

הרבעון לכלכלה

מרץ/יוני 2017 • שנה 61 – חוברת 1/2

אורים הוצאה לאור, ת"ד 52287 ירושלים 91521
rivon@UrimPublications.com
www.UrimPublications.com

המו"ל

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
בני בנטל, אבי וייס

המערכת

טלי לרום

רכזת המערכת

דן הלוי

הגהה

אריאל וולדן

סדר

השל פרומקין ז"ל ויוסף רונן ז"ל

עורכיו הראשונים

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, אוניברסיטת
בר-אילן, המכון למחקר כלכלי ע"ש מוריס פאלק האוניברסיטה
העברית, אוניברסיטת חיפה, המרכז לפיתוח ע"ש פנחס ספיר
ליד אוניברסיטת תל אביב, המכללה האקדמית ספיר, המכללה
האקדמית עמק יזרעאל, המכללה האקדמית תל אביב - יפו,
המסלול האקדמי המכללה למנהל, המרכז האקדמי רופין, המרכז
הבינתחומי הרצליה והקריה האקדמית אוננו.

אורים הוצאה לאור

תוכן העניינים

7	אורן דניאלי ועופר קורנפלד: מקורות אי השוויון בהכנסות בישראל - תהליכים ומדיניות
55	עדי ברנדר ומישל סטרבצ'ינסקי: מדיניות הממשלה ביחס להורים צעירים
103	שלמה יצחקי, טאינה פודלוב-טרחתנברג ואביאל קרנצלר: מבחני הבגרות והפסיכומטרי במתמטיקה ואנגלית והקשר ביניהם לאורך זמן
145	יואב פרידמן: ענפי טכנולוגיות המידע: עובדים, שכר והתמודדות עם זעזועים
179	נועם כהן, לואיזה בורק ויצחק מקובקי: בחינת הגידול באבטלה במעבר לסקר כוח אדם חודשי
206	תקצירים באנגלית

הבעת תודה

גיליון זה של הרבעון לכלכלה מתפרסם באיחור רב, ורק לאחר מאמצים רבים הוא הצליח לראות אור. רבים הם השותפים למאמצים אלו, ובהם כמובן הכותבים והשופטים שעזרו למערכת לשמור על רמתו של הרבעון. פרופ' שמואל ניצן, הנשיא הקודם של האגודה הישראלית לכלכלה, ופרופ' יוסי זעירא, נשיאה הנוכחי, ראו לאורך כל הדרך את החשיבות בפרסום הרבעון, ולצד מועצת האגודה סייעו בגיוס הכספים שאפשרו את המשך הוצאתו לאור ונקטו צעדים אשר צפויים להחזיר את ההוצאה למסלול הנכון. תודתנו הכנה נתונה לכל אלו.

בהזדמנות זו ברצוננו להודות גם לשני אנשים שליוו בפעילותם את הרבעון לכלכלה משך שנים רבות וכעת פורשים מעבודתם. הראשון הוא פרופ' אפרים צדקה, שערך את הרבעון במסירות רבה במשך שנים רבות, והקפיד על שמירת איכותם הגבוהה של המאמרים לרווחתם של כלל הכלכלנים המקצועיים והסטודנטים לכלכלה בישראל. השנייה היא גב' טלי לרום, שללא עבודתה הנאמנה וסבלנותה האינסופית מאמרים לא היו מטופלים כראוי, שופטים לא היו מקבלים תזכורות לכתוב חוות דעת והרבעון כולו לא היה רואה אור. החתומים מטה, עם כל ציבור קוראי הרבעון, חבים לטלי תודה גדולה ומאחלים לה הצלחה רבה בהמשך דרכה.

בברכה,

פרופ' בנימין בנטל ופרופ' אבי וייס
עורכים

המשתתפים בחוברת

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה	לואיזה בורק
בנק ישראל, חטיבת המחקר	עדי ברנדר
Harvard University	אורן דניאלי
האוניברסיטה העברית בירושלים, המחלקה לכלכלה ומכללה אקדמית הדסה, החוג לכלכלה וחשבונאות	שלמה יצחקי
הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה	נועם כהן
הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה	יצחק מקובקי
האוניברסיטה העברית בירושלים, המחלקה לכלכלה ובית הספר למדיניות ציבורית	מישל סטרבצ'נסקי
הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה	טאינה פודלוב-טרחטנברג
בנק ישראל, חטיבת המחקר	יואב פרידמן
אוניברסיטת תל אביב	עופר קורנפלד
הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה	אביאל קרנצלר

הרבעון לכלכלה מודה למומחים שסייעו בתהליך השיפוט של מאמרים בשנים האחרונות:

- אבו-קרון עאמר
- אדן בנימין
- אנדבלד מירי
- אפשטיין גיל
- ארבל יובל
- בהרד אייל
- בודוך יעקב
- ביגר נחום
- בינסטוק מיכאל
- בלומקין תומר
- בלס אשר
- בן-שחר דני
- בן דוד נסים
- בן זאב נדב
- בן רפאל עזי
- בנטל בני
- בקר ניר
- בר-גרא הלל
- ברוידא קובי
- ברזיס אליס
- ברכמן יוסי
- ברמלי-גרינברג
- שולי
- ברמן אלי
- ברנדר עדי
- ברנע עמי
- ברנר דרור
- ברקוביץ' אלעזר
- גוטליב דניאל
- גורביץ' גריגורי
- גל ראובן
- גלבוע יצחק
- גלור קובי
- גליל כורש
- גליקסברג ברוך
- גפני דלית
- גרדשטיין מארק
- גרינברג יצחק
- דהן מומי
- דיסני דפנה
- דניאלי אורן
- דרסלר אפרת
- הקרט שלום
- וואהל אבי
- וייס אבי
- וייס דן
- וייס יורם
- וייסבורד צוברי
- שרית
- וינר צבי
- זוסמן אסף
- זוסמן נעם
- זליכה ירון
- זעירא יוסף
- חנס שרון
- טולקובסקי אפרת
- טור-סיני אביעד
- טישלר אשר
- יוגב אברהם (רמי)
- יוסטמן משה
- יחזקאל ירון
- יעיש מאיר
- יפה ישי
- יצחקי שלמה
- ישראל רונן
- כהן-בלנקשטיין
- גלית
- כהן גולדנר שרית
- כהן זדה דני
- כהנא יהודה
- לאוטרבך בני
- לביא ויקטור
- לבנון אסף
- לוי אריאל
- לוי משה (שיקי)
- לווינטל אורן
- לוסקי ישראל
- ליברמן עופר
- ליכט עמיר
- ליפשיץ אסנת
- מארק נילי
- מהלאל דוד
- מואב עומר
- מיכאלי מיכה
- מיעארי סאמי
- מכנס יפה
- מנדלבאום משה
- מעוז ישי
- מצר יעקב
- מרגליות יורם
- מרידור ליאורה
- נבון גיא
- נוסים יעקב
- ניצן שמואל
- סטרבצ'נסקי מישל
- סילבר ז'ק
- ספייבך אביה
- עבודי מנחם
- עדן יורם
- עודד יעקב
- עופר גור
- עמיאל יורם
- עמיהוד יעקב
- פינס דוד
- פינקלשטיין ישראל
- פלד דן
- פלטניק רוסלנה רחל
- פלנדרס ג'ון
- פקטור רוני
- פריש רוני
- פרשטמן חיים
- צדקה אפרים
- צוקרמן אלכס
- קודריאבצב אנדריי
- קירשברג אביתר
- קליגר דורון
- קליימן אפרים
- קמחי איל
- קן עדו
- קסיר ניצה
- קראוס ורד
- קרן מיכאל
- רגב אורי
- רגב טלי
- רוזין אודליה
- רומנוב דמיטרי
- רזין אסף
- רזין ערן
- ריבון סיגל
- ריגבי אורן
- ריינגוורץ יניב
- שדה אורלי
- שידלובסקי אלדד
- שיליאן דליה
- שיפר זלמן
- שכטר מרדכי
- שלוסר אנליה
- שמואלי עמיר
- שראל מיכאל
- ששינסקי איתן

Moessinger Marc-Daniel •

מקורות אי השוויון בהכנסות בישראל – תהליכים ומדיניות¹

אורן דניאלי ועופר קורנפלד

עבודה זאת מנתחת את השינויים שחלו ברמת אי השוויון בהכנסה ובהרכבו בין השנים 1987–2011. תהליכי השינוי המרכזיים באי השוויון בין פרטים הם: ירידת השכר הבינוני, עליית שיעור המשרות הזמניות והחלקיות בחלק הנמוך של שוק העבודה, וגידול בריכוז השכר בידי מעטים בחלק העליון של שוק העבודה. ננתח את התרומה היחסית של אי השוויון בין גברים לנשים, בין יהודים לערבים ובין קבוצות ההשכלה השונות לסך כל אי השוויון. נראה כי בשנים אלו, בעלי השכלה תיכונית ומטה לא נהנו כלל מהצמיחה. ננתח גם את אי השוויון בהכנסה פנויה לנפש בין משקי הבית החל מ-1997 ונראה כי השינויים המרכזיים באי השוויון נגרמו עקב מדיניות ממשלתית. נוכיח כי אי השוויון לפני התערבות הממשלה ירד בגלל הצטרפות של עובדים לשוק העבודה. נראה כי למרות זאת אי השוויון לאחר התערבות המדינה עלה עקב קיצוץ רחב במסים ובקצבאות.

א. הקדמה

אי שוויון בהכנסות הוא אחת הבעיות החמורות ביותר בכלכלה הישראלית, אם לא החמורה שבהן. רמת אי השוויון בישראל גבוהה בהרבה מהנהוג במדינות מפותחות (דהן, 2001). למרות שמצב זה נמשך כבר למעלה מעשור, התמונה המסתמנת אינה של צמצום באי השוויון, אלא של גידול אטי בו. המונח "אי שוויון" מתייחס לרמה הכללית של פערי ההכנסה בתוך המדינה. היתרון בשימוש בו הינו בכך שהוא מאפשר לנו לקבל תמונה רחבה של מצב הפערים בחברה, ומאפשר לערוך השוואות בין מדינות שונות או בין תקופות שונות. אך הכלליות של מושג זה טומנת בחובה גם חיסרון שהוא ההתעלמות מהפרטים הרבים המרכיבים אותו. אי השוויון בהכנסות מורכב בין היתר מפערי שכר בין נשים לגברים, בין יהודים לערבים, וכן מפערים בהכנסה מעבודה או ממקורות אחרים, מגובה המיסוי והקצבאות ועוד.

בעבודה זאת נרצה לרדת לעומקם של פרטים אלו. ננסה לתת תמונה מקיפה ועדכנית של מצב אי השוויון בישראל ואת רמתו בהשוואה לעולם. בנוסף, נסקור בצורה מקיפה, ובתקווה שתהיה גם נהירה, את הגורמים השונים שיוצרים ביחד את אי השוויון, ואת המגמות שחלו בו לאורך התקופה הנדונה. נראה שמעבר לסיפור הפשוט של אי שוויון גבוה שממשיך לעלות, ישנם שינויים רבים במגמות אי השוויון בשנים האחרונות.

כאשר ננתח את אי השוויון בשכר נתמקד בשנים 1987–2011, עבורן יש לנו נתונים אחידים

1 הוצג ביום עיון של פורום "ספיר" באוניברסיטת תל אביב 16/12/2013. תודתנו נתונה לערן ישיב על הערותיו המועילות. תודה נוספת לשני שופטים אלמונים של הרבעון לכלכלה, וכן לכל מי שהעיר הערות במהלך כתיבתו.

מסקר ההכנסות של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. כאשר ננתח את הכנסות משקי הבית נתחיל את הניתוח רק ב-1997, עקב שינוי מהותי שחל בסקר ההכנסות של משקי הבית בשנה זאת.

לאורך מרבית העבודה נשתמש במדד ג'יני כדי לאמוד את אי השוויון, שכן הוא המדד המקובל בעולם לצורך זה. אולם במקרים מסוימים נשתמש במדדים אחרים בגלל אילוצים מתודיים. אנו נשתמש במדדי יחס הכנסה בין אחוזונים שמאפשרים לנתח את אי השוויון באזורים שונים של ההתפלגות בצורה נוחה. כמו כן נשתמש במדד תייל (Theil) על מנת לפרק את אי השוויון לחלק שנגרם בשל אי השוויון בין הקבוצות ולחלק שנגרם בשל אי השוויון בתוך הקבוצות. פירוט נרחב יותר של המתודולוגיות והנתונים שבהם אנו משתמשים ניתן למצוא בנספח.

נתחיל בפרק ב בהשוואה בינלאומית של רמת אי השוויון בישראל לעומת המדינות המפותחות. נראה כי לפי כל המדדים המקובלים, ישראל נמצאת בין המדינות בעלות רמת אי השוויון הגבוהה ביותר. נראה גם כי פער זה רק הולך וגדל. בנוסף, נראה כי מרבית החרیגה של ישראל נמצאת דווקא בחלק העליון של ההתפלגות, בפערים בין השכר הבינוני לשכר הגבוה. ממצא זה הינו בניגוד לדעה הנפוצה כי אי השוויון נובע בעיקר עקב פערים בין האוכלוסייה הערבית והחרדית ליתר האוכלוסייה. בפרקים שלאחר מכן ננתח ביתר העמקה את הפערים בישראל ואת הגורמים להם. בכל פרק נדון בנפרד בגורם אחר המשפיע על הכנסות הפרטים ומשקי הבית בישראל ובהשפעתו על אי השוויון. נתחיל במרכיב הבסיסי ביותר, מחירה של שעת עבודה. לאחר מכן נעבור לדון בשכר לעובד והפערים בו. לבסוף, נעבור לדון במשקי הבית ובהכנסה הפנויה לנפש סטנדרטית, שהפערים בהם הם החשובים ביותר מבחינת השפעתם על תחושת האזרחים.

בניתוח השכר השעתי בפרק ג נראה כי המגמה הבולטת ביותר בדור האחרון היא הירידה בשכר הבינוני. ירידה זאת באה לידי ביטוי בגידול בפערים בין משכורות בינוניות למשכורות גבוהות, יחד עם צמצום פערים בין משכורות בינוניות למשכורות נמוכות. נראה כי מגמה זאת נובעת משינויים ברמת אי השוויון בתוך מקצועות שונים: אי השוויון גדל במקצועות המאופיינים בשכר גבוה והצטמצם במקצועות המאופיינים בשכר נמוך.

לאחר ניתוח השכר השעתי, נעבור בפרקים ד-ו לנתח את השכר לעובד. בפרק ד נראה כי למרות הצמצום בפער בשכר השעתי בין השכר הבינוני לשכר הנמוך, הרי שהפער בשכר לעובד נותר קבוע. הסיבה לכך היא העלייה במספר העובדים במשרות חלקיות, ואפילו חלקיות מאוד, המתאפיינות במספר נמוך במיוחד של שעות עבודה.

בפרק ה ננתח את הזנב העליון של ההתפלגות, האנשים בעלי משכורות גבוהות במיוחד. המחקר בתחום הזה התפתח מאוד בעולם בעקבות עבודות פורצות דרך של פיקטי וסאז על נתונים של מגוון מדינות (Piketty and Saez, 2003). נראה כי גם בישראל ישנן עדויות מסוימות להתרחבות הזנב, כלומר לגידול בחלק היחסי של בעלי השכר הגבוה מתוך כלל השכר.

בפרק ו נעבור לדון בפערים בין קבוצות שונות באוכלוסייה. נראה כי הפער בין גברים לנשים קטן, אך הפער בין ערבים ליהודים דווקא גדל. אך נראה כי הפערים בין הקבוצות הללו אחראים רק לחלק קטן מאוד מאי השוויון הכולל באוכלוסייה.

בפרק ז נעבור לדבר על הכנסות משקי הבית ועל מעורבות מנגנוני המדינה באי השוויון. בדומה למחקר קודם (אחדות ואחרים, 2013) נראה כי בעשור האחרון ישנה ירידה מובהקת באי השוויון לפני התערבות המדינה. נוכיח כי הירידה הזאת נובעת מעלייה בכמות משקי הבית בעלי הכנסה מעבודה ומחיסכון.

בנוסף, נראה כי באופן מפתיע ישנו דווקא גידול באי השוויון בהכנסה הפנויה לנפש סטנדרטית.

גידול זה נובע ממדיניות הורדות המסים והקיצוץ בקצבאות שהחלה ב-2003. נראה כי מדיניות זאת אחראית בקירוב לחצי מהפער בין ישראל לממוצע ה-OECD, במדד מרכזי זה לאי שוויון. אנחנו מקווים כי מחקר זה יוכל להוות בסיס עובדתי ברור ומקיף לסוגיית אי השוויון בישראל.

ב. אי שוויון בהשוואה בינלאומית – ישראל בולטת לרעה

קבלתה של ישראל ל-OECD מאפשרת ביתר קלות להשוות את ישראל לשאר המדינות המפותחות. בחלק זה נשווה בין רמת אי השוויון בישראל לבין זו שבשאר מדינות ה-OECD באמצעות מדדי אי שוויון מקובלים. נתחיל בחלק ב.1.1. ניתוח ההבדלים באי השוויון בהכנסה משכר. בחלקים שלאחר מכן נעבור לניתוח הכנסה לנפש לפני ואחרי התערבות המדינה.

ב.1. אי שוויון בהכנסות משכר – הפערים הם בחלק העליון של שוק העבודה

המקור המרכזי להכנסות משקי הבית הוא הכנסות משכר. ה-OECD משווה בין מדינות על סמך שכר של עובדים במשרה מלאה. כפי שמראה ציור 1 ישראל ממוקמת בתחתית המדינות המפותחות במדדים של פערים בשכר, כפי שהם נמדדים במדד יחס העשירונים P90/P10 המודד את היחס בין השכר בתחילת העשירון העליון לבין השכר של סוף העשירון התחתון. ציור 2 מראה כי היחס בין סף השכר של עובד בכניסה לעשירון העליון (אחוזון 90) לבין סף השכר של עובד ביציאה מהעשירון התחתון (אחוזון 10) גבוה ב-52% מממוצע המדד² במדינות המפותחות.

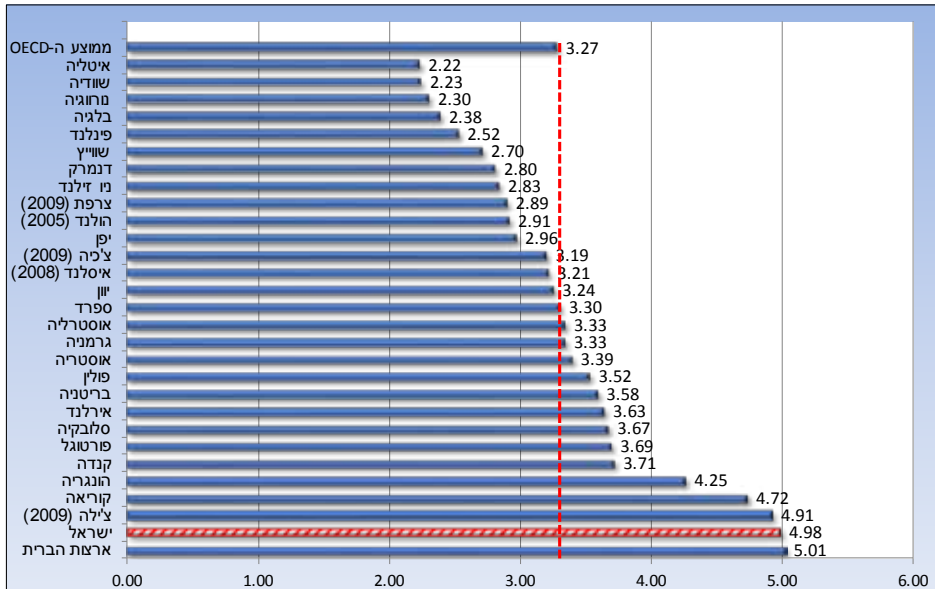
ניתן לפרק את יחס העשירונים העליון והתחתון לשני יחסים משלימים: היחס בין השכר בכניסה לעשירון העליון לבין השכר החציוני (P90/P50) והיחס בין השכר החציוני לשכר ביציאה מהעשירון התחתון (P50/P10). היחס בין השכר החציוני לשכר בעשירון התחתון בישראל קרוב לממוצע מדינות ה-OECD, ורוב הפער בין ישראל לבין המדינות המפותחות מתבטא בריחוקו של השכר בעשירון העליון מהשכר החציוני. ממצא זה הינו בניגוד לסברה שאי השוויון בישראל גבוה בצורה ייחודית עקב הפער בין קבוצות אוכלוסייה כגון חרדים וערבים ליתר האוכלוסייה, שכן אוכלוסיות אלו משפיעות בעיקר על הפער בחצי התחתון של ההתפלגות.

ב.2. אי שוויון בהכנסה הפנויה לנפש סטנדרטית – ישראל בתחתית המדינות המפותחות

ציור 3 מציג תמונת מצב עדכנית (2010) המלמדת כי ישראל מצויה בתחתית דירוג המדינות המפותחות ברמת אי השוויון בהכנסה הפנויה לנפש סטנדרטית. אי השוויון נמדד לפי מדד ג'יני. ה-OECD מספק מערכת מושגית וחשבונאית שמאפשרת השוואה בין המדינות השונות ומגדירה "הכנסה פנויה" ו"נפש סטנדרטית". הגדרות אלה מוצגות להלן.

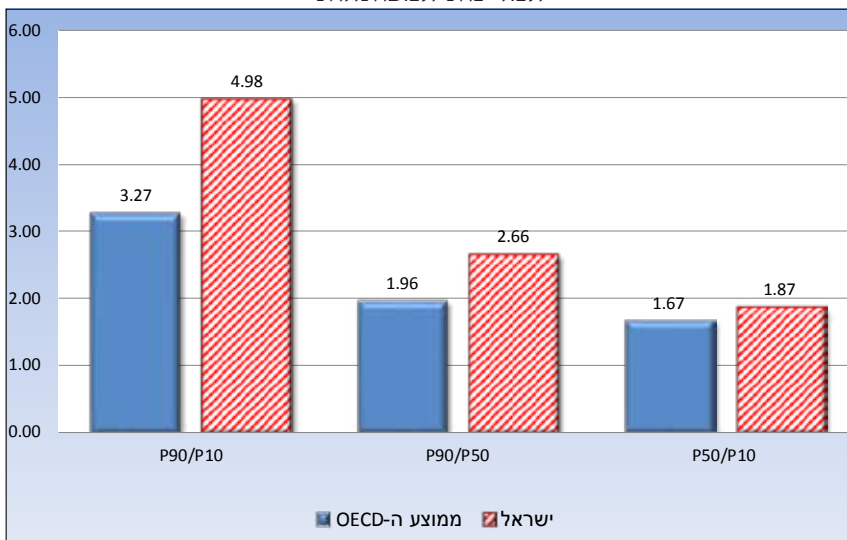
2 במדדים של יחסי שכר מקובל לערוך ממוצע גאומטרי.

ציור 1: יחס עשירונים בשכר P90/P10 לשכירים במשרה מלאה 2010



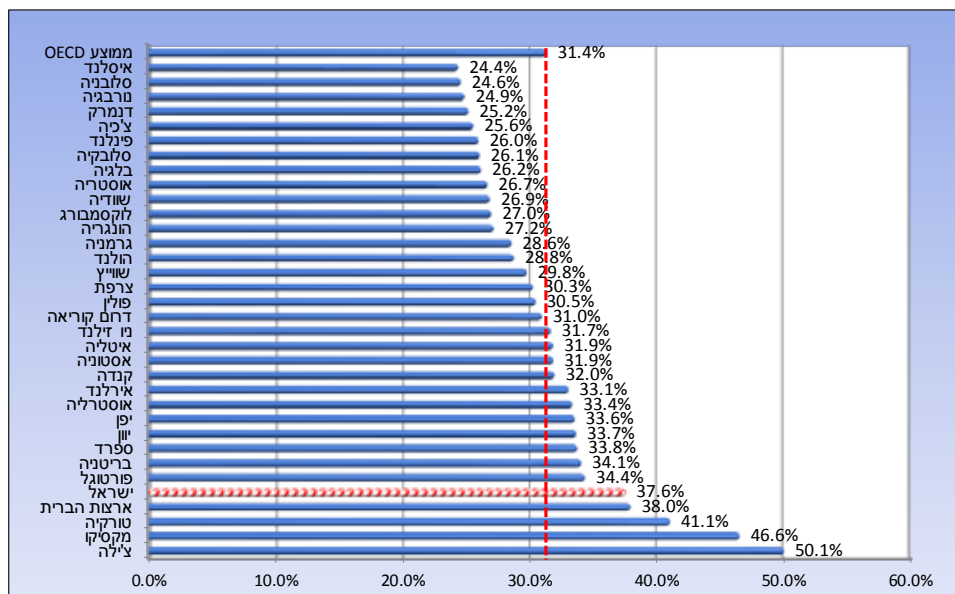
מקור: עיבוד המחברים מתוך נתוני OECD.

ציור 2: יחס עשירונים בשכר לעובד במשרה מלאה 2010, ישראל מול ממוצע המדינות המפותחות



מקור: עיבודי המחברים מתוך נתוני OECD.

ציור 3: ג'יני הכנסה פנויה לנפש סטנדרטית 2010



מקור: עיבוד המחברים מתוך נתוני OECD.

הגדרה – הכנסה פנויה

הגדרת ה-OECD להכנסה למשק בית היא בהתאם להגדרות של קבוצת קנברה (Franz et al., 1998) ושל ה-LIS (Smeeding et al., 1990). ניתן לראות זאת באמצעות הפירוט שלהלן. הכנסות משכר, מעבודה עצמאית ומהון מוגדרות כ"הכנסה כלכלית". הכנסה כלכלית בתוספת הכנסות מפנסיות שונות מגדירות "הכנסת שוק". "הכנסת שוק" ועוד העברות ציבוריות ופרטיות יוצרות את "ההכנסה הכוללת". לסיום, "ההכנסה הכוללת" פחות מס הכנסה וביטוח לאומי מהווים את ה"הכנסה הפנויה". ההכנסה הפנויה הינה המדד המרכזי להכנסה שאותה מרגיש בפועל משק הבית. כדי להתחשב בגדלים השונים של משקי הבית, יש צורך לעבור לחלוקה לנפש סטנדרטית, ואותה נגדיר כעת.

הגדרה – נפש סטנדרטית

ה-OECD מגדיר את רמת ההכנסה לנפש סטנדרטית כדלהלן: ההכנסה מחושבת ברמת משק הבית על ידי סיכום סך ההכנסות של בני הבית, ואז נזקפת לכלל בני הבית בלי תלות במקור ההכנסה.³ ה-OECD מתקנן את ההכנסה הפנויה על פי צורכי משק הבית. סרגל ההשוואה הזה מתוקנן בהתאם

3 ההנחה המובלעת בשיטה זו היא כי משאבי משק הבית מחולקים בשוויון בין בני הבית. מובן כי הנחה זאת מסתירה אי שוויון אפשרי בחלוקת המשאבים בתוך משק הבית, למשל בין גברים ונשים, או בין דורות שונים החולקים משק בית משותף.

לשורש הריבועי של מספר הנפשות. סרגל זה מניח למשל שלמשק בית עם ארבע נפשות יש צרכים כפולים מאשר למשק בית עם אדם אחד (למשל כיוון שבני הבית חולקים את עלויות הדיור שלהם).⁴

לוח 1: הגדרות של סיווגי הכנסה ב-OECD

רכיבי ההכנסה
הכנסות משכר וממשכורת
+
הכנסות מעבודה עצמאית
+
הכנסות מהון
=
1. הכנסה כלכלית
+
הכנסות מפנסיה
=
2. הכנסת שוק
+
הכנסות מביטוח לאומי
(קצבת ילדים, זקנה, שארים, נכות, דמי אבטלה, אבטחת הכנסה)
+
העברות פרטיות
+
הכנסות נוספות
=
3. הכנסה כוללת
-
מס הכנסה, ביטוח לאומי, ביטוח בריאות
=
4. הכנסה פנויה

ב.3. אי שוויון בהכנסה לפני התערבות הממשלה – מעל הממוצע – מתחת לאיטליה, צרפת וספרד

כאשר מודדים את אי השוויון לפני התערבות הממשלה (אי השוויון בהכנסת השוק לנפש סטנדרטית), ישראל מצויה מעל לממוצע ה-OECD, אבל אינה בולטת במיוחד לרעה בקרב המדינות המפותחות (ציור 4). חשוב לשים לב כי בחישוב אי השוויון בהכנסה ברוטו מחושבים גם משקי בית אשר אין

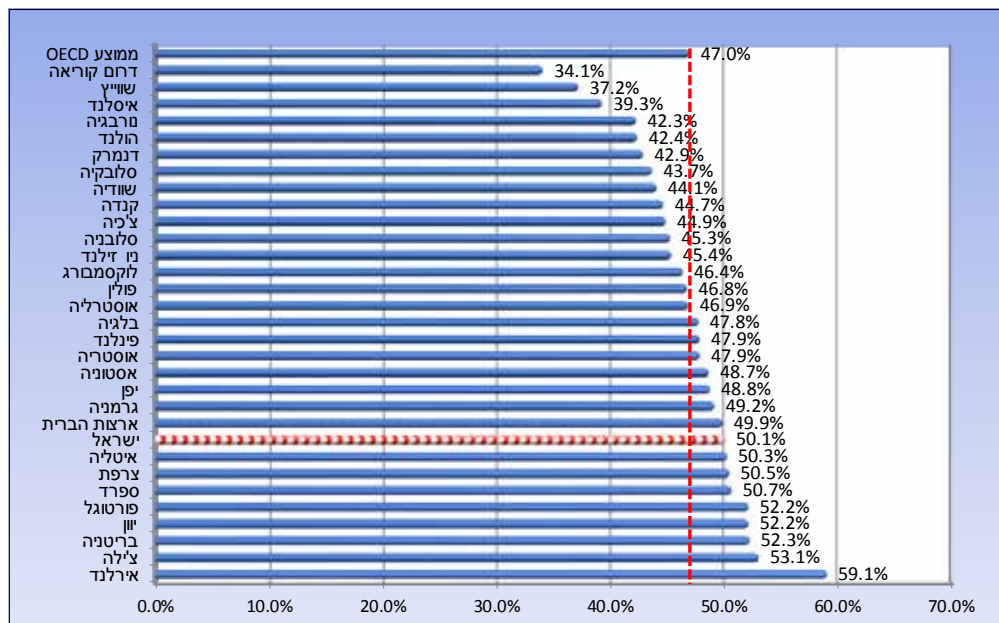
4 בישראל מקובל סרגל תקנון אחר והוא מוגדר בנספח מקורות נתונים ומתודולוגיה, ומשמש באי שוויון בהכנסה פנויה לנפש סטנדרטית – מדיניות מרחיבת פערים.

להם כלל הכנסת שוק והם מסתמכים רק על קצבאות, תמיכות והעברות (שיעורם בישראל עומד על כ-20%).

ב.4. מגמות עלייה ארוכות טווח באי שוויון בישראל בהשוואה עולמית

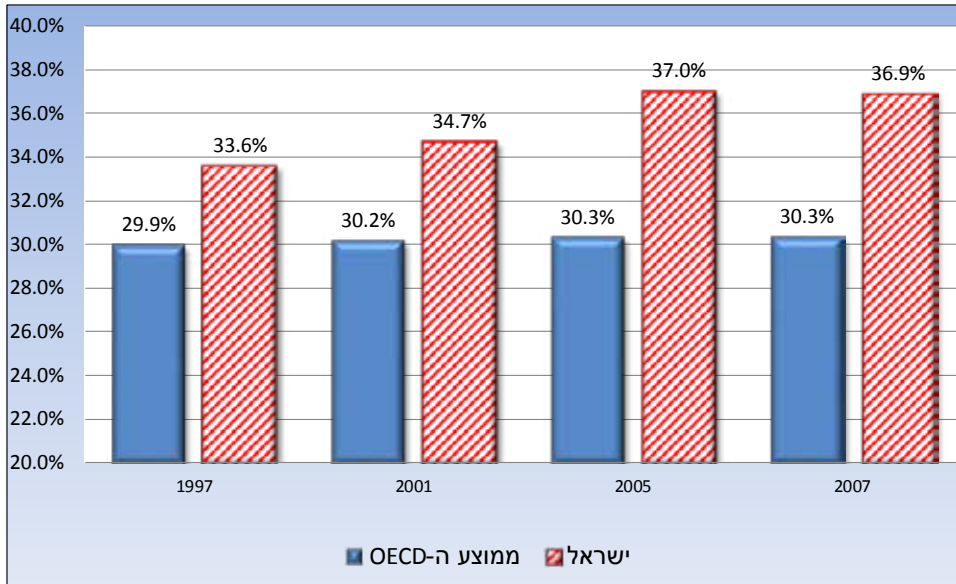
לא תמיד הייתה ישראל ממוקמת כה גבוה במדדי אי השוויון. עיבוד⁵ של נתונים היסטוריים מבסיס הנתונים LIS (ציור 5) מלמד כי מאז 1997 עלה מדד הג'יני לאי השוויון בישראל ב-3.3%. ביתר מדינות ה-OECD הוא נותר יציב יחסית, עם עלייה של 0.4% בלבד בממוצע. מהם התהליכים הכלכליים והמדיניות הכלכלית שהביאו את ישראל למצב זה? בכך נעסוק בפרקים הבאים.

ציור 4: ג'יני הכנסת שוק לנפש סטנדרטית 2010



מקור: עיבוד המחברים מתוך נתוני OECD.

ציור 5: ג'יני הכנסה פנויה לנפש סטנדרטית



מקור: עיבוד המחברים מתוך נתוני LIS.

5.5. חרדים וערבים: המסך שמסתיר את הבעיה

כל דיון באי השוויון בחברה הישראלית בשנים האחרונות מגיע גם לחלקם של הערבים והחרדים⁶ באי השוויון. ההשתתפות הנמוכה יחסית של גברים חרדים ושל נשים ערביות בשוק העבודה, והריבוי היחסי של הילדים, תורמים לעוני של משפחות אלה. אולם הסטת הדיון לעבר קבוצות אלה בלבד מסתיר את היקפה האמיתי של בעיית אי השוויון בישראל.

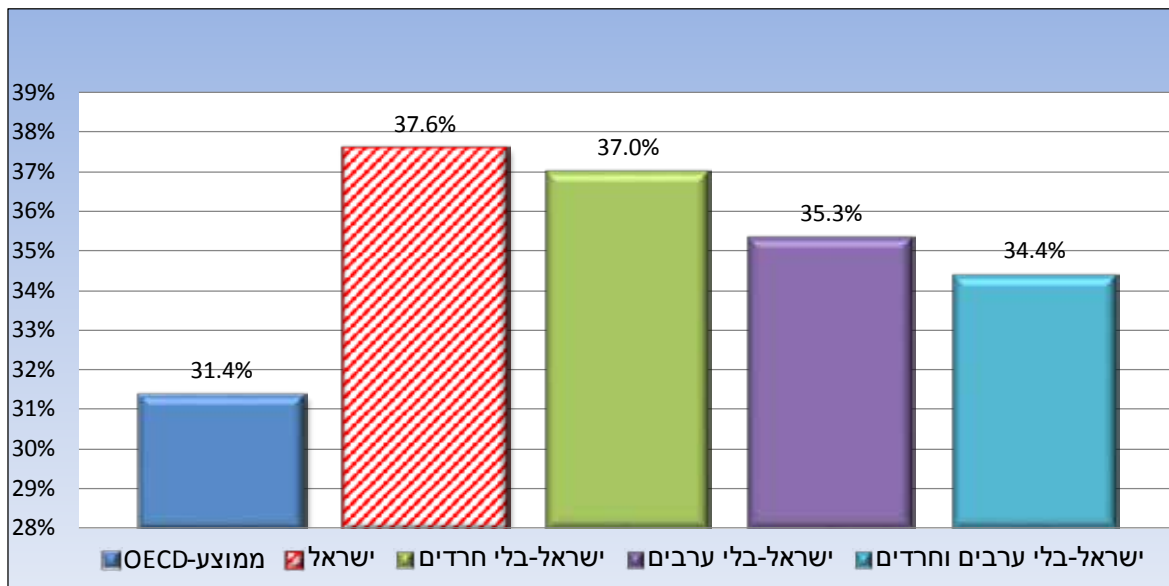
ציור 6 מציג את ישראל בהשוואה בין לאומית מול מדינות ה-OECD. הציור מציג את נתוני ישראל (בדומה לציור 3) אבל מציג גם נתוני סימולציה שמציגים מלאכותית את ישראל בניכוי משקי הבית החרדיים, משקי הבית הערביים ומשקי הבית החרדיים והערביים כאחד.

למרות שאנחנו משווים את ישראל ללא חרדים וערבים לממוצע הרגיל של ה-OECD (הכולל את כלל האוכלוסייה), ניתן לראות כמה דברים מתוך הציור: השפעתם של משקי הבית החרדיים על אי השוויון בישראל נמוכה (0.6% ג'יני), וניכוי משקי הבית הערביים מצמצם את אי השוויון ב-2.3% ג'יני. עוד עולה מן הציור כי גם בניכוי קבוצות האוכלוסיות המיוחדות שלה, מיקומה הנמוך של ישראל בהשוואה בינלאומית (מקום רביעי מלמטה) נותר ללא שינוי.

6 זיהוי משקי הבית החרדיים הינו משימה סבוכה (ראה שיטות מדידה ואמידת גודלה של האוכלוסייה החרדית בישראל – הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה מרץ 2011). על מנת לזהות משקי בית חרדיים אנחנו משתמשים במתודולוגיה המבוססת על לימוד של אחד מבני משק הבית בשיבה, מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

מכאן ברור שלמרות ייחודן של אוכלוסיות אלה, לא ניתן לתלות בהן את הקולר הן למגמה ארוכת השנים של גידול באי השוויון והן למיקומה הנמוך של ישראל במדדי אי השוויון השונים בהשוואה בינלאומית.

ציור 6: אי שוויון ג'יני בהכנסה פנויה לנפש סטנדרטית – 2010, השוואה בינלאומית (קבוצות אוכלוסייה שונות)



מקור: עיבודי המחברים מנתוני סקר ההכנסות של הלמ"ס ונתוני OECD.

ג. שוק העבודה – ירידה בשכר הבינוני

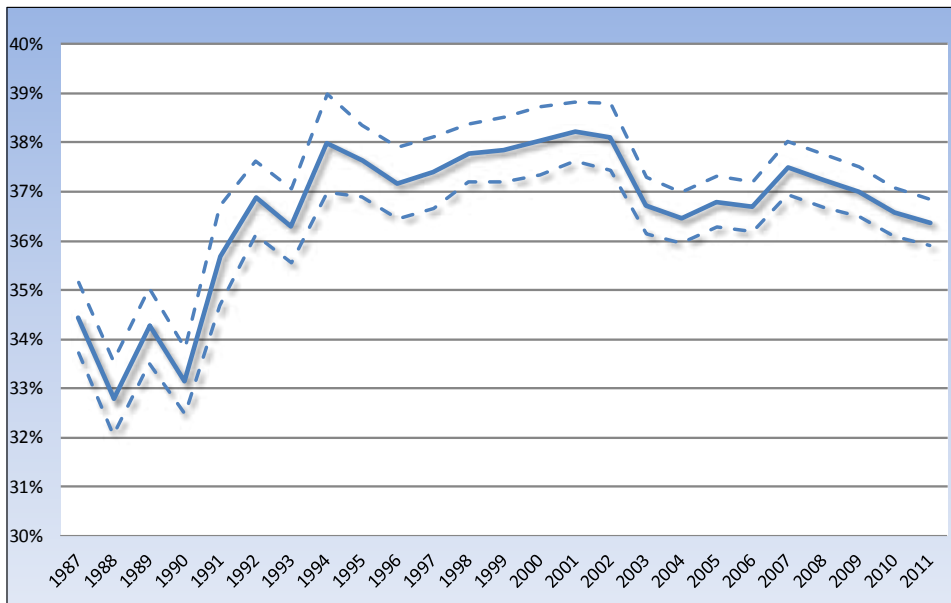
בשנים האחרונות לא חל שינוי משמעותי במדד אי השוויון הכולל של התפלגות השכר השעתי, והחל מ-1993 ועד היום הוא מצוי ברמה דומה (ציור 7). מחקרם של Kristal and Cohen (2005) מראה כי אי השוויון בשכר השעתי עלה בצורה רציפה החל מתחילת שנות ה-70 ועד שהגיע לשיא הנוכחי.⁷ בעוד שמדדי ג'יני לאי שוויון נותרו קבועים, התפלגות השכר השעתי עברה שינויים משמעותיים אחרים. עיקר השינוי הוא בירידה יחסית של השכר האמצעי ביחס לשכר הנמוך או הגבוה. למעשה,

7 Kristal and Cohen בחנו את אי השוויון בשכר השעתי לעובדים בגילאי העבודה 25–64. מדד זה הינו נמוך יותר מטבע הדברים (ככל שהאוכלוסייה הומוגנית יותר אי השוויון בשכר נמוך יותר) והמשיך עוד לעלות אחרי 1993.

ניתן לומר כי למרות שמידת אי השוויון הכולל בשכר השעתי לא השתנתה, אופיו של אי השוויון השתנה.

כפי שנראה, הסיבה לשינוי זה בהתפלגות השכר טמונה בשינויים ברמות אי השוויון בתוך מקצועות שונים. בשנים הללו עלתה הקורלציה בין גובה השכר במקצוע לבין רמת אי השוויון בו. כלומר, במקצועות המאופיינים בשכר גבוה ישנו גידול באי שוויון ובמקצועות המאופיינים בשכר נמוך ישנו צמצום באי השוויון. כתוצאה, יש גידול בפערים בחצי העליון של ההתפלגות וצמצום בפערים בחצי התחתון, מה שביחד יוצר ירידה יחסית בשכר האמצעי ביחס לשכר גבוה או נמוך.

ציור 7: מדד ג'יני לאי שוויון בשכר השעתי בשנים 1987–2011

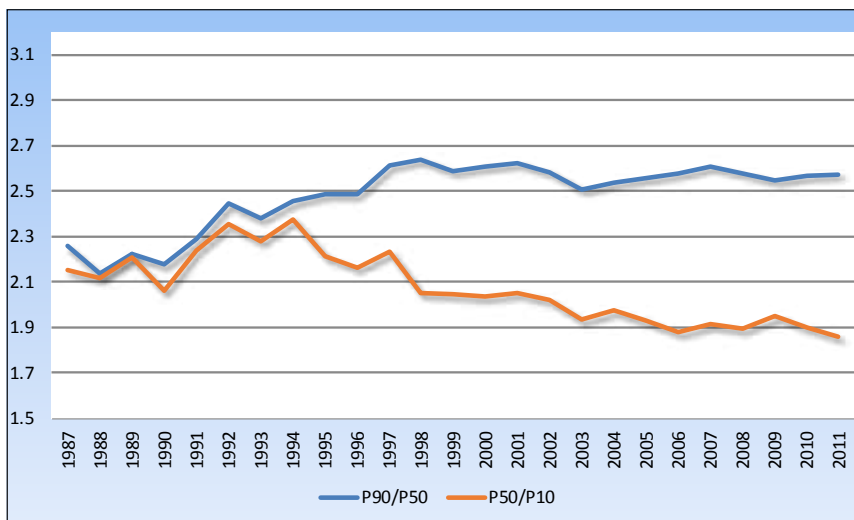


מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ג.1. מגמות בולטות בשכר השעתי

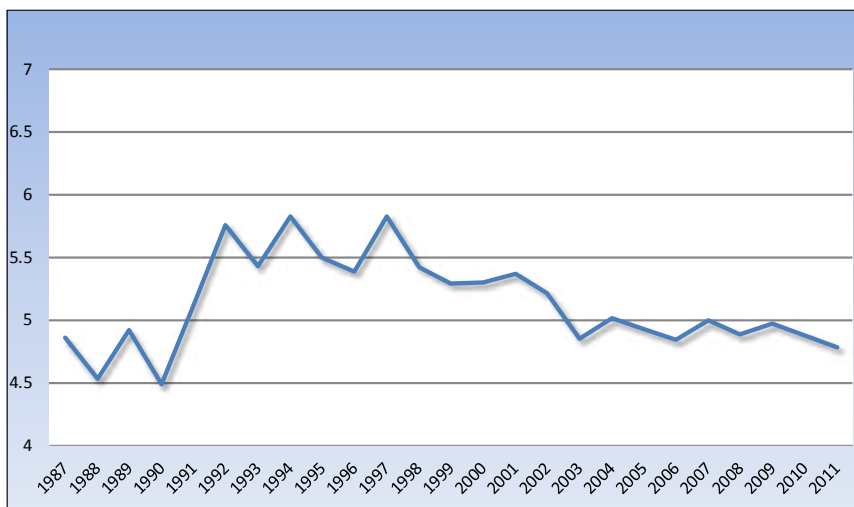
ציור 8 מראה את יחסי השכר בין אחוזון 90 לאחוזון 50 (החציון) ובין אחוזון 50 לאחוזון 10. ניתן לראות שהפער בין האחוזון ה-90 לאחוזון ה-50 גדל משמעותית בין השנים 1988–1998 ונותר גבוה בשנים שלאחר מכן. לעומתו, בפער בין האחוזון ה-50 לאחוזון ה-10 נרשמה עלייה בין 1987–1994, אולם בין 1994–2006 הייתה ירידה חדה, ובסך הכול ישנה ירידה מצטברת משמעותית במהלך כל התקופה. מגמה דומה ביחסים האלו נרשמה באותן שנים בארה"ב (Autor et al., 2008).

ציור 8: שינוי ביחסי עשירונים של השכר השעתי של כלל האוכלוסייה 2011–1987



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ציור 9: שינוי ביחסי עשירונים של השכר השעתי של כלל האוכלוסייה P90/P10, 2011–1987



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

המכפלה של יחס השכר בין האחוזון ה-90 והאחוזון ה-50 עם יחס השכר של אחוזון 50 ואחוזון 10 נותנת את יחס השכר בין אחוזון 90 לאחוזון 10. כפי שמראה ציור 9, היחס בין השכר של אחוזון 90 לשכר של אחוזון 10 לא השתנה רבות במהלך התקופה. אולם כפי שנוכחנו, החלוקה הפנימית בין היחס 90/50 ליחס 50/10 השתנתה, כך שמרבית הפער מרוכזת כעת בחלק העליון של ההתפלגות. ניתן גם להראות שהתנהגות דומה מתקבלת בפילוח לפי גברים ונשים לחוד.

ג.2. שינוי בכל אחוזון (U)

ציור 10 מראה בצורה יותר מפורטת את השינוי בשכר בכל אחוזוני ההכנסה, בשנים 1987 לעומת 2011.

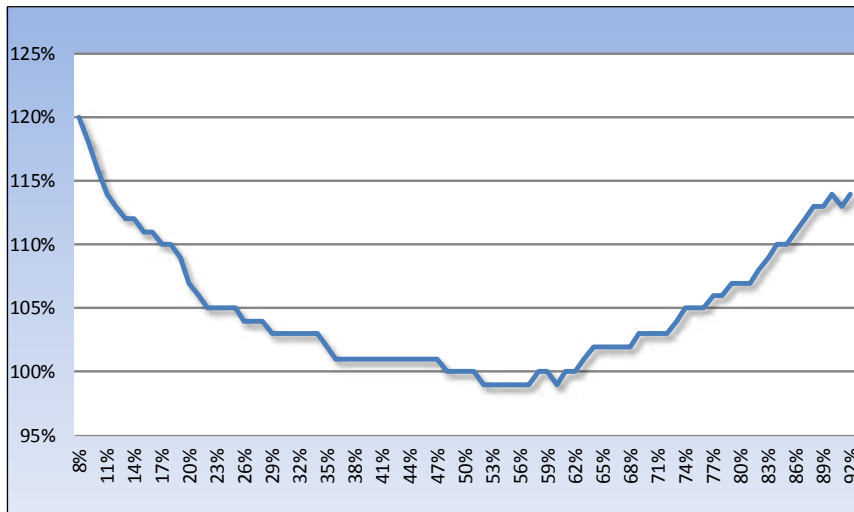
לכל אחוזון הכנסה מוצג השינוי היחסי באחוזון הכנסה זה, ביחס לשינוי בהכנסה בחציון. או לפי נוסחה:

$$\frac{\frac{w_p^{2011}}{w_{50}^{2011}}}{\frac{w_p^{1987}}{w_{50}^{1987}}} = \frac{\frac{w_p^{2011}}{w_p^{1987}}}{\frac{w_{50}^{2011}}{w_{50}^{1987}}} \cdot \frac{w_{50}^{1987}}{w_{50}^{2011}}$$

. ניתן בקלות לשים לב שנוסחה זאת שקולה לנוסחה:

כלומר, לשינוי בשכר ביחס לחציון בין השנים 1987 ל-2010.

ציור 10: שינוי בשכר השעתי באחוזון לעומת השכר השעתי החציוני של כלל האוכלוסייה 2011–1987



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

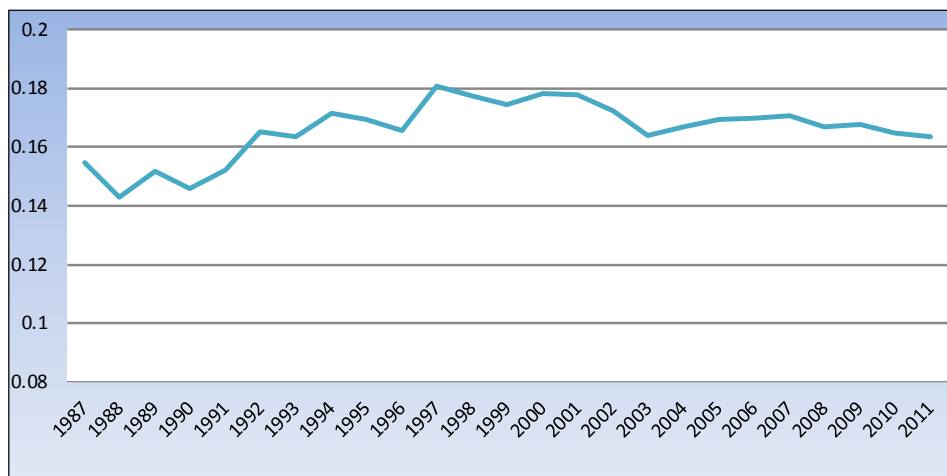
ניתן להתרשם שככל שהאחוזון מרוחק יותר מן האמצע, מצבו היחסי השתפר יותר במהלך השנים הללו. בסך הכול, האחוזונים האמצעיים חוו ירידה בהכנסותיהם ביחס לאחוזונים הגבוהים וגם ביחס לנמוכים.

ג.3. האם מעמד הביניים נעלם?

פעמים רבות נשמעת הטענה שמעמד הביניים בישראל נעלם. הנתונים שהצגנו מראים אמנם שהייתה ירידה יחסית בשכר הבינוני, אך לא ניתן להסיק מכך שכמות האנשים שמוגדרים כ"מעמד ביניים" מצטמצמת.

לשם בחינת גודל מעמד הביניים פותח מדד פוסטר וולפסון לביפולריות (Foster and Wolfson, 2010). מדד זה מבחין בין התפלגויות שכר מקוטבות שבהן ישנו ריכוז של בעלי הכנסות גבוהות ובעלי הכנסות נמוכות לבין התפלגויות בעלות אמצע רחב. ציור 11 מציג מדד זה לשנים 1987–2011. ניתן לראות כי לא הייתה עלייה משמעותית במדד זה, ולכן לא ניתן לומר כי ישנה ירידה בגודלו של מעמד הביניים. כלומר, מעמד הביניים לא נעלם, אלא שהכנסתו היחסית ירדה.

ציור 11: מדד פוסטר וולפסון לביפולריות בשכר השעתי בשנים 1987–2011



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ג.4. סיבות לירידה בשכר הבינוני

נסה כעת להבין מה הוביל לשינוי הנ"ל בשכר הבינוני. עד כה, כדי להראות את מגמת הירידה בשכר האמצעי השתמשנו במדדים פשוטים שמתארים היטב את התופעה, אך לא ניתן לפרק אותם בצורה נוחה לגורמים שונים שמשפיעים עליהם. לכן קשה באמצעות המדדים הללו להבין בצורה מדויקת יותר מה גרם לשינוי בהתפלגות ההכנסות.

לכן נרצה לעבור לממד אחר שעדיין מתאר את השינויים שתיארנו, אך יותר נוח לפירוק לגורמים שונים. מדד כזה הוא מדד ההטיה (skewness) של ההתפלגות. מדד זה מחושב באמצעות המומנט השלישי של התפלגות לוג השכר.⁸

מדד זה, כפי ששמו מרמז, אומד את מידת ההטיה של ההתפלגות, או חוסר הסימטריה שלה. כאשר יש גידול בפערים בחצי העליון של ההתפלגות וצמצום פערים בחצי התחתון, ההתפלגות נהיית בעלת זנב ימני ארוך יותר, אך נהיית יותר מרוכזת בחלקה השמאלי ובכך בעצם נהיית מוטה שמאלה. ניתן לראות שזה אכן מה שקרה בהתפלגות לוג השכר בין השנים 1987–2011 בציור 12. כפי שצפינו, כאשר מסתכלים בציור 13 על מדד ההטיה של ההתפלגות במהלך השנים הללו רואים שהוא אכן עולה בצורה הדרגתית.

היתרון במדד זה, כאמור, הוא היכולת לפרק אותו לגורמים שונים. הפירוק נעשה בצורה הבאה: נחלק את האוכלוסייה לפי קבוצות. קבוצות אלו יכולות להיות רמות השכלה, גיל, חלוקה למקצועות ועוד. מדד ההטיה מתפרק לפי הנוסחה:

$$S(\log(w)) = E(S(\log(w)|X)) + S(E(\log(w)|X)) + 3COV(E(\log(w)|X), V(\log(w)|X))$$

הרכיב הראשון בנוסחה הוא מידת ההטיה בתוך הקבוצות והרכיב השני הוא מידת ההטיה בין הקבוצות. הרכיב השלישי מייצג את מידת הקורלציה בין התוחלת לשונות של לוג השכר בקבוצות. רכיב זה הוא משמעותי כאשר ההטיה נגרמת משום שבקבוצות בעלות שכר גבוה יש גם רמת אי שוויון גבוהה⁹ ולהפך, כאשר לקבוצות בעלות שכר נמוך יש רמת אי שוויון נמוכה.

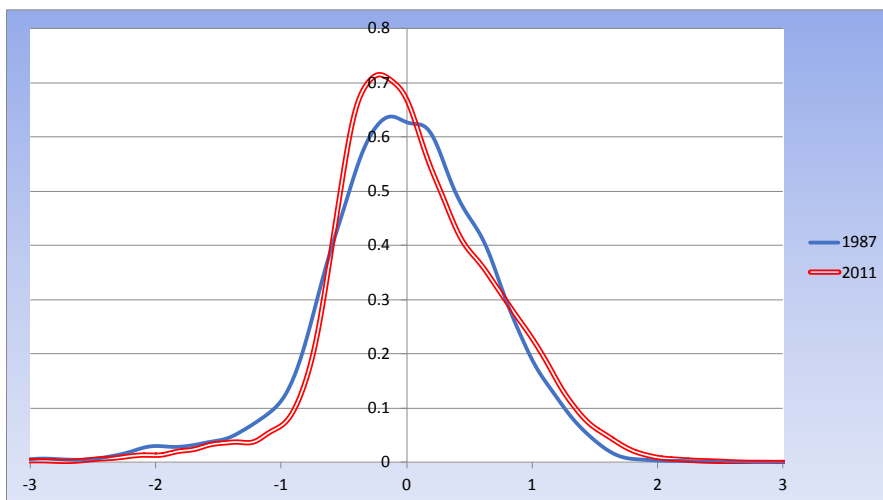
לוח 2 מראה עבור חלוקות שונות לקבוצות כמה גרם כל אחד מהרכיבים לגידול בהטיה של ההתפלגות.¹⁰ ניתן לראות ש-70% מהתופעה מוסברים על ידי רכיב הקורלציה (3COV) של המקצועות. פירוש הדבר הוא שאת מרבית התופעה ניתן להסביר באמצעות גידול בקורלציה בין רמת ההכנסה במקצוע לבין אי השוויון בו.

במילים אחרות, התרחבות הפערים בחצי העליון של ההתפלגות נובעת בעיקר מהתרחבות פערים בתוך מקצועות עם שכר גבוה, בעוד שצמצום הפערים בחצי התחתון של ההתפלגות נובע בעיקר מצמצום פערים בתוך מקצועות עם שכר נמוך.

$$S(\log(w)) = \frac{E[\log(w) - E[\log(w)]]^3}{V[\log(w)]^{0.5}} - \text{מדד ההטיה מוגדר לפי הנוסחה}$$

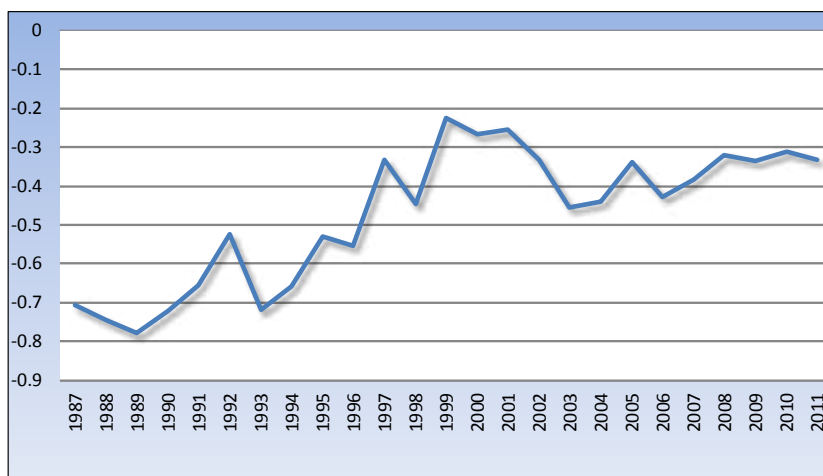
9 כאשר גובה השכר נמדד לפי תוחלת לוג השכר ורמת אי השוויון נמדדת לפי השונות של לוג השכר.
10 כדי לאמוד את התרומה של כל רכיב, אנו מחשבים את קו המגמה של כל אחד משלושת הרכיבים לאורך השנים. מאחר שסכום שלושת הרכיבים הוא הטיית ההתפלגות, גם סכום שלושת קווי המגמה הוא קו המגמה הכולל. התרומה של כל רכיב היא היחס של השיפוע שלו עם השיפוע הכללי של קו המגמה. ככה מקבלים את תרומתו היחסית לגידול לאורך השנים.

ציור 12: התפלגות לוג השכר סביב הממוצע בשנים 1987 ו-2011



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ציור 13: מדד ההטיה בשכר השעתי בשנים 1987–2011



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

משלח היד "מנהלים כלליים" הוא דוגמה טובה למקצוע בעל שכר גבוה עם פערים גבוהים בתוכו. מהצד השני משלח היד "עובדים בלתי מיומנים" מאופיין בשכר נמוך עם פערים נמוכים בתוכו.¹¹

לוח 2: פירוק של הגידול במדד ההטיה של לוג השכר לפי קבוצות

חלוקה לפי	הטיה בתוך קבוצות	הטיה בין קבוצות	3COV
מקצועות	0.18 [0.173,0.188]	0.11 [0.109,0.112]	0.709 [0.702,0.716]
גיל	0.377 [0.370,0.385]	0.289 [0.286,0.291]	0.334 [0.330,0.338]
השכלה	0.698 [0.668,0.707]	-0.032 [-0.031,-0.032]	0.338 [0.334,0.342]
גיל והשכלה	0.109 [0.102,0.115]	0.314 [0.311,0.317]	0.577 [0.571,0.583]
מגדר	1.021 [1.008,1.033]	0.007 [0.007,0.007]	-0.027 [-0.026,-0.028]

ניתן לראות שגם לחלוקה לפי גיל והשכלה יש יכולת להסביר חלק גדול מהתופעה, אולם ממצא זה הוא פחות משמעותי, משום שגיל והשכלה מתואמים הרבה יותר עם שכר מאשר מקצוע. נראה שהשינויים השונים בהתפלגות השכר בתוך מקצועות שונים קשורים גם לשינויים בפרמיה לניסיון ולהשכלה בתוך המקצועות.

נקודה נוספת שחשוב לציין היא עליית שכר המינימום. באותן שנים יש גידול של שכר המינימום ביחס לשכר הממוצע, מה שיכול להסביר חלק מצמצום הפערים בשכר השעתי בחלקה התחתון של ההתפלגות. יתכן גם שזה גרם במיוחד לצמצום פערי השכר בתוך מקצועות עם שכר נמוך (מזר ופלד, 2012).

ד. שכר לעובד – מצב העובדים העניים

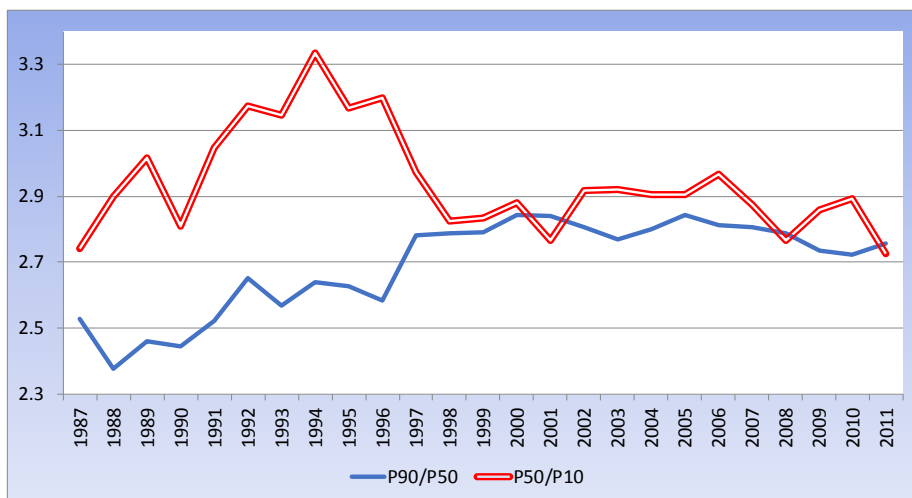
בפרק הקודם בחנו את נתוני השכר השעתי וראינו כי ישנה ירידה בשכר הבינוני ביחס לשכר הנמוך והגבוה. בפרט ראינו כי יש צמצום פערים בחלק התחתון של התפלגות השכר.

בפרק זה נבחן את התפלגות השכר הכולל של פרטים. נראה כי בחלקה העליון של התפלגות השכר ישנו גידול בפער בדומה לגידול בפער בשכר השעתי. לעומת זאת, בחלק התחתון של התפלגות השכר, לא ניתן לראות צמצום בפערים. הסיבה לכך היא ירידה בכמות שעות העבודה בקרב בעלי ההכנסה הנמוכה ועלייה בכמות המשרות החלקיות, ואפילו החלקיות מאוד.

11 לא ניתן לדעת אילו מקצועות בדיוק תרמו לגידול מכיוון שהלמ"ס החליף את אופן הקידוד של המקצועות במהלך התקופה.

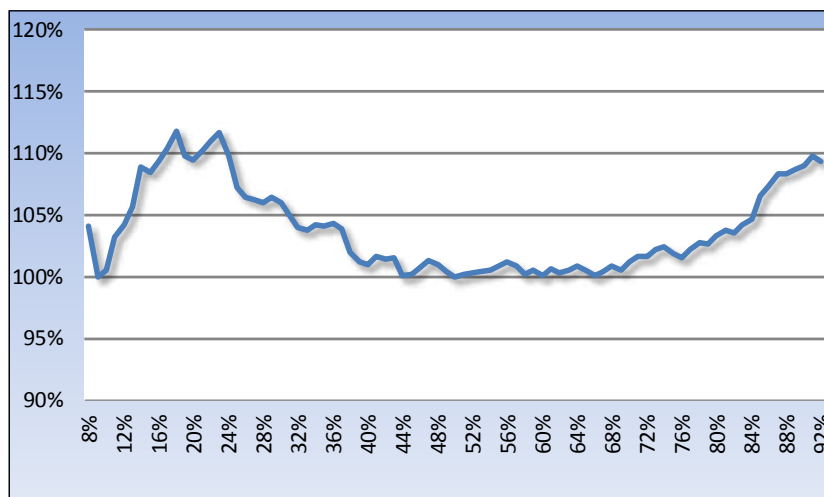
ד.1. מגמות בהתפלגות השכר לעובד

ציור 14: שינוי ביחסי עשירונים של השכר של כלל האוכלוסייה 1987–2011



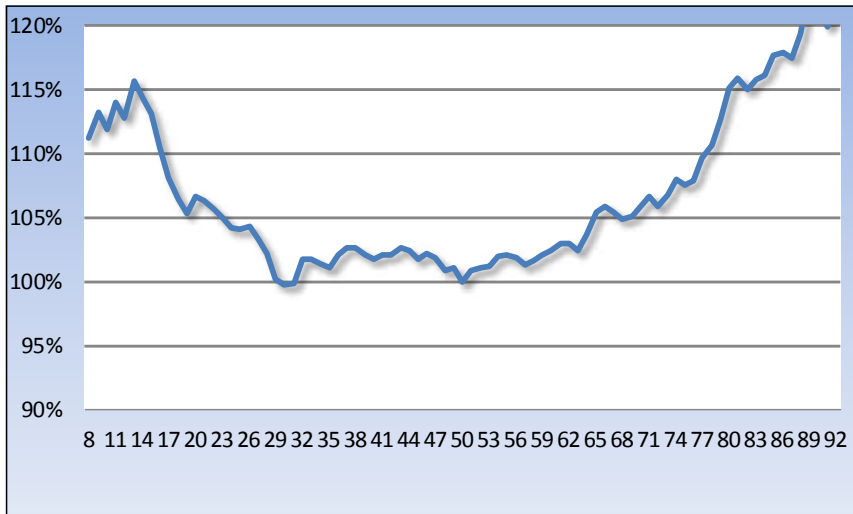
מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ציור 15: שינוי בשכר באחוזון לעומת השכר החציוני של כלל האוכלוסייה 1987–2011



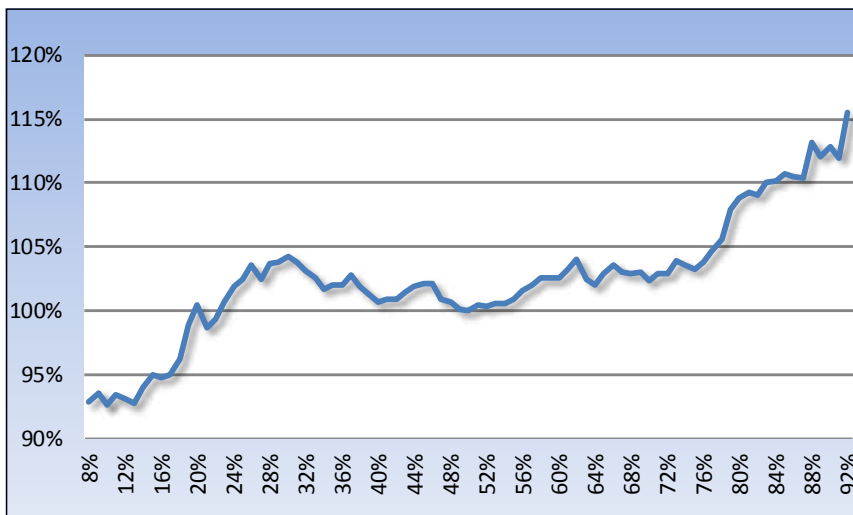
מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ציור 16: שינוי בשכר באחוזון לעומת השכר החציוני - גברים 1987–2011



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ציור 17: שינוי בשכר באחוזון לעומת השכר החציוני – נשים 1987–2011



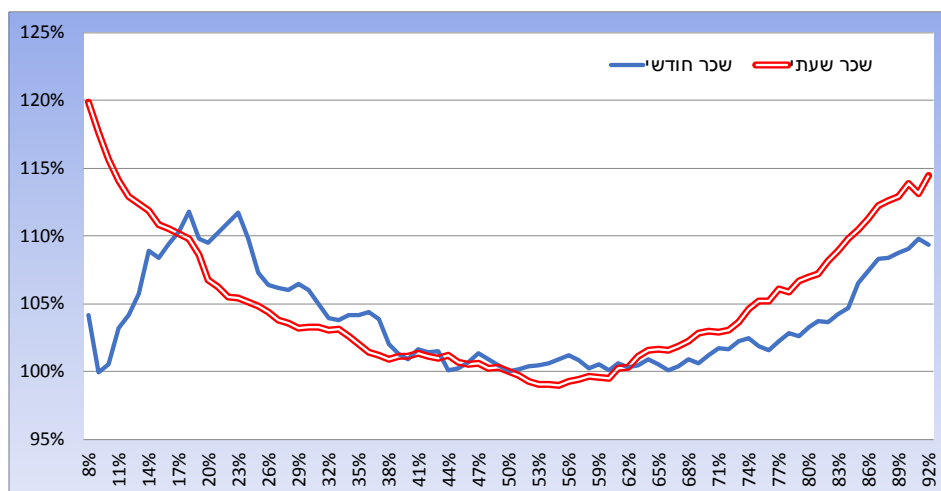
מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ציור 14 מלמד כי בעוד שבשנים 1987–2011 היה גידול בפערים בחצי העליון של ההתפלגות, בחצי התחתון לא נרשם שינוי בין תחילת התקופה לסופה. כלומר, המגמה בחצי העליון של ההתפלגות זהה למגמה בהתפלגות השכר השעתי, בעוד שהמגמה בחלק התחתון שונה.

בציור 15, ציור 16 וציור 17 אנו רואים את השינוי היחסי בשכר ביחס לכל אחוזון (ראה בפרק ג.2 הסבר מפורט). בדומה לשכר השעתי, גם כאן ניתן להבחין בצורת U בציור, אך ה-U "מוזז" ימינה. כלומר, אנו רואים שיפור בהכנסה בהכנסות נמוכות, באזור האחוזון ה-20 ביחס לחציון. אך, אנחנו רואים שאין שיפור של הכנסות נמוכות מאוד, באזור האחוזון ה-10. כלומר הפער בין האחוזון ה-20 לאחוזון ה-10 גדל משמעותית.

