

לקט ניתוחי מדיניות וסוגיות מחקריות

בנק ישראל

חטיבת המחקר

ירושלים, תמוז התשע"ח • יולי 2018



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

4	מאפייני התחרות בין תחנות התדלוק בשוק הסולר בישראל
18	מדד המחירים לצרכן וסעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים
28	האפשרות להגיע לעבודה בתחבורה ציבורית מיישובים שונים בישראל: מדד לנגישות יחסית
42	בולטות הסיכון וזרמי ההשקעות בקרנות הנאמנות בישראל: המקרה של סימן הקריאה

מאפייני התחרות בין תחנות התדלוק בשוק הסולר בישראל

- מחירי הדלק מושפעים ממאפייניהן המרחביים של התחנות, לרבות גודל אזור השליטה שלהן, מספר התחנות מאותו מותג וממותגים מתחרים בסביבתן, ומידת השליטה שלהן – מרכזיותן או המרחק שלהן מהצומת הראשי.
- הניתוח שלהלן עושה שימוש חדשני בנתונים מ-Waze על משך הנסיעה בין תחנות דלק, והוא מחשב באמצעותם את מאפייניהם של אזורי השליטה של התחנות.
- התוצאות תומכות בהנחה שתחנות סמוכות מאותו מותג משתפות פעולה והדבר מעלה את המחיר.
- נמצא כי המחיר יורד כמעט ב-2.5% כאשר מפצלים את המותג הגדול בשוק לתחנות עצמאיות. זוהי השפעה ניכרת והיא מעידה כי הגברת התחרות תשפיע משמעותית על הרווחיות, שכן בשוק ספציפי זה המחיר משקף בעיקר את עלות רכישת הדלק והמיסים.
- מדיניות לעידוד פתיחת תחנות שאינן שייכות לארבעת המותגים הגדולים, לצד הידוק ההגבלות על פתיחת תחנות ששייכות למותגים הגדולים, בפרט בקרבת תחנות אחרות שלהם, עשויים להוזיל את מחיר הסולר לצרכן.

1. הקדמה

שוק התדלוק הקמעונאי בישראל כולל בשנת 2017 כ-1,200 תחנות תדלוק, רובן שייכות לארבעה מותגים ומיעוטן – לכמה מתחרים קטנים שפריסתם בארץ אינה אחידה. לפי אומדנים, מכירות הסולר והבנוזין בשוק זה עמדו ב-2014 על כ-33 מיליארדי ש"ח¹.

לתחרות בין תחנות התדלוק יש מאפיינים ייחודיים שכן הן מוכרות מוצר ושירות הומוגניים אך נבדלות מבחינה מרחבית. מאפייניה המרחביים של תחנת דלק נקבעים בהתייחס לאזור מוגבל שבו התחנות מתחרות זו בזו – "השוק המקומי". מאפיינים אלה כוללים בין השאר את תפוסת המותגים בשוק המקומי, את מספר התחנות, ואת הדומיננטיות של התחנה (מרכזיותה או קרבתה לצומת ראשי), והם יכולים למלא תפקיד חשוב בקביעת מחירי הדלק לתחבורה.

מאפייני התחרות המרחבית מעניינים את הרשויות להגבלים עסקיים משום שהן יכולות להשפיע עליהם משמעותית וכך על מחירי הדלק. לדוגמה, הן יכולות להגביל מותגים גדולים אם יש להם נוכחות גדולה מדי בשוק המקומי, לקבוע מרחקי מינימום בין תחנות מאותו מותג, לעודד תחנות עצמאיות להיכנס לשוק, לאשר מיזוגים בין מותגים ולעודד או לחייב פיצול מותגים לתחנות עצמאיות.

עבודה זו אומדת כיצד מאפייני השוק המקומי של תחנת תדלוק משפיעים על מחירי הדלק שהיא מוכרת, וזאת בעזרת נתונים על תחנות בישראל ומודל פורמלי מותאם לסוגיה. מסד הנתונים מכיל את מאפייני התחנות ו-16 רבעוני מחירים ברמת התחנה תוך התמקדות במחירי הסולר, שכן בתחום זה התחרות משמעותית יותר. כמו כן נערכות סימולציות שבוחנות כיצד מיזוג מותגים או פיצול מותג גדול לתחנות עצמאיות עשויים להשפיע על מחיר הסולר.

הניתוח הפורמלי המוצג בעבודה זו מבוסס על הרחבת המודל שפיתחו Firgo et al., (2015)². המודל התאורטי כולל שוק מקומי, כלומר אזור מוגבל, ובו תחנת תדלוק מרכזית אחת (התחנה הקרובה ביותר לצומת) ותחנות מרוחקות – אם מהמותג שהתחנה המרכזית משתייכת אליו ואם ממותגים מתחרים. ההרחבה מאפשרת לנו להביא בחשבון גם את העובדה שקיימים בשוק מותגים שונים.

כתב: רן שהרבני.

¹ הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2017), סקר ענפי הכלכלה 2014.

² זהו וריאנט של מודל החיפוש התאורטי (Riordan and Chen, 2007).

אמפירית קבענו כי השוק המקומי של תחנה מסוימת (המרכזית) כולל את כל התחנות שמרחקן ממנה אינו עולה על 10 דקות נסיעה³. כך ניתן לקבוע כמה תחנות ומותגים יש בשוק המקומי. גודל השוק המקומי מבוסס על המרחקים בין התחנות שבו.

את המרחק בין התחנות נמדוד במונחי משך הנסיעה באמצעות Google Maps (Waze). למיטב ידיעתנו זוהי הפעם הראשונה שבה מחקר משתמש ב-Waze כדי למדוד מרחק בין תחנות תדלוק. מדידה זו מעניקה למשך הנסיעה אומדן מותאם לגודש התנועה הממוצע בפועל, ולכן הוא מדויק יותר מאומדן שמבוסס על המהירות המותרת. מסיבה זו היא מייצגת היטב את התחליפיות של תחנות התדלוק מנקודת המבט של הצרכנים.

כדי לזהות את הפרמטרים של המודל נצל את הקמת התחנות החדשות במשך כל תקופת האמידה – הרבעון הראשון של 2010 עד הרבעון הרביעי של 2013. ביסוד הזיהוי ניצבת ההנחה שפתיחת תחנות חדשות, פעולה שמשנה את מאפייני השוק המקומי, מתרחשת באופן בלתי תלוי במאפייני השוק המקומי ובמחירים הנגבים בו; כלומר מיקום התחנות נקבע באופן אקסוגני ולמעשה אינו תלוי ישירות בביקוש אלא רק בתוחלת הביקוש. הנחה זו נראית חזקה, אולם דו"ח שפרסמה הרשות להגבלים עסקיים⁴ תומך בה: ראשית, חולף זמן רב מהיום שבו יזם מחליט היכן למקם תחנה חדשה ועד להפעלתה, ובמרוצת תקופה זו מאפייני השוק המקומי יכולים להשתנות. שנית, מיקומה של תחנה חדשה נובע במידה רבה ממגבלות רגולטוריות⁵, ולכן ייתכן שהוא אינו אנדוגני למאפייני השוק. לפיכך אין זה מפתיע למצוא כי מאפייני השוק המקומי של התחנות שנפתחו דומים למאפייני התחנות הקיימות⁶.

בעבודה זו אנו מנתחים את מחירי הסולר אך לא את מחירי הבנזין, כיוון שרגולציה ממשלתית קובעת לבנזין מחיר מקסימום ויש פער נמוך בינו לבין המחיר בפועל.

התוצאות האמפיריות תואמות את התחזיות שמניב המודל התאורטי: המחיר בתחנת דלק יורד כאשר עולה מספר התחנות ממותגים מתחרים בשוק המקומי, בשעה שריבוי תחנות מאותו מותג גורם להעלאת המחיר בשוק המקומי. המחירים עולים עם העלייה בגודל השטח של השוק המקומי⁷ ועם קרבת התחנה לצומת. האומדנים הכמותיים להשפעות של מאפייני השוק המקומי מאפשרים לנו לבחון באמצעות סימולציות תרחישים שונים של שינויים במבנה השוק.

שאר הדיון בנוי כך: סעיף 2 מציג בקצרה את המודל התאורטי. סעיף 3 מתאר את שוק הדלק הישראלי ומסביר את הנתונים ואת מגבלותיהם. סעיף 4 מציג את התוצאות ואת הסימולציות הבוחנות כיצד מיזוגים או פיצולים משפיעים על המחירים. סעיף 5 מסכם.

2. המודל התאורטי⁸

במודל התאורטי השוק המקומי מתואר כמערכת חישורים (כבישים) בעלי ליבה משותפת (מרכז השוק או הצומת המרכזי). הצרכנים מתפלגים באופן אחיד לאורך כל חישור, וכולם מפיקים תועלת אחידה מצריכת המוצר שכן הוא

³ ראו שהרבני (2018).

⁴ הרשות להגבלים עסקיים (2017), תחרות גאוגרפית בתחנות התדלוק, טיוטה להערות הציבור.

⁵ משרד הפנים, מנהל התכנון (2016), מדריך לזים תחנת תדלוק.

⁶ לדוגמה, עם מאפייני השוק המקומי נמנה מספר התחנות הנכללות בו, כלומר מספר התחנות המרוחקות עד 10 דקות נסיעה מהתחנה שהשוק המקומי נבנה סביבה. נמצא כי בהינתן מחוז ומותג, מספר התחנות בשוק המקומי של תחנות ותיקות דומה למספר בשוק המקומי של תחנות חדשות.

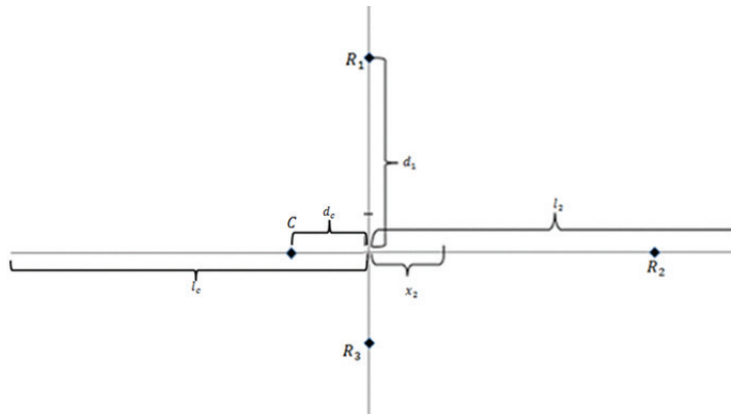
⁷ שטח השליטה מנומל במספר התחנות בשוק המקומי.

⁸ הסעיף כולל תיאור סכמתי בלבד. התיאור המלא מופיע אצל שהרבני (2018).

הומוגני. התועלת נטו שווה לתועלת מצריכת המוצר בניכוי מחירו ועלויות הנסיעה לתחנה – אלה גדלות בהתאם למרחק הנסיעה אליה⁹.

בשוק המקומי יש תחנת תדלוק מרכזית אחת, C , היינו התחנה הקרובה ביותר למרכז השוק (לצומת), וכמה תחנות מרוחקות, R_i . איור 1 מדגים את מבנה השוק כאשר li – אורך החישור של תחנה מרוחקת, lc – אורך החישור של התחנה המרכזית¹⁰, di – המרחק בין תחנה מרוחקת לצומת ו- dc – המרחק בין התחנה המרכזית לצומת. בשוק זה יש רשת פשוטה: ארבע תחנות בשוק בן ארבעה חישורים (תחנה מרכזית, C , ושלוש תחנות מרוחקות, R_1, R_2, R_3).

איור 1



אנו מניחים כי הצרכנים צורכים דלק מהתחנה הקרובה אליהם, אך בהתחשב בעלויות התדלוק. כלומר כל עוד פער המחירים בין התחנות נמוך מעלות הנסיעה לתחנה הזולה יותר (במונחי דלק וזמן), הם יבחרו לתדלק בתחנה הקרובה יותר; אחרת הם יבחרו לנסוע לתדלק בתחנה הרחוקה.

תחנות הדלק משתייכות למותגים, כלומר חברות שבבעלותן כמה תחנות, וכל מותג ממקסם את הרווח הכולל שלו ולא דווקא את הרווח לתחנה ספציפית.

מהדיון התאורטי עולה כי המחיר בתחנה המרכזית מושפע משלושה סוגים של מאפיינים:

- א. גודל השוק המקומי על פי אורך החישורים היוצאים מהצומת: ככל שהוא עולה כך עולה המחיר;
- ב. מרחק התחנה מהצומת: ככל שהוא קטן כך עולה המחיר;
- ג. המספר הכולל ותמהיל המותגים של התחנות בשוק הרלוונטי:

1. תוספת תחנה מהמותג שהתחנה המרכזית משתייכת אליו מעלה את המחיר, אם שאר מאפייני השוק זהים, מכיוון שתחנות מאותו מותג יכולות לשתף פעולה באופן מקומי כדי להימנע מתחרות שתשחק את המחיר;
2. ככל שעולה מספר התחנות ממותגים מתחרים כך יורד המחיר, אם שאר מאפייני השוק זהים.

⁹ עלויות הנסיעה יכולות כמובן לכלול גם את עלויות הדלק לתחנה.

¹⁰ ייתכנו גם חישורים ריקים, ללא תחנת תדלוק.

3. שוק תחנות התדלוק בישראל

במחקר זה נבחנו 1,245 תחנות תדלוק שפעלו במהלך 2010–2013. 83% מהן שייכות לארבעת המותגים הגדולים (דור-אלון, פז, דלק וסונול), והיתר שייכות למותגים הקטנים. את מאגר התחנות קיבלנו מחברת Fulltank וטייבנו בעזרת נתונים מהמרכז למיפוי ישראל¹¹ ו-Google Maps. המאגר כולל נתונים על המחירים בתחנות התדלוק וכן נתונים גאוגרפיים שכוללים קואורדינטות, דבר שמאפשר למצוא מרחקים ומשכי נסיעה בין תחנות באמצעות Google Maps (Waze). הנתונים על אופן השליטה בתחנות התדלוק (המבנה החוזי) התקבלו ממשרד התשתיות הלאומיות¹².

3.1. הנתונים ומגבלותיהם

המידע על מחירי הסולר בתחנות תדלוק מבוסס על תצפיות שנהגים דיווחו לאתר האינטרנט Fulltank¹³. מאחר שהתצפיות חודשיות ואנו עורכים ניתוח רבעוני, השתמשנו בממוצע התצפיות החודשיות בכל רבעון.

אנו מנתחים כזכור את מחירי הסולר בלבד שכן רגולציה ממשלתית קובעת מחיר מקסימום למחירי הבנזין ויש פער נמוך בינו לבין המחיר בפועל. אף על פי ששיעור כלי הרכב המונעים בסולר בישראל נמוך יחסית לשיעור כלי הרכב המונעים בבנזין (15%), חלקם בנסועה (קילומטרים) גבוה בהרבה, כ-30%^{14,15}.

מדידת המרחק בין התחנות מבוססת על משך הנסיעה, וזה מחושב כזכור באמצעות Google Maps (Waze). כאמור, זוהי למיטב ידיעתנו הפעם הראשונה שבה מודדים כך מרחקים בין תחנות תדלוק. לשיטה זו יש יתרון על פני השיטה המתבססת על המהירות המותרת, שכן היא מתחשבת בגודש הממוצע וכך מאפשרת לשקף טוב יותר את התחליפיות של תחנות התדלוק מנקודת המבט של הצרכן. את משכי הנסיעה בין התחנות חישבנו לגבי יום טיפוס בשעה 13:00¹⁶.

3.2. מאפייני השוק המקומי

על יסוד המודל התאורטי אנו מניחים שקיימים 1,245 שווקים מקומיים, כמספר התחנות. פירוש הדבר שכל תחנה ממלאת שתי פונקציות: בשוק אחד היא משמשת תחנה מרכזית ובשווקים אחרים – תחנה מרוחקת.

השוק המקומי של כל תחנה מכיל את כל התחנות שמרחקן ממנה אינו עולה על 10 דקות נסיעה. אנו כוללים באמידה את מספר התחנות בשוק, וכן את מספר התחנות השייכות למותג שהתחנה המרכזית משתייכת אליו, כדי לבחון אם תחנות אלה משפיעות על המחיר אחרת מהתחנות המשתייכות למותגים האחרים.

¹¹ תודה לרלף סטון מחברת Fulltank וליובב סנסרס מהמרכז למיפוי ישראל.

¹² תודה לנחום יהושע, מרינה מורגמן וחו בר יוסף ממשרד התשתיות.

¹³ המידע באתר מסייע לנהגים למצוא תחנה זולה בקרבת מקום.

¹⁴ הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2014), כלי רכב מנועים 2013; הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2014), נסועה 2013; וחשובי המחקר.

¹⁵ אולם לא כל כלי הרכב המונעים בסולר משתתפים בתחרות בין תחנות התדלוק. חלק ניכר מהאוטובוסים והמשאיות אינם מתודלקים בתחנות דלק ציבוריות כמו אלה שנבחנות בעבודה, אלא שייכים לצי רכב שיש להם הסדרי תדלוק ייחודיים.

¹⁶ בחרנו לבדוק את משכי הנסיעה בשעה 13:00, ולא בשעות הבוקר או אחר הצהריים, שכן נראה כי רכבי דיוזל בישראל בדרך כלל משמשים בעלי מקצוע שנוסעים ברכבם במשך שעות רבות במהלך היום ואינם משמשים יוממים – אנשים שמשתמשים ברכבם בשעות הבוקר ואחר הצהריים.

נוסף למשתנים לעיל האמידה האמפירית כוללת גם משתני בקרה:

פרופורציית התחנות ממותגים קטנים בשוק – מספר התחנות שאינן שייכות לארבעת המותגים הגדולים מחולק במספר התחנות הכולל בשוק המקומי. זהו משתנה בקרה חשוב לעלויות השוליות של תחנות התדלוק, נתונים שאינם זמינים במסד הנתונים. ייתכן שהעלויות השוליות במותגים הקטנים שונות מהעלויות במותגים הגדולים, שכן סביר להניח כי במותגים הגדולים עלויות הניהול גבוהות יותר אך מאידך גיסא הם נהנים מיתרונות לגודל. אינדיקטור זה יכול להראות גם אם המותגים הקטנים נוטים להתחרות באופן אגרסיבי יותר.

מדד הרפינדל-הירשמן לריכוזיות המותגים בשוק; ככל שערכו עולה כך עולה הריכוזיות בשוק, ולכן נצפה שהמחיר יעלה.

ההגדרות שהצגנו עד כה התבססו על כך שבכל השווקים המקומיים משך הנסיעה המרבי לתחנה מרוחקת עומד על 10 דקות, אך יש ביניהם כמובן שונות במספר התחנות המרוחקות. ההגדרות הבאות לעומת זאת אינן מבוססות על הגדרת שוק זו.

רמת המרכזיות – מספר התחנות שלתחנה יש קשרים איתן¹⁷. הגדרה זו מתבססת על Freeman (1979), והיא משמשת בספרות על רשתות חברתיות. כזכור, המודל הפורמלי מנבא כי ככל שמרכזיות התחנה עולה כך עולים המחירים שהיא גובה.

ראשית נמצא לכל תחנה את 14 התחנות הקרובות אליה ביותר¹⁸. רמת המרכזיות של תחנה j שווה למספר הפעמים שהיא מופיעה ברשימת 14 התחנות הקרובות בשווקים מקומיים אחרים. אם לדוגמה תחנה מופיעה בקבוצת 14 התחנות הקרובות ביותר ב-16 שווקים מקומיים, אזי רמת המרכזיות שלה שווה ל-16¹⁹.

גודל שטח השליטה (סכום אורכי החישורים במודל הפורמלי) – סכום המרחקים בין התחנה המרכזית לתחנות הקרובות ביותר מאותו מותג וסכום המרחקים בינה לבין התחנות הקרובות ביותר ממותגים אחרים^{20,21}.

רמת החפיפה בין שווקים – משתנה בקרה לרמת הקשר בין התחנה המרכזית לתחנות בשווקים שמחוץ לשוק המקומי²². כאשר רמת החפיפה גבוהה התחנה חשופה יותר לתחרות, ולכן צפוי שהמחיר בה ירד²³.

3.3 מאפייניהן של תחנות התדלוק ומשתני בקרה אחרים

אין ברשותנו נתונים על העלות השולית של הדלק לתחנות, אך ניתן לשלוט במשתנה זה בקירוב באמצעות משתנים שמשפיעים על המחיר שגובים הספקים מהתחנה: סוג השליטה – משתנה קטגוריאל למבנה החוזי בין תחנת הדלק למותג (לעיתים המותג הוא בעל התחנה, לעיתים הוא מעניק זיכיון למפעיל התחנה, וכו'); המחוז – משתנה קטגוריאל לכל אחד משבעת המחוזות בישראל; אזור חופשי ממס – משתנה דמי לאזור אילת, שבו קיים מס

¹⁷ ראו שהרבני (2018).

