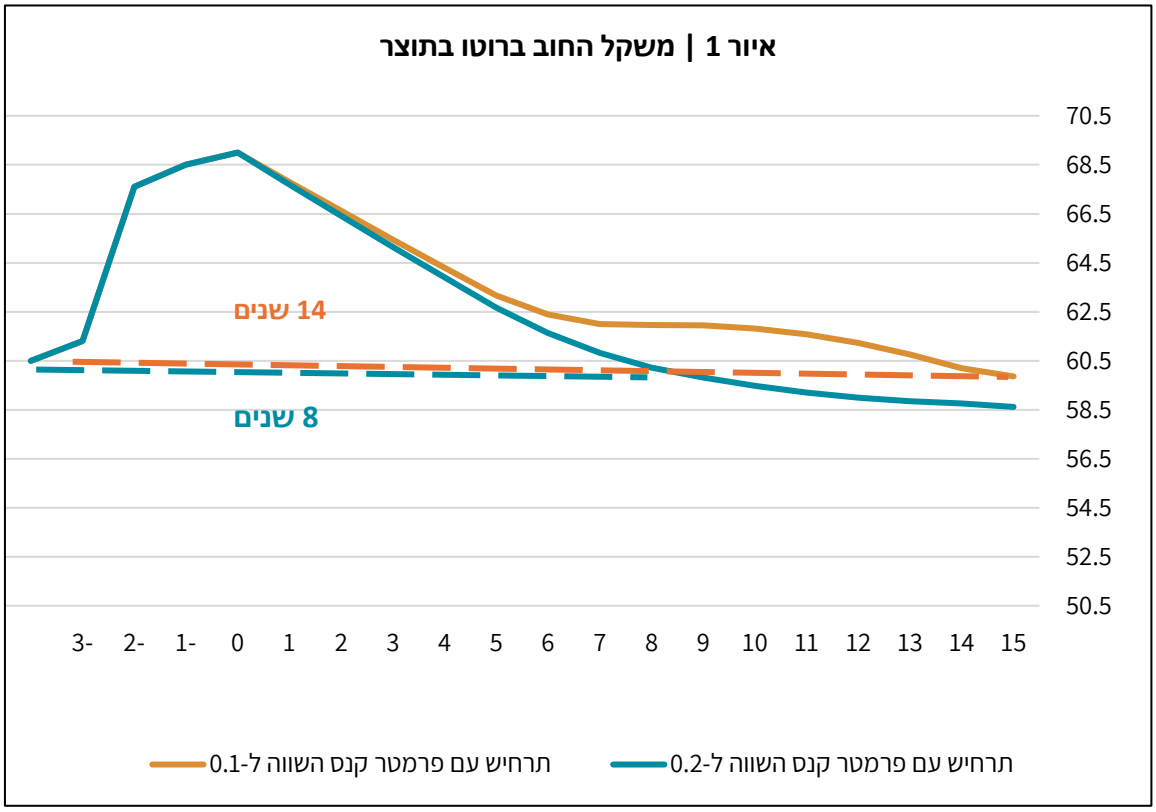
בתרשים 2 ניתן לראות את התפתחות ההוצאה הביטחונית, ההוצאות האזרחיות, המיסים והגירעון הממשלתי באחוזי תוצר. בהתאם להנחות גם ההוצאה הביטחונית היא אקסוגנית, ולכן היא שווה בשני המקרים המנותחים (הקנס שווה ל-0.1 ו-0.2, בהתאמה).

בשני התרחישים הנבחנים הממשלה מעלה מיסים באופן משמעותי ומפחיתה את ההוצאה בתחילת המסלול, אך בהיקף נמוך יותר. הדבר מאפשר השגת רמת גירעון שמורידה את יחס החוב-תוצר. בהשוואה בין התרחיש עם קנס של 0.2 לעומת 0.1 ניתן לראות שבאחרון הממשלה מגיעה לסוף אופק התכנון עם הוצאה אזרחית גבוהה יותר, מיסים נמוכים יותר וגירעון ממשלתי גבוה יותר.

