# הרבעון לכלכלה

ספטמבר/דצמבר 2018 • שנה 62 – חוברת 3/4

**המו"ל** אורים הוצאה לאור, ת"ד 52287 ירושלים 9342105
rivon@UrimPublications.com
www.UrimPublications.com

**המערכת** לאה אחדות, נסים בן דוד, בני בנטל, רונן ברק, יוסי ג'יברה, אבי וייס, ירון זליכה, ישי יפה, ישראל לוסקי, גור עופר, אפרים צדקה, יוסי צור, יוג'ין קנדל

**עורכים** בני בנטל, אבי וייס

**עורכת משנה** אלה אוסטרובסקי-ברמן

**הגהה** דן הלוי

**סדר** אריאל וולדן

**עורכיו הראשונים** השל פרומקין ז"ל ויוסף רונן ז"ל

הדעות המובאות במאמרים המתפרסמים ברבעון לכלכלה אינן זהות תמיד לדעת המערכת או לדעת האגודה הישראלית לכלכלה.

הרבעון רואה עניין בפרסום מאמרים המביעים השקפות שונות כדי לעודד בירור ולהעשיר את המחשבה בתחום זה.

אתר האינטרנט: http://www.rivon-lekalkala.org.il
יוצא לאור על ידי האגודה הישראלית לכלכלה בחסות קרן רוטברג, בנק ישראל, אוניברסיטת בן-גוריון בנגב, קרן שניצר באוניברסיטת בר-אילן, המכון למחקר כלכלי ע"ש מוריס פאלק האוניברסיטה העברית, אוניברסיטת חיפה, המרכז לפיתוח ע"ש פנחס ספיר ליד אוניברסיטת תל אביב, המסלול האקדמי המכללה למִנהל, המרכז הבינתחומי הרצליה הקריה האקדמית אונו, המרכז האקדמי רופין.

**אורים הוצאה לאור**

© 2019 כל הזכויות שמורות לאגודה הישראלית לכלכלה
הודפס בדפוס חמד, ישראל
Printed in Israel

# תוכן העניינים

תגובה למאמרם של שלמה יצחקי, טאינה פודלוב-טרחטנברג ואביאל קרנצלר "מבחני הבגרות והפסיכומטרי במתמטיקה ובאנגלית והקשר ביניהם לאורך זמן" 7

**אביעד טור-סיני, יולנדה גולן ושלמה יצחקי:** דירוג רשויות – על פי מדד חברתי כלכלי 13

**מומי דהן:** מדיניות המיקום הממוקד של מפעל הפיס והטוטו 25

**זויה ניסנוב:** מעמדות כלכליים בישראל, 2002-2014 55

**עופר סטי ועידו שלמה:** מדמי אבטלה לחשבונות ביטוח תעסוקה: ייעול ביטוח האבטלה בישראל 73

**משה לאו, אירן רזניקוב, אור הרט, חזי כהן והראל פרדלסקי:** תורתם אפלייתם? ניסוי שדה לבחינת אפליה בתהליכי גיוס לעבודה של גברים חרדים 109

תקצירים באנגלית 130

# המשתתפים בחוברת

| | |
|---|---|
| יולנדה גולן | האוניברסיטה העברית בירושלים |
| מומי דהן | האוניברסיטה העברית בירושלים |
| אור הרט | London Business School |
| אביעד טור-סיני | המכללה האקדמית עמק יזרעאל |
| שלמה יצחקי | האוניברסיטה העברית בירושלים ומכללה אקדמית הדסה |
| חזי כהן | משרד האוצר |
| משה לאו | רשות ההגבלים העסקיים |
| זויה ניסנוב | אוניברסיטת אריאל |
| עופר סטי | אוניברסיטת תל אביב |
| הראל פרדלסקי | משרד החקלאות |
| אירן רזניקוב | YL Ventures |
| עידו שלמה | אוניברסיטת תל אביב |

**בגליון הרבעון ממרץ/יוני 2017 התפרסם מאמרם של שלמה יצחקי, טאינה פודלוב-טרחטנברג ואביאל וקרנצלר שהצביע על חוסר יעילות במבחני הבגרות והפסיכומטרי במתמטיקה ובאנגלית הנובע מהקשר ביניהם. בגלל החשיבות המעשית של הנושא בחרה מערכת הרבעון לפרסם את תגובתם של יונתן סער ותמר קנת-כהן ואת תשובת המחברים לתגובה זאת.**

# תגובה על המאמר "מבחני הבגרות והפסיכומטרי במתמטיקה ובאנגלית והקשר ביניהם לאורך זמן"

יונתן סער ותמר קנת-כהן*

במאמר שהתפרסם בכתב עת זה הציגו יצחקי, פודלוב-טרחטנברג וקרנצלר (2017)[1] ממצאים אמפיריים שמעידים על קשר מונוטוני בין הציונים בתעודת הבגרות במקצועות מתמטיקה ואנגלית לציונים בתחומים המקבילים בבחינה הפסיכומטרית.[2] ממצאים אלה הובילו אותם למסקנה ששני זוגות הציונים הללו מודדים אותה יכולת, ושלפיכך אין הצדקה להשתמש בשתי מערכות המבחנים בברירה להשכלה גבוהה. בתגובתנו למאמר אנו מפריכים את הטענה שקיומו של קשר מונוטוני הוא תנאי מספיק להסקה ששני הכלים מודדים אותה יכולת.[3] הפרכה זו מתבססת הן על ניתוח תאורטי והן על ניתוח אמפירי. ראשית, ננסה להבנות ברמה התאורטית את הטיעון המשתמע מן העבודה, ובהמשך נגיב עליו.

נקודת המוצא של הטיעון של יצחקי ועמיתיו, על פי הבנתנו, היא שכשעוסקים בקשר בין משתנים קיימת הבחנה בין מדידה של משתנים פיזיקליים (כדוגמת גובה) ובין מדידה של תכונות פסיכולוגיות, שהן משתנים לטנטיים (כדוגמת יכולת באנגלית). במשתנים פסיכולוגיים, כמו יכולת באנגלית, ציונים הם אינדיקטורים תוצאתיים של היכולת; הציון הוא טרנספורמציה שומרת סדר, אך לא רווח, של היכולת, היות שלא ידועה התפלגות הקושי של שאלות המבחן. לכן, קיומו של קשר מונוטוני בין ציוני שני מבחנים הוא תנאי מספיק לקביעה שהם מודדים אותה יכולת; קשר (מונוטוני) שאינו מושלם נובע בהכרח מרעש אקראי בלפחות אחד מהמבחנים. לעומת זאת, במשתנים פיזיקליים

---

* מר יונתן סער וד"ר תמר קנת-כהן הם חוקרים במרכז הארצי לבחינות ולהערכה.

1 יצחקי, ש', פודלוב-טרחטנברג, פ' וקרנצלר, א' (2017), "מבחני הבגרות והפסיכומטרי במתמטיקה ובאנגלית והקשר ביניהם לאורך זמן", הרבעון לכלכלה 61, 143–103.

2 הציון המקביל בבחינה הפסיכומטרית לציון הבגרות במתמטיקה הוא הציון בתחום חשיבה כמותית.

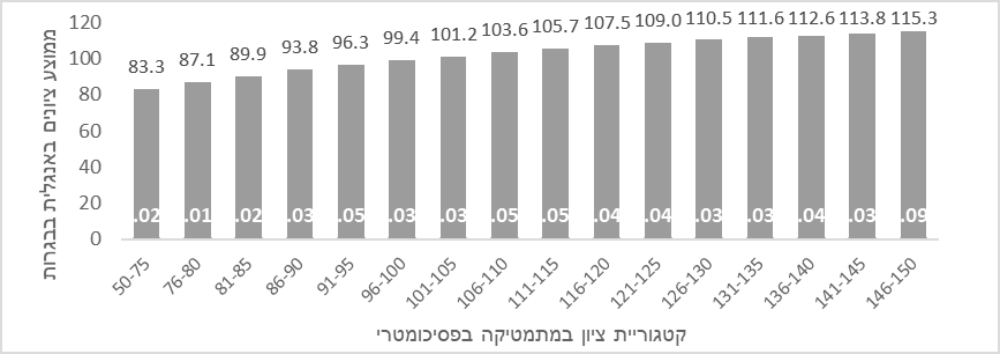
3 נבהיר שאנו מתייחסים למושג יכולת או תכונה כפי שמקובל להתייחס אליו בהקשר של מדידה, דהיינו כאל מבנה חד-ממדי. לפי ראייה זו, היבטים שונים של אותה יכולת ייחשבו כיכולות שונות.

כמו גובה, אין צורך באינדיקטורים תוצאתיים של היכולת; המשתנה נמדד באופן (כמעט) מושלם. לכן, קשר (מונוטוני) שאינו מושלם בין משתנים כאלה לא ייוחס לרעש אקראי אלא להבדל במהות הנמדדת.

יצחקי ועמיתיו טוענים, אם כן, שבגלל אופי המשתנים – ציוני יכולת הנמדדים בסולם סדר – מונוטוניות הקשר בין ציוני שני הכלים מאפשרת להסיק שאחד מהם מיותר. אנו סבורים שטענה זו איננה נכונה.

נדגים את הדבר באמצעות נתונים על ציוני הבגרות והבחינה הפסיכומטרית.[4] בתרשים 1 מוצג הקשר בין הציון בחשיבה כמותית בבחינה הפסיכומטרית (להלן: "מתמטיקה בפסיכומטרי") לציון הבגרות באנגלית (להלן: "אנגלית בבגרות"). ניתן לראות שלאורך כל טווח ציוני הפסיכומטרי יש עלייה בממוצע הציונים באנגלית בבגרות כשעולים בקטגוריה של הציון במתמטיקה בפסיכומטרי, וכן שבכל קטגוריה הקשר בין הציונים הוא חיובי (גם אם חלש, בגלל התחום המקוצץ בכל קטגוריה). הקשר בין שני הציונים, אם כן, הוא מונוטוני עולה בכל הטווח. האם בעקבות כך יטענו הכותבים שמתמטיקה בפסיכומטרי ואנגלית בבגרות מודדים אותה יכולת? התשובה לכך היא כמובן שלילית.

**תרשים 1: ממוצע הציונים באנגלית בבגרות בקטגוריות של הציון במתמטיקה בפסיכומטרי ומתאם פירסון בין הציון באנגלית בבגרות ובין הציון במתמטיקה בפסיכומטרי בקטגוריות אלה**




כיצד, אם כן, ניתן להתמודד עם מקרה כזה שבו הקשר מונוטוני לאורך כל הטווח הגם ששני המשתנים מודדים בעליל דברים שונים? על פי המודל הבסיסי של תורת המבחנים, המתאם בין הערכים הנצפים של המשתנים ($r_{xy}$) שווה למתאם בין הערכים האמיתיים של המשתנים ($r_{t_xt_y}$) כפול שורשי מהימנויותיהם ($\sqrt{r_{xx}}\sqrt{r_{yy}}$), כאשר מהימנות מתארת את המידה שבה ערכי המשתנה נמדדים ללא רעש (טעויות): $r_{xy} = r_{t_xt_y}\sqrt{r_{xx}}\sqrt{r_{yy}}$. מכאן שכל עוד הקשר הנצפה בין המשתנים

4 המדגם כלל נבחני בגרות בשנים 2000–2009 שנבחנו גם בבחינה הפסיכומטרית ושהחלו את לימודיהם באוניברסיטה עד שנת הלימודים תשע"ה.

אינו מושלם ($r_{xy} < 1$), אזי גם כאשר הקשר הוא מונוטוני עדיין ייתכן שהם מודדים דברים שונים ($r_{t_x t_y} < 1$). במדידה פיזיקלית, כשהמהימנות קרובה למושלמת, מתאם לא מושלם בין שני משתנים מהווה עדות מספקת לקיומו של מידע ייחודי שכל אחד מהם מכיל. את העיקרון הזה, אך בכיוון הפוך, יישמו יצחקי ועמיתיו על ההקשר של מדידת משתנה לטנטי: הם הסיקו שהמתאם המונוטוני הלא מושלם מקורו אך ורק במגבלת המהימנויות, ושהמתאם בין המשתנים האמיתיים הוא 1. עיון בנוסחה שלעיל מראה שמסקנה זו אינה הכרחית כלל. כל עוד הקשר המונוטוני בין המשתנים אינו מושלם, הוא יכול להתקבל גם כאשר המתאם בין המשתנים האמיתיים הוא 1 וגם כאשר אינו כזה, כלומר, כאשר המשתנים מודדים יכולות שונות.

עד כה עסקנו בהפרכת טענת הכותבים מהבחינה התאורטית. נעבור עתה לממצאים אמפיריים שמפריכים את הטענה על ידי בדיקת הקשר בין שני הכלים לבין משתנה שלישי. המשתנה שבחרנו הוא הקריטריון שהמבחנים מיועדים לבדוק: הצלחה בלימודי הבוגר, שציון שנה א' ("צש"א") בלימודים אלה מהווה אינדיקטור מקובל שלו. ניסינו לענות על השאלה האם צירוף של מבחנים משתי המערכות הנפרדות עדיף על היבחנות פעמיים במבחן ממערכת יחידה במונחי איכות הניבוי של הקריטריון. בכך אנו מבקשים לבחון אם ייתכן ששיפור בניבוי הקריטריון בעקבות שימוש בזוג הציונים משתי המערכות המקבילות נובע לא מהעובדה שהם מודדים יכולות שונות, אלא מעצם השימוש בממוצע של שתי מדידות שמקטין את הרעש במדידה.

במדגם תלמידי אוניברסיטאות[5] הוגדרו עבור כל מערכת מבחנים שלושה ציונים: באנגלית, במתמטיקה והציון הכללי.[6] עבור כל אחד מהציונים חושב המתאם בין הציונים המקבילים בין שתי המערכות ("מתאם בגרות-פסיכומטרי"), מתאם עם צש"א ("תוקף בגרות" ו"תוקף פסיכומטרי") ומתאם של צירוף הציונים המקבילים משתי המערכות עם צש"א ("תוקף צירוף בגרות ופסיכומטרי"). בהתבסס על מתאמים אלה (מתוקנים לקיצוץ תחום) נערכו הדמיות (N=100,000) שכללו 4 משתנים ("בגרות", "פסיכומטרי", "צירוף בגרות ופסיכומטרי" ו"צש"א") עם התפלגות רב-משתנית נורמלית, שהמתאמים ביניהם תואמים למתאמים האמפיריים. מטרת ההדמיות הייתה להשוות את התוקף של הצירוף של שני ציונים ממערכת מבחנים יחידה לתוקף של צירוף ציונים משתי המערכות. הצורך בהדמיה נבע מכך שנתונים על שני ציונים ממערכת מבחנים יחידה קיימים רק עבור מדגמים חלקיים (נבחנים חוזרים). ההדמיה אפשרה לשלוף עבור כל מבחן ממערכת מבחנים יחידה שני ציונים.[7] תוצאות ההדמיה מוצגות בתרשים 2.

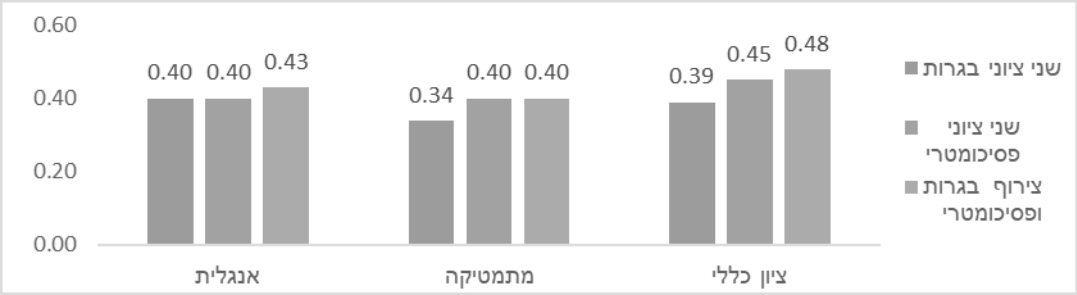
---

5 181,829 תלמידי שנה א' במחזורים תשס"א עד תש"ע בכל האוניברסיטאות אשר למדו ב-2,002 יחידות עיבוד (חוג במוסד לימודים ובמחזור).

6 הציון באנגלית והציון במתמטיקה בבגרות נלקחו מעבר למספר יח"ל, וחושבו תוך הוספת הבונוסים האוניברסיטאיים המתאימים. הציון הכללי בבגרות הוא ממוצע הציונים במקצועות הבגרות, כפי שמחושב באוניברסיטאות (כולל בונוסים).

7 המתאם בין שני הציונים הללו הוכתב על ידי אומדנים של מהימנות הציונים. המהימנויות של ציוני הבחינה הפסיכומטרית חושבו על פי נתוני 130,940 נבחנים חוזרים ששתי היבחנויותיהם היו בין השנים 2000 ו-2009. מאחר שאין בידינו נתונים על המהימנויות של ציוני הבגרות הערכנו אותן כנמוכות מהמהימנויות של הציונים המקבילים בבחינה הפסיכומטרית, בהנחה שציוני הבגרות מושפעים ממקורות נוספים של טעות; מהימנויות ציוני הבגרות נאמדו ב-0.83, 0.75 ו-0.85, ואלו של הבחינה הפסיכומטרית ב-0.89, 0.83 ו-0.90, לאנגלית, מתמטיקה והציון הכללי (בהתאמה). כדאי לציין שכל עוד התוקף חיובי, ככל שהערכת המהימנות היא נמוכה יותר, אזי הרווח, במונחי תוקף ניבוי, מצירוף של שתי היבחנויות לעומת היבחנות יחידה הוא גדול יותר.

**תרשים 2: תוקף צירופי ציונים משתי מערכות המבחנים בניבוי ציון שנה א'**




ניתן להיווכח שתוקף צירוף בגרות ופסיכומטרי עולה כמעט תמיד על תוקף צירוף שני ציונים ממערכת מבחנים יחידה. המסקנה היא שגם במצב שבו הקשר בין הציונים משתי מערכות המבחנים הוא מונוטוני על פני כל טווח הציונים, לא ניתן להסיק ששני המבחנים מודדים אותה יכולת ושאחד מהם הוא מיותר.

לסיכום, לצד הביקורת התאורטית על טענתם של יצחקי ועמיתיו שקשר מונוטוני (לא מושלם) בין משתנים לטנטיים מהווה עדות מספיקה לקביעה ששני המשתנים מודדים אותה תכונה, הצגנו ראיות אמפיריות לקיומה של תרומה ייחודית של כל אחד משני הציונים לניבוי משתנה שלישי, הקריטריון, וזאת תוך בקרה על האפשרות שתרומה כזאת לניבוי נובעת אך ורק מהקטנת הרעש במדידה. הקריטריון, שמודד את הישגי הסטודנטים בלימודים האקדמיים, הוא המשתנה החשוב ביותר בהקשר של הברירה ללימודים אלה. הבחירה לכלול את הקריטריון בניתוח האמפירי נועדה, לפיכך, לא רק לספק עדות מסייעת להפרכת טענתם של יצחקי ועמיתיו (ששני הציונים מודדים אותה יכולת), אלא גם להציג באופן מקורב את הרווח, במונחי תוקף ניבוי, משימוש בשתי מערכות הציונים בהחלטות הברירה. הנתונים שהוצגו תומכים, אם כן, בשימוש בשילוב של שני הציונים בהחלטות הברירה גם מן ההיבט המעשי.

## תשובה לתגובה על המאמר "מבחני הבגרות והפסיכומטרי במתמטיקה ובאנגלית והקשר ביניהם לאורך זמן" (יצחקי, פודלוב-טרחטנברג וקרנצלר, 2017)

ראשית כול, אנו מודים לכותבי התגובה למאמרנו ושמחים מאוד שהמאמר זוכה להתייחסות ומעורר דיון.

ברצוננו להדגיש שאין אנו מתייחסים בתגובתנו לשיטת החקירה המתודולוגית, רק נציין שוב שהחידוש המתודולוגי בעבודה הוא שיטת המחקר, שהיא שיטה אי-פרמטרית ואינה תלוית התפלגות.

להלן תגובתנו: הדוגמה שהוצגה במכתב התגובה של סער וקנת-כהן (לוח 1) מציגה בצורה חד-ממדית את ההתפלגויות. בצורה זו אי אפשר לראות את המונוטוניות של המתאם. במחקר, לעומת זאת, ההדגמה נעשתה באמצעות מטריצות מעבר בין העשירונים (לוחות 5.3.3/4, 5.4.3/4). בלוח 1.1 להלן, שמתייחס, כמו לוח 1, לבגרות באנגלית ולמבחן הפסיכומטרי במתמטיקה, ניתן לראות

שישנה תופעה משמעותית של מעבר מהעשירונים התחתונים של מבחן אחד לעשירונים העליונים של המבחן השני, זאת למרות הקשר ביניהם (0.67). לעומת זאת במקרה שבו המבחנים הינם באותו תחום ידע (אנגלית), אין כמעט מקרים של ציונים גבוהים במיוחד במבחן אחד ונמוכים במיוחד במבחן שני (לוח 1.2 להלן). כך גם ניתן לראות בלוח 5.4.3 במאמר, שבדק את הקשר בין שני המבחנים במתמטיקה עם מקדם מתאם הדומה למתאם בין הבגרות לאנגלית לפסיכומטרי (0.7), שבו התבנית של מטריצת המעבר שונה מזו המוצגת בלוח 1.1, מה שמחזק את הנאמר במחקר ומראה שכאשר ישנם שני מבחנים הבודקים דברים שונים, הקשר ביניהם אינו מונוטוני לאורך כל הציונים.

**לוח 1.1 מטריצת מעבר עשירוני ציונים בגרות באנגלית ופסיכומטרי כמותי**

| | בגרות באנגלית | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | **10** | **9** | **8** | **7** | **6** | **5** | **4** | **3** | **2** | **1** | |
| | 0.01 | 0.02 | 0.11 | 0.15 | 0.42 | 0.61 | 0.88 | 1.28 | 2.37 | 3.46 | **1** |
| | 0.02 | 0.12 | 0.22 | 0.36 | 0.62 | 0.96 | 1.19 | 1.59 | 2.18 | 2.59 | **2** |
| | 0.14 | 0.17 | 0.64 | 0.75 | 1.33 | 1.43 | 1.77 | 2.09 | 2.14 | 1.74 | **3** |
| | 0.1 | 0.32 | 0.73 | 0.8 | 0.91 | 1.13 | 1.44 | 1.32 | 1.21 | 0.78 | **4** |
| | 0.24 | 0.66 | 1.02 | 1.18 | 1.34 | 1.4 | 1.16 | 1.2 | 0.77 | 0.49 | **5** |
| | 0.54 | 1.01 | 1.42 | 1.5 | 1.61 | 1.37 | 1.31 | 0.96 | 0.73 | 0.29 | **6** |
| | 0.96 | 1.2 | 1.36 | 1.37 | 1.37 | 0.99 | 0.88 | 0.64 | 0.31 | 0.13 | **7** |
| | 1.36 | 2.12 | 2.06 | 1.3 | 1.33 | 0.85 | 0.68 | 0.28 | 0.21 | 0.08 | **8** |
| | 2.29 | 2.58 | 1.86 | 1.27 | 0.86 | 0.44 | 0.34 | 0.15 | 0.09 | 0.05 | **9** |
| | 3.63 | 2.75 | 1.76 | 1.03 | 0.62 | 0.29 | 0.13 | 0.05 | 0.03 | 0.02 | **10** |

**לוח 1.2 מטריצת מעבר עשירוני ציונים בגרות באנגלית ופסיכומטרי באנגלית**

| | בגרות באנגלית | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | **10** | **9** | **8** | **7** | **6** | **5** | **4** | **3** | **2** | **1** | |
| | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 0.2 | 0.3 | 0.9 | 1.6 | 2.8 | 3.8 | **1** |
| | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 0.4 | 0.7 | 1.2 | 1.8 | 2.4 | 2.6 | **2** |
| | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 0.3 | 0.9 | 1.2 | 2.0 | 2.6 | 2.6 | 2.0 | **3** |
| | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 0.5 | 1.2 | 1.7 | 1.9 | 1.6 | 1.3 | 0.7 | **4** |
| | 0.0 | 0.1 | 0.4 | 1.1 | 2.0 | 1.9 | 1.9 | 1.0 | 0.6 | 0.4 | **5** |
| | 0.1 | 0.4 | 1.5 | 2.4 | 2.6 | 2.1 | 1.2 | 0.6 | 0.2 | 0.1 | **6** |
| | 0.2 | 1.1 | 2.3 | 2.1 | 1.6 | 0.9 | 0.5 | 0.2 | 0.1 | 0.1 | **7** |
| | 0.9 | 2.6 | 3.1 | 1.9 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 0.0 | **8** |
| | 2.8 | 4.0 | 2.6 | 1.0 | 0.5 | 0.2 | 0.1 | 0.1 | 0.0 | 0.0 | **9** |
| | 5.3 | 2.7 | 0.9 | 0.3 | 0.2 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | **10** |

המתאם בין מבחן הבגרות באנגלית לבחינה הפסיכומטרית באנגלית הוא 0.8, כאשר המתאם בין תוצאות המבחנים של נבחנים שנבחנו בבחינה הפסיכומטרית פעמיים הינו 0.88 בחלק המתמטי ו-0.92 בחלק האנגלית,[8] ואף מגיע ל-0.83 במתמטיקה בלוח 3 של המגיבים. הטענה שמתאם גבוה (אפילו של 1) אינו מראה על מדידה של אותן יכולות, סותר לכאורה את הקביעה של המגיבה קנת-כהן עצמה המייחסת לבחינה הפסיכומטרית מהימנות גבוהה בהתבסס על מתאמים של 0.87–0.92 וקובעת שמתאם של 0.8 מספיק לבדיקת מהימנות.[9]

לגבי התרומה של בחינה נוספת, הרי במונחים של שונות מוסברת לקריטריון, היא קטנה מאוד ומסבירה חלק קטן בלבד מהשונות הלא מוסברת.[10] בבדיקה אחרת שעשינו (ולצערנו לא כאן המקום לפרטה) ההבדלים בהתפלגות הציונים לתואר משתנים מעט מאוד עקב שימוש בציון הסכם (המורכב משני המבחנים) כממיין במקום השימוש בציון אחת מהבחינות בלבד למיון המעומדים.

ולעצם התרומה של בחינה נוספת לעלייה בציון לתואר, בבדיקה שעשינו (ולא כאן המקום לפרטה) ובה נכללו מועמדים שלא התקבלו, ממוצע הציונים לתואר בעקבות הוספת מבחן הינה קטנה מאוד, אם בכלל. בכל מקרה השאלה שנשארת פתוחה היא האם הציון הוא הקריטריון שצריך לבדוק ולא נתוני נשירה למשל, מה גם שתוספת של אחת מהבחינות אינה מפחיתה כלל את הנשירה. כך שהשאלה שנשאלה במאמר מקבלת משנה תוקף: האם יש הצדקה למבחן נוסף אשר בודק את אותו תחום דעת ותורם מעט מאוד יחסית ליכולת הניבוי בהצלחה הנמדדת באמצעות הציון לתואר.

ההצעה שהועלתה על ידינו במחקר, שכדאי לבדוק את האופציה של קיום חוזר של אותו מבחן כדי למנוע את העומס של הכנה לשתי בחינות, מומחשת מצוין דווקא בנתוני המגיבים. לפי הנתונים המופיעים בלוח 4 של המגיבים, ניתן לראות ששתי בחינות במתמטיקה בפסיכומטרי נותנות אותה תוצאה (0.40) כמו שילוב של שתי בחינות שונות (בגרות ופסיכומטרי). כך גם התוקף באנגלית של שני מבחני בגרות או שני מבחנים פסיכומטריים דומה מאוד לזה שיש לשילוב של שתי בחינות שונות (0.40 0.43 בהתאמה).

**לסיכום**: המסקנה היא שקיום של כפל הבחינות אינו תורם רבות, ועל כן מתעורר הספק לגבי התועלת בעריכת שני מבחנים. המסקנה דלעיל מתקיימת ביתר שאת לגבי מקצוע האנגלית. כפי שכתבנו ראוי לערוך מחקר שיבדוק באיזו מידה מהווה הקיום של שתי בחינות באותם תחומים נטל עודף על המשק הישראלי. אנו מקווים שהדיון המתרחש מעל דפיו של כתב עת זה יתרום לכך שהנושא של עלות-תועלת מקיומם של שני מבחנים ייחקר.

---

8 הבדיקה נעשתה על פני השנים 1990–2016.

9 "כלל אצבע החל על מבחנים עתירי סיכון כדוגמת הבחינה הפסיכומטרית הוא שמהימנות המבחן צריכה להיות לכל הפחות 0.80" (קנת-כהן, 2016, מהימנות הבחינה הפסיכומטרית ותוקפה בניבוי הצלחה בלימודים האקדמיים, המרכז הארצי לבחינה ולהערכה).

10 התיקון לקיצוץ התחום שעשינו לצורך הבדיקה הינו בהתאם לסטיית התקן של מועמדי השנים האחרונות, ולא כפי שהשתמשו כנראה המגיבים בנתוני מועמדים מתחילת שנות התשעים (כפי שמדווח בקנת-כהן, קלפר, 2017, תיקון לקיצוץ תחום עבור ברירה רב־משתנית: יישום המקרה הכללי), שבהם הפרשי סטיית התקן בין המתקבלים ללא מתקבלים היו גבוהים משמעותית ולכן תיקון קיצוץ התחום היה משמעותי.

# דירוג רשויות – על פי מדד חברתי-כלכלי

אביעד טור-סיני, יולנדה גולן ושלמה יצחקי

## תקציר

דירוג הרשויות המקומיות נערך על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, ונועד בין היתר לשמש כאחד הקריטריונים להקצאת משאבים לרשויות המקומיות. המדד נבנה על סמך טכניקות מקצועיות מתקדמות ובודק מספר רב של משתנים המיועדים לבחון את הרמה החברתית-כלכלית של האוכלוסייה תוך הסתמכות על מגוון רחב של משתנים.

מטרת העבודה היא לבדוק מה התרומה של משתנה ההכנסה בלבד לדירוג הרשויות המקומיות. במילים אחרות, נרצה לבדוק את ההבדל בין הדירוג הנוכחי לדירוג שהיה מתקבל לו היה הדירוג נשען על משתנה אחד – הכנסה, זאת מאחר שאנו מניחים שההכנסה מתואמת עם המשתנים האחרים והיא גם זמינה בגלל הדיווח למס הכנסה.

הממצא העיקרי של העבודה הוא שאין הבדל רב בדירוג רשויות מקומיות הנעשה על סמך דירוג על פי משתנה הכנסה ממוצעת לנפש לבין הדירוג הנעשה בשיטה הקיימת בלמ"ס המכילה מספר רב של משתנים. תוצאה זו מתקבלת הן על סמך נתוני 2006 והן על סמך נתוני 2008. עיקר ההבדלים בדירוגים השונים מתבטא ברשויות החלשות.

תוצאה זו נובעת משני מרכיבים: המתאם בין ההכנסה למשתנים אחרים, והעובדה שהדירוג מתבצע על נתונים של ממוצע האוכלוסייה של הרשות, מה שמקטין את משקלן של טעויות אקראיות. כאשר מוסיפים להשוואה גם את המועצות האזוריות הקשר בין שני הדירוגים נחלש, אם כי הוא עדיין גבוה.

היתרון בהחלפת המדד הקיים הוא שניתן לעדכן את המדד מדי שנה ולחסוך בעלויות רבות, זאת מאחר שהמדד הקיים מצריך מפקד שעלותו כמה מאות מיליוני שקלים, ואילו עלות העתקת קובץ מערכת המס עלותה אפסית.

## א. מבוא

דירוג הרשויות המקומיות נערך על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה על פי הזמנת משרד הפנים, ונועד בין היתר לשמש את משרד הפנים כאחד הקריטריונים להקצאת משאבים לרשויות המקומיות. המדד נבנה על סמך טכניקות מקצועיות מתקדמות, ובודק מספר רב של משתנים המיועדים לבחון את הרמה החברתית-כלכלית של האוכלוסייה תוך הסתמכות על מגוון רחב של משתנים. המדד משמש בסיס מקצועי ואובייקטיבי להקצאת תקציבים לרשויות המקומיות. בהיותו משמש כלי להקצאת

תקציבים הרי שמדרך הטבע יש מי שנפגע מקיומו, ועל כן קיימת ביקורת של הנפגעים על המשתנים שאינם נכללים בו, או לחילופין על המשתנים שנכללים בו. לא נתקלנו בביקורת על עצם קיומו של המדד, ונראה שמקובל על הכול שיש לברך על קיומו של מדד חברתי-כלכלי אובייקטיבי המאפשר להקצות משאבים לרשויות מקומיות. גם אנו שותפים לדעה זו. אולם, לצורך בניית המדד נבדקים כל המשתנים, הקיימים או הניתנים להשגה, שמייצגים תחום של חוזק או חולשה חברתית-כלכלית של האוכלוסייה. השימוש במשתנים רבים גורם לכך שהשיטה הסטטיסטית שעליה נשען המדד הקיים היא מסובכת וקשה להסבר למי שאינו מתמחה בתחום הסטטיסטי. בנוסף, היא מייקרת את בניית המדד וגורמת לכך שתדירות עדכונו מוגבלת, זאת מאחר שניתן לעדכנו רק אחרי שמתקיים מפקד ארצי. טענתנו היא שחלק מהביקורות על המשתנים המשמשים במדד אינן משמעותיות, זאת מאחר שתוצאות הדירוג של חוזק האוכלוסייה לא היה משתנה במידה מהותית אם היו מתעלמים ממשתנה זה או אחר לדירוג הרמה החברתית-כלכלית של אוכלוסיית הרשויות.

הממצא העיקרי של העבודה הוא שאין הבדל רב בדירוג רשויות מקומיות הנעשה על סמך משתנה הכנסה ממוצעת לנפש בלבד לבין הדירוג הנעשה על סמך משתנים נוספים. תוצאה זו מתקבלת הן על סמך נתוני 2006 והן על סמך נתוני 2008. עיקר ההבדלים בדירוגים השונים מתבטא ברשויות החלשות.[1] תוצאה זו נובעת משני מרכיבים: המתאם בין ההכנסה למשתנים אחרים, והעובדה שהדירוג מתבצע על נתונים של ממוצע האוכלוסייה של הרשות, מה שמקטין את משקלן של טעויות אקראיות.

כאשר מוסיפים להשוואה גם את המועצות האזוריות הקשר בין שני הדירוגים נחלש, אם כי הוא עדיין גבוה. ביצענו השוואת דירוגים בין 2006 לבין 2008, וזאת למרות שהדירוגים לכל שנה נעשו על סמך משתנים שונים ועל כן שינוי בדירוג בין השנים אינו יכול לבטא את השינוי בהתפתחות האוכלוסיות בין השנים בלבד (ראה נספח 1).

היתרון בשימוש בדירוג על פי הכנסה לנפש הוא שניתן לעדכן את המדד מדי שנה ולחסוך חיסכון אדיר בעלויות, זאת מאחר שהנתונים של הכנסה ומספר נפשות ניתנים להשגה ממקורות מנהליים ואינם מחייבים סקרים או מפקד ארצי. לצורך המחשה, עלות הנתונים המפקדיים היא כמה מאות מיליוני שקלים ואילו עלות הנתונים המנהליים היא כמעט אפסית. החיסכון בעלויות יאפשר את פרסומו של המדד מדי שנה.

מבנה העבודה הוא כדלקמן: בחלק השני אנו מבצעים השוואה בין הדירוג של המדד החברתי-כלכלי עבור רשויות מקומיות לשנת 2006 לבין הדירוג שהיה מתקבל על בסיס ההכנסה הממוצעת לנפש בלבד; בחלק השלישי אנו חוזרים על ההשוואה לשנת 2008, כאשר ההשוואה נעשית על פי בסיס ההכנסה ששימשה לבניית המדד, כלומר הכנסה לנפש מתוקננת, ואילו בחלק הרביעי אנו מתייחסים לדירוג המלא של שנת 2008 הכולל מועצות אזוריות. סיכום ומספר הצעות מופיע בחלק האחרון של העבודה.

## ב. מטרת העבודה

המדד הקיים נשען על מספר רב של משתנים המעידים על היכולות של האוכלוסייה. הישענות על מספר משתנים רב לצורך הדירוג מבטיחה בחינת תחומים רבים של רמת חיים כלכלית. היא מחייבת

---

* אנו מודים לגב' לואיזה בורק ולד"ר נטליה ציבל על הערותיהן שעזרו לנו לשפר מחקר זה.

1 הכוונה לרשויות הנמצאות בחמישה האשכולות התחתונים.

שימוש בשיטות סטטיסטיות מתוחכמות שלא תמיד מובנות למי שאינם מומחים, והשימוש בחלק מהמשתנים מעורר טיעונים לגבי הרלוונטיות של המשתנים לבדיקת עוצמה חברתית-כלכלית של אוכלוסייה. מטרת העבודה הנוכחית היא לבדוק מה התרומה של המשתנים הרבים לדירוג רשויות. כלומר, לבדוק את ההבדל בין הדירוג הנוכחי לדירוג שהיה מתקבל לו היה הדירוג נשען על משתנה אחד – הכנסה, זאת מאחר שאנו מניחים שההכנסה מתואמת עם המשתנים האחרים, ויתרה מכך, היא גם זמינה בגלל הדיווח למס הכנסה. בנוסף, מאחר שהנתון המייצג כל רשות הוא ממוצע של ההכנסות של אנשים רבים, הרי שהשפעתן של תצפיות קיצוניות נחלשת, ועל פי התאוריה הסטטיסטית יש לצפות להתפלגות המתקרבת להתפלגות הנורמלית. היתרון בשימוש במשתנה אחד וזמין בלבד הוא בכך שניתן לחזור על הדירוג בקלות רבה יחסית, וצמצום במספר המשתנים המעורבים מקל על הבנת מה שעומד מאחורי המדד. כדי להבטיח שאין הבדיקה מתבססת על תוצאה אקראית, הבדיקה נעשתה הן לגבי הדירוג שנעשה על בסיס נתוני שנת 2006 והן על בסיס נתוני שנת 2008.

כדי להצביע על מידת הסיבוך ביצירת המדד החברתי-כלכלי נמנה את מקורות הנתונים המשתתפים בבניית המדד. בשנת 2006 נשענה בניית המדד על נתונים שנתקבלו מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, המוסד לביטוח הלאומי, משרד העבודה והרווחה ומשרד הדתות. המדד מבוסס על אותם המשתנים ועל אותן השיטות הסטטיסטיות ששימשו לבניית המדד החברתי-כלכלי הקודם, המשקף את שנת 2003.

בשנת 2006 נמצאו 197 עיריות ומועצות מקומיות אשר סווגו ל-10 אשכולות הומוגניים לפי ערך המדד החברתי-כלכלי שלהן, המחושב על סמך 14 המשתנים הבאים: הכנסה ממוצעת לנפש (כולל גמלאות), רמת מינוע (שיעור אחזקת רכב), אחוז כלי רכב חדשים, אחוז זכאים לתעודת בגרות, אחוז הסטודנטים, אחוז דורשי עבודה, אחוז המשתכרים עד שכר המינימום, אחוז המשתכרים מעל פעמיים השכר הממוצע, חציון גיל, יחס תלות, אחוז משפחות עם ארבעה ילדים ויותר, אחוז מקבלי דמי אבטלה, אחוז מקבלי גמלה להבטחת הכנסה ואחוז מקבלי קצבת זקנה עם תוספת השלמת הכנסה.

בשנת 2008 נמצאו 199 עיריות ומועצות מקומיות ו-53 מועצות אזוריות אשר סווגו ל-10 אשכולות הומוגניים לפי ערך המדד החברתי-כלכלי שלהן, המחושב על סמך 16 המשתנים הבאים: הכנסה ממוצעת לנפש מתוקננת (כולל גמלאות), רמת מינוע (שיעור אחזקת רכב), צפיפות דיור, ממוצע חדרי שירותים לנפש, אחוז בעלי אינטרנט, ממוצע שנות לימוד, אחוז בעלי תואר אקדמי, אחוז המשויכים לכוח העבודה, אחוז הנשים שאינן שייכות לכוח עבודה, אחוז בעלי שכר גבוה, אחוז בעלי שכר נמוך, חציון גיל, יחס תלות, ממוצע נפשות למשק בית ואחוז מקבלי גמלה להבטחת הכנסה.

## ג. רקע תאורטי: מדדים אזוריים

לצורך אפיון ותיעוד המרחב החברתי-כלכלי לפי יחידות גאוגרפיות שונות נהוג לבטא את התוכן החברתי-כלכלי באמצעות מדדים שונים. מדדים אלו מתבססים, בדרך כלל, על צרור משתנים, כאשר העיקריים ביניהם המשמשים להערכות ולחישובים הם הכנסה, השכלה, תעסוקה וכן מאפיינים דמוגרפיים של אוכלוסייה המתגוררת באזור גאוגרפי מסוים (פליישמן, גובמן וטור-סיני, 2011). המחקר מלמד על קשר חיובי מובהק בין שלושת הגורמים המרכזיים המאפיינים את הרמה החברתית-כלכלית של אזור המגורים, כגון הכנסה, השכלה ותעסוקה, לשווי דירות מגורים (Heikkila, 1992;

Yates ;2002 ,.Des Rosiers et al ;1999 ,Greenberg ;1998 ,Goodman and Thbodeau, 2002; Australian Bureau of Statistics, 2006).

זאת ועוד – ישנם מחקרים המעידים כי נושאים כדוגמת ההרכב האתני והביטחון האישי בסביבת המגורים נכנסו אף הם ל"מעגל השחקנים" המשתתפים בעיצוב המרחב החברתי המשפיע על שוויין של דירות מגורים (Dubin and Goodman, 1982; Buck et al., 1991; Kiel and Zabel, 1996).

המדדים המבטאים את הרמה החברתית-כלכלית של יחידות גאוגרפיות שונות, אשר מחושבים על ידי גופים סטטיסטיים שונים, שונים זה מזה הן מבחינת צרור המשתנים המשתתפים בבניית המדד והן מבחינת המתודולוגיה לחישובי המדד ולעדכונו. למרות שוני מסוים בתוכן ובשיטת החישובים של מדד חברתי-כלכלי, מחקרים מהעולם מעידים על קשר הדוק בין הרמה החברתית-כלכלית לבין שוויין של דירות מגורים, אשר אף הולך וגדל עם הזמן (Malpezzi et al., 1998; Ding and Knaap, 2003).

## ד. שנת 2006: 197 רשויות מקומיות

משתנה ההכנסה ששימש את הדירוג ב-2006 הוא ההכנסה הממוצעת לנפש ברשות המקומית. על כן דירגנו את הרשויות המקומיות על פי הדירוג החברתי-כלכלי, וגם על פי ההכנסה הממוצעת לנפש בלבד. מתאם פירסון שהתקבל בין שני הדירוגים הוא 0.98, כלומר התרומה של הוספת כל המשתנים הנוספים לא שינתה במידה משמעותית את הדירוג. הדירוג המלא על פי שתי השיטות מופיע כמידע נלווה למאמר (קורא המעוניין בגישה למידע זה יפנה בבקשה ישירה לכותבים).

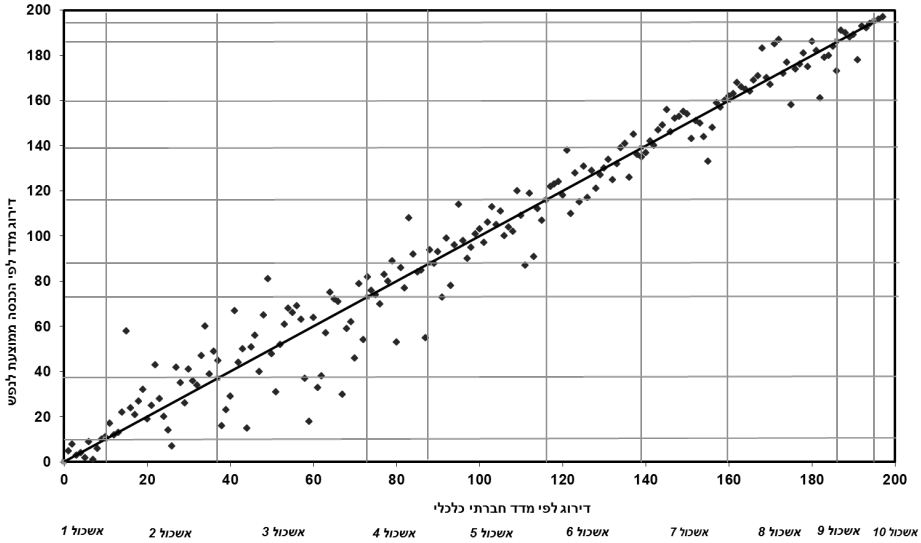
על מנת להמחיש את ההבדלים בין הדירוגים, הצגנו בציור 1 את הדירוג לפי שתי השיטות: על הציר האופקי מוצג הדירוג על פי המדד החברתי-כלכלי לשנת 2006 ואילו על הציר האנכי מוצג הדירוג על פי ההכנסה הממוצעת לנפש. כלומר, כל אחת מהנקודות על הגרף מציינת את הדירוג של אוכלוסיית הרשות המקומית על פי שני הדירוגים. רשות מקומית שהדירוג שלה על פי שתי השיטות לא השתנה נמצאת על האלכסון ששיפועו הוא אחד. רשות מקומית שהדירוג שלה על פי הכנסה בלבד נמוך מהדירוג על פי המדד החברתי-כלכלי נמצאת מתחת לאלכסון, ואילו רשות שמיקומה בדירוג עלה נמצאת מעל האלכסון.

בנוסף, מאחר שקיימת חלוקה לפי אשכולות ועל פיה מחולקים תקציבים, הרי שמי שמתעניין בדירוג מבחינת המשמעות התקציבית שלו יתעניין בחלוקה לאשכולות. כדי להמחיש זאת חילקנו את הציר האופקי לאשכולות, ובציר האנכי בחרנו אשכולות בעלי אותו גודל, ועל כן רשות מקומית שנמצאת בתוך הריבוע[2] התקציבים שהיא מקבלת לא יושפעו מהבדלים בין שתי שיטות הדירוג.

בדירוג הכללי שינו 185 רשויות מתוך 196 רשויות את הדירוג שלהן, כאשר מתוך הגדרה אם לרשות אחת הדירוג משתנה – בהכרח הוא משתנה לפחות לרשות אחת אחרת. כאשר מתרכזים בשינויי אשכולות הרי שרק 46 רשויות שינו את האשכול שלהן, חציין עלו באשכול אחד וחציין ירדו באשכול אחד.

2 מכיוון שקנה המידה של הצירים שונה מתקבלים בציור מלבנים ולא ריבועים.

**ציור 1: פיזור של מדד חברתי-כלכלי ביחס למדד לפי הכנסה ממוצעת לנפש, רשויות מקומיות – שנת 2006**




## ה. שנת 2008: 199 רשויות מקומיות

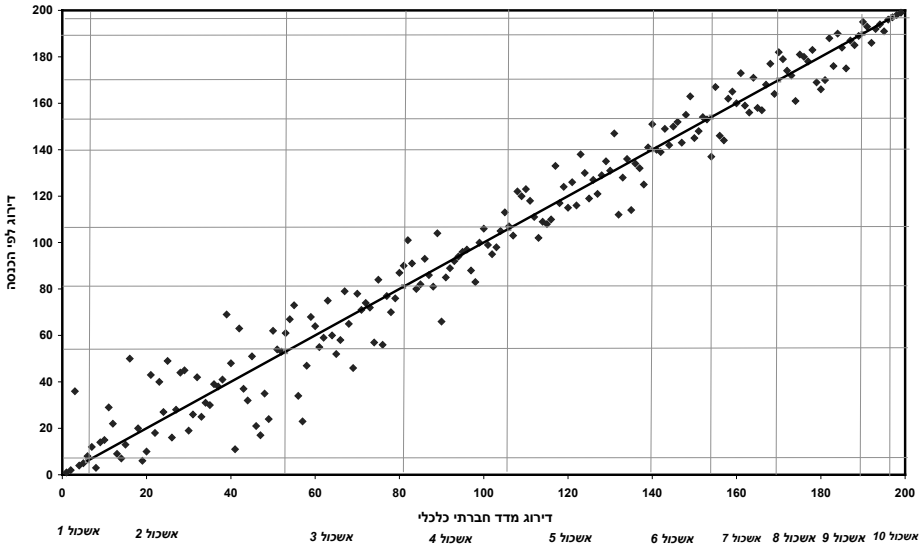
בדירוג רשויות מקומיות על פי נתוני 2008 נעשה שימוש בהכנסה לנפש מתוקננת.[3] מסיבה זו גם אנו משתמשים בהכנסה לנפש מתוקננת לצורך דירוג רשויות. מקדם המתאם של פירסון שקיבלנו בין המדד החברתי-כלכלי והמדד על פי נפש מתוקננת הוא 0.983, כך שלמרות ההבדל במשתנים המשמשים לדירוג התוצאות לגבי טיב המתאם בין שתי השיטות התוצאות שהתקבלו בשנת 2008 דומות לתוצאות שהתקבלו בשנת 2006. השינוי במשתנה ההכנסה נבע מתוך הרצון להתאים את המשתנה לרמת חיים כלכלית, וגם בגלל ההתבססות על נתוני מפקד 2008 הנותן תוצאה מהימנה יותר של התפלגות גודל המשפחות בכל רשות. הדירוג המלא מופיע כמידע נלווה למאמר (קורא המעוניין בגישה למידע זה יפנה בבקשה ישירה לכותבים).

על מנת להמחיש את ההבדלים בין הדירוגים, הצגנו בציור 2 את הדירוג לפי שתי השיטות. סך

3 נפש מתוקננת (סטנדרטית): גודל משק הבית משפיע על רמת החיים שאפשר לקיים מהכנסה נתונה. על מנת ליצור בסיס להשוואת רמת החיים של משקי בית בעלי מספר נפשות שונה, נהוג להשוותם לפי ההכנסה לנפש. מקובל גם להניח שמספר הנפשות במשק בית אינו משפיע באופן אחיד ושווה על רמת החיים האפשרית מהכנסה נתונה, משום שקיימים – לפי אותה הנחה – יתרונות לגודל. לכן, נערכה טרנספורמציה של מספר הנפשות, לפי סולם אחיד: הסולם קובע כיחידת בסיס משק בית בן שתי נפשות; וככל שעולה מספר הנפשות, ניתן משקל שולי הולך ופוחת לכל נפש המתווספת למשק הבית. באמצעות סולם זה מתרגמים את מספר הנפשות במשק הבית למספר נפשות מתוקננות במשק בית. פירוט הסולם בלוח שלהלן:

הכול 183 רשויות מתוך 199 רשויות שינו את הדירוג שלהן, כאשר על פי ההגדרה, אם לרשות אחת הדירוג משתנה – בהכרח הוא משתנה לפחות לרשות אחת אחרת. כאשר מתרכזים בשינויי אשכולות הרי שרק 37 רשויות שינו את הדירוג שלהן, חציין עלו באשכול אחד או יותר וחציין ירדו באשכול אחד או יותר.

**ציור 2: גרף פיזור של מדד חברתי-כלכלי ביחס למדד לפי הכנסה לנפש מתוקננת, רשויות מקומיות – שנת 2008**




| מספר הנפשות במשק בית | **משקל שולי** לנפש | מספר נפשות מתוקננות (סטנדרטיות) |
|---|---|---|
| 1 | 1.25 | 1.25 |
| 2 | 0.75 | 2.00 |
| 3 | 0.65 | 2.65 |
| 4 | 0.55 | 3.20 |
| 5 | 0.55 | 3.75 |
| 6 | 0.50 | 4.25 |
| 7 | 0.50 | 4.75 |
| 8 | 0.45 | 5.20 |
| +9 | 0.40 (1) | |

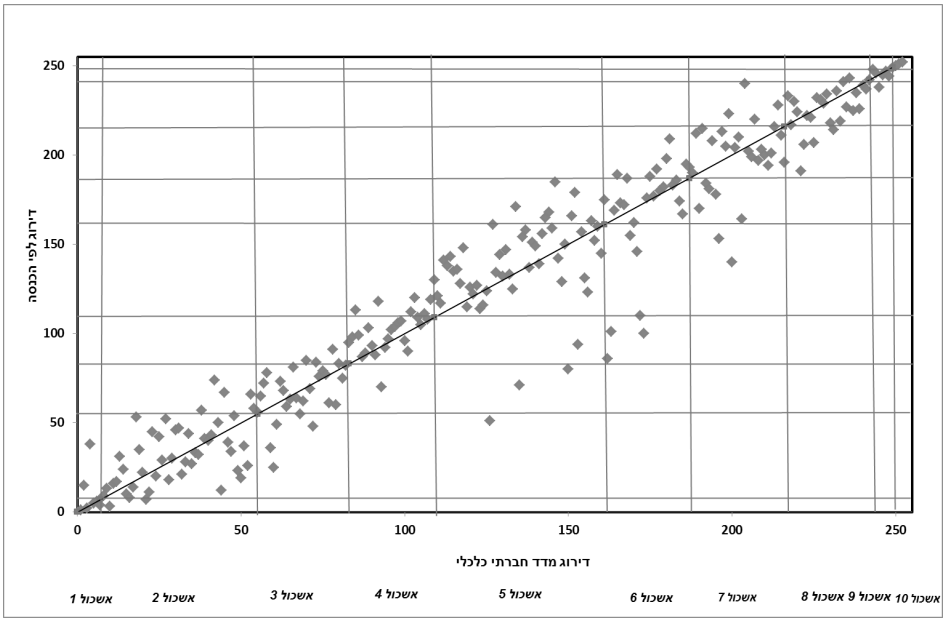
(1) לכל נפש נוספת.

## ו. שנת 2008: 252 רשויות מקומיות ורשויות אזוריות

בדירוג רשויות מקומיות ואזוריות על פי נתוני 2008 נעשה שימוש בהכנסה לנפש מתוקננת. מקדם המתאם של פירסון שקיבלנו בין המדד החברתי-כלכלי והמדד על פי נפש מתוקננת הוא 0.965. הדירוג המלא, השוואת דירוגי הרשויות האזוריות בשנת 2008, כמו גם השוואה בין המדד החברתי למדד החלופי המסתמך על הכנסה לנפש מתוקננת עבור הרשויות המקומיות והמועצות האזוריות לפי שנים, מופיעים כמידע נלווה למאמר (קורא המעוניין בגישה למידע זה יפנה בבקשה ישירה לכותבים).

בציור 3 ניתן לראות את ההבדלים בין הדירוגים. סך הכול 239 רשויות מתוך 252 רשויות שינו את הדירוג שלהן, כאשר מתוך הגדרה אם לרשות אחת הדירוג משתנה – בהכרח הוא משתנה לפחות לרשות אחת אחרת. כאשר מתרכזים בשינויי אשכולות הרי שרק 69 רשויות שינו את האשכול שלהן, חציין עלו בדירוג אחד או יותר וחציין ירדו בדירוג אחד או יותר. המסקנה היא שאין הבדלים משמעותיים בדירוגים כאשר מצמצמים את הדירוג לדירוג שמתבסס על נתוני הכנסה לנפש מתוקננת בלבד. אולם, מהגרף בולט שאוכלוסיית המועצות האזוריות שונה במהותה מאוכלוסיות הרשויות המקומיות, וכדאי להשתמש בדירוגים שונים לשתי הקבוצות הללו.

**ציור 3: גרף פיזור של דירוג לפי מדד חברתי-כלכלי ביחס לדירוג לפי הכנסה לנפש מתוקננת, רשויות מקומיות ואזוריות – שנת 2008**



## ז. סיכום והצעות נוספות

בעבודה זו הראינו שלו היינו מסתפקים בדירוג רשויות על פי משתנה רמת ההכנסה של האוכלוסייה ברשות לא היה הדירוג משתנה במידה רבה.[4,5] מאחר שאיננו יודעים מהו הדירוג "הנכון" יש טעם להשתמש בדרך הפשוטה והמובנת ביותר, מה שהיה מקטין את הוויכוחים והטיעונים סביב המשתנים הנכנסים למדד. צמצום זה במספר המשתנים המשמשים במדד היה גם מפשט את המדד ומאפשר את עדכונו בתכיפות גבוהה יותר, ובכך גם היה משפר את עדכניות המדד.