¹⁸ בחרנו ב-14 מכיוון שבטווח הזמן המגדיר את השוק המקומי (עד 10 דקות נסיעה) יש בממוצע כ-14 תחנות מרוחקות (ראו לוח 1).

¹⁹ אנו יודעים שממוצע המרכזיות של כל התחנות עומד על 14, ולכן תחנה זו מרכזית יותר מהממוצע.

²⁰ כאמור, בנייתו האמפירי קבוצת הקרובות ביותר כוללת 14 תחנות.

²¹ שני המשתנים אומנם משפיעים על המחיר באותו כיוון אך במידה שונה.

²² רמת החפיפה בין השווקים – מספר הפעמים שתחנה מרכזית נכללת בקבוצת 14 הקרובות ביותר של כל אחת מ-14 שכנותיה. ראו שהרבני (2018).

²³ לדוגמה, אם התחנה המרכזית אינה נכללת בקבוצת 14 התחנות הקרובות ביותר של אף אחת מ-14 התחנות הקרובות ביותר שלה, אזי רמת החפיפה שווה ל-0. ואם היא נכללת בקבוצת ה-14 הקרובות ביותר של כל אחת מ-14 התחנות הקרובות ביותר שלה, רמת החפיפה מקסימלית, כלומר 14.

נמוך על דלק; המותג – משתנה קטגוריאלית לשם המותג; מחירו המצרפי של הסולר ברבעון; ופרופורציית התחנות הבלתי ממותגות בשוק המקומי.

לוח 1 מציג את ההגדרות ואת הנתונים הסטטיסטיים של המשתנים. הנתונים כוללים 16 רבעונים ו-1,245 תחנות דלק. 8% מהתחנות נפתחו במהלך התקופה ולכן יש לגביהן נתונים רק בחלק מהרבעונים.

לוח 1א הגדרות וסטטיסטיקה תיאורית של המשתנים				
המשתנה ¹	הממוצע	סטיית התקן	המינימום	המקסימום
המשתנה המוסבר: מחיר הסולר בתחנה (בש"ח)	7.69	0.67	3.92	12.78
מספר התחנות בשוק המקומי: מספר התחנות שמרחקן מהתחנה המרכזית נמוך מ-600 שניות נסיעה.	14.40	7.57	0	54
מספר התחנות בשוק המקומי השייכות למותג של התחנה המרכזית	2.25	2.29	0	13
מדד הרפינדל-הירשמן לריכוזיות	0.26	0.15	0	1
פרופורציית התחנות הבלתי ממותגות בשוק המקומי	0.16	0.13	0	1
רמת המרכזיות	14.00	6.04	0	37
שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות מאותו מותג: סכום משכי הנסיעה מהתחנה המרכזית לתחנות הקרובות ביותר מאותו מותג (בשניות)	1346	1541	0	18628
שטח השליטה של התחנה המרכזית כשתחנות ממותגים אחרים: סכום משכי הנסיעה מהתחנה המרכזית לתחנות ממותגים אחרים (בשניות)	6089	4117	1609	42881
רמת החפיפה בין שווקים (בסולם שערךיו נעים בין 0 ל-14).	10.24	3.33	0	14
המחיר המצרפי הרבעוני לליטר סולר	7.26	0.45	6.46	7.77

¹ הרבעון הראשון של 2010 עד הרבעון הרביעי של 2013.
המקור: נתוני מחירי הסולר ממאגר Fulltank.

לוח 1ב הגדרות וסטטיסטיקה תיאורית של המשתנים		
משתנה קטגוריאלית למותג	נתח השוק הממוצע במשך התקופה	מחירים
דור-אלון	17	7.69
פז	25	7.87
דלק	21	7.79
סונול	20	7.80
מותגים קטנים ועצמאיות	17	7.25
משתנה קטגוריאלית למחוז	שיעור התחנות במחוז	
ירושלים	6	
צפון	27	
חיפה	14	
מרכז	22	
תל אביב	11	
דרום	16	
יהודה ושומרון	3	

המקור: נתוני מחירי הסולר ממאגר Fulltank.

לוח ג1						
מחיר הסולר בהינתן רבעון, מחוז וקבוצת מותגים ¹						
ירושלים	צפון	חיפה	מרכז	תל אביב	דרום	יהודה ושומרון
התחנות השייכות לארבעת המותגים הגדולים						
הממוצע	7.55	7.77	7.80	7.74	7.51	8.08
סטיית התקן ²	0.55	0.56	0.53	0.55	0.64	0.84
התחנות הבלתי ממותגות						
הממוצע	7.17	7.21	7.19	7.11	7.13	-
סטיית התקן ²	0.25	0.26	0.30	0.22	0.31	-

¹ בין לוח זה ללוח ב1 קיים פער בממוצע בתחנות הבלתי ממותגות, והוא נובע מאופן החישוב: בלוח ג1 חישבנו את הממוצע לכל רבעון בנפרד וכל רבעון קיבל אותו משקל, ואילו בלוח ב1 חישבנו אותו באופן פשוט (לפי התצפיות). מאחר שהמחירים ברבעונים הראשונים נמוכים יותר, ומאחר שכרבע מהתחנות הבלתי ממותגות נפתחו בתקופת המחקר, בלוח ג1 יש למחירים הנמוכים משקל גבוה מאשר בלוח ב1.

² סטיית התקן חושבה בנפרד לכל רבעון, מחוז ומותג. התוצאה המוצגת משקפת את הממוצע של כל הרבעונים.

המקור: נתוני מחירי הסולר ממאגר Fulltank.

כפי שמראה לוח ג1, מחיר הסולר בהינתן רבעון, מחוז וקבוצת מותגים מלמד שברבעון ספציפי תחנות שונות גובות מחיר שונה.

במהלך תקופת האמידה (הרבעון הראשון של 2010 עד הרבעון הרביעי של 2013) נפתחו 144 תחנות ונסגרו 52 ; 46 מהסגירות נבעו משינוי המותג. שינוי המותג נחשב לסגירת תחנה אחת ולפתיחת אחרת.

כאשר משווים את נתוני התחנות בהינתן המותג והמחוז (לוח 2), מוצאים שאין הבדל מהותי בין מאפייני התחנות שנפתחו למאפייני התחנות הקיימות. ממצא זה תומך בהנחת הזיהוי – היינו שפתיחת תחנה אינה אנדוגנית למאפייני השוק המקומי אלא נובעת משיקולים אחרים, חיצוניים למודל, למשל שיקולים שנוגעים לאישור הרגולטור לפתוח תחנה.

לוח 2

מאפייני התחנות שהתקיימו במשך כל תקופת המחקר בהשוואה למאפייני התחנות שנפתחו ונסגרו במרוצתה^{1,2}

המשתנה	התחנות שהתקיימו במשך כל תקופת האמידה	התחנות שנפתחו במהלך תקופת האמידה	התחנות שנסגרו במהלך תקופת האמידה
תחנות השייכות לארבעת המותגים הגדולים			
מספר התחנות בשוק המקומי	14.10 (8.52)	13.16 (9.14)	15.07 (9.18)
מספר התחנות מהמותג שהתחנה המרכזית משתייכת אליו	2.80 (2.31)	2.57 (2.34)	2.88 (2.16)
מדד הרפינדל-הירשמן לריכוזיות	0.26 (0.13)	0.25 (0.15)	0.24 (0.07)
פרופורציית התחנות הבלתי ממותגות בשוק המקומי	0.14 (0.11)	0.16 (0.12)	0.16 (0.1)
רמת המרכזיות	14.25 (5.87)	13.22 (5.69)	14.69 (5.49)
שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות מאותו מותג	1,500 (1361)	1,509 (1680)	1,729 (2888)
שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות ממותגים אחרים	5,640 (3655)	6,763 (5922)	5,233 (2696)
רמת החפיפה בין השווקים	10.44 (3.2)	10.16 (3.25)	11.15 (2.47)
התחנות הבלתי ממותגות			
מספר התחנות בשוק המקומי	13.06 (8.17)	13.42 (10.16)	13.07 (9.19)
מספר התחנות מהמותג שהתחנה המרכזית משתייכת אליו	0.19 (0.48)	0.10 (0.36)	0.00 (0)
מדד הרפינדל-הירשמן לריכוזיות	0.22 (0.12)	0.23 (0.12)	0.24 (0.11)
פרופורציית התחנות הבלתי ממותגות בשוק המקומי	0.27 (0.15)	0.28 (0.16)	0.36 (0.29)
רמת המרכזיות	13.93 (6.02)	13.57 (5.67)	13.81 (5.52)
שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות מאותו מותג	70 (200)	34 (126)	52 (196)
שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות ממותגים אחרים	6,982 (3895)	7,559 (5239)	7,241 (2891)
רמת החפיפה בין השווקים	10.35 (3.23)	10.55 (3.29)	9.99 (3.14)

¹ הלוח מציג ממוצעים וסטיות תקן לגבי המותגים הגדולים והתחנות הבלתי ממותגות. חישובנו את הנתונים לכל מחוז בנפרד, ולאחר מכן סכמנו אותם לפי המשקל היחסי של כל מחוז.

² נתוני מחוז ירושלים ויו"ש הושמטו עקב היעדר תצפיות.

המקור: נתוני מחירי הסולר ממאגר Fulltank.

4. המודל האמפירי, תוצאות האמידה וסימולציות

4.1 המודל האמפירי

אנו בוחנים כיצד מחירי הדלק הרבעוניים בתחנות מושפעים ממאפייני השוק המקומי שלהן. הספציפיקציה האמפירית של המודל מתקבלת ממודל מסוג spatial error שפיתח Baltagi (2007). האמידה מביאה בחשבון שב-error term קיימת השפעה מרחבית של התחנות בשוק המקומי על התחנה המרכזית:

$$(1) P_{m,t} = \gamma \text{ local market characteristic}_{m,t} + \beta \text{ control variables}_{m,t} + u_{m,t}$$

γ הוא וקטור מקדמים של מאפייני השווקים המקומיים הנגזרים ממשוואות המודל הפורמלי ו- β הוא וקטור מקדמים של משתני בקרה שאינם נגזרים מהמודל הפורמלי – מאפייני השווקים המקומיים ומחיר הסולר הרבעוני המצרפי. m -ו- t הם, בהתאמה, אינדקסים לזמן ולמספר התחנה בשוק המקומי. P הוא וקטור המחירים של $M=1,245$ התחנות ושל t הרבעונים ($T=16$).

באמידה האמפירית התמודדנו באמצעות multiple imputation עם שתי בעיות – תצפיות חסרות בנתונים על מחירי הדלק ותחנות שלא היו קיימות במשך כל תקופת האמידה, לדוגמה תחנות שנסגרו או נוסדו במהלכה. זוהי שיטה מקובלת להשלמת נתונים חסרים, והבאנו אותה בחשבון באמידה ובפרט בחישוב סטיות התקן של האומדנים²⁴.

²⁴ ראו שהרבני (2018).

4.2 תוצאות האמידה

לגבי כל האומדנים למקדמי המשתנים הנגזרים מהמודל הפורמלי מצאנו כי הם מובהקים ובכיוון הצפוי.

לוח 3 תוצאות האמידה ¹ (המשתנה המוסבר – המחיר בתחנות הדלק)			
המשתנה	מקדם	סטיית התקן	רמת המובהקות
רמת המרכזיות	0.010	0.002	***
שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות ממותגים אחרים	1.2E-5	3.3E-6	***
שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות מאותו מותג	1.6E-5	5.1E-6	***
מספר התחנות הנמצאות בשוק ושייכות למותג שהתחנה המרכזית משתייכת אליו	0.008	0.004	**
מספר התחנות בשוק המקומי	-0.005	0.001	***
רמת החפיפה בין השווקים	-0.014	0.004	***
מדד הרפינדל-הירשמן לריכוזיות	0.192	0.079	***
פרופורציית התחנות הבלתי ממותגות בשוק המקומי	-0.266	0.064	***
משתנה דמי, שווה לאחת אם תחנת התדלוק נמצאת באזור אילת	-1.139	0.087	***
המחיר המצרפי הרבעוני לליטר סולר	0.541	0.018	***
משתנה קטגוריאל לי למחוז			
חיפה	0.116	0.021	***
ירושלים	-0.018	0.032	
צפון	0.028	0.020	*
דרום	-0.033	0.020	*
תל אביב	0.002	0.020	
יהודה ושומרון	0.074	0.059	
משתנה קטגוריאל לי למותג (המושג – תחנות עצמאיות)			
דור-אלון	0.296	0.020	***
פז	0.412	0.019	***
דלק	0.385	0.025	***
סונול	0.485	0.022	***
משתנה קטגוריאל לי לסוג השליטה בתחנה			
קבוע	YES		
מספר התצפיות	YES		
מספר תחנות התדלוק	19920		
מספר האימפוטציות	1245		
	90		

¹ מספר האימפוטציות הוא מספר הפעמים שהמודל נאמד, והוא שווה למספר הפעמים שבהן הופקו הנתונים החסרים. ראו שהרבני (2018).
 *** p < 1%; ** p < 5%; * p < 10%. החישוב נערך באמצעות חבילת SPLM בתוכנת R ובפרט בפרוצדורה SPREML שפיתח Millo (2014) לאמידה של
 Baltagi (2007).
 המקור: נתוני מחירי הסולר ממאגר Fulltank.

מאפייני השוק המקומי

אומנם ההשפעות על מחיר הסולר (שהמקדמים מבטאים) נראות צנועות במונחי המחיר לצרכן, אולם יש לזכור שעלות רכישתו והמיסים עליו מהווים כ-90% מהמחיר לצרכן, ולכן המרווח הכולל את רווחי התחנה והוצאות שונות (כגון הוצאות שכירות ושכר) עומד על כ-10% בלבד מעלות ליטר דלק לצרכן, כ-77 אגורות במוצע²⁵.

מהתוצאות עולה שרמת המרכזיות של התחנה משפיעה על המחיר שהיא גובה. עלייה של סטיית תקן אחת ברמת המרכזיות מאפשרת לה לגבות מחיר גבוה ב-6 אגורות כמעט, כלומר עלייה של 0.79% במחיר הסולר הממוצע.

לגבי שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות אינן מאותו מותג (מאותו מותג), עלייה של 10% בגודלו מעלה את המחיר של ליטר סולר ב-0.64% (ב-0.31%).

כאשר בוחנים כיצד משפיעים על המחיר שינויים במספר התחנות בשוק המקומי ובמספר התחנות מהמותג שהתחנה המרכזית משתייכת אליו, מתקבלת תמיכה בטענה שבשוק המקומי יש שיתוף פעולה בין תחנות מאותו מותג. תוספת תחנה שאינה שייכת למותג שהתחנה המרכזית שייכת אליו מפחיתה את המחיר בחצי אגורה (0.07%). מעבר תחנה למותג של התחנה המרכזית מייקר את המחיר ב-0.8 אגורה (0.11%).

באשר למאפייני השוק המקומי שלא התקבלו מהמודל התאורטי, פרופורציית התחנות הבלתי ממותגות בשוק המקומי משפיעה משמעותית על המחירים בשוק המקומי. אם תחנה ממותג גדול בשוק המקומי הופכת לבלתי ממותגת (ושאר הדברים קבועים), המחירים יפחתו ב-3.5 אגורות (0.45%) כמעט. עלייה של 10% במדד הרפינדל-הירשמן מעלה את המחיר בתחנה ב-0.5 אגורה (0.07%).

כצפוי, כאשר רמת החפיפה בין השווקים המקומיים גדלה, כלומר כאשר באזורים הקרובים לשוק המקומי צפיפות התחנות גבוהה, רמת המחירים יורדת. עלייה של סטיית תקן ברמת החפיפה מפחיתה את המחיר בכ-0.61%.

המקדם של משתנה הדמי לאזור החופשי (אזור אילת) עומד על כ-114 אגורות, בדומה להפחתת המס שחישבו לאזור – כ-109 אגורות.

באשר למותגים, תחנות מארבעת המותגים הגדולים בישראל (דור-אלון, דלק, פז וסונול) גובות מחירים גבוהים משמעותית מתחנות בלתי ממותגות, וההבדלים נעים בין 3.9% (דור-אלון) ל-6.3% (סונול).

4.3 סימולציות

המודל האמפירי מאפשר לנו לערוך סימולציות ולבחון כיצד שינויים במבנה השוק משפיעים על המחיר. בסימולציות אנו מחשבים מחדש את המחירים בכל התחנות והרבעונים (א) בהנחה ששני המותגים הגדולים ביותר מתמזגים לאחד ו-(ב) בהנחה שהמותג הגדול ביותר מתפצל וכל תחנותיו הופכות לעצמאיות. יתר הדברים אינם משתנים, כלומר מספר התחנות הפועלות בכל רבעון ומיקומיהן.

לוח 4 מציג את ערכי המשתנים במודל ואת התרומה לשינוי המחיר יחסית למודל המידוד (הבנצ'מרק). בשתי הסימולציות חישבו את המחיר הממוצע בתחנות באמצעות משוואת הרגרסיה שבלוח 3. כאמור, ההשפעות אינן קטנות במונחי מרווח השיווק היות שהוא מהווה רק כ-10% ממחיר הסולר, כ-77 אגורות.

כאשר שני המותגים הגדולים מתמזגים המחיר הממוצע עולה במעט יותר מ-0.5%, וכשהמותג הגדול מתפצל לתחנות עצמאיות המחיר יורד ב-2.5% כמעט, כרבע ממרווח השיווק.

²⁵ הערכה על פי מחיר הבנוין מתוך משרד האנרגיה, מבנה מחיר לחודש ינואר 2018, 31/12/2017.

לוח 4 הסימולציות					המשתנה ¹
סימולציה – איחוד שני המותגים הגדולים	סימולציה – פיצול המותג הגדול לתחנות בלתי ממותגות	הממוצע	התרומה	הממוצע	התרומה
7.69	7.73	0.04	7.50	-0.19	המשתנה המוסבר: מחיר הסולר בתחנה
14.40	14.40	0.00	14.40	0.00	מספר התחנות בשוק המקומי
2.25	3.82	0.01	1.43	-0.01	מספר התחנות מהמותג שהתחנה המרכזית משתייכת אליו
0.26	0.37	0.02	0.21	-0.01	מדד הרפינדל-הירשמן לריכוזיות
0.16	0.16	0.00	0.40	-0.07	פרופורציית התחנות הבלתי ממותגות בשוק המקומי
14.00	14.00	0.00	14.00	0.00	רמת המרכזיות
1346	2186	0.01	885	-0.01	שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות מאותו מותג
6089	5249	-0.01	6550	0.01	שטח השליטה של התחנה המרכזית כשהתחנות ממותגים אחרים
10.24	10.24	0.00	10.24	0.00	רמת החפיפה בין השווקים
		0.00		0.00	משתנה קטגוריאל למותג
0.172	0.172	0.00	0.172	0.000	דור-אלון
0.249	0.462	0.01	0.000	-0.007	פז
0.214	0.000	0.00	0.214	0.000	דלק
0.199	0.199	0.00	0.199	0.000	סונול
0.167	0.167	0.00	0.415	-0.096	מותגים קטנים ועצמאיות

¹ השמטנו את משתנה הדמי לאזור אילת ואת המשתנים הקטגוריאלים למחוז ולסוג השליטה בתחנה.
המקור: נתוני מחירי הסולר ממאגר Fulltank.

5. סיכום

מצאנו כי בתנאי שוק תחרותיים תחנות הדלק נאלצות לוותר על חלק ניכר מרווחיהן מסולר לתחבורה, וכי תחנות מארבעת המותגים הגדולים בישראל (דור-אלון, דלק, פז וסונול) גובות מחירים גבוהים משמעותית מתחנות בלתי ממותגות. מכאן שמדיניות לעידוד פתיחת תחנות שאינן שייכות לארבעת המותגים הגדולים, לצד הידוק ההגבלות על פתיחת תחנות ששייכות להם, עשויים להוזיל את מחיר הסולר לצרכן.

התוצאות שקיבלנו עשויות ללמד על השלכותיה של תחרות מרחבית בענפים אחרים. אומנם בענף הדלק התחרות אינה משפיעה על המחיר לצרכן במידה רבה מכיוון שמרווח השיווק מהווה חלק קטן ממחיר המוצר, אך הניתוח לעיל מלמד כי לתחרות מרחבית יש השפעה ניכרת על מרווח השיווק. לכן תחרות אינטנסיבית יותר יכולה להפחית משמעותית את המחיר לצרכן בענפים שבהם מרווחי השיווק מהווים חלק משמעותי יותר ממנו, למשל ענפי המזון וההלבשה. זאת ועוד, הממצאים לעיל אומנם התקבלו לגבי תחרות במרחב הגאוגרפי, אך סביר כי יש להם השלכות גם על האפקטיביות של הגברת התחרות באמצעות הרחבת הגישה לסחר אלקטרוני או ליבוא. אולם חשוב לבחון את הענפים האלה בנפרד שכן, בניגוד לתחנות התדלוק, המוצרים בהם אינם הומוגניים.