ציור 18 משווה את השינויים של השכר השעתי והשכר החודשי ומראה שהפער ביניהם הוא בעיקר באחוזונים הנמוכים.

ציור 18: שינוי בשכר באחוזון לעומת השכר החציוני 1987–2011



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ניתן גם לשים לב שיש שוני מהותי בתופעה אצל גברים ונשים. אצל נשים, צורת ה-U אינה מופיעה כלל ויש ירידה יחסית של עשירוני ההכנסה הנמוכים. מכאן אנו למדים שהעובדים באחוזונים הנמוכים שלא חוו שיפור בשכר הן בעיקר נשים.

2.7. התפלגות שעות העבודה

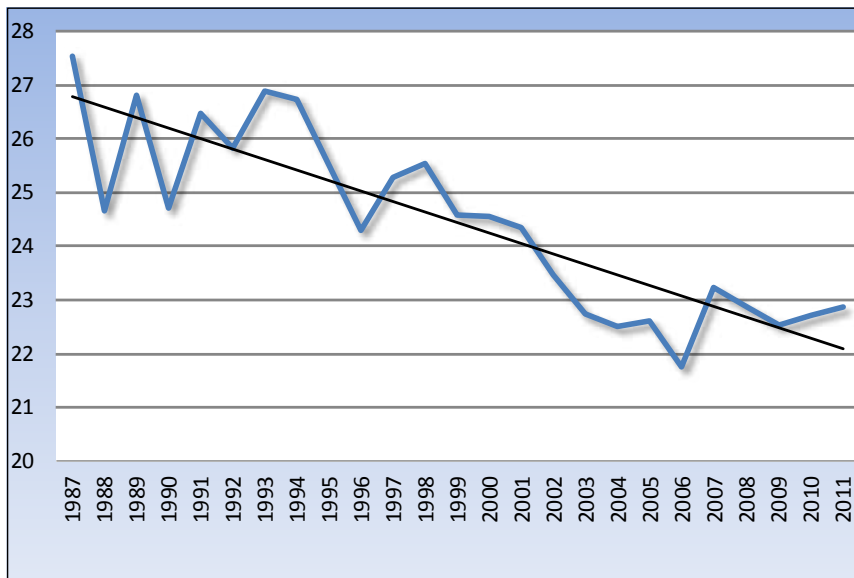
הסיבה לכך שאיננו רואים שיפור בחלק התחתון של התפלגות השכר נובעת משינוי בכמות שעות העבודה. ברור כי במידה שכל העובדים היו עובדים אותה כמות של שעות לא היה שום הבדל בין יחסי השכר בשכר השעתי ובשכר הכולל.

ציור 19 מראה לנו את ממוצע שעות העבודה לעובדים בעשירון התחתון במהלך השנים 1987–2011. ניתן לראות בבירור כי הייתה ירידה בשעות העבודה מ-27 שעות שבועיות לפחות מ-23 שעות שבועיות. זוהי ירידה של יותר מ-20% בכמות שעות העבודה, ולכן היא מקזזת את העלייה היחסית בשכר.

ציור 20 מציג ממוצע של שעות העבודה בכל אחוזון הכנסה בשנים 1987 ו-2011. ניתן לראות בבירור שהשינוי המשמעותי בשעות העבודה מתרחש באחוזוני ההכנסה התחתונים. בנוסף ניתן להתרשם שכמות שעות העבודה באחוזונים נמוכים הינה נמוכה משמעותית, ומכאן להסיק שחלק גדול מהפער בחלק התחתון של ההתפלגות נובע מפער בכמות שעות העבודה.

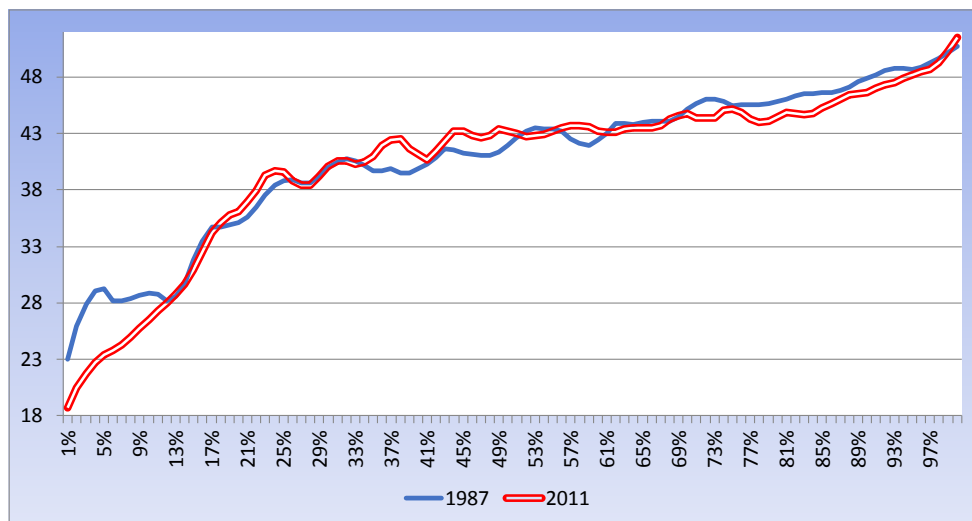
בסך הכול, התרחשו שני תהליכים שפעלו בצורה הפוכה: כמות שעות העבודה באחוזוני ההכנסה הנמוכים ירדה, בעוד שההכנסה לשעת עבודה עבור הכנסות נמוכות גדלה באופן יחסי. שתי התופעות הללו בעצם ביטלו אחת את השנייה והשאירו את רמת הפער קבועה בחלק התחתון של ההתפלגות.

ציור 19: שעות העבודה השבועיות של עובדים בעשירון התחתון בשנים 1987–2011



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ציור 20: חלוקה של שעות עבודה לפי עשירונים¹²



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ה. החלק העליון של התפלגות השכר

התפלגויות שכר בעולם כולו מקיימות תמיד תכונות אופייניות: הן אסימטריות, יש להן צידוד חיובי והן בעלות "זנב עבה" (Neal and Rosen, 2000). משמעותן של האסימטריה והצידוד החיובי היא כי חלק גדול ממקבלי השכר מקבלים שכר נמוך וחלק קטן מקבל שכר גבוה, ואילו הזנב העבה משמעותו כי החלק הקטן באוכלוסייה המקבל שכר גבוה מקבל גם חלק ניכר מכלל השכר. מתוך נתוני סקר ההכנסות של הלמ"ס עולה כי העשירון העליון הרוויח מעל 30% מכלל השכר, ואילו האחוזון העליון הרוויח כ-6%.

אמידת זנב ההתפלגות היא בעייתית רק על סמך נתונים מסקרים כדוגמת סקר הלמ"ס. מחקרים שנערכו לאחרונה בנושא החלק העליון של התפלגות השכר (Burkhauser et al., 2012) מציעים להשתמש באמידה פרמטרית של ההתפלגות לשם ניתוח הזנב.

על מנת לפענח את המגמות בהתפלגות השכר יש אפשרות לאמוד אותן באמידה פרמטרית של התפלגות בטת מוכללת מהצורה השנייה (GB2). התפלגות זאת נמצאה במחקרים רבים כתואמת את התפלגות השכר האמפירית (Bandourian et al., 2002).

12 הציור מציג קירוב של פונקציה חלקה לפונקציית שעות העבודה לפי רמת הכנסה באמצעות שיטת LOESS עם רוחב חלון 0.1 (bandwidth) (10%).

לוח 3: הפרמטרים של התפלגות השכר הפרמטרית GB2

שנה	α	β	P	Q
1987	1.99	1.31	0.90	1.90
1988	2.53	1.23	0.66	1.36
1989	2.93	1.11	0.54	1.00
1990	2.59	1.18	0.65	1.26
1991	3.33	1.02	0.47	0.77
1992	2.37	1.09	0.69	1.20
1993	2.53	1.16	0.62	1.19
1994	2.71	1.10	0.54	1.00
1995	3.06	1.01	0.49	0.81
1996	3.35	1.02	0.44	0.74
1997	2.38	0.98	0.70	1.09
1998	2.99	0.90	0.56	0.78
1999	2.66	0.89	0.66	0.89
2000	2.50	0.91	0.70	0.97
2001	2.72	0.87	0.64	0.84
2002	3.27	0.87	0.50	0.67
2003	3.40	0.89	0.48	0.66
2004	2.84	0.95	0.58	0.86
2005	3.09	0.89	0.53	0.73
2006	3.39	0.90	0.47	0.65
2007	4.24	0.83	0.38	0.47
2008	4.30	0.81	0.39	0.46
2009	3.38	0.86	0.49	0.64
2010	3.63	0.85	0.47	0.59
2011	3.46	0.86	0.50	0.64

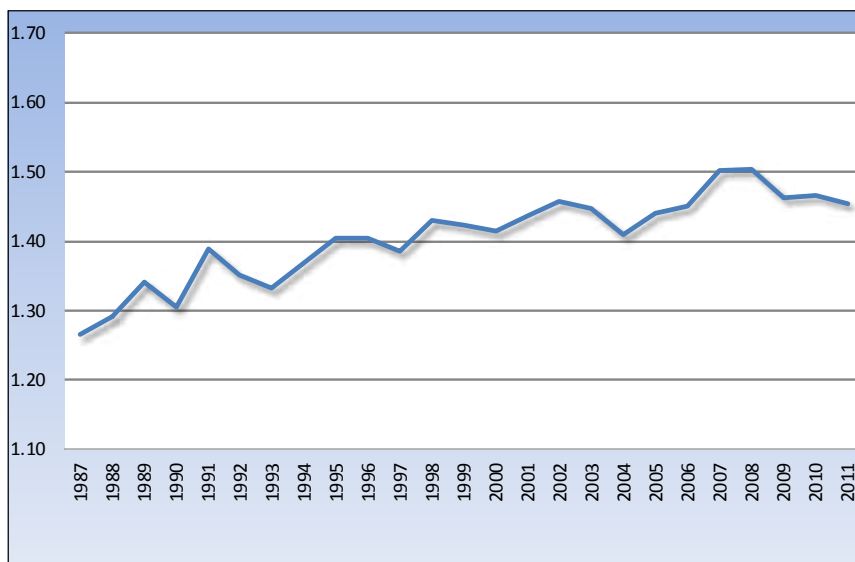
מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

הפרמטרים של התפלגות GB2 התואמת את השכר החודשי בישראל הותאמה על פני השנים ומוצגת בלוח 3. לצורך ההשוואה התפלגות השכר נורמלה כך שהשכר הממוצע יהיה 1.1¹³. מתוך התפלגות זאת ניתן להסיק את תכונות הזנב הימני. ככל שהזנב הימני של התפלגות השכר יהיה עבה יותר, כך חלק גדול יותר מן השכר יתרכז בזנב הימני העליון. ביטוי מספרי של עובי הזנב הוא במקדם פארטו-לורנץ' ההופכי. מקדם פארטו-לורנץ' ההופכי מבטא את מידת אי השוויון בחלק העליון של התפלגות השכר. משמעות המקדם היא היחס בין השכר הממוצע של כל האנשים

13 על מנת לקבל את השכר בפועל יש צורך להכפיל בשכר הממוצע החודשי באותה שנה. הנרמול משפיע אך ורק על הפרמטר β .

ששכרם גבוה משכר סף מסוים לבין שכר זה עצמו.¹⁴ למשל בהתפלגות שכר עם מקדם פארטו-לורנץ הופכי של 1.4, הרי ששכרם הממוצע של כל האנשים שמשתכרים מעל לשכר של 20,000 ₪ הוא 28,000 ₪. ציור 21 מציג את המקדם הזה בין השנים 1987–2011, וניתן להבחין שאכן ישנה עלייה הדרגתית.

ציור 21: עובי הזנב בהתפלגות השכר – אמידת פרמטר פרטו-לורנץ ההופכי מתוך אמידה פרמטרית של התפלגות GB2



מקור: עיבודי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ו. אי שוויון סוציו-דמוגרפי – תמונת מצב ומגמות

בפרק זה נבחן את מידת התרומה של פערי שכר בין קבוצות אוכלוסייה שונות למידת אי השוויון הכוללת. לשם כך נשתמש במדד תייל. מדד זה מאפשר לפרק את אי השוויון לשני חלקים: אי השוויון בין הקבוצות ואי השוויון בתוך הקבוצות.¹⁵

14 תכונה מאפיינת של התפלגות GB2 שמאפיינת את התפלגות השכר היא שאין צורך בבחירת סף ספציפי, משום שהמקדם נשמר לכל אורך זנב ההתפלגות.

15 המדדים האחרים שבהם השתמשנו עד כה למדידת אי שוויון (ג'יני או יחס אחוזונים) אינם מאפשרים פירוק כזה לקבוצות ולכן אנו עוברים להשתמש במדד תייל. המגמות באי השוויון הנמדד לפי מדד זה זהות לאלו של מדדים אחרים.

מדד תייל למדידת אי השוויון בשכר מבטא את המידה שבה המבנה של חלוקת ההכנסות בין הקבוצות שונה מהתפלגות האוכלוסייה. כאשר חלוקת השכר בין הקבוצות היא על פי גודלן היחסי (לכל קבוצה יש אותו נתח מההכנסות כמו הנתח שלה באוכלוסייה) מדד תייל מייצג את השוויון המלא. אם לאחת מהקבוצות יש אותו נתח של הכנסות ואוכלוסייה, תרומתה של קבוצה זו למדד תייל הוא אפס. קבוצות בעלות נתח הכנסה גדול מאשר חלקן באוכלוסייה תורמות למדד באופן חיובי, וקבוצות שיש להן נתח קטן יותר בהכנסה מאשר חלקן באוכלוסייה תורמות למדד באופן שלילי. ניתן להמשיך ולחלק כל קבוצה לקבוצות משנה עד לרמת היחידים, ומדד תייל יבטא את הפער בין חלקו של האדם בשכר הכללי באוכלוסייה לחלקו היחסי באוכלוסייה (לכל פרט יש אותו חלק באוכלוסייה, אבל הנתח שלו בשכר שונה).

אנחנו נבצע פירוק זה לפי מגדר, מגזר ושנות השכלה.¹⁶ בכל המקרים נראה כי מרבית אי השוויון היא בתוך הקבוצות הללו ולא בין הקבוצות. עם זאת, שינויים של כמה אחוזים ברמת אי השוויון יכולים ליצור שינוי משמעותי ברמת אי השוויון בישראל ביחס למדינות אחרות. אנחנו נתמקד בשינויים במידת התרומה של ההבדלים בין קבוצות לאורך זמן, ופחות בערכם המוחלט.

1.1. אי שוויון בין מגדרי – צמצום מתמשך של פערים בשכר בין גברים ונשים

בשוק העבודה הישראלי פועלים כבר שנים רבות כוחות המגבירים את השתתפות הנשים ואת השוויון בשכר בין גברים ונשים.

לוח 4: תכונות שוק העבודה בגילאי העבודה העיקריים 25–54 בשנת 2011

סה"כ אוכלוסייה		כוח העבודה		מובטלים		עובדים בעבודה חלקית	
(באלפים)		(באלפים)		(באלפים)		(באלפים)	
באחוזים מתוך העבודה	באחוזים מתוך העבודה	באחוזים מתוך האוכלוסייה	באחוזים מתוך העבודה	באחוזים מתוך העבודה	באחוזים מתוך העבודה	באחוזים מתוך העבודה	באחוזים מתוך העבודה
כלל	78.8%	2,286.2	2,899.7	5.1%	116.4	547.6	24.0%
האוכלוסייה	74.0%	1,081.6	1,461.8	5.1%	54.8	359.4	33.2%
נשים	83.8%	1,204.6	1,437.9	5.1%	61.6	188.3	15.6%
גברים	83.8%	960.9	1,146.1	5.0%	47.9	320.0	33.3%
נשים יהודיות	84.5%	946.0	1,119.6	5.3%	49.9	163.4	17.3%
גברים יהודים	31.4%	86.8	276.7	5.4%	4.7	28.8	33.2%
נשים ערביות	79.5%	222.1	279.2	4.5%	10.0	20.3	9.1%
גברים ערבים							

מקור: השנתון הסטטיסטי של הלמ"ס 2012.

16 Haberfeld and Cohen (2007) בחנו בנוסף את השפעת המזרחיות/אשכנזיות על אי השוויון. אנחנו בחנו את פירוק תייל של אי השוויון ביחסו לארצות מוצא אלה. גם פירוק זה הראה שאי השוויון בין הקבוצות תורם כ-5% מסך אי השוויון הכולל, ורוב אי השוויון מצוי בתוך הקבוצות.

כניסתן של נשים לשוק העבודה היא מגמה ארוכת טווח שהחלה בשנות השישים. כפי שניתן לראות מלוח 4 שיעור ההשתתפות של נשים יהודיות כמעט השתווה לשיעור ההשתתפות של גברים יהודים. קבוצת אוכלוסייה ששיעור ההשתתפות בה הוא נמוך במיוחד הוא של נשים ערביות: פחות משליש מתוכן משתתפות בכוח העבודה.

לוח 5: שכר של גברים ונשים בשנת 2010

שנת 2010 (שכירים)	הכנסה ברוטו לחודש	הכנסה ברוטו לשעת עבודה	שעות עבודה בשבוע	ג'יני (שכר חודשי)	ג'יני (שכר לשעה)	אחוז בחציון התחתון (עפ"י שכר חודשי)
כלל האוכלוסייה	8,100	47.9	40.4	41.5%	36.8%	
נשים	6,386	43.0	35.6	39.6%	34.8%	60.8%
גברים	9,720	51.4	44.9	40.6%	37.9%	39.6%

מקור: נתוני השכר והתעסוקה מתוך השנתון הסטטיסטי של הלמ"ס 2012, חישובי הג'יני והחציונים של המחברים.

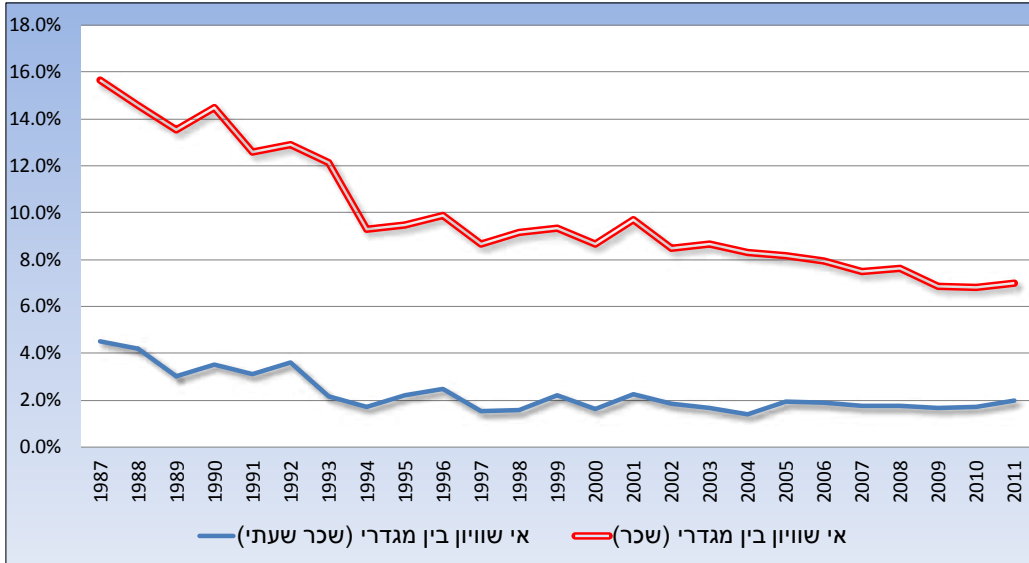
בלוח 5 ניתן לראות כי ההכנסה החודשית הממוצעת ברוטו של הגברים גבוהה מההכנסה של הנשים ב-52% ואילו השכר השעתי הממוצע של גברים גבוה ב-19.5% מזה של הנשים. עבודתן של נשים רבות במשרות חלקיות תורמת לאי השוויון בשכר. כ-60% מהנשים העובדות משתכרות פחות מהשכר החציוני במשק, ורק כ-40% מהגברים. העובדה שיותר נשים נמצאות בחלק התחתון של התפלגות השכר גורמת לכך כי בין הנשים לבין עצמן, אי השוויון נמוך יותר מזה של הגברים הן בשכר החודשי והן בשכר השעתי. על אף זאת הקרבה בין מדדי אי השוויון של הגברים, של הנשים ושל כלל האוכלוסייה מלמדת כי רוב אי השוויון בחברה נובע דווקא מאי השוויון בתוך המגדרים ולא מאי השוויון בין המגדרים.

אי שוויון בין גברים ונשים על פי מדד תייל ניתן לפירוק כדלקמן: מדד תייל לאי השוויון בין ממוצע השכר של גברים לממוצע השכר של נשים (אי השוויון בין מגדרי) ועוד הסכום המשוקלל של מדד תייל לאי השוויון בין הגברים ומדד תייל לאי השוויון בין הנשים (אי השוויון תוך מגדרי). בציר 22 ניתן לראות כי חלק אי השוויון בשכר המשויך לאי השוויון המגדרי הינו נמוך, ומתוך אי השוויון בשכר בשנת 2011 רק 7% נובעים מאי השוויון בין גברים לנשים (2% במדידת אי השוויון בשכר השעתי). עוד עולה מן הציר כי קיימת מגמה מתמשכת ורבת שנים של צמצום אי השוויון המגדרי.

2.1. אי שוויון בין מגזרי – בישראל ערבים מרוויחים חצי מיהודים

הפרשי השכר בין יהודים וערבים בישראל הינם גדולים. על מנת לנטרל את השפעת קבוצת הנשים הערביות בחנו לחוד את סוגיית השוויון בין גברים יהודים לבין גברים ערבים.

ציור 22: אחוז אי השוויון המגדרי מתוך אי השוויון הכללי לאורך זמן



מקור: חישובי המחברים על סמך סקר הכנסות הלמ"ס.

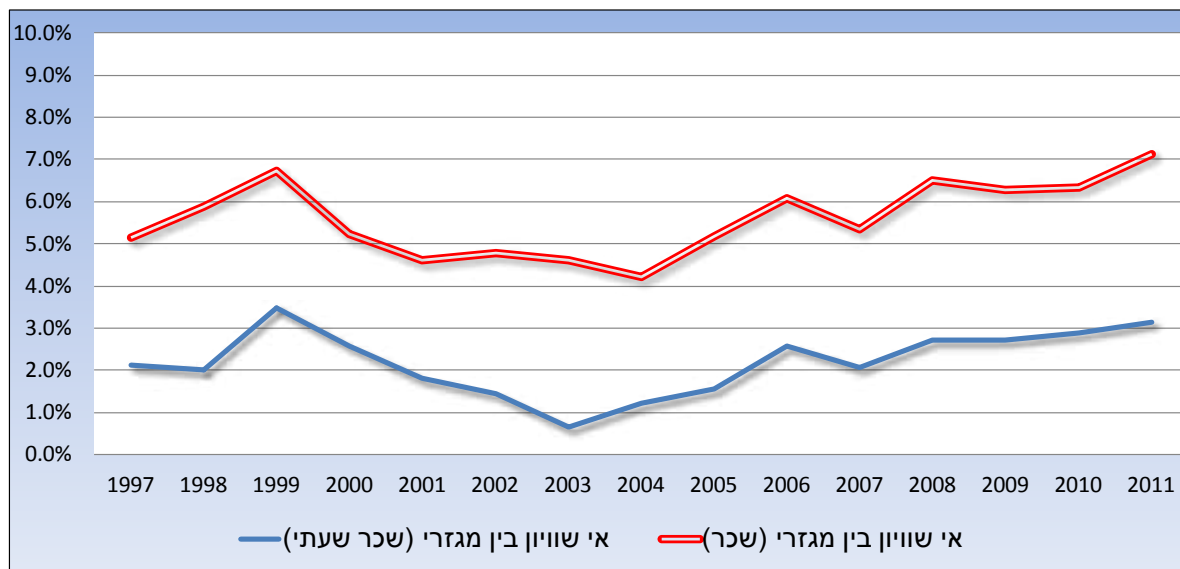
לוח 6: שכר של גברים יהודים וערבים בשנת 2011

שנת 2011 (גברים שכירים)	הכנסה ברוטו לחודש	הכנסה ברוטו לשעת עבודה	שעות עבודה בשבוע	ג'יני (שכר חודשי)	ג'יני (שכר לשעה)	אחוז בחציון התחתון עפ"י שכר חודשי של גברים
גברים	9,949	52.2	44.5	40.9%	38.7%	
יהודים	10,813	56.5	44.6	40.7%	38.4%	46.5%
ערבים	5,893	32.4	44.1	26.7%	28.4%	81.0%

מקור: חישובי המחברים על סמך סקר הכנסות של הלמ"ס.

מלוח 6 עולה כי גברים יהודים וערבים עובדים מספר שווה של שעות חודשיות, אולם השכר החודשי של שכירים ערבים מהווה רק 54% מזה של שכירים יהודים. עוד עולה כי בתוך קבוצת העובדים הערבים השוויון גדול הרבה יותר מאשר בקרב הגברים היהודים, וזאת כיוון שהם מתרכזים בחלק הנמוך של התפלגות השכר שבה השכר שוויוני הרבה יותר. יותר מ-80% מהעובדים הערבים מצויים בחלק התחתון של התפלגות השכר.¹⁷

17 סקירה ממצה של הבדלי השכר בין יהודים לערבים אפשר למצוא אצל מיעארי ואחרים (2011).

ציור 23: אחוז אי השוויון בין יהודים לערבים מתוך אי השוויון הכללי לאורך זמן

מקור: חישובי המחברים על סמך סקר הכנסות הלמ"ס.

פירוק תייל של אי השוויון בקרב השכירים הגברים מלמד כי בשנים האחרונות החלק של אי השוויון המיוחס לפער בין המגזר היהודי לערבי עולה. עם זאת, גם בשיאו הוא מהווה עדיין רק חלק קטן מסך כל אי השוויון, במיוחד בשכר השעתי.

3.1. אי שוויון לפי שנות השכלה – הפחות משכילים דורכים במקום

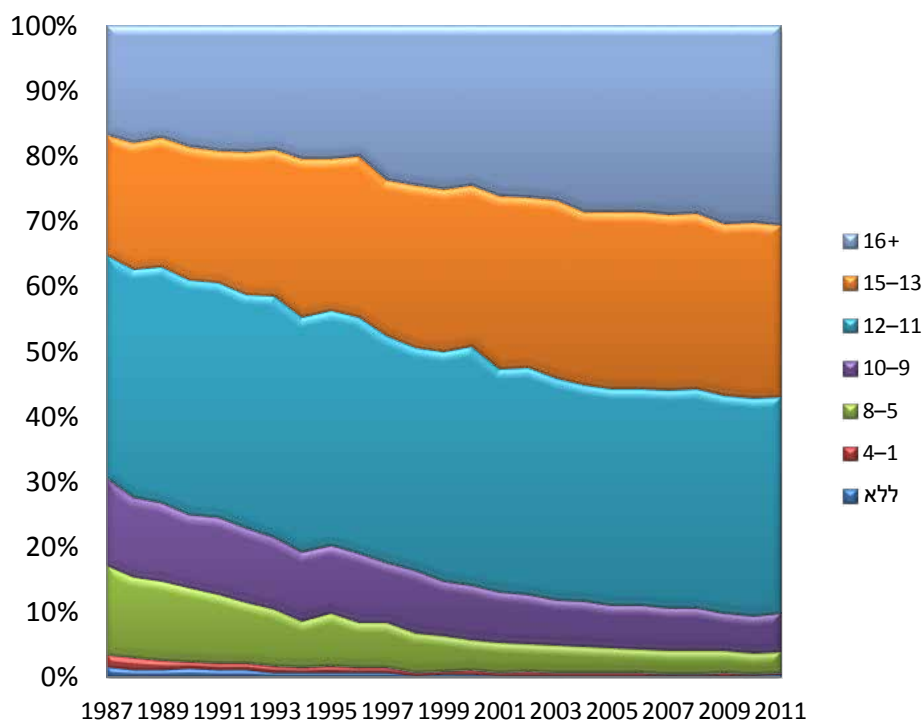
שנות ההשכלה מהוות מרכיב חשוב בשכרם של העובדים. עובדים בעלי השכלה נמוכה נמצאים בחלק התחתון של שוק העבודה, ואילו עובדים בעלי השכלה גבוהה נמצאים בחלק העליון של שוק העבודה. ההשכלה הנמוכה איננה מורידה באורח משמעותי את שעות העבודה השבועיות אולם משפיעה על השכר השעתי. שכרם של עובדים עם השכלה נמוכה (עד עשר שנות לימוד) הוא כ-60% של השכר הממוצע, השכר של בעלי ההשכלה התיכונית מהווה כ-75% מהשכר הממוצע, ואילו של בעלי ההשכלה הגבוהה (16 שנות לימוד ומעלה) מהווה 141% מהשכר הממוצע. לאורך השנים האוכלוסייה הישראלית הופכת יותר משכילה. קבוצת בעלי ההשכלה התת-תיכונית (עשר שנות לימוד ומטה) מצטמצמת מאוד. הקבוצה של בעלי ההשכלה התיכונית נותרת באותו שיעור מתוך האוכלוסייה, בנוסף ישנו גידול מסוים בשיעור הלומדים עד 15 שנות לימוד, והקבוצה שצמחה במידה המרובה ביותר היא קבוצת האנשים בעלי 16 שנות לימוד ומעלה.

לוח 7: שכר של שכירים לפי שנות לימוד בשנת 2011

שנת 2011	הכנסה ברוטו לחודש	הכנסה ברוטו לשעת עבודה	שעות עבודה בשבוע	ג'יני (שכר חודשי)	ג'יני (שכר לשעה)	אחוז בחציון התחתון (עפ"י שכר חודשי)
כלל האוכלוסייה (עם מידע על שנות הלימוד)	8,306	47.6	40.3	41.1%	36.9%	
עד 10 שנות לימוד	4,995	29.0	40.5	30.0%	31.8%	77.3%
11–12 שנות לימוד	6,294	35.2	41.1	35.4%	36.5%	63.2%
13–15 שנות לימוד	8,142	47.3	39.3	40.2%	38.2%	49.2%
16+ שנות לימוד	11,728	67.6	40.1	39.4%	37.1%	29.4%

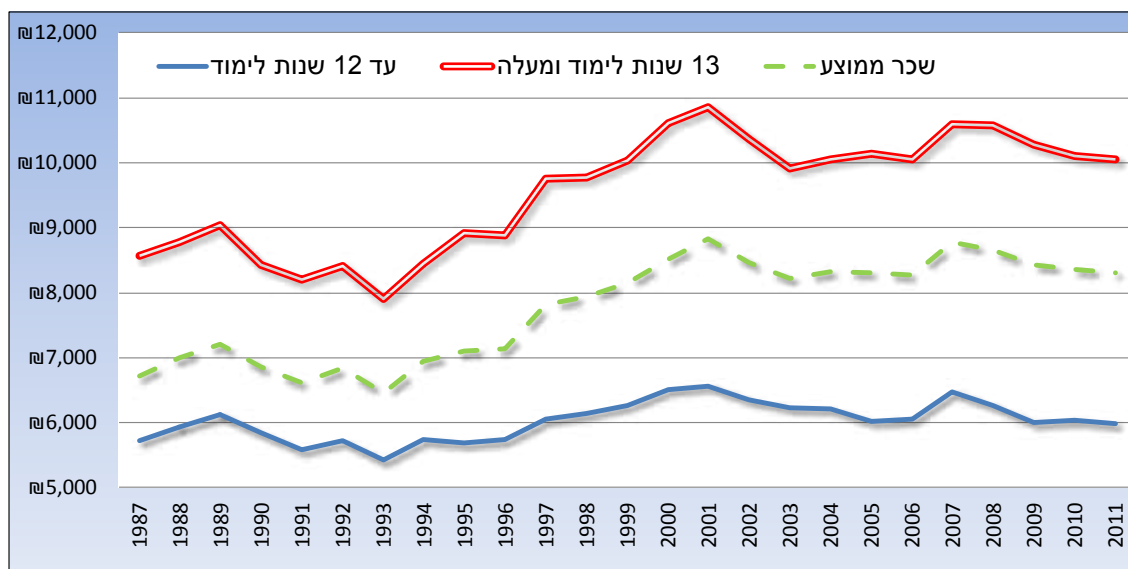
מקור: חישובי המחברים על סמך סקר הכנסות של הלמ"ס.

ציור 24: השכירים בישראל לפי שנות השכלה



מקור: חישובי המחברים על סמך סקר הכנסות של הלמ"ס.

ציור 25: השכר החודשי הריאלי לפי שנות לימוד



מקור: חישובי המחברים על סמך סקר הכנסות הלמ"ס ונתוני בנק ישראל לגבי מדד המחירים לצרכן.

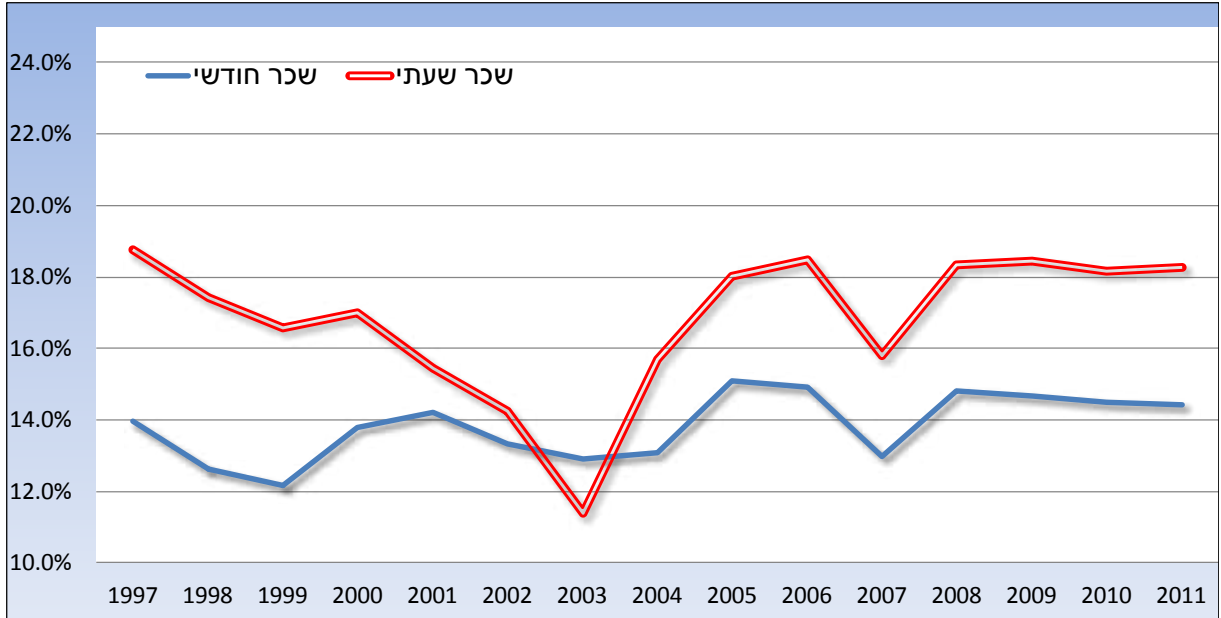
קבוצת בעלי ההשכלה התיכונית ומטה הצטמצמה, אך מהווה עדיין 50% מכלל אוכלוסיית השכירים. אולם הנתונים מלמדים ששכרם הריאלי (בניכוי האינפלציה) נותר כמעט ללא שינוי לאורך 25 השנים האחרונות. שוק עבודה מרובד כזה מלמד כי חלקים באוכלוסייה שלא הגדילו את השכלתם ב-25 השנים האחרונות כלל לא נהנו מן הצמיחה.

פירוק של מדד תייל למדידת אי השוויון בשכר על פי קבוצות שנות לימוד מראה כי ניתן לייחס לשנות הלימוד כ-14% מכלל אי השוויון בשכר החודשי; נתון זה הינו קבוע ואינו משתנה במהלך השנים מ-1987 ואילך. גם אחוז אי השוויון שניתן לייחס לשנות הלימוד מתוך אי השוויון בשכר השעתי שומר על רמה קבועה של 18% בקירוב, אולם הוא מראה תנודתיות גבוהה יחסית ומסביר פחות מתוך אי השוויון בשנים של השפל בעקבות האינפלציה.

לעומת כ-2% מאי השוויון בשכר השעתי שניתן לייחס למגדר ו-3% מאי השוויון שניתן לייחס לפער בין יהודים וערבים, הרי שניתן לייחס לשנות ההשכלה כ-18% מאי השוויון. זאת ועוד, ניתן לראות כי בחלוקות הדמוגרפיות חלק אי השוויון בשכר השעתי נמוך מחלק אי השוויון בשכר החודשי, אולם בחלוקה על פי שנות לימוד דווקא חלק אי השוויון בשכר השעתי גבוה יותר מחלק אי השוויון בשכר החודשי.

אף שניתן לייחס לחלוקה על פי שנות השכלה כ-18% מאי השוויון, הרי רובו המכריע של אי השוויון מצוי בתוך הקבוצות ובין האנשים שמרכיבים את הקבוצות ולא בין הקבוצות.

ציור 26: אחוז אי השוויון לפי שנות לימוד מתוך אי השוויון בשכר החודשי והשעתי



מקור: חישובי המחברים על סמך סקר הכנסות הלמ"ס.

ז. אי שוויון בהכנסה פנויה לנפש סטנדרטית – מדיניות מרחיבת פער

בפרק זה נעבור לנתח את אי השוויון בהכנסה הפנויה לנפש סטנדרטית, כפי שהוגדר בחלק ב.2.¹⁸ בעשור האחרון חלה עלייה באי השוויון בהכנסה הפנויה לנפש (לאחר התערבות המדינה). עלייה זאת חלה למרות שבאותו זמן נרשמה דווקא ירידה באי השוויון בהכנסות לנפש לפני התערבות המדינה. הסיבה העיקרית לשתי המגמות האלה היא שינוי דרמטי במדיניות המיסוי והקצבאות של הממשלה. החל משנת 2003 חלה ירידה הן בהיקף המסים שהמדינה גובה והן בשיעור הקצבאות שהיא מעניקה. כיוון שמסים וקצבאות מצמצמים את אי השוויון, הרי שקיצוץ בהם מגדיל באופן ישיר את אי השוויון.

למדיניות זאת ישנה גם השפעה אפשרית המצמצמת בעקיפין את אי השוויון. נראה כי הורדה של המסים והקצבאות, ביחד עם היציאה מהמשבר של שנות האינפלציה השנייה, הובילו לעלייה

18 למען שטף הקריאה נכתוב לעתים בקיצור רק נפש, אך הכוונה היא לנפש סטנדרטית.

בהשתתפות בשוק העבודה ובכך לצמצום אי השוויון בהכנסה לנפש לפני התערבות המדינה. מאחר שההשפעה הישירה של הורדת המסים והקצבאות הייתה משמעותית יותר, אי השוויון בהכנסה הפנויה לנפש גדל בסיכומו של דבר. בנוסף, ניתן לקבוע כי מידת אי השוויון נובעת פחות מפערי השכר ומפערים בהשתתפות בשוק העבודה, ויותר עקב התערבות פחותה של המדינה.

1.2. מגמות באי השוויון בהכנסה לנפש סטנדרטית – לפני ואחרי התערבות המדינה

בכל המדינות המפותחות, התערבות המדינה בהכנסות משקי הבית מצמצמת את אי השוויון. כל המדינות המפותחות גובות מס גבוה יותר מבעלי הכנסה גבוהה ומעניקות קצבאות נדיבות יותר לבעלי הכנסה נמוכה. בפרק ב ראינו כי ממוצע ה-OECD למדד הג'יני מהכנסות שוק לנפש עומד על 47%, ואילו לאחר התערבות המדינה מדד זה יורד באופן משמעותי ביותר ל-31%. תפקיד מערכת המיסוי ותשלומי ההעברה בצמצום אי השוויון הינו כה גדול עד שממוצע הג'יני אחרי התערבות המדינה נמוך יותר מהג'יני של דרום קוריאה, המדינה השוויונית ביותר ב-OECD, לפני התערבות המדינה.

עוד נוכחנו בפרק ב כי בעוד שאי השוויון בישראל בהכנסה פנויה לנפש הוא מהגבוהים בעולם (ראה ציור 3), אי השוויון בהכנסת השוק בישראל הוא רק מעט גבוה מהממוצע (ציור 4). מכאן ניתן כבר להסיק כי מערכת המיסוי ותשלומי ההעברה בישראל מצמצמת את אי השוויון באופן פחות אפקטיבי ממדינות אחרות בעולם.

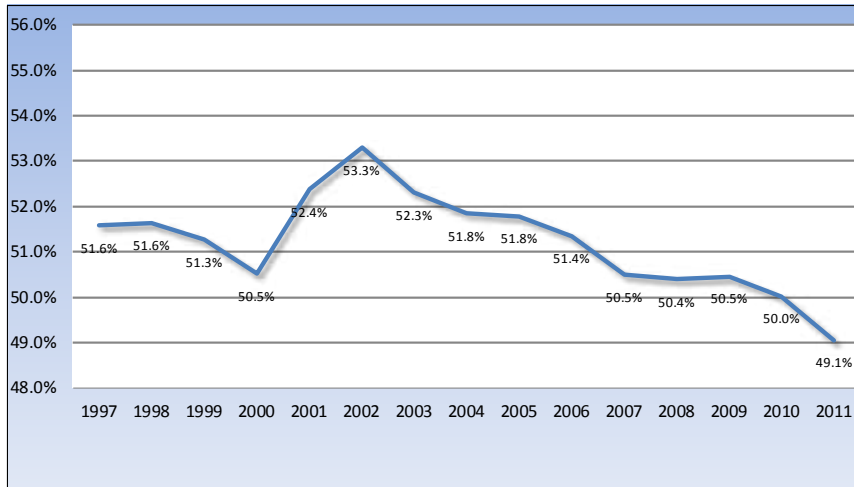
לא כך היו הדברים מעולם. ציור 27 מראה את התפתחות מדד הג'יני להכנסה לנפש לפני התערבות המדינה החל מ-1997.¹⁹ ניתן להבחין כי אי השוויון (לפני התערבות המדינה) הגיע לשיא בשנת 2002, ומאז 2003 נמצא במגמת ירידה, במהלכה ירד מדד הג'יני ב-4%. לשם השוואה, אילולא ירידה זאת הייתה ישראל ממוקמת במקום השני ב-OECD במדד אי השוויון לפני התערבות המדינה. אך למרות הצמצום באי השוויון לפני התערבות המדינה, כאשר בוחנים את מדד הג'יני להכנסה לנפש לאחר מסים ותשלומי העברה, מוצאים כי הוא דווקא עלה בתקופה הזאת. ציור 28 מראה כי החל משנת 2000 מדד זה עלה מ-35.8% עד ל-37.8%. גם כאשר מתמקדים אך ורק בשינוי החל מ-2002, כאשר אי השוויון לפני התערבות המדינה הצטמצם, עדיין נראה כי אי השוויון לאחר התערבות המדינה דווקא עלה. כעת נעבור לנתח את הגורמים שהובילו לירידה באי שוויון בהכנסות לנפש לפני התערבות המדינה, ואת העלייה באי השוויון לאחר התערבות המדינה.

2.2. עלייה בשיעור בעלי ההכנסה

נתחיל בניתוח של הירידה באי השוויון לפני התערבות המדינה. נראה כי הגורם המרכזי לירידה הוא העלייה בכמות משקי הבית בעלי הכנסה כלשהי לפני התערבות המדינה.

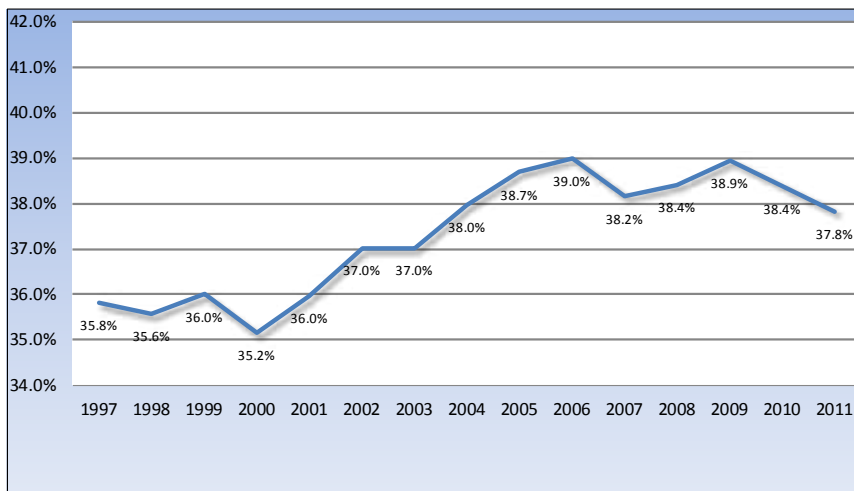
19 שנה זו נבחרה עקב שינויים בסקר ההכנסות של הלמ"ס החל מאותה שנה, ראה נספח מתודולוגיה.

ציור 27: מדד ג'וני בהכנסה כלכלית לנפש סטנדרטית בשנים 1997–2011 (לפני התערבות המדינה)



מקור: חישובי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ציור 28: מדד ג'וני בהכנסה פנויה לנפש סטנדרטית בשנים 1997–2011 (לאחר התערבות המדינה)

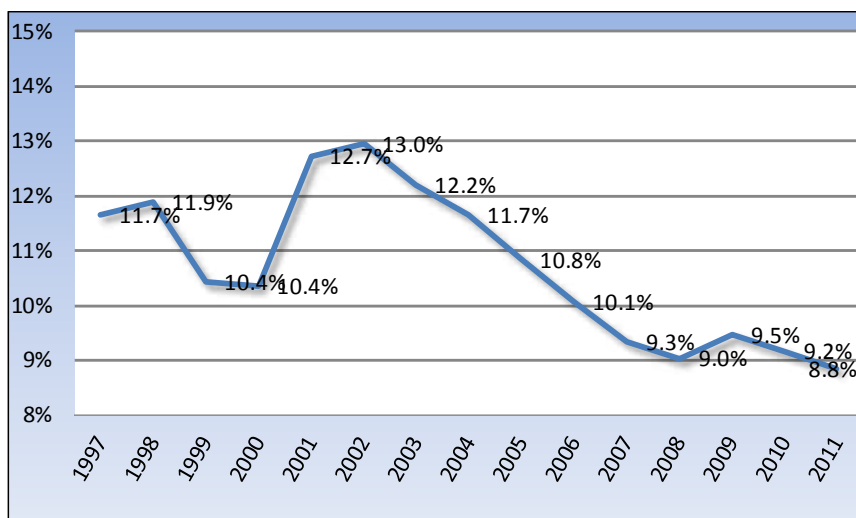


מקור: חישובי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

טענה שגויה ורבת שנים מייחסת לישראלים שיעור השתתפות נמוך בשוק העבודה. מקור טענה זו במדידה חלקית של שיעור ההשתתפות (ראה דו"ח בנק ישראל לשנת 2012, עמ' 143). לאחר ביצוע שינויים מתודולוגיים במדידה, הנתונים המעודכנים בשנת 2012 מלמדים כי שיעור ההשתתפות בגילאי העבודה העיקריים 25–54 בישראל הינו 76.8%, ואילו ממוצע ה-OECD הינו 75.6%. מצב זה הינו ביטוי לגידול רב שנים בהשתתפות נשים בשוק העבודה, ולעליית שנות ההשכלה של האוכלוסייה.

ציור 29 מציג את שיעור משקי הבית ללא כל הכנסה מלבד קצבאות מהמדינה בין השנים 1997–2011. כלומר, משקי בית שאינן התערבות המדינה הכנסתם הייתה שווה לאפס. אפשר לשים לב שבמהלך שנות האינתיפאדה השנייה והמיתון במשק שליווה אותה, שיעור משקי הבית הללו הגיע לשיא של 13% ב-2002. אולם מאז 2003 שיעור זה החל לרדת, והגיע למספרים נמוכים אף יותר מאשר אלו ששררו לפני האינתיפאדה.

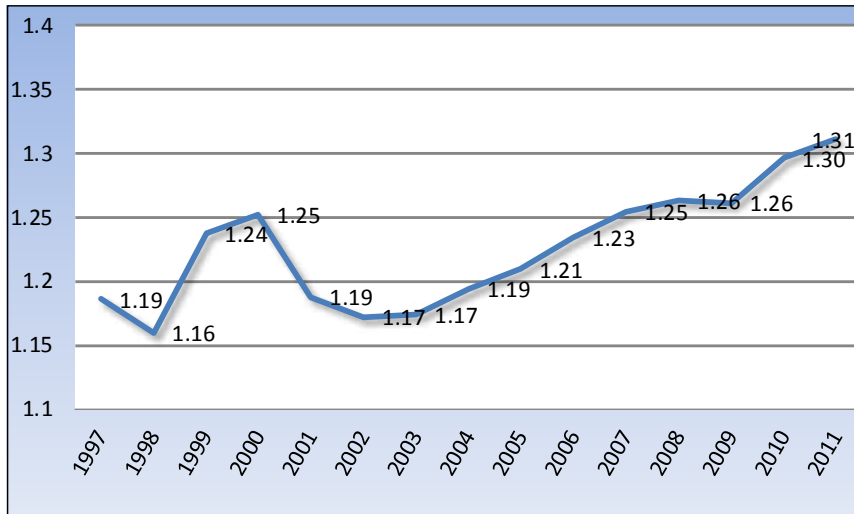
ציור 29: שיעור משקי הבית ללא הכנסה כלכלית בשנים 1997–2011



מקור: חישובי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

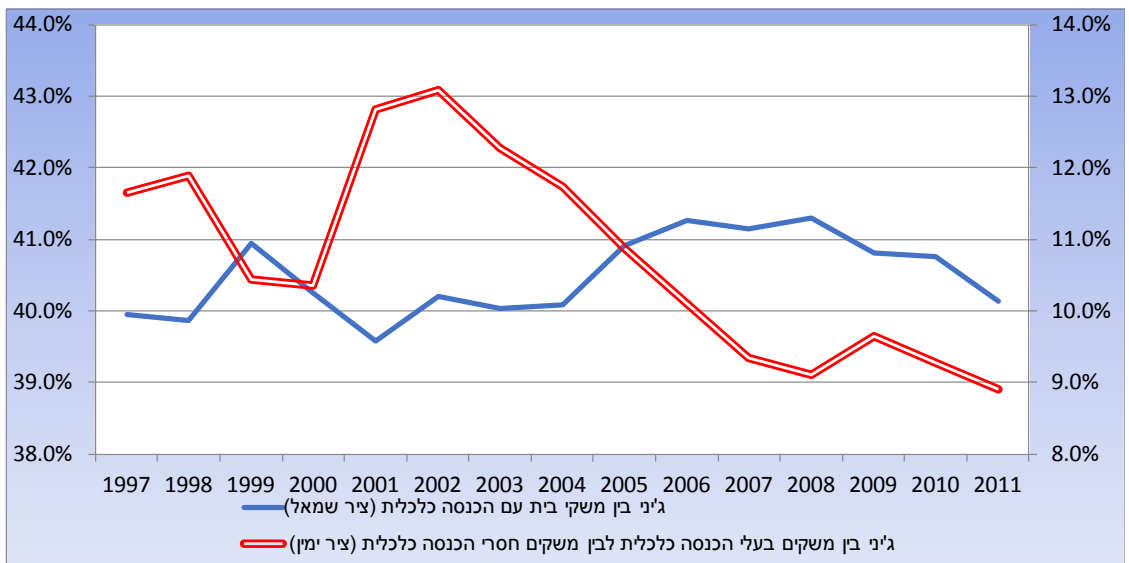
ציור 30 מציג את מספר בעלי הכנסה כלכלית (מקבלי שכר ועצמאים) הממוצע למשק בית באותן שנים. נראה כי הירידה בכמות משקי הבית ללא הכנסה היא חלק ממגמה כללית של יציאה לשוק העבודה שנובעת מסיום המשבר בתקופת האינתיפאדה השנייה, ומדיניות הממשלה שעליה נרחיב בהמשך.

ציור 30: מספר ממוצע של מקבלי שכר ועצמאיים למשק בית בשנים 1997–2011



מקור: חישובי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

ציור 31: פירוק ג'יני בהכנסה כלכלית בין משקים בעלי הכנסה כלכלית לבין משקים חסרי הכנסה כלכלית בשנים 1997–2011



מקור: חישובי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

למעשה ניתן לקבוע בוודאות כי הירידה בג'יני נובעת מהירידה בשיעור משקי הבית ללא הכנסה, ולא משינויים אחרים. ניתן באופן מתמטי לפרק את מדד הג'יני לסכום של (א) רמת אי השוויון בתוך בעלי ההכנסה ו-(ב) רמת אי השוויון בין בעלי ההכנסה לחסרי ההכנסה.²⁰ ציור 31 מראה את שתי הסדרות הללו לשנים הנ"ל. למרות שרוב אי השוויון מרוכז בין בעלי ההכנסה, הוא עדיין יחסית קבוע. למעשה מ-2002 עד 2011 הוא לא השתנה כלל. לעומת זאת, אי השוויון בין בעלי ההכנסה לחסרי ההכנסה כן השתנה והחל מ-2002 ירד מ-13% עד ל-8.9% ב-2011. כלומר, כל הצמצום באי השוויון נובע אך ורק מצמצום אי השוויון בין בעלי ההכנסה לחסרי ההכנסה. יתרה מכך, ניתן לקבוע שהירידה הזאת נובעת מהירידה בשיעור חסרי ההכנסה.

3.2. שינויים במדיניות המס והקצבאות

העובדה כי אי השוויון בהכנסה הפנויה לנפש עלה, למרות שאי השוויון לפני התערבות המדינה ירד, מרמזת כי מדיניות המסים והקצבאות של המדינה נהייתה פחות אפקטיבית בצמצום אי השוויון. אכן, ניתן לראות בבירור כי הייתה בשנים הללו ירידה רחבה בהיקף המיסוי בכל שכבות האוכלוסייה. נסתכל על שיעור המס האפקטיבי, אותו נגדיר לפי הנוסחה:

הכנסה פנויה – הכנסה כוללת

הכנסת שוק

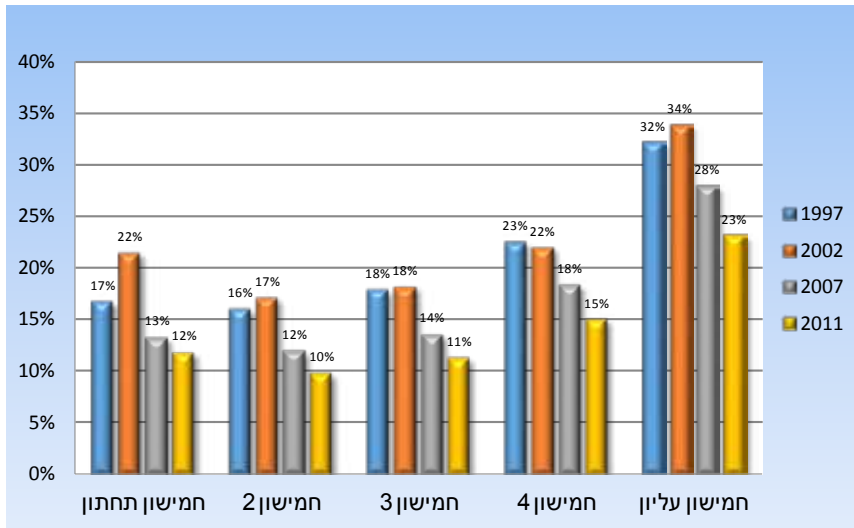
כלומר, סך ההכנסה שהולך למדינה מתוך סך ההכנסה לפני התערבות המדינה. נחשב ערך זה בנפרד עבור כל חמישון הכנסה.²¹ התוצאות מוצגות בציור 32. ניתן להתרשם שבכל החמישונים ישנה ירידה של 7%–10% בהיקף המס הנגבה. הירידה מתחילה ב-2002 ונמשכת בהדרגתיות עד 2011.²² ציור 33 מציג את השינוי בשיעור הקצבאות (סך ההעברות של המדינה לפרטים) לפי חמישונים. הקצבאות מוגדרות לפי הנוסחה:

הכנסת שוק – הכנסה כוללת

הכנסת שוק

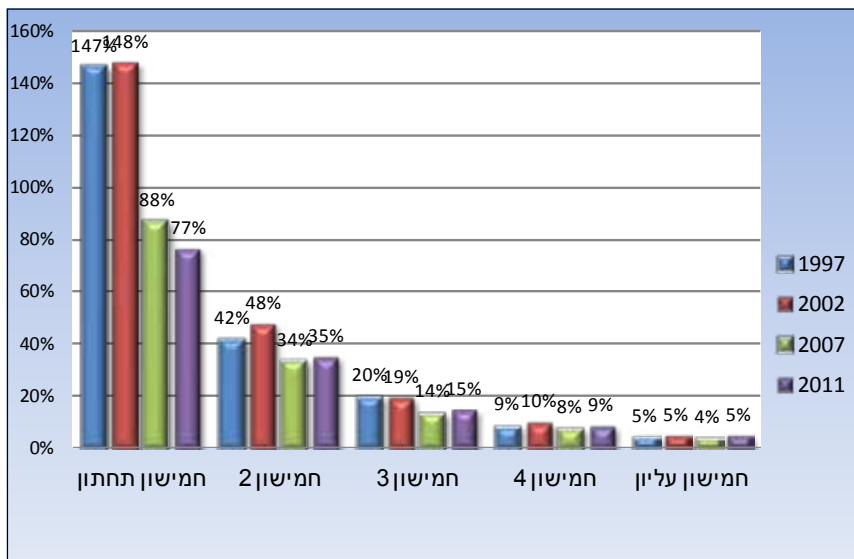
20 במקרה זה ניתן דווקא לפרק את מדד הג'יני לקבוצות מכיוון שהקבוצות אינן חופפות (כל בעל הכנסה כלשהי תמיד ירוויח יותר מחסר הכנסה). לכן אין צורך לעבור למדד תייל לצורך ניתוח הפירוק.
21 החלוקה לחמישונים מתבצעת לפי ההכנסה הפנויה לנפש סטנדרטית.
22 מעניין לשים לב שאחוז המס הנגבה בחמישון התחתון גבוה מהחמישון שמעליו. סך המסים שהמדינה גובה מהחמישון התחתון אמנם נמוכה יותר מבחינה אבסולוטית, אך גבוהה יותר ביחס להכנסה לפני מסים ותשלומי העברה.

**ציור 32: נטל המס האפקטיבי על משקי בית לפי חמישונים על פי הכנסה פנויה
לנפש סטנדרטית בשנים 1997–2011**



מקור: חישובי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

**ציור 33: שיעור ההעברות לעומת ההכנסה הכלכלית של משקי בית לפי חמישונים
על פי הכנסה פנויה לנפש סטנדרטית בשנים 1997–2011**



מקור: חישובי המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

בדומה למצב במסים גם כאן ישנה ירידה, אך היא אינה שווה בכל החמישונים. השינוי המשמעותי ביותר הוא בחמישון התחתון ששיעור הקצבאות שקיבל מהמדינה ירד מ-158% מהכנסתו בשנת 2001 ל-76% מהכנסתו בשנת 2011. בחמישונים הגבוהים יותר הירידה הייתה הרבה פחות דרמטית. ישנה גם עלייה מסוימת החל מ-2008, כך שלמעשה שיעור הקצבאות של החמישון העליון ב-2011 אפילו גבוה יותר ממה שהיה ב-2002.

ניתן לראות את השינויים במדיניות תשלומי ההעברה גם בלוח 8. לוח 8 מציג עבור מקורות הכנסה שונים את שיעור האוכלוסייה שזהו מקור ההכנסה העיקרי שלה בשנים 2002 ו-2011. כך למשל, שיעור משקי הבית שמקור ההכנסה העיקרי שלהם הוא מעבודה עלה מ-57.4% ל-61.3%. לעומת זאת שיעור משקי הבית שמקור ההכנסה העיקרי שלהם הוא אבטחת הכנסה ירד מ-3% ל-1.7%.

לוח 8: השינויים במקורות ההכנסה העיקריים למשק בית בין 2002 ל-2011

מקור הכנסה עיקרי למשק בית	2002	2011	שינוי יחסי
שכר	57.45%	61.34%	6.76%
הכנסה מעבודה עצמאית	7.55%	8.83%	16.90%
הכנסות מהון	0.82%	1.44%	74.25%
הכנסות מפנסיה	7.84%	7.44%	-5.02%
הכנסות מפנסיה בחו"ל	0.93%	0.55%	-41.29%
תמיכה אחרת	2.00%	1.86%	-7.04%
קצבת ילדים	1.41%	0.56%	-60.10%
קצבת זקנה	9.74%	9.08%	-6.81%
קצבת שארים	1.45%	0.54%	-62.57%
קצבת נפגעי עבודה	0.23%	0.13%	-43.02%
קצבת נכות	2.72%	3.26%	20.12%
דמי אבטלה	1.41%	0.65%	-54.12%
הבטחת הכנסה	3.49%	1.68%	-51.99%
קצבאות אחרות	0.63%	0.51%	-18.93%
העברות ממשקי בית אחרים	1.90%	1.67%	-11.88%
ללא הכנסה	0.42%	0.46%	9.28%

מקור: עיבוד המחברים מתוך סקר ההכנסות של הלמ"ס.

בסך הכול ניתן להבחין כי ישנה ירידה משמעותית בשיעור האנשים שמקור הכנסתם העיקרי הוא קצבאות ילדים, קצבאות שארים, דמי אבטלה והבטחת הכנסה. ממצאים אלו יכולים בהחלט להסביר לפחות חלק מהמגמה של עלייה בשיעור ההשתתפות של עובדים שראינו קודם לכן, ובמיוחד במשקי הבית המצויים בשכבות התחתונות שסבלו מהפחתה ניכרת בקצבאות.

4.ז. כימות ההשפעות השונות על אי השוויון

עד כה דנו בשלוש מגמות שונות המשפיעות על אי השוויון בהכנסה הפנויה: עלייה במספר משקי הבית בעלי הכנסה אשר מורידה את אי השוויון, ומנגד גם ירידה בהיקף המסים וגם ירידה בשיעור הקצבאות שמעלות שתייהן את אי השוויון. כעת ננסה לכמת את מידת ההשפעה של כל אחת מתופעות אלה על אי השוויון בהכנסה פנויה כפי שנמדד במדד הג'יני.

כפי שצינו, מאז 1997 הייתה עלייה הדרגתית ברמת אי השוויון בהכנסה הפנויה לנפש. עלייה זו נמשכה גם לאחר 2002, אף על פי שאי השוויון לפני התערבות הממשלה ירד החל משנה זו. אנחנו נראה במדויק כיצד השינויים במדיניות ההעברה גרמו לעלייה באי השוויון. נראה כי השינוי במדיניות היה כה משמעותי עד שהוא ביטל את כל ההשפעה של היציאה לשוק העבודה. נחלק את ההכנסה הפנויה לנפש לפי שלושה רכיבים:

$$\text{הכנסה פנויה} = \text{קצבאות} + \text{מסים} - \text{הכנסה לפני התערבות המדינה}$$

על מנת לבדוק מה השפעתם של כל אחד משלושה רכיבים אלה על אי השוויון בהכנסה הפנויה לנפש נשתמש בשיטה שהציעו לרמן ויצחקי לפירוק מדד הג'יני לפי רכיבי הכנסה (Lerman and Yitzhaki, 1985). רכיבי ההכנסה שמרכיבים את ההכנסה הפנויה הם ההכנסה הכלכלית בתוספת הקצבאות ובניכוי המסים. כל אחד משלושת הרכיבים הללו תורם לאי השוויון הכללי בהתאם לגודלו היחסי, מידת אי השוויון שבתוכו ומידת הקורלציה בינו לבין ההכנסה הכוללת.

כך למשל, הגודל היחסי של הקצבאות מודד את סך הקצבאות מתוך סך ההכנסות. מידת אי השוויון בקצבאות מודדת את ההבדלים בגודל הקצבאות בין משקי בית השונים. רכיב הקורלציה מודד את הקשר בין גובה הקצבה לגובה ההכנסה נטו. בעבור קצבאות אנחנו מצפים שרכיב זה יהיה שלילי, שכן ככל שמשק הבית מרוויח פחות הקצבה שהוא זכאי לה היא לרוב גדולה יותר.

מאחר שהגודל היחסי של הקצבאות ושל המס קובע למעשה את היחס בין ההכנסה לפני התערבות המדינה להכנסה נטו, אנחנו מייחסים את השינוי ביחס זה לשינוי במס ולשינוי בקצבאות. פירוט טכני מפורט יותר נמצא בנספח. התוצאות מוצגות בסעיף הבא.

אך לפני כן, ראוי להוסיף הסתייגות חשובה. הפירוק שאנו משתמשים בו מניח כי אין קשר בין התופעות שאנו מודדים. אנחנו מודדים את השפעתם הישירה של כל הגורמים על אי השוויון, מבלי להתחשב בהשפעתם העקיפה שמתבצעת דרך השפעתם ההדדית האחד על האחר. אך בהחלט ייתכן, ואף סביר, כי הירידה בקצבאות ובמסים היא חלק מהגורמים ליציאת אנשים לשוק העבודה ובכך לצמצום אי השוויון לפני התערבות הממשלה. נדון בסיכום הפרק על האפשרות לקשרים העקיפים בין הגורמים הללו.

לוח 9

הכנסה לפני התערבות				
המדינה (I)	קצבאות (A)	מיסוי (T)	סך הכול	
שינויים בגודל יחסי (Δ_{S_x})	1.95	1.66	3.61	
שינויים באי שוויון (Δ_{G_x})	-0.02	0.34	-3.95	
שינויים בקורלציה (Δ_{R_x})	0.79	-0.17	1.14	
סך הכול	2.72	1.83	0.8	

תוצאות

לוח 9 מציג את ההשפעה של השינוי של כל אחד מהגורמים בין השנים 2002–2011 על הג'יני ביחידות בין 0–100 (כאשר 100 הוא הג'יני המקסימלי).

התוצאה המתקבלת היא שאי השוויון הצטמצם במעט פחות מ-4 אחוזי ג'יני בעשור שבין 2002–2011 עקב שינויים בהתפלגות ההכנסה לפני התערבות המדינה. אך מנגד, השילוב של השינויים בקצבאות ובמיסוי העלו את הג'יני בקרוב ל-5 אחוזי ג'יני. לשם השוואה – כפי שראינו בפרק ב', הפער הכולל בין הג'יני בישראל לממוצע ה-OECD היה 6.2 אחוז ב-2010.

כלומר, במידה שהייתה דרך להעלות את המסים ואת הקצבאות חזרה לרמתם ב-2002, מבלי לגרום לשינוי באי השוויון בהכנסות לפני התערבות המדינה (וזוהי הנחה חזקה שנדון בה בהמשך), היה ניתן לקרב את ישראל משמעותית לממוצע ה-OECD באי שוויון בהכנסה פנויה לנפש.

ניתן גם לראות כי מרבית העלייה באי השוויון נובעת משינוי בהיקף הכולל של מסים וקצבאות, ופחות מהאופן שבו הם מחולקים שבא לידי ביטוי במרכיבי אי השוויון והקורלציה. כלומר, השינוי לא התרחש משום שמערכת תשלומי ההעברה נהייתה פחות פרוגרסיבית, אלא יותר בגלל שינוי כללי בהיקף פעולתה.

לשינויים במערכת הקצבאות ישנה תרומה נוספת של 0.8 אחוז ג'יני שנגרמת עקב שינויים בקורלציה של הקצבאות. כלומר, דווקא בעלי השכר הנמוך נהנים מחלק קטן יותר מן הקצבאות. סביר להניח שתוצאה זאת נובעת מכך שקצבאות שמיועדות לבעלי הכנסה נמוכה נפגעו יותר מאשר הקצבאות האוניברסאליות.

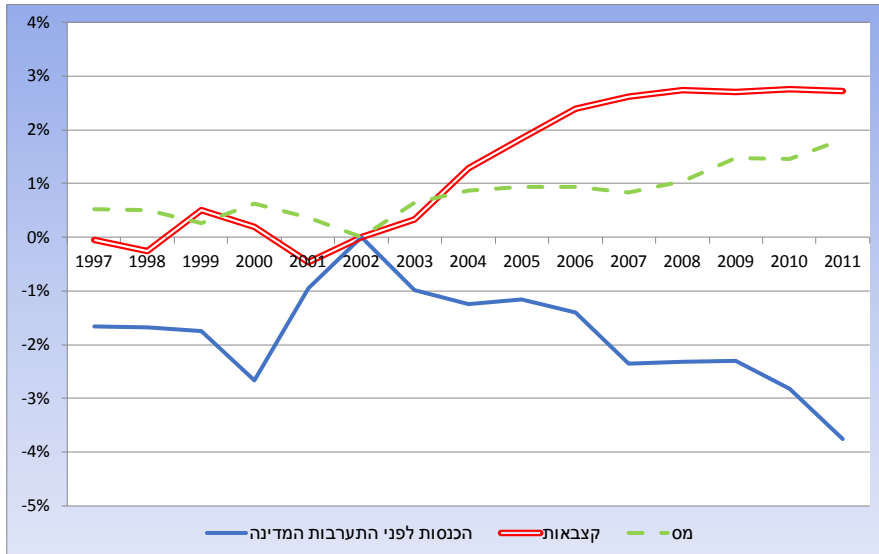
יש גם לשים לב כי ישנה עלייה של 0.5 אחוזים באי השוויון עקב הגידול בקורלציה בין ההכנסה לפני ואחרי התערבות המדינה. גידול זה התרחש משום שהשפעת המסים והקצבאות על ההכנסה הפכה פחות דומיננטית, ולכן יש לייחס גם גידול זה להשפעת המס או הקצבאות; עם זאת, קשה להכריע למי מהם. לכן ניתן לקבוע שהשינוי בהכנסות לפני התערבות המדינה הוריד את אי השוויון ב-4.27 אחוז והירידה בהתערבות המדינה העלתה אותו ב-5.07 אחוז.