הצעה נוספת שכדאי לשקול היא הגדלת מספר האשכולות שיכול לשמש עד התבססות על המדרג המלא של הרשויות. ההצדקה לגישה מסוג זה היא שלמעבר מאשכול אחד לשני יש משמעות כספית גבוהה, ועל כן הפגיעה במי שעולה במדרג האשכולות היא יחסית גבוהה. ביסוס המדד על מספר גדול של אשכולות או על כלל הדירוג יפחית את המשמעויות התקציביות של שינוי דירוג. בכך יש לקוות כי יקטין את החיכוכים סביב השינויים בדירוג הפוגעים ברשויות מסוימות.

אם יהיה עניין בכך ניתן לנסח נוסחה שתתבסס על הדירוג המלא. אפשרויות נוספות הן להשתמש בפערים האבסולוטיים ברמת ההכנסה הממוצעת ולא רק בהבדלי הדירוגים של ההכנסות הממוצעות.

---

4 הדירוג מושפע ממספר הרשויות, כלומר שינויים במפה המוניציפלית ישפיעו על דירוג אפילו אם לא היה שינוי במצבם החברתי-כלכלי של התושבים המתגוררים ברשויות.

5 נספח 2 מציג את התפלגות ההכנסה לנפש לשנת 2006 ולשנת 2008.

## נספח 1: ההפרשים בין הדירוגים בשנת 2008 ובשנת 2006 של הרשויות המקומיות בלבד

**ההפרשים בין הדירוג לפי המדד לשנת 2008 לבין הדירוג לפי המדד לשנת 2006 של הרשויות המקומיות**

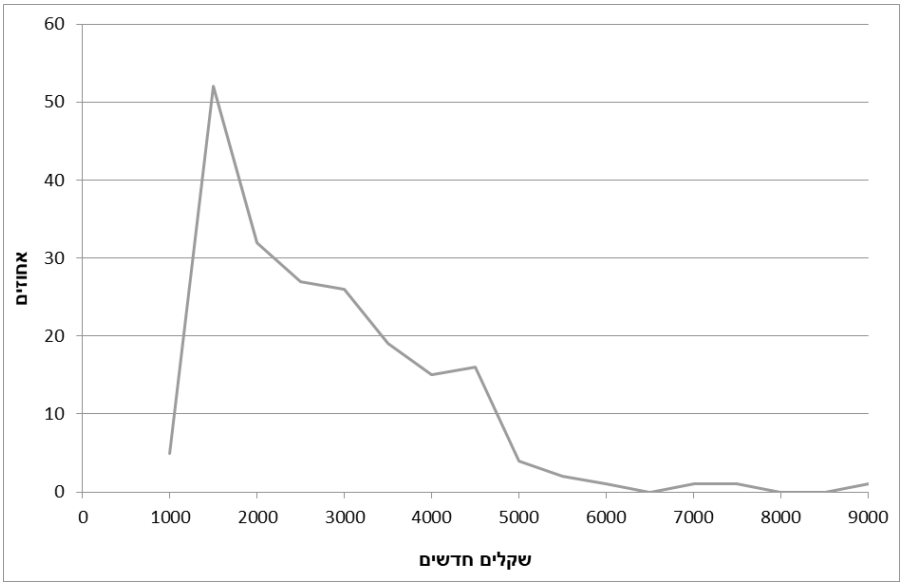
| | שמות היישובים | | | | | | | | | | סה"כ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **ללא שינוי** | כפר שמריהו = | ראמה = | סביון = | עומר = | גבעת שמואל = | הר אדר = | ביתר עילית = | שפרעם = | | | 8 |
| **שינוי של מקום אחד** | אליכין + | כאוכב אבו אל-היג'א − | שגור + | קריית מלאכי + | תל שבע − | כפר ורדים + | רמת השרון + | חדרה + | כפר סבא + | נתניה + | רעננה + | 11 |
| **שינוי של 2–5** | ראש פינה + | אופקים + | יבנאל + | מגדל − | מצפה רמון + | רמת ישי + | גן יבנה − | צורן−קדימה* − | גני תקווה + | יקנעם עילית − | אבו סנאן + | ג'ש (גוש חלב) − |
| | יפיע − | כאבול − | כפר יאסיף + | סאג'ור + | עיילבון − | שעב − | אזור + | כפר קאסם − | שלומי + | ירוחם − | מגדל העמק + | בסמת טבעון − |
| | זרזיר − | כסיפה − | מעלות−תרשיחא − | כרמיאל + | ערערה−בנגב − | מודיעין-מכבים-רעות* − | מיתר − | להבים + | זמר + | נשר + | קריית גת + | ראש העין + |
| | אום אל−פחם + | אריאל + | אלפי מנשה − | מודיעין עילית + | חיפה − | תל אביב -יפו + | גבעתיים + | טבריה + | נס ציונה + | נצרת + | פתח תקווה + | רחובות − |
| | באר שבע − | הוד השרון − | | | | | | | | | | 50 |
| **שינוי של 6–10** | יסוד המעלה + | כפר תבור + | אשדוד − | אבן יהודה − | נתיבות − | קריית עקרון + | מגאר + | כפר כנא + | כפר מנדא − | מעיליא + | עראבה − | פקיעין (בוקייעה) − |
| | כפר ברא + | ביר אל-מכסור − | שדרות + | לקיה + | בני ע"ש − | רהט − | כוכב יאיר − | חורה − | שוהם − | טירת כרמל + | דימונה − | קריית טבעון + |
| | אילת − | טירה + | אלקנה − | בית אריה − | הרצלייה + | לוד − | אשקלון − | סח'נין − | עכו − | עפולה + | פרדס חנה−כרכור − | קריית מוצקין + |
| | רמת גן + | נהרייה + | בית שאן + | זיכרון יעקב − | קריית ים + | | | | | | | 41 |
| **שינוי של 11–15** | מזכרת בתיה − | ג'ולס + | עיר כרמל + | חורפיש + | משהד − | פסוטה + | ג'סר א−זרקא + | כפר קרע − | מבשרת ציון + | נצרת עילית + | יאנוח−ג'ת + | כסרא−סמיע + |
| | בסמ"ה − | מעלה עירון + | חצור הגלילית + | גדרה − | יבנה + | קריית שמונה + | ירושלים − | קדומים − | מעלה אפרים − | מעלה אדומים + | עמנואל − | באקה−ג'ת + |
| | חולון + | קריית אתא + | צפת − | ראשון לציון + | רמלה + | יהוד + | | | | | | 30 |
| **שינוי של 16–20** | כפר יונה − | פרדסייה + | בית דגן − | אכסאל + | בועיינה-נוג'ידאת − | דבורייה + | ירכא + | עילוט − | נחף + | אעבלין − | ערערה + | קלנסווה + |
| | ג'דיידה−מכר − | אלעד − | אור יהודה + | ערד − | בית שמש − | קריית אונו + | טייבה − | אפרתה − | אורנית − | קצרין − | בת ים + | טמרה − |
| | קריית ביאליק + | בנימינה-גבעת עדה* − | | | | | | | | | | 26 |
| **שינוי של 20–30** | מטולה + | תל מונד − | בית ג'ן + | דייר חנא − | טורעאן − | כפר כמא + | מזרעה + | עין מאהל − | ריינה − | שבלי − אום אל-גנם + | רכסים − | כעביה-טבאש-חג'אג'רה − |
| | אור עקיבא + | שגב-שלום − | קרני שומרון − | גבעת זאב + | מג'דל שמס + | עין קנייא + | | | | | | 18 |
| **שינוי של יותר מ−30** | אבו גוש + | פוריידיס + | ג'לג'וליה + | קריית יערים − | קציר-חריש − | באר יעקב − | בית אל − | קריית ארבע − | בוקעאתא + | מסעדה + | בני ברק − | 11 |
| | | | | | | | | | | | | [1]195 |

מקרא: = מייצג אי-שינוי בין הדירוגים; + מייצג שיפור בדירוג; − מייצג הרעה בדירוג

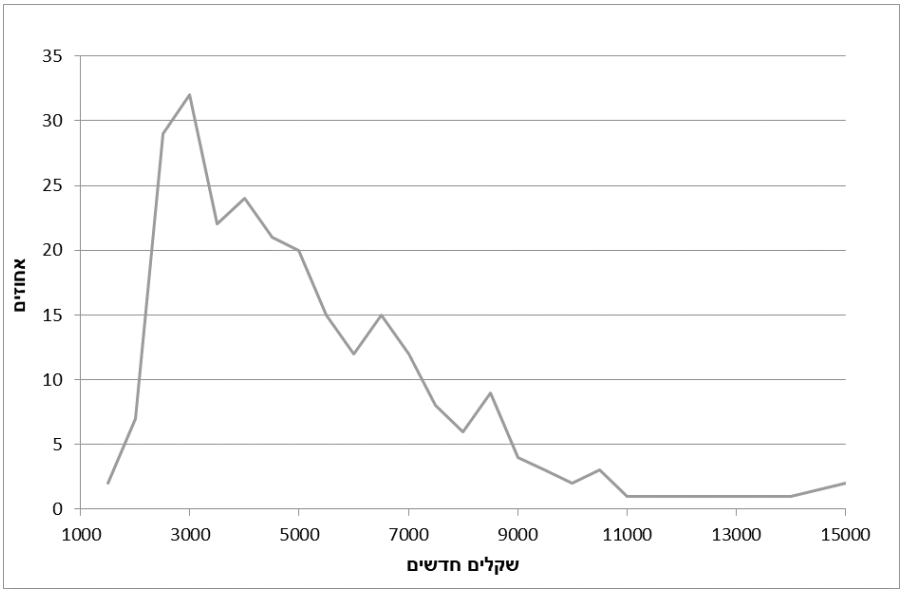
1 בהשוואה בין 2006 לבין 2008 הושמטו שני יישובים אשר לא נכללו במפקד 2008.

# נספח 2: התפלגות ההכנסות

## ציור 2.1: התפלגות ההכנסה הממוצעת לנפש לשנת 2006




## ציור 2.2: התפלגות ההכנסה לנפש סטנדרטית לשנת 2008



# מקורות

פליישמן, ל', גובמן, י' וטור-סיני, א' (2011), "שווי דירות מגורים כאינדיקטור לרמה חברתית-כלכלית", הרבעון לכלכלה 58(3/4), 199–231.

Australian Bureau of Statistics (2006), *Census of Population and Housing: Socio-Economic Indexes for Areas (CEIFA)*, Data Paper.

Buck, A.J., Deutsch, J., Hakim, J., Spiegel, U. and Weinblatt, J. (1991), "A Von Thunen Model of Crime, Casinos and Property Values in New Jersey", *Urban Studies* 28(5), 673–686.

Des Rosiers, F., Theriault, M., Kestens, Y. and Villeneuve, P. (2002), "Landscaping and House Values: An Empirical Investigation", *Journal of Real Estate Research* 23(1-2), 139–161.

Ding, C. and Knaap, G.J. (2003), "Property Values in Inner-City Neighborhoods: The Effects of Homeownership, Housing Investment, and Economic Development", *Housing Policy Debate* 13(4), 701–727.

Dubin, R.A. and Goodman, A.C. (1982), "Valuation of Education and Crime Neighborhood Characteristics Through Hedonic Housing Price", *Population and Environment* 5(3), 166–181.

Goodman, A.C. and Thibodeau, T.G. (1998), "Housing Market Segmentation", *Journal of Housing Economics* 7, 121–143.

Greenberg, M.R. (1999), "Improving Neighborhood Quality: A Hierarchy of Needs", *Housing Policy Debate* 20(3), 601–624.

Heikkila, E. (1992), "Describing Urban Structure: A Factor Analysis of Los Angeles", *Review of Urban and Regional Development Studies* 4, 84–101.

Kiel, K.A. and Zabel, J.E. (1996), "House Price Differentials in U.S. Cities: Households and Neighborhood Racial Effects", *Journal of Housing Economics* 5, 143–165.

Malpezzi, S., Chun, G.H. and Green, R.K. (1998), "New Place-to Place Housing Price Indexes for U.S. Metropolitan Areas, and Their Determinants", *Real Estate Economics* 26(2), 235–274.

Yates, J. (2002), *A Spatial Analysis of Trends in Housing Markets and Changing Patterns of Household Structure and Income*, Australian Housing and Urban Research Institute.

# מדיניות המיקום הממוקד של מפעל הפיס והטוטו

מומי דהן

## תמצית המאמר

עבודה זו מציעה מתודולוגיה חדשנית ופשוטה יחסית למדידת תחולת ההוצאה על הימורים למדינות שבהן אין נתונים גלויים על הפדיון מכל תחנת הימורים. מדידה זו אינה חשופה להטיות העלולות להופיע בסקרים הכוללים שאלות על השתתפות בהימורים שחלק מהמרואיינים היו מעדיפים להסתיר. עבודה זו מיישמת לראשונה מתודולוגיה זו בעזרת מיזוג שני מקורות מידע הכוללים מיקום גאוגרפי של נקודות המכירה של שני מארגני ההימורים החוקיים בישראל יחד עם מאפייני התושבים הגרים בסמיכות לנקודות אלו. כתובות נקודות המכירה של מוצרי מפעל הפיס והטוטו בכל רחבי הארץ שויכו לכ-1,600 אזורים סטטיסטיים שלגביהם קיימים נתונים זמינים על הפרופיל הכלכלי, החברתי והדמוגרפי של תושביהם. בעזרת מאגר נתונים ייחודי זה נאמדה ההשפעה הסגולית של המצב החברתי-כלכלי של תושבי האזור על מספר נקודות המכירה של מפעל הפיס והטוטו. הממצא המרכזי של עבודה זו הוא שמפעל הפיס והטוטו נוטים להציב נקודות מכירה רבות יותר באזורים חלשים מבחינה חברתית-כלכלית בהשוואה לאזורים אמידים. מדד Suits המחושב על בסיס אמידה זו עומד על -0.42, והוא מעיד על מידה גבוהה של רגרסיביות בהוצאה על הימורים בישראל. עבודה זו גם מראה שניתוח השפעת המצב החברתי-כלכלי על מספר תחנות ההימורים ללא התחשבות בגורמי ביקוש חשובים כמו גודל האוכלוסייה, הרכב הגילאים וההרכב האתני עלול להביא למסקנה שגויה ביחס להשפעת המצב הכלכלי.

## מבוא

שוק ההימורים החוקיים בישראל גדל בקצב מהיר במיוחד במשך השנים, והיקפו הוכפל בעשור האחרון. סך המכירות של מפעל הפיס והטוטו עמד בשנת 2015 על כ-10 מיליארד שקלים. למרות ממדיו הגדולים והמתרחבים הוא זכה לתשומת לב מחקרית מוגבלת יחסית בישראל, וזו התבטאה בעבודות אחדות על השפעת מבנה הפרסים על הביקוש להימורים (Shapira and Venezia, 1992; Beenstock and Haitovsky, 2001), הקמת קזינו כמכשיר לפיתוח מקומי (פלזנשטיין, 1998; Israeli and Mehrez, 2000), הפוליטיקה של גופי ההימורים (לוי, 2006) והתמכרות להימורים

(גבריאל-פריד, 2007; תומר, 2015). לעומת זאת, מידת הרגרסיביות הגלומה בהוצאה על הימורים מעולם לא נחקרה בצורה שיטתית בישראל.[1]

מחקר שיטתי על תחולת הוצאה על ההימורים לא נעשה בישראל משום שנתוני ההוצאה על הימורים הכלולים בסקר הוצאות המשפחה אינם מעוררים אמינות. לפי תשובות הנשאלים בסקר הוצאות משקי בית, ההוצאה הכוללת על הימורים עמדה בשנת 2011 על כ-100 מיליון שקל בלבד, בעוד שמחזור המכירות המצרפי בפועל על פי הדוחות הכספיים של מפעל הפיס והטוטו היה באותה שנה קרוב ל-7 מיליארד שקלים. ניתן לשער כי הפער העצום בין נתוני הסקר למצב בפועל נעוץ בחוסר ההתלהבות של מרואיינים לדווח לסוקרים על השתתפותם בפעילות שאינה מעוררת גאווה כמו הימורים. לאורך השנים, לא ידוע על גורם אמין אחר מלבד הלמ"ס שערך סקר הוצאה על הימורים. מארגני ההימורים בישראל או הרגולטור לא העמידו לרשות הציבור נתונים זמינים על הפדיון של כל נקודת מכירה שהיו מאפשרים לאמוד את תחולת ההוצאה על הימורים ברמת האזור הגאוגרפי.

עבודה זו מציעה גישה חדשנית לבחינת תחולת ההוצאה על הימורים מצד ההיצע, שאינה דורשת נתונים מפורטים על מחזור המכירות של כל תחנת הימורים. עבודה זו מציעה לבחון את הרגרסיביות על פי ההתפלגות המרחבית של נקודות המכירה של מוצרי מפעל הפיס והטוטו לפי מאפיינים חברתיים-כלכליים של תושבי אזורים סטטיסטיים שבהם ממוקמות תחנות הימורים. השימוש באזורים סטטיסטיים קטנים יחסית (כ-1.5 קמ"ר) בניתוח הפריסה הגאוגרפית של נקודות המכירה של מפעל הפיס והטוטו מצמצם באופן ממשי במחקר זה את הסכנה לכשל הידוע הגלום בהסקת מסקנות לגבי התנהגות פרטים על סמך תצפיות על מעשיהן של קבוצות (Ecology Fallacy).[2] מדידת תחולת ההוצאה נשענת על שתי הנחות יסוד. האחת, שני מארגני ההימורים החוקיים בישראל ממקמים את נקודות המכירה ברחבי הארץ בעיקר על פי שיקולים כלכליים. התיאור המוסדי שיוצג בהמשך מלמד שזו הנחה סבירה. ההנחה האחרת היא שמספר נקודות המכירה הנוכחי בגבולות אזור גאוגרפי מסוים משקף שיווי משקל כלכלי, כפי שנהוג להניח בספרות ארגון תעשייתי החוקרת את שיקולי כניסתן של פירמות לשוק (Bresnahan and Reiss, 1990, 1991). ההכנסה מהימורים של נקודת מכירה נוספת שווה או נופלת מהעלות של הפעלתה, ולהפך, אחרת היה כדאי להוסיף (להפחית) נקודת מכירה. זו הנחה סבירה, משום שהמשטר הרגולטורי הנוכחי בישראל אינו מציב שום מגבלה על מספר נקודות המכירה.

עבודה זו רואה בהוצאה נטו על הימורים (מחזור המכירות בניכוי הפרסים) מס משתמע או רנטה מונופוליסטית, ולכן חשובה מדידת תחולתו. יש לראות בהפסדי המהמרים מס משתמע על המהמרים הואיל וההיתר לערוך הגרלות והימורים הוענק בישראל למפעל הפיס ולמועצה להסדר ההימורים

---

* אני מבקש להודות לג'ניה רשקובסקי ולנורמן ברמן על עזרתם בהכנת המחקר, ולאלון אייזנברג, עדנה הראל ולימור סמימיאן-דרש על הערותיהם המועילות.

1 בקר (2015) הציג את פריסת מכונות המזל בישראל לפי הרמה החברתית-כלכלית של האוכלוסייה, ואולם בדיקה זו אינה מאפשרת ללמוד על מידת הרגרסיביות משום שהיא מוגבלת לסוגי הימורים מסוימים ואינה מנטרלת הבדלים במאפיינים אחרים של התושבים. כפי שנראה בניתוח האמפירי, חוסר התחשבות בהבדלים אלו יוצר הטיה חריפה. באחרונה פורסמו שני דוחות של ועדות ממשלתיות (האחת בראשות מנכ"ל משרד האוצר, שי באב"ד, והאחרת בראשותה של ראש תחום ייעוץ וחקיקה במשרד המשפטים, עדנה הראל) שהתייחסו לרגרסיביות ההוצאה על הימורים, אבל אין בהם מידע על התחולה של ההוצאה הכוללת להימורים.

2 כבר לפני 70 שנה הזהירו Yule and Kendall (1950) כי אמידה סטטיסטית רגישה ליחידה הגאוגרפית הנבחרת בשל אגרגציה, טופולוגיה ואזור (Zoning). הכשל האקולוגי מתייחס לרכיב הראשון.

תוך איסור על הפעלת הימורים על ידי גורמים פרטיים. המבנה המונופוליסטי של שוק ההימורים בישראל אינו מאפשר צמצום או סגירה של הפער בין עלות רכישת כרטיס ההגרלה לתוחלת הרווח הצפוי מההימור. ניתן להצדיק את קיומו של מונופול ציבורי בשוק ההימורים, אבל אין הכרח שהוא יגבה רנטה מונופוליסטית או מס משתמע, כפי שקורה בפועל. זהו מס גם על פי אופן השימוש ברווחי ההימורים (השווים להפסדי המהמרים בניכוי עלויות התפעול), המיועד למימון פעילויות ציבוריות כמו חינוך, תרבות וספורט. הטענה שאין לראות בהפסדי המהמרים מס משום שההשתתפות בהימורים היא פעילות וולנטרית אינה משכנעת. גם צריכת שוקולד היא פעולה שנעשית ללא כפייה, ועדיין הממשלה נהנית ממס ערך מוסף המוטל על רכישתו.

עבודה זו מציעה דרך מדידה של תחולת ההוצאה על הימורים היכולה לשמש מדינות אחרות שבהן לא קיים סקר אמין על ההוצאה להימורים ברמת משק הבית, או שנתוני הפדיון של כל אחת מתחנות ההימורים אינם זמינים. תעשיית ההימורים בעולם התרחבה באופן ניכר בעשורים האחרונים, ונראה כי היא צפויה לגדול בשיעורים מרשימים גם בעתיד בשל התרחבות אפשרויות ההימורים באינטרנט (Guillen et al., 2012). ההתרחבות הדרמטית בהיקף ההימורים מעלה את השאלה האם חלקים נוספים באוכלוסייה הצטרפו למעגל המהמרים, או שמא האוכלוסייה החלשה הרחיבה עוד יותר את השתתפותה. בשל כך חשוב לחזור ולבדוק את תחולת המס, למרות הספרות הענפה בתחום זה המוצגת בסעיף הבא.

## 2. סקירת ספרות

ההשתתפות של אנשים רבים בהימורים מרתקת כלכלנים משום החידה הטמונה ברכישת כרטיס הגרלה שעלותו גבוהה מתוחלת הרווח הצפוי. בארה"ב נמצא שבין 55 ל-66 אחוזים משתתפים בהימורים לפחות פעם אחת בשנה, ו-13 אחוזים מהמרים מדי שבוע (Kearney, 2005; Welte et al., 2002). שיעורים דומים התגלו באירופה (Beckert and Lutter, 2013) ובישראל.[3] הרווח הצפוי מהשתתפות בהימורים נפוצים כמו לוטו או טוטו שווה בערך (במונחי תוחלת) רק לכמחצית מעלות רכישת כרטיס ההגרלה בהימורים חוקיים. התנהגות זו, שנראית על פניה מוזרה מנקודת ראות תאוריית תוחלת התועלת, דחפה חוקרים רבים להקדיש תשומת לב להתמודדות עם שלוש שאלות מרכזיות: מיהם האנשים שנוטים להשתתף בהימורים, תוך דגש על זהות המהמרים הכבדים? מדוע הם מהמרים? מה מעודד או מצנן את הביקוש להימורים? התשובות לשאלות אלו הן בעלות השלכות חשובות בשל העלויות החברתיות הניכרות שנלוות להימורים כמו התאבדות, הידרדרות הבריאות הפיזית והנפשית, הרס התא המשפחתי, פשיעה למימון הימורים ופשיטות רגל.

ממשלות בכל העולם זיהו את האוצר הטמון בנכונות המהמרים לשלם על כרטיס הגרלה מחיר כפול משוויו (במונחי תוחלת) כמקור הכנסות פוטנציאלי. לעיתים היוזמה להשתמש בהימורים כמקור הכנסות למימון פעילויות ציבוריות הגיעה מן הממשלה המרכזית, ולעיתים צמחה מלמטה, כמו במקרה של מפעל הפיס הישראלי, שהושק על ידי הרשויות המקומיות בתחילת שנות החמישים. אומנם החשש מפני הנזקים לאזרחים המהמרים ולקהילתם הרתיע ממשלות, אך רתיעה זו נשחקה

3 63% מן הישראלים רכשו כרטיס הגרלה לפחות פעם בחייהם, ו-10% מהמרים לפחות פעם בשבוע, וזאת לפי סקר גאוקרטוגרפיה שנערך בספטמבר 2009 ומצוטט באגמון (2009).

עם השנים. בחלוף הזמן, כוח המשיכה של הפעלת הימורים כמקור הכנסות גבר על הסיכון הגלום בהימורים, והיום למעלה מ-100 מדינות מפעילות הימורים (Guillen et al., 2012).

שיעור המס הגבוה (סביב 50%) המוטל על המהמרים הופך את השאלה מי האנשים שנוטים להשתתף בהימורים למסקרנת עוד יותר. מחקרים רבים הוקדשו לבירור תחולת המס המשתמע המוטל על הימורים. ארבע סקירות המסכמות עשרות מחקרים בכלכלה ומחוצה לה מציגות הסכמה רחבה באשר לרגרסיביות המובהקת של מס זה (Clotfelter and Cook, 1991; Miyazaki et al., 1998; Beckert and Lutter, 2009; Perez and Humphreys, 2013). מחקרים אלו הראו שאוכלוסיות בעלות הכנסה נמוכה מוציאות שיעור גדול יותר מהכנסתן על הימורים חוקיים, ובחלק מן המחקרים אף נמצא שהם מוציאים סכום כספי גבוה יותר בהשוואה לאוכלוסיות המבוססות יותר (Rintoul et al., 2013). ממצא מוצק זה על התחולה הרגרסיבית של המס הגלום בהימורים נמצא במדינות שונות, בתקופות זמן שונות, במחקרי מיקרו המבוססים על נתוני פרט ובמחקרי מקרו המבוססים על נתונים מצרפיים. כלומר, האוכלוסייה הענייה והמעמד הבינוני הנמוך הם אלו שנושאים יותר בנטל המס הכבד הזה.

### 2.1 מדוע עניים מהמרים יותר?

כיצד ניתן להסביר את התופעה האמפירית שבעלי הכנסות נמוכות מוציאים שיעור גדול יותר מהכנסתם על הימורים? שאלה זו היא חלק מן החידה הכללית מדוע אנשים סוטים מן הניבוי של תאוריית תוחלת התועלת, ומשתתפים בכל זאת בהימורים. לאורך השנים ניתן למצוא השערות תאורטיות מתחרות ומשלימות כמו קשר לא לינארי בין הגישה לסיכון לעושר (Friedman and Savage, 1948), הזדמנויות ממשיות להתעשר (McCaffery, 1994), התועלת מעצם ההשתתפות בהגרלה (Conlisk, 1993), פנטזיה זולה שאפילו אנשים עניים יכולים להרשות לעצמם (Cohen, 2001) ומידת האוריינות הסטטיסטית של אנשים בעלי הכנסות נמוכות (Kahneman and Tversky, 1979).

השילוב של השפעת המצוקה הכלכלית על הביצועים הקוגניטיביים (Shah et al., 2012; Mani et al., 2013) יחד עם השפעת סביבת הבחירה על ההחלטות (Sunstein and Thaler, 2008) הוא בעל פוטנציאל להסביר לא רק את השיעור הגבוה שמוציאים אנשים החיים בעוני מהכנסתם המצומקת על הימורים, אלא גם את תופעת המהמרים הכבדים (Problem gambling) שנפוצה יותר בקרב אנשים שחיים בעוני (St-Pierre et al., 2014). האינטראקציה בין תשישות קוגניטיבית, שמחוללת המצוקה הכלכלית, לזמינות גבוהה של הימורים מגבירה עוד יותר את הביקוש להימורים, במיוחד אם העייפות הקוגניטיבית מחלישה את יכולת השליטה העצמית. השערה זו עקבית עם הממצא שאימפולסיביות רבה מקדימה את גיל תחילת ההימורים בקרב צעירים בעלי רקע כלכלי חלש, וחסרת השפעה על צעירים בעלי רקע כלכלי חזק (Auger et al., 2010).

הזמינות של מתחמי ההימורים מכניסה את צד ההיצע לתמונה, צד שהתנהגותו כמעט לא נחקרה בצורה ישירה. המחקר הרב שנעשה על שוק ההימורים התרכז כמעט כולו בפיענוח התנהגות המהמרים והגורמים שמשפיעים על הביקוש להימורים כמו המאפיינים האישיים, מאפייני הסביבה ומאפייני ההגרלה. ככל הנראה זה מבטא את הסקרנות הטבעית של חוקרים מתחום הפסיכולוגיה, הפסיכיאטריה, הבריאות והעבודה הסוציאלית בגילוי גורמי המשיכה של אנשים להימורים.

בשתי סקירות רחבות שנכתבו על השפעתה של הזמינות הפיזית על שכיחות תופעת המהמרים

הכבדים נפקד כמעט תפקידו של צד ההיצע (Vasiliadis et al., 2013; St-Pierre et al., 2014). עיקר הדיון היה האם זמינות פועלת להגדיל את הביקוש. אומנם מחקרים רבים הראו כי זמינות מקומות הימורים פועלת להרחיב את מעגל המהמרים הכבדים, אך ישנם גם כאלו שלא מצאו קשר מובהק שכזה. בהקשר זה, חשוב להבחין בין רכישת כרטיסי הגרלה לבין הימורים בבתי קזינו.

גם הניסיון להסביר את חוסר האחידות האמפירית שנמצא לגבי השפעתה של הזמינות על היקף ההימורים מלמד על החולשה הנובעת מתשומת לב מועטה שקיבל צד ההיצע. אחת ההשערות המובילות שהוצעו לממצאים המעורבים הייתה שהצבת תחנות הימורים מגדילה בתחילת הדרך את היקף ההימורים באזור בעקבות החשיפה הראשונית, אבל לאחר מכן הוא צפוי להתייצב, או אפילו לרדת, זאת משום שהציבור מסתגל עם הזמן ואפילו מפתח נוגדנים להימורים (LaPlante and Shaffer, 2007). אולם מודל זה, שיובא מביולוגיה, אינו נותן ביטוי להתאמות שהמציעים צפויים לבצע בעקבות שינויים בביקוש. המודל אינו משלב את התגובה הצפויה של המציעים שיגדילו או יקטינו את מספר נקודות ההימורים בהתאם להתנהגות הביקוש. שילוב צד ההיצע מאפשר לראות בבירור שהזמינות לא רק משפיעה על הביקוש, אלא גם מושפעת מן הביקוש.

למפעילי ההימורים יש תמריץ מוגבר להציב יותר תחנות הימורים באזורים שאוכלוסייתם חלשה מבחינה כלכלית אם ריבוי תחנות הימורים (הזמינות) מעצים את הביקוש מצד אנשים במצוקה כלכלית. זאת בתנאי שמפעילי ההימורים פועלים להשיא את הרווח ואדישים להשלכות החברתיות של הגברת היקף ההימורים ושכיחות המהמרים הכבדים בקרב השכבות החלשות. יש טעם עסקי במיקום תחנות הימורים באופן ממוקד בשכונות מצוקה אם המרחק בין מקום המגורים לתחנת ההימורים הוא גורם חשוב בהחלטה להמר, אחרת ניתן למקם את תחנת ההימורים ללא תלות בזהות האוכלוסייה המתגוררת סמוך למקום ההימורים.

## 3. הרקע המוסדי

המסגרת החוקית המסדירה את ההימורים יצרה דואפול בשוק ההימורים החוקיים בישראל, וזאת לצד מפעילי הימורים בלתי חוקיים שהיקפם אינו ידוע. מפעל הפיס והמועצה להסדר הימורים בספורט הם שני הגופים היחידים שמורשים להפעיל הימורים והגרלות בישראל, ונאסר על גופים פרטיים לערוך הימורים, ובכלל זה קזינו. מפעל הפיס הוקם בשנת 1951, כאשר עילת הקמתו המקורית הייתה תקציבית. ראשי העיריות, בהובלת ראש עיריית תל אביב ישראל רוקח, גילו את ההימורים כמקור תקציבי נוסף למימון הקמתם של בתי חולים, ומאוחר יותר בתי ספר. זאת בניגוד לטענות שנשמעות לעיתים כאילו מפעל הפיס והטוטו הוקמו כדי להציע אפיק חוקי לדחף ההימורים שמצוי בקרב חלק מן הציבור ועלול למצוא את סיפוקו בערוץ בלתי חוקי. תזה זו אומצה בדיעבד, וייתכן כי היא נכונה אך רק בחלקה.

מפעל הפיס פועל מכוח היתר שר האוצר שמתחדש מדי ארבע שנים, והיתר זה קובע בין השאר את מאפייני המשחקים כמו תדירות, סוגי ההימורים והיקפם, ואופן חלוקת רווחי מפעל הפיס בין שימושים שונים. במשך שנים ארוכות פעל משרד האוצר כרגולטור ללא כל תשתית רגולטורית בסיסית. באופן מתמיה, ההסדרה של ההימורים על ידי משרד האוצר נעשתה ללא איש מקצוע אחד שמומחיותו ברגולציה של הימורים או בהשלכותיהם החברתיות, כפי שמקובל ברשויות רגולטוריות אחרות כמו הרשות להגבלים עסקיים. במשך שנים האציל שר האוצר את הסמכות למנכ"ל המשרד, וזה פעל באופן אינטואיטיבי ועל פי אמונותיו של האיש שכיהן באותה עת בתפקיד. העניין של משרד

האוצר נטה באופן טבעי לראות במפעל הפיס מקור תקציבי, כמו שניתן לראות גם מן ההמלצות של הוועדה שבראשה עמד מנכ"ל משרד האוצר בעניין ההימורים ופורסמו לאחרונה.[4]

המועצה להימורים בספורט (הטוטו) פועלת מכוח חוק שהתקבל בשנת 1967, והיא הגוף היחיד או המונופול הפועל על פי חוק לקיים הימורים על תוצאות תחרויות ספורט בארץ ובעולם. בניגוד למפעל הפיס, המועצה אינה זקוקה לחידוש ההיתר מדי ארבע שנים, אבל היא נדרשת לאישור שר האוצר ושר התרבות והספורט בנושאים כמו חלוקת רווחיה ותקציבה השנתי. בנוסף, שר האוצר ושר התרבות והספורט רשאים להביא לוועדת הכספים הצעה לשינויים בתוכניות הימורים על מירוצי סוסים אם הם סבורים כי יש חשש לפגיעה בטובת הציבור, אבל הרגולטור הדו-ראשי (שר האוצר ושר התרבות והספורט) חסר תשתית מקצועית וממעט להתערב בתוכניות ההימורים.

שני ארגוני ההימורים בישראל פועלים להגדיל את הכנסותיהם כאילו היו פירמה פרטית. נוהל פתיחת חנות של המועצה להסדר ההימורים בספורט מציג בבירור את מטרת העל. תחת הכותרת "מרכזיות השיקול הכלכלי", הנוהל מביא את רוח הארגון: "שיקולי המועצה בהחלטתה על פתיחת תחנות טוטו צריכים להיות מבוססים בעיקר על שיקולים כלכליים". עבור מי שמתקשה בהבנת הנקרא, הנוהל מוסיף את המשפט הבא: "כלומר, שיקול הדעת צריך להיות מופעל באופן המכוון להרבות את הכנסות המועצה". בהמשך מופיע פירוט ברמת תחנת ההימורים: "הרצון להבטיח כי כל תחנה כשלעצמה תניב רווחים למועצה".

בשנת 2015, פדיון שוק ההימורים החוקיים בישראל עמד על סכום כולל של כ-10 מיליארד שקלים, שהתחלקו בין מפעל הפיס (70%) והטוטו (30%), וזאת בהשוואה לפחות מ-5 מיליארד שקלים לפני עשור.[5] זהו קצב צמיחה מהיר במיוחד, וזאת בדומה לשגשוג שוק ההימורים העולמי (Guillen et al., 2012). הצמיחה של שוק ההימורים החוקיים במהלך העשור האחרון נובעת מהגברת תדירות ההימורים וההגרלות, מהארכת שעות הפעילות ומהרחבת מגוון סוגי ההימורים שמפעל הפיס והטוטו מציעים לציבור, כמו 500 מכונות המזל של מפעל הפיס שכניסתן אושרה בשנת 2005 והימורים על מירוצי סוסים באנגליה ובאירלנד שהחלו בשנת 2013. הגידול המהיר במחזור המכירות התרחש אף על פי שלא הותר למפעל הפיס להרחיב את פעילותו למכירת מוצריו באמצעות האינטרנט.

הרגולציה הנוכחית של הימורים בישראל אינה מגבילה את מספרן של תחנות המכירה או את מיקומן, למשל לפי מידת המצוקה הכלכלית של תושבי האזור.[6] מפעל הפיס מפעיל למעלה מ-2,500 נקודות מכירה, ואילו הטוטו משווק את מרכולתו דרך כ-1,500 תחנות הימורים הפזורות בכל רחבי ישראל. חלק מנקודות המכירה מוכרות כרטיסי הגרלה של גוף אחד (פיס או טוטו), וחלקן מוכרות במקביל מוצרי הימורים של מפעל הפיס והטוטו. בנקודות מכירה מסוימות מוצרי ההימורים נמכרים לצד מוצרי צריכה אחרים, דבר המגדיל את כדאיותם בעיני הזכיין בהשוואה לדוכן פיס/טוטו ייעודי, וזאת בשל עלויות קבועות כמו שכר דירה וארנונה. בשל העדר רגולציה, מוצרי ההימורים נמכרים יחד עם סיגריות ואלכוהול למרות ההזנה ההדדית הפוטנציאלית בין שלושה מוצרים אלו. תחנות המכירה ממוקמות בחלקן במיקום מתפרץ, כמו אמצע מדרכה או לב מסדרון המחבר בין החנויות בקניון. הבולטות שהמיקום המתפרץ מספק מכוון לשדל עוברים ושבים להמר. לרוב, הזכיין בנקודת המכירה של מפעל הפיס והטוטו מקבל עמלה בשיעור של כ-7% מהערך הנקוב של כרטיס ההגרלה,

4 דוח הוועדה לבחינת ייעול שוק ההימורים החוקיים ומודל הקצאת הרווחים לציבור, אוגוסט 2016.

5 הדוחות הכספיים של מפעל הפיס והמועצה להסדר ההימורים בספורט.

6 עם זאת, תחנת מכירה המציעה מכונות מזל חייבת להיות מרוחקת 200 מטר לפחות מבית ספר.

והמשווקים האזוריים (יש 8 כאלה) המפיצים את מוצרי מפעל הפיס בין נקודות המכירה זוכים לעמלה בשיעור של כ-1.5% מערך הכרטיס.

על פי נתוני העשור האחרון, תוחלת ההפסד הצפוי בהימורי מפעל פיס היא 42% בקירוב, וזאת בדומה לטוטו, אף על פי שהרגולציה מתירה שיעור הפסד של עד 58%. שיעור הפסד דומה נמצא בממוצע במדינות המפעילות לוטו בצפון אמריקה.[7] המשתתפים בהימורים חוקיים בישראל הפסידו בשנת 2015 למעלה מארבעה מיליארד שקלים, זאת עוד לפני שלוקחים בחשבון את המס המוטל על רווחי זכיות. בשנת 2014 הוחלט להעלות את שיעור המס על רווחי זכיות, שהונהג לראשונה בשנת 2004, מ-25% ל-30%, ולהפחית את תקרת הפטור מ-70,000 לכ-50,000 שקלים.[8] בשל המיסוי המוטל על זכיות, תוחלת ההפסד שהוזכרה קודם היא אפילו גדולה יותר. בשנת 2015 שילמו המהמרים במפעל הפיס בלבד מס בסכום של 160 מיליון שקל על רווחי הזכיות.[9]

רווחי ההימורים בניכוי הוצאות הקשורות בתפעול ההימורים והוצאות הנהלה נעים בין 20% ל-25% מסך הפדיון מהימורים. על פי הכללים שנקבעו בהיתר, מפעל הפיס מקצה 46.25% מרווחי ההימורים נטו לבניית כיתות לימוד וגני ילדים בהתאם להוראות משרד האוצר ומשרד החינוך, 46.25% מועברים לרשויות מקומיות לפי קריטריונים שנקבעו מראש ועוד 7.5% מועברים למפעלי תרבות וחינוך.[10] לפי המצב היום, הקצאת רווחי הטוטו ממוקדת לטובת הספורט, כאשר 51% מיועדים לבניית מתקני ספורט ושיפוצם, 41% מוקצים לתמיכה באיגודי ספורט, 4% מועברים לתמיכה במרכזי ספורט ועוד 4% מחולקים לפי שיקול דעתה של המועצה הלאומית לספורט.[11] מרחב שיקול הדעת בהקצאת רווחי ההימורים הלך ופחת עם השנים לטובת כללים ברורים וידועים מראש, וזאת בשל החשש הממשי מפני העדפת מקורבים ומתוך רצון לקדם פעילויות שלא זכו לתשומת הלב הראויה, כמו ספורט נשים. הרכב הדירקטוריון בשני הגופים משקף ייצוג מעובה של מוטבי רווחי ההימורים וייצוג חסר של האינטרס הציבורי הנוגע להפחתת העלויות החברתיות של הימורים.[12]

## 4. השערות המחקר

עבודה זו בוחנת את ההתנהגות הנגלית של שני גופי ההימורים בישראל באשר לפריסה הגאוגרפית

---

7 North American Association of State and Provincial Lotteries

8 חישוב הפטור ממס על רווחי הזכיות הוא מסורבל. פרסים מתחת לתקרה נהנים מפטור מלא, פרסים מעל פעמיים תקרת הפטור מחויבים במס מלא, ואילו פרסים בסכום שבין תקרת הפטור לפעמיים תקרת הפטור זוכים לפטור חלקי בסכום השווה לפעמיים תקרת הפטור פחות הפרס. לצורך חישוב הפטור הומצא אפילו צמד מילים בשם "תקרה מתקפלת". לאחרונה, בעקבות המלצות ועדת באב"ד, נכללה הצעת חוק ממשלתית במסגרת חוק ההסדרים לתקציב 2017–2018 ולפיה יועלה שיעור המס ל-35% ותופחת תקרת הפטור ל-5,000 שקלים.

9 סכום המס ששילמו מהמרי הטוטו אינו מידע זמין.

10 המענק לרשויות המקומיות מחולק לפי הקריטריונים הבאים: גודל האוכלוסייה (50%), עשירון חברתי-כלכלי (25%), מרחק ממרכז הארץ (20%) ושירות בצה"ל (5%).

11 הצעת התקציב של המועצה להסדר ההימורים בספורט לשנת 2016.

12 דירקטוריון מפעל הפיס מורכב מנציגי רשויות מקומיות, נציגי משרדי ממשלה (משרד האוצר ומשרד הפנים), נציגי ציבור ויו"ר שנבחר על ידי ראש הממשלה וכהונתו מוגבלת לשבע שנים. בדירקטוריון הטוטו מכהנים 10 חברים ויו"ר והוא מורכב משני עובדי משרד הספורט והתרבות, נציג ההתאחדות לכדורגל, נציג איגוד הכדורסל, נציג הוועד האולימפי, נציג איל"ת (התאחדות ישראלית לספורט תחרותי לא אולימפי), שני עובדי משרד האוצר ושלושה נציגי ציבור.

של מיקום תחנות מכירה של משחקי הימורים ומספרם. בעקבות תיאור הרקע המוסדי, חקירה זו מניחה שמארגני ההימורים המתנהלים בחסות המדינה מפעילים בעיקר שיקולים כלכליים בפיזור סניפיהם ברחבי הארץ, כפי שחברה עסקית הייתה נוהגת. מפעל הפיס והטוטו יבחרו למקם יותר דוכני מכירה באזורים גאוגרפיים שבהם צפוי ביקוש מוגבר למוצרי הימורים, וזאת על מנת להשיא את רווחיהם. מציעי ההימורים נדרשים להעריך את גורמי הביקוש באזור גאוגרפי מסוים כמו רמת ההכנסה, גודל האוכלוסייה והרכבה ובהתאם לכך לקבוע את מיקום דוכני המכירה ומספרם. מציעי ההימורים בישראל אינם מוגבלים במספר נקודות המכירה שהם רשאים להציב באזור גאוגרפי מסוים. כלומר, בחינת הקשר בין מאפייני האזור הגאוגרפי למספר דוכני המכירה באותו אזור מאפשרת ללמוד על מדיניות מפעילי ההימורים.

צד ההיצע צפוי להוסיף עוד ועוד נקודות מכירה כל עוד הפדיון הנוסף עולה על העלות הנוספת, זאת בהנחה שרווח מרבי הוא השיקול המרכזי שמנחה את התנהגותם. מספר נקודות המכירה באזור מסוים משקף לרוב שיווי משקל ארוך טווח, ולפיו לא משתלם למפעל הפיס או הטוטו להוסיף נקודות מכירה מעבר למספרן הנוכחי. אחרת היה לחץ מלמטה מצד זכיינים פוטנציאליים לפתוח דוכן נוסף, ומפעילי ההימורים היו נענים לכך משיקולי רווח. באותו אופן, דוכן הימורים צפוי להיסגר אם הוא אינו מייצר פדיון שגדול מעלויות הפעלתו. חשוב לציין שעבודה זו אינה מאפשרת לבחון האם בחירת המיקום מצד מפעילי ההימורים מבטאת היענות לביקוש קיים, או שמא הזמינות של הימורים פועלת לעודד עוד יותר את הביקוש (היצע יוצר ביקוש).

המצב הכלכלי הוא גורם ביקוש מרכזי שאמור להכתיב את מדיניות צד ההיצע באשר למספר נקודות המכירה. סקירת המחקרים על הביקוש להימורים מלמדת על קשר מוצק בין מצב כלכלי להיקף הימורים. בחלק מן המחקרים נמצא כי בעלי הכנסה נמוכה מוציאים על הימורים שיעור גבוה יותר מהכנסתם, ובחלק אחר נמצא אפילו שהם מוציאים סכום כספי גבוה יותר. המחקרים שהוצגו למעלה חשפו גם שכיחות גבוהה יותר של מהמרים כבדים בשכונות מצוקה, שמספקים נתח חשוב מהפדיון של מפעילי ההימורים. מבחינת צד ההיצע חשוב סכום ההוצאה על הימורים ולא שיעור ההוצאה על הימורים מתוך ההכנסה. כך למשל, נצפה לראות יותר דוכני מכירה באזור בעל הכנסה נמוכה (לעומת אזור בעל הכנסה גבוהה) אם אוכלוסייתו מוציאה סכום כספי גבוה יותר. הקללה החברתית של המהמרים הכבדים היא ברכה מבחינת הכנסותיהם של מפעילי ההימורים. לעומת זאת, מציעי ההימורים יבחרו למקם פחות נקודות מכירה באזור בעל הכנסה נמוכה אפילו אם אוכלוסיית האזור מוציאה שיעור גבוה יותר על הימורים מתוך ההכנסה, ובלבד שהסכום הכספי הכולל שמוציאים על הימורים נמוך יותר בהשוואה לאזור בעל הכנסה גבוהה. ניתן להסיק שריבוי דוכני מכירה באזור בעל הכנסה נמוכה מעיד כי מפעילי ההימורים מעריכים כי השכבות החלשות מוציאות סכום גבוה יותר על הימורים ולא רק שיעור גבוה יותר. בנוסף, ניתן לומר כי מספר זהה של נקודות מכירה באזור חלש ובאזור חזק הוא בעל תחולה רגרסיבית, משום שזה אומר כי סכום ההוצאה על הימורים הוא זהה בשני האזורים (זאת בתנאי שיתר הדברים קבועים).

גודל האוכלוסייה והרכבה הם מאפיינים חשובים נוספים בביקוש להימורים שצפויים להשפיע גם כן על מדיניות מפעילי ההימורים. הביקוש להימורים רחב יותר ככל שהאוכלוסייה הבוגרת באזור גדולה יותר, ועל כן נצפה לראות יותר נקודות מכירה באזורים מרובי תושבים בוגרים. בישראל חל איסור למכור מוצרי הימורים לילדים מתחת לגיל 18, אף שגיל תחילת ההימורים בפועל עשוי להיות שונה ומשתנה ממקום למקום. ילדים מתחת לגיל מסוים כמעט אינם מהמרים, ולכן נצפה לראות פחות דוכני הימורים באזורים שאוכלוסייתם מרובת ילדים. התחשבות בהרכב האוכלוסייה חשובה

גם כדי לבודד את ההשפעה של המצב הכלכלי, וזאת בשל הקשר ההדוק בין ריבוי ילדים למצב כלכלי נחות שמתקיים בישראל.

הביקוש להימורים של אוכלוסיות עשוי להשתנות בהתאם לדת ולמידת הדתיות. שלוש הדתות המרכזיות בעולם מפגינות יחס עוין להימורים (Hoffmann, 2000), כאשר האיסור על הימורים הוא בדרגה גבוהה יותר בדת האסלאם בהשוואה לדת היהודית והנוצרית. לעומת הקוראן שקובע כי היין וההימורים על כל סוגיהם אסורים (סורה 5, פסוק 90), המשנה מסתפקת בפסילת אדם לעדות אם השתתף בהימורים ("ואלו הן הפסולין, המשחק בקביא, והמלוה ברבית, ומפריחי יונים, וסוחרי שביעית", משנה סנהדרין ג, ג). מפעל הפיס והטוטו צפויים למקם פחות נקודות מכירה באזורים שאוכלוסייתם מוסלמית לעומת אזורים שאוכלוסייתם ברובה יהודית, ובמקומות שתושביהם מצייתים יותר להלכה הדתית (מידת הדתיות). בישראל נמצא שהימורים הם פעילות פחות אהודה בעיני חרדים, דתיים ומסורתיים בהשוואה לחילונים (Gavriel-Fried, 2015).

מפעל הפיס והטוטו אמורים למקם יותר נקודות מכירה באזור ששטחו גדול יותר אם המרחק בין מקום המגורים לתחנת ההימורים הוא גורם חשוב בביקוש, כפי שאכן עולה מממצאי המחקרים שנסקרו קודם. כלומר, אם נמצא שיש יותר נקודות מכירה של מפעל הפיס והטוטו באזורים ששטחם גדול יותר (יתר הדברים קבועים) נוכל להסיק מזה כי מציעי ההימורים מעריכים כי המרחק הוא משתנה חשוב בביקוש להימורים.

לסיכום, המודל הנאמד הוא:

$$Y_i = a + b * SES_i + c * X_i + e_i \qquad (1)$$

כאשר המשתנה המוסבר, $Y_i$, מסמל את מספר נקודות המכירה של מוצרי הימורים באזור גאוגרפי i, $SES_i$ מייצג את הרמה החברתית-כלכלית באזור גאוגרפי i, $X_i$ מבטא רשימת מאפיינים דמוגרפיים, תרבותיים וגאוגרפיים של אזור i שנועדו לבודד את השפעת המצב החברתי-כלכלי ו-$e_i$ מודד את הטעות הבלתי מוסברת.

## 5. בסיס הנתונים

מספר נקודות המכירה של מוצרי הימורים באזור גאוגרפי מסוים, שהוא המשתנה המוסבר במחקר זה, נבנה בדרך הבאה: בחודשים ינואר–פברואר 2016 נשלף המידע על כתובות 2,446 תחנות הלוטו מאתר האינטרנט ומהאפליקציה הסלולרית של מפעל הפיס, ועוד 1,332 כתובות של תחנות טוטו נדלו מאתר האינטרנט easy.co.il (לוח 1).[13] בעזרת הכתובת המדויקת שויכו נקודות המכירה לאזור סטטיסטי המתאים בעזרת תוכנת GIS (Geographic Information System).[14] מספר נקודות המכירה שנכלל במחקר קטן יותר משום שלא היה ניתן לשייך 301 מנקודות המכירה לאזורים סטטיסטיים, ובשל חוסר נתונים לגבי המדד החברתי-כלכלי או שיעור ההצבעה למפלגות החרדיות באזורים הסטטיסטיים שבהם ממוקמות 302 נקודות מכירה נוספות (לוח 1). ישנה שונות

13 אתר האינטרנט של הטוטו אינו כולל כתובות של סניפיו.

14 מיזוג כתובות נקודות המכירה לאזור סטטיסטי נעשה בעזרתו האדיבה של אייל מהריאן, ראש תחום גאוגרפיה וממ"ג בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

רבה במספר נקודות המכירה, כאשר יש 615 אזורים סטטיסטיים ללא תחנות הימורים לצד 179 אזורים שבהם יש חמש נקודות מכירה או יותר (לוח 1).

כל אזור סטטיסטי הוא תצפית בעבודה זו. האזור הסטטיסטי הוא היחידה הגאוגרפית הבסיסית שנבחרה בעבודה זו לצורך הגדרת קווי הגבול של שוק ההימורים. אזור סטטיסטי הוא היחידה הגאוגרפית הקטנה ביותר בחלוקה של יישובים שהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה נוהגת לערוך מאז שנת 1961.[15] הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה מחלקת יישובים עירוניים המונים יותר מ-10,000 תושבים לאזורים גאוגרפיים קטנים יותר: רבעים, תת-רבעים ואזורים סטטיסטיים.[16] עם גידול האוכלוסייה גדל גם מספר היישובים שחולקו לאזורים סטטיסטיים. במפקד 1961 חולקו 31 יישובים בלבד לאזורים סטטיסטיים, ומספרם גדל ל-117 במפקד 2008.

במפקד 2008 חילקה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה את 199 העיריות והרשויות המקומיות ל-1,616 אזורים סטטיסטיים, ומתוכן 82 יישובים שלא חולקו לאזורים סטטיסטיים.[17] יישובים אלה, שאוכלוסייתם קטנה מ-10,000 (למעט חורה וכאבול), הוגדרו כאזור סטטיסטי נפרד. כדי לאפשר השוואה בין עיבודים שונים, הניתוח האמפירי מוגבל רק לאזורים סטטיסטיים שלגביהם קיימים נתונים על כל המשתנים המשתתפים בעבודה. בשל כך ירדו מעט תצפיות יחסית (35 אזורים סטטיסטיים) ונותרו 1,581 תצפיות.

קביעת גבולות האזור הסטטיסטי נעשית על פי מספר קריטריונים. ראשית, אזור סטטיסטי אינו חורג מן הגבולות המוניציפליים של יישוב (קריטריון גבולות היישוב). שנית, אזור סטטיסטי כולל בדרך כלל כשלושת אלפים איש בממוצע, אבל לא יותר מ-6,000 (קריטריון גודל האוכלוסייה). באזורי מגורים גודל האוכלוסייה הוא הקריטריון הקובע את החלוקה לאזורים סטטיסטיים. התיחום של אזור שאינו משמש למגורים נעשה לפי משקלו של התפקוד באותו אזור. שלישית, הגבולות נקבעים גם בהתאם להומוגניות האזור הסטטיסטי מבחינת שימושי הקרקע (מגורים, תעשייה וכו'), תכונות דמוגרפיות כמו דת ורמת חיים, ההיסטוריה הפיזית (שנת הבנייה) ושיקולים הנדסיים כמו טיב המבנים וסוגם (קריטריון ההומוגניות). בעבר ניתן משקל להומוגניות האזור הסטטיסטי, אולם עם הזמן גבר חלקו של גודל האוכלוסייה והוא הפך קריטריון החלוקה השולט. לבסוף, גבולות האזורים הסטטיסטיים עוברים בתוואים טבעיים כמו רחובות, מסילות ברזל, גדרות וחומות (קריטריון תוואי טבעי). גם תוואים פיזיים-טבעיים משמשים גבולות לאזורים, כמו נחל או מתלול. קריטריון זה מקבל עדיפות על פני הומוגניות אם יש תחרות בין שני הקריטריונים. עוד חשוב לציין שהאזורים הסטטיסטיים מכסים את מלוא תחום השיפוט של היישוב, ושטח האזור אינו מהווה גורם המכתיב את גבולותיו.