עם זאת קשה להסיק מהניתוח מסקנות בנוגע לעוצמת ההשפעה של תחרות על הרווחים ממכירת בנזין לתחבורה, שכן לצרכני הסולר – למשל מוניות וכלי רכב מסחריים – גישה נרחבת יותר לתחנות תדלוק: בדרך כלל הם מבצעים נסיעות רבות במשך היום ולכן יכולים לבחור בתחנה זולה; צרכני הבנזין לעומתם כוללים בעיקר יוממים שמסלול נסיעתם מוגבל וכך גם אפשרויות הבחירה הפתוחות בפניהם. משום כך ייתכן שריכוך ההגבלה על מחיר הבנזין ישפיע פחות על התחרות בענף.

ביבליוגרפיה

הרשות להגבלים עסקיים (2017), *תחרות גאוגרפית בתחנות התדלוק*, טיוטה להערות הציבור.
הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2017), *סקר ענפי הכלכלה 2014*.
הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2014), *כלי רכב מנועיים 2013*.
הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2014), *נסועה 2013*.
משרד הפנים, מנהל התכנון (2016), *מדריך ליזם תחנת תדלוק*.

Baltagi, Badi H., et al. "Testing for serial correlation, spatial autocorrelation and random effects using panel data." *Journal of Econometrics* 140.1 (2007): 5-51.

Chen, Yongmin, and Michael H. Riordan. "Price and variety in the spokes model." *The Economic Journal* 117.522 (2007): 897-921.

Firgo, Matthias, Dieter Pennerstorfer, and Christoph R. Weiss. "Centrality and pricing in spatially differentiated markets: The case of gasoline." *International Journal of Industrial Organization* 40 (2015): 81-90.

Freeman, Linton C., Douglas Roeder, and Robert R. Mulholland. "Centrality in social networks: II. Experimental results." *Social networks* 2.2 (1979): 119-141.

Millo, Giovanni. "Maximum likelihood estimation of spatially and serially correlated panels with random effects." *Computational Statistics & Data Analysis* 71 (2014): 914-933.

Sharabany, Ran "Spatial competition in retail gasoline markets: evidence from Israel" (2018) Future. Discussion Paper Series, The Bank of Israel.

מדד המחירים לצרכן וסעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים

- בעשור האחרון עלו מחירי הדירות בשיעור גבוה משיעור העלייה בשכר הדירה, ולכן מתעוררת לעיתים השאלה כיצד היה מתפתח מדד המחירים לצרכן אילו לא מדדה הלמ"ס את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים באמצעות שכר הדירה אלא באמצעות מחירי הדירות.
- עד 1998 מדדה הלמ"ס את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים באמצעות אומדן לעלות האלטרנטיבית של החזקת דירה – מחיר דירה כפול התשואה האלטרנטיבית בתוספת רכיב פחת; בין 1994 ל-1998 ביטא הסעיף למעשה רק את השינוי במחירי הדירות, בשל שינוי בשיטת המדידה (שימוש בתשואה קבועה והתעלמות מפחת). החל מ-1999 הלמ"ס מודדת את הסעיף באמצעות שכר הדירה בחוזים חדשים ומתחדשים.
- המדידה הנוכחית, באמצעות שכר הדירה, עולה בקנה אחד עם התקינה הסטטיסטית הבין-לאומית ועם הפרקטיקה המקובלת ברבות ממדינות ה-OECD.
- הניתוח שלהלן מראה כי שינוי שיטת המדידה השפיע רק במידה מוגבלת על התפתחות מדד המחירים לצרכן.

1. הקדמה

בעשור האחרון עלו מחירי הדירות בשיעור גבוה משיעור העלייה בשכר הדירה, ולכן מתעוררת לעיתים בשיח הציבורי השאלה כיצד היה מתפתח מדד המחירים לצרכן אילו לא מדדה הלמ"ס את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים באמצעות שכר הדירה אלא באמצעות מחירי הדירות. להלן ננסה להשיב לשאלה זו תוך הצגת הגישות השונות למדידת הסעיף והגישות שננקטות בפועל בישראל ובשאר מדינות ה-OECD.

מדד המחירים לצרכן מתפרסם מדי חודש, והוא מודד את שיעור השינוי החודשי של ההוצאה הדרושה לקניית סל קבוע של מוצרים ושירותים שאפשר למדוד את מחיריהם באופן סדיר¹. הלמ"ס בחרה בסל שמייצג את התצרוכת של אוכלוסיית משקי הבית, והבחירה מבוססת על ממצאים מסקרי הוצאות משקי הבית שהלמ"ס עורכת מדי שנה בקרב מדגם מייצג של משקי הבית. מדד המחירים לצרכן מורכב מעשרה סעיפים ראשיים וממספר רב של תת-סעיפים. לכל סעיף יש משקל שמבטא את הנתח (באחוזים) שההוצאה על המוצרים והשירותים הכלולים בו תופסת בהוצאה החודשית של משק בית ממוצע. מכיוון שהרגלי הצריכה משתנים עם הזמן, הלמ"ס בונה כל שנתיים סל חדש ומעדכנת את המשקלות בהתאם.

סעיף הדיור נמנה עם הסעיפים הראשיים במדד המחירים לצרכן, והחל משנות השמונים משקלו נע בין 16.5% ל-25.2%. סעיף זה כולל שלושה תת-סעיפים: (א) שירותי דיור בבעלות הדיירים – מודד את התפתחות מחיר שירותי הדיור שצורכים משקי הבית הגרים בדירה בבעלותם, ומשקלו בסעיף הדיור עומד כיום על כ-72%; (ב) שכר דירה – מודד את התפתחות מחיר שירותי הדיור שצורכים משקי הבית שגרים בדירה שכורה, ומשקלו בסעיף הדיור עומד על כ-23%; (ג) הוצאות דיור אחרות – כולל הוצאות תיווך, תשלומים לעורכי דין עבור חתימת חוזים, דמי ביטוח ועוד, ומשקלו בסעיף הדיור עומד על כ-5%. ניתוח זה מתמקד בשירותי הדיור בבעלות הדיירים.

ה-CPI Manual² מתאר שלוש גישות למדידת ערכם של שירותים אלה: (א) גישת השימוש (use) – אומדת את ערך השוק של שירותי הדיור באמצעות שכר הדירה המשולם על דירה דומה או באמצעות עלות השימוש, גודל שמורכב מהעלות האלטרנטיבית של החזקת דירה (אובדן התשואה מהחזקת נכסים אחרים), הפחת והעלויות השוטפות; (ב) גישת התשלומים (payments) – מודדת את התשלומים השוטפים הנובעים מהחזקת דירה; (ג) גישת הרכישות נטו

כתבו: דניאל לוי ויוסי יכין.

¹ לפירוט עיינו בשנתון הסטטיסטי לישראל 2017, פרק 10: "מדדי מחירים", עמ' 133–134.

² מסמך משותף ל-ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat, World Bank.

(net acquisitions) – מתבססת על העלויות הכרוכות ברכישת דירה בניכוי עלות הקרקע (הרכיב ההוני). בכל גישה הסעיף נמדד בדרך שונה, אך כולן חותרות למדוד את עלות התצרוכת של שירותי הדיור תוך ניכוי רכיבי הוצאה הוניים.

עד 1998 מדדה הלמ"ס את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים באמצעות אומדן לעלות האלטרנטיבית של החזקת דירה; ב-1994–1998 היא כפלה תשואה אלטרנטיבית קבועה במחירי הדירות, ולכן הסעיף ביטא למעשה את השינוי במחירי הדירות. ב-1999, בעקבות המלצות שגיבשו ועדת מומחים וקרן המטבע הבין-לאומית, הוחלט לשנות את שיטת המדידה ולהתבסס על שכר הדירה בחוזים חדשים ומתחדשים כדי לייצר אומדן למחיר שירותי הדיור שצורכים משקי הבית הגרים בדירה בבעלותם.

המשך הניתוח בנוי כך: חלק 2 סוקר את שיטות המדידה של סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים. חלק 3 סוקר בקצרה את שיטות המדידה שנהגו בישראל בעבר. חלק 4 מחשב אומדנים חלופיים לסעיף שירותי הדיור בבעלות על יסוד שיטת המדידה שנהגה לפני 1999, לפני המעבר לשימוש בשכר דירה, ומציג את התפתחות מדד המחירים לצרכן שנגזרת מאומדנים אלו. חלק 5 סוקר את השימוש בשיטות המדידה השונות במדינות ה-OECD.

2. שיטות למדידת סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים

בהתאם לסטנדרטים הבין-לאומיים, על סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים למדוד את ערך התצרוכת של שירותי הדיור ולנכות רכיבי הוצאה הוניים. בחלק זה נסקור את גישות המדידה המוצגות ב-CPI Manual³.

2.1 גישת השימוש (Use)

גישת השימוש מודדת את ערך שירותי הדיור המופקים מהמגורים בדירה. בגישה זו כלולות שתי שיטות מדידה: העלות למשתמש (user cost) והמקבילה לשכר דירה (rental equivalence). שתי השיטות מתבססות על משוואת תמחור הנכסים הבאה. זו משווה בין עלות הדירה לרוכש דירה (ההון העצמי) בתקופה t (צד שמאל) לבין הערך הנוכחי של התקבולים נטו מהחזקת הדירה למשך תקופה אחת (שכר הדירה לתקופה ומחיר הדירה הצפוי בניכוי הוצאות שוטפות, פחת והחזר משכנתה; צד ימין):

$$(1 - \lambda)P_t = \frac{Rent_t - RC_t - D_t - (1 + r_t^m)\lambda P_t + P_{t+1}^e}{1 + i_t} \quad (1)$$

כאשר λ מייצגת את שיעור המינוף של רוכש הדירה, P – את מחירה, $Rent$ – את שכר הדירה ו- P^e – את מחירה הצפוי. RC ו- D מייצגות, בהתאמה, את העלויות השוטפות (recurrent cost) ואת ערך הפחת (depreciation) של הדירה, r^m – את ריבית המשכנתה ו- i – את התשואה של נכסי השקעה אלטרנטיביים. הספציפיקציה לעיל מניחה שכל התשלומים ותקבולי שכר הדירה בתקופה t מתקבלים בסוף התקופה בשעה שהתשלום כנגד רכישת דירה מתבצע בתחילת התקופה.

לאחר שמסדרים מחדש את משוואה (1) מקבלים:

$$\underbrace{Rent_t}_{\text{Rental Eq.}} = \underbrace{RC_t + i_t E_t + r_t^m M_t + D_t - (P_{t+1}^e - P_t)}_{\text{User Cost}} \quad (2)$$

³ ראו פרקים 10 ו-23 ב-ILO et al. (2004).

כאשר $M_t = \lambda P_t$ מייצגת את יתרת המשכנתה ו- $E_t = (1-\lambda)P_t$ מייצגת את שווי הבעלות של משק הבית על הדירה (equity). שני האגפים של משוואה (2) מייצגים את שתי השיטות לאמידת שווי שירותי הדיור בגישת השימוש.

2.1.1 העלות למשתמש (User Cost)

שיטה זו מודדת את העלויות שנובעות לבעל הדירה מכך שהוא גר בדירה בבעלותו. על פי גישה זו העלות למשתמש מורכבת משני רכיבים עיקריים: (א) העלויות השוטפות, בין השאר בגין תיקונים, תחזוקה ומיסים, ו-(ב) העלות האלטרנטיבית של העובדה שהכסף הושקע בדיור במקום בנכס אחר. עלות זו כוללת את התשואה שניתן היה להפיק משווי הבעלות של משק הבית על הדירה, את תשלומי הריבית על המשכנתה ואת הפחת על הדירה; רווחי ההון שהדירה מניבה מנוכים מהעלות. בשל המורכבות המתודולוגית של המדידה, מדינות שמשתמשות בגישה זו לרוב מתחשבות רק בחלק מסעיפי ההוצאה המופיעים במשוואה (2). ראו ILO et al. (2004).

2.1.2 המקבילה לשכר דירה (Rental Equivalence)

שיטה זו מבוססת על מחיר השוק של שירותי הדיור שמעניקה הדירה, כלומר על גובה דמי השכירות שהיה על בעל הנכס לשלם בכדי להתגורר בדירה דומה לזו שבבעלותו. כיוון שבשיטה זו בעל הדירה נחשב למעין שוכר, אין כוללים במסגרתה את העלויות המוטלות בדרך כלל על בעל הנכס, כגון ביטוח, מס ותחזוקה. שיטה זו דורשת שוק שכירות פרטי רחב שיש בו דיור דומה לזה שבבעלות דיירים.

2.2 גישת התשלומים (Payments)

בגישה זו מודדים את ערך שירותי הדיור בבעלות הדיירים באמצעות התשלומים הכרוכים בכך ומשפיעים על ההון העצמי של משק הבית – הריבית על המשכנתה, דמי תיווך, ביטוח, אגרות, מס ועלויות תחזוקה. כיוון שהמדידה נועדה לזהות את ערך התצרוכת של משק הבית, היא אינה כוללת תשלומים שאינם משפיעים על הונו העצמי. למשל, התשלומים עבור קניית הדירה, בין שמומנו באמצעות נכסים ובין שמומנו באמצעות משכנתה, והתשלומים עבור השבחת הנכס אינם נכללים במדידה שכן הם משנים את הרכב הנכסים וההתחייבויות של משק הבית אך לא את הונו העצמי.

2.3 גישת הרכישות נטו (Net Acquisitions)

בגישה זו נמדדות ההוצאות הישירות על קניית הדירה והשבחתה וכן ההוצאות הנלוות, כגון דמי תיווך, הוצאות על תחזוקה ותיקונים, ביטוח ומס. כאמור, מחירי דירות מכילים רכיב הוני שיש לנכותו כדי למדוד את מדד המחירים לצרכן, ולכן בגישה זו אין זה נהוג לכלול במחיר הדירה את ערך הקרקע שכן זהו הרכיב ההוני של הדירה; המבנה לעומת זאת "נצרך" לאורך זמן.

יצוין שבגישה זו מחשבים את משקלו של סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים אחרת מאשר בגישת השימוש ובגישת התשלומים. בשתי האחרונות מחשבים את משקל הסעיף בהתאם לחלק הממוצע (באחוזים) שההוצאה של משקי הבית על שירותי דיור תופסת בסך ההוצאות לתצרוכת. לעומת זאת, בגישת הרכישות מחשבים את המשקל לפי החלק שסך ההוצאה נטו על דירות במגזר משקי הבית תופס בסך הוצאותו על תצרוכת. ההוצאה נטו שווה לסך ההוצאה בניכוי ערכן של הרכישות שמשקי בית רוכשים ממשקי בית אחרים; כלומר נכללות במדידה רכישות של דירות חדשות (מקבלנים ומהממשלה) ושל דירות מיד שנייה מהמגזר העסקי ומהממשלה.

3. כיצד נמדד בישראל סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים לאורך השנים

מ-1964 ועד 1993 חישה הלמ"ס את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים באמצעות זקיפת התשואה האלטרנטיבית של ערך הדירות בתוספת פחת על רכיב המבנה. חישוב זה משקף יישום חלקי של שיטת העלות למשתמש בגישת

השימוש (חלק 2.1.1 לעיל) מפני שהוא מתמקד בעלות השימוש ואינו מתייחס לעלויות השוטפות, לרווחי ההון הצפויים מהדירה ולמינוף.

מ-1994 ועד 1998 הושמט רכיב הפחת והסעיף חושב לפי תשואה קבועה – 4% – מערך הדירות. תשואה זו נחשבה למייצגת את "היחס הנורמלי" בין שכר דירה שנתי ומחיר דירה באותה תקופה (שיפר, 1995), יחס שמשקף את ההערכה לגבי התשואה השנתית מהשקעה בדירה. אף שבשנים אלה התבסס החישוב על שיטת העלות למשתמש, השימוש בתשואה קבועה הוביל לכך שסעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים ביטא למעשה את השתנות מחירי הדירות.

בשנת 1999 אימצה הלמ"ס את שיטת המקבילה לשכר דירה (חלק 2.1.2). בשיטה זו נאמד השינוי שחל בשכר הדירה בחוזי שכירות חדשים ומתחדשים, ולפיכך מדד זה מייצג את השינויים בשכר הדירה החודשי שהבעלים היו משלמים בגין שירותי הדיור שמספקת דירתם אילו שילמו על פי חוזה שכירות.

הלמ"ס מחלקת את המדגם שברשותה לאשכולות הומוגניים⁴, מודדת בכל אשכול את שכר הדירה הממוצע (בחוזים חדשים ומתחדשים), ומחשבת את הממוצע המשוקלל של שכר הדירה באשכולות השונים. המשקלות מבטאים את הצריכה היחסית של שירותי דיור בבעלות הדיירים בכל אשכול, והם מחושבים מתוך סקר הוצאות משקי בית⁵.

4. מדידת מדד המחירים לצרכן בשיטה שנהגה בעבר

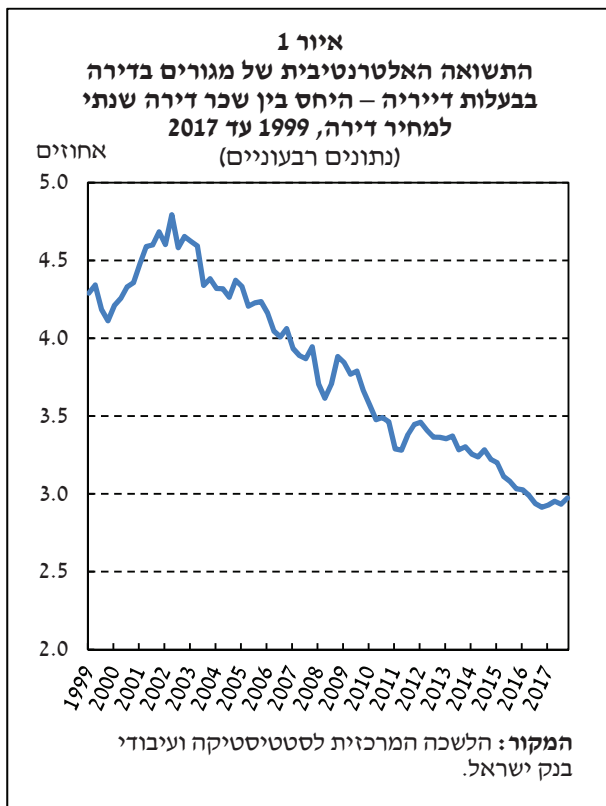
בחלק זה נבחן כיצד הייתה האינפלציה מתפתחת בשני העשורים האחרונים אלמלא שינתה הלמ"ס ב-1999 את שיטת המדידה של סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים. משקל הסעיף בתקופה זו נע בין 16.0% ל-19.4% מהמדד הכולל, ולפיכך גלום בשינוי השיטה פוטנציאל משמעותי להשפיע על התפתחות המדד. לצורך הבדיקה נאמד את העלות האלטרנטיבית של החזקת דירה בשיטת החישוב שהלמ"ס נקטה לפני השינוי, ונכלול במדד הכללי את האומדן הזה במקום את סעיף שירותי הדיור בבעלות שהלמ"ס משתמשת בו בפועל (נספח 1 מתאר בפירוט כיצד כללנו את האומדן במדד הכללי)⁶.

לפני שהלמ"ס שינתה את שיטת המדידה של סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים היא מדדה את הסעיף לפי העלות האלטרנטיבית של החזקת דירה. עלות זו ביטאה את אובדן התשואה מההון המושקע בדירה, ולכן שיעור השינוי בסעיף התבסס על היחס $\frac{r_t \times P_t}{r_{t-1} \times P_{t-1}}$, כאשר r מייצגת את התשואה האלטרנטיבית ו- P את מחיר הדירה. נמדוד את סעיף הדיור בבעלות הדיירים בשתי דרכים: (1) כשהתשואה קבועה, כפי שעשתה הלמ"ס לפני שינוי שיטת החישוב, ו-(2) כשהתשואה משתנה בהתאם ליחס השוטף בין שכר הדירה למחיר – נתון שמשתנה במשך הזמן. בהקשר זה יש להעיר כי סביר שהשינוי המתמשך בתשואה על דירות היה מוביל את הלמ"ס לעדכן באופן שוטף את התשואה, בפרט על רקע הביקורת שנמתחה באמצע שנות התשעים על השימוש בתשואה קבועה (שיפר, 1995); על כן אנו סבורים כי שימוש בתשואה משתנה מניב אומדן טוב יותר למדידה שהייתה הלמ"ס מקבלת אילו לא שינתה את שיטת המדידה. עוד יש להעיר כי את התשואה המשתנה אפשר לאמוד גם לפי התשואות משוק ההון, אולם ניסיון לעשות זאת מגלה שהדבר מביא לתנודתיות גבוהה באינפלציה, וקרוב לוודאי שהדבר היה מונע את אימוץ השיטה. נספח 2 מציג את התוצאות המתקבלות משימוש בתשואות משוק ההון לאומדן התשואה המשתנה.