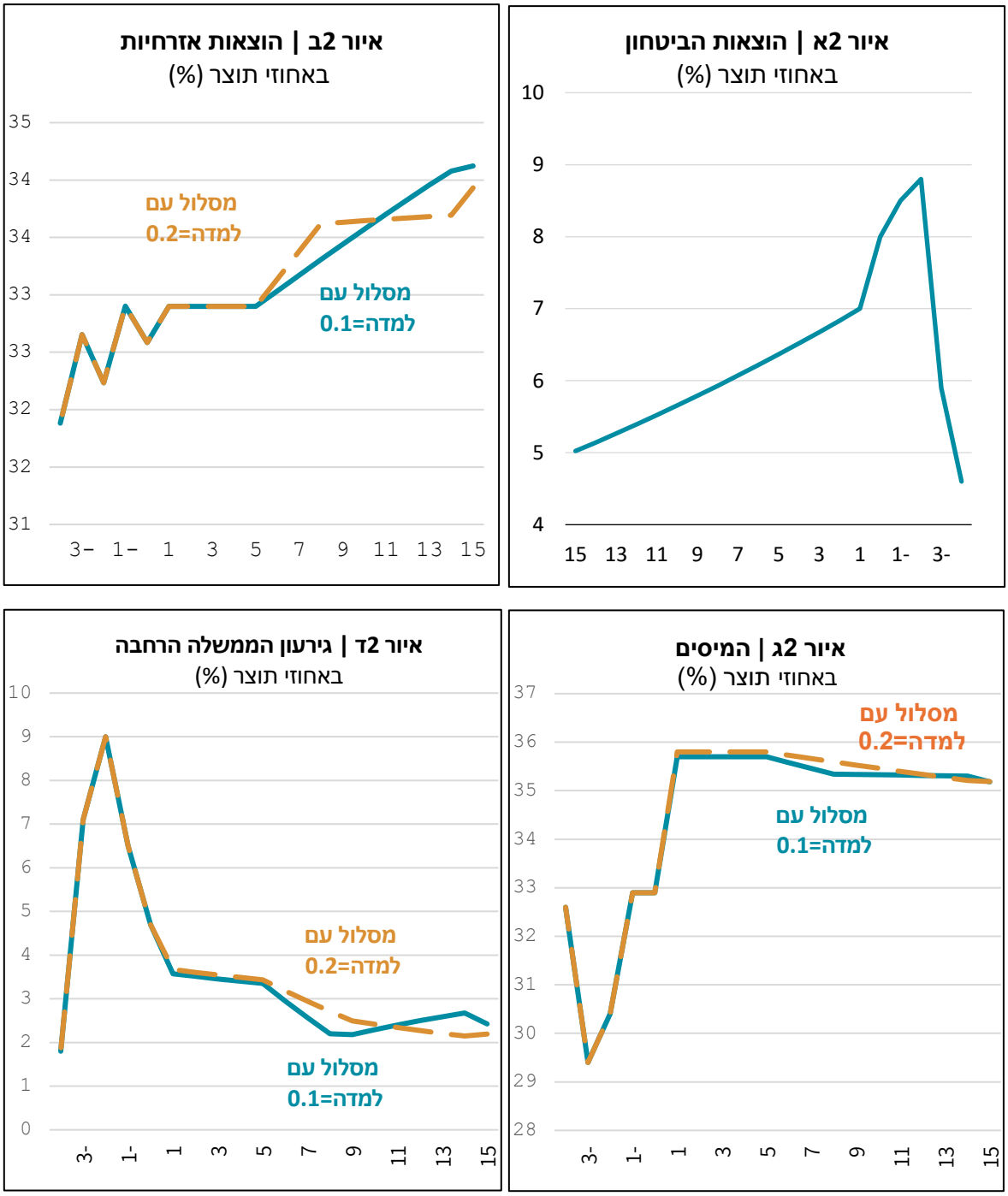
חזרת יחס החוב לתוצר לרמה ששררה בנקודת ההתחלה היא ארוכה יחסית בשני התרחישים; בתרחיש עם קנס של 0.1 מדובר ב-14 שנים - תקופה ארוכה יותר מאשר בכל המשברים שהתרחשו בעבר, לרבות באינתיפאדה השנייה בה החוב ברוטו קפץ ב-15 אחוזי תוצר והחזרה לרמה ההתחלתית ארכה 7 שנים. בתקופת הקורונה יחס החוב עלה בכ-10 אחוזי תוצר, אך ללא אירועי ה-7 באוקטובר 2023, הוא היה צפוי לחזור לרמה ששררה לפני המשבר כבר לאחר ארבע שנים. הסיבה

