# לקט ניתוחי מדיניות
# וסוגיות מחקריות

בנק ישראל
חטיבת המחקר
ירושלים, אדר א׳ התשע״ט • פברואר 2019

©

זכויות היוצרים בפרסום זה שמורות לבנק ישראל.
הרוצים לצטט רשאים לעשות כן בתנאי שיציינו את המקור.

פרסום זה מחליף את *סקירת ההתפתחויות התקופתית*
*(ההתפתחויות הכלכליות בחודשים האחרונים)*,
וגם הוא יופיע פעמיים בשנה ויכלול ניתוח מחקרי של כמה סוגיות כלכליות.

# תוכן העניינים


השינויים בשיעורי רוכשי דירה ראשונה בקרב צעירים על פי רמת ההכנסה בשנים 2007– 2016 4

התשואות בחו״ל, החוב הציבורי והשפעתם על התשואות הריאליות של אג״ח ממשלתיות בישראל: בחינה מחודשת 19

התמסורת משער החליפין למחירים 37

התחבורה הפרטית בישראל: ניתוח ההתפתחויות בשני העשורים האחרונים 50

## השינויים בשיעורי רוכשי דירה ראשונה בקרב צעירים על פי רמת ההכנסה[1] בשנים 2007–2016

- שיעור רוכשי דירה ראשונה בקרב שכירים בני 25–35 בכל רמות ההכנסה עלה בין השנים 2007 ו-2016.
- הקשר בין הכנסת משק הבית לבין ההסתברות של צעירים בני 25–35 לרכוש דירה ראשונה היה חזק יותר בשנים 2015–2016 מאשר בשנים שקדמו לעלייה המואצת של מחירי הדיור – 2007–2008.

### מבוא

בין השנים 2007 ו-2016 עלו מחירי הדירות בישראל ביותר מ-100 אחוזים, בעוד שההכנסה הפנויה של משקי הבית עלתה בשיעור נמוך יותר. על רקע זה נשאלת השאלה כיצד התייקרות מחירי הדירות וההקלה הפוטנציאלית בעלות המימון לאור הירידה בריביות באותה תקופה התבטאו בדפוסי הרכישה של משקי הבית. עבודה זו נסבה על משקי הבית הצעירים – האוכלוסייה העיקרית של רוכשי דירה ראשונה[2], שהיא הקבוצה החשופה ביותר להתייקרות הדיור[3] – ובפרט בשאלות אם שיעור הצעירים שרכשו דירה ראשונה השתנה, וכיצד השפיעו מאפיינים שונים של משקי הבית על ההסתברות לרכוש דירה במרוצת השנים. מוקד הניתוח הוא בהכנסת משקי הבית, ובפרט בשאלה כיצד השתנו הפערים בין צעירים מקבוצות הכנסה שונות בהסתברות לרכוש דירה ראשונה. חשוב לציין כי העלייה בהסתברות לרכישת דירה שמזוהה בנתונים אינה משקפת בהכרח ירידה בנטל הכלכלי על משקי בית צעירים, שכן התפתחות זו התאפשרה, בין היתר, הודות להארכה של תקופת החזר המשכנתה, וייתכן שהיא לוותה גם בהתפשרות על מאפייני הדירות הנרכשות.

התייקרות מחירי הדירות והשפעתה על הצעירים בישראל הן מוקד עניין בקרב הציבור בעשור האחרון. הדבר התבטא, בין היתר, במחאה החברתית (2011), בהמלצות ועדת טרכטנברג, שהוקמה בעקבות המחאה, ובתוכניות דיור חדשות שהממשלה הציעה בשנים האחרונות – "מע"מ אפס" (שלא יצאה בסופו של דבר אל הפועל), "מחיר מטרה" ו"מחיר למשתכן". דיור הוא מוצר בסיסי, שמשקלו בסך ההוצאה של משקי הבית גבוה, והוא מחייב, במרבית המקרים בהם משק הבית בוחר לרכוש דירה, נטילת הלוואה משמעותית למימון רכישת הנכס. היות והיכולת של משקי הבית להתאים במהירות את מגוריהם בתגובה לשינויים במחיר היא מוגבלת, למחירי הדירות השפעה ניכרת על משקי הבית ועל המשק. בניטה ונאור (2013), למשל, בדקו את השינויים באופן המימון של רכישת דירות (שיעור המינוף וגובה המשכנתה) ומצאו כי בשנים 2008–2012 עלה שיעור ההחזר מההכנסה של משקי הבית, יחד עם עלייה של משקל המשכנתאות ששיעורי החזרן גבוהים מההכנסה. פרידמן וריבון (2014) העריכו, על בסיס נתוני סקרי הוצאות ובהתייחס לשנים 2004–2012, כי שיעור החזר המשכנתה מתוך ההכנסה לא עלה למרות עלייה של היקף המשכנתה, בשל הארכה משמעותית של תקופת החזר המשכנתה, ירידת הריבית במשק ועלייה מסוימת בהכנסה הריאלית של משקי הבית. צור אילן (2017), בעבודה שעניינה במגבלות אשר הטיל הפיקוח על הבנקים על משכנתאות, בחנה את השינויים שההוראה בדבר הגבלת שיעור המימון (LTV) חוללה בהחלטותיהם של משקי הבית בשוק הדיור. היא מצאה כי הוראת הפיקוח לא הביאה לשינוי משמעותי בהיקף רכישת הדירות, אלא במאפייני הדירות הנרכשות: נרכשו נכסי דיור זולים יותר, רחוקים יותר מהמרכז וממוקמים בשכונות בעלות דירוג סוציו-אקונומי נמוך יותר. ואולם עבודתה של צור אילן מתייחסת לשינויים בדפוסי הרכישה של דירות בחלון זמן קצר (סביב מועד שינוי ההוראה של הפיקוח בלבד) ובטווחי מחיר ספציפיים. העבודה הנוכחית בוחנת טווחי זמן ומחיר רחבים יותר.

**כתבה: ויקי (רובשבסקי) בנית.**

1 תודה ליואב פרידמן על הליווי המקצועי והערות מועילות במהלך גיבוש המחקר. תודה לאריאל מנצורה על ייעוץ מקצועי בבניית המודל הסטטיסטי, ותודה להילה אלאלוף על סיוע בלמידת מסד הנתונים ובנייתו.

2 בשנים 2007–2016 שיעור רוכשי הדירות הראשונות בגילים 25–35 מקרב כלל רוכשי דירה ראשונה עמד על כ-60%.

3 משפרי דיור מוגנים ולו חלקית מעליית מחירים, שכן הם מחזיקים נכס, שגם מחירו עלה; לא כן רוכשי דירה ראשונה.

מחקרים נוספים בחנו כיצד עליית המחירים השפיעה על הרכב הרוכשים ועל דפוסי הרכישה. בן נאים (2012) בדקה כיצד השתנו המאפיינים של רוכשי דירה ראשונה בשנים 2004–2011 ומצאה כי עליית המחירים החדה בשנת 2009 לוותה בקיצור פרק הזמן בין מועד הנישואין לרכישת דירה. כמו כן היא מצאה כי ב-2009, שנה בה נרשמו עליות מחירים בשוק הדיור, וגדל מספר חודשי העבודה הנדרשים לרוכשי דירה ראשונה לצורך רכישתה, נכנסו לשוק זוגות צעירים פחות מבוססים בהשוואה לשנים קודמות. עבודה נוספת (בנק ישראל, 2014[4]) התמקדה בזוגות הצעירים – חלק הארי של רוכשי דירה ראשונה – בשנים 2002–2012. בעבודה זו נמצא כי שיעור הבעלות על דירות בקרב בני 25–40 הצטמצם, יחד עם עליית הגיל החציוני של רוכשי דירה ראשונה ועליית חלקן של הדירות שנרכשו בפריפריה. בן טובים (2016) הרחיבה את הניתוח של דפוסי הרכישה בקרב רוכשי דירה יחידה, ואמדה את גמישות הביקוש לדירות ביחס למחיר בשנים 2008–2014. היא מצאה שגמישות זו בממוצע נמוכה מזו שנמצאה במחקרים אחרים בעולם; משמע שבישראל התגובה ההתנהגותית של רוכשי דירה יחידה לשינויים במחיר מצומצמת יחסית (בטווח המחיר שסביב המדרגה הראשונה של מס הרכישה).

אף שרוכשי הדירות בכל שנה הם רק חלק קטן מסך בעלי הדירות[5], הרי על פני תקופה ארוכה שינויים במאפיינים של רוכשי הדירות יבואו לידי ביטוי באלה של בעלי הדירות. ההתמקדות ברוכשי דירה ראשונה במחקרים האמורים, וכן במחקר הנוכחי, נובעת מכך שהתייקרותם של מחירי הדירות פוגעת בעיקר באוכלוסייה שאין ברשותה דירה: בעוד שבעלי דירות מוגנים יחסית מפני עלייה במחיר, כי יש ברשותם נכס המבטיח שירותי דיור לאורך זמן, הציבור שאין בבעלותו דירה חשוף לעלייה[6]. ראוי אפוא לחקור כיצד התייקרות מחירי הדירות, השפיעה על קבוצות השונות זו מזו ברמות הכנסתן, במגבלת הנזילות שהן חשופות לה וביכולתן להשיג הון עצמי בהיקף שיספיק לרכישת דירה. על אף העניין הרב בנושא והמחקרים הרבים שעסקו בתחום, לא נבחנה עד היום סוגיית השינויים על פני זמן בשיעור רוכשי הדירה הראשונה על פי הכנסתם.

עבודה זו בוחנת את המאפיינים של רוכשי דירה ראשונה מבין משקי הבית הצעירים ובשינויים בהם על פני זמן, החל משנת 2007[7] טרם העלייה החדה של מחירי הדירות ועד שנת 2016. בניגוד לעבודות קודמות, שבהן הניתוח התייחס לתקופה קצרה יחסית ולאוכלוסיית רוכשי הדירות בלבד, בעבודה זו אנו בוחנים את המאפיינים של רוכשי דירה ראשונה ביחס לכלל הצעירים שאין בבעלותם דירה על פני עשור. התבוננות על כלל הצעירים מאפשרת לבדוק כיצד השתנה לאורך זמן שיעור רוכשי דירה ראשונה בקרב משקי בית עם מאפיינים שונים, בעיקר מקבוצות הכנסה שונות. אנו מוצאים כי ההסתברות לרכוש דירה ראשונה עלתה בקרב כלל האוכלוסייה הצעירה, ומתוכם במשקי הבית השייכים לחמישוני ההכנסה הרביעי והחמישי היא גדלה יותר מאשר בחמישוני ההכנסה הנמוכים יותר[8].

4 בנק ישראל (2014), "רוכשי דירה ראשונה: התמורות שחלו ב-2002–2012 בדפוסי הרכישה, לפי רמת ההכנסה".

5 כך לדוגמא שיעור רוכשי דירה ראשונה בשנת 2016 מסך בעלי הדירות עמד על כ-2%.

6 ראו בנק ישראל (2014), "נשיגות הדיור: יוקר הדירות והדיור באזורי הארץ, 2004 עד 2012".

7 בשנים שקדמו ל-2007 הנתונים מכילים כיסוי חלקי של עסקות נדל"ן, ולכן לא ניתן להתחיל את הניתוח בשנים מוקדמות.

8 חמישוני הכנסה נטו מעבודה שכירה בקרב האוכלוסייה הצעירה (פירוט בסעיף המתודולוגיה).

## הנתונים

קובץ הנתונים המשמש בסיס לניתוח נוצר מזיווג בין שני קובצי נתונים:

1. כרטסת מחירי נדל"ן-כרמ"ן – בסיס נתונים זה מכסה עסקות נדל"ן בשנים 1998–2016. לפני שנת 2000 הכיסוי היה דל, ועד שנת 2006 הוא היה חלקי (50%–60%). לגבי כל עסקה ניתן לזהות בין היתר את שנת ביצועה וסוג הקונה[9].
2. קובצי השכירים – מדגם מקרי מותמם של 10% מאוכלוסיית השכירים בישראל ובני/ות זוגם/ן. קבצים אלו הם נתוני פאנל, המכילים מידע דמוגרפי ונתוני שכר מפורטים של הנדגמים בשנים 2000–2016[10]. גם נתוני השכר של בני/בנות זוגם/ן ידועים, אם אלה היו שכירים באותה שנה.

שני מקורות המידע – כרטסת מחירי הנדל"ן וקובצי השכירים – התקבלו מרשות המסים, ובעזרתם ניתן לאפיין את מבצעיהן של עסקות הדיור ברמת פירוט גבוהה. המיזוג מתאפשר בזכות מספר מזהה (מותמם) הניתן לכל פרט בשני הקבצים, כך שלגבי כל נדגם בקובצי השכירים ניתן לזהות אם הוא או בן זוגו ביצע עסקת נדל"ן כלשהי (מכירה/רכישה). תהליך המיזוג מתנהל בארבעה שלבים: מיזוג לפי הנדגם במדגם השכירים עם רוכשי דירה, נדגם במדגם השכירים עם מוכרי דירה, בן זוג של הנדגם בקובץ השכירים עם רוכשי דירה ובן זוג של הנדגם בקובץ השכירים עם מוכרי דירה[11].

## אוכלוסיית המחקר

המחקר הקיף את כל השכירים במדגם ובני/ות זוגם/ן, (גם אם לא היו שכירים באחת מהשנים 2000–2016[12]), וגילו של הפרט המבוגר בבני הזוג הוא בין 25 ל-35[13]. נכללו אך ורק עסקות מכר של דירות מגורים בבעלות, ביישובים יהודיים או מעורבים בלבד[14] בשנים 2007–2016. כרוכשי דירה כללנו במחקר אך ורק משקי בית המשתייכים לקטגוריה של רוכשי דירה ראשונה[15], וכפוטנציאל רוכשי דירה ראשונה כללנו את כל משקי הבית שלא היו בעלי דירה עד לשנה הרלוונטית. כן הושמטו מהמחקר משקי בית שהכנסתם חריגה ביחס למדגם[16] ומשקי בית המתגוררים ביישובים ערביים.

זיהוי בעלי דירה נעשה באמצעות מעקב אחר היסטוריית העסקאות של הפרטים במשק הבית. אם זוהתה עסקת רכישה, משק הבית שהפרט משתייך אליו לא ייחשב כבעל פוטנציאל לרכישת דירה ראשונה החל מהשנה שלאחר מכן. אם לא זוהתה רכישת דירה אך זוהתה מכירת דירה במהלך השנים שבמחקר, אנו למדים שבבעלות משק הבית

9 קובצי הכרמ"ן מכילים מידע על סוג העסקה של רוכשי הדירות – דירה ראשונה: מי שרכש שיעור בעלות על דירה הגבוה מ-25%, ועד למועד הרכישה לא היה בבעלותו נכס נוסף. משפר דיור: מי שרכש דירה ובמועד הרכישה אין בבעלותו דירה, אך הייתה בבעלותו דירה בעבר (כלומר הוא בעל דירה אחת, אבל זוהי לא הרכישה הראשונה שלו). משקיע מקומי: מי שרכש דירה ובמועד הרכישה יש בבעלותו נכס נוסף.

10 מדגם השכירים אינו כולל מידע על משקי בית שאינם שכירים (עצמאים או שאינם עובדים) ועל הכנסות נוספות (כגון הון וקצבאות), אך החלק העיקרי מהכנסות משקי הבית הרוכשים דירה מתקבל מעבודה שכירה.

11 החיסרון המרכזי בקובצי השכירים נובע מהעדר רשומות של פרטים בשנים מסוימות (למשל בשנים שבהן הנדגם לא היה שכיר), וכדי לשפר את המיזוג והזיהוי של רוכשי הדירות בוצע תהליך של השלמת פרטים לגבי שנים אלו.

12 משקי בית שנכנסו/שיצאו באחת מהשנים משוק העבודה, נישארו במדגם לאורך כל שנות המחקר, כך שבשנים שבהן הם לא עבדו הם מופיעים כנטולי הכנסה. המטרה היא ליצור מצב מאוזן, כך שאם בשנים מסוימות משק בית היה בפוטנציאל לרכוש דירה, הוא יישאר בפוטנציאל גם אם יצא משוק העבודה ולהפך.

13 הגילים נבחרו בהתאם להתפלגות הגילים המרכזיים של רוכשי דירה ראשונה. ההתפלגות הופקה מתוך קובץ הנתונים הנוצר כתוצאה מהמיזוג, לפני השמטת פרטים שאינם חלק מהמחקר (לפי הגיל, המגזר ועוד).

14 מאחר שיש רק מספר מוגבל של עסקאות מדווחות ביישובים ערביים, כללנו במחקר רק עסקאות ביישובים יהודיים/ מעורבים (והשמטנו עסקאות במזרח ירושלים). במקביל שמטנו מהמדגם גם את התצפיות של תושבי יישובים ערביים, שרובם המכריע נטה להמשיך להתגורר ביישוב (דוח בנק ישראל 2016).

15 חלק מהפרטים אשר הוגדרו כרוכשי דירה ראשונה על פי ההגדרה המקורית זוהו על ידינו כבעלי דירות באמצעות מעקב אחר היסטוריית הרכישות שלהם. על כן הגדרנו אותם כמשקיעים/משפרי דיור, והם נופו מן המדגם.

16 הושמטו משקי בית שהכנסותיהם נמצאו מעל האחוזון ה-99 ומתחת לאחוזון ה-1.

**לוח 1 - אוכלוסיית המחקר*, רוכשי דירה ראשונה והכנסותיהם (במחירי 2016), שנים נבחרות.**

| | מספר משקי בית | | הכנסה ממוצעת** | | גיל ממוצע | | ממוצע שנות נישואין | | שיעור הזוגות הנשואים*** (%) | | ממוצע מספר ילדים | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | רוכשי דירה ראשונה | כלל המדגם | רוכשי דירה ראשונה | כלל המדגם | רוכשי דירה ראשונה | כלל המדגם | רוכשי דירה ראשונה | כלל המדגם | רוכשי דירה ראשונה | כלל המדגם | רוכשי דירה ראשונה | כלל המדגם |
| **2007** | 1,047 | 52,989 | 11,321 | 7,115 | 30.21 | 29.60 | 3.46 | 4.41 | 85.48 | 52.08 | 0.68 | 0.55 |
| **2008** | 1,049 | 54,783 | 11,366 | 7,155 | 30.32 | 29.58 | 3.49 | 4.51 | 84.94 | 50.38 | 0.66 | 0.53 |
| **2015** | 2,570 | 63,801 | 12,884 | 7,805 | 30.28 | 29.65 | 3.72 | 4.37 | 85.41 | 53.35 | 0.67 | 0.53 |
| **2016** | 2,473 | 63,473 | 13,065 | 8,061 | 30.21 | 29.62 | 3.82 | 4.52 | 84.67 | 50.97 | 0.66 | 0.51 |

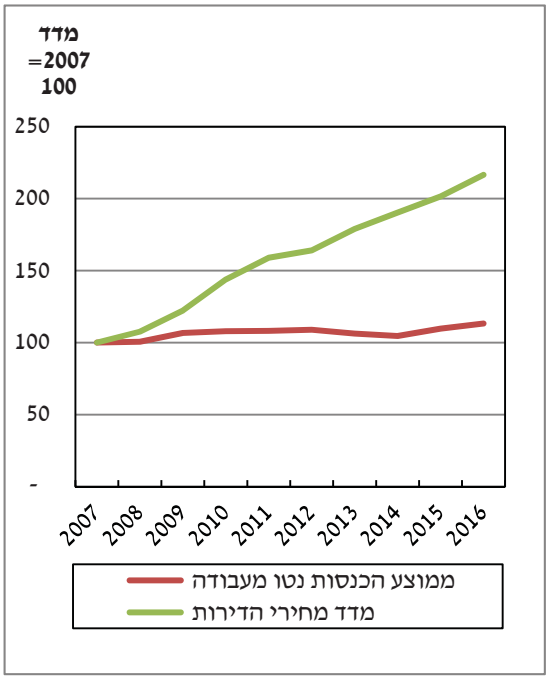
*אוכלוסיית המחקר לקוחה מתוך מדגם מקרי הכולל 10% מהשכירים, והיא כוללת משקי בית בהם הפרט המבוגר הוא בין גיל 25-35 , ללא משקי בית המתגוררים בישובים ערביים. המדגם כולל את משקי הבית הנמצאים בפונטציאל לרכוש דירה ראשונה בלבד.

** הכנסה נטו מעבודה שכירה של משק הבית, במחירי 2016

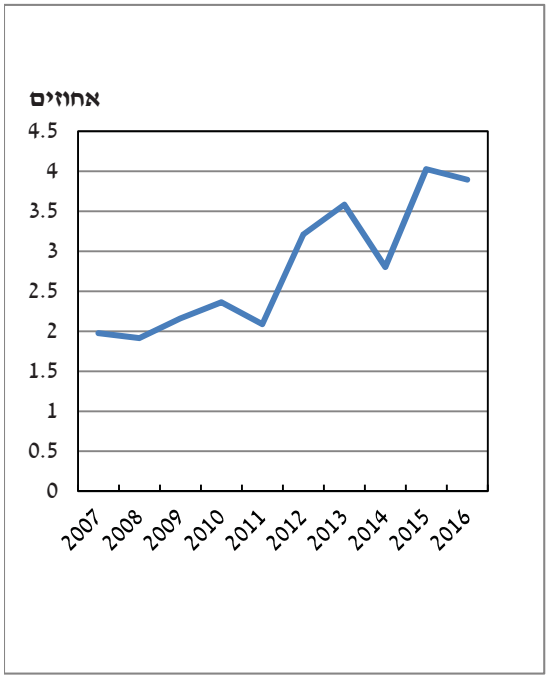
*** זוגות נשואים או זוגות שמתגוררים יחד ומנהלים משק בית משותף

**איור 1**
**הגידול בהכנסה, הגידול במדד מחירי הדירות ושיעור רוכשי דירה ראשונה, צעירים בני 25-35, 2007 עד 2016**

**איור 1א**
**הגידול בהכנסה הריאלית נטו מעבודה והגידול במדד מחירי הדירות**




**איור 1ב**
**שיעור רוכשי דירה ראשונה מתוך פוטנציאל רוכשי דירה ראשונה**




**המקור:** רשות המיסים בישראל ועיבוד בנק ישראל.

הייתה דירה, ולכן לא כוללים את משק הבית הזה בפוטנציאל רוכשי דירה ראשונה גם בשנים שקדמו למכירה. אם פרט זוהה כמשקיע לאורך אחת משנות המדגם, ולא זוהתה רכישת דירה ראשונה של אותו הפרט, נשמיט את משק הבית שהוא משתייך אליו מפוטנציאל רוכשי דירה ראשונה. להמחשה: אם זוג צעיר רכש דירה לראשונה בשנת 2010, הוא יופיע בקובץ הנתונים בשנים 2007–2010 כבעל פוטנציאל לרכישת דירה ראשונה, והחל משנת 2011 הוא ייצא מהמדגם (שכן כעת יש בבעלותו דירה, ועל כן הוא לא נכלל עוד בפוטנציאל לרכוש דירה ראשונה)[17].

לוח 1 מציג את המאפיינים העיקריים של רוכשי דירה ראשונה בהשוואה לאוכלוסיית המחקר. מהלוח וכן מאיור 1 ניתן לראות עלייה ברכישות דירה ראשונה – הן של מספר הדירות והן של שיעור משקי הבית שרכשו דירה מתוך כלל אוכלוסיית המחקר. בין שנת 2007 לשנים 2015-16 עלה שיעור רוכשי דירה ראשונה מכלל משקי הבית הצעירים ב-1.9–2.1 נקודות האחוז (שיעור גידול של כ-100%)[18]. אמנם ברנדר וסטרבצ'ינסקי (2014) מצביעים על עלייה של משקל הזוגות הצעירים עם ילדים ששוכרים דירה עד 2012, וכן ברור שמספר שנות ההכנסה הנחוצות לרכישת

17 מאחר ופירוט עסקאות קיים משנת 1998 בלבד ובחלק מהשנים פירוט העסקאות אינו מלא, יתכן כי חלק ממשקי הבית המסווגים כאן כבעלי פוטנציאל לרכישת דירה ראשונה הם כבר בעלי דירה. הואיל והמדגם מכיל אוכלוסייה צעירה, אנו מעריכים כי היקף הטעות בזיהוי אוכלוסיית משקי הבית בעלי פוטנציאל לרכישת דירה ראשונה הוא מצומצם. כדי לוודא כי התוצאות אינן מושפעות מהגדרת פוטנציאל רוכשי הדירה ערכנו בדיקת עמידות שבה כלל משקי הבית בהם הפרט המבוגר הוא בגילים 25 עד 35 הם בפוטנציאל.

18 מסקנה זו תואמת את הנתונים הגולמיים לפיהם גדל מאוד לאורך השנים האחרונות מספר רוכשי דירה ראשונה (ראה למשל איור ט-2, דוח בנק ישראל 2017).

דירה גדל במידה ניכרת (בנק ישראל, 2014 ו-2015), ואולם, יש לזכור כי הניתוח כאן אינו מתייחס לאיכות הדירות שנרכשו, מיקומן ונטל המימון הרב השנתי שהרכישה הטילה על הקונים.

כמו כן ניתן לראות ירידה בשיעור העסקאות של צעירים בשנים 2011 ו-2014 ועלייה חדה יחסית בשנים 2012 ו-2015. תופעה זו קשורה במחאה החברתית (2011) ובציפייה לתוכנית "מע"מ אפס" בשנת 2014: משקי הבית שהתכוונו לקנות דירה בשנים אלו, והמתינו, כי ציפו שהמחירים יירדו, הן כתוצאה מהמחאה החברתית והן כתוצאה מההכרזה על מבצע מע"מ אפס, חזרו לשוק מייד כשהתברר כי לא צפויות ירידות מחירים או הנחות מיוחדות לצעירים. זאת ועוד, ייתכן כי העלייה בעסקאות ב-2012, אשר הביאה את שיעורן לרמה חדשה גבוהה יותר, מבטאת הפנמה של רוכשי הדירות את סביבת הריבית הנמוכה על רקע ירידה נוספת של שיעור הריבית בשנה זו, ואולי גם הערכה באותן שנים שלא צפוי בתקופה הקרובה סיוע ממשלתי אפקטיבי לצעירים ברכישת דירה[19]. עוד ניתן לראות כי שיעורם של הזוגות הנשואים[20] בקרב רוכשי דירה ראשונה גבוה בהשוואה ליחידים.

## מתודולוגיה

מטרת המודל היא לאמוד את ההסתברות (הסיכוי) של משק בית לרכוש דירה ראשונה בשנה מסוימת. האמידה היא באמצעות רגרסיה לוגיסטית לכל אחת מהשנים 2007 עד 2016. להלן המשוואה שנאמדה:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Q_i + \beta_2 age_i + \beta_3 age^2{}_i + \beta_4 years_married_i + \beta_5 years_married^2{}_i + \beta_5 kids_i + \beta_6 status_i + \beta_7 District_i + \epsilon_i$$

כאשר:

$y_i$ – משתנה דמי לרכישת דירה ראשונה (1 – אם משק הבית $i$ רכש דירה באותה שנה ו-0 אחרת).

$Q_i$ – משתנה דמי לחמישון ההכנסה שאליו משתייך משק בית $i$ באותה שנה[21]. החלוקה לחמישונים היא לפי ההכנסה השנתית נטו של משק הבית מעבודה שכירה, בכל גיל: כיוון שבקרב אוכלוסייה צעירה עליית השכר עם העלייה בגיל היא משמעותית, אנו מסווגים את משקי הבית הצעירים לחמישונים בהתאם לדירוג השכר של משק הבית בשנתון המתאים לו[22]. נספח 3 מציג את ממוצע ההכנסות בשנים 2007–2016 לפי חמישונים.

$age_i$ – גילו של המבוגר מבין בני הזוג במשק בית i.

19 נספח 1 מציג את תוואי הריבית בשנים 2007–2016. בשנת 2009 הייתה הירידה המשמעותית ביותר לאחר המשבר הכלכלי של 2008, וירידה שנייה הייתה ב-2012, עם התייצבות ברמה נמוכה למשך תקופה ממושכת.

20 זוג נשוי מוגדר במדגם כזוג שמתגורר יחד ומנהל משק בית משותף, גם אם אינו נשוי. שנות הנישואין ייספרו החל מהשנה שבה הזוג נישא באופן רשמי. הרעיון הוא שמשק הבית ייחשב כיחיד (במקום שני משקי בית נפרדים), שכן החלטות על רכישת דירה מתקבלות על ידי שני בני הזוג גם אם הם טרם נישאו.

21 מאחר שאוכלוסיית המדגם צעירה, נערכה בדיקה של יציבות החמישונים – חישוב של שיעור משקי הבית שנותרו בחמישון ההכנסה שלהם לאחר חמש שנים (בדומה לחישוב שנעשה בעבודה של ברנדר, 2010). נספח 2 מציג את תוצאות חישוב זה, פעם לגבי משקי הבית בגילים 25–27 ופעם לגבי הגילים 28–30. ניתן לראות שחלק ניכר ממשקי הבית נותרו באותו חמישון הכנסה גם לאחר חמש שנים, וחלק קטן בלבד זז יותר מחמישון אחד.

22 הניתוח נעשה גם באמצעות חלוקה לחמישונים לפי ממוצע ההכנסות נטו של משק הבית מעבודה שכירה בשלוש השנים האחרונות. עם זאת, בקרב שכירים צעירים השכר משתנה עם הגיל במידה משמעותית ולכן העדפנו להסתכל על ההכנסה בשנה הרלוונטית כמייצגת את רמת ההכנסה של משק הבית. בכל אחת משיטות החלוקה לחמישונים מתקבלים ממצאים דומים.

$kids_i$ – דמי לקטגוריית מספר הילדים (ללא ילדים, ילד אחד או שניים, 3 ילדים ומעלה)[23].

$status_i$ – דמי למצב משפחתי ( נשוי, רווק, גרוש).

$District_i$ – משתנה דמי למחוז המגורים של משק בית i (בזמן הקנייה).

$\varepsilon_i$ – טעות מקרית.

הרגרסיה הלוגיסטית מאפשרת לנו לבחון את השפעת המאפיינים השונים של משק הבית על ההסתברות לרכוש דירה ראשונה, וכיצד אלו משתנים לאורך השנים, כאשר מוקד העניין הוא המשתנה $Q_{it}$. בפרט – אם יש פער מובהק בין חמישוני ההכנסה בהסתברות לרכוש דירה ראשונה ואם פער זה השתנה על פני זמן.

## התוצאות

לוח 2 מציג את התוצאות העיקריות[24] המתקבלות מהמשוואה. האומדים בלוח מייצגים את יחס הסיכויים (odds ratio) – ההסתברות של קבוצה אחת לרכוש דירה ראשונה ביחס להסתברות של קבוצה אחרת (למשל ההסתברות של החמישון העליון ביחס לזו של התחתון)[25] - ולא את ההשפעה על גובה ההסתברות, שאותה נציג בהמשך. מקדם גדול מאחת משמעו שערך גבוה של המשתנה מתואם עם עלייה בהסתברות לרכישת דירה ולהפך. ניתן ללמוד מלוח 2 על כיוון הקשר של המאפיינים הנבדקים במודל עם רכישת דירה, וכיצד, אם בכלל, עוצמת הקשר משתנה לאורך השנים. כך, למשל, ההסתברות של זוגות צעירים נשואים לרכוש דירה ראשונה גבוהה מזו של רווקים בגיל דומה (האומד למשתנה נשוי גדול מאחת ומובהק). גודלו של אומד זה אמנם יורד לאורך מספר שנים, אך חוזר בשנת 2016 לרמה דומה לזו של 2007. גם הגיל וותק נישואין נמצאו בעלי קשר חיובי ומובהק עם רכישת דירה, אף כי הקשר אינו ליניארי[26]. בדומה למצב המשפחתי נראה כי האומדים לגיל ולוותק הנישואין אינם משתנים משמעותית על פני התקופה, ובאופן כללי, הדינמיקה של משתני הבקרה בסוף התקופה דומה לזו שבתחילתה.