לסיכום, השינוי באי השוויון בשנים 2002–2011 אינו גדול במיוחד (0.8 אחוזי ג'יני), אך הסיבות לאי השוויון השתנו. רמתו הגבוהה של אי השוויון בסוף התקופה נגרמת במידה רבה יותר מהשפעת המדינה דרך המיסוי והקצבאות, ורק במידה פחותה היא תוצאה של התפלגות ההכנסה לפני התערבות המדינה.

נראה כעת כי שנת 2002 אכן הייתה שנת מפנה במדיניות הממשלתית. ציור 34 מראה את ההשפעה של התפלגות ההכנסה לפני התערבות המדינה ואת השפעת מנגנוני המדינה על אי השוויון ביחס ל-2002. למעשה אנחנו מבצעים את אותו חישוב שחישבנו עבור 2011 עבור השנים 1997–2011. עבור כל שנה אנחנו מחלקים את ההבדל בינה לבין 2002 להבדל שנובע מהתפלגות ההכנסה לפני התערבות המדינה, להבדל במס ולהבדל בקצבאות.

ניתן לראות כי החל מ-2002 יש היפוך של המגמות. בעוד שלפני 2002 מערכת המיסוי הייתה במגמה של הקטנת אי השוויון, ולמערכת הקצבאות הייתה השפעה קבועה יחסית, הרי שהחל מ-2002 הן מתחילות להגדיל את אי השוויון. לעומת זאת, בעוד שאי השוויון לפני התערבות המדינה גדל עד 2002, החל ממנה הוא החל לקטון.

ציור 34: השפעות על הג'יני בהכנסה נטו לנפש סטנדרטית של המס, הקצבאות ושל השינויים בהכנסה הכלכלית של משקי הבית, 1997–2011 לעומת שנת 2002



מקור: עיבודי המחברים מתוך נתוני סקר ההכנסות של הלמ"ס.

5.2. סיכום הפרק

ראינו בפרק זה כי בעוד שאי השוויון בהכנסה הפנויה היה יציב יחסית בתקופה האחרונה, התחוללו שינויים גדולים במרכיביו. שינויי מדיניות הובילו להורדת מסים וקצבאות ובכך גרמו להגדלת אי השוויון. אך עם זאת, מספר בעלי ההכנסה לפני התערבות המדינה גדל גם הוא, מה שגרם לגידול באי השוויון להיות מתון יותר.

העובדה כי הירידה בכמות חסרי ההכנסה לפני התערבות המדינה מתחילה בו זמנית יחד עם הקיצוץ במסים ובקצבאות מרמזת כי התופעות הללו קשורות. ניתן בהחלט לשער ששינויי המדיניות גרמו ליותר אנשים לצאת לשוק העבודה ובכך הובילו לצמצום אי השוויון לפני התערבות המדינה. מנגד, קשה להאמין שכל הירידה בשיעור חסרי ההכנסה נובעת ממדיניות זו בלבד. ראינו כי בעקבות פרוץ האינתיפאדה וכניסת המשק למיתון הייתה עלייה בשיעור חסרי ההכנסה של כמעט 3% מכלל משקי הבית. מאחר שהירידה הכוללת בשיעור משקי הבית ללא הכנסה היא רק מעט יותר מ-4%, ברור כי חלק גדול ממנה אינו נובע ממדיניות כלכלית של הממשלה אלא מיציאה ממיתון וחזרה למצב ששרר לפניו. לכן גם אם המדיניות גרמה לצמצום מסוים באי השוויון הרי שתרומה זאת קטנה יחסית, ובסך הכול מדיניות הורדת המסים והקצבאות העלתה את אי השוויון משמעותית. בנוסף, ברור כי לחלקים שונים במדיניות הייתה השפעה שונה על שיעור משקי הבית ללא הכנסה. סביר להניח כי במידה שאכן חלק ממשקי הבית בחרו להיכנס לשוק העבודה בעקבות שינויי המדיניות הממשלתית, היה זה בעקבות שינויים שמשפיעים על בעלי הכנסות נמוכות ולא על בעלי

הכנסות גבוהות. למשל, בעוד שסביר להניח שהורדת קצבאות למחוסרי הכנסה תעודד השתתפות בשוק העבודה, קשה להאמין שלרמת המס של בעלי הכנסה גבוהה הייתה איזושהי השפעה על כך. באופן יותר כללי, סביר לשייך את מרבית הצמצום בכמות מחוסרי ההכנסה להורדת הקצבאות ולא לשינויים במיסוי. לכן ניתן בהחלט להניח שלהורדת המסים לא היו השפעות עקיפות, ולכן היא לבדה (ללא השינוי בקצבאות) גרמה לכך שהיה גידול של 0.8 אחוזי ג'יני במקום ירידה של אחוז.

ח. סיכום

ישראל מצויה בתחתית המדינות המפותחות באי שוויון בין האזרחים בהכנסה פנויה. עבודה זו עסקה במקורותיו של אי השוויון בהכנסות הן בשוק העבודה והן כתוצאה ממדיניות הממשלה. מצאנו בעבודה זו כי בשוק העבודה חלו כמה תהליכים מקבילים לאורך זמן. התהליך הראשון הינו ההתקרבות של בעלי השכר השעתי החציוני אל בעלי השכר הנמוך מחד גיסא, ומאידך גיסא התרחקות של בעלי השכר הגבוה מבעלי השכר האמצעי. אמנם לא מצאנו בעבודה עדויות להיעלמות המעמד הבינוני, אבל לעומת זאת עלה בברור כי חלקם של בעלי השכר הבינוני בכלל עוגת השכר הצטמצם במידה ניכרת.

התקרבותו של השכר החציוני אל השכר הנמוך מגדילה את השוויון בחלק הנמוך של שוק העבודה, אולם התרחקותם של בעלי השכר הגבוה מבעלי השכר החציוני דומיננטית יותר ומרחיבה את הפערים. בחלק הגבוה של שוק העבודה מצאנו כי חלק מבעלי ההכנסה הגבוהה במיוחד מרכזים אצלם חלק גדול יותר מן ההכנסה הכוללת, והתהליך מתגבר והולך עם השנים.

שינוי גדול נוסף המשפיע במיוחד על החלק התחתון של שוק העבודה הינו פירוק שוק העבודה הממוסד והופעתו של עבודות חלקיות וזמניות. תופעה זאת בולטת במיוחד בעשירון התחתון של השכר שהיקף המשרה הממוצע שלו נשחק ב-20%.

מצאנו כי אי השוויון בין נשים וגברים בשוק העבודה מצטמצם והולך עם השנים, וזה שבין יהודים וערבים דווקא מתרחב בשנים האחרונות. שני הפרמטרים האלה מהווים רק חלק קטן מאי השוויון, ורובו של אי השוויון נמצא בתוך הקבוצות ולא בין הקבוצות.

שוק העבודה הישראלי הופך משכיל יותר עם השנים. מצאנו עדויות לקיומו של שוק עבודה מרובד שבו השכר של קבוצה משמעותית של בעלי ההשכלה התיכונית ומטה, המהווה כמעט חצי מכלל העובדים, לא גדל כלל באופן ריאלי ב-25 השנים האחרונות, כך שכל הגידול בשכר התקיים רק בחלק המשכיל של האוכלוסייה.

בניגוד למה שהיה מקובל לחשוב בעבר, ולמרות שיעורי השתתפות נמוכים של אוכלוסיות מסוימות, הרי שיעור ההשתתפות בישראל מעט גבוה מהמקובל בעולם. שיעור ההשתתפות של משקי בית בשוק העבודה עולה, ובמיוחד עולה בהתמדה שיעור ההשתתפות של הנשים היהודיות, ויחד אתו **מצטמצם** הפער באי השוויון בהכנסות לפני התערבות הממשלה, כך שאי השוויון לפני התערבות הממשלה בישראל רק מעט גבוה יותר מהנורמה הבינלאומית.

מטבע הדברים, ישנם גורמים נוספים העשויים להשפיע על אי השוויון שאותם לא כיסינו במסגרת זו, כמו למשל העלייה מברית המועצות, או הגידול במספר העובדים הזרים. אולם לא מצאנו בנתונים רמז לכך כי מדובר בגורמים משמעותיים. אין מתאם בין שנות העלייה לבין שינויים במגמות אי השוויון. כמו כן, הגידול במספר העובדים הזרים צפוי בעיקר לפגוע בבעלי ההכנסות הנמוכות ולהרחיב את הפערים בחצי התחתון של ההתפלגות, וזאת בניגוד למגמות שהראינו במחקר זה.

ניתוח לגורמים של אי השוויון בהכנסה הפנויה בישראל מלמד כי הסיבה המרכזית לגידול באי השוויון היא המדיניות הממשלתית החל מ-2003. מדיניות זו הורידה את מס ההכנסה האפקטיבי, ובמקביל אליו הורידה את שיעור התמיכות והקצבאות. שתי פעילויות אלה הן הגורם המרכזי למיקומה הנמוך הנוכחי של ישראל בהשוואה בינלאומית של אי השוויון. יש מקום למחקר נוסף על האופן המדויק שבו פעילויות אלו השפיעו על רמות ההכנסה לפני התערבות הממשלה, ועל מידת תרומתם לצמצום אי השוויון לפני התערבות המדינה. ההערכות שלנו הן שהעלייה בשיעור ההשתתפות נובעת במידה מסוימת מקיצוץ בקצבאות (אך לא מהורדת המסים), אך הירידה באי השוויון לפני התערבות הממשלה נובעת בעיקרה מהיציאה מהמיתון.

מקורות

- אחדות ל', סטרבצ'נסקי מ' וספיבק א' (2013), היבטים של חלוקת הכנסות בתקציב המדינה, פרק 3 בתקציב הממשלה החדשה – הצעת התוכנית לכלכלה וחברה, מכון ון ליר בירושלים, מחקר מדיניות 13.
- דהן מ' (2001), "עליית אי השוויון הכלכלי", א' בן-בסט (עורך), המשק הישראלי 1985–1998: ממעורבות ממשלתית לכלכלת שוק, תל אביב, 610–656.
- מזר י' ופלד א' (2012), שכר המינימום, התפלגות השכר ופער השכר המגדרי בישראל 1990–2009, בנק ישראל, מחלקת המחקר.
- מיעארי ס', נבואני ע' וחטאב נ' (2011), מגמות בפערי שכר בין ערבים ליהודים 1997–2009, המכון הישראלי לדמוקרטיה.
- Autor D.H., Katz L.F. and Kearney M.S. (2008), "Trends in US Wage Inequality: Revising the Revisionists", *The Review of Economics and Statistics* 90(2), 300–323.
- Bandourian R., McDonald J. and Turley R. (2002), "A comparison of Parametric Models of Income Distribution Across Countries and Over Time", *Estadística* 55, 135–152.
- Burkhauser R.V., Feng S., Jenkins S.P. and Larrimore J. (2012), "Recent Trends in Top Income Shares in the United States: Reconciling Estimates from March CPS and IRS Tax Return Data", *Review of Economics and Statistics* 94(2), 371–388.
- Foster J.E. AND Wolfson M.C. (2010), "Polarization and the Decline of the Middle Class: Canada and the US", *The Journal of Economic Inequality* 8(2), 247–273.
- Franz A., Walton J. and Ramprakash D. (1998), "Statistics on the Distribution of Income, Consumption and Accumulation of Households (DICA)", *Report to Eurostat. Vienna, London and Luxemburg*.
- Haberfeld Y. and Cohen Y. (2007), "Gender, Ethnic, and National Earnings Gaps in Israel: The Role of Rising Inequality", *Social Science Research* 36(2), 654–672.
- Kristal T. and Cohen Y. (2007), "Decentralization of Collective Agreements and Rising Wage Inequality in Israel", *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 46(3), 613–635.
- Lerman R.I. and Yitzhaki S. (1985), "Income Inequality Effects by Income Source: a New

- Approach and Applications to the United States", *The Review of Economics and Statistics* 67, 151–156.
- Neal D. and Rosen S. (2000), "Theories of the Distribution of Earnings", A. Atkinson and F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, vol. 1, Ch. 07, 379–427, from Elsevier.
- Piketty T. and Saez E. (2003), "Income Inequality in the United States, 1913–1998", *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 1–41.
- Smeeding T.M., O'Higgins M. and Rainwater L. (eds.) (1990), *Poverty, Inequality, and Income Distribution in Comparative Perspective: The Luxembourg Income Study (LIS)*, The Urban Institute, Hemel Hempstead.

נספח מקורות נתונים ומתודולוגיה

בסיס הנתונים העיקרי הינו סקרי ההכנסות שנערכו על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בשנים 1987–2011. לאורך השנים חלו שינויים בטכניקות המדגם והיקפו ועל כן לא כל הנתונים מוצגים לכל אורך התקופה.

בסיס הנתונים כולל נתונים על פרטים מעל גיל 15 ועל משקי בית (משק בית מוגדר כקבוצת אנשים הגרים יחד מרבית ימי השבוע ויש להם תקציב משותף לניהול משק הבית).

החל מ-1985 שינתה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה את טכניקת המדגם שלה והנשאלים נשאלו על הכנסתם ברבעון הסקר. כיוון שבשנת 1986 לא נערך סקר הכנסות, התחלנו את המחקר בשנת 1987.

עד 1996 התרכז הסקר בהכנסות של משפחות שבראשן שכירים ומובטלים בלבד (ולא עצמאים). בסיס הנתונים של משקי הבית כולל את הכנסות משק הבית ממקורות שונים כולל שכר, תמיכות, פנסיות, קצבאות ביטוח לאומי וכו'. הפרטים האישיים כוללים נתונים דמוגרפיים, מאפיינים של כוח עבודה ומקורות ההכנסה. הנתונים על שכר מתייחסים רק לתשלומים ישירים לעובדים, כל הנתונים מותאמים למדד המחירים הממוצע לשנת המדגם. המדגם כולל משקי בית ביישובים מעל 2,000 תושבים וביישובים הערביים העירוניים (לא כולל מזרח ירושלים).

החל משנת 1997 הסקר המשולב מבוסס על מדגם גדול יותר והוא מקיף 95% מכלל משקי הבית. בנוסף על השכירים והלא-עובדים ביישובים העירוניים, הסקר המשולב מכסה גם את אוכלוסיית העצמאים ואת התושבים במושבים וביישובים קהילתיים. האוכלוסיות שעדיין אינן כלולות בסקר הן בעיקר אלה הגרות בקיבוצים ובדווים שאינם מתגוררים ביישובי קבע. הסקר כולל גם את תושבי מזרח ירושלים (פרט לשנים 2000 ו-2001 עקב קשיים שנבעו מהמצב הביטחוני בתקופת האינתיפאדה).

החל משנת 2001 ההכנסות מקצבאות ביטוח לאומי מפורטות עד לרמת הקצבה, והחל משנת 2004 יש גם נתוני הכנסות של פרטים מעבודה עצמאית ומהון (בגלל אורך הסדרה לא השתמשנו בה במחקר זה).

החל משנת 2006 הקבצים כוללים מיצוע קצה עליון על 10 משקי הבית הגבוהים ביותר. בבחינה תיאורית התברר כי השפעתם על חישובי הממוצעים ואי השוויון זניחה.

כיוון ששמות השדות השתנו לאורך השנים, נתייחס כאן לשמות השדות בקובץ של 2011. בשנים האחרות השתמשנו בשדות תואמים (עם שמות אחרים).

לוח 10: קובץ הפרטים

שדה	שם שדה בקובץ
שנת מדגם	Year
משקל	weight
שכר חודשי	Incsal
סטאטוס עבודה	workstat
שעות עבודה שבועיות	weekhrs
מגדר	Sex
דת	religion
קבוצת שנות לימוד	schoolyg

לוח 11: קובץ משקי הבית

שדה	שם שדה בקובץ
שנת מדגם	Year
משקל	weight
הכנסות משכר	Incsal
הכנסות מעבודה עצמאית	Incsel
הכנסות מהון	Inccap
הכנסות מפנסיה	Incpen
הכנסות מפנסיה בחו"ל	Incabr
הכנסות מפרטים בישראל	incprhh
הכנסה ברוטו (לאחר קצבאות)	totghinc
הכנסה נטו	totnhinc
מספר נפשות	hhprsns
קצבת ילדים	childalo
קצבת זקנה	Oldalo
קצבת שארים	servipen
קצבת נפגעי עבודה	winjalo
קצבת נכות	disabalo
דמי אבטלה	unempben
הבטחת הכנסה	incsupp
קצבאות אחרות	otheralo

הפרטים שאנו בוחנים את נתוני השכר החודשי שלהם הם הפרטים שסטאטוס העבודה שלהם הינו "שכיר" או "שכיר ועצמאי" (נתוני שכר חסרים הושלמו להיות 0). השכר לשעה מחושב על פי השכר החודשי מחולק בשעות העבודה החודשיות (שעות העבודה החודשיות מחושבות להיות שעות העבודה השבועיות כפול 4.3).

ברמת משקי הבית ההכנסה הכלכלית חושבה כהכנסה מהמקורות הבאים: שכר, עבודה עצמאית, רווחי הון, פנסיה, פנסיה בחו"ל והעברות פרטיות. ההפרש בין הכנסה זו להכנסה ברוטו חושב כתמיכה כוללת, וההפרש בין ההכנסה ברוטו להכנסה נטו חושב כמס המשולם. השקלול לנפש סטנדרטית בישראל נעשה על פי טבלת השקלול הנהוגה בישראל:

לוח 12: שקלול לנפש סטנדרטית בישראל

מספר נפשות	1	2	3	4	5	6	7	8	נפש נוספת
מספר נפשות תקניות	1.25	2	2.65	3.2	3.75	4.25	4.75	5.2	0.4

בהשוואה הבינלאומית הנפש התקנית חושבה על פי טבלת השקלול הנהוגה ב-OECD וב-LIS המתאימה לכל מספר נפשות את השורש הריבועי שלהן כמדד לנפש התקנית.

נתוני OECD נלקחו מבסיס הנתונים האינטרנטי stats.oecd.org. לצורך חישוב הממוצעים כאשר היו שנים חסרות הושלמו השנים הקרובות ביותר. הטבלאות שעשינו בהן שימוש היו מתוך:

Income Distribution and poverty: Gini (At disposable income, post taxes and transfers) for the Total population.

Income Distribution and poverty: Gini before taxes and transfers for the Total population.

Labour: Earnings: Decile ratio of gross earnings: Decile 9/Decile 1

Labour: Earnings: Decile ratio of gross earnings: Decile 9/Decile 5

Labour: Earnings: Decile ratio of gross earnings: Decile 5/Decile 1

נתוני LIS נלקחו מבסיס הנתונים האינטרנטי www.lisdatacenter.org.

הטבלה שעשינו בה שימוש היא: Inequality and Poverty Key Figures.

נתוני מדד המחירים לצרכן (לצורך חישוב השכר הריאלי) נלקחו מתוך נתוני בנק ישראל.

פירוק לרמן יצחקי

פירוק לרמן יצחקי נועד להבנת תרומתם של רכיבי הכנסה שונים על מדד הג'יני הכולל. בהקשר שלנו, אנחנו מעוניינים להבין את ההשפעה על ההכנסה הפנויה לנפש, אותה נסמן ב- N . ההכנסה הפנויה מורכבת מההכנסה לפני התערבות המדינה (I), המס (T) והקצבאות (A), לפי הנוסחה $N = I + A - T$.

ההשפעה של כל רכיב תלויה בגודלו היחסי, מידת אי השוויון בתוכו ומידת הקורלציה שלו עם ההכנסה הפנויה לנפש. את גודלו היחסי של רכיב x כלשהו נסמן ב- S_x . S_x מוגדר להיות גודלו הממוצע של x ביחס לגודל הממוצע של N , או באופן שקול – גודלו הכולל של x ביחס לגודלו הכולל של N . כלומר S_I הוא היחס בין השכר לפני התערבות המדינה לשכר נטו, S_A הוא שיעור הקצבאות מההכנסה נטו ו- S_T הוא שיעור המס ביחס להכנסה נטו. את רמת אי השוויון בכל רכיב x נסמן ב- G_x , והוא מחושב באופן פשוט לפי מדד ג'יני. למשל, G_I הוא מדד ג'יני להכנסה לנפש לפני התערבות הממשלה. את הקורלציה בין רכיב x להכנסה הכוללת (N) נסמן ב- R_x . בשביל למדוד אותה נשתמש בנוסחה הבאה:

$$R_x = \frac{\text{cov}(x, F(N))}{\text{cov}(x, F(x))}$$

כאשר cov מייצג את השונות המשותפת ו- F את פונקציית ההתפלגות המצטברת (cdf). ניתן לשים לב שהמכנה הוא תמיד חיובי ולכן הסימן של R_x תלוי בסימן של המונה, והוא יהיה חיובי רק במידה שהרכיב מתואם חיובית עם ההכנסה הפנויה. במקרה שלנו, R_I , מקדם הקורלציה של ההכנסה לפני התערבות המדינה יהיה חיובי.²³ R_A , לעומת זאת, יהיה שלילי. זאת מכיוון שמערכת הקצבאות מעניקה יותר קצבאות לאנשים עם הכנסה נמוכה יותר. ניתן לומר כי עבור הקצבאות והמס G ו- R מהווים מעין מדד למידת הפרוגרסיביות שלהם. לעומת זאת S מודד את גודלם היחסי. בסך הכול, הג'יני הכולל של ההכנסה הפנויה לנפש (G_N) מורכב מרכיבים אלו לפי הנוסחה הבאה:

$$G_N = \sum_{\text{for } x \text{ in } \{I, A, T\}} S_x G_x R_x$$

אנחנו נרצה לאמוד כיצד השינוי מאז 2002 במדדים אלו השפיע על הג'יני הכללי. נסמן את השינוי בכל מדד m מאז 2002 ב- Δ_m . כלומר

$$G_N + \Delta_{G_N} = \sum_{\text{for } x \text{ in } \{I, A, T\}} (S_x + \Delta_{S_x})(G_x + \Delta_{G_x})(R_x + \Delta_{R_x})$$

מאחר שאנחנו מתעניינים רק בשינוי מאז 2002 (Δ_{G_N}) נכתוב

$$\Delta_{G_N} = \sum_{\text{for } x \text{ in } \{I, A, T\}} (S_x + \Delta_{S_x})(G_x + \Delta_{G_x})(R_x + \Delta_{R_x}) - \sum_{\text{for } x \text{ in } \{I, A, T\}} S_x G_x R_x$$

23 למעשה הוא אף יהיה קרוב מאוד ל-1. זאת מכיוון שעבור מרבית הפרטים $F(N)$ קרוב מאוד ל- $F(I)$, כלומר אחוזון ההכנסה לפי ההכנסה נטו קרוב מאוד לאחוזון לפי ההכנסה לפני התערבות המדינה.

ובסידור שונה של הגורמים נקבל את מידת ההשפעה של השינוי בכל רכיב:²⁴

$$\Delta_{G_N} = \sum_{\text{for } x \text{ in } \{I, A, T\}} \Delta_{S_x} G_x R_x + S_x \Delta_{G_x} R_x + S_x G_x \Delta_{R_x} + O(\Delta^2)$$

נוסחה זאת מאפשרת לאמוד את ההשפעה של כל אחד מהשינויים שבהם דנו עד כה על הג'יני הכללי. כך למשל, הירידה באי השוויון בהכנסות לפני התערבות המדינה (Δ_{G_I}) גורמת לשינוי של $\Delta_{G_I} * S_I R_I$.

את השפעת רכיבי אי השוויון והקורלציה ניתן לבחון בנפרד עבור כל רכיב. אולם, גודלם היחסי של הרכיבים השונים הוא תלוי. נשים לב שסכום השלושה חייב להיות 1, ולכן סכום השינוי שלהם חייב להיות 0. כלומר, בהכרח מתקיים

$$\Delta_{S_I} + \Delta_{S_A} + \Delta_{S_T} = 0$$

לכן, אנחנו נחליף את Δ_{S_I} ב $-\Delta_{S_A} - \Delta_{S_T}$. המשמעות היא שכאשר אנחנו מודדים את השינוי בגודל המס, או בגודל הקצבאות, אנחנו גם מתחשבים בהשפעתם על סך כל ההכנסה הפנויה. אנחנו בעצם מייחסים את השינוי ביחס בין ההכנסה לפני התערבות הממשלה להכנסה שאחריה לשינויים בגודל המס והקצבאות. לכן ההשפעה של שינוי בגודל המס היא $\Delta_{S_T} * (G_T R_T - G_I R_I)$, וההשפעה של שינוי בגודל הקצבאות הוא $\Delta_{S_A} * (G_A R_A - G_I R_I)$.

24 מספיק להסתכל על קירוב סדר ראשון בלבד, מכיוון שההשפעה של גורמים מסדר שני ומעלה היא זניחה.

מדיניות הממשלה ביחס להורים צעירים¹

עדי ברנדר ומישל סטרבצ'נסקי

בעבודה זו אנו בוחנים את הסוגיה של סיוע ממשלתי למשפחות צעירות ומימונו באמצעות העלאת מס ההכנסה בתקופות שבהן הילדים עזבו את הבית ושכר ההורים גבוה בזכות הוותק שצברו בשוק העבודה. אנו בוחנים את סל ההוצאה ומאפייני ההשתתפות בשוק העבודה של הורים לילדים צעירים (עד גיל 9) בישראל ומוצאים שלמשפחות אלה הוצאות גבוהות מאשר למשפחות אחרות, וכי הכנסותיהן בשנים שבהן הילדים נוכחים במשק הבית נמוכות בהשוואה לשנים שאחריהן. איננו מוצאים סימנים לכך שמצבן היחסי של המשפחות הצעירות הורע משמעותית בעשור האחרון, פרט לשוק הדיור שבו אנו מזהים כי שיעור גדל והולך ממשפחות אלה גרות בשכירות בעוד שמגמה כזאת לא התפתחה בקרב משפחות ללא ילדים או משפחות עם ילדים בוגרים (בני 10 עד 18). כמו-כן אנו מראים שהורים לילדים צעירים מאופיינים באחוזי השתתפות גבוהים ובשהייה מתמשכת בשוק העבודה. השוואה של ההטבות הניתנות למשפחות עם ילדים במדינות ה-OECD להטבות בישראל עבור 14 טיפוסים משפחה והכנסה נפוצים של הורים עם ילדים מראה כי ההטבות הניתנות ב-OECD לכל הטיפוסים גבוהות מאלה שניתנות בישראל. סימולציה של הגדלת ההטבה הממוצעת למשפחות עם ילדים צעירים לזו הנפוצה במדינות האחרות ב-OECD, תוך העלאת שיעורי מס ההכנסה למשפחות מבוגרות יותר כך שהמדיניות תהיה מאוזנת תקציבית – ולאורך זמן גם ברמת הכנסות הפרט – מראה כי ניתן להגדיל משמעותית את התועלת של האוכלוסייה בזכות החלקת התצרוכת על פני מחזור החיים של המשפחה.

א. מבוא

תגובת הממשלה למחאה החברתית שפרצה באביב ובקיץ של שנת 2011 התמקדה בסיוע להורים לילדים צעירים, בעיקר הורים עובדים ברמות ההכנסה הבינוניות והגבוהות,² ולאמהות עובדות בעלות

1 המחקר נתמך על ידי הפורום למדיניות כלכלית ע"ש פנחס ספיר מיסודו של סם רוטברג. תודה מיוחדת לאורן תירוש על העזרה המצינית למחקר וההשקעה הרבה באיסוף הנתונים וניתוחם, לאיר לין על עזרתו בהכנת ההשוואה הבינלאומית ולאחל שחר על הסיוע בהשגת הנתונים. אנו מודים גם לערן ישיב, לאביה ספיבק, למשתתפי הכנס של פורום ספיר, למשתתפי הסמינר של בית הספר למדיניות ציבורית באוניברסיטת בן-גוריון ולשני שופטים אנונימיים על הערותיהם המועילות.

2 הרחבת חוק חינוך חינם לגילאי 3–4 השפיעה בעיקר על אוכלוסיות אלה, שכן בישוים החלשים יותר, ובשכונות חלשות מבחינה כלכלית בערים הגדולות, הונהג חינוך חינם בגילים אלה עוד לפני 2011 (דוח בנק ישראל 2012, עמ' 195). נקודות הזיכוי לאבות רלוונטיות רק לאלו ששכרם גבוה מסף המס (דוח בנק ישראל 2011, תיבה 1-1, עמ' 252).

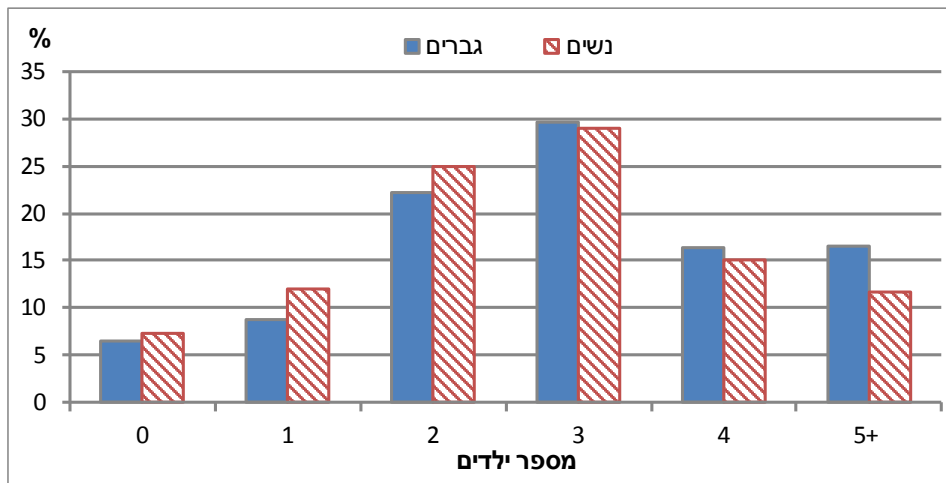
הכנסה נמוכה. בחינה של עלות ההמלצות של ועדת טרכטנברג, שעל בסיסן גובשה תגובת המדיניות למחאה, מלמדת כי מרבית התוספת של ההוצאה התקציבית שעליה המליצה הוועדה נועדה להפעלת חינוך חנם בגילים 3–4 וצהרונים לילדים עד גיל 9 (דוח הוועדה לשינוי כלכלי חברתי, ע"מ 122). בנוסף הגדילה הממשלה, על בסיס המלצות הוועדה, את ההטבות בתכנית מענק העבודה (לשעבר מס הכנסה שלילי) לאמהות עובדות ששכרן נמוך, והנהיגה נקודות זיכוי במס ההכנסה לאבות לילדים עד גיל 3. מיקוד זה של צעדי הממשלה מעלה את השאלה האם הורים צעירים בישראל הם אכן קבוצה המאופיינת בקשיים מיוחדים, האם קשיים אלה התעצמו על פני זמן – ובפרט בשנים שקדמו לפרוץ המחאה – והאם מדיניות הממשלה כלפי קבוצה זו בישראל שונה מאשר במדינות מפותחות אחרות. שאלה זו מתחדדת לאור הקיצוץ בקצבאות הילדים שהופעל באמצע 2013 והקטין את סיוע המדינה להורים בשיעור ניכר מהתוספת התקציבית שניתנה בתכניות לעיל.³

עבודה זו בוחנת את מצבם הכלכלי של ההורים לילדים צעירים בישראל ממספר זוויות, תוך התמקדות בהורים עובדים. ראשית אנו מנסים לאפיין את מבנה ההוצאות לצריכה של קבוצה זו בהשוואה לשאר האוכלוסייה. מכיוון שבישראל הרוב המכריע של האזרחים הופכים להורים במהלך חייהם (93 אחוזים מהעובדים בני ה-50 עד 60 הם הורים [ציור 1]), מהם כשני שלישים לילדים שכבר בגרו) מדובר למעשה בבחינה של מחזור ההוצאות של האזרחים על פני החיים. אנו בודקים מהן ההוצאות שגדלות בשנים שבהן נוכחים ילדים במשק הבית, ועד כמה גדל סך ההוצאות בתקופת גידול הילדים. שנית אנו בוחנים האם לאורך השנים, ובפרט בשנים האחרונות, גדלו ההוצאות על הסעיפים המייחדים משפחות צעירות (בעיקר חינוך), בין אם בשל התייקרות השירותים והמוצרים האלה, או עקב הפחתת היקף השירותים שמספקת הממשלה. אנו גם מחשבים מדד מחירים לצרכן נפרד למשפחות עם ילדים ומשווים את התפתחותו לאורך זמן למדד מחירי סל הצריכה של שאר האוכלוסייה. לסיום בחינה זו אנו מתמקדים בהשפעה הדיפרנציאלית של ההתפתחויות בשוק הדיור בעשור האחרון על הורים צעירים. הניתוח מראה כי התייקרות הדיור הייתה השינוי המרכזי בעלות המחיה בתקופה שלפני המחאה, ולכן חשובה בבחינה האם זו השפיעה באופן חריף במיוחד על המשפחות הצעירות.

אחד הגורמים החשובים בעיצוב מדיניות הממשלה לסיוע להורים הצעירים הוא התנהלותם בשוק העבודה לאורך חייהם. בעשור האחרון הדגישו ממשלות ישראל במדיניותן את התמיכה בתעסוקה ובאוכלוסייה העובדת כבסיס למדיניות הרווחה. משום כך, אם אוכלוסיית ההורים הצעירים העובדים מאופיינת בהתמדה בשוק העבודה – סיוע לאוכלוסייה זו ישתלב במדיניות הרווחה הכללית, בעוד שאם ההורים נוטים למעט בעבודה (למשל, יציאה פרמנטית של האמהות משוק העבודה) עלולה להיווצר סתירה בין הסיוע למדיניות הכוללת. בנוסף לכך, תוואי שכר עולה של ההורים לאורך החיים מצדיק סיוע ממשלתי בשנות ההורות, הן משיקולים של החלקת תצרוכת והן מפני שההכנסה הגבוהה יותר של ההורים בעתיד מהווה בסיס לתשלומי מס שיאפשרו איזון תקציבי בין הסיוע לתשלומים העתידיים; זאת מכיוון שכאמור לעיל הרוב המכריע של האזרחים בישראל הם גם הורים. כדי לבחון סוגיות אלה אנו מנתחים את תוואי התעסוקה והשכר של הורים בישראל באמצעות פאנל נתונים של דיווחי המעסיקים למס ההכנסה הכולל מדגם של יותר מ-300,000 שכירים על פני העשור האחרון.

3 חלק מהתוספות שניתנו בעקבות המלצות ועדת טרכטנברג בוטלו בחוק ההסדרים שליווה את תקציב 2014-2013.

ציור 1: התפלגות מספר הילדים הכולל של גברים ונשים עובדים בגיל 50–60, 2011



מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

מכיוון שהסוגיה של פריסת ההכנסות וההוצאות על פני החיים אינה ייחודית לישראל, אנו בוחנים בעבודה זו גם עד כמה הסיוע הממשלתי להורים בישראל שונה מהמקובל במדינות המפותחות. בעזרת בסיסי נתונים וסימולטורים של ארגון ה-OECD והאיחוד האירופי אנו משווים את הסיוע שמעניקה המדינה להורים צעירים בישראל ובמדינות המפותחות האחרות. לצורך זה אנו בוחנים את הטבות המס להורים בגין ילדיהם, את קצבאות הילדים ואת מערכות ההטבות האחרות הכוללות שירותי חינוך והשגחה על ילדים צעירים.⁴ מובן כי ההעדפות החברתיות אינן זהות בהכרח בין מדינות, אך ההשוואה מלמדת היכן נמצאת ישראל מבחינת הסיוע למשפחות הצעירות, כסמן לקובעי המדיניות במידה שהחליטו להתאים את העדפותיהם בעקבות המחאה החברתית.

בחינה תיאורית של סוגיית הסיוע להורים צעירים מתכנסת בעיקרה למודל בסיסי של החלקת תצרוכת. בהינתן ריכוז הוצאות פוטנציאלי בשנות גידול הילדים, לצד רמת הכנסות נמוכה מהממוצע על פני החיים וחוסר יכולת להחליק את התצרוכת באמצעות שוק ההון, ניתן לשפר את הרווחה באמצעות התערבות ממשלתית שתגדיל את הסיוע להורים בשנים שבהן נוכחים ילדים במשק הבית, ותמסה אותם בעתיד כאשר הילדים יתבגרו וההכנסות יעלו. מודל כזה מאוזן פיסקלית על פני זמן ומשפר את הרווחה של משפחות ההורים הצעירים. אנו מציגים במאמר מודל כזה, ומנתחים סימולציה של השלכותיו על בסיס מאפייני האוכלוסייה בישראל.

4 קיים גם שוני בין המדינות השונות במאפייני מערכת המס – בעיקר במערכת מס ההכנסה; לדוגמה: סף המס הוא שונה בין מדינות שונות, ובהתאם לכך נוצר נטל מס שונה בהשוואה של פרטים או משפחות בין המדינות. במחקר זה אנו מנתחים את אי-השוויון האופקי תוך הדגשת גודל המשפחה ולכן אנו מתרכזים בהטבות שניתנות כפונקציה של הרכב המשפחה.

העיסוק בזיהוי המדיניות הנכונה ביחס להטבות למשפחות עם הורים צעירים הוא נפוץ במדינות המתקדמות. Atkinson and Bourguignon (1990) ניתחו את המדיניות האופטימלית ביחס למשפחות עם ילדים, תוך השוואה בין צרפת לבריטניה. Lohmann, Rostgaard and Spiess (2009) דנים בהיבטים התאורטיים והמתודולוגיים לעיצוב מדיניות ממשלתית לטיפול במשפחות במדינות הקהילה האירופית. Adema et al. (2009) ו-Adema and Ladaique (2009) מתארים את בסיסי הנתונים המשמשים את ארגון ה-OECD ביחס למדיניות הרצויה בהקשר של משפחות עם ילדים המבוססים על ארבעה תחומים: מבנה המשפחה, חשיבות גידול הילדים במשפחה, מצבן של המשפחות בשוק העבודה וכלי המדיניות הרצויים לטיפול בצורכי המשפחה. Innervoll and Barber (2005) חישבו את העלויות של הטיפול בילדים תוך כימות התמורות (trade-offs) בין היציאה לעבודה לבין הישארות בבית. בהקשר של סוגיה זו Thévenon (2008a) מראה כי מדינות סקנדינביה הן הנדיבות ביותר בסכסוד הטיפול בילדים, בעוד שכלי המדיניות בצרפת מעודדים משרה מלאה של המפרנס המשני כשיש ילד אחד בבית, ומעבר למשרה חלקית כשנולדים ילדים נוספים. נתוני ה-OECD (2007a, 2007b ו-2009) מדגימים את המדיניות הקיימת בקרב המדינות המתקדמות בהקשר של הטבות למשפחות עם ילדים.

המאמר מאורגן באופן הבא: סעיף ב' מציג את מאפייני ההוצאות של המשפחות הצעירות בישראל ואת התפתחותן על פני זמן. סעיף ג' בוחן את מאפייני התעסוקה והשכר של ההורים בישראל על פני זמן, וסעיף ד' מציג השוואה בינלאומית של הטבות המדינה להורים. בסעיף ה' אנו מציגים מודל תיאורטי של החלוקת תצרוכת על פני החיים, וסימולציה של תוצאותיו על בסיס הנתונים בישראל. סעיף ו' מסכם.

ב. ההוצאות של הורים צעירים

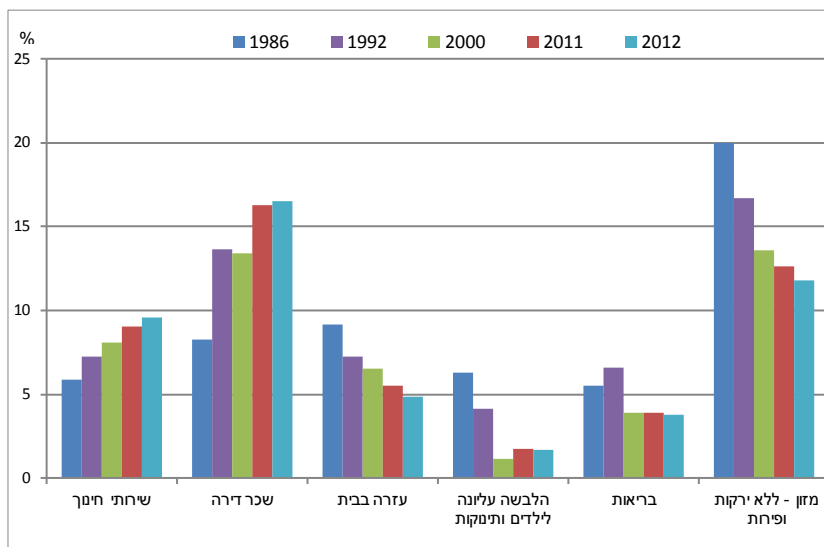
ב.1. סלי הצריכה של משפחות עם ילדים

שלושת הסעיפים הגדולים ביותר בסל ההוצאות של משפחות עם ילדים⁵ הם דיור, מזון ושירותי חינוך (ציור 2). הוצאות הדיור בצורותיהן השונות (שכר דירה חודשי וצריכת דיור בעין) עלו על פני זמן, כאשר בולטת העלייה של סעיף שכר הדירה אשר משקלו הוכפל ב-2012 יחסית ל-1986. גם משקלם של שירותי החינוך עלה על פני זמן בעוד שמשקל סעיף המזון ירד, מ-20 ל-13 אחוזים מההכנסה הפנויה. בבחינה של סעיפים בודדים המאפיינים את ההוצאות של הורים לילדים עד גיל 9, ניתן למנות שלושה סעיפים עיקריים שבהם בולט שיעור הוצאה גבוה: אחזקת הדירה ומשק הבית, מטפלת בילדים בבית המשפחה וגן ילדים פרטי.

בציור 2 מוצגת התפתחות הסעיפים על פני זמן המבליטה את העלייה הרצופה בסעיפי הדיור ובשירותי החינוך, לצד ירידה בסעיפי המזון.

5 משפחות עם שני בני זוג אשר הכנסתן החודשית מעבודה עולה על 1,000 ש"ח במחירי 2010.

ציור 2: שיעור ההוצאה מההכנסה הפנויה על סעיפים מרכזיים של משקי בית עם ילדים עד גיל 9
1986–2012, סעיפים נבחרים

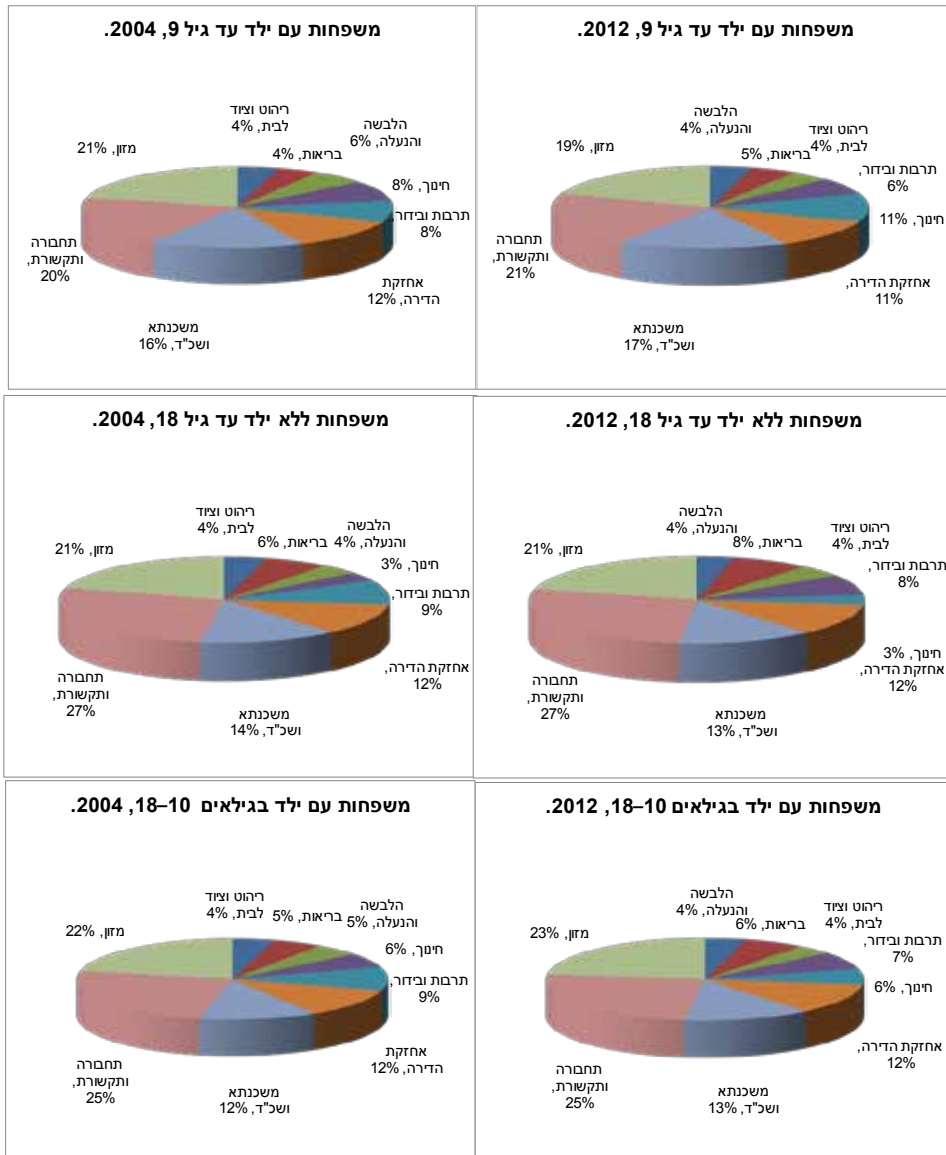


מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

כדי להבין את המשמעות של הרכב ההוצאה במשפחות של הורים (עד גיל 65), בנינו עוגות המשוות בינן לבין קבוצות אחרות (ציור 3). העוגות מתייחסות לחלקם של הסעיפים המרכזיים בהוצאה של משפחות (ראש משק הבית נשוי) עובדות (הכנסה משפחתית מעבודה של לפחות 1,000 ש"ח בחודש במחירי 2010) בלי ילדים, עם ילדים עד גיל 9 ועם ילדים בני 10–18, על פי סקרי ההוצאות ל-2004 ו-2012. על פי ההשוואה חלקם בסל הצריכה של הסעיפים: חינוך ודיור גבוה יותר בקרב משפחות עם ילדים עד גיל 9 ואילו חלקם של הסעיפים: בריאות, תחבורה ותקשורת נמוך יותר. אין הבדל משמעותי בין הסלים של 2004 לאלו של 2012, למעט הגידול בחלק ההוצאה על חינוך במשפחות הצעירות.

בבדיקה זו הוצא מהסל הסעיף "זקיפת דיור", אך הוכנס סעיף המשכנתא והסלים נורמלו ל-100 אחוזים. בסקר 2012, לפני הנרמול, הסלים היו כ-80% מסך ההוצאה לתצרוכת של משקי הבית. מההשוואה בין משפחות בלי ילדים עד גיל 18 לבין אלו עם ילדים בגילים 10–18 עולה כי משפחות אלה מוציאות שיעור דומה מהכנסתן על משכנתא ושכר דירה. מכיוון שמהניתוח עולה כי סעיף הדיור משמעותי יותר עבור המשפחות עם ילדים צעירים (עד גיל 9), נקדיש בהמשך תת-סעיף נפרד כדי להעמיק בניתוחו. נקדיש גם סעיף נפרד לנושא החינוך, שההוצאה עליו משמעותית עבור ההורים, בעיקר לילדים צעירים.

ציור 3: הוצאה חודשית למשפחות עם ובלי ילדים, 2004, 2012*



*משפחות שבהן שני בני זוג אשר הכנסתן החודשית מעבודה עולה על 1,000 ש"ח במחירי 2010 וגיל ראש משק הבית נמוך מ-65.
מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

כדי לסכם את ההשפעה של הילדים על ההוצאה הכספית, אמדנו רגרסיות על סך ההוצאה של המשפחות⁶ כפונקציה של מספר הילדים ושל משתנים מפקחים נוספים: שנות הלימוד של ראש משק הבית, שנות הלימוד בריבוע, גיל ראש משק הבית, הגיל בריבוע ומספר המפרנסים. תוצאות הרגרסיה מוצגות בלוח 1 ובציור 4. מאחר שהסתמן דפוס הומוגני לפי קבוצות גיל, בנינו שלוש קבוצות גיל: 0–3, 4–14 ו-15–17.

מהרגרסיה עולה שקיומו של ילד בן 0–3 במשפחה מוסיף כ-650 ש"ח להוצאה החודשית של המשפחה. סכום זה יורד לכ-300 ש"ח בקבוצת הגיל 4–14, אך הוא מטפס לכ-1,000 ש"ח בגילים המתקדמים יותר – 15 עד 17. תוספות אלה משמעותיות מבחינת המשפחות, במיוחד כשמדובר על יותר מילד אחד, וממחישות את הפער בין הנטל הכלכלי המוטל על משפחות עם ילדים לזה המוטל על משפחות ללא ילדים.

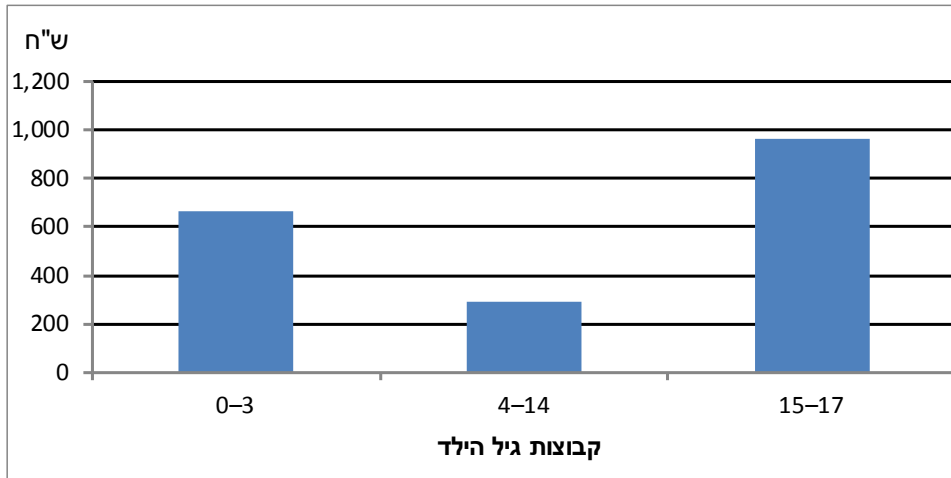
פער זה ניכר גם בשיעור החיסכון. נספח 2 מציג בציור את שיעור החיסכון מההכנסה של משפחות הנשואות עד 10 שנים עם ילדים עד גיל 9 ושל משפחות ללא ילדים עד גיל 18. שיעור החיסכון של המשפחות הצעירות עם ילדים נע בין אפס ל-5 אחוזים בין השנים 2005 ל-2012, בעוד ששיעור החיסכון של משפחות ללא ילדים עלה מרמה של כ-16 אחוזים ב-2005 לכ-22 אחוזים.

לוח 1: רגרסיה של סך ההוצאה לילד (בשקלים לחודש) בקבוצות הגיל השונות, * 2011

הוצאה לתצרוכת בש"ח	
664***	מס' ילדים בגילים 0–3
292***	מס' ילדים בגילים 4–14
964***	מס' ילדים בגילים 15–17
1,188***	שנות לימוד
-20***	שנות לימוד בריבוע
472***	גיל
-4***	גיל בריבוע
2,036***	מספר מפרנסים
-13,663***	_cons
3,357	N
0.153	R ²

* הנתונים בלוח הם מקדמי הרגרסיה. *** מסמן מובהקות ברמה של 0.01.

ציור 4: השפעת כל ילד, לפי גילו, על ההוצאה החודשית לצריכה בש"ח של משק הבית, 2011



מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

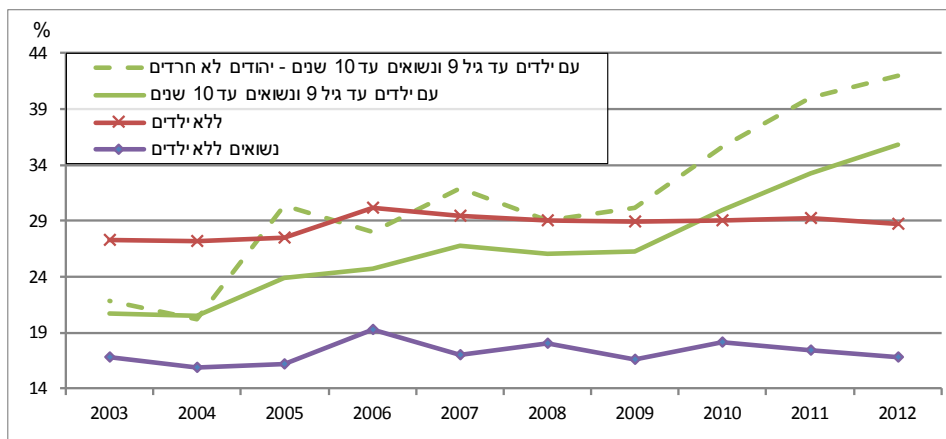
2.2. שיעור משקי הבית השוכרים דירה מתוך סקרי הוצאות

המשקל הגבוה של ההוצאות על דיור בקרב משקי הבית עם ילדים לצד עליית מחירי הדירות מאמצע העשור הקודם מצביעים על הצורך להעמיק בבחינת ההתפתחויות בתחום הדיור.⁷ עליית מחירי הדירות פוגעת במשקי הבית שאין עדיין דירה בבעלותם – במידה רבה, זוגות שנישאו לאחר שהחלה עליית המחירים ועדיין לא קנו דירה. הפגיעה נובעת מכך שזוגות אלה רואים את "חלום" הדירה מתרחק מהם, והם נאלצים לחסוך יותר מההכנסה השוטפת כדי לממש, תוך תשלום עבור שכירות במקביל.⁸ בפרט, עבור זוגות הנשואים עד 10 שנים עם ילדים צעירים ("הורים צעירים"), שמגבלת הנזילות עבורם קשה יותר, התייקרות הדירות יצרה קושי לממן רכישת דירה, ולכן הם נדחקו לשכירות שהתייקרה – אך פחות מרכישת דירה. ציור 5 מלמד שאחוז הזוגות הצעירים עם ילד עד גיל 9 ששוכרים דירה עלה ב-15 נקודות אחוז בין 2003 ל-2012 (כ-13 אלף משפחות). העלייה הייתה חדה עוד יותר – כ-20 נקודות אחוז – בקרב המשפחות הצעירות במגזר היהודי הלא חרדי, בעוד שבמגזרים החרדי והערבי שיעור השוכרים כמעט ולא השתנה. לעומת זאת, משקל משקי הבית ללא ילדים השוכרים דירה לא השתנה. בניגוד לתקופה האחרונה, בין השנים 1997 ו-2003 היה שיעור ההורים הצעירים השוכרים דירה יציב למדי ודומה לאחוז השוכרים בכלל

7 לצורך הבדיקה הוצאו משקי בית שבהם יש ילד עד גיל 18 שיחס הקרבה שלו לראש משק הבית אינו "בן" (למשל נכד, אחיין וכו'). הנתונים נופחו על פי מקדם הניפוח של הלמ"ס.

8 משק בית שוכר הוא משק בית שיש לו הוצאה חיובית על סעיף השכירות.

ציור 5: שיעור משקי הבית השוכרים דירה עם ובלי ילד עד גיל 9, 2003–2012



ללא משקי בית עם הכנסה משכר דירה
מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

לוח 2: שיעור משקי הבית השוכרים דירה שיש להם הכנסה מהשכרת דירה (באחוזים) 2003, 2012

עם ילד עד גיל 18	עם ילד בגיל 10 עד 18	עם ילד עד גיל 9	ללא ילד עד גיל 18	
4.3	2.1	3.6	2.6	2003
4.4	3.3	3.8	1.9	2012

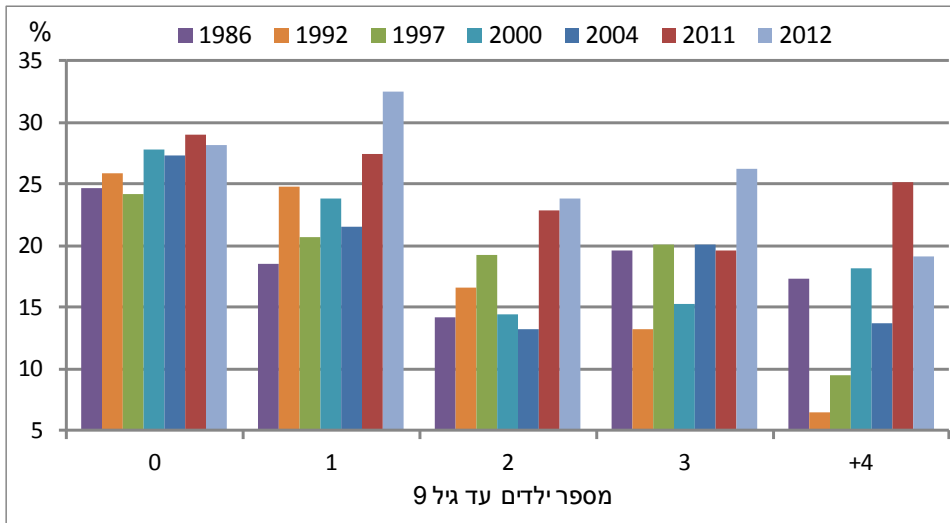
מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

משקי הבית. עוד עולה מהנתונים כי גם בין השנים 1992 ל-1997, כאשר מחירי הדירות עלו בחדות, גדל שיעור ההורים הצעירים ששכרו דירה.

הסבר אפשרי לעלייה באחוז המשפחות הצעירות השוכרות דירה הוא כי חלקן משכירות דירה אחת ושוכרות אחרת, ולכן מצב שוק הדיור אינו משקף פגיעה כה חמורה בהן. בלוח 2 אנו בוחנים אפשרות זו ומוצאים כי הגידול במספר משקי הבית האלה בין השנים 2004 ל-2011 היווה שיעור קטן מסך העלייה באחוז המשפחות עם ילדים ששוכרות דירה.

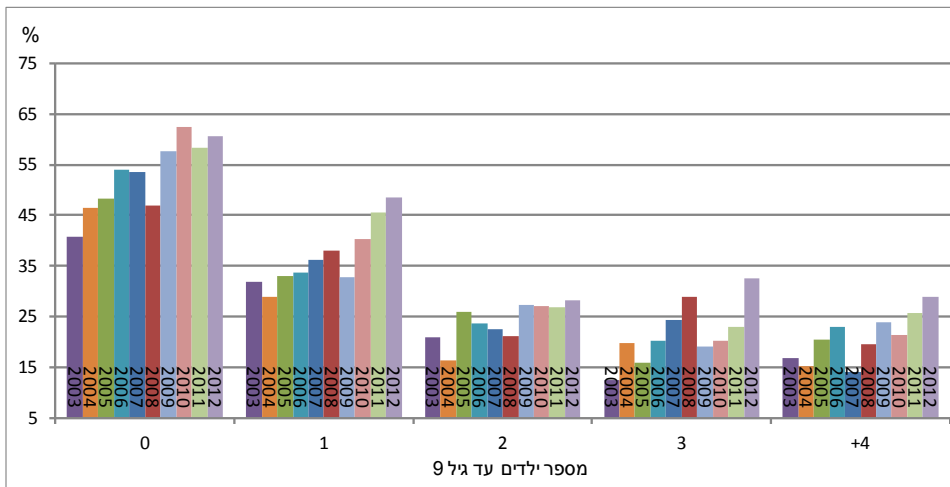
ציור 5 מציג תמונה שלפיה המעבר לשכירות התרחש בעיקר בקרב זוגות נשואים פחות מ-10 שנים עם ילדים, בעוד שבמשפחות ללא ילדים צעירים שיעור משקי הבית השוכרים דירה נשאר יחסית קבוע. בדקנו גם איך משתנה שיעור השוכרים כפונקציה של מספר הילדים. בדיקה זו מוצגת בציור 6.

ציור 6: אחוז משקי הבית השוכרים דירה לפי מספר ילדיהם עד גיל 9 – שנים נבחרות



מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

ציור 7: שיעור הנשואים עד 10 שנים השוכרים דירה לפי מספר ילדיהם עד גיל 9, 2003–2012

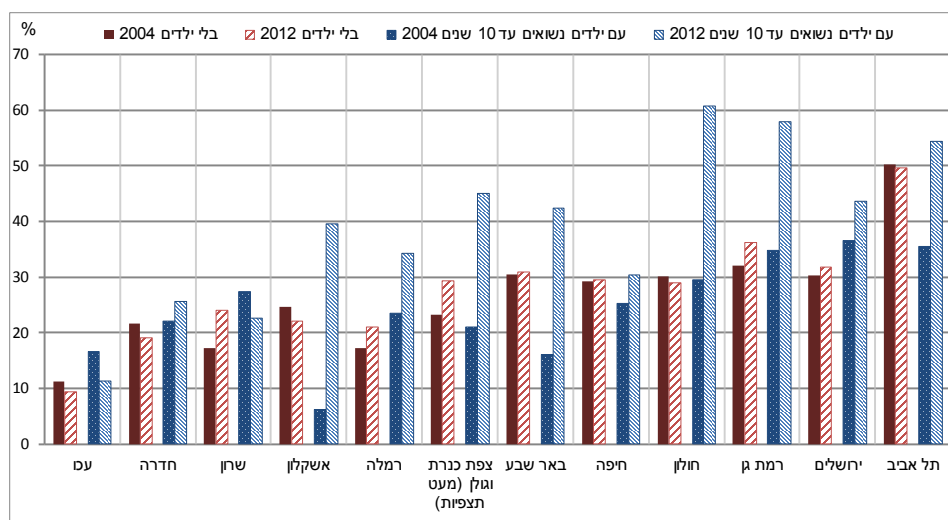


מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

בחלוקת שיעור השוכרים בקרב הזוגות הנשואים עד 10 שנים לפי מספר ילדים עד גיל 9 ניתן לראות כי שיעור השוכרים של משקי הבית עם ילדים קטנים גדל משמעותית בין 2003 ל-2012, בקרב כל קבוצות המשפחות הצעירות (ציור 7).

החלוקה הגיאוגרפית בשנים 2004 ו-2012 מראה קפיצה משמעותית של שיעור המשפחות הצעירות השוכרות בגוש דן (ת"א, רמת גן, חולון), באשקלון, בבאר שבע, ובצפון – כך שמדובר בתופעה שהשפיעה על אזורים שונים ורבים בארץ. במקביל, כמעט אין שינוי באחוז משקי הבית ללא ילדים צעירים השוכרים דירה כמעט בכל אזורי הארץ (ציור 8).

ציור 8: שיעור שוכרי הדירות בקרב המשפחות בלי ילדים והזוגות הנשואים עד 10 שנים עם ילדים עד גיל 9 לפי אזורים גיאוגרפיים, 2004, 2012

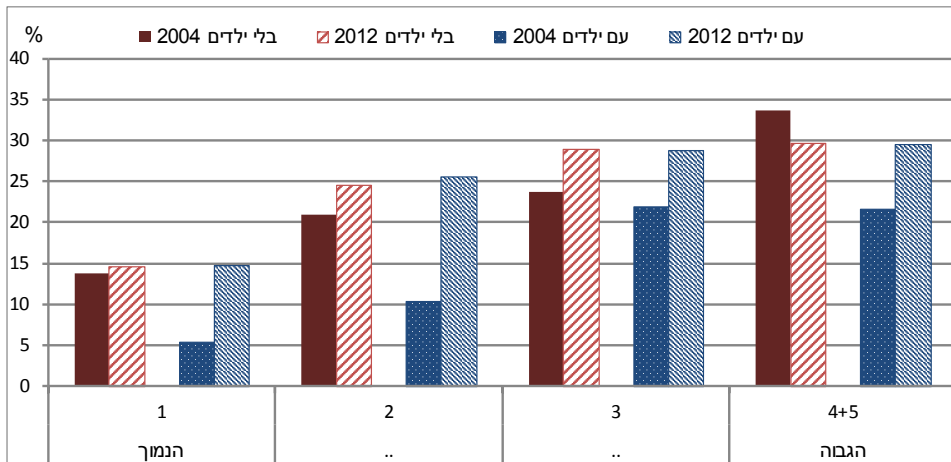


מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

ציור 9, המחלק את הישובים לפי דירוג סוציאקונומי, מלמד כי הפער בין ההורים לילדים צעירים ומשקי בית בלי ילדים בשינוי פרופורציית השוכרים היה משמעותי ברוב האשכולות הסוציו-אקונומיים.⁹ מכך עולה כי קשיי הדיור של ההורים הצעירים לא הוגבלו לקבוצה חברתית כלכלית מסוימת.

9 האשכול החמישי אינו מוצג בנפרד בשל מיעוט תצפיות.

ציור 9: אחוז משקי הבית השוכרים דירה עם ובלי ילדים עד גיל 9 לפי דירוג סוציאקונומי של ישוב מגורים:¹⁰ 2012, 2004



מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

העלייה הניכרת בשיעורן של המשפחות הצעירות היהודיות הלא חרדיות השוכרות דירה משתקפת גם במשוואות רגרסיה המוצגות בנספח 3. משוואות אלה בוחנות את ההסתברות שמשפחה בעלת מאפיינים מסוימים תשכור דירה (במקום לגור בדירה בבעלותה), וההפרש בין המקדמים בשנים 2004 ו-2012 מלמד על שינויים בהשפעה של תכונות שונות על הסתברות זו. המשוואות מלמדות כי בשנת 2004 ההסתברות של זוג עם ילדים הנשוי פחות מ-10 שנים לגור בשכירות הייתה נמוכה מזו של משקי בית אחרים, אך בשנת 2012 היא הפכה לגבוהה יותר באופן מובהק. עוד עולה מהמשוואות כי נפער פער ניכר בין משפחות כאלו מהמגזרים הערבי והחרדי לבין האחרות. בעוד שההסתברות לגור בשכירות גדלה בשיעור ניכר בקרב המשפחות היהודיות החילוניות, היא עלתה פחות בקרב המשפחות החרדיות המקבילות, ולא גדלה כלל בקרב המשפחות הערביות.¹¹ במשוואות לא נמצאו שינויים מובהקים בהשפעות מאפייני היישוב על הדירוג של המשפחות הצעירות בין השנים 2004 ו-2012.¹² כן נמצא כי למספר הילדים עד גיל 3 הייתה השפעה חזקה נוספת על עליית ההסתברות למגורים בשכירות.

כדי להבין את ההשפעה של הילדים על הוצאות הדירוג, אמדנו רגרסיה הכוללת את מספר הילדים, עם אותם משתנים מפקחים שהוזכרו לעיל. התוצאות מוצגות בלוח 3 ובציור 10.

10 בשל מיעוט תצפיות הדירוגים הגבוהים 4 ו-5 אוחדו.

11 על פי השוואת סכומי המקדמים של "נשוי עד 10 שנים עם ילדים" ו"נשוי עד 10 שנים עם ילד וערבי" במשוואות 1 ו-2.

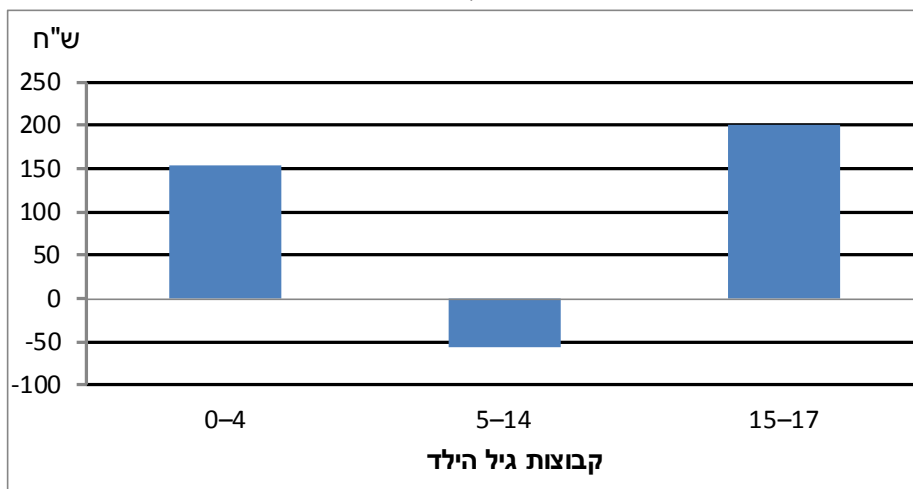
12 היישובים הנכללים בקבוצת הדירוג הסוציו-אקונומי 3 השתנו משמעותית בין שתי השנים, בפרט בשל המעבר של ירושלים לקבוצת הדירוג 2.

לוח 3: רגרסיה על ההוצאה החודשית לשכירות ומשכנתא, * 2011

הוצאה לשכירות ומשכנתא	
מס' ילדים בגילים 4-0	154***
מס' ילדים בגילים 14-5	-56***
מס' ילדים בגילים 17-15	201***
שנות לימוד	178***
שנות לימוד בריבוע	-3***
גיל	39***
גיל בריבוע	-0.7***
מספר מפרנסים	175***
_cons	-626***
N	3,357
R ²	0.063

* הנתונים בלוח הם מקדמי הרגרסיה. *** מסמן מובהקות ברמה של 0.01.

ציור 10: השפעת ילד לפי גילו על ההוצאה החודשית לשכירות ומשכנתא בש"ח, 2011



מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

התמונה המתקבלת היא כי סעיפי השכירות והמשכנתא מוסיפים כ-150 ש"ח לילד להוצאה החודשית של המשפחה בגילים 0 עד 4, וכ-200 ש"ח בגילים 15 עד 17.

3.3. הוצאות לסעיפי חינוך לפי קבוצות אוכלוסייה רלוונטיות

בדיקת ההוצאות על סעיפי חינוך התבצעה עבור משקי בית שבהם יש ילדים בגיל המתאים למסגרות החינוך בכל קטגוריה. החלק העליון של לוח 4 מציג את שיעור ההוצאה באחוזים על סעיפי החינוך השונים בקרב מי שיש להם הוצאה על סעיף זה. הציוורים שאחרי מציגים את הנתונים בממוצע נע דו-שנתי. בשנים שלפני 2004 הלמ"ס הגדירה את סעיפי החינוך באופן שונה – הסעיפים מעון וגן קדם-חובה וכן הסעיפים גן חובה, בי"ס יסודי וחטיבה הוצגו במאוחד – ולכן אין אפשרות להציג את הנתונים בטווח ארוך יותר.