אין הכרח שאזור סטטיסטי ייצג את היחידה הגאוגרפית הרלוונטית לשוק ההימורים המקומי בעיני מפעילי ההימורים, ולכן בניתוח האמפירי תיבחן הרגישות של היחידה הגאוגרפית באמצעות החלפת האזור הסטטיסטי בשלוש יחידות גאוגרפיות חלופיות: תת-רובע, רובע ויישוב. ניתוח

15 התיאור מבוסס על פרסום הלמ"ס, החלוקה הגאוגרפית-סטטיסטית של יישובים עירוניים בישראל.

16 יישובים שאוכלוסייתם מונה למעלה מ-100,000 נפש חולקה לרבעים. רובע כולל מספר תת-רבעים שלמים שקיימת ביניהם רציפות טריטוריאלית. רובע כולל, בדרך כלל, בין 20,000 ל-50,000 נפש, אולם כאשר הרובע נתחם על פי שימושי הקרקע שבו (תעשייה, מלאכה, מסחר), אין משמעות לגודל האוכלוסייה שבו. כל תת-רובע כולל מספר אזורים סטטיסטיים שלמים, שקיימת ביניהם רציפות טריטוריאלית. תת-רובע כולל, בדרך כלל, בין 5,000 ל-30,000 נפש. אולם כאשר תפקודו העיקרי של תת-רובע אינו למגורים, מספר הנפשות שבו אינו משמש כעיקרון ראשי לחלוקה.

17 בשל העדר נתונים לא נכללו המועצות האזוריות שכוללות 920 אזורים סטטיסטיים.

רגישות זה נותן ביטוי חלקי לאפשרות שאנשים מהמרים מחוץ לאזור מגוריהם, אם משום הבושה להיחשף בקהילתם ואם בעת שהייה במקומות מרכזיים כמו מרכזי קניות ותחנות הסעה או הימורים במהלך בילוי (תיירות פנים וחוץ). כדי לבחון את מוצקות התוצאות לעניין מרכזי קניות נוציא בניתוח האמפירי את האחוזון העליון של האזורים הסטטיסטיים עם המספר הרב ביותר של תחנות הימורים.

הבחירה באזור סטטיסטי כיחידה הגאוגרפית הבסיסית נובעת מזמינות שפע הנתונים על מגוון תחומי חיים, שמציעה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, הנחוצים לאמידת הקשר האמפירי בין מספר תחנות ההימורים למאפייני האוכלוסייה, ובראשם המצב הכלכלי. היתרון הבולט של בחירת יחידה גאוגרפית קטנה הוא הומוגניות רבה יותר של מאפייני האוכלוסייה המצמצמת את החשש לבעיית Ecology Fallacy. החשש מפני הסקה מוטעית לגבי התנהגות אנשים על סמך ניתוח אמפירי של קבוצת אנשים גובר ככל שמתרחב גודלה של הקבוצה או היחידה הגאוגרפית המשמשת למחקר.

המדד החברתי-כלכלי של תושבי האזור הסטטיסטי בשנת 2008, שהיא השנה האחרונה שלגביה יש נתונים זמינים, הוא המשתנה המסביר המרכזי בעבודה זו. הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה חישבה מדד זה על סמך סדרה של 16 משתנים ובראשם ההכנסה לנפש סטנדרטית בשיטת ניתוח גורמים (factor analysis).[18] מדד זה נשען על נתוני המפקד ולכן הוא זמין לשנת 2008, ומאז לא נערך מפקד חדש. בשל כך נוצר פער זמנים בין המשתנה המוסבר שנמדד בשנת 2016 למשתנה המסביר המרכזי שמחושב לשנת 2008. הסיכון לטעויות מדידה בשל פער זמנים זה הוא מופחת משום ההתמדה הגבוהה על פני זמן, המאפיינת את המדד החברתי-כלכלי של יחידות גאוגרפיות (למ"ס 2013, תרשים א3). מדד זה מתפלג נורמלית עם ממוצע אפס ושונות אחת, ונע בין -2.95 לבין 3.14 (לוח 2).

גודל האוכלוסייה והרכבה נלקחו גם הם מקובץ נתוני הלמ"ס "איפיון יחידות גאוגרפיות וסיווגן לפי הרמה החברתית-כלכלית של האוכלוסייה בשנת 2008". האוכלוסייה הממוצעת באזור סטטיסטי עמדה על קרוב לארבעת אלפים איש, שמתוכם כ-11 אחוזים בממוצע הם בגיל 65 או יותר וכ-30 אחוזים הם בגיל 17 ומטה (לוח 2). נתוני גודל האוכלוסייה והרכבה זמינים גם לשנת 2014. התוצאות אינן משתנות כמעט כאשר עושים שימוש בגודל האוכלוסייה בשנה המעודכנת ביותר (2014), אך הן אינן מוצגות בניתוח האמפירי כדי שלא להכביד על הקורא.

אזור סווג לדת מסוימת (אחת מארבע הדתות המרכזיות בישראל: יהודים, מוסלמים, נוצרים ודרוזים) אם מחצית מתושביו בשנת 2008 או יותר נמנו עם אותה דת (הלמ"ס, קובץ מסוכם של יישובים מפקד 2008). 86% מהאזורים הוגדרו כיהודים, 11% אזורים הם בעלי רוב מוסלמי, 1.7% הם דרוזים ועוד 1.3% הם נוצרים (לוח 2). האוכלוסייה היהודית פולחה ליהודים חרדים וליהודים שאינם כאלה. אזור הוגדר חרדי אם מחצית או יותר מתושביו הצביעו לרשימת יהדות התורה בבחירות האחרונות לכנסת ה-20 שנערכו ב-25 בינואר 2015. כ-94% מן היהודים אינם חרדים, והשאר נחשבים חרדים על פי ההגדרה לעיל (לוח 2). נוסו גם הגדרות חלופיות של מידת

18 רשימת המשתנים שנכללת במדד כוללת 5 משתני **רמת חיים** (הכנסה חודשית ממוצעת לנפש סטנדרטית, ממוצע כלי רכב בשימוש משק בית לבני 18 ומעלה, ממוצע מספר החדרים לנפש במשק בית, ממוצע מספר חדרי השירותים לנפש במשק בית ואחוז משקי בית עם מחשב וחיבור לאינטרנט), 5 משתני **תעסוקה וגמלאות** (אחוז בעלי הכנסה מעבודה מבני 15 ומעלה, אחוז נשים בנות 54–25 שאינן בכוח העבודה האזרחי, אחוז בעלי הכנסה מעבודה מעל פעמיים השכר הממוצע, אחוז בעלי הכנסה מעבודה מתחת לשכר המינימום ואחוז מקבלי הבטחת הכנסה והשלמת הכנסה בזקנה ושאירים, 3 משתני **דמוגרפיה** (חציון גיל, יחס תלות וממוצע נפשות למשק בית) ו-3 משתני **השכלה וחינוך** (ממוצע שנות לימוד של בני 25–54, אחוז בעלי תואר אקדמי מבני 25–54 ואחוז עובדים במשלח יד אקדמי או כמנהלים).

הדתיות באוכלוסייה היהודית לפי הצבעה ליהדות התורה ולש"ס (במקום ליהדות התורה בלבד), וכן שימוש בשיעור ההצבעה למפלגות אלו (במקום משתנה דיכוטומי), והתוצאות אינן משתנות. הן אינן מוצגות בניתוח האמפירי כדי שלא להעמיס על הקורא.

השטח הממוצע של האזורים הסטטיסטיים שנכללו בעבודה הוא כ-1.5 קילומטר מרובע (לוח 2). נתוני השטח וסיווג לפי שימושי הקרקע התקבלו מן הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה באדיבותו של אייל מהריאן, ראש תחום גאוגרפיה וממ"ג. הרוב המכריע של האזורים הסטטיסטיים הם אזורי מגורים, וישנם רק 7 אזורים ציבוריים, 4 אזורים המוגדרים פתוחים ואזור תעשייה אחד מתוך קרוב ל-1,600 האזורים שנכללו במחקר זה (לוח 2).

## 6. התוצאות

האמידה הבסיסית בשיטת OLS של המודל שהוצג בסעיף 4 (השערות המחקר) ביחס לתחנות הימורים של מפעל הפיס בלבד מופיעה בלוח 3. ניתן לראות שהפרופיל החברתי-כלכלי של תושבי האזור משפיע באופן שלילי ומובהק על מספר תחנות ההימורים של מפעל הפיס, וזאת לאחר שמתחשבים ברשימת המשתנים המפקחים כמו גודל האוכלוסייה והרכבה. מפעל הפיס מציב יותר תחנות הימורים באזורים בעלי מדד חברתי-כלכלי נמוך בהשוואה לאזורים חזקים מבחינה כלכלית. הניתוח האמפירי מלמד שההתחשבות בפרופיל תושבי האזור היא קריטית לאבחון נכון של השפעת המצב הכלכלי על מספר תחנות הפיס במקום מגוריהם. ניתן להסיק בטעות שאין קשר בין המצב החברתי-כלכלי למספר תחנות ההימורים אם מתעלמים מהשפעת המשתנים האחרים (עמודה 1, לוח 3). השפעת המדד החברתי-כלכלי הופכת שלילית ומובהקת כבר לאחר שכוללים את גודל האוכלוסייה והרכבה, ועוצמתה גוברת עם הוספת שאר המשתנים המפקחים.

השפעת המשתנים הדמוגרפיים שנתגלתה באמידת המודל תואמת את השערות המחקר. ההיצע של תחנות למכירת כרטיסי הגרלות של מפעל הפיס באזור מתרחב ככל שהאוכלוסייה גדלה, ומצטמצם ככל שמשקל האוכלוסייה הצעירה (גילאי 17 ומטה) גדל. לפי הרגרסיה המלאה (עמודה 3, לוח 3), מפעל הפיס אינו נוטה למקם יותר או פחות תחנות הימורים באזורים עם שכיחות גבוהה של אוכלוסייה מבוגרת (גיל 65 ומעלה) בהשוואה לאזורים עם אוכלוסייה בגילאים המרכזיים (18–64). תוצאה זו מתיישבת עם ממצאים של מחקרים קודמים שלא מצאו הבדל בשכיחות ההימורים לפי גיל באוכלוסייה הבוגרת מעל 18, ועם סקר עמדות ביחס להימורים שנערך בישראל (Gavriel-Fried, 2015).

מספר תחנות הפיס באזורים שרוב תושביהם יהודים גבוה יותר באופן מובהק מאשר באזורים עם רוב מוסלמי (או נוצרי), מה שמלמד כי מפעל הפיס מעריך שפעילות ההימורים אהודה יותר בקרב התושבים היהודים. ממצא זה תואם את ההשערה שהדת המוסלמית מתייחסת באהדה מופחתת כלפי הימורים בהשוואה לדתות אחרות. באופן מפתיע, ובניגוד להשערת המחקר, המקדם של אזורים שרוב תושביהם חרדים הוא גבוה יותר מאזורים עם רוב יהודי שאינו חרדי. ממצא זה אינו עולה בקנה אחד עם סקר עמדות האוכלוסייה היהודית ביחס להימורים שנערך בישראל (שם).

כצפוי, מפעל הפיס ממקם יותר תחנות הימורים באזורים ששטחם גדול יותר, דבר המלמד על הערכת מנהליו שהמרחק בין מקום המגורים לתחנת ההימורים משפיע על הביקוש להימורים. עוד ניתן לראות כי יש יותר תחנות הימורים באופן מובהק באזורים ציבוריים ובאזורי תעשייה בהשוואה

לאזורי מגורים. עם זאת, אין משמעות גדולה לתוצאות אלו הואיל וישנם רק 7 אזורים ציבוריים, 4 אזורים המוגדרים פתוחים ואזור תעשייה אחד מתוך קרוב ל-1,600 האזורים שנכללו במחקר זה.

התוצאות המרכזיות נותרות בעינן אם מוציאים מהניתוח האמפירי את האזורים הסטטיסטיים ללא תחנות הימורים של מפעל הפיס (עמודות 4–5 בלוח 3). מפעל הפיס ממקם יותר נקודות מכירה באזורים שסובלים מנחיתות כלכלית בהשוואה לאזורים אמידים. נשים לב שממצא זה מתקבל גם כאשר לא מפקחים על שאר המשתנים. מידת הרגרסיביות הגלומה במדיניות מפעל הפיס, שנמדדת לפי מקדם המדד החברתי-כלכלי, יותר מכפולה לאחר שמתחשבים במאפייני התושבים. מפתיע לגלות מספר רב יותר של תחנות הימורים באזורים עם רוב חרדי כאשר משמיטים את האזורים ללא תחנות הימורים.

לוח 4 מציג אמידה של המודל שהוצג בסעיף 4 (השערות המחקר), אבל הפעם לתחנות טוטו בלבד. ניתן לראות שהממצאים שעלו מניתוח תחנות מפעל הפיס חוזרים על עצמם גם ביחס לתחנות הטוטו. מספר תחנות ההימורים של הטוטו רב יותר באופן מובהק ככל שהמצב החברתי-כלכלי של התושבים גרוע יותר. תוצאה זו מתקבלת רק אם מפקחים על גודל האוכלוסייה והרכבה. ללא פיקוח כזה, המסקנה המתקבלת היא עוד יותר מוטעית מקודם. בטעות ניתן להסיק שמספר תחנות הטוטו רב יותר דווקא בשכונות החזקות אם מתעלמים מהרכב הגילאים של תושבי האזור. מהשוואת מקדמי המדד החברתי-כלכלי של תחנות הלוטו והטוטו בלוחות 3–4 (עמודות 3) לומדים כי מדיניות מפעל הפיס היא רגרסיבית יותר. עלייה של סטיית תקן אחת במדד החברתי-כלכלי של תושבי האזור הסטטיסטי מלווה בירידת מספר תחנות הלוטו ב-0.54, וזאת לעומת פחות ממחצית מזה (0.24) בתחנות הטוטו. כלומר, מפעל הפיס מפעיל מדיניות מיקום ממוקד של תחנות הימורים באזורי מצוקה בצורה אגרסיבית יותר בהשוואה למועצה להסדר ההימורים בספורט.

כצפוי, אמידת ההשפעה של המצב החברתי-כלכלי באזור המגורים על מספר תחנות ההימורים מניבה תוצאות דומות גם כאשר המשתנה המוסבר הוא מספר תחנות הלוטו והטוטו יחד (לוח 5). ניתן לראות שעלייה של סטיית תקן אחת במדד החברתי-כלכלי של תושבי האזור מלווה בירידת מספר תחנות ההימורים (לוטו וטוטו) ב-0.78. יש לציין כי רבות מן התחנות מוכרות במקביל כרטיסי הגרלה של מפעל הפיס ושל הטוטו, ועל כן יש לראות בבדיקה זו ניתוח של היצע מגוון סוגי ההימורים.

ניתן לראות שהחלפת המדד החברתי-כלכלי בהכנסה מותירה את המסקנה בעינה. מפעל הפיס והטוטו מפעילים יותר נקודות מכירה באזורים שתושביהם בעלי הכנסה נמוכה יותר. לפי המקדם הנאמד בלוח 5 (עמודה 4), ירידה ברמת ההכנסה החודשית (לנפש סטנדרטית) הממוצעת של תושבי האזור בסכום של כ-2,900 שקלים, שהוא מעט יותר מסטיית תקן אחת, תביא בעקבותיה פתיחת נקודת מכירה אחת. תוצאות האמידה מלמדות ששני מארגני ההימורים בחרו למקם יותר נקודות מכירה באזורים בעלי הכנסה נמוכה, ומכאן שהם מעריכים שאוכלוסיית האזור מוציאה סכום גבוה יותר על הימורים בהשוואה לאזור בעל הכנסה גבוהה. כלומר, דרגת הרגרסיביות המשתמעת מריבוי דוכני המכירה באזורי מצוקה חריפה במיוחד; היא חריפה יותר ממידת הרגרסיביות שהייתה נמדדת אילו היו השכבות החלשות מוציאות שיעור גבוה יותר מתוך הכנסתן לעומת אוכלוסיות מבוססות.

ניתן להשתמש בתוצאות הרגרסיה ובנתונים המצרפיים על מחזור המכירות של הימורים, וכן על מספר נקודות המכירה, כדי להציג אילוסטרציה של הרגרסיביות של ההוצאה על הימורים. הפדיון הממוצע לנקודת מכירה עמד בשנת 2015 על כ-2.5 מיליון שקל בשנה, אם נחלק את הפדיון המצרפי של מפעל הפיס והטוטו במספר הכולל של נקודות מכירה. ההוצאה הממוצעת של המהמרים הייתה בשנה זו כמיליון שקל, וחושבה לפי הפסד המהמרים הממוצע לנקודת מכירה

(הפדיון הממוצע לנקודת מכירה בניכוי הפרסים).[19] כדי לחשב את אומדן ההוצאה על הימורים בכל עשירון הוכפל מקדם הרגרסיה (לוח 6, עמודה 6) במיליון שקל, שהוא ההפסד הממוצע לנקודת מכירה. זוהי אילוסטרציה בלבד, שכן מקדמי הרגרסיה מבטאים את התוספת התאורטית למספר נקודות המכירה במעבר מעשירון אחד למשנהו, כאשר יתר המשתנים קבועים. בעזרת אומדן זה ניתן לחשב את המשקל של ההוצאה להימורים מתוך ההכנסה של תושבי האזור בכל עשירון. ניתן לראות בציור 1 כי שיעור ההוצאה על הימורים יורד בתלילות ככל שעולים בסולם עשירוני המדד החברתי-כלכלי. נתונים אלו מאפשרים לחשב גם את מידת הרגרסיביות של ההוצאה להימורים לפי מדד Suits, ששכיח בספרות על הימורים. מדד Suits להוצאה על הימורים הוא -0.42, המעיד על מידת רגרסיביות גבוהה יחסית.

אמידה לא לינארית של השפעת המצב החברתי-כלכלי על מספר תחנות ההימורים המשותף ללוטו ולטוטו מופיעה בלוח 6. האזורים הסטטיסטיים חולקו לעשרה עשירונים שווים לפי ערך המדד החברתי-כלכלי, וזאת בשונה מהאשכול החברתי-כלכלי שהלמ"ס נוהגת לפרסם, הכולל מספר משתנה של יישובים או אזורים בכל אשכול. כפי שניתן לראות מלוח 6, גודל המקדמים שנאמדו הולך ופוחת כמעט באופן עקבי ככל שעולים בסולם עשירוני המדד החברתי-כלכלי. תוצאה זו נכונה הן לתחנות הלוטו והן לתחנות הטוטו כאשר מפקחים על המשתנים המסבירים האחרים, כמו גודל האוכלוסייה והרכבה. מספר תחנות ההימורים של הלוטו והטוטו בעשירון התחתון גדול בכ-2.5 בהשוואה לעשירון העליון. זהו הבדל ניכר אם נזכור שהפדיון הממוצע לתחנה הוא כ-2.5 מיליון שקל בשנה. השפעת המשתנים האחרים נותרה בעינה גם באמידה הלא-לינארית. מספר התחנות גדול יותר באזורים בעלי אוכלוסיית בוגרים ושטח גדולים יותר ובאזורים בעלי רוב יהודי.

האזור הסטטיסטי הוא יחידה גאוגרפית קטנה יחסית (כ-1.5 קמ"ר בממוצע) שעליה נערכו העיבודים, וזאת כדי להתמודד עם הסיכון של הסקה שגויה בהבנת התנהגות פרטים על בסיס ניתוח הבדלים בין קבוצות אנשים החיים ביחידה גאוגרפית גדולה כמו יישוב. עם זאת, מדיניות מפעל הפיס והטוטו בפריסת נקודות מכירה עשויה להתייחס ליחידה גאוגרפית גדולה יותר, כמו תת-רובע הכולל כמה אזורים סטטיסטיים (בין 5,000 ל-30,000 תושבים). יחידה גאוגרפית גדולה כמו רובע או יישוב מגדילה באופן ממשי את הסיכון להסקת שווא. לוח 7 מראה את השפעת המצב הכלכלי בתת-רובע על מספר תחנות ההימורים עבור יחידות גאוגרפיות גדולות יותר. בנוסף, מוצגות רגרסיות עבור רובע ויישוב כדי להדגים את הסכנות הטמונות בניתוח המבוסס על יחידה גאוגרפית גדולה מדי. מפעל הפיס והטוטו מציבים יותר נקודות מכירה באופן מובהק בתת-רובע הנמנה עם העשירון התחתון בהשוואה לעשירון העליון. ככל שעולים בסולם העשירונים, מספר תחנות ההימורים בדרך כלל פוחת. זו תוצאה דומה לזו שהתקבלה על בסיס אזורים סטטיסטיים, ובכך יש לחזק את תחושת הביטחון בממצאי העבודה. עם זאת ניתן לראות תנודתיות בעשירון 6 ו-8 שמתגברת עוד יותר ברגרסיות ברמת הרובע, ומתבטאת בקפיצות משונות של המקדמים כלפי מטה ומעלה החל מהעשירון החמישי ואילך.

הכשל בהסקה (Ecology Fallacy) מתגלה במלוא חומרתו ברגרסיות ברמת היישוב המראות כאילו אין השפעה של המצב הכלכלי על פריסת נקודות המכירה. תוצאה זו מלמדת שאסור לגזור מסקנות לגבי התנהגות פרטים על בסיס נתוני קבוצות גדולות. ייתכן שזה נובע מכך שהרמה החברתית-כלכלית של היישובים אינה מתואמת עם מספר האזורים הסטטיסטיים בעלי דירוג כלכלי

19 הסכום מיליון שקל מתקבל מהכפלת הפדיון (2.5 מיליון שקל) בשיעור ההפסד הצפוי (0.42).

נמוך. תוצאה זו מחזקת עוד יותר את הבחירה ביחידה הגאוגרפית הקטנה ביותר (אזור סטטיסטי) כדי לבחון אם מציעי ההימורים מציבים יותר תחנות הימורים בשכונות מצוקה.

לוח 8 מטפל בחשש נוסף והוא שהקשר בין מספר התחנות למצב הכלכלי מושפע מגורם חיצוני שנשמט מן הניתוח. כך למשל, ייתכן שמרכזי הקניות נוטים להיות ממוקמים באזורים חלשים יותר מבחינה כלכלית (למשל בשל עלויות נמוכות של הקרקע או העדפות של אנשים מבוססים לגור באזורים מרוחקים ממרכזי מסחר), ומשום כך נוצר מתאם מלאכותי בין מספר נקודות המכירה של מפעל הפיס והטוטו לבין המדד החברתי-כלכלי. כדי לברר את טיבו של חשש זה הורצה רגרסיה כאשר המשתנה המוסבר הוא מספר סניפי הסופרפארם לאזור הסטטיסטי בכל האזורים הסטטיסטיים של חמש ערים מרכזיות בישראל (ירושלים, תל אביב, חיפה, באר שבע וראשון לציון). כתובות סניפי הסופרפארם נדלו בחודשים ינואר-פברואר 2016 מאתר האינטרנט easy.co.il, והכתובות שויכו לאזורים סטטיסטיים באותה שיטה כמו תחנות הלוטו והטוטו. לשם השוואה, נאמדה רגרסיה זהה גם עבור מספר נקודות המכירה של מפעל הפיס והטוטו בכל האזורים הסטטיסטיים של חמש הערים הגדולות. כפי שניתן לראות בלוח 8, מספר סניפי הסופרפארם אינו מושפע מן המצב הכלכלי, וזאת בניגוד למספרן של תחנות הלוטו והטוטו שנוטה להיות גבוה יותר באזורים חלשים יותר.

דרך נוספת לבחון את רגישות התוצאות למחסור במידע על מרכזי קניות היא לאמוד את מקדמי המצב הכלכלי כאשר אוכלוסיית המחקר אינה כוללת את האזורים הסטטיסטיים בעלי המספר הרב ביותר של תחנות הימורים (האחוזון העליון) ברחובות ראשיים וברחובות הסמוכים להם, כמו המלך ג'ורג' בירושלים או אלנבי בתל אביב. התוצאות נותרות בעינן גם לאחר הוצאת האחוזון העליון, והמקדם של המצב הכלכלי ממשיך להיות שלילי. התוצאות אינן מוצגות בלוחות כדי לא להעמיס על הקורא. בדיקה נוספת שנערכה הייתה אמידה הכוללת את מספר התיירים הישראליים ביישובים נבחרים (כמו אילת, ירושלים וטבריה) ברשימת המשתנים המסבירים. גם בבדיקה זו נמצא שמקדם המצב הכלכלי ממשיך להיות שלילי ומובהק (באותו גודל). שוב, התוצאות אינן מופיעות בלוחות כדי לא להטריח את הקורא.

כדי לבחון את מידת הרגרסיביות של סוגי הימורים שנראים בעלי סכנת התמכרות גבוהה יותר נבדקה הפריסה הגאוגרפית של נקודות מכירה המציעות מכונות מזל ("פיס פלייס") ו"קינו". הרגרסיות המופיעות בלוח 9 מראות כי מפעל הפיס נוטה באופן מובהק למקם יותר נקודות מכירה המציעים הימורים מסוכנים באזורים חלשים יותר, וזאת לאחר שמתחשבים בגורמי ביקוש כמו גודל האוכלוסייה והרכבה. גם בבדיקה זו חוזרת על עצמה התופעה שאמידת ההשפעה של המצב הכלכלי של תושבי האזור על מספר נקודות המכירה ללא פיקוח על משתנים חשובים מביאה למסקנות שגויות.

## סיכום ודיון בממצאים

עבודה זו מיזגה שני מקורות מידע כדי לנתח את תחולת ההוצאה על הימורים בהיעדר נתונים ישירים על פדיון ברמת נקודת המכירה של מוצרי מפעל הפיס והטוטו. כתובות נקודות המכירה של מוצרי מפעל הפיס והטוטו בכל רחבי הארץ שויכו לכ-1,600 אזורים סטטיסטיים שלגביהם קיימים נתונים זמינים על הפרופיל הכלכלי, החברתי והדמוגרפי של תושביהם. בעזרת מאגר נתונים ייחודי זה נאמדה ההשפעה הסגולית של המצב החברתי-כלכלי של תושבי האזור על מספר נקודות המכירה של מפעל הפיס והטוטו. הממצא המרכזי של עבודה זו הוא שמפעל הפיס והטוטו נוטים להציב יותר

נקודות מכירה באזורים חלשים מבחינה חברתית-כלכלית בהשוואה לאזורים אמידים. עבודה זו מראה שניתוח השפעת המצב החברתי-כלכלי על מספר תחנות ההימורים ללא התחשבות בגורמי ביקוש חשובים כמו גודל האוכלוסייה, הרכב הגילאים וההרכב האתני עלול להביא למסקנה שגויה ביחס להשפעת המצב הכלכלי.

ריבוי נקודות מכירה באזורים חלשים הוא ממצא השורד סדרה של ניתוחי רגישות. השפעת המצב הכלכלי היא באופן עקבי שלילית בין אם מגבילים את המדגם לנקודות מכירה של מפעל הפיס, לנקודות מכירה של הטוטו בלבד או לנקודות מכירה של שני סוגי ההימורים. הנטייה להציב יותר נקודות מכירה באזורים חלשים נותרת מובהקת גם באמידה לא-לינארית. נמצא כי שני מארגני ההימורים החוקיים בישראל נוטים למקם יותר נקודות מכירה באזורים הנמנים עם העשירונים התחתונים בהשוואה לעשירונים העליונים. הממצא המרכזי נותר ללא שינוי גם כאשר מתחשבים באפשרות שריבוי נקודות מכירה במקומות מרכזיים (מרכזי קניות, אזורי תיירות ועוד) נובע ממכירת מוצרי הימורים לתושבים מחוץ לאזור מגוריהם. לשם כך עומתה הפריסה הגאוגרפית של נקודות המכירה של מפעל הפיס והטוטו מול זו של סניפי הסופרפארם, ונמצא הבדל מובהק: לא רואים תופעה של ריבוי סניפי סופרפארם באזורים חלשים כפי שהתגלה לגבי נקודות המכירה של מפעל הפיס והטוטו. נתון זה מקטין את החשש שהממצא העיקרי של העבודה נעוץ בכך שמרכזי קניות נוטים להתמקם באזורים בעלי אוכלוסייה חלשה.

תוצאות האמידה מלמדות ששני מארגני ההימורים בחרו למקם יותר נקודות מכירה באזורים בעלי הכנסה נמוכה, ומכאן שהם מעריכים שאוכלוסיית האזור מוציאה סכום גבוה יותר על הימורים בהשוואה לאזור בעל הכנסה גבוהה. כלומר, דרגת הרגרסיביות המשתמעת מריבוי דוכני המכירה באזורי מצוקה חריפה במיוחד. עוצמת הרגרסיביות היא גדולה מזו שהייתה נמדדת אילו היה משקל ההוצאה על הימורים בשכבות החלשות גדול בהשוואה לאוכלוסיות חזקות.

עבודה זו מציעה מתודולוגיה חדשנית ופשוטה יחסית למדידת התחולה של ההוצאה על הימורים עבור מדינות שנעדרות נתונים מפורטים על אודות הפדיון ממכירת מוצרי הימורים בכל נקודת מכירה. כל שנדרש הוא המיקום הגאוגרפי של כל נקודת מכירה, ונתון זה זמין בכל מדינה. מידע משלים שנחוץ הוא הפרופיל החברתי-כלכלי של התושבים ברמת היחידה הגאוגרפית הקטנה ביותר. דרך מדידה זו אינה תלויה גם בסקרי הוצאה על הימורים, שמטבע הדברים מעוררים חוסר נחת משום מידת האמינות של תשובות הנשאלים על פעילות שאיננה אהודה, כמו השתתפות בהימורים. גישה זו לבחינת הרגרסיביות מניחה שאין מגבלה רגולטורית על מספר נקודות המכירה, וכן שהמספר הנוכחי של נקודות המכירה מבטא שיווי משקל הנובע מכך שמארגני ההימורים החוקיים מפעילים בעיקר שיקול כלכלי בבחירת מיקומן של נקודות המכירה. עבודה זו מראה כי שתי ההנחות נראות סבירות ביחס לשוק ההימורים בישראל.

מחקר זה מראה כי מתודולוגיה זו חייבת להיות מבוססת על יחידות גאוגרפיות קטנות יחסית. נמצאה הטיה חריפה במדידת תחולת ההוצאה על הימורים בניתוח מרחבי המבוסס על יחידות גאוגרפיות גדולות (Ecology Fallacy). החוקר עלול להחמיץ את ההשפעה האמיתית של הפרופיל הכלכלי של התושבים על מספר נקודות המכירה של מוצרי הימורים אם היחידה הגאוגרפית היא גדולה, כמו יישוב. לעומת זאת, השפעה זו נחשפת לעין במלואה כאשר האמידה נערכת ברמת האזור הסטטיסטי, ששטחו עומד בממוצע על כ-1.5 קמ"ר בלבד. כלומר יש הכרח לעשות שימוש ביחידה גאוגרפית קטנה יחסית כדי להימנע ממסקנה שגויה לגבי טיב ההשפעה של המצב הכלכלי על הפריסה המרחבית של תחנות הימורים.

חקירת ההתנהגות הנגלית של המציעים היא בעלת השלכות ישירות על מדיניות ציבורית, שכן

הרגולטורים הם בעלי השפעה ישירה על ההיצע. ריבוי נקודות המכירה באזורי מצוקה מלמד שאכן השיקול המרכזי שמנחה את מארגני ההימורים החוקיים בבחירת המיקום של דוכני הימורים הוא שיקול הרווח, ולא נזקי ההימורים לאוכלוסיות פגיעות. עבודה זו מלמדת כי לא ניתן לסמוך על מארגני ההימורים שייקחו בחשבון את ההשלכות השליליות בבחירת מיקום תחנות ההימורים אף על פי שהם נמצאים תחת מטרייה ציבורית. הממצאים של עבודה זו יכולים להיות שימושיים עבור הרגולטור אם הוא חפץ לצמצם את הנזקים לשכבות החלשות, למשל, על ידי הגבלת מספר נקודות המכירה באזורים מסוימים בהתאם לפרופיל החברתי-כלכלי של תושביו.

## מקורות


אגמון, ת׳ (2009), ״היבטיים צרכניים בהגרלות מפעל הפיס וסיכויי הזכייה בהן״, מרכז המחקר והמידע של הכנסת, אוקטובר.

בקר, א׳ (2015), ״הפעלת מכונות מזל אלקטרוניות (׳חיש גד אלקטרוני׳) על ידי מפעל הפיס״, מרכז המחקר והמידע של הכנסת, מאי.

גבריאל-פריד, ב׳ (2007), ״התנהגות הימורים בקרב בני נוער: תאוריה ומחקר״, מפגש לעבודה חינוכית-סוציאלית 26, 95–111.

דוח הוועדה לבחינת ייעול שוק ההימורים החוקיים ומודל הקצאת הרווחים לציבור (אוגוסט 2016). קישור לדוח: http://mof.gov.il/ReportsAndReviews/Documents/GambleMarketReport_082016.pdf

דוח הצוות לגיבוש תכנית להסדרת ההימורים החוקיים בישראל (פברואר 2016). קישור לדוח: http://www.justice.gov.il/Publications/Articles/Documents/TeamReportOfTheLegalGamble.pdf

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2013), איפיון יחידות גאוגרפיות וסיווגן לפי הרמה החברתית-כלכלית של האוכלוסייה בשנת 2008, יוני.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, מפקד אוכלוסין 2008, ״קובץ מסוכם של יישובים – מפקד 2008״.

לוי, מ׳ (2006), ״הפוליטיקה של המזל: המדינה וראשיתן של ההגרלות בישראל״, סוגיות חברתיות בישראל 2, 174–201.

פלזנשטיין, ד׳ (1998), ״ההימור המקומי הגדול: קזינו ככלי לפיתוח כלכלי מקומי בישראל״, מכון פלורסהיימר למחקרי מדינות.

תומר, א׳ (2015), ״הימורים ויציבות תעסוקתית״, עבודת תיזה למוסמך, בית הספר למדיניות ציבורית, האוניברסיטה העברית בירושלים.

Auger, N., Lo, E., Cantinotti, M. and O'loughlin, J. (2010), "Impulsivity and Socio-Economic Status Interact to Increase the Risk of Gambling Onset Among Youth", *Addiction* 105(12), 2176–2183.

Beckert, J. and Lutter, M. (2009), "The Inequality of Fair Play: Lottery Gambling and Social Stratification in Germany", *European Sociological Review* 25(4), 475–488.

Beckert, J. and Lutter, M. (2013), "Why the Poor Play the Lottery: Sociological Approaches to Explaining Class-Based Lottery Play", *Sociology* 47(6), 1152–1170.

Beenstock, M. and Haitovsky, Y. (2001), "Lottomania and Other Anomalies in the Market for Lotto", *Journal of Economic Psychology* 22(6), 721–744.

Bresnahan, T.F. and Reiss, P.C. (1990), "Entry in Monopoly Market", *The Review of Economic Studies* 57(4), 531–553.

Bresnahan, T.F. and Reiss, P.C. (1991), "Entry and Competition in Concentrated Markets", *Journal of Political Economy* 99(5), 977–1009.

Clotfelter, C.T. and Cook, P.J. (1991), *Selling Hope: State Lotteries in America*, Harvard.

Cohen, L.R. (2001), "Lure of the Lottery", *Wake Forest Law Review* 36, 705–745.

Conlisk, J. (1993), "The Utility of Gambling", *Journal of Risk and Uncertainty* 6(3), 255–275.

Friedman, M. and Savage, L.J. (1948), "The Utility Analysis of Choices Involving Risk", *Journal of Political Economy* 56(4), 279–304.

Gavriel-Fried, B. (2015), "Attitudes of Jewish Israeli Adults Towards Gambling", *International Gambling Studies* 15(2), 196–211.

Guillén, M.F., Garvía, R. and Santana, A. (2012), "Embedded Play: Economic and Social Motivations for Sharing Lottery Tickets", *European Sociological Review* 28(3), 344–354.

Hoffmann, J.P. (2000), "Religion and Problem Gambling in the US", *Review of Religious Research* 41(4), 488–509.

Israeli, A.A. and Mehrez, A. (2000), "From Illegal Gambling to Legal Gaming: Casinos in Israel", *Tourism Management* 21(3), 281–291.

Kahneman, D. and Tversky, A. (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk", *Econometrica* 47, 263–291.

Kearney, M. (2005), "State Lotteries and Consumer Behaviour", *Journal of Public Economics* 89, 2269–2299.

LaPlante, D.A. and Shaffer, H.J. (2007), "Understanding the Influence of Gambling Opportunities: Expanding Exposure Models to Include Adaptation", *American Journal of Orthopsychiatry* 77(4), 616.

Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E. and Zhao, J. (2013), "Poverty Impedes Cognitive Function", *Science* 341(6149), 976–980.

McCaffery, E.J. (1994), "The Uneasy Case for Wealth Transfer Taxation", *The Yale Law Journal* 104(2), 283–365.

Miyazaki, A.D., Hansen, A. and Sprott, D.E. (1998), "A Longitudinal Analysis of Income-Based Tax Regressivity of State-Sponsored Lotteries", *Journal of Public Policy and Marketing* 17(2), 161–172.

Perez, L. and Humphreys, B. (2013), "The 'Who and Why' of Lottery: Empirical Highlights from the Seminal Economic Literature", *Journal of Economic Surveys* 27(5), 915–940.

Rintoul, A.C., Livingstone, C., Mellor, A.P. and Jolley, D. (2013), "Modelling Vulnerability

to Gambling Related Harm: How Disadvantage Predicts Gambling Losses", *Addiction Research and Theory* 21(4), 329–338.

Shah, A.K., Mullainathan, S. and Shafir, E. (2012), "Some Consequences of Having Too Little", *Science* 338(6107), 682–685.

Shapira, Z. and Venezia, I. (1992), "Size and Frequency of Prizes as Determinants of the Demand for Lotteries", *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 52(2), 307–318.

St-Pierre, R.A., Walker, D.M., Derevensky, J. and Gupta, R. (2014), "How Availability and Accessibility of Gambling Venues Influence Problem Gambling: A Review of the Literature", *Gaming Law Review and Economics* 18(2), 150–172.

Sunstein, C. and Thaler, R. (2008), *Nudge: The Politics of Libertarian Paternalism*, New Haven.

Vasiliadis, S.D., Jackson, A.C., Christensen, D. and Francis, K. (2013), "Physical Accessibility of Gaming Opportunity and its Relationship to Gaming Involvement and Problem Gambling: A Systematic Review", *Journal of Gambling Issues* 28, 1–46.

Welte, J.W., Barnes, G.M., Wieczorek, W.F., Tidwell, M.C. and Parker, J. (2002), "Gambling Participation in the US – Results from a National Survey", *Journal of Gambling studies* 18(4), 313–337.

Yule, G.U. and Kendall, M.G. (1950), *An Introduction to the Theory of Statistics*, London.

## לוח -1א': אוכלוסיית המחקר: תחנות לוטו וטוטו שנכללו במחקר

| | מפעל הפיס | הטוטו | סך הכול |
|---|---|---|---|
| (1) תחנות לוטו וטוטו לפי אתר האינטרנט | 2,446 | 1,332 | 3,778 |
| (2) לא ניתן לקשור בין כתובת הסניף לאזור הסטטיסטי | 118 | 183 | 301 |
| (3) אין נתונים על המדד החברתי-כלכלי | 214 | 75 | 289 |
| (4) אין נתונים על שיעור ההצבעה למפלגות החרדיות | 10 | 3 | 13 |
| **(5) אוכלוסיית המחקר (5)=(1)−(2)−(3)−(4)** | **2,104** | **1,071** | **3,175** |

מספר הסניפים וכתובותיהם נשלפו בחודשים ינואר–פברואר 2016 מאתר האינטרנט של מפעל הפיס ו-easy.co.il

## לוח -1ב': אוכלוסיית המחקר: התפלגות האזורים הסטטיסטיים לפי מספר תחנות מכירה

| | **מפעל הפיס** | | **הטוטו** | | **סך הכול** | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | מספר | אחוזים | מספר | אחוזים | מספר | אחוזים |
| אזורים ללא נקודת מכירה | 666 | 42.1 | 895 | 56.6 | 615 | 38.9 |
| אזורים עם נקודת מכירה אחת | 430 | 27.2 | 462 | 29.2 | 264 | 16.7 |
| אזורים עם שתי נקודות מכירה | 235 | 14.9 | 148 | 9.4 | 241 | 15.2 |
| אזורים עם שלוש נקודות מכירה | 115 | 7.3 | 41 | 2.6 | 162 | 10.3 |
| אזורים עם ארבע נקודות מכירה | 66 | 4.2 | 12 | 0.8 | 120 | 7.6 |
| אזורים עם חמש נקודות מכירה | 20 | 1.3 | 12 | 0.8 | 63 | 4 |
| אזורים עם שש נקודות מכירה | 10 | 0.6 | 5 | 0.3 | 38 | 2.4 |
| אזורים עם שבע נקודות מכירה | 9 | 0.6 | 0 | 0 | 18 | 1.1 |
| אזורים עם שמונה נקודות מכירה | 5 | 0.3 | 4 | 0.3 | 11 | 0.7 |
| אזורים עם תשע נקודות מכירה | 5 | 0.3 | 0 | 0 | 11 | 0.7 |
| אזורים עם עשר נקודות מכירה או יותר | 20 | 1.2 | 2 | 0.1 | 38 | 2.4 |
| **סך כל האזורים הסטטיסטיים** | **1,581** | **100.0** | **1,581** | **100.0** | **1,581** | **100.0** |

## לוח 2: תיאור סטטיסטי (כל הארץ - אזור סטטיסטי)

| המשתנה | מספר תצפיות | ממוצע<br>וסטיית תקן | מינימום | מקסימום |
|---|---|---|---|---|
| מספר תחנות מכירה של מפעל הפיס לאזור סטטיסטי | 1,581 | 1.3<br>(2.121) | 0 | 22 |
| מספר תחנות מכירה של הטוטו לאזור סטטיסטי | 1,581 | 0.7<br>(1.075) | 0 | 10 |
| מספר תחנות מכירה של מפעל הפיס והטוטו לאזור סטטיסטי | 1,581 | 2.0<br>(3.049) | 0 | 32 |
| ההכנסה לנפש סטנדרטית (לוג טבעי) | 1,550 | 8.4<br>(0.484) | 6.642 | 10.05 |
| ההכנסה לנפש סטנדרטית (ש"ח) | 1,550 | 5,222<br>(2,550) | 766.3 | 23,097 |
| המדד החברתי-כלכלי | 1,581 | 0.0223<br>(0.987) | −2.952 | 3.145 |
| גודל האוכלוסייה (לוג טבעי) | 1,581 | 8.2<br>(0.339) | 6.230 | 9.690 |
| גודל האוכלוסייה | 1,581 | 3,932<br>(1,443) | 509 | 16,160 |
| גילאי 65 ויותר באוכלוסייה (%) | 1,581 | 11.07<br>(6.473) | 0 | 39 |
| גילאי 18–64 באוכלוסייה (%) | 1,581 | 58.81<br>(7.863) | 29 | 88 |
| גילאי 17 ומטה באוכלוסייה (%) | 1,581 | 30.12<br>(11.529) | 5 | 71 |
| יהודים-לא חרדים (%) | 1,581 | 80.6<br>(39.57) | 0 | 100 |
| יהודים-חרדים (%) | 1,581 | 5.0<br>(21.79) | 0 | 100 |
| נוצרים (%) | 1,581 | 1.3<br>(11.45) | 0 | 100 |
| מוסלמים (%) | 1,581 | 11.4<br>(31.77) | 0 | 100 |
| דרוזים (%) | 1,581 | 1.7<br>(12.96) | 0 | 100 |
| שטח האזור (מ"ר לוג טבעי) | 1,581 | 13.2<br>(1.205) | 10.76 | 18.75 |
| שטח האזור (קמ"ר) | 1,581 | 1.561<br>(5.589) | 0.0473 | 138.6 |
| אזור מגורים (%) | 1,581 | 99.2<br>(8.682) | 0 | 100 |
| אזור תעשייתי (%) | 1,581 | 0.1<br>(2.515) | 0 | 100 |
| אזור פתוח (%) | 1,581 | 0.3<br>(5.025) | 0 | 100 |
| אזור ציבורי (%) | 1,581 | 0.4<br>(6.641) | 0 | 100 |

## לוח 3: מדיניות המיקום של מפעל הפיס

המשתנה המוסבר: מספר תחנות מכירה של מפעל הפיס לאזור סטטיסטי

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | כל האזורים הסטטיסטיים | | | | אזורים עם תחנות מכירה | |
| הכנסה סטנד' לנפש (לוג) | | | | **−1.189*** ** (0.139) | | |
| מדד חברתי-כלכלי | 0.050 (0.040) | **−0.371*** ** (0.057) | **−0.540*** ** (0.064) | | **−0.241*** ** (0.071) | **−0.567*** ** (0.088) |
| גודל האוכלוסייה (לוג) | | **1.000*** ** (0.158) | **0.858*** ** (0.150) | **0.950*** ** (0.170) | | **0.875*** ** (0.231) |
| גילאי 65 ויותר באוכלוסייה (%) | | **0.030** ** (0.015) | 0.024 (0.015) | 0.013 (0.015) | | 0.019 (0.021) |
| גילאי 17 ומטה באוכלוסייה (%) | | **−0.062*** ** (0.008) | **−0.065*** ** (0.009) | **−0.069*** ** (0.009) | | **−0.083*** ** (0.015) |
| יהודים-לא חרדים | | | **0.866*** ** (0.203) | **0.966*** ** (0.214) | | **1.098*** ** (0.254) |
| יהודים-חרדים | | | **1.251*** ** (0.298) | **1.223*** ** (0.303) | | **2.302*** ** (0.502) |
| מוסלמים | | | −0.235 (0.232) | −0.232 (0.241) | | 1.039 (0.691) |
| דרוזים | | | −0.392 (0.252) | −0.32 (0.264) | | −0.003 (0.382) |
| שטח האזור (לוג) | | | **0.223*** ** (0.051) | **0.216*** ** (0.053) | | **0.284*** ** (0.076) |
| אזור תעשייתי | | | **6.588*** ** (0.115) | **6.682*** ** (0.128) | | **5.906*** ** (0.154) |
| אזור פתוח | | | −0.927 (0.596) | −0.86 (0.585) | | **−0.622*** (0.365) |
| אזור ציבורי | | | **5.221** ** (2.178) | **5.213** ** (2.175) | | **4.246** ** (2.156) |
| הקבוע | **1.330*** ** (0.053) | **−5.375*** ** (1.328) | **−7.722*** ** (1.383) | 1.824 (1.675) | **2.333*** ** (0.082) | **−7.725*** ** (2.169) |
| מספר תצפיות | 1,581 | 1,581 | 1,581 | 1,550 | 915 | 915 |
| מספר תחנות המכירה | 2104 | 2104 | 2104 | 2,073 | 2104 | 2104 |
| Adjusted $R^2$ | 0.000 | 0.115 | 0.174 | 0.179 | 0.007 | 0.126 |

קבוצות ההשוואה: הרכב אוכלוסייה (גילאי 18–64), דת (נוצרים), סוג האזור (מגורים)
Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

## לוח 4: מדיניות המיקום של הטוטו

המשתנה המוסבר: מספר תחנות מכירה של הטוטו לאזור סטטיסטי

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | כל האזורים הסטטיסטיים | | | | אזורים עם תחנות מכירה | |
| הכנסה סטנד׳ לנפש (לוג) | | | | **−0.526*** ** (0.069) | | |
| מדד חברתי-כלכלי | **0.065*** ** (0.022) | **−0.158*** ** (0.027) | **−0.239*** ** (0.032) | | **−0.140*** ** (0.048) | **−0.223*** ** (0.049) |
| גודל האוכלוסייה (לוג) | | **0.613*** ** (0.081) | **0.537*** ** (0.080) | **0.565*** ** (0.090) | | **0.448*** ** (0.153) |
| גילאי 65 ויותר באוכלוסייה (%) | | 0.010 (0.007) | 0.008 (0.007) | 0.004 (0.007) | | −0.004 (0.011) |
| גילאי 17 ומטה באוכלוסייה (%) | | **−0.035*** ** (0.004) | **−0.034*** ** (0.004) | **−0.035*** ** (0.005) | | **−0.041*** ** (0.009) |
| יהודים-לא חרדים | | | **0.343*** (0.198) | **0.389*** (0.211) | | −0.091 (0.257) |
| יהודים-חרדים | | | 0.272 (0.217) | 0.255 (0.230) | | 0.608 (0.518) |
| מוסלמים | | | −0.189 (0.203) | −0.184 (0.215) | | 0.238 (0.418) |
| דרוזים | | | −0.305 (0.215) | −0.277 (0.228) | | **−0.754** ** (0.322) |
| שטח האזור (לוג) | | | **0.096*** ** (0.024) | **0.095*** ** (0.025) | | **0.126*** ** (0.042) |
| אזור תעשייתי | | | **2.330*** ** (0.056) | **2.358*** ** (0.062) | | **1.644*** ** (0.101) |
| אזור פתוח | | | **−0.705** ** (0.293) | **−0.684** ** (0.294) | | **−0.555*** ** (0.190) |
| אזור ציבורי | | | **1.880*** ** (0.613) | **1.871*** ** (0.604) | | 1.035 (0.629) |
| הקבוע | **0.676*** ** (0.027) | **−3.386*** ** (0.670) | **−4.338*** ** (0.730) | −0.075 (0.89) | **1.585*** ** (0.046) | **−2.592** ** (1.256) |
| מספר תצפיות | 1,581 | 1,581 | 1,581 | 1,550 | 686 | 686 |
| מספר תחנות המכירה | 1071 | 1071 | 1071 | 1060 | 1071 | 1071 |
| Adjusted $R^2$ | 0.003 | 0.131 | 0.166 | 0.168 | 0.008 | 0.071 |

קבוצות ההשוואה: הרכב אוכלוסייה (גילאי 18–64), דת (נוצרים), סוג האזור (מגורים)
Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

## לוח 5: מדיניות המיקום של מפעל הפיס והטוטו

המשתנה המוסבר: מספר תחנות מכירה של מפעל הפיס והטוטו לאזור סטטיסטי

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | כל האזורים הסטטיסטיים | | | | אזורים עם תחנות מכירה | |
| הכנסה סטנדרטית לנפש (לוג) | | | | **−1.715*** | | |
| | | | | (0.197) | | |
| מדד חברתי-כלכלי | **0.115*** | **−0.529*** | **−0.779*** | | **−0.210** | **−0.711*** |
| | (0.059) | (0.081) | (0.090) | | (0.100) | (0.119) |
| גודל האוכלוסייה (לוג) | | **1.616*** | **1.395*** | **1.513*** | | **1.501*** |
| | | (0.229) | (0.219) | (0.246) | | (0.326) |
| גילאי 65 ויותר באוכלוסייה (%) | | **0.040*** | 0.032 | 0.017 | | 0.022 |
| | | (0.020) | (0.020) | (0.021) | | (0.028) |
| גילאי 17 ומטה באוכלוסייה (%) | | **−0.097*** | **−0.099*** | **−0.104*** | | **−0.118*** |
| | | (0.011) | (0.012) | (0.013) | | (0.020) |
| יהודים-לא חרדים | | | **1.201*** | **1.356*** | | **1.244** |
| | | | (0.372) | (0.394) | | (0.494) |
| יהודים-חרדים | | | **1.523*** | **1.478*** | | **2.368*** |
| | | | (0.470) | (0.488) | | (0.761) |
| מוסלמים | | | −0.424 | −0.417 | | 0.951 |
| | | | (0.399) | (0.421) | | (0.913) |
| דרוזים | | | **−0.698*** | −0.597 | | −0.577 |
| | | | (0.420) | (0.445) | | (0.634) |
| שטח האזור (לוג) | | | **0.318*** | **0.311*** | | **0.335*** |
| | | | (0.070) | (0.073) | | (0.101) |
| אזור תעשייתי | | | **8.918*** | **9.039*** | | **8.143*** |
| | | | (0.159) | (0.182) | | (0.208) |
| אזור פתוח | | | **−1.633** | **−1.543*** | | −1.058 |
| | | | (0.830) | (0.819) | | (0.808) |
| אזור ציבורי | | | **7.099*** | **7.083*** | | **5.986** |
| | | | (2.720) | (2.708) | | (2.746) |
| הקבוע | **2.006*** | **−8.762*** | **−12.059*** | 1.749 | **3.313*** | **−11.760*** |
| | (0.077) | (1.912) | (2.010) | (2.411) | (0.111) | (3.012) |
| מספר תצפיות | 1,581 | 1,581 | 1,581 | 1,550 | 966 | 966 |
| מספר תחנות המכירה | 3175 | 3175 | 3175 | 3133 | 3175 | 3175 |
| Adjusted $R^2$ | 0.001 | 0.131 | 0.187 | 0.192 | 0.002 | 0.125 |

קבוצות ההשוואה: הרכב אוכלוסייה (גילאי 18–64), דת (נוצרים), סוג האזור (מגורים)
Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

## לוח 6: מדיניות המיקום של מפעל הפיס והטוטו / אמידה לא לינארית

המשתנה המוסבר: מספר תחנות מכירה של מפעל הפיס והטוטו לאזור סטטיסטי

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | מפעל הפיס | | הטוטו | | מפעל הפיס+הטוטו | |
| עשירון תחתון | **−0.376*** ** | **1.767*** ** | **−0.330*** ** | **0.687*** ** | **−0.706*** ** | **2.454*** ** |
| | (0.113) | (0.259) | (0.061) | (0.122) | (0.160) | (0.362) |
| עשירון 2 | 0.152 | **1.676*** ** | −0.006 | **0.703*** ** | 0.146 | **2.379*** ** |
| | (0.177) | (0.264) | (0.097) | (0.132) | (0.261) | (0.377) |
| עשירון 3 | **0.962*** ** | **1.393*** ** | **0.380*** ** | **0.579*** ** | **1.342*** ** | **1.972*** ** |
| | (0.200) | (0.198) | (0.104) | (0.107) | (0.286) | (0.285) |
| עשירון 4 | **1.278*** ** | **1.353*** ** | **0.614*** ** | **0.658*** ** | **1.892*** ** | **2.011*** ** |
| | (0.261) | (0.233) | (0.124) | (0.116) | (0.369) | (0.331) |
| עשירון 5 | **0.842*** ** | **0.918*** ** | **0.475*** ** | **0.505*** ** | **1.316*** ** | **1.423*** ** |
| | (0.215) | (0.212) | (0.121) | (0.118) | (0.326) | (0.318) |
| עשירון 6 | **0.741*** ** | **0.812*** ** | **0.361*** ** | **0.387*** ** | **1.101*** ** | **1.199*** ** |
| | (0.202) | (0.195) | (0.096) | (0.093) | (0.278) | (0.267) |
| עשירון 7 | **0.525*** ** | **0.534*** ** | **0.310*** ** | **0.303*** ** | **0.835*** ** | **0.838*** ** |
| | (0.162) | (0.159) | (0.090) | (0.090) | (0.236) | (0.232) |
| עשירון 8 | **0.608*** ** | **0.577*** ** | **0.316*** ** | **0.299*** ** | **0.924*** ** | **0.876*** ** |
| | (0.150) | (0.145) | (0.092) | (0.086) | (0.226) | (0.215) |
| עשירון 9 | **0.608*** ** | **0.609*** ** | **0.291*** ** | **0.284*** ** | **0.899*** ** | **0.892*** ** |
| | (0.189) | (0.189) | (0.107) | (0.106) | (0.281) | (0.280) |
| גודל האוכלוסייה (לוג) | | **0.895*** ** | | **0.550*** ** | | **1.445*** ** |
| | | (0.151) | | (0.081) | | (0.222) |
| גילאי 65 ויותר באוכלוסייה (%) | | 0.023 | | 0.008 | | 0.031 |
| | | (0.014) | | (0.007) | | (0.020) |
| גילאי 17 ומטה באוכלוסייה (%) | | **−0.064*** ** | | **−0.031*** ** | | **−0.095*** ** |
| | | (0.009) | | (0.005) | | (0.013) |
| יהודים-לא חרדים | | **0.887*** ** | | 0.318 | | **1.205*** ** |
| | | (0.220) | | (0.202) | | (0.389) |
| יהודים-חרדים | | **1.241*** ** | | 0.268 | | **1.510*** ** |
| | | (0.303) | | (0.221) | | (0.480) |
| מוסלמים | | −0.251 | | −0.163 | | −0.414 |
| | | (0.271) | | (0.211) | | (0.444) |
| דרוזים | | −0.433 | | −0.284 | | −0.717 |
| | | (0.286) | | (0.224) | | (0.462) |
| שטח האזור (לוג) | | **0.208*** ** | | **0.086*** ** | | **0.294*** ** |
| | | (0.051) | | (0.024) | | (0.070) |
| אזור תעשייתי | | **6.776*** ** | | **2.379*** ** | | **9.155*** ** |
| | | (0.182) | | (0.094) | | (0.257) |
| אזור פתוח | | −0.807 | | **−0.684** ** | | **−1.491* ** |
| | | (0.604) | | (0.285) | | (0.824) |
| אזור ציבורי | | **5.134** ** | | **1.855*** ** | | **6.989** ** |
| | | (2.186) | | (0.620) | | (2.735) |
| הקבוע | **0.797*** ** | **−8.842*** ** | **0.437*** ** | **−4.826*** ** | **1.234*** ** | **−13.668*** ** |
| | (0.080) | (1.381) | (0.053) | (0.730) | (0.124) | (2.004) |
| מספר תצפיות | 1,581 | 1,581 | 1,581 | 1,581 | 1,581 | 1,581 |
| מספר תחנות המכירה | 2104 | 2104 | 1071 | 1071 | 3175 | 3175 |
| Adjusted $R^2$ | 0.042 | 0.172 | 0.054 | 0.162 | 0.051 | 0.184 |

קבוצות ההשוואה: עשירון חברתי-כלכלי (עשירון עליון), הרכב אוכלוסייה (גילאי 18–64), דת (נוצרים), סוג האזור (אזור מגורים)

Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

## לוח 7: מדיניות המיקום של מפעל הפיס והטוטו ביחידה גאוגרפית גדולה יותר

המשתנה המוסבר: מספר תחנות מכירה של מפעל הפיס והטוטו

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | המשתנה המוסבר: מספר תחנות מכירה של מפעל הפיס והטוטו ב: | | | | | |
| | תת-רובע | | רובע | | יישוב | |
| עשירון תחתון | −0.828 | **7.111*** | 4.161 | **34.187** | **−6.579** | 7.654 |
| | (1.061) | (1.607) | (10.708) | (13.832) | (2.550) | (10.755) |
| עשירון 2 | **4.586*** | **6.571*** | 0.661 | **17.212*** | **−6.055** | 15.216 |
| | (1.473) | (1.454) | (5.700) | (6.395) | (2.564) | (9.205) |
| עשירון 3 | **4.276** | **6.206*** | 3.714 | **16.743*** | **−5.305** | **14.515*** |
| | (1.926) | (1.789) | (7.605) | (5.271) | (2.606) | (8.078) |
| עשירון 4 | **5.966*** | **5.864*** | 0.786 | **14.441** | 2.395 | 3.061 |
| | (2.199) | (2.052) | (5.779) | (5.597) | (3.841) | (7.261) |
| עשירון 5 | **3.034** | **4.198*** | 14.000 | **23.314*** | 20.395 | 12.720 |
| | (1.429) | (1.306) | (9.798) | (6.469) | (13.005) | (8.614) |
| עשירון 6 | **4.552** | **5.277** | 1.536 | **17.781** | **21.145*** | 3.799 |
| | (2.017) | (2.055) | (7.188) | (7.161) | (7.619) | (7.185) |
| עשירון 7 | **3.000** | **3.354*** | −0.464 | **14.948*** | **27.645*** | 8.162 |
| | (1.297) | (1.254) | (5.806) | (5.245) | (10.554) | (8.048) |
| עשירון 8 | **4.931*** | **4.676*** | −5.214 | **8.694** | **26.245** | 8.956 |
| | (1.448) | (1.230) | (5.230) | (5.015) | (12.150) | (8.915) |
| עשירון 9 | 1.897 | **1.958** | 11.857 | **18.539** | 26.345 | 14.817 |
| | (1.157) | (1.043) | (11.512) | (9.109) | (19.291) | (12.992) |
| גודל האוכלוסייה (לוג טבעי) | | **5.278*** | | **20.903*** | | **20.773*** |
| | | (1.238) | | (6.000) | | (4.392) |
| גילאי 65 ויותר באוכלוסייה (%) | | 0.123 | | 0.442 | | 1.268 |
| | | (0.129) | | (0.593) | | (0.917) |
| גילאי 19 ומטה באוכלוסייה (%) | | **−0.334*** | | **−0.864** | | −0.557 |
| | | (0.093) | | (0.500) | | (0.726) |
| יהודים-לא חרדים | | 1.347 | | −16.819 | | −3.522 |
| | | (3.632) | | (11.191) | | (7.361) |
| יהודים-חרדים | | 2.245 | | **−19.359** | | −1.261 |
| | | (3.943) | | (11.406) | | (16.176) |
| מוסלמים | | 0.096 | | – | | −7.048 |
| | | (4.538) | | | | (8.569) |
| דרוזים | | – | | – | | −2.469 |
| | | | | | | (10.456) |
| שטח האזור (לוג טבעי) | | 0.796 | | 3.220 | | **4.013** |
| | | (0.572) | | (3.032) | | (2.289) |
| אזור תעשייתי | | 0.984 | | −12.215 | | – |
| | | (1.456) | | (9.306) | | |
| אזור פתוח | | **−6.675** | | −13.421 | | – |
| | | (2.622) | | (8.467) | | |
| אזור ציבורי | | **7.734** | | **15.403** | | – |
| | | (4.445) | | (7.880) | | |
| הקבוע | **5.241*** | **−50.951*** | **19.714*** | **−226.690*** | **8.105*** | **−242.802*** |
| | (0.775) | (13.474) | (4.899) | (61.871) | (2.521) | (50.295) |
| מספר תצפיות | 290 | 290 | 76 | 76 | 198 | 198 |

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | המשתנה המוסבר: מספר תחנות מכירה של מפעל הפיס והטוטו ב: | | | | | |
| | תת-רובע | | רובע | | יישוב | |
| מספר תחנות המכירה | 2431 | 2431 | 1717 | 1717 | **3736** | **3736** |
| Adjusted $R^2$ | 0.049 | 0.209 | -0.015 | 0.446 | 0.067 | 0.511 |

הערות:
1. קבוצות ההשוואה: עשירון חברתי-כלכלי (עשירון עליון), הרכב אוכלוסייה (גילאי 20–64), דת (נוצרים), סוג האזור (אזור מגורים).
2. Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
3. נשים לב שאין תת-רובעים ורובעים דרוזיים ורובעים המוגדרים מוסלמיים. בשל מחסור בנתונים, הרגרסיות ברמת היישוב נעשו רק עבור עיריות ומועצות מקומיות, הוחלף טווח הגילאים, ולא נכללו משתני דמי עבור שימושי הקרקע.