העיקרית לכך היא עוצמת הזעזוע הראשוני, אשר אופיין בעלייה ניכרת בהוצאות הביטחון יחד עם פגיעה משמעותית בתוצר.

בלוח 3 מוצגת השוואה בין התרחישים של הוצאה ביטחונית אקסוגנית ואנדוגנית. כפי שהוסבר, בשני התרחישים הונח כי הקנס על החוב (λ) הוא זהה ושווה ל-0.1. בעוד שרמת המיסים היא דומה, הקטנת החוב בתרחיש עם הוצאה ביטחונית אנדוגנית מהירה יותר, בשל ירידה בהוצאות הביטחון. תוצאה נוספת שעולה מהלוח קשורה לתחליפיות עם ההוצאה האזרחית: ההוצאה האזרחית גבוהה בתרחיש ההוצאה האנדוגנית באחוז תוצר שלם.



איור 2 | התפתחות המשתנים עד סוף אופק התכנון



הערות: המיסים באחוזי תוצר מבוססים על הטור האחרון של לוח ב'נ'11 (2) של הנספח הסטטיסטי בדוח בנק ישראל לשנת 2025, המציג את הקטגוריה "סך המיסים כולל מיסי רכוש". נתוני הגירעון והחוב מתבססים על לוח ו'נ' 3; נתוני ההוצאה הממשלתית מבוססים על לוח ו'נ'8.

לוח 3 | השוואה בין התרחיש עם הוצאה אנדוגנית לתרחיש עם הוצאה אקסוגנית

ערך המשתנים	הוצאה ביטחונית באחוזי תוצר	הוצאה אזרחית באחוזי תוצר	מיסים באחוזי תוצר	חוב ממשלתי באחוזי תוצר
לאחר 15 שנה עם הוצאה ביטחונית אנדוגנית	4.3	35.1	35.1	53.6
לאחר 15 שנה עם הוצאה ביטחונית אקסוגנית	5.0	33.9	35.2	59.9

4.4 ניתוחי רגישות

בסעיף זה מוצג ניתוח רגישות לשני מצבים: i) הוצאות הביטחון נשחקות מהר יותר החל משנה 0: ב-3 אחוזים במקום ב-2.4; פירושו של דבר הוא שבמקום שההוצאה הביטחונית תעלה ריאלית ב-1.1 אחוזים, הן עולות ב-0.5 אחוז; ii) שחיקה של 3.5 אחוזים, שמשמעותה היא קבעון בהוצאה הביטחונית הריאלית. בשני המקרים אני מניח שתתקיים תחלופה עם ההוצאה האזרחית כך שהחיסכון בהוצאות הביטחון זולג בהדרגה להוצאה האזרחית. אני מניח שהממשלה מבצעת את התחלופה החל משנה $\bar{t}$, כדי לשמור על העקרונות של הורדת יחס החוב לתוצר. על פי הנחות התרחיש, התחלופה בין ההוצאה האזרחית והביטחונית מתרחשת באופן הדרגתי בהתאם לפתרון המודל. תוצאות התרחיש מוצגות בלוח 4. ניתן לראות כי לשחיקה של ההוצאה הביטחונית השפעה ניכרת על מסלול החוב הממשלתי. בעוד שרמת החוב היא 62.4 אחוזי תוצר בשנה $\bar{t}$ בתרחיש הבסיסי, הרי שבשני התרחישים של שחיקת ההוצאה הביטחונית, החוב הממשלתי נמוך מרמה זו הודות לחיסכון בהוצאות הביטחון.