⁴ המדגם מחולק לתת-אוכלוסיות על בסיס אזור וגודל דירה, ותתי-אוכלוסיות מחולקים לאשכולות באמצעות cluster analysis על בסיס גובה שכר הדירה הממוצע בהם. ראו בורק (1999).

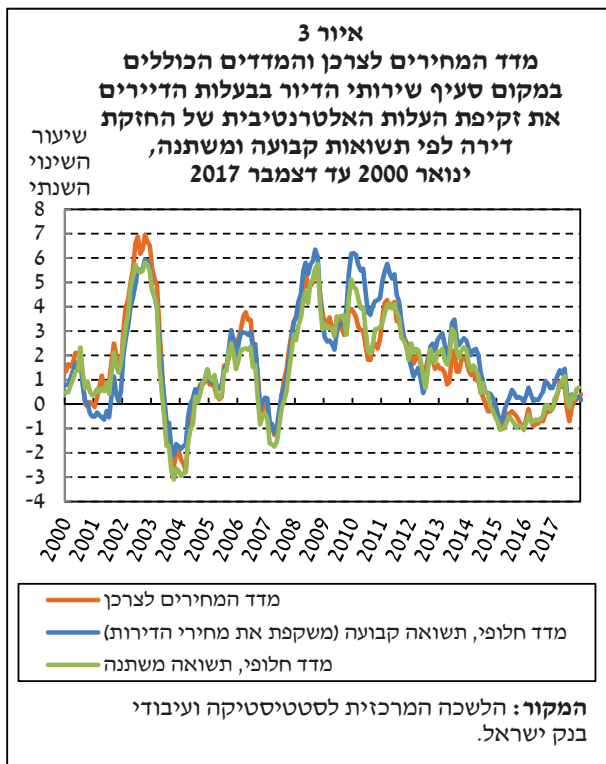
⁵ לפירוט ראו בורק (1999) וכן דברי ההסבר למתודולוגיה לחישוב סעיף הדיור במדד המחירים לצרכן שהלמ"ס מצרפת מדי חודש לירחון הסטטיסטיקה של מחירים.

⁶ המשקלות של סעיפי המדד משקפים את ההוצאה היחסית של משק בית על כל סעיף, ולכן סביר ששינוי שיטת המדידה של סעיף הדיור בבעלות הדיירים מצריך התאמה של משקל הסעיף לשיטה החדשה. בבדיקות רגישות מצאנו כי התוצאות אינן רגישות למשקלות מותאמים שחישבנו.



עבור מחיר הדירה, P , השתמשנו במדד ההדוני של הלמ"ס למחירי דירות. לחישוב התשואה האלטרנטיבית המשתנה השתמשנו בנתונים שהלמ"ס מפרסמת לגבי המחירים הממוצעים של שכר דירה חופשי והמחירים הממוצעים של דירות בבעלות הדיירים, והתמקדנו בדירות 3.5–4 חדרים מתוך הנחה שהן משקפות את הדירה האופיינית במשק. נתונים אלה זמינים בתדירות רבעונית ובפילוח לפי גודל דירה ואזור. כדי לקבל את התשואה האלטרנטיבית, r , חישבנו את הממוצע של היחסים בין שכר הדירה למחיר באזורים השונים. איור 1 מציג את התשואה המתקבלת, והוא מראה שניכרת בה מגמת ירידה החל משנת 2002. ירידת התשואה מפחיתה את העלויות למשקי הבית, הן בעקיפין דרך הפחתת העלות האלטרנטיבית והן ישירות דרך הפחתה בתשלומי הריבית על המשכנתה. על כן נצפה ששימוש בתשואה משתנה יקוז, לפחות חלקית, את העלייה במחיר שירותי הדיור כתוצאה מהעלייה במחירי הדירות.

איור 2 מציג את התפתחות סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים לפי מדידת הלמ"ס ולפי האומדנים לעלות האלטרנטיבית. שיעורי השינוי של האומדן המניח תשואה קבועה זהים לאלה של מחירי הדירות, ואכן ניכרת היפרדות בין המדדים החל מאמצע 2009, כשמחירי הדירות החלו לעלות מהר משכר הדירה. מנגד, האומדן המשתמש בתשואה משתנה קרוב יותר בתקופה זו למדידת הלמ"ס, אף כי ניכרת שונות בין המדדים.



איור 3 מציג את מדד המחירים לצרכן שהלמ"ס מפרסמת ואת שני מדדי המחירים שבהם סעיף הדיור בבעלות הדיירים מחושב לפי העלות האלטרנטיבית של החזקת הדירה. ניכר ששני המדדים החלופיים מתנהגים בדומה למדד הלמ"ס, והמדד המשתמש בתשואה משתנה קרוב אליו יותר. מובן שהפערים באיור קטנים מאלה שמציג איור 2, שכן סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים מקבל במדד הכללי משקל חלקי בלבד, 16.0% עד 19.4%.

כפי שאפשר לראות, עד 2008 התפתחו המדדים בצורה דומה אף שמחירי הדירות החלו לעלות בחדות כבר בתחילת אותה שנה. המדדים נפרדו רק החל מהרבעון הרביעי של 2009 שכן עד אז גם שכר הדירה – הנתון שנמדד בסעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים – עלה בחדות: מדצמבר 2007 ועד ספטמבר 2009 עלה שכר הדירה ב-11.4% לשנה, ומחירי הדירות עלו ב-13.7% לשנה. בסוף 2009 התמתנה העלייה בשכר הדירה ומחירי הדירות האיצו, והמדדים החלופיים החלו להצביע על קצב עלייה גבוה מזה שמדד הלמ"ס הצביע עליו. שיעור השינוי במדד המחושב לפי תשואה משתנה חזר לסדר הגודל של מדד הלמ"ס כבר ביוני 2010, עקב ירידה חדה יחסית בתשואה על דירות (איור 1), ואילו במדד המחושב לפי תשואה קבועה נמשכה הסטייה כשנתיים. בשנתיים אלו עלו מחירי הדירות בקצב שנתי ששיעורו כ-16%, בשעה ששכר הדירה עלה בקצב שנתי ששיעורו כ-6% (איור 2) – פער שגודלו כ-10 נקודות אחוז במדידת סעיף הדיור בבעלות הדיירים, והוא מתבטא בפער שגודלו כ-1.7% במדידת המדד הכללי (איור 3). עוד ניתן לראות שמ-2015 ועד אמצע 2017 המדד המחושב לפי תשואה קבועה שוב עולה מהר ממדד הלמ"ס ומהמדד המשתמש בתשואה משתנה.

כשהחזקנו את התשואה קבועה קיבלנו בעשור האחרון אינפלציה גבוהה מזו שנמדדה בפועל – גבוהה ב-0.7 נקודות אחוז לשנה בממוצע – עקב כך שמחירי הדירות עלו יחסית לשכר הדירה; אולם עדיין ניכרת באינפלציה מגמת ירידה מ-2011, והאינפלציה בשלוש וחצי השנים האחרונות עדיין נמוכה בדרך כלל מגבולו התחתון של היעד ובחלק מהתקופה היא אף שלילית. כאשר השתמשנו בתשואה משתנה קיבלנו אומדן קרוב מאוד לאינפלציה בפועל (אינפלציה שנתי ממוצעת גבוהה ב-0.1 נקודת אחוז מהאינפלציה בפועל), ובפרט יש לציין כי קיבלנו אינפלציה שלילית בשנים האחרונות.

היות שאנו סבורים כי המדד המשתמש בתשואה משתנה מניב אומדן טוב יותר לסעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים שהיה נמדד בשיטה הישנה, יש מקום להסיק כי השינוי בשיטת המדידה לא השפיע משמעותית על התפתחות האינפלציה הנמדדת במדד המחירים לצרכן, למעט בתקופה קצרה בין 2009 ל-2010. בפרט חשוב לציין כי האינפלציה השלילית ב-2015–2016 הייתה מתקבלת גם ללא השינוי בשיטת המדידה.

5. מדידת סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים במדינות ה-OECD

לוח 1 מציג את שיטות המדידה של סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים במדינות ה-OECD. בנינו אותו על סמך פרסומי ה-OECD וקרן המטבע הבין-לאומית. לגבי אירלנד וניו זילנד נותרו ספקות בנוגע לשיטה שהן משתמשות בה, ובמקרים אלה התבססנו על פרסומי לשכות הסטטיסטיקה המקומיות. מקורות הנתונים מפורטים בהערות ללוח.

הלוח מראה שקרוב למחצית מהמדינות (חמש עשרה מתוך שלושים וחמש) אינן כוללות את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים במדד המחירים לצרכן. בכל המדינות האלה מדד המחירים לצרכן כולל סעיף דיור, אך הוא מייצג את ההוצאה של שוכרי דירות ולא של בעלים. זאת ועוד, מרבית המדינות שכוללות במדד את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים משתמשות בגישת השימוש (חמש עשרה מתוך עשרים), ומתוכן הרוב משתמשות במקבילה לשכר דירה (עשר מתוך חמש עשרה). לבסוף, רק שתי מדינות משתמשות בגישת התשלומים ושלוש – בגישת הרכישות. ישראל משתמשת בשיטת המקבילה לשכר דירה ולפיכך נמנית עם מרבית מדינות ה-OECD שבחרו לכלול את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים במדד המחירים לצרכן.

לוח 1

שיטת המדידה של סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים במדינות ה-OECD

המדינה	השימוש (Use)				לא כלול
	המקבילה לשכר דירה (Rental Equivalence)	העלות למשתמש (User Cost)	אחר	התשלומים (Payments)	הרכישות נטו (Net Acquisitions)
אוסטריה ^{2,1}				✓	
אוסטריה ^{2,1}					✓
איטליה ^{2,1}					✓
איסלנד ^{2,1}		✓			
אירלנד ^{3,2,1}				✓	
אסטוניה ^{2,1}					✓
ארה"ב ^{2,1}	✓				
בלגיה ¹					✓
בריטניה ^{2,1}	✓				
גרמניה ^{2,1}	✓				
דנמרק ^{2,1}	✓				
הולנד ^{2,1}	✓				
הונגריה ^{2,1}					✓
טורקיה ^{2,1}					✓
יוון ^{2,1}					✓
יפן ^{2,1}	✓				
ישראל ^{2,1}	✓				
לוקסמבורג ^{2,1}					✓
לטביה ^{2,1}					✓
מקסיקו ^{2,1}	✓				
נורווגיה ^{2,1}	✓				
ניו זילנד ^{4,1}					✓
סלובניה ¹					✓
סלובקיה ^{2,1}			✓		
ספרד ^{2,1}					✓
פולין ^{2,1}					✓
פורטוגל ^{2,1}					✓
פינלנד ^{2,1}					✓
צ'ילה ^{2,1}					✓
צ'כיה ^{2,1}			✓		
צרפת ^{2,1}					✓
קוריאה ^{2,1}					✓
קנדה ^{2,1}		✓			
שוודיה ^{2,1}		✓			
שווייץ ^{2,1}	✓				
סה"כ	10	3	2	2	3
					15

¹ OECD, Main Economic Indicators, Sources and Definitions, Consumer Price Index (יש ללחוץ על צלמית המידע שליד שם המדינה).

² IMF, Dissemination Standards Bulletin Board

³ הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה של אירלנד, Section 7.3, Consumer Price Index, Introduction of Updated Series

⁴ הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה של ניו זילנד, Home Ownership in the Consumer Price Index

6. סיכום

בעקבות העלייה שחלה בעשור האחרון במחירי הדירות בחנו כיצד היה מתפתח מדד המחירים לצרכן בישראל אילו מדדה הלמ"ס את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים באמצעות מחירי הדירות ולא באמצעות שכר הדירה.

מהבדיקות שערכנו עולה כי כאשר אומדים את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים באמצעות מחירי הדירות, מתקבלת בעשור האחרון אינפלציה גבוהה מזו שנמדדה בפועל; אולם עדיין ניכרת בה מגמת ירידה מ-2011, והאינפלציה בשלוש וחצי השנים האחרונות נעה בדרך כלל מתחת לגבולו התחתון של היעד ובחלק מהתקופה היא אף שלילית. כאשר אומדים את הסעיף באמצעות מחירי הדירות תוך התחשבות בתשואה המשתנה במשך הזמן, מתקבל אומדן קרוב מאוד לאינפלציה בפועל, ובשנים האחרונות מתקבלת אינפלציה שלילית. היות שאנו סבורים כי המדד המשתמש בתשואה משתנה מניב אומדן טוב יותר לסעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים שהיה נמדד בשיטה הישנה, יש מקום להסיק כי השינוי בשיטת המדידה לא השפיע משמעותית על התפתחות האינפלציה הנמדדת במדד המחירים לצרכן. בפרט חשוב לציין כי האינפלציה השלילית ב-2015—2016 הייתה מתקבלת גם ללא השינוי.

נוסף לניתוח זה הצגנו לעיל את השיטות למדידת הסעיף לפי התקינה הסטטיסטית הבין-לאומית וסקרנו את הפרקטיקה במדינות ה-OECD. מצאנו שהפרקטיקה בישראל עומדת בסטנדרטים הבין-לאומיים ומתיישבת עם הפרקטיקה במדינות אחרות שכוללות את הסעיף במדד.

נספח 1: אופן החישוב של מדד המחירים לצרכן הכולל סעיפים חלופיים לסעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים

בחלק 4 השווינו בין מדד הלמ"ס לבין שני מדדים שמודדים אחרת את סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים. חישבנו את המדדים החלופיים בשני שלבים:

1. חישבנו את מדד המחירים לצרכן בניכוי סעיף שירותי הדיור בבעלות הדיירים:

$$CPI_{ex.OOH} = \frac{CPI - CPI_{OOH} \times w_{OOH}}{1 - w_{OOH}}$$

כאשר $CPI_{ex.OOH}$ הוא המדד ללא סעיף שירותי הדיור בבעלות, CPI הוא המדד הכולל שמפרסמת הלמ"ס, CPI_{OOH} הוא סעיף שירותי הדיור בבעלות שמפרסמת הלמ"ס, ו- w_{OOH} הוא המשקל שמעניקה הלמ"ס לסעיף שירותי הדיור בבעלות.

2. חישבנו את הממוצע המשוקלל של המדד החלקי ושל הסעיף החלופי לסעיף שירותי הדיור בבעלות:

$$CPI_{alt} = CPI_{ex.OOH} \times (1 - w_{OOH}) + CPI_{OOH,alt} \times w_{OOH}$$

כאשר CPI_{alt} הוא המדד החלופי הרצוי ו- $CPI_{OOH,alt}$ הוא הסעיף החלופי לסעיף שירותי הדיור בבעלות (המדד ההדוני של הלמ"ס למחירי דירות מוכפל בתשואה האלטרנטיבית, קבועה או משתנה).

בחודש שקודם למועד שבו הלמ"ס מחליפה משקלות (פעם בשנתיים) הוחלפו בסיסי כל המדדים, בדומה לנהוג בלמ"ס. החלפת הבסיסים מונעת מתן משקל יתר לסעיפים שעולים בשיעור גבוה מאחרים.

נספח 2: שימוש בתשואות משוק ההון לאומדן העלות האלטרנטיבית של החזקת דירה

בחלק 4 ראינו ביחס בין שכר דירה למחיר דירה אומדן לתשואה המשתנה, r . בחלק זה נבחן את רגישות האומדן של מדד המחירים לצרכן לשימוש בתשואה משוק ההון. התשואה הרלוונטית היא תשואה ריאלית ארוכת טווח, ובחרנו להשתמש בתשואת פרוורד ל-10 עד 15 שנים של אג"ח ממשלתיות צמודות מדד. איור 2-1 מציג את התפתחות התשואות במשך הזמן. יצוין שהיחס בין שכר דירה למחיר דירה נמדד בתדירות רבעונית, ועל כן באיור הוא קבוע בתוך כל רבעון. ניכר שלשתי התשואות סדרי גודל דומים במשך מרבית התקופה; רק בסופה אין דמיון שכן אז ירדו התשואות בשוקי ההון במדינות המפותחות. עם זאת, תשואת הפרוורד תנודתית בהרבה, והדבר צפוי לזלוג אל האומדנים למדד המחירים לצרכן. למשל, תשואת הפרוורד ירדה מכ-3% בשנת 2014 ל-1% ב-2015, וירידה זו תתרום לסעיף שירותי הדיור בבעלות ירידה של כ-67% ולמדד הכללי – ירידה של כ-13%.

בכדי להחליק את התנודתיות בחרנו להשתמש בממוצעים נעים של תשואת הפרוורד במשך שנה, שנתיים ושלוש שנים. איור 2-2 מציג את האומדנים למדד המחירים לצרכן. מהאיור ניכר כי גם לאחר ההחלקה מתקבלת תנודתיות רבה במדד המחירים לצרכן, במיוחד אחרי 2008. להערכתנו, סביר שהתנודתיות העודפת הייתה פוסלת את השימוש בתשואות משוק ההון לצורך חישוב המדד.



ביבליוגרפיה

- בורק ל', "מדידת שירותי דיור בבעלות הדיירים", הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, יוני 1999.
- שיפר ז', "על סעיף הדיור בבעלות הדיירים במדד המחירים לצרכן", סדרת מאמרים לדיון 95.09, אוקטובר 1995.
- "שנתון סטטיסטי לישראל 2017", פרק 10, עמ' 133—134, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, דצמבר 2017.
- ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat, the World Bank, 2004. "Consumer price index manual: Theory and practice." Geneva, International Labour Office.

האפשרות להגיע לעבודה בתחבורה ציבורית מיישובים שונים בישראל: מדד לנגישות יחסית¹

- כ-60% מהעובדים בישראל מועסקים מחוץ ליישוב מגוריהם. מתוכם שני שלישים מגיעים לעבודה ברכב פרטי, כ-20% מגיעים בתחבורה ציבורית וכ-10% – בהסעה מאורגנת שהמעסיק מספק.
- בין היישובים בישראל קיימים הבדלים בולטים מבחינת האפשרות להגיע למקומות העבודה באמצעות תחבורה ציבורית יחסית לאפשרות להגיע באמצעות רכב פרטי. ניתוח שונות זו בנגישות היחסית יכול לסייע לפתח את התשתיות באופן מאוזן.
- ככל שמתרחקים מהערים המטרופוליניות הנגישות היחסית יורדת.
- ברוב יישובי הפריפריה – ובמיוחד ביישובים הערביים – הנגישות היחסית נמוכה ונובעת ממגבלות ההיצע של שירותי התחבורה. ביישובים יהודיים קטנים בפריפריה הנגישות נמוכה, אך רמתם הסוציו-אקונומית הגבוהה עשויה להעיד כי בהתחשב ברמת התחבורה הציבורית שניתן לספק להם, הנגישות הנמוכה נובעת מכך שהתושבים מעדיפים להשתמש ברכב פרטי. בערים ויישובים חרדיים הנגישות היחסית גבוהה.
- בהרבה יישובים מרקע סוציו-אקונומי נמוך – במיוחד במגזר הערבי – הנגישות היחסית נמוכה ומלווה בהסעות מאורגנות שהמעסיקים מספקים. ההסעות יעילות שכן ניתן לעבור באמצעותן מרחק רב בזמן נתון. אולם בהיעדר חלופות נוצרת בהן תלות, וזו מקטינה את אפשרויות התעסוקה הפתוחות בפני התושבים ויוצרת אצלם תלות במעט מעסיקים.

מבוא

המשק הישראלי סובל מתלות יתר במכוניות פרטיות עקב מגבלות תשתית ותחבורה ציבורית בלתי יעילה. נושא זה עלה לדיון בשנים האחרונות בהקשרים רבים, לרבות העלאת הפריון במגזר העסקי, הרחבת היצע הדיור (השקעה בתשתיות תחבורה תנשיש אזורי דיור מוזלים ותיצור אלטרנטיבה לאזורי הביקוש), הפחתת הצפיפות העירונית והגודש בכבישים, וצמצום בזיהום האוויר².

ניתוחים מקרו-כלכליים בוחנים את הנושא באמצעות היחס בין שיעור המועסקים שמשתמשים בתחבורה ציבורית לשיעור המועסקים שמשתמשים ברכב פרטי. ניתוחים פרטניים יותר, שעניינם פיתוח מערכות תחבורה בנות קיימא, מתמקדים בנתוני GIS ברזולוציות גבוהות ובונים מדדי נגישות רגישים יותר: הם מביאים בחשבון את כיווני הנסיעה ומשכי הנסיעה, מאפייני הדרכים האלטרנטיביות והשונות הגאוגרפית. מדדים אלה יושמו בניתוחי תחבורה אורבנית (Benenson et al., 2010), בהשוואות בין-לאומיות (Kawabata and Shen, 2006), במעקב אחרי שינויים בנגישות (Kwok & Yeh, 2004), בניתוח מתאמים גאוגרפיים בין פערים בנגישות התחבורה הציבורית לבין פערים סוציו-אקונומיים (Vieri & Haddad, 2012), ובדיון בהיבט החברתי של פערי הנגישות הקיימים בין מרכזי הערים לפריפריה מנקודת ראותן של אוכלוסיות ללא גישה לרכב (Currie, 2010).