## לוח 8: מדיניות המיקום של מפעל הפיס, הטוטו והסופרפארם בחמש הערים הגדולות

המשתנה המוסבר: מספר תחנות מכירה של מפעל הפיס, הטוטו והסופרפארם לאזור סטטיסטי

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | מפעל הפיס | | הטוטו | | הסופרפארם | |
| עשירון תחתון | **0.915**** | **3.271***** | 0.157 | **1.254***** | −0.072 | 0.079 |
| | **(0.418)** | **(0.702)** | (0.161) | (0.233) | (0.051) | (0.073) |
| עשירון 2 | **1.429***** | **2.215***** | **0.762***** | **1.080***** | 0.000 | 0.063 |
| | (0.445) | (0.525) | (0.209) | (0.234) | (0.065) | (0.075) |
| עשירון 3 | **1.619***** | **2.154***** | **1.000***** | **1.238***** | 0.048 | 0.081 |
| | **(0.602)** | **(0.636)** | (0.295) | (0.303) | (0.071) | (0.075) |
| עשירון 4 | **0.619**** | **1.190***** | **0.357**** | **0.538***** | −0.024 | 0.011 |
| | (0.245) | (0.318) | (0.145) | (0.158) | (0.061) | (0.068) |
| עשירון 5 | **1.405**** | **1.897***** | **0.452***** | **0.597***** | 0.048 | 0.070 |
| | (0.565) | (0.679) | (0.172) | (0.190) | (0.079) | (0.091) |
| עשירון 6 | **0.799**** | **1.135***** | **0.552***** | **0.643***** | −0.002 | −0.003 |
| | (0.338) | (0.386) | (0.181) | (0.185) | (0.064) | (0.069) |
| עשירון 7 | **1.008***** | **1.179***** | **0.529***** | **0.538***** | 0.068 | 0.067 |
| | **(0.315)** | **(0.341)** | (0.159) | (0.157) | (0.073) | (0.077) |
| עשירון 8 | **1.040**** | **1.105**** | **0.592**** | **0.580**** | **0.173*** | **0.165*** |
| | (0.492) | (0.504) | (0.245) | (0.241) | (0.097) | (0.099) |
| עשירון 9 | **0.548**** | **0.559**** | **0.357***** | **0.373**** | 0.095 | 0.096 |
| | (0.251) | (0.266) | (0.136) | (0.146) | (0.077) | (0.079) |
| גודל האוכלוסייה (לוג) | | **0.440** | | **0.465***** | | 0.077 |
| | | **(0.282)** | | (0.145) | | (0.049) |
| גילאי 65 ויותר באוכלוסייה (%) | | 0.010 | | −0.002 | | −0.001 |
| | | (0.030) | | (0.012) | | (0.005) |

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | מפעל הפיס | | הטוטו | | הסופרפארם | |
| גילאי 17 ומטה באוכלוסייה (%) | | **−0.091*** ** (0.018) | | **−0.040*** ** (0.009) | | **−0.007** ** (0.003) |
| יהודים-לא חרדים | | −0.043 (0.413) | | −0.576 (0.526) | | 0.064 (0.045) |
| יהודים-חרדים | | 0.550 (0.628) | | −0.590 (0.550) | | **0.156** ** (0.062) |
| מוסלמים | | 0.513 (1.592) | | −0.365 (0.842) | | −0.051 (0.062) |
| דרוזים | | – | | – | | – |
| שטח האזור (לוג) | | **0.560*** ** (0.197) | | **0.263*** ** (0.085) | | **0.044** * (0.025) |
| אזור תעשייתי | | **6.181*** ** (0.446) | | **2.144*** ** (0.199) | | **0.918*** ** (0.056) |
| אזור פתוח | | **−4.503*** ** (1.082) | | **−1.870*** ** (0.427) | | **−0.334*** ** (0.128) |
| אזור ציבורי | | 0.786 (0.664) | | 0.698 (0.594) | | 0.204 (0.206) |
| הקבוע | **0.643** ** (0.140) | **−8.405*** ** (3.085) | **0.262*** ** (0.069) | **−5.477*** ** (1.515) | **0.095** ** (0.046) | **−0.998** ** (0.487) |
| מספר תצפיות | **422** | **422** | **422** | **422** | **422** | **422** |
| מספר תחנות המכירה | **667** | 667 | **311** | **311** | **54** | **54** |
| Adjusted $R^2$ | 0.012 | 0.113 | 0.035 | 0.149 | 0.013 | 0.044 |

קבוצות ההשוואה: עשירון חברתי-כלכלי (עשירון עליון), הרכב אוכלוסייה (גילאי 18–64), דת (נוצרים), סוג האזור (אזור מגורים). בחמש הערים הגדולות אין אזורים סטטיסטיים המוגדרים כדרוזיים.
Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

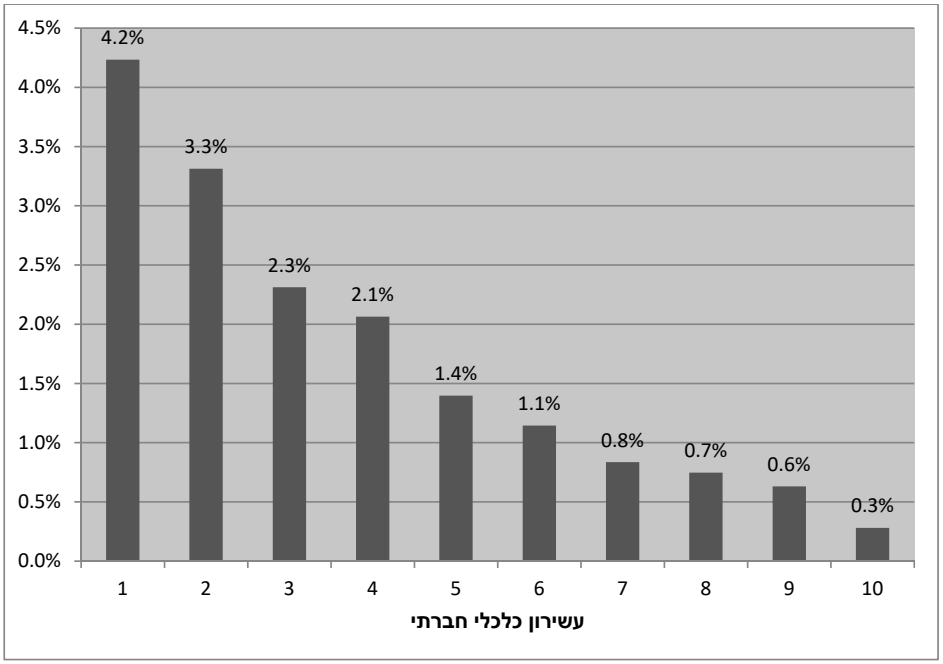
## לוח 9: מדיניות המיקום של מפעל הפיס / פיס פלייס וקינו

המשתנה המוסבר: מספר תחנות מכירה פיס פלייס וקינו של מפעל הפיס לאזור סטטיסטי

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | כל האזורים הסטטיסטיים | | | | אזורים עם תחנות מכירה | |
| הכנסה לנפש סטנד' (לוג) | | | | **-0.131*** | | |
| | | | | (0.023) | | |
| מדד חברתי-כלכלי | -0.007 | **-0.052*** | **-0.063*** | | **-0.051** | **-0.089** |
| | (0.007) | (0.009) | (0.011) | | (0.024) | (0.035) |
| גודל האוכלוסייה (לוג) | | **0.089*** | **0.095*** | **0.111*** | | 0.117 |
| | | (0.027) | (0.027) | (0.030) | | (0.089) |
| גילאי 65 ויותר באוכלוסייה (%) | | 0.002 | 0.001 | 0.000 | | 0.009 |
| | | (0.002) | (0.002) | (0.002) | | (0.006) |
| גילאי 17 ומטה באוכלוסייה (%) | | **-0.007*** | **-0.006*** | **-0.007*** | | -0.004 |
| | | (0.001) | (0.001) | (0.002) | | (0.005) |
| יהודים-לא חרדים | | | **0.145*** | **0.149*** | | **0.258*** |
| | | | (0.019) | (0.020) | | (0.152) |
| יהודים-חרדים | | | **0.130*** | **0.118*** | | 0.152 |
| | | | (0.039) | (0.040) | | (0.193) |
| מוסלמים | | | **0.067*** | **0.060** | | 0.252 |
| | | | (0.024) | (0.024) | | (0.165) |
| דרוזים | | | 0.043 | 0.046 | | |
| | | | (0.036) | (0.037) | | |
| שטח האזור (לוג) | | | -0.008 | -0.009 | | 0.003 |
| | | | (0.008) | (0.008) | | (0.030) |
| אזור תעשייתי | | | **-0.086*** | **-0.073*** | | |
| | | | (0.017) | (0.020) | | |
| אזור פתוח | | | 0.162 | 0.172 | | -0.020 |
| | | | (0.233) | (0.232) | | (0.147) |
| אזור ציבורי | | | 0.118 | 0.120 | | -0.157 |
| | | | (0.167) | (0.167) | | (0.108) |
| הקבוע | **0.118*** | **-0.428*** | **-0.507**** | 0.500 | **1.126*** | -0.150 |
| | (0.009) | (0.224) | (0.240) | (0.306) | (0.028) | (0.893) |
| מספר תצפיות | 1,581 | 1,581 | 1,581 | 1,550 | **166** | **166** |
| מספר תחנות המכירה | **187** | **187** | **187** | **184** | **187** | **187** |
| Adjusted $R^2$ | 0.0**00** | 0.038 | 0.040 | 0.041 | 0.0**05** | 0.0**00** |

קבוצות ההשוואה: הרכב אוכלוסייה (גילאי 18–64), דת (נוצרים), סוג האזור (מגורים)
Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

**ציור 1: אומדן שיעור ההוצאה על הימורים (הפסדי המהמרים) מתוך ההכנסה, לפי עשירון האזור**



# מעמדות כלכליים בישראל, 2002–2014

זויה ניסנוב

## תקציר

המאמר שלהלן מנתח את התפתחות המעמדות הכלכליים בישראל במהלך 2002–2014 באמצעות נתונים מסקרי הכנסות והוצאות של משקי הבית בישראל אשר נאספו על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

הניתוח מתבסס על שיטה חצי-פרמטרית, "מודל הערבוב", המאפשרת לבחון התפלגות הכנסות במקרים שבהם מספר הקבוצות באוכלוסייה אינו מוגדר מראש.

הממצא העיקרי העולה מהמחקר הוא שהאוכלוסייה הישראלית מתחלקת לארבעה מעמדות הנבדלים זה מזה לא רק מבחינת ההכנסה וההוצאה אלא גם במאפייניהם הסוציו-דמוגרפיים. בנוסף, הפערים בין עשירים ועניים גדלו לאורך התקופה, מה שמצביע על עלייה ברמת אי-השוויון בחברה הישראלית.

ניתוח ההוצאות מראה כי בעוד שבקרב המעמדות הנמוכים דיור תופס את החלק הגדול ביותר בהתפלגות ההוצאות, בקרב העשירים הדיור הוא במקום השני אחרי הוצאות התחבורה והתקשורת.

## א. מבוא

ברוב מדינות העולם מקובל לחלק אוכלוסייה לשלוש קבוצות הכנסה עיקריות: עניים, מעמד ביניים ועשירים. מחקרים רבים מצביעים על קשר חיובי בין גודלו היחסי של מעמד הביניים באוכלוסייה לבין יציבות פוליטית וצמיחה כלכלית (Landes, 1998; Easterly, 2001; Pressman, 2007; Birdsall, 2010; Foster and Wolfson, 2010).

לפיכך, קובעי מדיניות אמורים להיות מעוניינים בהגדלת מעמד הביניים לאורך זמן בשילוב עם הצטמקות קבוצת העניים. עם זאת, אין הסכמה לגבי הגדרת הגבולות שמבחינים את מעמד הביניים מעניים ומעשירים. חוקרים שונים מציעים שיטות מדידה שונות (Atkinson and Brandolini, 2011). השיטה הנפוצה ביותר היא השיטה היחסית, המגדירה את מעמד הביניים כמשקי בית שהכנסתם נמצאת בטווח 75%–125% (Thurow, 1984) או בטווח 50%–150% (Davis and Huston, 1992) מההכנסה החציונית. שיטה יחסית "מורחבת" מגדירה את מעמד הביניים כקבוצת משקי בית שהכנסתם נעה בין 75%–200% מההכנסה החציונית, כאשר מי שנמצא בטווח 125%–200% משתייך לרובד בינוני-גבוה (בר, 2013). ישנם חוקרים שמשתמשים בשיטה המוחלטת

(למשל Milanovic and Yitzhaki, 2002), או מגדירים את מעמד הביניים כשלושת החמישונים האמצעיים בהתפלגות ההכנסות, דהיינו 60% מהאוכלוסייה (Levy, 1987; Easterly, 2001).

היות שאין הגדרה אחת המקובלת על כל החוקרים, חלקו היחסי של מעמד הביניים בכלל האוכלוסייה תלוי בשיטת המדידה. רוב המחקרים שנערכו בישראל משתמשים בשיטה היחסית, ומצביעים על מגמת ירידה בגודלו של מעמד הביניים.

דגן-בוזגלו וקונור-אטיאס (2013) הגדירו את גבולות מעמד הביניים בין 75% ל-125% מן ההכנסה החציונית ברוטו המתוקננת של משקי הבית. הן הצביעו על הצטמקותו של מעמד הביניים בין השנים 1992–2010 הן מבחינת גודלו היחסי באוכלוסייה והן מבחינת חלקו בהתפלגות ההכנסות: שיעור משקי הבית השייכים לרובד הבינוני הצטמצם מ-30.8% ל-27.8%, וחלקו בהתפלגות ההכנסות ירד בכ-14%.

בר (2013) מצאה כי לפי השיטה היחסית "המורחבת", בין השנים 2002–2005 ירד שיעור משקי הבית במעמד הביניים מ-50.6% לכ-48.1%, אך לאחר מכן עלה מעט וב-2011 עמד על 49.4%.

בנק ישראל (2012) השתמש באותה שיטה ודיווח שמעמד הביניים הצטמצם משנת 1997 לטובת הגידול של המעמד הנמוך, ובשנת 2011 מנה כמחצית האוכלוסייה הישראלית.

יוצא דופן, הן מבחינת שיטת האמידה והן מבחינת הממצאים, הוא מחקרם של Gottlieb et al. (2013), שבאמצעות ניתוח מסוג "מולטי-רזולוציה" מציג עלייה בגודלו של מעמד הביניים בין השנים 1998–2006 וירידה לאחר מכן. החוקרים מצאו כי בשנת 2008 מנה מעמד הביניים בישראל כ-53% מהאוכלוסייה. מצד שני, הממצאים מצביעים על ירידה במספר המעמדות: מארבעה בשנת 1997 לשלושה ב-1998.

לעומת המחקרים שהוזכרו לעיל, Gottlieb et al. אינם מגדירים מראש את מספר הקבוצות באוכלוסייה אלא מניחים כי מספר המעמדות יכול להשתנות על פני זמן. המחקר הנוכחי מאמץ את ההנחה ומשתמש בשיטה שבוחרת מודל בעל מספר קבוצות המתאים ביותר לאוכלוסייה נתונה.

תרומתו העיקרית של המחקר הנוכחי היא השימוש בשיטה חצי-פרמטרית הנקראת "מודל הערבוב" (mixture model). היתרון של השיטה הוא בכך שהיא מאפשרת לבחון התפלגות הכנסות במקרים שבהם צורת ההתפלגות ומספר הקבוצות באוכלוסייה אינם ידועים. כלומר, לעומת המחקרים שמשתמשים בשיטה היחסית, במחקר הנוכחי מספר המעמדות באוכלוסייה והגבולות שלהם (במונחי הכנסה) אינם מוגדרים מראש. באמצעות מודל הערבוב ניתן לקבל את החלוקה הטובה ביותר מבחינת מספר הקבוצות, כך שכל קבוצה, מצד אחד, מכילה רק משקי בית שדומים זה לזה בהכנסתם, ומצד שני, שמשקי הבית בכל אחת מהקבוצות יהיו שונים באופן מהותי בהכנסתם ממשקי הבית ביתר הקבוצות. יישום השיטה מאפשר לבחון אם החלוקה המקובלת לשלושה מעמדות מתאימה לאוכלוסייה הישראלית או שהחברה שלנו נוטה להתפצל לשני קטבים עיקריים (עניים ועשירים), מה שמצביע על רמה גבוהה של אי-שוויון.

יתרה מכך, המחקר בוחן את התקופה האחרונה והעדכנית ביותר מבחינת הנתונים הקיימים.

מטרת המחקר היא לזהות כמה קבוצות הכנסה היו בחברה הישראלית בתקופה 2002–2014, ומהם המאפיינים הסוציו-אקונומיים והדמוגרפיים העיקריים של כל אחת מהקבוצות.

המשך המאמר בנוי כדלקמן: הפרק הבא מתאר את הנתונים; פרק ג מפרט את שיטת המחקר; פרק ד מציג את הממצאים האמפיריים והפרק האחרון מסכם את התוצאות העיקריות.

## ב. נתונים

המחקר מתבסס על נתונים מסקרי הכנסות והוצאות של משקי הבית[1] בישראל אשר נאספו על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בשנים 2002, 2005, 2008, 2011, 2014.

לוח 1 מציג סטטיסטיקה תיאורית של הכנסות משקי הבית בכל אחד מהמדגמים. נתוני ההכנסות המוצגים בלוח הם נתוני הכנסה נטו משוקללת ריאלית (במחירי 2002) לנפש מתוקננת לפי הגדרת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. כדי לקבל אומדן ראשוני לשינויים בהתפלגות ההכנסות, העמודות החמישית והשישית מציגות את ההכנסה הממוצעת של משקי בית בחצי התחתון (קבוצת העניים) והעליון (קבוצת העשירים) של התפלגות ההכנסות.

**לוח 1: סטטיסטיקה תיאורית, הכנסה נטו חודשית ריאלית ממוצעת לנפש מתוקננת**

| שנה | מספר תצפיות (משקי בית) | הכנסה ממוצעת | הכנסה חציונית | הכנסה ממוצעת בחצי התחתון של התפלגות ההכנסות* | הכנסה ממוצעת בחצי העליון של התפלגות ההכנסות* |
|---|---|---|---|---|---|
| 2002 | 14,201 | 3,336 | 2,743 | 1,648 | 5,064 |
| 2005 | 14,545 | 3,607 | 2,939 | 1,686 | 5,512 |
| 2008 | 14,167 | 3,903 | 3,193 | 1,858 | 5,975 |
| 2011 | 14,996 | 4,006 | 3,339 | 1,940 | 6,118 |
| 2014 | 8,465 | 4,303 | 3,588 | 2,058 | 6,343 |

*תצפית נכללת בחצי התחתון של התפלגות ההכנסות אם הכנסתה נמוכה מהחציון. תצפית נכללת בחצי העליון של התפלגות ההכנסות אם הכנסתה גבוהה מהחציון. כל קבוצה מכילה 50% מהאוכלוסייה.

התוצאות מראות כי בין השנים 2002 ו-2005 הייתה התרחקות בין שתי הקבוצות והיחס בין הכנסתן עלה מ-3.1 ל-3.3, בעיקר עקב עלייה בהכנסות בקבוצת העשירים. בהקשר זה חשוב לזכור כי השנים 2001–2003 ידועות אומנם כתקופת מיתון, אלא שלאחר היציאה מהמיתון שיעור הצמיחה בהכנסה הממוצעת של קבוצת העניים היה נמוך בהרבה מזה של קבוצת העשירים. הפערים בשיעורי הצמיחה של ההכנסות בשנים 2002–2005 הם הגורם לעלייה באי-השוויון בין הקבוצות. לאחר מכן התהפכו היוצרות, וההכנסות בקרב קבוצת העניים צמחו יותר, כך שבשנת 2011 ירד יחס ההכנסות בין עשירים לעניים לכדי 3.2. ב-2014 מגמת הירידה נמשכה, כך שלאורך כל תקופת המחקר, בין

* המחקר מהווה הרחבה של נייר מדיניות מס׳ 2014.04, ״מעמד הביניים בישראל״ (ניסנוב, 2014), אשר נערך במימון מרכז טאוב. אני מודה לד״ר אביחי שניר על הערותיו המועילות. תודה נוספת לשני השופטים האנונימיים של הרבעון לכלכלה על הערותיהם המאירות שתרמו לשיפור המאמר.

1 עד שנת 2011 (כולל), הלמ״ס פרסמה שני סקרים נפרדים: סקר הכנסות וסקר הוצאות. ניתוח השנים 2002–2011 מתבסס על נתוני סקרי ההכנסות בלבד. החל משנת 2012 נתוני ההכנסות הרשמיים של הלמ״ס מבוססים על ״סקר הוצאות משקי הבית״ בלבד. לכן, רק ניתוח שנת 2014 נעשה באמצעות סקר הוצאות.

השנים 2002 ו-2014, היחס בין הכנסתן של שתי הקבוצות נשאר ללא שינוי מובהק. מגמה דומה (עלייה ולאחר מכן ירידה) נמצאה גם בפער בין ההכנסה הממוצעת להכנסה החציונית בכלל המדגם.

כדי לחלק את התצפיות לקבוצות הכנסה לפי מודל הערבוב, נעשה שימוש בנתונים ברמת משקי בית. לאחר מכן, לצורך ניתוח מאפיינים סוציו-דמוגרפיים ותכונות של ראשי משקי הבית, נעשה שילוב (merging) של שני קבצים: ברמת משקי בית וברמת פרט. התצפיות מהקובץ ברמת הפרט ששולבו לתוך הקובץ ברמת משקי בית מתייחסות לנתונים של ראשי משקי הבית בלבד.

## ג. שיטות המחקר

### ג.1 זיהוי המעמדות

זיהוי המעמדות הכלכליים בוצע באמצעות שיטה חצי-פרמטרית הנקראת מודל הערבוב (mixture model). זוהי שיטה שמאפשרת לזהות קבוצות בהתפלגות הכנסות בלי צורך להגדיר מראש את מספר הקבוצות ואת צורת ההתפלגות (McLachlan and Peel, 2000). השיטה כוללת שלושה שלבים: הצעד הראשון באמידה הוא בחירת מודל עם מספר קבוצות מתאים, בשלב השני אומדים את הפרמטרים של הקבוצות (גודל, הכנסה ממוצעת ושונות) באמצעות ה-EM (expectation-maximization) אלגוריתם, ובשלב האחרון כל התצפיות במדגם הכולל משובצות לקבוצות. לצורך השיבוץ של כל תצפית לקבוצה משתמשים בהסתברויות מותנות.

#### שלב ראשון: בחירת המודל

מודל הערבוב הוא שיטה שלוקחת את ההכנסה של כל משק בית ומנסה לשבץ אותו לאחת הקבוצות. המטרה היא לקבל קבוצות שכל אחת מהן, מצד אחד, מכילה רק משקי בית שדומים זה לזה בהכנסתם, ומצד שני, שמשקי הבית בכל אחת מהקבוצות יהיו שונים באופן מהותי בהכנסתם ממשקי הבית ביתר הקבוצות.

בשלב ראשון ההנחה היא שאיננו יודעים כמה קבוצות יש באוכלוסייה. לכן בודקים באופן איטרטיבי: תחילה מניחים שיש רק קבוצה אחת, ובודקים עד כמה משקי הבית בתוך הקבוצה הזאת דומים זה לזה מבחינת ההכנסה לנפש מתוקננת. לאחר מכן מניחים שיש שתי קבוצות, ואז בודקים עד כמה משקי הבית בתוך כל אחת מהקבוצות דומים זה לזה ועד כמה הם שונים מהקבוצה השנייה. ממשיכים לבדוק באותו אופן לגבי שלוש קבוצות, ארבע וכך הלאה. בסוף תהליך האמידה, התוצאה שהמודל נותן היא החלוקה הטובה ביותר מבחינת מספר הקבוצות, כך שמשקי הבית בכל קבוצה הם "הכי דומים" זה לזה ו"הכי שונים" מהקבוצות האחרות.

במחקר הנוכחי התאמת המודל בוצעה ע"י Bayesian information criterion (BIC) שפותח על ידי Schwartz (1978). היתרון של BIC הוא בכך שהוא מאפשר השוואה בין יותר משני מודלים (לא סמוכים) בו-זמנית. לפי Fraley and Raftery (1998), כאשר אמידת הפרמטרים מתבצעת באמצעות ה-EM אלגוריתם, BIC מחושב לפי הנוסחה הבאה:

$$BIC = -2\ln L + g\ln(n) \qquad (1)$$

כאשר g הוא מספר הפרמטרים במודל שיש לאמוד, $n$ הוא גודל האוכלוסייה ו- $L$ *הוא* ערך הנראות המקסימלית (maximized mixture log-likelihood) למודל נתון. באופן כללי, ככל שערך BIC גדול יותר, ההתאמה למודל טובה יותר. עם זאת, פער קטן מ-10 בין הערכים אינו נחשב למובהק (Jeffreys, 1961; Kass and Raftery, 1995).

קיימת לעיתים בעיה, מכיוון שהמודל המועדף על פי ה-BIC עשוי להיות מודל עם מספר גדול של קבוצות קטנות. לכן, במחקר הנוכחי הוטלה מגבלה על גודל הקבוצות: קבוצה שמשקלה באוכלוסייה הכוללת קטן מ-1% אינה נחשבת מובהקת. בנוסף, על בסיס עקרון הצמצום (parsimonious principle), בבחירת המודל ניתנה עדיפות למודל עם מספר קטן של קבוצות.

שלב ראשון מסתיים בבחירת מודל עם מספר קבוצות מתאים.

## שלב שני: אמידת הפרמטרים

לאחר שמספר הקבוצות נקבע, ניתן לאמוד את הפרמטרים של כל אחת מהקבוצות: גודל הקבוצה, הכנסה ממוצעת ושונות. הסתברות הצפיפות של וקטור הכנסות $Y = \{y_1,...y_n\}$ במקרה זה מיוצגת על ידי הנוסחה הבאה:

$$f(y_i,\psi) = \sum_{k=1}^{p} \pi_k f_k(y_i,\theta_k) \qquad (2)$$

כאשר $p$ מספר הקבוצות ו- $\psi = (\pi_1,...,\pi_{p-1},\theta_1...,\theta_p)$ מתייחס לפרמטרים של המודל: משקל של כל הקבוצה $\pi_1,...,\pi_p$ (כך שהסכום מסתכם ב-1) ו- $\theta_k = (\mu_k,\sigma_k^2)$, כאשר $\mu_k$ ממוצע של קבוצה $k$ ו- $\sigma_k^2$ שונות בתוך קבוצה $k$.

ביישום מודל הערבוב, התאמת הפרמטרים מתבצעת על ידי נראות מקסימלית באמצעות ה-EM אלגוריתם (Dempster et al., 1977). השלב הראשון של האלגוריתם (E-step: expectation) מחשב הסתברויות מותנות על ידי שימוש בנתונים הקיימים, כלומר בהכנסות של משקי בית במדגם. השלב השני (M-step: maximization) ממקסם את התוצאות שהתקבלו בשלב ראשון ולאחר מכן בוחר פרמטרים חדשים. שני השלבים חוזרים על עצמם עד קבלת תוצאות העונות על קריטריון ההתכנסות (convergence criteria).

## שלב שלישי: שיבוץ התצפיות לקבוצות

הצעד האחרון באמידה הינו חישוב הסתברויות מותנות, $\tau_{ki}$, לכל תצפית $i$ (משק בית) עם הכנסה $y_i$ להשתייך לקבוצה $k$, לפי הנוסחה הבאה:

$$\tau_{ki} = \tau_k(y_i,\psi) = \frac{\pi_k f_k(y_i,\theta_k)}{\sum_{k=1}^{p} \pi_k f_k(y_i,\theta_k)} \qquad (3)$$

כל משק בית משויך לקבוצה שההסתברות שהוא שייך אליה היא הגבוהה ביותר.

השלב האחרון באמידה מסתיים בחלוקת המדגם לקבוצות.

### ג.2. מאפיינים סוציו–דמוגרפיים

לאחר שהקבוצות הוגדרו ונקבע אילו משקי בית שייכים לכל קבוצה, ניתן לזהות את המאפיינים הסוציו-דמוגרפיים של כל אחת מקבוצות אלו ולבחון את השפעתם על ההסתברות של משקי הבית להשתייך לקבוצות הכנסה שונות.

דרך נוחה לסכם את הממצאים לגבי המאפיינים של כל אחת מהקבוצות באוכלוסייה היא באמצעות רגרסיה מסוג ordered probit. רגרסיית ordered probit מאפשרת לבחון את ההשפעה של כל מאפיין על הדירוג של התצפיות, כאשר הדירוג מתבצע בסולם אורדינלי, כלומר כזה שבו הסדר חשוב, אבל לא המרחק בין הדירוגים.

במקרה הנוכחי, המשתנה התלוי באמידה הוא מספר קבוצת ההכנסה (מהעניים ועד העשירים), והמשתנים הבלתי תלויים הם המאפיינים הסוציו-דמוגרפיים של משקי הבית. כאשר מפרשים את התוצאות, המשמעות של מקדם חיובי היא שהמשתנה (מאפיין) מגדיל את הסיכוי של משק בית להשתייך למעמדות הגבוהים, ושל מקדם שלילי היא שהמשתנה מוריד את ההסתברות של משק בית להשתייך למעמדות הגבוהים.

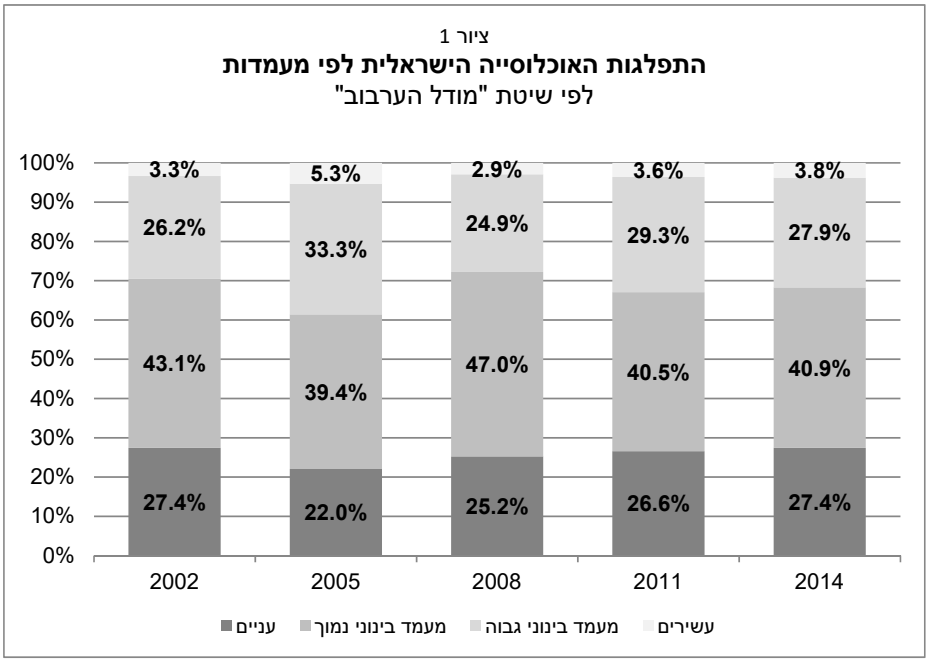
## ד. פרק אמפירי

### ד.1. זיהוי מעמדות

לפי שיטת "מודל הערבוב" והקריטריונים שהוצגו בפרק שיטות המחקר, התקבל כי מודל עם ארבע קבוצות הכנסה הינו המתאים ביותר בכל התקופות שנחקרו,[2] מה שמצביע על כך שלאורך כל תקופת המחקר התקיימו ארבעה מעמדות בחברה הישראלית. על סמך תוצאות אלו ניתן לומר כי מעמד הביניים אינו אחיד אלא מורכב משתי קבוצות: מעמד ביניים נמוך ומעמד ביניים גבוה.

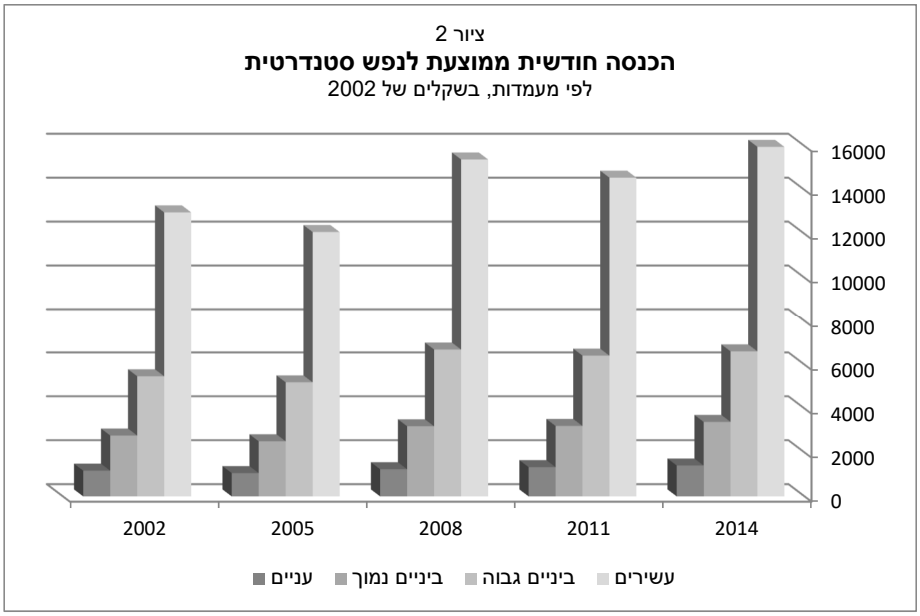
ציור 1 ממחיש את השינויים בגודל הקבוצות במהלך תקופת המחקר: 2002–2014. ניתן לראות כי בין השנים 2002–2005, שני המעמדות הנמוכים הצטמצמו על חשבון המעמדות הגבוהים אך לאחר מכן התרחבו. כתוצאה מכך, הגודל של הקבוצות בשנת 2014 אינו שונה באופן מובהק מהגודל בשנת 2002. בנוסף, התוצאות מצביעות על כך שמשקלם של שני המעמדות הנמוכים מהווה כ-70% מכלל האוכלוסייה.

2 תהליך בחירת המודל מתואר בנספח א.




ציור 2 מציג את ההכנסות הממוצעות בכל אחת מהקבוצות בחמש נקודות זמן לאורך 2002–2014 כל שלוש שנים. היחס בין ההכנסות של עשירים ועניים גדל לאורך התקופה, מה שמצביע על עלייה ברמת אי-השוויון בחברה הישראלית.[3] לגבי הפערים בין שאר הקבוצות, ניתן לראות כי בין השנים 2002 ו-2008 מעמד הביניים הגבוה התרחק ממעמד הביניים הנמוך והתקרב לקבוצת העשירים, אך לאחר מכן חזר המצב לקדמותו. בסיכומו של דבר, לאורך כל התקופה, לא נמצאו הבדלים מובהקים ביחס בין מעמדות הביניים לשאר המעמדות.

3 לוח 7 בנספח ב מפרט את הממצאים.




## ד.2. מאפיינים סוציו–דמוגרפיים

לאחר חלוקת האוכלוסייה לקבוצות הכנסה, ניתן לזהות את המאפיינים הסוציו-דמוגרפיים של כל קבוצה. לוח 2 מציג את התכונות העיקריות של הקבוצות בשנת 2014.

ניתן לראות כי קבוצת העניים מאופיינת על ידי המספר הגדול ביותר של נפשות במשק בית ושל ילדים (עד גיל 18), אך המספר הקטן ביותר של מפרנסים. כמו כן, עניים נוטים להתגורר בפריפריה וראשי משקי בית בקבוצה זו פחות משכילים. בנוסף, נמצא כי שתי קבוצות אוכלוסייה הבולטות בהשתייכותן לקבוצת העניים הן ערבים וחרדים: 63% מכלל משקי בית שבראשם עומדים ערבים ו-67% מכלל משקי בית שבראשם עומדים חרדים הינם עניים.

המאפיינים העיקריים של משקי בית עשירים הם המספר הקטן ביותר של נפשות ושל ילדים. בנוסף, בקרב ראשי משקי הבית העשירים נמצא השיעור הגבוה ביותר של גברים, חילוניים, ושל בעלי משלח יד אקדמי ומנהלים. כמו כן, העשירים נוטים להתגורר במרכז, וראשי משקי הבית שלהם מבוגרים ומשכילים יותר, בממוצע, מאשר אלה של קבוצות אחרות.

## לוח 2: מאפיינים סוציו-דמוגרפיים של קבוצות ההכנסה, 2014

| מאפיינים | עניים | ביניים נמוך | ביניים גבוה | עשירים |
|---|---|---|---|---|
| *מאפיינים של משק בית:* | | | | |
| מספר נפשות | 3.8 | 3.3 | 2.9 | 2.4 |
| מספר נפשות עד גיל 18 | 1.7 | 1.1 | 0.7 | 0.3 |
| מספר מפרנסים | 0.8 | 1.6 | 1.7 | 1.6 |
| ***מחוז המגורים (באחוזים)*** | | | | |
| ירושלים | 14.6 | 8.4 | 8.0 | 9.3 |
| צפון | 26.4 | 16.5 | 10.6 | 6.8 |
| חיפה | 14.2 | 14.6 | 13.3 | 14.3 |
| מרכז | 14.9 | 25.0 | 31.8 | 25.8 |
| תל אביב | 11.1 | 18.3 | 24.3 | 35.4 |
| דרום | 13.8 | 13.6 | 10.1 | 7.5 |
| יהודה ושומרון | 5.0 | 3.5 | 1.9 | 0.9 |
| ***מדד הפריפריה (באחוזים)*** | | | | |
| פריפריאלי מאוד | 5.7 | 4.6 | 3.1 | 2.5 |
| פריפריאלי | 14.9 | 10.3 | 7.3 | 5.3 |
| בינוני | 36.0 | 30.4 | 23.0 | 20.5 |
| מרכזי | 11.3 | 13.6 | 14.7 | 12.4 |
| מרכזי מאוד | 32.1 | 41.2 | 51.9 | 59.3 |
| ***דירוג סוציו-אקונומי של יישוב מגורים (באחוזים)*** | | | | |
| נמוך ביותר | 18.1 | 4.7 | 1.2 | 0.0 |
| נמוך | 36.2 | 21.4 | 12.3 | 12.7 |
| בינוני | 33.1 | 46.7 | 40.8 | 21.7 |
| גבוה | 12.4 | 26.2 | 43.6 | 60.2 |
| גבוה ביותר | 0.2 | 1.0 | 2.1 | 5.3 |
| ***רמת דתיות (באחוזים)*** | | | | |
| חילוני | 27.3 | 45.2 | 62.6 | 72.1 |
| מסורתי | 27.8 | 29.5 | 22.3 | 15.2 |
| דתי | 20.1 | 13.5 | 7.9 | 6.8 |
| חרדי | 18.5 | 5.0 | 1.4 | 1.2 |
| אורח חיים מעורב | 1.9 | 3.0 | 2.6 | 2.2 |
| אחר | 4.4 | 3.8 | 3.2 | 2.5 |
| *תכונות של ראש משק בית:* | | | | |
| ***קבוצת גיל (באחוזים)*** | | | | |
| 15–24 | 11.0 | 7.9 | 4.4 | 3.7 |
| 25–34 | 18.1 | 19.6 | 16.9 | 5.9 |
| 35–44 | 23.8 | 25.1 | 20.9 | 11.5 |

| מאפיינים | עניים | ביניים נמוך | ביניים גבוה | עשירים |
|---|---|---|---|---|
| 54–45 | 13.8 | 16.7 | 17.5 | 16.5 |
| 64–55 | 9.1 | 15.0 | 18.7 | 33.5 |
| 65+ | 24.3 | 15.7 | 21.7 | 28.9 |
| ***מין (באחוזים)*** | | | | |
| גבר | 57.1 | 64.0 | 66.4 | 72.7 |
| אישה | 42.9 | 36.0 | 33.6 | 27.3 |
| ***מצב משפחתי (אחוזים)*** | | | | |
| נשוי | 60.3 | 60.4 | 64.2 | 61.5 |
| רווק | 16.2 | 20.6 | 17.4 | 14.9 |
| גרוש | 10.4 | 10.7 | 9.5 | 12.7 |
| אלמן | 11.4 | 6.2 | 6.9 | 9.3 |
| חי בנפרד | 1.6 | 2.1 | 2.0 | 1.6 |
| ***לאום (באחוזים)*** | | | | |
| יהודי או אחר | 68.7 | 89.6 | 97.3 | 98.8 |
| ערבי | 31.3 | 10.4 | 2.7 | 1.2 |
| ***יבשת לידה (באחוזים)*** | | | | |
| אסיה ואפריקה | 23.1 | 27.5 | 27.5 | 26.8 |
| אירופה ואמריקה | 10.1 | 11.6 | 9.4 | 8.1 |
| ישראל | 66.8 | 60.9 | 63.2 | 65.1 |
| ***מעמד בעבודה (באחוזים)*** | | | | |
| שכיר | 51.8 | 74.2 | 74.4 | 70.2 |
| עצמאי | 7.5 | 11.0 | 11.3 | 18.3 |
| אינו עובד | 40.7 | 14.8 | 14.3 | 11.5 |
| ***משלח יד (באחוזים)*** | | | | |
| מנהלים | 3.4 | 10.2 | 19.5 | 23.3 |
| אקדמי | 18.0 | 19.0 | 36.5 | 47.3 |
| הנדסאים, טכנאים וסוכנים | 8.1 | 14.6 | 15.1 | 12.9 |
| פקידים ועובדי משרד | 6.7 | 6.7 | 5.4 | 3.6 |
| מכירות ושירותים | 27.4 | 20.4 | 11.3 | 4.7 |
| חקלאות, ייעור ודיג | 1.1 | 1.2 | 1.4 | 0.7 |
| תעשייה ובינוי | 15.8 | 13.3 | 5.5 | 3.6 |
| בלתי מקצועיים | 10.0 | 5.4 | 1.4 | 0.4 |
| מפעילי מתקנים ומכונות, מרכיבי ציוד ונהגים | 9.5 | 9.2 | 3.9 | 3.6 |
| ***שנות לימוד (ממוצע)*** | 12.4 | 13.5 | 15.0 | 16.8 |

לוח 3 מציג תוצאות שהתקבלו באמידה מסוג Ordered Probit לבחינת השפעה של מאפיינים סוציו-דמוגרפיים שונים על הסתברויות של משקי בית להשתייך לקבוצות הכנסה שונות. המשתנה התלוי הוא מספר הקבוצה: 1 - עניים, 2 - ביניים נמוך, 3 - ביניים גבוה, 4 - עשירים. המשמעות של מקדם שלילי היא שהמאפיין מוריד את הסיכויים של משקי בית להשתייך לקבוצת הכנסה גבוהה. ניתן לראות כי כל מפרנס נוסף מעלה את ההסתברות להשתייך למעמדות הגבוהים בעוד שכל ילד נוסף מוריד הסתברות זו. לראשי משקי בית צעירים (עד גיל 30), עולים, ערבים וחרדים יש סיכוי גבוה יותר להשתייך למעמדות הנמוכים. לעומת זאת, בעלי משלח יד אקדמי, תושבי מרכז ומבוגרים (מעל גיל 54) נוטים להשתייך למעמדות הגבוהים; כמו כן, כל שנת לימודים נוספת מגדילה את הסיכויים להשתייך למעמדות אלה.

**לוח 3: אמידת Ordered Probit,**
**2014 (משתנה תלוי: מספר הקבוצה)**

| משתנים בלתי תלויים | מקדמים [טעות התקן] |
|---|---|
| *מאפיינים של משק בית:* | |
| מספר מפרנסים | 0.33*** [0.018] |
| ילדים עד גיל 18 | −0.28*** [0.012] |
| תושבי מרכז | 0.31*** [0.026] |
| *תכונות של ראש משק בית:* | |
| גבר | 0.17*** [0.028] |
| צעיר (עד גיל 30) | −0.39*** [0.041] |
| עולה (אחרי שנת 1994) | −0.43*** [0.045] |
| ערבי | −0.87*** [0.044] |
| מבוגר (מעל 54) | 0.26*** [0.037] |
| נשוי | 0.08** [0.031] |
| חרדי | −1.03*** [0.060] |
| בעל משלח יד אקדמי | 0.41*** [0.035] |
| שנות לימוד | 0.06*** [0.003] |
| עצמאי | 0.37*** [0.059] |
| שכיר | 0.39*** [0.049] |
| Pseudo R2 | 0.2131 |

** רמת מובהקות 5%, *** רמת מובהקות 1%

היות שההשפעה השולית של המקדמים באמידת Ordered Probit משתנה לפי הסיכוי להשתייך לכל אחת מהקבוצות, חושבו השפעות שוליות של כל אחד מהמאפיינים בנקודת הממוצעים על הסיכויים להיכנס לכל אחת מקבוצות ההכנסה. לוח 4 מדווח את הממצאים. יש לפרש את התוצאות כמדגימות את ההבדלים בהשפעות החזויות של כל אחד מהמאפיינים על הסיכוי להיכלל בקבוצות הכנסה שונות. כך, למשל, ניתן לראות כי הסיכוי של משק בית שבראשו עומד גבר להיות בקבוצת העניים קטן ב-5.1% מזה של משק בית שבראשו עומדת אישה.

הממצאים מעלים את החשיבות של מעמד בעבודה. ראש משק בית עובד, הן שכיר והן עצמאי, מעלה את ההסתברות להשתייך למעמדות הגבוהים. עם זאת, במקרה של מעמד ביניים נמוך, השפעה שולית של משתנה "שכיר" אינה מובהקת בעוד ש"עצמאי" מוריד הסתברות להשתייך לקבוצה זו.

ניתן לראות כי הסימנים של ההשפעות של רוב המאפיינים מתחלפים החל ממעמד הביניים הגבוה. כלומר, גורמים שמעלים את ההסתברות להשתייך לקבוצת העניים וביניים נמוך מורידים את הסיכויים להשתייך למעמדות הגבוהים. תוצאות אלו מצביעות על כך שמבחינת המאפיינים הסוציו-דמוגרפיים, מעמד הביניים הנמוך קרוב יותר לעניים בעוד שמעמד הביניים הגבוה דומה יותר לעשירים. עם זאת, מנתוני הלוח עולה כי יש ארבע קבוצות אוכלוסייה בולטות בהשתייכותן בעיקר לקבוצת העניים: חרדים, ערבים, עולים וצעירים. השפעות שוליות של ארבעת המשתנים הללו הינם חיוביים במקרה של קבוצת העניים בלבד. כלומר, מעצם הגדרתם של משקי הבית כמשתייכים לקבוצות האוכלוסייה הנ"ל פוחתים סיכוייהם להשתייך לא רק למעמדות הגבוהים אלא גם למעמד הבינוני הנמוך.