בולטת עלייה בשיעור ההורים המוציאים על מעונות יום לילדים בגילים 0–3, כאשר שיעור ההוצאה עצמו נותר קבוע ברמה של כ-9 אחוזים מההכנסה. בגילים 4–5 שיעור ההוצאה על גנים פרטיים עלה באשכולות הבינוניים בעוד שאחוז בעלי ההוצאה נותר קבוע. לעומת זאת ההוצאות על גן קדם חובה סטטיות למדי. גם שיעור המשלמים על גני החובה עלה לקראת סוף התקופה, וכך גם המשלמים על צהרונים.

לוח 4: שיעור ההוצאה (אחוזים) עבור סעיפי החינוך, 2004–2011

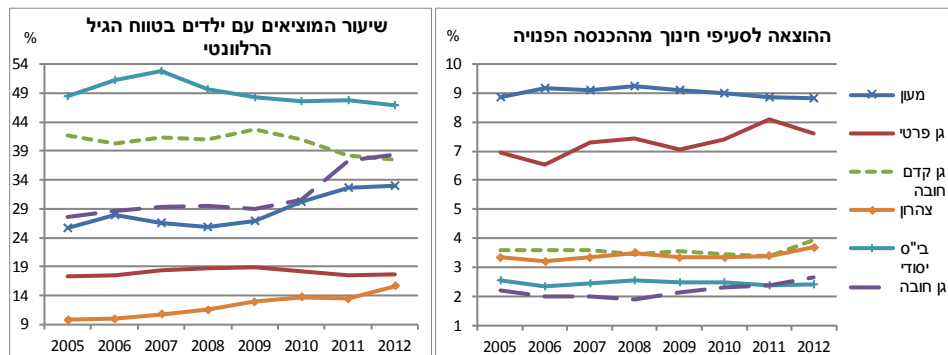
שיעורי עזר	צהרון	בי"ס יסודי	גן חובה	גן קדם חובה	גן פרטי	מעון	
2.1	3.5	2.3	2.8	3.5	8.3	8.4	2011
2.6	3.3	2.5	2.0	3.3	7.9	9.3	2010
2.2	3.4	2.5	2.6	3.6	6.9	8.7	2009
2.1	3.3	2.5	1.7	3.5	7.2	9.5	2008
2.3	3.7	2.6	2.1	3.4	7.7	9.0	2007
2.1	3.0	2.3	1.9	3.8	6.9	9.2	2006
2.8	3.4	2.4	2.1	3.4	6.2	9.1	2005
2.0	3.3	2.7	2.3	3.8	7.7	8.6	2004
14.5	13.2	47.8	41.2	39.0	16.9	32.4	2011
16.0	13.7	47.8	33.4	37.5	18.0	32.9	2010
15.8	13.7	47.5	27.6	44.6	18.3	27.5	2009
13.4	12.2	48.9	30.4	40.7	19.5	26.4	2008
15.1	10.9	50.5	28.7	41.4	18.1	25.4	2007
13.4	10.7	55.1	30.0	41.3	18.8	27.8	2006
13.6	9.3	47.5	27.3	39.3	16.3	28.0	2005
13.3	10.3	49.5	27.8	44.0	18.5	23.3	2004
6-13	6-13	6-13	5-6	4-5	4-5	0-3	קבוצת הגיל

הוצאה
ממוצעת
מהכנסה
פנויה

שיעור
בעלי
ההוצאה

מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

ציור 11: ההוצאה מההכנסה הפנויה ושיעור המוציאים על סעיפי חינוך מרכזיים ממוצע נע של שנתיים 2004–2012



מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

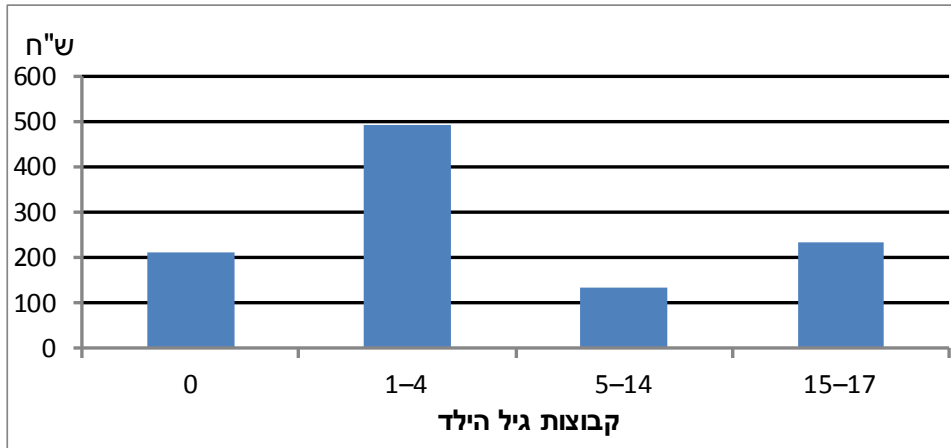
ברגרסיה של ההוצאות על סעיפי החינוך השונים לפי מספר הילדים בכל קבוצת גיל (לוח 5) – חילקנו את הילדים לפי קבוצות אחרות – הרלוונטיות למסלול של המסגרות החינוכיות של הילדים. לפיכך בנינו 4 קבוצות – המוצגות בציור 12. מהגרסיה לומדים שתוספת ההוצאה העיקרית על חינוך היא בגילים 1 עד 4, ומסתכמת בכ-500 שו לילד.

לוח 5: רגרסיה על ההוצאה החודשית לילד בסעיפי החינוך, * 2011

הוצאה לחינוך	
213***	מס' הילדים בגיל 0
492***	מס' הילדים בגילים 1-4
133***	מס' הילדים בגילים 5-14
233***	מס' הילדים בגילים 15-17
109***	שנות לימוד
-1***	שנות לימוד בריבוע
25***	גיל
-0.322***	גיל בריבוע
320***	מספר מפרנסים
-1,620***	_cons
3,357	N
0.214	R ²

* הנתונים בלוח הם מקדמי הרגרסיה. *** מסמן מובהקות ברמה של 0.01.

ציור 12: השפעת ילד לפי גילו על ההוצאה החודשית לחינוך, 2011, בש"ח



מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

4. עליות המחירים על פני זמן

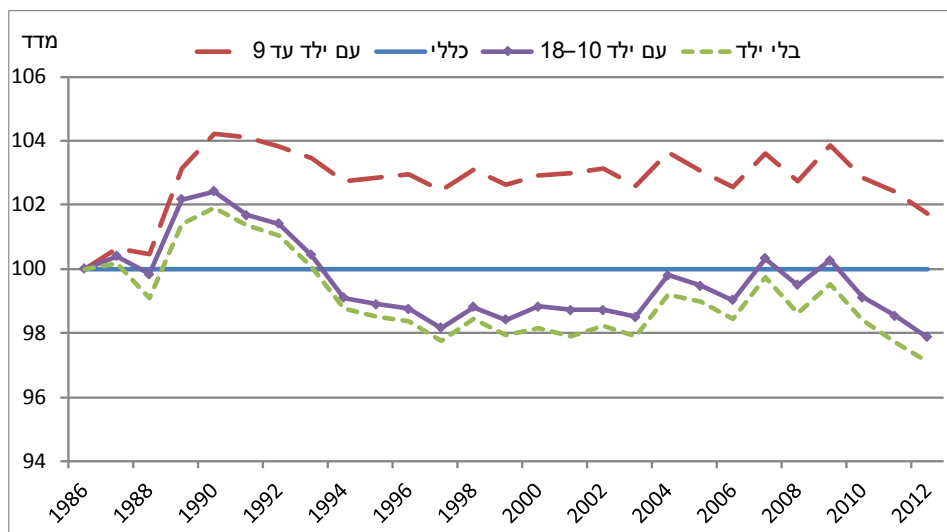
בציור 13 מוצגת התפתחות מחירי סלי הצריכה של קבוצות שונות יחסית למדד המחירים לצרכן. מדדי המחירים הנגזרים ממשקולות אלה על פני שלושת העשורים האחרונים אינם שונים זה מזה באופן משמעותי ב-20 השנים האחרונות משום שעליית מחירי הדיור והחינוך, בעלי המשקל הגבוה יותר בקרב משפחות עם ילדים, מקבילה לעליית מחירי הבריאות, סעיף בעל משקל גבוה יותר בקרב משפחות ללא ילדים.¹³

בציור 14 מוצגת התפתחות מדד מחירי החינוך על רכיביו. מהציור עולה כי המחיר היחסי של שירותי החינוך עלה בשנות ה-80 וה-90, אך בעשור האחרון ובתקופה שלפני המחאה העלייה נעצרה, כפי שמראה גם לוח 4.

עד שנת 1995 עלו מחירי הגנים ומחירי הגנים הפרטיים הנומינליים באותו קצב, ולאחר מכן החלו מחירי הגנים הפרטיים לעלות בקצב גבוה יותר. בשנת 2012 ירדו מחירי הגנים הלא פרטיים ב-16.4%, וב-2013 חזרו לעלות ב-9.8%. מחירי הגנים הפרטיים עלו ב-2012 ב-4.6% (אין נתונים לגבי שנת 2013) ומחירי בית הספר היסודי ירדו ב-2012 ב-6.3% וב-2013 חזרו לעלות ב-14.2%.

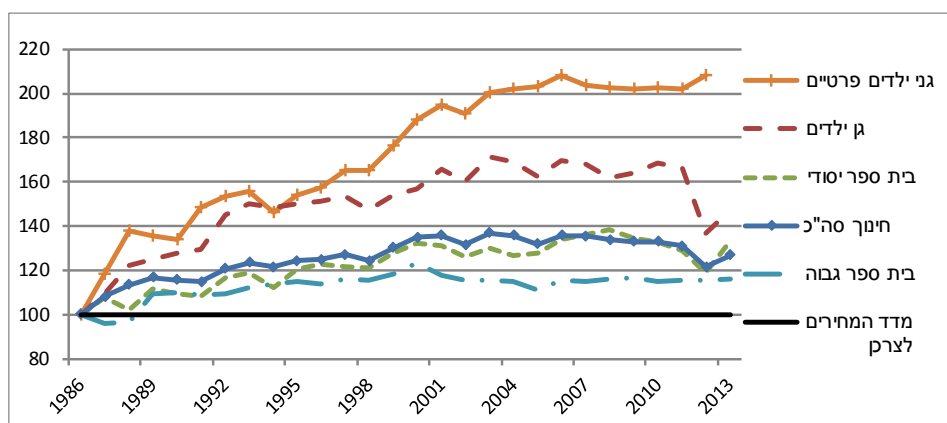
13 כל הנתונים בסעיף זה מתבססים על סקרי הוצאות המשפחה המציגים תמונה לנקודת זמן. משום כך, הניתוח של "משפחות ללא ילדים" מתייחס למשפחות שלא היו להן ילדים מתחת לגיל 18 בנקודת הזמן שבה נדגמו לסקר.

ציור 13: מדדי מחירים מעבר למדד המחירים לצרכן עבור משקי בית – עד גיל 65 בלי ילדים, עם ילדים עד גיל 9 ועם ילדים בגילאים 10–18, 18–10
100=1986, 2012–1986



מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני הלמ"ס.

ציור 14: מדדי מחירי חינוך מרכזיים מעבר לשינוי מדד המחירים לצרכן, 100=1986 * ,2013–1986



* גני ילדים פרטיים עד 2012.
 מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני הלמ"ס.

ג. הורים עובדים בישראל – מאפייני התעסוקה והשכר

לוח 6: הרכב האוכלוסייה הנחקרת, 2004, 2012

נשואים עד 10 שנים עם ילד עד גיל 9		בלי ילד		
2012	2004	2012	2004	
66.2	59.6	88.5	79.3	שיעור משקי הבית העובדים*: מתוך זה:
85.9	87.2	79.6	75.6	יהודים
7.8	6.3	15.9	17.7	ערבים
6.2	6.5	4.5	6.7	דת/לאום אחרים
21.0	20.5	15.6	13.9	עולים החל משנת 1989
2.2	1.4	7.7	5.7	חרדים

*משק בית עובד עם הכנסה חודשית מעבודה של לפחות 1,000 ש"ח במחירי 2010.
מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

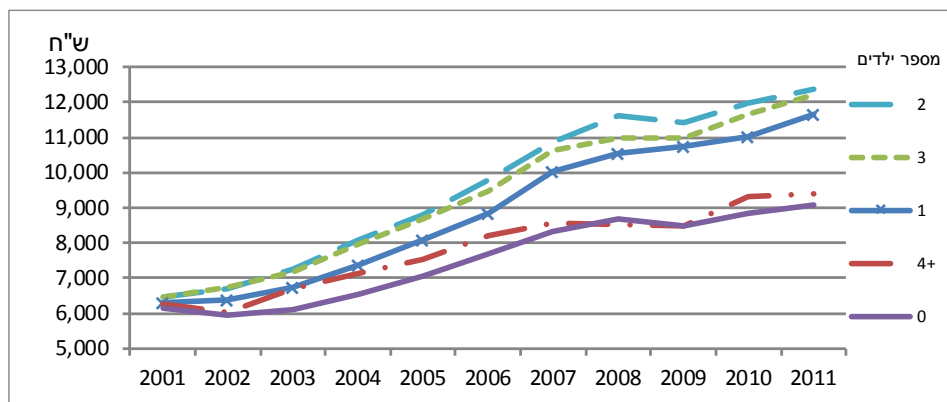
בנוסף לרמת ההוצאות הגבוהה יחסית של משפחות בתקופה שבה ילידיהן נוכחים בבית, שנסקרה לעיל, לתוואי התעסוקה והשכר של ההורים העובדים לאורך חיי העבודה שלהם חשיבות רבה לעיצוב המדיניות הרצויה ביחס לתמיכה במשפחות בשלב זה של חייהן. רמת החיים החומרית, במונחי ההכנסה לנפש סטנדרטית במשק הבית, היא נמוכה בשנים שבהן נוכחים ילדים במשק הבית בשל מספר הנפשות הגבוה. אם מרבית ההורים מאופיינים בקשר חזק ומתמשך לשוק העבודה תוך צבירת הון אנושי ועליית שכר לאורך חייהם, הדבר מחדד את הפער בין רמת החיים האפשרית בשנות גידול הילדים לזו שבשנות החיים המאוחרות יותר. פער זה גדל לנוכח המתווה המקובל להחזרי משכנתא שעל פיו מרבית ההחזר מתבצעת דווקא בשנים שבהן נוכחים ילדים צעירים במשק הבית (ברנדר, 2010).

כדי לבחון את מאפייני התעסוקה של ההורים הצעירים בישראל, ובפרט את התפתחות תעסוקתם ושכרם בתקופות שלפני הפיכתם להורים ואחריה, אנו משתמשים בבסיס נתונים הנגזר מדוחות המס של השכירים בישראל. בסיס נתונים זה כולל את דיווחי המעסיקים לרשות המסים (טופס 126) עבור מדגם רנדומלי של 10 אחוזים מהשכירים. לכל שכיר מופיע המידע עבור כל אחת מהשנים 2001–2011, אם שולם לו שכר כלשהו במשך השנה. לכל נישום מצורפים גם נתוני בן או בת זוגו, והקובץ משולב עם נתונים ממרשם התושבים המאפשרים לזהות את מספר ילדי העובד וגילם, כולל אלו שמעל גיל 18, ושינויים במצב המשפחתי. בסיס נתונים זה מאפשר מעקב מתמשך אחרי התפתחות התעסוקה והשכר של עובדים צעירים בשנים שבהן הפכו להורים, בהשוואה לשכירים אחרים שלא הפכו להורים. גודל המדגם – יותר מ-300,000 תצפיות – גם מאפשר ניתוח של המגמות בתוך קבוצות גיל מצומצמות.

הניתוח שמוצג להלן מלמד כי ההורים הצעירים בישראל מאופיינים בחיבור חזק לשוק העבודה, המתבטא בשמירה על היקפי התעסוקה של שני ההורים גם במשך שנות ההורות הראשונות, ועלייה רציפה של שכרם. יתר על כן, שכר האבות הצעירים עולה מהר יותר מזה של בני גילם שאינם

הופכים להורים. ציור 15 מתאר את תוואי השכר על פני העשור האחרון של גברים שכירים שהיו בני 25–29 ללא ילדים בתחילתו, וציור 16 מתאר תוואי דומה לגברים שהיו בני 30–34 בראשית העשור. המדגם שנבחר כולל את העובדים ששכרם בראשית התקופה היה באחוזונים ה-25 עד ה-75 של השכירים באותה קבוצה, שכן אנו בוחרים במחקר זה שלא להתמקד באוכלוסיות החלשות אלא דווקא במרכז ההתפלגות.¹⁴ משני הציורים עולה כי שכרם של מי שהפכו לאבות במשך העשור עלה באופן ברור יותר משכרם של מי שנותרו ללא ילדים, וכי שיפוע תוואי השכר מתואם חיובית עם מספר הילדים במשפחות עם 1–3 ילדים (שכולם נולדו במשך 10 השנים). רמות השכר של האבות הצעירים הן כאלו שרובם הגדול (כ-75 אחוזים מכלל האוכלוסיה הנידונה, לא רק מהמדגם של רמות ההכנסה שנבחרו) נמצאים מעבר לסף המס, כבר בראשית התקופה, ורובם משלמים מסים בשיעורים משמעותיים כבר בגילים אלה. בציור 16 ניתן גם לראות כי שכרם של בני ה-30+ שהפכו להורים היה גבוה יותר כבר בראשית העשור (לפני שהפכו להורים) מזה של מי שלא הפכו להורים בהמשך. מובן כי לא ניתן להסיק מהממצאים לעיל סיבתיות. ייתכן כי מי שמגיעים לרמת הכנסה גבוהה מרגישים בטוחים יותר להפוך להורים, וייתכן כי דווקא ההורות דוחפת אבות צעירים להגדיל את מאמציהם בשוק העבודה. עם זאת ברור כי מי שהפכו להורים בעשור האחרון הם אלו שגם התקדמו מהר יותר בשכרם.

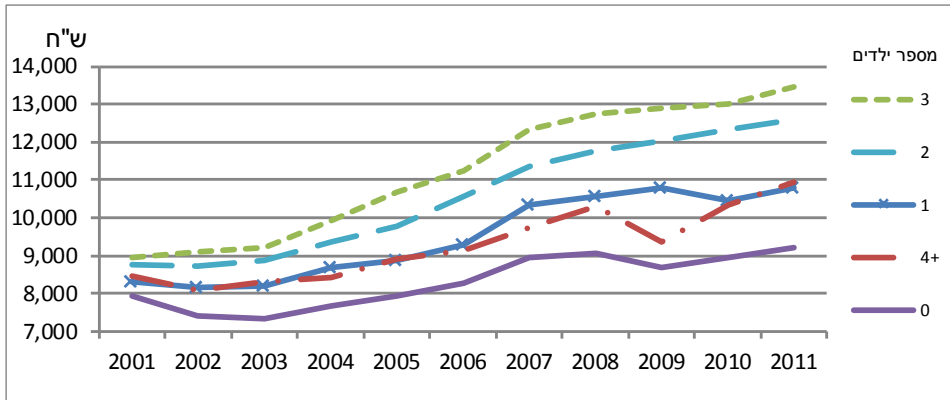
ציור 15: תוואי שכר ריאלי חודשי לפי מספר ילדים – גברים בגילם 25–29*



* מספר הילדים בשנת 2011, שכר במחירי 2010. גברים שבשנת 2001 היו באחוזוני ההכנסה 25–75, בגיל 25–29 וללא ילדים.
מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

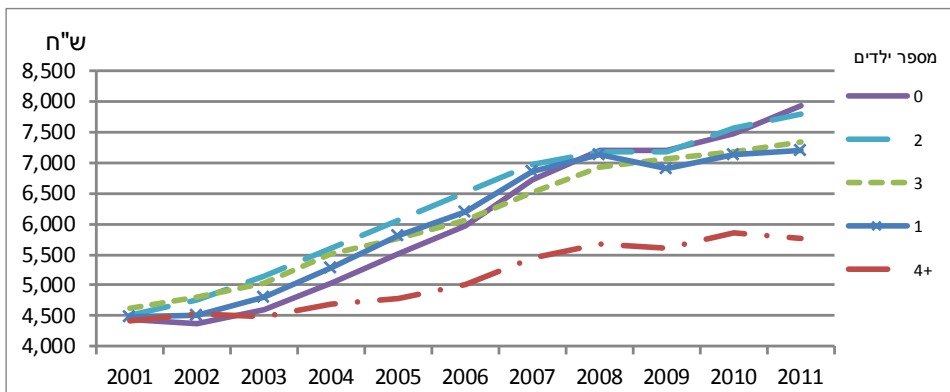
14 דיון בחלק התחתון של ההתפלגות ובדרכי הסיוע למשפחות העובדים בקבוצה זו מופיע ב-Brender and Strawczynski (2006).

ציור 16: תוואי שכר ריאלי חודשי לפי מספר ילדים – גברים בגיל 30–34*

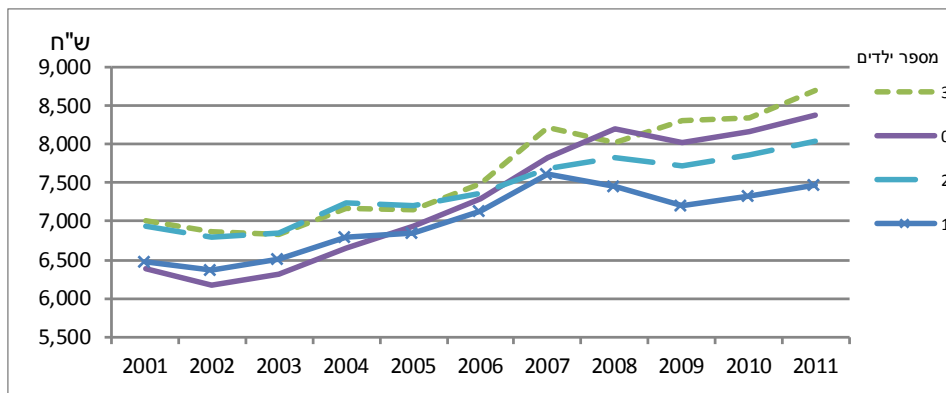


*מספר הילדים בשנת 2011, שכר במחירי 2010. גברים שבשנת 2001 היו באחוזוני ההכנסה 25–75, בגיל 30–34 וללא ילדים.
מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

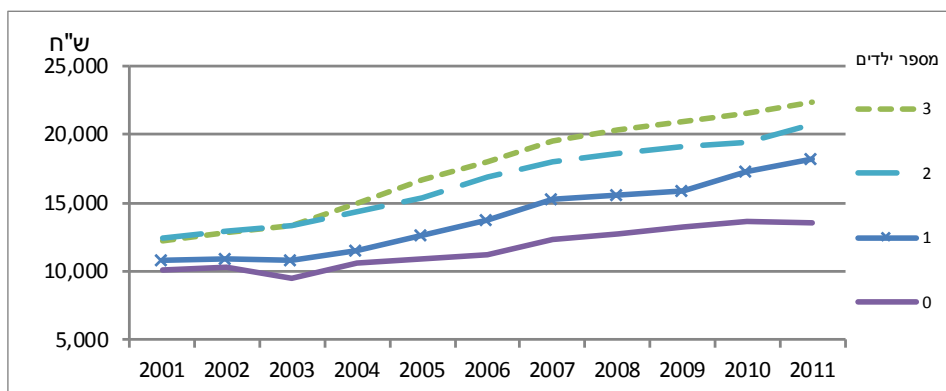
ציור 17: תוואי שכר ריאלי חודשי לפי מספר ילדים – נשים בגיל 23–27*



*מספר הילדים בשנת 2011, שכר במחירי 2010. נשים שבשנת 2001 היו באחוזוני ההכנסה 25–75, בגיל 23–27 וללא ילדים.
מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

ציור 18: תוואי שכר ריאלי חודשי לפי מספר ילדים – נשים בגיל 28–32*

* מספר הילדים בשנת 2011, שכר במחירי 2010. נשים שבשנת 2001 היו באחוזוני ההכנסה 25–75, בגיל 28–32, וללא ילדים.
מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

ציור 19: תוואי שכר משפחתי ריאלי חודשי לפי מספר ילדים*

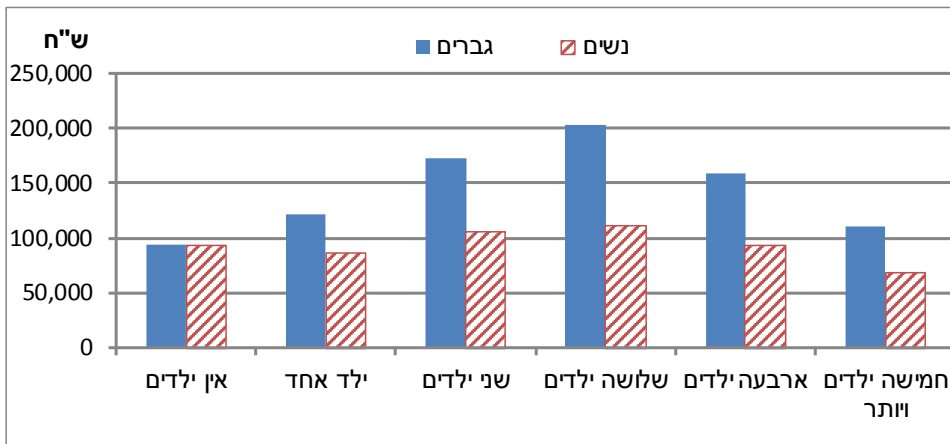
* מספר הילדים בשנת 2011, שכר במחירי 2010. משפחות נשואות ללא ילדים בשנת 2001 שבהן הגבר היה באחוזון הכנסה 25–75 ובגיל 25–29 בשנת 2001.
מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

בקרב הנשים שכון של מי שהפכו לאמהות בגיל צעיר יחסית נמוך מזה של מי שנותרו ללא ילדים (ציור 17). הפערים עשויים להצביע על נטייה מסוימת של אמהות לצמצם את ההשקעה בתעסוקה כדי להשקיע זמן רב יותר בבית ובילדים, אך הם אינם גדולים ושיטתיים. משמעות הדבר היא כי

משפחות בשלב ההורות המוקדם משקיעות מאמץ גדול בשילוב מטלות, או שנדרשת מהן הוצאה כספית כדי להבטיח טיפול נאות בילדים במקביל לעבודת ההורים מחוץ לבית. בקרב הנשים שיולדות לראשונה בגיל מבוגר יותר (אלו שאין להן ילדים בגיל 28) התמונה אף חדה יותר. כאן האמהות לעתיד משתכרות יותר מאלו שאינן יולדות בראשית התקופה, אך ככל שהשנים מתקדמות שכן עולה לאט יותר משכר הנשים שאינן יולדות, והופך לנמוך יותר (ציור 18). עם זאת, שכר האמהות ממשיך לעלות בשיעור משמעותי לאורך שנות ההורות הראשונות.

ציור 19 מלמד כי למרות הגידול האיטי יחסית של שכר האמהות, סך ההכנסה המשפחתית משכר גבוה יותר, וגדל מהר יותר, במשפחות עם ילדים.

ציור 20: שכר שנתי בגילאים 40–55 לפי מספר הילדים, 2011



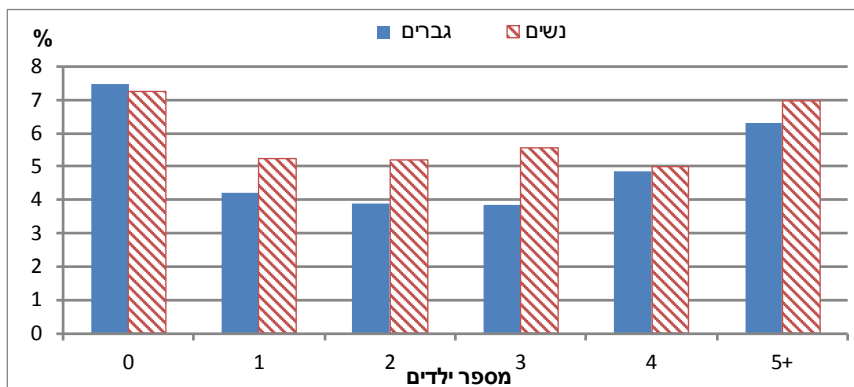
מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

בציור 20 ניתן לראות כי דינמיקת עליית השכר החזקה יותר בקרב אבות בשנות העשרים והשלושים לחייהם מתורגמת לרמת שכר גבוהה יותר בגילים המבוגרים יותר, כאשר הילדים כבר עשויים להפוך לבוגרים. רמת השכר גם מתואמת חיובית עם מספר הילדים, פרט לאבות ל-4 ילדים ויותר, ששכרם נמוך מזה של אבות לשלושה ילדים. בקרב האמהות, למרות ששכרן עולה פחות מזה של נשים אחרות בשנים שבהן נולדים ילדיהן, נראה כי הפער נסגר בשנים שאחר כך, ובגילים 40–55 שכרן גבוה יותר מזה של נשים שאינן אמהות. גם כאן ניתן לראות כי בקרב רוב האוכלוסייה – אמהות לעד ארבעה ילדים – קיים מתאם חיובי בין מספר הילדים לשכר. מכך עולה גם כי ההורים העובדים הם קבוצה שבבגרותה מצויה בחלק הגבוה של מעגל משלמי המסים.

הנתונים עד כה עסקו בשכרם של מי שהמשיכו לעבוד. ציור 21 מצביע על כך שהורים – גברים ונשים – הם גם מועסקים יציבים יותר, וההסתברות שיפסיקו לעבוד נמוכה יותר מזו של עובדים שאינם הורים. ציור 22 מלמד כי גם בתקופה שנתפסת כקריטית בתעסוקת נשים – השנים שמיד

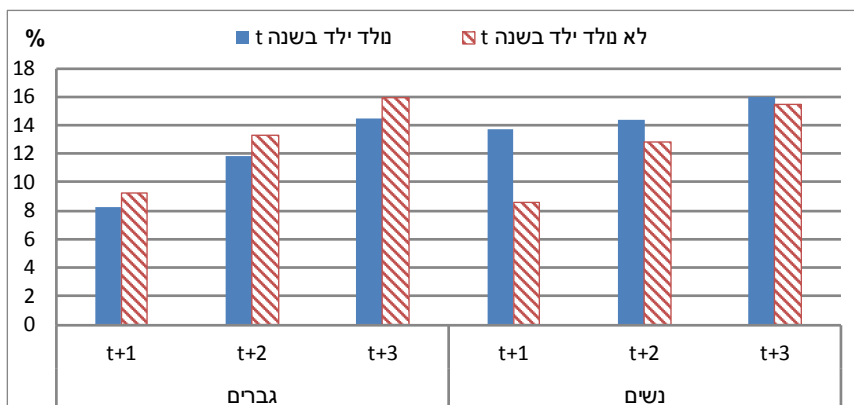
לאחר הלידות – ההסתברות לפרישה משוק העבודה אינה גדלה. אמנם בשנה שלאחר הלידה נשים נוטות להפסיק לעבוד לתקופה קצובה בשיעורים גבוהים בהרבה מאשר נשים שלא ילדו, אך כבר אחרי שנתיים ההסתברות המצטברת לפרישה של יולדות ומי שלא ילדו משתווה. לגבי האבות התמונה אף חדה יותר, ולידה מקטינה את ההסתברות שיפסיקו לעבוד.

ציור 21: שיעור הפורשים מעבודה* בגילאים 50–55 לפי מספר ילדיהם



* שיעור הבלתי מועסקים בשנת 2011 אשר בשנים 2001–2003 היו בני 40–45 ועבדו.
מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

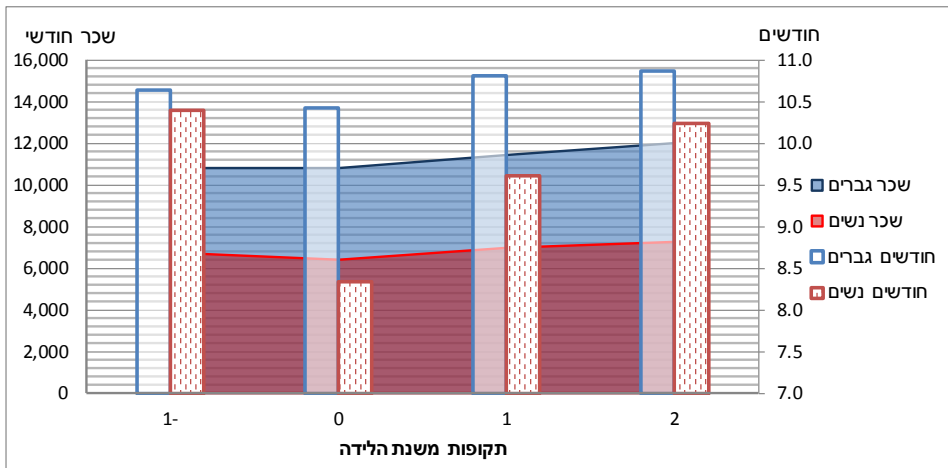
ציור 22: שיעור הפורשים מעבודה שכירה שנה ושנתיים לאחר הלידה* ממוצע 2000–2011



* עובד אם שכרו גבוה מ-5,000 ש"ח בשנה, כולל פורשים לעבודה עצמאית.
מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

ציור 23 מלמד כי נשים שעבדו לפני הלידה אמנם מקטינות את היקף תעסוקתן בשנה שבה הן יולדות (חופשת הלידה בתשלום נחשבת כתקופת עבודה בדיווחי המעסיקים), ובמידת מה גם בשנה שאחריה, אך כעבור שנתיים הן שבות להיקף תעסוקה דומה (מבחינת מספר החודשים) לזה שלפני הלידה, וברמת שכר חודשי דומה, מה שמלמד שהן גם לא מקטינות משמעותית את היקף המשרה. אצל האבות היקף התעסוקה כמעט אינו מושפע בטווח הקצר מהלידה, ועולה מעט אחריה.

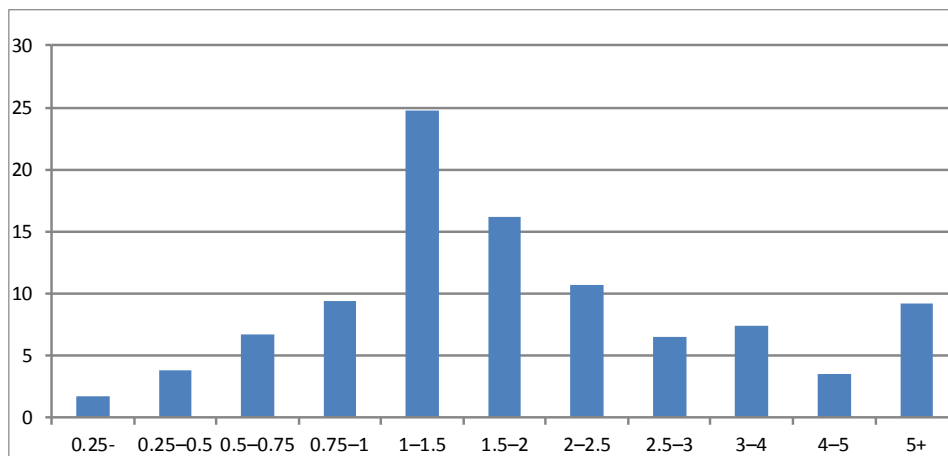
ציור 23: שכר חודשי וחודשי עבודה ביחס לשנת לידת ילד (החודשים בעמודות ובציר הימני)



מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

בעת עיצוב מדיניות כלפי הורים עובדים חשוב גם להבין את התחלקות ההכנסה המשפחתית משכר, בפרט בישראל שבה שיעורי המס תלויי מגדר. בציור 24 ניתן לראות שכאשר שני בני הזוג עובדים, ברוב המקרים (כ-80 אחוזים) של המקרים שכר הגבר גבוה מזה של האישה, ובחלק ניכר של המשפחות בפער גדול. זאת בנוסף לכ-20 אחוזים מהמשפחות שבהן רק הבעל עובד. משמעות נתונים אלה היא שמיקוד הטבות המס המשפחתיות בנשים בלבד (משנת 2012 מוענקות נקודות זיכוי גם לאבות לילדים עד גיל 3) הופך במקרים רבים את ההטבות האלה ללא אפקטיביות, שכן הנשים, דווקא בשנים שבהן יש ילדים צעירים במשק הבית, אינן מגיעות כלל לסף המס, ובוודאי לא למיצוי מלא של הטבות המס בגין הילדים, בעוד שהבעלים משלמים באותו הזמן מס הכנסה (לוח 7). ניתן לראות שרק 19 אחוזים מהאמהות לילדים מעל גיל 5 (26 אחוזים מהאמהות העובדות עם ילדים בגילים אלו) מנצלות את מלוא הטבות המס בגין הילדים, וגם אם נוסיף להן עוד 19 אחוזים מהאמהות המנצלות חלק מההטבה וכ-5 אחוזים מהאמהות שקיבלו תשלום של מענק ההכנסה (מס הכנסה שלילי), המדובר בפחות ממחצית המשפחות עם ילדים, ובמיוחד באלו בטווח ההכנסה האמצעי שלא זוכות להטבה.

**ציור 24: התפלגות היחס בין שכר הגבר לשכר האישה
כאשר שני בני הזוג עובדים**



מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

לוח 7: אחוזי האמהות שאינן ממצות את הטבת המס בגין ילדיהן*

מספר הילדים	לא עובדות	עובדות ולא ממצות את זיכוי המס האישי	מנצלות רק חלק מזיכוי המס בגין הילדים	ממצות את זיכוי המס בגין ילדיהן	האב עובר את סף המס ולא אישה נותר זיכוי לא מנוצל בגין הילדים
1	20.0	39.6	10.9	29.5	51.5
2	18.7	34.1	23.3	23.8	60.2
3	29.4	32.6	21.1	16.9	64.7
4	36.8	39.1	16.4	7.7	55.4
5+	50.7	30.7	15.5	3.1	53.2
כלל האמהות	27.3	35.1	18.6	19.0	58.4

*מתוך משפחות עם ילדים בגיל 5-17 והכנסה מעבודה מעל 1,000 ש"ח לחודש.

ד. מדיניות סיוע ממשלתית להורים בישראל ובעולם

הניתוח לעיל מלמד כי התקופה שבה מצויים ילדים במשק הבית מאופיינת ברמת הוצאות גבוהה יותר מאשר בתקופה שקודמת לה ובזו שאחריה, במקביל לרמת הכנסות נמוכה יחסית. משום כך, רמת החיים החומרית המתאפשרת למשפחות הצעירות היא נמוכה בהשוואה לתקופות אחרות בחייהן. על רקע זה, במדינות רבות מקובל שהממשלה מתערבת כדי להקל על משפחות אלה באמצעות מערכת המס, קצבאות יעודיות ואספקה ישירה של שירותי חינוך ושירותים אחרים בחינם או במחיר מסובסד.

בסעיף זה אנו בוחנים את היקף ההטבות שניתנות למשפחות עם ילדים בישראל בהשוואה למדינות OECD שעבורן יש נתונים באיכות סבירה. ככלל, כמעט כל המדינות מספקות שירותי חינוך במימון מלא של הממשלה מגיל 5 ועד גיל 18, ולכן אנו מתעלמים מנושא זה, למרות שייתכן שקיימים פערים באיכות ובהיקף השירות במדינות השונות שעשויים לחייב את ההורים להוצאות משלימות. בנוסף, מכיוון שבעבודה זו אנו מתמקדים בהורים עובדים ממעמד הביניים, ופחות באלו מהשכבות החלשות, ההשוואה הכמותית להלן עוסקת בהטבות הניתנות באמצעות מערכת המס והקצבאות האוניברסליות ולא בקצבאות רווחה הכפופות למבחן הכנסה ומשולמות לקבוצות מצומצמות בתחתית סולם ההכנסות.

כדי להשוות את הנתונים בצורה המדויקת ביותר אנו משתמשים במאגר נתונים וסימולטור של ה-OECD הכוללים מידע על ההטבות השונות המוענקות למשקי בית ברמות והרכבים שונים של ההכנסות. במאגר זה ניתן לאפיין משקי בית על פי רמת ההכנסה של כל אחד מבני הזוג (כאמור, רק בישראל יש משמעות למגדר בחישוב שיעורי המס) ולהשוות את סך ההכנסה נטו בין משקי בית עם ובלי ילדים שהכנסתם זהה.¹⁵ בשל זמינות הנתונים אנו בוחרים להתמקד במשפחות עם שני ילדים, אך, ככל שהמידע הקיים מאפשר לבדוק, התוצאות אינן רגישות איכותית כאשר בסיס ההשוואה משתנה לשלושה ילדים.

בשנת 2012, בעקבות המלצות ועדת טרכטנברג, הונהגו שתי הטבות כספיות נוספות להורים בישראל, אך השפעתן – בפרט במרכז ובחלק העליון של התפלגות ההכנסות – מוגבלת. הגדלת מענק ההכנסה משפרת את מצבן היחסי של משפחות עם אמהות עובדות ברמת ההכנסה הנמוכה,¹⁶ אך אינה אפקטיבית למשפחות במרכז התפלגות ההכנסות ומעלה.¹⁷ צעד אפקטיבי יותר לסיוע למעמד הביניים היה הענקת נקודות זיכוי לאבות לילדים עד גיל 3, אך מלכתחילה הוא מוגבל רק לקבוצה קטנה מכלל ההורים.

לוח 8 מציג "טיפוסי" משפחות המייצגים כ-60% מהמשפחות של העובדים בישראל (משפחות עם לפחות עובד אחד בחצי משכר המינימום החודשי). טיפוסים אלה אופיינו על פי מאפייני הכנסות משק הבית ומשקלם באוכלוסייה נגזר על פי קרבת משקי הבית באוכלוסייה למאפיינים אלה. הלוח מציג מגוון של טיפוסים משפחות מבחינת גובה השכר של הבעל והאישה, את משקלו של כל טיפוס באוכלוסיית המשפחות העובדות עם ילדים, ואת פערי ההטבות בין ישראל לממוצע ה-OECD.

15 ספציפית אנו משווים את הפער בהכנסה נטו בין משפחות שהכנסתן מעבודה זהה כאשר באחת אין ילדים ובשנייה שני ילדים בני 4 ו-6.

16 כ-13 אחוזים מהאמהות הנשואות בישראל זכאיות על פי הכנסתן והכנסת התא המשפחתי למענק ההכנסה.

17 כ-75 אחוזים מתשלומי מענק ההכנסה מגיעים לשני העשירונים התחתונים של השכירים במונחי הכנסה לנפש תקנית, והיתרה לתחתית החמישון השלישי (בנק ישראל, סקירת ההתפתחויות התקופתית, דצמבר 2013).

עבור שני ילדים. מהלוח עולה כי מרבית הטיפוסים מקבלים הטבות נמוכות משמעותית מהמוצע במדינות OECD. סך פערי ההטבות בין ישראל למדינות OECD האחרות נאמד בחישוב גם בכ- 3.7 מיליארדי ש"ח, כ-0.35 אחוזי תוצר בשנת 2013.

ציור 25 מציג, לדוגמה, את גודל ההטבה הכספית הניתנת למשפחה עם שני ילדים בגילים 4 ו-6 בישראל, בהשוואה למוצע במדינות OECD. בכל הרכבי ההכנסות של המשפחות שיעור ההטבה בישראל נמוך מאשר הממוצע במדינות OECD. במרבית "טיפוסי המשפחות", אלו שבהן שכר האישה נמוך מכ-80 אחוזים מהשכר הממוצע לעובד ייצור (שהוא כ-10,000 ₪ לחודש בישראל), הפער הוא משמעותי, שכן מרבית המשפחות האלה בישראל אינן יכולות לנצל את הטבות המס, הניתנות רק באמצעות שכר האישה, ובנוסף קצבאות הילדים האוניברסליות בישראל נמוכות משמעותית מאשר במדינות המפותחות. במשפחות שבהן שכר האישה גבוה יותר ומגיע לסף המאפשר ניצול של חלק ניכר מהטבת המס, הפערים מצטמצמים, אך רק אחוז קטן יחסית של הנשים בישראל מגיע לרמות השכר האלו.¹⁸

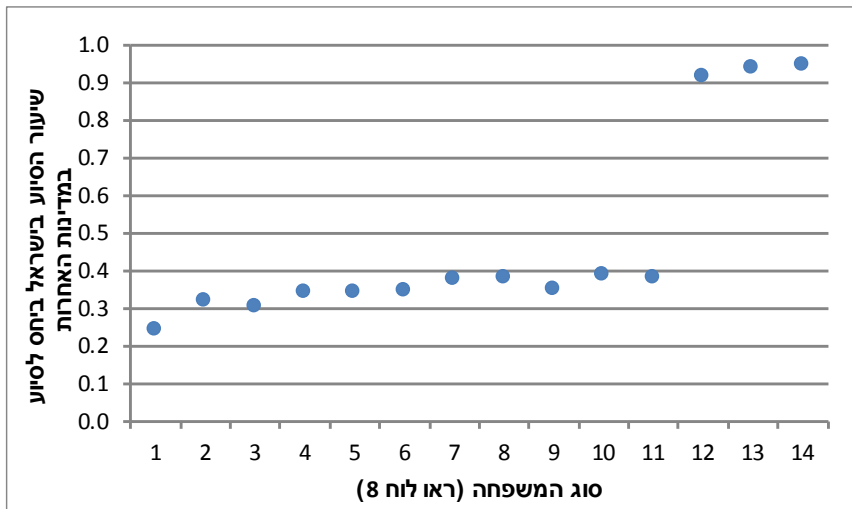
לוח 8: השוואת פער ההטבות הכספיות של הממשלה בישראל וב-OECD למשפחות בעלות מאפייני הכנסה שונים, ישראל – 2013, OECD – 2011

"טיפוס"	משקל	הכנסת הבעל	הכנסת האישה	פער ההטבה
(אחוז המשפחות העובדות עם ילדים הדומות ל"טיפוס")	(אחוז משכר עובד ייצור ממוצע)	(אחוז משכר עובד ייצור ממוצע)	(אחוז משכר עובד ייצור ממוצע)	בין ישראל למדינות OECD (אחוז מהכנסת הטיפוס)
1	25.8	67	0	13.3
2	8.0	67	50	5.2
3	5.9	100	0	6.5
4	2.9	125	0	4.4
5	4.8	75	67	3.9
6	4.8	100	50	3.6
7	1.9	175	0	2.7
8	1.6	100	67	2.8
9	0.3	167	50	2.4
10	2.0	125	67	2.3
11	0.8	175	67	1.9
12	3.3	75	100	0.4
13	2.4	100	100	0.2
14	1.7	175	100	0.1

18 רק רבע מהשכירות בישראל משתכרות יותר מ-80 אחוזים מהשכר הממוצע לעובד ייצור, ורק שישיית מגיעות לשכר הממוצע.

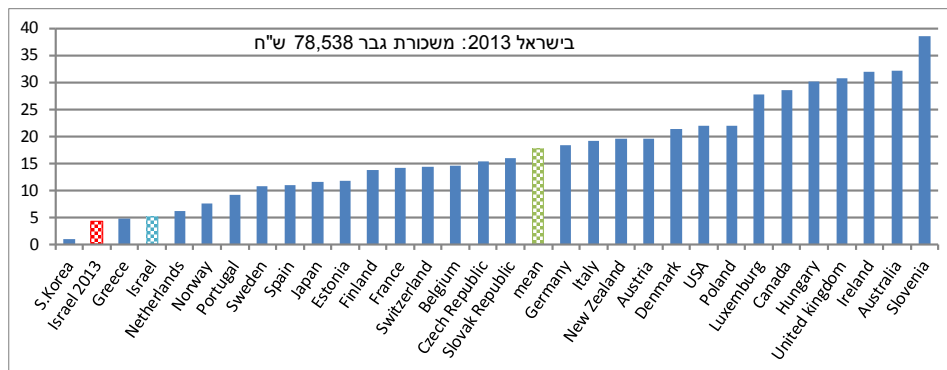
ציור 26 מדגים את פערי ההטבות בין ישראל למדינות OECD עבור משפחה עם שני ילדים בני 4 ו-6 שבה שכר הבעל נמוך יחסית והאישה אינה עובדת. ממוצע ההטבה למשפחה כזו במדינות OECD מגיע לכ-17 אחוזים מהכנסתה מעבודה, בעוד שב ישראל גודל ההטבה מגיע לכ-4 אחוזים בלבד, וגם לפני ההפחתה האחרונה בקצבאות הילדים היה כ-5 אחוזים. משפחות בעלות מאפיינים דומים מהוות כ-26 אחוזים מהמשפחות העובדות עם ילדים בישראל. במשפחות בעלות הכנסות גבוהות יותר הפער בין ישראל למדינות האחרות בגודל ההטבה היחסי פוחת (בעיקר בשל הגידול במכנה – הנתונים מוצגים באחוזים מהכנסת המשפחה) אך הוא עדיין משמעותי (ציורים 26–28). גודל ההטבה הממוצע עבור המשפחות מטיפוסים אלה במדינות OECD דומה למדי לתוספת ההוצאות שחושבה בסעיף ב' בגין נוכחות של שני ילדים במשק הבית (כ-4 אחוזים מההכנסה עבור כל ילד). טיפוסים המשפחות שבהם הפערים בגודל ההטבה בין ישראל למדינות OECD (באחוזים מההכנסה) הם הגדולים ביותר (טיפוסים 1–3) מהווים כ-40 אחוזים ממשפחות ההורים הצעירים בישראל. עם זאת, קיימים פערי הטבות משמעותיים – גם אם קטנים יותר – עבור טווח הכנסות רחב יותר המכסה עשרות אחוזים נוספים מהמשפחות (ציור 25). חשוב לזכור כי המשמעות הכספית של פער "קטן" בן 2.5 אחוזים מההכנסה בהטבה למשפחה המשתכרת במשותף פי 1.5 מהשכר הממוצע לעובד ייצור היא כ-375 שקלים לחודש (כאמור, מעבר להטבה שהמשפחה מקבלת כיום), סכום שאינו זניח וגדול משמעותית, למשל, מקצבת הילדים שאותה משפחה מקבלת.

ציור 25: קצבאות והטבות מס בישראל כשיעור מהסיוע הממוצע במדינות שבמדגם לפי טיפוסים, 2013



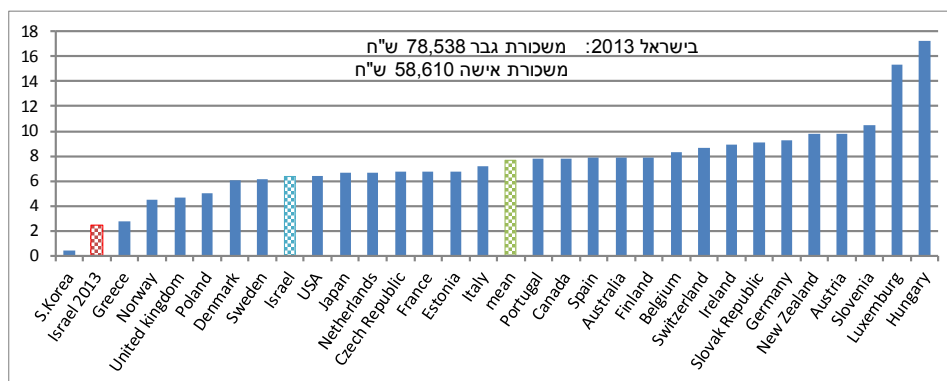
מקור: חישובי המחברים על בסיס OECD Benefits and Wages.

ציור 26: אחוז הקצבאות והטבות המס מההכנסה הממוצעת של טיפוס 1: משפחות עם 2 ילדים בגילאים 4, 6 כאשר הגבר מרוויח 67% מהמשכורת הממוצעת והאישה אינה עובדת, 2011



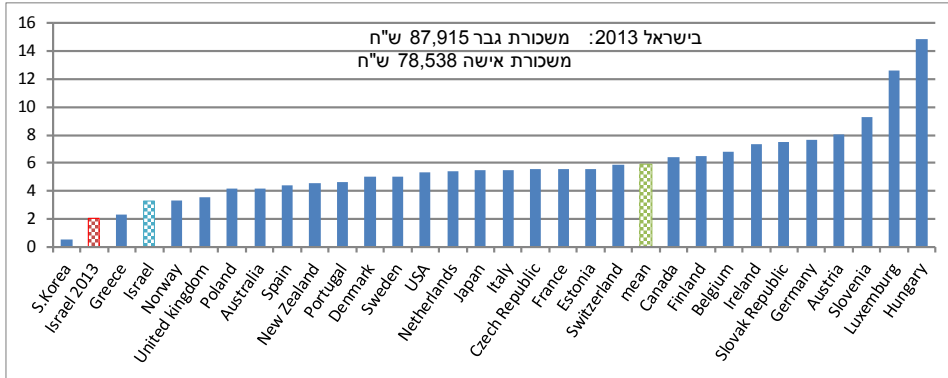
מקור: חישובי המחברים על בסיס OECD Benefits and Wages.

ציור 27: אחוז הקצבאות והטבות המס מההכנסה הממוצעת של טיפוס 2: משפחות עם 2 ילדים בגילאים 4, 6 כאשר הגבר מרוויח 67% והאישה 50% מהמשכורת הממוצעת, 2011



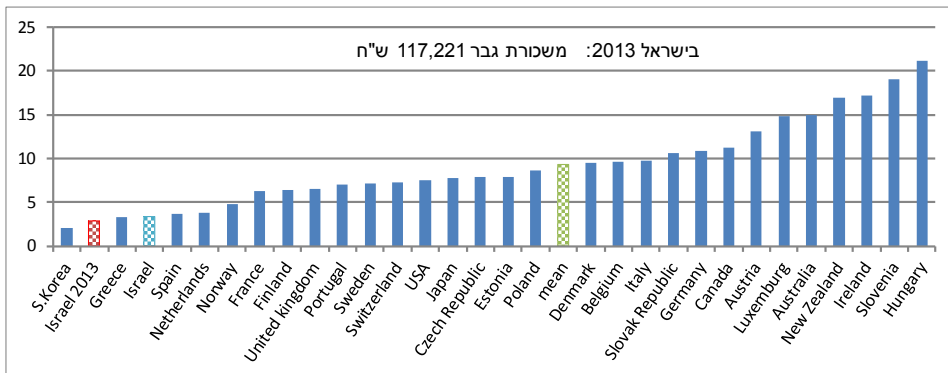
מקור: חישובי המחברים על בסיס - OECD Benefits and Wages.

ציור 28: אחוז הקצבאות והטבות המס מההכנסה הממוצעת של טיפוס 5: משפחות עם 2 ילדים בגילאים 4, 6 כאשר הגבר מרוויח 75% והאישה 67% מהמשכורת הממוצעת, 2011



מקור: חישובי המחקרים על בסיס OECD Benefits and Wages.

ציור 29: אחוז הקצבאות והטבות המס מההכנסה הממוצעת של טיפוס 3: משפחות עם 2 ילדים בגילאים 4, 6 כאשר הגבר מרוויח 100% מהמשכורת הממוצעת והאישה אינה עובדת, 2011



מקור: חישובי המחקרים על בסיס OECD Benefits and Wages.

ההטבות להורים במדינות OECD אינן מתמצות רק בשיעורי המס המופחתים בגין הילדים ובקצבאות הילדים. ב-13 מדינות הארגון ההורים זכאים לקצבאות נוספות בגין ילדיהם שמעל לגיל 18 ועד ראשית/אמצע שנות העשרים לחייהם, אם אלו לומדים במוסדות להשכלה גבוהה. כידוע, הטבה כזו אינה קיימת בישראל עבור ילדים הלומדים במסגרות כאלה (או משרתים שירות חובה בצבא). בנוסף, ב-11 מדינות ניתנות הטבות מס בהיקפים שונים בגין ההוצאות על טיפול בילדים, בנוסף לזיכוי המס הכללי ולקצבת הילדים האוניברסלית. מכלול זה מצביע על תמונה ברורה שבה בישראל הסיוע הכולל של המדינה להורים הוא נמוך משמעותית מאשר במדינות אחרות, בפרט למעמד הביניים ומעלה, ובמיוחד להורים לילדים שאינם בגילים 3–4. בחינה של ההטבות הממשלתיות הניתנות להורים עבור חינוך ומעונות יום (ציור 30) לילדים מתחת לגיל 5 מצביעה על כך שבישראל הטבות אלו נמוכות מאשר במדינות OECD (נתוני 2009 הם העדכניים ביותר שזמינים להשוואה זו, אך מדובר במשתנה יציב). גם ההטבות לבני 6–11 (כאמור, למעט בתי הספר) נמוכות בישראל (ציור 31). הפער היה עוד יותר גדול בשנים שלפני המחאה החברתית ואימוץ המלצות ועדת טרכטנברג בנוגע לנקודות הזיכוי לאבות לילדים עד גיל 3, הגדלת מענק ההכנסה לאמהות והרחבת חוק חינוך חובה חינוך לגילאי 3–4. עם זאת, גם הפער הנותר הוא משמעותי ומצביע על מדיניות שונה מהמקובל במדינות המפותחות.

ה. הורים צעירים: מדיניות העברות/מיסוי רצויה

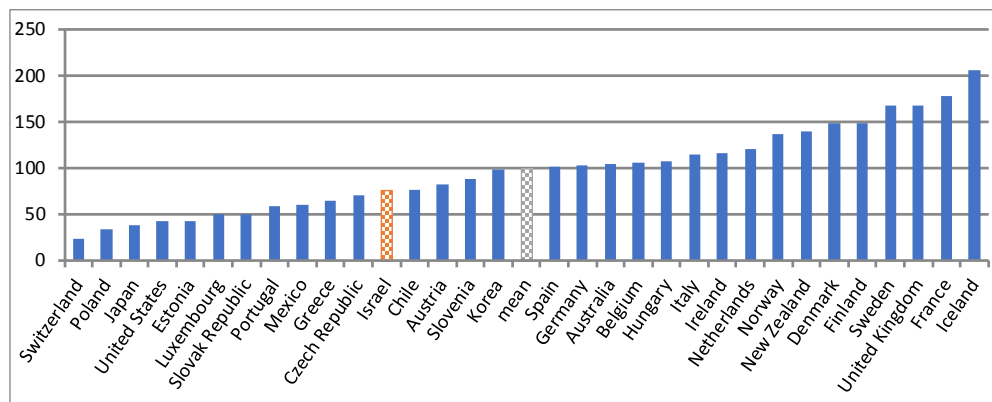
מכיוון שבישראל לרוב המכריע של העובדים יש ילדים בשלב כלשהו של חייהם, סיוע להורים עובדים יוכל לשפר את רווחת חלק ניכר מהאוכלוסייה בתקופה זו של חייהם. בעיצוב מדיניות הממשלה ביחס לסיוע להורים צעירים קיים הבדל משמעותי אם מדובר בסיוע לאוכלוסייה בעלת צרכים זמניים או לאוכלוסייה המתאפיינת באופק תעסוקה קצר ובנטייה לצמצם את היקף המשרה. במקרה הראשון ההורים העובדים יוכלו בעתיד לכסות את עלות הסיוע באמצעות מסים שישלמו, שכן הם ימשיכו להיות מועסקים ובשכר גבוה יותר. במקרה השני קיים חשש כי לאחר שיהנו מהסיוע בשלב שבו ילדיהם בבית, אותם עובדים צעירים לא יהיו בשוק העבודה כדי לשלם את המסים שיתמכו בדור הבא (או יחזירו את החוב הממשלתי שנצבר בגין הסיוע שקיבלו).

ה.1. מודל להתפתחות ההכנסות של ההורים הצעירים

המודל הבסיסי שבו השתמשנו לסימולציה המוצגת במאמר דומה לזה שהציגו Card and Ransom (2007), בהתאמה למקרה של משפחות עם הורים צעירים.¹⁹ אנו מניחים שהזוגות הצעירים מתכננים מראש את מספר הילדים שיולידו. כך מתקבל כי הורים במשפחה עם ילד אחד מולידים אותו יחסית מאוחר בהשוואה להורים במשפחה עם שלושה או ארבעה ילדים אשר מרחיבים באופן משמעותי את המשפחה בשנות השלושים לחייהם. לשם פשוטות

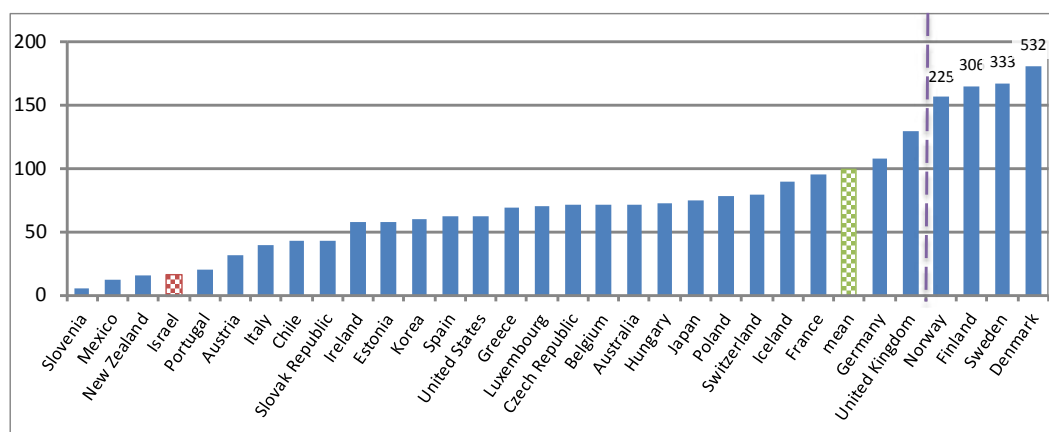
19 במודל שלנו התועלת נקבעת לפי התצורות. Krueger, Kahaneman, Schkade, Schwartz and Stone (2008) מציגים גישה אלטרנטיבית שלפיה יש צורך להתחשב בפרמטרים רבים המשקפים פעולות "חיוביות" (כאשר הצריכה היא רק אחת מהן) ו"שליליות" – על פי מודל המבוסס על סכום התועלות במהלך החיים.

ציור 30: השוואה בינלאומית של הטבות הממשלה עבור חינוך ומעונות יום בגילים 0–5, מדד הוצאה לתלמיד, OECD, 2009



מקור: חישובי המחברים על בסיס OECD Social Expenditure Database and OECD Education database.

ציור 31: השוואה בינלאומית של הטבות הממשלה עבור חינוך ומעונות יום בגילים 6–11, מדד הוצאה לתלמיד, OECD, 2009



מקור: חישובי המחברים על בסיס OECD Social Expenditure Database and OECD Education database.

אנו מסתכלים על ההכנסה החצייונית – ולכן גם המאפיינים הטיפוסיים של זוג צעיר מבוססים על מקרה זה.

נסמן ב-U את התועלת וב-C את התצרוכת. מאחר שמחקרנו אינו עוסק בהשפעות של המסים על היצע העבודה, נניח לשם פשטות שהיצע העבודה קשיח לחלוטין (ולכן אין טעם להתייחס אליו בפונקציית התועלת).²⁰ לפיכך פונקציית התועלת על פני מחזור החיים הינה:

$$U = \sum_{i=0}^n \frac{1}{(1+\rho)^i} U(C_i) \quad , \quad U'(C_i) > 0, \quad U''(C_i) < 0.$$

נסמן ב-I את סך ההכנסה של בני הזוג לנפש סטנדרטית. מגבלת התקציב של המשפחה היא:

$$\sum_{i=0}^n \frac{I_i}{(1+r)^i} = \sum_{i=0}^n \frac{C_i}{(1+r)^i}$$

ההתפתחות של I מושפעת מהמחזור הקבוע של הולדת ילדים – כפי שיוסבר בהמשך. בהנחה ששוק ההון הוא משוכלל, ו- λ מסמנת את כופל הלגרנג' של מגבלת התקציב, קל להראות שהפתרון לבעיה זו הוא:

$$U'(C_i) = \lambda$$

כלומר – המשפחה תנסה לצרוך סכום קבוע לאורך מחזור חייה על פני זמן. אם פונקציית התועלת היא מסוג CRRA:

$$U(C) = \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta}$$

הפתרון הוא:

$$C^o = \left(\frac{1}{\lambda} \right)^{1/\theta}$$

או תוך שימוש במגבלת התקציב לאחר הצבה של התצרוכת הקבועה:

$$C^o = \frac{\rho}{1+\rho} \sum_{i=0}^n \frac{I_i}{(1+r)^i}$$

ניתן לפשט עוד את הנוסחה אם מחשבים את ההכנסה הקבועה $\bar{I}$ ש-"מחקה" את זרם ההכנסות המשתנה של המשפחה במהלך החיים. במקרה זה:

20 Brender and Strawczynski (2006) ו-Brender and Gallo (2009) מראים בהתאמה כי גמישות התעסוקה ושעות העבודה לשכר, ולכן גם למסים, היא קטנה בישראל, בדומה לממצאים בעולם.

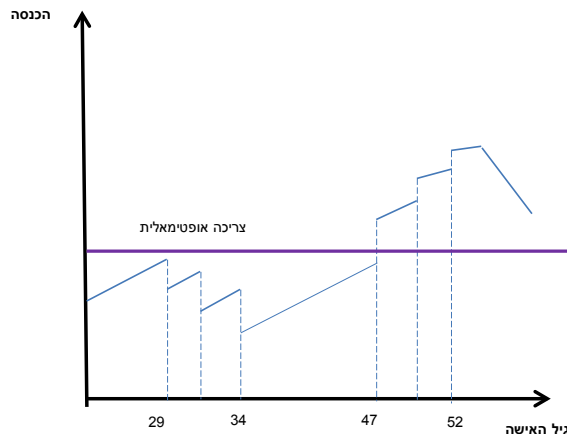
$$C^o = \frac{(1+r)\rho}{(1+\rho)r} \bar{I}$$

בפועל הורים צעירים אינם מצליחים להחליק את התצרוכת בשל חוסר שכלול בשוק ההון המשתקף בעלויות גבוהות של קבלת הלוואות בגיל צעיר על בסיס ההכנסה העתידית. לפיכך סביר להניח שההתפתחות של ההכנסה השוטפת במשפחה של הורים צעירים תשפיע על הצריכה ותסטה מהאופטימום.

בפרט, נניח שהמשפחה החצינונית מולידה את הילד הראשון כשהגילים של האישה והגבר הם 29 ו-31 בהתאמה, את הילד השני כשהגילים הם 31 ו-33, ואת הילד השלישי כשהגילים הם 34 ו-36 עבור האישה והגבר בהתאמה. המשמעות היא שהמשפחה גדלה בטווח הגילים 29 עד 34 (ע"פ גיל האישה), ולאחר מכן נשארת בהרכב קבוע עד שהילד הראשון נהיה בן 18. בפרט, בגילים 47 ו-49 עבור האישה והגבר בהתאמה, מתחיל תהליך של הקטנת המשפחה – אשר בפועל מתבטא בעלייה בהכנסה לנפש סטנדרטית בקרב ההורים הצעירים. הקפיצה בהכנסה מתעצמת בגילים 51 ו-53 עבור האישה והגבר בהתאמה, ובגילים 52 ו-54 שבהם ה-"הורים הצעירים" (שהם כבר לא...) חוזרים להיות משפחה בת שתי נפשות.

אם שוק ההון לא משוכלל יתקיימו סטיות בין פרופיל ההכנסה לבין הצריכה האופטימאלית, כאשר בשלבים המוקדמים הזוגות הצעירים מעוניינים ללוות תוך מימון על ידי ההכנסה העודפת החל מגיל 47 ואילך (49 אצל הגבר). ציור 32 מראה את תהליך יצירת ההכנסה לנפש סטנדרטית בהשוואה לאופטימום:

ציור 32: הכנסה משפחתית לנפש תקנית לפי גיל ההורים בהשוואה לאופטימום



בהנחה שהפרטים מתקשים להגשים את האופטימום בגלל הקושי ללוות בשלבים מוקדמים של החיים (אין ערבות מספקת) או בשל העלויות הגבוהות, הממשלה יכולה להפעיל תכנית של מתן הטבות לילדים הממומנת על ידי הטלת מסים בתקופה המאוחרת.²¹ תכנית כזאת היא מאוזנת מבחינת תקציב הממשלה ומשפרת את התועלת של המשפחות עם ילדים.

ה.2. סימולציה של הכנסות המשפחה ומדיניות ההעברות/מיסוי הרצויה

הסימולציה²² מתבססת על מאגר נתונים ייחודי של בנק ישראל המכיל נתונים מרשות המסים (שע"מ), ובו ניתן לעקוב אחר השכר של פרטים לאורך 10 שנים. הבדיקה מבוססת על שינוי השכר החציוני של 16 קבוצות נפרדות של טיפוסים (8 לכל מין) במשך 10 שנים, אשר מסומנים בסוף המדגם (שנת 2011) לפי מספר ילידיהם וגילם (כל קבוצה כוללת 200–700 פרטים). לצורך החלקת ההשפעה של מחזור העסקים נלקח השינוי הממוצע בשכר ברוטו לאורך 10 שנים כך שלכל קבוצה מתקבל שינוי שכר שנתי ממוצע במהלך עשור מחייהם. שילוב השיעורים של שינוי השכר של הקבוצות וחיבור הכנסות הגבר והאישה יוצר משפחה מייצגת לאורך כל שנות העבודה עבור כל טיפוס. על ידי חיבור הכנסות הגבר והאישה קיבלנו רק משקי בית שבהם שני בני הזוג עובדים (על פי המוסד לביטוח לאומי מדובר בכ-55% מהמשפחות, שהן 598,518 משפחות). שאר המשפחות הן: חד-הוריות (12%), דו-הוריות ללא מפרנס (7%) ודו-הוריות עם מפרנס אחד (25%). בחרנו לא להתייחס לנתונים שמתייחסים לזוגות הנמצאים בגילים הצעירים, כי לאחר 10 שנים יתכן שיביאו ילדים נוספים לעולם, וכתוצאה מכך היו מחליפים טיפוס.