במחקר זה אנו מחשבים לישראל מדד לאפשרות להגיע למקומות העבודה באמצעות תחבורה ציבורית יחסית לאפשרות להגיע אליהם באמצעות רכב פרטי, בוחנים כיצד נגישות יחסית זו מתפזרת מבחינה גאוגרפית, ומאפיינים את דפוסי השימוש הבולטים שנוצרו. אנו מתחשבים בכיווני נסיעה ובמשכי נסיעה מייצגים ברמת פירוט יישובית, ונתונים אלה לקוחים מהסקר החברתי שערכה הלמ"ס לשנים 2014–2016.

כתבו: טניה סוחוי ויותם סופר.

¹ למחקר זה תרמו רבות – בייעוץ, הכוונה והספקת נתונים – דן רדר (חברת הייעוץ ADALYA), שרית לוי (משרד התחבורה), לאוניד חייפיץ (יועץ לתכנון תחבורה ומודלים), פרופ' שלמה בכור (הטכניון), ונורית דבורין ושלומית דרור-כהן (הלמ"ס, הסקר החברתי); תודה מיוחדת לאיל ארגוב, עדי פינקלשטיין וטל סידו (בנק ישראל) על עזרתם בעריכה ובפיתוח קודים.

² מרכז המחקר והמידע של הכנסת (2009), התחבורה הציבורית בישראל – תמונת מצב ודרכים לעידודה; OECD Economic Survey, 2014, עמוד 31; OECD Economic Survey 2016, עמוד 27; בנק ישראל (2018), דין וחשבון לשנת 2017, פרק ב'.

לוח 1 מציג כיצד המועסקים בישראל מתפלגים לפי דרכי הגעתם לעבודה ומהם משכי ההגעה הממוצעים, והוא מבוסס על הסקר החברתי לשנת 2016.

לוח 1						
התפלגות המועסקים לפי דרכי ההגעה לעבודה ומשכי ההגעה הממוצעים						
שיעור המועסקים המשתמשים בדרך ההגעה ¹ (%) מכלל המועסקים			משכי ההגעה (דקות) ²			דרך ההגעה לעבודה
סה"כ	בתוך היישוב	מחוץ ליישוב	סה"כ	בתוך היישוב	מחוץ ליישוב	
60.7	21.7	39.0	26.4	13.9	33.3	רכב פרטי
			[12.3]	[10.9]	[12.5]	
17.5	7.8	9.8	41.7	27.6	53.1	אוטובוס
			[15.0]	[13.0]	[13.0]	
3.4	0.3	3.1	65.9	31.4	68.8	רכבת
			[13.0]	[12.5]	[12.9]	
7.8	1.7	6.0	36.2	15.9	41.8	הסעה מאורגנת שמספק המעסיק
			[12.7]	[11.3]	[12.7]	
1.7	1.3	0.3	13.5	11.8	20.1	אופניים
			[3.7]	[3.0]	[3.8]	
7.6	7.2	0.4	11.2	10.8	18.5	רגלית
			[3.2]	[3.0]	[3.5]	
1.3	0.6	0.7	31.3	22.8	37.7	אחר
			[13.6]	[9.6]	[14.6]	

¹ מתוך כלל המועסקים שדיווחו על דרך הגעתם למקום העבודה וללא אלה שדיווחו כי הם עובדים מהבית.

² משכי הנסיעה הממוצעים מחושבים על בסיס דגימות של משכי הנסיעה מתוך טווחי הזמנים שהופיעו בשאלון הסקר, בהנחה שמשכי הנסיעה בכל טווח מתפלגים באופן אחיד. בסוגריים מרובעים – סטיות התקן המחושבות בשיטת ה-bootstrap.

המקור: הסקר החברתי לשנת 2016, Google Maps ועיבודי בנק ישראל.

לוח 2 משלים את לוח 1 ומציג את אומדני המרחק שעוברים המועסקים בדרך למקום העבודה; כדי לחשב אותם דלינו מ-Google Maps את המרחקים בין מרכז יישוב המוצא למרכז יישוב היעד של כל נסקר בסקר החברתי לשנת 2016. כפי שמראה פאנל א', המועסקים נוסעים למרחק ממוצע דומה – 18–19 ק"מ – בין שהם משתמשים ברכב פרטי ובין שהם משתמשים בתחבורה ציבורית. אולם במסגרת זמן נתונה (פאנל ב'), למשל חצי שעה, קיימים הבדלים: ברכב פרטי נוסעים למרחקים גדולים יותר. עוד עולה מהלוח כי בממוצע, מועסקים משתמשים בהסעות מאורגנות נוסעים בזמן נתון למרחקים גדולים יותר מאשר מועסקים משתמשים ברכב פרטי ובתחבורה ציבורית. פאנל ג' מלמד כי ההסעות למרחקים גדולים מרוכזות בכמה יישובים ואלה גם מתאפיינים בשיעור שימוש גבוה בהן. הניתוח בהמשך מראה כי שימוש כזה אופייני מאוד ליישובי פריפריה שרמתם הסוציו-אקונומית נמוכה והם סובלים במיוחד ממחסור בתחבורה ציבורית.

לוח 2 המרחק הממוצע (בק"מ)¹ שמועסק בישראל עובר בדרך לעבודה לפי אמצעי ההגעה העיקרי			
פאנל א': המרחק הממוצע, סה"כ ולפי מגדר			
אמצעי ההגעה ²	סה"כ	גברים	נשים
רכב פרטי	17.7	18.4	16.9
	[1.5]	[1.6]	[1.2]
תחבורה ציבורית (אוטובוס)	18.7	21.3	18.2
	[1.6]	[1.7]	[1.5]
הסעה מאורגנת	24.5	28.3	23.0
	[1.6]	[1.7]	[1.3]
פאנל ב': המרחק הממוצע, במסגרת זמן נתונה			
אמצעי ההגעה	עד 30 דק'	עד 60 דק'	עד 90 דק'
רכב פרטי	11.3	18.7	21.7
	[1.2]	[1.3]	[1.4]
תחבורה ציבורית (אוטובוס)	7.3	15.7	19.6
	[1.1]	[1.3]	[1.4]
הסעה מאורגנת	10.0	24.1	29.6
	[1.2]	[1.5]	[1.6]
פאנל ג': המרחק הממוצע שנוסעים בהסעות מאורגנות לפי שיעור המשתמשים בהן ביישוב			
שיעור המשתמשים (מכלל המדווחים ביישוב)			
עד 2%	[7.6]	19.3	
2%-14%	[6.3]	19.5	
14%-32%	[8.6]	24.7	
> 32%	[10.0]	37.0	
¹ בסוגריים מרובעים – סטיות התקן של המרחקים הממוצעים. ² חלק מהנסקרים השיבו כי הם מגיעים לעבודה ברגל, באופניים או בדרך אחרת. במקרים אלה אי-אפשר לחשב מרחקים באמצעות Google Maps משום שאין נתונים על נקודות המוצא והיעד בתוך היישובים. המקור: הסקר החברתי לשנת 2016, Google Maps ועיבודי בנק ישראל.			

מדד לנגישות היחסית: האפשרות להגיע לעבודה בתחבורה ציבורית יחסית לאפשרות להגיע ברכב פרטי

הנגישות ביישובים אינדיווידואליים

מדדי הנגישות בספרות מתבססים על מרחקי הנסיעה או על משכי הנסיעה. אנו נתבסס על משכי הנסיעה (שדווחו בסקר) שכן המרחקים בין מרכזי יישובים עלולים ליצור אומדני חסר לפערי הנגישות כי הם אינם משקפים את השונויות בתוך היישובים³ ובמאפייני הדרך (למשל קצב ההליכה, משך היציאה מהחניה בבית ומשך הכניסה לחניה ביעד); משכי הנסיעה המדווחים לעומת זאת מאפשרים להתחשב במרכיבים בלתי נצפים כגון משך הגישה לתחנת תחבורה/ חניית הרכב, משך ההמתנה לאמצעי התחבורה, שעות היציאה לעבודה והזמן שמפסידים בפקקים. אולם

³ למשל, ייתכן כי פרטים שבחרים לעבוד ביישוב שכן גם מתגוררים בגבול בינו לבין יישוב המגורים.

בשל מגבלת הנתונים המדדים בעבודה זו משקפים רק את הנגישות בקרב המועסקים בפועל ולא את משכי הנסיעה הפוטנציאליים של, למשל, אלה שוויתרו על עבודה ביישוב אחר עקב נגישות נמוכה.

על מנת לכמת את הנגישות היחסית ביישוב מסוים חישובנו את היחס בין (1) מספר מקומות העבודה שניתן להגיע אליהם ממנו באמצעות תחבורה ציבורית תוך זמן סביר⁴ לבין (2) מספר המקומות שניתן להגיע אליהם ממנו באמצעות רכב פרטי תוך זמן סביר. אמדנו את היקפי התעסוקה הפוטנציאליים בכל יישוב מוצא על בסיס ההתפלגות בפועל של יעדי הנסיעה לעבודה ברכב פרטי ובתחבורה ציבורית, ואת היעדים אספנו מדיווחי המדגם המייצג בסקר החברתי. את היקפי התעסוקה ביישובי היעד שקללנו על בסיס ההסתברויות שאכן ייסעו אליהם, הסתברויות שיוודות עם העלייה במשך הנסיעה⁵. ככל שערך המדד יורד כך יורד מספר מקומות העבודה שניתן להגיע אליהם באמצעות תחבורה ציבורית יחסית למספר המקומות שניתן להגיע אליהם באמצעות רכב פרטי. לשם המחשה, אם הנגישות היחסית ביישוב מסוים עומדת על 0.1, אזי מספר מקומות העבודה (המשוקלל) שתושביו יכולים להגיע אליהם בתחבורה ציבורית תוך זמן סביר עומד על עשירית ממספר המקומות שהם יכולים להגיע אליהם ברכב פרטי; אם הנגישות היחסית עומדת על 1, מספרי המקומות שווים.

השימוש במדד יחסי, להבדיל מאבסולוטי, מאפשר לפקח על מיקום היישוב: לתושב ביישוב מרוחק יש ככל הנראה מעט אפשרויות תעסוקה, אך הבחינה היחסית מתמקדת באפשרויות התעסוקה שהתחבורה הציבורית מעניקה בהינתן המיקום הגאוגרפי.

על מנת לאפיין את נגישות התחבורה הציבורית ביישוב מוצא i אנו משתמשים בהתפלגות של יישובי היעד שאליהם נוסעים ממנו בפועל בתחבורה ציבורית, במשכי הנסיעה ובמספר מקומות העבודה ביישובי היעד. לשם כך אנו מסתמכים על מידע מהמדגם המייצג בסקר החברתי לשנים 2014, 2015 ו-2016. אנו מתייחסים רק ליישובי מוצא שנדגמו מהם לפחות חמישה תושבים שנוסעים לעבודה ברכב פרטי, תחבורה ציבורית או הסעה מאורגנת שמספק המעסיק. מאחר שהמדגם מוגבל בגודלו, גם כשמחברים את הנתונים משלושת הסקרים נותרים עם 350 יישובים מתוך 1,215 היישובים בארץ, אך אלו כוללים 92% מהאוכלוסייה. אולם גם ב-350 יישובים אלה קיימת בעיה סטטיסטית עקב חוסר ייצוג ביישובים קטנים, והדבר עלול לייצר ליישובים הקטנים מדדים בלתי אמינים. לכן בהמשך אנו עוברים מדיון ביישובים אינדיווידואליים לדיון בהקבצות יישובים, היות שמספר התצפיות בהקבצות גדול בהרבה⁶. פירוט החישוב מופיע בנספח. מהחישוב עולה בין היתר שתוספת נתונה למשך הנסיעה מיישוב מוצא ליישוב יעד בתחבורה ציבורית, למשל חצי שעה, מפחיתה את ההסתברות לנסוע בתחבורה הציבורית יותר מכפי שאותה תוספת לנסיעה ברכב פרטי מפחיתה את ההסתברות לנסוע ברכב פרטי, וזאת באופן מובהק סטטיסטית ומשמעותי כמותית.

כדאי להעיר שהמדד אינו מתמקד בשאלה מהו משך הזמן שלוקח להגיע למקום עבודה מסוים בתחבורה ציבורית יחסית למשך הזמן שלוקח להגיע אליו ברכב פרטי. הוא מאפשר לבטא נגישות יחסית גבוהה כשהתחבורה הציבורית מאפשרת להגיע למקומות עבודה רבים, אף אם אלה שונים ממקומות העבודה שמקובל לנסוע אליהם ברכב פרטי.

לוח 3 מציג את התפלגות המועסקים בארץ לפי טווחים של הנגישות היחסית, והוא משקף שונות משמעותית בין היישובים; איור 1 מציג את הפיזור הגאוגרפי על גבי מפה, וזו מבליטה כי היישובים המתאפיינים בנגישות נמוכה

⁴ היישובים שזמן הנסיעה אליהם נבחן מכל יישוב מוצא, ומשכי הנסיעה בכל אמצעי תחבורה, נדגמו על סמך נתוני הסקר החברתי. בהמשך ובנספח 1 אנו מסבירים כיצד חישובנו את המידה שבה משך הנסיעה משפיע על ההסתברות לעבוד ביישוב מסוים.

⁵ ראו למשל (Levinson (1998), Simma & Axhausen K. W. (2003). שיטה זו מבוססת למעשה על אמידת ההסתברות של הפרט (המועסק) לנסוע מיישוב המוצא ליישוב היעד, ואנו משתמשים בה כדי לקבל תמונה כלל-ארצית. השיטה אינה משמשת מתכני תחבורה באזור ספציפי. ראו

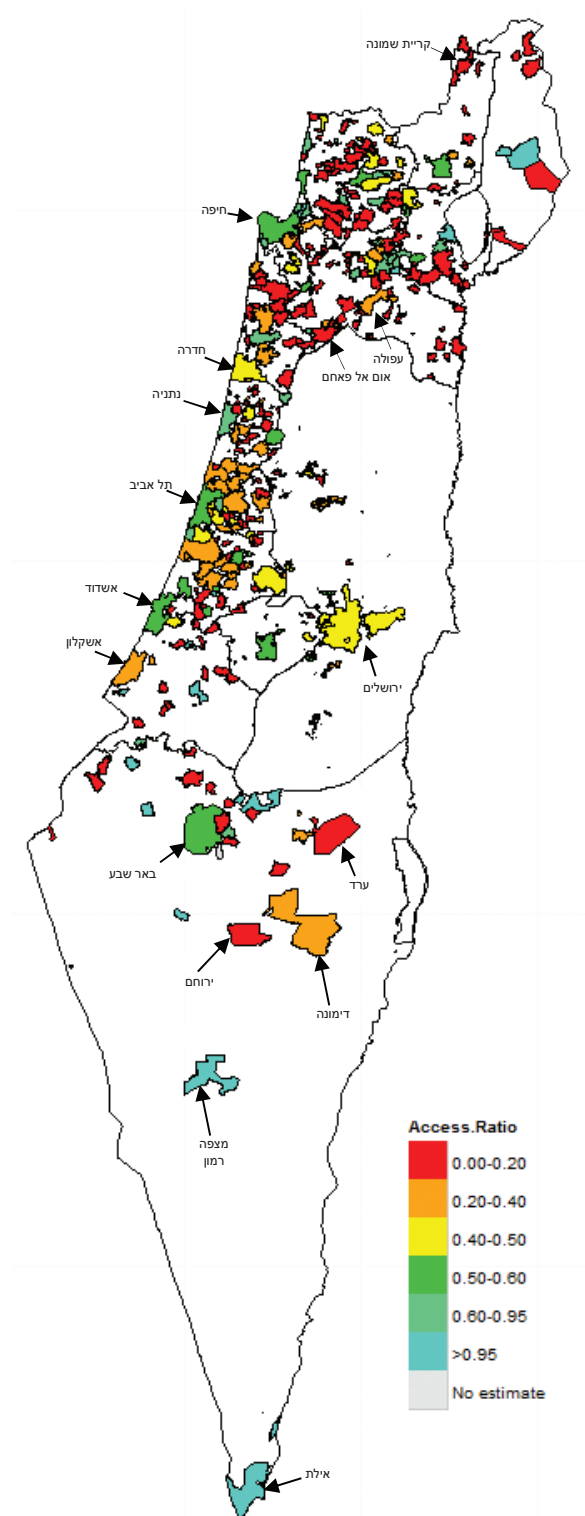
Cambridge Systematics (2008), Tel Aviv Activity Schedule Travel Demand System: A Tour-Based Approach, prepared for Israel Ministry of Transport.

⁶ החישובים לגבי ההקבצות נערכו על סמך כלל התצפיות בהם, ולא על סמך ממוצע הערכים של היישובים הבודדים.

לוח 3 התפלגות המועסקים לפי טווחים של ערכי המדד לנגישות היחסית¹		
הטווח של ערכי המדד	מספר היישובים	שיעור המועסקים (%)
0.00-0.10	55	5.5
0.10-0.20	20	4.4
0.20-0.30	31	7.6
0.30-0.40	25	15.1
0.40-0.50	25	21.3
0.50-0.60	25	19.1
0.60-0.80	23	9.8
0.80-1.00	7	1.4
>1	18	3.0
רק רכב פרטי	120	4.5
ללא אומדן	866	8.2
¹ כאמור, חישבנו את המדד רק על בסיס יישובי מוצא שנדגמו מהם לפחות חמישה תושבים שנוסעים לעבודה בתחבורה ציבורית או ברכב פרטי (ללא הולכי רגל ורוכבי אופניים). עקב סינון זה, וגם משום שיישובים רבים לא נדגמו בסקר, האומדנים שלנו כוללים רק 350 מתוך 1,215 היישובים בארץ, אך אלו מייצגים כ-92% מכלל האוכלוסייה. המקור: הסקר החברתי שערכה הלמ"ס ל-2014—2016 ועיבודי בנק ישראל.		

מרוכזים בפריפריה ובשולי גוש דן. על פי חישוב זה הנגישות היחסית של התחבורה הציבורית אינה עולה על 0.5 בקרב 60.4% מהמועסקים בארץ. נציין כי על פי הממצאים בספרות, הסקלה של מדדי הנגישות רגישה כנראה לפירוט הנתונים; פערי הנגישות גדלים ככל שגדלים הרזולוציה הגאוגרפית ומאפייני הנסיעה שמביאים בחשבון (למשל שעות שיא וחיבורים ומעברים בין סוגי תחבורה ציבורית; ראו Benenson et al., 2010).

איור 1. הפיזור הגאוגרפי של מדד הנגישות היחסית



המקור: הסקר החברתי שערכה הלמ"ס לשנים 2014—2016

הנגישות בהקבצות יישובים: דפוסים בולטים

הניתוח ההשוואתי שהצגנו עד כה התעלם מההסעות המאורגנות שמספקים המעסיקים, אולם בחלק מהיישובים השימוש בהן עולה על השימוש בתחבורה ציבורית. על מנת לזהות דפוסי שימוש בולטים בהתייחס לשתי צורות התחבורה חילקנו את אוכלוסיית המועסקים לשלושה חלקים שווים (משוקללים לפי גודל היישובים) לפי מדד הנגישות היחסית לתחבורה הציבורית (0.296—0, 0.296—0.509, ומעל 0.509) ולפי החלק שהמשתמשים בהסעות המאורגנות מהווים מכלל העובדים ביישוב (0%—2%, 2%—7%, ולמעלה מ-7%).