תוצאה נוספת היא קיומה של תחלופה מסוימת בין ההוצאה הביטחונית והאזרחית: בסוף אופק התכנון ההוצאה האזרחית גבוהה רק במקצת יחסית לתרחיש הבסיסי. הדבר ממחיש כי לצורך שינוי אמיתי בהוצאה האזרחית כאשר במקביל קיים יעד משמעותי להפחתת החוב, נדרש שינוי בסדרי העדיפויות – שיקול שהוא מחוץ לפתרון המודל. בתרחישים אלה הממשלה מפחיתה את יחס החוב לתוצר באופן משמעותי, תוך התקרבות מהירה יותר ליעד (55.6 אחוזי תוצר לאחר 15 שנה, בתרחיש של שחיקה מהירה בהוצאה הביטחונית). ירידה מוגברת זאת מתאפשרת הודות לשחיקה בהוצאה הביטחונית.

לוח 4 | ניתוח רגישות

ערך המשתנים	הוצאה ביטחונית באחוזי תוצר (%)	הוצאה אזרחית באחוזי תוצר (%)	חוב ממשלתי באחוזי תוצר (%)
בשנה $\bar{t}$ עם שחיקה של 3 אחוזים + תחלופה להוצאה אזרחית	6.0	33.2	61.9
בשנה $\bar{t}$ עם שחיקה של 5 אחוזים + תחלופה להוצאה אזרחית	5.9	33.2	61.4
בשנה $\bar{t}$ בתרחיש הבסיסי	6.4	33.1	62.4
לאחר 15 שנה עם שחיקה של 3 אחוזים לשנה + תחלופה להוצאה אזרחית	4.6	34.0	57.5
לאחר 15 שנה עם שחיקה של 5 אחוזים לשנה + תחלופה להוצאה אזרחית	4.3	34.1	55.6
לאחר 15 שנה בתרחיש הבסיסי	5.0	33.9	59.9

4.5 סימולציות שבוצעו לאחרונה על ידי גופים כלכליים במשק

בכנס אלי הורוביץ לשנת 2025, שאורגן על ידי המכון הישראלי לדמוקרטיה, הוצגו סימולציות ביחס להפחתה הצפויה של יחס החוב לתוצר לאחר ה-7 באוקטובר 2023, הן על ידי חטיבת המחקר בבנק ישראל והן על ידי צוות המכון הישראלי לדמוקרטיה. שני גופים אלה הראו תרחישים המתבססים על הנחות שקשורות להתנהגות הממשלה, כאשר בנק ישראל הציג מספר תרחישים המתבססים על גישת הממשלה ביחס לגירעון המבני.

בתרחיש של בנק ישראל, בו הונח שהגירעון המבני יתייצב על 2.3 אחוזי תוצר, החזרה ליחס חוב–תוצר ששרר ערב המשבר הביטחוני הייתה צפויה להתרחש לאחר תשע שנים; סימולציה זו נעשתה לפני מבצע שאגת הארי.[10] בתרחישים האחרים שהוצגו, ובהנחה שהגירעון המבני יתייצב ברמה של 3.2 (3.6) אחוזי תוצר, יחס החוב לתוצר היה צפוי להגיע ל-67 (69) אחוזי תוצר – רמות שהן גבוהות באופן ניכר מאלו ששררו לפני ה-7 באוקטובר 2023.

בסימולציה של צוות המכון הישראלי לדמוקרטיה, שהניחה התאמה מצומצמת יחסית במדיניות הפיסקלית, התקבלה רמת חוב ברוטו של 65 אחוזי תוצר בשנת 2034 – אף היא גבוהה משמעותית

[10] על פי התחזית ממרץ 2026 יחס החוב לתוצר צפוי לעלות ב-2 אחוזי תוצר ב-2026 ולהתייצב ברמה זו ב-2027. ראו "התחזית הכלכלית של חטיבת המחקר של בנק ישראל", מרץ 2026.