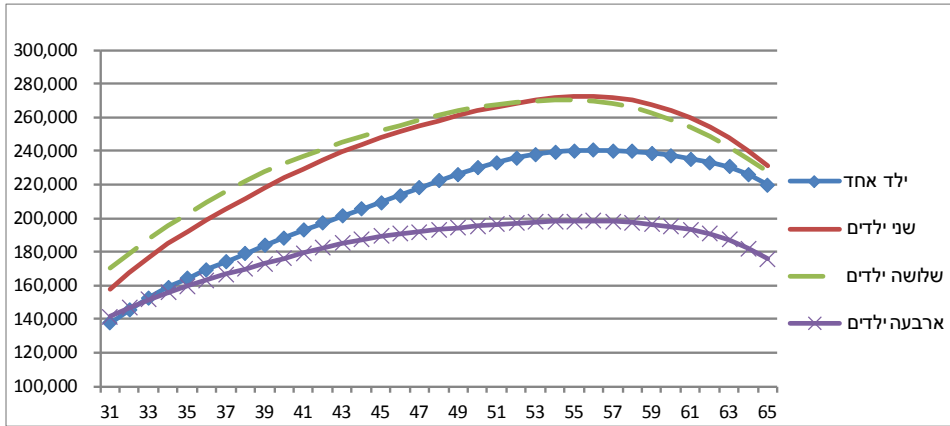
לקראת סוף גיל העבודה, החל מגיל 55, יש ירידה של 2–3 אחוזים לשנה בשכרם הריאלי של שני המינים. לא ברור עד כמה ירידה זו משקפת ירידה בחלקיות המשרה מול ירידה בשכר לשעה, אך במונחי ההכנסה המשפחתית הכוללת הירידה מתחילה רק בסביבות גיל 58. בשנים האחרונות הגיל שבו התעסוקה מצטמצמת והשכר מתחיל לרדת נדחה בעקבות העלאת גיל הפרישה (דוח בנק ישראל 2012, פרק ח').

להלן ציור המציג את ההכנסה המשפחתית השנתית ברוטו לפי גיל.

21 כדי להעריך עד כמה ההורים הצעירים נתמכים על ידי הוריהם השתמשנו בסעיפי העברות בין משקי בית בסקרי הוצאות משק הבית של הלמ"ס. בשנים 2004 עד 2011 כ-6% מהמשפחות הצעירות העובדות קיבלו העברה ממשק בית אחר, גובה ההעברות הממוצע למשק בית כזה עמד על כ-1,500 ש"ח (במחירי 2010). כ-18% מהמשפחות העובדות מעל גיל 60 העבירו בממוצע כ-2,000 ש"ח למשקי בית אחרים. לא נמצא שינוי משמעותי בין השנים. נציין כי באופן אידיאלי התכנית האופטימלית של הממשלה הייתה אמורה להתחשב בנתונים אלה ובנתונים של ההלוואות הנגישות (כולל דרישה לערבויות), אך בסיס נתונים כזה אינו נגיש.

22 שינוי בהטבות עשוי להשפיע על הילודה ועל הכניסה/ציאה משוק העבודה, אולם השפעות אלה יחסית קטנות. לאמידת ההשפעה של קצבאות על הילודה ראה פריש (2004) ו-Cohen, Rajeev and Romanov (2007), ולהשפעת סובסידיות לשכר על התעסוקה ראה Brender and Strawczynski (2006) ו-Brender and Gallo (2009).

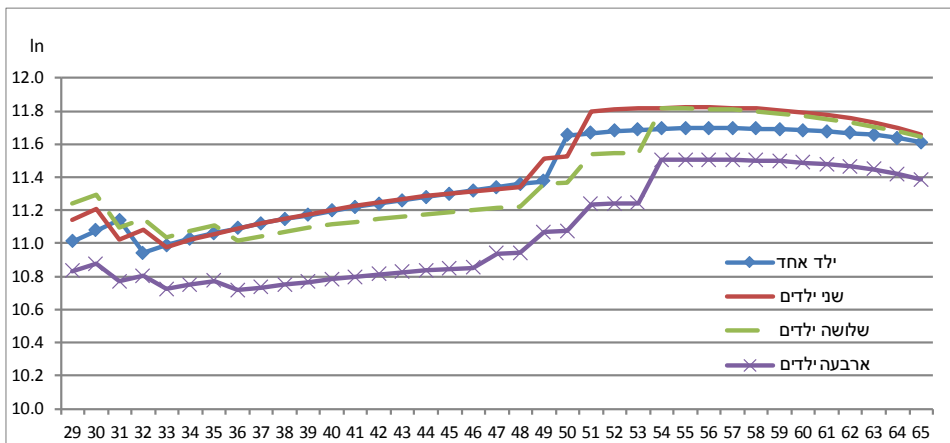
**ציור 33: הכנסה שנתית ברוטו למשפחה עובדת
לאורך שנות העבודה העיקריות, ש"ח**



מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

ניתן לשרטט את לוג ההכנסה לפי נפש סטנדרטית בתוספת קצבת ילדים (לפי קצבה של 140 ש"ח לחודש לילד):

ציור 34: לוג ההכנסה ברוטו לנפש לפי מספר ילדים



מקור: חישובי המחברים על בסיס מאגר דיווחי השכירים בבנק ישראל.

ציור זה דומה לשרטוט הנורמטיבי של המודל שהוצג בסעיף 1.ג, כאשר ההבדלים נובעים מכל טיפוס של משפחה: משפחה עם ילד אחד מולידה את ילדה בגיל 31, בעוד משפחות עם יותר ילדים מתחילות ללדת בגיל 29.

הסימולציה

הסימולציה מתבססת על ארבעה טיפוסים משפחה – ילד אחד, שני ילדים, שלושה ילדים וארבעה ילדים. על פי בדיקת שיעור השכירים בגיל 50 נמצא כי מבין המשפחות הרלוונטיות ניתן לבנות את המשקלות הבאים:

מספר ילדים	משקל
1	10%
2	30%
3	40%
4	20%

סימולציות המדיניות מבוססות על הטבות מס להורים לילדים עד גיל 18 אשר ממומנות ממסים של אותן משפחות. מבחינת יישום המדיניות, אנו מניחים שברגע נתון הממשלה מחליטה על הרפורמה ומממנת אותה על ידי העלאת מס הכנסה באותו זמן – כך שהמדיניות היא מאוזנת לאורך זמן. יישום כזה משמעותו שחלק מהפרטים ("הזקנים") ישלמו את המסים מבלי שקיבלו את ההטבות ("דור המדבר"). אלטרנטיבית ניתן היה להניח שההטבות ניתנות בזמן הרפורמה, והמסים ישולמו בעתיד על ידי אותם פרטים. אלטרנטיבה זו, המוצגת בנספח, היא לדעתנו לא ישימה משתי סיבות: א. יישומה דורש להגדיל את החוב לאורך זמן ובסופו של דבר היא דורשת העלאת מסים גבוהה יותר; ב. קיים פתח לאי-עקביות על פני זמן ביחס להחלטות הנציגים הפוליטיים העתידיים של הדור הנוכחי – אשר עשויים לפעול כדי לבלום את המשך ההטבה עבור הדור הבא, כאשר יגיע תורו של הדור הנוכחי לשלם. זאת, מתוך רצון לפזר את נטל המס שנצבר על ציבור רחב יותר; ג. מיסוי גבוה מדי עלול בסופו של דבר לפגוע בתמריץ של ההורים לעבוד, ויקטין את בסיס המס (סוג של Moral Hazard).

קשה לנבא מראש האם ההצעה ישימה פוליטית והאם תיווצר קואליציה ליישומה. במידה שהמצביע החציוני (median voter) הוא ההורה הצעיר, הישימות של ההצעה עולה. אולם מאחר שבישראל מתחיל תהליך הדרגתי של הזדקנות האוכלוסייה, הדבר תלוי במידה שבה ייתפס ההורה הצעיר כמצביע חציוני במערכת הבחירות. אפיון מדויק של המצביע החציוני הוא מעבר לתחום מחקרנו. בנוסף, יש חשיבות לעיצוב הספציפי של התכנית, שכן במציאות ייתכנו הבדלים בגודל ההטבה (המהווה) בין משפחות עם מספר ילדים שונה.²³ לצורך הסימולציה נבחנו ארבע חלופות מדיניות שונות:

23 זיהוי "הסבסוד הצולב" בין משפחות על פי מספר ילדיהן אינו אפשרי בלי אפיון של העיצוב הספציפי של המדיניות שתיבחר. בתכנית מס הכנסה שלילי, למשל, נקבע כי לא יינתן סבסוד גדול יותר למשפחות עם 4 או 5 ילדים בהשוואה לאלו עם 3. לעומת זאת, קצבאות הילדים מחושבות באופן שווה עבור כל ילד, ובעבר אף ניתן מענק גדול יותר פר-ילד למשפחות עם ילדים רבים.

1. הטבת מס בגובה 2.5% מהשכר לילד ואיזון הקופה הציבורית על ידי מס בגובה 8% מהשכר שישולם מהגעת הילד הצעיר מבין ילדי המשפחה לגיל 18 ועד הפרישה של ההורה.
2. הטבת מס בגובה 4% לילד ומס בגובה 13% מהגעת הילד הצעיר במשפחה לגיל 18 ועד הפרישה.
3. הטבת מס וגביית מס דיפרנציאליים על פי גיל הילד (בהתאם לממצאי אומדן ההוצאה לגיל הילדים) על פי הלוח הבא:

מספר שנים	שיעור ההטבה / מס (מס בסימן -)	גיל הילד	
9	4%	8-0	הטבה
6	2%	14-9	
3	3%	17-15	
3	-3.25%	20-18	מס
4	-6%	24-21	
5	-3%	29-25	

4. הטבת מס וגביית מס דיפרנציאליים על פי גיל ההורה, על פי תוואי המס של טיפוס המשפחה עם שלושה ילדים לפי לוח החלופה הקודמת. חלופה זו מבוססת על החלופה הקודמת אך בהנחה שניתן לתת הטבת מס עבור כל ילד ולא ניתן לגבות מס על ילדים, ולכן תוואי המס הומר בהתאם לגיל ההורים של המשפחה החצינית – הטיפוס השלישי.
- בכל המקרים לעיל ניתן ליישם את הטבות המס באמצעות נקודות זיכוי הניתנות לפדיון.

התוצאות

בהתאם למודל שהוצג בסעיף 1.1, התועלת נמדדה על פי פונקציית CRRA שממנה נובע כי:

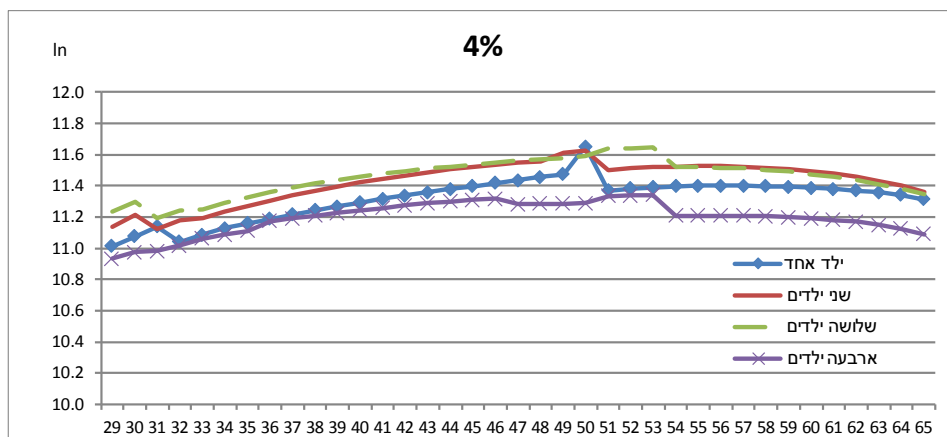
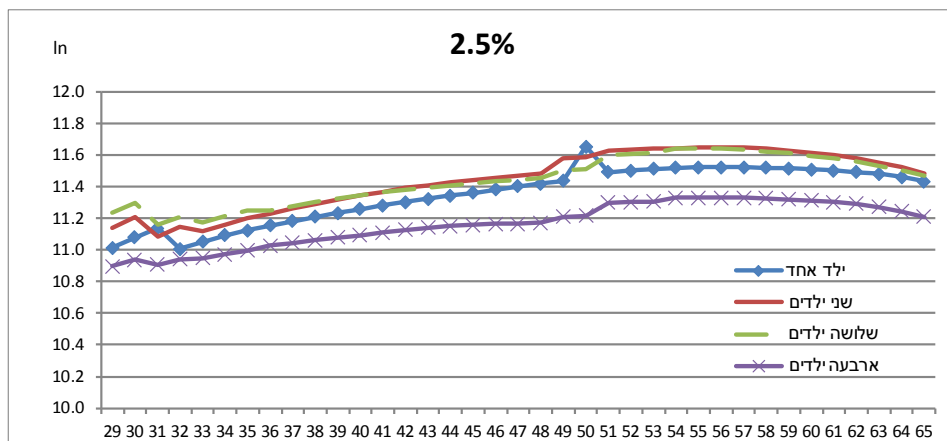
$$U'(C) = C^{-\theta}$$

כאשר נבחרו שלושה מקרים: (logarithmic) $\theta = 1$, $\theta = 2$ ו- $\theta = 5$. כדי לחשב את השיפור בתועלת התחשבנו במקרה שבו אין היוון (שיעור העדפת ההווה הוא אפס), ובשני מקרים נוספים שבהם שיעורי ההיוון הם 3 ו-5 אחוזים בהתאמה. בלוח 9 מוצגת השפעת המדיניות על סכום התועלות על פני החיים, בממוצע משוקלל של הטיפוסים (באחוזים).²⁴ למשל: במשבצת של תועלת

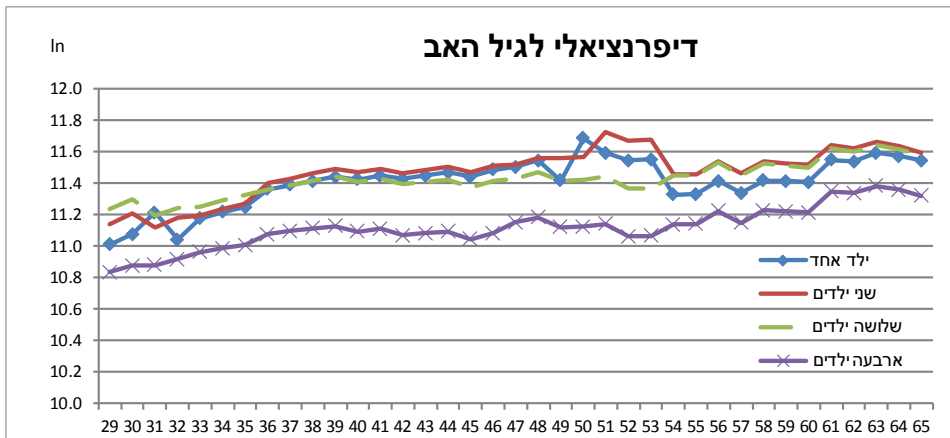
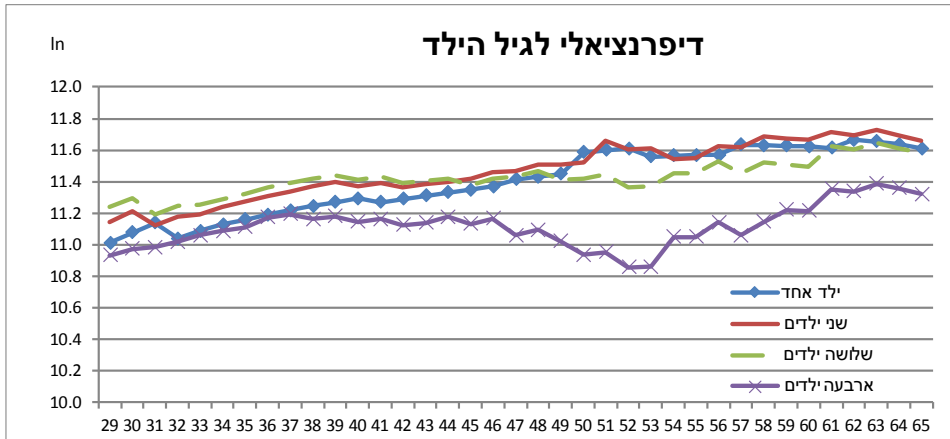
24 השפעת מדיניות הממשלה על כל טיפוס בנפרד מוצגת בלוח נספח 3.

CRRA עם מקדם של 5, מתקבל כי הפעלת המדיניות המוצעת תשפר את סכום התועלות במקרה שבו אין היוון ב-43.22 אחוזים יחסית למצב שבו המדיניות אינה מיושמת.²⁵

ציור 35: לוג ההכנסה לנפש עבור כל אחת מהחלופות



25 לכאורה ניתן לעוות את ערכי התועלת של פונקציית CRRA על ידי הוספת קבוע, אך חשוב לזכור שמבחינת המדיניות המיושמת, המשתנה הרלוונטי יותר הוא התועלת השולית. לכן, השיפור בתועלת נמדד כסכום התועלות השוליות – ולהוספת הקבוע אין משמעות כלשהי. במקרים שבהם מקור השינוי הוא השינוי במחירים, ניתן לכמת את השיפור בתועלת על פי ערכים כספיים לפי גישת ה-Compensating Variation; במקרה הנדון מדובר על הטבה כספית ישירה ולכן אנו מתמקדים במדידת השיפור בתועלת. התועלת מהחלקה תמשיך להתקבל עבור כל פונקציית תועלת בעלת התכונה של תועלת שולית פוחתת.



כדי לדעת האם מדיניות הממשלה היא מוצלחת, רצוי להשוות את התוצאות למצב האופטימאלי – בו ניתן להחליק את התצרוכת באופן מלא על פי פתרון המודל שהוצג לעיל. בלוח 10 אנו מציגים את שיעורי שיפור התועלות האופטימאליים אשר מתקבלים במקרה שבו ההכנסה מוחלקת לחלוטין לאורך החיים.

מלוח זה ניתן ללמוד שמדיניות הממשלה מקדמת את המשפחות באופן משמעותי לקראת השגת האופטימום של החלקת תצרוכת, אם כי השיפור משתנה בהתאם להנחות שקשורות לסוג פונקציית התועלת ולשיעור העדפת הזמן שלפיו נעשה ההיוון. כדי להבין את תרומת המדיניות של העברות/מיסוי רצוי להשוות את שיפור התועלת שהוצגה בלוח 9 לזה שעשוי היה להתקבל במצב האידיאלי – כפי שמוצג בלוח 10. לוח 11 מציג את השיפור בתועלת כתוצאה מהפעלת המדיניות יחסית לשיפור שהיה מתקבל אילו היו הפרטים מצליחים להגיע לאופטימום תוך החלקת תצרוכת מלאה על פני זמן. אם נסתכל על המקרה שבו אין היוון (בהינתן ששיעור העדפת הזמן הוא אפסי) ושנאת הסיכון שווה

ל-5,26 הרי שמדיניות ההעברות/מיסוי של הממשלה מקדמת את המשפחות בכמצחית הדרך לקראת האופטימום של החלקה מלאה.

נדגיש כי השוואה זו ניתנת לשם המחשה בלבד. בפועל, המקרה של החלקה מלאה הוא לא ישים עקב חוסר היכולת של הפרטים לקבל הלוואות בתקופה שבה הם זקוקים להן – כתוצאה מאי יכולתם להעמיד ערבויות ללווים. לכן יש לראות את השיפור בתועלת המוצג בלוח 11 כחסם תחתון של אומדן השיפור בתועלת שהמדיניות משיגה.

לוח 9: השפעת מדיניות הממשלה, באחוזים

ללא היוון	היוון 3	היוון 5	
סימולציה של 2.5			
0.3	0.6	0.8	logarithmic
6.5	9.1	10.2	CRRA=2
43.2	44.9	45.0	CRRA=5
סימולציה של 4			
0.4	0.9	1.1	logarithmic
7.7	12.1	13.9	CRRA=2
50.0	54.3	55.4	CRRA=5
דיפרנציאלי לגיל הילד			
0.3	0.7	0.9	logarithmic
6.4	9.9	11.7	CRRA=2
42.3	47.5	49.5	CRRA=5
דיפרנציאלי לגיל האב			
0.3	0.7	0.9	logarithmic
6.8	10.4	12.0	CRRA=2
43.7	47.0	47.9	CRRA=5

לוח 10: שיפור התועלת במקרה של החלקת תצרוכות, באחוזים

ללא היוון	היוון 3%	היוון 5%	
0.4	1.1	1.5	Logarithmic
8.3	14.9	18.3	CRRA=2
92.5	61.3	65.1	CRRA=5

26 אין אחידות דעות ביחס לגובה הפרמטר של שנאת הסיכון. יחד עם זאת, בשנים האחרונות מקובל לייחס לפרמטר זה ערך גבוה יחסית (ראו Campbell, 2003), וזאת הסיבה שבגללה אנו מתייחסים לערך 5; כמובן גם הערכים האחרים עשויים להיות רלוונטיים, ועל כן מוצג ניתוח רגישות.

לוח 11: פער התועלות כאחוז מהאופטימום (אחוז השיפור בעקבות הפעלת המדיניות יחסית לאופטימום)

ללא היוון	היוון 3%	היוון 5%
סימולציה של 2.5%		
Logarithmic	77	50
CRRA=2	78	55
CRRA=5	47	69
סימולציה של 4%		
Logarithmic	93	72
CRRA=2	93	76
CRRA=5	54	85
דיפרנציאלי לגיל הילד		
Logarithmic	76	58
CRRA=2	77	64
CRRA=5	46	76
דיפרנציאלי לגיל האב		
Logarithmic	82	62
CRRA=2	82	65
CRRA=5	47	74

ו. סיכום ומסקנות

בעקבות המחאה החברתית ותגובת הממשלה במסגרת המלצות ועדת טרכטנברג, אנו דנים במדיניות הרצויה כלפי משפחות עם ילדים צעירים. משפחות אלה נאלצות להוציא סכומים גבוהים יחסית למשפחות ללא ילדים בתקופה שבה השכר של שני המפרנסים הוא נמוך יחסית לפרופיל השכר על פני חייהם, תופעה שעלולה להפוך את המשפחות למוגבלות נזילות. פתרון אפשרי לבעיה זו הוא קיומו של שוק הון משוכלל המאפשר להחליק את צריכת המשפחה על פני תקופות שונות, תוך קבלת הלוואות בתקופות שבהן הילדים צעירים והחזרתן בתקופות מאוחרות יותר – כאשר השכר של ההורים גבוה וחלק מהילדים "עזבו את הקן". כאשר שוק ההון אינו מאפשר הלוואות כאלה, חלק מההורים עלולים להיתקל בקשיי נזילות. כדוגמה אפשרית לכך מצאנו שההתייקרות במחירי הדירות בשנים האחרונות התבטאה בהרעה במצבן של משפחות עם ילדים צעירים בתחום הדירור אשר הביאה לכך שכ-11 אלף משפחות נוספות נאלצו לשכור דירות. לעומת זאת שיעור רוכשי הדירות בקרב סוגי המשפחה האחרים שמר על דפוס יחסית קבוע על פני זמן. תופעה דומה נצפתה גם כאשר התייקרו הדירות בשנות התשעים.

פתרון אלטרנטיבי לבעיית קשיי הנזילות הזמניים הוא התערבות ממשלתית מאוזנת תקציבית המבוססת על מתן הטבות בתקופה שבה יש למשפחות אלה הוצאה עודפת, תוך מימון במסים המוטלים בתקופה שבה שכרם של ההורים גבוה וגודל המשפחה קטן יותר. הממצאים שלנו מראים

שניתן להפעיל בישראל מדיניות מאוזנת שכזו, מאחר שהתעסוקה של ההורים של ילדים צעירים בישראל היא מתמשכת ולכן ניתן יהיה להטיל עליהם מס הכנסה בשלבים המאוחרים של חייהם. מאחר ש-93 אחוזים מהעובדים הם הורים לילדים בשלב מסוים של חייהם סביר להתמודד עם ההחלפה באמצעות מערכת המס הכוללת, ואין צורך להפעיל מדיניות דיפרנציאלית ברמת הפרט. אנו מראים בעבודתנו שמדיניות כזו מופעלת ברבות ממדינות ה-OECD, בהן הסיוע למשפחות עם ילדים הוא גבוה מאשר בישראל עבור כל 14 טיפוסים המשפחה שבדקנו (לפי רמת ההכנסה של המפרנס הראשי והמשני), הכוללים את מרבית האוכלוסייה, בחלקם בשיעור ניכר מההכנסה. כדי לבדוק האם מדיניות כזו תטיב באופן משמעותי עם המשפחות עם ילדים בחנו סימולציות של הפעלת מדיניות תמיכה מאוזנת כאשר ההטבה המרבית היא 4 אחוזים מההכנסה עבור כל ילד, בדומה לפער הנפוץ בגודל ההטבה בין ישראל לשאר מדינות ה-OECD. הסימולציה מראה שתחת הנחות שמרניות הפעלת מדיניות מסוג זה תגשר לפחות על כמחצית מהתועלת שהייתה מושגת במצב של החלפת תצרוכת מלאה.

מקורות

- בנק ישראל (2012), דוח בנק ישראל 2011.
 בנק ישראל (2013), דוח בנק ישראל 2012.
 ברנדר ע' (2010), "השפעת הסדרי החיסכון לגיל פרישה בישראל על התחלקות ההכנסות", סקר בנק ישראל 84, 87-123.
 פריש ר' (2004), "קצבאות הילדים והשפעתן על פריון הילודה בישראל", סדרת מאמרים לדיון 2004.09, חטיבת המחקר, בנק ישראל.
 Adema W., del Carmen Huerta M., Panzera A., Thévenon O. and Pearson M. (2009), "The OECD Family Database: Developing a Cross-National Tool for Assessing Family Policies and Outcomes", *Child Indicators Reserach* 2(4), 437-460.
 Adema W. and Ladaique M. (2009), "An Interpretative Guide to Gross and Net Social Spending in the OECD, Social Expenditure Database (SOCX)", *Social, Employment and Migration Working Papers*, 92, OECD, Paris, www.oecd.org/els/workingpapers.
 Atkinson A.B. and Bourguignon F. (1990), "The Design of Direct Tax and Family Benefits", *Journal of Public Economics*, 41(1), 3-29.
 Brender A. and Gallo L. (2009), "The Effect of Changes in Wages, GDP, and Workers' Demographic Characteristics on Working Hours", *Israel Economic Review* 7(1), 143-176.
 Brender A. and Strawczynski M. (2006), "Earned Income Tax Credit in Israel: Designing the System to Reflect the Characteristics of Labor Supply and Poverty", *Israel Economic Review*, 4(1), 27-58.
 Campbell J. (2003), "Consumption-Based Asset Pricing", Chapter 13 of the *Handbook of the Economics of Finance*, G.M. Constantinides, M. Harris and R. Stulz (eds.), Elsevier Science.

- Card D. and Ransom M. (2007), "Pension Plan Characteristics and Framing Effects in Employee Savings Behavior", *NBER Working Paper* 13275, www.nber.org/papers/w13275.
- Cohen A., Rajeev D. and Romanov D. (2007), "Do Financial Incentives Affect Fertility?", *NBER Working Paper* 13700.
- Geneakoplos J. and Zeldes S. (2011), "The Market Value of Social Security", Manuscript (published also at the NBER as NB08-11).
- Immervoll H. and Barber D. (2005), "Can Parents Afford to Work? Childcare Costs, Tax-Benefit Policies and Work Incentives", *Social, employment and migration working papers*, 31, OECD, Paris, www.oecd.org/els/workingpapers.
- Krueger A., Kahneman D., Schkade D., Schwarz N. and Stone A.A. (2008), "National Time Accounting: The Currency of Life", Princeton University, Industrial Relations Section, *Working Paper* 523, www.irs.princeton.edu/faculty/working_papers.php.
- Lohmann H., Peter F.H., Rostgaard T. and Spiess C.K. (2009), *Towards a Framework for Assessing*, Family policies in the EU, OECD Social, Employment and Migration, Working Paper no. 88, www.oecd.org/els/workingpapers.
- OECD (2007a), *Babies and Bosses*, Paris: OECD.
- OECD (2007b), *Benefits and Wages*, Paris: OECD.
- OECD (2009b), *Doing Better for Children*, Paris: OECD.
- Thévenon O. (2008a), "Family Policies in OECD Countries: Contrasted Models", *Population and Societies*, 448, Paris, http://www.ined.fr/en/resources_documentation/publications/pop_soc.

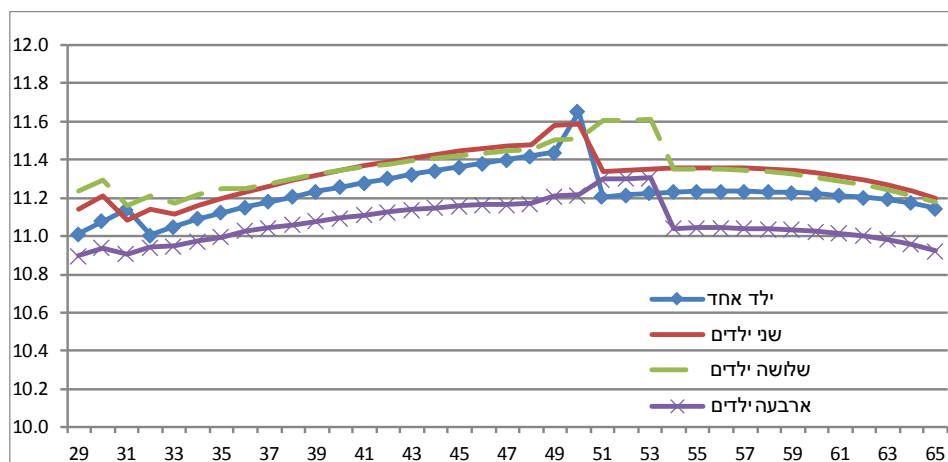
נספח 1

בנספח זה אנו אומדים את הסימולציות בהנחה שהממשלה נותנת את ההטבה למשפחות של הורים לילדים צעירים ומממנת אותן על ידי הטלת מס על אותן משפחות בשלב מאוחר יותר של חייהן. במקרה זה הממשלה צוברת חוב בשנים הראשונות שהיא חייבת לשלם בעתיד כשהיא מקבלת את ההכנסות ממסים. עקב הפער בזמנים נדרש במקרה זה שיעור מס גבוה יותר – המתחשב בריבית על החוב. אנו מניחים ששער הריבית הרלוונטי למקרה זה הוא 5 אחוזים.²⁷ מקרה זה הוא לדעתנו פחות סביר עקב סוגיית הישימות: נדרשת הגדלת חוב למשך תקופה ארוכה, והדבר עלול להעצים את בעיית אי העקביות על פני זמן, ובמידה שנוצר צורך להטיל שיעורי

27 סיבה נוספת להפעלת שיעור מס גבוה יותר היא הסיכון המקרו-כלכלי: בהנחה שקיים מתאם בין הכנסות הפרט לתוצר המצרפי, הרי שהטבות המס חשופות פחות לסיכונים מקרו-כלכליים כי הן קרובות יותר לנקודת ההתחלה; לעומת זאת, ההכנסות ממס מתקבלות בשלב מאוחר יותר אשר לגביו אי הוודאות גדולה יותר. Geneakoplos and Zeldes (2011) מראים שבמקרים מסוג זה על הממשלה להשתמש בשיעור היוון גבוה יותר – אשר משמעותו היא הטלת שיעור מס גבוה יותר.

מס גבוהים הוא עשוי גם לפגוע בתמריצים לעבודה, מה שמחזק את האפשרות של הימנעות מהעלאת המסים בעתיד. נציג את החלופה הראשונה בלבד שבה ניתנת הטבת מס של 2.5 אחוזים מההכנסה לכל ילד – הדורשת במקרה זה הטלת מס של 18.5 אחוזים (בהשוואה ל-8 אחוזים כשהתקציב מאוון באופן מידי).
להלן התוצאות:

ציור נספח 1: לוג ההכנסה הנפש עם הטבת מס של 2.5% לילד והיוון תזרים הממשלה בשער ריבית של 5%



לוח נספח 1: השפעת מדיניות הממשלה

היוון 5%	היוון 3%	ללא היוון	
0	0	-1	logarithmic
77	77	73	CRRA=2
38	34	24	CRRA=5

לוח נספח 2: פער התועלות כאחוז מהאופטימום

היוון 5%	היוון 3%	ללא היוון	
20	-1	-155	logarithmic
83	83	81	CRRA=2
58	56	34	CRRA=5

עקב הטלת המס הגבוה (אשר נועד כאמור להתמודד עם בעיית החוב והסיכון המקרו-כלכלי) מתקבל

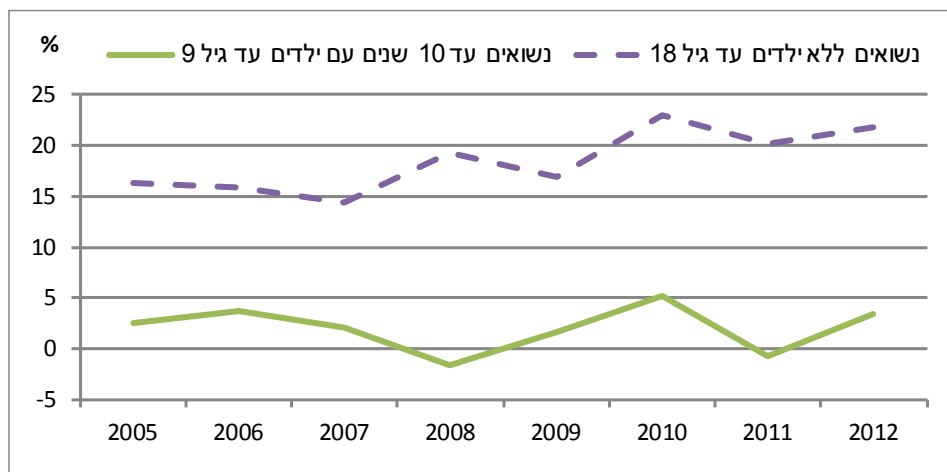
שבחלופה של פונקציית תועלת לוגריתמית התערבות הממשלה מקטינה את התועלת של הפרט. כאשר פונקציית התועלת היא מסוג CRRA, מתקבל שיפור ברמת התועלת – אך שיפור זה נמוך מזה שהתקבל במקרה של מדיניות מאוזנת. בלוח הבא ניתן לראות את התוצאה יחסית למקרה של החלקת תצרוכת.

מלוח נספח 2 לומדים שאמנם בחלק מהמקרים ניתן לגשר על רוב התועלת יחסית לאופטימום (במקרה של פונקציית תועלת מסוג CRRA), אך באחוזים נמוכים בהשוואה לתרחיש של תקציב מאוזן. פער זה משקף בין היתר את העובדה שבתרחיש של תקציב מאוזן חלק מהנטל נופל על "דור המדבר". העובדה שדור זה זכה בעבר לסיוע ממשלתי רחב יותר מהנוכחי במימון הדיור, קצבאות הילדים והסדרי הפנסיה מהווה סיבה נוספת להעדיף את התרחיש עם התקציב המאוזן, כפי שהוצג בגוף המאמר.

לוח נספח 3: השפעת מדיניות הממשלה על סכום התועלות על פני החיים לפי מספר ילדים, באחוזים (לוח 9 הינו ממוצע משוקלל של לוח זה)

ילד אחד			שני ילדים			שלושה ילדים			ארבעה ילדים		
ללא היזון	3% היזון	5% היזון	ללא היזון	3% היזון	5% היזון	ללא היזון	3% היזון	5% היזון	ללא היזון	3% היזון	5% היזון
סימולציה של 2.5%											
logarithmic	-0.4	-0.1	0.0	0.0	0.3	0.4	0.8	0.9	0.8	1.2	1.4
CRRA=2	-2.1	0.3	1.4	2.5	5.2	6.4	10.1	11.0	14.8	16.0	16.0
CRRA=5	8.5	12.0	13.2	27.9	30.3	30.9	42.1	43.4	53.9	55.5	55.7
סימולציה של 4%											
logarithmic	-0.6	-0.2	0.0	-0.1	0.3	0.6	1.1	1.3	1.7	2.1	2.1
CRRA=2	-4.7	-0.5	1.5	2.1	6.7	8.8	9.8	15.3	19.9	21.9	21.9
CRRA=5	6.4	14.3	17.2	32.8	38.5	40.2	49.4	53.3	62.1	66.2	67.3
דיפרנציאלי לגיל הילד											
logarithmic	0.1	0.2	0.3	0.2	0.5	0.7	0.8	1.0	1.0	1.4	1.4
CRRA=2	2.4	3.6	4.2	5.3	7.9	9.1	7.1	12.4	13.2	16.0	16.0
CRRA=5	19.0	20.3	20.6	36.9	39.2	39.8	44.5	48.3	53.9	57.2	57.2
דיפרנציאלי לגיל האב											
logarithmic	0.1	0.5	0.7	0.3	0.7	0.9	0.8	1.0	0.9	1.1	1.1
CRRA=2	3.9	7.4	9.0	6.2	9.7	11.3	7.1	12.4	11.5	13.2	13.2
CRRA=5	29.7	34.2	35.5	40.7	43.8	44.5	44.5	48.3	49.3	50.1	50.1

נספח 2: שיעור החיסכון הכספי* של משקי בית עם ובלי ילדים עד גיל 9 2012-2005



* שיעור ההכנסה כספית נטו פחות הוצאה כספית והעברות ממשקי בית אחרים מההכנסה במחירי 2010.
מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

נספח 3: רגרסיות* על ההסתברות שמשק הבית שוכר דירה

	(4) 2012	(3) 2004	(2) 2012	(1) 2004	
0.01	-0.23***	0.00	-0.21***	מספר הילדים בני 0 עד 3	
-0.12***	-0.12**	-0.13***	-0.11**	מספר הילדים בני 4 עד 9	
-0.07	-0.19***	-0.07	-0.18***	מספר הילדים בני 10 עד 13	
-0.12***	-0.1	-0.12***	-0.1	מספר הילדים בני 14 עד 17	
-0.16***	-0.43***	-0.16***	-0.43***	זוג נשוי	
0.48**	-0.58*	0.23***	-0.11	זוג נשוי עד 10 שנים עם ילדים	
-0.01***	-0.02***	-0.01***	-0.02***	הכנסה באלפי ש"ח	
-0.32***	-0.04	-0.34***	0	משק בית ערבי	
-0.68	-0.01	-0.49	-0.22	ערבי - נשוי עד 10 שנים עם ילדים	
-0.48**	0.08	-0.28**	0.15	חרדי - נשוי עד 10 שנים עם ילדים	
0.01	-0.13	0.06	-0.11	יישוב בדירוג סוציאקונומי 2	
0.34***	-0.29	0.31***	-0.09	יישוב בדירוג סוציאקונומי 3	
0.45***	0.07	0.42***	0.16*	יישוב בדירוג סוציאקונומי 4	
0.27	0.37**	0.25	0.4**	יישוב בדירוג סוציאקונומי 5	
0.14	0.31**	0.11	0.33***	אזור ירושלים	
-0.69***	-0.7***	-0.7***	-0.6***	אזור צפון	
-0.38***	-0.2**	-0.43***	-0.21**	אזור חיפה	
-0.33***	-0.33***	-0.38***	-0.34***	אזור מרכז	
-0.25***	-0.25	-0.29***	-0.31**	אזור דרום	
-0.18**	-0.66**	-0.13**	-0.55**	אזור יהודה ושומרון	
0.82***	1.07***	0.81***	1.06***	ראש משק הבית בגיל 25 עד 34	
0.49***	0.74***	0.5***	0.73***	ראש משק הבית בגיל 35 עד 44	
0.15***	0.34***	0.16***	0.34***	ראש משק הבית בגיל 45 עד 54	
-0.1	0.18			נשוי עד 10 שנים עם ילד - ירושלים	
-0.13	0.38			נשוי עד 10 שנים עם ילד - צפון	
-0.29	0.03			נשוי עד 10 שנים עם ילד - חיפה	
-0.27	-0.06			נשוי עד 10 שנים עם ילד - מרכז	
-0.19	-0.3			נשוי עד 10 שנים עם ילד - דרום	
0.08	0.46			נשוי עד 10 שנים עם ילד - יו"ש	
0.19	0.11			נשוי עד 10 שנים עם ילד ודירוג סוצי' 2	
-0.2	0.87**			נשוי עד 10 שנים עם ילד ודירוג סוצי' 3	
-0.16	0.4			נשוי עד 10 שנים עם ילד ודירוג סוצי' 4	
0	-0.18			נשוי עד 10 שנים עם ילד ודירוג סוצי' 5	

* משוואות שנאמדו בשיטת Probit. המספרים המוצגים הם ההשפעה השולית של כל משתנה (ולא המקדם הנאמד).

*** מסמן מובהקות ב-0.01, ** ב-0.05, * ב-0.1.

מקור: חישובי המחברים על בסיס נתוני סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס.

מבחני הבגרות והפסיכומטרי במתמטיקה ובאנגלית והקשר ביניהם לאורך זמן¹

שלמה יצחקי, טאינה פודלוב-טרחטנברג ואביאל קרנצלר

מזה שנים רבות מתקיימות בארץ הן בחינות הבגרות והן הבחינות הפסיכומטריות. הצורך להיבחן בשתי בחינות מהווה נטל הן על התלמידים הנדרשים להתכונן לשני מבחנים שמתכונותיהם שונות, והן על המשק הישראלי. מחקר זה מהווה מחקר מקדים לבחינת השאלה של עלות-תועלת בקיום שתי הבחינות – הבגרות והפסיכומטרי – באותם תחומים, ובדוק באיזו מידה המבחנים בודקים את אותו תחום יכולות.

החידוש המתודולוגי בעבודה זו הוא בשיטת המחקר, שהיא שיטה אי פרמטרית ולא תלוית התפלגות, ומבוססת על העובדה שבתחום מדידה בחינוך אין לנו יכולת מדידה ישירה כמו במשתנה כמותי רגיל אלא אנו שואלים שאלות ובודקים מי ענה עליהן. כתוצאה מכך הציונים תלויים בהתפלגות הקושי של השאלות.

שיטת המחקר שלנו מתבססת על הטענה הבאה: אנו בודקים את המתאם המתקבל בין הציונים של התלמידים במבחן הבגרות לבין הציונים במבחן הפסיכומטרי, ואם התוצאה המתקבלת היא שהמתאם הוא מונוטוני לכל אורך התחום של הציונים, אז נסיק שאחד המבחנים מיותר. אם לעומת זאת המתאם משנה את סימנו לאורך תחום הציונים אזי המשמעות היא שהבחינות בודקות תחומי ידע שונים או שהתכונות הנדרשות להצלחה בבחינה אחת שונות מהתכונות הנדרשות להצלחה בבחינה האחרת. התשובה המתקבלת ממחקר זה היא שהמבחנים בודקים את אותו תחום יכולות, אולם קיימת בהם טעות אקראית גדולה. בדיקת התרומות של שתי הבחינות לציון הכולל של כל תלמיד מחזקות את ההשערה שהתרומה של כפל הבחינות אינה רבה. המסקנה דלעיל מתקיימת ביתר שאת לגבי מקצוע האנגלית שבו המתאם בין הציון בבגרות לבין הציון בפסיכומטרי גבוה יותר מאשר במתמטיקה. כדאי להדגיש שאין במחקר כדי להכריע על איזה מבחן כדאי לוותר, אלא רק שמבחני בגרות ופסיכומטרי במקצועות המקבילים (אנגלית ומתמטיקה) אינם בודקים תחומים שונים שיש לנו יכולת להבחין ביניהם.

מבוא

מזה שנים רבות מתקיימות בארץ הן בחינות הבגרות והן הבחינות הפסיכומטריות. לבחינות יש מטרות שונות ועל כן מתכונתן שונה. בשנים האחרונות שתי הבחינות משמשות גם לצורכי קבלה ללימודים אקדמיים באוניברסיטאות. מערכת בחינות כפולה הנערכות במתכונת שונה משמעותה

1 אנחנו מודים לדמיטרי רומנוב ולשלושה קוראים אלמונים על הערותיהם לגרסות קודמות של המאמר שסייעו רבות בשיפור ההצגה של המאמר.

עומס כפול על האוכלוסייה הנבחרת. על כן, כדאי לבדוק את המידה שבה איחוד של שתי הבחינות למתכונת אחת יפחית את הנטל המוטל על האוכלוסייה הנבחרת. כלומר, מטרתנו בעבודה זו היא לבצע את השלב המקדים בבדיקת עלות לעומת תועלת לבחינה כדי לבדוק האם יש בכפילות זו משום נטל עודף על המשק.

כדי לבצע ניתוח עלות-תועלת יש לבדוק גם את התועלות מקיום המערכת הכפולה וגם את העלויות למשק. מדידת העלויות למשק קלה יחסית, בהנחה שקיימת מערכת נתונים על המועסקים בתחום והערכות של הזמן המושקע בהתכוננות לבחינות. קשה יותר למדוד את ערך האינפורמציה הטמונה בקיומה של מערכת מדידה כפולה,² זאת מאחר שאין דרך קלה להבחין בתרומה של קיום אינפורמציה בתחום אבסטרקטי שנקרא ידע.

במאמר זה אנו מתרכזים במדידת תוספת האינפורמציה על יכולות התלמידים הנבחרים במקצועות השונים שמתקבלת ממערכת הבחינות הכפולה, שהיא כאמור השלב המקדים והקשה יותר בכל ניסיון לביצוע מבחני עלות-תועלת ברמת המשק.

שיטת המחקר שלנו מתבססת על הטענה הבאה: אנו בודקים את המתאם המתקבל בין הציונים של התלמידים במבחן הבגרות לבין הציונים שלהם במבחן הפסיכומטרי, ואם התוצאה המתקבלת היא שהמתאם הוא מונוטוני לכל אורך התחום של הציונים נסיק שאחד המבחנים מיותר. אם לעומת זאת מדרג הציונים הוא שונה בתכלית המשמעות היא שהבחינות בודקות תחומי ידע שונים, או שהתכונות הנדרשות להצלחה בבחינה אחת שונות מהתכונות הנדרשות להצלחה בבחינה האחרת.

בדיקת הקשר בין ציונים של שתי בחינות נתקלת בקושי שאינו קיים בבדיקת המתאם בין משתנים כמותיים, כמו למשל המתאם בין המשקל של האדם לגובהו. זאת מאחר שאין אפשרות למדוד ידע בצורה כמותית אלא רק בצורה עקיפה, כגון מניית מספר השאלות שהנבחן הצליח לענות עליהן תשובה נכונה, או לחילופין קריאה והערכה של טיב התשובות שסיפק הנבחן. מספר השאלות שהנבחן הצליח לענות עליהן תלוי גם בהתפלגות הקושי של השאלות בבחינות וגם בעיבודים שנעשים לציונים על ידי הגופים המנהלים את המבחנים. כדי להתגבר על קושי זה אנו נגביל עצמנו לבדיקת המידה שבה המתאם בין הציונים הוא מונוטוני. במונח "מתאם מונוטוני" הכוונה היא שלאורך כל תחום הציונים של הבגרות (או הפסיכומטרי) עלייה בציון הבגרות (או הפסיכומטרי) מביאה לעלייה בממוצע בציון הפסיכומטרי (או הבגרות) בבחינה המקבילה. לצורך זה אנחנו משתמשים בכלי סטטיסטי חדש יחסית המיועד לבדוק קשרים מונוטוניים בתחומים שבהם אין לנו מדידה ישירה של המשתנה.³

מבנה העבודה הוא כדלהלן: הסעיף הראשון מכיל תיאור קצר של שאלת המחקר. הסעיף השני מתייחס למשמעויות שיש לייחס למבחן יכולות, וזאת מאחר שאין להתייחס לציון הניתן כפי שמתייחסים למשתנה כמותי כמו משקל או גובה. הסעיף השלישי עוסק בהצגת שיטת המחקר הבאה לבדוק את מונוטוניות הקשר בתחומי האנגלית והמתמטיקה. הסעיף הרביעי מציג את הנתונים המשמשים ואת שיטת הניתוח ואילו הסעיף החמישי מציג את הממצאים האמפיריים. התוצאות של הממצאים האמפיריים הן שקיים קשר מונוטוני בין הצלחה בבגרות לבין הצלחה בפסיכומטרי, וקשר זה חזק יותר באנגלית מאשר במתמטיקה. קשר מונוטוני זה מתחזק במשך השנים. במקביל, נמצא שקיים "רעש" אקראי בתוצאות המבחנים השונים, רעש הגורם להקטנת אמינות המבחנים כמנבאים

2 במחקר שנערך בשנת 2007 על ידי המרכז הארצי לבחינות והערכה (<https://www.nite.org.il/files/reports/342.pdf>) נמצא שהמערכת הכפולה משפרת את תוקף הניבוי להצלחה בשנה א' באוניברסיטה. בסעיף 6 נתייחס לנקודה זו.

3 כל השיטות המשמשות במאמר זה נדונות ב-Yitzhaki and Schechtman (2013).

יכולות בתחום. במקרה כזה יכולה לעלות הטענה שקיום שני מבחנים מטרתו להקטין את הרעש האקראי, ושיפור זה מחייב קיומם של שני מבחנים בכל תחום. סעיף ו בא לענות על שאלה זו שהתעוררה תוך כדי המחקר, והוא בודק בעזרת שימוש במדד ג'יני את השיפור המתקבל משימוש בשני ציונים לעומת שימוש בציון אחד. כלומר הבדיקה נעשית על תרומת השימוש בשני מבחנים לשיפור העמידות של דירוג הציונים. המסקנה שמתקבלת מסעיף זה היא שתוספת האינפורמציה משימוש בשני מבחנים קטנה יותר באנגלית מאשר במתמטיקה.

א. תיאור קצר של שאלת המחקר

בחינות הברגרות נערכות על ידי משרד החינוך במתכונת ארצית, במקצועות ליבה שונים, ומיועדות לדרג תלמידים על פי רמת ההתמחות והיכולות בתחומים השונים. לעומת זאת, על פי הגדרת המרכז הארצי לבחינות והערכה – "הבחינה הפסיכומטרית היא כלי לחיזוי סיכויי ההצלחה בלימודים במוסדות להשכלה גבוהה"⁴ היא משמשת את מוסדות הלימוד למיון מועמדים לחוגים השונים. הבחינה מאפשרת לדרג את כל המועמדים על סולם הערכה אחד. הבחינה מורכבת משלושה תחומים: חשיבה מילולית, חשיבה כמותית ואנגלית. בנוסף, מדווח הציון הכללי. בכל אחד מן התחומים סולם הציונים נע בין 50–150 נקודות. הציון הכללי בבחינה מדווח על סולם הנע בין 200–800 נקודות. הציון הכללי מחושב על סמך ציוני הנבחן בשלושת התחומים המרכיבים את הבחינה ומתבסס על ממוצעים משוקללים שבהם הציונים בתחומים השונים מקבלים משקלות שונים.

הצורך להיבחן בשתי בחינות מהווה נטל הן על התלמידים הנדרשים להתכונן לשני מבחנים שמתכונותיהם שונות והן על המשק הישראלי, זאת מאחר שקיימת תעשייה לא קטנה שהייתה נעלמת לו נעשתה רק בחינה אחת. מאחר שבחינת הברגרות קדמה למבחן הפסיכומטרי, השאלה הנשאלת היא האם המבחן הפסיכומטרי בודק תחום יכולות אחר השונה במהותו ממבחני הברגרות.

הטענה להצדקת קיום המבחן הפסיכומטרי היא שכושר החיזוי של הבחינה לגבי ההצלחה בלימודים אקדמיים הוא טוב, והצירוף של ציון הברגרות יחד עם ציון הפסיכומטרי הוא בעל כושר ניבוי טוב יותר מאשר כל ציון בנפרד. הטענות על כושר ניבוי אינן נבדקות במאמר זה, זאת מאחר שהתלמידים מתקבלים ללימודים בתחומי ידע שונים, אולם המתודולוגיה המפותחת בו תוכל לשמש בעתיד לבדיקת הטענה בדבר כושר ניבוי.

מטרת מאמר זה היא לבחון טענה צנועה יותר והיא באיזו מידה המבחן הפסיכומטרי בודק תחום יכולות אחר מזה שבוחנת בחינת הברגרות באותו תחום. כלומר, לא נעסוק במאמר זה בשאלת עלות-תועלת כתוצאה מהכפילות למשק וגם לא נעסוק בשאלת כושר הניבוי, אלא נתרכז בשאלה האם שני המבחנים, הברגרות והפסיכומטרי, מהווים מבחן לאותו תחום יכולות. לדוגמה, אם מבחן הברגרות במתמטיקה בודק בדיוק את היכולת המתמטית כפי שהיא נבדקת בחלק הכמותי בבחינה הפסיכומטרית אזי נטען ששני המבחנים בודקים את אותו תחום יכולות. אם לעומת זאת תוצאות הברגרות במתמטיקה שונות באופן מובהק מהתוצאות של המבחן הפסיכומטרי המקביל לו, נאמר ששני המבחנים בודקים תחומי יכולת שונים.

החידוש המתודולוגי בעבודה זו הוא בשיטת המחקר: באמצעות שיטה זו (המוצגת במאמר) אפשר לקבוע האם שני מבחנים בודקים את אותו תחום יכולות. במילים אחרות – נוכל לקבוע שהידע

והיכולות שמאפשרים הצלחה במבחן האחד זהים לידע וליכולות הנדרשים להצלחה במבחן האחר. בסעיף הבא נבהיר את המשמעות המתמטית שיש לייחס לתוצאות של מבחן, ואילו בסעיף שלאחריו נתאר את הכלי שישמש אותנו.

ב. המשמעות שיש לייחס למבחן יכולות⁵

לצורך הדיון נניח מספר הנחות מפשטות שנסיר אותן לאחר מכן. בשלב הראשון נניח שאנו מסוגלים להגדיר תחומי יכולות של אנשים, כלומר שהיכולת באנגלית שונה ודורשת כישורים ומיומנויות אחרים מאשר היכולת במתמטיקה. נסמן את המשתנה יכולת בתחום שאנו רוצים לבחון באות a . הנחה שנייה היא שיכולת (או מיומנות) היא משתנה רציף, כך שאם נילי טובה יותר מגיא אזי ההסתברות שהיא תענה נכון על שאלה בתחום המבחן גבוהה יותר מההסתברות שגיא יענה נכון. המשמעות של הנחה זו היא שאם יש שתי יכולות a_1 ו a_2 וידוע ש $a_2 > a_1$, כלומר שהיכולת של פרט 2 גדולה מהיכולת של פרט 1, ומוצגת שאלה בעלת דרגת קושי q אזי ההסתברות של בעל היכולת a_2 לענות נכון על השאלה גבוהה או שווה להסתברות של פרט עם יכולת a_1 לענות על השאלה.⁶ הנחה שלישית היא שאין אקראיות, כלומר לכל שאלה יש רמת יכולת קריטית, כך שלכל הנבחנים שיכולתם גבוהה מהיכולת הקריטית הנדרשת למתן תשובה נכונה לשאלה יתקיים שההסתברות שיענו נכון על השאלה היא אחת, וכל אלו שיכולתם נמוכה מהיכולת הקריטית ההסתברות לענות נכון על השאלה הנדונה היא אפס.⁷

בעזרת שלוש הנחות אלו אנחנו יכולים להגדיר מהו מבחן:

הגדרה: מבחן הוא אוסף של שאלות בתחום ידע מסוים, בעלות דרגות קושי שונות, אשר מיועדות לגלות את היכולות של הנבחנים.

נעבור עתה להבחין בין מדידה של גובה של קבוצת אנשים לבין מדידת הידע שלהם תחת ההנחות דלעיל. במדידת גובה יש משמעות להבדלים בסנטימטרים בין אנשים. במדידת ידע ההבדלים בתוצאות המבחן תלויים בהתפלגות הקושי של השאלות במבחן. למעשה ניתן לטעון שמבחן לבדיקת ידע בתחום מסוים כמוהו כמדידת גובה כאשר הנבחנים עומדים מאחורי מסך והבוהן שואל שאלות כגון למי יש הסנטימטר ה-150, למי יש הסנטימטר ה-160, וכל אלו שגבוהים מ-150 ס"מ או מ-160 ס"מ עונים בהתאם לגובהם, באם יש להם או אין להם הסנטימטר שבו מדובר. מכאן שברור שאין הבדל בין הציונים שמקבלים מי שהגובה שלהם הוא 151 ו-159 ויש הבדל בין הציונים שמקבלים מי שהגובה שלו הוא 159 ומי שגבוהו הוא 161. מכאן שניתן לקבוע שתוצאות מבחן הינן כמו מדידת גובה כאשר האנשים ניצבים מאחורי מסך, ועל כן קיומן של שאלות בתחום ידע מסוים או אי קיומן ישפיע על ההבדלים בציונים שמקבלים הנבחנים. כדאי לציין שאין ביכולת המבחן לשנות את הסדר של הנבחנים אלא רק להגדיל או להקטין את המרחקים בין ציוני הנבחנים.

המשמעות המתמטית היא שהפעולה של המבחן כמוה כיצירת פונקציה מתמטית כך שהציון נקבע על ידי היכולת של הנבחן. בונה המבחן, על ידי קביעת התפלגות הקושי של השאלות משפיע על צורת הפונקציה המקשרת בין יכולת לציון. מכאן שניתן לראות במבחן הפעלת טרנספורמציה מונוטונית

5 להרחבה בנושא זה ראה Yitzhaki and Eisenstaedt (2003) ו-Schechtman and Yitzhaki (2009).

6 הנחה זו מקובלת במבדקים הבודקים האם השאלה שייכת לנושא המבחן – ראה Lord and Novick (1968).

7 הנחה זו אינה קיימת ב-IRT ותוסר על ידנו לאחר מכן.

לא יורדת על המשתנה יכולת, לצורך תרגומו לציין. רמות יכולת שבהן יש הרבה שאלות מבחינות גורמות לכך שהבדל קטן ביכולת יתורגם להבדל גדול בציין, ואילו רמות יכולת שאין בהן שאלות מבחינות יתורגמו להבדלים אפסיים בציין.

כדאי להעיר שעד עתה המעטנו בהבדל שבין מדידת ידע לבין מדידת גובה כאשר הנמדדים מתייצבים מאחורי פרגוד. זאת מאחר שבמדידת גובה מאחורי פרגוד ידוע לנו המרחק בסנטימטרים בין השאלות השונות ואילו במדידת ידע אין לנו מושג על המרחק ביחידות ידע בין השאלות, אלא ידוע לנו רק מספר המשיבים לכל שאלה. מכאן שאין שום אפשרות לאמוד את פונקציית ההתפלגות של ידע (יכולת) וזאת כי חסרה לנו יחידת מדידה שהיא חיונית להגדרת התפלגות. כל מה שאנו יכולים לקבל ממבחן הוא שהנבחנים מסודרים בסדר לא יורד של יכולת.

כמעט כל השיטות שבהן משתמשים להערכת תוצאות מבחנים, כולל אלו הנקראות אי פרמטריות, אינן מתחשבות בהבדל זה שבין מדידה של יכולת למדידת גובה, והן מתייחסות לתוצאות מבחנים כאילו יש להן משמעויות כמותיות שהיו מתקבלות במדידה ישירה של גובה. כך למשל, מי שמחשב ציון ממוצע או מי שמריץ רגרסיה שבה הציון מופיע כמשתנה תלוי או בלתי תלוי, מתייחס לציין כאילו הוא משתנה כמותי שכמוהו כמדידה ישירה של גובה. בסעיף הבא נצביע על הכלי הסטטיסטי שיאפשר לנו להתגבר על בעיה זו. אולם בטרם נמשיך, נסיר חלק מההנחות המפשטות שהנחנו בתחילת הסעיף:

ההנחה הראשונה שנסיר היא ההנחה השלישית והיא שקיימת ודאות מלאה במעבר מיכולת לציין. נניח שההסתברות לענות נכון על שאלה בדרגת קושי מסוים הינה פונקציה לא יורדת של יכולת הנתונה להפרעה אקראית. במקרה כזה, נטען שבממוצע התשובות של נבחנים בעלי יכולת גבוהה תהיינה עם ציון גבוה יותר מאשר התשובות של תלמידים עם יכולת נמוכה. כלומר נניח שהסיכויים לענות נכון על שאלה היא משתנה מקרי שהתוחלת שלו עולה עם היכולת של הנבחן.

אפשרות נוספת היא שתוצאות המבחן אינן בוחנות תחום יכולות אחד אלא בוחנות בערבוביה מספר תחומי יכולות, למשל שהצלחה במבחן תלויה ביכולת מולדת ובשקדנות, ושתי תכונות אלו מפוזרות בצורות שונות באוכלוסייה. במקרה כזה אין זה מחייב שהציון יהיה טרנספורמציה מונוטונית לא יורדת של היכולת המסוימת שנבדקת בו, אלא הוא יהיה תלוי בהתפלגות התכונות, יכולת מולדת ושקדנות באוכלוסייה והמתאם ביניהן.⁸ מאחר שאין לנו אפשרות למדוד יכולת והתצפיות שלנו מורכבות רק מהציונים, אנחנו נבדוק את המידה שבה ציון הבגרות מהווה טרנספורמציה מונוטונית לא יורדת של תוצאות הפסיכומטרי וגם את המצב ההפוך: כלומר האם הציון הפסיכומטרי מהווה טרנספורמציה מונוטונית לא יורדת של ציון הבגרות.⁹ טענתנו היא שאם הציון הפסיכומטרי הוא פונקציה מונוטונית עולה של הציון בבגרות וגם ציון בבגרות עולה כפונקציה של הציון הפסיכומטרי, נסיק שבגלל המגבלות שקיימות במדידה של ידע הרי שמבחינתנו המבחנים בודקים את אותו תחום יכולות, זאת מאחר שאין לנו יכולת להבדיל ביניהם. מאחר שיכולה להיות הפרעה במונוטוניות של הקשר בין שני הציונים, בגלל ההפרעה האקראית, אנחנו נתעלם מהפרעות קטנות בקשר שבין הציונים ונתייחס רק להפרעות גדולות שהסבירות שהן תוצאה של הפרעה אקראית היא נמוכה.

8 הקורא המעוניין מופנה ל-Yitzhaki, Itzhaki and Pudalov (2012).

9 באופן כללי, ממוצע השיפוע של עקום הרגרסיה של משתנה Y על משתנה X אינו מחויב להיות עם אותו סימן כמו השיפוע הממוצע של עקום הרגרסיה של X על משתנה Y. סימנו של ממוצע השיפועים זהה רק במקרים שבהם הגדרת השונות המשותפת בין המשתנים היא סימטרית במשתנים: רק במקרה זה מתקיימת האמרה "מה שרואים מכאן הוא מה שרואים משם".

ג. בדיקת מונוטוניות של קשר

שיטת המחקר הינה שיטה אי פרמטרית ולא תלויה התפלגות, ומבוססת על האפשרות שטרנספורמציה מונוטונית לא יורדת של אחד המשתנים יכולה להחליף את סימנו של מקדם המתאם ביניהם. החלפת סימנו של מקדם המתאם כמוה כהחלפתו של סימן מקדם הרגרסיה שביניהם. הכלי שנציג ושיאפשר לנו לאתר את ההשפעות השונות בעזרת העין נקרא עקומת LMA, שהיא קיצור השם *Line of independence Minus the Absolute concentration curve*.

עקומת LMA מאפשרת לזהות האם סימנו של מקדם המתאם בין שני משתנים אינו מתחלף לאורך התחום של אחד המשתנים. אם המסקנה המתקבלת היא שסימנו של מקדם המתאם אינו משתנה לאורך התחום, אזי המסקנה היא שאין טרנספורמציה מונוטונית לא יורדת היכולה לשנות את סימנו של מקדם המתאם, ואם כך נסיק שאין בנמצא כלי שיכול להבחין בין שני תחומי הידע, ועל כן מבחינתנו המבחנים בודקים את אותו תחום יכולות.¹⁰ אם לעומת זאת סימנו של מקדם המתאם משתנה, אזי המשמעות היא שקיימת טרנספורמציה מונוטונית לא יורדת היכולה לשנות את סימנו של מקדם המתאם. בתחום המדידה של מבחנים, המשמעות של קיומה של טרנספורמציה מונוטונית לא יורדת היכולה לשנות את סימנו של מקדם המתאם היא שניתן למצוא מבחן לגיטימי אחר בתחום שיהפוך את התלמיד הטוב במבחן אחד לתלמיד רע במבחן אחר, ולהפך, זאת על ידי שינוי דרגת הקושי של השאלות. המשמעות שיש לייחס לממצא כזה היא שהמבחנים בודקים תחומי יכולת שונים שעל ידי בניית מבחנים מתאימים ניתן יהיה להבחין ביניהם.

המאמר יסביר את הכלים המוצעים לניתוח ויבצע הדגמה על ידי השוואת תוצאות מבחנים פסיכומטריים לעומת מבחני בגרות. מאחר שהשימוש בכלי הוא פשוט יחסית להוכחות הנדרשות כדי לבדוק את נכונות התכונות שלו, ומאחר שההוכחות התפרסמו במספר מאמרים ובספר, הרי שלא נלאה את הקורא בתרגום ההוכחות ונפנה את הקורא המתעניין למאמרים שבהם מוצגות ההוכחות.¹¹

ד. שיטת ניתוח הנתונים

אוכלוסיית המחקר היא אלה שנבחנו בבגרויות במתמטיקה ובאנגלית בשנים 2009–2010 והשתתפו במבחן פסיכומטרי. הגבלה נוספת היא שהנבחנים עמדו בדרישות הקבלה לאוניברסיטאות, כלומר, בין היתר, נבחנו ברמה של לפחות 4 יחידות באנגלית וב-3 יחידות ומעלה במתמטיקה. במקביל, על מנת לבדוק את רגישות הממצאים, חזרנו על הבדיקה לשנים 1999–2000. השוואת הממצאים בין השנים מאפשרת ללמוד על הסתגלות האוכלוסייה לקיומם של שני מבחנים.

קיימים מספר קשיים בהשוואת ציונים משני המבחנים: האחד הוא שהנבחן בבחינת הבגרות יכול לבחור את רמת ההעמקה בתחום, וזאת על ידי בחירת מספר היחידות בבחינה, ואילו המבחן הפסיכומטרי הוא אחיד. מכאן שלמעשה בבגרות קיימים מספר מבחנים בהתאם למספר היחידות בבחינה ואילו בפסיכומטרי קיים מבחן אחד. הקושי השני בהשוואה הוא שתחום הציונים (הסקלה) של המבחנים שונה, והשאלה היא כיצד ניתן להביא אותם למכנה משותף הניתן להשוואה.

10 במקרה שמדובר בתחומי יכולת שונים, כל אשר אנו יכולים לומר הוא שהמבחנים אינם מסוגלים להבחין ביניהם. זאת משום שאפשר לבחון יכולת רק דרך תוצאות המבחן.

11 ראה Yitzhaki and Schechtman (2013).

על הקושי הראשון נתגבר על ידי כך שנבדוק בנפרד כל רמה של מבחן בגרות מול המבחן הפסיכומטרי, וכן נצרף את כל מבחני הבגרות בהתאם למשקל הניתן על ידי האוניברסיטאות לרמות השונות של הבחינה ועל ידי כך נוכל להשוות את כל התלמידים. אשר לקושי השני הרי שקיימות מספר דרכים לנרמול, כאשר השיטה הנפוצה היא ההנחה של התפלגות נורמלית, ועל כן נהוג לנרמל בעזרת סטיית התקן. אולם כפי שנראה בהמשך, ההתפלגויות של הציונים אינן נורמליות ועל כן שיטת הנרמול שנקטנו בה היא על פי התחום:¹²

השארנו את ציוני הבגרות כמו שהם; נרמלנו את הציון במבחן הפסיכומטרי כך שתחום הציונים בו יהיה זהה לתחום ציוני הבגרות: יהי X ציון פסיכומטרי מקורי, ויהיו A, B ציוני המינימום והמקסימום של ציוני הבגרות ואילו C, D ציוני המינימום והמקסימום של הציון הפסיכומטרי המקורי. יהי Y הציון הפסיכומטרי המנורמל. נוסחת המעבר הינה:

$$Y = A + \beta(X - C) \quad \text{כאשר} \quad \beta = \frac{B - A}{D - C} \quad \alpha = A$$

התוצאה של הנרמול הינה שתחום ציוני הבגרות ותחום ציוני הפסיכומטרי זהים. הבדל נוסף הינו בכך שבעוד שהמבחן הפסיכומטרי הוא אחיד לכל הניגשים הרי שמבחני הבגרות במתמטיקה נחלקים לשלוש רמות בהתאם למספר היחידות שהתלמיד נבחן בהם. מכאן שקיים מיון עצמי של התלמיד במבחני הבגרות בהתאם למספר היחידות הנבחר על ידי התלמיד. בשלב זה אנו מגבילים את עצמנו לתלמידים שנבחנו בבגרות ב-5 יחידות. לאחר מכן נצרף הקבוצות של תלמידים לקבוצה אחת.

לצורך בחינת המונוטוניות אנחנו נעזרים בשני ציורים של עקומות ריכוז (Absolute Concentration Curves) המאפשרת בחינת המונוטוניות של הקשר.

הציור של העקומה הראשונה הוא בהנחה שתוצאות שני המבחנים בלתי תלויות סטטיסטית. על הציור האופקי מוצגת ההתפלגות המצטברת של הציונים שהתקבלו במבחן האחד. על הציור האנכי מצויר הערך המצטבר של ציוני המבחן השני שקיבלו הנבחנים במבחן זה, בהנחה שציוני המבחנים בלתי תלויים סטטיסטית. הגרף במקרה זה היה קו ישר שמתחיל בראשית הציורים ומסתיים בנקודה (1, ממוצע הציונים).