מכך מצטיירים חמישה דפוסים (בסוגריים – שיעור המועסקים השייכים לכל קבוצה):

None (19.7%) – יישובים שמדדי הנגישות היחסית אצלם נמוכים מ-0.296 ושיעור השימוש בהסעות מאורגנות נמוך מ-2%. בקבוצה זו נוסעים למקום העבודה בעיקר ברכב פרטי, בעיקר אל מחוץ ליישוב;

Shuttle (11.2%) – יישובים שמדד הנגישות היחסית אצלם נמוך מ-0.296 והשימוש בהסעות מאורגנות עולה על 7%. שילוב זה מצביע על האפשרות שלמעסיקים המספקים את ההסעות יש כוח שוק, והוא נובע בין היתר מתחבורה ציבורית בלתי יעילה;

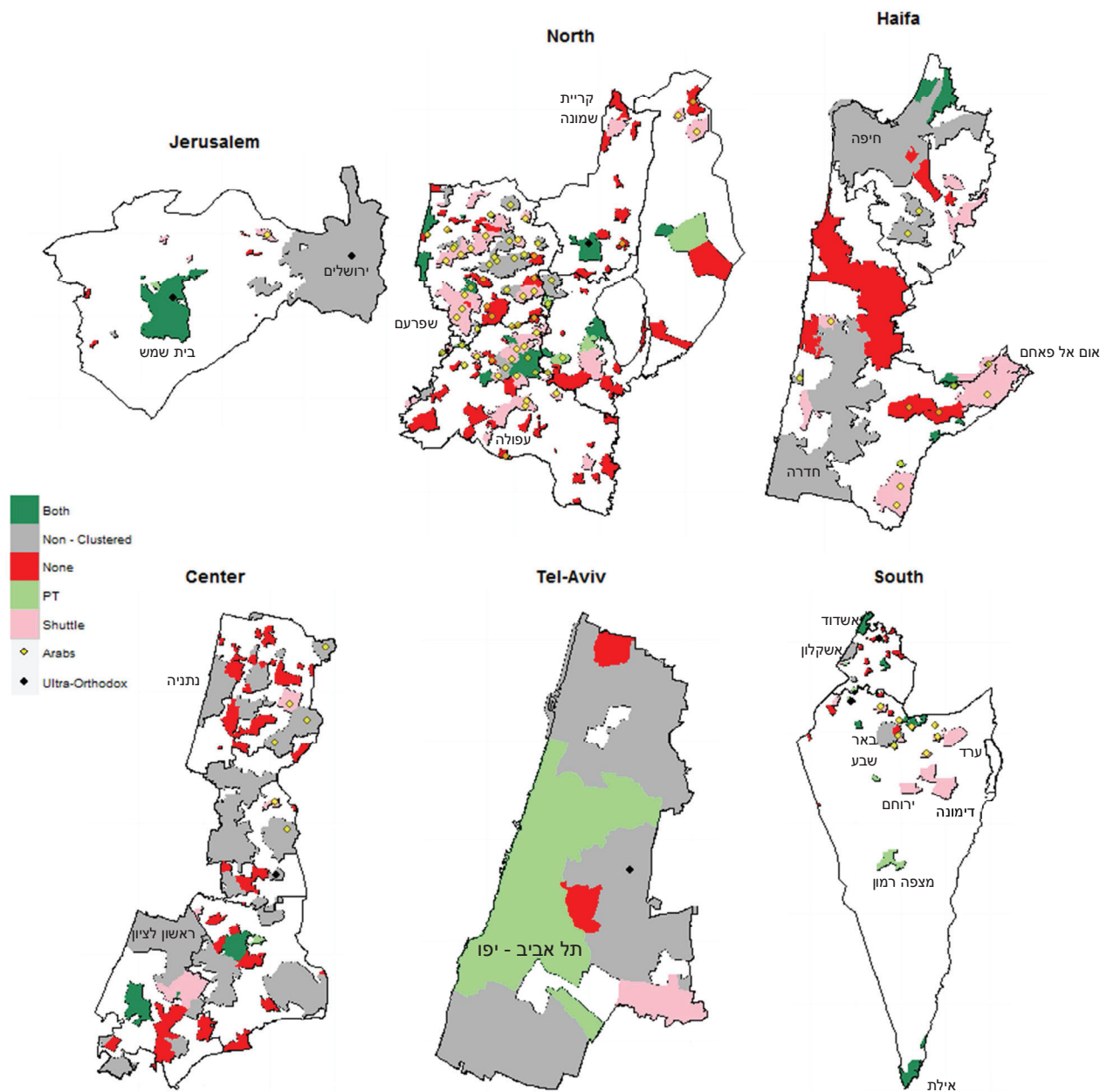
PT (9.2%) – יישובים שמדד הנגישות היחסית אצלם גבוה מ-0.509 והשימוש בהסעות מאורגנות אינו עולה על 2%;

Both (12%) – יישובים שמדד הנגישות היחסית אצלם גבוה מ-0.509 והשימוש בהסעות עולה על 7%. שילוב זה מצביע על קיומן של חלופות להסעות המעסיקים;

Non-clustered (48%) – שאר היישובים.

איור 2 מציג את חמשת הדפוסים לפי מחוזות. כפי שניתן לראות, לדפוס *Shuttle* ייצוג גבוה ביישובים ערביים (במיוחד במחוז הצפון) ולדפוס *None* ייצוג גבוה ביישובים יהודיים (לא-חרדיים) קטנים. לוח 5 מציג תופעות אלה באופן כמותי.

איור 2. דפוסי הנגישות היחסית והשימוש בהסעות לפי מחוזות



לוח 4 מציג אינדיקטורים נוספים, ופרט לפרופיל הנסיעה (השאלה אם המועסקים עובדים ביישוב מגוריהם או מחוץ לו) כולם מחושבים לגבי כלל התושבים ביישובים השייכים לדפוסים שהגדרנו לעיל. אלו מאפיינים את היישובים מבחינת ההיצע של שירותי התחבורה (מספר תחנות האוטובוס לשטח, הגישה לאוטובוס ולרכבת, שביעות הרצון מהתחבורה הציבורית⁷), רמת החיים והמצב הכלכלי (שיעור משקי הבית שהכנסתם גבוהה מ-4,000 ש"ח לנפש ושביעות הרצון מאזור המגורים).

⁷ הנסקרים התבקשו לדרג באיזו מידה הם מסכימים עם המשפט "אכן ניתן להגיע בתחבורה ציבורית תוך זמן סביר ממקום מגוריי למקום היעד" בסולם שערכיו נעים בין 1 ל-4. בדקנו איזה שיעור מהם העניק את הציון הגבוה ביותר.

לוח 4 דפוסי ההגעה לעבודה על פי פרופיל הנסיעות, הרמה הסוציו-אקונומית¹ והתשתית ביישובים								
מספר תחנות האוטובוס ⁴ (מנורמל בשטח היישוב)	שיעור משקי הבית שהכנסתם לנפש גבוהה מ-4,000 ש"ח ¹ (%)	מידות שביעות הרצון ² של כלל הנסקרים מ: (% מכלל המשיבים ביישוב)				שיעור המועסקים ביישוב מגוריהם (%)	שיעור המועסקים בקרב הנסקרים בגילים 25—65 (%)	דפוס ההגעה לעבודה ³
		הקרבה לתחנת אוטובוס	הקרבה לתחנת רכבת	אזור מגורים	יעילות התחבורה הציבורית ביישוב			
6.1	44.8	7.9	6.7	90.1	2.3	22.9	80.1	None (19.7)
25.5	47.8	30.0	10.8	91.2	10.2	57.4	82.9	PT (9.2)
8.5	20.1	13.3	3.8	78.2	7.4	33.8	63.9	Shuttle (11.2)
11.2	22.7	21.1	7.1	77.5	7.7	53.7	70.4	Both (12)
11.1	38.7	24.0	9.0	84.6	9.4	39.7	78.7	Non-clustered (48)
11.4	29.9	21.2	8.0	83.7	8.9	41.0	75.9	סה"כ

¹ המדד החברתי-כלכלי הרשמי של הלמ"ס אינו זמין לגבי חלק מהיישובים שנסקרו, ולכן אנו משתמשים בשיעור משקי הבית שהכנסתם לנפש גבוהה מ-4,000 ש"ח – קטגוריית ההכנסה הגבוהה בשאלוני הסקר.

² שביעות הרצון מיעילות התחבורה ביישוב ובסביבת המגורים מתייחסת לכלל הנסקרים (ולא רק למועסקים), והיא מחושבת על בסיס שיעור המעידים על הדרגה הגבוהה ביותר מתוך 4.

³ בסוגריים – שיעור המועסקים המתגוררים ביישובים עם דפוס זה.

⁴ מחושב על בסיס הנתונים שמשרד התחבורה מספק לגבי האוטובוסים ביישובים.

המקור: הסקר החברתי לשנת 2015 ועיבודי בנק ישראל.

לוח 4 מראה שבקבוצות ה-None וה-Shuttle רבים נוסעים אל מחוץ ליישוב (כ-77% ו-66%, בהתאמה) והיישובים מתאפיינים בשירותי תחבורה ציבורית שרמתם נמוכה יחסית (על פי מספר תחנות האוטובוס ליחידת שטח, הגישה לאוטובוס ולרכבת ומדד היעילות). ואולם קבוצות אלה שונות במאפייניהן הסוציו-אקונומיים. קבוצת ה-None כוללת ברובה יישובים יהודיים (לא-חרדיים) קטנים שמעמדם הסוציו-אקונומי גבוה⁸ (על פי שביעות הרצון מהאזור ושיעור משקי הבית שהכנסתם לנפש גבוהה מ-4,000 ש"ח), והשימוש המועט בתחבורה הציבורית עשוי לשקף את העדפות הצרכנים. בניגוד לכך, מדדי הנגישות הנמוכים בקבוצת ה-Shuttle משקפים ככל הנראה תחבורה ציבורית מוגבלת. לכן סביר לשער כי ההסעות המאורגנות מחליפות אותה, כלומר המעסיקים נוטלים על עצמם את האחריות להספקת תחבורה לעובדיהם.

היישובים בקבוצת ה-PT מתאפיינים ברמה סוציו-אקונומית ובהיצע תחבורה גבוהים מהממוצע. לוח 4 מלמד כי הם מתאפיינים גם בכך ששיעור גבוה מהמועסקים עובדים בתוך היישוב. בקבוצת ה-Both המדדים הסוציו-אקונומיים נמוכים וקיים ייצוג יתר למועסקים חרדים (10.5%, בשעה שהממוצע עומד על 7.5%; הנתון אינו מוצג בלוח).

לוח 5 מראה כיצד דפוסי ההגעה לעבודה מתפלגים לפי אזורים גאוגרפיים. פאנלים א' וב' מלמדים כי מדד הנגישות היחסית בערי הגלעין המטרופוליניות (0.4—0.8) גבוה מאשר בערי הלוויין⁹ (0.3—0.5), תופעה מוכרת היטב ממחקרים בתחום הגאוגרפיה התחבורתית. עוד ניתן לראות כי ערי הלוויין של חיפה וירושלים מתאפיינות בשימוש גבוה בהסעות מאורגנות (11.1% ו-7.4%, בהתאמה).

⁸ לוח 5 מפרט ומראה כי הקבוצה כוללת גם יישובים ערביים (14.4% מאוכלוסיית היישובים בקבוצה). אלה מתאפיינים ברמה סוציו-אקונומית נמוכה, ו-12 מתוכם נמצאים במחוז צפון.

⁹ על פי הגדרות הלמ"ס.

לוח 5			
דפוסי ההגעה לעבודה לפי אזורים			
הקבצת היישובים	ממד הנגישות היחסית הממוצע	דפוסי ההגעה האופייניים	הייצוג של דפוסי ההגעה ¹ בהקבצת היישובים
פאנל א': מטרופולינים וערים גדולות			
ירושלים חיפה תל אביב באר שבע	PT	0.50	לא רלוונטי
		0.59	
		0.54	
		0.50	
ראשון לציון פתח תקווה אשדוד נתניה	Both	0.39	לא רלוונטי
		0.36	
		0.59	
		0.76	
פאנל ב': ערי לוויין ²			
אזור תל אביב	Shuttle	0.39	4.1%
			6.7%
אזור ירושלים	Both	0.28	31.6%
	None		22.2%
	Shuttle		9.1%
אזור חיפה	Both	0.49	26.9%
	Shuttle		9.0%
	None		4.9%
פאנל ג': ערי פריפריה			
יישובים יהודיים בפריפריה שיש בהם 20—100 אלף תושבים ושיעור החרדים נמוך מ-10%	Both	0.36	19.90%
	Shuttle		16.20%
	None		2.90%
יישובים ערביים	Shuttle	0.25	48.8%
	None		14.0%
	PT		4.5%
	Both		2.6%
יישובים יהודיים לא-חרדיים קטנים (עד 20,000 תושבים, שיעור החרדים נמוך מ-10%)	None	0.21	66.6%
	PT		8.5%
	Shuttle		7.7%
	Both		2.6%
פאנל ד': ערים ויישובים חרדיים			
9 ערים ויישובים ששיעור החרדים בהם גבוה מ-25%	Both	0.60	48.7%
	PT		8.2%
	None		1.2%
¹ במנחי שיעור המועסקים שמתגוררים ביישובי ההקבצה; הדפוס Non-clustered אינו מוצג והוא משלים ל-100% בהקבצה.			
² לפי הגדרת הלמ"ס ל"ערי לוויין" בקובץ "מטרופולינים בישראל".			
המקור: הסקר החברתי שערכה הלמ"ס ל-2014 עד 2016 ועיבודי בנק ישראל.			

¹ במדווחי שיעור המועסקים שמתגוררים ביישובי ההקבצה; הדפוס Non-clustered אינו מוצג והוא משלים ל-100% בהקבצה.

² לפי הגדרת הלמ"ס ל"ערי לוויין" בקובץ "מטרופוליטנים בישראל".

המקור: הסקר החברתי שערכה הלמ"ס ל-2014 עד 2016 ועיבודי בנק ישראל.

ברחבי הפריפריה הנגישות היחסית נמוכה. במחוז הצפון היא מגיעה ל-0.26 בממוצע; כמחצית מהישובים כאן ערביים (61 מתוך 128) ונגישותם היחסית עומדת בממוצע על 0.23 בלבד. לעומת זאת, שיעורי השימוש בהסעות מעסיקים באזור גבוהים במיוחד: 16.7% בממוצע ו-18.2% ביישובים ערביים. במחוז חיפה בולטים יישובי ואדי ערה: שם הנגישות היחסית נמוכה ביותר ומלווה בשימוש אינטנסיבי בהסעות למקום העבודה. גם באזור הנגב דפוס ה-Shuttle שכיח במיוחד.

פאנל ג' מלמד כי ביישובים הערביים הנגישות היחסית נמוכה (0.25 בממוצע), וכמחציתם (48.8%) מתאפיינים בדפוס הגעה שיש בו דומיננטיות להסעות המעסיקים. איורים 1 ו-2 ממחישים כי יישובי המגזר סובלים מנגישות יחסית נמוכה ביותר בכל המחוזות.

פאנל ד' מלמד כי מדדי הנגישות נמוכים במיוחד (0.21 בממוצע) ביישובים יהודיים (לא-חרדיים) קטנים שמתאפיינים בדפוס None (הדפוס הרווח ביישובים המאכלסים 67% מהתושבים ביישובים כאלה). כפי שמראה לוח 4, יישובים אלה מתאפיינים ברובם ברמת חיים גבוהה ובשביעות רצון מאזור המגורים, ולכן ניתן להעריך כי השימוש הנמוך בתחבורה ציבורית נובע מהעדפות הצרכנים יותר מאשר ממחסור בתשתיות. במילים אחרות, בהינתן גודל היישובים ומיקומם, רמת השירות שניתן לספק להם בעלות סבירה נמוכה במידה רבה מהרמה שתגרום לתושבים בעלי הכנסה גבוהה להשתמש בו בהיקף משמעותי.

הממצאים מלמדים כי ביישובי הפריפריה הגאוגרפית, ובעיקר במחוזות הצפון והדרום, קיימת תלות ניכרת בשירותי ההסעות שמספקים המעסיקים הגדולים. השתחררות מהתלות, באמצעות פיתוח מערכת תחבורה ציבורית יעילה באזורים אלו, תרחיב בטווחים הבינוניים והרחוק את אפשרויות התעסוקה של העובדים בפריפריה ותסייע להפחית את תלותם במעסיקים הגדולים בסביבתם. מאידך גיסא כדאי להעיר כי להסעות המעסיקים יש יתרונות הודות ליעילותן במונחי מרחק, משכי הנסיעה והעלות למשתמשים. יתרון נוסף נעוץ בכך שהרשויות יכולות לשתף פעולה עם המעסיקים במטרה לנהל את הביקוש לתחבורה הציבורית, כפי שעושים במטרופולינים שונות בעולם¹⁰.

הממצא שביישובים הערביים קיים מערך הסעות נרחב מחליש את הטענה שקשה לספק להם תחבורה ציבורית אפקטיבית עקב התכנון האורבני והמבנה הטופוגרפי האופייני להם. יש מקום להעמיק את ההיכרות עם מערך ההסעות שכן הדבר יוכל לסייע לתכנן ליישובים הערביים תחבורה ציבורית אפקטיבית תוך איזון בין צורכי התעסוקה הנוכחיים לבין הרצון להרחיב את אפשרויות התעסוקה.

¹⁰ לדוגמה, במדינת וושינגטון שבארה"ב נחקק ב-1991 חוק שעוסק בניהול הביקוש לתחבורה, וסעיף 13 בו מפרט דרישות שונות כלפי מעסיקים.

<http://lawfilesext.leg.wa.gov/biennium/1991-92/Pdf/Bills/Session%20Laws/House/1671-S2.SL.pdf?cite=1991%20c%20202%20%C2%A7%2010>.

ביבליוגרפיה

- Alistair C. F., Stuart L. B., Richard J. Dawson, Philip James (2015) Transport Accessibility Analysis Using GIS: Assessing Sustainable Transport in London - ISPRS International Journal of Geo-Information ISSN 2220-9964, 2015, 4, 124-149
- Benenson I., Martens K., Rofe Y., Kwartler A. (2010) "Public transport versus private car GIS-based estimation of accessibility applied to the Tel Aviv metropolitan area" – URL: <https://rd.springer.com/article/10.1007/s00168-010-0392-6#>
- Buehler R. (2011) Determinants of transport mode choice: a comparison of Germany and the USA - Journal of Transport Geography, 19 (2011), 644-657
- Currie G. (2010) "Quantifying special gaps in public transport supply based on social needs" – Journal of Transport Geography, 18(2010), 31-41
- Kawabata M., Shen Q. (2006) Job accessibility as an indicator of auto-oriented urban structure: a comparison of Boston and Los Angeles with Tokio. – Environ Plan B Plan Des 33(1): 115-130
- Kwok R., Yeh A. (2004) The use of modal accessibility as an indicator for sustainable transport development. – Environ Plan A 36(5), 921-936
- Levinson D.M. (1998) "Accessibility and the journey to work" – Journal of Transport Geography, Vol.6, No 1, pp. 1-21, 1998
- Simma A. and Axhausen K.W. (2003) "Interactions between Travel Behavior, Accessibility and Personal Characteristics: The Case of Upper Austria" – EJTIR, 3, no 2(2003), p.p.179-197
- Vieira R.S. and Haddad E.A. (2012) An Accessibility Index for the Metropolitan Region of Sao Paulo In: Karima Kourtiti, Peter Nijkamp, Roger R. Stough. (Org.). The Rise of the City: Spatial Dynamics in the Urban Century. 1ed. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited, 2015, v. 1, p. 242-258

נספח: הסבר החישוב של מדד הנגישות היחסית

משוואה 1 מראה כיצד חישובנו את רמת הנגישות של אמצעי תחבורה נתון ביישוב i (הפרמטר mode בנוסחה

שלמטה יכול לייצג תחבורה ציבורית $A_i^{(PT)}$ או רכב פרטי $A_i^{(car)}$):

$$A_i^{(mode)} = \sum_{j \in D^{(mode)}} L_j f^{(mode)}(t_{ij}) \quad (1)$$

כאשר

$A_i^{(mode)}$ – רמת הנגישות של התחבורה הציבורית (mode=PT) והרכב הפרטי ביישוב i (mode=car);

L_j – מספר המועסקים הכללי ביישוב היעד j , מבטא את מספר מקומות העבודה הפוטנציאליים בו;

$D^{(mode)}$ – מגדיר את קבוצת היישובים שיכולים לשמש ל- i יישובי יעד ואת אופן ההגעה;

$f(t_{ij})$ – המשקל שניתן ליישוב j כפונקציה של משך הנסיעה מ- i אליו.

הפונקציה $f(t)$ מבטאת את ההסתברות לנסוע מיישוב i לעבודה ביישוב j (כפונקציית דעיכה יורדת של זמן

הנסיעה t_{ij}). אנו ננסח פונקציה זו כ- $f(t) = \exp(\alpha t)$, ונאמוד את הפרמטר $\alpha < 0$ באמצעות משוואות גרביטציה

$$\ln(M_{ij}) = c + \ln(Pop_i) + \ln(Pop_j) + \alpha \ln(\bar{t}_{ij}) + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

תוך הפרדה בין תחבורה ציבורית ורכב פרטי, מתוך הנחה שהפרמטר mode משתנה לפי אמצעי התחבורה (השמטנו את הפרמטר מנוסחה (2), לשם הפשטות)¹¹:

כאשר

M_{ij} – מספר הנוסעים מיישוב i ליישוב j (על פי הסקר);

Pop_i, Pop_j – גודליהם של יישובי המוצא והיעד (על פי נתוני אוכלוסייה מנהליים);

$\bar{t}_{ij}$ – משך הנסיעה הממוצע (משוקלל לפי משקלות הסקר) מיישוב i ליישוב j ;

c, α – פרמטרים לאמידה סטטיסטית;

¹¹ ניתן לקבוע פרמטר זה גם באמצעות קליברציה, כפי שנעשה במחקר על מערכי התחבורה בסן פאולו (Vieri & Haddad, 2012). במחקר זה נקבע כי $\alpha = -0.01154$ על מנת להבטיח שמשכי נסיעה בני 0 דקות ושעתיים מקבלים בשקלול, בהתאמה, את המשקלים 1 ו-0.25.