**לוח 4: השפעות שוליות לאחר Ordered Probit (בנקודת הממוצעים)**

| משתנים בלתי תלויים | עניים | בינוני-נמוך | בינוני-גבוה | עשירים |
|---|---|---|---|---|
| *מאפיינים של משק בית:* | | | | |
| מספר מפרנסים | −0.096 *** | −0.007 *** | 0.094 *** | 0.009 *** |
| | [0.005] | [0.001] | [0.005] | [0.0007] |
| ילדים עד גיל 18 | 0.083 *** | 0.006 *** | −0.081 *** | −0.007 *** |
| | [0.004] | [0.002] | [0.004] | [0.0005] |
| תושבי מרכז | −0.089 *** | −0.009 *** | 0.090 *** | 0.009 *** |
| | [0.007] | [0.002] | [0.008] | [0.001] |
| *תכונות של ראש משק בית:* | | | | |
| גבר | −0.051 *** | −0.002 * | 0.049 *** | 0.004 *** |
| | [0.009] | [0.001] | [0.008] | [0.0007] |
| צעיר (עד גיל 30) | 0.124 *** | −0.015 *** | −0.101 *** | −0.008 *** |
| | [0.014] | [0.004] | [0.009] | [0.0008] |
| עולה (אחרי שנת 1994) | 0.141 *** | −0.025 *** | −0.108 *** | −0.008 *** |
| | [0.016] | [0.006] | [0.010] | [0.0007] |
| ערבי | 0.303 *** | −0.100 *** | −0.195 *** | −0.012 *** |
| | [0.017] | [0.011] | [0.007] | [0.001] |

| משתנים בלתי תלויים | עניים | בינוני-נמוך | בינוני-גבוה | עשירים |
|---|---|---|---|---|
| מבוגר (מעל גיל 54) | −0.074 *** | −0.010 *** | 0.076 ** | 0.008 *** |
| | [0.010] | [0.002] | [0.010] | [0.001] |
| נשוי | −0.022 ** | −0.001 ** | 0.022 *** | 0.002 *** |
| | [0.009] | [0.0006] | [0.009] | [0.0008] |
| חרדי | 0.373 *** | −0.155 *** | −0.207 *** | −0.011 *** |
| | [0.023] | [0.017] | [0.007] | [0.0009] |
| בעל משלח יד אקדמי | −0.107 *** | −0.031 *** | 0.123 *** | 0.015 *** |
| | [0.008] | [0.005] | [0.011] | [0.002] |
| שנות לימוד | −0.019 *** | −0.001*** | 0.018 *** | 0.002 *** |
| | [0.001] | [0.0004] | [0.001] | [0.0001] |
| עצמאי | −0.096 *** | −0.032 *** | 0.114 *** | 0.014 *** |
| | [0.013] | [0.009] | [0.019] | [0.003] |
| שכיר | −0.121 *** | 0.004 | 0.108 *** | 0.009 *** |
| | [0.016] | [0.003] | [0.012] | [0.001] |

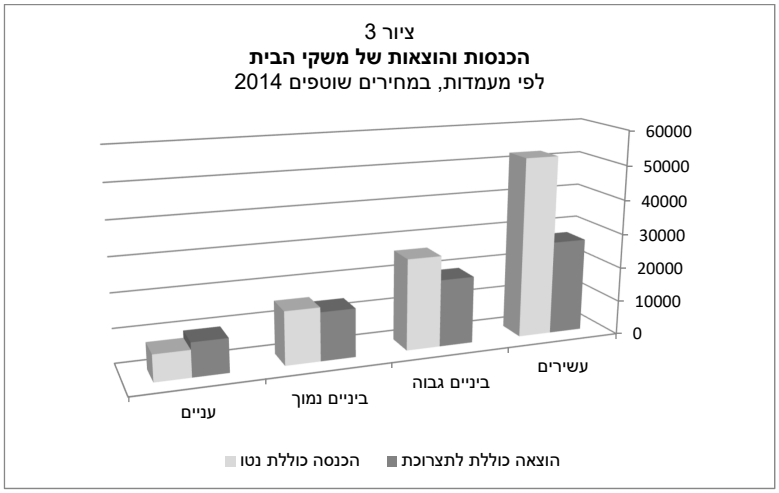
* רמת מובהקות 10%, ** רמת מובהקות 5%, *** רמת מובהקות 1% ; [טעות התקן]

### ד.3. הוצאות ודיור

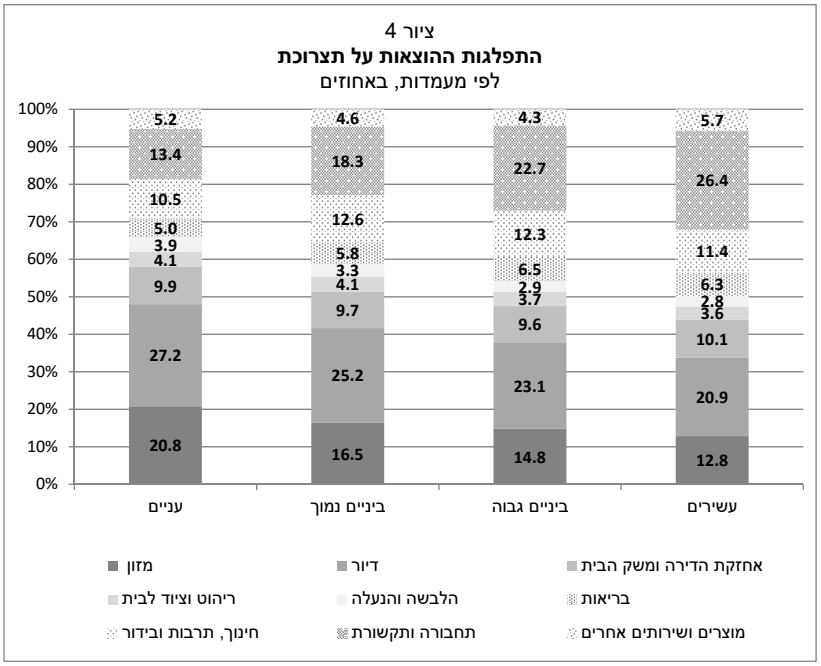
בסעיף ד.1. הוצגו הבדלים בין הקבוצות בהכנסה. שאלה מעניינת נוספת היא האם קיימים הבדלים בין הקבוצות גם ברמת ההוצאות, שהרי רמת חיים תלויה ברמת הצריכה יותר מאשר בהכנסות. בחברה שבה קיימים מנגנונים חברתיים שמאפשרים החלקה של הצריכה בין קבוצות שונות באוכלוסייה, ההשפעה של אי-שוויון בהכנסות על רמת החיים היא נמוכה יחסית. בנוסף, אי-שוויון בהכנסות מודד את אי-השוויון בנקודת זמן מסוימת, ולכן, במידה שקיימת דינאמיות בהתפלגות ההכנסות היא עשויה להוות מדד מוטה להתפלגות בהכנסות הפרמננטיות של משקי הבית. לעומת זאת, במידה שקיים אי-שוויון בצריכה התואם את אי-השוויון בהכנסות, ניתן להסיק כי בסבירות גבוהה ההבדלים בהכנסות הפרמננטיות דומים להבדלים בהכנסות שנמדדים בסקרי ההכנסה[4] (Attanasio and Pistaferri, 2016; Krueger and Perri, 2006; Aguiar and Bils, 2015).

ציור 3 משווה את ההכנסה הכוללת למשק בית (נטו) להוצאה הכוללת לתצרוכת (חודשית ממוצעת). ניתן לראות שהיחס בין שני הסכומים הולך וגדל ככל שעולים במעמדות: בקרב העניים ההוצאה גדולה מההכנסה והיחס בין שני הסכומים הוא כ-0.8; בקרב מעמד הביניים הנמוך היחס הוא 1.1, בקרב מעמד הביניים הגבוה היחס הוא 1.4 ובקרב העשירים ההכנסה גדולה פי 1.9 מההוצאה לתצרוכת.

4 על פי עיקרון דומה, הביטוח הלאומי מגדיר בדו"ח העוני השנתי משקי בית כ"עניים פרמננטית" אם גם הכנסתם וגם הצריכה שלהם נמוכות מרף מסוים.




ציור 4 מציג את התפלגות ההוצאה הכוללת לתצרוכת. ניתן לראות כי שיעור ההוצאה על מזון ושיעור ההוצאה על דיור הולכים וקטנים ככל שהמעמד גבוה יותר. יתרה מכך, בקרב המעמדות הנמוכים הדיור תופס את החלק הגדול ביותר בהתפלגות ההוצאות (יותר מרבע). בקרב העשירים, לעומת זאת, הדיור הוא במקום השני אחרי "תחבורה ותקשורת". יש לציין כי הוצאות התחבורה כוללות הוצאות על כלי רכב ונסיעות לחו"ל, הידועות כגבוהות יחסית בקרב העשירים.



לאור התוצאות הנ"ל נבחנו מספר משתנים נוספים בנושא הדיור, לוח 5 מפרט את הממצאים. נמצא כי רק ל-61.5% ממשקי הבית העניים יש דירה בבעלות, וזאת לעומת 80% בקרב העשירים.[5] בנוסף, ערך הדירה הממוצע בקבוצה זו הוא הנמוך ביותר ומספר החדרים לשימוש הוא הקטן ביותר, זאת למרות העובדה שמספר הנפשות ומספר הילדים בקבוצת העניים הינם הגדולים ביותר. בנוסף, רק ל-4% ממשקי הבית העניים יש דירה להשקעה, לעומת כ-51% ממשקי הבית העשירים.

**לוח 5: דיור לפי מעמדות, 2014**

| | עניים | ביניים נמוך | ביניים גבוה | עשירים |
|---|---|---|---|---|
| ***מתגוררים (באחוזים)*** | | | | |
| בדירה בשכירות | 33.2 | 27.3 | 22.7 | 17.7 |
| בדירה בבעלות | 61.5 | 68.7 | 73.8 | 80.1 |
| ערך הדירה בבעלות (ממוצע) | 1,190,997 | 1,448,196 | 1,987,044 | 2,722,580 |
| מספר חדרים לשימוש (ממוצע) | 3.3 | 3.8 | 4.2 | 4.6 |
| ***דירות להשקעה* (באחוזים)*** | | | | |
| אין | 96.0 | 89.9 | 76.8 | 48.8 |
| 1 | 3.8 | 9.2 | 19.5 | 33.5 |
| 2–3 | 0.2 | 0.7 | 3.2 | 12.1 |
| יותר מ-3 | 0.0 | 0.2 | 0.5 | 5.6 |

* דירה להשקעה מוגדרת כדירה בבעלות שמשק הבית אינו מתגורר בה.

## ה. מסקנות

זיהוי מעמדות כלכליים במחקר הנוכחי בוצע באמצעות שיטה חצי-פרמטרית, "מודל הערבוב", המאפשרת לזהות קבוצות בהתפלגות הכנסות בלי צורך להגדיר מראש את מספר הקבוצות ואת צורת ההתפלגות. תוצאות המחקר מעידות על קיום ארבעה מעמדות כלכליים בחברה הישראלית לאורך השנים 2002–2014: עניים, מעמד ביניים נמוך, מעמד ביניים גבוה ועשירים.

בין השנים 2002 ו-2005 הצטמצמו שני המעמדות הנמוכים על חשבון המעמדות הגבוהים, אך לאחר מכן התרחבו. כתוצאה מכך, הגודל של הקבוצות בשנת 2014 אינו שונה באופן מובהק מהגודל בשנת 2002.

התוצאות מצביעות על כך שמשקלם של שני המעמדות הנמוכים מהווה כ-70% מכלל

5 ממצא זה יכול להסביר את "המקום השני" של הוצאות על דיור בקרב העשירים: פחות מ-20% משלמים שכר דירה הנכלל בהוצאות דיור. בנוסף, כפי שהוצג בלוח 3, 62% מראשי משקי בית העשירים הינם מעל גיל 54, כלומר, סביר להניח שהרוב כבר אינם משלמים משכנתאות.

האוכלוסייה. יתרה מכך, ניתוח המסתמך על אמידת Ordered Probit מראה שיש ארבע קבוצות אוכלוסייה הבולטות בהשתייכותן בעיקר לקבוצת העניים: חרדים, ערבים, עולים וצעירים.

היחס בין ההכנסות של עשירים ועניים גדל לאורך התקופה, מה שמצביע על עלייה ברמת אי-השוויון בחברה הישראלית. הפערים בין הקבוצות בולטים גם בתחום הדיור. נמצא כי רק ל-61.5% ממשקי הבית העניים יש דירה בבעלות, לעומת 80% בקרב העשירים. בנוסף, מספר החדרים לשימוש בקרב העניים הוא הקטן ביותר, זאת למרות העובדה שמספר הנפשות ומספר הילדים בקבוצה זו הינם הגדולים ביותר. ניתוח התפלגות ההוצאות מעלה כי בקרב המעמדות הנמוכים דיור תופס את החלק הגדול ביותר, בעוד שבקרב העשירים הוא במקום השני, אחרי "תחבורה ותקשורת".

הממצא העיקרי העולה מהמחקר הוא שמעמד הביניים בישראל אינו אחיד אלא נחלק לשתי קבוצות הנבדלות זו מזו לא רק מבחינת ההכנסה וההוצאה, אלא גם במאפייניהן הסוציו-דמוגרפיים. על מנת לאחד את שתי הקבוצות הללו למעמד ביניים אחד גדול וחזק יש לקרב את המעמד הבינוני הנמוך למעמד הבינוני הגבוה. על סמך התוצאות שהתקבלו מאמידת Ordered Probit, בין הגורמים החשובים המשפיעים על הפערים בין הקבוצות נמנים משלח יד אקדמי, שנות לימוד, מספר המפרנסים ומעמד בעבודה. המסקנה היא כי הגדלת מספר שנות הלימוד ושיפור ההכשרה המקצועית בקרב מעמד הביניים הנמוך עשויים לתרום לצמצום המרחק בין שני המעמדות.

התוצאות של המחקר הנוכחי תומכות בממצאים של Gottlieb et al. (2013): שני המחקרים מראים כי למשקי בית שבראשם עומדים חרדים, ערבים, עולים וצעירים יש סיכויים גבוהים להשתייך למעמדות הנמוכים. עם זאת, בעוד שגוטליב וחבריו סבורים כי האוכלוסייה הישראלית נחלקת לשלושה מעמדות[6] (נמוך, ביניים וגבוה), המחקר הנוכחי מצא כי מודל עם ארבע קבוצות הכנסה מתאים יותר.

## מקורות


בנק ישראל (2012), דין וחשבון 2011.

בר, א' (2013), "משקל מעמד הביניים וניתוח השינויים בשנים האחרונות", הכנסת, מרכז המחקר והמידע, המחלקה לפיקוח תקציבי.

דגן-בוזגלו, נ' וקונור-אטיאס, א' (2013), "הרובד הבינוני בישראל, 1992–2010", מרכז אדוה.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקרי הכנסות והוצאות 2002–2014.

ניסנוב, ז' (2014), "מעמד הביניים בישראל", מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, נייר מדיניות מס' 2014.04.

Aguiar, M. and Bils, M. (2015), "Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality?", *American Economic Review* 105(9), 2725–2756.

Atkinson, A.B. and Brandolini, A. (2011), "On the Identification of the Middle Class", *ECINEQ Working Papers* 217.

Attanasio, O.P. and Pistaferri, L. (2016), "Consumption Inequality", *Journal of Economic Perspectives* 30(2), 1–27.

Birdsall, N. (2010), "The (Indispensable) Middle Class in Developing Countries; Or, The


6 במהלך השנים 1998–2007.

Rich and the Rest, Not the Poor and the Rest", *Working Paper* 207, Center for Global Development, NW Washington DC.

Davis, J.C. and Huston, J.H. (1992), "The Shrinking Middle-income Class: A Multivariate Analysis", *Eastern Economic Journal* 18(3), 277–285.

Dempster, A.P., Laird, N.M. and Rubin, D.B. (1977), "Maximum Likelihood from Incomplete Data via EM Algorithm", *Journal of the Royal Statistical Society* B, 69, 1–38.

Easterly, W. (2001), "The Middle Class Consensus and Economic Development", *Journal of Economic Growth* 6(4), 317–335.

Foster, J.E. and Wolfson, M.C. (2010), "Polarization and the Decline of the Middle Class: Canada and the U.S.", *Journal of Economic Inequality* 8(2), 247–273.

Fraley, C. and Raftery, A.E. (1998), "How Many Clusters? Which Clustering Method? – Answers via Model-Based Cluster Analysis", *The Computer Journal* 41, 578–588.

Gottlieb, D., García-Fernández, R.M. and Palacios-González, F. (2013), "Polarization, Growth and Social Policy in the Case of Israel, 1997 to 2008", *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* 7(15), 1–40.

Jeffreys, H. (1961), *Theory of Probability*, Clarendon, 3rd ed.

Kass, R.E. and Raftery, A.E. (1995), "Bayes Factors", *Journal of the American Statistical Association* 90, 773–795.

Krueger, D. and Perri, F. (2006), "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory", *Review of Economic Studies* 73(1), 163–193.

Landes, S.D. (1998), *The Wealth and Poverty of Nations*: *Why Some Are So Rich and Some So Poor*, New York.

Levy, F. (1987), "The Middle Class: Is It Really Vanishing?", *The Brookings Review* 5, 17–21.

McLachlan, G. and Peel, D. (2000), *Finite Mixture Models*, New York.

Milanovic, B. and Yitzhaki, S. (2002), "Decomposing World Income Distribution: Does the World Have a Middle Class?", *Review of Income and Wealth* 48(2), 155–178.

Pressman, S. (2007), "The Decline of the Middle Class: An International Perspective", *Journal of Economic Issues* 41, 181–201.

Schwartz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics* 6, 461–464.

Thurow, L.C. (1984), "The Disappearance of the Middle Class," *The New-York Times,* February 5, 1984.

# נספח א: בחירת המודל

כפי שנאמר בפרק ג, במחקר הנוכחי התאמת המודל בוצעה ע"י Bayesian information (BIC) criterion שפותח על ידי Schwartz (1978). עם זאת, מאחר שהמודל המועדף על פי ה-BIC עשוי להיות מודל עם מספר גדול של קבוצות קטנות, הוטלה מגבלה על גודל הקבוצות: קבוצה שמשקלה באוכלוסייה הכוללת קטן מ-1% אינה נחשבת מובהקת.

לוח 6 מציג ערכי BIC שחושבו לפי נוסחה (1) למודלים שונים. מאחר שבחלוקה לחמש קבוצות ויותר אחת הקבוצות כללה פחות מ-1% מהאוכלוסייה, הלוח מפרט תוצאות למודלים עד ארבע קבוצות בלבד.

**לוח 6: השוואת המודלים באמצעות BIC**

| שנה | שתי קבוצות | שלוש קבוצות | ארבע קבוצות |
|---|---|---|---|
| 2002 | −256,742 | −254,734 | −254,119 |
| 2005 | −265,404 | −263,104 | −262,329 |
| 2008 | −261,047 | −259,204 | −258,288 |
| 2011 | −276,780 | −274,571 | −273,793 |
| 2014 | −159,702 | −158,107 | −157,457 |

ככל שערך BIC גדול יותר, ההתאמה למודל טובה יותר. כיוון שכל הערכים שהתקבלו הינם שליליים, המודל עם הערך המוחלט הקטן ביותר הוא המתאים ביותר. ניתן לראות כי בכל התקופות שנבחנו, ערכי BIC הגדולים ביותר התקבלו במודל עם ארבע קבוצות. מכאן עולה כי מודל עם ארבע קבוצות הכנסה מתאים לאוכלוסייה הישראלית יותר מאשר החלוקה לשלושה מעמדות.

# נספח ב: יחס בין ההכנסות הממוצעות של הקבוצות

**לוח 7: יחס בין ההכנסות הממוצעות של הקבוצות**

| יחס בין ההכנסות | 2002 | 2005 | 2008 | 2011 | 2014 |
|---|---|---|---|---|---|
| מעמד בינוני נמוך ביחס לעניים | 2.4 | 2.4 | 2.6 | 2.4 | 2.4 |
| מעמד בינוני גבוה ביחס לעניים | 4.7 | 4.9 | 5.4 | 4.8 | 4.7 |
| עשירים ביחס לעניים | 11.1 | 11.4 | 12.5 | 11.0 | 11.4 |
| מעמד בינוני גבוה ביחס למעמד בינוני נמוך | 2.0 | 2.1 | 2.1 | 2.0 | 2.0 |
| עשירים ביחס למעמד בינוני נמוך | 4.7 | 4.8 | 4.8 | 4.5 | 4.7 |
| עשירים ביחס למעמד בינוני גבוה | 2.4 | 2.3 | 2.3 | 2.3 | 2.4 |

# מדמי אבטלה לחשבונות ביטוח תעסוקה: ייעול ביטוח האבטלה בישראל

עופר סטי ועידו שלמה

## תקציר

חשבונות תעסוקה הם חשבונות חיסכון פרטיים שחלה חובה להפקיד לתוכם כספים אשר בהם ניתן להשתמש רק בזמן אבטלה או פנסיה. בניגוד לדמי אבטלה, חשבונות תעסוקה נותנים מענה לבעיית הסיכון המוסרי, אך אינם מעניקים לעובדים ביטוח ציבורי כלשהו. אנו חוקרים שיטה משולבת השואבת אלמנטים הן מחשבונות תעסוקה והן מדמי אבטלה. לפי שיטה זו, עובדים מועסקים חוסכים בחשבון חובה. עובדים מובטלים מושכים מחשבון החובה כל עוד ישנה יתרה בחשבון, ולאחר מכן מקבלים דמי אבטלה. שיטה משולבת זו יעילה יותר מדמי אבטלה, משום שבכוחה להעניק תמיכה למובטלים באופן בררני. אנו מבצעים כיול של המודל לכלכלה הישראלית המבוסס על מספר פרמטרים אשר לא היו בנמצא קודם. אנו מוצאים שמַעבר לשיטה המשולבת גורר שיפור ממוצע של כ-1% ברווחה במשק.

## א. מבוא

חשבונות תעסוקה (Unemployment Accounts) הם חשבונות חיסכון פרטיים שיכולים להוות עבור ממשלות אלטרנטיבה לדמי אבטלה (Unemployment Insurance). מנגנון חשבונות התעסוקה הוא כדלהלן: על כל עובד חלה החובה להפקיד אחוז מסוים משכר העבודה שלו בחשבון חיסכון פרטי; העובד רשאי למשוך מן החשבון אחוז מסוים מהשכר האחרון שלו לפי "מקדם משיכה" רק בזמן אבטלה; בעת היציאה לפנסיה העובד מקבל את יתרת החשבון.

שיטת חשבונות התעסוקה יושמה בצ'ילה בשנת 2002, וחוקרים כגון Feldstein (2005), Sehnbruch (2004) ו-Feldstein and Altman (2007) דנו בכדאיות של יישום השיטה גם בארצות הברית. לפיהם, שיטה זו מפחיתה את בעיית הסיכון המוסרי (moral hazard) שטמונה בכל מנגנון תמיכה ממשלתי, משום שתחת מערכת חשבונות תעסוקה עובדים מובטלים שמושכים מחשבון החיסכון מקטינים את היתרה שעשויה להישאר להם בעת היציאה לפנסיה. לכן, כך נטען, העובדים מפנימים את העלות שטמונה בקבלת תמיכה כספית בזמן אבטלה. אולם, שיטה זו מחטיאה את המטרה בכך שאינה מעניקה ביטוח כלשהו לעובדים, שכן היא אינה כוללת חלוקה מחדש של מקורות.[1]

ניתן להעלות מספר טיעונים בעד שיטה זו. עבור עובדים קצרי רואי הכורח לחסוך מוביל

* אנו מודים לעורך הרבעון לכלכלה, פרופ' בני בנטל, ולשני השופטים האנונימיים, אשר הערותיהם המפורטות

באופן פטרנליסטי למידה מספקת של ביטוח עצמי. סוגיות מתחום הכלכלה הפוליטית, כגון הרצון לאפשר לממשלה להתערב מבלי לתמוך בפועל במובטלים עניים, עשויות גם כן לתמוך בשיטה זו. אולם, מעבר לשיקולים של פרטים לא רציונליים ושל כלכלה פוליטית, שיטה זו נשלטת על ידי אי-התערבות (Laissez-faire) עבור פרטים רציונליים (ובפרט שאינם קצרי רואי) באופן הבא: עובדים רציונליים, כלומר כאלו שאינם קצרי רואי, יבטחו את עצמם טוב יותר ללא התערבות ממשלתית כלשהי, ויוכלו לכל הפחות לשחזר את התוצאות של חסכון חובה.

המדיניות הממשלתית הקיימת בישראל למתן תמיכה לעובדים מובטלים הינה דמי אבטלה. מדיניות זו מבוססת על מענקים ממשלתיים הממומנים על ידי מס הכנסה ומוענקים למשך פרק זמן מוגבל. דמי אבטלה טומנים בחובם שקלול תמורות מרכזי בין מתן ביטוח לעובדים לבין דיכוי התמריץ למציאת התעסוקה. מחד גיסא, השפעות החלוקה מעלות את רמת הרווחה של העובדים, אך מאידך גיסא, מתן הביטוח מגדיל את ערכה של האבטלה ביחס לתעסוקה ומוביל לרמה גבוהה יותר של אבטלה במשק. ישנה ספרות רחבה שעוסקת בעיצוב מנגנון דמי האבטלה בראי שקלול התמורות הזה.[2]

במאמר זה נחקור שיטה המשלבת אלמנטים הן משיטת דמי האבטלה, שכן יוענק ביטוח מסוים לעובדים, והן משיטת חשבונות התעסוקה, שכן תהיה הקלה ברמת הסיכון המוסרי. לפי מדיניות זו, על העובדים חלה החובה להפקיד כספים לתוך חשבון חיסכון פרטי בזמן תעסוקה. במצב אבטלה, העובדים רשאים למשוך מהחשבון האישי שלהם לפי יחס מסוים למשכורת הקודמת שלהם, כפי שמתקיים תחת חשבונות תעסוקה. כאשר החשבון מתרוקן, העובד מקבל דמי אבטלה לפי יחס מסוים למשכורת הקודמת, כפי שמתקיים תחת דמי אבטלה. נדגיש כי אחד היתרונות המרכזיים הגלומים בשיטה זו הינו שהביטוח הממשלתי מוענק לעובדים החלשים יותר, קרי אלו שחשבונם התרוקן, אך אינו מוענק לעובדים החזקים יותר, שכן חשבונם מתרוקן בתכיפות נמוכה יותר. הדבר עומד בניגוד לשיטה הנהוגה בישראל כיום אשר אינה מבדילה בין עובדים חלשים וחזקים, ואף מטיבה במידה מסוימת עם החזקים, שמשך אבטלתם לרוב קצר יחסית ונופל במלואו בתוך תקופת הפיצויים. למרות שהשיטה המוצעת מביאה לבעיית תמריצים עבור עובדים הקרובים למיצוי חשבון החובה שלהם או כאלה שכבר מיצו אותו, הבעיה היא פחות חמורה מאשר בביטוח המסורתי מכיוון שרק מעט עובדים נמצאים במצב זה.

---

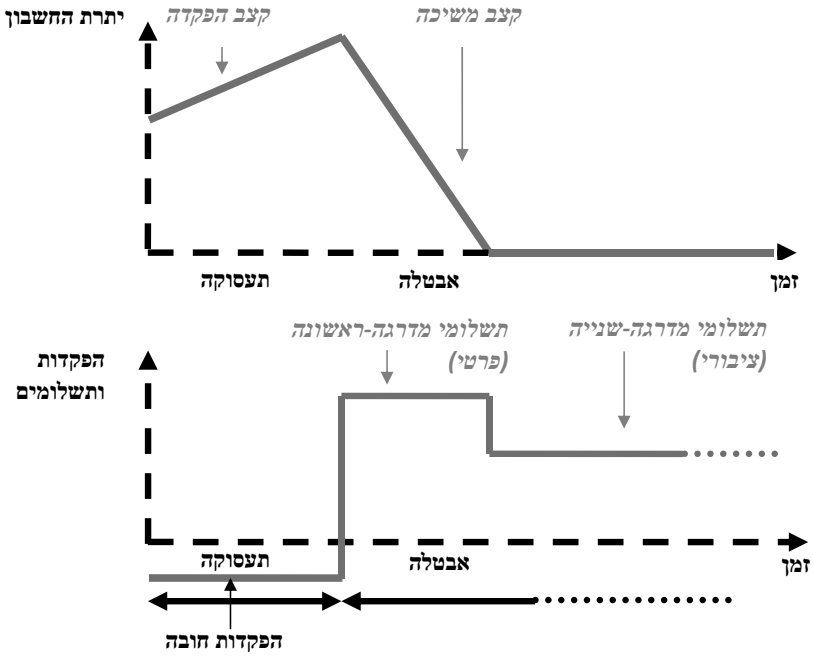
והמאירות סייעו רבות בהבאת המאמר לגרסתו הנוכחית.

1 המערכת בצ״ילה כוללת העברה קטנה לעובדים אשר חשבונם התרוקן. ב-Feldstein and Altman (2007) עובדים כאלו לווים מקרן אבטלה מיוחדת של הממשלה.

2 הספרות הנוגעת לחשבונות תעסוקה כוללת מספר מאמרים המשווים בין דמי אבטלה לגרסאות שונות של חשבונות תעסוקה. Pallage and Zimmermann (2010) עושים שימוש במודל דינמי עם שיווי משקל מלא הכולל הטרוגניות בתעסוקה ובעושר כדי להשוות בין שני סוגי המדיניות. ישנם מספר הבדלים מרכזיים בין מאמר זה למאמר שלנו: ראשית, המודל של Pallage and Zimmermann אינו מבדיל בין חסכון חובה לחסכון רשות, ושנית, המודל שלהם אינו כולל הטרוגניות בכמה רמות שהינן מרכזיות למנגנון הפעולה של המודל שלנו, כגון מרכיב מחזור החיים והשונות בהון התחלתי. ממצאם העיקרי הינו שההטבות שניתנות לאחר ריקון חשבון חסכון החובה יכולות להיות נדיבות בהרבה מאלו שניתנות תחת דמי אבטלה. במובן זה מאמרם משלים את מאמרנו. Brown, Orszag and Snower (2008) משווים מדיניות דמי אבטלה ללא חיסכון למדיניות חשבונות תעסוקה. מאמרנו שונה הן ברמת עיצוב המודל והן ברמת תכנון סוגי מדיניות האבטלה. Feldstein and Altman (2007) מבצעים תרגיל חשבונאי על פי נתוני פאנל של ה- Panel Study of Income Dynamics (PSID), ודרך כך מראים שאחוז חיסכון של 4% מההכנסות מעבודה מספיק לצורך מימון מרבית ההטבות הנחוצות כדי לבטח את מרבית העובדים בתקופות אבטלה. מאמרם אינו מבצע מידול כלשהו של התנהגות הסוכנים בכלכלה, ולכן אינו מתיימר להציג ניתוח נורמטיבי.

אנו מכנים שיטה זו "חשבונות ביטוח תעסוקה" (באנגלית Unemployment Insurance Accounts, או UIA), שכן שיטה זו מעניקה ביטוח שמותנה ביתרה של חשבון החיסכון. ציור 1 מציג את מערכת ה-UIA עבור עובד שמתחיל במצב של תעסוקה, עובר למצב של אבטלה ונשאר בו לצמיתות. החלק העליון מציג את היתרה של חשבון חסכון החובה. יתרה זו גדלה בזמן תעסוקה וקטנה בזמן אבטלה. עם ריקונו של החשבון היתרה משיגה את החסם התחתון שלה (שהוא אפס). במאמר קודם (Setty, 2015) נבחן המעבר ל-UIA בכלכלה האמריקאית.

**ציור 1: מערכת חשבונות התעסוקה (UIA)**



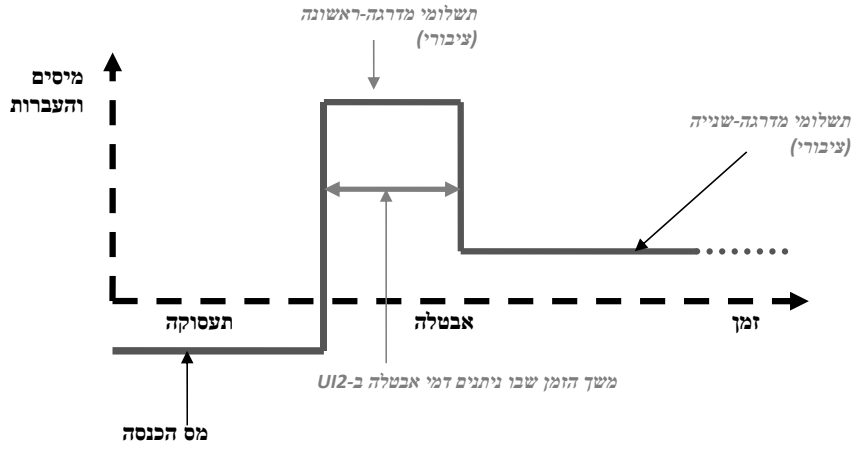

החלק התחתון בציור 1 מציג את ההפקדות והתשלומים שמוטלים על העובד. בזמן תעסוקה העובד מחויב להפקיד סכום מסוים לתוך החשבון הייעודי; בזמן אבטלה העובד מושך מן החשבון לפי מקדם משיכה שנקבע מראש עד ריקונו של החשבון; מנקודה זו ואילך העובד מקבל דמי אבטלה לפי מקדם תחלופה מסוים.

אנו משווים את שיטת ה-UIA לגרסה של מדיניות דמי אבטלה שעושה שימוש גם כן בשתי מדרגות של תשלומים. ציור 2 מציג באופן גרפי את המדיניות הזאת, שאותה נכנה UI2, עבור אותו העובד שתואר בציור 1.

בזמן תעסוקה העובד משלם מס המשמש למימון דמי אבטלה; בזמן אבטלה העובד מקבל תשלומי מדרגה ראשונה של דמי אבטלה לפי מקדם תחלופה ראשון ביחס לשכרו האחרון ולמשך פרק זמן

קצוב; לאחר מכן, העובד מקבל תשלומי מדרגה שנייה של דמי אבטלה בהתאם למקדם תחלופה שני. נציין כי שיטה זו מאפשרת מידול של מענק דמי אבטלה שהולכים ופוחתים באמצעות קביעת מקדם תחלופה ראשון גבוה ומקדם תחלופה שני נמוך.

**ציור 2: מערכת דמי אבטלה בעלת שתי מדרגות תשלומים (UI2)**




ישנם שני הבדלים מרכזיים בין שתי השיטות. ראשית, בניגוד ל-UIA, שבה נעשה שימוש בשילוב של מקורות פרטיים וציבוריים, ב-UI2 נעשה שימוש במקורות ציבוריים בלבד. שנית, בעוד שב-UI2 פרק הזמן של תשלומי המדרגה הראשונה הוא זהה עבור כל העובדים המובטלים, ב-UIA משך פרק הזמן שבו ניתן למשוך מחשבון החיסכון תלוי בגודל היתרה שנמצאת בו בתחילת תקופת האבטלה.

בפרק ב נשתמש במודל מבני כדי לחקור את ההשלכות של מעבר מ-UI2 ל-UIA, וכדי לכמת את השפעות הרווחה שנגזרות מכך. זהו מודל מחזור חיים המבוסס על שווקים חלקיים ופרטים הטרוגניים שבו עובדים חווים תנודות הכנסה וזעזועי תעסוקה. עובדים במודל נבדלים זה מזה במספר ממדים מרכזיים: גיל, סיכון אבטלה, הכנסה ורמת הון. האבטלה במודל מונעת הן על ידי גורמים אקסוגניים (פיטורין עבור עובדים מועסקים וחיכוכי מציאת תעסוקה עבור עובדים מובטלים) והן על ידי החלטות אנדוגניות (החלטות התפטרות עבור עובדים מועסקים והחלטות דחיית אפשרויות תעסוקה עבור עובדים מובטלים).[3]

הממשלה יכולה לאמץ כמדיניות את UI2 או את UIA. בהינתן מדיניות אבטלה מסוימת, עובדים מחלקים את המשאבים שלהם בין צריכה לחיסכון באופן אופטימלי. בנוסף, עובדים עם אפשרויות

3 המודל מאפשר החלטות התפטרות, משום שמשתני המצב של העובד לרבות הכנסה, הון וגיל עשויים להשתנות לאורך פרק הזמן שבו העובד מועסק.

תעסוקה בוחרים בין תעסוקה לאבטלה. הממשלה לוקחת בחשבון את החלטות הפרטים האנדוגניות בזמן קביעת הפרמטרים של מערכת האבטלה במטרה למקסם את רווחת העובדים. אנו נכנה את שילוב כלי המדיניות המביא לרמת רווחה מקסימלית עבור כל מדיניות אבטלה, UI2 ו-UIA, בתור UI2 אופטימלי ו-UIA אופטימלי, בהתאמה. מקור המימון היחיד של הממשלה הינו גביית מיסים, ובאמצעותם הממשלה מכסה את ההוצאות הכרוכות בהפעלת מדיניות האבטלה ואת המרכיבים הנוספים שאינם תלויי מדיניות אבטלה.

בפרק ג נכייל את המודל לכלכלה הישראלית. הכיול מתבצע בשני שלבים. ראשית נקבע את הפרמטרים שמכוילים באופן חיצוני למודל. פרמטרים אלו נועדו לחקות את הסביבה הכלכלית של העובדים. שנית נקבע את הפרמטרים שמשפיעים על החלטות הצריכה והחיסכון של העובדים בכלכלה זו דרך כיולם למומנטים מרכזיים בכלכלה הישראלית. בחלק הזה נעשה שימוש במדיניות האבטלה שהונהגה בישראל.

בפרק ד נתאר את הגרסאות האופטימליות של UI2 ו-UIA שעולות מהמודל המכויל. ה-UI2 האופטימלי מעניק מקדם תחלופה ראשון גבוה ברמה של 90% למשך פרק זמן של 4 חודשים. מקדם התחלופה השני הוא 0%. ה-UIA האופטימלי מתבסס על אחוז חיסכון של 2% ומקדם משיכה של 20%. מקדם התחלופה השני הוא 20%.

ההבדל המרכזי בין שני סוגי המדיניות הוא בהטבות המדרגה השנייה. הטבות אלו חשובות ביותר, משום שהן מוענקות למשך פרק זמן בלתי מוגבל ולכן מהוות כלי מרכזי עבור העובדים לביטוח כנגד אבטלה ממושכת. ביחס להטבות המדרגה השנייה תחת UIA בגובה 20%, תחת UI2 אלו עומדות על 0%. אולם, חרף הניגוד הזה, דווקא תחת UIA אופטימלי, רמת המיסים, 16.9%, נמוכה יותר מאשר רמת המיסים תחת UI2 אופטימלי, 19.4%.

האפשרות להעניק הטבות נדיבות יותר יחד עם רמת מיסים נמוכה יותר מתקיימת בזכות חשבון החובה הגורם לכך שתחת UIA שקלול התמורות בין תמריצים לביטוח שונה מאשר תחת UI2. כיוון שתחת UI2 הטבות אינן יכולות להינתן באופן בררני, הרי שהעלאת מקדם התחלופה השני ל- 20% הייתה יוצרת בעיה רצינית של סיכון מוסרי, דבר שהיה מוביל לעלייה משמעותית ברמת האבטלה ובגובה המיסים שיש לגבות כדי לממן את ההטבות הללו.

גם תחת UIA הטבות מדרגה שנייה נדיבות מדכאות את התמריץ למציאת עבודה. אולם, באמצעות כוונון מקדמי ההפקדה והמשיכה כראוי, מדיניות זו מצליחה להעניק ביטוח נדיב לעובדים באופן בררני. עובדים בעלי יתרה חיובית בחשבון חסכון החובה מבינים שמשיכה מן החשבונות הללו פוגעת במכלול המשאבים שברשותם, ולכן הם לוקחים זאת בחשבון בעת קבלת ההחלטה על תעסוקה.

רמת ההטבות הנדיבה תחת UIA חשובה גם מבחינת החלטת העובדים על חסכונות. בפרט, עובדים צעירים שמבוטחים היטב כנגד אבטלה נשנית או ממושכת מורידים משמעותית את רמות החיסכון המניעתי (Precautionary Savings). בהשוואה לעובד תחת UI2 אופטימלי, עובד תחת UIA אופטימלי צורך בממוצע 150 ש"ח יותר לחודש מאשר עובד ממוצע תחת UI2.

נדגיש את החשיבות של החלקת תצרוכת באמצעות חקירת העלייה ברווחה על פני רמות הון התחלתי. עובדים בעלי רמות נמוכות של הון התחלתי חשובים במיוחד מבחינה נורמטיבית, משום שעליהם לחסוך יותר כדי לבטח עצמם כנגד זעזועים עתידיים להכנסה ולתעסוקה. משום שעובדים אלו צורכים יחסית מעט, התועלת השולית שלהם מצריכה גבוהה יחסית, ובמובן זה הפגיעה בתועלת שנובעת מחסכון יתר היא רבה יותר. ואומנם, השיפור ברווחה יורד באופן מונוטוני על פני רמות הון התחלתי, מ- 1.1% עבור העשירון התחתון ועד 0.5% עבור העשירון העליון. השינוי החיובי

ברווחה על פני כל העשירונים מראה שהשיפור ברווחה אינו נובע מהעברת משאבים מעשירים לעניים, אלא מיעילות מוגברת: עובדים נהנים מהחלקת תצרוכת משופרת תוך כדי ירידה במיסים.

כדי להציג את השיפור ברווחה שנובע מהמעבר מ-UI2 ל-UIA בהקשרו המלא נערוך השוואה בין UI2 אופטימלי לשני סוגים נוספים של מדיניות אבטלה הנמצאים בתוך קבוצת דמי האבטלה. המדיניות הראשונה היא המדיניות בפועל בכלכלה הישראלית המעניקה מקדם תחלופה ראשון של 63% למשך שלושה חודשים. המדיניות השנייה היא מדיניות אי-התערבות, מעין גרסה מנוונת של UI2, שאינה מעניקה הטבות ממדרגה ראשונה או ממדרגה שנייה. בהשוואה למדיניות אי-התערבות, מדיניות UI2 האופטימלית גורמת לעלייה ברמת המיסים, מותירה את רמת האבטלה פחות או יותר ללא שינוי ומביאה לשיפור ברווחה של 1.3%. בהשוואה למדיניות דמי האבטלה במציאות, מדיניות ה-UI2 האופטימלית מביאה לשיפור נוסף ברווחה של 0.5%. אחוז זה משקף את הערך של כיוונם של כלי המדיניות הזאת לרמה הטובה ביותר. אם כן, השיפור ברווחה שטמון בהבאת המדיניות הקיימת לשכלול מרבי קטן יחסית בהשוואה לשיפור שטמון במעבר ממנה למדיניות ה-UIA האופטימלית.

# ב. המודל

פרק זה מורכב מארבעה חלקים. בחלק הראשון נתאר את הסביבה הכלכלית של המודל. בחלק השני נתאר את תפקידה של הממשלה ואת שני סוגי מדיניות האבטלה (UI2 ו-UIA), את מדיניות הביטוח הלאומי ואת ההוצאות החיצוניות של הממשלה. בחלק השלישי נציג את בעיות האופטימיזציה של העובדים תחת כל מדיניות אבטלה. בחלק הרביעי והאחרון נתאר את מדיניות האבטלה האופטימלית עבור כל מערכת, כלומר את הערכים של מאפייני המדיניות המביאים לרווחה מקסימלית בכל מערכת.

מודל זה עשיר במיוחד, בשני מובנים. ראשית, העובדים הם הטרוגניים במספר ממדים: גיל, סיכון לאבטלה, רמת הון והכנסה. פירוט זה חשוב לצורכי ניתוח העלייה או הירידה ברמות הרווחה על פני קבוצות דמוגרפיות שונות. שנית, המודל כולל תהליך פרודוקטיביות מפורט, הוצאות ממשלה חיצוניות והעברות ביטוח לאומי. פרטים אלו חשובים לצורכי התאמת מאזן המשאבים המשוכלל שעובדים צוברים על פני מחזור החיים ועל פני מצבים שונים בשוק העבודה.

## ב.1 הכלכלה

מודל זה פועל בזמן בדיד. אנו מניחים כלכלה במצב עמיד, כלומר ללא זעזועים אגרגטיביים.

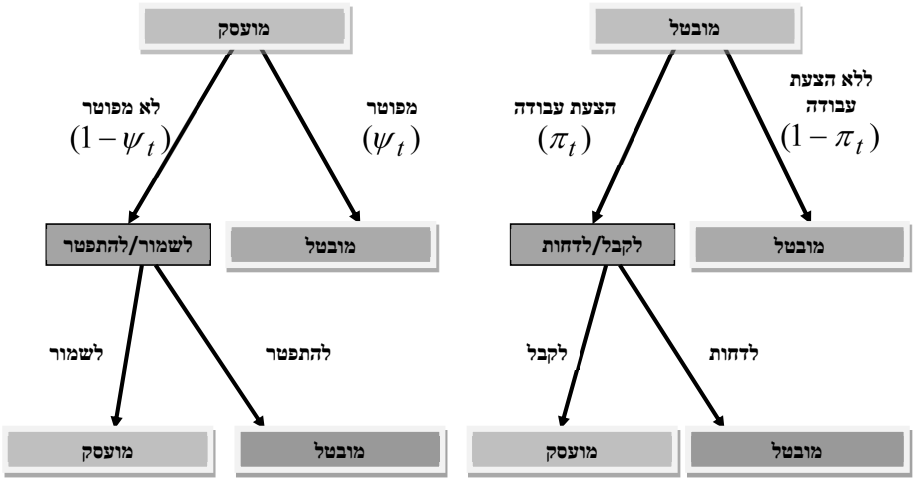
**דמוגרפיה:** העובדים במודל הם רציונליים, ובפרט אינם קצרי רואי. העובדים נולדים בתקופה 1 וחיים עד זמן T. לאורך מחזור החיים הם עומדים בפני מקדם הישרדות תלוי זמן $\Phi_t$. מחזור החיים $[1,T]$ מתחלק לשתי תקופות. בטווח הגילאים $[1,T_R-1]$ עובדים נמצאים בכוח העבודה, והם יכולים להיות מועסקים או מובטלים. אנו מתעלמים משיקולי כניסה ויציאה מכוח העבודה, משום שתשלומי אבטלה מותנים בהיותו של העובד בכוח העבודה. בטווח הגילאים $[T_R,T]$ עובדים נמצאים בפנסיה. נכנה את טווח הגילאים $[1,T_R-1]$ גיל העבודה, ואת טווח הגילאים $[T_R,T]$ גיל הפנסיה.

**העדפות:** התועלת התקופתית של העובד הינה $u(c)-\zeta q$ , כאשר $c$ מייצג את הצריכה, $\zeta$ מייצג את התועלת השלילית מעבודה ו- $q$ הינו אינדיקטור תעסוקה שמקבל 1 אם העובד מועסק ו-0 אם העובד מובטל או בפנסיה. פונקציית התועלת $u$ היא עולה, וקעורה באופן חזק. עובדים מהוונים את העתיד באמצעות מקדם $\beta$ . אם כן, העובדים ממקסמים:

$$U = E_0\left\{\sum_{t=1}^{T}\Phi_t\beta^{t-1}\left[u(c_t)-\zeta q_t\right]\right\}$$

**שוק העובדה ותזמון:** ציור 3 מציג את מבנה שוק העבודה ואת תזמון המודל עבור עובדים מועסקים ומובטלים. עובד מועסק מפוטר והופך למובטל בהסתברות $\psi_t$ אשר תלויה בגילו $t$. עובד שאינו מפוטר רשאי לבחור האם להישאר מועסק או להתפטר.

**ציור 3: שוק העבודה ותזמון המודל**




התהליך עבור עובד מובטל דומה. בתחילתה של תקופה עובד מובטל מקבל הצעת עבודה בהסתברות $\pi_t$ אשר תלויה בגילו $t$ ונשאר מובטל בהסתברות המשלימה. עובד אשר מקבל הצעת עבודה מחליט אם לקבלה ולהפוך למועסק או לדחותה ולהישאר מובטל.

מידול המעברים בשוק העבודה באופן זה מאפשר גם השפעות אקסוגניות וגם החלטות אנדוגניות. בפרט, עובדים מועסקים מאבדים את משרותיהם או משום היפרדות אקסוגנית או משום התפטרות אנדוגנית. עובדים מובטלים נשארים מועסקים או משום מחסור אקסוגני של הצעת עבודה או משום החלטה אנדוגנית לדחות הצעת עבודה. אפשור החלטות אנדוגניות הינו מרכיב מרכזי במודל, שכן נובע מכך ששיעור האבטלה נקבע בתוך המודל ותלוי במדיניות האבטלה.

**תהליך העבודה:** עובדים עומדים בפני תהליך עבודה הכולל מרכיב של מחזור חיים ומרכיב של זעזועים מתמידים להכנסה. לוג ההכנסה של עובד מועסק $i$ בגיל $t$ הינו:

$$y_{i,t} = k_t + z_{i,t}$$

$$z_{i,t} = \rho z_{i,t-1} + \eta_{i,t}$$

המרכיב הראשון, $k_t$, הינו מרכיב מחזור חיים שמבטא את התמורה לניסיון על פני מחזור החיים ותומך בצורה הפרבולית של הכנסות. המרכיב השני, $z_{i,t}$, הוא תהליך אוטו-רגרסיבי מסדר ראשון עם מקדם התמדה $\rho$ וזעזועים $\eta_{i,t} \sim N\left(-\frac{\sigma_\eta^2}{2}, \sigma_\eta^2\right)$. הזעזוע המתמיד הראשוני מתפלג $z_{i,1} \sim N\left(-\frac{\sigma_{z_1}^2}{2}, \sigma_{z_1}^2\right)$, דבר המאפשר הטרוגניות בהכנסות מעבודה כבר בתקופה 1. בזמן אבטלה, המרכיב המתמיד של ההכנסה מעבודה הוא קבוע. ניסוח זה מסייע בזיהוי ההכנסה האחרונה מעבודה לפני המעבר לאבטלה, המהווה את הבסיס לתשלומי האבטלה בשני סוגי המדיניות.

**הון ראשוני וחסכונות:** עובדים נכנסים לשוק העבודה בתקופה 1 עם הון ראשוני של $a_{i,1}$. לוג ההון הראשוני מתפלג נורמלית לפי $N\left(-\frac{\sigma_{a_1}^2}{2}, \sigma_{a_1}^2\right)$. התפלגות ההון הראשוני מאפשרת לנתח את ההשפעות השונות של מדיניות האבטלה על צעירים בעלי רמות שונות של הון ראשוני. עובדים יכולים לחסוך אך לא ללוות, והריבית התקופתית על הון היא $r$.

## ב.2 הממשלה

הממשלה מיישמת את מדיניות האבטלה (UI2 או UIA) כדי לבטח עובדים כנגד אבטלה. כמו כן, היא מקיימת מערכת של ביטוח פנסיוני עבור עובדים שפרשו, ולכן היא נושאת בהוצאות נוספות היצונויות.

**מדיניות ה-UI2:** מדיניות זו נשענת על שלושה כלי מדיניות (ראה ציור 2). הכלי הראשון הוא משך פרק הזמן שבו ניתנים תשלומי המדרגה הראשונה, שאותם נסמן ב- $D_{UI2}$. הכלי השני הוא מקדם התחלופה הראשון $Q_{UI2}^1$ שמוענק במהלך התקופה של $D_{UI2}$. הכלי השלישי הוא מקדם התחלופה השני שניתן לאחר שתקופת המדרגה הראשונה הסתיימה, שאותו נסמן ב- $Q_{UI2}^2$. משך פרק הזמן שבו ניתנים התשלומים מהמדרגה השנייה הוא בלתי מוגבל. כל התשלומים נתונים למיסוי. כפי שמתקיים תחת מדיניות האבטלה של ישראל, דמי אבטלה ניתנים רק לעובדים שפוטרו.[4]

4 מדיניות האבטלה בישראל מאפשרת לעובדים שהתפטרו ליהנות מדמי אבטלה, אבל רק כ-90 יום לאחר התפטרותם. מסקר כוח האדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2008 עולה כי מתוך כלל מחפשי העבודה שפוטרו או התפטרו רק 1.8% מתוכם נשארו ללא עבודה לאחר 90 יום. זהו חסם עליון, משום שלא כל העובדים

**מדיניות ה-UIA:** מדיניות זו נשענת גם כן על שלושה מאפיינים (ראה ציור 1). הכלי הראשון הוא אחוז החיסכון לתוך חשבון החובה שיש לבצע בזמן תעסוקה, שאותו נסמן ב- $M_{UIA}$. מדובר באחוז ההכנסה מעבודה אשר קובע את הזרימה פנימה של כספים לחשבון החובה. הכלי השני הוא מקדם ההפרשה שבאמצעותו מושכים כסף מהחשבון, שאותו נסמן ב- $Q^1_{UIA}$. כלי זה קובע את הזרימה החוצה של כספים מן החשבון. הכלי השלישי הוא מקדם התחלופה השני שמתקיים לאחר ריקונו של החשבון, שאותו נסמן ב- $Q^2_{UIA}$. עם היציאה לפנסיה יתרת החשבון מועברת לעובד ומצטרפת לחיסכון הרגיל שלו.

בנוסף לחסכון החובה, לפרטים ישנה גם האפשרות לחסוך בחשבון רשות רגיל. אנו נניח שחשבון חסכון החובה נושא ריבית תקופתית $r$ אשר זהה לזו שנושאים חשבונות חיסכון רגילים.[5] בעוד שההחזר על שני סוגי החיסכון הוא זהה, מידת הנזילות של חסכון החובה שונה, שכן העובד יכול למשוך ממנו רק בזמן אבטלה או בפנסיה (בזמן פרישה החשבון הופך להיות נזיל לחלוטין). לכן, עובד יעדיף תמיד להפקיד לתוכו את הסכום המינימלי ולמשוך ממנו את הסכום המקסימלי.[6] היתרה בחשבון החובה חסומה מלמעלה על ידי $\hat{a}_m$ וחסומה מלמטה על ידי 0.[7]

**פעילויות ממשלתיות נוספות:** בנוסף למדיניות האבטלה, הממשלה מפעילה שני מנגנונים נוספים. המנגנון הראשון הוא תשלומים פנסיוניים לעובדים שיוצאים לפנסיה. כפי שמתקיים בישראל, תשלומים אלו נגזרים מהכנסת העובד לאורך כל גיל העבודה.

המנגנון השני הוא הוצאות ממשלתיות חיצוניות, שאותן נסמן ב- $G$. הממשלה מוציאה סכום קבוע על הוצאות אקסוגניות שאינן משפרות את רווחת העובדים אך נחוצות מבחינה חישובית כדי לייצר עיוות בהחלטות התעסוקה שנגרם לעובדים ממס הכנסה.

הממשלה מממנת את שלושת המנגנונים הללו (מדיניות האבטלה, ביטוח לאומי והוצאות חיצוניות) באמצעות מס הכנסה, שאותו נסמן ב- $\tau^{UI2}$ עבור UI2 וב- $\tau^{UIA}$ עבור UIA. באמצעות מיסים אלו הממשלה מאזנת את התקציב.

**מבנה המידע:** חשבונות חסכון החובה נתונים לפיקוח הממשלה ולכן המאזן שלהם שקוף לחלוטין, הן לעובדים והן לממשלה. לעומת זאת, חשבונות החיסכון הרגילים אינם שקופים לממשלה.

---

הללו בהכרח עומדים בקריטריונים הנוספים של זכאות לדמי אבטלה.

5 התשואה של חסכון חובה עשויה להיות שונה מזו של חיסכון רגיל בגין שלוש הסיבות הבאות: רגולציה גבוהה יותר על חסכון החובה (בין היתר כדי למנוע סיכון מוסרי), ריבית גבוהה יותר בזכות הניהול הריכוזי של חסכון החובה ועלויות ניהול. שיקולים אלו נמצאים מחוץ לתחומו של מחקר זה.

6 תחת UIA חובת החיסכון שמוטלת על הפרטים להפריש כספים לחשבון תעסוקה מצטרפת לחובה הקיימת להפריש כספים לחיסכון הפנסיוני. עולה החשש שהדבר יכפה על הפרטים רמת חיסכון גבוהה מדי, אולם כפי שיתברר בהמשך (בציור 13) רמות חסכון הרשות מתאימות עצמן לחיסכון זה.

7 החסם העליון מאפשר את הגבלת מרחב המצבים בסימולציות ומכויל כך שלא ישפיע על תוצאות כלשהן. כפי שמתקיים ב-UI2, רק עובדים מפוטרים זכאים למשוך מחשבון האבטלה ולקבל דמי אבטלה ממדרגה שנייה.

### ב.3 בעיית העובדים

**UI2:** מצב העובד תחת UI2 נקבע על ידי חמישה מאפיינים: גיל $(t)$, חיסכון פרטי $(a)$, מרכיב מתמיד בהכנסה מעבודה $(z)$, משך האבטלה $(d)$ וזכאות להטבות אבטלה $(e)$.

העובדים במודל עומדים בפני שני סוגי החלטה. הסוג הראשון הוא החלטה בין-זמנית הנוגעת לרמות הצריכה והחיסכון בהתבסס על המצב התעסוקתי של העובד (מועסק או מובטל). הסוג השני הוא החלטה תוך-זמנית הנוגעת לתעסוקה. החלטה זו רלוונטית רק עבור עובדים בעלי אפשרות עבודה (כלומר, עובדים מועסקים שלא פוטרו או עובדים מובטלים שקיבלו הצעת עבודה).