הציור של העקומה השנייה הוא הערך המצטבר שקיבלו הנבחנים במבחן השני. עקום זה יכול לקבל צורות שונות, וכל מה שנוכל לקבוע בוודאות הוא נקודת ההתחלה ונקודת הסיום. העקום מתחיל בראשית הציורים ומסתיים בנקודה (1, ממוצע הציונים), כלומר באותה נקודה כמו העקום הראשון.¹³

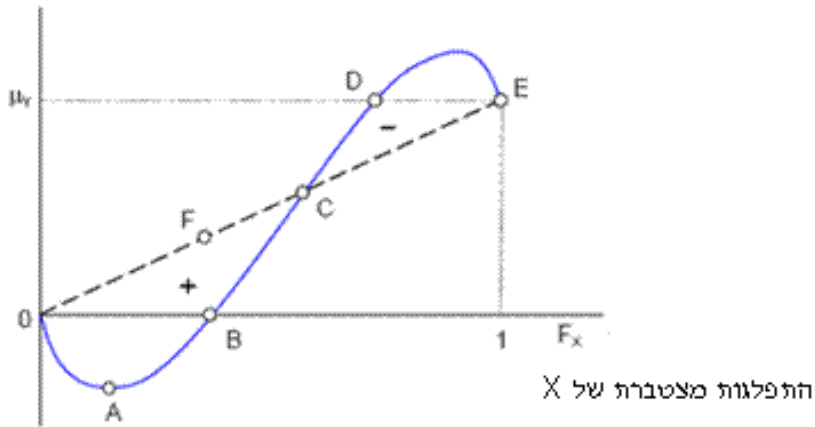
ההפרש האנכי בין שני הגרפים מהווה את עקומת LMA. לאחר בניית עקומות ה-LMA של מבחני בגרות ופסיכומטרי בתחום מסוים (שנסמנם ב-X ו-Y) נתרכז בשני דברים שחשוב לבדוק כאשר אנו מסתכלים על העקומה:

12 כדאי להעיר שאין בשיטת הנרמול כדי להשפיע על הממצאים. השפעתה היא על הפרשנות שיש לתת לנקודה בציון של מבחן אחד יחסית לנקודה במבחן השני.

13 הערך המצטבר הינו סכום ערכי המשנה עד לנקודה מסוימת. X מסודר בצורה עולה, אולם אין זה מחייב את הערך של Y בתנאי X.

ציור 4.1: עקומת הריכוז וקו אי תלות

העורך המצטבר של Y



א. **האם העקומה חותכת את הציר האופקי.** במידה שכן אזי הקשר בין המשתנה X ל- Y אינו מונוטוני כאשר X צריך להסביר את Y . כלומר, קיים תחום שבו השונות המשותפת היא שלילית, התחום מתחת לציר האופקי, וקיים תחום שבו השונות המשותפת היא חיובית, התחום שבו העקומה היא מעל הציר האופקי. במקרה כזה טרנספורמציה מונוטונית לא יורדת שמופעלת על הציר האופקי יכולה לשנות את סימנו של מקדם המתאם של פירסון בין שני המשתנים. זאת מאחר שטרנספורמציה מונוטונית של X תוכל להקטין את התחום של המתאם הלא רצוי ולהגדיל את התחום של המתאם הרצוי. המשמעות מבחינתנו היא שהמבחנים אינם בודקים את אותו תחום יכולות, שהרי תוצאות הבדיקה סותרות את קיום ההנחה של מונוטוניות של מתאם בין המשתנים.

ב. **האם קיים קטע שבו העקומה משנה את קעירותה מקעורה לקמורה, או להפך.** גם במקרה זה המשמעות היא שהקשר אינו מונוטוני. אם הקטע הינו קעור אזי המתאם בתוך הקטע הוא חיובי, ואילו קמירות מעידה על מתאם שלילי בתוך הקטע. המשמעות, בהנחה שאין העקומה חותכת את הציר האופקי, היא שאין טרנספורמציה מונוטונית שיכולה לשנות את סימנו של מקדם המתאם. אולם אם נוציא מהמבחן חלק מהתלמידים בתחום שסימנו אינו מוצא חן בעינינו אזי ניתן לשנות את סימנו של מקדם המתאם. כלומר אם נוציא מהאוכלוסייה הנבחנת חלק מהתלמידים שציוניהם בתחום שאיננו חפצים ביקרו אזי קיים מבחן לגיטימי אחר שיהפוך את דירוג הציונים בין שני המבחנים. גם במקרה זה המשמעות היא שאין המבחנים בודקים את אותו תחום יכולות.

ביישום לבדיקת מבחני בגרות ופסיכומטרי, טענתנו תהיה שכל עוד הקשר בין תוצאות מבחן אחד עולה עם עליית תוצאות של מבחן אחר, הרי שמבחינתנו שני המבחנים בודקים את אותו תחום יכולות. לעומת זאת, אם הקשר אינו מונוטוני, נסיק שהמבחנים בודקים יכולות שונות של תלמידים. סייגנו את הקביעה באמירה כי גם אם קיימות יכולות שונות הנדרשות להצלחה בשני המבחנים אין המבחנים, בגלל המונוטוניות של המתאם וגם משום שאין בידינו סרגל למדידת מרחקים בין רמות ידע שונות, מסוגלים להבחין ביניהן.

השטח הכלוא בין עקומת LMA לציר ה- X שווה ל- $cov(Y, F(X))$ שהוא המקבילה של השונות

המשותפת כאשר מדד הפיזור המשמש אותנו הוא מדד ג'יני. אם ננרמל את הציר האנכי על ידי חלוקה ב- $cov(X, F(X))$ ישווה השטח הכלוא בין העקום לציר האופקי למקדם הרגרסיה על פי ג'יני של משתנה Y על משתנה X . לעקומה המנורמלת נקרא NLMA, כאשר ה- N מציין שהיא מנורמלת.¹⁴ לבסוף נעיר שבניגוד לשונות המשותפת המבוססת על השונות שהיא סימטרית בין המשתנים (נובע מכך ש- $cov(X, Y) = cov(Y, X)$) הרי שהשונות המשותפת על פי מדד ג'יני אינה סימטרית, ועל כן יש לבדוק האם מה שרואים מכאן הוא מה שרואים משם, כלומר אין ההשפעה של טרנספורמציה מונוטונית עולה על המשתנה X כדין ההשפעה של אותה טרנספורמציה על Y . בזה נסתיימה סקירת התכונות הרלוונטיות לתחום מדידה בחינוך. נעבור עתה לבדיקה אמפירית של הנתונים.

ה. בדיקות אמפיריות

אוכלוסיית המחקר היא זכאי בגרות שנבחנו בבגרויות במתמטיקה ובאנגלית בשנת הלימודים 2009–2010 והשתתפו במבחן פסיכומטרי לאחר מכן.¹⁵ כלומר אנו מגבילים את עצמנו לאוכלוסייה שהמיון לצורך קבלה לאוניברסיטה הוא רלוונטי עבורה. אוכלוסייה שנייה המשמשת אותנו היא הנבחים בשנת הלימודים 1999–2000. סה"כ העומדים בדרישות הסף של האוניברסיטאות בשנת 2009–2010 הוא 31,392, כאשר הנתון המקביל לשנת 1999–2000 הוא 17,867 (בין היתר, אלה שעברו את המבחן במתמטיקה ברמה של 3 יחידות לפחות ובנוסף לכך עברו את המבחן באנגלית ברמה של 4 יחידות לפחות). הגודל של המדגם (למעשה מפקד של הנבחים בשנה מסוימת) הוא גדול יחסית, כך שכמעט כל סטייה באומדן של פרמטר תהיה מובהקת. את הבדיקה הראשונה אנו מבצעים על הנבחים בבגרות באנגלית ברמה של 5 יחידות.

ה.1. הנבחים ב-5 יחידות באנגלית

לוחות 5.1.1 ו-5.1.2 מרכזים את הפרמטרים המרכזיים המאפיינים את התפלגויות הציונים והמתאמים ביניהם לשתי השנים. כפי שניתן לראות, חל שינוי בציונים בין המבחן הפסיכומטרי (המנורמל) לבין התפלגות ציוני הבגרות בין השנים: בשנים 2009–2010 הממוצע והחציון של הבגרות גבוהים יותר מאשר בפסיכומטרי, ואילו בשנים 1999–2000 הממוצע והחציון בפסיכומטרי גבוהים יותר מאשר בבגרות, תוצאה שניתן להסבירה בכך שקיימת זחילה למעלה בציוני הבגרות ו/או זחילה למטה בציוני הפסיכומטרי. לעומת זאת, אי השוויון בציונים בין השנים נע בכיוונים הפוכים מאלו של הממוצע והחציון. בעוד שבשנים 2009–2010 סטיית התקן והג'יני של הבגרות באנגלית נמוכים יותר מהפרמטרים המקבילים בפסיכומטרי הרי שבשנת 1999–2000 סטיית התקן והג'יני בפסיכומטרי באנגלית נמוכים יותר מאשר בבגרות. ארבעת הטורים האחרונים מתארים את מדדי המתאם המקובלים: מדד פירסון שהוא מדד המתבסס על קשר ליניארי, מדד מתאם הדרגות (ספירמן)

14 את התכונות של מדד ג'יני ניתן למצוא ב-Yitzhaki (2003) ו-Yitzhaki and Schechtman (2013).

15 לכל נבחן נלקח המבחן הפסיכומטרי עם הציון הכולל הגבוה ביותר.

ושני מקדמי המתאם על פי ג'יני¹⁶ וניתן לראות מתאם גבוה בין תוצאות המבחנים, וזאת על פי כל מקדמי המתאם המקובלים. מאחר שהמתאם בין הציונים הוא החשוב לענייננו הרי שנסתפק בקביעה שהמתאם עלה על פני הזמן.

לוח 5.1.1: פרמטרים מרכזיים של שני המבחנים באנגלית לנבחנים ב 5 יחידות* 2010–2009 –

מתאם ג'יני Γ _{xy}	מתאם ג'יני Γ _{yx}	סטטיית		פירסון	ספירמן	ג'יני	ממוצע	חציון	מינימום	מקסימום	תקן
0.726	0.719	0.714 (0.000)	709.0 (0.000)	0.044	0.062	7.00	100	55	100	55	90
						9.15	100	55	85.32	84.53	87.78

*מדד ג'יני המוצג בלוח הוא מדד ג'יני יחסי. על מנת להשוותו לסטיית התקן יש להכפיל בממוצע. כך לדוגמה באנגלית 5 יחידות המדד הוא $87.78 \times 0.044 = 3.86$ ובפסיכומטרי $84.53 \times 0.062 = 5.24$.

לוח 5.1.2: פרמטרים מרכזיים של שני המבחנים באנגלית לנבחנים ב 5 יחידות* 2000–1999 –

מתאם ג'יני Γ _{xy}	מתאם ג'יני Γ _{yx}	סטטיית		פירסון	ספירמן	ג'יני	ממוצע	חציון	מינימום	מקסימום	תקן
0.693	0.693	0.687 (0.000)	0.682 (0.000)	0.062	0.055	9.17	100	55	100	55	85.00
						8.55	100	55	89.00	87.28	83.51

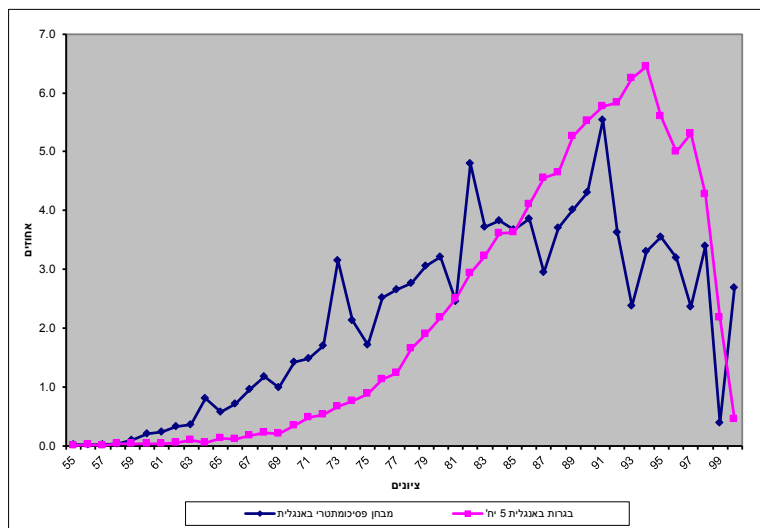
*מדד ג'יני המוצג בלוח הוא מדד ג'יני יחסי. על מנת להשוותו לסטיית התקן יש להכפיל בממוצע. כך לדוגמה באנגלית 5 יחידות המדד הוא $83.51 \times 0.062 = 5.18$ ובפסיכומטרי $87.28 \times 0.055 = 4.80$.

מאחר שחלו שינויים בפרמטרים השונים כדאי להסתכל על ההתפלגויות הציונים בכל שנה כדי לראות את ההבדלים בתוך כל שנה ועל פני השנים.

ציורים 5.1.1 ו-5.1.2 מציגים את ההתפלגויות של הציונים בבגרות מול פסיכומטרי מנורמל, הראשון לגבי 2010–2009 והשני לנתוני 2000–1999. מהציורים בולט שבין השנים חל הבדל משמעותי בהתנהגות ציוני הבגרות יחסית לפסיכומטרי. ניכרת הזחילה למעלה של ציוני הבגרות, כך שבשנים 2010–2009 אנו מקבלים התרכזות של ציוני הבגרות בתחום הגבוה של הציונים, וזאת למרות שהמבחן הפסיכומטרי הוא המבחן האחיד כך שבו היינו מצפים שתהיה התרכזות של ציוני נבחנים בחמש יחידות. לעומת זאת, בשנת 2000–1999 הפסיכומטרי מבחין טוב יותר בתחום

16 למדד ג'יני קיימים שני מקדמי מתאם השווים אחד לשני כאשר ההתפלגות המשותפת היא סימטרית בשני המשתנים. חישוב טעות הדגימה של מקדם המתאם של ג'יני מחייב בניית תוכנה מיוחדת. מאחר שכל מקדמי המתאם דומים אחד לרעהו ומאחר שהמדגם גדול, לא חישבנו טעות דגימה.

ציור 5.1.1: התפלגות נבחנים באנגלית 5 יחידות – 2010–2009*



היכולות הנמוך ואילו הבגרות מתרכז בתחום היכולות הגבוהה, תוצאה שניתן להסביר אותה מחד בהקבצות שקיימות בבגרות ומאידך בכך שהפסיכומטרי הוא מבחן יחיד המיועד לכל. בנוסף, קל לראות שהציונים בשתי השנים ובשני המבחנים אינם מתפלגים נורמלית, וזאת מאחר שההתפלגויות הן א-סימטריות.

השאלה הבאה שנרצה לבחון היא המידה שבה שני המבחנים בודקים את אותו תחום יכולות. לצורך זה אנחנו משתמשים בבדיקת המונוטוניות של הקשר. אם הקשר מתגלה כמונוטוני, כלומר שכאשר עולה הציון במבחן אחד הרי שבממוצע עולה הציון במבחן השני, והקשר אינו משנה את סימנו לאורך ההתפלגות של התוצאות של המבחן, הרי שהמבחנים מודדים את אותו סוג של יכולת.¹⁷ אם לעומת זאת אנחנו רואים שהקשר משנה את סימנו לאורך ההתפלגות הרי שההיסק שלנו יהיה שהמבחנים אינם מודדים את אותה יכולת, זאת מאחר שקשר מונוטוני משמעותו שאיננו יכולים לזהות בין שני התחומים של יכולת.

לצורך בחינת המונוטוניות אנחנו נעזרים בשני ציורים של עקומת NLMA¹⁸ המאפשרת בחינת המונוטוניות של הקשר. על הציור האופקי מוצגת התפלגות מצטברת של הציונים שהתקבלו במבחן האחד. על הציור האנכי מצויר ההפרש בין הערך המצטבר של ציוני המבחן השני, לו היו הציונים בין המבחנים בלתי תלויים סטטיסטית, לבין הערך המצטבר בפועל לאותם נבחנים.

ציורים 5.1.3 ו-5.1.4 בודקים האם הציון הפסיכומטרי יוצר קשר מונוטוני עם ציון הבגרות. תכונות העקומה המצוירת הם אלו: אם העקומה עולה (יורדת) סימן הוא שהציונים בתחום הזה נמוכים (גבוהים) מהממוצע של הציונים במבחן. אם העקומה קעורה (קמורה) סימן שהציונים בתחום זה עולים (יורדים). השטח הכלוא בין העקומה לציור האופקי שווה למקדם המתאם של הג'יני. אם לעומת זאת העקומה חוצה את הציור האופקי סימן הוא שקיים מבחן לגיטימי אחר¹⁹ שיכול להפוך את סימנו של המתאם בין ציוני שני המבחנים.

משני הציורים אנחנו למדים שהעקומה עולה בתחילה ולאחר מכן יורדת – כלומר שבתחום שבו ציוני הבגרות נמוכים גם ציוני הפסיכומטרי נמוכים ואילו בתחום שבו ציוני הבגרות גבוהים גם ציוני הפסיכומטרי הם גבוהים. אשר לקעירות העקומה אנחנו רואים שהעקומה היא קעורה, כך שאנחנו יכולים להסיק שציוני הפסיכומטרי יוצרים קשר מונוטוני לציוני הבגרות.

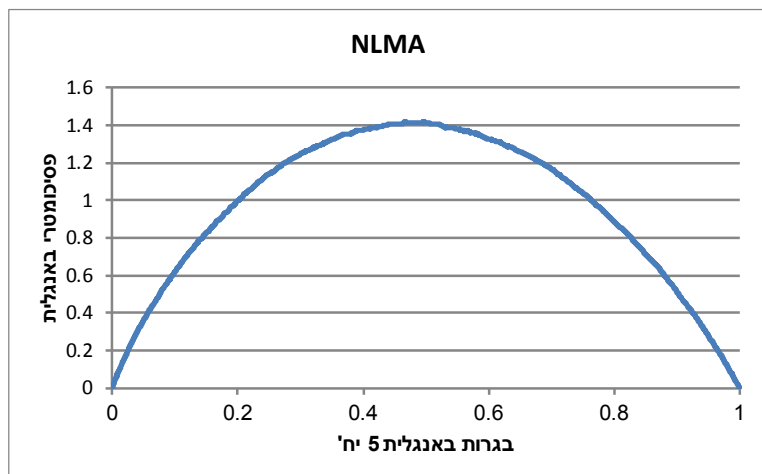
כדי לבדוק האם גם הציון של הבגרות יוצר קשר מונוטוני עם הציון הפסיכומטרי, אנחנו חוזרים על ציורים 5.1.3 ו-5.1.4 בהיפוך הציורים: על הציור האופקי הציון הפסיכומטרי ואילו הציור האנכי מציג את ציון הבגרות. ציור 5.1.5 מציג את עקומת NLMA של ציוני הבגרות כפונקציה של ההישגים במבחן הפסיכומטרי לשנת 2009–2010. העקומה המצטיירת מביאה למסקנה זוהי לזו שהתקבלה מההסתכלות בדרך ההפוכה – ציון הבגרות מהווה קשר מונוטוני לציון הפסיכומטרי. מכאן שהקשר הוא סימטרי ומונוטוני ועל כן, לפחות לגבי קבוצה זו, המבחנים מהווים תחליפים (שאינם מושלמים) אחד לשני. אנחנו מציינים שהם אינם מושלמים בגלל רמת המתאם הנמוכה יחסית בין ציוני שני המבחנים. ציור 5.1.6 חוזר על ציור 5.1.5 וזאת לשנת 1999–2000. המסקנה אינה משתנה.

17 ייתכן כמובן שההצלחה במבחנים השונים תלויה בגורמים שונים אולם אין המבחנים מסוגלים להבחין ביניהם.

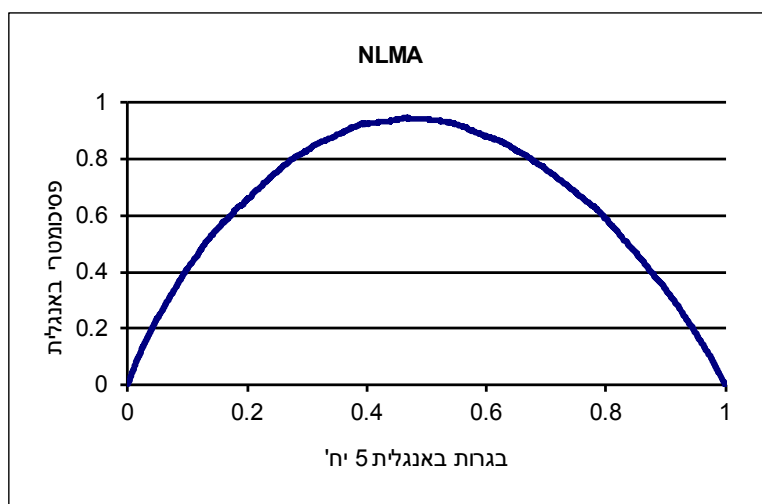
18 על תכונות העקומה והשימוש בתחום החינוך – ראה (2012) Yitzhaki, Itzhaki and Pudalov.

19 במונח "מבחן לגיטימי אחר" הכוונה היא למבחן אחר עם התפלגות שונה של קושי השאלות בו.

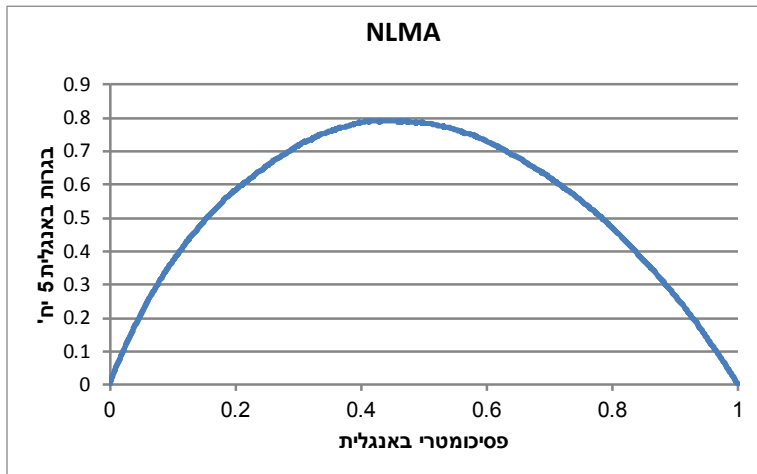
ציור 5.1.3: ציון פסיכומטרי באנגלית כפונקציה של בגרות באנגלית 5 יח' – 2010–2009



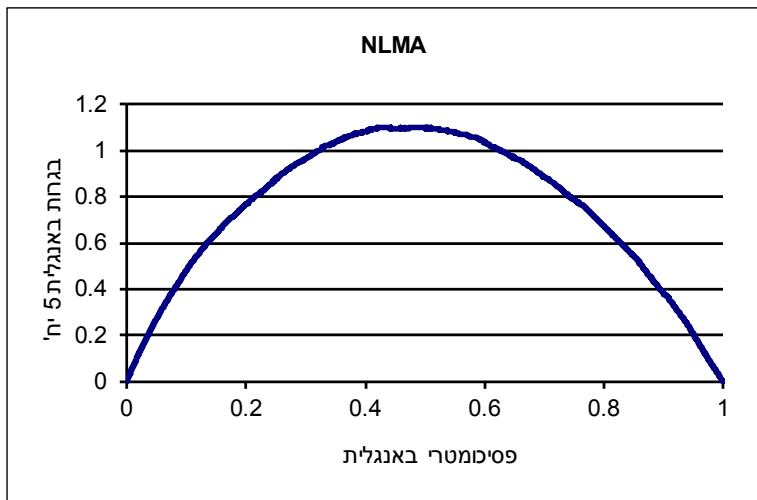
ציור 5.1.4: ציון פסיכומטרי באנגלית כפונקציה של בגרות באנגלית 5 יח' – 2000–1999



ציור 5.1.5: ציון בגרות באנגלית 5 יחידות כפונקציה של ציון פסיכומטרי באנגלית – 2010–2009



ציור 5.1.6: ציון בגרות באנגלית 5 יחידות כפונקציה של ציון פסיכומטרי באנגלית – 2000–1999



כדי לבדוק בצורה אי-פרמטרית את הסימטריה בקשר בין ציוני המבחנים, ליוונו את הציונים בעזרת מטריצת מעבר. לוח 5.1.3 מציג את מטריצת המעבר בין עשירוני הציונים לשנת 2009–2010 ואילו לוח 5.1.4 – לשנת 1999–2000. על הציר האופקי נמצאים עשירוני ציון בבגרות באנגלית 5 יחידות ועל הציר האנכי נתוני הפסיכומטרי מנורמל לאותם תלמידים. האלכסון מציג את אחוז התלמידים שציוניהם נמצאים באותו עשירון בשני המבחנים. כ-50 אחוזים מקבוצת העשירון התחתון נשארים בעשירון התחתון הן בבגרות והן בפסיכומטרי, וקרוב לחמישים אחוזים מהעשירון העליון נשארים בעשירון העליון. רק חמישה אחוזים מהעשירון התחתון בפסיכומטרי נמצאים מעל העשירון בבגרות, ואחוז דומה מהעשירון התחתון בבגרות עולה מעל העשירון בפסיכומטרי. המשמעות שניתן לייחס לממצאים ממטריצת המעבר היא שהמבחנים בודקים את אותו נושא, אולם יש הרבה רעש אקראי בתוצאות.

השוואה בין מטריצות המעבר בין השנים מלמדת שהמתאם בין ציוני הבגרות והפסיכומטרי הלך והתחזק על פני העשור, מה שמעיד כנראה על השקעה גדולה יותר אצל התלמידים. מבחינתנו, התוצאות מעידות שהממצאים של מתאם מונוטוני התחזקו על פני העשור. כך למשל עלה אחוז הנשארים לאורך האלכסון מ-24.3 אחוזים מהאוכלוסייה ל-26.1 אחוזים. הקצוות של מטריצת המעבר התרוקנו, כלומר השינויים בדירוג שהיו בשנת 1999–2000 אינם, ואילו הסימטריה נשארה. קיומו של "רעש" בתוצאות המבחנים צריך להטריד מאחר שהמשמעות היא שיש נבחנים העוברים מהעשירון העליון לעשירון התחתון של הציונים, והמעברים נראים "סימטריים" כך שאין אפשרות לייחס אותם לחוסר תקינות במערכות הציונים של אחד המבחנים. המסקנה המתקבלת היא ששני המבחנים בוחנים את אותו נושא, אולם כמות הטעויות בדירוג של כל מבחן יחסית לרעהו היא גבוהה ועל כן הממוצע של שני המבחנים יכול לשמש כאינדיקטור טוב יותר מאשר הסתמכות על תוצאות מבחן אחד.

כדאי להעיר שללא הערכת עלויות חברתיות אין לנו יכולת להשיב על השאלה באם כפילות זו כדאית לחברה. כל מה שאנו יכולים לקבוע הוא שאין הבדל בין המבחנים מבחינת הנושא שהם בודקים ושסדרי הגודל של ההבדלים, ברמת הפרט בין שני המבחנים, הם גדולים. למי שמעוניין בבחינת עלות-תועלת של קיום שני המבחנים, הרי שבנוסף לאופציה של ביטול אחד המבחנים כדאי יהיה לבדוק קיום חוזר של אותו מבחן וזאת על מנת שלא יהיה צורך לדרוש מהתלמידים להתכונן לשתי מערכות מבחנים שונות.

ה.2. הנבחנים במתמטיקה – 5 יחידות בבגרות

בסעיף זה אנו משווים בין תוצאות מבחני הבגרות במתמטיקה לתוצאות המבחן הפסיכומטרי הכמותי בקרב תלמידים שניגשו למבחן בגרות במתמטיקה של חמש יחידות. מספר התלמידים שיש לנו עבורם ציונים בשתי הבחינות הוא 11,949 בשנת 2009–2010 לעומת 7,059 במהלך 1999–2000. כדאי לשים לב שמספר הנבחנים במתמטיקה 5 יחידות נמוך בכ-40 אחוז מאשר מספר הנבחנים המקביל באנגלית 5 יחידות (כ-7,000 לעומת כ-12,000). המשך הניתוח דומה במבנהו לניתוח שנעשה עבור המבחנים באנגלית, ועל כן אנו מרכזים בממצאים בלבד.

[illegible][illegible]

לוח 5.2.1: פרמטרים מרכזיים של שני המבחנים במתמטיקה לנבחנים ב-5 יחידות – 2010–2009

מתאם ג'יני Γ_{xy}	מתאם ג'יני Γ_{yx}	פירסון ספירמן	פירסון	סטיות ג'יני תקן	מקסימום	מינימום	חציון	ממוצע	N=11,949
0.529	0.534	0.527 (0.000)	506.0 (0.000)	0.068	10.55	100	55	89.0	86.4
				0.042	6.68	100	55	90.6	89.4
מתמטיקה 5 יח'									
מתמטיקה פסיכומטרי									

לוח 5.2.2: פרמטרים מרכזיים של שני המבחנים במתמטיקה לנבחנים ב-5 יחידות – 2000–1999

מתאם ג'יני Γ_{xy}	מתאם ג'יני Γ_{yx}	פירסון ספירמן	פירסון	סטיות ג'יני תקן	מקסימום	מינימום	חציון	ממוצע	N=7,059
0.392	0.409	0.391 (0.000)	0.384 (0.000)	0.070	10.79	100	53	88.0	85.9
				0.049	7.94	100	53	89.0	87.9
מתמטיקה 5 יח'									
מתמטיקה פסיכומטרי									

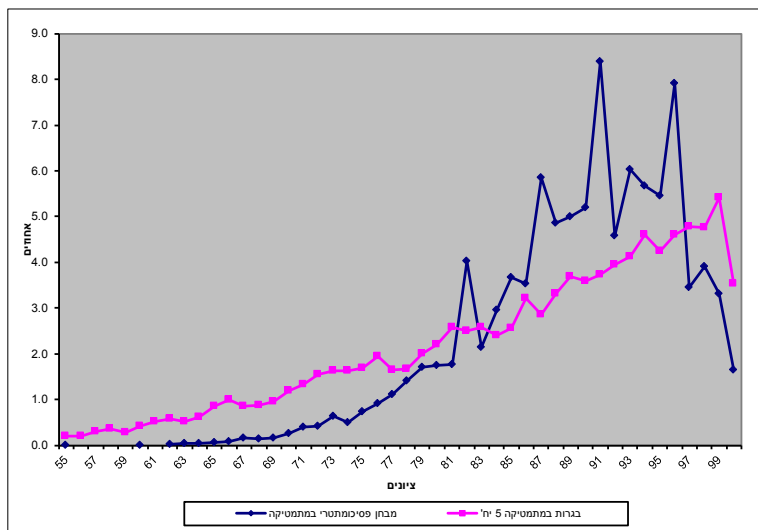
כפי שניתן לראות מלוחות 5.2.1 ו-5.2.2 ממוצע הציון והחציון (המנורמלים) בפסיכומטרי גבוהים יותר מהממוצע והחציון של הציונים בבגרות (5 יחידות). לעומת זאת שני מדדי הפיזור שהשתמשנו בהם, סטיית התקן ומדד ג'יני, גבוהים יותר במבחן הבגרות מאשר במבחן הפסיכומטרי. המשמעות היא שציוני הבגרות הם בעלי פיזור גדול יותר מאשר ציוני הפסיכומטרי, כלומר יחסית לפסיכומטרי הם מרוכזים יותר בקצוות ההתפלגות של הציונים. מצב מסוג זה יכול לנבוע מנרמול הציונים לנבחנים ב-5 יחידות בבגרות, נרמול שנעשה באופן בלתי תלוי לשאר קבוצת הנבחנים במתמטיקה. זאת, מאחר שבפסיכומטרי יש מבחן יחיד והרי טבעי הדבר שמי שניגש ל-5 יחידות במתמטיקה יהיה במקבץ הגבוה של הציונים בפסיכומטרי.²⁰ הממצא המפתיע כאן הוא המתאם הנמוך יחסית בין שני מבחנים שהועברו לאותם אנשים, שהינם בעלי ההשכלה הרחבה ביותר במתמטיקה. כל מקדמי המתאם לשנת 2000–1999 בין תוצאות שני המבחנים אינם עולים על 0.4, וזאת כאשר באנגלית הם עומדים על 0.7, לעומת זאת המתאמים לשנת 2010–2009 גבוהים יותר והם בסביבות 0.5, מה שמחזק את ההשערה שהאוכלוסייה "למדה" להתאים עצמה לקיומם של שני מבחנים שונים. ממצא מפתיע שני הוא שבדומה לתוצאות המבחן באנגלית, גם כאן מתקבלת סימטריה בהתפלגות המשותפת של הציונים בבגרות ובפסיכומטרי. ממצא מפתיע נוסף הוא הדמיון בין שני מקדמי המתאם של הג'יני,

20 הטענה החבויה מאחורי משפט זה יכולה להיבדק על ידי בדיקת ההשערה שהנבחנים ברמות שונות בבגרות מהווים קבוצות ריבוד במבחן הפסיכומטרי. השערה זו לא נבדקה בעבודה זו.

כך ש "מה שרואים מכאן (ממבחן הבגרות) דומה למה שמרואים משם (מהמבחן הפסיכומטרי)", כלומר ששינוי הבסיס להשוואה אינו משנה את הממצא ביחס למתאם. הסימטריה שבין ההתפלגויות והמתאם הנמוך יותר במבחני המתמטיקה מעידים שכמות הרעש האקראי במתמטיקה גדולה יותר מכמות הרעש האקראי באנגלית.

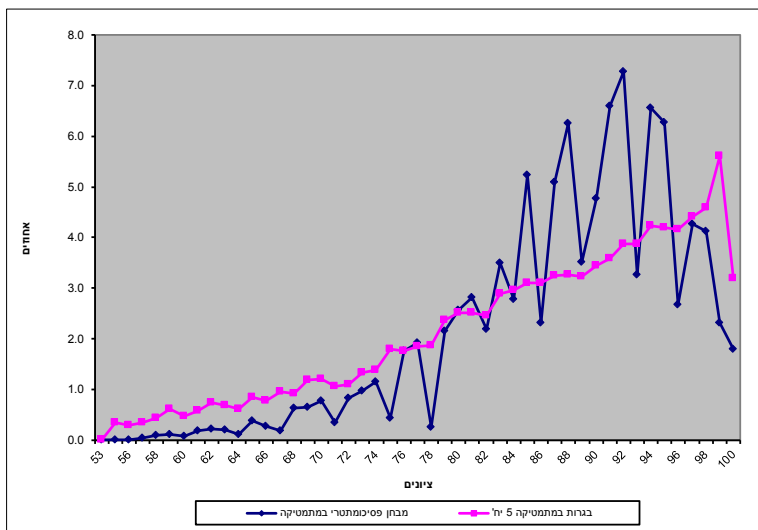
ציורים 5.2.1 ו-5.2.2 מציגים את ציוני הבגרות וציוני הפסיכומטרי המנומלים לתלמידים שנבחנו במתמטיקה בבגרות ברמה של 5 יחידות. מהציור בולט שהמבחן הפסיכומטרי, יחסית לבגרות 5 יחידות, מתרכז בהבחנה בתחום העליון ובתחום התחתון של היכולות ואילו הבגרות מתרכזת בתחום האמצעי של היכולות. אנחנו רואים זאת מכך שהצפיפות של הנבחנים גבוהה יותר בפסיכומטרי במרכז ואילו בבגרות 5 יחידות הצפיפות גבוהה יותר בשני הקצוות של ההתפלגות.²¹ מאחר שקיים רק מבחן פסיכומטרי אחד ואילו בבגרות יש שלוש הקבוצות, נראה הגיוני שמבחני הבגרות יהיו בעלי הבחנה נמוכה יותר בתחום היכולות התחתון והעליון. אולם כפי שציינו באנגלית הדבר יכול לנבוע מהליך הנרמול שנערך בבגרות עבור הציונים המתקבלים בין נבחני 5 יחידות בנפרד.

ציור 5.2.1: התפלגות ציוני פסיכומטרי ובגרות במתמטיקה של נבחני מתמטיקה 5 יחידות – 2009–2010



21 כדאי לשים לב שמאחר שההתפלגות של הציונים תלויה בהתפלגות הקושי של השאלות, אין יכולת לאמוד את ההתפלגות האמיתית של האוכלוסייה.

ציור 5.2.2: התפלגות ציוני פסיכומטרי ובגרות במתמטיקה של מבחני מתמטיקה 5 יחידות – 1999–2000*



* בבגרות במתמטיקה 5 יחידות יש סה"כ 10 שאלות: 6 שאלות של 16% נקודות (3 יחידות), ו-4 שאלות של 25 נקודות (השלמה ל-5 יחידות). לאחר מכן משקללים את התוצאה. בפסיכומטרי במתמטיקה יש 50 שאלות (שני חלקים של 25 כל אחד). חוסר השיאים הרבים בתוצאות הבחינה הפסיכומטרית נראים לנו מוזרים, אבל אלו הן התוצאות שקיבלנו.

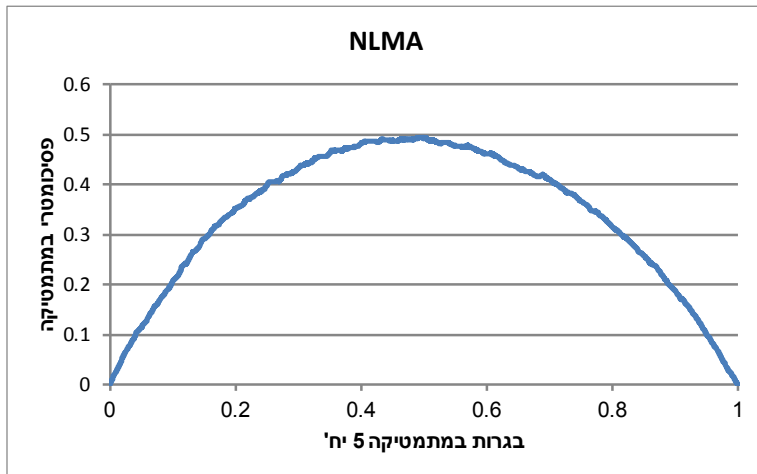
הממצא המעניין מהציורים הוא שאין כל תוספת אינפורמציה בהשוואת הממצאים לגבי שתי התקופות, ומה שניתן להסיק מנתוני תקופה אחת תקף גם לנתוני התקופה השנייה.

השאלה הבאה שנרצה לבחון היא המידה שבה שני המבחנים בודקים את אותו תחום יכולות. לצורך זה אנחנו משתמשים בבדיקת המונוטוניות של הקשר. אם הקשר מתגלה כמונוטוני, כלומר כאשר הציון במבחן אחד עולה הרי שבממוצע גם הציון במבחן השני עולה, והקשר המונוטוני אינו משנה את סימנו לאורך התפלגות התוצאות של המבחן, הרי שהמבחנים מודדים את אותו תחום יכולות. אם לעומת זאת אנחנו רואים שהקשר משנה את סימנו לאורך ההתפלגות הרי שההיסק שלנו יהיה שהמבחנים אינם מודדים את אותו תחום יכולות.

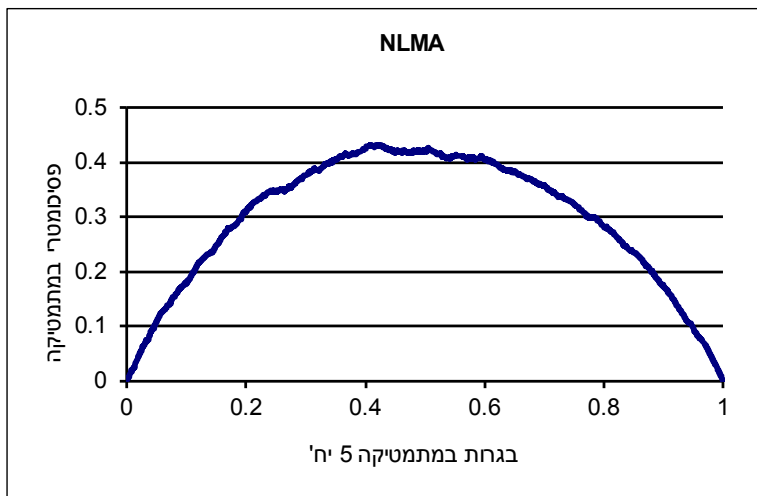
ציורים 5.2.3 ו-5.2.4 מציגים את עקומות ה-NLMA לשתי השנים. נראה שגם כאן אין הבדל בשתי השנים. הקשר הוא מונוטוני, וזאת למרות שהמתאם במבחני המתמטיקה קטן יותר מהמתאם באנגלית. עקום ה-NLMA הוא פחות חלק מאשר באנגלית, דבר היכול לנבוע גם מכך שמספר הנבחנים במתמטיקה קטן יותר מאשר באנגלית, שם מספר נבחנים גדול יכול לגרום להחלקה של ההתפלגות ולהיעלמות של תנודות אקראיות.

ציורים 5.2.5 ו-5.2.6 מציגים את עקומות NLMA של ציוני הבגרות כפונקציה של ההישגים במבחן הפסיכומטרי. בדומה לאנגלית, בתחום המתמטיקה העקומה המצטיירת מביאה למסקנה זוהה לזו שהתקבלה מהסתכלות בדרך ההפוכה. ציון הבגרות מהווה קשר מונוטוני לציון הפסיכומטרי, להוציא תנודות אקראיות לאורך תחומים קטנים.

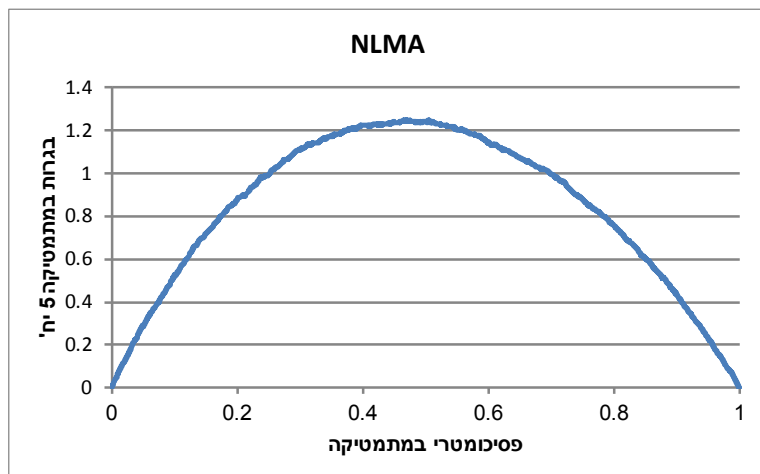
ציור 5.2.3: ציון פסיכומטרי במתמטיקה כפונקציה של ציון בגרות במתמטיקה 5 יח' – 2010–2009



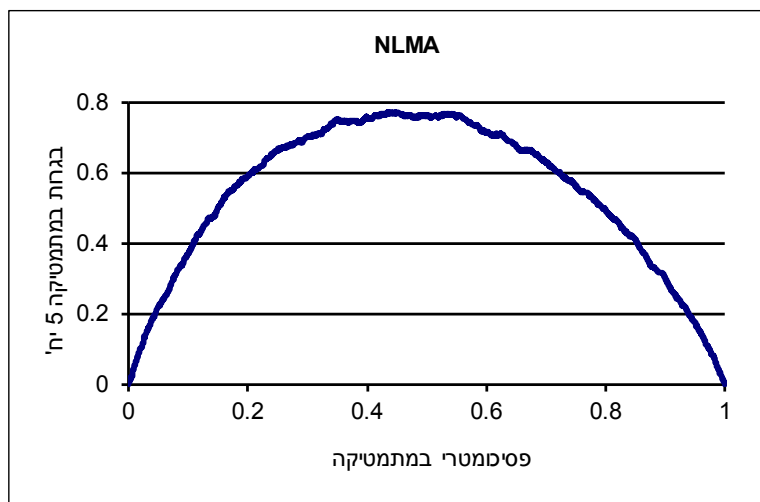
ציור 5.2.4: ציון פסיכומטרי במתמטיקה כפונקציה של ציון בגרות במתמטיקה 5 יח' – 2000–1999



ציור 5.2.5: ציון בגרות במתמטיקה 5 יח' כפונקציה של ציון פסיכומטרי במתמטיקה – 2010–2009



ציור 5.2.6: ציון בגרות במתמטיקה 5 יח' כפונקציה של ציון פסיכומטרי במתמטיקה – 2000–1999



ממצא דומה ניתן לקבל אם מתרכזים בעשירון העליון שרק 43 אחוז (29 לגבי שנת 1999–2000) מתוכו נשארים בעשירון העליון של שני המבחנים. התרכזנו בעשירונים העליונים כי בהם הסיכוי להישאר באותו עשירון בשני המבחנים הוא הגבוה ביותר, זאת מאחר שהצפיפות של ההתפלגות גבוהה יותר במרכז מאשר בשוליים, מה שגורם שהסיכוי להישאר באותו עשירון במרכז נמוך יותר מאשר בשוליים. מטריצות המעבר נראות כמעט סימטריות, מה שמעיד על פיזור שהוא רעש לבן. המסקנה המתבקשת היא שכושר הניבוי של מבחן יחיד לגבי ההצלחה במבחן האחר הוא נמוך מסתכם במקדם מתאם של כ-40 אחוז. המסקנה המתקבלת היא שהמבחן במתמטיקה יש בו רעשים אקראיים המעייבים על יכולת הניבוי של הצלחה במבחן אחד לעומת ההצלחה במבחן השני. לא בדקנו את כושר הניבוי להצלחה בלימודים אקדמיים, אולם המתאם הנמוך בין הבגרות והפסיכומטרי אינו מנבא טובות לכושר הניבוי לגבי מבחנים מסוג נוסף.

[illegible]

מטריצת המעבר במתמטיקה מדגימה את הגדלת ה"רעש" לעומת מבחנים באנגלית. המסקנה המתקבלת היא שיש מתאם גבוה יותר בין תוצאות המבחנים באנגלית מאשר במתמטיקה. על כן הנזק שייגרם למשק מביטול ההכבדה שבקיום שני מבחנים באנגלית הוא קטן יותר מאשר הנזק שייגרם ממיון מועמדים במתמטיקה.

לוח 5.2.4: מטריצת מעבר: עשירוני ציונים – בגרות במתמטיקה 5 יח' ופסיכומטרי במתמטיקה 1999–2000

בגרות במתמטיקה 5 יחידות												סה"כ
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
פסיכומטרי במתמטיקה	1	2.7	1.9	1.5	1.2	0.9	0.7	0.4	0.3	0.3	0.1	10
	2	1.8	1.9	1.4	1.2	0.7	0.9	0.8	0.6	0.5	0.2	10
	3	1.4	1.2	0.9	1.2	1.2	1.2	0.9	0.9	0.8	0.4	10
	4	0.7	1.3	1.1	1.3	1.2	1	1.2	1.1	0.7	0.4	10
	5	0.8	1.1	1	1.3	1.1	1	0.9	0.9	1	0.9	10
	6	0.7	1	1.4	1.1	1.2	1.1	1	1	0.8	0.8	10
	7	0.7	0.7	0.9	0.8	1.1	0.8	1.3	1.3	1.3	1.2	10
	8	0.6	0.5	0.8	0.8	1.3	1.3	1.3	1.2	1.3	1.2	10
	9	0.3	0.4	0.6	0.8	0.8	1	1.4	1.3	1.5	2	10
	10	0.2	0.3	0.3	0.4	0.7	0.9	0.9	1.4	2	2.9	10
	סה"כ	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	100

ה.3. נבחנים באנגלית – 4 ו-5 יחידות

בסעיף זה אנו חוזרים על הניתוח שנעשה בסעיף הקודם כאשר הפעם אנחנו כוללים את התלמידים שנבחנו ב-4 וב-5 יחידות, כלומר כל התלמידים שזכאים להתקבל לאוניברסיטה. השקלול של ציוני הבגרות נעשה על פי הכללים המקובלים באוניברסיטאות בעת קבלת סטודנטים.²² מספר התצפיות המשמשות אותנו הוא 31,392 לשנת 2009–2010 ו-17,867 נבחנים שנבחנו בשנים 1999–2000 ושעומדים בדרישות הסף של האוניברסיטה. כמו בסעיף הקודם אנו מנרמלים את הציונים כך שתחום הציונים בשני המבחנים יהיה זהה.

22 למקצועות אנגלית ומתמטיקה שנלמדו ברמה של 4 יחידות לימוד מוסיפים 12.5 נקודות, ולרמה של 5 יחידות לימוד מוסיפים 25 נקודות.

לוח 5.3.1: פרמטרים מרכזיים של שני המבחנים באנגלית – 2010–2009

מתאם ג'יני Γ_{xy}	מתאם ג'יני Γ_{yx}	ספירמן	פירסון	ג'יני	סטיית תקן	מקסימום	מינימום	חציון	ממוצע	N=31,392
0.837	0.843	0.842 (0.000)	0.815 (0.000)	0.066	12.32	125	68	107.0	105.7	בגרות באנגלית
				0.090	14.94	125	68	96.0	96.3	פסיכומטרי באנגלית

לוח 5.3.2: פרמטרים מרכזיים של שני המבחנים באנגלית – 2000–1999

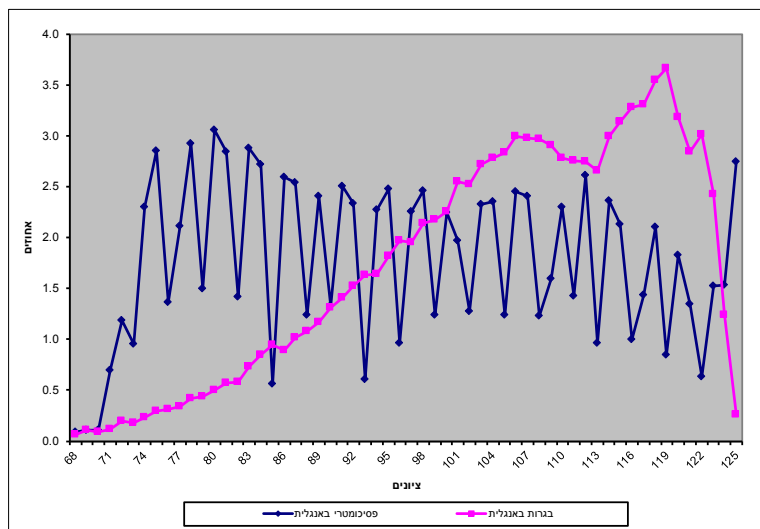
מתאם ג'יני Γ_{xy}	מתאם ג'יני Γ_{yx}	ספירמן	פירסון	ג'יני	סטיית תקן	מקסימום	מינימום	חציון	ממוצע	N=17,867
0.83	0.83	0.82 (0.000)	0.82 (0.000)	0.077	13.72	125	68	103	101.5	בגרות באנגלית
				0.081	14.41	125	68	104	102.3	פסיכומטרי באנגלית

השוואה בין הלוחות מראה על עלייה דרמטית בין השנים הן בבגרות והן בפסיכומטרי, וזאת הן בממוצע הציון והן בחציון. לעומת זאת קיימת ירידה בפיזור של ציוני הבגרות. סדרת המתאמים עלתה לסדר גודל של 0.84 לעומת מתאם בסדר גודל של 0.83 לפני עשור. השוואה של ההבדלים בין הציונים עם הלוח המקביל של חמש יחידות מראה שהממוצע והחציון בשתי ההתפלגויות כמעט זהים, אולם סטיית התקן של כל מבחן ומקדם אי השוויון של ג'יני גדלו, תוצאה טבעית מכך שהרחבנו את האוכלוסייה הנבחנת. ציורים 5.3.1 ו-5.3.2 מציגים את התפלגות השכיחויות. ניתן לראות שהתפלגות ציוני הבגרות רציפה יותר מאשר התפלגות ציוני הפסיכומטרי. אם "מחלקים" את ציוני הפסיכומטרי על ידי מיצוע של תצפיות סמוכות היינו מקבלים התפלגויות כמעט זהות. יתר על כן, השוואת מקדמי המתאם מראה גם שכל מקדמי המתאם לא ירדו על פני הזמן וחלקם אף עלו, כך שטיב ההתאמה בין שתי מערכות הציונים נעשה גבוה הרבה יותר מאשר בהשוואה של פסיכומטרי עם נבחנים בחמש יחידות בלבד.

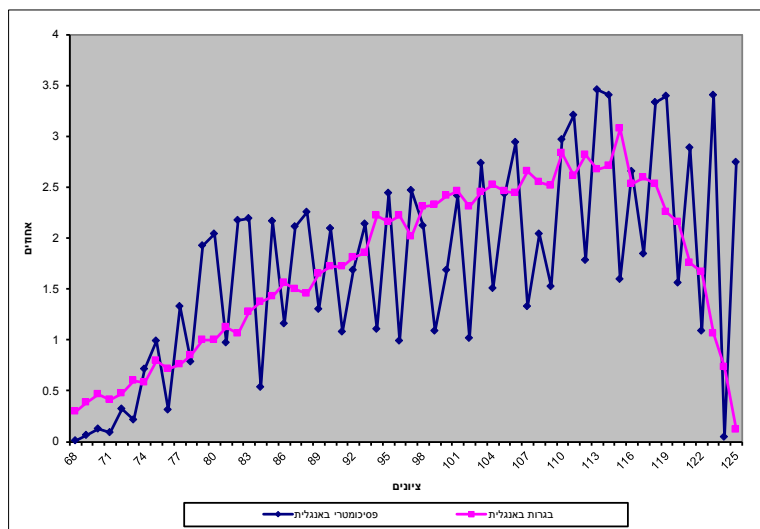
ציורים 5.3.3 ו-5.3.4 מציגים עקומות NLMA של ציון פסיכומטרי כפונקציה של ציוני הבגרות. כפי שנראה מהציורים העקומה הינה קעורה לכל ארכה ועל כן, גם במקרה זה אנו מקבלים שציוני הפסיכומטרי מהווים פונקציה מונוטונית עולה של ציוני הבגרות, מה שמעיד שאנחנו עוסקים באותו תחום.

כמו בסעיף הקודם, גם כאן אנחנו הופכים את המשתנה התלוי והמשתנה הבלתי תלוי ומציגים את עקומת ה-NLMA של ציון בגרות כפונקציה של הפסיכומטרי. גם כאן העקומה היא קעורה וחלקה, מה שמעיד על קשר מונוטוני בין הציונים. על כך מעידים גם מקדמי המתאם של הג'יני בין שני המשתנים שהם בגודל דומה.

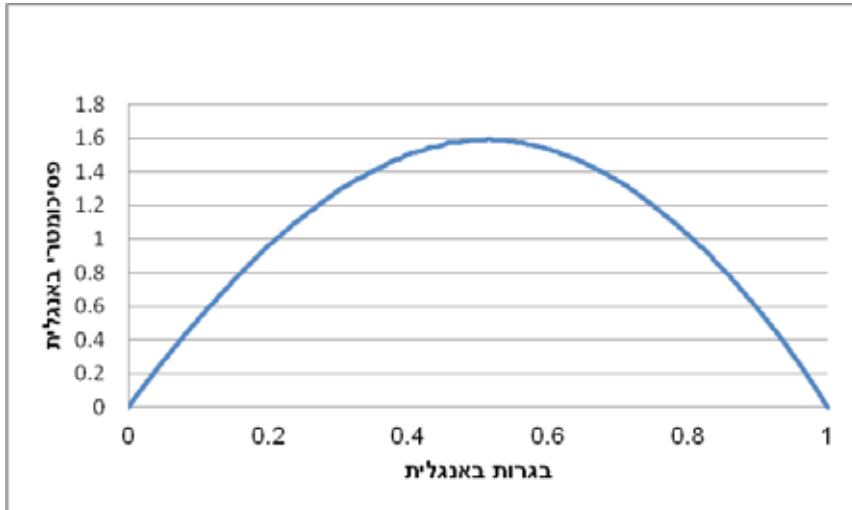
ציור 5.3.1: התפלגות ציוני פסיכומטרי וברגרות באנגלית – 2009–2010



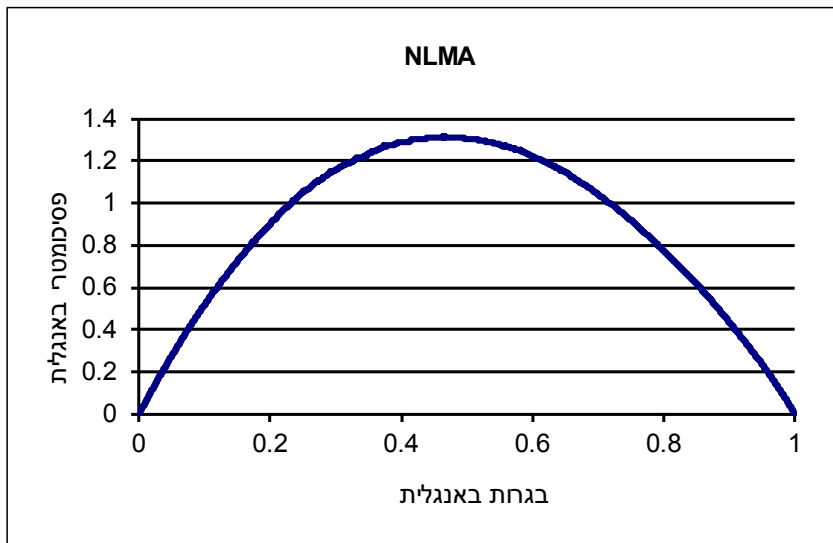
ציור 5.3.2: התפלגות ציוני פסיכומטרי וברגרות באנגלית – 1999–2000



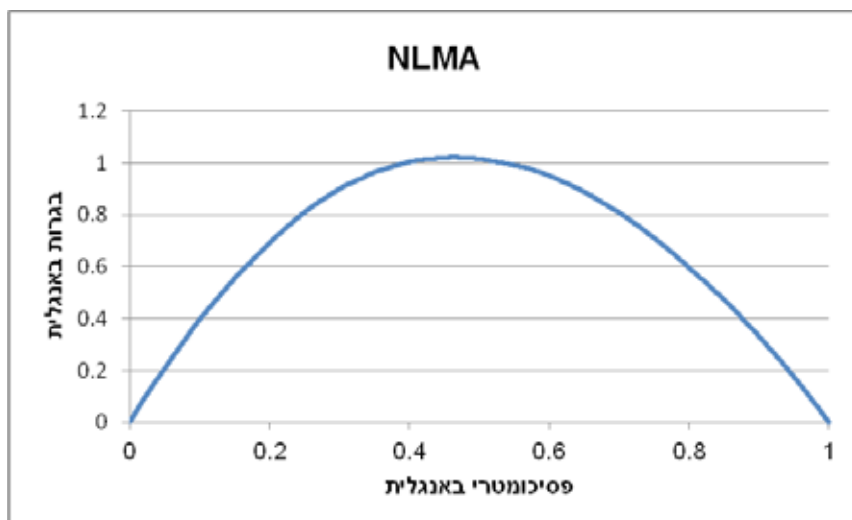
ציור 5.3.3: ציון פסיכומטרי באנגלית כפונקציה של ציון בגרות באנגלית – 2010–2009



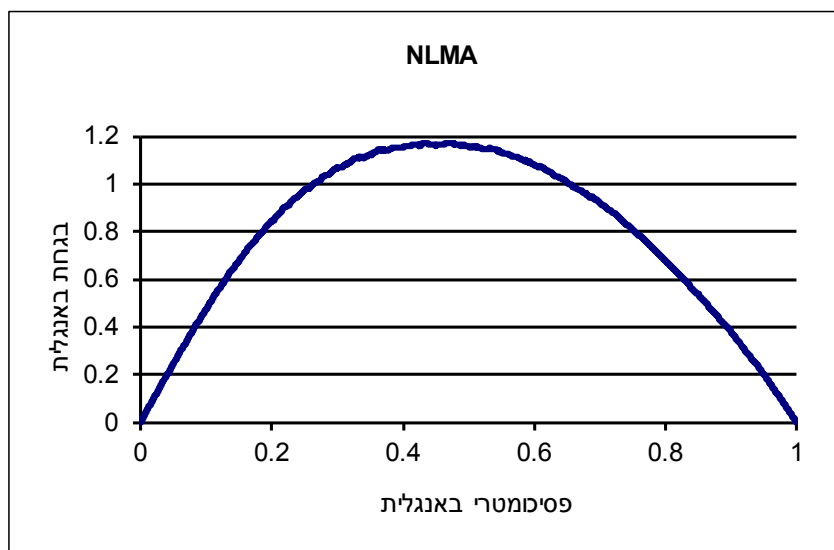
ציור 5.3.4: ציון פסיכומטרי באנגלית כפונקציה של ציון בגרות באנגלית – 2000–1999



ציור 5.3.5: ציון בגרות באנגלית כפונקציה של ציון פסיכומטרי באנגלית – 2010–2009



ציור 5.3.6: ציון בגרות באנגלית כפונקציה של ציון פסיכומטרי באנגלית – 2000–1999



**לוח 5.3.3: מטריצת מעבר: עשירוני ציונים – בגרות באנגלית ופסיכומטרי
באנגלית – 2010–2009**

לוח 5.3.4: מטריצת מעבר: עשירוני ציונים – בגרות באנגלית ופסיכומטרי באנגלית – 1999–2000

[illegible]

כפי שניתן לראות, כ-30 אחוזים מהנבחנים נשארים באותו עשירון של ציונים לעומת 28.45 אחוזים בשנת 1999–2000. שאר הנבחנים מתחלקים בצורה כמעט שווה מעל ומתחת לאלכסון. את הגדלת המתאם בין מערכות הציונים ניתן לראות גם מכך שבניגוד לסעיף הקודם שבו עברו אנשים מעשירון עליון באחד הציונים לעשירון תחתון בציון השני הרי שהתאים המרוחקים מהאלכסון נותרו ריקים. מכאן שכאשר אנחנו מצרפים תלמידי 5 יחידות לתלמידי 4 יחידות המתאם בין שתי מערכות הציונים עולה.

השונויות של סכום או ממוצע של שני משתנים נמוכה יותר ככל שהמתאם בין המשתנים קטן יותר. המתאמים הגבוהים בין שתי מערכות הציונים מעידים על כך שאין "רווח" גדול ממצוע הציונים, וזאת משום שהרווח ממצוע גבוה יותר ככל שהמתאם בין הציונים נמוך יותר.

ה.4. מתמטיקה – 3, 4 ו-5 יחידות בגרות

לאור המתאם הגבוה שקיבלנו באנגלית, החלטנו לבדוק את כל התלמידים שהשתתפו בבחינה במתמטיקה של 3, 4 ו-5 יחידות, כלומר אנו מצרפים את ציוני כל התלמידים שעומדים בדרישות הכניסה לאוניברסיטה במתמטיקה. המשמעות היא שאנו משווים תוצאות מבחן כללי אחד במבחן יחיד שני הנערך לכלל התלמידים הזכאים. מספר התלמידים שנבחנו בשתי הבחינות ושעומדים בדרישות הקבלה לאוניברסיטאות הוא 31,392 ו-17,867 בשנים 2009–2010 ו-1999–2000, בהתאמה. השקלול של הציונים הוא בהתאם לשקלול שמעניקות האוניברסיטאות.

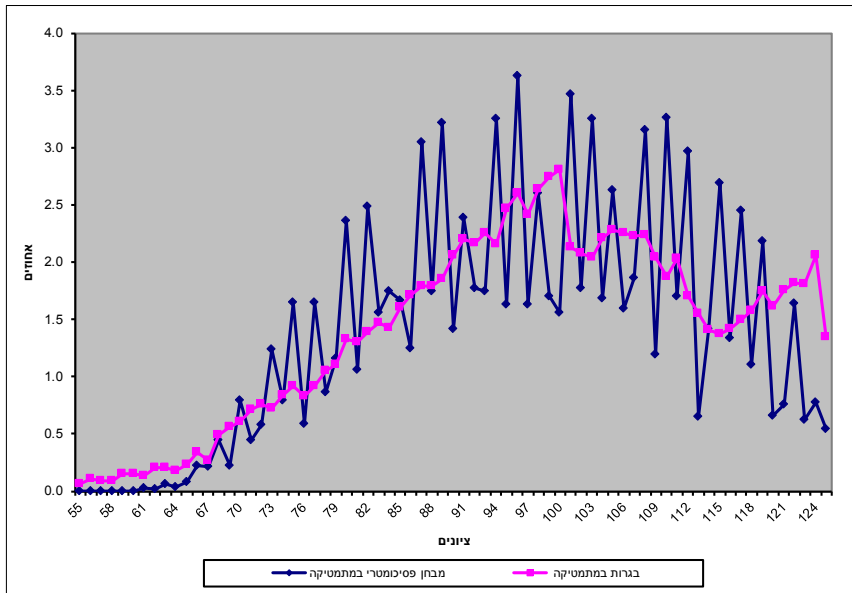
לוח 5.4.1: פרמטרים מרכזיים של שני המבחנים במתמטיקה ב-3, 4 ו-5 יחידות – 2010–2009

מתאם ג'יני Gxy	מתאם ג'יני Gyx	פירסון	ספירמן	ג'יני	סטטי תקן	מקסימום	מינימום	חציון	ממוצע	N=31,392
0.708	0.706	0.71 (0.000)	0.70 (0.000)	0.088	15.33	125	55	99.0	98.5	בגרות במתמטיקה
				0.083	14.12	125	55	97.7	97.7	פסיכומטרי במתמטיקה

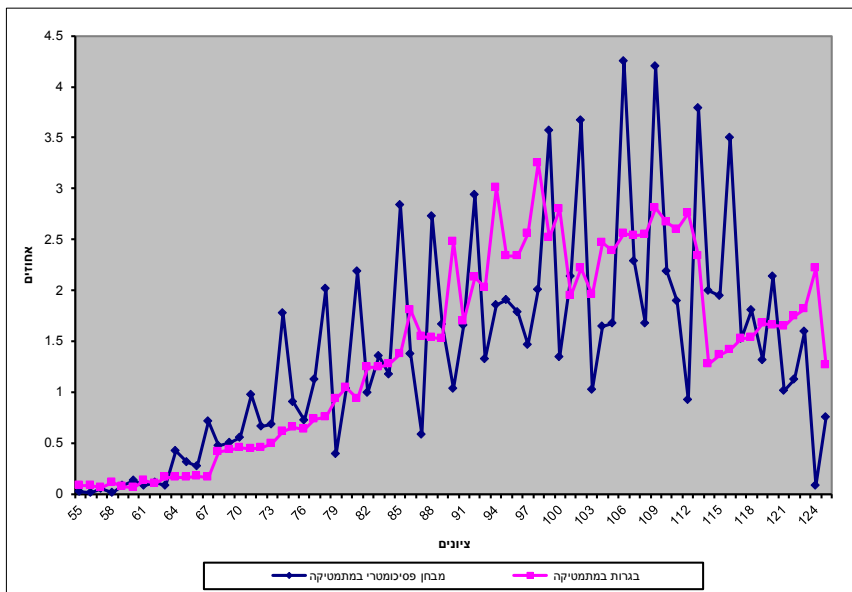
לוח 5.4.2: פרמטרים מרכזיים של שני המבחנים במתמטיקה ב-3, 4 ו-5 יחידות – 2000–1999

מתאם ג'יני Gxy	מתאם ג'יני Gyx	פירסון	ספירמן	ג'יני	סטטי תקן	מקסימום	מינימום	חציון	ממוצע	N=17,867
0.60	0.60	0.60 (0.000)	0.59 (0.000)	0.082	14.14	125	55	100.5	100.3	בגרות במתמטיקה
				0.088	15.13	125	55	101.0	98.7	פסיכומטרי במתמטיקה

ציור 5.4.1: התפלגות ציוני פסיכומטרי ובגרות במתמטיקה – 2010–2009



ציור 5.4.2: התפלגות ציוני פסיכומטרי ובגרות במתמטיקה – 2000–1999



השוואת הציון הממוצע והחציוני בבגרות מראה על ירידה בציון על פני הזמן הן בבגרות והן בפסיכומטרי. השוואת הציונים שהתקבלו בתקופה המוקדמת יותר (לוח 5.4.2) בין הבגרות לפסיכומטרי מראה שהציון בבגרות גבוה במוצע ב-1.5 נקודות, אולם ממצא זה אינו משמעותי מאחר שהוא תלוי בצורת הנרמול שנעשתה. סטיית התקן ומקדם ג'יני מראים שהפיזור של הציון גדול יותר בפסיכומטרי, אולם ממצא זה משתנה על פני השנים. מקדמי המתאם מראים מידה קטנה יותר של מתאם בין הציונים מכפי שמצאנו באנגלית, אם כי גם כאן ניתן להבחין בעלייה משמעותית של מקדמי המתאם בין התקופות. מקדמי המתאם של הג'יני שווים, מה שמעיד שיש לצפות לסימטריה בהתפלגות הציונים בשתי הבחינות.

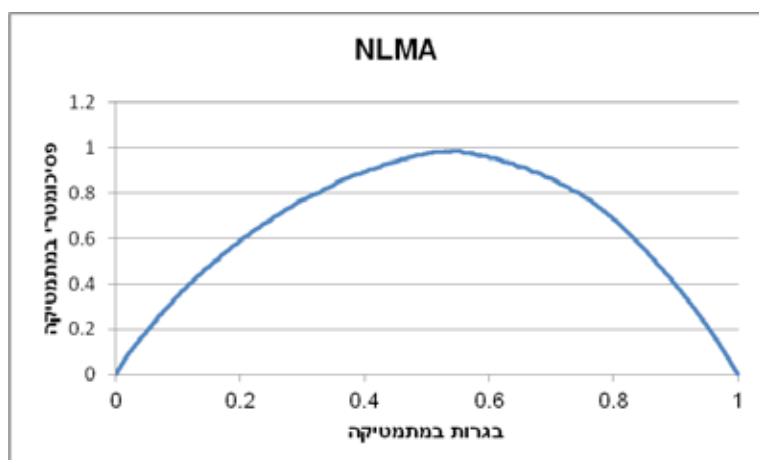
ציורים 5.4.1 ו-5.4.2 מצביעים על שכיחות גבוהה יותר בציוני הבגרות הגבוהים ועל כך שציוני הבגרות מתפלגים בצורה רציפה יותר מאשר ציוני הפסיכומטרי.

ציורים 5.4.3 ו-5.4.4 מציגים את עקומת ה-NLMA של ציון הפסיכומטרי במתמטיקה כפונקציה של ציון הבגרות. ניתן לראות עקומה קעורה וחלקה, מה שמעיד על קשר מונוטוני חזק של הציון הפסיכומטרי כפונקציה של ציון הבגרות.