השפעת ההכנסה נמצאה חזקה. משמע שבין ההשתייכות של משק בית לחמישון מסוים (בקרב הצעירים) להסתברות לרכוש דירה יש קשר מובהק. בפרט, יחס הסיכויים לרכישת דירה ראשונה בין החמישונים השלישי, הרביעי והחמישי, לראשון מובהק לאורך כל התקופה (ובין החמישון השני לחמישון הראשון בחלק מהשנים). עוד ניתן לראות שבכל שנה האומד לחמישון החמישי גבוה במיוחד (ביחס לאומדי המשתנים האחרים). נוסף על כך, האומד לחמישון החמישי לאורך מרבית התקופה גבוה יותר מאשר בתחילתה. מכאן שהקשר של חמישון ההכנסה שאליו משתייך משק הבית עם סיכויי הרכישה מתעצם עם השנים, ובפרט – יחס הסיכויים לרכוש דירה ראשונה

23 קביעת הקטגוריות התבצעה לפי התפלגות מספר הילדים במדגם. הואיל ומדובר באוכלוסייה צעירה, במרבית משקי בית אין ילדים, חלקם עם ילד אחד ומיעוטם עם שלושה ילדים ומעלה.

24 תוצאות הרגרסיה המלאות מוצגות בנספח 4.

25

$$exp[\beta] = \frac{\left[\frac{p(y=1|x=1)}{p(y=0|x=1)}\right]}{\left[\frac{p(y=1|x=0)}{p(y=0|x=0)}\right]} = odds\ ratio$$

26 ככל שהגיל מבוגר יותר, השפעת הגיל יורדת, וכך גם לגבי שנות הנישואין. לשם המחשה: אם נסתכל על משק בית בשנת 2016, שבו המבוגר מבני הזוג בן 27 באותו שנה, התוספת ליחס הסיכויים הנובעת משנה נוספת בגילו (כשיתר המשתנים קבועים) גבוהה יותר מאשר במשק בית של בני 30 וכך הלאה.

**לוח 2- תוצאות משוואת הרגרסיה הנאמדת –משתנים עיקריים, 2007-2016**

| | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **חמישון 2** | 1.043 | 1.224 | 1.441** | 1.294* | 1.240 | 1.151 | 1.352*** | 0.983 | 1.353*** | 1.008 |
| | (0.160) | (0.192) | (0.216) | (0.174) | (0.170) | (0.140) | (0.148) | (0.125) | (0.143) | (0.103) |
| **חמישון 3** | 1.437** | 1.769*** | 1.922*** | 1.461*** | 1.584*** | 1.772*** | 1.572*** | 1.444*** | 1.639*** | 1.226** |
| | (0.202) | (0.255) | (0.272) | (0.189) | (0.204) | (0.195) | (0.164) | (0.167) | (0.164) | (0.119) |
| **חמישון 4** | 1.938*** | 2.275*** | 3.300*** | 2.551*** | 2.153*** | 2.556*** | 2.408*** | 2.245*** | 2.493*** | 2.173*** |
| | (0.255) | (0.311) | (0.439) | (0.305) | (0.263) | (0.267) | (0.234) | (0.239) | (0.233) | (0.189) |
| **חמישון 5** | 3.334*** | 3.720*** | 5.215*** | 4.277*** | 3.948*** | 4.761*** | 4.546*** | 3.954*** | 4.862*** | 3.952*** |
| | (0.417) | (0.487) | (0.680) | (0.495) | (0.462) | (0.479) | (0.425) | (0.405) | (0.436) | (0.328) |
| **נשוי (לעומת רווק)** | 3.001*** | 2.981*** | 1.323** | 1.559*** | 1.558*** | 1.676*** | 1.994*** | 3.162*** | 2.246*** | 2.483*** |
| | (0.349) | (0.357) | (0.152) | (0.169) | (0.177) | (0.155) | (0.168) | (0.294) | (0.176) | (0.199) |
| **גיל** | 2.179*** | 2.824*** | 2.576*** | 2.899*** | 1.494* | 2.443*** | 2.045*** | 2.384*** | 2.534*** | 2.099*** |
| | (0.516) | (0.680) | (0.561) | (0.602) | (0.310) | (0.425) | (0.332) | (0.436) | (0.387) | (0.321) |
| **גיל בריבוע** | 0.988*** | 0.984*** | 0.985*** | 0.984*** | 0.994* | 0.986*** | 0.989*** | 0.986*** | 0.985*** | 0.988*** |
| | (0.00388) | (0.00393) | (0.00356) | (0.00337) | (0.00342) | (0.00284) | (0.00267) | (0.00300) | (0.00250) | (0.00251) |
| **שנות נישואין** | 1.220*** | 1.274*** | 1.549*** | 1.519*** | 1.609*** | 1.559*** | 1.451*** | 1.221*** | 1.346*** | 1.320*** |
| | (0.0523) | (0.0580) | (0.0582) | (0.0530) | (0.0613) | (0.0494) | (0.0431) | (0.0409) | (0.0391) | (0.0396) |
| **שנות נישואין בריבוע** | 0.970*** | 0.965*** | 0.957*** | 0.960*** | 0.954*** | 0.955*** | 0.963*** | 0.975*** | 0.967*** | 0.969*** |
| | (0.00413) | (0.00441) | (0.00353) | (0.00326) | (0.00364) | (0.00304) | (0.00280) | (0.00315) | (0.00274) | (0.00278) |
| **ילד אחד או שניים (לעומת ללא ילדים)** | 1.352*** | 1.214** | 1.129 | 1.008 | 1.013 | 1.073 | 0.988 | 0.971 | 1.026 | 0.999 |
| | (0.118) | (0.105) | (0.0964) | (0.0805) | (0.0841) | (0.0717) | (0.0617) | (0.0663) | (0.0594) | (0.0584) |

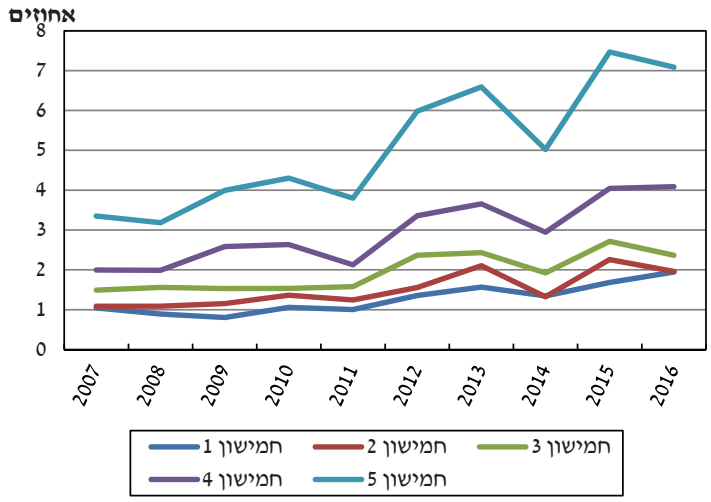
*בסוגריים מוצגות סטיות התקן.

* מציין מובהקות ברמת 10% ** מציין מובהקות ברמת 5% *** מציין מובהקות ברמת 1%.

בין חמישון ההכנסה העליון לחמישון התחתון עלה בשנים 2009 ואילך לעומת 2007–2008, השנים שלפני תחילת העלייה החדה של מחירי הדירות[27].

באיור 2 ניתן לראות את ההשפעה הישירה של משתנה ההכנסה על ההסתברות לרכוש דירה ראשונה: האפקט השולי (Marginal effect[28]) של חמישון ההכנסה. חישוב האפקט השולי מאפשר לחלץ את ההסתברות של משק בית לרכוש דירה ראשונה בהינתן השתייכותו לחמישון מסוים, כאשר יתר המשתנים מוחזקים קבועים (AMEs - Average Marginal Effect)[29]. האיור מראה שהאפקט השולי הכללי עולה, אך עלייה זו נובעת בעיקר מהעלייה באפקט השולי של החמישון העליון, כך שהפער בין החמישונים בהסתברות לרכוש דירה ראשונה גדל. נוסף על כך, בלוח 3 ניתן לראות את התוספת השולית להסתברות לרכוש דירה ראשונה, בהינתן השתייכות משק הבית לחמישון 5 (לעומת חמישון 1), כשיתר המשתנים קבועים. גם כאן בולט גידולו של הפער בין החמישון העליון לתחתון לעומת השנים שבתחילת התקופה הנחקרת, וגידול זה נמצא מובהק.

**איור 2**
**האפקט השולי הממוצע (AMEs) של חמישון ההכנסה**
**על ההסתברות לרכוש דירה, 2007 עד 2016**




המקור: רשות המיסים בישראל ועיבוד בנק ישראל.

27 כדי לבדוק אם העלייה בפער מובהקת, ערכנו ניתוח מובהקות בהפרש הפערים בין חמישונים 1 ו-5 באמצעות מבחן לכל זוג שנים אפשריות לאחר הרצת רגרסיה אחידה לכל השנים (עם משתנה אינטראקציה לשנה עם כל המשתנים במודל). נספח 5 מציג את ההפרשים באומד המוצג בלוח 2 בין כל זוג שנים אפשריות, ומראה כי בהשוואה לשנת 2007 (ובחלק מהשנים גם לשנת 2008), גידול הפער בין החמישונים מובהק, אך לא כן הפער בין השנים המאוחרות יותר.

28 ברגרסיה הלוגיסטית האפקט השולי של משתנה k מחושב באופן הבא:

$$\mathrm{MFX}(x_k) = \frac{\partial p}{\partial x_k} = \beta_k p(1-p) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_k x_k)}{[\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_k x_k)]^2}\beta_k$$

29 (AMEs - Average Marginal Effect) - חישוב האפקט השולי הממוצע כאשר יתר המשתנים מוחזקים קבועים פרט למשתנה אחד. כך, למשל, כדי לחשב את האפקט השולי של המשתנה חמישון ההכנסה: כל המדגם נותר כפי שהוא פרט למשתנה החמישון. בשלב הראשון כל המדגם לכאורה משתייך לחמישון הראשון, בשלב השני כולו משתייך לחמישון השני, וכך הלאה, כאשר יתר המשתנים זהים. יש לציין כי ניתן לחלץ את האפקט השולי בדרכים נוספות המקובלות בספרות – למשל, על ידי הצבת הערכים הממוצעים של המשתנים פרט למשתנה חמישון ההכנסה. בשתי השיטות התוצאות המתקבלות דומות והמגמות זהות. עוד יש לזכור כי ניתוח ההסתברות שונה מניתוח האומדים המתקבלים ממשוואת האמידה, שכן המעבר כאמור מיחס הסיכויים להסתברויות איננו ליניארי. כדי לבדוק את טיב התוצאות המתקבלות מניתוח האפקט השולי אמדנו את המשוואה באמצעות מודל OLS שבו האומדים המתקבלים מייצגים את ההשפעה הישירה של משתנה חמישון ההכנסה על גובה ההסתברות. האומדים המתקבלים מהרצה זו דומים ברמתם לאפקט השולי המתקבל בניתוח האמור, והמגמה זהה: התרחבות הפער בהסתברות לרכוש דירה ראשונה בין החמישון העליון לתחתון לאורך התקופה הנחקרת.

הממצא המרכזי העולה מתוצאות האמידה ומהניתוח דלעיל הוא שבסך הכול הייתה, לאורך שנות המחקר, עלייה בהסתברות של זוגות צעירים לרכוש דירה ראשונה, כפי שהוצג בלוח 1. גידול זה מופיע בכל אחד מהחמישונים, אך מרביתו בחמישונים העליונים. ניתן להעריך כי העובדה שעלות המימון פחתה עקב הריביות הנמוכות בשוק, ועימה החשש מהמשך עליות המחירים, הניעו זוגות צעירים לרכוש דירות; ולמשקי הבית בחמישונים העליונים יש גישה טובה יותר לשוק המשכנתאות ויכולת להעמיד הון עצמי גבוה יותר[30], ולכן יכולת טובה יותר לממש את הרצון לרכוש דירה[31].

**לוח 3-התוספת השולית הנובעת מהשתייכות לחמישון 5 לעומת חמישון 1 להסתברות לרכוש דירה ראשונה, 2007-2016**

| שנה | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| חמישון 5 לעומת 1 (תוספת בנקודות אחוז) | 2.31 | 2.29 | 3.19 | 3.24 | 2.79 | 4.63 | 5.02 | 3.68 | 5.78 | 5.14 |
| מובהקות לעומת 2007 | _ | _ | ** | ** | _ | *** | *** | *** | *** | *** |
| מובהקות לעומת 2008 | _ | _ | ** | ** | _ | *** | *** | *** | *** | *** |

מובהקות נבדקה באמצעות מבחן wald בכל שנה לעומת השנים 2007 ו-2008 (בנפרד).

* מציין מובהקות ברמת 10% ** מציין מובהקות ברמת 5% *** מציין מובהקות ברמת 1%.

הניתוח הבא עושה שימוש בתוצאות האמידה במטרה לבחון כיצד משפיע משתנה חמישון ההכנסה על ההסתברות המצטברת[32] של משק בית שהפרט המבוגר בו הוא בן 25 (בתחילת התקופה) לקנות דירה במהלך עשר שנים. בשלב הראשון, אמדנו בכל גיל את ההסתברות השנתית לרכוש דירה ראשונה בהתאם למאפיינים של משק בית "טיפוסי": פרט המתגורר במרכז, נישא בגיל 29 והופך להורה עם ילד אחד בהגיעו לגיל 32[33]. את החישוב ביצענו עבור כל אחד מחמישוני ההכנסה, ועל ידי שימוש באומדים של שנים שונות. לבסוף צברנו את ההסתברות השנתית על פני 11 שנים מגיל 25 עד גיל 35. חישוב זה מוצא את ההסתברות הצפויה של משק בית שלא רכש דירה עד גיל 25, להיות בעל דירה עד גיל 35.

ראשית, ניתן לראות בהתאם לממצאים דלעיל, שההסתברות המצטברת לרכוש דירה ראשונה עלתה במהלך העשור וביחס לתקופה שלפני העלייה החדה במחירים (איור 3). כך על פי האומדים לשנת 2007 משק בית של פרט רווק בן 25 המשתייך לחמישון התחתון של הכנסות הצעירים משכר, ההסתברות המצטברת שלו לרכוש דירה ראשונה עד גיל 35 (ולאחר שיינשא בגיל 29) תעמוד על כ-17%. הסתברות דומה המחושבת לגבי משק בית עם מאפיינים זהים על פי האומדים לשנת 2016 עומדת על כ- 28% – עלייה של כ-11 נקודות אחוז. גם עבור החמישונים השלישי והחמישי נצפית עלייה בהסתברות זו. באיור בולט בעיקר גידול הפער בין החמישונים בסיכוי המצטבר לרכוש דירה: על פי האומדנים לשנת 2007 הפער בין החמישון התחתון לעליון עמד על 28 נקודות אחוז, בעוד שעל פי האומדנים לשנת 2016 פער זה הוא 43 נקודות אחוז– גידול של 15 נקודות אחוז בפער. בדומה לממצאים שהוצגו עד כה נרשם לאורך

30 בסיס הנתונים כאמור אינו מאפשר גישה לנתוני ההון העצמי של משקי הבית. עם זאת, השתייכות לחמישון הכנסה מעבודה מתואמת עם צבירת הון עצמי, ועל כן ההנחה היא שמשקי בית בחמישון העליון הם בעלי הון עצמי גבוה יותר מזה של החמישון התחתון.

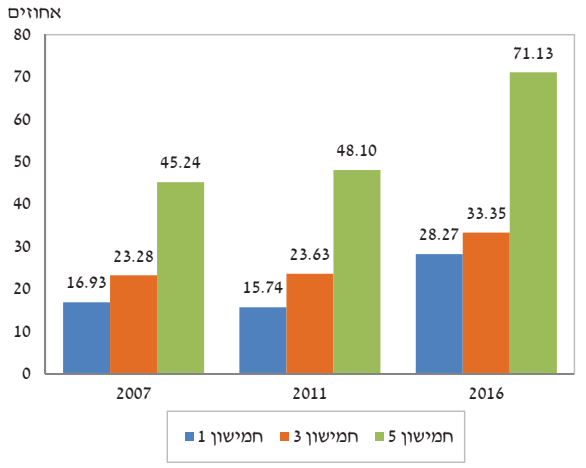
31 נמצא כי מתחילת גל העליה במחירי הדירות משקי בית צעירים שלא הייתה בבעלותם דירה הגדילו את הכנסתם מעבודה יותר ממשקי בית דומים שהיתה בבעלותם דירה (דוח בנק ישראל 2015, פרק ה), ככל הנראה כדי להגדיל את הונם העצמי ואת יכולת ההחזר, וכך לממן קניית דירה. עם זאת, תוספת ההכנסה שזוהתה היא כ-15%, הרבה פחות מהפער בהכנסה הממוצעת בין החמישונים במחקר זה (לוח נספח 3).

32 ההסתברות המצטברת מתקבלת על ידי סכימת ההסתברויות של משק בית לרכוש דירה בכל גיל (החל מגיל 25) במהלך עשר שנים. זאת בניגוד להסתברות הכללית לרכוש דירה ראשונה בשנה מסוימות/בגיל מסוים, בהינתן מאפיינים מסוימים.

33 אפיינו את משק הבית בהתאם להתפלגות המשתנים לפי גילים. מאחר וגיל משק הבית נבחר לפי גילו של המבוגר מבני הזוג, גיל הנישואין וגיל הולדת הילד הראשון של משק הבית גדול יותר מהממוצע באוכלוסייה.

השנים גידול בהסתברות של משק בית צעיר לרכוש דירה, וגדל הפער בהסתברות זו בין חמישוני ההכנסה.

**איור 3**
**ההסתברות המצטברת של משק בית אופייני לרכוש דירה ראשונה במהלך 10 שנים שבין גיל 25 ל-35 בתקופות שונות ועל פי חמישוני הכנסה, 2007, 2013ו-2016**




*בכל גיל חישבנו את ההסתברות לרכוש דירה ראשונה בהינתן הקריטריונים של משק בית אופייני במדגם, עבור כל אחד מחמישוני ההכנסה. את ההסתברות צברנו על פני 10 שנים, כאשר בכל פעם חזרנו על החישוב לפי אומדים של שנים שונות.

**המקור:** רשות המיסים בישראל ועיבוד בנק ישראל.

## בדיקת עמידות

מאחר שפירוט עסקות מצוי משנת 1998 בלבד, ובחלק מהשנים הוא אינו מלא, ייתכן כי חלק ממשקי הבית המסווגים במחקר כבעלי פוטנציאל לרכישת דירה ראשונה הם כבר בעלי דירה. הואיל והמדגם מכיל אוכלוסייה צעירה אנו מעריכים כי היקף הטעות בזיהוי אוכלוסיית משקי הבית בעלי פוטנציאל לרכישת דירה ראשונה הוא מצומצם. כמו כן סביר להניח כי רוב משקי הבית שרכשו דירה ראשונה לפני 2007 החליפו דירה במהלך העשור, ועל כן היה ניתן לזהות משק בית כזה כבעל דירה (ולנפותו מהפוטנציאל)[34]. כדי לוודא שהתוצאות אינן מושפעות מהגדרת פוטנציאל רוכשי הדירה ערכנו ניתוח זהה פרט להגדרת אוכלוסיית המחקר. בניתוח זה האוכלוסייה בעלת הפוטנציאל לרכוש דירה ראשונה בכל שנה הוגדרה כסך משקי הבית שבהם יש שכיר אחד לפחות, והפרט המבוגר הוא בן גיל 25 עד 35, בין אם מצויה לגביהם היסטוריית עסקאות ובין אם לאו. השמטנו מהמחקר משקי בית שעשו באותה שנה עסקת השקעה או שיפור בדיור. רוכשי דירה ראשונה מוגדרים כמשקי הבית המשתייכים לקטגוריה של רוכשי דירה ראשונה (באופן זהה לניתוח למעלה). מאחר שהסיכוי לטעות בזיהוי גבוה יותר בשנים שבתחילת התקופה הנחקרת המטרה היא לבדוק אם שיעור העסקאות במדגם בשני סוגי הניתוחים מציג דינמיקה דומה לאורך שנות המחקר. הרעיון המרכזי הוא שאם התפתחות שיעור העסקות לאורך השנים דומה ניתן להניח שלא נוצרה הטיה בזיהוי לטובת שנים מסוימות.

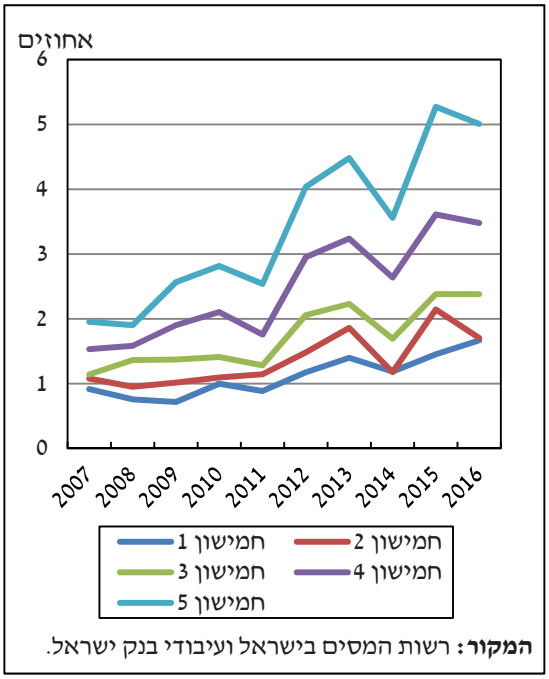
איור 4 מציג את שיעור רוכשי דירה ראשונה מתוך כלל האוכלוסייה המוגדרת בשני אופנים: כלל האוכלוסייה (כפי שהיא מוגדרת בבדיקת האיתנות) ופוטנציאל רוכשי דירה ראשונה (כפי שהוגדר במודל המרכזי). ניתן לראות מגמות זהות פרט לרמה נמוכה יותר של שיעור רוכשי דירה ראשונה במודל השני, מה שאינו מפתיע עקב הגדלת אוכלוסיית ההשוואה. ניתן ללמוד מכך שככל הנראה, שיעור הטעות בזיהוי משקי בית כחלק מהפוטנציאל (משקי בית שיש בבעלותם דירה אך לא זוהו ככאלה) הוא נמוך, מהסיבות שצוינו לעיל. נוסף על כך ניתן לראות ממצאים דומים באשר לעלייה בהסתברות הכללית לרכוש דירה ראשונה, יחד עם עלייה בפער בין החמישון העליון לתחתון במהלך העשור (איור 5).

34 כדי לבדוק הנחה זו בדקנו את שיעור הזוגות הצעירים שהחליפו/מכרו דירות במהלך התקופה נחקרת. נמצא כי מתוך רוכשי דירות שהיו בני גיל 25–35 בשנים 2007–2008 60% ביצעו עסקת שיפור בדיור או מכירה של דירה באחת מהשנים 2009–2016.

**איור 4**
**שיעור רוכשי דירה ראשונה מתוך כלל המדגם ומתוך פוטנציאל רוכשי דירה ראשונה, 2007 עד 2016**

**המקור:** רשות המסים בישראל ועיבודי בנק ישראל.

**איור 5**
**האפקט השולי הממוצע (AMEs) של חמישון ההכנסה - בדיקת עמידות, 2007 עד 2016**




**המקור:** רשות המסים בישראל ועיבודי בנק ישראל.

## סיכום

בעשור האחרון עלו מחירי הדירות בקצב מהיר, יותר מההכנסה הפנויה של משקי הבית. עבודה זו עושה שימוש בנתונים פרטניים של רשות המסים כדי לבחון שינויים בשיעור משקי הבית הצעירים שרכשו דירה ראשונה, ובפרט במאפייני ההכנסה שלהם, בין השנים 2007 ו-2016. אופן הניתוח איפשר אמידה כמותית של שיעור משקי הבית הצעירים שרכשו דירה ראשונה על פי המאפיינים שלהם, וכיצד ההשפעה של כל אחד ממאפיינים אלו השתנתה לאורך השנים. התוצאות מצביעות על עלייה בשיעור משקי הבית שרכשו דירה ראשונה בקרב כלל האוכלוסייה הצעירה, במיוחד בקרב משקי בית השייכים לחמישוני ההכנסה הרביעי והחמישי של ההכנסות משכר בקרב הצעירים. בחינת שיעור רוכשי דירה ראשונה כפונקציה של מדרג ההכנסות בקרב השכירים הצעירים מעלה כי ההסתברות של משקי בית בחמישון העליון של ההכנסה גדלה ביחס לשנים 2007–2008 יותר מזו של משקי הבית השייכים לחמישון התחתון. סביר כי הסיבה המרכזית לכך היא העובדה שמשקי הבית מהחמישון העליון הם בממוצע בעלי הון עצמי[35] גבוה יותר ויכולת גבוהה יותר של החזר משכנתה (יחס ההחזר להכנסות משק הבית), ולכן יכולתם לממש את ההחלטה לרכוש דירה היא גדולה יותר.

אמנם הממצאים מלמדים על גידול בשיעור רכישת דירה ראשונה בקרב משקי בית צעירים, אך חשוב להזכיר כי העלייה בשיעור רוכשי דירה ראשונה אינה משקפת בהכרח ירידה בנטל הכלכלי על משקי הבית הצעירים, שכן התפתחות זו התאפשרה גם הודות להארכה של תקופת החזר המשכנתה, וייתכן שהיא לוותה גם בהתאמות, שאינן בהכרח רצויות, במאפייני הדירות – המיקום, הגודל וכו'.

[35] סביר להניח שישנם משקי בית הנעזרים בהון עצמי של הוריהם כדי לממן דירה. רכיב ההון העצמי של ההורים לא מצוי בנתוני השכירים, אך ניתן להניח שיש קשר בין שכר ההורים ויכולתם לצבור הון עצמי (ובאמצעותו לסייע לילדיהם לרכוש דירה) לבין חמישון ההכנסה של ילדיהם. לדיון מורחב בנושא המובילות הבין-דורית ראו אלוני וקריל (2017) וזוסמן ופריש (2009).

## נספחים

**איור 1**
**ריבית ריאלית משוקללת משכנתאות,**
**2007 עד 2016**

המקור: עיבוד בנק ישראל.

**נספח 2-תזוזת משקי הבית בין חמישוני הכנסה לאחר חמש שנים, לפי גילים**

| חמישון הכנסה בגילאים 27-25 | | | | | | חמישון הכנסה בגילאים 30-28 | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| חמישון הכנסה כעבור חמש שנים | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | חמישון הכנסה כעבור חמש שנים | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1 | 0.30 | 0.23 | 0.14 | 0.07 | 0.03 | 1 | 0.37 | 0.22 | 0.09 | 0.04 | 0.02 |
| 2 | 0.19 | 0.24 | 0.25 | 0.15 | 0.06 | 2 | 0.20 | 0.32 | 0.22 | 0.09 | 0.04 |
| 3 | 0.13 | 0.16 | 0.21 | 0.25 | 0.14 | 3 | 0.10 | 0.17 | 0.29 | 0.24 | 0.08 |
| 4 | 0.10 | 0.12 | 0.15 | 0.24 | 0.28 | 4 | 0.06 | 0.10 | 0.19 | 0.34 | 0.23 |
| 5 | 0.08 | 0.11 | 0.12 | 0.18 | 0.40 | 5 | 0.03 | 0.05 | 0.10 | 0.19 | 0.55 |
| שיעור משקי הבית שיצאו מהמדגם | 0.21 | 0.14 | 0.12 | 0.10 | 0.09 | שיעור משקי הבית שיצאו מהמדגם | 0.24 | 0.14 | 0.11 | 0.10 | 0.09 |

**הלוח מציג את התפלגות חמישוני ההכנסה של משקי הבית היום וכעבור חמש שנים (באותה קוהורטה). למשל, מתוך משקי הבית שהשתייכו לחמישון הראשון כאשר היו בני 25–27, 35% נותרו בחמישון הראשון, ו23% עברו לחמישון השני, כעבור חמש שנים).*

**נספח 3- הכנסה ממוצעת של אוכלוסיית המדגם לפי חמישונים (במחירי 2016), 2007-2016**

| | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| חמישון 1 | 1,243 | 1,251 | 1,399 | 1,462 | 1,486 | 1,460 | 1,420 | 1,356 | 1,447 | 1,548 |
| חמישון 2 | 3,859 | 3,877 | 4,157 | 4,233 | 4,261 | 4,239 | 4,148 | 4,067 | 4,268 | 4,483 |
| חמישון 3 | 6,188 | 6,234 | 6,684 | 6,783 | 6,785 | 6,805 | 6,666 | 6,553 | 6,872 | 7,145 |
| חמישון 4 | 9,105 | 9,181 | 9,856 | 9,965 | 9,958 | 10,073 | 9,840 | 9,667 | 10,141 | 10,451 |
| חמישון 5 | 15,185 | 15,238 | 15,877 | 15,947 | 15,985 | 16,176 | 15,754 | 15,576 | 16,302 | 16,686 |
| סה"כ | 7,115 | 7,155 | 7,593 | 7,677 | 7,694 | 7,749 | 7,564 | 7,443 | 7,805 | 8,061 |

**נספח 4- תוצאות משוואת הרגרסיה הנאמדת, 2007-2016.**

| | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| חמישון 2 | 1.043 | 1.224 | 1.441** | 1.294* | 1.240 | 1.151 | 1.352*** | 0.983 | 1.353*** | 1.008 |
| | (0.160) | (0.192) | (0.216) | (0.174) | (0.170) | (0.140) | (0.148) | (0.125) | (0.143) | (0.103) |
| חמישון 3 | 1.437** | 1.769*** | 1.922*** | 1.461*** | 1.584*** | 1.772*** | 1.572*** | 1.444*** | 1.639*** | 1.226** |
| | (0.202) | (0.255) | (0.272) | (0.189) | (0.204) | (0.195) | (0.164) | (0.167) | (0.164) | (0.119) |
| חמישון 4 | 1.938*** | 2.275*** | 3.300*** | 2.551*** | 2.153*** | 2.556*** | 2.408*** | 2.245*** | 2.493*** | 2.173*** |
| | (0.255) | (0.311) | (0.439) | (0.305) | (0.263) | (0.267) | (0.234) | (0.239) | (0.233) | (0.189) |
| חמישון 5 | 3.334*** | 3.720*** | 5.215*** | 4.277*** | 3.948*** | 4.761*** | 4.546*** | 3.954*** | 4.862*** | 3.952*** |
| | (0.417) | (0.487) | (0.680) | (0.495) | (0.462) | (0.479) | (0.425) | (0.405) | (0.436) | (0.328) |
| נשוי (לעומת רווק) | 3.001*** | 2.981*** | 1.323** | 1.559*** | 1.558*** | 1.676*** | 1.994*** | 3.162*** | 2.246*** | 2.483*** |
| | (0.349) | (0.357) | (0.152) | (0.169) | (0.177) | (0.155) | (0.168) | (0.294) | (0.176) | (0.199) |
| גרוש (לעומת רווק) | 0.460** | 0.973 | 1.278 | 1.175 | 1.547 | 1.032 | 0.883 | 1.270 | 0.983 | 0.964 |
| | (0.171) | (0.273) | (0.344) | (0.330) | (0.424) | (0.275) | (0.240) | (0.338) | (0.232) | (0.239) |
| שנות נישואין | 1.220*** | 1.274*** | 1.549*** | 1.519*** | 1.609*** | 1.559*** | 1.451*** | 1.221*** | 1.346*** | 1.320*** |
| | (0.0523) | (0.0580) | (0.0582) | (0.0530) | (0.0613) | (0.0494) | (0.0431) | (0.0409) | (0.0391) | (0.0396) |
| שנות נישואין*שנות נישואין | 0.970*** | 0.965*** | 0.957*** | 0.960*** | 0.954*** | 0.955*** | 0.963*** | 0.975*** | 0.967*** | 0.969*** |
| | (0.00413) | (0.00441) | (0.00353) | (0.00326) | (0.00364) | (0.00304) | (0.00280) | (0.00315) | (0.00274) | (0.00278) |
| גיל | 2.179*** | 2.824*** | 2.576*** | 2.899*** | 1.494* | 2.443*** | 2.045*** | 2.384*** | 2.534*** | 2.099*** |
| | (0.516) | (0.680) | (0.561) | (0.602) | (0.310) | (0.425) | (0.332) | (0.436) | (0.387) | (0.321) |
| גיל*גיל | 0.988*** | 0.984*** | 0.985*** | 0.984*** | 0.994* | 0.986*** | 0.989*** | 0.986*** | 0.985*** | 0.988*** |
| | (0.00388) | (0.00393) | (0.00356) | (0.00337) | (0.00342) | (0.00284) | (0.00267) | (0.00300) | (0.00250) | (0.00251) |
| ילד אחד או שניים (לעומת 0 ילדים) | 1.352*** | 1.214** | 1.129 | 1.008 | 1.013 | 1.073 | 0.988 | 0.971 | 1.026 | 0.999 |
| | (0.118) | (0.105) | (0.0964) | (0.0805) | (0.0841) | (0.0717) | (0.0617) | (0.0663) | (0.0594) | (0.0584) |
| שלושה ילדים ומעלה | 1.702*** | 1.189 | 1.429* | 0.893 | 1.238 | 1.394** | 1.122 | 0.967 | 1.132 | 0.954 |
| | (0.339) | (0.259) | (0.264) | (0.184) | (0.238) | (0.214) | (0.167) | (0.167) | (0.155) | (0.139) |
| צפון | 0.857 | 1.391** | 1.134 | 1.021 | 1.495*** | 1.097 | 1.076 | 1.180 | 1.547*** | 1.045 |
| | (0.147) | (0.222) | (0.169) | (0.148) | (0.223) | (0.131) | (0.109) | (0.142) | (0.163) | (0.108) |
| חיפה | 1.623*** | 1.820*** | 1.733*** | 1.596*** | 2.103*** | 1.682*** | 1.495*** | 1.691*** | 2.240*** | 1.736*** |
| | (0.242) | (0.275) | (0.240) | (0.213) | (0.297) | (0.184) | (0.141) | (0.188) | (0.221) | (0.162) |
| מרכז | 1.605*** | 1.845*** | 1.571*** | 1.733*** | 1.840*** | 1.732*** | 1.308*** | 1.448*** | 1.972*** | 1.491*** |
| | (0.212) | (0.249) | (0.194) | (0.202) | (0.235) | (0.167) | (0.109) | (0.144) | (0.177) | (0.124) |
| תל אביב | 1.389** | 1.017 | 1.101 | 1.189 | 1.307* | 1.112 | 0.908 | 1.162 | 1.430*** | 1.263*** |
| | (0.193) | (0.151) | (0.148) | (0.150) | (0.181) | (0.118) | (0.0833) | (0.123) | (0.137) | (0.111) |
| דרום | 1.327* | 1.485*** | 1.144 | 1.254* | 1.781*** | 1.509*** | 1.145 | 1.381*** | 1.869*** | 1.552*** |
| | (0.196) | (0.222) | (0.162) | (0.165) | (0.245) | (0.159) | (0.106) | (0.149) | (0.179) | (0.137) |
| יו"ש | 1.631*** | 2.265*** | 1.900*** | 1.467** | 2.184*** | 1.440*** | 0.934 | 1.652*** | 1.542*** | 1.275** |
| | (0.291) | (0.391) | (0.297) | (0.234) | (0.347) | (0.192) | (0.118) | (0.215) | (0.189) | (0.147) |
| חותך | 1.62e-08*** | 2.21e-10*** | 1.21e-09*** | 1.86e-10*** | 5.05e-06*** | 3.50e-09*** | 8.76e-08*** | 6.11e-09*** | 2.50e-09*** | 6.50e-08*** |
| | (5.73e-08) | (7.95e-10) | (3.96e-09) | (5.81e-10) | (1.56e-05) | (9.12e-09) | (2.12e-07) | (1.67e-08) | (5.72e-09) | (1.48e-07) |
| תצפיות | 51,818 | 53,722 | 56,307 | 58,112 | 59,633 | 60,935 | 61,258 | 61,785 | 62,889 | 63,301 |

*בסוגריים מוצגות סטיות התקן.