פונקציות הערך לעובדים מועסקים ומובטלים תחת UI2 הינן $W^{UI2}(t,a,z)$ – $V^{UI2}(t,a,z,d,e)$, בהתאמה. פונקציות אלו נקבעות כתוצאה ממקסום על פני צריכה וחיסכון. נשים לב כי פונקציית הערך עבור עובד מועסק אינה כוללת את המרכיבים של משך האבטלה ושל זכאות להטבות אבטלה, שכן אלו רלוונטיים רק עבור עובדים מובטלים.

פונקציות הערך לעובדים בעלי הצעת עבודה נקבעות כדלהלן. פונקציית הערך עבור עובד שהיה מועסק בתקופה הקודמת ולא פוטר הינה $J_w^{UI2}(t,a,z)$. פונקציית הערך עבור עובד שהיה מובטל בתקופה הקודמת וקיבל הצעת עבודה הינה $J_u^{UI2}(t,a,z,d,e)$. פונקציות אלו הן תוצאה של מקסימיזציה על פני החלטות התעסוקה הבאות:

$$J_u^{UI2}(t,a,z,d,e) = \max_{\{accept,reject\}} \left\{ W^{UI2}(t,a,z), V^{UI2}(t,a,z,d,e) \right\} \qquad (1)$$

$$J_w^{UI2}(t,a,z) = \max_{\{retain,quit\}} \left\{ W^{UI2}(t,a,z), V^{UI2}(t,a,z,1,0) \right\} \qquad (2)$$

הערך עבור עובד מובטל בעל הצעת עבודה, $J_u^{UI2}(\cdot)$, נקבע על ידי הבחירה בין המעבר לתעסוקה $(accept)$ לבין ההישארות באבטלה $(reject)$. משום שהממשלה אינה חשופה לדחיות של הצעות עבודה, משתנה המצב של הזכאות $(e)$ מועבר ללא שינוי. באופן דומה, הערך עבור עובד שאינו חווה זעזוע היפרדות, $J_w^{UI2}(\cdot)$, נקבע על ידי הבחירה בין הישארות בתעסוקה $(retain)$ והמעבר לאבטלה $(quit)$. הזכאות של העובד במצב התפטרות משתנה ל-0 עם המעבר לאבטלה.

באמצעות פונקציות ערך אלו, $J_u^{UI2}(\cdot)$ ו- $J_w^{UI2}(\cdot)$, נוכל כעת להגדיר את פונקציות הערך עבור עובדים מועסקים ומובטלים. פונקציית הערך עבור עובד מובטל תחת UI2 הינה:

$$V^{UI2}(t,a,z,d,e) = \max_{c,a'} \{ u(c) + \beta\phi_t \mathbf{E}_t \{ \pi_t J_u^{UI2}(t+1,a',z,d+1,e) \qquad (3)$$
$$+ (1-\pi_t) V^{UI2}(t+1,a',z,d+1,e) \} \}$$

$$s.t.$$
$$a' = a(1+r) - c + x$$
$$a' \geq 0$$

$$x = \begin{cases} Q_{UI2}^{1}\exp(k_t + z)(1-\tau^{UI2}) & if \quad e=1 \;\; and \;\; d \leq D_{UI2} \\ Q_{UI2}^{2}\exp(k_t + z)(1-\tau^{UI2}) & if \quad e=1 \; and \;\; d > D_{UI2} \\ 0 & if \quad e=0 \end{cases}$$

בבעיה זו העובד מקבל החלטה על צריכה נוכחית $(c)$ וחיסכון עתידי $(a')$ כדי למקסם את תוחלת התועלת המהוונת שלו. הערך המהוון העתידי מוכפל במקדם ההישרדות תלוי הגיל $\phi_t$. הערך העתידי עצמו הינו סכום משוקלל של ערכי הקבלה ואי-הקבלה של הצעת עבודה בהסתברויות $\pi_t$ ו $(1-\pi_t)$, בהתאמה.

המגבלה הראשונה היא מגבלת תקציב סטנדרטית שבה $x$ מסמן את ההעברה מן הממשלה. עובד שזכאי להטבות אבטלה ושמשך תקופת האבטלה שלו אינו חורג מתקופת הזכאות תחת UI2 מקבל דמי אבטלה בגובה המדרגה הראשונה כאחוז מהכנסתו האחרונה ובהתאם למקדם התחלופה הראשון, $Q_{UI2}^{1}$. עבור עובד שאינו זכאי להטבות אבטלה $x$ שווה לאפס.

פונקציית הערך עבור עובד **מועסק** תחת UI2 הינה:

$$W^{UI2}(t,a,z) = \max_{c,a'}\Big\{u(c) - \zeta + \beta\phi_t \mathbf{E}_t\Big\{(1-\psi_t)J_w^{UI2}(t+1,a',z') + \psi_t V^{UI2}(t+1,a',z',1,1)\Big\}\Big\} \qquad (4)$$

$$s.t.$$
$$a' = a(1+r) - c + \exp(k_t + z)(1-\tau^{UI2})$$
$$a' \geq 0$$

נשים לב כי מצב הזכאות עם היציאה לאבטלה הופך ל-1. כמו כן, פונקציית הערך של העובד כוללת תועלת שלילית מעבודה $(-\zeta)$.

**UIA:** מבנה פונקציות הערך של העובד תחת UIA דומה לזה שב-UI2. מצב העובד תחת UIA מוגדר על ידי חמישה מרכיבים: גיל $(t)$, חיסכון פרטי $(a)$, חסכון חובה $(a_m)$, המרכיב המתמיד בהכנסה מעבודה $(z_t)$ וזכאות למשוך מחשבון החובה $(e)$. מצב העובד כאן שונה ממצבו תחת UI2 משום נוכחותו של חסכון החובה $(a_m)$, ומשום היעדרו של משך האבטלה $(d)$.

פונקציות הערך התוך-זמניות תחת UIA הינן:

$$J_u^{UIA}(t,a,a_m,z,e) = \max_{\{accept,reject\}}\Big\{W^{UIA}(t,a,a_m,z), V^{UIA}(t,a,a_m,z,e)\Big\}$$

$$J_w^{UIA}\left(t,a,a_m,z\right)=\max_{\{retain,quit\}}\left\{W^{UIA}\left(t,a,a_m,z\right),V^{UIA}\left(t,a,a_m,z,0\right)\right\}$$

הערך עבור עובד מובטל תחת UIA ניתן לניסוח באופן הבא, כאשר $m$ מייצג את המשיכה מחשבון החובה ו- $b$ מייצג את ההעברה מן הממשלה:

$$V^{UIA}\left(t,a,a_m,z,e\right)=\max_{c,a'}\{u\left(c\right)+\beta\phi_t\mathbf{E}_t\{\pi_t J_u^{UIA}\left(t+1,a',a_m^{'},z,e\right) \qquad (5)$$
$$+\left(1-\pi_t\right)V^{UIA}\left(t+1,a',a_m^{'},z,e\right)\}\}$$

$s.t.$

$$a'=a\left(1+r\right)+m+b-c$$
$$a_m^{'}=a_m\left(1+r\right)-m$$

$$b=\left\{\begin{matrix} Q_{UIA}^2\exp\left(k_t+z\right)\left(1-\tau^{UIA}\right)-m & if \quad e=1 \ \& \ a_m<Q_{UIA}^1\exp\left(k_t+z\right)\left(1-\tau^{UIA}\right) \\ 0 & otherwise \end{matrix}\right\}$$

$$m=\left\{\begin{matrix} \min\left\{Q_{UIA}^1\exp\left(k_t+z\right)\left(1-\tau^{UIA}\right),a_m\right\} & if\ e=1 \\ 0 & otherwise \end{matrix}\right\}$$

$$a'\geq 0$$

פונקציית הערך $V^{UIA}\left(\cdot\right)$ דומה לפונקציית הערך של עובד מובטל תחת UI2, בתוספת השינויים הנדרשים. חסכונות עתידיים במגבלה הראשונה נקבעים על ידי סכום של חסכונות נוכחיים, לרבות הריבית, של המשיכות מחסכון החובה ושל ההטבות ממדרגה שנייה ובניכוי התצרוכת.

הסכום שהעובד יכול למשוך מחסכון החובה $\left(m\right)$ שווה למכפלת מקדם המשיכה בהכנסה הקודמת מעבודה, וזאת במידה שיתרת החשבון גדולה דיה. אחרת, המשיכה שווה לגודל היתרה. ההטבות ממדרגה שנייה $\left(b\right)$ מבוססות על מקדם התחלופה השני, ומוענקות לעובדים אשר חשבון חסכון החובה שלהם התרוקן. עובד אשר יתרת חשבונו נמוכה מהסכום שמתקבל מההטבות ממדרגה שנייה יקבל את ההפרש. יתרתו של חשבון חסכון החובה מתעדכנת במגבלה השנייה בהתאם לגובה המשיכה.

פונקציית התועלת עבור עובד מועסק תחת UIA הינה:

$$W^{UIA}\left(t,a,a_m,z\right)=\max_{c,a'}\{u\left(c\right)-\zeta+\beta\phi_t\mathbf{E}_t\{\left(1-\psi_t\right)J_w^{UIA}\left(t+1,a',a_m^{'},z'\right) \quad (6)$$
$$+\psi_t V^{UIA}\left(t+1,a',a_m^{'},z',1\right)\}\}$$

$s.t.:$

$$a'=a\left(1+r\right)+\exp\left(k_t+z\right)\left(1-\tau^{UIA}\right)-c-\left(a_m^{'}-a_m\left(1+r\right)\right)$$

$$a_m^{'}=\min\left\{\hat{a}_m,a_m\left(1+r\right)+\exp\left(k_t+z\right)\left(1-\tau^{UIA}\right)M_{UIA}\right\}$$

$$a'\geq 0$$

המגבלה הראשונה (מגבלת התקציב) עבור עובד ב-$W^{UIA}\left(\cdot\right)$ כוללת את ההפרשה לתוך חשבון חסכון החובה $\left(a'_m-a_m\left(1+r\right)\right)$. הפרשה זו שווה למכפלת מקדם ההפרשה בהכנסה נטו מעבודה במידה שיתרת החשבון אינה עולה על $\hat{a}_m$. אחרת, ההפרשה תהיה שווה לסכום שמביא את יתרת החשבון לחסם העליון. נציין כי ההכנסה שמופרשת לחשבון חסכון החובה נתונה למיסוי (כפי שגם הפקדה לחסכון רשות נתונה למיסוי).

בעיות היציאה לפנסיה זהות עבור UI2 ו-UIA, וכוללות רק את ההחלטה לגבי צריכה וחיסכון. ניתן לנסח בעיות פשוטות אלו בתור מקרה מיוחד של UI2 או UIA לחילופין. מצבו של העובד בכל אחת מהבעיות הללו הינו $\left(t,a,z_{480}\right)$, כאשר $t$ מייצג את גילו של העובד ו- $a$ את רמת החיסכון שלו. נדגיש כי תחת UIA שני סוגי החסכונות מתאחדים עם היציאה לפנסיה לחסכון רשות יחיד. ערכו של $z$ בעת היציאה לפנסיה ישמש לקביעת תשלומי הביטוח הלאומי.

## ב.4 סוגי מדיניות אבטלה אופטימלית

מדיניות ה-UI2 האופטימלית הינה שלשה $\left\{D_{UI2}^{*},Q_{UI2}^{1\,*},Q_{UI2}^{2\,*}\right\}$ שממקסמת את תוחלת הרווחה תחת מגבלת התקציב:

$$\max_{D_{UI2},Q_{UI2}^{1},Q_{UI2}^{2}}\left\{\mathbf{E}_0\left\{\xi_0 W^{UI2}\left(t=0,a,z\right)+\left(1-\xi_0\right)V^{UI2}\left(t=0,a,z,d=1,e=1\right)\right\}\right\}$$

$s.t.$

$$\int_{t<T_R\times A\times Z\times d=0\times E}\exp\left(k_t+z\right)\tau^{UI2}=$$
$$\int_{t<T_R\times A\times Z\times 1\leq d\leq D_{UI2}\times e=1}Q_{UI2}^{1}\exp\left(k_t+z\right)\left(1-\tau^{UI2}\right)+$$

$$\int_{t\langle T_R\times A\times Z\times d\rangle D_{UI2}\times e=1} Q_{UI2}^{2}\exp\left(k_t+z\right)\left(1-\tau^{UI2}\right)+$$

$$\int_{t\geq T_R\times A\times Z\times D\times E}\exp\left(k_t+z\right)g\left(z\right)+\int_{T\times A\times Z\times D\times E} G$$

בבעיה זו התוחלת מופעלת ביחס להון התחלתי ומרכיב המתמיד ההתחלתי בהכנסה, ו-$g\left(z\right)$ היא פונקציה המתארת את גובה ההטבות מהביטוח הלאומי בהתבסס על המרכיב המתמיד בהכנסה מעבודה.[8]

מדיניות ה-UIA האופטימלית הינה שלשה $\left\{M_{UIA}^{*},Q_{UIA}^{1\,*},Q_{UIA}^{2\,*}\right\}$ שממקסמת את תוחלת הרווחה תחת מגבלת התקציב:

$$\max_{M_{UIA},Q_{UIA}^{1},Q_{UIA}^{2}}\left\{\mathbf{E}_0\left\{\xi_0 W^{UIA}\left(t=0,a,a_m=0,z\right)+\left(1-\xi_0\right)V^{UIA}\left(t=0,a,a_m=0,z,e=1\right)\right\}\right\}$$

$$s.t.$$

$$\int_{t<T_R\times A\times A_M\times Z\times E}\exp\left(k_t+z\right)\tau^{UIA}=\int_{\left(t<T_R\times A\times A_M\times Z\times E\right)} b\left(1-\tau^{UIA}\right)$$

$$+\int_{t\geq T_R\times A\times A_M\times Z\times E}\exp\left(k_t+z\right)g\left(z\right)+\int_{T\times A\times Z\times D\times E} G$$

כאשר $b$ מוגדר במשוואה $\left(5\right)$.

על מנת שנוכל להשוות בין רמות הרווחה של UIA האופטימלי ו-UI2 האופטימלי, או למעשה בין כל זוג של סוגי מדיניות אבטלה, כגון UI2 ומדיניות האבטלה בישראל, עלינו להגדיר מטריקת רווחה. לשם כך נעשה שימוש ב-Consumption Equivalence Variation, או CEV, אשר מוגדר בתור ה-$\omega$ שפותר את הבעיה הבאה:

$$\sum\mathbf{E}_0\left\{\sum_{t=1}^{T}\Phi_t\beta^{t-1}\left[u\left(\left(1+\omega\right)c_t\right)-\zeta q_t\right]\right\}=\sum\mathbf{E}_0\left\{\sum_{t=1}^{T}\Phi_t\beta^{t-1}\left[u\left(\widetilde{c_t}\right)-\zeta\widetilde{q_t}\right]\right\}$$

כאשר $\left\{\tilde{c}_t,\tilde{q}_t\right\}$ מייצגים את הצריכה ורמת התעסוקה האופטימליים תחת המדיניות הנבחנת (לדוגמה UIA אופטימלי), ו-$\left\{c_t,q_t\right\}$ מייצגים את הרמות תחת מדיניות הבסיס (לדוגמה אי-התערבות). המשמעות הכלכלית של $\omega$ הינה אחוז התוספת לצריכה התקופתית שיש להעניק לכל עובד לאורך

8 החיסכון הכולל על פני מחזור החיים מחושב במודל באופן שונה מאשר בכלכלה הישראלית. משום שחיסכון כולל אינו משתנה מצב של העובדים במודל, אנו מעריכים אותו באמצעות הכנסתו של העובד בסוף גיל העבודה. חלק 3 במאמר מתאר זאת בפירוט.

מחזור החיים כולו כדי להשוות את רווחתו תחת מדיניות הבסיס לרווחתו תחת המדיניות הנבחנת, תוך שליטה בהבדלי התעסוקה תחת שני סוגי המדיניות.

התוחלת נלקחת ביחס להתפלגות ההון ההתחלתי $a_{i,1}$ וביחס לזעזועים המתמידים בזמן 0 עם הערכים $\{\xi_0, 1-\xi_0\}$ עבור עובדים מועסקים ומובטלים בזמן 0, בהתאמה.

# ג. כיול

כיול המודל מתבצע בשני שלבים. בשלב הראשון נגדיר את הפרמטרים המכוילים באופן חיצוני למודל. פרמטרים אלו נועדו לדמות את הסביבה הכלכלית שבה נמצאים העובדים בישראל. בשלב השני נקבע את הפרמטרים שמשפיעים על החלטות הצריכה, החיסכון והתעסוקה של העובדים בכלכלה, ובפרט את מקדם ההיוון, הוצאות ממשלתיות חיצוניות והסתברויות הצעות עבודה והיפרדות מעבודה. פרמטרים מרכזיים אלו מכוילים כך שיתאימו למומנטים מהכלכלה הישראלית בהינתן מדיניות האבטלה שקיימת בה ונמצאת במצב יציב.

## ג.1 פרמטרים שמכוילים באופן חיצוני למודל

לוח 1 מסכם את הערכים עבור הפרמטרים במודל שמכוילים באופן חיצוני.[9]

**מחזור החיים:** יחידת הזמן הינה חודש אחד. תדירות זו, שגבוהה יחסית למודל מחזור חיים, תומכת בהתפלגות מפורטת של משכי אבטלה. עובדים מצטרפים לכוח העבודה בגיל 25 ונשארים בו עד גיל 65. הבחירה בגיל כניסה של 25 משקפת את ההנחה כי עד ההגעה לגיל זה מרבית הפרטים כבר קיבלו את ההחלטות הרלוונטיות בנוגע להשקעה בהון אנושי, ואלו שיקולים שנותרים מחוץ למודל. גיל היציאה לפנסיה נקבע ל-65. הגיל המקסימלי, $T$, הוא 100 שנים. מקדמי ההישרדות נלקחו מנתונים של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (למ"ס 2014). אם כן, מחזור החיים כולל תקופת עבודה של 40 שנה (או 480 חודשים) ותקופת פרישה של 35 שנה (או 420 חודשים).

**העדפות:** תועלת מתצרוכת הינה לוגריתמית. התועלת השלילית מעבודה, $\zeta$, עומדת על 0.54. ערך זה נבחר כך שישקף את הערך של גמישות האבטלה ביחס לדמי האבטלה בספרות של הכלכלה האמריקאית, כפי שמופיע אצל Michelacci and Ruffo (2015). מהגדרת פונקציית התועלת במודל ניתן לגזור את המשמעות של $\zeta$, והיא התמורה, ביחידות תצרוכת, שיש להעניק לעובד מובטל כך שיהיה אדיש בין אבטלה לעבודה:

$$\zeta = log\left(1+\frac{c_{\ddot{A}}}{c_{unemp}}\right),$$

כאשר $c_{unemp}$ מייצג רמת תצרוכת תחת אבטלה ו- $c_{emp} = c_{unemp} + c_{\ddot{A}}$ מייצג רמת תצרוכת תחת

9 חציון ההון מומר מדולרים לש"ח לפי שער של 3.89 ש"ח לדולר.

תעסוקה. כלומר, כאשר אנו לוקחים את הערך ל- $\zeta$ מהכלכלה האמריקאית, אנו מניחים שפיצוי זה זהה בכלכלה הישראלית. בפרק הרגישות אנו מראים שהורדת התועלת השלילית מביאה לערך אפסי (ולא סביר) של אבטלה מרצון, ואילו העלאת הערך מחזקת את השיפור ברווחה הנובע ממעבר מ-UI2 אופטימלי ל-UIA אופטימלי.

נציין כי ערך זה חשוב לתוצאה הכמותית של השיפור ברווחה במעבר בין התוכניות. הערך שבחרנו הוא שמרני, כפי שניתן יהיה לראות בהמשך מתוך ניתוח הרגישות.

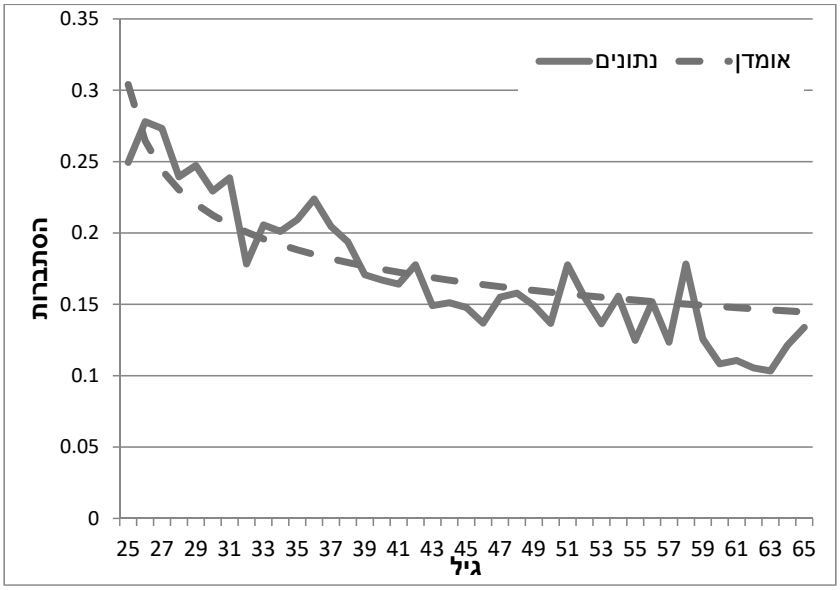
**לוח 1: פרמטרים שכוילו באופן חיצוני**

| פרמטר | ערך | מקור |
|---|---|---|
| **העדפות** | | |
| $u(c)$ | לוגריתמיות | |
| $\zeta$ | 0.54 | |
| **תהליך התוצרת מעבודה** | | |
| הכנסה חציונית מעבודה | 4,290 ש״ח (חודשי) | סקר הכנסות של הלמ״ס (2001–2011) |
| אחוז תעסוקה ראשוני | 89% | סקר כוח אדם של הלמ״ס (2000–2011) |
| מגמת מחזור חיים ($\kappa_t$) | ראה טקסט | סקר הכנסות של הלמ״ס (2001–2011) |
| התמדה ($\rho$) | 1.00 (שנתי) | Heathcote, Perri and Violante (2010) |
| שונות השכלולים ($\sigma_\eta^2$) | 0.007 (שנתי) | Heathcote, Perri and Violante (2010) |
| שונות ראשונית בהכנסה ($\sigma_{z_1}^2$) | 0.126 | סקר הכנסות של הלמ״ס (2001–2011) |
| **משתני מעבר** | | |
| מקדמי הישרדות $\ddot{O}_t$ | ראה טקסט | נתוני הלמ״ס (1970–2003) |
| הסתברות מעבר לתעסוקה $p_t^{eu}$ | ראה טקסט | סקר כוח אדם של הלמ״ס (2000–2011) |
| הסתברות מעבר לאבטלה $p_t^{ue}$ | ראה טקסט | סקר כוח אדם של הלמ״ס (2000–2011) |
| **חיסכון** | | |
| חציון ההון הראשוני | 21,800 ש״ח | Anderson (1999) |
| יחס ממוצע-חציון של הון ראשוני | 4.2 | Anderson (1999) |
| ריבית ($r$) | 4% (שנתי) | |
| **הכנסה בפנסיה** | | |
| הכנסה ממוצעת בפנסיה | 1,786 ש״ח (חודשי) | חישוב לפי חסכון פנסיה חובה |

**תוצרת מעבודה:** רמת התעסוקה בגיל הכניסה לעבודה נקבעה לפי אחוז האבטלה בגיל 25 בהתבסס על סקרי כוח האדם של הלמ״ס עבור השנים 2000–2011. מרכיב מחזור החיים בהכנסה $(k_t)$ הוערך באמצעות אמידה עם השפעות קבוצות גיל (cohort effects) של חציון ההכנסה, כפי שבוצע

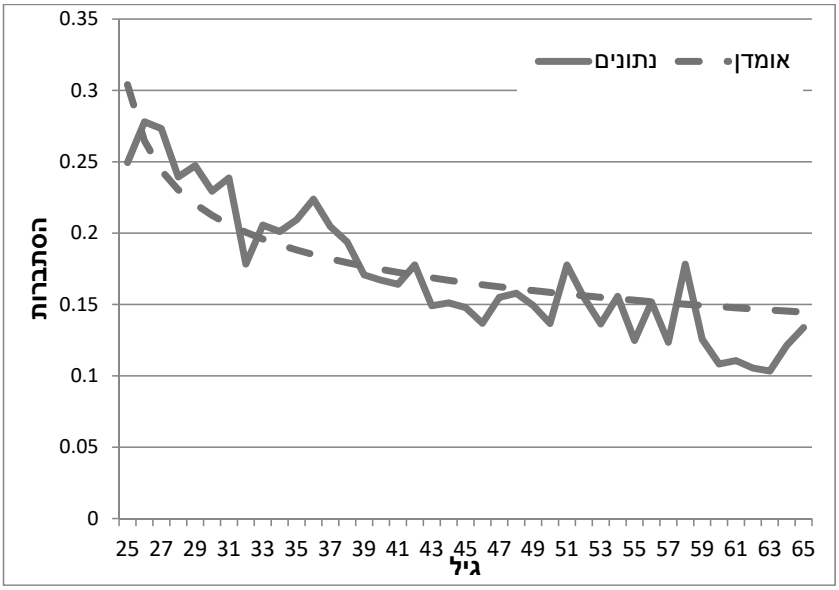
אצל Huggett, Ventura and Yaron (2006), בהתבסס על נתוני סקרי ההכנסות של הלמ"ס בשנים 2001–2011 (ציור 4). גובה ההכנסה החציונית מעבודה, 4,290 ש"ח, נלקח גם הוא מאומדנים אלו. תהליך ההכנסות עצמו מבוסס על התהליך של Heathcote, Perri and Violante (2010), שבו מקדם ההתמדה של הזעזוע להכנסה, $\rho$, שווה ל-1, והשונות (השנתית) של הזעזוע להכנסה, $\sigma_{\eta}^{2}$, שווה ל-0.007. כפי שנטען אצל Heathcote, Perri and Violante, שונות זו מביאה לגידול מציאותי בשונות ההכנסה לאורך מחזור החיים.[10] השונות של ההכנסה הראשונית היא $\sigma_{z_1}^{2} = 0.126$ בהתבסס על שיטת החישוב שמופיעה אצל Storesletten, Telmer and Yaron (2000) ועל נתוני סקרי ההכנסות של הלמ"ס בשנים 2001–2011. נשים לב כי זעזוע מתמיד, יחד עם השונות הראשונית בו, הופכים את הפער הראשוני ב- $z$ לאפקט קבוע (fixed effect) שפועל לאורך מחזור החיים כולו.

**ציור 4: מרכיב מחזור החיים בהכנסה (חציון) $\kappa_t$**

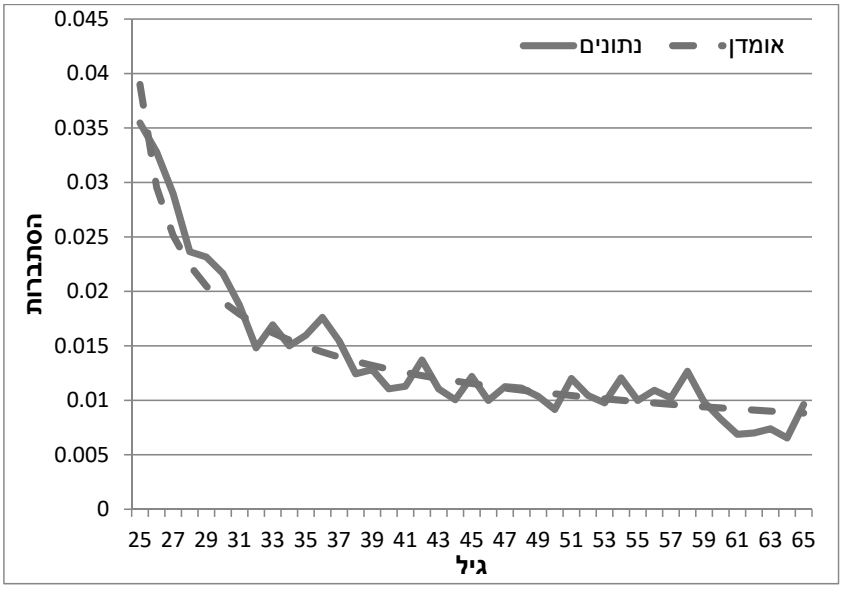



10 נאלצנו לעשות שימוש בערך זה, שמבוסס על הכלכלה בארה"ב ולא על הכלכלה הישראלית, משום מגבלות של הנתונים הזמינים בנוגע להכנסות בישראל. שיטתם של Perri, Heathcote and Violante (2010) לחישוב השונות התבססה על פאנל ה-PSID שכולל שדות מרכזיים שאינם קיימים בנתונים הישראליים, והמרכזי בהם הוא הכנסה חודשית. העובדה שאי-השוויון בהכנסות במדינת ישראל דומה לזה של ארצות הברית תומך במידה מסוימת, אם כי מוגבלת, בשימוש בנתון זה. בכל מקרה, Setty (2015) מראה שלנתון זה אין השפעה חזקה על התוצאות.

**ציור 5: הסתברות למציאת עבודה** $p_t^{ue}$




**ציור 6: הסתברות לאיבוד עבודה** $p_t^{eu}$



**משתני מעבר:** מקדמי ההישרדות והסתברויות המעבר בין מצבי התעסוקה הם וקטורים באורך 480 (תא אחד לכל חודש בזמן העבודה). מקדמי ההישרדות מבוססים על נתוני התמותה של הלמ"ס לאורך השנים 1970–2003. לשם חישוב הסתברויות המעבר בין אבטלה לתעסוקה עשינו שימוש בשיטה של Shimer (2012). בסיס הנתונים הוא סקרי כוח האדם של הלמ"ס על פני השנים 2000–2011 (ציורים 5 ו-6). את האומדן ביצענו לפי הערכת Weibul.

**מדיניות האבטלה במציאות הכלכלית בישראל:** הכיול מבוסס על מדיניות האבטלה שהייתה קיימת בישראל בשנת 2014, וכל פרטיה נשאבים מנתוני הביטוח הלאומי (2015). מדיניות האבטלה בישראל מורכבת ומרובדת מאוד, ויש בה שוני רב על פני מאפיינים שונים של העובד. בפרט, היא משתנה על פני גיל, השכלה, מספר תלויים ונכונות להשתתף בהכשרה מקצועית. עם זאת, המדיניות עצמה עושה שימוש במאפיינים הסטנדרטיים של מדיניות מסוג UI2 הכוללת שני מקדמי תחלופה, $Q_{UI2}^{1}$ ו- $Q_{UI2}^{2}$, ופרק זמן מתאים למתן דמי האבטלה תחת המקדם הראשון, $D_{UI2}$. השונות הרבה בערכיהם של משתנים אלו בכלכלה הישראלית היא קושי מרכזי בניסיון לדמות את הכלכלה הזאת במודל. בחרנו להתמקד בחתך שרלוונטי עבור עובדים בגילאים 28–35, בעלי מספר תלויים נמוך מ-3, ללא השתתפות בהכשרה מקצועית ובכל רמת השכלה. אם כן, מקדם התחלופה הראשון עומד על 63% וניתן למשך פרק זמן של 3 חודשים, ומקדם התחלופה השני עומד על 0%.

**חסכונות:** ההתפלגות של עושר התחלתי נקבעה כך שתתאים לשני מומנטים מרכזיים בהתפלגות העושר של עובדים בין הגילאים 25–34, ראו Anderson (1999). המומנט הראשון הוא שווי נטו חציוני של 21,800 ש"ח.[11] המומנט השני הוא היחס בין ממוצע ההכנסה לחציון ההכנסה בגובה 4.2. משום שאין בישראל נתונים זמינים אודות נכסים, נאלצנו לעשות שימוש בנתונים המבוססים על הכלכלה בארצות הברית. הריבית השנתית במודל עומדת על 4%.

**תשלומי פנסיה:** כפי שמתקיים בכלכלה הישראלית, תשלומי פנסיה במודל מתבססים על ההכנסה הכוללת (ההכנסה על פני מחזור החיים כולו). משום שמרכיב זה אינו משתנה מצב של העובד, אנו יוצרים קירוב לתשלומי הפנסיה עבור כל עובד באופן הבא. בשלב ראשון, אנו יוצרים סימולציה של מסלולי הכנסה בהתבסס על תהליך ההכנסה מעבודה שמתואר במודל, ומחשבים עבור כל מסלול את ההכנסה הכוללת תוך שימוש במדיניות הפנסיונית שהונהגה בישראל לאחר הרפורמה שהתבצעה בשנת 2008, אשר בה נקבע שבשנת 2014 אחוז החיסכון יעמוד על 17.5% מההכנסה החודשית. הנתונים נלקחו מהסקירה השנתית של הביטוח הלאומי לשנת 2014. בשלב שני, אנו מבצעים רגרסיה של ההכנסה הכוללת על ההכנסה האחרונה של העובד לפני היציאה לפנסיה:

$$\left( pension_{i,481} = \beta_0 + \beta_1 y_{i,480} + \varepsilon_i \right)$$

הנוסחה המתקבלת היא בעצם קירוב של ההכנסה הכוללת בהתבסס על ההכנסה האחרונה מעבודה. התוצאה היא שהשונות בהכנסה האחרונה מעבודה מצליחה להסביר 71% מהשונות בהכנסה

11 במקור 5,600$. בפרק ה נידונים מבחני רגישות המתארים את ההשפעה של הבחירה בערך זה.

הכוללת. קירוב זה הוא טוב למדי, משום שהזעזועים להכנסה הם קבועים. תשלום הפנסיה החודשי החציוני עומד על 1,786 ש"ח.[12]

## ג.2 פרמטרים שמכוילים למומנטים ספציפיים

נותרנו עם מספר פרמטרים מרכזיים. נסמן את ההסתברות לקבלת הצעת עבודה ב- $\pi_t$ ואת הסתברות להיפרדות מעבודה ב- $\psi_t$. נתאר תחילה את ההסתברות לקבלת הצעת עבודה. את ההסתברות למציאת עבודה שעולה מהנתונים נסמן ב- $p_t^{ue}$. משום שישנן הצעות עבודה שנדחות על ידי העובדים, הקצב $p_t^{ue}$ מהווה רק חלק מן הקצב הכולל של $\pi_t$ במודל. אנו נניח שיחס זה קבוע על פני מחזור החיים, ונסמן אותו ב- $\upsilon$. כלומר, קיבלנו שזרם הצעות העבודה במודל הינו $\pi_t = \upsilon \cdot p_t^{ue}$, כאשר $\upsilon > 1$ מהווה פרמטר שיש לכייל.

כעת נתאר את ההסתברות להיפרדות מעבודה. את ההסתברות למציאת עבודה שעולה מהנתונים נסמן ב- $p_t^{eu}$. משום שחלק מההיפרדויות הללו הן אנדוגניות (התפטרויות של עובדים), קצב ההיפרדויות האקסוגני $\psi_t$ מהווה רק חלק מכלל ההיפרדויות במודל. נניח שוב שיחס זה קבוע לאורך מחזור החיים, ונקבל שזרם ההיפרדויות במודל הוא $\psi_t = \frac{p_t^{eu}}{\upsilon}$. לסיכום, הפרמטר $\upsilon$ מסייע לקביעת היחס של דחיית הצעות עבודה והתפטרויות למעברים המתאימים בין תעסוקה ואבטלה בנתונים. אנו נכנה את הפרמטר הזה "מקדם האבטלה האנדוגני". ככל שמקדם זה גבוה יותר, כך עולה החשיבות של אבטלה אנדוגנית במודל.

חשוב להדגיש שהשימוש בפרמטר יחיד $(\upsilon)$ לאפיון של $\pi_t$ ו- $\psi_t$ משפיע רק על האבטלה האקסוגנית במודל. האבטלה האנדוגנית נבדלת משום שזו נקבעת על ידי החלטות הפרטים כתלות במשתני המצב שלהם. בפרט, מההנחה שלפיה $\upsilon$ קבוע לאורך מחזור החיים לא משתמע שסיכון מוסרי גם כן קבוע לאורך מחזור החיים, שכן הוא נקבע באופן אנדוגני.

כעת ניגש לתיאור כיולם של שאר הפרמטרים במודל. פרמטרים אלו הם מקדם ההיוון $\beta$, ההוצאות הממשלתיות החיצוניות $G$ ומקדם האבטלה האנדוגני $\upsilon$. פרמטרים אלו כוילו כך שיתאימו לשלושה מומנטים של המודל.

המומנט הראשון הוא היחס בין עושר להכנסה. ערך המטרה ליחס זה הינו 2.5, והוא היחס בין ממוצע ההון לממוצע ההכנסה בהתבסס על נתוני ה-Survey of Consumer Finances בארצות הברית של השנים 1989–1992, כאשר עושר מוגדר בתור שווי נטו, הכנסה מוגדרת בתוך הכנסה מעבודה ברוטו והכנסה מהון, ומשקי הבית ב- 5% העליונים בהתפלגות העושר הוצאו מהחישוב.[13]

המומנט השני הינו גובה המיסים $\tau^{UI2}$. ערך המטרה הינו רמת המס האפקטיבי בישראל, שעומד

12 גובה תשלום הפנסיה הממוצע נקבע לפי אחוזי ההפקדה עבור כל עובד, שהוא 17.5% כל חודש. עבור העובד החציוני מענק הפנסיה החודשי הוא 1,786 ש"ח, כפי שהוא נקבע בזמן הפרישה של העובד.

13 לפרטים נוספים ראה Kaplan and Violante (2010). ראוי להדגיש כי משום שמשקי הבית בארה"ב שנמצאים ב-5% העליונים מחזיקים ביותר מחצי מסך העושר נטו (על פי Cagetti and Nardi, 2006), ללא ניכויים היחס בין עושר להכנסה גבוה משמעותית. משקי בית אלו אינם מאוד מעניינים כאשר דנים בסוגיות של מדיניות אבטלה.

על 18.1%, כפי שמופיע ב- OECD (2010). ערך מטרה זה חשוב לצורך התאמת היחס בין נטו המשאבים שעובדים צוברים לאורך מחזור החיים לבין ההכנסה בזמן הפנסיה.

המומנט השלישי והאחרון הינו רמת האבטלה ההתחלתית (בגיל הכניסה לעבודה). ערך המטרה הנבחר הוא 11.3%, בהתבסס על סקרי כוח האדם של הלמ"ס עבור השנים 2000–2011.

אם כן, בחרנו את רביעיית הפרמטרים $(\beta, G, \zeta, \upsilon)$ שממזערת את המרחק בין המומנטים מהמודל לבין המומנטים מהנתונים, וקיבלנו את הערכים הבאים. מקדם ההיוון החודשי, $\beta$, עומד על 0.9958 (0.951 במונחים שנתיים). מכיוון שהערך של $\beta*(1+r)$ קטן מ-1, חיסכון במודל נעשה רק לפי סיבות של מחזור חיים וביטוח עצמי כנגד תנודות הכנסה ואבטלה. על כן עלייה בביטוח הציבורי וירידה בחיסכון הפרטי יכולה לשפר את רווחת הפרטים. ההוצאות הממשלתיות החיצוניות, $G$, עומדות על 415 ש"ח לחודש ונותרות זהות הן בניסויים תחת UI2 והן בניסויים תחת UIA. מקדם האבטלה האנדוגני, $\upsilon$, עומד על 1.001.[14]

לוח 2 מציג את ערכי המומנטים במודל ובנתונים. מודל זה מזוהה באופן מלא ומשיג את כל ערכי המטרה בדיוק.

**לוח 2: מומנטים בנתונים ובמודל**

| מומנט | בנתונים | במודל |
|---|---|---|
| יחס בין עושר להכנסה | 2.50 | 2.50 |
| מס אפקטיבי | 18.1% | 18.1% |
| רמת אבטלה | 11.3% | 11.3% |

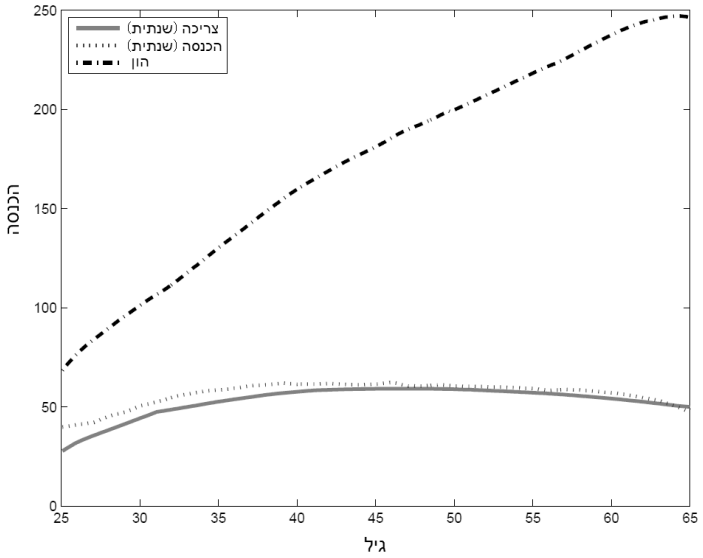
אומנם כל המומנטים מושפעים מכל הפרמטרים, אך בתוך כך ניתן למצוא מספר קשרים חזקים במיוחד. מקדם ההיוון, $\beta$, הינו פרמטר מרכזי המשפיע על היחס בין עושר להכנסה באמצעות קביעת ממוצע החיסכון בכלכלה. ההוצאה הממשלתית החיצונית, $G$, משפיעה על גובה המיסים.

### ג.3 מומנטים של המודל

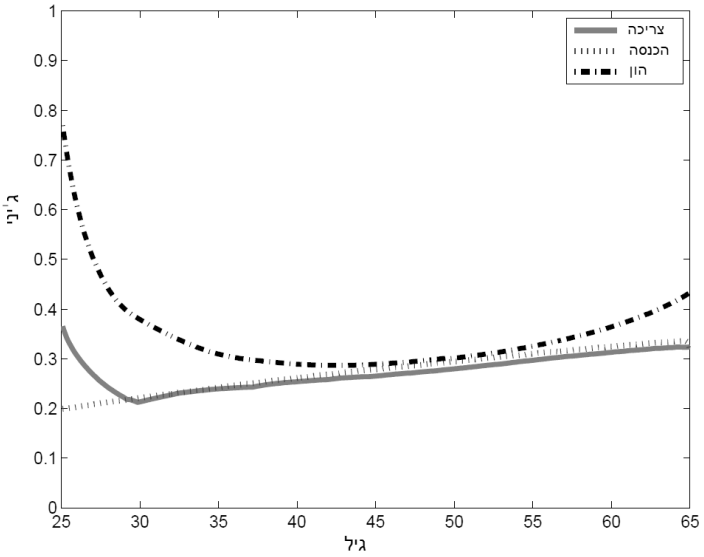
ציור 7 מציג את ממוצעי הצריכה, ההכנסה נטו מעבודה וההון לאורך מחזור החיים. רמת ההון עולה לאורך מחזור החיים, אך מתמתנת באזור גיל ה-40 ועוד יותר לקראת סוף תקופת העבודה. לקראת גיל 65 עובדים עושים שימוש בהון הנצבר בתור מקדם ביטחון בזמן הפרישה (ציור 7), שכן מקדם התחלופה בזמן הפנסיה מקטין את ההכנסה הזמינה. הצריכה בשלבים המוקדמים של מחזור החיים נמוכה מההכנסה, שכן העובדים חוסכים משני מניעים: האחד הוא הרצון לחסוך לתקופת הפנסיה, והשני הוא ביטוח עצמי כנגד הסיכוי להיכנס לאבטלה וכנגד זעזועים להכנסה. בשלב המתקדם יותר של מחזור החיים הצריכה מדביקה את ההכנסה, שכן הצורך בחיסכון לצורכי ביטוח עצמי יורד וגם העובדים יכולים ליהנות מתשואה גבוהה יותר על חסכונותיהם.

14 בפרק הרגישות אנו בודקים ערכים ל- $\upsilon$ בין 1.001 ל-1.050.

## ציור 7: מומנטים ראשונים של המודל



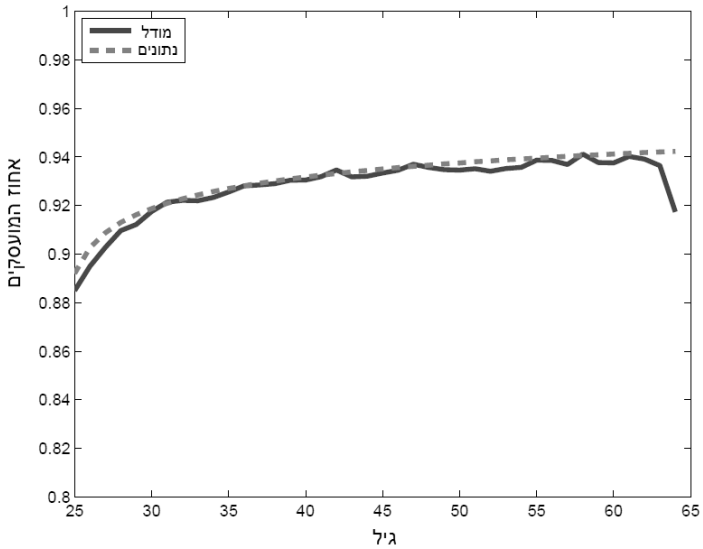

## ציור 8: מומנטים שניים של המודל



ציור 8 מציג את מקדמי הג׳יני (Gini) של צריכה, הכנסה מעבודה והון. מקדם ההון מתחיל ברמה גבוהה שמותאמת לנתונים, ויורד בחדות ככל שעובדים בעלי רמות נמוכות של הון התחלתי מתחילים לחסוך לצורכי ביטוח עצמי. מקדם הג׳יני של הצריכה גבוה יחסית בתחילת מחזור החיים, שכן הוא מתואם עם המקדם הגבוה של ההון וההכנסה ההתחלתיים. מקדם ההכנסה מעבודה גדל רק במעט לאורך תקופת העבודה משום ההטרוגניות שקיימת כבר בגיל 25, ולאחר מכן המקדם עולה בעקבות תזוזות אקסוגניות בהכנסה.

ציור 9 משווה את רמות התעסוקה בנתונים ובמודל לאורך תקופת העבודה. כאן המומנט היחיד שהושם כמטרה הינו רמת האבטלה הראשונית של 11.3%. המודל נותן הערכת חסר לתעסוקה בשלבים המאוחרים של תקופת העבודה. כפי שנראה בהמשך, הבדלים ברמות התעסוקה של הנתונים ושל המודל נובעים בעיקר ממדיניות האבטלה. לעובדים מבוגרים במודל ישנה רמה גבוהה יחסית של חסכונות, שחלקם נצבר משיקולי ביטוח עצמי כנגד הסיכוי להיכנס לאבטלה וכנגד זעזועים להכנסה. לכן, לקראת גיל הפרישה, עובדים שהופכים למובטלים עקב זעזוע אקסוגני בוחרים להישאר מובטלים, דוחים הצעות עבודה ומעדיפים ליהנות מדמי אבטלה למשך 3 חודשים. הדבר עולה בקנה אחד עם אבחנתם של Michelacci and Ruffo (2015) שסיכון מוסרי של אבטלה מרצון עולה עם הגיל.

**ציור 9: רמת תעסוקה: בנתונים ובמודל**



# ד. תוצאות

בפרק זה נתאר את סוגי המדיניות האופטימליים תחת UI2 ו-UIA, יחד עם מספר ערכים סטטיסטיים מרכזיים ועם הגידול ברווח הנובע מהמעבר מ-UI2 אופטימלי ל-UIA אופטימלי. לאחר מכן נשווה את UI2 האופטימלי למדיניות UI2 הקיימת בישראל ולמדיניות אי-התערבות, כדי לתת הקשר לגידול ברווחה בין UI2 ל-UIA. את סוגי המדיניות האופטימליים תחת UI2 ו-UIA נמצא באמצעות הפעלת שלושת המאפיינים של כל מדיניות על גבי שריג ערכים.

### ד.1 מדיניות UI2 אופטימלית מול מדיניות UIA אופטימלית

לוח 3 מציג מאפיינים ומספר מדדים עבור UI2 אופטימלי ועבור UIA אופטימלי, יחד עם השיפור ברווחה שנובע מהמעבר מ-UI2 אופטימלי ל-UIA אופטימלי.

**לוח 3: מאפיינים וסטטיסטיקות עבור UI2 אופטימלי ו-UIA אופטימלי**

| UIA אופטימלי | | UI2 אופטימלי | |
|---|---|---|---|
| **כלים** | | | |
| מקדם הפרשה $M_{UIA}$ | 2% | משך ההטבות $D_{UI2}$ | 4 חודשים |
| מקדם משיכה $Q^1_{UIA}$ | 20% | מקדם תחלופה ראשון $Q^1_{UI2}$ | 90% |
| מקדם תחלופה שני $Q^2_{UIA}$ | 20% | מקדם תחלופה שני $Q^2_{UI2}$ | 0% |
| **סטטיסטיקות** | | | |
| מיסים | 16.9% | מיסים | 19.4% |
| רמת אבטלה | 7.9% | רמת אבטלה | 7.4% |
| שיפור ברווחה במעבר מ-UI2 ל-UIA | 0.9% | | |

מדיניות ה-UI2 האופטימלית מעניקה מקדם תחלופה ראשון גבוה של 90% למשך פרק זמן של 4 חודשים. מקדם התחלופה השני עומד על 0%. ביחס למדיניות האבטלה בישראל, המדיניות האופטימלית מגדילה את האבטלה ב- 0.2%. רמת המיסים עולה ב- 1.3%. תוצאות אלו אינן מפתיעות, שכן המדיניות האופטימלית נדיבה יותר מזו הקיימת.

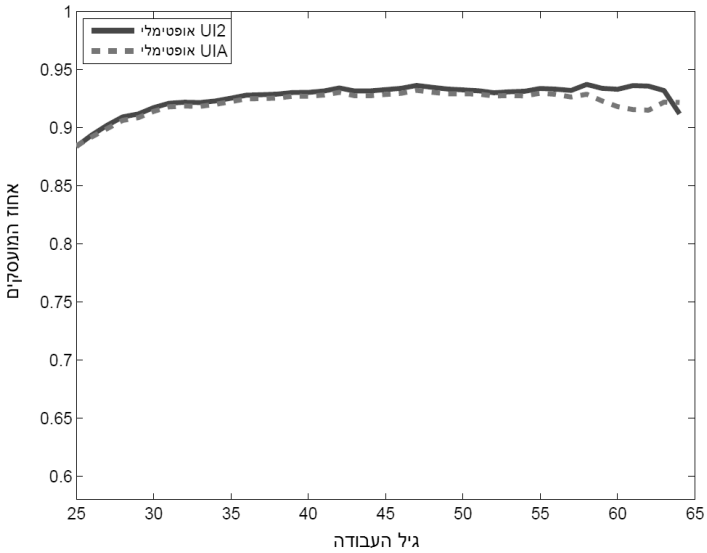
מדיניות ה-UIA האופטימלית מבוססת על מקדם הפרשה של 2% ומקדם משיכה של 20%. מקדמי ההפרשה והמשיכה הם מאפיינים מרכזיים של UIA, משום שהם קובעים את משך פרק הזמן שבו התשלומים לעובד מגיעים מחשבון החובה ולא מהממשלה. פרק הזמן הזה למעשה דוחה את המועד עבור כל עובד שבו הממשלה נאלצת לתמוך בעובד. דבר זה מאפשר למקדם התחלופה השני תחת UIA אופטימלי להיות 20%, לעומת 0% תחת UI2 אופטימלי. מקדם התחלופה השני חשוב במיוחד, משום שתחת UIA הוא ניתן למשך פרק זמן בלתי מוגבל. כפי שיובהר בהמשך, ניתן לקיים מקדם גבוה שכזה לפרק זמן ארוך משום שההטבה הזאת ניתנת רק לחלק קטן של העובדים המובטלים. ראוי להדגיש כי עם ריקון החשבון עשויה להיווצר לפרטים בעיית תמריצים, אולם

בפועל משך האבטלה עבור מרבית העובדים מסתיים הרבה לפני שהם נדרשים להיעזר בהעברות ממשלתיות.

בהשוואה לכלכלה תחת UI2 אופטימלי, הכלכלה תחת UIA אופטימלי היא בעלת רמת אבטלה מעט גבוהה יותר ורמת מיסים נמוכה יותר. שני האפקטים האלו יכולים להתרחש בו-זמנית, משום שתחת UIA אופטימלי הטבות מוענקות לעובדים באופן בררני, וכך למעשה מתאפשר להעניק רמת ביטוח גבוהה יותר תוך שימוש במשאבים מעטים יותר. מבחינה כמותית, המעבר מ-UI2 אופטימלי ל-UIA אופטימלי מביא לשיפור ברווחה של $0.9\%$. כפי שהוסבר קודם לכן, מדידה זו נעשית באמצעות CEV.

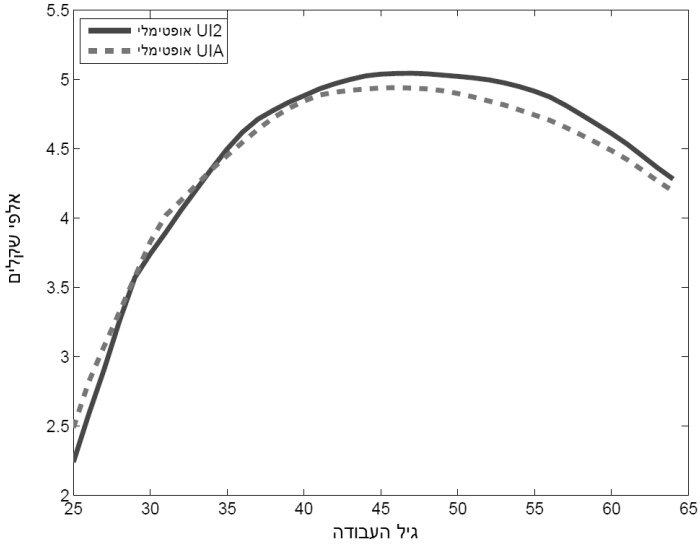
ציור 10 משווה בין רמות התעסוקה תחת שני סוגי המדיניות האופטימלית על פני מחזור החיים. רמת האבטלה הגבוהה יותר תחת UIA אופטימלי נובעת כמעט לחלוטין מירידה ברמת התעסוקה של עובדים מבוגרים, דבר אשר בעצמו נובע מהשילוב של רמות חיסכון גבוהות ומקדם תחלופה שני נדיב (יחסית) של $20\%$ לפרק זמן בלתי מוגבל. המובטלים המבוגרים הללו צורכים פחות, אך נהנים מפנאי. הרוב הגורף מביניהם, $86\%$, עושה שימוש בחשבון חסכון החובה ולכן אינו מהווה נטל עבור יתר העובדים.