ε_{ij} – שארית מקרית.

מאמידת משוואות הגרביטציה התקבלו פרמטרים מובהקים סטטיסטית: $\alpha = -0.0176$ לתחבורה ציבורית ו-

$\alpha = -0.0162$ לרכב פרטי.

לבסוף, את הנגישות היחסית של התחבורה הציבורית ביישוב i חישבנו כך:

$$G_i = A_i^{(PT)} / A_i^{(car)} \quad (3)$$

בולטות הסיכון וזרמי ההשקעות בקרנות הנאמנות בישראל: המקרה של סימן הקריאה¹

- ב-2010 דרש הרגולטור בישראל להוסיף סימן קריאה מוסגר – (!) – לשמותיהן של חלק מקרנות הנאמנות מתוך מטרה להבליט את הסיכון בהן. בעקבות שינוי חזותי קל זה ירדו זרמי ההשקעות לקרנות אלה באופן משמעותי, הן סטטיסטית והן כלכלית, יחסית לזרמים לקרנות האחרות.
- התיבה מראה כי רגולציה שמתמקדת בהצגת המידע יכולה להשפיע על התנהגות המשקיעים, לפחות בטווח הקצר, גם אם היא אינה מטילה מגבלות על הגופים הפיננסיים או מרחיבה את המידע שעליהם לגלות לציבור. הממצאים רלוונטיים לרפורמות רגולטוריות שונות בישראל ובעולם, בפרט לאלה שמתמקדות בסימון מתוך מטרה להעלות את מודעות הציבור לסיכונים במוצרים פיננסיים.

הספרות בתחום המימון ההתנהגותי מראה כי שינויים באופן ההצגה של מידע, בפרט שינויים בבולטות של חלקים מסוימים ממנו, ממלאים תפקיד משמעותי בהחלטות המשקיעים, וזאת עקב הטיות התנהגותיות ומגבלות מופרות כגון תשומת לב מוגבלת. אולם הראיות לכך נמצאו בתנאי מעבדה, ואין זה ברור אם הן משקפות את התנהגות המשקיעים במציאות. לאחרונה נערכו מחקרים שמסלימים את החסר ותיבה זו מצטרפת אליהם: היא בוחנת כיצד הבולטות של סיכון ספציפי (להבדיל מהסיכון הכולל) השפיעה על המשקיעים במציאות.

התיבה מתמקדת ברפורמה רגולטורית שהבליטה סיכון ספציפי בקרנות נאמנות בישראל, שכן היא דרשה ממנהלי הקרנות להוסיף סימן קריאה מוסגר – (!) – לשמותיהן של חלק מהקרנות המחזיקות שיעור גבוה של אג"ח בדירוגים נמוכים. התיבה מנתחת כיצד השפיע שינוי חזותי קל זה על זרמי ההשקעות לקרנות הנידונות, כלומר כיצד השפיע השינוי בהצגת הסיכון על התנהגות המשקיעים. שינוי זה יוצר הזדמנות ייחודית לבדוד את השפעת ההצגה מכיוון שבדרך כלל שינויים כאלה מתלווים לשינויים מהותיים במדיניות ההשקעה או לפחות במידע הזמין למשקיעים, ואילו במקרה הנידון הוא לא נבע מכך. זאת ועוד, שינויים ברגולציה בדרך כלל משפיעים על כל מכשירי ההשקעה שהם מתייחסים אליהם, אולם סימן הקריאה נוסף רק לשמותיהן של חלק מקרנות הנאמנות; לכן קרנות דומות שהסימן לא נוסף לשמותיהן יכולות לשמש קבוצת ביקורת.

מחקרים שונים על קרנות נאמנות בחנו את קבלת ההחלטות המאפיינת את המשקיעים בהן, והם מצאו בין השאר כי היות שחיפוש הקרן המתאימה כרוך בעלויות גבוהות, המשקיעים נוטים להשקיע בקרנות שבולטותן גבוהה הודות לשייכות לחברת ניהול גדולה או לכיסוי תקשורתי נרחב (Sirri and Tufano, 1998). קרנות הנאמנות מבינות את השפעת הגורמים הללו ומגיבות אליהם באופן אסטרטגי באמצעות הגברת מאמצי השיווק (Kaniel and Parham, 2017). עוד נמצא כי קרנות נאמנות הצליחו למשוך השקעות באמצעות שימוש בשם שמשקף סגנונות השקעה פופולריים (Cooper, Gulen, and Rau, 2005). לעומת המחקרים שבוחנים אם החלטות אסטרטגיות משפיעות על הנראות מסייעות לקרנות למשוך משקיעים, אנו נבחן אם החלטה שקיבל הרגולטור (ולא הקרנות) – ההחלטה להוסיף סימן מינורי לשמותיהן של חלק מהקרנות במטרה להדגיש סיכון ספציפי – השפיעה על המשקיעים.

רגולציה פיננסית שנועדה להגן על הצרכנים מציבה אתגר במדיניות שונות (Campbell, 2016), ישראל בתוכן (Mugerman, Sade, and Shayo, 2014; צור-אילן, 2017; שדה והרן-רוזן, 2017). רגולטורים בעולם מנסים בשנים האחרונות לפשט את הגילוי לציבור של מידע פיננסי, לשפר את נגישותו, ולהקל על המשקיעים להשוות מוצרים פיננסיים. במסגרת זו – ובעקבות התגברות המודעות לחשיבותה של הצגת מידע – גובר העיסוק בהצגת מידע פיננסי, בפרט נתונים לגבי הסיכונים. בכמה מקרים נעשה בין השאר שימוש בסימן קריאה כדי לסמן סיכונים ספציפיים במוצרי השקעה. בהקשר זה בולטות תקנות הגילוי החדשות באירופה (KIID – Key Investor Information Document).

כתב: נדב שטינברג.

¹ את התיבה כתב נדב שטינברג והיא מבוססת בעיקרה על מחקר בתהליך שעורכים צבי וינר, יבגני מוגרמן ונדב שטינברג.

Information Disclosure): אלה עושות שימוש באינדיקטור מספרי לסיכון, ומוסיפות סימן קריאה כדי לסמן סיכונים ספציפיים שבגינם אמידת הסיכון הרגילה אינה משקפת באופן מלא את הסיכונים במוצר ההשקעה. תקנות אלה נבחנו באמצעות סקר (IFF Research and YouGov, 2009) ועוררו דיון ציבורי ער על היתרונות והחסרונות הגלומים בשימוש בסימן הקריאה כדי לסמן סיכונים ייחודיים. לכן המקרה שנידון בתיבה זו – הוספת סימן קריאה לשמותיהן של חלק מקרנות הנאמנות בישראל – עשוי להציע לקחים חשובים לרגולטורים ולפעילים בשוקי ההון בעולם.

המשך הדיון בנוי כך: בסעיפים הבאים נתאר את הרפורמה ואת הנתונים ושיטת המחקר. לאחר מכן נבחן כיצד השפיעה הוספת סימן הקריאה על זרמי ההשקעות בקרנות הנאמנות. לבסוף נבדוק כיצד השפיעה ההכרזה הראשונית על הרפורמה על המשקיעים ועל קרנות הנאמנות, בין השאר כדי לבחון הסברים חלופיים לתוצאות שהוצגו בסעיף הקודם. בסעיף האחרון נסכם את הממצאים ונדון בהשלכותיהם.

רפורמת סימן הקריאה

קרנות הנאמנות נמנות עם כלי ההשקעה המרכזיים בישראל, בדומה למצב במדינות אחרות, והן משמשות בעיקר את הציבור הרחב. בסוף 2017 ניהלו 1,437 קרנות נאמנות 243 מיליארדי ש"ח, סכום שמהווה 6.6% מסך הנכסים הפיננסיים של הציבור.

על קרנות הנאמנות בישראל מפקחת הרשות לניירות ערך. ב-1 במרץ 2010 פרסמה הרשות הוראה שדורשת מקרנות נאמנות להוסיף לשמותיהן סימן קריאה עד סוף אותו חודש, אם מדיניות ההשקעה שלהן מאפשרת להחזיק אג"ח ללא דירוג "השקעה" (אג"ח בלתי מדורגות או אג"ח בדירוג נמוך מ-BBB בסולם הדירוג המקומי) בשיעור גבוה מחשיפתן המרבית למניות². ההוראה החדשה החליפה תקנה שדרשה מהקרנות לדווח מדי חודש בדיעבד אם הן התאפיינו בהחזקה כזו באחד או יותר מימי החודש. למיטב ידיעתנו, הרשות לניירות ערך לא ליוותה את הרפורמה במסע פרסום יזום, אולם הרפורמה פורסמה במסגרת הודעה לעיתונות וסוקרה בכמה כתבות בכלי התקשורת, והדבר אולי הגביר את נראותה וכך הסב את תשומת הלב של המשקיעים לשינוי בשמות הקרנות.

הוספת סימן הקריאה לוותה בדיווח לציבור על שינוי שם הקרן ועל משמעותו; התצלום שלהלן ממחיש את התוספת.

שם הקרן לפני השינוי:
מגדל (0A) אג"ח חברות קרן נאמנות (מספר קרן: 5104849)
שם הקרן לאחר השינוי:
מגדל (0A)(I) אג"ח חברות קרן נאמנות
שם הקרן באנגלית לאחר השינוי:
Migdal (0A)(I) Agach Havarot Mutual Fund

מובהר בזה, כי הכללת הסימן (!) בשם של קרן משמעותו, כי על פי מדיניות ההשקעות של הקרן, שיעור החשיפה האפשרי שלה לאג"ח שאין בדירוג השקעה (כהגדרתן להלן) עשוי לעלות על שיעור החשיפה המרבי של הקרן למניות כעולה מדרגת החשיפה שלה למניות.

הדיווח נעשה באמצעות מערכת ההודעות של הרשות לניירות ערך ושל הבורסה ובאמצעות מכתבים לבעלי היחידות בקרן, אך לא באמצעות פרסום בעיתון – צעד שנדרש במקרים אחרים של שינוי בשם הקרן. עד סוף מרץ 2010

² הוראה זו נוספה להוראות קיימות בדבר סיווג הקרנות והצגת חשיפותיהן למניות ולמט"ח. בפירוט, עוד לפני מרץ 2010 כללו שמותיהן של כל הקרנות בישראל מספר ואות אנגלית שמסמלים, בהתאמה, את חשיפתן המרבית למניות ולמט"ח. בדומה לסימן הקריאה, גם סימונים אלה אינם מייצגים את הסיכון הכולל של הקרן אלא משמשים אינדיקטורים לסיכונים ספציפיים. סימן הקריאה שונה מהם בכך שהוא אינו מתווסף על יסוד תקרת חשיפה קבועה אלא על יסוד תקרה יחסית – יחסית לחשיפת הקרן למניות. לכן ייתכן מצב שבו לשתי קרנות יש אותו שיעור חשיפה מרבי לאג"ח שאינן בדירוג "השקעה", אך רק אחת מהן תיאלץ להוסיף לשמה סימן קריאה, וזאת עקב הבדלים בשיעור החשיפה המרבי למניות.

נוסף סימן קריאה לשמותיהן של 110 קרנות נאמנות. הרפורמה מתייחדת בכך שהיא השפיעה רק על הצגת המידע, כלומר היא לא הוסיפה מידע שלא עמד לרשות המשקיעים לפניו שכן גם אז

1. מדיניות ההשקעה של הקרנות עמדה לרשות הציבור.
 2. שמות הקרנות כללו מספר שמסמן את חשיפתן המרבית למניות (ואות שמסמנת את החשיפה המרבית למט"ח).
 3. מנהלי הקרנות פרסמו לגבי כל נכס שהחזיקו איזה היקף ממנו הן החזיקו בסוף החודש.
 4. חשוב מכול, מנהלי הקרנות נדרשו לדווח לציבור אם הן מחזיקות אג"ח ללא דירוג "השקעה" בשיעור גבוה מחשיפתן המרבית למניות. נציין כי הדבר מנגיש במרכז מידע שאפשר לגזור עצמאית מסעיפים 1 ו-3 (מדיניות ההשקעה והיקף ההחזקה) או מסעיפים 2 ו-3 (החשיפה המרבית למניות והיקף ההחזקה).
- יתר על כן, לפי אינדיקציות שקיבלנו, הרפורמה לא הובילה לשינוי שיטתי בדירוג הפנימי שהבנקים מעניקים לקרנות הנאמנות³. זאת ועוד, שיעור הקרנות שקיבלו סימן קריאה ודירוג הפנימי הופחת במרץ 2010 לא עלה על שיעור הקרנות שלא קיבלו סימן ודירוג הופחת. לפיכך נראה כי גם המידע ששימש יועצים פיננסיים להכוונת לקוחות לקרנות נאמנות לא הושפע מהוספת סימן הקריאה.

הנתונים ושיטת המחקר

נשתמש בנתונים ייחודיים על היצירות (inflows) היומיות בקרנות הנאמנות ועל הפדיונות (outflows) היומיים מהן במרץ 2010 (החודש שבו הרפורמה יושמה) ובספטמבר 2009 (החודש שבו טיוטת הרפורמה הוצגה לראשונה). הנתונים למרץ 2010 (ספטמבר 2009) כוללים 25,278 (18,472) תצפיות קרן-יום שמקורן ב-1,222 (1,115) קרנות נאמנות אקטיביות שניהלו 29 (33) חברות ניהול. ממדגם זה ננפה קרנות קטנות במיוחד ותצפיות חריגות (1% התצפיות הקיצוניות, מלמעלה ומלמטה, של ההשקעות).

כדי לאמוד כיצד השפיעה הוספת סימן הקריאה לשמותיהן של חלק מהקרנות על הצבירות נטו בהן, נשתמש בשיטת הפרש ההפרשים. ההפרש הראשון מתייחס לפער בין קרנות שקיבלו את סימן הקריאה לקרנות שלא קיבלו אותו, וההפרש השני – לפער בין הימים שקדמו להוספה לימים שבאו בעקבותיה. משוואת האמידה היא:

$$(1) \text{Flow}_{n,t} = \alpha + \beta * \text{excl_mark}_{n,t} + \lambda_t + \varphi_n + \varepsilon_{n,t}$$

כאשר $\text{Flow}_{n,t}$ מייצג את היצירות בניכוי הפדיונות בקרן n ביום t חלקי סך נכסי הקרן בסוף פברואר 2010; $\text{excl_mark}_{n,t}$ הוא משתנה דמי שערכו שווה ל-1 אם שמה של קרן n ביום t כולל סימן קריאה, אחרת ערכו שווה ל-0; λ_t הוא משתנה דמי ליום t שלכוד את ההשפעה הקבועה של היום; φ_n הוא משתנה דמי לקרן n שלכוד את ההשפעה הקבועה של הקרן. סטיות התקן מקובצות לאשכולות לפי החברה המנהלת. נתמקד באמידה של β , המקדם שלכוד במסגרת הפרש ההפרשים את ההשפעה של סימן הקריאה על ההשקעה בקרנות מעל ומעבר להבדלים בין הקרנות ובין הימים בחודש. מאחר שהנתונים יומיים, ומאחר שכל בית השקעות הוסיף את סימן הקריאה ביום אחר בחודש, אפשר לפקח על המועד המדויק של הוספת סימן הקריאה לכל קרן ולכלול בקבוצת הביקורת את הקרנות שלשמותיהן לא נוסף סימן קריאה (כולל קרנות שהסימן התווסף לשמותיהן בתאריך מאוחר יותר בחודש).

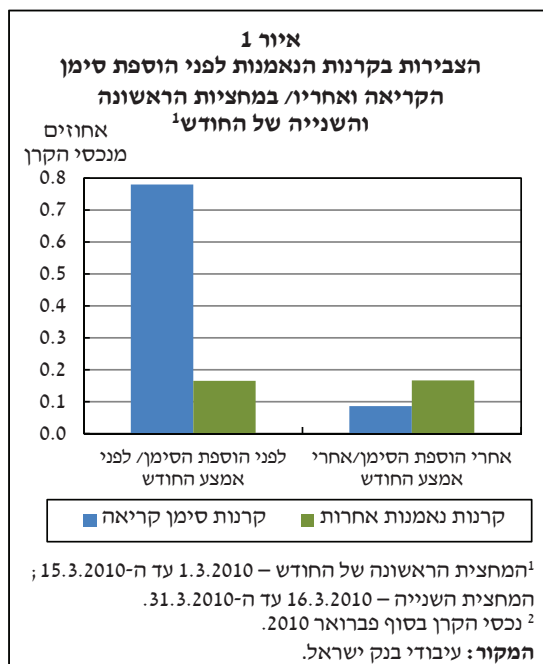
במרץ 2010 נוסף הסימן לשמותיהן של 110 קרנות, רובן הגדול התמחו באג"ח, מתוכן 71% התמחו באג"ח תאגידיות. לפיכך נבדוק, נוסף לכלל הקרנות, גם שתי תת-קבוצות: קרנות אג"ח בלבד וקרנות אג"ח תאגידיות. נוסף לכך נחזור

³ קיבלנו נתונים על דירוג קרנות הנאמנות מאחד מהבנקים הגדולים, בנק שמערך הייעוץ הפיננסי שלו אחראי לחלק ניכר מהייעוץ הפיננסי בישראל.

על האמידה רק בנוגע לקרנות שלשמותיהן נוסף סימן קריאה, תוך הבחנה בין התקופה שקדמה להוספה לתקופה שבאה בעקבותיה.

ההשפעה של הוספת סימן הקריאה

לפני שניגש לאמידה האקונומטרית נייצר תמונה ראשונית בנוגע להשפעת הוספתו של סימן הקריאה: נתמקד בקרנות שהסימן נוסף לשמותיהן במרץ 2010, ונשווה את השיעור הממוצע של הצבירות נטו מסך הנכסים בימים שקדמו להוספה לשיעור הממוצע בימים שבאו בעקבותיה. לשם השוואה נבחנו גם את שאר הקרנות, ונשווה את השיעור הממוצע של הצבירות נטו מסך הנכסים במחצית הראשונה של החודש לשיעור הממוצע במחצית השנייה – ראו איור 1. מהאיור מתברר כי בשעה שבשאר הקרנות אין הבדל בין הצבירות המנורמלות בתחילת החודש לצבירות בסופו (ההבדל אינו מובהק סטטיסטית לפי מבחן t), בקרנות שלשמותיהן נוסף סימן קריאה חלה לאחר מכן צניחה חדה (ומובהקת סטטיסטית ברמת מובהקות של 1%) בצבירות נטו.



כדי לבחון את השפעתה של הוספת הסימן באופן פורמלי יותר, נתבונן בתוצאות האמידה של משוואה (1) בנוגע לכלל הקרנות, קרנות האג"ח וקרנות האג"ח התאגידיות, וכן בנוגע לכלל הקרנות שלשמותיהן נוסף סימן קריאה, כלל קרנות

האג"ח שהוא נוסף לשמותיהן, וכלל קרנות האג"ח התאגידיות שהוא נוסף לשמותיהן – ר' לוח 1. כפי שניתן לראות, ההוספה הובילה לירידה מובהקת סטטיסטית בצבירות נטו. הירידה משמעותית גם מבחינה כלכלית: הוספת הסימן הקטינה את שיעור הצבירות היומיות נטו מנכסי הקרן ב-0.85 נקודת האחוז יחסית לצפוי בלעדיה (ה-counterfactual מהאמידה בספציפיקציה העושה שימוש בנתוני כל הקרנות – טור 1 בלוח 1). ירידה זו גדולה פי חמישה לערך מהממוצע של שיעור הצבירות היומיות בקרנות (הממוצע הבלתי מותנה של הצבירות היומיות בכל קרנות המדגם בחודש מרץ 2010 עמד על 0.17% מהנכסים בסוף החודש הקודם).

לוח 1						
השפעת הוספתו של סימן הקריאה על הזרמים היומיים לקרנות הנאמנות						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
excl_mark	-0.85*** (0.16)	-0.50*** (0.13)	-0.87*** (0.16)	-0.51*** (0.13)	-0.95*** (0.14)	-0.66*** (0.13)
Trading Day in March Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Mutual Fund Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22,370	1,840	15,368	1,819	6,797	1,392
R ²	2.42%	19.48%	3.26%	19.76%	8.27%	26.78%
סטיות התקן מקובצות לאשכולות ברמת חברת הניהול ומופיעות בסוגריים מתחת למקדמים. *, ** ו-*** מציינים מובהקות ברמות של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. טורים 1 ו-2 מציגים את תוצאות האמידה לגבי כל קרנות הנאמנות ולגבי קרנות מקבוצת הטיפול, בהתאמה. טורים 3 ו-4 מציגים את תוצאות האמידה לגבי המדגמים החלקיים הכוללים קרנות אג"ח וקרנות אג"ח מקבוצת הטיפול, בהתאמה. טורים 5 ו-6 מציגים את תוצאות האמידה לגבי המדגמים החלקיים עוד יותר – קרנות אג"ח תאגידיות וקרנות אג"ח תאגידיות מקבוצת הטיפול, בהתאמה.						