* מציין מובהקות ברמת 10% ** מציין מובהקות ברמת 5% *** מציין מובהקות ברמת 1%.

**נספח 5- ההפרשים באומדים של החמישון החמישי לעומת הראשון, בין כל זוג שנים אפשריות*.**

| | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **2008** | 0.11 | | | | | | | | |
| **2009** | 0.45** | 0.34* | | | | | | | |
| **2010** | 0.25 | 0.14 | -0.2 | | | | | | |
| **2011** | 0.17 | 0.06 | -0.28 | -0.08 | | | | | |
| **2012** | 0.36** | 0.25 | -0.09 | 0.11 | 0.19 | | | | |
| **2013** | 0.31** | 0.2 | -0.14 | 0.06 | 0.14 | -0.05 | | | |
| **2014** | 0.17 | 0.06 | -0.28* | -0.08 | 0 | -0.19 | -0.14 | | |
| **2015** | 0.38** | 0.27* | -0.07 | 0.13 | 0.21 | 0.02 | 0.07 | 0.21 | |
| **2016** | 0.17 | 0.06 | -0.28* | -0.08 | 0 | -0.19 | -0.14 | 0 | -0.21* |

* מציין מובהקות ברמת 10% ** מציין מובהקות ברמת 5% *** מציין מובהקות ברמת 1%.

*כל תא בלוח מייצג את ההפרש בין השנה שבשורה לשנה בעמודה. (למשל ההפרש באומד לחמישון החמישי ב- 2009 לאומד למקדם זה ב-2007 הוא 0.45)

מובהקות בהפרש הפערים בין חמישונים 1 ו-5 נבדקו באמצעות מבחן $x^2$ לכל זוג שנים אפשריות לאחר הרצת רגרסיה אחידה לכל השנים (עם משתנה אינטראקציה לשנה עם כל המשתנים במודל).

## ביבליוגרפיה


אלוני, צליל וזאב קריל 2017). מוביליות בין-דורית בשכר בישראל – השוואה בין-לאומית ובין קבוצות אוכלוסייה, אגף הכלכלן הראשי במשרד האוצר.

בן טובים, נילי, (2016).״ אמידת גמישות הביקוש לדירות ביחס למחיר בישראל״, סדרת מאמרים לדיון, 2016.08 , חטיבת המחקר, בנק ישראל.

בן נאים, גלית, (2012). ״רוכשי דירה ראשונה בעשור האחרון-מאפיינים ומגמות״, הרבעון הישראלי למסים, 131.

בניטה, גולן וזיו נאור, (2013). ״סיכון הלווים בשוק המשכנתאות: התפתחותו ההיסטורית והערכתו במספר תרחישים״, ניירות תקופתיים, 2013.8 , חטיבת המחקר, בנק ישראל.

בנק ישראל (2014). ״נשיגות הדיור: יוקר הדירות והדיור באזורי הארץ, 2004 עד 2012״, בתוך: התפתחויות הכלכליות בחודשים האחרונים 137, אוקטובר 2013 עד מארס 2014, חטיבת המחקר.

בנק ישראל, (2015). ״רוכשי דירה ראשונה: התמורות שחלו ב-2002-2012 בדפוסי הרכישה, לפי רמת ההכנסה״ בתוך: ההתפתחויות הכלכליות בחודשים האחרונים 138, אפריל עד ספטמבר 2014, חטיבת המחקר.

בנק ישראל, דין וחשבון שנתי, שנים שונות.

ברנדר עדי, ( 2010 ).״השפעת הסדרי החיסכון לגיל הפרישה בישראל על התחלקות ההכנסות״, סקר בנק ישראל 84, דצמבר 123–87.

ברנדר, עדי ומישל סטרבצ׳ינסקי ( 2014 ). ״מדיניות הממשלה ביחס להורים צעירים״, סדרת מאמרים לדיון, 2014.01, חטיבת המחקר, בנק ישראל.

זוסמן, נעם ורוני פריש (2009). ״ההשפעה הסיבתית של סביבת גידול ההורים והשכלתם על השכלת ילדיהם״, סדרת מאמרים לדיון, 2009.02, חטיבת המחקר, בנק ישראל.

פרידמן, יואב וסיגל ריבון 2014). ״מאיפה הכסף? – רכישת דירות ומימונן: ניתוח באמצעות נתוני סקר הוצאות משקי הבית, 2004 עד 2011״, ניירות תקופתיים, 2014.05, חטיבת המחקר, בנק ישראל.

צור אילן ,ניצן (2017). ״ השפעת מגבלות אשראי על בחירות הלווים בשוק הדיור :המקרה של המגבלה על שיעור המימון״, סדרת מאמרים לדיון, 2017.03, בנק ישראל.

# התשואות בחו"ל, החוב הציבורי והשפעתם על התשואות הריאליות של אג"ח ממשלתיות בישראל: בחינה מחודשת

- התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בישראל מתואמות עם התשואות הריאליות בגוש האירו במידה רבה ומובהקת יותר מאשר עם התשואות המקבילות בארה"ב; מתאם זה גדל מאז שפרץ המשבר הפיננסי העולמי, והוא מתחזק ככל שאופק האג"ח מתארך. מתאם זה נובע ככל הנראה מהקשר המשמעותי בין הפעילות הכלכלית באירופה לפעילות בישראל.
- היחס בין החוב הציבורי לתוצר משפיע על התשואות באופן מובהק ומשמעותי, והשפעה זו גדלה מאז פרוץ המשבר הפיננסי. הנתונים שהיו ידועים על היחס בזמן אמת מסבירים את התשואות טוב יותר מהנתונים המעודכנים המתקבלים מאוחר יותר.

## 1. מבוא

בשני העשורים האחרונים ירדו התשואות הריאליות על האג"ח הממשלתיות הישראליות לאופקים הקצרים והארוכים. התפתחות זו התרחשה על רקע הירידה ביחס בין החוב הציבורי לתוצר, הירידה המתמשכת והמשמעותית בריבית בנק ישראל ובריבית הריאלית הנגזרת ממנה, והירידה שחלה מאז פרוץ המשבר העולמי בתשואות הריאליות במדינות המפותחות.

ברנדר וריבון (2014) בדקו את השפעת הגורמים האלה – היינו מרכיבים של המדיניות הפיסקלית, המדיניות המוניטרית והסביבה העולמית – על התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות הישראליות לשנה ול-3, 5 ו-10 שנים, והם התמקדו בשנים 2001—2013. עבודה זו משתמשת במסגרת הניתוח שהם גיבשו ומרחיבה את המדגם עד יוני 2017, כדי לבחון שתי סוגיות: (א) האם התשואות בישראל מתואמות עם התשואות בגוש האירו[1] יותר מאשר עם התשואות בארה"ב[2]; (ב) האם הנתונים שהתקבלו על היחס בין החוב הציבורי לתוצר כשהתשואות נקבעו בשוק, כלומר בזמן אמת, מסבירים אותן טוב יותר מהנתונים המעודכנים שהתקבלו בהמשך.

המוטיבציה לבחון את הסוגיה הראשונה נוגעת לכך שכאשר מנתחים את המשק הישראלי נהוג לראות בריבית האמריקאית – כלומר בתשואות האמריקאיות – אינדיקציה לסביבת הריבית העולמית, אף שהיקף הסחר הישראלי עם אירופה גדול משמעותית מהיקף הסחר עם ארה"ב והתנודות בשוקי המניות בישראל מתואמות מאז 2009 עם התנודות באירופה יותר מאשר עם התנודות בארה"ב[3]. בעבר לא התעורר צורך לבחון בנפרד את התשואות האירופיות מפני שהתקיים מתאם גבוה בינן לבין התשואות האמריקאיות (ראו איור 1). אולם מאז המשבר הפיננסי העולמי נפרדו תוואי התשואות, ולכן חשוב ואפשר לזהות אילו מהן מתואמות במידה משמעותית יותר עם התשואות בישראל.

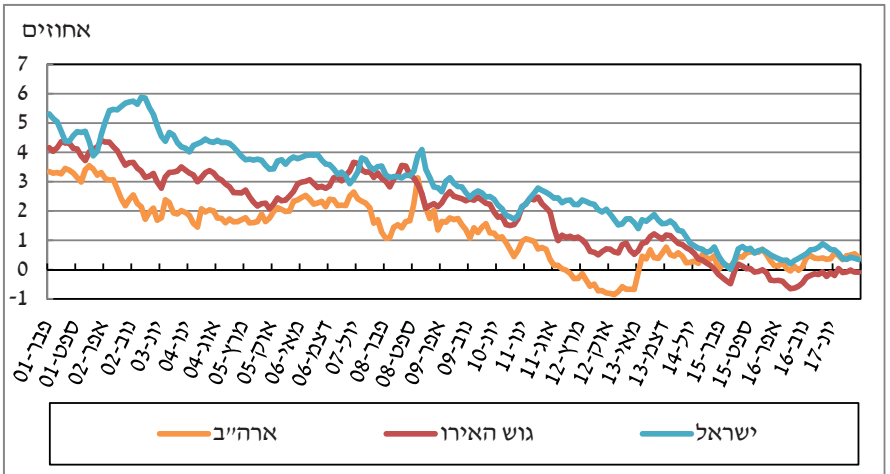
**כתב: גלעד שלום.**

1 נתוני התשואות בגוש האירו נלקחו מבלומברג, ובמאגר זה התשואות על האג"ח של גרמניה וצרפת מייצגות את התשואות חסרות הסיכון של מדינות הגוש: התשואה לשנה משקפת את התשואה הנומינלית על האג"ח של ממשלת צרפת, והתשואות ל-3, 5 ו-10 שנים משקפות את התשואות הנומינליות על האג"ח של ממשלת גרמניה. שימוש בתשואות של גרמניה בלבד העלה תוצאות דומות.

2 אנו מנסחים את השאלה במונחי מתאם היות שהניתוח בעבודה אינו מאפשר לקבוע אם התשואות בחו"ל השפיעו ישירות על התשואות בישראל, או שהן מייצגות התפתחויות כלכליות באירופה ובעולם שהשפיעו גם על התשואות בישראל.

3 המתאם בין מדד ת"א 125 (בעבר ת"א 100) למדד S&P 500 עמד על 85% לפני 2009 ונותר כזה גם לאחר מכן. המתאם בין מדד ת"א 125 ל-NASDAQ עמד על 70% לפני 2009 ועל 81% בין 2009 ל-2017. המתאם בין מדד ת"א 125 ל-EuroStoxx 50 עמד על 37% לפני 2009 ועל 92% בין 2009 ל-2017.

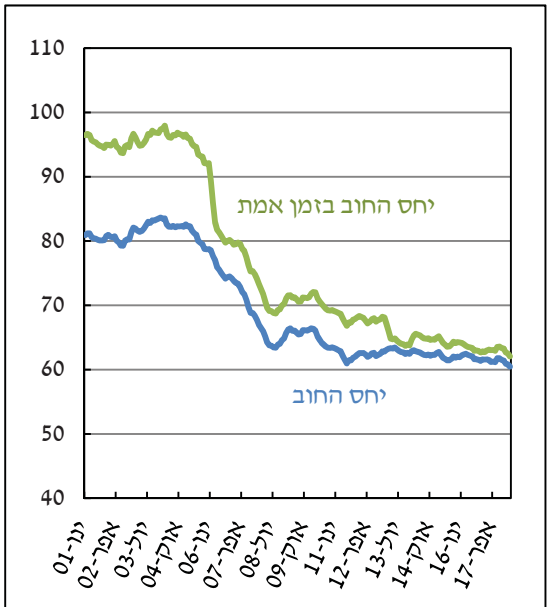
**איור 1**
**התשואות הריאליות על האג"ח הממשלתיות ל-10 שנים,**
**פברואר 2001 עד יוני 2017**




מקדמי המתאם בכל שנות המדגם:
ישראל-גוש האירו: 93%, ישראל-ארה"ב: 81%, ארה"ב-גוש האירו: 88%
מקדמי המתאם במדגם שמתחיל בשנת 2009:
ישראל-גוש האירו: 93%, ישראל-ארה"ב: 38%, ארה"ב-גוש האירו: 60%
**המקור:** בנק ישראל ובלומברג.

אשר למוטיבציה לבחון את הסוגיה השנייה, ברנדר וריבון מצאו כי היחס בין החוב הציבורי (ברוטו) לתוצר הפוטנציאלי מייצג באופן מיטבי את השפעת המדיניות הפיסקלית על התשואות הריאליות. מחקרים אחדים העלו כי הנתון המשמעותי אינו יחס החוב בפועל אלא התחזיות לגביו; Engen and Hubbard (2004) לדוגמה מצאו כי התחזית שגיבש משרד התקציבים של הקונגרס האמריקאי (ה-CBO) השפיעה באופן מובהק על התשואות הריאליות ל-10 שנים, בשעה שהנתונים בפועל לא השפיעו עליהן. לכן ברנדר וריבון התמקדו בנתון המעודכן ביותר על יחס החוב כמה תקופות לאחר התאריך שבו נקבעו התשואות, וראו בו אומד לחוב שהמשקיעים צפו בעת קביעתן. אולם מכיוון שאומדני התוצר שהלמ"ס מפרסמת לשנים קודמות השתנו לאורך השנים בשיעור ניכר, היחס המחושב על סמך הנתונים המעודכנים ביותר אינו זה שעמד לנגד עיני המשקיעים בשוק כשהתשואות נקבעו. לכן בדקנו את השפעת יחס החוב הממשלתי ברוטו שהיה ידוע בעת שהתשואות נקבעו, כלומר את השפעת יחס החוב שנמדד בזמן אמת. איור 2 מתייחס לשנות המדגם ומציג את התפתחות היחס בין החוב הציבורי לתוצר הן לפי הנתון הידוע כיום והן לפי הנתון שדווח בזמן אמת.

**איור 2**
**החוב הציבורי ברוטו והחוב הציבורי ברוטו**
**בזמן אמת ביחס לתוצר הפוטנציאלי,**
**2001 עד 2017**




**המקור:** ברנדר ע' (יפורסם).

האיור מעלה כי היחס לפי הנתונים בזמן אמת גבוה מהיחס האחר לכל אורך תקופת המדגם שכן אומדני התוצר מתעדכנים כלפי מעלה. בהקשר זה כדאי להעיר כי האיור מעלה גם שהחל משנת 2011 ועד לסוף תקופת המדגם ירד היחס בין החוב לתוצר הפוטנציאלי מכ-63% לכ-60.5%, בשעה שהיחס בין החוב לתוצר הנומינלי ירד במידה משמעותית יותר – מכ-69% בתחילת 2011 עד לכ-62% ביוני 2017. תוצאה זו נובעת מכך שפער התוצר (על פי ההגדרות ששימשו את ברנדר וריבון) הצטמצם בתקופה זו ומחירי התוצר עלו אל מעל למגמה.

המשך הדיון בנוי כך: סעיף 2 סוקר את הרקע התיאורטי לניתוח: הוא מתאר את הערוצים שדרכם המשתנים השונים משפיעים על תשואות האג"ח; סעיפים 3 ו-4 מציגים, בהתאמה, את הנתונים והשיטה; סעיף 5 מתאר את התוצאות; וסעיף 6 מסכם.

## 2. הרקע התיאורטי

### א. השפעת המדיניות הפיסקלית

כאמור, ברנדר וריבון מצאו כי היחס בין החוב לתוצר הפוטנציאלי מייצג באופן מיטבי את השפעת המדיניות הפיסקלית על התשואות הריאליות. יחס זה משפיע על רמת התשואות במישרין מפני שכאשר החוב גדל הממשלה מגדילה את היצע האג"ח, מחיריהן יורדים ותשואותיהן עולות. אולם נוסף לכך היחס משפיע על רמת התשואות גם בעקיפין, דרך ציפיותיהם של הצרכנים והמשקיעים: כשהחוב הממשלתי גדל עולה הסיכון שהממשלה לא תוכל לעמוד בהתחייבויותיה בעתיד; סיכון זה גלוי למשקיעים במשק, ולכן מוביל גם כן לעליית התשואות. על כן נכלול באמידת התשואות את היחס בין החוב הממשלתי ברוטו לתוצר הפוטנציאלי[4] (בזמן אמת ולחלופין על פי הנתונים הידועים כיום).

### ב. השפעת הסביבה העולמית

המשק הישראלי קטן ופתוח למסחר ותנועות הון ולכן חשוף להשפעה רבה מצד הסביבה העולמית, הן הריאלית והן הפיננסית. התשואות בעולם משפיעות במישרין ובעקיפין על התפתחות התשואות לטווחים השונים בישראל. במישרין, משום שהן נכס חלופי; ובעקיפין, מכיוון שהן משפיעות על המדיניות המוניטרית ומכיוון שהן מתואמות עם הפעילות הכלכלית בעולם. לכן אנו כוללים באמידה את התשואות על האג"ח הצמודות של ממשלת ארה"ב לאופקים השונים ואת התשואות הריאליות על האג"ח של גרמניה וצרפת לאופקים השונים שכן אלה משמשות כאמור אינדיקטור לתשואות חסרות הסיכון על האג"ח של גוש האירו. אנו משתמשים בריבית בגרמניה ובצרפת כי אין זה סביר לצפות שהתשואות בישראל ישתנו בהתאם לשינויים בפרמיית הסיכון של מדינות אחרות בגוש האירו: לרוב הפרמיה הזו ייחודית למדינות האחרות ומשקפת את הסיכון בהן יחסית לסיכון בגרמניה וצרפת. כמו כן אנו כוללים באמידה אינדיקטור לרמת הסיכון המיוחסת לסביבה העולמית – מדד ה-VIX (Volatility Index). מדד זה אומד את התנודתיות הצפויה במדד המניות S&P 500, והוא עשוי להשפיע באופן דיפרנציאלי על התשואות במשק קטן כמו ישראל ועל התשואות בכלכלות גדולות ומפותחות כמו ארה"ב וגוש האירו.

4 כדי לקבל את הגידול בתוצר הפוטנציאלי בכל שנה חישבנו את הגידול הממוצע בתוצר לנפש בגילי העבודה העיקריים מ-1974 בתוספת שיעור הגידול של אוכלוסייה זו בשנה נתונה; גידול זה בישראל יציב במשך תקופות ארוכות, והוא דומה לגידול המקביל במדינות OECD. כדי להתאים את נתוני התוצר הפוטנציאלי לנתוני זמן אמת לקחנו את ההפרש בין התוצר הנומינלי לתוצר הפוטנציאלי (על סמך הנתונים העדכניים), והפרש זה היווה עבורנו את ההפרש שבין התוצר בזמן אמת (המחושב) לתוצר הפוטנציאלי מותאם לנתוני זמן אמת.

### ג. השפעת המדיניות המוניטרית

המדיניות המוניטרית משפיעה על תשואות האג״ח בעיקר דרך רמת הריבית שקובע בנק ישראל[5]. ריבית זו צפויה להשפיע על התשואות לכל האופקים דרך השפעתה על התשואות הקצרות (שכן הן גם מהוות חלק מהארוכות). עם זאת, ככל שהמדיניות המוניטרית נתפסת כפרמננטית יותר כך גדלה השפעתה על התשואות לאופקים הארוכים גם באמצעות התשואות הצפויות בשנים הבאות. לשם המחשה, Ber et al. (2004) מצאו כי ריבית בנק ישראל השפיעה על התשואות הארוכות בשנות התשעים ובראשית העשור הקודם, וייחסו זאת למדיניות הדיסאינפלציה באותה תקופה.

עלינו לכלול אפוא באמידת התשואות את ריבית בנק ישראל. אולם מאחר שהיא עשויה להיות מושפעת גם מהריבית בחו״ל, הכללתה עלולה להסתיר חלק מהשפעת הריבית בחו״ל על התשואות בישראל. כדי להתמודד עם הקושי אנו נעזרים במתודה שנקטו ברנדר וריבון: אמדנו משוואה לריבית בישראל וכללנו בה את הריבית בחו״ל ומשתנים אקסוגניים נוספים שסביר להניח כי הם משפיעים על הריבית המקומית. לאחר מכן כללנו את הריבית המקומית הנאמדת ואת השארית ממנה באמידת התשואות, וכך הוספנו להשפעתה הישירה של הריבית בחו״ל גם את השפעתה העקיפה, דרך הריבית בישראל. כמו כן כללנו באמידת התשואות את ציפיות האינפלציה[6], שכן אנו בוחנים את התשואות הריאליות.

כדי לבחון את השפעת הריבית בחו״ל על ריבית בנק ישראל השתמשנו בריבית המוניטרית בארה״ב ולחלופין בריבית המוניטרית בגוש האירו. מהאמידה עולה כי לריבית בארה״ב השפעה מובהקת בשעה שלריבית בגוש האירו השפעה בלתי מובהקת (ראו נספחים 2 ו-3). על כן השתמשנו בריבית האמריקאית כדי לאמוד את ריבית בנק ישראל.

### ד. השפעת הפעילות המקומית והמצב הביטחוני

הסביבה המקומית אינה ניצבת במוקד הבדיקה, אך היות שהיא משפיעה על רמת התשואות אנו מוסיפים לאמידה שני משתנים שמייצגים אותה: (1) שיעור השינוי ברמת הפעילות המקומית, משתנה שנמדד לפי שיעור הצמיחה של התוצר, משפיע על התשואות באמצעות השפעתו על הביקוש להשקעות: זה פועל להעלאת הריבית ועל כן נכלל באמידה. (2) המצב הביטחוני עשוי להשפיע על רמת התשואות היות שהוא משפיע על רמת הסיכון הגלום בהשקעה במשק. כדי לייצג את המצב הביטחוני אנו כוללים באמידה, בדומה לניתוחים קודמים, את המידה שבה מספר התיירים הנכנסים סוטה מהמגמה ארוכת הטווח.

## 3. הנתונים

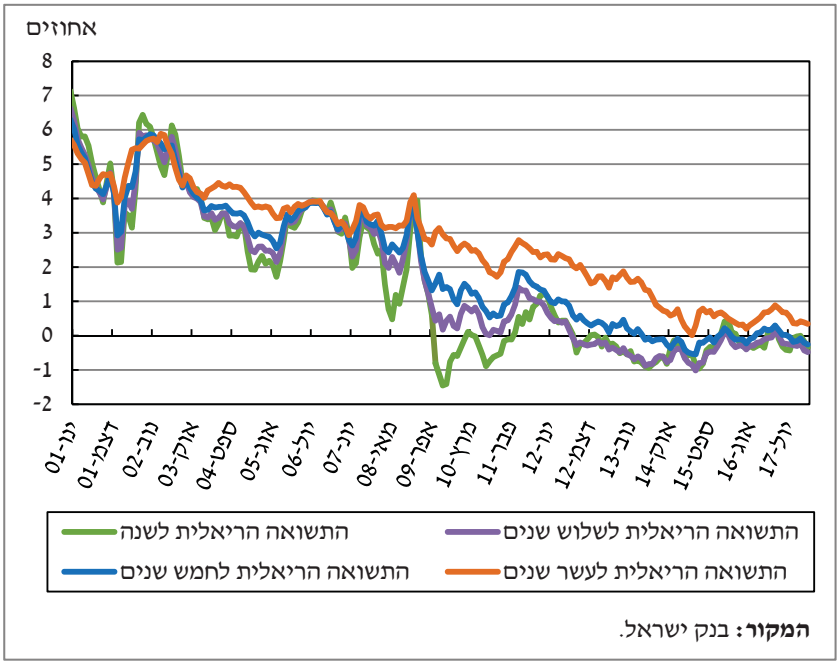
הנתונים בעבודה זו נלקחו ממאגרי המידע של בנק ישראל, ה-OECD ובלומברג.

איור 3 מתייחס לשנים 2001—2017 ומציג את התשואות הריאליות על האג״ח הממשלתיות בישראל לאופקים השונים. האיור מראה כי כצפוי, תנודתיות התשואה יורדת עם התארכות האופק. כמו כן, בכל האופקים התשואות מציגות ירידה מתמשכת, ונכון לסוף 2017 כולן נמצאות באחת הרמות הנמוכות ביותר שנראו בשני העשורים האחרונים. עוד ניתן לראות כי עד 2009, השנה שבה פרץ המשבר הפיננסי העולמי, התשואות לאופקים השונים דומות מאוד, והחל מנקודה זו קצבי הירידה מתפצלים ולאחר מכן מתכנסים לרמה אפסית.

5 בעבודה זו איננו מנסים לאמוד את השפעת הכלים המוניטריים הנוספים שהופעלו בשנים האחרונות, כגון ההתערבות בשוק המט״ח וההכוונה לגבי העתיד. יחד עם זאת אנו כוללים במשוואות האמידה משתנה דמי לתקופה שבה רכש בנק ישראל אג״ח ממשלתיות בשוק הפתוח.

6 לשנה, לפי שוק ההון.

**איור 3**
**התשואות הריאליות על האג"ח הממשלתיות בישראל,**
**2001 עד 2017**



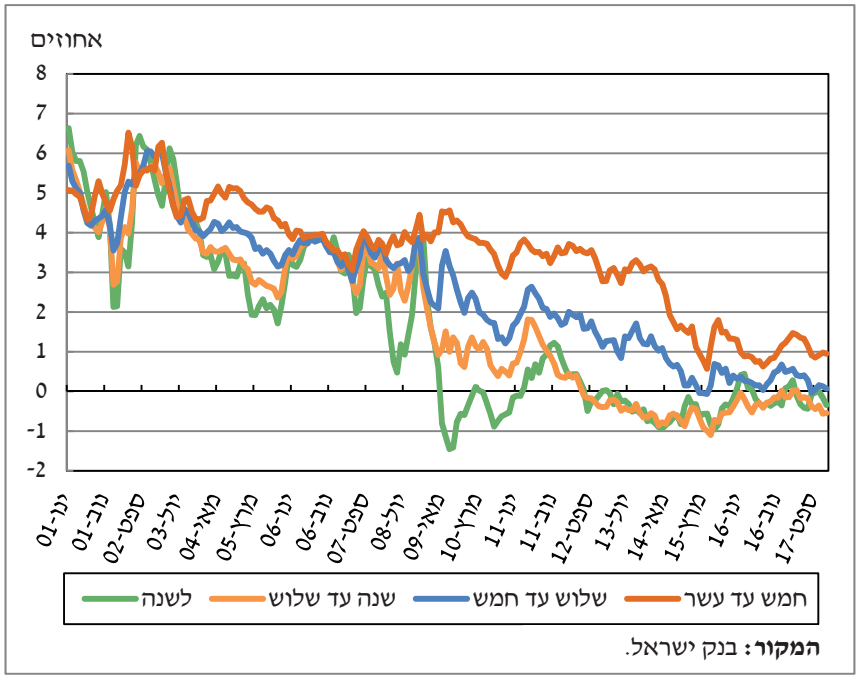

**המקור:** בנק ישראל.

כדי לבחון אם התשואות בחו"ל ויחס החוב משפיעים על התשואות לאופקים הארוכים בישראל רק באמצעות התשואות הקצרות או גם ישירות, בחנו את התשואות פורוורד. איור 4 מתאר את תשואות הפורוורד שחושבו לפי גישת הציפיות (Expectations Theory). האיור כולל את התשואה לשנה אחת ואת תשואות הפורוורד ל-1—3 שנים, 3—5 שנים ו-5—10 שנים. ניתן לראות כי תשואות הפורוורד מציגות מגמות דומות לאלה שמציגות התשואות הריאליות לכלל התקופה, אך התשואות הריאליות ירדו מ-2008 במהירות בשעה שתשואות הפורוורד, בעיקר בטווחים הארוכים, הגיבו באופן מתון יותר.

לגבי התשואות לאופקים הקצרים (שנה ו-3 שנים) בארה"ב, ולגבי התשואות לכל האופקים (שנה ו-3, 5 ו-10 שנים) בגוש האירו, קיימים נתונים נומינליים בלבד. כדי לחשב את הנתון הריאלי ניכינו מהתשואה הנומינלית לכל טווח את השינוי במדד הליבה של מדד המחירים לצרכן בתקופה המתאימה, שכן הוא משמש אומדן לאינפלציה הצפויה בשנים הקרובות[7]. אולם ניכוי זה אינו מבטיח כי תוצאותיו זהות לתשואות הריאליות שהמשקיעים ראו לנגד עיניהם כשהתשואות נקבעו, ולכן נתייחס לסוגיה זו בבדיקות העמידות.