מרמת החוב ערב המלחמה . סימולציה זו שיקפה תקופת התאמה העולה על 14 שנים, שהיא הגבול העליון שנמצא בסימולציות שהוצגו במאמר זה. אמנם פרק זמן כה ממושך מאפשר להימנע מקיצוץ חד בהוצאה הציבורית ומהעלאה של שיעורי המס, אולם כנגד יתרון זה ניצבת העלות הפוטנציאלית הכרוכה בפגיעה מתמשכת בדירוג האשראי.
ניתן ללמוד מתוצאות אלה שהטווח שהוצג במאמר הנוכחי דומה לזה שמופיע בתרחישים של גופים מקצועיים שהציגו תרחישים ביחס להתפתחות העתידית של יחס החוב לתוצר. לפיכך, המתודולוגיה המוצגת במאמר זה והתרחישים שהתקבלו תחת הנחות שונות יכולים לתרום לגיבוש המלצות מדיניות שמטרתן השבת דירוג האשראי לרמות ששררו ערב המלחמה שהחלה ב־7 באוקטובר 2023.

5. סיכום ומסקנות

המלחמה שהחלה ב-7 באוקטובר 2023 משקפת מצב חסר תקדים בהיסטוריה הכלכלית של מדינת ישראל. במאמר זה אני מנתח את המדיניות הפיסקלית הרצויה על רקע המלחמה באמצעות סימולציות המבוססות על מודל החלקת מס, לצד הצבת יעד להפחתת יחס החוב לתוצר. תרומתו המרכזית של המאמר היא בהצגת מסגרת לאפיון התגובה האופטימלית של המדיניות הפיסקלית לאיום ביטחוני. שימוש במודל זה יכול לתרום לדיון מעמיק במדיניות התקציבית של הממשלה, ובפרט ביחס לגודל תקציב הביטחון ולשיקום דירוג האשראי של ישראל.

תוצאות הסימולציות מצביעות על כך שמימון חלק ניכר מהגידול בהוצאה הביטחונית בשנים 2023–2026 באמצעות חוב היה מהלך בעל היגיון כלכלי. עם זאת, לנוכח רמת ההוצאה האזרחית הנמוכה יחסית למדינות ה-OECD, המגבילה את האפשרות לקיצוצים נוספים, הגידול המתמשך בצורכי הביטחון מחייב גם הגדלה של הכנסות המדינה. הגדלה זו יכולה להתבצע באמצעות העלאת שיעורי המס, צמצום הטבות מס, או שילוב של השניים.

לפי תרחיש הבסיס והפרמטרים של המודל, יחס החוב לתוצר צפוי לעלות בכ־8.5 אחוז לתוצר, והחזרה לרמת יחס החוב לתוצר ששררה לפני מלחמת "חרבות ברזל" צפויה להימשך בין 8 ל־14 שנים. התפתחות איטית זו משקפת סימולציה שבה ההוצאה הביטחונית נקבעת באופן אקסוגני, בהתבסס על הנחה שמרנית שלפיה משקל הוצאות הביטחון בתוצר יפחת בהדרגה ובשיעור מוגבל לאורך זמן.

לעומת זאת, בתרחיש שבו ההוצאה הביטחונית נקבעת באופן אנדוגני, ההוצאה הביטחונית גבוהה יותר בתחילת התקופה ותורמת להשגת הרתעה ביטחונית משופרת, המאפשרת בהמשך הפחתה גדולה יותר של משקל הוצאות הביטחון בתוצר. בתנאים אלה, המדיניות האופטימלית המתקבלת מן המודל מאפשרת להגדיל בהמשך באופן ניכר את משקל ההוצאה האזרחית בתוצר, לצד ירידה משמעותית ביחס החוב לתוצר. שילוב כזה עשוי לתרום לשיקום דירוג האשראי של מדינת ישראל ולחיזוק חוסנה הפיסקלי.