מלוח 1 עולה אפוא כי להוספת סימן הקריאה יש השפעה חזקה על זרמי ההשקעה נטו לקרנות הנאמנות, ומתעוררת השאלה אם השפעה זו נובעת מהיצירות, מהפדיונות או משניהם. Barber and Odean (2008) מראים כי משקיעים קמעונאיים נוטים לרכוש מניות שמושכות תשומת לב ולמכור מניות שכבר נמצאות ברשותם (אף שתיאורטית יש להם אפשרות למכור גם מניות אחרות – בחסר [short sale]). לכן יש מקום לשער כי הוספת הסימן משכה את תשומת ליבם של המשקיעים הקיימים, והדבר אולי הוביל אותם לפדות את החזקותיהם בקרנות. אשר ליצירות, כאן קשה יותר לגבש השערה: סימן הקריאה מעיד על סיכון מוגבר ולכן עשוי להרתיע משקיעים פוטנציאליים, אולם מצד שני הוא מושך תשומת לב ולכן עשוי להוביל לרכישות⁴. השערות נוספות נגזרות מניסויים שערכו (2008) Barron, Leider, and Stack. חוקרים אלה הראו כי אנשים נוטים לקבל החלטות מסוכנות יותר לאחר שהתנסו בסדרה של תוצאות בטוחות. לכן סימן הקריאה עשוי להשפיע על המשקיעים הקיימים פחות מאשר על המשקיעים הפוטנציאליים, שכן האחרונים טרם נהנו מניסיון חיובי בקרנות אלה.

כדי לבחון את ההשערות נחזור על האמידה תוך הבחנה בין יצירות ופדיונות. מהאמידה עולה כי שתי הפעולות הושפעו מהוספת סימן הקריאה: היצירות נמוכות מהצפוי בלעדית והפדיונות גבוהים מהצפוי בלעדית. אולם ההשפעה הכלכלית רבה יותר בתחום היצירות, שכן העלייה בפדיונות הסתכמה בכחצי מהממוצע היומי של הפדיונות בתקופת המדגם, ואילו הקיטון ביצירות גבוה מהממוצע היומי של היצירות בתקופת המדגם. ייתכן כי הפער נובע מהתשואות הגבוהות שהניבו קרנות סימן הקריאה בתקופה שקדמה להוספתו: הניסיון החיובי שצברו המשקיעים בקרנות אלה אולי הפחית את רגישותם להבלטת הסיכונים שלהן יחסית לרגישותם של משקיעים פוטנציאליים שלא נהנו מהתשואות הגבוהות.

השפעת ההכרזה על רפורמת סימן הקריאה

רפורמת סימן הקריאה הוצגה לציבור לראשונה בטיטת הוראה שהרשות לניירות ערך פרסמה ב-9 בספטמבר 2009; בתאריך זה הכריזה הרשות על הכוונה להוסיף בעתיד סימן קריאה לשמות של קרנות בעלות חשיפה גבוהה יחסית לאג"ח שאינן בדירוג "השקעה". יש אפוא מקום לבחון (א) את תגובת הציבור לרגולציה הצפויה ו-(ב) את תגובת הקרנות אליה בתקופה שקדמה ליישומה⁵, בין השאר כדי לבחון הסברים חלופיים לתוצאות שקיבלנו.

(א) תגובת הציבור להכרזה

ראינו כי המשקיעים הציגו תגובה חזקה לכך שלשמותיהן של חלק מקרנות הנאמנות נוסף סימן קריאה במרץ 2010, ומתעוררת השאלה אם תגובה זו נובעת רק מהבלטת סיכון ההחזקה באג"ח בדירוגים נמוכים או שאולי היא הושפעה גם משינוי בתפיסה של סיכון זה. בפירוט, מתעורר חשד שמשקיעים ראו ברגולציה החדשה סימן לכך שהרגולטור, הרשות לניירות ערך, מעריך כי יש סיכון מוגבר בהשקעה באג"ח תאגידיות בדירוגים נמוכים. אומנם חשד זה אינו נראה סביר במיוחד, שכן כבר לפני מרץ 2010 נדרשו הקרנות לדווח אם הן מחזיקות אג"ח שאינן בדירוג "השקעה" בשיעור גבוה מהחשיפה המרבית למניות, אך יש מקום להתמודד עימו ישירות.

כדי להבחין בין ההשפעה של הבלטת הסיכון להשפעה הפוטנציאלית של מידע שאולי גלום בהוראת הרשות לניירות ערך, נבחן את תגובת המשקיעים לטיטת הראשונה של ההוראה; זו פורסמה כזכור בספטמבר 2009 ולא לוותה בשינוי השמות בפועל. לשם כך נשתמש באמידה בשיטת הפרש הפרשים: נבדוק כיצד השפיעה הטיטת על הצבירות

⁴ Hirshleifer, Myers, Myers, and Theo (2002) ו-Lee (1992) מוצאים שמשקיעים רוכשים נטו בעקבות הפתעות – חיוביות ושליליות כאחד – בדיווחי הרווחים של חברות.

⁵ תגובת הקרנות לרפורמה עם יישומה מציגה סוגיה נפרדת. בפירוט, ייתכן כי החברות המנהלות את קרנות הנאמנות צפו את ההשפעה השלילית שתציור הוספת הסימן לשמותיהן של חלק מהקרנות שבניהולן, ולכן הן הסיטו את מאמצי השיווק מקרנות אלה לקרנות אחרות שהן מנהלות. הסטה שכזו יכולה לייצר נבואה המגשימה את עצמה: הסטת מאמצי השיווק יכלה להוביל להסטת השקעות מקרנות סימן הקריאה לקרנות אחרות ולהוסיף על השפעת הסימן עצמו. ואולם כאשר בוחנים את כל הפרסומות לקרנות נאמנות שהופיעו במרץ 2010 בשלושת העיתונים הכלכליים המובילים בישראל, מוצאים כי השינויים שחלו בפרסום סביב קבלת סימן הקריאה אינם מסבירים את התוצאות המרכזיות שהצגנו.

נטו בקרנות שהיו צפויות לקבל סימן קריאה (על יסוד הגילוי שהקרנות מסרו לגביי ספטמבר 2009 בנוגע לשאלה אם הן מחזיקות אג"ח שאינן בדירוג "השקעה" בשיעור גבוה מהחשיפה המרבית למניות), ונשווה זאת לצבירות נטו בקרנות שלא היו צפויות לקבל סימן. כפי שניתן לראות בלוח 2 להלן, פרסום הטיוטה הוביל להשפעה מינורית בלבד על הצבירות נטו בקרנות, וזאת בניגוד להשפעה החזקה שאליה הובילה הוספת הסימן בפועל.

לוח 2						
ההשפעה של סימן הקריאה על הזרמים היומיים לקרנות הנאמנות בספטמבר 2009						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
expected_excl_mark	-0.05* (0.03)	0.01 (0.05)	-0.05 (0.03)	0.01 (0.05)	-0.06 (0.05)	0.21*** (0.07)
Trading Day in September Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Mutual Fund Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16,915	4,464	11,484	4,445	5,098	2,366
R ²	1.83%	4.74%	2.32%	4.71%	8.78%	10.89%
סטיות התקן מקובצות לאשכולות ברמת חברת הניהול ומופיעות בסוגריים מתחת למקדמים. *, ** ו- *** מציינים מובהקות ברמות של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. טורים 1 ו-2 מציגים את תוצאות האמידה לגבי כל קרנות הנאמנות ולגבי הקרנות שהיו צפויות לקבל סימן קריאה, בהתאמה. טורים 3 ו-4 מציגים את תוצאות האמידה לגבי המדגם החלקי הכולל קרנות אג"ח וקרנות אג"ח שהיו צפויות לקבל סימן קריאה, בהתאמה. טורים 5 ו-6 מציגים את תוצאות האמידה לגבי המדגם החלקי עוד יותר – קרנות אג"ח תאגידיות וקרנות אג"ח תאגידיות שהיו צפויות לקבל סימן קריאה, בהתאמה.						

(ב) תגובת הקרנות להכרזה

לכאורה סימן הקריאה אקסוגני מבחינת קרנות הנאמנות. ואולם ייתכן שנוצרה סלקציה בקבלתו אם הקרנות פעלו לחמוק ממנו בזמן שחלף בין ההכרזה הראשונית על הרפורמה הצפויה לבין יישומה. כדי להתמודד עם אפשרות זו נתמקד בששת החודשים שקדמו למרץ 2010 ונבחן את דיווחי הקרנות בנוגע לשאלה אם הן מחזיקות אג"ח שאינן בדירוג "השקעה" בשיעור גבוה מהחשיפה המרבית למניות. על יסוד זאת נוהה את הקרנות ה"חשודות" – אלה שהיו צפויות להוסיף סימן קריאה לפי דיווחיהן בספטמבר 2009 עד פברואר 2010⁶, אבל לבסוף לא הוסיפו אותו. מנהלי קרנות שרצו לחמוק מהוספת הסימן יכלו לנקוט שתי שיטות: (א) לשנות את מדיניות ההשקעה ולהעלות את מגבלת החשיפה למניות ו/או (ב) להפחית ההחזקות באג"ח שאינן בדירוג "השקעה" אל מתחת לחשיפה המרבית למניות.

השיטה הראשונה דורשת לקבל החלטה בדירקטוריון הקרן ולדווח לציבור, ולפיכך היא כרוכה בעלויות ואף עלולה לבלוט יותר מהוספת סימן קריאה לשם הקרן. ואכן, כאשר סוקרים את כל הדיווחים על השינויים שחלו במדיניות ההשקעה במחצית השנה שחלפה בין ההודעה הראשונה על הרפורמה לבין יישומה, מוצאים רק 29 דיווחים על שינויים במדיניות ההשקעה, ו-27 מתוכם נראים אותנטיים, כלומר מאפייניהם מעידים שהם לא נבעו רק מרצון לחמוק מסימן הקריאה. שני השינויים הנותרים משתייכים לאותה חברה לניהול קרנות, ומאפייניהם מרמזים כי ייתכן שהם נערכו במטרה להימנע מסימן הקריאה. השמטת שתי הקרנות הללו אינה משפיעה כלל על התוצאות המרכזיות במחקר זה.

⁶ קרן נחשבת לחשודה אם היא דיווחה כי היא מחזיקה אג"ח שאינן בדירוג "השקעה" בשיעור גבוה מהחשיפה המרבית למניות באחד או יותר מהחודשים שקדמו לרפורמה. תוצאות הניתוח דומות גם אם מתמקדים בדיווחי הקרנות בחודש שבו הכריזו על הרפורמה לראשונה (ספטמבר 2009) או בדיווחיהן בחודש שקדם ליישומה (פברואר 2010).

השיטה השנייה – מכירת אג"ח שאינן בדירוג "השקעה" – כרוכה בעלויות נמוכות יותר ולפיכך אין זה מפתיע שהיא נפוצה בהרבה: 290 קרנות נקטו אותה בחודשים שקדמו למרץ 2010, אולי כדי להימנע מהרגולציה הצפויה. מאחר שקרנות חשודות אלה השתייכו לקבוצת הביקורת בנייתוח המרכזי (לוח 1), נחזור על האמידה לגבי (1) המדגם המלא, (2) קרנות האג"ח ו-(3) קרנות האג"ח התאגידיות, בכל פעם ללא הקרנות החשודות. התוצאות מוצגות בטורים 1–3 בלוח 3, והן דומות לתוצאות העיקריות שהוצגו בטבלה 1; כלומר גם כאשר משמיטים את הקרנות החשודות מקבוצת הביקורת, מוצאים שהוספת סימן הקריאה הפחיתה משמעותית את הצבירות נטו בקרנות הכלולות בקבוצת הטיפול יחסית לצבירות בקרנות האחרות.⁷

הבדיקה האחרונה מתמודדת עם החשש האקונומטרי שהקרנות החשודות מטות את קבוצת הביקורת. אולם אפשר לטעון שדווקא הן מהוות קבוצת ביקורת טובה יותר מפני שהן דומות אקס אנטה לקרנות שלשמותיהן נוסף סימן הקריאה מבחינת הסיכון הספציפי שהרפורמה התמקדה בו. לכן נחזור על הבדיקות המרכזיות לגבי כל קרנות הנאמנות, קרנות האג"ח וקרנות האג"ח התאגידיות (לוח 3, טורים 4–6, בהתאמה), אך הפעם נשתמש רק בתת-המדגם הכולל את הקרנות שלשמותיהן נוסף סימן קריאה ואת הקרנות החשודות. התוצאות מלמדות שגם יחסית לקרנות דומות אקס-אנטה מבחינת הסיכון הרלוונטי, הקרנות שסיכון ההשקעה בהן הובלט באמצעות סימן קריאה סבלו מירידה בצבירות היומיות.

לוח 3						
ההשפעה של סימן הקריאה על הזרמים היומיים לקרנות הנאמנות, לאחר השמטת הקרנות החשודות או כשהן משמשות קבוצת ביקורת						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
excl_mark	-0.05* (0.03)	0.01 (0.05)	-0.05 (0.03)	0.01 (0.05)	-0.06 (0.05)	0.21*** (0.07)
Trading Day in March Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Mutual Fund Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16,296	9,378	3,798	6,437	6,353	3,328
R ²	1.38%	1.83%	6.00%	6.90%	7.02%	13.92%
סטיות התקן מקובצות לאשכולות ברמת חברת הניהול ומופיעות בסוגריים מתחת למקדמים. *, ** ו-*** מציינים מובהקות ברמות של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. טורים 1–3 מציגים, בהתאמה, את תוצאות האמידה לגבי כל קרנות הנאמנות, קרנות האג"ח וקרנות האג"ח התאגידיות, תוך ניפוי הקרנות החשודות. טורים 4–6 מציגים, בהתאמה, את תוצאות האמידה לגבי כל קרנות הנאמנות, קרנות האג"ח וקרנות האג"ח התאגידיות, תוך ניפוי כל הקרנות מלבד הקרנות מקבוצת הטיפול והקרנות החשודות.						

⁷ כדי להתמודד עם האפשרות שחברות ניהול מסוימות חמוקו באופן שיטתי מהוספת סימן קריאה לקרנות שבניהולן, חזרנו על הניתוח גם בניכוי רבעון החברות שניהלו את השיעור הגבוה ביותר של קרנות חשודות. התוצאות נותרו דומות לתוצאות העיקריות.

סיכום

השתמשנו בנתונים ייחודיים על היצירות והפדיונות היומיים בקרנות הנאמנות בישראל, ונעזרנו בשיטת הפרש ההפרשים, כדי להראות כי שינוי מינורי בשמותיהן של חלק מהקרנות – הוספת סימן קריאה – גרם לשינוי בהשקעות בהן. הוספת הסימן הפחיתה משמעותית, הן מבחינה סטטיסטית והן מבחינה כלכלית, את ההשקעות בקרנות המושפעות בימים שבאו בעקבותיה, וזאת אף על פי שהצעד רק הבליט את הסיכון בהן; כלומר הוא לא התלווה לשינוי בגורמי היסוד שלהן או במידע הזמין למשקיעים. הרפורמה השפיעה הן על היצירות בקרנות והן על הפדיונות מהן, אך ההשפעה הכלכלית התבטאה בעיקר בירידה ביצירות החדשות בקרנות.

הניתוח בתיבה מעיד כי רגולציה שמתמקדת בהצגת המידע יכולה להשפיע על תפיסת הסיכון של המשקיעים ועל התנהגותם, לפחות בטווח הקצר, גם אם היא אינה מגבילה את השקעות הגופים הכפופים לרגולטור ואפילו אינה מרחיבה את דרישות הגילוי למשקיעים. נותר למחקר עתידי את השאלה אם שינוי בדרך ההצגה של מידע יכול להשפיע על התנהגות המשקיעים גם בטווחים ארוכים יותר (חודשים ואף שנים). אין זה פשוט לבחון שאלה זו באופן אמפירי⁸, וייתכן שהתשובה עליה תלויה באופי הרפורמה ובתשומת הלב הציבורית שהיא מקבלת⁹.

הממצאים לגבי רפורמת סימן הקריאה רלוונטיים לרגולטורים – בישראל ובעולם – שבוחנים אם לערוך רפורמות, במיוחד כאלה שמתמקדות בסימונים כדי להגן על משקי הבית מסיכונים במוצרים פיננסיים. לשם המחשה, הממצאים עשויים לתרום לדיון על ההשפעה הפוטנציאלית של תקנות KIID, ובפרט של השימוש שהן עושות בסימן קריאה כדי להבליט סיכונים ייחודיים. הממצאים רלוונטיים גם לרפורמות מקבילות בתחומים אחרים, למשל סימון מוצרי מזון במדבקות בצבעים שונים לפי תרומתם לבריאות הצרכנים.

ביבליוגרפיה

הרן-רוזן מ' וא' שדה (2017), "האם הרגולציה הפיננסית מתעלמת בלא כוונה מאוכלוסיות מוחלשות? בחינה של הקשר בין הטמעת רגולציה בעזרת כלים דיגיטליים לבין אוריינות פיננסית אובייקטיבית וסובייקטיבית", סדרת ניירות לדיון בנק ישראל.

צור-אילן נ' (2017), "השפעת מגבלות אשראי על בחירות הלווים בשוק הדיור: המקרה של המגבלה על שיעור המימון", סדרת ניירות לדיון בנק ישראל.

Barber, B. M., and T. Odean (2008), "All That Glitters: The Effect of Attention and News on The Buying Behavior of Individual and Institutional Investors," *The Review of Financial Studies*, 21(2), 785–818.

Barron G., S. Leider, and J. Stack. (2008), "The Effect of Safe Experience on a Warning's Impact: Sex, Drugs, and Rock-n-Roll," *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 106(2), 125–142.

⁸ הממצאים הנוכחיים מבוססים כזכור על נתונים יומיים לאורך חודש אחד. בדיקה לאורך זמן ארוך יותר עלולה להוביל לכך שגורמים שאינם קשורים לרפורמה, אך לאורך זמן משפיעים באופן דיפרנציאלי על קרנות נאמנות שונות, יאפילו על השפעת הרפורמה. כמו כן, הרפורמה יושמה באופן הדרגתי ולכן האמידה היומית כללה בקבוצת הביקורת גם קרנות שקיבלו את הסימן אחרי יום האמידה; אולם אם נשתמש בנתונים בתדירות חודשית, קבוצת הבקרה תכלול רק את הקרנות שלשמותיהן כלל לא נוסף סימן קריאה, ולכן הן צפויות להיות שונות יותר מקבוצת הטיפול. לבסוף, תמהיל המשקיעים בקרנות יכול להשתנות במשך הזמן, ולכן ייתכן שיידרשו נתונים ברמת המחזיק כדי לנתח לעומק את השפעות הרפורמה בטווח הארוך.

⁹ אולם בחינה של שוק קרנות הנאמנות בעת האחרונה מרמזת כי הרפורמה לא הובילה לפגיעה ארוכת טווח בקרנות שקיבלו סימן קריאה. בפירוט, השווינו את קרנות הסימן בסוף 2017 לקרנות הסימן במרץ 2010. מצאנו שבמרץ 2010 היוו קרנות הסימן 9% מכלל קרנות הנאמנות ובסוף 2017 – כ-12%; זאת ועוד, במרץ 2010 ניהלו קרנות הסימן פחות מ-13% מסך נכסי הקרנות וב-2017 – כ-15% ממנו. ממצאים אלה אינם תומכים בהשערה שהוספת הסימן הרתיעה חלק גדול מהמשקיעים למשך זמן.

- Campbell, J. Y. (2016), "Restoring Rational Choice: The Challenge of Consumer Financial Regulation," *American Economic Review*, 106(5), 1–30.
- Cooper, M. J., H. Gulen, and P. R. Rau (2005), "Changing Names with Style: Mutual Fund Name Changes and Their Effects on Fund Flows," *The Journal of Finance*, 60(6), 2825–2858.
- Hirshleifer, D. A., J. N. Myers, L. A. Myers, and S. H. Teoh, (2008), "Do Individual Investors Cause Post-Earnings Announcement Drift? Direct Evidence from Personal Trades," *The Accounting Review*, 83(6), 1521–1550.
- Kaniel, R. and R. Parham (2017), "WSJ Category Kings: The Impact of Media Attention on Consumer and Mutual Fund Investment Decisions," *Journal of Financial Economics*, 123(2), 337–356.
- Lee, C. M. C. (1992), "Earnings News and Small Traders," *Journal of Accounting and Economics*, 15, 265–302.
- Mugerman, Y., O. Sade, and M. Shayo (2014), "Long Term Savings Decisions: Financial Reform, Peer Effects and Ethnicity," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 106, 235–253.
- Sirri, E. R. and P. Tufano (1998), "Costly Search and Mutual Fund Flows," *The Journal of Finance*, 53(5), 1589–1622.