7 כך חישבנו את התשואה הריאלית לתקופות השונות: מהתשואה הנומינלית לשנה ניכינו את השינוי במדד הליבה של מדד המחירים לצרכן בשנה שקדמה לחודש שבו נמדדה התשואה; מהתשואה הנומינלית ל-3 שנים ניכינו את השינוי במדד הליבה ב-3 השנים שקדמו לחודש שבו נמדדה התשואה; ומהתשואה הנומינלית ל-5 ול-10 שנים ניכינו את השינוי במדד הליבה בחמש השנים שקדמו לחודש שבו נמדדה התשואה.

**איור 4**
**תשואות הפורוורד בישראל, 2001 עד 2017**




**המקור:** בנק ישראל.

## 4. המתודולוגיה

ערכנו את האמידה הליניארית לגבי התשואות הריאליות לארבעת הטווחים – שנה אחת ו-3, 5 ו-10 שנים – במסגרת Seemingly Unrelated Regression (SUR); זוהי הכללה של מודל רגרסיה לינארית אשר מביאה בחשבון את האפשרות שקיים מתאם בין השאריות של המשוואות במערכת[8]. תקופת המדגם משתרעת בין ראשית 2001 ליוני 2017 עקב אילוצים שנוגעים לנתונים[9].

כדי לבחון אם עוצמת השפעתם של המשתנים השתנתה במשך השנים כללנו באמידה את האינטראקציות בין (1) התשואות על האג״ח האמריקאיות, (2) התשואות על האג״ח בגוש האירו ו-(3) היחס בין החוב לתוצר הפוטנציאלי לבין משתנה דמי שמקבל את הערך 1 החל משנת 2009. בחרנו בשנה זו היות שמצאנו כי היא המובהקת בשנות המדגם[10] ומכיוון שסביבה פרץ המשבר הפיננסי, אירוע שהוביל לזעזועים משמעותיים ומתמשכים בשווקים הפיננסיים בארץ ובעולם, לרבות היפרדות בין מגמות התשואות בגוש האירו למגמות בארה״ב[11].

8 בכל הספציפיקציות מבחן Pagan-Breusch למתאם בין השאריות מובהק ברמה של 0.000%, ולכן ניתן לדחות את ההשערה ששאריות המשוואות אינן מתואמות.

9 התוצר הפוטנציאלי (בשיטת החישוב שנקטנו) משקף נתון שנתי ולכן יכולנו לחשבו עד 2017 בלבד. היחס בין החוב הציבורי לתוצר מחושב על סמך התוצר הפוטנציאלי; באמידה מייצגת אותו הסטייה של הממוצע בששת החודשים הבאים מהממוצע ב-20 השנים האחרונות, ולכן יש נתונים רק עד יוני 2017.

10 גם 2006 מובהקת, דבר שעולה גם מתוצאות הרגרסיות המתגלגלות באיור 6.

11 ראו איור 1.

### משוואת האמידה

בחרנו את המשתנים המסבירים על יסוד השיקולים שהצגנו במסגרת הרקע התיאורטי, ואמדנו את התשואות הריאליות על האג״ח הממשלתיות בישראל באמצעות המשוואה הבאה:

$$y_{r,t} = \alpha + \beta F_t + \gamma W_{r,t} + \delta E_t + \theta M_t + \pi VIX_t + \mu dumh_t + \epsilon_{r,t}$$

כאשר

$r=1,3,5,10$ – הטווח עד לפדיון האג״ח (בשנים).

$t=1,\ldots,198$ – מספר החודשים בתקופת המדגם (ינואר 2001 עד יוני 2017). זהו החודש שבו נמדדה התשואה על כל אג״ח.

$y$ – המשתנה התלוי: התשואות הריאליות על האג״ח הממשלתיות בישראל לאופקים השונים.

$F$ – הסטייה של ממוצע היחס בין החוב הציבורי ברוטו לתוצר הפוטנציאלי בזמן אמת בששת החודשים הבאים מהממוצע ארוך הטווח[12]. נוסף לכך כללנו גם משתנה לאינטראקציה בין יחס החוב לבין משתנה הדמי לשנת 2009 ואילך.

$W$ – וקטור של משתני הסביבה העולמית. הוא כולל את התשואה הריאלית על האג״ח בארה״ב[13], את התשואה הריאלית המחושבת על האג״ח בגוש האירו, ומשתנים לאינטראקציה ביניהם לבין משתנה הדמי לשנת 2009 ואילך.

$E$ – וקטור של משתני הפעילות המקומית. הוא כולל את השינוי בתוצר[14] ואת הסטייה (בלוגריתמים) של מספר התיירים הנכנסים מהמגמה ארוכת הטווח (זו מייצגת כזכור את המצב הביטחוני).

$M$ – וקטור של משתני המדיניות המוניטרית. הוא כולל את ריבית בנק ישראל שנאמדה במשוואת הריבית, את השארית ממשוואת הריבית, ואת ציפיות האינפלציה לשנה הקרובה משוק ההון.

$VIX$ – ערך מדד ה-VIX (זהו כזכור אינדיקטור לרמת הסיכון המיוחסת לסביבה העולמית).

$dumh$ – משתנה דמי לפברואר 2009 עד אוגוסט אותה שנה, תקופה שבה התערב בנק ישראל כרוכש בשוק האג״ח.

### 5. התוצאות

מצאנו כי המדיניות המוניטרית והסביבה הכלכלית המקומית משפיעות על התשואות במידה דומה לזו שאמדו ברנדר וריבון, ואת ערכי המקדמים ניתן לראות בלוח 1. אשר למדיניות הפיסקלית, בכל הספציפיקציות מצאנו כי ליחס בין החוב הציבורי לתוצר הפוטנציאלי יש השפעה מובהקת ומשמעותית על התשואות לכל האופקים, ומאז 2009 המקדם נע בין 0.08 לאופק של שנה ל-0.1 לאופק של 10 שנים; כלומר כשיחס החוב יורד ב-10 נקודות אחוז הריבית הריאלית על האג״ח הממשלתיות פוחתת ב-0.8—1.0 נקודת אחוז[15]. עוד מצאנו כי השפעת השינוי ביחס גדלה אחרי 2009 בכל האופקים, דבר שבא לידי ביטוי במשתנה לאינטראקציה בין החוב למשתנה הדמי לשנת 2009 ואילך (לוח 1). אומדני ההשפעה של יחס החוב לתוצר לפני 2009 דומים לאומדנים במדינות מפותחות אחרות באותה תקופה (Poghosyan, 2014). לגבי השנים האחרונות קשה לערוך השוואה כזו מפני שהבנקים המרכזיים במדינות המפותחות רכשו הרבה אג״ח ממשלתיות לאופקים ארוכים.

12 הממוצע ב-20 השנים האחרונות.

13 המקורית בטווחים של 5 ו-10 שנים והמחושבת בטווחים של שנה ו-3 שנים.

14 השינוי הממוצע בששת החודשים האחרונים בפיגור של תקופה.

15 ההשפעה אחרי 2009 שווה לסכום המקדמים של יחס החוב הממשלתי ושל האינטראקציה שלו עם משתנה הדמי ל-2009 ואילך.

**לוח 1**
**הגורמים המשפיעים על התשואות הריאליות על האג"ח הממשלתיות בישראל, ינואר 2001 עד יוני 2017 [1]**

| משתנה | התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות בישראל | | | |
|---|---|---|---|---|
| | לשנה | ל-3 שנים | ל-5 שנים | ל-10 שנים |
| התשואה בארה"ב לטווח המתאים | 0.079** | 0.018 | -0.003 | -0.042 |
| התשואה בארה"ב * דמי ל-2009 ואילך | -0.105 | 0.255*** | 0.017 | -0.265 |
| התשואה בגוש האירו לטווח המתאים | 0.106** | 0.120*** | 0.147*** | 0.190*** |
| התשואה בגוש האירו * דמי ל-2009 ואילך | -0.135 | 0.098** | 0.101** | 0.331*** |
| יחס החוב בזמן אמת | 0.020*** | 0.016*** | 0.020*** | 0.035*** |
| יחס החוב בזמן אמת * דמי ל-2009 ואילך | 0.056*** | 0.057*** | 0.065*** | 0.062*** |
| השינוי בתוצר | 0.397*** | 0.474*** | 0.380*** | 0.092 |
| ריבית בנק ישראל הנאמדת | 0.590*** | 0.456*** | 0.368*** | 0.170*** |
| ריבית בנק ישראל, השארית | 0.932*** | 0.678*** | 0.547*** | 0.353*** |
| ציפיות האינפלציה לשנה הקרובה | -0.637*** | -0.321*** | -0.166*** | 0.015 |
| מדד VIX לארה"ב | 0.013*** | 0.016*** | 0.014*** | 0.017*** |
| חותך | 0.802*** | 1.028*** | 1.356*** | 2.076*** |
| מספר תצפיות | 198 | 198 | 198 | 198 |
| R-squared | 0.990 | 0.988 | 0.985 | 0.978 |
| RMSE | 0.216 | 0.222 | 0.223 | 0.228 |
| מבחן ADF לשאריות | -6.66*** | -6.52*** | -6.38*** | -5.80*** |
| מבחן Breusch-Pagan | T= 515.046, Pr= 0.000 | | | |

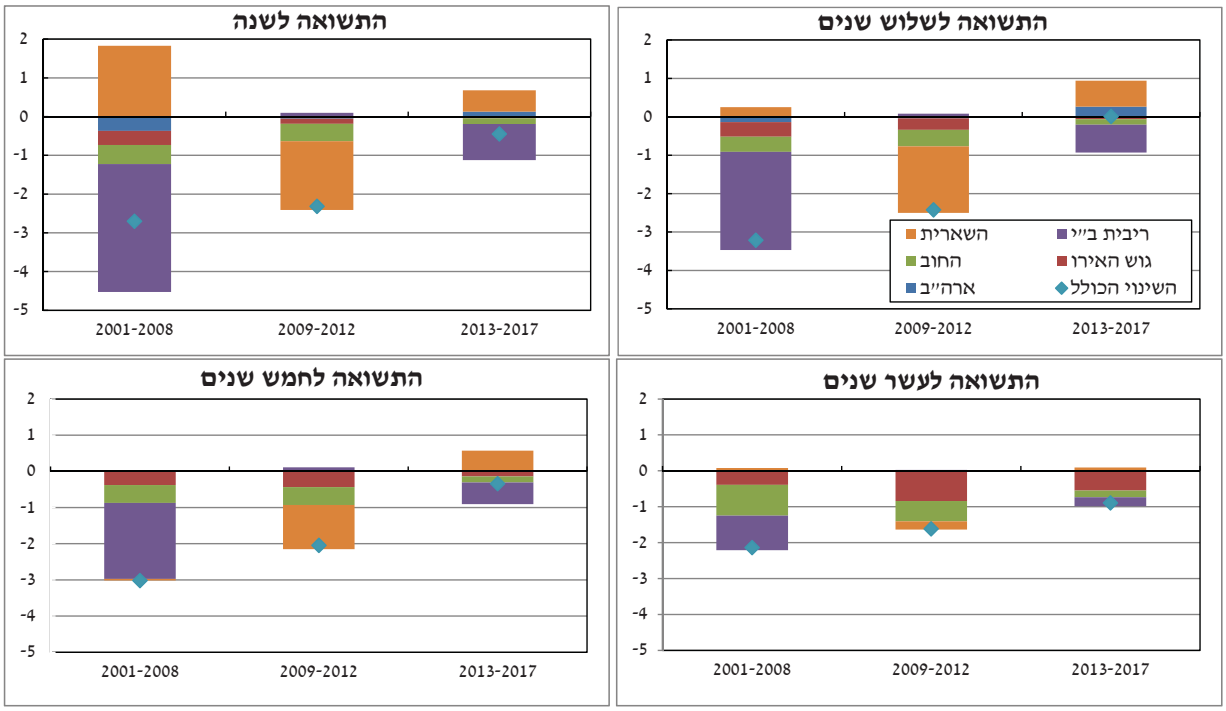
[1] תוצאות אמידה לינארית באמצעות SUR. בחנו את השאריות של כל אחת מהמשוואות במערכת באמצעות מבחן (Augmented Dickey-Fuller) ADF, ודחינו את השערת האפס, היינו ההשערה שלפיה השאריות אינן סטציונריות.
מלבד המשתנים המפורטים לעיל כללו הרגרסיות שני משתנים מפקחים – הסטייה (בלוגריתמים) של מספר התיירים הנכנסים מהמגמה ארוכת הטווח ומשתנה דמי להתערבות בנק ישראל בשוק האג"ח.
*** מייצגות מובהקות ברמה של 1%, ** מייצגות מובהקות ברמה של 5%, * מייצגת מובהקות ברמה של 10%.

השימוש ביחס החוב בזמן אמת משפר את האמידה בכל הטווחים, וכאשר בוחנים את השפעתו יחד עם השפעת החוב המחושב לפי הנתונים העדכניים, מוצאים שיש לו יכולת הסבר טובה יותר בטווחים הקצרים (שנה, 3 ו-5 שנים). לעומת זאת, באמידת התשואות ל-10 שנים השימוש בנתונים אלה אינו משפר את האמידה. נספח 4 מציג את הספציפיקציה שבה החלפנו את יחס החוב בזמן אמת ביחס החוב המחושב לפי הנתונים הידועים כיום. כיוון שרוכשי האג"ח מסתמכים על יחס החוב בזמן אמת – זהו הנתון הזמין להם בעת הקנייה – אין זה ברור מדוע הוא אינו משפר את ההסבר גם באופק הארוך. אולם מאחר שבכל הספציפיקציות הוא מסביר את התשואות בטווחים הקצרים טוב יותר מיחס החוב הידוע בדיעבד, חשוב להשתמש בו כאשר מנתחים ברטרוספקטיבה את המגמות ארוכות הטווח בשווקים, גם אם הנתון המעודכן זמין יותר.

בנוגע לסביבה העולמית, התשואות בחו"ל משפיעות כזכור על התשואות בישראל במישרין ובעקיפין (דרך ריבית בנק ישראל). השפעתן הישירה של התשואות האמריקאיות לפני 2009 מובהקת ומשמעותית רק בטווח של שנה, ואחרי 2009 – רק בטווח של 3 שנים. לעומת זאת, השפעתן של התשואות האירופיות לפני 2009 משמעותית ומובהקת בכל הטווחים; לאחר מכן היא משמעותית ומובהקת בכל הטווחים פרט לשנה, ועוצמתה גוברת עם התארכות האופק:

לשם המחשה, באופק של 5 שנים האומד שווה ל-0.25 ובאופק של 10 שנים – ל-0.5[16]. גם כאשר מוסיפים לאמידה את השפעתה העקיפה של הריבית בארה"ב[17] מוצאים כי הקשר בין התשואות בה לתשואות בישראל חלש מהקשר בין התשואות בגוש האירו לתשואות בישראל, וכי הפער בטווחים הארוכים התרחב מאז 2009 (ראו את משתני האינטראקציה הרלוונטיים בלוח 1). אם כן, הקשר בין התשואות הארוכות בישראל לתשואות בגוש האירו היה חזק מהקשר בינן לבין התשואות בארה"ב עוד לפני המשבר, ומאז 2009 הוא אף התעצם; ואילו הקשר לתשואות בארה"ב (מעבר לזה הנובע מהמתאם בין התשואות בארה"ב לתשואות בגוש האירו) נותר בלתי מובהק, והמקדם אף הפך לשלילי. ייתכן כי העובדה שעד 2009 שרר מתאם גבוה בין התשואות בגוש האירו לתשואות האמריקאיות הקשתה לבודד את השפעת האחרונות על התשואות בישראל, ולכן הדבר לא נבדק עד כה.

**איור 5**
**התרומה של התשואות בגוש האירו, התשואות בארה"ב והחוב הממשלתי לשינויים בתשואות בישראל, לפי אופקי האג"ח ותקופות משנה, 2001 עד 2017 (נקודות אחוז)**




**באדום** – השפעת התשואות בגוש האירו; **בכחול** – השפעת התשואות בארה"ב בתוספת השפעתן דרך ריבית בנק ישראל; **בירוק** – ההשפעה של יחס החוב בזמן אמת; **בסגול** – השפעתה של ריבית בנק ישראל (החלק הנאמד והשארית מהאמידה), ללא השפעת הרכיב המושפע מהתשואות בארה"ב; **בכתום** – השארית שמשתנים אלה אינם מסבירים (ההפרש בין השינוי הכולל לשינוי הנובע מהמשתנים המסבירים המוצגים באיור); המעוין בתכלת משקף את השינוי הכולל בפועל. הציר האנכי מבטא את מכפלת המקדם של המשתנה בשינוי בערכיו בנקודות אחוז מתחילת תקופת המשנה ועד לסופה. בתקופות השנייה והשלישית כפלנו את השינוי בערכי המשתנה בסכום המקדמים שלו ושל האינטראקציה בינו לבין הדמי ל-2009 ואילך. בכדי לחשב את השפעת התשואות בארה"ב דרך ריבית בנק ישראל כפלנו את (1) השינוי בנקודות אחוז של התשואה בארה"ב לתקופה הרלוונטית ב-(2) המקדם של ריבית ארה"ב במשוואת הריבית הנאמדת של בנק ישראל וב-(3) המקדם של ריבית בנק ישראל במשוואת התשואה לתקופה הרלוונטית.
**המקור:** עיבודי בנק ישראל.

16 כאמור, הניתוח בעבודה זו אינו מאפשר לקבוע אם התשואות בחו"ל השפיעו ישירות על התשואות בישראל, או שהן מייצגות התפתחויות כלכליות באירופה ובעולם שהשפיעו גם על התשואות בישראל. אנו מניחים כי התשואות באירופה מתואמות יותר עם הזעזועים לכלכלה האירופית, בשעה שהתשואות בארה"ב משקפות יותר את ההתפתחויות הכלכליות שם.

17 השפעת התשואות בארה"ב, כולל השפעתן העקיפה דרך הריבית המקומית, עומדת על 0.15 לטווח של שנה ועל 0.4 לטווח של 3 שנים. ערך האומד מתקבל מהמקדם לטווח הרלוונטי (לוח 1) בתוספת מכפלת המקדם של ריבית ארה"ב (נספח 2) במקדם של הריבית המקומית הנאמדת לאותו טווח.

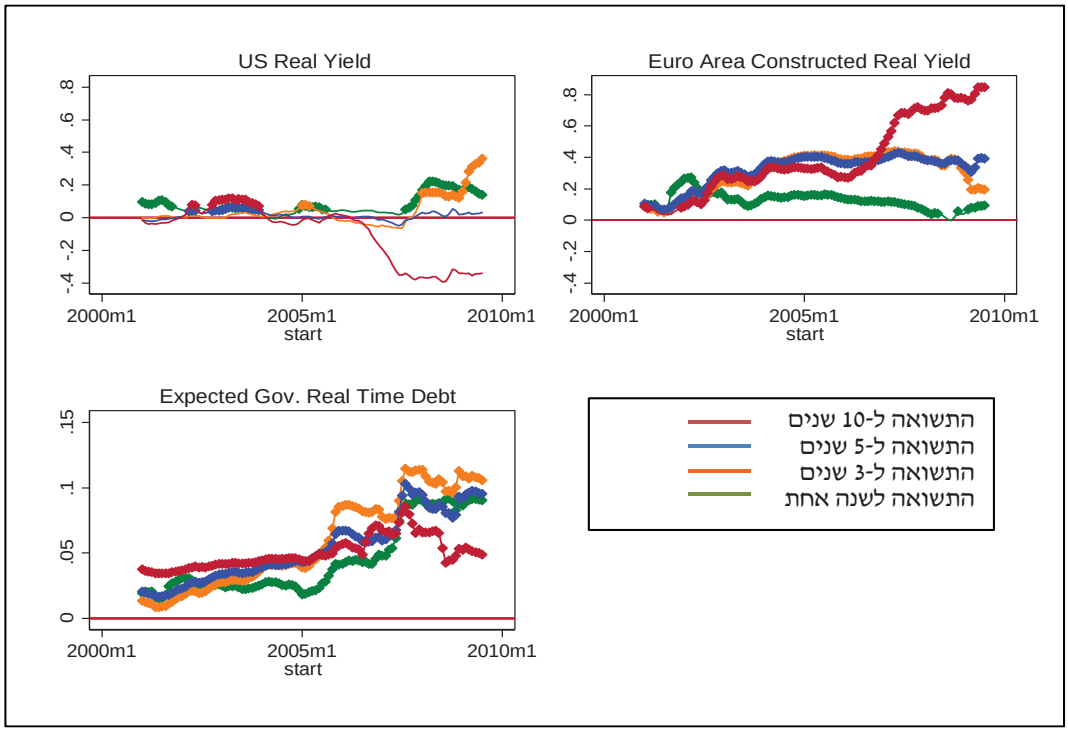
איור 5 מציג את התרומה שיחס החוב והתשואות בארה"ב ובגוש האירו תרמו לשינויים בתשואות בישראל בתקופת המדגם. חילקנו את התקופה לשלוש תקופות משנה: (1) לפני המשבר – 2001 עד 2008; תקופה זו התאפיינה בירידה מתמשכת ומשמעותית, כ-25 נקודות אחוז, ביחס בין החוב לתוצר הפוטנציאלי בזמן אמת ובתשואות גבוהות אך יורדות – בגוש האירו בכל הטווחים ובארה"ב בעיקר בטווחים הקצרים (שנה ו-3 שנים). (2) המשבר – 2009 עד 2012; בתקופה זו נמשכה מגמת הירידה שאפיינה את כלל המשתנים בתקופה הקודמת, ורק יחס החוב עלה קלות בשיא המשבר. הירידה המתמשכת של התשואות בגוש האירו ובארה"ב הובילה לכך שכל התשואות שם נעשו שליליות, למעט התשואות בגוש האירו לטווח של 10 שנים. (3) לאחר שיא המשבר – 2013 עד יוני 2017; בתקופה זו עמד החוב על שיעור נמוך יחסית וירד באיטיות; התשואות בארה"ב עלו בכל הטווחים, בעיקר לקראת סוף התקופה, ואילו התשואות בגוש האירו הוסיפו להציג מגמת ירידה אם כי זו התמתנה לקראת סוף התקופה.

יחס החוב הציבורי הציג ירידה מתמשכת, בעיקר בתקופות הראשונה והשנייה, וזו הפחיתה את רמת התשואות בכל הטווחים בכ-0.32—0.85 נקודת אחוז. התשואות בגוש האירו התאפיינו במגמת ירידה לכל אורך תקופת המדגם, והן מסבירות כ-0.18—0.8 נקודת אחוז מהירידה בתשואות בישראל; ההשפעה גדלה עם התארכות האופק ולאחר 2009 גברה ההשפעה בטווחים הארוכים. התשואות בארה"ב השפיעו באופן מובהק סטטיסטית רק בטווחים הקצרים, ולכן השפעתן אינה מוצגת בטווחים הארוכים. התשואות בארה"ב התאפיינו במגמת ירידה בתקופת המשבר ולפניה, והן השפיעו שלילית, אך מעט, על הטווחים הקצרים. לאחר המשבר הן עלו והשפיעו חיובית רק על התשואות ל-3 שנים. האיור ממחיש כי התשואות בישראל מושפעות כמותית מהתשואות הריאליות בגוש האירו במידה רבה ומובהקת יותר מאשר מהתשואות המקבילות בארה"ב, וכי הפער גדל מאז שפרץ המשבר הפיננסי העולמי. ככל הנראה ניתן לייחס תוצאות אלה לאינטגרציה הגוברת בין הכלכלה האירופית לכלכלה הישראלית. עוד עולה מן האיור כי ככל שמתארך אופק האיגרת כך משתפרת יכולת ההסבר של התשואות בחו"ל, יחס החוב לתוצר וריבית בנק ישראל; הדבר משתקף בכך שהשארית הולכת וקטנה. השארית הגדולה בעמודות הטווחים הקצר והבינוני בשנים 2009—2012 מלמדת כי משתנים אלה מתקשים להסביר את ירידת התשואות בתקופה זו.

במטרה לאפיין טוב יותר את השינוי שחל במשך הזמן בקשר בין התשואות למשתנים השונים, אמדנו רגרסיות מתגלגלות שכוללות 96 תצפיות חודשיות (8 שנים); התוצאות מוצגות באיור 6.

ניתן לראות כי התשואות בגוש האירו מתואמות עם התשואות בישראל באופן חיובי, משמעותי ומובהק בכל האופקים ובכל תקופת המדגם, וכי המקדמים ל-5 ול-10 שנים מציגים מגמת עלייה לכל אורך התקופה. לעומת זאת, התשואות בארה"ב מתואמות במידה מצומצמת ובלתי מובהקת בטווחים הארוכים, ובטווחים הקצרים הן מתואמות באופן חיובי ובדרך כלל מובהק מעבר לקשר שלהן דרך ריבית בנק ישראל. עוד ניתן לראות כי היחס בין החוב הממשלתי לתוצר הפוטנציאלי (בזמן אמת) משפיע באופן חיובי ומובהק בכל הטווחים ובכל תקופת המדגם. מקדמי היחס בכל הטווחים מתאפיינים במגמת עלייה עד לאמצע התקופה, ולאחר מכן ניכרת האטה מסוימת ובמקרה של התשואות לטווח של 10 שנים אף ניכרת דעיכה.

**איור 6**
**רגרסיות מתגלגלות לתשואות**




כדי לערוך את האמידה הגדרנו חלון קבוע ובו 96 תצפיות חודשיות. תחילה אמדנו את 96 התצפיות הראשונות, לאחר מכן העברנו את החלון תצפית אחת קדימה וחזרנו על התהליך, וכן הלאה. השנים מציינות את תחילת המדגם, וקו עבה מעיד על מובהקות סטטיסטית. הציר האנכי מציג את ערך האומד בכל תקופה.

## תשואות הפורוורד

כאמור, בכדי לבחון אם התשואות בחו"ל ויחס החוב משפיעים גם על הרכיב הארוך של התשואות לטווחים הבינוני והארוך בישראל, אמדנו משוואה דומה לתשואות הפורוורד, והתוצאות תואמות איכותנית את תוצאות האמידה של התשואות הריאליות ומפורטות בנספח 5. מצאנו כי החוב הציבורי משפיע בעוצמה דומה על התשואות לכל הטווחים, וכי מקדמי התשואות בגוש האירו ל-5—10 שנים גבוהים משמעותית ממקדמי התשואות לטווחים הקצרים יותר ורק לטווח זה גדלה השפעת התשואות לאחר 2009.

## בדיקות עמידות

כפי שציינו, גם אם ננכה את מדד הליבה בשנים שקדמו לתאריך שבו נקבעה התשואה הנומינלית, אין זה מובטח כי נקבל את התשואה הריאלית שהמשקיעים ראו לנגד עיניהם, ולכן ערכנו בדיקות נוספות:

כדי לבדוק את טיב החישוב של התשואות בגוש האירו נטלנו את הנתון המקורי על התשואות הריאליות בארה"ב ל-5 ו-10 שנים, החלפנו אותו בנתון שחושב במתודולוגיה ששימשה לחישוב התשואות בגוש האירו, והשווינו בין התוצאות. התוצאות מוצגות בנספח 6 ונראה כי הן תואמות את התוצאות המקוריות מלבד זאת: לתשואה ל-5 שנים בגוש האירו אין תוספת השפעה אחרי 2009.

כדי לבחון אם לתשואות בגוש האירו השפעה יציבה ערכנו אמידה שכוללת אותן ואינה כוללת את התשואות בארה"ב. התוצאות מוצגות בנספח 7 והן תואמות איכותנית את התוצאות בלוח 1. כלומר השפעת התשואות בגוש האירו מובהקת בכל הטווחים והמקדם נע בין 0.13 ל-0.18; לאחר 2009 יש תוספת השפעה בכל הטווחים מלבד שנה, והתוספת נעה בין 0.1 ל-0.2.

יתר על כן, החל משנת 2009 קיימים נתונים על התשואות של אג"ח צמודות לטווח של 10 שנים בגרמניה. מצאנו כי בין תשואות אלה לתשואה שחישבנו לגרמניה יש מתאם של כ-97%. עוד מצאנו כי בין התשואות הריאליות בארה"ב לטווח של 10 שנים לתשואות המחושבות לאותו טווח יש מתאם של כ-91%.

שתי בדיקות נוספות אינן מוצגות כאן: בחנו את השפעת התשואות של גרמניה בלבד[18] ואת השפעת התשואות בגוש האירו בניכוי מדד המחירים הכללי. גם תוצאותיהן תואמות את תוצאות הספציפיקציה המוצגת בלוח 1. יש לציין כי גם ברנדר וריבון מחשבים כך את התשואה הריאלית.

## 6. סיכום ומסקנות

עבודה זו בחנה שתי שאלות. ראשית, האם התשואות הריאליות בגוש האירו תורמות להסבר התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בישראל ולכן אין מקום להסתפק בתשואות בארה"ב. שנית, האם יחס החוב שנמדד בזמן אמת מסביר את התשואות טוב יותר מיחס החוב שנמדד בדיעבד.

את השאלה הראשונה אפשר לבחון כיום טוב מאשר בעבר שכן תוואי התשואות באירופה ובארה"ב נפרדו בעקבות המשבר הגלובלי שפרץ ב-2008—2009. כללנו באמידה את התשואות בגוש האירו ומצאנו שלפני 2009 המתאם עם התשואות בארה"ב משמעותי ומובהק רק בטווח של שנה, ומאז 2009 הוא משמעותי ומובהק רק בטווח של 3 שנים. לעומת זאת, המתאם עם התשואות בגוש האירו משמעותי ומובהק בכל הטווחים עד 2009; מ-2009 הוא מובהק בטווחים המשתרעים בין 3 ל-10 שנים, הקשר מתחזק עם התארכות האופק, ובטווחים של 5 ו-10 שנים המקדמים גם גדלו בשיעור ניכר. האמידה מעלה כי מאז 2009 עלייה של נקודת אחוז בתשואות על האג"ח בגוש האירו מתואמת עם עלייה של 0.12 נקודת אחוז בתשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בישראל לאופק של 3 שנים, וזו גדלה עד ל-0.5 נקודת אחוז באופק של 10 שנים.

זהו ממצא חשוב שכן ניתוחים רבים של התשואות בישראל רואים בתשואות בארה"ב סמן לסביבה העולמית. המתאם החזק והגדֵל בין התשואות בישראל ובאירופה מחייב להתייחס באופן מעמיק גם להתפתחויות באירופה. עם זאת, אין להסיק מהממצאים שההתפתחויות בכלכלה האמריקאית אינן משפיעות על התשואות בשוק ההון בישראל, אלא שהשפעה זו כבר מגולמת במידה רבה בתשואות בגוש האירו.

אשר לשאלה השנייה, כאשר בוחנים את היחס בין החוב לתוצר (הפוטנציאלי) מוצאים כי היחס שנמדד בזמן אמת מתאפיין בכוח הסבר גבוה יותר מהחוב שנמדד על פי נתונים עדכניים (נתונים שלא עמדו לרשות המשקיעים כשהתשואות נקבעו), ולכן אפשר להפיק תועלת משימוש בנתונים בזמן אמת, בפרט באמידת התשואות לטווחים הקצרים[19]. מצאנו כי יחס החוב הציבורי משפיע על התשואות באופן חיובי, מובהק ומשמעותי, וכי ההשפעה אף גדלה מאז 2009. כשהיחס יורד בנקודת אחוז התשואות הריאליות לאופקים השונים יורדות ב-0.08—0.1 נקודת אחוז ועוצמת ההשפעה גדלה עם התארכות האופק. עוד מצאנו כי השפעתו של יחס החוב על התשואות ל-10 שנים

18 כדי לקבל את התשואות הריאליות של גרמניה ערכנו חישוב דומה לזה שערכנו כדי לקבל את התשואות הריאליות של גוש האירו (ניכינו מהתשואה הנומינלית את השינוי במדד הליבה של מדד המחירים).