לסיכום, תוצאות התרחישים השונים מדגישות את תפקידה המרכזי של ההוצאה הביטחונית בעיצוב המדיניות הפיסקלית של ישראל בשנים הקרובות, ואת השפעתה על האיזון בין צורכי הביטחון, ההוצאה האזרחית והיציבות הפיסקלית ארוכת הטווח.

נספח A – פתרון המודל לתקופה t

משוואת הלגרנז' הינה:

$$L = \sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+i}\frac{Y_t}{2}\left[\rho\tau_t^2 + \lambda(b_t - \overline{b})^2 H_t + \gamma(g^* - g_t)^2 + \theta(\tilde{d} - d_t)^2\right] + \eta_{t+i}\left[\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+i} Y_t(g_t + d_t - \tau_t - tr_t) + (1+r)Y_{i-1}b_{i-1}\right]$$

נציב את משוואה 2, המתייחסת לתקופה t , לתוך האיבר השני:

$$\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+i}\frac{Y_t}{2}\left[\rho\tau_t^2 + \lambda(b_t - \overline{b})^2 H_t + \gamma(g^* - g_t)^2 + \theta(\tilde{d} - d_t)^2\right] + \eta_{t+i}\left[\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+i} Y_t(g_t + d_t - tr_t - \frac{1+r}{1+\mu}b_{t-1} - g_t - d_t + b_t + tr_t) + (1+r)Y_{i-1}b_{i-1}\right]$$

כפי שהוסבר בהערה 7, אני מניח ש-$\mu = r$. תחת הנחה זו נקבל:

$$\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+i}\frac{Y_t}{2}\left[\rho\tau_t^2 + \lambda(b_t - \overline{b})^2 H_t + \gamma(g^* - g_t)^2 + \theta(\tilde{d} - d_t)^2\right] + \eta_{t+i}\left[\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+i} Y_t(b_t - b_{t-1}) + (1+r)Y_{i-1}b_{i-1}\right]$$

משמעות האיבר השני של משוואה זו היא שהממשלה ממנת את כל הגירעונות העתידיים (שבאים לידי ביטוי בעליית החוב) + החוב ההתחלתי.

מנקודת מבט של המקסימיזציה, ניתן לראות שבסוגריים של האיבר השני מופיע b_t ו-b_{t-1}. כפי שהוסבר, הממשלה פותרת את הבעיה בכל התקופות מחדש – כלומר, $t = 1,2,\dots,\infty$. על כן, כשהממשלה פותרת את המקסימיזציה בתקופה t, היא יודעת שבתקופה הבאה החוב שהיא מחליטה עליו יופיע במקסימיזציה של התקופה הבאה (t+1). לצורך הפתרון אני מניח שבמקסימיזציה של הממשלה ידע זה נלקח בחשבון, ולכן הגזירה לפי b_t כוללת גם את כופל הלגרנז' של התקופה t+1.

ביבליוגרפיה

הרקוביץ, צ. ומ. סטרבצ'ינסקי (1996), "מדיניות חוב ציבורי בישראל", סקר בנק ישראל 70, 26-3.

סטרבצ'ינסקי, מ. (2015), "מתי הממשלה מעלה מיסים?", בתוך *מאמרים לכבוד אריה לפידות*, עורך דוד גליקסברג, האוניברסיטה העברית בירושלים.

בנק ישראל (2024), דוח בנק ישראל לשנת 2024 , נספח סטטיסטי ומצגת הנגיד בנכס אלי הורוביץ של המכון לדמוקרטיה.

נגל (2024), דוח הוועדה לבדיקת תקציב מערכת הביטחון ובניין הכוח, גרסה בלתי מסווגת, הוגש לראש הממשלה בינואר 2025.