**ציור 10: תעסוקה: UI2 אופטימלי מול UIA אופטימלי**

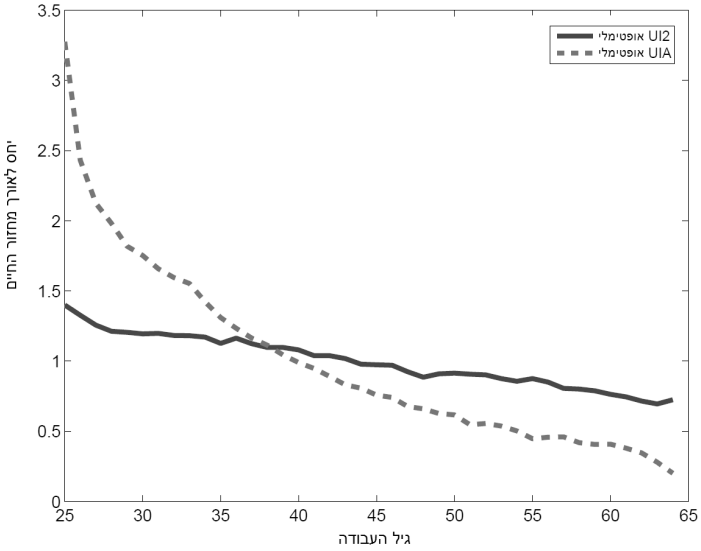



כעת ננתח את החלטות הצריכה והחיסכון של העובדים. כפי שניכר בציור 11, קיים פער בין שני סוגי המדיניות האופטימלית בכל הנוגע לצריכה ממוצעת לאורך מחזור החיים. תחת UIA אופטימלי עובדים מחליקים תצרוכת לאורך מחזור החיים בצורה טובה יותר. ישנם שני הסברים אפשריים למעבר הזה של משאבים מהחלק המאוחר של מחזור החיים לחלק המוקדם: (א) חלוקה מחדש של משאבים מצד הממשלה על פני קבוצות הגילאים; (ב) שינוי בהחלטות הצריכה והחיסכון של העובדים.

**ציור 11: צריכה לאורך מחזור החיים: UI2 אופטימלי מול UIA אופטימלי**




**ציור 12: הוצאות ממשלתיות לאורך מחזור החיים: UI2 אופטימלי מול UIA אופטימלי**

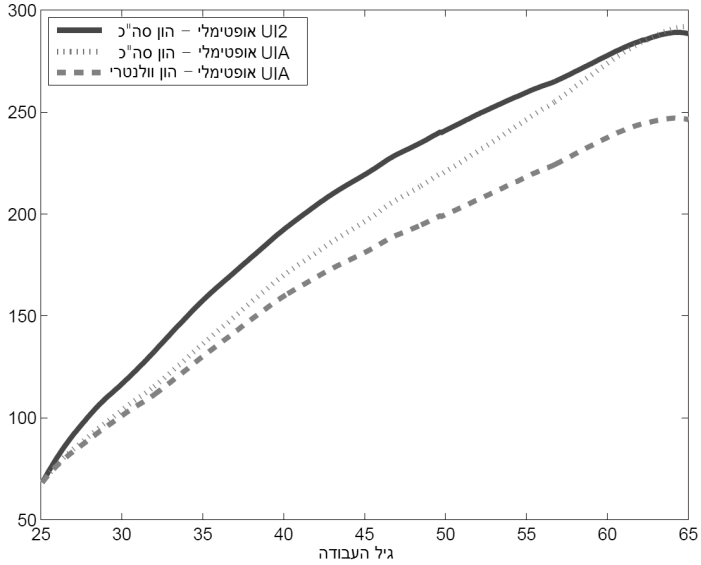


ציור 12 מציג את ההוצאות הממשלתיות על הטבות אבטלה לאורך מחזור החיים תחת שני סוגי מדיניות האבטלה האופטימלית. כל פרופיל גובש באמצעות נרמול הממוצע שלו ל-1. בציור זה פרופיל ההוצאות הממשלתיות עבור UI2 מבוסס רק על עלויות מקדם התחלופה הראשון, משום שתחת UI2 אופטימלי מקדם התחלופה השני הוא 0%. עבור UIA הפרופיל מבוסס רק על עלויות מקדם התחלופה השני. בעוד שפרופיל ההוצאות של UI2 יחסית שטוח (כלומר קבוע על פני קבוצות הגיל), הפרופיל של UIA מפגין מגמה חזקה של חלוקה מחדש, ובפרט העברת משאבים מעובדים מבוגרים לעובדים צעירים. דבר זה נובע מכך שלעובדים צעירים יש יתרות נמוכות יחסית בחשבון חסכון החובה, ולכן הם עושים שימוש במקדם התחלופה השני באופן תכוף יותר.

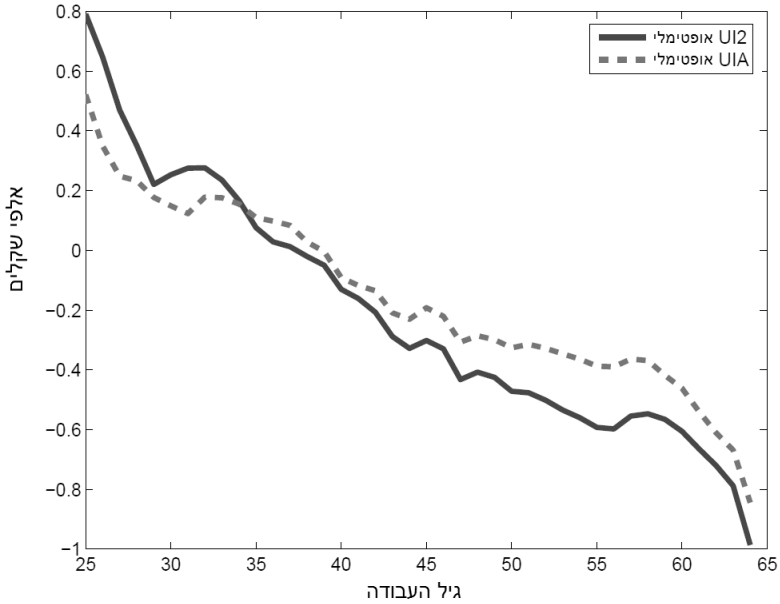
האם בכוחו של הפער בהוצאות הממשלתיות בין שני סוגי המדיניות האופטימלית להסביר את הפער בצריכה שקיים ביניהם? התשובה היא שלילית. פרופיל הצריכה של UIA המעניק תמיכה לעובדים צעירים רצוי, משום שלעובדים צעירים ישנם פחות משאבים שאותם הם יכולים לגייס לטובת ביטוח עצמי. אולם, משום שההוצאה הכוללת של הממשלה על עובדים צעירים הינה רק 50 שקלים תחת UIA אופטימלי, בהשוואה ל-200 שקלים לעובדים צעירים דווקא תחת UI2 אופטימלי, פרופיל התשלומים אינו יכול להסביר את החלקת התצרוכת שמתקיימת תחת UIA.

ציור 13 מציג את רמות ההון הממוצעות על פני מחזור החיים תחת UI2 אופטימלי ו-UIA אופטימלי. חסכונות תחת UI2 הם וולונטריים, לעומת UIA שתחתיו סך החסכונות הוא שילוב של חסכון חובה וחסכון רשות. אולם, אפילו שתחת UIA יש חסכונות חובה, סך החסכונות שם נמוך משמעותית מאשר סך החסכונות תחת UI2 ומשתווה לו רק בגיל הפרישה. הבדל זה ברמות ההון הוא שמסביר את החלקת התצרוכת המשופרת תחת UIA. כדי לתמוך בטענה זו, אנו מציגים בציור 14 את הפער בהפקדות לחשבונות חיסכון תחת שני סוגי המדיניות האופטימלית. פער זה משקף באופן צמוד למדי את הפער בתצרוכת שתואר בציור 11.

**ציור 13: הון ממוצע לאורך מחזור החיים: UI2 אופטימלי מול UIA אופטימלי**



**ציור 14: הפקדות (+) ומשיכות (-) ממוצעות לאורך מחזור החיים: UI2 אופטימלי מול UIA אופטימלי**




הגורם המרכזי לפער בחיסכון בין שני סוגי המדיניות האופטימלית הינו שתחת UIA אופטימלי ישנו מקדם תחלופה שני בגובה 20% שמוענק לפרק זמן בלתי מוגבל. דבר זה מבטח את העובדים לא רק כנגד פרקי זמן ארוכים של אבטלה, אלא גם כנגד אבטלה חוזרת ונשנית. ביטוח זה ממתן את החיסכון המניעתי עבור עובדים צעירים תחת UIA אופטימלי. אם כן, משום שסך החסכונות שלהם יורד, באפשרותם להחליף תצרוכת לאורך מחזור החיים.

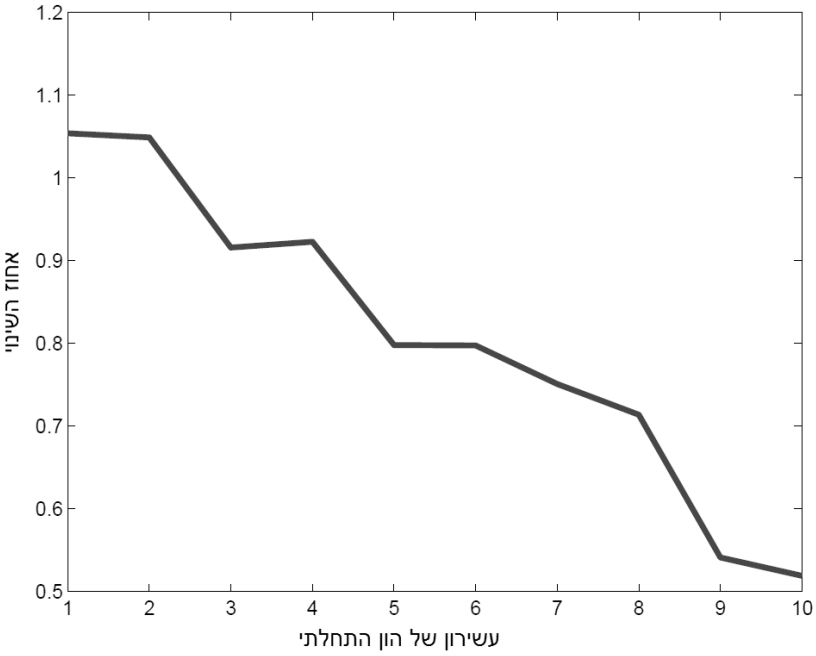
בהינתן ההשפעה החשובה הזאת של מקדם תחלופה שני בלתי מוגבל, מה למעשה מונע מדבר דומה להתרחש תחת UI2 אופטימלי? הדבר מתאפשר ב-UIA אופטימלי משום שתחת מדיניות זו שקלול התמורות בין הצורך לבטח לבין תמריצי התעסוקה שונה מאשר תחת UI2. תחת UI2 לא ניתן להעניק ביטוח אבטלה באופן בררני. לכן, לו היה מתאפשר תחת UI2 להעניק מקדם תחלופה שני בגובה 20%, הדבר היה יוצר בעיית סיכון מוסרי חמורה שהייתה מביאה לעלייה משמעותית ברמות האבטלה ובגובה המיסים שעל הממשלה לגבות כדי לממן את ההטבה.

### ד.1.1 התפלגות השינויים ברווחה

למעלה טענו שהמעבר ל-UIA אופטימלי מאפשר לעובדים להחליק תצרוכת על פני מחזור החיים בצורה טובה יותר. אם כן, נצפה שעובדים עניים יהיו המרוויחים העיקריים מהמדיניות הזו, משום שלהם ישנה היכולת הפחותה ביותר להחליק תצרוכת.

ציור 15 מציג את השיפור ברווחה על פני עשירונים של הון התחלתי. בהתאם לציפיות, השיפור ברווחה יורד מונוטונית ביחס להון התחלתי, מ- 1.1% עבור העשירון התחתון עד 0.5% עבור העשירון העליון. נדגיש כי העובדה שישנו שיפור ברווחה על פני כל העשירונים מראה שהשיפור הממוצע ברווחה במעבר ל-UIA אופטימלי אינו נובע מהעברת הון מעובדים עשירים לעניים, אלא משיפור ביעילות של מערכת הביטוח: בעוד שהעובדים העניים נהנים משיפור ביכולת החלקת התצרוכת, כל העובדים ככלל נהנים מירידה ברמת המיסים, מ- 19.4% ל- 16.9% (ראו לוח 3), שנובעת מירידה בעלויות של ההטבות הממשלתיות.

**ציור 15: שיפור ברווחה לפי עשירונים של הון התחלתי: UI2 אופטימלי מול UIA אופטימלי**




### ד.2 מדיניות אבטלה אופטימלית: ההקשר המלא

על מנת שנוכל להציג את השיפור ברווחה שמביא המעבר מ-UI2 אופטימלי ל-UIA אופטימלי בהקשר המלא שלו, נשווה את מדיניות ה-UI2 האופטימלית לשני סוגי מדיניות נוספים הנכללים בקבוצת ה-UI2: מדיניות האבטלה הקיימת בכלכלה הישראלית, המעניקה מקדם תחלופה ראשון של

63% למשך שלושה חודשים, ואי-התערבות אשר אינה מעניקה ביטוח כלל (כלומר שני המקדמים שווים ל- 0%). לוח 4 מציג את ערכי המאפיינים של כל סוג מדיניות ומספר ערכים סטטיסטיים.

השיפור ברווחה שמופיע בלוח זה מחושב לפי נקודת מוצא של אי-התערבות. נדגיש כי ההוצאות הממשלתיות החיצוניות וההוצאות על ביטוח לאומי נותרות זהות בכל המקרים, וכך למעשה מתאפשרת ההשוואה של האפקט הספציפי של המעבר ל-UI2.

**לוח 4: UI2 אופטימלי ובישראל יחסית למדיניות אי-התערבות**

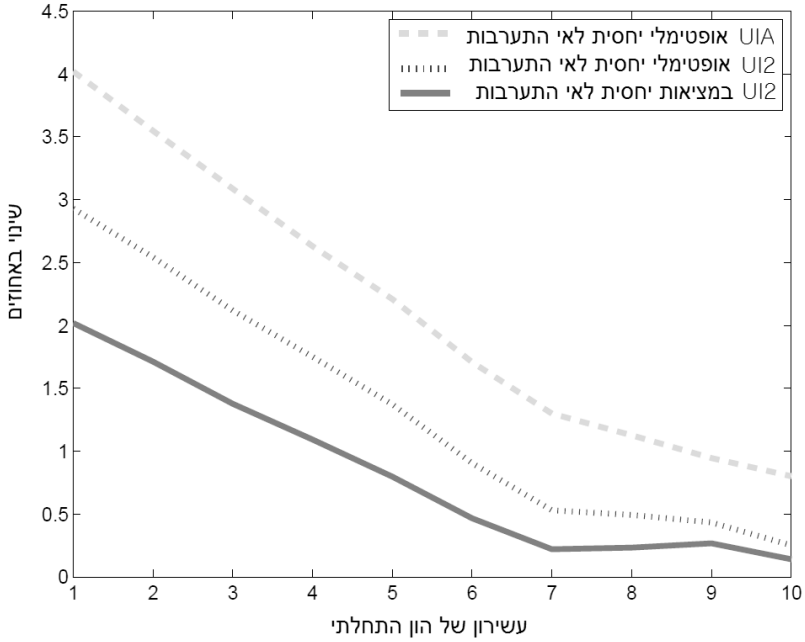
| כלים וסטטיסטיקות | אי-התערבות | מדיניות במציאות | UI2 אופטימלי |
|---|---|---|---|
| **כלים** | | | |
| משך ההטבות (בחודשים) $D_{UI2}$ | 0 | 3 | 4 |
| מקדם תחלופה ראשון $Q^1_{UI2}$ | 0% | 63% | 90% |
| מקדם תחלופה שני $Q^2_{UI2}$ | 0% | 0% | 0% |
| **סטטיסטיקות** | | | |
| מיסים | 16.3% | 18.1% | 19.4% |
| רמת אבטלה | 7.2% | 7.2% | 7.4% |
| שיפור ברווחה יחסית לאי-התערבות | | 0.8% | 1.3% |

מדיניות אי-התערבות אינה מעניקה ביטוח אבטלה כלשהו $\left(Q^1_{UI2} = Q^2_{UI2} = 0\right)$. בהשוואה ל-UI2, רמת האבטלה כמעט זהה אך המיסים נמוכים יותר, שכן הממשלה אינה נושאת יותר את עול מימון הטבות האבטלה. מנגד, UI2 מעניקה ביטוח אבטלה, מעלה את רמת המיסים וגוררת שיפור ברווחה של 0.8%. תוספת זו משקפת את הערך של הענקת ביטוח באמצעות מדיניות האבטלה בישראל. נדגיש כי הסיבה לכך שהמעבר ל-UI2 מותיר את האבטלה זהה היא שבהינתן גמישות נמוכה של אבטלה ביחס להטבות, אשר בתורה נובעת מהערך הנבחר עבור התועלת השלילית מעבודה $\zeta$, השיפור בהטבות האבטלה אינו משפיע באופן דרמטי על הנכונות לעבוד. העובדה כי מדיניות UI2 אופטימלית מצליחה עוד להוסיף לשיפור בהטבות תוך עלייה מזערית של רמת האבטלה מעידה שעל פי המודל מדיניות האבטלה בישראל כיום אינה מוצאת את דרך האמצע הנכונה בין הצורך לבטח והצורך לעודד תעסוקה.

ציור 16 מציג את השיפור ברווחה באחוזים במעבר ממדיניות של אי-התערבות למספר סוגי מדיניות שונים לפי עשירונים של הון התחלתי. השיפור ברווחה גבוה במיוחד עבור עובדים ברמות הנמוכות של הון התחלתי.

יחסית למדיניות האבטלה במציאות, מדיניות ה-UI2 האופטימלית משפרת את הרווחה ב- 0.5%. אחוז זה משקף את הערך של הכוונון של כלי המדיניות הזאת לרמה הטובה ביותר. אם כן, השיפור ברווחה שטמון בהבאת המדיניות הקיימת לשכלול מרבי קטן בהשוואה לשיפור שטמון במעבר ממנה למדיניות UIA אופטימלית המביא לשיפור נוסף של 0.9% (לוח 3).

**ציור 16: עשירונים תחת UI2 יחסית לאי-התערבות**



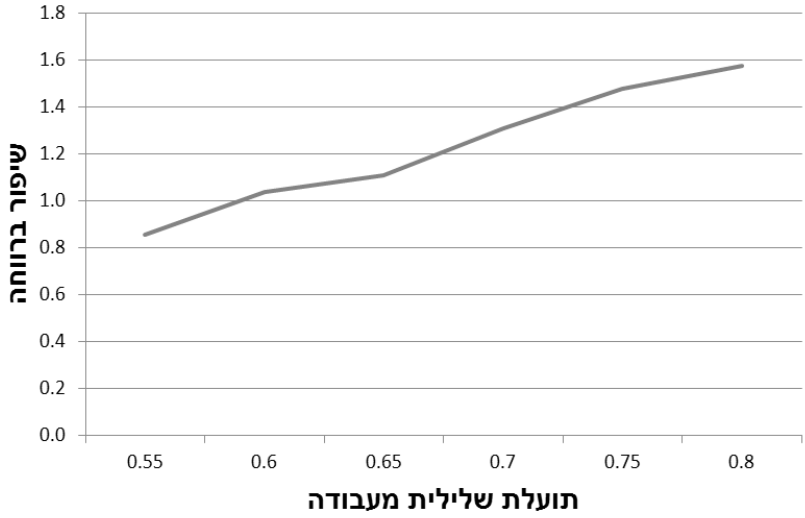

## ה. בדיקות רגישות[15]

בחירת ערך עבור התועלת השלילית מעבודה עבור המודל הינו אחד האתגרים המרכזיים בתיאור הכלכלה הישראלית. הבעיה נובעת מכך שאין בנמצא ערך מוסכם בספרות העוסקת בכלכלה הישראלית. בניסיון להתמודד עם המגבלה הזאת, הפעלנו את המודל על טווח של ערכים אפשריים עבור $\zeta \in [0.55,0.8]$. החסם התחתון עבור $\zeta$ נבחר משום שעבור ערכים הנמוכים מ- $0.55$ גמישות האבטלה ביחס להטבות קרובה ל-0. ערך כזה של גמישות האבטלה אינו ריאלי, ואינו שימושי לצורכי כיול.

לאחר הפעלת המודל על טווח ערכים של $\zeta$, מדדנו עבור כל ערך את השיפור הממוצע ברווחה במעבר מ-UI2 אופטימלי ל-UIA אופטימלי. כזכור, עבור $\zeta = 0.54$ קיבלנו שהשיפור הממוצע ברווחה עומד על $0.9\%$. כפי שניתן לראות בציור 17, בחירתנו בערך זה עבור $\zeta$ מהווה בחירה שמרנית, שכן לאורך כל טווח הערכים השיפור הממוצע ברווחה עולה באופן מונוטוני עם עליית הערך של $\zeta$.

15 בדיקות רגישות מקיפות יותר ניתן למצוא אצל Setty (2015).

**ציור 17: שיפור ממוצע ברווחה על פני תועלת שלילית מעבודה**




בדיקה נוספת שביצענו הינה שימוש בכיול עבור כלכלת ישראל עם הסייג היחיד של הכנסת מדיניות דמי האבטלה בארצות הברית במקום זו הישראלית: מקדם תחלופה ראשון של 50% למשך 4 חודשים. במצב זה, תוך שימוש בטווח הערכים שצוין קודם לכן עבור $\zeta$, מתקבל טווח הערכים הבא עבור הגמישות $[0.07,0.45]$. טווח ערכים זה סביר עבור הכלכלה בארצות הברית, כלומר הוא עולה בקנה אחד עם הערכים הקיימים בספרות.

כמו כן, ככל שמדובר בהשפעת שינוי ערכו של שיווי הנטו החציוני, שבמודל עומד על 21,800 ש"ח, מתבררות שתי מגמות. ראשית, הורדתו לרמה של אפס גוררת עלייה משמעותית בשיפור ברווחה בעת המעבר למדיניות UIA אופטימלית. שנית, הסרת השונות הראשונית בו אינה משנה באופן דרמטי את השיפור ברווחה, אולם ניכרת שחיקה מסוימת בהשפעה החלוקתית שמתוארת בציור 12.[16]

## ו. סיכום

חשבונות תעסוקה הם חשבונות חסכון חובה שניתן להשתמש בהם רק בזמן אבטלה או גמלאות. בהשוואה למדיניות דמי אבטלה, מדיניות זו מצליחה לפתור את בעיית הסיכון המוסרי אך אינה מעניקה ביטוח אבטלה ציבורי כלשהו לעובדים. אנו חוקרים מדיניות משולבת הנקראת "חשבונות ביטוח תעסוקה" (UIA), אשר שואבת מרכיבים הן מדמי אבטלה והן מחשבונות תעסוקה. תחת מדיניות זו, עובדים חוסכים בזמן תעסוקה ומושכים מחשבונות חסכון החובה בזמן אבטלה. עם ריקונו של החשבון, עובדים זכאים לביטוח אבטלה. תחת UIA ניתן להעניק הטבות אבטלה באופן

16 ניתן למצוא דיון מורחב בעניין זה אצל Setty (2015).

בררני בהתבסס על היסטוריית התעסוקה של כל עובד ועובד, וכך ניתן להעניק הטבות נדיבות יותר תוך הטלת מיסים נמוכים יותר. הטבות נדיבות אלו משפיעות באופן משמעותי על החלטות הצריכה והחיסכון של העובדים. בפרט, עובדים צעירים שכעת מקבלים ביטוח אבטלה נדיב (יחסית) לטווח ארוך מפחיתים את רמות החיסכון שלהם, כך שמתאפשר להם להחליק תצרוכת על פני מחזור החיים באופן מוצלח יותר.

אנו משווים את מדיניות ה-UIA למערכת דמי אבטלה בעלת שתי מדרגות של הטבות שאותה אנו מכנים UI2. מדיניות ה-UI2 האופטימלית מעניקה מקדם תחלופה ראשון גבוה של 90% למשך 4 חודשים. מקדם התחלופה השני תחת UI2 אופטימלי הוא 0%. תחת UIA אופטימלי על העובדים לחסוך בקצב של 2% ולמשוך לפי מקדם תחלופה של 20%. מקדם התחלופה השני עומד על 20% גם כן. האפשרות להעניק ביטוח אבטלה לפרק זמן בלתי מוגבל תחת UI2 אינה רצויה, שכן תחת מדיניות זו לא ניתן להעניק את ההטבה באופן בררני. מעבר מ-UI2 אופטימלי ל-UIA אופטימלי גורר שיפור רווחה ממוצע של 0.9%. מעבר זה משפר את רווחת העובדים בכל עשירוני ההון ההתחלתי. מצבם של העובדים העניים משתפר בצורה החזקה ביותר, משום שמלכתחילה משימת החלקת התצרוכת על פני מחזור החיים מאתגרת במיוחד עבורם. התוצאה המרכזית של המאמר עמידה בפני מבחני רגישות בכל הפרמטרים המרכזיים המגדירים ערכים כגון הון התחלתי, תהליך ההכנסה והתועלת השלילית מעבודה.

מניתוח מדיניות חשבונות התעסוקה עולות מספר נקודות חשובות. ראשית, ללא הפעלת מנגנון ביטוח ממשלתי נוסף יחד עם חשבונות התעסוקה, למעשה אין לשיטה זו שום יתרון על פני מדיניות אי-התערבות, וזאת ככל שמדובר בעובדים רציונליים באופן מלא. אנו נותנים מענה לנקודה זו באמצעות הצעת מדיניות משולבת המייצרת חלוקה מחדש של משאבים בין עובדים. נדגיש כי תהיה זאת טעות להחיל חשבונות תעסוקה מבלי לשלם ביטוח מסורתי בזמן אבטלה.

שנית, שיטה זו אינה מתאימה עבור עובדים שאינם חלק מכוח העבודה. לעובדים אלו יש הסתברות מאוד נמוכה למצוא עבודה, והחסכונות שלהם נמוכים מאוד גם כן. עבור עובדים אלו יש לפתח תוכניות מרווחה לתעסוקה מתאימות.

שלישית, ייתכן שהפעלת מדיניות ה-UIA תהיה כרוכה בעלויות ניהול. בהקשר זה ניתן לחשוב על תצורות שממזערות את העלויות הללו, כגון שימוש בחשבונות וירטואליים שאינם נזילים אלא עושים שימוש בתיעוד של היסטוריית התעסוקה של הפרט. מעבר לכך, אנו מחריגים שיקולים כאלה ממאמר זה ומותירים אותם כסוגיה פתוחה למחקרים עתידיים.

רביעית, הניתוח במאמר זה אינו כולל את המעבר ממדיניות אבטלה ישנה לחדשה. במובן זה, הניתוח המובא במאמר מקביל למקרה של החלת המדיניות רק על קבוצות גיל חדשות של עובדים.

התוצאות במאמר זה מבוססות על מודל מבני אשר מדמה את המציאות. ישנן שתי נקודות חשובות, הקשורות לנכסים במודל לעומת המציאות, שצריך להתחשב בהן בהטמעת התוכנית בישראל. ראשית, החיסכון שנצבר בחשבון החובה אינו נזיל עד זמן הפרישה. במסגרת המודל נזילות אינה סוגיה מרכזית עבור העובדים, שכן יש להם תמריץ לחסוך לאורך מחזור החיים לתקופת הפנסיה, וחשבונות חסכון החובה יכולים לענות על צורך זה. יחד עם זאת במציאות ייתכן בהחלט קושי של נזילות, בייחוד בהינתן פנסיית החובה הגבוהה. ניתן למתן בעיית נזילות זאת על ידי הורדת שיעור החיסכון לפנסיה כך שסך החיסכון בגיל הפרישה יהיה דומה למצב הנוכחי, שבו יש חיסכון פנסיוני בלבד.

שנית, ובהמשך לנקודה האחרונה, המודל אינו משקף בצורה טובה את הזנב השמאלי של התפלגות הנכסים בישראל. זאת היא תופעה ידועה הנובעת, בין השאר, מהמיעוט (באופן טיפוסי) של זעזועים

כלכליים שכלול במודל מסוג זה. לכן, היכולת של פרטים לבטח את עצמם במציאות נמוכה מזאת שבמודל. על כן, יחס התחלופה של 20% הוא ככל הנראה נמוך מדי ואינו מאפשר ביטוח מספק. מכיוון שנקודות אלה מרכזיות מבחינת רווחה, נדרשת עבודת המשך טרם הטמעת התוכנית.

נסיים בהערה ביחס לפרמטרים של המודל. לצורך כיול המודל לכלכלה הישראלית היה צורך בפרמטרים המתארים את הסביבה הכלכלית של העובדים בישראל. כמה מהפרמטרים המרכזיים מביניהם לא היו בנמצא, ולכן כחלק מתהליך חיבור המאמר גיבשנו את הפרמטרים הללו באמצעות שחזור שיטות אמידה ממאמרים בספרות על הכלכלה האמריקאית על בסיס נתונים ישראליים. בפרט, גיבשנו אומדנים עבור מגמת מחזור החיים בהכנסה, הסתברויות המעבר בין תעסוקה לאבטלה בשוק העבודה ומקדמי ההישרדות תלויי הגיל. אנו מקווים שאומדנים אלו יסייעו לפיתוח הספרות העוסקת בכלכלה הישראלית בכלל, ובשוק העבודה הישראלי בפרט.

## מקורות

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2014), "פטירות, לפי קבוצת אוכלוסייה ודת 1970–2003", הירחון הסטטיסטי לישראל 2014, ירושלים.

המוסד לביטוח לאומי (2015), דוח שנתי 2014, ירושלים.

Anderson, J.M. (1999), "The Wealth of U.S. Families: Analysis of Recent Census Data", U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.

Brown, A.J., Orszag, J.M. and Snower, D.J. (2008), "Unemployment Accounts and Employment Incentives", *European Journal of Political Economy* 24(3), 587–604.

Cagetti, M. and Nardi, M.D. (2006), "Entrepreneurship, Frictions, and Wealth", *Journal of Political Economy* 114(5), 835–870.

Feldstein, M. (2005), "Rethinking Social Insurance", *American Economic Review* 95(1), 1–24.

Feldstein, M. and Altman, D. (2007), "Unemployment Insurance Savings Accounts", *Tax Policy and the Economy* 21, 35–64.

Heathcote, J., Perri, F. and Violante, G.L. (2010), "Unequal We Stand: An Empirical Analysis of Economic Inequality in the United States, 1967–2006", *Review of Economic Dynamics* 13(1), 15–51.

Hugget, M., Ventura, G. and Yaron, A. (2006), "Human Capital and Earnings Distribution Dynamics", *Journal of Monetary Economics* 53(2), 265–290.

Kaplan, G. and Violante, G.L. (2010), "How Much Consumption Insurance beyond Self Insurance?", *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(4), 53–87.

Michelacci, C. and Ruffo, H. (2015), "Optimal Life Cycle Unemployment Insurance", *American Economic Review* 105(2), 816–859.

OECD (2010), "Economic Surveys, Israel 2009", Vol. 2009/21, January 2010, Paris.

Pallage, S. and Zimmermann, C. (2010), "Unemployment Benefits vs. Unemployment Accounts: A Quantitative Exploration", Working paper.

Sehnbruch, K. (2004), "Privatized Unemployment Insurance: Can Chile's New Unemployment Insurance Scheme Serve as a Model for Other Developing Countries?", Center for Latin American Studies, UC Berkeley.

Setty, O. (2015), "Unemployment Insurance and Unemployment Accounts: The Best of Both Worlds", mimeo, Tel Aviv University.

Shimer, R. (2012), "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment", *Review of Economic Dynamics* 15(2), 127–148.

Storesletten, K., Telmer, C.I. and Yaron, A. (2000), "Consumption and Risk Sharing over the Life Cycle", *NBER Working Paper 7995*.

# תורתם אפלייתם? ניסוי שדה לבחינת אפליה בתהליכי גיוס לעבודה של גברים חרדים

משה לאו, אירן רזניקוב, אור הרט, חזי כהן והראל פרדלסקי

## תקציר

שילובם של גברים חרדים בשוק העבודה, כמו גם פטור השירות שלהם מצה"ל, הם נושאים מרכזיים בשיח הציבורי בישראל בשנים האחרונות. לא אחת נשמעת הטענה כי השירות הצבאי הוא תנאי הכרחי לשילובם הכלכלי-חברתי של החרדים בישראל. עבודה זו מבקשת לבחון את נכונות טענה זו באמצעות ניסוי שדה הבודק את שיעורי המענה לקורות חיים של מועמדים חילונים וחרדים בעלי רקע שונה של שירות צבאי, שנשלחו לחברות במקצועות שאינם דורשים השכלה ומיומנות רבה. מקצועות אלו רלוונטיים במיוחד עבור אוכלוסיית הגברים החרדים המאופיינת ברמת השכלה וניסיון תעסוקתי נמוכים יחסית. מסקנות המחקר הן כי קיימת עדות לאפליה של גברים חרדים בשוק זה, ללא קשר לשאלה האם שירתו בצבא או לא, המתבטאת בשיעור מענה נמוך בכ-50% לקורות חיים של חרדים מאשר לאלה של חילונים.

## א. מבוא

צמיחתו המהירה של המגזר החרדי בישראל מעלה סוגיות רבות בענייניו על סדר היום הציבורי.[1*] רבות דובר על אי-השתלבותו של מגזר זה בשוק העבודה ובמערכת הצבאית הישראלית, הן בפן המשפטי, והן בהשלכות הכלכליות-חברתיות על המגזר החרדי הנובעות מכך. הדיון הציבורי בנושא עסק בעיקר באחריות של הקהילה החרדית עצמה למצבה הכלכלי-חברתי העגום. כך, הבחירה להסתגרות בתוך מוסדות עצמאיים וכן המגורים בערים או בשכונות חרדיות תרמו רבות לבידודה ובידולה של הקהילה החרדית מחלקה הארי של החברה הישראלית. בנוסף, ישנה טענה בקרב חלק מהציבור הישראלי כי שיעור ההשתתפות הנמוך של גברים חרדים בשוק התעסוקה ואי-השתתפותם במערכת הצבאית נובעים מכך ש"החרדים אינם מעוניינים כלל לעבוד אלא ששים לחיות על חשבון משלם המיסים באצטלה של לימודי קודש, וכמו כן לא מוכנים לשרת בשום צורה את החברה, ובפרט לא בשירות הצבאי" (לוין, 2009, עמ' 2).

---

1 * מאמר זה נכתב במקור כסמינר במחלקה לכלכלה באוניברסיטה העברית במסגרת לימודי תואר ראשון (2014). הכותבים הם בוגרי האוניברסיטה העברית בירושלים בתוכנית המשלבת פילוסופיה, כלכלה ומדע המדינה (פכ"מ). העבודה נכתבה בהנחייתו של פרופ' ויקטור לביא. אנו מודים לשני קוראים אנונימיים על הערותיהם המועילות והמפורטות שסייעו לנו לדייק את הדברים.

לצד התמקדות בהיבט האחריות של המגזר החרדי למצבו, מוסדות המדינה עוסקים רבות בנושא שילובו בשוק התעסוקה בצורה מושכלת ובדרך שתתרום למשק בכללותו. כדי לבצע זאת באופן מיטבי, המדינה פועלת לזיהוי וגילוי החסמים העיקריים המונעים את השתלבותם של בני המגזר החרדי והצעת מגוון כלים להסרתם, הן בצד הביקוש והן בצד ההיצע של שוק העבודה הרלוונטי. כך עולה גם שאלת הגיוס של בני הישיבות על סדר היום. לצד רצון להגדלת מאגרי הגיוס של צה"ל ולתרום לתחושת שוויון בקרב אזרחי ישראל המשרתים בנשיאת הנטל הציבורי, שילובם של החרדים במערכת הצבאית נתפס ככלי לעידוד השתלבותם בחברה הישראלית בכלל, ובמשק הישראלי בפרט (גל, 2015).

נושא שילובם של בני המגזר החרדי בשוק העבודה, ומקומה של המערכת הצבאית בדיון זה, מעלים סוגיה אחרת – שאלת קיומה של אפליה בשוק התעסוקה כלפי האוכלוסייה החרדית המבקשת להשתלב בו. באם קיימת אפליה זו, אזי ייתכן כי החסמים בשוק העבודה למגזר החרדי אינם נובעים רק מהון אנושי נמוך או מחוסר רצון להשתלב בחברה, אלא גם מאפליה כנגד מחפשי העבודה החרדים. כמו כן, יש לבדוק את תפקידו של אי-השירות הצבאי כחסם בפני חרדים בשוק העבודה, והאם חלק מהאפליה כנגד חרדים מקורו באי-שירותם.

שאלת המחקר בעבודה זו היא האם קיימת אפליה כלפי גברים חרדים בשלב הראשוני של הליכי הגיוס לעבודה, והאם השירות הצבאי מפחית אפליה זו. השערתנו הייתה כי קיימת אפליה כנגד מועמדים חרדים וכי מידת האפליה עשויה להצטמצם עבור מועמדים חרדים ששירתו בצבא. המתודולוגיה שנבחרה למדידת האפליה היא מבחן היענות שבו נשלחו ארבעה סוגי קורות חיים לאותם מעסיקים במגוון רחב של משרות בתחום המכירות שבסקטור השירותים, ונבחנה השפעת סוג קורות החיים על סיכויי המועמד לקבל תשובה טלפונית.

בקר כתב בספרו "כלכלת אפליה" (Becker, 1957) כי לגילוי קיומה של אפליה בשווקים הכלכליים ולמאמץ לצמצומה חשיבות לא רק עקב ההשלכות הכלכליות הישירות של אפליה זו, אלא גם כיוון שהתמודדות עם אפליה בתחום זה עשויה להביא לצמצום חלק ניכר מהאפליה בתחומי החברה כולה. בהתמודדות עם סוגיית האפליה כלפי החרדים בישראל, המדינה תוכל להביא לצמצום הפערים בין החרדים לבין שאר האוכלוסייה ולשילובם הראוי. אנו מקווים שמחקר זה יסייע, ולו במעט, לחקר האפליה כלפי מיעוטים ומגזרים שונים בחברה הישראלית ובהגדלת המודעות הציבורית לסוגיה זו, ויתרום לשילובם של החרדים בחברה הישראלית.

מבנה המאמר הוא כדלקמן: פרק ב סוקר בקצרה את הספרות הכלכלית הרלוונטית בחקר האפליה; פרק ג מתאר את המתודולוגיה ואת מהלך המחקר; פרק ד מציג את הממצאים; פרק ה מנתח את תוצאות המחקר ודן במסקנות העולות מהן.

## ב. רקע תאורטי

נושא האפליה בשוק העבודה נחקר באופן מקיף מזוויות שונות. אפליה בתעסוקה מוגדרת כהתייחסות שונה לאנשים מקבוצות שונות אף על פי שנתוניהם הרלוונטיים זהים. אפליה מתבטאת הן בשלבי הקבלה לעבודה, והן בעבודה עצמה ובשכר. למרות הגדרה פשוטה זו, אפליה היא תופעה מורכבת ולה הסברים רבים (Altonji and Black, 1999; בן הדור ואחרים, 2005).

מקובל לחלק בין שני סוגי אפליה ישירה בשוק העבודה. סוג ראשון הוא "**אפליית טעמים**", המתאר אפליה הנובעת מדעות קדומות ומהעדפות פסיכולוגיות וסוציולוגיות כלפי קבוצות מסוימות.

במקרים אלו המעסיק בוחר בעובדים על סמך העדפותיו האישיות, העדפות לקוחותיו או עובדיו הוותיקים. העדפה זו אינה רציונלית, ולעיתים עשויה להתבטא בנכונותו של המעסיק לשלם פרמיה מעל מחיר השוק כדי לספק את טעמיו. סוג שני הוא "**אפליה סטטיסטית**", המתאר מצב שבו אין למעסיק מידע מספק לגבי המועמדים שהוא רוצה לשכור לעבודה, ולכן הוא מסתמך על נתונים המאפיינים את הקבוצה שאליה המועמד משתייך, ולא על סמך כישוריו האישיים. בניגוד לאפליית טעמים, אפליה זו אינה נובעת מדעות קדומות, אלא משיקולים רציונליים של המעסיק ורצונו להשיא את רווחיו (בן הדור ואחרים, 2005).

בספרות התפתחו שיטות שונות למדידת אפליה בשכירה לעבודה.[2] השיטות הבסיסיות הן ניתוח נתוני סקרים של משקי בית ושוק העבודה וביצוע מחקרי רגרסיה המנסים לאמוד את השפעתם של משתנים שונים על רמת השכר שנקבעה לעובד מסוים (Rubinstein and Brenner, 2014). עקב העדר נתונים, קשה לבצע מחקרים אלו לגבי שלב השכירה, והם מתמקדים לרוב באוכלוסייה העובדת ולא במועמדים לעבודה. כמו כן, קשה לאתר באמצעות מחקרים אלו את דפוסי האפליה ואת השלב שבו התרחשה (בן הדור ואחרים, 2005).

מחקרים אחרים מתבססים על ניסויים המתבצעים בתנאי מעבדה או באופן "טבעי" ומאפשרים לבודד בצורה טובה יותר את המשתנה שמבקשים לבחון. מחקרים אלה קשים לביצוע ותלויים במשאבים או זיהוי של ניסוי טבעי (Pager, 2007; Goldin and Rouse, 2000). מחקר ישראלי שבו נעשה שימוש בניסוי טבעי נערך על ידי מרציאנו וקאופמן (2012), והתבצע עבור משרד הכלכלה בנושא המתקשר למחקר הנוכחי. החוקרים בדקו את הפער בתגובות שזוכים להן מועמדים חרדים לעומת מועמדים לא-חרדים בתהליך חיפוש העבודה – החל משלב המענה על קורות החיים, דרך שלב הקבלה לעבודה ועד לרמת השכר שהם זוכים לה. החוקרים השתמשו בעובדה שבקריה האקדמית אונו ישנם שני מסלולי לימוד מקבילים – מסלול חרדי ומסלול לא-חרדי, ובעובדה שבוגרי שני המסלולים זהים מבחינת השכלתם ואיכות התעודה האקדמית שבה הם מחזיקים, אולם נבדלים זה מזה בהשתייכותם המגזרית.

ממצאי המחקר מעלים כי על אף העדר פערים מובהקים בהיקפי שליחת קורות החיים בין שני המגזרים, קיימים פערים מובהקים בין המגזרים כך שהיקפי המענה עבור קורות החיים של גברים חרדים נמוכים יותר. בנוסף נמצאו פערים מובהקים לרעת החרדים, בפיקוח על משתני גיל וממוצע ציונים, במשך זמן חיפוש העבודה, במספר הזימונים לראיונות עבודה, ובמספר מקומות העבודה שקיבלו את הבוגרים לעבודה. בנוסף למחקר הכמותי ביצעו החוקרים גם ראיונות עומק ומהם עלה כי גברים חרדים נתקלים במהלך חיפוש העבודה בהערות לגבי השתייכותם המגזרית ובספקנות לגבי יכולתם לעבוד בסביבה שאינה חרדית.

שיטה המאפשרת מדידה ישירה יותר של אפליה היא שיטת "מבחני הבקרה" (Audit Study). בשיטה זו נשלחים נסיינים בעלי הופעה דומה וכישורים בין-אישיים דומים ככל הניתן, להגיש מועמדות למשרות אמיתיות. למועמדים ניתנים קורות חיים בעלי מאפיינים זהים כמו גיל, השכלה, ניסיון תעסוקתי ומקום מגורים, והם נבדלים זה מזה בפרמטר שלגביו החוקרים מעוניינים לבחון האם קיימת אפליה. בניגוד לניסויי מעבדה, שיטה זו מאפשרת לחוקרים לצפות בהתנהגות הנבדק באופן ישיר ללא ידיעתו (Neumark et al., 1996).

סוג נוסף של מבחני בקרה נקראים "מבחני היענות" (Correspondence Test). במבחן זה

2 לסקירה רחבה יותר של השיטות השונות והיתרונות והחסרונות של כל אחת מהן, ראו: בן הדור ואחרים (2005).

מייצרים שני קורות חיים של מועמדים זהים בכישוריהם ובתכונותיהם פרט למשתנה אחד שאת השפעתו מעוניינים לבדוק. קורות החיים נשלחים למעסיקים ובאמצעות השוואת ההיענות שקיבלו המועמדים ניתן למדוד האם קיימת אפליה. שיטת מבחן ההיענות מאפשרת לחוקר לשלוט באופן מלא במשתני המחקר, וכך היא מתגברת על בעיית הגורמים הבלתי-נצפים שהייתה קיימת במבדקי הבקרה הקודמים. המקריות שבהענקת שמות או פרטים לקורות חיים זהים, פרט לפרמטר הנבחן, מאפשרת להכריע כי כל שוני שיימצא הוא רק בגלל המניפולציה על פרמטר זה. בנוסף, העלויות הנמוכות שבמבחנים מסוג זה מאפשרות ליצור מדגם גדול. החיסרון המרכזי של שיטה זו נעוץ ביכולתה לבדוק אפליה רק בשלב הראשוני של הגיוס לעבודה – שלב הזימון לריאיון (Pager, 2007). דוגמה למבחן היענות מסוג זה נמצאת במחקרם של Bertrand and Mullainathan (2004), אשר בחן אפליה על רקע גזעי בשוק העבודה בערים בוסטון ושיקגו שבארצות הברית.

בעבודה זו בחרנו לבדוק האם קיימת אפליה של גברים חרדים בתהליך ההעסקה בשוק העבודה בישראל באמצעות "מבחן היענות" (Correspondence Test). בישראל נערכו מספר מחקרים העושים שימוש ב"מבחן היענות" שבחנו אפליה על רקע מגדר, מוצא, מצב משפחתי והגירה (בן הדור ואחרים, 2005). למיטב ידיעתנו רק מחקר אחד בחן אפליית חרדים בשוק העבודה, אך הוא עסק במקצועות הדורשים השכלה אקדמית – משפטים ומנהל עסקים (מרציאנו וקאופמן, 2012).

## ג. מתודולוגיה

### ג.1 תיאור המחקר

על-מנת לבחון את מידת האפליה בין חרדים לחילונים ואת השפעת השירות הצבאי בשכירת עובדים בישראל, בחרנו לערוך "מבחן היענות" שבמסגרתו שלחנו ארבעה נוסחים שונים של קורות חיים לאותם מעסיקים. עבור כל משרה נשלחו שני נוסחים של צעירים חרדים ושניים של צעירים חילונים, כאשר האבחנה בין קורות החיים באותו מגזר היא בקיומו או בהעדרו של שירות צבאי. כאמור לעיל, היתרונות של מחקר מסוג זה עונים על הצרכים והמגבלות שעימם התמודדנו: עלות המחקר היא נמוכה, ואין שימוש באנשים או בשחקנים אלא בדמויות פיקטיביות. מכאן שניתן להשוות בקלות יחסית את רוב המשתנים בין ארבעת המועמדים המדומים (בניגוד למציאות). לבסוף, לא מדובר בנתוני סקרי שוק עבודה שבהם קשה לזהות שמקור ההבדלים טמון באפליה.

עבודתנו התבצעה באופן הבא: יצירת פרופיל זהה ככל הניתן לדמויות השונות, כאשר הדבר היחיד שמבחין ביניהן הוא השוני בהשתייכות לקבוצה הדתית ומרכיב השירות הצבאי. לאור זאת, הרכבנו ארבעה נוסחים של קורות חיים זהים ככל הניתן, ושלחנו אותם למקומות עבודה שונים מתוך מערכת המשרות של אתר דרושים מרכזי בישראל, במהלך מאי-אוגוסט 2014. לאחר משלוח 500 קורות חיים ל-125 משרות שונות, מדדנו את ההבדלים במענה שקיבלו תוך התייחסות למשתנים נוספים (כמו הבדלים בין משרה פרונטלית למענה טלפוני, רשת או חברה קטנה ועוד). ניתחנו את התוצאות הנובעות מהנתונים שנאספו בניסוי והסקנו מהן את המסקנות העונות על שאלת המחקר. בהמשך נרחיב על כל אחד מהשלבים.

שוק העבודה בסקטור השירותים מועד לאפליה יותר מסקטורים אחרים (Pager et al., 2009). בהתאם לכך בחרנו להתמקד בענף אחד בסקטור זה, ענף המכירות, עקב מספר סיבות. ראשית, כדי לייצג בעבודתנו נתח מרכזי של האוכלוסייה החרדית, חיפשנו משרות שאין בהן דרישה להשכלה

ברמה גבוהה מדי (בגרות או תואר ראשון). הדבר נובע מכך שמרבית האוכלוסייה החרדית אינה עונה על דרישות אלה. בנוסף, התמקדנו בענף שנפתחות בו משרות רבות, כך שהמדגם יוכל להיות גדול מספיק ללא השפעות עונתיות. כמו כן, דרישות הניסיון בענף זה אינן מחמירות ולעיתים כלל אינן קיימות, כך שמגוון המשרות הרלוונטיות בענף זה הוא רחב ביותר. אי לכך, לא ניתן להסיק מהמחקר לגבי ענפים אחרים, אם כי בנקודת הזמן הנוכחית הוא מקיף חלק נרחב מהמשרות הפתוחות בפני גברים חרדים בישראל.

## ג.2 מהלך המחקר

### ג.1.2 עיצוב זהות המועמדים וקורות החיים

כאמור, במבחני היענות הדרישה הבסיסית היא ליצור זהות מקסימלית של הדמויות, פרט לפרמטר הנבחן, אשר במקרה זה הינו שיוך דתי. על מנת לבחון את הטענה כי השירות הצבאי הוא גורם בעל השפעה על תעסוקת חרדים בישראל, הוספנו פרמטר של שירות צבאי המבדיל בין שני נוסחים של קורות החיים בכל מגזר. לשם כך נדרשנו לקבוע משתנים רבים. בחרנו בדמויות גבריות, כיוון שפשוט יותר לאפיין גבר כחרדי מאשר אישה. בנוסף, שיעורי התעסוקה של גברים חרדים נמוכים מאוד, בפער ניכר מאלו של גברים יהודים חילונים, לעומת נשים חרדיות ששיעור התעסוקה שלהן דומה יותר לזה המצוי בכלל האוכלוסייה (גל, 2015; מזרחי סימון, 2015; הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, 2015). לבסוף, הטענה אודות השירות הצבאי רלוונטית בעיקר עבור גברים במגזר החרדי.

קושי מרכזי שהתמודדנו עימו הוא אופן זיהוי המועמד כחרדי בקורות החיים. בחרנו לזהותם בשני אופנים: באמצעות מוסד הלימודים שבו למדו בגילאי תיכון – ישיבות חרדיות מוכרות – ועבור אלה מתוכם ששירתו כביכול בצבא – על פי מסלול צבאי ייחודי עבור הציבור החרדי. אנו סבורים שזיהוי זה בולט מספיק כדי להבחין בין המועמדים, ומאפשר את שמירת הזהות במאפיינים האחרים שלהם. זיהוי החרדים לפי מוסדות הלימוד הייחודיים מקובל במחקר היום, ומהווה שיטה מרכזית בעבודות שונות העוסקות בחברה החרדית (פרידמן ואחרים, 2011).

בבניית הפרופיל של המועמדים בחרנו בשמות שונים, אך בעלי מאפיינים דומים. השם הפרטי שנבחר לכל דמות היה יהודי תנ"כי "קלאסי" – כזה שיכול להתאים גם לאדם חרדי וגם לחילוני. שם המשפחה היה בעל זיקה אשכנזית, כדי לנטרל השפעות עדתיות שעשויות להטות את המענה שיקבלו המועמדים השונים. כך נתקבלו שמות ארבעת המועמדים: יוסף מנדלבאום (חרדי משרת), יצחק אוירבך (חרדי לא משרת), נחום רוזנבאום (חילוני משרת) ומשה גרינפלד (חילוני לא משרת).

השתדלנו לצמצם ככל הניתן את ההבדל באופי השירות הצבאי של המשרתים (יוסף מנדלבאום ונחום רוזנבאום). כך, בחרנו עבור המועמד החרדי שירות צבאי בגדוד "נצח יהודה" המשתייך לחטיבת כפיר (הידוע כ"נח"ל החרדי"), ועבור המועמד החילוני בחרנו שירות צבאי בגדוד "שמשון" המשתייך גם הוא לחטיבת כפיר. שני המועמדים שירתו שירות צבאי מלא, והשתחררו בדרגת סמל ראשון.

עבור המועמדים שלא שירתו בצבא היה עלינו למלא את השנים בתעסוקה אחרת, כדי להימנע מהשפעת גיל המועמדים או קיומו של "חור" בקורות החיים על סיכוייהם לקבלת מענה. הבחירה הטבעית עבור המועמד החרדי הייתה לימודים תורניים בישיבה גבוהה, כפי שמקובל בעולם החרדי.

עבור המועמדים החילונים מילאנו את הפער בלימודי מוזיקה שאינם אקדמיים, לימודים שאין בהם תועלת ברורה לעין מבחינת אופי המשרות שאליהן הגשנו מועמדות, בדומה ללימודים בישיבה של המועמד החרדי המקביל.

כדי להתמודד עם העובדה כי בדרך כלל צעירים חילונים מחזיקים בתעודת בגרות בעוד שגברים חרדים אינם רוכשים אותה במהלך גילאי התיכון, לכל המועמדים נוסף מאפיין של לימודי השלמה לבגרות במוסדות פרטיים להכנה לבגרות ופסיכומטרי בגיל מבוגר יותר. כך כל המועמדים מחזיקים בתעודת בגרות, מחד גיסא, אך נשמרת ההבחנה של השיוך הדתי מתוך מקום הלימודים בגילאי תיכון, מאידך גיסא. הכרעה זו גם משווה את ההון האנושי של המועמדים, כך שהשכלת החילונים לא תהווה יתרון מול חוסר ההשכלה הכללית של החרדים.

פרט לאלו, אף שהדבר היה לעיתים מורכב מעט, כל שאר המשתנים הוחזקו זהים בין ארבעת המועמדים. מבחינת משתנה מקום המגורים, כל המועמדים שובצו באותה עיר – פתח תקווה, עיר שבה אוכלוסייה גדולה של חרדים וחילונים כאחד. בנוסף, נשלחו קורות חיים למשרות הנמצאות ברדיוס של עד חצי שעת נסיעה מפתח תקווה, כך שאזורי המשרות כללו את מרבית אזור גוש דן והשרון. הבדל במקום המגורים עשוי היה להשפיע על המרחק ממקום העבודה וסביבת החיים שבה גדל המועמד, שיכולים להשפיע על האופן שבו הוא נתפס בעיני המעסיק.

כתובות הדואר האלקטרוני של המועמדים זהות במבנה ומכילות את שמותיהם המלאים. העובדה שלגבר חרדי יש חשבון דואר אלקטרוני יכולה ללמד על זהות המועמד ומקומו בתוך החברה החרדית, ואפשר שתאותת למעסיק כי מדובר באדם שאינו "חרדי קלאסי", בהתאם לסטיגמות הרווחות. אולם אנו סבורים שעצם שליחת קורות חיים למשרות מחוץ לעולם החרדי כבר מעידה על פתיחות מסוימת של המועמד לחברה הכללית, כך שקיומו של חשבון דואר אלקטרוני אינו משמעותי מבחינה זו. כמו כן, אנו מניחים שהמעסיקים לרוב אינם מבחינים בין זרמים שונים בתוך הציבור החרדי אלא מתייחסים אליו כציבור הומוגני.

מבחינת גיל, ארבעת המועמדים הם ילידי 1991, ולאור מה שהוצג לעיל כולם שולחים את קורות החיים בעודם בני 23. לכל המועמדים ייחסנו ניסיון תעסוקתי של שנתיים בתחום המכירות כדי להגדיל את מספר המשרות שאליהן נוכל לפנות. הניסיון התעסוקתי התבצע בחברות שונות, אך מאפייני התפקיד זהים עבור ארבעת המועמדים. השוני בין המועמדים נעשה כדי למנוע מצב שבו מעסיק מקבל בפרק זמן קצר קורות חיים זהים לחלוטין, דבר שיכול לעורר את חשדו ולפגוע באמינות הניסוי. לבסוף, בקורות החיים מצוין באותו נוסח שלמועמד "ידע בתוכנות Office ושימוש באינטרנט".