19 מצאנו כי יחס החוב בזמן אמת מובהק בטווחים הקצרים לפי מבחן t גם כאשר מוסיפים אותו לאמידה שכוללת את יחס החוב העדכני.

החלה לרדת בשנים האחרונות לעבר הרמות שנמדדו לפני 2009 (איור 6), אך השפעתו על התשואות לטווחים הקצרים יותר לא ירדה כך.

הירידה המתמשכת ביחס החוב והירידות בתשואות בגוש האירו הביאו לכך שרמת התשואות על האג"ח הממשלתיות בישראל ירדה משמעותית בעשור האחרון. כפי שניתן לראות באיור 5, הירידה ביחס החוב הפחיתה 0.32—0.85 נקודת אחוז, רובה המכריע עד 2013; והירידה בתשואות גוש האירו מסבירה 0.18—0.8 נקודת אחוז מהירידה של התשואות בישראל, התפתחות שמשקפת ככל הנראה גם את השפעות הפעילות הכלכלית באירופה על הפעילות בישראל.

הודות לשימוש במשתנים אלה השתפרה האמידה יחסית לאמידות קודמות. תרומת הנתונים על התשואות בגוש האירו מלמדת כי כאשר בוחנים את התפתחות התשואות, חשוב לעקוב אחר השינויים בקשריה הכלכליים של ישראל ולהכיר בכך שמורכבותם גוברת עקב תהליכי הגלובליזציה. באשר לנתונים על יחס החוב הציבורי לתוצר, התוצאות מלמדות כי כאשר בוחנים ברטרוספקטיבה את ההתפתחויות הכלכליות, חשוב לתת משקל למידע שהמשקיעים (וקובעי המדיניות) ראו לנגד עיניהם בזמן אמת, גם אם בדיעבד הנתונים השתנו.

## ביבליוגרפיה

ברנדר ע' (יפורסם), המדיניות הפיסקלית: "המסע להקטנת יחס החוב הציבורי לתוצר וגודל הממשלה" בתוך: בן בסט א', ר' גרונאו וא' זוסמן (עורכים), אורות וצללים בכלכלת השוק – המשק הישראלי 1995—2015, עם עובד.

ברנדר ע' וס' ריבון (2015), "השפעתן של המדיניות הפיסקלית והמוניטרית בישראל, ושל הכלכלה הגלובלית, על התשואות הריאליות של איגרות החוב הממשלתיות בישראל: בחינה מחודשת לאחר עשור", סקר בנק ישראל 88.

Ber, Hedva, Adi Brender, and Sigal Ribon. "Are Fiscal and Monetary Policies reflected in Real Yields? Evidence from a period of Disinflation and Declining Deficit Targets." Research Department, Bank of Israel (2004).

Engen, Eric M., and R. Glenn Hubbard. "Federal government debt and interest rates." NBER macroeconomics annual 19 (2004): 83-138.

Poghosyan, Tigran, "Long-run and short-run determinants of sovereign bond yields in advanced economies", Economic Systems 38(1) (2014): 100-114.

## נספחים

**לוח נ-1**

| סטטיסטיקה תיאורית, ינואר 2001 עד יוני 2017 | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **משתנה** | **הממוצע** | **סטיית התקן** | **המינימום** | **המקסימום** |
| התשואה בישראל לשנה | 1.65 | 2.15 | -1.45 | 6.63 |
| התשואה בישראל ל-3 שנים | 1.81 | 2.03 | -1.01 | 6.26 |
| התשואה בישראל ל-5 שנים | 2.14 | 1.85 | -0.55 | 6.03 |
| התשואה בישראל ל-10 שנים | 2.84 | 1.54 | 0.02 | 5.88 |
| שיעור השינוי של התוצר | 0.27 | 0.59 | -1.04 | 2.38 |
| ריבית ב״י הנאמדת | 3.20 | 2.58 | -0.17 | 9.46 |
| ריבית ב״י, השארית | 0.00 | 0.27 | -1.27 | 1.98 |
| ציפיות האינפלציה לשנה הקרובה | 1.64 | 0.96 | -1.72 | 4.46 |
| התשואה בארה״ב לשנה | -0.35 | 1.38 | -2.08 | 2.76 |
| התשואה בארה״ב ל-3 שנים | 0.17 | 1.29 | -1.40 | 2.87 |
| התשואה בארה״ב ל-5 שנים | 0.70 | 1.27 | -1.77 | 3.28 |
| התשואה בארה״ב ל-10 שנים | 1.32 | 1.10 | -0.86 | 3.54 |
| התשואה בגוש האירו לשנה | 0.08 | 1.24 | -1.76 | 3.27 |
| התשואה בגוש האירו ל-3 שנים | 0.29 | 1.45 | -1.57 | 3.34 |
| התשואה בגוש האירו ל-5 שנים | 0.61 | 1.47 | -1.67 | 3.29 |
| התשואה בגוש האירו ל-10 שנים | 2.05 | 1.42 | -0.65 | 4.41 |
| היחס בין החוב הממשלתי ברוטו לתוצר | 69.82 | 8.40 | 60.97 | 83.65 |
| היחס בין החוב לתוצר בזמן אמת | 77.07 | 13.04 | 62.68 | 97.94 |
| מדד VIX | 19.95 | 8.61 | 10.51 | 62.64 |
| הסטייה (בלוגריתמים) של מספר התיירים מהמגמה ארוכת הטווח | -0.08 | 0.27 | -1.40 | 0.27 |

**לוח נ-2**
**משוואה לאמידת ריבית בנק ישראל כשריבית ארה״ב מייצגת את ריבית חו״ל**

| משתנה | iboi |
|---|---|
| פער התוצר, ממוצע של 3 חודשים בפיגור של תקופה | -0.026*** |
| סטיית האינפלציה מהיעד | 0.257*** |
| הריבית הנומינלית לשנה בארה״ב – הסטייה מהממוצע | 0.0465*** |
| ריבית בנק ישראל בפיגור | 0.942*** |
| חותך | 0.366*** |
| מספר תצפיות | 207 |
| R-squared | 0.990 |

**לוח נ-3**
**משוואה לאמידת ריבית בנק ישראל כשריבית גוש האירו מייצגת את ריבית חו"ל**

| משתנה | iboi |
|---|---|
| פער התוצר, ממוצע של 3 חודשים בפיגור של תקופה | -0.029*** |
| סטיית האינפלציה מהיעד | 0.245*** |
| הריבית הנומינלית לשנה בגוש האירו – הסטייה מהממוצע | 0.031 |
| ריבית בנק ישראל בפיגור | 0.944*** |
| חותך | 0.346*** |
| מספר תצפיות | 207 |
| R-squared | 0.989 |

**לוח נ-4**
**הגורמים המשפיעים על התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בישראל כשמשתמשים ביחס החוב העדכני, ינואר 2001 עד יוני 2017** [1]

| משתנה | התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות בישראל | | | |
|---|---|---|---|---|
| | לשנה | ל-3 שנים | ל-5 שנים | ל-10 שנים |
| התשואה בארה"ב לטווח המתאים | 0.086** | 0.023 | 0.006 | -0.053 |
| התשואה בארה"ב* דמי ל-2009 ואילך | -0.072 | 0.281*** | 0.037 | -0.227*** |
| התשואה בגוש האירו לטווח המתאים | 0.111** | 0.123*** | 0.130*** | 0.178*** |
| התשואה בגוש האירו* דמי ל-2009 ואילך | -0.054 | 0.151*** | 0.173*** | 0.385*** |
| יחס החוב העדכני | 0.035*** | 0.029*** | 0.033*** | 0.057*** |
| יחס החוב העדכני* דמי ל-2009 ואילך | 0.059*** | 0.070*** | 0.087*** | 0.098*** |
| חותך | 0.573*** | 0.831*** | 1.169*** | 1.957*** |
| מספר תצפיות | 198 | 198 | 198 | 198 |
| R-squared | 0.988 | 0.988 | 0.985 | 0.979 |
| RMSE | 0.232 | 0.224 | 0.227 | 0.222 |
| מבחן ADF לשאריות | -6.20 | -6.35 | -6.07 | -5.98 |
| מבחן Breusch-Pagan | T=530.331, Pr= 0.000 | | | |

[1] תוצאות אמידה לינארית באמצעות SUR. המשתנים המפקחים זהים למשתנים המפקחים במשוואת האמידה הסטנדרטית המוצגת בגוף העבודה. אולם במקרה זה החוב לכל הטווחים מחושב על סמך נתונים עדכניים.

**לוח נ-5**
**הגורמים המשפיעים על תשואות הפורוורד, ינואר 2001 עד יוני 2017** [1]

| משתנה | תשואת הפורוורד על אג"ח ממשלתיות בישראל | | | |
|---|---|---|---|---|
| | לשנה | לשנה עד 3 שנים | ל-3 עד 5 שנים | ל-5 עד 10 שנים |
| התשואה בארה"ב לטווח המתאים | 0.081** | -0.003 | 0.014 | -0.100 |
| התשואה בארה"ב * דמי ל-2009 ואילך | -0.012 | 0.516*** | 0.034 | -0.252 |
| התשואה בגוש האירו לטווח המתאים | 0.117*** | 0.111*** | 0.134*** | 0.379*** |
| התשואה בגוש האירו * דמי ל-2009 ואילך | -0.191 | 0.070 | 0.000 | 0.281*** |
| יחס החוב בזמן אמת | 0.021*** | 0.016*** | 0.028*** | 0.047*** |
| יחס החוב בזמן אמת * דמי ל-2009 ואילך | 0.048*** | 0.074*** | 0.057*** | 0.032** |
| חותך | 0.750*** | 1.115*** | 1.594*** | 1.890*** |
| מספר תצפיות | 198 | 198 | 198 | 198 |
| R-squared | 0.990 | 0.980 | 0.969 | 0.950 |
| RMSE | 0.213 | 0.281 | 0.286 | 0.301 |
| מבחן ADF לשאריות | -6.80*** | -6.86*** | -6.27*** | -5.13*** |
| מבחן Breusch-Pagan | T=186.477, Pr= 0.000 | | | |

[1] תוצאות אמידה לינארית באמצעות SUR. המשתנה התלוי – תשואות הפורוורד על אג"ח ממשלתיות בישראל. המשתנים המפקחים זהים למשתנים המפקחים המופיעים במשוואת האמידה הסטנדרטית המוצגת בגוף העבודה, אך התאמנו את נתוני התשואות בארה"ב ובגוש האירו לנתונים פורוורד.

**לוח נ-6**
**בדיקת עמידות לתוצאות שהוצגו בלוח 1: הגדרה שונה של הריבית הריאלית בארה"ב, ינואר 2001 עד יוני 2017** [1]

| משתנה | התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות בישראל | | | |
|---|---|---|---|---|
| | לשנה | ל-3 שנים | ל-5 שנים | ל-10 שנים |
| התשואה בארה"ב לטווח המתאים | 0.085** | 0.036 | 0.040 | 0.023 |
| התשואה בארה"ב * דמי ל-2009 ואילך | -0.088 | 0.307*** | 0.088* | -0.237 |
| התשואה בגוש האירו לטווח המתאים | 0.111*** | 0.111*** | 0.116*** | 0.138** |
| התשואה בגוש האירו * דמי ל-2009 ואילך | -0.163 | 0.036 | 0.044 | 0.360*** |
| יחס החוב בזמן אמת | 0.021*** | 0.016*** | 0.021*** | 0.035*** |
| יחס החוב בזמן אמת * דמי ל-2009 ואילך | 0.054*** | 0.056*** | 0.063*** | 0.042*** |
| חותך | 0.773*** | 0.948*** | 1.215*** | 1.911*** |
| מספר תצפיות | 198 | 198 | 198 | 198 |
| R-squared | 0.990 | 0.988 | 0.985 | 0.977 |
| RMSE | 0.215 | 0.221 | 0.222 | 0.230 |
| מבחן ADF לשאריות | -6.72*** | -6.60*** | -6.39*** | -5.47*** |
| מבחן Breusch-Pagan | T=495.739, Pr= 0.000 | | | |

[1] תוצאות אמידה לינארית באמצעות SUR. המשתנים המפקחים זהים למשתנים המפקחים המופיעים במשוואת האמידה הסטנדרטית המוצגת בגוף העבודה. אולם במקום הנתון המקורי על התשואות הריאליות של האג"ח בארה"ב ל-5 ו-10 שנים כללנו נתון שחושב במתודולוגיה ששימשה אותנו כדי לחשב את תשואות

**לוח נ-7**
**בדיקת עמידות לתוצאות שהוצגו בלוח 1: אמידה ללא התשואות בארה"ב, ינואר 2001 עד יוני 2017** [1]

| משתנה | התשואה הריאלית על אג"ח ממשלתיות בישראל | | | |
|---|---|---|---|---|
| | לשנה | ל-3 שנים | ל-5 שנים | ל-10 שנים |
| התשואה בגוש האירו לטווח המתאים | 0.179*** | 0.130*** | 0.139*** | 0.129*** |
| התשואה בגוש האירו * דמי ל-2009 ואילך | -0.223 | 0.099** | 0.102*** | 0.229*** |
| יחס החוב בזמן אמת | 0.022*** | 0.017*** | 0.020*** | 0.034*** |
| יחס החוב בזמן אמת * דמי ל-2009 ואילך | 0.053*** | 0.075*** | 0.067*** | 0.060*** |
| השינוי בתוצר | 0.512*** | 0.501*** | 0.381*** | 0.068 |
| ריבית בנק ישראל הנאמדת | 0.590*** | 0.446*** | 0.366*** | 0.208*** |
| ריבית בנק ישראל, השארית | 0.935*** | 0.695*** | 0.547*** | 0.339*** |
| ציפיות האינפלציה לשנה הקרובה | -0.648*** | -0.330*** | -0.165*** | 0.055** |
| מדד VIX לארה"ב | 0.012*** | 0.014*** | 0.014*** | 0.016*** |
| חותך | 0.810*** | 1.122*** | 1.368*** | 1.972*** |
| מספר תצפיות | 198 | 198 | 198 | 198 |
| R-squared | 0.990 | 0.985 | 0.985 | 0.977 |
| RMSE | 0.217 | 0.245 | 0.225 | 0.233 |
| לשאריות ADF מבחן | -6.71*** | -5.89*** | -6.40*** | -5.22*** |
| מבחן Breusch-Pagan | T=468.687, Pr= 0.000 | | | |

[1] תוצאות אמידה לינארית באמצעות SUR. המשתנים המפקחים זהים למשתנים המפקחים המופיעים במשוואת האמידה הסטנדרטית המוצגת בגוף העבודה, אך התשואות בארה"ב לא נכללו באמידה.

# התמסורת משער החליפין למחירים

## תמצית העבודה

- התמסורת משער החליפין למחירים עלתה החל מאמצע שנת 2017, לאחר רמה אפסית מתחילת העשור וירידה מתמשכת קודם לכן. הסבר אפשרי לעלייה זו הוא התגברות התחרות בשנים האחרונות.
- ממוצע אומדן התמסורת קצרת הטווח (שישה חודשים) משער החליפין של הדולר לאינפלציה עומד בשנים האחרונות על כ-25%.
- בניגוד לעבר, לקראת סוף שנת 2017 התמסורת למחירים מייסוף נהיית גבוהה מהתמסורת מפיחות – 24% לעומת 14%.

## מבוא

התמסורת משער החליפין למחירים (להלן "התמסורת") מוגדרת כשינוי במחירים הנובע משינוי בשער החליפין. לתמסורת רמה ומהירות; רמת התמסורת היא המידה שבה שינוי בשער החליפין משפיע על המחירים, והמהירות היא משך הזמן שבו השינוי עובר למחירים. תמסורת מלאה מוגדרת כמצב שבו שינוי בשער החליפין מביא לשינוי באותו שיעור במחירים. נהוג לדבר על תמסורת בטווח הקצר, מספר חודשים, ובטווח הארוך – כשנה ויותר.

זיהוי רמת התמסורת, מהירותה וערוציה הוא כלי חשוב לקבלת החלטות מוניטריות מושכלות, שכן הוא מאפשר לזהות לחצים אינפלציוניים כתוצאה משינויים בשער החליפין. כאשר שער החליפין משפיע על מחירי היבוא, ואלה משפיעים על מחירי הייצור ועל המחירים לצרכן, ייתכן שקובעי המדיניות יצטרכו להגיב לשינויים בשער החליפין כדי לעמוד ביעד האינפלציה שקבעו (Rincon & Rodriguez, 2016).

שער החליפין הוא אחד מערוצי ההשפעה של המדיניות המוניטרית על המחירים. מדיניות מרחיבה צפויה להביא ללחץ לפיחות ולהאצת קצב האינפלציה דרך מנגנון התמסורת, ומדיניות מוניטרית מצמצמת צפויה להביא לייסוף ולהאטת קצב האינפלציה.

עבודה זו בודקת את רמת התמסורת קצרת הטווח משער החליפין של השקל-דולר[1] בישראל ואת השינויים שחלו בה. השינויים נבחנים באמצעות רגרסיות OLS מתגלגלות בחלון של 4 שנים, וזאת בעזרת נתונים חודשיים מינואר 1996 עד יוני 2018. העבודה מראה כי רמת התמסורת בישראל ירדה עם השנים, בהתאם למגמה בעולם, כי היא אינה קבועה ונמוכה ביחס לעבר (Gagnon & Ihring, 2004), למרות מגמה של עלייה בשנים האחרונות. התמסורת למחירים[2] בטווח הקצר (6 חודשים) ב-4 השנים המסתיימות בסוף הרבעון השני של שנת 2018 מובהקת[3] ועומדת על כ-18%. העבודה מבחינה בין תמסורת כתוצאה מפיחות לתמסורת כתוצאה מייסוף, ומוצאת כי בתקופה הנבדקת התמסורת מייסוף דומיננטית יותר. התמסורות מייסוף ומפיחות שונות זו מזו, שונות מאפס באופן מובהק, ורמותיהן כ-24% ו-14%, בהתאמה.

**כתב: מיכאל קוזין.**

1 כיוון שמחירי היבוא הנכללים בחישוב התמסורת נקובים בדולרים, אנו מתייחסים לשער החליפין של השקל מול הדולר. מחירי היבוא אמנם נקובים בדולרים, אך מכילים שקלול של סחורות שמחיריהן נקובים במטבעות אחרים. לפיכך מחירי היבוא הדולריים כוללים גם השפעה של שערי חליפין צולבים.

2 למדד המחירים לצרכן מנוכה עונתיות. מקור הנתונים: הלמ"ס.

3 ברמת מובהקות של 5%, אלא אם כן נאמר אחרת.

### סקירת ספרות – מנגנון התמסורת

מפני החשיבות של זיהוי הרמה והמנגנון של התמסורת עוסקים מאמרים רבים בהסבר הערוצים שדרכם שינוי בשער החליפין מיתרגם לשינוי במחירים ובגורמים הקובעים את רמת התמסורת[4]. חוקרים רבים מראים, כי בדומה לישראל, התמסורת למחירים לצרכן אינה מלאה (Rincon & Rodriguez, 2016). Edwards (2006) מחזק את הממצאים בדבר ירידה על פני זמן ברמת התמסורת, ומוסיף כי התמסורות למחירי הסחירים והלא סחירים שונות. מרבית הממצאים האמפיריים מצביעים על ירידה של רמת התמסורת במרבית המדינות המתועשות בין שנת 1980 לתחילת שנות ה-2000, בעיקר לאחר שינוי משטר האינפלציה במדינות רבות בשנות ה-90 (Bailliu & Fujii, 2004; Gagnon & Ihring, 2004).

מחקרים רבים מוצאים קשר חזק בין המשטר המוניטרי לרמת התמסורת (Rahimov & Jafarova, 2017; Ihring & Ganon ,2001; Edwards, 2006; Choudhri and Hakura, 2012). משטר של שער חליפין נייד ויעד אינפלציה מעגנים את הציפיות לאינפלציה בתחום היעד, ולפיכך יקטין את התמסורת, שכן חברות ישאירו את מחיריהן קבועים כדי להישאר תחרותיות (Caselli & Roitman, 2016). במחקר על 20 מדינות מתועשות מוצאים Gagnon & Ihring (2004) כי בין השנים 1971 ו-2003, לאחר החלת משטר של יעד אינפלציה, ירדה רמת התמסורת לטווח ארוך בממוצע מ-16% במדגם שלפני החלת יעד אינפלציה ל-5% לאחר מכן. הסיבה לכך היא, לדעתם, שכאשר חברות מצפות כי הרשות המוניטרית תשמור על יציבות מחירים (אינפלציה נמוכה) הן מהססות לשנות מחירים כתוצאה משינוי בשער החליפין, שנתפס כזמני. Bailliu & Fujii (2004) מראים תוצאות דומות מבדיקה על 11 מדינות מתועשות: התמסורת קצרת הטווח למחירים לצרכן ירדה מ- 11% ל-5.4% לאחר החלת משטר יעד אינפלציה בשנות ה-90. Burlon et al. (2018) מוצאים, לפי מודל DSGE, כי תגובת המדיניות המוניטרית – אם היא סטנדרטית (שינוי הריבית, בהתאם לכלל טיילור) או לא סטנדרטית ("הכוונה קדימה" – Forward Guidance) – רלוונטית לקביעת רמת התמסורת למחירים בתגובה לזעזועים מבניים. תגובה פחות אגרסיבית (הכוונה קדימה) לזעזוע חיובי בביקוש מביאה לשינוי מתון ב"מקדם המדיניות", שנאמד במודל ביחס לריביות של מדינות אחרות, ולכן מביאה לפיחות בשער החליפין ועליית מחירי היבוא והמחירים לצרכן ולתמסורת גבוהה יותר, ביחס למצב של מדיניות סטנדרטית.

הסבר נפוץ לרמת התמסורת הוא שהיא נקבעת לפי שיעור החברות המתמחרות את מוצריהן במונחי מטבע חוץ. Deveraux, Engel & Stogaard (2004) מציעים מודל שבו רמת התמסורת נקבעת לפי שיעור היצואנים למשק המקומי המתמחרים את מוצריהם במטבע שלהם (PCP, Producer Currency Pricing) לעומת שיעור היצואנים המתמחרים את מוצריהם במטבע המקומי (LCP, Local Currency Pricing). לפי תיאוריה זו, שינויים בטווח הקצר בשער החליפין מועברים במלואם למחירי מוצרים המתומחרים ב-PCP, ואינם מועברים כלל למחירי מוצרים המתומחרים ב-LCP. Choudhri & Hakura (2012) מציעים מודל דומה, שבו בחירת שיטת התמחור – PCP או LCP – היא דינמית, ועל כן התמסורת משתנה על פני זמן.

Ozyurt (2016) מסבירה שתחרות בשווקים עשויה להשפיע על רמת התמסורת. התחרות מניעה יצואנים להתאים את המחירים כדי לשמור על נתח השוק, ולכן הם לא יתרגמו את השינוי בשער החליפין למחירים באופן מלא. היא טוענת כי שימוש הולך וגובר בתמחור במטבע מקומי (LCP) יכול להסביר חלק מהירידה בתמסורת. כמו כן, נוכחות גדולה של יבואנים ויצואנים עשויה להביא לרמת תמסורת נמוכה (כמו בגרמניה), ואילו במשק ריכוזי (כמו איטליה) נצפית רמת תמסורת גבוהה וקבועה, ביחס לאירופה. הסבר אפשרי לתופעה זו הוא שלחברות מקומיות קטנות יש כוח מיקוח נמוך ביחס ליצרן בחו"ל או ביחס לחברות גדולות, ולכן פחותה יכולתן לתמחר בלי להתאים את המחיר לשינוי בשער החליפין. Burlon et al. (2018) מרחיבים בנקודה זו ומציינים כי שירותי ההפצה במדינות היעד של היצוא משפיעים על שיטת התמחור של יצואנים ומביאים לשונות בין מדינות בגמישות הביקוש. לכן יצואנים

4 עבודתה של Bache (2006) מכסה באופן מפורט את הספרות בנושא התמסורת למחירים והדרכים לאמידתה.

גדולים (מונופוליסטיים) מתמחרים באופנים שונים בשוק המקומי ובשוק הזר ולא מתרגמים את מלוא השינויים בשער החליפין למחירים.

סופר (2006) בודק את התמסורת בישראל, שאותה הוא מודד לפי 31 רכיבי מדד המחירים לצרכן, ומוצא שהיא ברמה של 33.2% במדגם של השנים 1991–1998, ולאחר מכן, במדגם על השנים 1999–2004, יורדת ל- 23.5%. אורפייג (2015) מציעה שיטה שונה לבדיקת התמסורת למחירים – חישוב החלק הסחיר במדד המחירים לצרכן, שאמור להיות מושפע משינויי שער החליפין, ולכן משמש, לשיטתה, אומדן לתמסורת הכוללת. היא מוצאת תמסורת של 36%.

מהסקירה לעיל עולה כי התיאוריה מציעה הסברים שונים לאופן פעולתו של מנגנון התמסורת: שיטות התמחור של חברות, מאפיינים ספציפיים למדינות, אפשרויות גידור של פרטים במשק, התחרותיות במשק, רמת הריכוזיות בו, המשטר המוניטרי ועוד. עבודה זו סוקרת את התמסורת בישראל ואת השינויים שחלו בה ומציעה הסברים לחלק ממאפייניה בהתאם למנגנונים המתוארים בספרות.

## מתודולוגיה – חישוב התמסורת בטווח קצר

התמסורת הכללית משינוי בשער החליפין למחירים נאמדת בעזרת רגרסיית OLS[5] על בסיס נתונים חודשיים, מינואר 1996 עד יוני 2018 בחלון מתגלגל של ארבע שנים (48 חודשים), המאפשר לראות את השינויים שחלו בתמסורת לאורך זמן. ברגרסיה נכללים גורמים מסבירים הנפוצים בספרות בנושא התמסורת: האינפלציה החודשית של מדד מחירי היבוא של מוצרי צריכה[6] (ממוצע נע של שלושה חודשים), שיעור השינוי בשער החליפין של הדולר (ממוצע נע, 3 חודשים) ושיעור השינוי של מחירי הנפט (ממוצע נע, 3 חודשים)[7]. המשתנים המסבירים נכללים ברגרסיה גם בפיגור של 3 חודשים. לגבי סדרות חלקיות של מדד המחירים לצרכן (מחירי הסחירים והלא סחירים), שאינן מנוכות עונתיות הוזנו משתני דמי לכל חודש כדי לשלוט באופן בסיסי בעונתיות.

כדי לוודא שלא הושמטו משתנים מסבירים נוספים הצפויים להשפיע על האינפלציה הוכנסו לרגרסיה משתנים המקובלים בספרות בנושא התמסורת, כגון עלות העבודה ליחידת תוצר, קצב הצמיחה של התוצר, פער התוצר, האבטלה, משתנים נוספים של שוק העבודה ומחיר הנפט, ונבדקה השפעתם על התמסורת. נמצא כי נפט הוא המשתנה הדומיננטי ביותר מתוך כל משתני הבקרה הנוספים, ולכן הוא שנכלל ברגרסיה[8].

כדי לבדוק את התמסורת מפיחות וייסוף מחושבת רגרסיית OLS בספציפיקציה[9] שבה לגבי אותם נתונים ואותו טווח זמן השתמשתי במשתנה "DEP" (לציון Depreciation), המקבל את הערך $\Delta e_t$ אם השינוי גדול מ-0 (פיחות) ואחרת מקבל אפס, ו-"AP" (לציון Appreciation), המקבל את הערך $\Delta e_t$ אם השינוי קטן מ-0 (ייסוף), או אפס אחרת. משתנים אלו מוכנסים לרגרסיה גם בפיגור של 3 חודשים. התמסורת, סטיית התקן שלה ורווח הסמך מחושבים באופן דומה לגבי שתי הרגרסיות, עם הצבת מקדמי משתני הפיחות והייסוף בהתאמה. רגרסיה 2 מאפשרת לזהות את ההבדל בעוצמת התמסורת קצרת הטווח משער החליפין למחירים במקרים של פיחות וייסוף. בדיקה בספציפיקציה זהה נערכה גם לגבי מדדי המחירים הסחירים, מחירי הסחירים ללא הלבשה והנעלה, הלא סחירים והאינפלציה ללא דיור.

5 רגרסיה 1, ראו נספח 6.

6 מדד מחירי היבוא בדולרים, מחושב לפי שיטת פאש (Paasche). המקור: הלמ"ס.

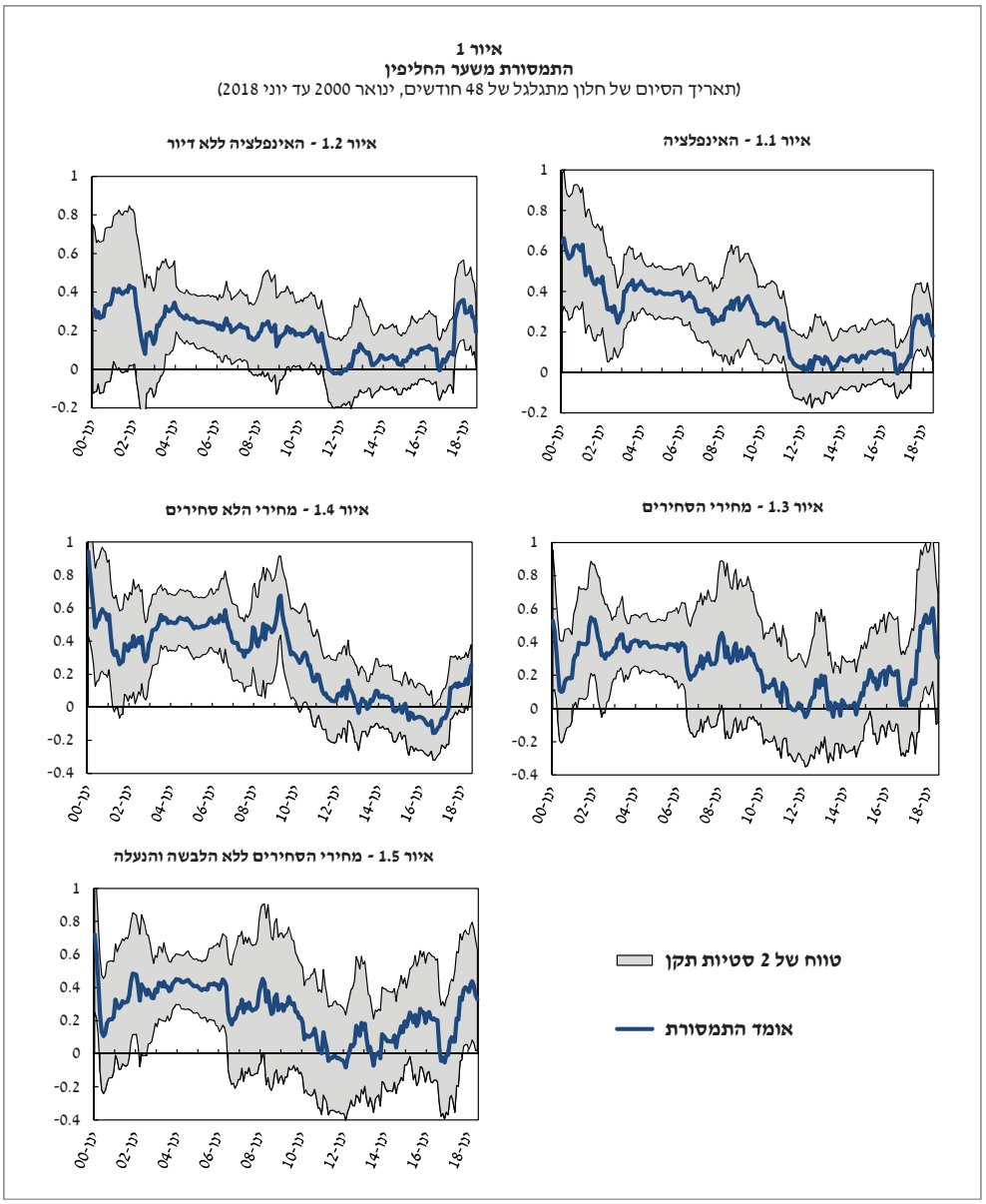
7 נתוני שער החליפין והנפט מחושבים לכל חודש על ידי מיצוע פשוט של נתונים יומיים, ולאחר מכן מחושב השינוי בלוג המחירים.