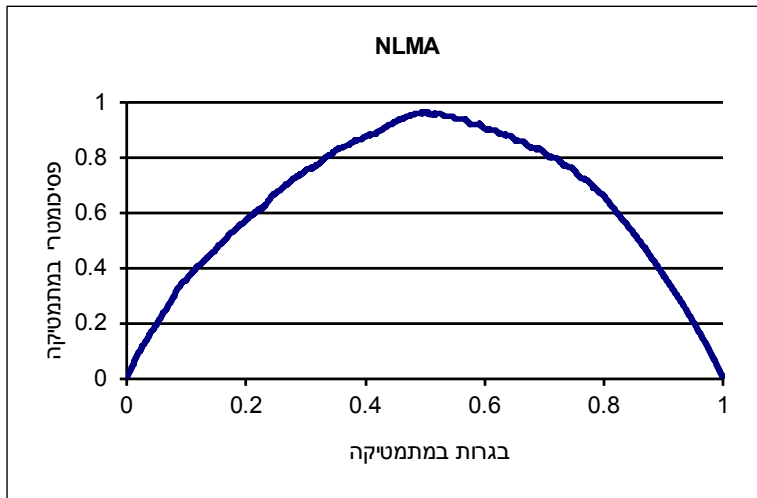
ציורים 5.4.5 ו-5.4.6 מציגים את עקומת ה-NLMA של הציון במתמטיקה בבגרות כפונקציה של הציון הפסיכומטרי. כצפוי קיבלנו קשר מונוטוני יציב שמשמעותו ששני המבחנים בוחנים את אותו הנושא.

לוחות 5.4.3 ו-5.4.4 מציגים את מטריצות המעבר ממערכת ציונים אחת לשנייה. ניתן לראות שרק 23.8 (20.2 ב-1999–2000) אחוזים מהנבחנים נשארים על האלכסון, כלומר רק כ-20 אחוזים מהתלמידים נשארים באותו עשירון של ציונים. השאר נמצאים באופן דומה מעל ומתחת לאלכסון. ניתן לראות שהפיזור של התלמידים מעבר לאלכסון גבוה יותר במתמטיקה מאשר באנגלית.

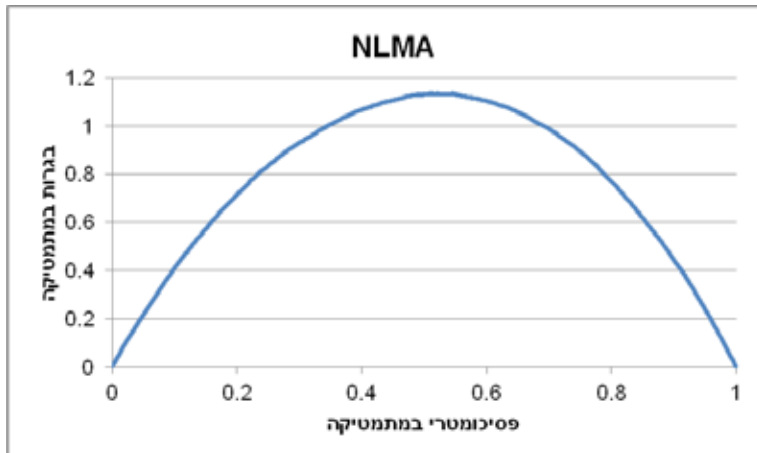
ציור 5.4.3: ציון פסיכומטרי במתמטיקה כפונקציה של ציון בגרות במתמטיקה – 2010–2009



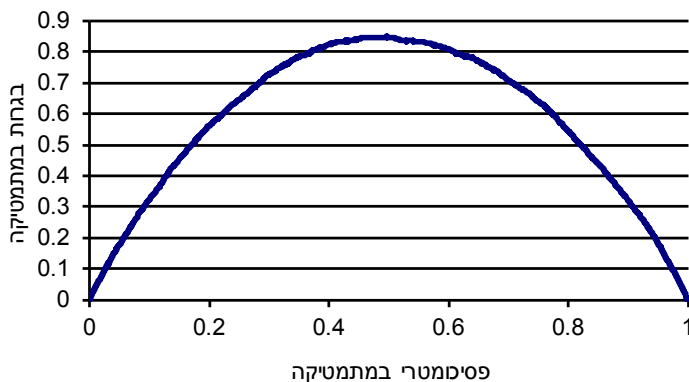
ציור 5.4.4: ציון פסיכומטרי במתמטיקה כפונקציה של ציון בגרות במתמטיקה – 1999–2000



ציור 5.4.5: ציון בגרות במתמטיקה כפונקציה של ציון פסיכומטרי במתמטיקה – 2009–2010



2000–1999

**במתמטיקה – 2009–2010**[illegible]

לוח 5.4.4: מטריצת מעבר: עשירוני ציונים – בגרות במתמטיקה ופסיכומטרי במתמטיקה – 2000–1999

פסיכומטרי במתמטיקה	בגרות במתמטיקה											סה"כ
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
	1	3.5	2	1.6	1.1	0.9	0.4	0.3	0.2			10
	2	2.3	1.6	1.7	1.5	1.3	0.6	0.5	0.4	0.1		10
	3	1.3	1.8	1.5	1.5	1.4	0.9	0.7	0.6	0.3	0.1	10
	4	1.1	1.5	1.4	1.3	1.2	1.2	1.1	0.7	0.3	0.2	10
	5	0.6	0.9	1.1	1.3	1.3	1.3	1.3	1.1	0.6	0.4	10
	6	0.4	0.7	0.9	1	1.3	1.3	1.3	1.3	1.1	0.6	10
	7	0.4	0.7	0.8	1.1	1.3	1.6	1.1	1.2	1.1	0.8	10
	8	0.2	0.4	0.4	0.5	0.5	1.1	1.8	2.1	1.7	1.3	10
	9	0.2	0.3	0.4	0.5	0.5	0.9	0.9	1.3	2.5	2.7	10
	10	0.1	0.2	0.2	0.3	0.3	0.7	0.8	1.2	2.3	4	10
	סה"כ	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	100

ו. מידת השיפור בעמידות (robustness) הציון

בסעיף הקודם הראינו שמבחני הבגרות והפסיכומטרי בתחומי המתמטיקה והאנגלית בודקים את אותו תחום כישורים, וזאת עד כמה שיכולת הבחינה הסטטיסטית מאפשרת לבדוק. מסקנתנו התבססה על כך שהציונים במבחנים מהווים טרנספורמציה מונוטונית האחד של השני: כלומר ככל שהציון בבגרות גבוה יותר כן יעלה הציון בפסיכומטרי, ולהפך: ככל שהציון בפסיכומטרי גבוה יותר כן יש לצפות שהציון בבגרות יהיה גבוה יותר. בסעיף זה נרצה לבדוק את הטענה שהצירוף של ציונים של שני המבחנים – הפסיכומטרי והבגרות – משפר את העמידות (robustness) של הציון, וזאת בבחינת "טובים השניים מן האחד". עמידות מבחינתנו משמעותה הקטנת השונות בציון שמקבל התלמיד.

לצורך בדיקה של השערה זו אנחנו מבצעים הערכה של התרומה של הציון בבחינה הפסיכומטרית ובבגרות לציון הממוצע של הנבחן בשתי הבחינות. אם תוצאות הבחינות הן בלתי תלויות סטטיסטית אזי המיצוע של הציונים יקטין את הפיזור (שונות או ג'יני) של ממוצע הציונים בחצי יחסית לשונות ההתחלתית. לעומת זאת בהנחה שהמתאם בין ציוני שתי הבחינות הוא אחד אזי אין צירוף של ציוני המבחנים מקטין את הפיזור של הציון הממוצע אלא משאיר אותו באותה רמה. היות שהמתאמים שמצאנו בין הציון שהנבחן מקבל בפסיכומטרי לבין הציון שהוא מקבל בבגרות הם גבוהים יחסית, וגדולים יותר באנגלית מאשר במתמטיקה, אזי הצפייה שלנו היא שהתרומה של צירוף המבחנים באנגלית להורדת הפיזור של הציון הממוצע לתלמיד בשני המבחנים תהיה קטנה יותר מהצירוף של הציונים במתמטיקה. כמו כן, המתאמים לשנת 2009–2010 נמצאו גבוהים יתר בשני המקצועות יחסית לשנת 1999–2000, ועל כן גם אם היה בסיס לטיעון זה בעבר הרי שעם הזמן ירדה תקפותו.

הנוסחה שעל פיה ניתן לפרק את מדד ג'יני היחסי כוללת כמקרה פרטי את המבנה של הפירוק של מקדם ההשתנות, ועל כן נשתמש בה.

הנוסחה היא:²³

יהי $Y = X_1 + X_2$ ותהי $\delta_k = \mu_k / \mu_Y$ התרומה היחסית של הציון במבחן לסכום הציונים של שני המבחנים (הציון הכולל), אזי

$$G_Y^2 - G_Y \sum_{k=1}^2 \delta_k D_{kY} G_k = \sum_{k=1}^2 \delta_k^2 G_k^2 + \delta_1 \delta_2 G_k G_j (\Gamma_{12} + \Gamma_{21}) \quad (6.1)$$

כאשר $D_{kY} = \Gamma_{kY} - \Gamma_{Yk}$ ו $\Gamma_{12} = \frac{\text{cov}(X_1, F(X_2))}{\text{cov}(X_1, F(X_1))}$ הוא מקדם המתאם המותאם למדד ג'יני.

אם $D_{kY} = 0$ וכן $\Gamma_{21} = \Gamma_{12}$ אזי הנוסחה המתקבלת היא

$$G_Y^2 = \sum_{k=1}^2 \delta_k^2 G_k^2 + 2 \delta_1 \delta_2 G_1 G_j \Gamma_{12} \quad (6.2)$$

כאשר נוסחה (6.2) מקבילה לנוסחה שהייתה מתקבלת אם היינו מבקשים לראות את התרומה של כל מרכיב למקדם ההשתנות של הציון הכולל.²⁴ נוסחה (6.1) המתאימה לג'יני כוללת כמקרה פרטי את נוסחה (6.2), והיתרון שלה הוא שהיא אינה מניחה מקדם מתאם סימטרי בין שתי ההתפלגויות של הציונים.

לוח 6.1 מציג את המרכיבים של מדד ג'יני בציון הכולל של שני המבחנים באנגלית לשנת 2009–2010 ואילו לוח 6.2 מבצע את אותו פירוק לשנת 1999–2000. כפי שניתן לראות, הפיזור על פי מדד ג'יני בפסיכומטרי בשתי התקופות גדול יותר מאשר בבגרות, ופער זה הלך והתרחב על פני הזמן, ואילו הציון הממוצע גבוה מעט בבגרות מאשר בפסיכומטרי בשנת 2009–2010, ואילו ב-1999–2000 המצב הפוך, דבר המעיד על זחילת הציון כלפי מעלה בבגרות. בשתי השנים המדד לציון המשוקלל קטן רק במידה מזערית מהמדד בבגרות, תוצאה שניתן לייחס למתאם הגבוה שנמצא בין ציוני שני המבחנים.

החלק השני בכל לוח מציג את מקדמי המתאם בין הציון שקיבל הנבחן בבגרות מול הציון בפסיכומטרי. כפי שניתן לראות, הבדלי המתאמים הם קטנים ביחס, מה שמעיד על סימטריה בהתפלגויות.²⁵ גם המתאם עם הציון הכללי נראה דומה בשתי מערכות הציונים, ומכאן אנו מקבלים שמאחר שהציון הכולל מתבסס על מתאמים גבוהים בין הציונים הבודדים הרי שאין רווח גדול מקיומם של שני מבחנים הדומים בתוצאות הדירוג של הנבחנים.

השורה התחתונה מציגה את התרומות של כל מרכיב בפירוק של מדד ג'יני בציון הכולל. התרומה מתחלקת בערך לכ-60 אחוזים למרכיבים העצמאיים של הציון ו-40 אחוזים למתאם בין הציונים. המתאם בין תוצאות שני המבחנים משפיע על תוצאת הציון הכולל.

23 פיתוח הנוסחה נמצא ב-Yitzhaki and Schechtman (2013).

24 מקדם ההשתנות הוא סטיית התקן מחולקת בממוצע של המשתנה.

25 תוצאה זו יכולה לנבוע גם מכך ששתי מערכות הציונים עוברות תהליך דומה של נרמול.

לוח 6.1: פירוק מדד ג'יני בציון הכולל לג'יני של בגרות באנגלית מול פסיכומטרי באנגלית – 2010–2009

סה"כ	פסיכומטרי באנגלית	בגרות באנגלית	
0.074	0.090	0.066	G
	0.477	0.523	משקל יחסי δ
סה"כ	פסיכומטרי באנגלית	בגרות באנגלית	Γ_{ij}
0.950	0.843		בגרות באנגלית
0.968		0.844	פסיכומטרי באנגלית
	0.968	0.952	סה"כ
$\Sigma \delta_i G_i G_j \Gamma_{ij}$	$\delta_i^2 G_i^2$	$G_o \Sigma \delta_i D_{io} G_i$	G_o^2
0.0025	0.0030	0.000006	0.0055

לוח 6.2: פירוק מדד ג'יני בציון הכולל לג'יני של בגרות באנגלית מול פסיכומטרי באנגלית – 2000–1999

סה"כ	פסיכומטרי באנגלית	בגרות באנגלית	
0.076	0.082	0.077	G
	0.502	0.498	משקל יחסי δ
סה"כ	פסיכומטרי באנגלית	בגרות באנגלית	Γ_{ij}
0.953	0.827		בגרות באנגלית
0.962		0.834	פסיכומטרי באנגלית
	0.959	0.953	סה"כ
$\Sigma \delta_i G_i G_j \Gamma_{ij}$	$\delta_i^2 G_i^2$	$G_o \Sigma \delta_i D_{io} G_i$	G_o^2
0.00262	0.00316	-0.00001	0.00578

לוחות 6.3 ו-6.4 בודקים את מדד ג'יני של הציון במתמטיקה בבגרות לעומת הציון בבגרות באנגלית לשתי התקופות. המשקל היחסי מציג את הציון בכל מבחן בממוצע של סכום תוצאות המבחנים, מכאן שניתן לראות שעליית הציון הממוצע על פני הזמן באנגלית גבוהה יותר מאשר עליית הציון במתמטיקה. עוד ניתן לראות שאי השוויון בציוני המתמטיקה גבוה יותר מאי השוויון באנגלית, ואילו אי השוויון בסכום תוצאות המבחנים נמוך מאי השוויון בציונים בכל מבחן. הסבר לתוצאה זו ניתן לקבל מהמתאם היחסית נמוך בין הציונים (0.5), אם כי מתאם זה עלה בין שתי תקופות הזמן. הסימטריה של המתאם מעידה שההתפלגות נורמלה בשני המבחנים בצורה דומה. קיימת גם

סימטריה במתאם בין כל ציון לסכום הציון בשני המבחנים. המתאם הנמוך יחסית אומר שקיים טעם בהסתכלות על סכום הציונים במתמטיקה ואנגלית בבגרות, מאחר שהם מוסיפים אינפורמציה שונה על התלמיד. המתאם הנמוך יחסית גם מסביר מדוע קיימת ירידה באי השוויון בסכום הציונים יחסית לכל ציון בנפרד, מכאן שלקיצה בחשבון של הצלחה במתמטיקה ובאנגלית יכולה לתרום יותר להבנת היכולות של התלמידים בפסיכומטרי ובבגרות בכל תחום.

לוח 6.3: פירוק מדד ג'יני בציון הכולל לג'יני של בגרות באנגלית מול בגרות במתמטיקה – 2010–2009

סה"כ	בגרות במתמטיקה	בגרות באנגלית	
0.069	0.089	0.066	G
	0.483	0.517	משקל יחסי δ
סה"כ	בגרות במתמטיקה	בגרות באנגלית	Γ_{ij}
0.864	0.593		בגרות באנגלית
0.920		0.601	בגרות במתמטיקה
	0.919	0.864	סה"כ
$\sum \delta_i \delta_j G_i G_j \Gamma_{ij}$	$\delta_i^2 G_i^2$	$G_O \sum \delta_i D_{iO} G_i$	G_O^2
0.0018	0.0030	-0.000003	0.0048

לוח 6.4: פירוק מדד ג'יני בציון הכולל לג'יני של בגרות באנגלית מול בגרות במתמטיקה – 2000–1999

סה"כ	בגרות במתמטיקה	בגרות באנגלית	
0.068	0.082	0.077	G
	0.497	0.503	משקל יחסי δ
סה"כ	בגרות במתמטיקה	בגרות באנגלית	Γ_{ij}
0.861	0.496		בגרות באנגלית
0.874		0.496	בגרות במתמטיקה
	0.871	0.853	סה"כ
$\sum \delta_i \delta_j G_i G_j \Gamma_{ij}$	$\delta_i^2 G_i^2$	$G_O \sum \delta_i D_{iO} G_i$	G_O^2
0.00156	0.00315	-0.00003	0.00468

לוח 6.5: פירוק מדד ג'יני בציון הכולל לג'יני של פסיכומטרי באנגלית מול פסיכומטרי במתמטיקה 2010–2009

סה"כ	פסיכומטרי במתמטיקה	פסיכומטרי באנגלית	
0.078	0.083	0.090	G
	0.504	0.496	משקל יחסי δ
			Γ_{ij}
סה"כ	פסיכומטרי במתמטיקה	פסיכומטרי באנגלית	פסיכומטרי באנגלית
0.911	0.637		פסיכומטרי במתמטיקה
0.904		0.647	סה"כ
	0.898	0.912	
$\Sigma \delta_i \delta_j G_i G_j \Gamma_{ij}$	$\delta_i^2 G_i^2$	$G_o \Sigma \delta_i D_{io} G_i$	G_o^2
0.0024	0.0037	-0.00002	0.0061

לוח 6.6: פירוק מדד ג'יני בציון הכולל לג'יני של פסיכומטרי באנגלית מול פסיכומטרי במתמטיקה 2000–1999

סה"כ	פסיכומטרי במתמטיקה	פסיכומטרי באנגלית	
0.077	0.087	0.082	G
	0.491	0.509	משקל יחסי δ
			Γ_{ij}
סה"כ	פסיכומטרי במתמטיקה	פסיכומטרי באנגלית	פסיכומטרי באנגלית
0.914	0.675		פסיכומטרי במתמטיקה
0.922		0.680	סה"כ
	0.916	0.911	
$\Sigma \delta_i \delta_j G_i G_j \Gamma_{ij}$	$\delta_i^2 G_i^2$	$G_o \Sigma \delta_i D_{io} G_i$	G_o^2
0.00242	0.00357	-0.00003	0.00596

בלוחות 6.5 ו-6.6 מבוצעת חזרה על לוחות 6.3 ו-6.4, כאשר הפעם ההסתכלות היא על סכום הציונים בפסיכומטרי באנגלית ובמתמטיקה. אי השוויון בציוני הפסיכומטרי גם באנגלית וגם במתמטיקה גבוה יותר יחסית לאי השוויון המקביל בציוני הבררות, אולם הציון הממוצע בפסיכומטרי באנגלית עלה פחות על פני השנים יחסית לציון בפסיכומטרי במתמטיקה, והתוצאה היא עליית המשקל של הציון הממוצע במתמטיקה בשנת 2009 יחסית לשנת 1999. גם המתאם בציונים באנגלית ובמתמטיקה בפסיכומטרי גבוה יותר מאשר בציוני הבררות, וכתוצאה מכך גם המתאם בין כל מרכיב מול הציון הכולל. ייתכן שניתן לייחס ממצא זה לדמיון שבמבחני הפסיכומטרי במתמטיקה ובאנגלית יחסית לברריות באותם תחומים. בכל מקרה התוצאה הינה שמשקל כל מרכיב בציון הכולל גבוה יותר מהמשקל בציוני הבררות המקבילים.

לוחות 6.7 ו-6.8 חוזרים על הלוחות הקודמים, כאשר הפעם ההתייחסות היא לציון של בטרות במתמטיקה מול פסיכומטרי במתמטיקה. כמעט לא חל שינוי במשקל היחסי של הציונים, מה שכןראה מעיד על נרמול של הציונים על פני זמן. בשתי השנים, אי השוויון בסכום הציונים נמוך יחסית מאי השוויון בתוך כל מרכיב, אם כי ההבדל שמתקבל נמוך יותר מאשר המקבילה באנגלית. המתאם בין הציונים עלה על פני השנים, מה שגורם שההקטנה באי השוויון בציון הכולל קטנה על פני הזמן. המסקנות המתקבלות מתוך הניתוח דלעיל הן שהמבחנים הפסיכומטריים במתמטיקה ובאנגלית דומים יותר בממצאיהם מאשר הציונים המקבילים בבררות. לעומת זאת אי השוויון המתקבל בציוני הפסיכומטרי, גם באנגלית וגם במתמטיקה, הוא גדול יותר בפסיכומטרי מאשר בבררות. ייתכן שתוצאה זו מוסברת בכך ששיטות הבחינה במתמטיקה ובאנגלית בפסיכומטרי קרובות יותר מאשר שיטות הבחינה באותם מקצועות בבררות, ואם ההשערה דלעיל נכונה אזי ניתן להסיק ששיטת הבחינה יש לה השפעה על המתאם המתקבל בהצלחות בבחינות השונות.

לוח 6.7: פירוק מדד ג'יני בציון הכולל לג'יני של בטרות מתמטיקה מול פסיכומטרי במתמטיקה 2009–2010

פסיכומטרי במתמטיקה	סה"כ	בטרות במתמטיקה	
0.083	0.080	0.089	G
0.498		0.502	משקל יחסי δ
פסיכומטרי במתמטיקה	סה"כ	בטרות במתמטיקה	Γ_{ij} בטרות במתמטיקה
0.706	0.929		פסיכומטרי במתמטיקה
	0.924	0.718	
0.918		0.929	סה"כ
$\delta_i^2 G_i^2$	$\sum \delta_i \delta_j G_i G_j \Gamma_{ij}$	$G_o \sum \delta_i D_{io} G_i$	G_o^2
0.0037	0.0026	-0.00002	0.0064

לוח 6.8: פירוק מדד ג'יני בציון הכולל לג'יני של בגרות מתמטיקה מול פסיכומטרי במתמטיקה 1999–2000

סה"כ	פסיכומטרי במתמטיקה	בגרות במתמטיקה	
0.076	0.087	0.082	G
	0.496	0.504	משקל יחסי δ
סה"כ	פסיכומטרי במתמטיקה	בגרות במתמטיקה	Γ_{ij} בגרות במתמטיקה
0.894	0.612		פסיכומטרי במתמטיקה
0.908		0.617	סה"כ
	0.903	0.889	
$\Sigma \delta_i \delta_j G_i G_j \Gamma_{ij}$	$\delta_i^2 G_i^2$	$G_o \Sigma \delta_i D_{io} G_i$	G_o^2
0.00219	0.00358	-0.00003	0.00574

ז. סיכום הממצאים

מחקר זה מהווה מחקר מקדים לשאלה רחבה יותר שצריכה להטריד את מעצבי המדיניות בתחום החינוך: באיזו מידה מהווה הקיום של שתי בחינות באותם תחומים נטל עודף על המשק הישראלי. תשובה לשאלה זו יכולה להתקבל ממבחן של עלות-תועלת מקיומם של שני מבחנים. במחקר זה בדקנו שאלה מקדימה לבחינה של עלות-תועלת והיא באיזו מידה המבחנים בודקים את אותו תחום יכולות.

התשובה המתקבלת ממחקר זה היא שהמבחנים בודקים את אותו תחום יכולות, אולם קיימת בהם טעות אקראית גדולה. הטעות האקראית במבחני המתמטיקה גדולה יותר מאשר במבחנים באנגלית, ועל כן ניתוח של עלות-תועלת כדאי לבצע עבור המבחן באנגלית, כי שם הכפילות שיוצרים שני המבחנים גדולה יותר.

המסקנות המתקבלות מהתרומות של שתי הבחינות לציון הכולל של כל תלמיד מחזקות את ההשערה שהתרומה של כפל הבחינות אינו תורם רבות, ועל כן מתעורר הספק לגבי התרומה של קיום שני מבחנים לבחינת אותם מקצועות. המסקנה דלעיל מתקיימת ביתר שאת לגבי מקצוע האנגלית שבו המתאם בין הציון בבגרות לפסיכומטרי גבוה יותר מאשר במתמטיקה.

מסקנה זו מתחזקת על פני הזמן, וזאת כי המתאמים בין תוצאות המבחנים עולים על פני הזמן. כדאי להדגיש שאין במחקר כדי להכריע בשאלה הבאה: נניח שקיבלנו את תוצאות המחקר ומצאנו גם שקיים נטל מיותר על האוכלוסייה, על איזה מבחן כדאי לוותר? תשובה לשאלה זו מחייבת בדיקת המטרות והשימושים של המבחנים, הצרכים של מערכת ההשכלה הגבוהה ועוד שיקולים נוספים. מה שהמחקר קובע הוא שמבחני הבגרות והפסיכומטרי במקצועות המקבילים (אנגלית ומתמטיקה) אינם בודקים תחומים שונים שיש לנו יכולת להבחין ביניהם, וזאת על סמך ניתוח מערכת התוצאות של המבחנים.

מקורות

- Lord F.M. and Novick M.R. (1968), *Statistical Theories of Mental Test Scores*, Reading, Massachusetts.
- Schechtman E. and Yitzhaki S. (2009), "Ranking Groups' Abilities – Is It Always Reliable?", *International Journal of Testing* 9(3), 195–214.
- Yitzhaki S. (2003), "Gini's Mean Difference: A Superior Measure of Variability for Non-normal Distributions", *Metron* LXI(2), 285–316.
- Yitzhaki S. and Eisenstaedt M. (2003), "Ranking Groups' versus Individuals' Ranking", Y. Amiel and J.A. Bishop (eds.), *Fiscal Policy, Inequality, and Welfare, Research on Economic Inequality*, 10, Amsterdam, 101–123.
- Yitzhaki S., Itzhaki R. and Pudalov T. (2012), "A Nonparametric ICC Using the Gini's Mean Difference Approach", Unpublished, <http://ssrn.com>
- Yitzhaki S. and Schechtman E. (2012), "Identifying Monotonic and Non-monotonic Relationship", *Economics Letters* 116, 23–25.
- Yitzhaki S. and Schechtman E. (2013), *The Gini Methodology: A Primer on a Statistical Methodology*, New York.

ענפי טכנולוגיות המידע: עובדים, שכר והתמודדות עם זעזועים¹

יואב פרידמן

העבודה מתארת ומנתחת את ההתפתחויות של התעסוקה, השכר והרווחיות בענפי טכנולוגיית המידע בחמש עשרה השנים האחרונות, ואת ייחודיות ההון האנושי של העוסקים בענפי טכנולוגיית המידע בישראל. נתוני הבוגרים של תואר ראשון על פי מקצועות מצביעים על הזמן הרב – מעל חמש שנים – אשר חולף מהשלב שבו נצפה זעזוע חיובי בענף ועולה הביקוש לעובדים ועד לסיום תהליך ההתאמה בין הביקוש והיצע העבודה. העלייה בפריור ובשכר העבודה בענפי טכנולוגיית המידע במחצית השנייה של שנות התשעים הביאה לעלייה חדה באיכות כוח העבודה בענפים אלו, עלייה שהעצימה את ייחודיות ההון האנושי (ברמה המצרפית) של העוסקים בענפי טכנולוגיית המידע. מרבית מהנדסי החשמל והאלקטרוניקה ובעלי תואר במדעי המחשב במשק מועסקים בענפי טכנולוגיית המידע שהם ענפים מוטי יצוא, ולכן סביר להניח כי שער החליפין והביקושים העולמיים (המשפיעים על התוצר הנומינלי לעובד בענפים אלו) משפיעים על שכרם. בניגוד לדעה שהתמורה ליזמים בענפי טכנולוגיית המידע גבוהה, נראה שהשכר הגבוה של העוסקים בענף, בשילוב ההון האנושי הייחודי, מהווה את ה"כרית" לספיגה של זעזוע שלילי. כך למשל, בין השנים 2001 ו-2003 בתגובה להתפוצצות בועת ה"דוט-קום" (ובמידה מסוימת גם בתגובה לאינתיפאדה), ובעוד משקל בעלי משלח יד אקדמי המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע עולה, ירד השכר הריאלי למשרת שכיר בענפים אלו בקרוב ל-10 אחוזים, ובין השנים 2007 ו-2009, בתגובה לייסוף שער החליפין ולירידה בסחר העולמי, ירד השכר הריאלי באותם הענפים בכ-7 אחוזים. נראה, אם כן, שהשכר הגבוה בענפי טכנולוגיית המידע מקל על ענפים אלו ספיגת זעזועים שליליים.

1 ברצוני להודות לרוני פריש ולמשתתפי הסמינר בבנק ישראל, וכן לשני שופטים אנונימיים, על הערותיהם הענייניות והמועילות. כמו כן ברצוני להודות לצבי שיר על הסיוע הרב בעיבוד הנתונים המהווים את הבסיס לעבודה זו.

א. מבוא

פעילות ענפי טכנולוגיית המידע הפכה ב-15 השנים האחרונות למרכזית במשק.² משקלם בתוצר העסקי נע בשנים האחרונות סביב 13 אחוזים, וחלקם בייצוא הסחורות והשירותים (ללא יהלומים, אוניות ומטוסים) עומד על כ-30 אחוזים. כמקור מרכזי של מטבע חוץ למשק, השפעת הפעילות של ענפי טכנולוגיית המידע על כלל הפעילות במשק היא חשובה, כאשר למעשה חלק ניכר מההתפתחויות ברמת המאקרו במשק מאז המחצית השנייה של שנות התשעים הובלו על ידי השינויים וההתפתחויות הכלכליות שהתרחשו בענפי טכנולוגיית המידע.

למרות חשיבותם הרבה, ההתפתחויות על פני זמן של ענפי טכנולוגיית המידע מבחינת תעסוקה, שכר, ובפרט תגובה לזעזועים, לא זכו לניתוח ולכיסוי נרחב. אבוגנים ופלדמן (2002) סקרו את עליות השכר בענפי ההי-טק ואפיינו את גידול כוח האדם בענפים אלו מבחינת גיל, עולים, מגדר והשכלה לשנים 1995–1999. בדוחות בנק ישראל לאורך שנות ה-2000 נסקרו מעת לעת ההתפתחויות בשנה השוטפת בענפי טכנולוגיית המידע, ובדרך כלל לא יותר מכך. קירשברג (2012) סקר את הדמוגרפיה של העסקים מבחינת סוג ושרידות בענף מחקר ופיתוח (שהוא ענף קטן יחסית מבין ענפי טכנולוגיית המידע) בשנים 2003–2008. ריכוז נתונים מקיף לגבי ענפי ההי-טק לשנים 1995–2007, ולגבי ענפי טכנולוגיית המידע לשנים 1995–2006, נמצא בשני פרסומים חדשים יחסית של הלמ"ס מהשנים 2008 ו-2010, אך מטבעם הם אינם כוללים ניתוח ופרשנות לנתונים. לאחרונה זכו ענפי טכנולוגיית המידע לסקירה נרחבת בדוח צוות בין-משרדי שבחן את המחסור בכוח אדם מיומן בענפי טכנולוגיית המידע ובענפים מתקדמים נוספים (משרד ראש הממשלה, 2012). הדוח מציג תמונה מעניינת על מצב התעסוקה וההכשרה של עובדים בענפי טכנולוגיית המידע, כשהדגש בניתוח הוא על המחסור בעובדים והמלצות הצוות להתמודדות עם הבעיה. מטרת עבודה זו היא למלא חלק מהחסר בניתוח ענפי טכנולוגיית המידע, כשהתמקדות היא על ניתוח התפתחות ההון האנושי המצרפי בענפי טכנולוגיית המידע ותגובת השכר לשינויי הפיריון הגדולים בענפים אלו מאז הפריצה הגדולה שלהם במחצית השנייה של שנות התשעים.

שלושה זעזועים משמעותיים פקדו את ענפי טכנולוגיית המידע ב-15 השנים האחרונות. במחצית השנייה של שנות ה-90 נהנו ענפי טכנולוגיית המידע מעלייה חדה בפיריון, עלייה שהביאה לשינוי דרמטי ברווחיות הענפים, בתוצר, ביצוא, בהרכב המועסקים ובמשקלם בסך המועסקים במשק. חלק מהשינויים היו מהירים, ולעומתם אחרים נמשכו לאורך תקופה ארוכה. משבר ה-"דוט-קום"

2 ההגדרה של ענפי טכנולוגיית המידע (ICT - Information and Communication Technology) בעבודה זו דומה להגדרה המקובלת בפרסומי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, למעט ענף התקשורת (66) אשר שייך לענפי טכנולוגיית המידע בהגדרה המקובלת אך עקב האופי השונה שלו והשוני בהשכלת המועסקים בו בהשוואה לשאר ענפי טכנולוגיית המידע בחרנו שלא להכלילו בניתוח כאן. ההגדרה כוללת את ענף רכיבים אלקטרוניים (32), ענף ציוד תקשורת אלקטרוני (33), ענף ציוד תעשייתי לבקרה ולפיקוח ומכשירים למדידה ולניווט (ענפים 340 ו-342), שירותי מחשוב ומחקר ופתוח (כולל חברות הזנק, ענפים 72-73). בחלק מהמקרים, עקב זמינות נתונים, ניתוח ההתפתחויות כולל גם את תעשיית מכשור רפואי וכירורגי (ענף 341), ותעשיית מכשירים אופטיים וציוד צילום (ענף 343), ואינה כוללת את תעשיית מכונות למשרד ולחשבונאות ומחשבים (ענף 30). אלו הן תעשיות קטנות יחסית שכלל המועסקים בהן אינו מגיע ל-5 אחוזים מסך המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע. נציין גם שבהתאם למקובל כלל הפעילות של ענף מחקר ופיתוח (ענף 73) נכללת כאן תחת ענפי טכנולוגיית המידע, למרות שחלק מפעילות הענף אינה שייכת לתחום. מספרי הענפים בהערה זו ובעבודה כולה הם על פי הסיווג האחד של ענפי כלכלה 1993.

שפרץ בשנת 2000 והגיע לשיאו בירידה חדה בביקושים למוצרים ושירותים של ענפי טכנולוגיית המידע בשנת 2002 היה הזעזוע השני שעבר על ענפי טכנולוגיית המידע. בין השנים 2000 ו-2002 ירד מדד ה-Tech-Pulse האמריקאי ביותר מ-30 אחוזים (ממצעים שנתיים), וירד הסחר העולמי במוצרי תעשיית ענפי טכנולוגיית המידע.³ כתוצאה מהמשבר ירדו התוצר והיצוא של ענפי טכנולוגיית המידע בחדות, והשכר הריאלי המשולם לעובדים בענף ירד בתקופה של שנתיים בקרוב ל-10 אחוזים. מעניין לציין כי ירידת השכר התרחשה תוך עלייה במשקלם של המהנדסים המועסקים בענפים אלו באותן השנים, עלייה שנבעה מהזעזוע החיובי שקדם לאותו המשבר. הייסוף הריאלי החד שהתרחש בין השנים 2008 ו-2010, בשיעור מצטבר של כ-15 אחוזים, והירידה בסחר העולמי בשנים 2008–2009, מהווים את הזעזוע השלישי שעבר על ענפי טכנולוגיית המידע ב-15 השנים האחרונות. למעשה אלו הם שני זעזועים נפרדים, האחד נובע מהתפתחות מקומית והשני מהתפתחות חיצונית, אך העיתוי המקביל של שני הזעזועים הללו מקשה על ההפרדה ביניהם. בשנת 2010 פעלו שני הזעזועים בכיוונים מנוגדים: הייסוף נמשך והקשה על היצוא, אך הביקושים העולמיים התאוששו באופן זמני ותרמו להצלחתו.

בעבודה זו ננתח את ההתפתחויות בענפי טכנולוגיית המידע על רקע הזעזועים שפקדו אותם ב-15 השנים האחרונות. בפרט, נבחן את המהירות שבה התאים הענף את גודלו (מבחינת מועסקים) בתגובה לזעזועים; נציג את אופיו של ההון האנושי של המועסקים בענף, את ההתעצמות בייחודיותו לאורך שנות ה-2000, ונבחן כיצד ייחודיות זו עשויה להשפיע על תגובת הענף לזעזועים בעתיד. נעלה את ההשערה שהשכר בענף יכול לשמש כ"כרית" פוטנציאלית לספיגת זעזועים, זאת בניגוד לדעה שהשכר כמעט שאינו תלוי בהתפתחויות בענף ושהוא למעשה אקסוגני לענף. המחקר משלב איסוף נתונים וניסיון להסביר את התפתחותם תוך שימוש במקורות מידע מגוונים: סקרי כוח אדם, סקרי הכנסות, סקרי תעשייה וסקרי מסחר ושירותים של הלמ"ס, נתונים לגבי סטודנטים ובוגרי אוניברסיטאות ומכללות על פי מקצועות, וכן קובץ חדש וייחודי העוקב אחר סיום הלימודים, התעסוקה, והשכר של צעירים שהחלו את לימודיהם לתואר ראשון בשנים תשנ"ט (1998/9) – תשס"א (2000/1).

העבודה מסודרת באופן הבא: החלק השני מהווה רקע ובו מתוארות ההתפתחויות בענפי טכנולוגיית המידע בחמש עשרה השנים האחרונות בדגש על הזעזועים שפקדו את הענפים הללו בתקופה זו. החלק השלישי עוסק בשינויים באיכות כוח העבודה בענפי טכנולוגיית המידע בתקופה הנחקרת בהשוואה להתפתחות בשאר המשק. החלק הרביעי עוסק בייחודיות ההון האנושי בענפי טכנולוגיית המידע והתעצמותו בעשור האחרון. החלק החמישי דן בשכר, והחלק השישי הוא סיכום.

3 מדד ה-tech pulse של ארה"ב הוא מדד המחושב על סמך המגמה המשותפת של ההשקעות במוצרי טכנולוגיית המידע בארה"ב, התעסוקה בענף, הייצור התעשייתי והמשלוחים של הענף, וכן צריכה של מחשבים ותוכנה, והוא נחשב למדד המסכם בנתון אחד את ההתפתחויות בענף.

ב. המועסקים, השכר, הרווחיות והזעזועים בענפי טכנולוגיית המידע ב-15 השנים האחרונות

ענפי טכנולוגיית המידע החלו לצמוח בקצב מהיר כבר בראשית שנות התשעים.⁴ בין השנים 1990 ו-1995 גדל התוצר של ענפים אלו בקצב של יותר מ-10 אחוזים לשנה, כשבמקביל גדל מספר המועסקים אף הוא בקצב מואץ. תהליך זה נמשך ואף התעצם בין השנים 1995 ו-2000, למרות הקושי האובייקטיבי בגיוס עובדים בעלי כישורים וידע מתאימים לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע. בשנת 1990 היוו המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע כ-4.3 אחוזים בלבד מהמועסקים במגזר העסקי. בשנת 1995 גדל משקלם ל-5.1 אחוזים, ובשנת 2000 עמד כבר משקלם על 8.1 אחוזים. בסה"כ, במהלך שנות התשעים עלה מספר המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע בכ-180 אחוזים בהשוואה לעלייה של כ-50 אחוזים בלבד במספר המועסקים בכלל המגזר העסקי.⁵

קצב הגידול במספר המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע בין השנים 1990 ו-1995 ובין השנים 1995 ו-2000 לא היה שונה במיוחד, אולם הרקע לגידול המואץ במספר המועסקים בכל אחת משתי תת התקופות היה שונה בתכלית. בעוד שהתרחבות ענפי טכנולוגיית המידע במחצית הראשונה של שנות התשעים הייתה בחלקה הגדול תוצאה של התרחבות המשק בכלל הודות לזרם העולים מרוסיה שנכנס לשוק העבודה, במחצית השנייה של שנות התשעים היה זה הגידול בפריון ובשכר העבודה אשר הוביל להתרחבות ענפי טכנולוגיית המידע.⁶ הצטרפות העולים יוצאי בריה"מ לשעבר לתעסוקה בענפי טכנולוגיית המידע הייתה דומה לזו של כלל האוכלוסייה, כך שניתן לומר שהצטרפותם לשוק העבודה לאורך שנות התשעים לא הייתה גורם שהשפיע על ההתפתחויות בענף. בין השנים 1995 ו-2000 עלה פריון העבודה בענפי טכנולוגיית המידע (ללא ענף "רכיבים אלקטרוניים") בקצב שנתי של כ-7 אחוזים, לעומת קצב של כ-2.7 אחוזים בשנה בשאר המגזר העסקי באותה התקופה (לוח 1).⁷ הגידול בפריון העבודה היה כמובן חריג בעוצמתו, ובחלקו הוא שיקף את בועת ה"דוט-קום", אך אין ספק שהיה זה זעזוע חיובי שהשפעתו ניכרת עד היום. ולראיה, משקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע בכלל המגזר העסקי לכל אורך העשור האחרון נותר מעל הרמה של 1999; כך גם השכר הממוצע למשרת שכיר.

4 עקב שינויי סיווג קשה לעקוב אחר צמיחת ענפי טכנולוגיית המידע לפני ראשית שנות התשעים.

5 נציין כי הגידול במשקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע הובל על ידי ענפי שירותי המחשוב ומחקר ופיתוח (כולל חברות הזנק). כיום מהווים המועסקים בענפי שירותי המחשוב והמו"פ כשני שלישים מהמועסקים בענפי טכנולוגיית המידע.

6 כגורמים מסייעים לצמיחת ענפי טכנולוגיית המידע בשנות התשעים ניתן לציין את ביטול פרויקט מטוס הלבאי והתשתית האיתותית של מערכת הביטחון בהכשרת כוח אדם ויצירת קשרי עבודה (networking) לענפי התוכנה והמחקר ופיתוח.

7 פתיחת מפעל אינטל בקרית גת בשנת 1999, המסווג בענף "רכיבים אלקטרוניים", תרמה לעלייה חריגה בפריון העבודה בענף זה ולכן אנו מנכים אותו כאן.

לוח 1: השינוי השנתי בפריון העבודה במגזר העסקי ובענפי טכנולוגיית המידע, 1991 עד 2010

2010–1996	1995–1991	2000–1996	2005–2001	2010–2006	
פריון העבודה					
(אחוז שינוי במונחים שנתיים; בסוגריים, מספר המועסקים בענף באלפים בסוף תקופה)					
1.5	1.5	3.5*	0.0	1.2	כלל המגזר העסקי
(1,399)	(1,399)	(1,559)	(1,742)	(2,057)	
3.4	1.1	10.2	-1.4	1.7	ענפי טכנולוגיית המידע
(71)	(71)	(126)	(139)	(176)	
2.7	0.5	6.9	0.8	0.7	ענפי טכנולוגיית המידע (ללא ענף רכיבים אלקטרוניים)
(61)	(61)	(109)	(122)	(155)	
6.0	3.1	11.6	3.3	3.3	תעשיית טכנולוגיית המידע (ללא ענף רכיבים אלקטרוניים)
(35)	(35)	(38)	(38)	(43)	
1.7	-3.6**	5.7	-0.2	-0.4	שירותי טכנולוגיית המידע
(26)	(26)	(71)	(84)	(112)	

* אומדן של פריון העבודה השנתי ללא ענפי טכנולוגיית המידע לשנים 2000–1996 הוא 2.7 אחוזים.

** פריון העבודה השלילי בשירותי טכנולוגיית המידע בחלק ניכר מהתקופה מבוטא, ככל הנראה, טעות סטטיסטית בחישוב התוצר הכמותי של הענף (לדיון בבעיות המדידה של תוצר הענף ראה דר, 2001).

1.

מקור: עיבודי המחבר לנתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

הגידול ברווחיות ענפי טכנולוגיית המידע הביא לעלייה בביקוש לעובדים ולעלייה חדה בשכר, עלייה שהושפעה גם מהעובדה שהיצע העבודה לא יכול היה להגיב באותה המהירות שבה עלה הביקוש לעובדים. בין השנים 1995 ו-2000 עלה השכר הריאלי למשרת שכיר בענפי טכנולוגיית המידע בכ-50 אחוזים, בהשוואה לכ-20 אחוזים בשאר הסקטור העסקי.⁸

התפוצצות בועת ה"דוט-קום" הביאה לירידה ברווחיות ענפי טכנולוגיית המידע, לירידה במספר המועסקים בתחום ולירידה חדה בשכר הריאלי. בשנת 2001 ירדה הרווחיות (חלק ההון בתוצר) של ענפי טכנולוגיית המידע (ללא רכיבים אלקטרוניים) לרמה של 9 אחוזים מרמה ממוצעת של יותר מ-20 אחוזים בשנים 1998 עד 2000. התאמה מהירה יחסית של השכר והמועסקים בענף למצב החדש היוותה את אחד הגורמים לכך שכבר בשנת 2002 חזרה הרווחיות לרמה ששררה לפני המשבר (לוח 2). בשנת 2001 עוד נרשמה עלייה קלה בשכר הריאלי למשרת שכיר בענפים אלו, אך בשנתיים שלאחר מכן (2002–2003) ירד השכר הריאלי למשרת שכיר בענפי טכנולוגיית המידע בקרוב ל-10 אחוזים. מספר משרות השכיר בענפי טכנולוגיית המידע בשנים 2001–2003 ירד אף הוא בשיעור גבוה של יותר מ-10 אחוזים, בהשוואה ליציבות במספר המשרות בשאר המגזר העסקי. כתוצאה מכך ירד משקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע בסך המועסקים במגזר

8 עקב השינויים לאורך השנים בהרכב ההון האנושי של המועסקים לא ניתן להסיק מכאן על השינויים בשכר של מהנדסים או בעלי תואר במדעי המחשב ביחס לשאר המועסקים במשק.

העסקי בכנקודת אחוז, מ-8.3 אחוזים ל-7.2 אחוזים (ציור 1). נציין שכתוצאה מהעיתוי הכמעט זהה של האינתיפאדה השנייה נתוני המאקרו השלישיים של ענפי טכנולוגיית המידע לאותן השנים אינם בולטים בחריפותם בהשוואה לשאר המשק.

לוח 2: חלק ההון בתוצר ("הרווחיות") במגזר העסקי, בענפי טכנולוגיית המידע, בתעשייה ובשירותים (אחוזים)

2011-2010	2009-2008	2007-2004	2003-2002	2001	2000-1998	1997-1995	
32	31	32	28.7	26.9	29	29	כלל המגזר העסקי
25.1	26.3	24.0	26.3	18.1	28.4	22.6	ענפי טכנולוגיית המידע
23.0	23.9	22.3	22.1	9.3	21.0	17.1	ענפי טכנולוגיית המידע (ללא רכיבים אלקטרוניים)
19.0	22.2	27.6	25.3	25.8	35.3	27.6	תעשיית טכנולוגיית המידע
7.4	10.9	23.6	12.9	3.6	20.9	19.8	תעשיית טכנולוגיית המידע (ללא רכיבים אלקטרוניים)
28.0	28.4	21.6	26.7	12.2	21.0	12.9	שירותי טכנולוגיית המידע
-	44	45	38.3	34.9	36	35	תעשייה ללא ענפי תעשיית טכנולוגיית המידע*
-	48	44	36.9	40.2	43	42	ענפי השירותים ללא ענפי שירותי טכנולוגיית המידע**

* וכן ללא תעשיית מכשור רפואי וכירורגי (ענף 341) ותעשיית מכשירים אופטיים וציוד צילום (ענף 343). לפירוט הענפים ראה הערה 1.

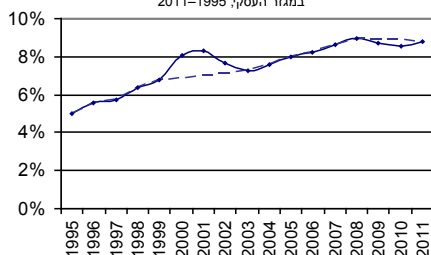
** שירותי טכנולוגיית המידע כאן כוללים את שירותי המחשוב ומחקר ופיתוח (כולל חברות הזנק, ענפים 72-73). מקור: נתוני סקרי התעשייה, סקרי המסחר והשירותים, חשבונאות לאומית, ופרסומי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה על ענפי טכנולוגיית המידע.

המשבר של 2003–2001 היה חריף במיוחד בעוצמתו, כאשר היצוא הדולרי הישראלי של ענפי טכנולוגיית המידע ירד באותן השנים בקרוב ל-30 אחוזים (כמחצית מהירידה ניתן לייחס לבלוימת המכירה של חברות הזנק למשקיעים מחו"ל). המשבר צינן את האווירה הציבורית של פוטנציאל התעשרות קל ומהיר לעוסקים בתחום, והצביע על הסיכון שבבחירת מקצוע המתאים לעבודה בענף עם תנודתיות חריגה. תנודתיות זו קיבלה חיזוק בהאטה של 2009–2008, ומבחינה זו סביר כי לשילוב של המשבר של ראשית שנות ה-2000 וההאטה של 2009–2008 קיימות השפעות ארוכות טווח לגבי הצטרפות של צעירים לענף.

בעקבות המשבר של 2003–2001 נבלמה הנהירה של צעירים ללימודי מחשבים, הנדסת חשמל והנדסת אלקטרוניקה, אך השפעות העבר עדיין ניכרו על זרם מסיימי התארים שהמשיך לגדול. התאוששות ענפי טכנולוגיית המידע החל משנת 2004 החזירה את מגמת העלייה במשקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע, אך מאז שנת 2008 לא חל גידול במשקל המועסקים בענפים אלו בכלל המגזר העסקי, עובדה שאולי מצביעה על סיום תקופה.

ציור 1

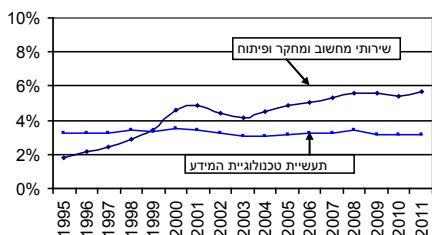
משקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע מסך המועסקים
במגזר העסקי, 1995–2011



מקור: סקרי כוח אדם, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

ציור 2

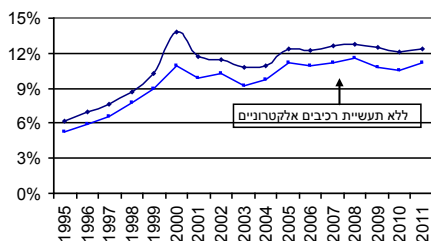
משקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע מסך המועסקים
במגזר העסקי, חלוקה לענפי תעשייה ושירותים, 1995–2011



מקור: סקרי כוח אדם, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

ציור 3

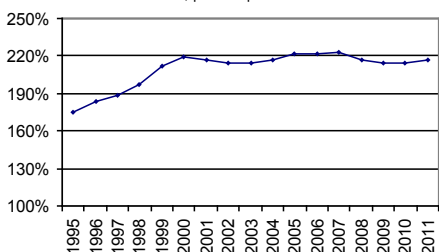
תוצר ענפי טכנולוגיית המידע בסך התוצר העסקי,
(אחוזים, על פי מחירי בסיס שוטפים*) 1995–2011



מקור: חשבונאות לאומית, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.
* המחיר ליצרן בניכוי מסים ובתוספת תמיכות

ציור 4

השכר הממוצע למשרת שכיר בענפי טכנולוגיית המידע כאחוז
מהשכר הממוצע בסקטור העסקי, 1995–2011



מקור: שכר למשרת שכיר, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

הייסוף הריאלי החד של שנת 2008 היווה זעזוע נוסף לפעילות ענפי טכנולוגיית המידע. כשני שלישים מהתפוקה של ענפי טכנולוגיית המידע מיועדים ליצוא, כך שהייסוף שהחל ב-2008 ונמשך בשנת 2010 היווה פגיעה ישירה בתוצר הנומינלי לעובד וברווחיות ענפים אלו. הייסוף של שנת 2008 היה סביר והגיוני לאחר מספר שנים של פיחות ריאלי מתמשך ועודף שיא של כ-5 אחוזי תוצר בחשבון השוטף שאליו הגיעה ישראל בשנת 2006. אולם עוצמת הייסוף והמהירות שבה הוא התרחש העלו את שאלת יכולתו של היצוא להתמודד עם הפגיעה ברווחיות.

מבחינה אמפירית, מספר עבודות בחנו את השפעתו של שער החליפין הריאלי על היצוא של ישראל. בעבודות אלו, וכן בתיבות בנושא שנכתבו בדוחות בנק ישראל, נמצא בדרך כלל קשר חלש

בין שער החליפין הריאלי ליצוא ובמיוחד ליצוא מוטה טכנולוגיה עילית.⁹ הממצאים לגבי ההשפעה המועטת של שער החליפין הריאלי על היצוא לא היו חריגים בספרות (ראה למשל Baxter and Stockman, 1989; Deckle et al., 2010), ולכן הם היו מקובלים על מרבית העוסקים בתחום אשר ניתחו את תגובת היצוא בכלל, ויצוא ענפי טכנולוגיית המידע בפרט, לייסוף. עם זאת, היה צפוי כי ייסוף חד בכל זאת ישפיע על היצוא, ובוודאי תהיה לו השפעה על הרווחיות.^{10 11} מבחינה זו, השפעתו המינורית של הייסוף של 2008 על חשבון הסחורות והשירותים (ועל פעילות ענפי טכנולוגיית המידע) בשנת 2008 ובשנים שלאחר מכן הפתיעה את קובעי המדיניות. יש לציין בהקשר זה כי בטווח הארוך קיים קושי מבני לזיהוי הקשר בין שער החליפין הריאלי והיצוא הנובע מהסיבתיות הפועלת בכיוונים מנוגדים בין שני משתנים אלו: פיחות ריאלי צפוי לפעול להגדלת היצוא, ואילו גידול ביצוא צפוי לפעול לייסוף ריאלי. מבחינה זו, כאמור, סביר כי חלק מהייסוף הריאלי של השנים 2008 ו-2010 לא היה זעזוע אקסוגני אלא תגובה של משתני המאקרו להתפתחויות החיוביות בענפי טכנולוגיית המידע בשנים שלפני 2008.

הפגיעה בענפי היצוא בכלל, ובענפי טכנולוגיית המידע בפרט, התעצמה מאוד עם פרוץ המשבר העולמי והירידה החדה בסחר העולמי החל מהרביע האחרון של שנת 2008. אולם נראה כי ענפי טכנולוגיית המידע הצליחו להתמודד בצורה נאה יחסית עם המשבר העולמי. בשנת 2009 התכווץ יצוא המוצרים והשירותים של ענפי טכנולוגיית המידע בשיעור מתון יותר מאשר הסחר העולמי, ובשנת 2010 הוא צמח בשיעור גבוה יותר מהסחר העולמי. ירידת השכר הריאלי בשיעור של כ-7 אחוזים בין השנים 2007 ל-2009 סייעה בוודאי לצמצום הפגיעה ברווחיות.

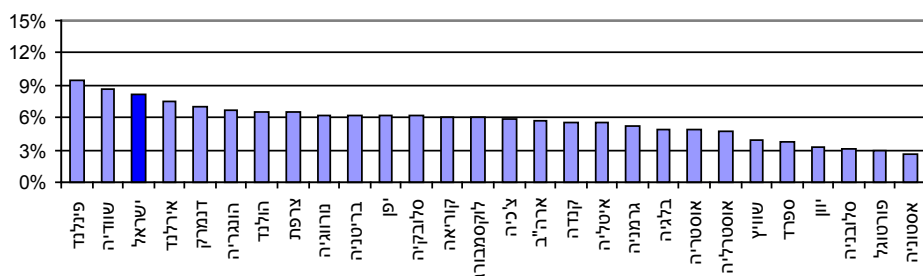
9 לביא ופרידמן (2006), בעבודה הבוחנת את הקשר בין היצוא, היבוא ושער החליפין הריאלי בין השנים 1973 ו-2004, מצאו כי ההשפעה של שער החליפין הריאלי על היצוא נחלשה מאוד מאז תכנית הייצוב, וכי ב"טווח הקצר" היא למעשה אינה קיימת. בטווח הארוך מצאו החוקרים גמישות של 0.2 בין שער החליפין הריאלי והיצוא, אם כי להערכת לביא ופרידמן קשר זה נחלש אף הוא מאז תכנית הייצוב של 1985. גמישות שבין 0.1 ל-0.2 נמצאה גם בעבודתו של לביא (1997) שעסקה בשנים 1961–1996. בדו"ח לשנת 1999 (תיבה ו-2 עמ' 203–204) נמצאה גמישות של 0.25 בין שער החליפין הריאלי ליצוא בטווח הארוך. בדו"ח לשנת 2008 (תיבה ב-3 עמ' 67–71) לא זוהה קשר סיבתי מובהק בין שער החליפין הריאלי לסך היצוא התעשייתי, אך נמצא כי שער החליפין הריאלי משפיע על ענפי התעשייה ברמת טכנולוגיה "מעורבת". ממצא זה תאם את עבודתו של סופר (2005) אשר זיהה קשר בין שער החליפין הריאלי ליצוא הסחורות רק לאחר ניכוי יצוא תעשיות טכנולוגיה עילית מהמדגם.

10 כך למשל בדו"ח בנק ישראל לשנת 2009 (עמ' 43) נכתב: "השפעת שער החליפין על כמות היצוא נבחנה במספר מחקרים ונמצאה נמוכה, אך אומדנים אלו לוקים בסימולטניות, המקשה על זיהוי הקשר הסיבתי. הסתייגות נוספת מאומדן זה היא שסביר כי השפעת שער החליפין על היצוא אינה ליניארית: לייסוף קל לא צפויה להיות השפעה משמעותית על כמות היצוא, אלא בעיקר על רמת הרווחיות, אך קשה להעריך כמותית את ההשפעה של ייסוף חד, כפי שהיה במהלך 2008, בפרט בזמן ירידת ביקושים כה חדה". טענה זו חוזרת גם בדו"ח בנק ישראל לשנת 2010 (הערת שוליים 15 בעמ' 38 שם). בדיעבד התברר (נתוני הרווחיות על פי ענפים מתפרסמים בפיגור) כי נתוני הרווחיות לשנים 2008 ו-2009 של ענפי טכנולוגיית המידע היו דווקא טובים הודות לנתוני רווחיות גבוהים של ענף שירותי המחשוב והמו"פ. הרווחיות של ענפי התעשייה של טכנולוגיית המידע נפגעה קשה באותן השנים. התפתחות דומה התרחשה גם בשנת 2002.

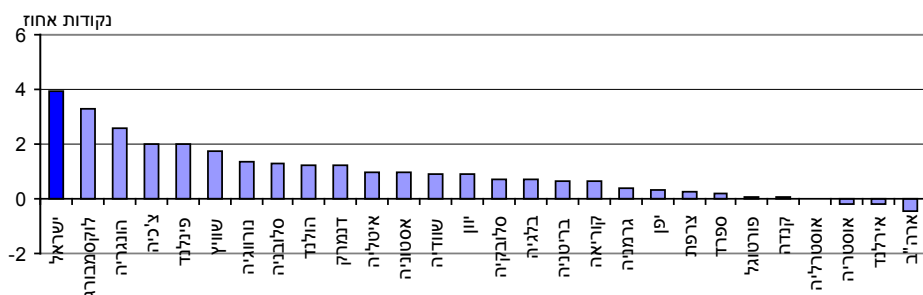
11 אחד ההסברים לקשר החלש בין שער החליפין הריאלי ליצוא הכמותי הוא שפירמות עשויות לבחור "לספוג" חלק מהשינויים בשער החליפין על ידי שינוי ה-markup שלהן, כך שהמחיר של המוצר במונחי מטבע חוץ ישתנה בשיעור מתון ביחס לשינוי בשער החליפין הריאלי ולכן גם ההשפעה על היקף היצוא היא מתונה. במקרה כזה, בתגובה לייסוף נראה ירידה מתונה ביצוא הכמותי וירידה משמעותית יותר ברווחיות. לדיון בנושא זה ראה Goldberg and Knetter (1997). תוצאותיהם העדכניות של Berman Martin and Mayer (2012) על השוק הצרפתי תומכות בגישה זו.

למרות המשברים של 2001–2003 ו-2008–2009, משקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע בסך המגזר העסקי בשנת 2011 גבוה מזה שנרשם בשנת 2000, טרם התפוצצות בועת הדוט קום. בהשוואה לשנת 1995 עלה משקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע בסך המגזר העסקי בכ-4 נקודות אחוז, ומשקל התוצר של ענפים אלו בסך התוצר העסקי עלה בקרוב ל-5 נקודות אחוז. עליות אלו הינן בולטות ביחס למדינות המפותחות והן מבטאות את ההצלחה של ענפי טכנולוגיית המידע ב-15 השנים האחרונות (ציורים 5 ו-6).

ציור 5א: משקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע בסך המגזר העסקי, שנת 2009

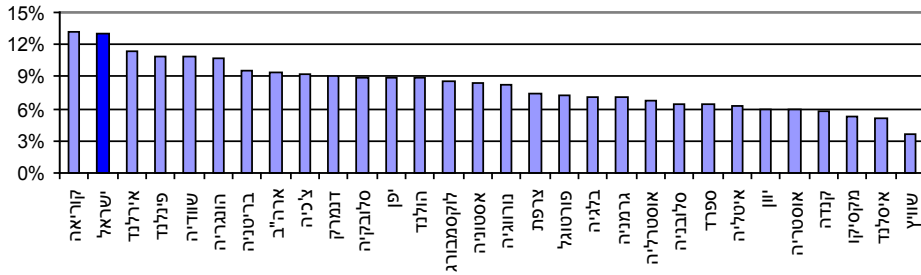


ציור 5ב: השינוי במשקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע במגזר העסקי, 1995 עד 2009

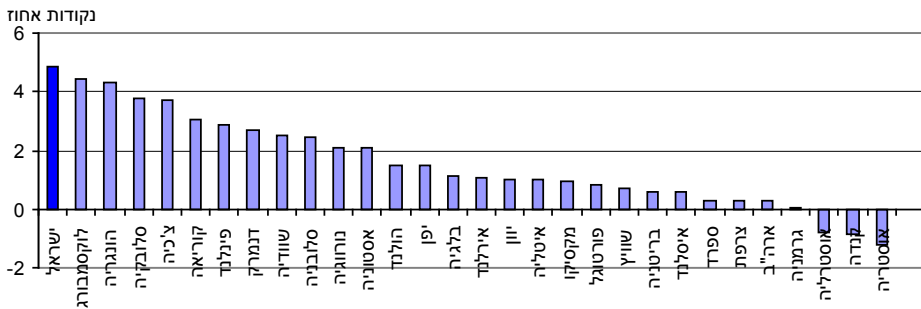


הנתונים כוללים את ענף התקשורת ואינם כוללים את ענף רכיבים אלקטרוניים וענף מחקר ופיתוח. עקב מגבלת נתונים, ההגדרה של ענפי טכנולוגיית המידע אינה חופפת בכל המדינות. לאוסטרליה נתוני 2008 ולפורטוגל נתוני 2007. יש לשים לב כי תיתכן שונות רבה ברמת ההון האנושי המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע במדינות השונות. מקור: OECD internet Economy 2012; עבור ישראל, נתוני הלמ"ס.

ציור 6א: משקל תוצר ענפי טכנולוגיית המידע בתוצר העסקי, שנת 2009



ציור 6ב: השינוי במשקל תוצר ענפי טכנולוגיית המידע בתוצר המגזר העסקי, 1995 עד 2009



הנתונים כוללים את ענף התקשורת ואינם כוללים את ענף רכישים אלקטרוניים וענף מחקר ופיתוח.
מקור: OECD Factbook 2013 ; ישראל לשנת 1995 על פי נתוני הלמ"ס.

ג. התפתחות היצע העובדים והתמורות באיכות כוח העבודה בענפי טכנולוגיית המידע

מבחינת השכלה, איכות כוח האדם המועסק בענפי טכנולוגיית המידע היא מהגבוהות במשק. כשליש מהמועסקים בענפים אלו בשנת 2011 הם בעלי משלח יד אקדמי; שלישי נוסף הם בעלי משלח יד הדורש השכלה על תיכונית וכ-10 אחוזים נוספים הם מנהלים בעלי תואר אקדמי. תמונה זו של איכות גבוהה של כוח אדם אינה חדשה לענפי טכנולוגיית המידע, אולם היא התעצמה במיוחד הודות לשינויים שהתרחשו בענפי טכנולוגיית המידע במחצית השנייה של שנות ה-90.

העלייה בפיריון העבודה ובביקוש למוצרים ולשירותים של ענפי טכנולוגיית המידע במחצית השנייה של שנות התשעים הביאה לגידול מהיר בביקוש לעובדים בענפים אלו. אולם ההון האנושי הגבוה והייחודי הנדרש לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע הקשה על גיוס עובדים ועל תאימות מלאה בין הביקוש והיצע העבודה. ברור כי הביקוש לעובדים באותן השנים נאלץ להתפשר עם היצע שלא

היה מותאם באופן מיטבי לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע, ולמעשה תהליך ההתאמה של הביקוש וההיצע של ההון האנושי בענפים אלו נמשך עמוק לתוך שנות האלפיים. בתחילה, ההיענות לביקוש לעובדים באה בעיקר מתוך אוכלוסיית הצעירים בוגרי תואר ראשון (בדרך כלל במדעי הטבע) שפנו להסבה מקצועית מתאימה, וכן מצעירים שוויתרו על לימודי התואר הראשון ובחרו ללמוד מקצועות ספציפיים המתאימים לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע (כמו למשל מתכנת, הנדסאי מחשבים או הנדסאי אלקטרוניקה). חלק נוסף של הביקוש לעובדים בענפי טכנולוגיית המידע נענה על ידי הסטה של עובדים מומחים בתחומים הרלוונטיים אשר הועסקו עד לאותה העת בענפי משק אחרים, אם כי הפוטנציאל כאן היה קטן, שכן כבר בשנת 1995 הועסקו יותר ממחצית בעלי התואר הראשון במדעי המחשב, בהנדסת מחשבים ובהנדסת חשמל ואלקטרוניקה בענפי טכנולוגיית המידע.¹²

בהמשך, ההיענות לביקוש לעובדים באה מתוך קבוצת הצעירים שהיו בשלבי החלטת על מסלול הלימודים האקדמי כשכניסתם לשוק העבודה במשלחי היד הרלוונטיים התרחשה 4 עד 6 שנים מאוחר יותר – לאחר שסיימו את לימודי התואר הראשון. מעניין לציין כי התפתחות התעסוקה ומשלחי היד בקרב יוצאי בריה"מ לשעבר בענפי טכנולוגיית המידע לא הייתה שונה באופן מהותי מזו של הישראלים הוותיקים. ככלל, משקלם של יוצאי בריה"מ לשעבר המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע בסך המועסקים (יוצאי בריה"מ לשעבר) לאורך כל 15 השנים האחרונות גבוה ב-2-3 נקודות אחוז מהנתון המקביל המתייחס לישראלים הוותיקים.

הלימודים האקדמיים התקניו לתואר ראשון במדעי המחשב ובהנדסה, שהם התארים הרלוונטיים לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע, הם 3 ו-4 שנים בהתאמה. זהו הזמן המינימלי להרחבת סך ההיצע במשק של עובדים עם הון אנושי בתחומים אלו. המדייקים יוסיפו לזמן זה את הזמן הדרוש להרשמה ללימודים (בדרך כלל חצי שנה) ואת הזמן שעובר בין השלב שבו עולה הביקוש לעובדים והשלב שבו ההיצע מתחיל להגיב.¹³

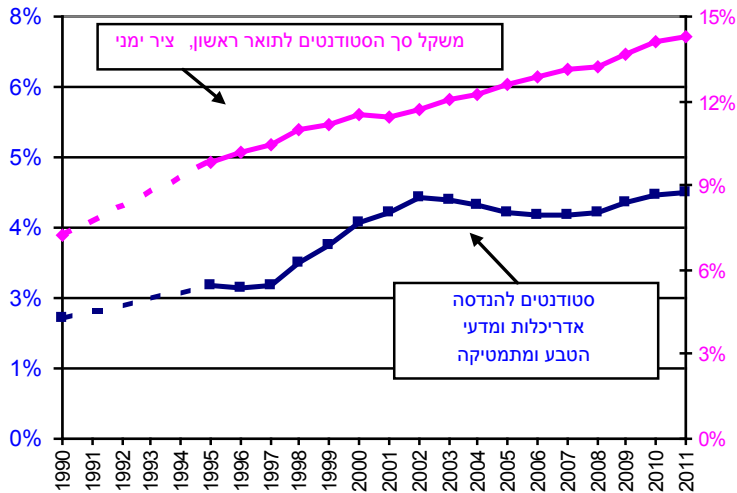
ציור 7 מציג את סך הסטודנטים לתואר ראשון והסטודנטים לתואר ראשון בתחומי ההנדסה והאדריכלות ומדעי הטבע ומתמטיקה, וכן את המועמדים לתואר ראשון כאחוז מאוכלוסיית הצעירים (גילאי 25 עד 34) בשנים 1990–2010. ציור 8 מציג נתונים מקבילים על מסיימי תואר ראשון. קצב הגידול המהיר במשקל כלל הסטודנטים לתואר ראשון נרשם לאורך כל שנות התשעים והוא ביטוי למהפכת ההשכלה הגבוהה בשנים אלו, אולם מהפכה זו לא תאמה את ההון האנושי הרצוי לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע.¹⁴ התפתחות משקל הסטודנטים לתואר ראשון בהנדסה ואדריכלות ומדעי הטבע והמתמטיקה שונה בתכלית מהתפתחות סך הסטודנטים לתואר ראשון. בראשית התקופה עלה מספר הסטודנטים בהנדסה ואדריכלות ובמדעי הטבע והמתמטיקה בקצב נמוך בהשוואה לכלל הסטודנטים לתואר ראשון, ביטוי לכך שסטודנטים לתארים אלו הושפעו פחות ממהפכת ההשכלה הגבוהה. לאחר העלייה החדה בתשואה ללימודי מקצועות ההנדסה ומדעי המחשב, במחצית השנייה של שנות התשעים, נרשם גידול חד במספר הסטודנטים הלומדים מקצועות אלו, גידול שהתבטא במספר מקבלי תואר ראשון במקצועות ההנדסה, האדריכלות והמחשבים בשנים 2001–2005.