בשלב כתיבת קורות החיים העיקרון המרכזי היה שייראו מציאותיים ומהימנים, ויאפשרו לבחון בצורה אמינה את ההתייחסות הדיפרנציאלית של מעסיק למועמד רק על עצם השתייכותו למגזר החרדי ושירותו הצבאי (כלומר להצליח לבודד את כל שאר המשתנים). לשם כך, השגנו דוגמאות אמיתיות לקורות חיים של אנשים מגילאים שונים המגיעים מרקעים מגוונים, ומתאימים לפרופיל של הדמויות שאותן רצינו לבדוק במחקר. להגדלת המהימנות, נועצנו במכרים חרדים המעורבים בהשתלבות חרדים בשוק העבודה. בנוסף, נעזרנו באתרי ה"דרושים" המספקים הנחיות כיצד כדאי לבנות קורות חיים. כל זאת על מנת לייצר פורמט של קורות חיים גנרי ככל הניתן מבלי שיעורר חשד. ארבע הגרסאות של קורות החיים זהות לחלוטין במראה, בגופן, גודל הכתב ובסדר הסעיפים.

### ג.2.2 משלוח קורות החיים ומדידת המענה

מאגר בתי העסק נלקח מאחד מאתרי הדרושים המרכזיים בישראל כיום, השואף לרכז את כל המשרות המתפרסמות בארץ. באתר זה מתפרסמות בכל יום עשרות אלפי מודעות למשרות מכל קשת התחומים והאזורים הגאוגרפיים, עובדה המאפשרת לכל אדם עם גישה לאינטרנט לחפש באמצעותו עבודה בצורה פשוטה וזולה.

באתר ניתן לסמן את סוג המשרה שאליה מחפש העבודה מבקש להציג מועמדות, ולסנן תוצאות לפי מרחק הנסיעה המקסימלי הרצוי ממקום המגורים. המשרות שסימנו מגיעות כולן מתחום המכירות, ונחלקות לתת-הסוגים הבאים: מכירות פרונטליות, נציגי טלמרקטינג, מכירות ללא ניסיון ומכירות שטח. בכל זמן נתון קיימות מעל 3,000 משרות בתחום זה ברחבי הארץ. מאגר המשרות במחקר מורכב מאלו שהתפרסמו במהלך תקופת משלוח קורות החיים (מאי עד אוגוסט 2014) ומיקומן הגאוגרפי היה עד מרחק מקסימלי של 30 דקות נסיעה מפתח תקווה. בסך הכול נשלחו 500 קורות חיים ל-125 בתי עסק, כך שכל בית עסק קיבל קורות חיים של ארבעת המועמדים בהפרשי זמן של 15–30 דקות. הסדר שבו נשלחו קורות החיים היה אקראי, כך שלכל משרה סדר משלוח קורות החיים היה שונה, דבר המקנה אקראיות נוספת למחקר ומונע טענות להטיה לפי זמן משלוח קורות החיים.

שלב מדידת המענה כלל מעקב אחר קבלת מענה טלפוני מצד המעסיקים לקורות החיים של המועמדים. בנוסף, נמדד משך הזמן שעבר מרגע משלוח קורות החיים ועד קבלת המענה, מדוד במספר ימי עבודה. נציין שברוב המקרים התרחש המענה, אם היה, סמוך מאוד למשלוח קורות החיים, ללא הבדל ניכר בין המועמדים, לפיכך בניתוח התוצאות לא התייחסנו לנתון זה.

בניסיון להגיע למסקנות מקיפות מעבר למידת האפליה במדגם כולו, מאפייני בתי העסק סווגו לפי מספר משתנים. ראשית, נערכה חלוקה של בתי העסק לשתי קטגוריות מרכזיות בתחום המכירות – מכירות פרונטליות ומכירות טלפוניות. כמו כן, הפרדנו בין בתי עסק המשתייכים לרשת גדולה לבין בתי עסק קטנים, כאשר רשת הוגדרה כבית עסק שיש לו לפחות חמישה סניפים ברחבי הארץ. בנוסף סיווגנו את המשרות המשתייכות לחברות תקשורת, לאור ריבוי המשרות היחסי (17) בתחום זה. כמו כן, סיווגנו את המשרות שבהן צוין על ידי מפרסם המשרה כי הן "מתאימות גם לחיילים משוחררים", וכן את המשרות שבהן צוין כי הן "מתאימות גם למגזר החרדי" או "מתאימות גם למגזר הדתי" (בניתוח התוצאות משרות המתאימות גם למגזר החרדי או הדתי אוחדו לקטגוריה אחת). קיימת חפיפה בין המאפיינים בחלק מהמשרות, כך לדוגמה יכולה להיות משרה המסווגת כמכירות פרונטליות בחברה שהיא חלק מרשת ומתאימה גם למגזר החרדי. לוח 1 מציג את השכיחות של כל סוג בית עסק במדגם.

**לוח 1: סיווג נתונים לפי מאפייני בית העסק**

| סוג בית העסק | שכיחות במדגם (מספר התצפיות) |
|---|---|
| מכירות פרונטליות | 57.6% (288) |
| מכירות טלפוניות | 42.4% (212) |
| חברות תקשורת | 13.6% (68) |
| התאמה לחיילים משוחררים | 50.4% (252) |
| התאמה לחרדים/דתיים | 27.2% (136) |
| חלק מרשת | 43.2% (216) |

## ד. תוצאות

בפרק זה נציג את תוצאות המחקר כפי שהן עולות מעיבוד הנתונים והרצת רגרסיות שונות עליהם. ככלל, המשתנה התלוי שנבדק היה שיעור המענה – "callback", משתנה דמה שמקבל ערך 1 עבור קורות חיים שקיבלו מענה טלפוני חוזר מהמשרה שאליה נשלחו, ו-0 אחרת. כל מענה חוזר קיבל ערך 1 במשתנה זה, ללא קשר לתוכן השיחה המדויק או במשך הזמן שעבר עד לקבלת המענה. יש לציין כי בכל המקרים שבהם התקבל מענה חוזר הוא לא כלל תשובה שלילית, אלא עסק באופן כזה או אחר בהמשך תהליך המיון למשרה. בהתאם לכך המשמעות של אי-מענה זהה לתשובה שלילית. המשתנים הבלתי תלויים השתנו בין הרגרסיות השונות, כאשר המשתנה הבלתי תלוי המרכזי היה "haredi", משתנה דמה שמקבל 1 עבור מועמד חרדי, ו-0 עבור מועמד חילוני. משתנה דמה נוסף מבחין בין מועמדים ששירתו בצבא לאלה שלא שירתו, "IDFservice", המקבל ערך 1 עבור מועמד ששירת, ו-0 אחרת. כמו כן, יצרנו משתנה אינטראקציה "haredi_IDF" בין שני משתני הדמה שהוצגו לעיל, כדי לבחון את השפעת השירות הצבאי על שיעור המענה לחרדים. משתנים אלו נבחנו ברגרסיות שונות בתת-מדגמים שונים לפי מאפייני בתי העסק (הדבר מקביל ליצירת משתנה אינטרקציה עבור כל מאפיין של בית העסק עם משתנה הדמה לחרדי). משוואת הרגרסיה הבסיסית שנאמדה היא:

$$\boldsymbol{callback = \beta_0 + \beta_1 haredi + \beta_2 IDFservice + \beta_3 \left( haredi \times IDF \right) + u}$$

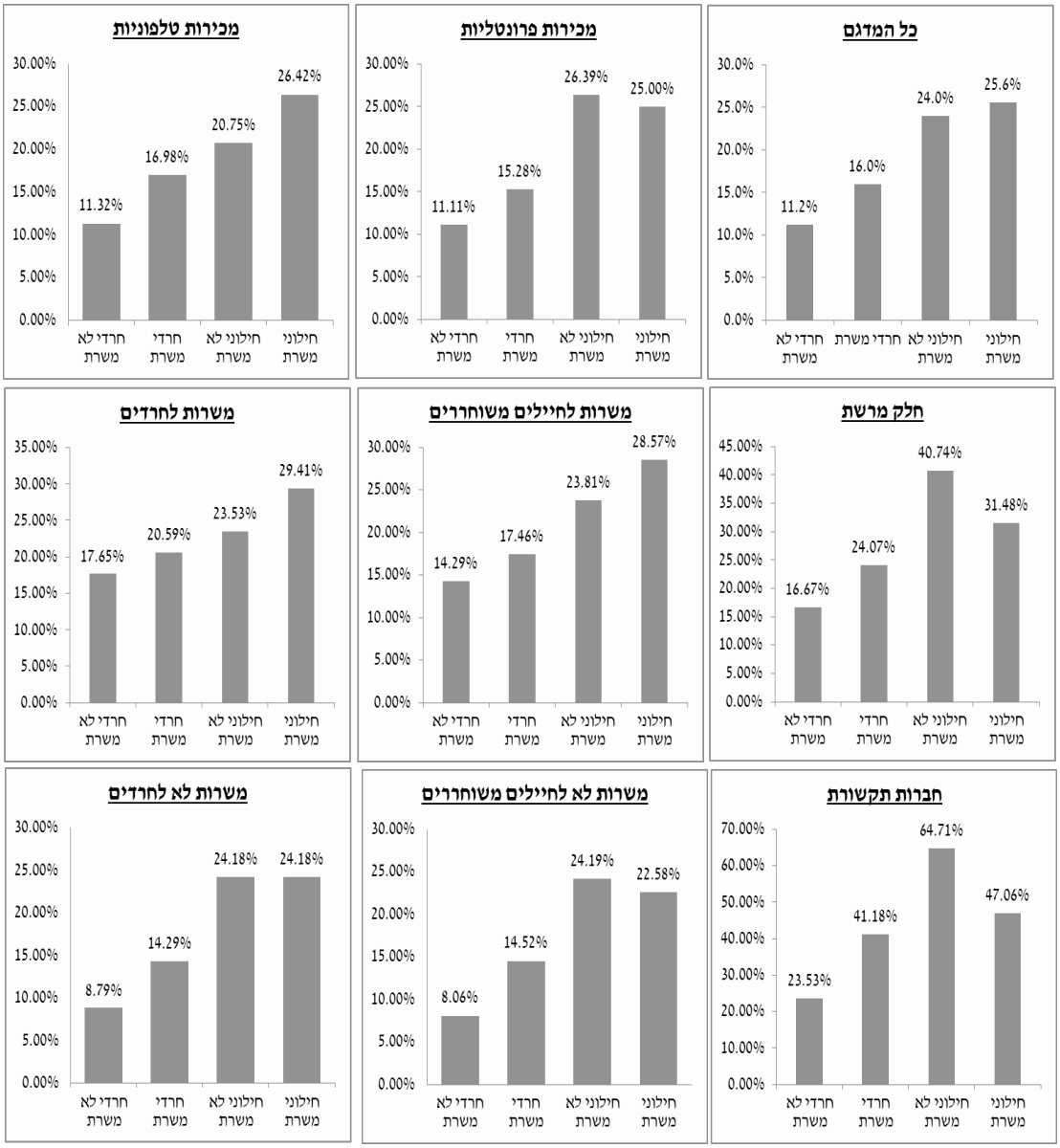
מתוך 125 משרות שאליהן נשלחו קורות חיים, 43 משרות זכו במענה למועמד אחד לפחות (34.4%). מתוך 500 קורות החיים שנשלחו, ב-96 מקרים התקבל מענה חוזר, כלומר שיעור המענה הכללי במדגם עומד על 19.2%. יש לציין שזהו שיעור מענה גבוה יחסית למחקרים אחרים שנערכו בתחום, כדוגמת מחקרם של Bertrand and Mullainathan (2004), כנראה לאור הבחירה במשרות פשוטות שאינן דורשות מיומנויות רבות מדי.

בציור 1 ניתן לראות את התפלגות המענה בין המועמדים, לפי מאפייני בתי העסק. בכל החלוקות שנעשו, אחוז המענה של המועמדים החילונים היה גבוה מזה של המועמדים החרדים. הסיווג היחיד שבו קיים פער קטן יחסית הוא במשרות שהוגדרו כמתאימות גם למגזר החרדי. במקרה זה הפער בשיעור המענה בין המועמד החילוני שלא שירת למועמד החרדי ששירת עומד על אחוזים בודדים בלבד.

הציור המתייחס לכלל המדגם מראה עלייה באחוז המענה לפי הסדר הבא: חרדי לא משרת (11.2%), חרדי משרת (16%), חילוני לא משרת (24%) וחילוני משרת (25.6%). ממצא זה מצביע על אפשרות קיומה של אפליה הן על רקע השתייכות למגזר החרדי והן על רקע אי-שירות צבאי. עם זאת, הפער על פי השירות הצבאי בין המועמדים מאותו מגזר קטן מאוד, ועשוי להצביע על העדר אפליה לפי מאפיין זה. בלוח 2 מדווחים היחס וההפרש בין כל זוג קורות חיים – בתוך המגזר החרדי ובין המגזרים השונים.

הרצנו רגרסיה של מודל הסתברות לינארי (LPM) הבודקת את השפעת המשתנים הבלתי תלויים – "IDFservice", "haredi" ומשתנה האינטראקציה ביניהם, על המשתנה התלוי – "callback". כפי שניתן לראות בלוח 2, הפער הגדול ביותר קיים בין חילוני ששירת וחרדי שלא שירת, ועומד על 14.4 נקודות אחוז, כאשר התוצאות מובהקות ברמה של 99% (p-value=0.004). הפער בין חילוני וחרדי שלא שירתו עומד על 12.8 נקודות אחוז, כלומר שיעור מענה חוזר הגבוה בשיעור

# ציור 1: שיעורי המענה למועמדים, לפי מאפייני בתי העסק



של פי שניים ויותר לטובת המועמד החילוני שלא שירת. גם תוצאה זו מובהקת (p-value=0.010). הפער בין חילוני וחרדי ששירתו עומד על 9.6 נקודות אחוז, מענה למועמד החילוני ששירת הגבוה בכ-60% מזה של עמיתו החרדי, תוצאה זו מובהקת ברמה של 90% (p-value=0.052). לבסוף, הפער בין חילוני שלא שירת וחרדי ששירת הוא הנמוך ביותר, ועומד על 8 נקודות אחוז, או עלייה של כ-50% במענה לחילוני שלא שירת ביחס לחרדי ששירת. יש לציין שתוצאה זו אינה מובהקת (p-value=0.106). עוד ניתן לראות בלוח 2 ששירות צבאי אינו משפיע באופן מובהק בתוך כל מגזר (IDFservice ו-haredi_IDF לא מובהקים).

**לוח 2: שיעור המענה הממוצע לפי השתייכות מגזרית (כל המדגם)**

| | המועמד: | שיעור המענה | יחס שירת-לא שירת | הפרש בנקודות אחוז (p-value) | יחס חילוני-חרדי | הפרש בנקודות אחוז (p-value) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *(1)* | חילוני משרת | 25.6% (125) | **1.066** | **1.6** (0.747) | **1.6** | **9.6** (0.052) |
| *(2)* | חילוני לא משרת | 24% (125) | | | **2.14** | **12.8** (0.010) |
| *(3)* | חרדי משרת | 16% (125) | **1.43** | **4.8** (0.332) | **1.5** | **8** (0.106) |
| *(4)* | חרדי לא משרת | 11.2% (125) | | | **2.28** | **14.4** (0.004) |

הסבר:
הלוח מדווח את שיעורי המענה למועמדים חילונים (שורה 1-2) וחרדים (שורה 3-4), בהתאם לקיומו או העדרו של שירות צבאי בקורות החיים. כמו כן, מדווח היחס (עמודות 2 ו-4) וההפרש (עמודות 3 ו-5) בין שיעורי המענה האלה. בסוגריים של עמודה 1 רשום מספר קורות החיים שנשלחו באותה קטגוריה. בסוגריים בעמודות 3 ו-5 מדווחים ערכי ה-p-value עבור ההשערה ששיעורי המענה זהים בין שני סוגי קורות חיים. בעמודות 2-3 היחס וההפרש הם בין מועמדים באותו מגזר. בעמודות 4-5, שורה 1 מדווחת את היחס וההפרש בין חילוני וחרדי ששירתו, שורה 2 מדווחת את התוצאות בין חילוני וחרדי שלא שירתו, שורה 3 מדווחת את התוצאות בין חילוני שלא שירת לחרדי ששירת ולבסוף שורה 4 מדווחת את התוצאות בין חילוני ששירת לחרדי שלא שירת.

לאור התוצאות שהתקבלו ביחס לשירות הצבאי, בחנו גם את הפער הכללי בין מועמדים חרדים וחילונים, בלי התייחסות למאפיין השירות. התוצאות מדווחות בלוחות 3 ו-5. לוח 3 מדווח את שיעורי המענה לחרדים וחילונים, ואת היחס וההפרש בין שיעורי המענה השונים. בנוסף, מדווחות גם תוצאות עבור רגרסיות הכוללות משתני אינטראקציה שונים בין שייכות מגזרית של המועמד ומאפייני בתי העסק. שורה 1 בלוח 3 מעלה כי כאשר מסתכלים על כל מדגם המשרות קיים פער של 11.2 נקודות אחוז בין חרדים וחילונים בקבלת מענה, מעל 80% יתרון למועמדים חילונים. תוצאה זו מובהקת ברמה של 99% (p-value=0.001). מהנתונים עולה כי לעומת מועמד חילוני שזכה למענה חוזר באחת מכל ארבע פניות, רק אחת מכל שבע פניות של מועמד חרדי זכתה למענה חוזר.

כאשר עוברים לפילוח לפי מאפייני בתי העסק, ניתן לראות בלוח 1 שהמועמד החרדי שלא שירת ממשיך לקבל את המענה הנמוך ביותר, בעוד שהמועמדים החילונים ממשיכים להוביל את אחוזי המענה, כאשר קיימת תחלופה ביניהם לגבי שיעור המענה הגבוה ביותר. מעניינים במיוחד הנתונים

לגבי חברות תקשורת וחברות שהן חלק מרשת, בהן המועמד החילוני שלא שירת מצוי בפער ניכר מול המועמדים האחרים.

**לוח 3: שיעור המענה הממוצע לפי השתייכות מגזרית של המועמדים**

| | מדגם: | שיעור מענה לחילונים | שיעור מענה לחרדים | יחס חילוני-חרדי | הפרש בנקודות אחוז (p-value) |
|---|---|---|---|---|---|
| (1) | כל קורות החיים (500) | 24.8% (250) | 13.6% (250) | **1.82** | **11.2** (0.001) |
| (2) | חלק מרשת (219) | 36.1% (108) | 20.4% (108) | **1.77** | **15.7** (0.01) |
| (3) | חברות תקשורת (68) | 55.9% (34) | 32.4% (34) | **1.73** | **23.5** (0.052) |
| (4) | מכירות טלפוניות (212) | 23.6% (106) | 14.2% (106) | **1.66** | **9.4** (0.08) |
| (5) | מכירות פרונטליות (288) | 25.7% (144) | 13.2% (144) | **1.95** | **12.5** (0.007) |
| (6) | משרות לחרדים (136) | 26.5% (68) | 19.1% (68) | **1.39** | **7.4** (0.31) |
| (7) | משרות לחיילים משוחררים (252) | 26.2% (126) | 15.9% (126) | **1.65** | **10.3** (0.045) |
| (8) | משרות לא לחרדים (364) | 23.4% (182) | 11.3% (182) | **2.1** | **12.1** (0.012) |

הסבר:
הלוח מדווח את שיעורי המענה למועמדים בהתאם להשתייכותם המגזרית – חילוני (עמודה 1) או חרדי (עמודה 2). כמו כן, מדווח היחס (עמודה 3) וההפרש (עמודה 4) בין שיעורי המענה האלה. בסוגריים של עמודות 1-3 רשום מספר קורות החיים שנשלחו באותה קטגוריה. בסוגריים בעמודה 4 מדווחים ערכי ה-p-value עבור ההשערה ששיעורי המענה זהים בין המגזרים השונים.

בלוח 3 ניתן לראות את דיווח התוצאות לפי מאפייני בתי העסק, בחלוקה לחרדים מול חילונים (ללא התייחסות לשירות הצבאי). בחברות שהן חלק מרשת או חברות תקשורת נמצא הפער הגדול ביותר בין חילונים וחרדים, 15.7 נקודות אחוז ו-23.5 נקודות אחוז, בהתאמה. עבור רשתות התוצאות מובהקות ברמה של 99% (p-value=0.01), בעוד שעבור חברות תקשורת רמת המובהקות קרובה ל-95% (p-value=0.052).[3] עבור מכירות פרונטליות מתקבל פער של 12.5 נקודות אחוז, כאשר היחס בין המענה המתקבל היה הגבוה ביותר – 1.95. במכירות טלפוניות הפער נמוך יותר, 9.4

3 בקטגוריה זו רמת המובהקות מושפעת ממספר נמוך יחסית של חברות תקשורת במדגם (17). ניתן לשער שבמדגם גדול יותר התוצאות היו מובהקות יותר.

נקודות אחוז, וגם היחס בין שיעורי המענה יורד – 1.66, כמו כן תוצאה זו מובהקת רק ברמה של 90% (p-value=0.08).

חלוקת המשרות לפי התאמתן למגזר החרדי ו/או לחיילים משוחררים העלתה תוצאות מעניינות. בשני המקרים הפער בשיעור המענה בין חרדים לחילונים קטן מאשר זה שהתקבל במדגם כולו, 7.4 נקודות אחוז במשרות מתאימות למגזר החרדי, ו-10.3 נקודות אחוז במשרות מתאימות לחיילים משוחררים. התוצאה עבור משרות מתאימות לחיילים משוחררים מובהקת ברמה של 95% (p-value=0.045). אך עבור משרות המתאימות לחרדים התוצאה אינה מובהקת (p-value=0.31), כלומר לא ניתן להצביע על פער בין חרדים לחילונים במשרות המגדירות את עצמן ככאלה שמתאימות גם למגזר החרדי.

בלוח 4 קיים פירוט של התפלגות המענה לפי מאפייני המשרות והמועמדים. ניתן לראות שבכל המדגם לא התקבל מענה בלעדי למועמד החרדי שלא שירת. המועמד החרדי ששירת קיבל רק פעמיים מענה בלעדי, ושני המועמדים החרדים קיבלו רק פעם אחת מענה משותף. לעומת זאת, המועמדים החילונים קיבלו כל אחד מענה בלעדי מספר פעמים (10 עבור המועמד החילוני ששירת, 6 עבור המועמד החילוני שלא שירת), ושבעה מענים משותפים. בנוסף, בתשעה מתוך אחד עשר מקרים שבהם שלושה מועמדים קיבלו מענה, המועמד שלא קיבל מענה היה חרדי. עבור שמונה משרות התקבל מענה לכל המועמדים.

**לוח 4: פילוח מפורט של המענה במשרות השונות לפי מספר המועמדים**

| | **מדגם:** | אין מענה | מענה רק לחרדי שלא שירת | מענה רק לחרדי משרת | מענה רק לחרדים | מענה לארבעת המועמדים | מענה רק לחילונים | מענה רק לחילוני משרת | מענה רק לחילוני שלא שירת |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| (1) | כל המדגם (125) | 65.6% (82) | 0.0% (0) | 1.6% (2) | 0.8% (1) | 6.4% (8) | 3.2% (4) | 8% (10) | 4.8% (6) |
| (2) | חלק מרשת (54) | 55.6% (30) | 0.0% (0) | 0.0% (0) | 0.0% (0) | 9.3% (5) | 3.7% (2) | 5.6% (3) | 9.3% (5) |
| (3) | חברות תקשורת (17) | 47.1% (8) | 0.0% (0) | 0.0% (0) | 0.0% (0) | 11.8% (2) | 5.9% (1) | 0.0% (0) | 5.9% (1) |
| (4) | מכירות פרונטליות (72) | 68.1% (49) | 0.0% (0) | 1.4% (1) | 0.0% (0) | 4.2% (3) | 1.4% (1) | 5.6% (4) | 6.9% (5) |
| (5) | משרות לחרדים (34) | 70.6% (24) | 0.0% (0) | 2.9% (1) | 2.9% (1) | 5.9% (2) | 0.0% (0) | 0.0% (0) | 5.9% (2) |
| (6) | משרות לחיילים משוחררים (63) | 65.1% (41) | 0.0% (0) | 1.6% (1) | 1.6% (1) | 4.8% (3) | 1.6% (1) | 7.9% (5) | 4.8% (3) |

הסבר:
הלוח מדווח את התפלגות שיעור המענה למשרות השונות, עבור כלל המדגם (שורה 1) ובחלוקה לפי מאפייני המשרות (שורות 2-6), תוך התייחסות למספר המועמדים שקיבלו מענה באותה משרה. המספרים בסוגריים מציינים את מספר המשרות הרלוונטי לאותו תא בלוח.

עוד ניתן לראות בלוח 4 שעבור סיווג של מכירות פרונטליות (שורה 4) וחלק מרשת (שורה 2), המועמדים החרדים זכו לקבל מענה בלעדי נמוך במיוחד, הן באופן מוחלט והן ביחס למועמדים החילונים. כמו כן, בדומה לנתונים שהוצגו בלוח 1, עבור משרות המתאימות למגזר החרדי (שורה 5) אין כמעט הבדל במענה בין המועמדים השונים.

בדומה לנעשה במאמרם של Bertrand and Mullainathan (2004), לוח 5 מסכם את התוצאות שדווחו בלוח 4 עבור כלל המדגם על ידי הגדרת שלושה משתני דמה חדשים. המשתנה של חברה שנותנת יחס זהה לסוגי המועמדים, "Equal Treatment", מקבל ערך 1 אם ממשרה מסוימת אף לא מועמד אחד קיבל מענה, מועמד אחד מכל מגזר קיבל מענה, או שכל המועמדים קיבלו מענה, ו-0 אחרת. משתנה נוסף, "SF", העדפת חילונים, מקבל ערך 1 עבור חברה שנתנה מענה ליותר חילונים מחרדים ו-0 אחרת, ומשתנה אחרון – "HF", העדפת חרדים, מקבל ערך 1 עבור חברה שנתנה מענה ליותר חרדים מחילונים ו-0 אחרת. ניתן לראות ששיעור החברות שנתנו יחס זהה הוא הגבוה ביותר, 72.8%, בעיקר לאור האחוז הניכר של משרות שבהן אף לא אחד מהמועמדים קיבל מענה (65.6%). התוצאות המעניינות יותר נמצאות בהשוואה בין SF ו-HF, כאשר שיעור המשרות שניתנה בהן עדיפות במענה לחילונים עומד על 23.2%, בעוד ששיעור המשרות שבהן הייתה עדיפות במענה לחרדים עומד על 4% בלבד. ההשערה ש-HF ו-SF זהים נדחית ברמת מובהקות של 99% (p-value=0.000).

**לוח 5: התפלגות המענה לפי משרות**

| | | | |
|---|---|---|---|
| **יחס שווה:** | אין מענה | 1S+1H | 2S+2H |
| **72.8%** | 65.6% | 0.8% | 6.4% |
| [91] | [82] | [1] | [8] |
| **העדפת חילונים (SF):** | 1S+0H | 2S+0H | 2S+1H |
| **23.2%** | 12.8% | 3.2% | 7.2% |
| [29] | [16] | [4] | [9] |
| **העדפת חרדים (HF):** | 1H+0S | 2H+0S | 2H+1S |
| **4%** | 1.6% | 0.8% | 1.6% |
| [5] | [2] | [1] | [2] |
| | *$H_0$: SF=HF* | | |
| | *p-value=0.000* | | |

הסבר:
S=חילוני, H=חרדי. לוח זה מראה את התפלגות שיעורי המענה לפי משרות, בהתאם למספר המענים שהתקבלו עבור כל משרה. "יחס שווה" הוגדר כסכום של המצבים שבהם אף לא אחד מקורות החיים קיבל מענה ("אין מענה"), ענו למועמד חרדי אחד ומועמד חילוני אחד ("***1S+1H***") או שניתן מענה לכל המועמדים ("***2S+2H***"). "העדפת חילונים" הוגדר כסכום המצבים שבהם ענו רק למועמד חילוני (אחד או שניים) או שניתן מענה לשני חילונים וחרדי אחד, ו"העדפת חרדים" הוגדר באופן סימטרי להעדפת חילונים.
בנוסף, בתחתית הלוח מדווח p-value עבור ההשערה שאין הבדל בשיעור המענה בין משרות שמעדיפות חרדים למשרות שמעדיפות חילונים.

לוח 2ב מדווח את התוצאות לפי מאפייני בתי העסק בפירוט הכולל התייחסות גם למרכיב השירות הצבאי של המועמדים. פילוח כזה מקטין את גודל המדגם ומגדיל את ההשפעה של המאפיינים

הספציפיים של כל משרה על תוצאות אמידת הרגרסיה. על כן, הרגרסיות שהורצו עבור לוח זו הן רגרסיות "Fixed Effects", ביחס למשרה שאליה נשלחו קורות החיים, כך שהן מנטרלות את המאפיינים הייחודיים הקיימים בכל אחת מהמשרות. המשרות במדגם דומות לשנים שונות במודל של נתוני פאנל, כך שניתן להניח שקיימים מאפיינים ייחודיים לכל משרה שיש לקחת אותם בחשבון כאשר אומדים את משוואת הרגרסיה. יש לציין כי השימוש ב"Fixed Effects" במקרה זה אינו משנה את ערך המקדמים, אלא רק מקטין את סטיית התקן שלהם.

**לוח 2ב: היחס וההפרש בשיעור המענה הממוצע לפי השתייכות מגזרית ושירות צבאי בהתאם למאפייני המשרות (Fixed-Effects)**

| | | כלל המדגם (500) | מכירות פרונטליות (288) | מכירות טלפוניות (212) | חלק מרשת (216) | חברות תקשורת (68) | משרות לחיילים משוחררים (252) | משרות לחרדים (136) | משרות לא לחרדים (364) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| (1) | **יחס בין חילוני משרת לחילוני לא משרת** | 1.066 | 0.95 | 1.27 | 0.77 | 0.73 | 1.20 | 1.25 | 1.00 |
| | הפרש בנקודות אחוז | 1.60 | 1.39 | 5.66 | 9.26 | 17.65 | 4.76 | 5.88 | 0.00 |
| | (p-value) | (0.641) | (0.756) | (0.292) | (0.101) | (0.136) | (0.363) | (0.423) | (1.00) |
| (2) | **יחס בין חרדי משרת לחרדי לא משרת** | 1.43 | 1.37 | 1.5 | 1.44 | 1.75 | 1.22 | 1.17 | 1.63 |
| | הפרש בנקודות אחוז | 4.80 | 4.17 | 5.66 | 7.41 | 17.65 | 3.17 | 2.94 | 5.49 |
| | (p-value) | (0.162) | (0.352) | (0.292) | (0.189) | (0.136) | (0.544) | (0.688) | (0.154) |
| (3) | **יחס בין חילוני משרת לחרדי משרת** | 1.60 | 1.63 | 1.56 | 1.31 | 1.14 | 1.64 | 1.43 | 1.69 |
| | הפרש בנקודות אחוז | 9.6 | 9.72 | 9.43* | 7.41 | 5.88 | 11.11 | 8.82 | 9.89 |
| | (p-value) | (0.0053) | (0.031) | (0.080) | (0.189) | (0.6157) | (0.0347) | (0.230) | (0.011) |
| (4) | **יחס בין חילוני לא משרת לחרדי לא משרת** | 2.14 | 2.37 | 1.833 | 2.44 | 2.75 | 1.67 | 1.33 | 2.75 |
| | הפרש בנקודות אחוז | 12.8 | 15.28 | 9.43 | 24.07 | 41.18 | 9.52 | 5.88 | 15.38 |
| | (p-value) | (0.0002) | (0.0008) | (0.080) | (0.000) | (0.0009) | (0.0698) | (0.423) | (0.000) |
| (5) | **יחס בין חילוני לא משרת לחרדי משרת** | 1.50 | 1.73 | 1.22 | 1.69 | 1.57 | 1.36 | 1.14 | 1.69 |
| | הפרש בנקודות אחוז | 8.00 | 11.11 | 3.77 | 16.67 | 23.53 | 6.35 | 2.94 | 9.89 |
| | (p-value) | (0.020) | (0.0137) | (0.482) | (0.0035) | (0.0489) | (0.2256) | (0.688) | (0.011) |
| (6) | **יחס בין חילוני משרת לחרדי לא משרת** | 2.29 | 2.25 | 2.33 | 1.89 | 2.00 | 2.00 | 1.67 | 2.75 |
| | הפרש בנקודות אחוז | 14.4 | 13.89 | 15.09 | 14.81 | 23.53 | 14.29 | 11.76 | 15.38 |
| | (p-value) | (0.000) | (0.0021) | (0.0055) | (0.0092) | (0.0489) | (0.0068) | (0.1107) | (0.000) |

הסבר:
הלוח מדווח את היחס וההפרש בשיעור המענה בתוך המגזרים ובין המועמדים השונים, כאשר כל שורה מתייחסת להשוואה בין שני מועמדים. כל עמודה מתייחסת למאפיין מסוים של המשרות, המספר בסוגריים תחת כותרות העמודות מציין את גודל המדגם המתאים.
עבור ההפרש המדווח בכל אחת מן השורות, הורצה רגרסיית "Fixed-Effects" לפי המשרות השונות, נבדקה השערת האפס שאין הבדל בין המועמדים, ודווח ה-p-value של בדיקה זו.

ניתן לראות שרוב התוצאות עם הפער בין מועמד חילוני לחרדי (בין אם שירתו בצבא ובין אם לא) הן מובהקות. כמו כן, מובהקות התוצאות ביחס למועמד החרדי שלא שירת היא הגדולה ביותר, וכן הפערים בינו לבין המועמדים החילונים הם המשמעותיים ביותר. זאת לעומת המועמד החרדי ששירת, שבחלק מהסיווגים לא התקבלו תוצאות מובהקות עבור הפער בינו לבין המועמד החילוני ששירת, כמו למשל בחברות תקשורת ואלה שהן חלק מרשת. הסיווג היחיד שעבורו לא התקבלה כל תוצאה מובהקת הוא התאמת המשרה למגזר החרדי.

## ה. מסקנות ודיון

מטרת המחקר הייתה לבחון האם ובאיזו מידה קיימת אפליה כנגד גברים חרדים בשלב הגיוס לעבודה, תוך התמקדות בתחום המכירות שבסקטור השירותים כמקרה בוחן. בתוצאות המחקר ראינו פער מובהק בשיעור המענה בין שני המועמדים החילוניים לשני המועמדים החרדים (11.2 נקודות אחוז).

כדי לבחון את הטענה כי מקור האפליה כנגד גברים חרדים אינו נעוץ בהיותם חרדים אלא בעובדה כי לא שירתו בצבא, שלחנו עבור כל מגזר שני סוגי קורות חיים – האחד של אדם ששירת בצבא, והאחר של אדם שלא שירת. ממצאי המחקר מראים כי גם כאשר המועמד החרדי שירת בצבא, הפערים בינו לבין המועמד החילוני המקביל אליו נשמרים. בפרט, ניתן לראות כי בפיקוח על השירות הצבאי סיכוייו של חרדי שלא שירת לקבל מענה נמוכים ב-12.8 נקודות אחוז מאלה של מועמד חילוני שלא שירת. מכל הממצאים עולה כי לא קיים פער מובהק בשיעור המענה בין חרדי ששירת לחרדי שלא שירת. זאת ועוד, השפעת השירות הצבאי קטנה יחסית, והשיוך למגזר החרדי הוא בעל ההשפעה העיקרית על סיכויי המענה לקורות החיים. זו אינדיקציה חזקה לכך כי קיימת אפליה כנגד מועמדים חרדים בשוק העבודה, גם בהינתן שירות צבאי.

שירות צבאי מעלה את סיכוייו של מועמד חרדי לקבל מענה ב-43 אחוזים (כאמור, תוצאה זו אינה מובהקת סטטיסטית). השפעת השירות הצבאי על המועמדים החילונים קטנה באופן משמעותי (וגם במקרה זה אינה מובהקת), ושירות צבאי מעלה את סיכוייו של מועמד חילוני לקבל מענה ב-6.6 אחוזים בלבד. ייתכן כי מדגם גדול יותר היה מצביע על השפעות מובהקות של השירות הצבאי. הסבר אפשרי להשפעות השונות הוא כי הפער בין המועמדים החילונים נובע מסיבות אידאולוגיות שאינן רלוונטיות להתאמה לתפקיד, בעוד שהפער אצל המועמדים החרדים נובע מסיבות של התאמת המועמד לתפקיד. בפרט, בעוד שהשירות הצבאי משמש כאיתות לכך שהמועמד החרדי מתאים להשתלבות בשוק העבודה בסביבה שאינה חרדית, המועמדים החילונים אינם זקוקים לאיתות זה. חיזוק להסבר זה ניתן לראות בכך שעבור המשרות שלא צוין עבורן שהן מתאימות גם לחרדים נמצא כי השפעת השירות הצבאי על סיכויי קבלת מענה הם גבוהים יותר (פער של כ-5.5 נקודות אחוז), אך גם פער זה אינו מובהק. סביר שמעסיקים במשרות אלו יזדקקו יותר לאיתות של שירות צבאי. זאת ועוד, סיכוייו של מועמד חילוני שלא שירת לקבל מענה גבוהים ב-50 אחוזים מאלה של מועמד חרדי ששירת.

מכאן ואילך נמשיך בהשוואה בין שני מועמדים אלה, מכיוון שאנו סבורים כי הפער בין "המועמד הלא איכותי" החילוני לבין "המועמד האיכותי" החרדי מהווה אינדיקציה חזקה יותר לאפליה. במשרות טלפוניות, אשר בהן המועסק אינו נדרש לבוא במגע פרונטלי עם הלקוחות, ראינו כי הפער כנגד המועמד החרדי הוא קטן יותר ואינו מובהק – סיכוייו של המועמד החרדי לקבל מענה נמוכים ב-3.77 נקודות אחוז בלבד. מנגד, במשרות פרונטליות, מידת האפליה היא חזקה יותר ומובהקת,

וסיכוייו של המועמד החרדי לקבל מענה נמוכים ב-11.11 נקודות אחוז. התוצאות מעידות כי עבור משרות טלפוניות הפער בין המגזרים הוא מובהק רק בחלק מן המקרים, כמו למשל בהשוואה בין המועמד החילוני ששירת למועמד החרדי שלא שירת, ובכל אופן הוא קטן יותר מהפער עבור משרות פרונטליות. ייתכן כי עבור משרות פרונטליות קיימת בנוסף לאפליית המעסיקים גם אפליית צרכנים כלפי עסקים שבהם מועסקים חרדים, והמעסיקים בוחרים שלא להעסיק חרדים במשרות אלו עקב העדפת הלקוחות לנותני שירות אחרים, הדומים להם יותר. כדי לאשש השערה זו יש לבצע מחקר נוסף הבוחן את הקשר הסיבתי בין שיעור המענה לחרדים בבתי עסק לבין הרכב הלקוחות של בית העסק, כפי שביצעו ניומרק ואחרים (Neumark et al., 1996). בנוסף, פערים גדולים יותר בין המגזרים בשלב הריאיון, במשרות פרונטליות לעומת משרות טלפוניות, עשויים להיות אינדיקציה נוספת לכך שהמעסיקים מייחסים חשיבות להעדפת לקוחותיהם.

מסקנות מעניינות נוספות ניתן להסיק כאשר בוחנים את שיעורי המענה עבור משרות שהציעו רשתות. ניתן לראות כי סיכוייו של חרדי ששירת לקבל מענה ברשתות נמוכים באופן מובהק ב-16.67 נקודות אחוז לעומת מועמד חילוני שלא שירת. מכך ניתן להסיק כי האפליה כנגד מועמדים חרדים ברשתות היא גדולה יותר. ייתכנו מספר סיבות לכך: סביר כי תהליך מיון וסינון המועמדים ברשתות נעשה בצורה מקצועית ויעילה יותר על ידי אגף כוח אדם המתמחה בתחום וצובר ידע וניסיון ארגוני לאורך זמן. ייתכן גם כי יכולתן של חברות אלה לזהות מועמדים חרדים כבר בשלב קורות החיים היא גדולה יותר, ועל כן הפערים גדולים יותר כבר בשלב זה. בנוסף, ייתכן שעל סמך הידע שנצבר בחברות אלה לגבי מועמדים ועובדים חרדים מתבצע סינון של מועמדים אלה כבר בשלב הראשוני בשל אפליה סטטיסטית. נציין כי התוצאות הינן בניגוד להשערתנו המקורית שלפיה תימצא אפליה פחותה יותר ברשתות, הודות לרצונן של רשתות גדולות לפנות לקהלי יעד רחבים יותר ולמגזרים שונים.

לבסוף, כאשר אנו בוחנים באופן כללי האם האפליה היא סטטיסטית או אפליה הנובעת מטעמים, לדעתנו התשובה היא מעורבת. מחד גיסא, ייתכן שיש אפליה סטטיסטית בהיקף מסוים כפי שתיארנו קודם, הנובעת מהסקה מאורח החיים החרדי הבדלני על יכולתם של עובדים חרדים להשתלב בסביבת העבודה הלא-חרדית. מסקנה זו יכולה להתקבל כאשר אנו בוחנים את הפער בין המועמד החרדי שלא שירת לבין המועמד החילוני ששירת. במקרים אלה מעסיקים יכולים לטעון כי אי-שירות מאפיין באופן כללי את הציבור החרדי ומעיד על חוסר בתכונות הנחוצות להעסקתם. מנגד, העובדה כי מאפייני ההשכלה הרלוונטית והניסיון התעסוקתי זהים בין כל המועמדים מחלישה את הסבר האפליה הסטטיסטית, ומחזקת את הסבר אפליית הטעמים. זאת ועוד, העובדה כי סיכויי המענה של מועמד חרדי ששירת בצבא נמוכים באופן ניכר מסיכוייו של מועמד חילוני שלא שירת בצבא מצביעה גם היא על כך שמקור האפליה הוא טעמים, ושהאפליה אינה סטטיסטית.

לעבודה זו שתי מגבלות מרכזיות כאשר באים לבחון את תרומתה לזיהוי מידת האפליה כלפי חרדים בשוק העבודה ואת השפעתו של השירות הצבאי על אפליה זו. ראשית, מסקנותינו תקפות רק לגברים חרדים בשוק עבודה מסוים – ענף המכירות, ולגבי משרות זוטרות בענף זה. ייתכן כי ענף זה מאופיין ברמת אפליה גבוהה יותר ביחס לענפים אחרים, לאור האינטראקציה התכופה הנדרשת בין העובד והלקוחות. ייתכן כי בענפים אחרים שבהם אין קשר ישיר בין נותן השירות ללקוח לא תימצא אפליה של חרדים. מגבלה שנייה נובעת מהבחירה ב"מבחן היענות". סוג מחקר זה מביא לכך שהמסקנות תקפות רק לשלב הזימון לריאיון, שהוא רק אחד מתוך כמה שלבים בהליך הקבלה לעבודה. ייתכן כי בשלבים אחרים מידת האפליה היא גבוהה או נמוכה יותר.

מעבר להצעות המחקר שהועלו בסעיפים הקודמים של העבודה, ניתן לבצע מבדקי בקרה כפי

שעשו Pager et al. (2009) ו-Neumark et al. (1996). במחקר מסוג זה, אופי הלבוש והמראה המאפיין את בני המגזר החרדי מאפשרים להשתמש באותו נסיין שישחק פעם חרדי ופעם חילוני, ובכך ניתן לנטרל את השפעות האישיות, המראה והתקשורת הבין-אישית המהווים מכשול במחקרים אלו. בנוסף ניתן לבצע מבחן היענות בעל מדגם רחב ומקיף יותר מזה שביצענו, ולבחון את מידת האפליה בסקטורים וענפים אחרים. כמו כן ניתן להגדיל את המדגם מבחינת היקף וסוג המשרות, אזור גאוגרפי, גיל ומין המועמדים, רמת ההשכלה והניסיון וכיוצא באלה.

## סיכום

מידת מעורבותו של המגזר החרדי בשוק העבודה בישראל עלתה על סדר היום פעמים רבות במהלך השנים האחרונות. בפרט, הועלו טענות כלפי האוכלוסייה החרדית כי היא אינה משתתפת בשוק העבודה מבחירה, ואף אינה נושאת בנטל הציבורי של השירות הצבאי, דבר הפוגע לא רק במרקם החברתי אלא גם בהשתלבותם של החרדים בשוק העבודה. מחקר זה מעיד על כך שהסבר זה הוא חלקי. על פי ממצאי המחקר נראה כי גם כאשר מועמדים חרדים מבקשים להיכנס לשוק העבודה הם נתקלים באפליה כלפיהם כבר בשלב הגיוס לעבודה. תוצאות אלו עשויות להעיד כי חלק ממעמדה החברתי-כלכלי הנמוך של הקהילה החרדית נעוץ באפליה בשוק העבודה.

תוצאות המחקר ביחס לשירותם הצבאי של החרדים מטרידות במיוחד. העובדה כי סיכוייו של חרדי ששירת בצבא לקבל מענה לקורות חייו קטנים ביותר מחצי מאלו של מועמד חילוני שלא שירת ממחישה עד כמה קשה השתלבותם של החרדים באוכלוסייה הישראלית. גם אותו צעיר חרדי שבחר לצאת מחוץ לגבולות הקהילה החרדית הסגורה, שירת שירות מלא ביחידה קרבית, ומעוניין להשתלב בשוק העבודה הישראלי זוכה ליחס מפלה עקב שיוכו למגזר החרדי, אפילו ביחס לבחור חילוני אשר לא שירת בצבא. אין ספק כי האפליה המופנית כלפי המגזר החרדי בשוק העבודה הישראלי מהווה מכשול בפני המעוניינים בשילוב החרדים בחברה.

ייתכן כי יש צורך בליווי צמוד יותר של מועמדים חרדים ובפעילות מול המעסיקים שיסייעו בהסרת המשוכות הניצבות בפני שילובם של חרדים בשוק העבודה בפרט ובחברה בכלל מחד גיסא, ופעולה בקרב המעסיקים שתעודד תעסוקת חרדים מאידך גיסא.

# מקורות

בן הדור, ב׳, אבן-חיריק, ע׳, אפלבוים, א׳, דרייהר, ה׳, שרון, ד׳, כהן, י׳ ומונדלק, ג׳ (תשס״ו 2005), ״בדיקת אפליה בשכירה לעבודה על-ידי מבחני היענות״, עבודה, חברה ומשפט יא, 381–407.

גל, ר׳ (2015), החרדים בחברה הישראלית: תמונת מצב, 2014 (מהדורה שנייה), חיפה.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (ינואר 2015), ״הודעה לתקשורת: נתונים מסקר כוח אדם לחודש דצמבר, לרבעון הרביעי ולשנת 2014״, http://www.cbs.gov.il/www/hodaot201 5n/20_15_024b.pdf.

לוין, ח׳ (2009), המגזר החרדי בישראל: העצמה תוך שילוב בתעסוקה, המועצה הלאומית לכלכלה במשרד ראש הממשלה, http://www.pmo.gov.il/BranchesAndUnits/eco/Docu ments/UltraOrtodox.pdf.

מזרחי סימון, ש׳ (2015), ״נשים בישראל: סוגיות מרכזיות״, http://main.knesset.gov.il/Acti vity/Info/MMMSummaries19/Women.pdf.

מרציאנו, ר׳ וקאופמן ד׳ (2012), ״השתלבות אקדמאים חרדים בעבודה״ http://www.tamas .gov.il/NR/rdonlyres/9345280D-430D-4EE7-9E80-926A71B346D0 /0/X12122.pdf.

פרידמן, י׳, שאול-מנע, נ׳, פוגל, נ׳, רומנוב, ד׳, עמדי, ד׳, פלדמן, מ׳, סחייק, ר׳, שיפריס, ג׳ ופורטנוי, ח׳ (2011), ״שיטות מדידה ואמידת גודלה של האוכלוסייה החרדית בישראל״, http:// www.cbs.gov.il/publications/tec25.pdf.

Altonji, J.G. and Blank, R.M. (1999), “Race and Gender in the Labor Market”, *Handbook of Labor Economics* 3, 3143–3259.

Becker, G. (1957), *The Economics of Discrimination*, Chicago.

Bertrand, M. and Mullainathan, S. (2004), “Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal? A field Experiment on Labor Market Discrimination”, *American Economic Review* 94, 991–1013.

Goldin, C. and Rouse, C. (2000), “Orchestrating Impartiality: The Impact of ‘Blind’ Auditions on Female Musicians”, *The American Economic Review* 90, 715–741.

Neumark, D., Bank, R.J. and Van Nort, K.D. (1996), “Sex Discrimination in Restaurant Hiring: An Audit Study”, *The Quarterly Journal of Economics* 111, 915–941.

Pager, D. (2007), “The Use of Field Experiments for Studies of Employment Discrimination: Contributions, Critiques, and Directions for the Future”, *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 609, 104–133.

Pager, D., Western, B. and Bonikowski, B. (2009), “Discrimination in a Low-Wage Labor Market A Field Experiment”, *American Sociological Review* 74, 777–799.

Rubinstein, Y. and Brenner, D. (2014), “Using Ethnic-Sounding Names and Inter-Ethnic Marriages to Identify Labour Market Discrimination”, *Review of Economic Studies* 81, 389–425.

designed in the experiment as former soldiers did not receive a higher rate of callback. In the light of our findings, we suggest that Ultra-orthodox men suffer from discrimination in the labor market, even when they have served in the army.

*Key words:* Ultra-orthodox men, labor market, discrimination, military service

# From Unemployment Benefits to Employment Insurance Accounts: Reforming Unemployment Insurance in Israel

**Ofer Setty and Ido Shlomo**

Unemployment Accounts are private mandatory savings accounts which can only be used during unemployment or retirement. As opposed to unemployment insurance, unemployment accounts are able to mitigate the problem of moral hazard, but at the cost of denying the unemployed any public insurance. We study a mixed approach, called Unemployment Insurance Accounts (UIA), which takes elements from both Unemployment Accounts and unemployment insurance. Under UIA, workers save in a mandatory savings account when employed and withdraw from that account when unemployed. Unemployed workers with depleted accounts receive unemployment benefits. This approach is more efficient than unemployment insurance since it can provide benefits selectively. We calibrate the model to the Israeli economy by making use of both existing and newly developed parameter estimates. We find that the transition to UIA yields a welfare gain of about 1%, measured as consumption equivalent variation.

# Seclusion or Exclusion? A Field Experiment to Examine Discrimination Against Ultra-Orthodox Men in the Job Hiring Process

**Moshe Lau, Iren Reznikov, Or Hart, Hezi Cohen and Harel Pradelsky**

The low participation of Ultra-orthodox men in the labor market is well-known in Israel. It is commonly argued that one of the main reasons for the low numbers of Ultra-orthodox men in the work force is that these men do not serve in the Israel Defense Forces, as do most Israeli citizens. This paper examines the possibility that the low participation of Ultra-orthodox men is also influenced by discrimination against them in the labor market. We conducted a field experiment to examine the probability of getting a callback after sending four different curricula vitae of secular and Ultra-orthodox candidates, with different background of army service, to potential employers in the low-wage services sector. We found that Ultra-orthodox candidates had a 50% lower probability of receiving a callback than the secular candidates. In addition, Ultra-orthodox candidates that were

# Using Spatial Distribution of Outlets to Estimate Gambling Incidence

**Momi Dahan**

The paper proposes a simple and innovative methodology for measuring the incidence of gambling expenditure in countries for which household survey data is unavailable or unreliable. A first application of this methodology is presented by merging data on the geographical location of gambling outlets, together with residents' socio-economic and demographic characteristics around that location across all of the 1,600 statistical areas in Israel. It was found that the Israel National Lottery (Lotto) and Toto tend to set up significantly more sales points in disadvantaged neighborhoods after controlling for standard list of factors such as population size and composition. The Suit Index is calculated based on the spatial estimation results and yields a measure of -0.42, which implies that the implicit tax associated with gambling is highly regressive.

*Key words:* Incidence, Gambling, Location policy

# Economic Classes in Israel, 2002–2014

**Zoya Nissanov**

This paper analyzes the evolution of the income distribution in Israel during the 2002–2014 period, using data from income and expenditure surveys of Israeli households collected by the national Central Bureau of Statistics.

The analysis is based on a semi-parametric method, the "mixture model," which allows for the exploration of the income distribution when the number of groups in the population is not pre-defined.

The results show that the Israeli population is divided into four distinct classes, not only in terms of income and expenditure, but also in their socio-demographic characteristics. In addition, there was a rise in inequality in Israeli society throughout the period as seen from larger gaps between the richest and the poorest segments of society.

*Key words:* economic classes, income distribution, mixture model, Israel

# ABSTRACTS

## Municipal Authorities Ranking by the Socio-Economic Index

**Aviad Tur-Sinai, Yolanda Golan, Shlomo Yitzhaki**

The ranking of municipal authorities is performed by the Central Bureau of Statistics for the purpose, among other things, of providing a criterion for the allocation of resources to these authorities. The index is based on advanced professional techniques and examines a large number of variables that test the socioeconomic level of the population in view of a wide range of variables.

The purpose of this study is to determine what the income variable contributes to the ranking of the authorities, i.e., to gauge the difference between the current ranking and that which would be obtained were the ranking based on one variable, income, given our assumption that income corresponds to the other variables and is readily available due to the filing of income tax returns.

The main finding of the study is that there is little difference in the ranking of municipal authorities between that based on mean per-capita income only and that based on additional variables. This outcome was obtained on the basis of both 2006 data and 2008 data. The main differences in the rankings are manifested in weak localities. Two factors explain this result: the correlation between income and other variables and the fact that the ranking work is done in respect of the average population of the locality; this reduces the weight of random errors. When regional authorities are added to the equation, the relation between the rankings becomes weaker but remains strong. The advantage in replacing the existing index is that it can update the index every year, because the existing system requires a census, while the suggested one is based on administrative data.

*Key words:* Municipal Authority, ranking, income

Publications: Urim Publications P.O.Box 52287 Jerusalem 9342105 Israel
rivon@UrimPublications.com
www.UrimPublications.com
Board: Lea Achdut, Nissim Ben-David, Benjamin Bental, Ronen Barak, Joseph Djivre, Avi Weiss, Yaron Zelekha, Yishay Yafeh, Israel Luski, Gur Ofer, Efraim Sadka, Joseph Tzur, Eugene Kandel
Editors: Benjamin Bental, Avi Weiss
Assistant editor: Ela Ostrovsky-Berman
Proofreading: Dan Halevy
Layout: Timothy Ariel Walden
First Editors: Heshel Frumkin and Yosef Ronen

The views brought in the papers published in the Economic Quarterly are not always identical to either the board's or the Israel Economic Association's view. The Economic Quarterly finds interest in publishing papers that present different view in order to encourage and enrich the economic discussion.

Website: http://www.rivon-lekalkala.org.il

Published by the Israel Economic Association sponsored by Rothberg Fund, Bank of Israel, Ben-Gurion University of the Negev, The Schnitzer Foundation at Bar-Ilan University, The Maurice Falk Institute for Economic Research The Hebrew University, University of Haifa, The Pinhas Sapir Center for Development at Tel Aviv University, Sapir Academic College, The Academic College of Yezreel, Tel Aviv - Yaffo Academic College, The College of Management Academic Studies, Ruppin - The Academic Center, The Interdisciplinary Center Herzliya, Ono Academic College, Ruppin – The Academic Center.

# THE ECONOMIC QUARTERLY

Vol. 62 • Numbers 3/4 • September/December 2018

TABLE OF CONTENTS

*Aviad Tur-Sinai, Yolanda Golan, Shlomo Yitzhaki* • Municipal Authorities Ranking by the Socio-Economic Index 13

*Momi Dahan* • Using Spatial Distribution of Outlets to Estimate Gambling Incidence 25

*Zoya Nissanov* • Economic Classes in Israel, 2002–2014 55

*Ofer Setty and Ido Shlomo* • From Unemployment Benefits to Employment Insurance Accounts: Reforming Unemployment Insurance in Israel 73

*Moshe Lau, Iren Reznikov, Or Hart, Hezi Cohen and Harel Pradelsky* • Seclusion or Exclusion? A Field Experiment to Examine Discrimination Against Ultra-Orthodox Men in the Job Hiring Process 109

Abstracts in English 130

Urim Publications

P.O.Box 52287, Jerusalem
9342105 Israel

Tel: 02-679-7633

www.UrimPublications.com

Published in cooperation with
The Israel Economic
Association