8 הרחבה על בדיקות נוספות ראו בסעיף "בדיקת עמידות" בהמשך העבודה.

9 רגרסיה 2, ראו נספח 6.

## התוצאות

לפי תוצאות רגרסיה 1 התמסורת מהשינוי בשער החליפין בששת החודשים האחרונים לאינפלציה[10], בחלון הזמן של 4 שנים המסתיים ביוני 2018, מובהקת ועומדת על 18%[11]. ממוצע התמסורת לאינפלציה ב-12 התקופות האחרונות עומד על כ-25%. משמע שפיחות של 1% בשער החליפין מתבטא בעלייה של 0.25% במחירים בתוך חצי שנה. התמסורת למחירי המוצרים הלא סחירים מובהקת גם היא ועומדת על 25% במדגם האחרון, ועל 15% בממוצע של 12 התקופות האחרונות, שמתוכן היא מובהקת רק ב-3. בדיקה של התמסורת למחירי המוצרים הסחירים ללא סעיף ההלבשה וההנעלה (סעיף המאופיין בתנודתיות גבוהה) מוצאת שהתמסורת מובהקת ועומדת על 33%. התמסורת למחירי הסחירים מובהקת ברוב התקופות האחרונות (8 מתוך 12 המדגמים) ועומדת בממוצע על 47% על פני 12 המדגמים האחרונים.




10 התמסורת לאינפלציה מנוכה עונתיות.

11 ראו נספח 5 – "לוח מסכם".

בדומה למגמה בעולם, התמסורת למחירים בישראל ירדה במהלך העשורים האחרונים, עד לעלייתה בשנים האחרונות (תת-תקופות של 4 שנים המסתיימות בשנתיים האחרונות). התמסורות לאינפלציה הכוללת (איור 1.1) ולמחירים הלא סחירים (איור 1.4) נמוכות היום ביחס לעבר, ואילו התמסורת לאינפלציה ללא דיור (איור 1.2) ולמחירי הסחירים (איור 1.3) בתקופות האחרונות דומה לזו ששררה בתקופות המסתיימות בשנות ה-2000 המוקדמות. במדגם המסתיים ב-2012 רמת התמסורת אפסית, עד לעלייתה בשנים האחרונות.

בעבר היה קשר הדוק בין שוק הדיור לדולר, כפי שצוין בסקירות של בנק ישראל[12]. עד שנת 2007 כ- 90% מחוזי שכר הדירה היו נקובים בדולרים, אולם מאז ירד שיעור זה לאחוז זניח. על כן עד 2007 התמסורת לאינפלציה ללא דיור נמוכה מהתמסורת לאינפלציה הכללית, אך בשנים האחרונות רמותיהן דומות. המגמה השתנתה החל מהמדגם המסתיים באוגוסט 2016: התמסורת עלתה במהירות מרמה אפסית לרמה של 27% בתקופה המסתיימת באוגוסט 2017 והתייצבה בה עד סוף המדגם, שמסתיים במארס 2018[13]. בממוצע על פני 12 התקופות האחרונות, שבהן התמסורת הייתה מובהקת, רמתה הייתה כ-30%.

שינוי המגמה נצפה בתמסורת גם למחירי הסחירים וגם למחירי הלא סחירים. מחירי הסחירים מורכבים ממוצרים מיובאים או בני יבוא ומושפעים משער החליפין דרך השפעתו על מחירי היבוא[15,14]. לכן סביר להניח כי השפעתו של שינוי בשער החליפין על מחירים אלו תהיה חזקה מהשפעתו על מחירי הלא סחירים, המורכבים מסחורות ושירותים שמקור האספקה היחידי שלהם מקומי. השפעתו של שער החליפין על מחירי המוצרים הלא סחירים מגיעה מאלו שמיוצרים בעזרת תשומות מיובאות.

האמידה מראה כי התמסורת למחירי הסחירים עולה מרמה אפסית בתקופה המסתיימת בספטמבר 2016 לרמה של כ-50% בתקופה המסתיימת באוגוסט 2017, וממשיכה לעלות באופן מובהק לרמה של 60.6% בתקופה המסתיימת במארס 2018, רמת התמסורת הגבוהה ביותר למחירי הסחירים לאורך כל תקופות המדגם (איור 1.3). לאחר תקופה זו התמסורת למחירי הסחירים אינה מובהקת עוד, אך בממוצע התמסורת ממחירי הסחירים עומדת על 47% ב-12 תקופות המדגם האחרונות ומובהקת ברובן. התמסורת למחירי הסחירים ללא הלבשה והנעלה נעה באופן דומה, אך היא פחות תנודתית מן התמסורת למחירי כל הסחירים לאורך כל תקופות המדגם, ועומדת על כ-33% בתקופה המסתיימת ביוני 2018 (איור 1.5). מגמה דומה מאפיינת את מחירי הלא סחירים (איור 1.4): בתקופה המסתיימת במארס 2018 התמסורת אליהם אינה מובהקת, ואילו בתקופת המדגם האחרונה, המסתיימת ביוני 2018, היא מובהקת ועולה לרמה של כ-25%. התמסורת למחירי הסחירים ללא הלבשה והנעלה עומדת בממוצע על 35% ומובהקת ב-8 מתוך 12 התקופות.

12 הודעה לעיתונות של בנק ישראל בנושא המשק והפעילות הכלכלית, "התמסורת משער הדולר אל סעיף הדיור במדד המחירים לצרכן", 04.10.2009.

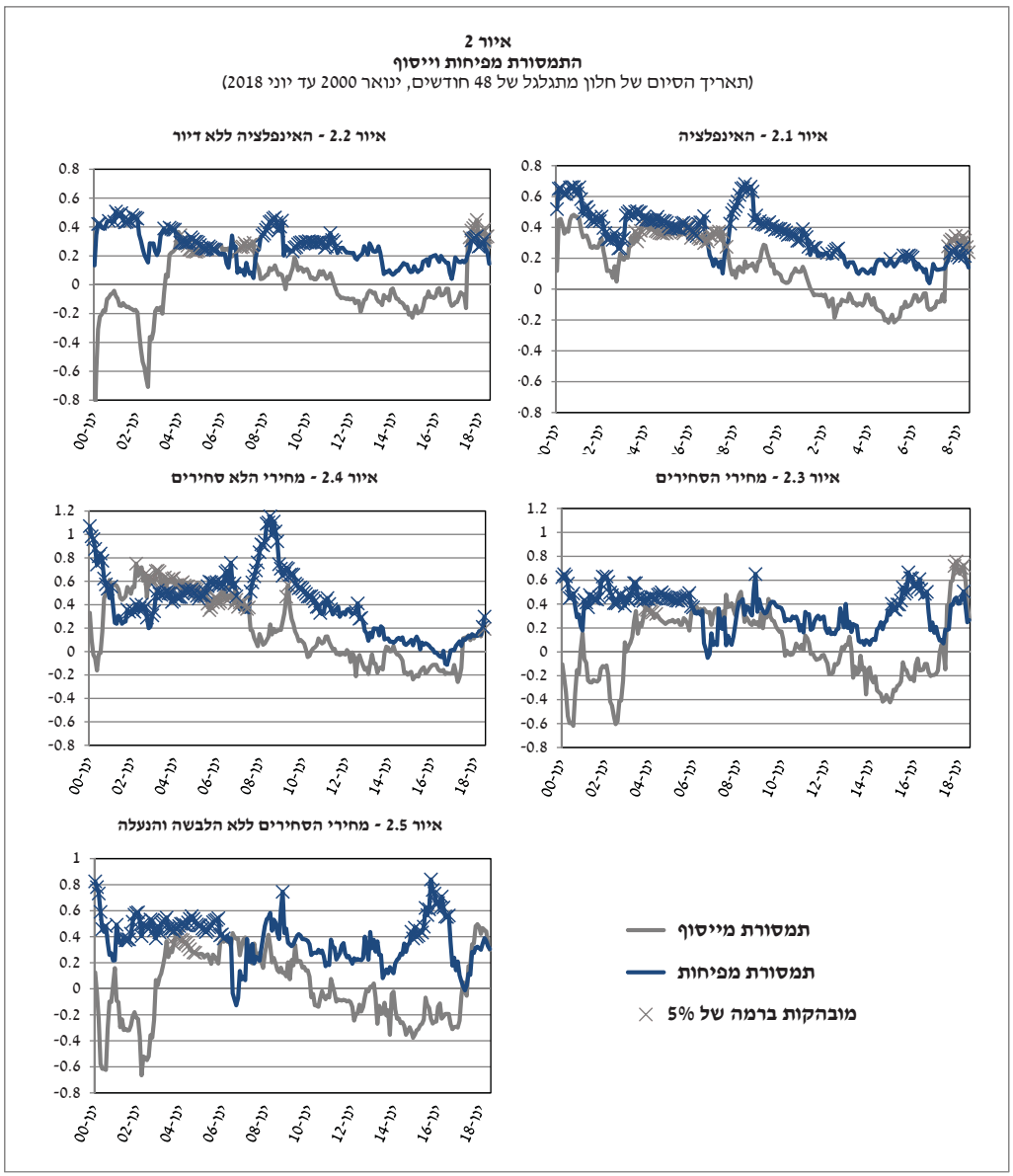
13מתקופה זו ואילך ירדה רמת התמסורת לאינפלציה ללא דיור, אך גם במדגם האחרון, המסתיים ביוני 2018, היא מובהקת, ורמתה 19%

14 דוח בנק ישראל, 2017.

15 סביר כי מחירי הסחירים והבלתי סחירים מושפעים גם מתחליפי יבוא היוצרים לחץ על המחירים. כך, לדוגמה, מחיר שירותי התיירות יושפע ממחיריהם ואיכותם של שירותי תיירות זרים הזמינים לצרכן.

## התמסורת מפיחות וייסוף למחירים

לאורך רוב תקופות המדגם התמסורת מפיחות הייתה גבוהה יותר מהתמסורת מייסוף, אולם לפי תוצאות רגרסיה 2 מגמה זו התהפכה במדגמים המסתיימים בשנת 2017[16]. בתקופה המסתיימת ביוני 2018 התמסורת למחירים לצרכן (איור 2.1) מייסוף עומדת על 24%[17], בעוד שהתמסורת מפיחות עומדת רק על 14%. מגמת התמסורת מפיחות וייסוף אל מחירי הסחירים דומה לזו אל האינפלציה הכללית (השינוי במדד הכללי מנוכה עונתיות), אך בתקופות האחרונות המגמות אינן מובהקות (איור 2.3). התמסורת למחירי הסחירים ללא הלבשה והנעלה דומה לתמסורת למחירי כל הסחירים, אך החל מהתקופות המסתיימות לקראת סוף שנת 2016 היא אינה מובהקת (איור 2.5).




16 המדגמים המסתיימים בשנתיים האחרונות מאופיינים במגמת ייסוף מתמשכת (נספח 2). לתקופות המסתיימות בשנים 2017–2018 ישנן בממוצע כ-18 תצפיות לפיחות וכ-30 תצפיות לייסוף.

17 ראו נספח 5 – "לוח מסכם".

תמונת התמסורת למחירי הלא סחירים שונה במעט: בתקופות האחרונות לא נראה שינוי מגמה. התמסורת מפיחות למחירי הלא סחירים חיובית וגבוהה מהתמסורת מייסוף לאורך רוב תקופות המדגם (איור 2.4). בתקופה המסתיימת ביוני 2018 התמסורות מפיחות וייסוף למחירי הלא סחירים עומדות על כ-30% וכ-19%, בהתאמה.

### בדיקת עמידות

התמסורת מושפעת מתמהיל של זעזועים, כגון זעזועים לפרמיית הסיכון, או לביקוש מחו"ל ליצוא, המשפיעים על שער החליפין והאינפלציה בכל תקופה, אולם עבודה זו אינה מנסה לזהות את הזעזועים הללו[18] אלא רק מתארת את הקשר האמפירי בין שער החליפין לאינפלציה (התמסורת). כדי לוודא שהתוצאות אינן רגישות לניתוח המסוים שנבחר נבדקו דרכים שונות לחישוב התמסורת, כגון חישובה כסכום של מקדמי שער החליפין בזמן t=-5 עד t=0 (סכום של 6 תקופות) ובדיקה של התמסורת כמקדם של ממוצע נע של שיעור השינוי בשער החליפין במשך 6 חודשים. התמסורות המתקבלות מדרכי חישוב אלו דומות מאוד. בבדיקה נוספת קוצר משך החלון המתגלגל ל-3 שנים (36 חודשים), ונמצא כי האומד לתמסורת בחלון כזה דומה לאומד המחושב בחלון של 4 שנים, אך האומד של 3 שנים תנודתי יותר לאורך כל התקופה[19]. בדיקה בחלון של 6 שנים מראה תוצאות דומות לאמידת המודל המקורי, חוץ מאשר למדגמים המסתיימים בתקופות האחרונות, שברובם התמסורת נמצאה לא מובהקת. חלון מתגלגל של 8 שנים מראה תמסורת יציבה ומובהקת לאורך התקופות האחרונות (ממוצע תמסורת של 15% ב-12 התקופות האחרונות), אולם בדיקה של התקופה המבדילה בין אומד התמסורת של 6 שנים (שאינו מובהק בתקופות האחרונות) לזה של 8 השנים מעלה שההבדל נובע מסביבת תמסורת גבוהה שהייתה בעבר ונכללת ב-8 השנים הנדגמות, אך לא ב-6.

הוספת משתני המקרו[20] לרגרסיות, כמשתנים מסבירים ומשתני אינטראקציה עם שער החליפין, בספציפקציות שונות לא שינתה באופן מהותי את כיוון התמסורת. אמידת התמסורת ב-37 ספציפקציות שונות[21] של המודל בשילוב עם משתני מקרו רלוונטיים מראה כי בממוצע אומדי התמסורת השונים קרובים מאוד לאורך כל המדגם, וכי טווח האומדים מצטמצם לאורך המדגם ובמיוחד בתקופות האחרונות. עקב הדמיון הרב בין תוצאות האמידות השונות (איור 3) לאמידה המקורית הוחלט לא להכניס את משתני המקרו המסבירים הללו למודל.

אמידה של התמסורת תוך שליטה על ריבית בנק ישראל וריבית הבנק המרכזי בארה"ב (ריבית ה- FED) מאפשרת לזהות את התמסורת בניכוי תנודות בשער החליפין שנובעות מהמדיניות המוניטרית בישראל ובארה"ב ומאפשרות הסתכלות על התמסורת כשהמדיניות המוניטרית נתונה. אמידות אלו מספקות חיזוק נוסף למודל שנבחר: האומדים על פני זמן קרובים ונעים באופנים דומים, חוץ מאשר בכמה תקופות קצרות במדגם. המודל אינו יכול להבדיל בין שינוי בתמסורת הנובע משינוי במנגנון התמסורת לבין שינוי הנובע מתמהיל היבוא או ממבנה מדדי המחירים. לדוגמה: התמסורת של מוצר בשנה מסוימת היא 10%, משקלו במדד הוא 30%, ותרומתו לתמסורת הכללית היא 3%; בשנה שלאחר מכן עלה משקלו במדד ל-35% והתמסורת נותרה ללא שינוי, אולם כעת תרומתו לתמסורת היא 3.5%. במקרה כזה יתקבל אפוא שינוי בתמסורת אף על פי שרק תמהיל הצריכה השתנה. ואולם בדיקה של מבנה המדדים והרכב היבוא לאורך תקופות המדגם לא מראה שינויים משמעותיים בתמהיל זה.

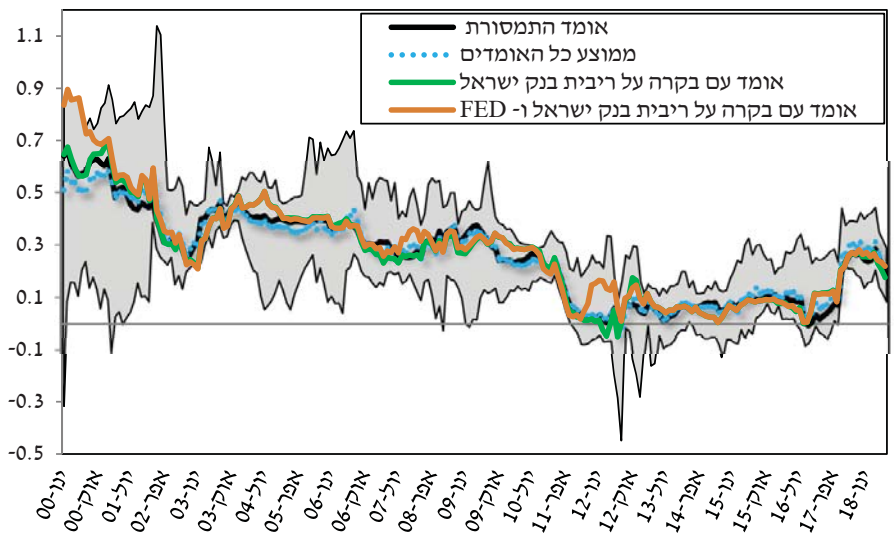
18 למידע נוסף הנוגע לזעזועים המשפיעים על האינפלציה ועל שער החליפין ראו: Argov, Barnea, Binyamini, Borenstein, Elkayam, and Rozenshtrom "MOISE: A DSGE model for the Israeli economy." (2012)

19 בתקופות האחרונות התמסורת בחלון של 3 שנים עלתה גם היא עלייה מהירה ואף חדה יותר, ובתקופה האחרונה התמסורות קרובות מאוד.

20 משתני המאקרו שנבדקו בספציפיקציות שונות: אבטלה, הדיקות שוק העבודה, פער התוצר, עלות העבודה ליח' תוצר, שיעור השינוי של התוצר, ממוצע נע של 3 חודשים לשיעור השינוי בתוצר, ממוצע נע של 3 חודשים לשיעור השינוי במחיר הנפט, ריבית בנק ישראל והאינפלציה מנוכה עונתיות בארה"ב.

21 חלק מהאינטראקציות עם משתני מקרו, כגון שיעור צמיחת התוצר ואינפלציית הליבה בארה"ב בפיגור של 3 חודשים, נמצאו כמשפיעים באופן מובהק על רמת התמסורת בשנים האחרונות. אולם עבודה זו אינה בוחנת את הגורמים לתמסורת ולא מרחיבה על כך.

**איור 3**
**עמידות המודל, 2000 עד 2018**




*באפור: טווח האומדים. **ממוצע האומדים מחושב לפי 39 ספציפיקיות שונות.

## סיכום

רמת התמסורת היא משתנה חשוב לקבלת החלטות בתחום המדיניות המוניטרית. הנושא נסקר במחקרים רבים ברחבי העולם, ואלה מצאו כי רמת התמסורת למחירים לצרכן במדינות המפותחות אינה מלאה, והיא הולכת ויורדת בעשורים האחרונים. בעבודה זו נמצא כי לאחר ירידה מתמשכת עלתה רמת התמסורת בשנים האחרונות. עלייה מהירה זו מעניינת, שכן בדומה לממצאים בספרות הנסקרת, רמת התמסורת ירדה בהתמדה במהלך העשור האחרון יחד עם רמת האינפלציה. ירידה משותפת זו ניכרת החל מאוקטובר 2008, כאשר האינפלציה השנתית החלה לרדת מ-5%, והגיעה לרמה שלילית בספטמבר 2014. במקביל ירדה התמסורת מרמה של כ-35% בתקופות המסתיימות ב-2008 לרמה אפסית בתקופות המסתיימות ב-2014.

העלייה ברמת התמסורת בתקופות האחרונות יכולה ללמד שלשינוי במדינות המוניטרית תהיה השפעה מוגברת על האינפלציה דרך שער החליפין, ביחס לעבר, אולם עקב אי-הסימטריה בין תמסורת מפיחות לתמסורת מייסוף גודל השינוי יושפע גם מכיוון המדיניות המוניטרית – מצמצמת או מרחיבה.

ייתכן שהעלייה בתמסורת נובעת מהתגברות התחרות. דוחות בנק ישראל לשנים 2016 ו-2017 מצביעים על שינוי בהתנהגות הצרכנים, חלקו הודות לשיפורים טכנולוגיים, המאפשרים להשוות מחירים ולרכוש מוצרים באופן מקוון, גם מחו"ל. כמו כן מציין הדוח לשנת 2016 כי בחלק מהחברות הציבוריות ניכרת מגמה של ירידה ברווחיות התפעולית והגולמית, המתיישבת עם עלייה בתחרות: בשוק תחרותי, במצב של פיחות, סביר שפירמות יהססו להעלות מחירים כדי לא לאבד את נתח השוק שלהן, ולכן יספגו חלק מהעלייה בשער החליפין[22]. בשנים האחרונות שער החליפין מאופיין במגמת ייסוף. ניתן לדמיין מצב של תחרות הולכת וגוברת בשוק שבו פירמות מנצלות הזדמנות להוריד מחירים עקב הייסוף, תוך פגיעה מינימלית ברווחים, שכן ייסוף מוריד את עלות המוצרים המיובאים, והורדת המחירים עשויה להגביר את האטרקטיביות שלהן בעיני הצרכנים. במילים אחרות: הורדת מחירים במקביל לייסוף יכולה להסביר את העלייה בתמסורת לאחרונה.

22 כלומר לא יתרגמו את מלוא הפיחות בשער החליפין למחיר לצרכן.

## ביבליוגרפיה

אורפייג, דנה (2015). ערוצי התמסורת משער החליפין למדד המחירים לצרכן: מבט ענפי על הרכיב הסחיר במדד. בנק ישראל, סדרת מאמרים לדיון.

בנק ישראל (2017, 2018). דוחות לשנים 2016 ו-2017.

בנק ישראל (2007). יעד האינפלציה – חשיבה מחדש (אוגוסט).

סופר, יואב (2006). התמסורת משער החליפין למדד המחירים לצרכן: מבט ברמת המיקרו. בנק ישראל, סוגיות במטבע חוץ.

Argov, Eyal, Emanuel Barnea, Alon Binyamini, Eliezer Borenstein, David Elkayam, and Irit Rozenshtrom (2012). MOISE: A DSGE model for the Israeli economy.

Bache, Ida Wolden (2007). Econometrics of exchange rate pass-through, Norges Bank.Bailliu, Jeannine and Eiji Fujii (2004). Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation.

Burlon, Lorenzo, Alessandro Notarpietro and Massimiliano Pisani (2018). Exchange rate pass-through into euro area inflation: An estimated structural model. No. 1192. Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.

Caselli, Francesca G. (2016). Non-linear exchange rate pass-through in emerging markets, International Monetary Fund.

Choudhri, Ehsan and Dalia Hakura (2012). The exchange rate pass-through to import and export prices: The role of nominal rigidities and currency choice.

Devereux, Michael B., Charles Engel and Peter E. Storgaard (2004). "Endogenous exchange rate pass-through when nominal prices are set in advance", Journal of international economics 63.2, 263–291.

Edwards, Sebastian (2006). The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited. No. w12163. National Bureau of Economic Research. 2006.

Gagnon, Joseph E., and Jane Ihrig (2004). "Monetary policy and exchange rate pass-through", International Journal of Finance & Economics 9.4, 315–338.

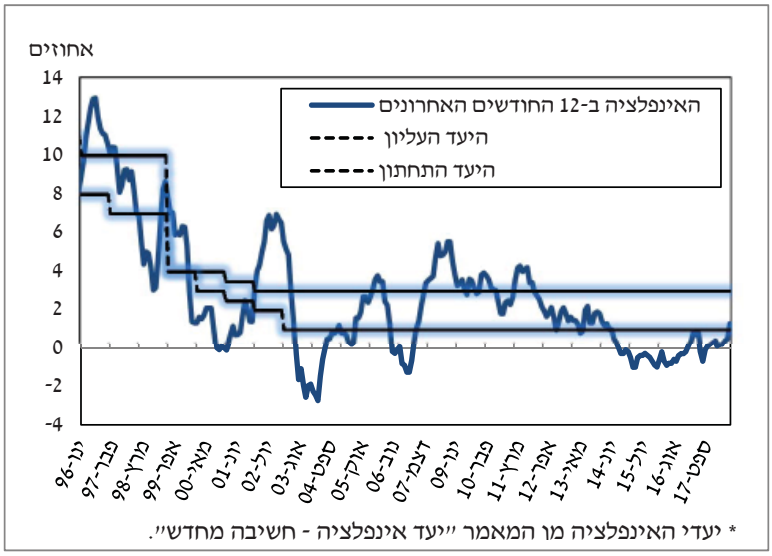
Özyurt, Selin (2016). Has the exchange rate pass through recently declined in the euro area?.

Rahimov, Vugar, Nigar Jafarova and Fuad Ganbarov (2017). The exchange rate pass-through to CPI and its components in oil-Exporting CIS countries. No. 06-2017. Graduate Institute of International and Development Studies Working Paper.

Rincón-Castro, Hernán and Norberto Rodríguez-Niño (2016). "Nonlinear pass-through of exchange rate shocks on inflation: a bayesian smooth transition VAR approach." Borradores de Economía, No. 930.

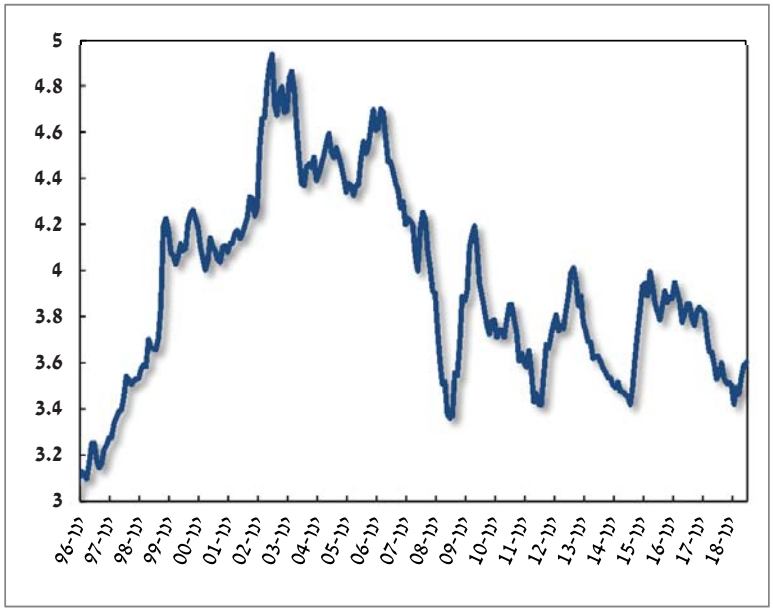
## נספחים

**איור 1**
**סביבת האינפלציה, ינואר 1996 עד יוני 2018**




* יעדי האינפלציה מו המאמר "יעד אינפלציה - חשיבה מחדש".

**איור 2**
**שער החליפין שקל/דולר, ממוצע חודשי, ינואר 1996 עד יוני 2018**



**3. תוצאות רגרסיה 1 – התמסורת למחירים**

(יוני 2014 עד יוני 2018)

| (5) | (4) | (3) | (2) | (1) | |
|---|---|---|---|---|---|
| $\Delta p_tr_ncf$ | $\Delta p_ntr$ | $\Delta p_tr$ | $\Delta p_nh$ | $\Delta p$ | |
| 0.117 | 0.162*** | 0.0548 | 0.0947** | 0.100*** | $\Delta e_t$ |
| (0.071) | (0.029) | (0.092) | (0.043) | (0.032) | |
| 0.210* | 0.0918** | 0.251* | 0.0995 | 0.0795* | $\Delta e_{t-3}$ |
| (0.108) | (0.044) | (0.139) | (0.064) | (0.047) | |
| 0.566 | 0.802*** | 0.654 | 0.27 | 0.273* | $\Delta pim_t$ |
| (0.440) | (0.181) | (0.568) | (0.209) | (0.155) | |
| -0.177 | -0.584*** | -0.349 | -0.125 | -0.142 | $\Delta pim_{t-3}$ |
| (0.297) | (0.122) | (0.383) | (0.140) | (0.104) | |
| 0.0356*** | 0.0176*** | 0.0284** | 0.0247*** | 0.0186*** | $\Delta oil_t$ |
| (0.010) | (0.004) | (0.013) | (0.008) | (0.006) | |
| 0.00398 | 0.00572 | 0.0112 | 0.00788 | 0.00915 | $\Delta oil_{t-3}$ |
| (0.010) | (0.004) | (0.013) | (0.008) | (0.006) | |
| -0.00254 | -0.00147** | 0.00316 | -0.000427 | 0.000141 | $\alpha$ |
| (0.002) | (0.001) | (0.002) | (0.000) | (0.000) | |
| 48 | 48 | 48 | 48 | 48 | N. of obs |
| 0.617 | 0.878 | 0.681 | 0.33 | 0.377 | R-squared |

1. הושמטו מהלוח משתני דמי לחודשים שנכללו ברגרסיות 3 עד 5.
2. סטיות התקן בסוגריים : *** p<0.1 , ** p<0.05 , * p<0.01

**4. תוצאות רגרסיה 2 – התמסורת מפיחות וייסוף למחירים**

(יוני 2014 עד יוני 2018)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| | $\Delta p$ | $\Delta p_nh$ | $\Delta p_tr$ | $\Delta p_ntr$ | $\Delta p_tr_ncf$ |
| $\Delta dep_t$ | 0.0845* | 0.0786 | 0.1080 | 0.182*** | 0.1550 |
| | (0.045) | (0.061) | (0.133) | (0.042) | (0.103) |
| $\Delta dep_{t-3}$ | 0.0557 | 0.0668 | 0.1580 | 0.116* | 0.1520 |
| | (0.070) | (0.094) | (0.193) | (0.062) | (0.150) |
| $\Delta ap_t$ | 0.127* | 0.1210 | -0.0361 | 0.131** | 0.0541 |
| | (0.072) | (0.097) | (0.176) | (0.056) | (0.137) |
| $\Delta ap_{t-3}$ | 0.1130 | 0.1410 | 0.3100 | 0.0623 | 0.2450 |
| | (0.068) | (0.092) | (0.186) | (0.059) | (0.145) |
| $\Delta pim_t$ | 0.2720 | 0.2630 | 0.5410 | 0.829*** | 0.4960 |
| | (0.169) | (0.229) | (0.599) | (0.191) | (0.467) |
| $\Delta pim_{t-3}$ | -0.1480 | -0.1280 | -0.2590 | -0.603*** | -0.1200 |
| | (0.114) | (0.154) | (0.408) | (0.130) | (0.318) |
| $\Delta oil_t$ | 0.0172*** | 0.0231*** | 0.0288* | 0.0193*** | 0.0360*** |
| | (0.006) | (0.008) | (0.015) | (0.005) | (0.012) |
| $\Delta oil_{t-3}$ | 0.0088 | 0.0072 | 0.0048 | 0.0060 | -0.0002 |
| | (0.006) | (0.008) | (0.015) | (0.005) | (0.012) |
| $\alpha$ | 0.0005 | 0.0000 | 0.0030 | -0.00179** | -0.0027 |
| | (0.001) | (0.001) | (0.003) | (0.001) | (0.002) |
| N. of obs | 48 | 48 | 48 | 48 | 48 |
| R-squared | 0.385 | 0.337 | 0.69 | 0.882 | 0.624 |

1. הושמטו מהלוח משתני דמי לחודשים שנכללו ברגרסיות 3 עד 5.
2. סטיות התקן בסוגריים : *** p<0.1 , ** p<0.05 , * p<0.01

**5. לוח מסכם**

**התמסורת קצרת הטווח בתקופה של 48 חודשים המסתיימת ביוני 2018**

| | האינפלציה | האינפלציה ללא דיור | סחירים | סחירים ללא הלבשה והנעלה | לא סחירים |
|---|---|---|---|---|---|
| **הכללית** | 0.18 | 0.194 | 0.306 | 0.327 | 0.253 |
| | (0.06) | (0.09) | (0.20) | (0.15) | (0.06) |
| **פיחות** | 0.14 | 0.145 | 0.266 | 0.306 | 0.298 |
| | (0.09) | (0.12) | (0.26) | (0.20) | (0.08) |
| **ייסוף** | 0.24 | 0.262 | 0.274 | 0.299 | 0.193 |
| | (0.11) | (0.15) | (0.29) | (0.23) | (0.09) |

*בסוגריים : סטיות התקן.