טרכטנברג, מ., ש. חדד, ה. שבתאי וי. רז (2024), "תקציב הביטחון בעקבות מלחמת חרבות ברזל", הוצג בכנס אלי הורוביץ של המכון לדמוקרטיה.

Azzimonti, M., M. Batallini and S. Coate (2016), "The costs and benefits of balanced budget rules: Lessons from a political economy model of fiscal policy", *Journal of Public Economics*, 136, 45-61.

Bank of Israel Annual Report (2022), Bank of Israel.

Bank of Israel (2024), "Macroeconomic forecast of the Research Department", January 2024", 1.1.24.

Barro, R. (1979), “On the Determination of the Public Debt,” *Journal of Political Economy*, 87, 940-971.

Berrebi, C. and E. Klor (2010), The impact of terrorism on the defense industry", *Economica,* 77 (307), 518-543.

Brender, A, (2013), "If you want to cut, cut, don't talk: the role of formal targets in Israel's fiscal consolidation efforts, 1985-2007", Annual Conference on Fiscal Policy, Banca d'Italia, Perugia.

Brender, A. (2020), "Fiscal policy: a journey toward debt to GDP and government size reduction", in *The Israeli economy 1995-2017, Light and Shadow in a market economy*, Editors A. Ben-Bassat, R. Grounau and A. Zussman, Oxford University Press.

Brender A. and E. Politzer (2018), "The impact of tax rate changes on tax revenues in Israel", *Economic Quarterly*, Vol.62 No 1/2. 85-126 (in Hebrew)**.**

Eckstein, Z. and D. Tsiddon (2004), "Macroeconomic consequences of terror: theory and the case of Israel", *Journal of Monetary Economics*, 51 (5), 971-1002.

Eldor, R. and R. Melnick (2004), "Financial markets and terrorism", *European Journal of Political Economy*, 20 (2), 367-386.

Fielding (2003), "Modeling political instability and economic performance: Israeli investment during the Intifada", *Economica*, 70 (277), 159-186.

Fitch (2023), Rating Agency: October 17th 2023; Moody's, Rating Agency: October 30th 2023; S & P, Rating Agency, November 14th 2023.

Hall, G. and T. Sargent (2020), "Debt and Taxes in Eight U.S. Wars and Two Insurrections", written for the *Handbook of Historical Economics*.

Hatchondo, J. C., L. Martinez, and F. Roch (2022). "Fiscal Rules and the Sovereign Default Premium." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14 (4): 244-73.

Hercowitz Z. and M. Strawczynski (1996), "Pubic Debt Policy in Israel", *Bank of Israel Survey (Hebrew)*, 70, 3-26.

Hercowitz Z. and M. Strawczynski (2004), “Fiscal policy dynamics with a public debt - output guideline", *Israel Economic Review*, vol.2 no 1.

Klor, E. and A. Zussman (2021), "Defense and the economy – 1990-2016", *The Israeli economy 1995-2017, The Israeli economy 1995-2017, Light and Shadow in a market economy*, edited by Avi Ben-Bassat, Reuben Grounau and Asaf Zussman.

Kydland, Finn and Edward Prescott (1982), "Time to build and aggregate fluctuations", *Econometrica*, 50 (6), 1345-1370.

Lucas, Robert Jr. and Nancy L. Stokey (1983), "Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy Without Capital", *Journal of Monetary Economics* 12 (1):55-93.

Strawczynski, M. and J. Zeira (2002), "Reducing the relative size of government in Israel after 1985", in Avi Ben-Basaṭ, Editor, *The Israeli Economy, 1985-1998 : From Government Intervention To Market Economics*. Cambridge, Mass: Cambridge, Mass : MIT Press.

Strawczynski, M. (2020), "Tax policy in Israel", in *The Israeli economy 1997-2017 - Lights and Shadows in a market economy*, Editors A. Ben-Bassat, R. Grounau and A. Sussman, Oxford University Press.

Strawczynski, M. (2023), " Searching for optimal fiscal rules: the case of Israel", SSRN.