**6. רגרסיות 1, 2 וחישוב אומד התמסורת**

(רגרסיה 1)

$$\Delta p_t = \alpha + \beta_1 \Delta e_t + \beta_2 \Delta e_{t-3} + \gamma_1 \Delta pim_t + \gamma_2 \Delta pim_{t-3} + \delta_1 \Delta oil_t + \delta_2 \Delta oil_{t-3} + \sum_{i=1}^{11} \delta_i m_{i,t} + u_t$$

כאשר:

$\alpha$ – קבוע.
$\Delta p_t$ – השינוי בלוג מדד המחירים לצרכן.
$\Delta e_t$ – ממוצע נע של שלושה חודשים לשינוי בלוג שער החליפין של הדולר.
$\Delta pim_t$ – ממוצע נע של שלושה חודשים לשינוי בלוג מדד מחירי היבוא בדולרים.
$\Delta oil_t$ – ממוצע נע של שלושה חודשים לשינוי בלוג מחיר הנפט בדולרים.
$m_{i,t}$ – משתנה דמי לחודש.
$u_t$ – טעות האמידה.

(רגרסיה 2)

$$\Delta p_t = \alpha + \beta_1 \Delta dep_t + \beta_2 \Delta dep_{t-3} + \beta_3 \Delta ap_t + \beta_4 \Delta ap_{t-3} + \gamma_1 \Delta pim_t + \gamma_2 \Delta pim_{t-3} + \delta_1 \Delta oil_t + \delta_2 \Delta oil_{t-3} + \sum_{i=1}^{11} \delta_i m_{i,t} + u_t$$

משתני הרגרסיה זהים לאלו של הרגרסיה הראשונה מלבד:
$\Delta dep_t$ – ממוצע נע של שלושה חודשים לשינוי בלוג שער החליפין של הדולר במקרה של פיחות, 0 אחרת.
$\Delta ap_t$ – ממוצע נע של שלושה חודשים לשינוי בלוג שער החליפין של הדולר במקרה של ייסוף, 0 אחרת.

הגדרת התמסורת:
התמסורת משער החליפין
סטיית התקן של התמסורת
רווח הסמך

$$\beta_1 + \beta_2$$
$$\sqrt{var(\beta_1) + var(\beta_2) + 2 * cov(\beta_1, \beta_2)}$$
$$\beta_1 + \beta_2 \pm 2 * \sqrt{var(\beta_1) + var(\beta_2) + 2 * cov(\beta_1, \beta_2)}$$

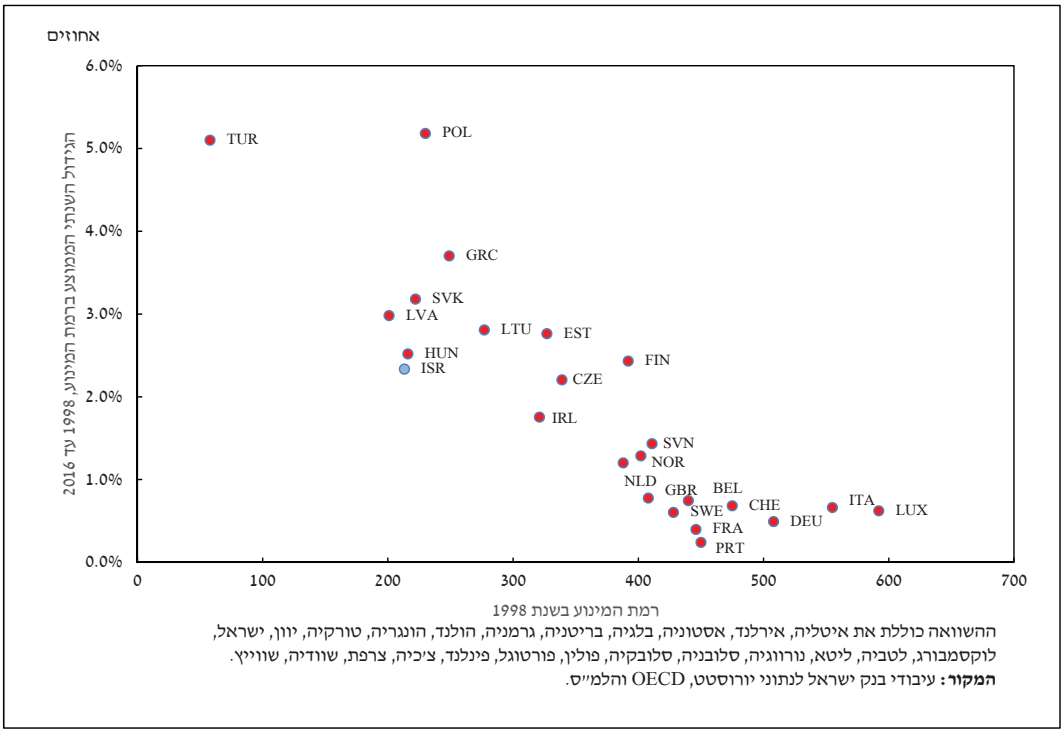
## התחבורה הפרטית בישראל: ניתוח ההתפתחויות בשני העשורים האחרונים

- צעדי מדיניות בתחום הנסיעה ברכב פרטי בישראל – בכללם ההחלטה להפחית את המיסוי על רכישת מכוניות חדשות החל משנת 2005 וההחלטה להעלות את המס על ההוצאות המשתנות רק מעט בהשוואה לעלייה בהכנסות משקי הבית – תרמו במישרין לגידול הצפיפות בכבישים. צעדים אלה הצטרפו לתהליכים הכלכליים שממילא פועלים לגידול מהיר בנסועה בישראל.
- על מנת להימנע ממצב שבו העלייה בצפיפות תפגע קשות בכלל המשתמשים בכביש עקב כך שהצפיפות משפיעה על מהירות הנסיעה באופן לא-לינארי, נדרש להתאים את המדיניות הקיימת. ניתן לעשות זאת באמצעות מדיניות שתשלב בין תמריצים להאט את קצב הגידול של הנסועה במכוניות פרטיות – למשל הגדלת ההשקעה בשיפור התחבורה הציבורית והעלאת המיסוי על הנסועה, במיוחד בשעות העומס – לבין התאמת ההשקעה בכבישים לקצב הגידול בביקוש.

### 1. מבוא

הצפיפות בכבישי ישראל עלתה בשני העשורים האחרונים בעקבות תהליכים כלכליים ובעקבות מדיניות המיסוי שישראל נקטה. עם התהליכים הכלכליים נמנות העלייה ברמת החיים והתרחבות התעסוקה במקביל לפיזור האוכלוסייה. כדי להבהיר את הטענה לגבי רמת החיים נתבונן באיור 1. האיור מתייחס למדינות נבחרות ומציג את הגידול השנתי ברמת המינוע (מספר המכוניות ביחס לאוכלוסייה) ב-20 השנים האחרונות כפונקציה של רמת המינוע בתחילת התקופה.

**איור 1**
**השינוי ברמת המינוע בין 1998 ל-2016 כפונקציה של רמת המינוע ב-1998**




ההשוואה כוללת את איטליה, אירלנד, אסטוניה, בלגיה, בריטניה, גרמניה, הולנד, הונגריה, טורקיה, יוון, ישראל, לוקסמבורג, לטביה, ליטא, נורווגיה, סלובניה, סלובקיה, פולין, פורטוגל, פינלנד, צ'כיה, צרפת, שוודיה, שווייץ.
**המקור:** עיבודי בנק ישראל לנתוני יורוסטט, OECD והלמ"ס.

**כתב: יואב פרידמן.**

האיור מראה כי קצב הגידול של רמת המינוע עולה ככל שרמת המינוע נמוכה יותר. קשר זה מבטא את העובדה שעם העלייה ברמת החיים רמת המינוע עולה עד לרוויה[1]. ישראל התאפיינה ב-1998 ברמת מינוע נמוכה, ולכן מצבת המכוניות לנפש התרחבה במהירות (מעבר לגידול באוכלוסייה, נתון גבוה כשלעצמו): היא עלתה בשני העשורים האחרונים ביותר מ-50%, מכ-210 מכוניות לאלף נפש בשנת 1998 ל-320 מכוניות בשנת 2017.

אשר להתרחבות התעסוקה במקביל לפיזור האוכלוסייה, תהליך זה העמיק מאוד את היוממות – יציאה מיישוב המגורים למקום העבודה: ב-1995 אפיינה היוממות כ-45% מהעובדים בישראל בשעה שכיום היא מאפיינת כ-55% מהם. על פי הסקר החברתי שעורכת הלמ"ס, עובדים אלה נוסעים למקומות העבודה כ-18 ק"מ בממוצע. בהנחה שהעובדים ביישוב מגוריהם נוסעים לעבודה רק קילומטרים בודדים, השינוי בדפוסי היוממות הגדיל את הנסועה הממוצעת לעבודה ב-10%—15%. התפתחות זו נובעת בין היתר מעלות השימוש ברכב פרטי; מההשקעות בתשתית הכבישים[2]; ומתכנון השימוש בקרקע בתוכנית המתאר הארצית. בהיזון חוזר כל הגורמים האלה יוצרים לחץ להמשך ההשקעות בתשתית לתחבורה הפרטית[3].

התהליכים הכלכליים שתיארנו נמנים כאמור עם הכוחות שהגדילו את רמת המינוע ביותר מ-50% בשני העשורים האחרונים. הנסועה השנתית לנפש עלתה באותה תקופה בסדר גודל דומה – כ-45%[4]. התרחבות הנסועה (לנפש) במכוניות פרטיות התלוותה לעלייה מתונה בהרבה בשטח הכבישים הסלולים לנפש – זה גדל באותה תקופה בכ-6% – וכך עלתה מאוד הצפיפות בכבישים.

אולם כפי שציינו בפתח הדברים, נוסף לכוחות הכלכליים פעלה לגידול המינוע והנסועה ברכב פרטי גם מדיניות המיסוי שישראל נקטה בעשור האחרון: המדינה הפחיתה את המיסים על ההוצאות הקבועות הכרוכות ברכישת רכב חדש (בעיקר מס הקנייה) והעלתה במידה מתונה בלבד את המיסים על ההוצאות המשתנות (בעיקר הבלו על הדלק); השינוי הכולל במיסוי העלה את הביקוש למכוניות. נייר זה מתמקד בניתוח המדיניות הנידונה ומציג בקצרה גם את המדיניות לגבי חכירת מכוניות (ליסינג) ואת פיתוח התשתיות ביחס לגידול השימוש בהן.

## 2. המדיניות לגבי תמחור הנסיעה בתחבורה פרטית בשני העשורים האחרונים

עלות הנסיעה במכונית פרטית כוללת (1) מרכיב קבוע – הרכישה וההחזקה; ו-(2) מרכיב משתנה – העלות לק"מ נסיעה. ניתן להעריך כי כבר בעת הרכישה הקונה שוקל את הנסיעות הצפויות במכונית, והיקף הנסועה בה נקבע לפי שני המרכיבים (ולא רק לפי המרכיב המשתנה, כפי שאולי מקובל לחשוב)[5]. כמובן שבשוליים ירידה בעלות לק"מ נסיעה תעודד נסיעה בכלי הרכב שהפרטים כבר מחזיקים ברשותם, וירידה במחיר הרכישה תעודד החזקת מכונית גם להיקף נסועה נמוך יחסית. בחלקו הראשון של סעיף זה נסקור את התפתחות העלויות הקבועות בשני העשורים האחרונים, ובחלקו השני נדון בעלויות המשתנות. החלק השלישי מסכם את התפתחות העלות הכוללת.

1 אין זה סביר שרמת המינוע תחרוג מהיחס בין מספר הבוגרים באוכלוסייה לאוכלוסייה הכללית. סביר לשער כי ככל שמספר המכוניות מתקרב למספר התושבים הבוגרים, כך מצטמצם קצב גידולן של מצבת המכוניות והנסועה.

2 פריש וצור (2010) דנים באופן שבו השיפור בתשתית התחבורה משפיע על היוממות.

3 אילו ננקטה בתחום הבנייה למגורים מדיניות שנועדה לצופף את האוכלוסייה בערים הקיימות ולהקים בהן מרכזי תעסוקה, ייתכן שהיא הייתה מצמצמת את הגידול בנסועה ואת הצורך בהרחבת תשתיות התחבורה הבין-עירונית, אך שאלה זו חורגת מתחום דיוננו. Ewing and Cervero (2010) עורכים מטה-אנליזה לממצאים שהעלו מחקרים שונים בנוגע לגמישות הקשר בין היקף הנסועה למשתנים שמייצגים את המבנה האורבני. הקשר בין המבנה האורבני, צפיפות האוכלוסייה והנסועה נחקר גם בשנים הבאות. ראו למשל Ding et al. (2017) ו-Kim and Brownstone (2013).

4 הנסועה השנתית לנפש שווה לסך הנסועה ברכב פרטי בישראל (בק"מ) מחולק באוכלוסייה.

5 טענה זו נכונה לגבי הנסיעות הקבועות/ המתוכננות. לגבי נסיעות מזדמנות ניתן לראות בעלות השולית לק"מ נסיעה את העלות הרלוונטית להחלטה על נסועה. במרבית המקרים עלות זו נמוכה מהחלופה (להוציא ויתור על הנסיעה), ולכן בעלי מכוניות שמעוניינים לנוע ממקום למקום יבחרו כנראה להשתמש במכונית. ואכן הספרות מראה כי כאשר פרטים מחזיקים במכונית הם נוטים להשתמש בה כדי להגיע לעבודה או לנסיעות מזדמנות. ראו למשל Santos et al. (2013) ו-Kitamura (2009).

## א. העלויות הקבועות

### מס הקנייה

ישראל מטילה מס קנייה גבוה על רכישת מכונית פרטית. בראשית שנות ה-2000 עמד מס הקנייה הסטטוטורי על 95%, והמס האפקטיבי עמד על 80%—85% שכן ניתן זיכוי על אביזרי בטיחות. בשנת 2005 החליטה הממשלה להפחית בהדרגה את מס הקנייה עד ל-72%, במטרה לעודד את התושבים לרכוש כלי רכב חדשים היות שהם בטוחים יותר ומזהמים פחות. ואכן גילן הממוצע של המכוניות הפרטיות החל לרדת משנת 2007[6]. לפני שהמהלך הסתיים, כשמס הקנייה עמד על 75%, הוחלט על צעד נוסף – רפורמת המיסוי הירוק: מס הקנייה הועלה ל-83% ובמקביל ניתנו לרוכשי מכוניות הטבות מס בהתאם לפליטת המזהמים[7]. רפורמת המיסוי הירוק כיוונה לכך שמס הקנייה האפקטיבי יעלה מעט[8] או לפחות לא ישתנה; אולם מאחר שהציבור שינה את התנהגותו ועבר לרכוש מכוניות קטנות יחסית ומזהמות פחות, מס הקנייה האפקטיבי הוסיף לרדת לאחר יישום הרפורמה, ובשנת 2013 הגיע ל-60% בלבד[9]. במטרה לצמצם את הירידה עודכנה באוגוסט 2013 נוסחת המיסוי הירוק; בהמשך הוחלט לעדכנה אחת לשנתיים, והיא עודכנה בינואר 2015 ובינואר 2017. העדכון העלה במעט את מס הקנייה המשוקלל על כלי רכב, אך זה נותר נמוך יחסית, בסביבות ה-60%[10].

השינוי במיסוי, גורם מדיניות מרכזי, תרם לירידה במחירה היחסי של המכונית הפרטית[11]. נוסף לו תרמו (ועדיין תורמים) לירידה עוד גורמים: התפתחות שער החליפין הריאלי בישראל, הירידה בריבית הריאלית, והיות המכונית מוצר סחיר שמחירו נוטה לרדת עם הזמן ואיכותו נוטה לעלות. אומנם גורמים אלו אינם נמצאים בשליטתם הישירה של קובעי המדיניות, אך מאחר שהם משפיעים על ההתפתחויות במשק יש מקום להתייחס אליהם כשדנים בקביעת המדיניות.

### שער החליפין הריאלי

בעשור האחרון התייסף השקל במידה משמעותית. אומנם כשמנתחים את 20 השנים האחרונות מוצאים כי לפני הייסוף שהחל ב-2008 נרשם פיחות ריאלי, אך הוא מתגמד יחסית לייסוף בעשור האחרון. מדד שער החליפין הריאלי האפקטיבי בשנת 2018 התייסף ב-20% בהשוואה לרמתו בשנת 2005 וב-5% יחסית לרמתו בשנת 1999. השקל התחזק אפוא והדבר תרם להוזלת המכוניות שכן הן מוצר מיובא.

6 גילם הממוצע של כלי הרכב הפרטיים עלה וירד כמה פעמים במרוצת 30 השנים האחרונות. ב-1989—1990, שנות מיתון, הוא טיפס מ-6.8 ל-7.2 שנים. מייד לאחר מכן הוא ירד מהר יחסית עד ל-6.3 שנים ב-1996 ו-1997, כנראה הודות לגל העולים שהגיע לארץ בשנים אלה והטבות המס שהם קיבלו ברכישת רכב. בשנים שלאחר מכן שוב עלה הגיל הממוצע. החל משנת 2007 שב הגיל לרדת, וכאמור נראה כי הוא ירד הודות לירידה במס האפקטיבי על כלי רכב חדשים. אך כפי שנסביר להלן, הוא ירד גם הודות לעלייה בהכנסה של משקי הבית, לירידת הריבית, ולייסוף הריאלי.

7 לתקופה קצרה הועלה המס ל-90%, אך אז הוא הופחת ל-83% ובמקביל בוטל הזיכוי ממס על התקנת מערכת לבקרת יציבות שכן היא הפכה לחובה בשנת 2010.

8 מכיוון שהטבות המס ניתנות בסכומים קבועים ובהתאם לרמת הבטיחות ורמת הזיהום, החלק שמס הקנייה תופס בשווי הרכב משתנה מרכב לרכב. המס האפקטיבי שאנו מתייחסים אליו שווה לסך ההכנסות ממס קנייה על רכב פרטי, מחולק בסך השווי של יבוא הרכב הפרטי.

9 נוסף למס הקנייה מוטלים על המכוניות הפרטיות מכס, בהתאם למדינת המקור, ומע"מ (כולל מע"מ על מרכיב המס). שיעור המכס הממוצע על רכב נוסעים עומד בשנים האחרונות על כ-3% משווי הרכב, והמע"מ עומד על 17%.

10 ייתכן מאוד שהפחתת המיסוי הביאה לעלייה מסוימת במחיר המכירה של מכוניות ליבואנים המקומיים, כלומר ייתכן שחלק מהירידה ברכיב המס לא התגלגל למחיר המכונית. זוהי תוצאה סבירה בהתחשב בכך שקיימת הפרדה חדה בין שוק הרכב הישראלי לשוק העולמי, ובכך שלמעט במקרי קיצון, המס המוטל על מוצר מתחלק בין הצרכנים והיצרנים.

11 ההפחתה במס הקנייה היוותה מעט יותר מ-10% ממחיר מכונית חדשה. יתר על כן, רפורמת המיסוי הירוק עודדה את הציבור לרכוש מכוניות קטנות וזולות יחסית.

### הריבית הריאלית

הירידה בריבית הריאלית מפחיתה את עלותה של רכישת מכונית דרך הוזלת ההון. עלות ההון הכוללת הכרוכה בהחזקת מכונית שווה להפסד ההון הנובע מירידה בערכה בתוספת העלות האלטרנטיבית של ההון. הריבית הריאלית ירדה מממוצע של למעלה מ-3% ב-2005—2007 לסביבות 0% בארבע השנים האחרונות; בהנחה שערך המכונית יורד ב-10% בשנה, ירידת הריבית הפחיתה את עלות ההון הכוללת מכ-15% לשנה לפני קצת יותר מעשור ל-12% לשנה כיום[13,12].

### היות המכונית מוצר מיובא (סחיר)

המכוניות הן מוצר סחיר שאיכותו עולה עם הזמן בשעה שמחירו נותר יציב, והדבר תורם להוזלתן יחסית לשאר מוצרי הצריכה. אומנם השיפורים הטכנולוגיים עשויים לייקר את ייצורן יחסית למחיר הייצור לפני השיפור, אך הודות לתחרות בעולם מחירן נותר יציב. שיפור האיכות ללא שינוי במחיר פירושו ירידה במחיר המותאם לאיכות, ובתחום המכוניות היא מתבטאת בשוק המשומשות. השיפור באיכות המכוניות החדשות תורם לכך שמחיר המכוניות המשומשות יורד מהר יותר (יחסית למצב שאין בו שיפור באיכות) ומרחיב את מעגל האוכלוסייה שיכולה להרשות לעצמה לרכוש מכונית פרטית.

***

איורים 2 ו-3 מסכמים את התפתחות המרכיב הקבוע של עלות הנסיעה במכונית פרטית. איור 2 מציג כיצד התפתח מחיר המכוניות משנת 1999 ועד היום, והוא מראה כי בין 1999 ל-2004 לא חל שינוי משמעותי במחירן הריאלי אך ב-2005 החלה מגמת ירידה ממושכת במחיר. מ-2005 עד 2017 ירד המחיר הריאלי בכ-30%, ויחסית לשכר למשרת שכיר הוא ירד בשיעור גבוה אף יותר.

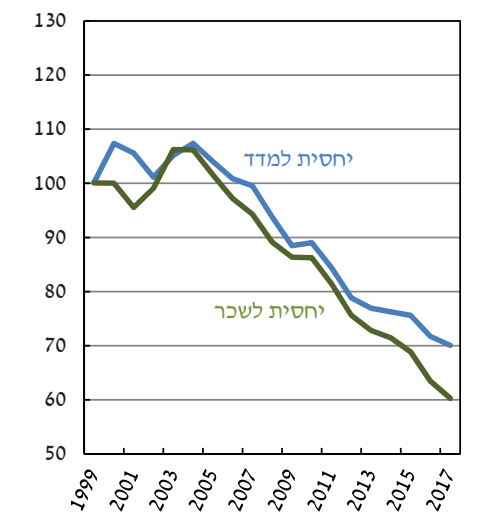
איור 3 מציג כיצד התפתחה העלות הקבועה הכרוכה בהחזקת רכב פרטי טיפוסי כפי שמחשבים אותה לצורך החזר הוצאות; עלות זו מורכבת מהעלות האלטרנטיבית של ההון (היא נגזרת ממחיר המכונית וממחיר ההון), מירידת הערך השנתית, ומעלויות קבועות נוספות כגון ביטוח ואגרת רישוי[14]. האיור מראה כי רכיב זה ירד משמעותית החל מ-2005 – מעל 40% במחירים קבועים ובכ-50% יחסית לשכר למשרת שכיר.

12 נוסף לירידה במחיר המכונית עצמה, מחיר שמהווה את הבסיס לחישוב עלות ההון.

13 הנתון על ירידת הערך השנתית נועד בעיקר להמחיש את סדרי הגודל. התשואה הריאלית הממוצעת על אג"ח ממשלתיות לשנתיים עמדה ב-2005—2007 על 3.0%, והתשואה על אג"ח לחמש ולעשר שנים עמדה על 3.3% ו-3.6%, בהתאמה. ב-2014—2017 עמדה התשואה הריאלית הממוצעת על אג"ח ממשלתיות לחמש שנים על 0%. ייתכן שירידת הריבית הגדילה את ירידת הערך בשנים הראשונות לחיי המכונית, אך מכיוון ששינוי בריבית (כמעט) אינו משפיע על אורך חייה של מכונית אנו מניחים שירידת הערך הממוצעת לא השתנתה במהלכם.

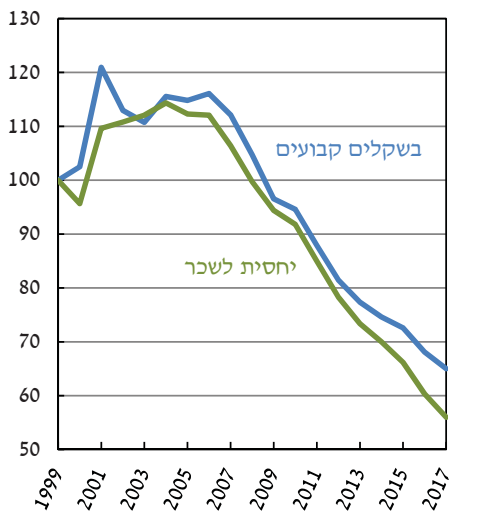
14 מחירי הביטוח (במחירים קבועים) נמצאים במגמת ירידה במרוצת שני העשורים האחרונים, ורמתם כיום נמוכה ביותר מ-30% מרמתם בסוף שנות ה-90. חלק מהירידה נובע מכך שבטיחות המכוניות ואיכות התשתיות השתפרו לאורך השנים, וחלק נוסף נובע מירידה במחיר הרכב עצמו. גובה האגרות נותר יציב יחסית. נציין כי ההוצאות על ביטוח מהוות כשליש מההוצאה הקבועה על החזקת רכב (על פי משקל ההוצאה על ביטוח בסל הצריכה המשמש לחישוב מדד המחירים לצרכן), וההוצאה על אגרות רכב מהווה פחות מ-10%.

**איור 2**
**התפתחות מחירו של רכב פרטי יחסית למדד המחירים לצרכן ולשכר למשרת שכיר[1],**
**1999 עד 2017**




[1] המחיר במדד המחירים לצרכן. מחיר זה משקף את המכוניות החדשות והמשומשות כאחד. היות שהמשומשות תופסות נתח מכריע בשוק, התפתחות המחיר של המכוניות החדשות משפיעה על המדד בעיקר דרך השפעתה על מחירי המשומשות.
**המקור:** עיבודי בנק ישראל לנתוני הלמ"ס.

**איור 3**
**התפתחות העלות הקבועה הכרוכה בהחזקת רכב פרטי טיפוסי[1],**
**1999 עד 2017**




[1] העלות הקבועה הכרוכה בהחזקת רכב פרטי טיפוסי (הממוצע של קבוצות 2 ו-3) לפי החישוב המשמש לצורך החזר הוצאות לק"מ נסיעה ברכב פרטי.
**המקור:** עיבודי בנק ישראל לנתוני תוכנת "כל נתון" מבית "חשבים".

## ב. העלויות המשתנות לק"מ נסיעה

העלות המשתנה לק"מ נסיעה מורכבת בעיקר מעלות הבנזין, וזו כוללת את מחיר חומר הגלם (הנפט) ואת המיסים.

### המיסים

המיסים, כולל המע"מ, מהווים יותר מ-60% ממחיר הבנזין; הבלו מהווה כיום כ-50% ממחיר הבנזין והוא צמוד למדד המחירים לצרכן. ב-25 השנים האחרונות עלה הבלו על בנזין בשתי מדרגות, האחת ב-1996—1997 והשנייה בשנת 2009[15]. בין 1997 ל-2009 הוא נותר קבוע (למעט השינויים שחלו בו עקב ההצמדה למדד)[16], ובשנת 2009 הוא הועלה ב-30 אגורות לליטר, כלומר ב-13%. כיום הבלו על בנזין בשקלים קבועים גבוה ב-12% מרמתו בשנת 1999, וביחס לשכר למשרת שכיר רמתו נמוכה ב-3% מרמתו בשנת 1999 (איור 4).

אפשר לשאול כיצד נכון יותר לבחון את התפתחות הבלו ומחיר הבנזין בכלל – ביחס להתפתחות מדד המחירים לצרכן או ביחס להתפתחות השכר (או ההכנסה של משקי הבית). הצמדת הבלו למדד פירושה שבמשך הזמן המס תופס נתח קטן מההכנסה ולכן תורם פחות לצמצום הנסועה ברכב פרטי. מכיוון שצד ההיצע (תשתית הכבישים) אינו סחיר ומחירו עולה עם העלייה ברמת החיים – עקב העלייה במחיר הקרקע, גידול בהון הנחוץ להרחבת

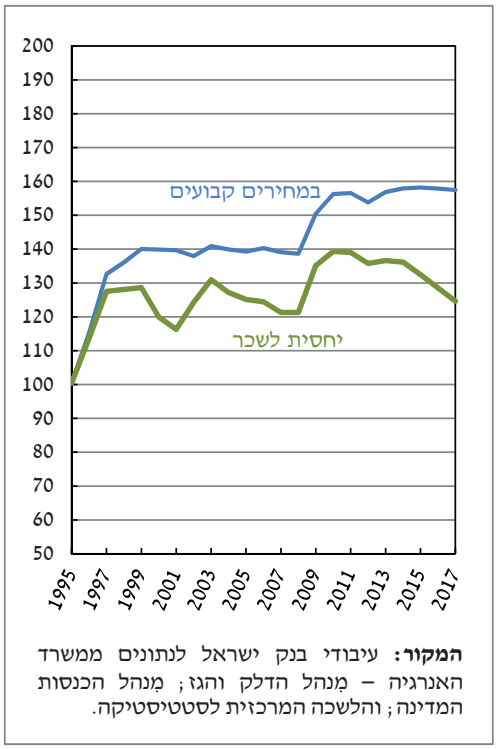
15 הבלו על הסולר הועלה בהדרגה החל מספטמבר 2005 כדי להשוותו לבלו על בנזין. אולם מאחר שבשנה זו הונעו בסולר רק 2.6% מכלי הרכב הפרטיים, איננו דנים כאן בהעלאה זו.

16 הבלו כמס קצוב על בנזין הוטל בשנת 1993, ועד 1997 הוא הועלה ביותר מ-30%.

הכבישים עם העלייה בצפיפות האוכלוסייה, ועלייה בעלות הסלילה – ומכיוון שגם בצד הביקוש עולה מחיר הזמן שגובה העמידה בפקקים, נראה כי יש מקום להעלות את הבלו על בנזין במשך הזמן בהתאם לעליית השכר (או מדד אחר להכנסה), או להעלות את מחיר השימוש בכבישים באמצעות רכב פרטי בעזרת טכנולוגיה חדישה[17]. במילים אחרות, יש לקשור את עלות השימוש בכביש לרמת החיים ולעלות העבודה. העובדה שהבלו נותר קבוע יחסית לשכר למשרת שכיר מעידה שמס זה כשלעצמו לא תרם לגידול בצריכת הנסועה ברכב פרטי, אך גם לא נעשה בו שימוש כדי לקזז את השפעת ההפחתה במיסי הקנייה על הביקוש למכונית פרטית ולנסועה ברכב פרטי.

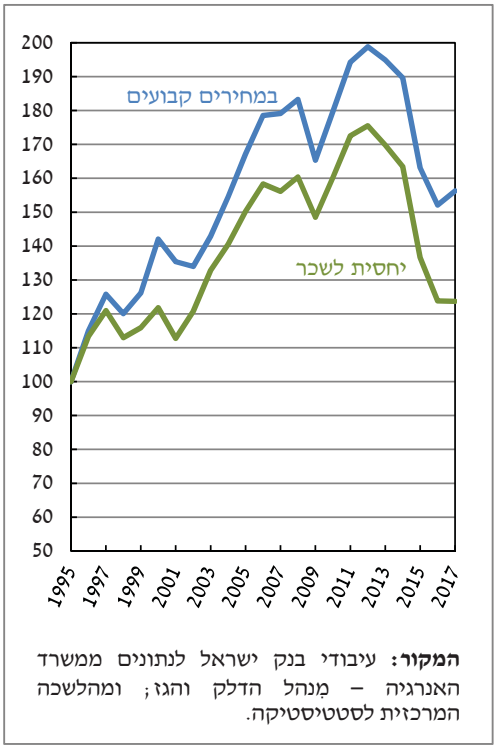
אומנם המדינה ניסתה להעלות את הבלו על בנזין מעבר לעליית השכר; בתקציב ל-2011—2012 היא החליטה להעלותו ב-40 אגורות בשתי פעימות. אולם לאחר הפעימה הראשונה, בינואר 2011, פרצה מחאה ציבורית והבלו הופחת חזרה ומאז לא הועלה. הפעימה הראשונה אכן ננקטה בעיתוי בלתי מוצלח מבחינה פוליטית/ ציבורית: מחירי הנפט בעולם עלו גם כן באותה תקופה, ויחד עם הפעימה הראשונה הם העלו את מחיר הבנזין ביותר מ-10% תוך חודש[18]. הציבור ראה בפעימה הראשונה התעמרות מצד הממשלה בתקופה שבה הוא סובל מעלייה חדה במחירי הדירות ומקיפאון בשכר הריאלי – השכר הריאלי באותה תקופה עדיין לא חזר לרמה ששררה לפני המשבר הפיננסי – והיא היוותה חומר בערה למחאה החברתית שהתפתחה בהמשך השנה. הממשלה נכוותה ברותחין ונזהרה בצוננים: היא הותירה את הבלו ללא שינוי גם לאחר שב-2014 וב-2015 צנחו מחירי הנפט בעולם ומחירי הבנזין בישראל ירדו מרמת שיא – קרוב ל-8 ש"ח לליטר[19] – לסביבות 6 ש"ח לליטר.

**איור 4**
**התפתחות הבלו על בנזין, במחירים קבועים ויחסית לשכר למשרת שכיר, 1995 עד 2017**




**המקור:** עיבודי בנק ישראל לנתונים ממשרד האנרגיה – מִנהל הדלק והגז; מִנהל הכנסות המדינה; והלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

**איור 5**
**התפתחות מחיר הבנזין בתחנות הדלק, במחירים קבועים ויחסית לשכר למשרת שכיר, 1995 עד 2017**




**המקור:** עיבודי בנק ישראל לנתונים ממשרד האנרגיה – מִנהל הדלק והגז; ומהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

17 המלצות לחזק את הקשר בין השימוש בכבישים למחיר השימוש בהם נמצאות בסקירה שה-OECD פרסם ב-2018 על כלכלת ישראל (OECD Economic Surveys, Israel, March 2018).

18 הבלו צמוד כאמור למדד, אולם ההצמדה נעשית אחת לתקופה. ההעלאה הנידונה כללה את ההצמדה התקופתית, וגם זו תרמה לעליית הבלו על בנזין.

19 בחודשים אחדים המחיר אף עלה על 8 ש"ח.

### מחיר הנפט

מחירי הנפט בעולם עלו מ-2000 עד 2008 וב-2011—2014 התייצבו ברמה גבוהה, ולכן לאורך שנים אלה ניכרת במחירי הבנזין בישראל עלייה מתמשכת למרות הייסוף הריאלי. איור 5 מציג את התפתחות מחירי הבנזין בתחנות הדלק במחירים קבועים, וכן ביחס לשכר למשרת שכיר, בין 1995 ל-2017. ניתן לראות שמחיר הבנזין מציג עלייה מתמשכת עד 2012, שנה שבה הוא הגיע לרמת שיא. הירידה החדה שמחירי הנפט החלו להציג ב-2014 החזירה את מחיר הבנזין בתחנות הדלק (במונחי שכר) לרמה דומה לזו ששררה בסוף שנות ה-90 ותחילת שנות ה-2000.

העלייה במחיר הנפט ובחשיבות ההגנה על הסביבה הגבירה בעולם את הדרישה למכוניות חדשות שצריכת הדלק שלהן יעילה. תופעה זו כמעט לא התבטאה עד לאחרונה בצריכת הדלק הממוצעת של מצבת המכוניות הפרטיות בישראל, הן משום שהיעילות השתפרה רק במידה צנועה והן משום שחולף זמן עד שהמכוניות החדשות והיעילות יותר צוברות במצבת כלי הרכב משקל שמשפיע על צריכת הדלק הממוצעת. אולם תמריצי המס הניתנים כיום במסגרת רפורמת המיסוי הירוק עודדו את הציבור הישראלי לשנות את סוג המכוניות הפרטיות שהוא רוכש, ולכן עלה בשנים האחרונות משקל המכוניות שמנועיהן קטנים וצריכת הדלק שלהן נמוכה יחסית. ניסיון לאמוד את השיפור שחל בשנים האחרונות בצריכת הבנזין של מכוניות הנוסעים, ואת הירידה הנובעת מכך בעלות הנסיעה ברכב פרטי, מעיד שמספר הק"מ הממוצע לליטר בנזין עלה בין 2012 ל-2016 ב-0.5%—1%. זהו שיפור קל בלבד, אך נראה שבשנים הקרובות יחול שיפור משמעותי בהרבה בצריכת הדלק הודות להתרחבות השימוש במכוניות היברידיות וחשמליות.

בפירוט, המכוניות ההיברידיות צורכות הרבה פחות דלק ממכוניות דומות בעלות מנוע בנזין. על פי הסוכנות האמריקאית להגנת הסביבה הפער מגיע ל-30% ויותר, ועל פי מבחני שטח (בלתי מבוקרים) הוא עומד על 20%—35%[20]. הטבת המס הגדולה הניתנת למכוניות היברידיות תורמת לגידול חד במספרן, וכבר כיום הן מהוות למעלה מ-15% ממסירות כלי הרכב החדשים. אומנם כלי הרכב ההיברידיים עדיין תופסים חלק קטן מאוד במצבת כלי הרכב – כ-2.5% בשנת 2017 – אך חלקם גדל בקצב מהיר. הגידול בחלקן של המכוניות ההיברידיות (והחשמליות) צפוי להביא במשך הזמן לשיפור ניכר בצריכת הדלק הממוצעת של כלל הנוסעים במכונית פרטית ולהוזלה ממוצעת בעלות לק"מ נסיעה ברכב פרטי[22,21].

### ג. ההוצאה הכוללת לק"מ

ההפחתה שניתנה החל מ-2005 במס הקנייה על רכב חדש, ועימה הקושי להעלות את הבלו על בנזין, הובילו לירידה מתמשכת במיסוי הכולל על הנסיעה ברכב פרטי – כלומר בסך המיסים הנגבים על רכב פרטי ביחס לסך הנסועה. אומנם העלאת הבלו ב-2009 צפויה הייתה לפצות על חלק ניכר מהירידה במס הקנייה, אך כפי שתיארנו לעיל, רפורמת המיסוי הירוק שהחלה באותה שנה הפחיתה את מס הקנייה האפקטיבי במידה רבה מהצפוי, ובמקביל המשיכה הנסועה לגדול.

20 הנתונים לקוחים מתוך www.fueleconomy.gov ומתוך *ידיעות אחרונות*, "מבחן המשאבה", 26.7.2018.

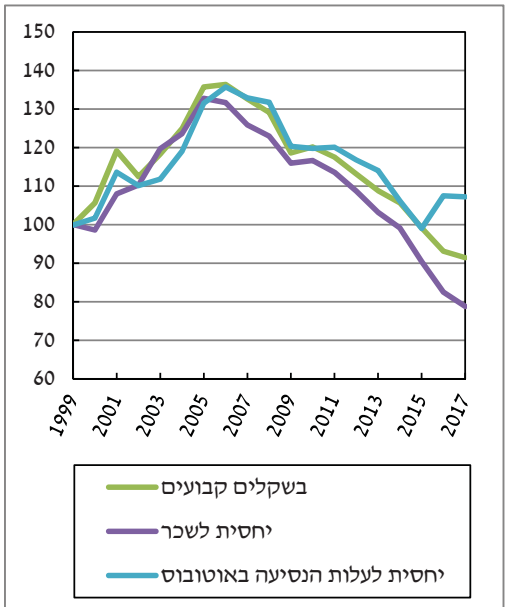
21 מבחינת העלות לק"מ נסיעה אין הבדל בין שינוי במחיר הבנזין לבין שינוי ביעילות צריכת הדלק, אך בספרות הכלכלית יש מחלוקת לגבי השאלה אם שני הגורמים משפיעים על הנסועה באותה מידה. לשם המחשה, Frondel and Vance (2013) ו-Small and van Dender (2007) טוענים שלשני הגורמים יש אותה השפעה (או שלכל הפחות הם אינם יכולים לדחות את ההשערה הזו), ואילו Gillingham et al. (2016) ו-De Borger et al. (2016) מדווחים שליעילות הרכב השפעה פחותה.

22 השלב הבא, היינו מעבר משמעותי למכוניות חשמליות, אומנם נמצא בחיתוליו, אולם ככל שתהליך זה יתקדם תפחת עוד יותר העלות המשתנה לק"מ נסיעה, ותתחייב רפורמה מקיפה במיסוי הנסועה.

כאשר מסכמים את ההוצאות הקבועות והמשתנות הכרוכות בהחזקת רכב פרטי, מוצאים כי רק רכיב משמעותי אחד התייקר יחסית לסוף שנות התשעים – מחיר הבנזין – ובעשור האחרון גם הוא ירד. מחיר ההון, גורם דומיננטי במחיר, ירד מאוד והוא הדין ברכיב הביטוח[24,23].

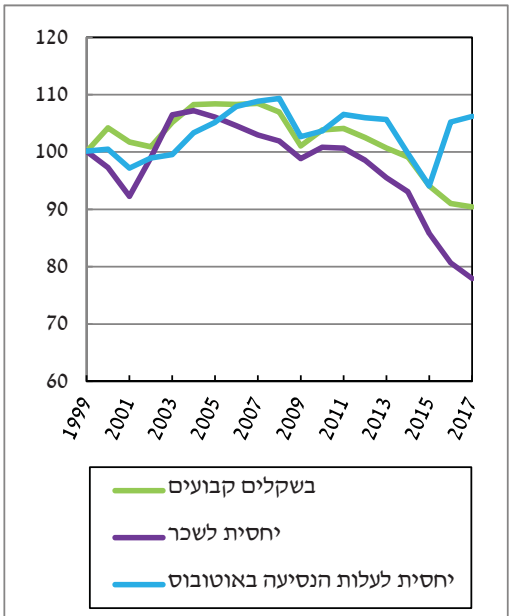
איור 6 מציג את העלות לק"מ לפי החישוב לצורכי החזר הוצאות; חישוב זה מסכם למעשה את כלל ההוצאות על החזקת רכב פרטי – בהתאם לסעיפי ההוצאות שפורטו לעיל – לאחר שמתרגמים אותן למונחי הוצאה לק"מ נסיעה. כפי שניתן לראות, העלות הכוללת לק"מ (ההוצאות הקבועות והמשתנות) נמצאת במגמת ירידה כבר יותר מעשור. בהשוואה ל-1999—2000 הירידה בעלויות ביחס לשכר למשרת שכיר מגיעה לכ-20%. מגמה דומה מסתמנת במדד עלות רכב פרטי והחזקתו, מדד שמהווה חלק ממדד המחירים לצרכן (איור 7). הרפורמה שנערכה ב-2016 במחירי הנסיעה באוטובוס קיזזה חלק מהירידה במדדים המציגים את עלות הנסיעה ברכב פרטי ביחס לעלות הנסיעה באוטובוס.

**איור 6**
**התפתחותן של עלויות ההחזקה הקבועות והמשתנות לק"מ נסיעה ברכב פרטי טיפוסי[1], 1999 עד 2017**




[1]העלויות הכרוכות בהחזקת רכב פרטי טיפוסי (הממוצע של קבוצות 2 ו-3) לפי החישוב לצורך החזר הוצאות לק"מ נסיעה.
**המקור:** עיבודי בנק ישראל לנתוני תוכנת "כל נתון" מבית "חשבים".

**איור 7**
**התפתחות העלות של רכב פרטי והחזקתו על פי מדד המחירים לצרכן, 1999 עד 2017**




**המקור:** עיבודי בנק ישראל לנתוני הלמ"ס.

23 מחירו הריאלי של ביטוח הרכב ירד בכ-30% מסוף שנות התשעים ועד היום. ב-2017 ו-2018 ניתנה הנחה על ביטוח החובה וב-2019 הפסיקו לתת אותה, אך הדבר אינו משנה את התמונה הכללית.

24 המשקל שכל רכיב תופס בעלות ההחזקה תלוי במחיר הרכב ובמידת השימוש בו. במדד המחירים לצרכן ניתנים כיום המשקלים הבאים: 36% למחיר המכונית, 28% להוצאות דלק ושמנים, 21% לביטוח, 8% לתיקונים וחלפים, ו-6% לרישיון רכב ורישיון נהיגה. מחיר ההון אינו נכלל בהוצאות ההחזקה במדד המחירים לצרכן.

יהיה זה יומרני לנסות להעריך כיצד השפיעה הירידה בסך עלויות ההחזקה, בפרט הקבועות, על היקף הנסועה ברכב פרטי. זאת משום שקיימים קשרים בו-זמניים בין כלל המשתנים הקובעים את שיווי המשקל, ומשום שחולף זמן רב עד שנוצרת התאמה בין שינויים במחיר ק"מ נסיעה ברכב פרטי (כולל ההוצאות הקבועות) לבין שינויים בבעלות על כלי רכב ובשימוש בו. התאמה זו כוללת בחירה במקומות מגורים ועבודה, ומאחר שתהליך זה עשוי להימשך שנים אי-אפשר לזהות את השפעת העלויות על הנסועה, במיוחד לנוכח הקשר הדו-כיווני בין הבחירה במקום המגורים לבחירה במקום העבודה. קושי נוסף בזיהוי ההשפעה נעוץ בשונות הקטנה המאפיינת את המשתנים המסבירים הפוטנציאליים, בפרט את ההוצאה הקבועה להחזקת רכב: זו מתאפיינת בשינוי שנתי קטן שאין בו תנודות כמעט. עם זאת ברור כי ירידה בהוצאות הקבועות והמשתנות תורמת להגדלת מספרן של המכוניות הנרכשות והנוסעות בכבישים.

למרות הקשיים מחקרים רבים מנסים לזהות את השפעת מחירי הבנזין (העלות המשתנה) על היקף הנסועה[25], אולם רק מעט מחקרים עוסקים בהשפעת העלויות הקבועות על הנסועה או על הבעלות על כלי רכב[26]. מאחר שהמדיניות בישראל התבטאה בעיקר בהפחתת העלויות הקבועות, יש בסיס מחקרי צר בלבד לניסיון להעריך באיזו מידה היא השפיעה על הנסועה. אולם רמז למידה המשמעותית שבה המדיניות יכולה להשפיע על הנסועה – אם דרך השפעה על יחסי המחירים, על היקף היוממות ו/ או על משך הנסיעה בתחבורה ציבורית – מצוי בכך שקצבי הגידול השנתיים של הנסועה לנפש ושל רמת המינוע התפתחו אחרת בכל אחד משני העשורים האחרונים: קצב הגידול של הנסועה ב-2005—2017 גבוה ביותר מפי שניים מהקצב ב-1995—2005[27] וגבוה כמעט פי שניים מהקצב ב-1995—2000 (טרם פרוץ האינתיפאדה השנייה); קצב הגידול של רמת המינוע ב-2005—2017 גם כן גבוה בהרבה מהקצב בשתי תת-התקופות שבין 1995 ל-2005.

### 3. המכוניות החכורות (ליסינג)[28]

בראשית שנות ה-2000 החל לפרוח השימוש במכוניות פרטיות חכורות – כלומר בבעלות חברות ליסינג – לצרכים אישיים. המעסיקים סיפקו לשכירים מכונית לשימוש אישי ומימנו את כלל ההוצאות עליה, לרבות ההוצאות על הבנזין, בתמורה לוויתור על סכום קבוע מההכנסה. הסדר זה פרח הודות להטבת המס שהוא כלל. נתוני רשות המיסים מראים כי המכוניות החדשות שנרכשו לציי רכב הגדילו את חלקן בשוק המכוניות החדשות מ-33% ב-2001 ל-60% ב-2006.

העובדה שהמעסיקים מימנו את עלות ההחזקה של המכונית – עלות הבנזין בכלל זה – עודדה את הנסועה, ותופעה זו צברה משמעות ברמת המקרו ככל שגדל משקל המכוניות החכורות במצבת כלי הרכב. ב-2008 היוו המכוניות

25 Brons et al. (2008) ניתחו פרסומים רבים (כלומר ערכו מטה-אנליזה) ומצאו כי הגמישות הממוצעת של הביקוש לנסועה ביחס למחיר הבנזין עומדת בטווחים הקצר והארוך על 0.2- ועל 0.5-, בהתאמה; גמישויות אלה דומות לגמישויות שמצא Espey (1998) קודם לכן. Brons et al. מדגישים כי בין המחקרים יש שונות בגמישויות שנאמדו, והם סבורים שחלקה נובע מאופי המחקרים. Dimitropoulos et al. (2018) ערכו גם כן מטה-אנליזה ומצאו שהגמישות הממוצעת של הביקוש לנסועה ביחס לעלות לק"מ (או למחיר הבנזין) עומדת בטווחים הקצר והארוך על 0.1- ועל 0.3-, בהתאמה. זהו ממוצע נמוך יחסית, וייתכן כי הוא נובע מכך שכשני שלישים מהממצאים שהוא חושב עליהם התפרסמו במחקרים מהעשור האחרון, תקופה שרמת החיים בה גבוהה יותר ושינויי המחיר גדולים יחסית. Dimitropoulos et al. טוענים שההכנסה לנפש משפיעה על פערי הגמישות בין מדינות: כאשר ההכנסה לנפש עולה ב-10% הגמישות (בערך מוחלט) קטנה ב-16%.

26 Dargay and Hanly (2007) ו-Dargay and Vythoulkas (1999) מראים כי מספר המכוניות שמשקי הבית (בהולנד ובאנגליה) מחזיקים מושפע שלילית מעלות הרכישה ומההוצאות המשתנות, ו-Dargay and Hanly (2007), Kitamura (2009), ו-Kim and Ulfarsson (2008) מראים שהחזקת מכונית מעודדת נסועה.
הספרות מוצאת קשר בין העלויות הקבועות לבין הבעלות על מכונית, למשל Dargay and Hanly (2007) ו-Dargay and Vythoulkas (1999), אולם הקשר בינן לנסועה "רחוק", וקשה לומר עליו הרבה מעבר לכך שהוא קיים ושלילי.

27 בחירת השנים להשוואה אינה משנה את המסקנה הכללית: בין העשור האחרון לקודמו יש פער משמעותי (בסביבות פי שניים) בקצבי הגידול של הנסועה.

28 סעיף זה מבוסס בעיקרו על: רשות המיסים (שנים שונות), *מיסוי ונתונים נבחרים על ענף הרכב בישראל*.

החכורות יותר מ-9% ממצבת כלי הרכב, והנסועה בהן היוותה 16% מכלל הנסועה שכן גמאו בהן ממוצע נסועה גבוה פי שניים מהממוצע הכללי[29].

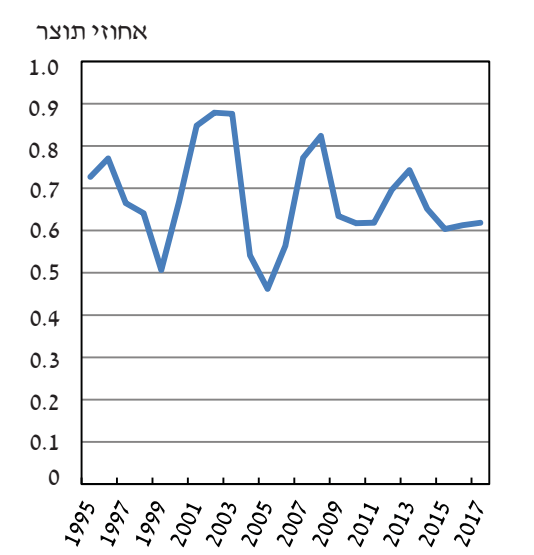
בין 2008 ל-2011 נערכה רפורמה שצמצמה את הטבת המס לשימוש במכוניות חכורות[30], ומספר המכוניות החדשות שנרכשו עבור ציי רכב ירד לרמה ששררה בשוק בשנת 1996[31]. הרפורמה צמצמה את התרחבות הבעיה הנובעת מכך שהפרט אינו נושא בעלות הנסיעות לצרכים אישיים ומכך שלפרטים יש תמריץ פחות להתגורר קרוב למקום העבודה. עם זאת הבעיה עדיין קיימת שכן כ-7% ממצבת כלי הרכב הם מסוג "רכב צמוד" בבעלות חברת ליסינג[32].

## 4. הגידול בנסועה ופיתוח התשתיות

רמת המינוע הנמוכה יחסית שאפיינה (וכנראה עודה מאפיינת) את ישראל, התפתחות מחירה היחסי של הנסיעה ברכב פרטי, הקצב המהיר של גידול האוכלוסייה והתעסוקה, והעובדה שתושבים רבים בחרו להתגורר הרחק ממקומות התעסוקה – כל אלה הוליכו לכך שהשימוש בתשתית הכבישים לשם נסיעה ברכב פרטי צמח מהר במרוצת השנים האחרונות. בשני העשורים האחרונים גדלה מצבת כלי הרכב הפרטיים ב-4.2% לשנה והנסועה בהם גדלה ב-4.0%; קצבי הגידול בעשור האחרון גבוהים מקצביו בעשור שקדם לו. קצבי גידול אלה גבוהים יחסית לנתונים במדינות המפותחות העשירות, והם מחייבים השקעה רבה בתשתיות – אם בתשתיות תחבורה ציבורית שנועדו להאט את קצב הגידול של הנסועה הפרטית ואם בתשתיות כבישים – כדי שהיחס בין רמת התשתית להיקף השימוש בה לא ייפגע, או לפחות לא יידרדר לרמה שבה יעילות הנסיעה בכביש תרד מאוד.

ההשקעה השנתית הממוצעת בכבישים עמדה לאורך התקופה הנבדקת על כ-0.7% תוצר, ולמרות תנודתיות מסוימת היא הציגה יציבות יחסית במשך השנים (איור 8). איורים 9 ו-10 מציגים, בהתאמה, את הנסועה ברכב פרטי ביחס למלאי הון הכבישים (שוויים הכלכלי) ואת הנסועה ברכב פרטי ביחס לשטח הדרכים הסלולות בישראל. ניתן לראות כי אין די בהשקעה בהיקף זה כדי לשמור על יחס יציב בין הנסועה לבין מלאי הון הכבישים/ שטח הדרכים הסלולות.

**איור 8**
**ההשקעה בכבישים, 1995 עד 2017**




**המקור:** עיבודי בנק ישראל לנתוני הלמ"ס.

אומנם עד 2004 נרשמו ירידה ביחס בין הנסועה למלאי הון הכבישים ויציבות ביחס בין הנסועה לשטח הדרכים הסלולות, אך החל מ-2005 ניכרת בשניהם מגמת עלייה, והגידול במלאי הון הכבישים ובשטח הדרכים הסלולות אינו מדביק את הגידול בנסועה ברכב פרטי. הפער בהתפתחות שני המדדים מעיד שבחלוף השנים עולה ההון הנדרש להרחבת מערכת הכבישים בישראל. לתהליך זה שני הסברים: (א) ככל שצפיפות האוכלוסין עולה כך מתייקרת הקרקע וגדל הצורך בבניית תשתיות יקרות יחסית, לרבות מחלפים, מנהרות וגשרים; (ב) החל משנת 2002 עלתה בחדות עלות התשומות לסלילת כבישים – קרוב ל-60%

29 הערכה לשנת 2008 על פי המשקל שהחכורות תפסו במצבת ב-2008 והנסועה הממוצעת ב-2011.

30 הטבת המס תלויה בהיקף הנסיעה לצרכים אישיים, ולכן לא ניתן לקבוע באיזו מידה היא בוטלה לחלוטין או אף הפכה לנטל עבור אלו שבידיהם רכב צמוד המשמש לצורכי עבודה.

31 בניכוי מכוניות חדשות שנרכשות למטרות ליסינג פרטי.

32 אומנם בשיווי המשקל ארוך הטווח גידול בנסועה של הנהנים מהסדר חכירה יגדיל את המחיר שהם נדרשים לשלם עליו, אך היקף הנסועה יהיה גבוה מההיקף בשיווי משקל שבו הפרטים משלמים על הוצאותיהם.

במונחי מדד המחירים לצרכן ויותר מ-35% במונחי שכר – בעיקר משום שחומרי הגלם התייקרו.

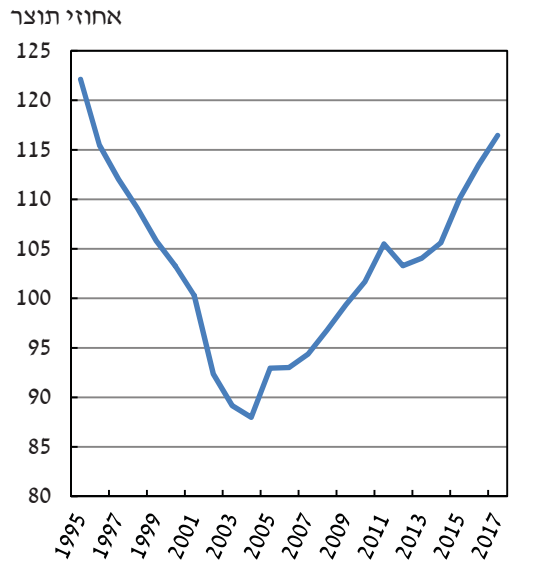
## 5. סיכום

היות שהכוחות הכלכליים פועלים להגדלת הביקוש לנסועה ברכב פרטי, והיות שהגדלת ההיצע בהתאם לכך כרוכה בעלות ניכרת, יש לנקוט מדיניות שתצמצם את הגידול בביקוש. אולם ישראל לא נקטה מדיניות אקטיבית בכיוון זה, וצעדי המיסוי שהיא הנהיגה בעשור האחרון אף תרמו לגידול בביקוש למכוניות פרטיות ולנסיעה ברכב פרטי. צעדים אלו כללו הפחתה של המיסוי על מכוניות חדשות – מס הקנייה האפקטיבי ירד מ-80%—85% במחצית הראשונה של העשור הקודם לכ-60% כיום – ויציבות יחסית במיסוי על נסיעה בכלי רכב פרטיים לאחר המחאה על העלאת הבלו על בנזין ב-2011.

למרות הגידול בביקוש ותרומתה של המדיניות לכך, ההשקעה בתשתית הכבישים נותרה יציבה יחסית לתוצר, ואין בה די כדי להבטיח שהצפיפות בכבישים לא תעלה או לפחות לא תחצה את הסף שבו יעילות הנסיעה תפחת מאוד.

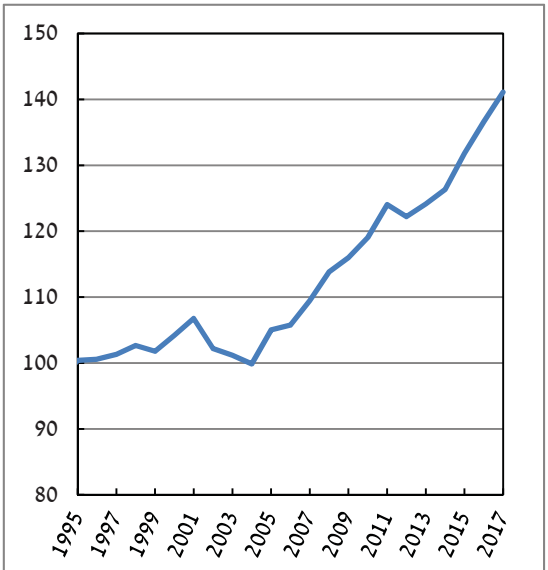
הניסיון האמפירי מראה כי יעילות הכביש – במונחי מהירות הנסיעה בו או במונחי מספר המכוניות העוברות בו ביחידת זמן – יורדת באופן לא-לינארי ברגע שהעומס בו חוצה סף מסוים. הירידה ביעילות מובילה לפגיעה הולכת ומחריפה בכלל המשתמשים בכבישים, וכדי להימנע ככל האפשר משיווי משקל בלתי יעיל יש לשנות את המדיניות. המדיניות החדשה צריכה לכלול שילוב בין תמריצים להאט את קצב הגידול של הנסועה במכוניות פרטיות – ייקור של הנסיעה ברכב פרטי והוזלה (בעיקר במונחי זמן) של הנסיעה בתחבורה ציבורית – לבין התאמת קצב הגידול של ההיצע לקצב הגידול של הביקוש. ככל שתינקט מדיניות משמעותית יותר לצמצום הביקוש לנסיעה ברכב פרטי כך יצטמצם הצורך להגדיל את תקציב ההשקעה בתשתית הכבישים.

**איור 9**
**התפתחות היחס בין הנסועה ברכב פרטי לבין מלאי הון הכבישים, 1995 עד 2017**




**המקור:** עיבוד בנק ישראל לנתוני הלמ"ס.

**איור 10**
**התפתחות היחס בין הנסועה ברכב פרטי לשטח הדרכים הסלולות, 1995 עד 2017**




**המקור:** עיבודי בנק ישראל לנתוני הלמ"ס.

## ביבליוגרפיה

פריש ר' וש' צור (2010), "השקעה בתשתית תחבורתית, יוממות ושכר", *סקר בנק ישראל 83*, עמ' 7—34.

מנהל הכנסות המדינה (שנים שונות), *דוחות שנתיים*.

רשות המיסים – החטיבה לתכנון וכלכלה (שנים שונות), *מיסוי ונתונים נבחרים על ענף הרכב בישראל*, דוחות שנתיים.

Brons, Martijn, et al. "A meta-analysis of the price elasticity of gasoline demand. A SUR approach." Energy Economics 30.5 (2008): 2105-2122.

Dargay, Joyce, and Mark Hanly. "Volatility of car ownership, commuting mode and time in the UK." Transportation Research Part A: Policy and Practice 41.10 (2007): 934-948.

Dargay, Joyce M., and Petros C. Vythoulkas. "Estimation of a dynamic car ownership model: a pseudo-panel approach." Journal of Transport Economics and Policy (1999): 287-301.

De Borger, Bruno, Ismir Mulalic, and Jan Rouwendal. "Measuring the rebound effect with micro data: A first difference approach." Journal of Environmental Economics and Management 79 (2016): 1-17.

Dimitropoulos, Alexandros, Walid Oueslati, and Christina Sintek. "The rebound effect in road transport: A meta-analysis of empirical studies." Energy Economics 75 (2018): 163-179.

Ding, Chuan, et al. "Investigating the impacts of built environment on vehicle miles traveled and energy consumption: Differences between commuting and non-commuting trips." Cities 68 (2017): 25-36.

Espey, Molly. "Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities." Energy Economics 20.3 (1998): 273-295.

Ewing, Reid, and Robert Cervero. "Travel and the built environment: a meta-analysis." Journal of the American planning association 76.3 (2010): 265-294.

Frondel, Manuel, Colin Vance "Fuel Taxes Versus Efficiency Standards – An Instrumental Variable Approach." Ruhr Economic Papers 445 (2013), Rheinisch-WestfälischesInstitut für Wirtschaftsforschung.

Gillingham, Kenneth, David Rapson, and Gernot Wagner. "The rebound effect and energy efficiency policy." Review of Environmental Economics and Policy 10.1 (2016): 68-88.

Kim, Jinwon, and David Brownstone. "The impact of residential density on vehicle usage and fuel consumption: Evidence from national samples." Energy Economics 40 (2013): 196-206.

Kim, Sungyop, and Gudmundur F. Ulfarsson. "Curbing automobile use for sustainable transportation: analysis of mode choice on short home-based trips." Transportation 35.6 (2008): 723-737.

Kitamura, Ryuichi. "A dynamic model system of household car ownership, trip generation, and modal split: model development and simulation experiment." Transportation 36.6 (2009): 711-732.

Santos, Georgina, et al. "Factors influencing modal split of commuting journeys in medium-size European cities." Journal of Transport Geography 30 (2013): 127-137.

Small, Kenneth A., and Kurt Van Dender. "Fuel efficiency and motor vehicle travel: the declining rebound effect." The Energy Journal (2007): 25-51.