12 בעל תואר אקדמי באחד משלושת המקצועות הללו המחזיק במשלח יד אחר אינו נכלל בספירה כאן.

13 ברמת המאקרו, מגבלת היצע מקומות לימוד במוסדות להשכלה גבוהה במקצועות הרלוונטיים עשויה לעכב את תהליך ההתאמה של הביקוש לעובדים אף מעבר לזמן הדרוש ללימודים אקדמיים רלוונטיים.

14 לתיאור השינוי בנגישות להשכלה גבוהה בישראל בראשית שנות התשעים והשינוי במספר הלומדים לתואר אקדמי בישראל בשנים אלו ראה למשל קירש (2010).

ציור 7א: הסטודנטים לתואר ראשון* וסטודנטים להנדסה ואדריכלות ובמדעי הטבע ומתמטיקה כאחוז מהאוכלוסייה בגילאי 25-34

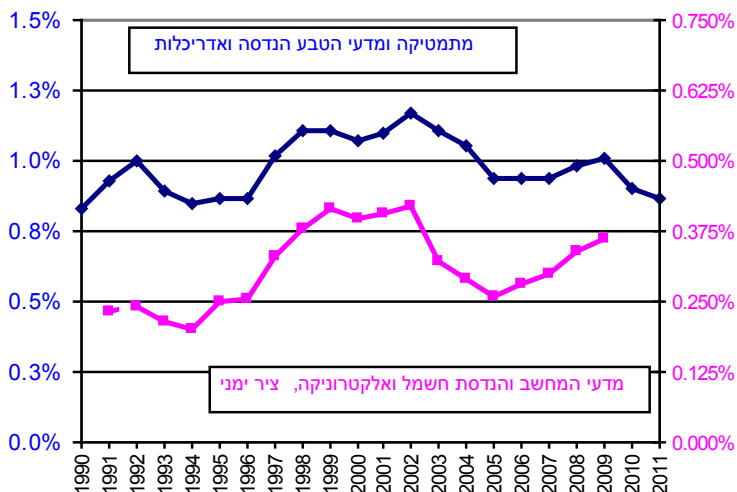


* ללא סטודנטים במכללות לחינוך.
מקור: פרסומי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, בנושא השכלה גבוהה.

מכיוון שלימודי ההנדסה כוללים מקצועות אקדמיים כמו הנדסת תעשייה וניהול שאינם ספציפיים לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע, אנו מציגים בציור נפרד את מסיימי התואר במדעי המחשב, בהנדסת מחשבים ובהנדסת אלקטרוניקה. בציור 9 ניתן לראות כי השיא של מקבלי תארים במקצועות רלוונטיים לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע הגיע בשנת 2004, יותר מ-5 שנים לאחר שחלה הקפיצה בתשואה ללימודים של מקצועות אלו, וכשלוש שנים לאחר התפוצצות בועת ה"דוט-קום". העלייה בזרם מסיימי התואר הראשון במקצועות הרלוונטיים בוודאי סייעה להאט את קצב עליית השכר הריאלי בענפים אלו בשנים 2004 עד 2007.

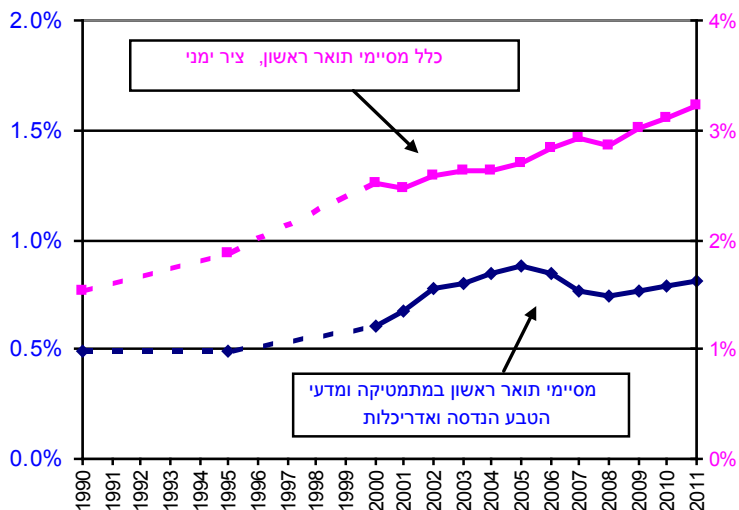
החל משנת 2006 חלה ירידה במספר מסיימי תואר ראשון במקצועות הרלוונטיים לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע, כשבולטת במיוחד הירידה במסיימי תואר ראשון במדעי המחשב. ניתן להניח כי ירידה זו נובעת ממשבר ה"דוט-קום" והירידה באטרקטיביות של מקצוע מדעי המחשב כפי שהיא נתפסה בתקופת המשבר. מכאן אנו יכולים להניח שהזעזוע השלילי שעבר על ענפי טכנולוגיית המידע בשנים 2008-2009 והירידה בביקושים העולמיים כיום יבואו לידי ביטוי בהאטה במספר מסיימי התואר הראשון במקצועות ההנדסה והמחשבים בשנים הקרובות. ירידה בסך המועמדים ללימודי תואר ראשון במתמטיקה, מדעי הטבע והנדסה ניתנת כבר לזיהוי בנתונים לשנים 2010 ו-2011.

ציור 7: מועמדים לתואר ראשון באוניברסיטאות במתמטיקה ובמדעי הטבע, בהנדסה ובאדריכלות כאחוז מהאוכלוסייה בגילאי 25-34



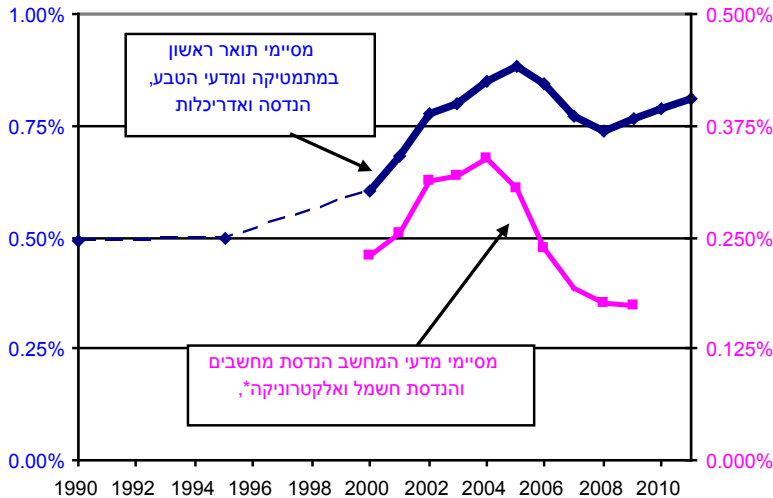
* תחום לימוד בעדיפות ראשונה על פי שנת לימודים אקדמית. למעשה המועמדים הגישו את מועמדותם שנה קודם לכן. מקור: נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

ציור 8: סך מסיימי תואר ראשון* ומסיימי תואר ראשון במתמטיקה ומדעי הטבע, הנדסה ואדריכלות כאחוז מהאוכלוסייה בגילאי 25-34



* ללא תואר ממכללות לחינוך. מקור: פרסומי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בנושא השכלה גבוהה.

ציור 9: מסיימי תואר ראשון במתמטיקה ומדעי הטבע, הנדסה ואדריכלות ומחשבים כאחוז מהאוכלוסייה בגילאי 25 - 34



* לא כולל מסיימי תואר בהנדסת מחשבים והנדסת חשמל ואלקטרוניקה במכללות האקדמיות.
מקור: פרסומי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בנושא השכלה גבוהה.

את ההתפתחויות המתוארות לעיל ניתן לראות בציור 10 המציג את משקל בעלי התואר האקדמי במדעי המחשב, בהנדסת מחשבים ובהנדסת חשמל ואלקטרוניקה המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע לצד משקל הנדסאי מחשב, טכנאי מחשב ומתכנתים בסך המועסקים בענפים אלו. בציור בולטת העלייה המהירה במחצית השנייה של שנות התשעים במשקל "הנדסאי מחשב, טכנאי מחשב, ומתכנתים" בסך המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע, ובמקביל היציבות (ואף ירידה) בבעלי משלח יד של בוגרי מדעי המחשב וההנדסה שהועסקו בענפי טכנולוגיית המידע באותן השנים.¹⁵ החל משנת 2001 ניתן לראות את העלייה במשקל המהנדסים ובעלי תואר אקדמי במדעי המחשב המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע.

על מנת לבחון את השפעת השינוי בהרכב העובדים בענפי טכנולוגיית המידע לאורך 15 השנים האחרונות על איכות כוח העבודה בענפים אלו (בשנות התשעים כניסה של זרם של מתכנתים והנדסאים ובשנות ה-2000 עלייה במשקלם של בוגרי תארים אקדמיים) בהשוואה לשינויים שהתרחשו בשאר המשק נשתמש בשיטה של Aaronson and Sullivan (2001) לאמידת השינוי באיכות כוח העבודה בישראל, שיטה אשר אומצה לאחרונה על ידי זוסמן ופרידמן (2009). על פי גישה זו, הבדלי שכר בין עובדים משמשים כאומדן להבדל באיכות העבודה שלהם, ושינויים בשכר הפוטנציאלי הממוצע (במשק או בענף כלשהו) מהווים מדד לשינויים באיכות כוח העבודה. השינויים

15 היציבות במשקל בעלי משלחי היד האקדמיים במדעי המחשב, הנדסת חשמל ואלקטרוניקה והנדסת מחשבים במחצית השנייה של שנות התשעים מבטאת גידול אבסולוטי במספר המועסקים במשלחי יד אלו באותן השנים.

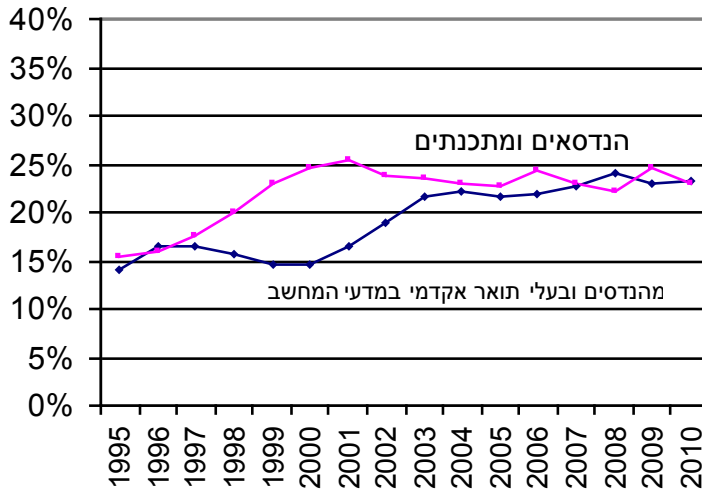
באיכות כוח העבודה בענפי טכנולוגיית המידע ובענפים נוספים במשך לשנים 1995 עד 2011 נאמדו באופן הבא: בשלב הראשון נאמדה משוואת שכר נפרדת לכל אחד מענפי המשק שלגביהם חושב מדד איכות כוח העבודה (באמצעות סקרי הכנסות לתקופה 1997 עד 2011). המשתנה המוסבר היה השכר לשעה של העובד, והמשתנים המסבירים במשוואת השכר היו גיל (המשמש ביחד עם הגיל בריבוע כאומדן לוותק המקצועי של העובד), מצב משפחתי, דת (יהודי או אחר), משתנה שנות לימוד (מקובץ ל-5 קבוצות השכלה), מוסד לימודים אחרון (יסודי, תיכון עיוני, תיכון מקצועי, ישיבה, מוסד על-תיכוני ומוסד אקדמי) ושנת עלייה (מקובץ לארבע קבוצות על פי שנת עלייה החל משנת 1990). משתני דמה שנתיים ומשתני דמה של השנה עם אינטראקציה עם שנת העלייה שימשו גם כן כמשתנים מסבירים.¹⁶ באמצעות הפרמטרים שנאמדו במשוואת השכר חושב בשלב השני השכר הפוטנציאלי לכל עובד והממוצע המשוקלל (על פי שעות עבודה) של השכר הפוטנציאלי בכל ענף (אומדני השכר הפוטנציאלי נעשו על פי סקרי כוח אדם המכילים מספר רב יותר של תצפיות). השינויים בשכר הפוטנציאלי הממוצע שימשו לבניית המדד לאיכות כוח העבודה לכל ענף.¹⁷ מדד להתפתחות איכות כוח העבודה במגזר העסקי (ללא ענפי טכנולוגיית המידע) נבנה על סמך שקלול איכות כוח העבודה בענפי המשק השונים בהתאם לתשומת העבודה של כל אחד מהם והרמה היחסית של איכות כוח העבודה של כל ענף.¹⁸

16 הושמטו מהמדגם צעירים מתחת לגיל 25, פרטים עם מעל 25 שנות לימוד, פרטים שעבדו פחות מחצי משרה ופרטים שעבדו מעל 50 שעות בשבוע. פירוט תוצאות הרגרסיות ניתן לקבל מהמחבר.

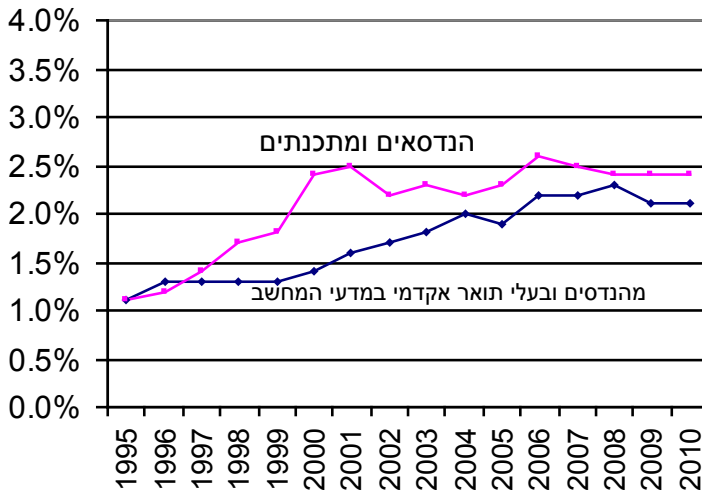
17 בשונה מעבודתם של זוסמן ופרידמן (2009), הרצנו רגרסיית שכר יחידה לכל התקופה תוך הוספת משתני דמי שנתיים. יתרונה של שיטה זו הוא בהגדלה משמעותית של מספר התצפיות בכל רגרסיה, יתרון חשוב כאשר אנו מריצים רגרסיות שכר נפרדות לענפי המשק השונים. חסרונה של שיטה זו הוא שהיא אינה מאפשרת שינוי על פני זמן בתשואה להשכלה (או בכל אחד מהפרמטרים האחרים המופיעים ברגרסיה). על מנת לבחון את איתנות התוצאות לקיבוץ התצפיות של כל השנים לרגרסיה אחת, חישבנו מדד נוסף לאיכות כוח העבודה המבוסס על רגרסיות שכר לשנים 2008–2010 ומצאנו כי התוצאות אינן רגישות לשינוי זה.

18 הצטרפות העולים מרוסיה לכוח העבודה בראשית שנות התשעים, והשכר הנמוך ששולם להם בראשית דרכם בשוק העבודה, הקטינו את איכות כוח העבודה בישראל בראשית שנות התשעים (על פי שיטת מדידה זו), אך השפעתם על השינויים באיכות כוח העבודה בתקופה הנסקרת כאן קטנה (והחל משנת 1997 היא חיובית). לצד עולים חדשים שהמשיכו להצטרף לשוק העבודה לאחר שנת 1995 (ובכך הם תרמו לירידה באיכות כוח העבודה על פי שיטת מדידה זו), עלה הוותק של העולים שכבר נכנסו לשוק העבודה והעלה את תרומתם של העולים לשוק העבודה.

ציור 10: משקל מהנדסים ובעלי תואר במדעי המחשב* ומשקל הנדסאים ומתכנתים בסך המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע**



ציור 11: משקל מהנדסים ובעלי תואר אקדמי במדעי המחשב* ומשקל הנדסאים ומתכנתים בסך המועסקים במשק**



*הכוונה לבעלי משלחי היד "מנתחי מערכות ובעלי משלח יד אקדמי במדעי המחשב", "מהנדסי מחשבים" ו"מהנדסי חשמל ואלקטרוניקה".
 ** בעלי משלח היד "הנדסאי מחשב, טכנאי מחשב, ומתכנת". מקור: עיבודי המחבר לנתוני סקרי כוח אדם.
 מקור: סקרי כוח אדם, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

ציורים 12 ו-13 מציגים את תוצאות האמידה של השינויים במדד איכות כוח העבודה בענפי טכנולוגיית המידע ובענפי משק נבחרים נוספים. מהציורים ניתן לראות עלייה לאורך זמן באיכות כוח העבודה במשק, עלייה המבטאת בעיקר את העלייה ברמת ההשכלה של המשתתפים בכוח העבודה. איכות כוח העבודה בענפי טכנולוגיית המידע נותרה יציבה בין השנים 1995 ו-1998; היא יורדת מעט בשנתיים שלאחר מכן; עולה בקצב מהיר החל משנת 2001 ועד ל-2005; וממשיכה במגמת עלייה תוך תנודתיות בשנים שלאחר מכן. התפתחות זו בענפי טכנולוגיית המידע היא ביטוי להתפתחות הביקוש לעבודה והתעסוקה בענפים אלו לאורך חמש עשרה השנים האחרונות.¹⁹ במחצית השנייה של שנות התשעים, לנוכח הגיוס המאסיבי של עובדים שאינם מהנדסים או בעלי תואר במדעי המחשב לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע, לא נרשמה עלייה באיכות כוח העבודה בענפים אלו ובחלק מהשנים אף נרשמה ירידה. בהמשך השנים, כאשר החלה זרימה של מסיימי תואר ראשון במקצועות הרלוונטיים לעבודה בענפי טכנולוגיית המידע והואט קצב גיוס העובדים, נרשמה קפיצה באיכות כוח העבודה על פי החישוב לעיל. העלייה באיכות כוח העבודה בענפי טכנולוגיית המידע בין השנים 2000 ו-2011 בולטת גם בהשוואה לענפי משק חשובים אחרים כגון התעשייה (ללא תעשיית טכנולוגיית המידע), המסחר, שירותי האוכל והבנקאות. בהתחשב בכך שמשקל האקדמאים שהועסקו בענפי טכנולוגיית המידע בשנת 1995 היה גבוה בהשוואה לכל אחד מענפי המשק שצינו לעיל, העלייה באיכות כוח העבודה בענפי טכנולוגיית המידע מאז שנת 1995 היא משמעותית.²⁰

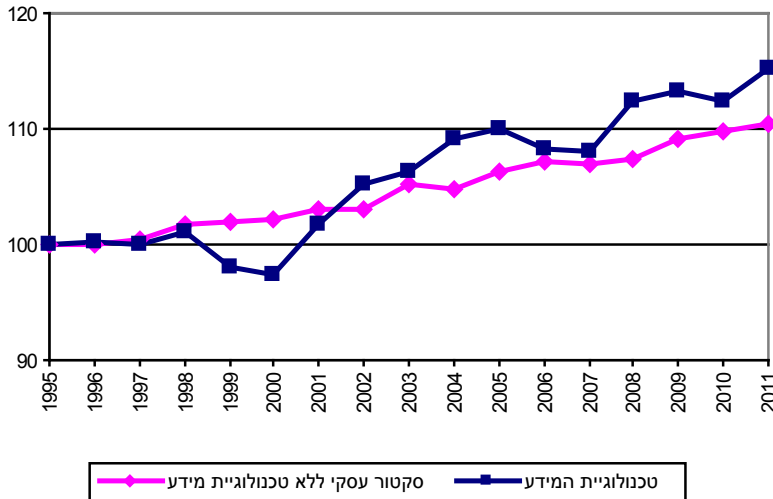
הנחה מרכזית של השיטה המוצגת לחישוב איכות כוח העבודה היא שתכונות כוח העבודה הידועות לנו לגבי העובד הן התכונות המרכזיות לקביעת שכרו, ושלא חל שינוי בהתפלגות בקרב העובדים של תכונות שאינן נצפות ואשר רלוונטיות לאיכות כוח העבודה בתקופה שהמחקר מתייחס אליה. אין דרך אמיתית להתמודד עם בעיה זו, אך הוספת משתני משלח היד ("אקדמי" ו"בעלי מקצועות חופשיים או טכניים") עשויה לסייע להתמודד עם הבעיה, לפחות באופן חלקי, שכן משלח היד מושפע מהערכת המעסיק את יכולותיו של העובד. בדיקות האיתנות שבצענו מצביעות על כך שהוספת משתנה משלח יד "אקדמי" ומשלח יד "בעלי מקצועות חופשיים או טכניים" לא הביאה לשינוי משמעותי בתוצאות.

הנחה מרכזית נוספת היא שהשכר מבטא בצורה מיטבית את איכות תשומת העבודה. לגבי ענפי טכנולוגיית המידע, שבהם השפעה של ארגוני עובדים כמעט שאינה קיימת, נראה שהנחה זו היא סבירה מאוד. על פי התפתחות השכר בכלל הסקטור העסקי לאורך העשור האחרון נראה כי גם לגבי מרביתו הנחה זו היא סבירה. העובדה שתוצאות דומות לגבי התפתחות כוח העבודה בישראל התקבלו כשהחישובים התבססו על נתוני שכר לשנים 2008–2010 מחזקת הערכה זו.

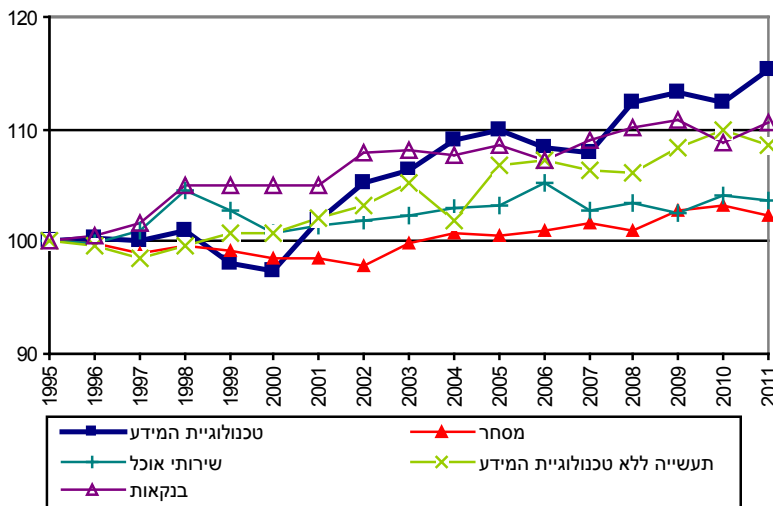
19 בתקופת המדגם החלו חברות רב לאומיות לתפוס נתח משמעותי כמעסיקות בענפי טכנולוגיית המידע, וככל הנראה משכו את השכר בענף כלפי מעלה. שינויים בשכר אינם צפויים להשפיע על המדד לאיכות כוח העבודה המחושב כאן. פעילות החברות הרב לאומיות עשויה להשפיע על המדד לאיכות כוח העבודה במידה שהפרמיה לתכונות של הפרט שהן משלמות לעובדים שונה מזו של המעסיקים הישראליים.

20 מכיוון שאיכות כוח העבודה בענף כלשהו מושפעת בעיקר ממשקל האקדמאים המועסקים בו, ומכיוון שקיימת תקרה למשקל זה, ככל שמשקל האקדמאים גדול יותר כך קיים קושי להמשיך ולשפר את איכות כוח העבודה המועסק בענף.

ציור 12: מדד לאיכות כוח העבודה, ענפי טכנולוגיית המידע בהשוואה לשאר המגזר העסקי, * 1995 עד 2011



ציור 13: מדד לאיכות כוח העבודה, ענפי טכנולוגיית המידע וענפים נבחרים אחרים, * 1995 עד 2011



* שינויים במשקל היחסי של ענפי המשק, ופערים ביניהם ברמת איכות כוח העבודה, מאפשרים תמונה שלפיה העלייה באיכות כוח העבודה בכלל המגזר העסקי גבוהה יחסית לעלייה באיכות כוח העבודה בכל אחד מהענפים בנפרד. מקור: עיבודי המחבר, על פי נתונים של סקרי הכנסות וסקרי כוח אדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

ד. ייחודיות ההון האנושי בענפי טכנולוגיית המידע

70 אחוזים מהמועסקים במשלחי יד אקדמיים בענפי טכנולוגיית המידע הם בעלי אחד משלושת משלחי היד הבאים: "מנתחי מערכות ובעלי משלח יד אקדמי במדעי המחשב", "מהנדסי מחשבים" ו"מהנדסי חשמל ואלקטרוניקה" (נתוני 2011). נתון זה כשלעצמו מעיד על סוג ההון האנושי הספציפי המועסק בענפי טכנולוגיית המידע והמהווה את המנוע העיקרי של פעילות ענפי טכנולוגיית המידע. אלא שלא זו בלבד; בעלי התואר במדעי המחשב ומהנדסי המחשבים, החשמל והאלקטרוניקה מועסקים באופן כמעט בלעדי בענפי טכנולוגיית המידע: יותר מ-65 אחוזים ממנתחי המערכות ובעלי משלח יד אקדמי במדעי המחשב בישראל מועסקים בענפים אלו; יותר מ-55 אחוזים ממהנדסי החשמל והאלקטרוניקה, וקרוב ל-80 אחוזים ממהנדסי המחשבים (לוח 4).²¹ מכיוון שעיסוק במשלחי יד אלו מחייב לימודים אקדמיים ספציפיים אנו יכולים להסיק מההתרכזות של בעלי משלחי היד הללו בענפי טכנולוגיית המידע על הייחודיות של ההון האנושי של העוסקים בענפי טכנולוגיית המידע.

לוח 3: התפלגות התעסוקה על פי ענפי משק של משלחי יד נבחרים בענפי טכנולוגיית המידע, 1995 ו-2011 (אחוזים, נתוני 1995 מוצגים בסוגריים מרובעים)

שירותי מחקר ופיתוח (ענף 73)	שירותי מחשוב (ענף 72)	ציוד לבקרה ולפיקוח (ענף 34)	ציוד תקשורת אלקטרוני (ענף 33)	רכיבים אלקטרוניים (ענף 32)	סה"כ ענפי טכנולוגיית המידע (32-34, 72-73)
100 (32,000)	100 (91,900)	100 (34,800)	100 (8,400)	100 (24,800)	100 (192,700)
34 [4]	72 [63]	19 [20]	28 [20]	22 [12]	48 [29]
16 [0]	14 [7]	0 [1]	1 [0]	2 [0]	8 [3]
12 [2]	1 [1]	12 [11]	13 [11]	11 [6]	6 [6]
8 [0]	11 [11]	3 [3]	6 [3]	4 [2]	8 [5]
9 [1]	46 [43]	4 [4]	8 [5]	5 [4]	25 [15]
66 [96]	28 [37]	81 [80]	72 [80]	78 [88]	52 [71]

מקור: עיבודי המחבר לסקרי כוח אדם.

21 בעל תואר אקדמי באחד משלושת המקצועות הללו המחזיק במשלח יד אחר אינו נכלל בספירה כאן.

לוח 4: התפלגות התעסוקה של מהנדסי מחשבים ואלקטרוניקה והנדסאי מחשב ומתכנתים בענפי המשק, 1995 ו-2011 (אחוזים, נתוני 1995 מוצגים בסוגריים מרובעים)

הנדסאי מחשב, טכנאי מחשב ומתכנתים (130)	מהנדסי מחשבים (027)	מהנדסי חשמל ואלקטרוניקה (023)	מנתחי מערכות ובעלי משלח יד אקדמי במדעי המחשב (015)	משלחי יד מרכזיים בענפי טכנולוגיית המידע*	
100 (78,400)	100 (19,000)	100 (21,700)	100 (24,500)	100 (143,700)	כלל המשק
61 [57]	79 [63]	57 [47]	66 [46]	64 [54]	מועסקים בתעשיית טכנולוגיית המידע ושירותי מחשב, מחקר ופיתוח
4 [9]	15 [20]	36 [41]	3 [8]	13 [19]	תעשיית טכנולוגיית המידע
57 [48]	64 [43]	21 [5]	63 [38]	52 [36]	שירותי מחשב, מחקר ופיתוח
39 [43]	21 [37]	43 [53]	34 [54]	36 [46]	מועסקים בתעשיות אחרות

* כולל: מנתחי מערכות ובעלי משלח יד אקדמי במדעי המחשב (015), מהנדסי חשמל ואלקטרוניקה (023), מהנדסי מחשבים (027) והנדסאי מחשב, טכנאי מחשב ומתכנתים (130). מקור: עיבודי המחבר לסקרי כוח אדם, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

משלח יד חשוב נוסף בענפי טכנולוגיית המידע הוא "הנדסאי מחשב, טכנאי מחשב ומתכנת". יותר מ-60 אחוזים מהמועסקים במשלח יד זה מועסקים בענפי טכנולוגיית המידע, כשיותר ממחצית מהם הם בעלי תואר ראשון לפחות. ההכשרה לעבודה במשלח יד של "הנדסאי מחשב, טכנאי מחשב ומתכנת" אמנם קצרה יותר מהכשרה אקדמית, אך גם היא משמעותית ועורכת בדרך כלל בין שנה לשנתיים. לכן גם בהתייחס להנדסאים ומתכנתים ניתן לומר כי ההתרכזות שלהם בענפי טכנולוגיית המידע תומכת בהערכה שההון האנושי בענפי טכנולוגיית המידע הוא ייחודי. בסה"כ, בשנת 2011, 48 אחוזים מהעובדים בענפי טכנולוגיית המידע החזיקו באחד מארבעת משלחי היד שצוינו לעיל. ייחודיות ההון האנושי בענפי טכנולוגיית המידע הייתה קיימת כבר בשנות התשעים, אך ברמה המצרפית היא התעצמה מאוד לאורך 15 השנים האחרונות. בשנת 1995 כ-54 אחוזים מבעלי משלחי היד "מנתחי מערכות ובעלי משלח יד אקדמי במדעי המחשב", "מהנדסי חשמל ואלקטרוניקה", "מהנדסי מחשבים" ו"הנדסאי מחשב, טכנאי מחשב ומתכנתים" הועסקו בענפי טכנולוגיית המידע. נתון זה לשנת 2011 עמד על 64 אחוזים – גבוה בכ-10 נקודות אחוז בהשוואה לשנת 1995. חשוב לציין כי עלייה זו התרחשה תוך הכפלתם של המועסקים במשלחי יד אלו בכלל המועסקים במשק. תופעה זו של התמקצעות היא חלק משינוי מבני שהתרחש בענפי טכנולוגיית המידע, כמו גם בענפים נוספים במשק. לנוכח משקלם הגבוה של המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע בקרב בעלי משלחי יד ספציפיים ועם הון אנושי גבוה ניתן לומר כי ברמת המאקרו אין לבעלי משלחי יד אלו הרבה חלופות לעבודה מחוץ לענפי טכנולוגיית המידע.

ציורים 14 ו-15 מציגים את התפתחות משקל משלחי היד האקדמיים בענפי טכנולוגיית המידע בהשוואה לענפים אחרים במשק. ציורים אלו נותנים ממד נוסף למידת ההתמקצעות שהתרחשה בענפי טכנולוגיית המידע בהשוואה לענפים אחרים במשק. ניתן לראות כי בין שנת 2001 לשנת 2011 עלה משקלם של העובדים בעלי משלח יד אקדמי בענפי טכנולוגיית המידע מ-24 אחוזים לכ-33 אחוזים. לשם השוואה, בשאר הסקטור העסקי עלה משקלם של העובדים בעלי משלח יד אקדמי מ-5.5 אחוזים ל-9 אחוזים בלבד. ענף בולט אחר שבו התרחשה עלייה במשקל המועסקים בעלי משלח יד אקדמי הוא ענף הבנקאות. בענף זה משקל המועסקים בעלי משלח יד אקדמי עלה בין השנים 2004 ו-2011 ב-8 נקודות אחוז.

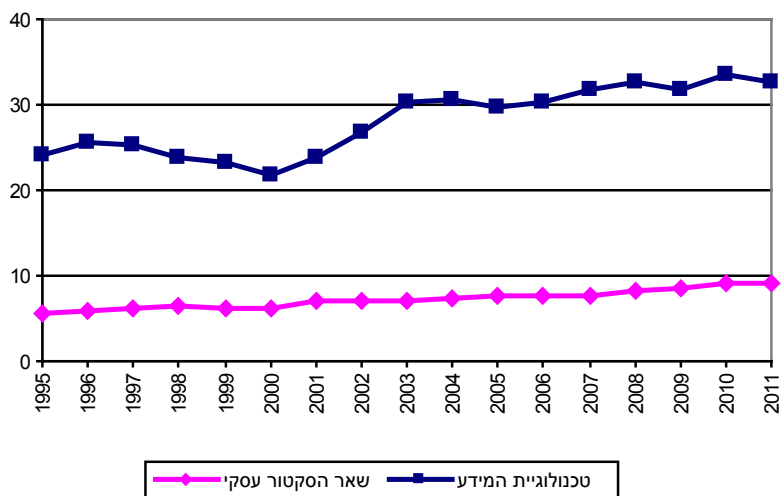
ה. השכר וגמישות השכר

כפי שתיארנו בסעיף 2 לעיל, השכר הריאלי למשרת שכיר בענפי טכנולוגיית המידע עלה במחצית השנייה של שנות התשעים ביותר מ-50 אחוזים, ורמתו ביחס לשכר למשרת שכיר בשאר הסקטור העסקי קפצה בכ-25 אחוזים. עלייה זו בשכר היחסי בענפי טכנולוגיית המידע נבלמה אמנם בשנת 2001, אך רמתו נותרה גבוהה ויציבה יחסית עד היום. לא קל להסביר שינוי זה בד בבד בשכר היחסי בענפי טכנולוגיית המידע במודל שכר תחרותי. לשם כך נצטרך להניח כי חלה עלייה בתכונות המתוגמלות בשכר בקרב המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע (ביחס לשאר המועסקים במשק) ו/או כי התשואה לתכונות של המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע עלתה בתקופה הרלוונטית. לגבי תכונות המועסקים, אכן הראינו בסעיף הקודם כי בענפי טכנולוגיית המידע הן השתפרו בכ-5 אחוזים (במונחי שווי שכר) ביחס לשאר המגזר העסקי. לגבי התשואה לתכונות אין בידינו נתונים, אם כי אינטואיטיבית נראה סביר שהתשואה לתכונות של בעלי תואר בהנדסה או במחשבים עלתה בסוף שנות ה-90.

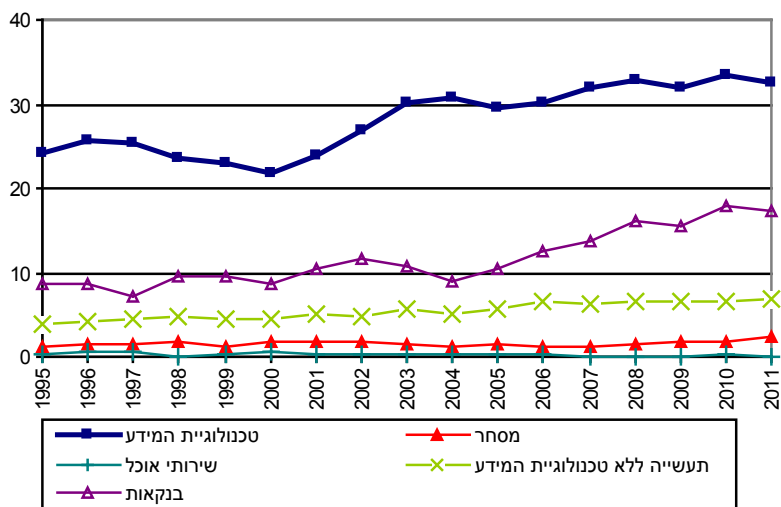
במסגרת מודל שכר תחרותי, ניתן לדבר גם על שינויים שהתרחשו בתנאי העבודה או בסיכונים של העובדים בענפי טכנולוגיית המידע, שינויים שבתמורה להם עלה השכר שלהם (ומספר העובדים בענף התאים את עצמו כך שהשכר לא יחרוג מהתפוקה השולית של העובד). כך למשל, ייתכן כי העובדים בענפי טכנולוגיית המידע רואים עצמם חשופים לסיכונים הנובעים מאופי הענף, כמו קריירה קצרה יותר, או שינויים תכופים בשכר, סיכונים שהתגברו בעשור האחרון. מבחינת תנאי עבודה, ניתן לחשוב גם על עלייה בתנאי הלחץ שבהם נמצאים העובדים בענפי טכנולוגיית המידע. הסבר נוסף לעלייה בפערי השכר בין המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע ושאר השכירים במשק, מעבר להסברים שתוארו לעיל, נעוץ בשיתוף העובדים ברווחיות הענף (rent-sharing). על פי גישה זו, ייתכן קיומם של פערי שכר בין ענפים, פערים העשויים להשתנות בהתאם לשינויים ברווחיות של הענפים השונים.²² ייחודיות ההון האנושי בענפי טכנולוגיית המידע, והעובדה שלמועסקים בתחום

22 גישה זו מרחיקה אותנו ממדלים של שכר תחרותי, לפחות בטווח הקצר. בטווח הארוך יותר שוויון השכר יתקבל עם הצטברותם של עובדים צעירים לשוק העבודה.

ציור 14: משקל המועסקים בעלי משלח יד אקדמי, ענפי טכנולוגיית המידע בהשוואה לשאר המגזר העסקי, 1995 עד 2011



ציור 15: משקל המועסקים בעלי משלח יד אקדמי, ענפי טכנולוגיית המידע וענפים נבחרים נוספים, 1995 עד 2011



מקור: עיבודי המחבר לסקרי כוח אדם, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

אין בדרך כלל אלטרנטיבות תעסוקה טובות מחוץ לענפים אלו, תומכות בהערכה שגישה זו מתאימה להתפתחות השכר בענפי טכנולוגיית המידע.²³

ממצאים אמפיריים מהעולם תומכים בקיומו של קשר בין השכר בענף מסוים והרווחיות של הענף. Holmlund and Zetterberg (1991) מצאו קשר כזה לגבי ארה"ב, ובמידה פחותה לגבי גרמניה. לגבי המדיניות הנורדית הם הגיעו למסקנה כי קשר כזה אינו קיים; (Guiso et al. (2005), בעבודה על המשק האיטלקי, הראו כי כ-15 אחוזים מהשונות בשכר של העובדים נובעת מזעזועים פרמננטים שסופגת הפירמה; עבודותיהם של Cardoso and Portela (2009) עם נתונים מפורטוגל ו-Guertzen (2009) עם נתונים מגרמניה חיזקו את ממצאיהם של Guiso et al., תוך שהם מוצאים שההסתברות לפשיטת רגל של הפירמות ואי קיומם של הסכמי שכר קיבוציים מגדילים את הקשר שבין השכר והזעזועים שסופגת הפירמה.^{24 25}

תוצאות אלו תואמות ממצאים אחרים לגבי קשיחות השכר כלפי מטה המראים כי זו מוחלשת ככל שהשפעת איגודי העובדים קטנה יותר, ושהסכמי השכר מתנהלים ברמות נמוכות יותר (למשל ברמת הפירמה ולא ברמת הענף) כפי שקיים בענפי טכנולוגיית המידע [Messina et al. (2010); Knoppik and Beissinger (2009); Dickens et al. (2007)]. נציין, כי הממצאים האמפיריים לגבי קשיחות השכר מתייחסים לעובדים נשאים, כך שבענף שקיימת בו ניידות עובדים גבוהה, קשיחות זו הופכת להיות פחות חשובה והתאמות השכר ברמת הפירמה עשויות להתרחש באמצעות גיוס עובדים חדשים ברמות שכר נמוכות יותר. ממצא אמפירי מעניין נוסף עולה בעבודתם של Messina et al. (2010) ולפיו ככל שהתחרות בשוק המוצרים גבוהה יותר כך קשיחות השכר של העובדים בענף כלפי מטה נמוכה יותר.²⁶ ממצא זה תומך בקשיחות נמוכה של השכר בענפי טכנולוגיית המידע (הנמצאים בתחרות חזקה בשווקים הבינלאומיים) וביכולת של פירמות בענף לשנות את השכר בהתאם לרווחיות.

שאלת ההתאמה של השכר בענפי טכנולוגיית המידע בתגובה לזעזוע בפריון לעובד בענף היא בעיקרה שאלה אמפירית, כאשר במקרה של זעזוע שלילי, ההתאמה תושפע בין היתר ממידת קשיחות השכר כלפי מטה. לא ידוע לי על עבודה אמפירית אשר בחנה את מידת קשיחות השכר כלפי מטה בישראל, ובפרט בענפי טכנולוגיית המידע, אם כי רמז לכך שכלל שההשכלה גבוהה יותר וההון האנושי ייחודי יותר קשיחות השכר כלפי מטה נמוכה יותר ניתן למצוא אצל זוסמן ולביא (2005).

23 לממצאים אמפיריים על הפסד ההון האנושי הכרוך במעבר בין סקטורים ראה Sullivan (2010) Parent (2000) ו-Neal (1995). Rogerson (2005) מראה, תחת ההנחה כי קיימת לעובד עלות מעבר בין סקטורים, כי בשיווי משקל העובדים הקיימים אינם מחליפים סקטורים, וכי שינוי מבני מתרחש דרך עובדים חדשים הנכנסים לשוק העבודה.

24 Gamber (1988) אכן מראה במודל תיאורטי כי כאשר ההסתברות לפשיטת רגל נלקחת בחשבון העובדים בפירמה יהיו מוכנים להשתתף בספיגת זעזוע שלילי שהפירמה סופגת. מבחינה זו, העובדה שחלק השכר בתוצר בענפי טכנולוגיית המידע הוא גבוה מהוה לחץ נוסף על העובדים להשתתף בספיגה של זעזוע שלילי בענף, שכן ללא התאמה של השכר, ההסתברות לפשיטת רגל כתוצאה מזעזוע שלילי עלולה להיפך למשמעותית.

25 Lagakos and Ordenez (2011) מצאו שעובדים בעלי השכלה גבוהה הננים מביטוח שכר גבוה יותר (כלומר השכר מושפע פחות מזעזועים לפריון) הודות להפסד השכר הגבוה יותר במקרה שהם מפוטרים ומחליפים ענף. במידה שממצא זה נכון גם למשק הישראלי, משמעותו היא כי שיתוף העובדים ברווחיות תהיה קיימת בעוצמה גם בענפי משק אחרים. ההסכמה של העובדים במגזרים נרחבים במשק להפחתת שכר במשברים של 2002 ו-2009 מעידה כי השתתפות ברווחיות בישראל מתקיימת בענפי המשק השונים ולא דווקא רק בענפי טכנולוגיית המידע.

26 למעשה תיתכן גם סיבתיות הפוכה שלפיה ענפים הסובלים מזעזועים חריפים יחסית יוכלו לצמוח רק במידה שקיימת גמישות תעסוקתית.

בעבודתם, זוסמן ולביא מצאו כי היחס בין האבטלה של עובדים מיומנים לאבטלה של עובדים לא-מיומנים משפיע שלילית על השכר במשק.²⁷ כלומר, ברמת המאקרו, זעזוע שלילי הפוגע בעובדים המיומנים יתמוך בירידת שכר יותר מאשר זעזוע דומה שיספגו העובדים הלא-מיומנים.

האפשרות שהשכר בענפי טכנולוגיית המידע מושפע מהתפתחות הפיריון בענף הוזכרה כבר בעבר תחת ההנחה שהקושי בניידות בין ענפים (הפסד השכר) הוא המסייע לכך. כך למשל בדו"ח בנק ישראל (2011) נעשה שימוש במושג "כלכלה דואלית" לתיאור הפער בין השכר בענפים עתירי הטכנולוגיה המעסיקים חלק קטן מכלל העובדים במשק לשאר המגזר העסקי, והועלתה ההשערה שהפחתת שכר משמשת דרך להתמודדות עם פגיעה אפשרית ברווחיות בענפי היצוא (שענפי טכנולוגיית המידע הם רכיב מרכזי בהם). השערה דומה הועלתה על ידי לביא ופרידמן (2006) בהתייחסם לקשר החלש שהם מצאו בין שער החליפין הריאלי ליצוא, אך ספק אם הכותבים אכן האמינו כי השכר של העובדים בסקטור היצוא יכול להתפתח באופן שונה מהשכר בענפים המקומיים.²⁸ הערכה לכך ששכרם של העובדים בסקטור היצוא נשחק ביחס לשכרם של העובדים בסקטור המוכון לשוק המקומי כתוצאה מהייסוס של 2008 נמצאה גם בניתוח שנעשה בבנק ישראל בשנת 2008 לגבי רוחיות היצוא התעשייתי.²⁹

תמיכה עקיפה לשכר גבוה המשולם בענפי טכנולוגיית המידע, המבטא רוחיות בענף מעבר להבדלים בתכונות העובדים, אנו מקבלים מקובץ נתונים חדש של הלמ"ס הכולל נתוני שכר ומקצוע לימוד אקדמי של צעירים בשנותיהם הראשונות בשוק העבודה. הקובץ כולל את כל הסטודנטים שהחלו ללמוד לתואר ראשון בין שנת הלימודים תשנ"ט (1998/9) לתשס"א (2000/1). ייחודו של הקובץ הוא בכך שהוא כולל את הציון הפסיכומטרי עבור הפרטים הנכללים בו.³⁰ ציון זה מהווה מדד (אמנם חלקי) ליכולות של הפרט, והוא מאפשר לייחס את פערי השכר (או לפחות את חלקם) לפערי שכר בין מקצועות לימוד שונים, ובמידה חלקית גם להבדלי השכר בין ענפים שונים.³¹ לקובץ החדש של הלמ"ס שני יתרונות בולטים על פני סקרי ההכנסות של הלמ"ס. ראשית, הוא איננו סקר אלא הוא כולל את נתוני השכר של שלושה מחזורי לימוד שלמים. יתרון זה מתבטא במספר רב של תצפיות לקבוצה הומוגנית יחסית של פרטים (צעירים, בעלי תואר אקדמי ובעלי ותק מקצועי דומה). יתרון זה הוא חשוב, שכן שונות השכר בין פרטים היא גבוהה ומחייבת מספר רב

27 הפרשנות של זוסמן ולביא לממצא זה הייתה מעט שונה מכיוון שהיא התייחסה לתגובה של עליית שכר במקרה של גידול בביקוש לעבודה. כאן אנו מתייחסים למקרה ההפוך של ירידה בביקוש לעבודה מיומנת, ומכיוון שהיצע העבודה קשיח יחסית בקרב העובדים עם הון אנושי ייחודי נצפה לראות ירידות שכר. מעניין לציין כי זוסמן ולביא מצאו כי השפעתו של משתנה זה הייתה חזקה יותר לפני תכנית הייצוב מאשר אחריה. פרשנות אפשרית לירידה בהשפעת יחסי האבטלה בין עובדים מיומנים לעובדים לא-מיומנים על השכר הממוצע במשק היא שהפער בגמישות השכר בין עובדים מיומנים לעובדים לא-מיומנים הצטמצם לאורך השנים, כאמור, הודות להיחלשות כוחם של העובדים ושיתוף הפעולה של העובדים עם מעסיקיהם בעיתות משבר. על פי גישה זו, סביר כי כיום הפער בגמישות השכר בין עובדים מיומנים לעובדים לא-מיומנים אף נמוך יותר מזה שנמצא בזמנו על ידי זוסמן ולביא.

28 ההשערה שלביא ופרידמן העלו הייתה שתכונות העובדים (כגון השכלה והון אנושי) במגזר הסחיר שונות מאוד מתכונות העובדים במגזר הלא-סחיר, ולפיכך הקשר בין שכר העובדים בשני המגזרים חלש.

29 ההתפתחויות הכלכליות בחודשים האחרונים, 122, עמ' 31–33, בנק ישראל, 2008.

30 לפרטים שנבחנו יותר מפעם אחת במבחן הפסיכומטרי, הציון הפסיכומטרי בקובץ הוא הציון במבחן האחרון. המשמעות היא שפרטים בעלי מוטיבציה ללמוד מקצועות שקשה להתקבל אליהם (עקב היצע מוגבל) צפויים לקבל ציון פסיכומטרי גבוה יותר.

31 הקובץ אינו מאפשר לזהות את ענפי טכנולוגיית המידע, אך הודות לדומיננטיות של מקצועות ההנדסה ומדעי המחשב בענפים אלו ניתן לבדוד אותם משאר הענפים בצורה יחסית טובה.

של תצפיות על מנת לזהות פערים מובהקים בשכר בין קבוצות פרטים דומות יחסית. בנוסף, ציון הפסיכומטרי שמשמש כמדד ליכולת הפרטים אינו קיים בסקרי ההכנסות. לוח 5 מציג את השכר הממוצע והשכר החציוני של גברים שסיימו תואר ראשון ולא המשיכו ללמוד לתואר שני, בשנה השלישית לאחר סיום התואר הראשון, על פי מקצוע הלימוד ותוצאות המבחן הפסיכומטרי. השכר שלפיו חושב השכר הממוצע והשכר החציוני הוא על פי השכר החודשי הממוצע של כל פרט (לשנה קלנדרית, בהתאם למספר החודשים שהפרט עבד), כשהוא אינו כולל הכנסות כעצמאי (במידה שהיו) ואינו לוקח בחשבון את מספר שעות העבודה לשבוע שעבד כל פרט.³² כאמור, יתרון בולט בהשוואה זו הוא ההומוגניות בוותק ובאיכות העובדים יחסית להשוואות שכר הנעשות באמצעות סקרי הכנסות או נתוני שכר למשרת שכיר של הביטוח הלאומי.

לוח 5: השכר של גברים בוגרי תואר ראשון בשנה השלישית שלאחר סיום התואר, על פי מקצוע הלימוד והציון במבחן הפסיכומטרי שלוש שנים לאחר סיום התואר¹

משקל המועסקים בענפי יצוא (2010) ⁵		כלל הבוגרים		בעלי פסיכומטרי ⁶		בעלי פסיכומטרי ⁶	
				679-640		800-680	
שכר ממוצע	שכר חציוני	שכר ממוצע	שכר חציוני	שכר ממוצע	שכר חציוני	שכר ממוצע	שכר חציוני
0	8,312	7,653	פחות מ-20 תצפיות	7,819	שכר ממוצע	7,741	שכר חציוני
	σ=5,176	n=301		σ=5,412		n=86	
1	8,964	8,280	8,966	8,957	8,634	8,752	
	σ=5,592	n=117	σ=3,560	σ=4,338	n=27	n=39	
5	9,313	8,325	10,347	9,484	9,806	7,649	
	σ=5939	n=936	σ=6,352	σ=6,734	n=95	n=193	
2	10,533	9,246	11,905	12,534	9,720	11,088	
	σ=7,256	n=1,567	σ=12,433	σ=7,692	n=184	n=272	
0	10,016	10,441	9,992	10,071	9,687	10,362	
	σ=4,672	n=234	σ=4,162	σ=5,656	n=48	n=43	
3	12,712	11,332	13,315	14,121	13,005	13,469	
	σ=8,113	n=446	σ=7,581	σ=6,837	n=68	n=107	
1	12,670	11,554	14,133	13,689	13,125	12,269	
	σ=7,924	n=1,544	σ=8,583	σ=7,974	n=325	n=560	
	13,381	11,683	14,980	14,079	13,818	12,008	
	σ=9,124	n=1,384	σ=8,406	σ=9,457	n=212	n=188	

בעלי פסיכומטרי ⁶ 800–680		בעלי פסיכומטרי ⁶ 679–640		כלל הבוגרים		משקל המועסקים בענפי יצוא (2010) ⁵	
14,057 n=204	14,812 σ=7,721	12,414 n=208	12,811 σ=6,327	11,949 n=876	12,867 σ=7,574	11	כלכלה
12,988 n=73	13,223 σ=4,926	16,027 n=38	15,712 σ=5,282	13,721 n=245	13,971 σ=6,014	1	הנדסה אזרחית, הנדסת בניין והנדסה סביבתית
17,733 n=751	18,220 σ=8,113	16,573 n=444	16,614 σ=6,877	15,656 n=2,309	16,296 σ=7,194	40	הנדסה (ללא אזרחית, חשמל ומחשבים)
20,163 n=1105	20,234 σ=9,430	17,909 n=502	18,623 σ=8,520	17,689 n=2,474	18,287 σ=8,756	73	מדעי המחשב (מועסקים בכל ענפי המשק)
21,108 n=948	21,368 σ=8,919	18,461 n=422	19,554 σ=8,347	18,616 n=2,054	19,489 σ=8'408	96	מדעי המחשב (מועסקים בענף "שירותים עסקיים" או "תעשייה")
19,694 n=253	20,004 σ=8,517	17,681 n=88	17,225 σ=6,457	17,748 n=507	17,517 σ=8,368		מתמטיקה וסטטיסטיקה ³
21,645 n=968	21,763 σ=9,110	20,212 n=322	20,254 σ=6,901	19,223 n=2,224	19,545 σ=8,205	71	הנדסת חשמל והנדסת מחשבים (מועסקים בכל ענפי המשק)
22,498 n=843	22,838 σ=8,526	21,073 n=268	21,241 σ=6,473	20,072 n=1,837	20,622 σ=7,861	83	הנדסת חשמל והנדסת מחשבים (מועסקים בענף "שירותים עסקיים" או "תעשייה")
14,212 n=145	14,724 σ=10,985	10,599 n=94	12,658 σ=8,858	11,367 n=475	13,008 σ=9,279	45	מדעי הטבע ⁴

¹ יהודים שהחלו את לימודי התואר הראשון שלהם עד גיל 27 ולא המשיכו לתואר שני. ללא תלמידי רפואה ורפואת שיניים. שכר חודשי ממוצע מעבודה שכירה במחירי 2008. n הוא מספר התצפיות שלפיו חושב השכר הממוצע והשכר החציוני בכל תא; σ הוא סטיית התקן של השכר.

² לא קיים משלח יד אקדמי התואר באופן ישיר את לימודי מנהל עסקים ולכן לא ניתן להעריך את משקל בוגרי מנהל עסקים המועסקים בענפים מוטי יצוא.

³ הפירוט בסקר כוח אדם אינו מאפשר לזהות משלח יד אקדמי של מתמטיקאים וסטטיסטיקאים ולכן לא ניתן להעריך את משקל בוגרי התואר במתמטיקה וסטטיסטיקה המועסקים בענפים מוטי יצוא.

⁴ משקלם של הממשיכים לתואר מתקדם בשנה העוקבת לסיום לימודיהם ונמצאים בשוק העבודה בקרב מסיימי התואר הראשון במדעי הטבע עומד על קרוב ל-60 אחוזים בהשוואה לפחות מ-30 אחוזים במרבית התחומים האחרים (ראה לוח בנספח). ולכן סביר כי שכרם מושפע כלפי מטה בהשוואה לשאר התחומים. נתון המשקל ביצוא כולל מתמטיקאים, אולם מספרם זניח.

⁵ הכוונה למשקל המועסקים בעלי משלח יד אקדמי התואר את מקצוע הלימוד הרלוונטי בענפים מוטי יצוא מסך המועסקים בעלי משלח יד דומה (המועסקים בכלל המשק או המועסקים בתעשייה ובשירותים העסקיים בלבד, בהתאם לשורה הרלוונטית). לצורך חישוב זה, ענף מוטי יצוא הוגדר כענף שפדיון היצוא בו גבוה מ-50 אחוזים מסך הפדיון. ענפי היצוא הם כריית חול ומחצבים, טקסטיל, כימיקלים ומוצריהם וענפי טכנולוגיית המידע על פי הגדרתם בעבודה זו.

⁶ הציון הפסיכומטרי הוא הציון הפסיכומטרי האחרון (במידה שהתלמיד נבחן יותר מפעם אחת). מקור: עיבודי המחבר לנתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

מהלוח ניתן לראות כי השכר הממוצע של בעלי תואר בהנדסת חשמל, הנדסת מחשבים ומדעי המחשב, המקצועות שעיקר התעסוקה שלהם הוא בענפי טכנולוגיית המידע, הוא הגבוה ביותר ובפער ניכר ביחס למרבית המקצועות האחרים. פערי השכר הגבוהים נותרים בעינם גם כאשר ההשוואה נעשית עבור קבוצות פרטים עם ציון פסיכומטרי דומה. מעניין לציין כי בעלי תואר בהנדסה, במתמטיקה ובמדעי המחשב, שהם בעלי השכר הגבוה ביותר מבין בוגרי התואר הראשון, הם גם בעלי שיעור העסקה גבוה במיוחד בענפים שהם מוטי יצוא – מאפיין ייחודי למקצועות אלו (הכוונה כאן לענפים ששיעור הפדיון שלהם מיצוא גדול מ-50 אחוזים). עובדה זו תומכת בכך ששכרם היחסי של בעלי מקצועות אלו מושפע מההצלחה של היצוא של ישראל, מהביקושים העולמיים ומשער החליפין הריאלי, ובהתאם לכך עשויים להיפתח (או להיסגר) פערי שכר בין המחזיקים במקצועות אלו לבין המחזיקים במקצועות המוכוונים לשוק המקומי, כמו משפטים, כלכלה וראיית חשבון.

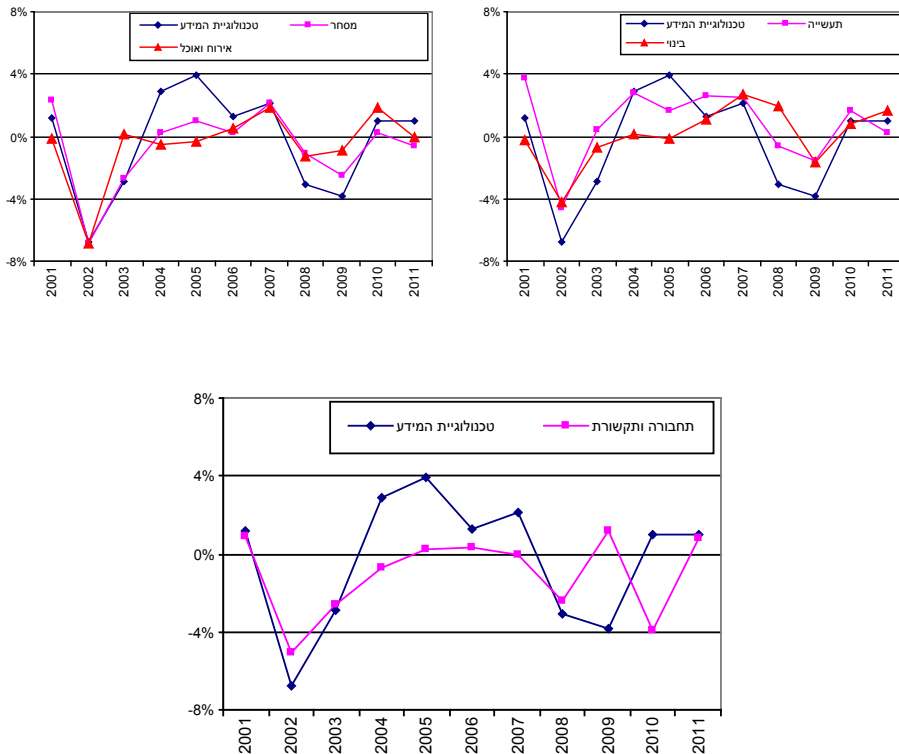
נבחן כעת את תנודתיות השכר על פי ענפי משק. ציור 16 מציג את שיעור השינוי השנתי של השכר הריאלי למשרת שכיר בעשור האחרון בענפי טכנולוגיית המידע ובענפי משק אחרים. עקב עליות השכר הגבוהות בענפי טכנולוגיית המידע בשנים 1996–2000, ועל מנת להבליט את התפתחויות השכר בענף בתקופות קשות יותר, שינויי השכר מוצגים בציור החל משנת 2001.³³ נתונים הכוללים את תנודתיות השכר הריאלי למשרת שכיר בשנים 1996–2000 מוצגים בלוח 6. מהציור בולטת ירידת השכר בכל ענפי המשק המרכזיים בעת המשבר החרף של 2002. במצטבר, ירידת השכר הריאלי בשנים 2002–2003 בענפי טכנולוגיית המידע הסתכמה בקרוב ל-10 אחוזים. ירידת שכר זו היא משמעותית במיוחד בהתחשב בעלייה החדה באיכות כוח העבודה בענפי טכנולוגיית המידע באותן השנים. מהציור ניתן לראות כי גם בשאר ענפי הסקטור העסקי נרשמו באותן השנים ירידות שכר משמעותיות. אלו היו תוצאה של המיתון העמוק במשק באותה התקופה, וההסכמה של העובדים המאורגנים לתרום לצמצום העלייה באבטלה על ידי ויתור על שכר. המשבר של 2008–2009 היה אמנם פחות חריף, אך ירידות השכר שנרשמו בו היו גם כן לא מבטלות.³⁴ בענפי טכנולוגיית המידע ירידת השכר הריאלי המצטברת באותן השנים הסתכמה בקרוב ל-7 אחוזים. במשבר זה, ירידת השכר בענפי טכנולוגיית המידע בלטה בהשוואה לשאר הסקטור העסקי, שם ירד השכר באותן השנים בשיעור מצטבר של כ-2.5 אחוזים בלבד. סביר כי אילולא היחלשות כוחם של העובדים בכלל המגזר העסקי היו ירידות השכר בענפי טכנולוגיית המידע בהשוואה לשאר המגזר העסקי בשני המשברים של שנות ה-2000 אף משמעותיות יותר.³⁵

33 שני ענפים אשר אינם מוצגים בציור הם ענף הבנקאות, ביטוח ומוסדות פיננסיים וענף השירותים העסקיים. תנודתיות השכר בענף הבנקאות גבוהה במידה ניכרת בהשוואה לשאר ענפי המשק ומקורה בבונוסים המשתנים והמהווים מרכיב שכר משמעותי בענף. ענף השירותים העסקיים אינו מוצג כאן עקב ההטרוגניות של סוגי העבודה בענף וחלקם הגבוה של העוסקים העצמאיים בענף.

34 נתוני השכר למשרת שכיר אינם לוקחים בחשבון שינויים במספר שעות העבודה למשרה. אלו, בחלקם, נכפים לעתים על העובד. לתיאור הירידה בשעות העבודה למועסק בעת המשברים של 2002 ו-2008–2009 ולהשוואתה עם התפתחות תשומת העבודה במדינות נוספות ראה עמ' 195–197 בדו"ח בנק ישראל לשנת 2009.

35 מכיוון שענף טכנולוגיית המידע מאופיין ברובו בחוזים אישיים קשה לדבר על ירידה בכוחם של העובדים המועסקים בענפים אלו בעשור האחרון, וממילא שכרם לא הושפע באופן שלילי מתהליך היחלשות כוחם של שאר העובדים במשק. לדיון בגורמים שהביאו לשחיקה בשכר העובדים בעשור האחרון במשק ראה "עובדים מעסיקים ועוגת ההכנסה הלאומית, דו"ח לשנת 2008", מרכז אדוה (2009).

ציור 16: השינוי בשכר הריאלי למשרת שכיר בענפי טכנולוגיית המידע ובענפי משק נבחרים



מקור: השכר למשרת שכיר, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

התבוננות על השינויים בשכר בענפי טכנולוגיית המידע גם בכיוון מעלה מראה כי אלו היו בדרך כלל משמעותיים יותר בהשוואה לענפים אחרים. בשנים של הצמיחה המהירה של 2004–2007 עלה השכר הריאלי למשרת שכיר בענפי טכנולוגיית המידע בשיעור של יותר מ-10 אחוזים, בהשוואה ל-5 אחוזים בלבד בשאר הסקטור העסקי. לוח 6 מציג את סטיית התקן של השינוי בשכר הריאלי למשרת שכיר בענפי המשק השונים בין השנים 1996–2011. ניתן לראות כי תנודתיות השכר בענפי טכנולוגיית המידע היא גבוהה יותר בהשוואה לשאר הענפים (למעט ענף הבנקאות והפיננסים), והיא נשמרת לאורך תת תקופות שונות במדגם.

לוח 6: סטיית התקן של השינוי בשכר הריאלי למשרת שכיר בענפי המשק

ענף	משרות שכיר ב-2010 (אלפים)	סטטיית התקן של השינוי בשכר הריאלי למשרת שכיר ²		
			2011–2001	2011–2003
טכנולוגיית המידע ¹	189	5.1	3.3	2.8
תעשייה ללא אלקטרוניקה	291	2.5***	2.4	1.6*
בינוי (D)	138	2.9**	1.9**	1.4**
מסחר (E)	412	2.9**	2.6	1.6*
שירותי אירוח ואוכל (F)	158	2.3***	2.3	1.1***
תחבורה ותקשורת (G)	169	2.2***	2.1*	1.8
בנקאות ופיננסים (H)	98	6.8	6.9	6.7
חינוך (K)	397	2.6***	2.8	2.5
בריאות ורווחה (L)	319	4.8	2.6	1.7*

¹ ענפים 32-34 ו-72-73.

² עקב מגבלת נתונים בחלק מהענפים חישבו השינוי בשכר כולל את השכר לעובדים זרים.

* נמוך מסטיית התקן בענף טכנולוגיית המידע ברמת מובהקות של 10 אחוזים; ** נמוך מסטיית התקן בענף טכנולוגיית המידע ברמת מובהקות של 5 אחוזים; *** נמוך מסטיית התקן בענף טכנולוגיית המידע ברמת מובהקות של 1 אחוז. כל המובהקות על פי מבחן F להשוואת שוניות בין תצפיות הנדגמות מאוכלוסיות שונות. ההנחה במבחן היא כי התפלגות השינויים בשכר בכל אחת מהאוכלוסיות מתפלגת התפלגות נורמאלית.

מקור: עיבודי המחבר לנתוני משרות השכיר והשכר למשרת שכיר של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

תנודתיות השכר בענפי טכנולוגיית המידע, ובפרט ירידות שכר משמעותיות יותר בעת משבר, מהוות עדות תומכת לכך שתגובת השכר בענפים אלו להתפתחויות חזקה יותר מאשר בשאר ענפי המשק, אך כמובן שהיא אינה מהווה הוכחה לכך. מצד אחד, אנו הרי מעריכים שהזעזועים שפקדו את ענפי טכנולוגיית המידע לאורך חמש עשרה השנים האחרונות היו בעוצמה גבוהה יותר משאר הענפים, וזו עשויה להיות הסיבה לשינויים החדים יותר בשכר. אך מצד שני, בטווח הארוך, ענף שחשוף לזעזועים גדולים חייב להיות בעל גמישות (בשכר או במועסקים) על מנת שמעסיקים בענף יוכלו להתאים את עצמם לזעזועים השונים. מכיוון שבענפי טכנולוגיית המידע איננו מצפים לגמישות בהיקף התעסוקה, נצפה לגמישות בשכר. בהקשר זה מעניין לציין את עבודתם של Cunat and Melitz (2012) אשר מוצאים שהיצוא של מדינות עם שוק עבודה גמיש יותר מוטה באופן ברור לענפים עם שונות גבוהה יותר (הנמדדת בעבודה שלהם על ידי שונות בגידול במכירות). עבודתו התיאורטית של Saint-Paul (1997) אשר מראה כי מדינות עם שוק עבודה גמיש יותר יתמקצעו בייצור מוצרים חדשניים יותר, תואמת אף היא את ההערכה שחלק יחסית גדול מההתאמה של ענפי טכנולוגיית המידע לזעזועים מתרחשת דרך שינויים בשכר.³⁶

36 שתי עבודות אלו מתייחסות לגמישות שכר באופן כללי במשק, והמסקנות שלהן משתלבות עם העובדה שהזעזועים האקסוגניים בעשור האחרון הביאו לירידות שכר בענפי משק רבים.

ו. סיכום

עליית פריון העבודה היחסי בענפי טכנולוגיית המידע במחצית השנייה של שנות התשעים הביאה להכפלת חלקם של ענפים אלו בתוצר, לעלייה בשכר היחסי של העובדים המקצועיים בענפים אלו, ולעלייה במשקלם של מהנדסי החשמל והאלקטרוניקה ובוגרי תואר במדעי המחשב בקרב המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע ובכלל המשק. הפריון הגבוה בענפי טכנולוגיית המידע העצים את התרכזותם של המהנדסים ואנשי המחשבים בענפי טכנולוגיית המידע, עובדה העשויה להיות בעלת השלכות מאקרו בעת זעזועים בענף.

ההון האנושי הייחודי בענפי טכנולוגיית המידע יוצר מצב שבו תהליך ההתאמה של גודלו של הענף לשינויים בפריון אורך זמן רב. כך, תהליך ההתאמה של משקל ענפי טכנולוגיית המידע במשק לשינוי בפריון היחסי שהתרחש במחצית השנייה של שנות התשעים נמשך בין 5 ל-8 שנים, והוא היה מבוסס בחלקו הגדול על צעירים שנכנסו לשוק העבודה.

במקרה של זעזוע שלילי לענף, ההתאמה של היצע העבודה לביקוש לעובדים בענפי טכנולוגיית המידע עלולה להיות קשה, והיא צפויה להתרחש דרך שילוב של ירידת שכר והצטמצמות במספרם של מצטרפים צעירים לעבודה בענף. עזיבה של עובדים את ענפי טכנולוגיית המידע תגרום הפסד משמעותי של הון אנושי, ולכן סביר כי חלק ניכר מהמועסקים יסכימו לירידה בשכרם היחסי בטרם יפנו לחפש מקומות עבודה בענפים אחרים במשק. תהליך כזה התרחש הן במשבר של 2001–2003 והן בשנים 2008–2009, כאשר ירידה בביקושים העולמיים (בשני המשברים) והייסוף הריאלי (במשבר האחרון) פעלו לירידת שכר. במשבר של 2001–2003 נרשמה אמנם במקביל לירידת השכר גם ירידה במשקל המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע במשק, אך זו הובלה על ידי ירידה במספר המועסקים בעלי ההון האנושי הנמוך יחסית. בהקשר זה, סביר כי הירידה החדה במספר מסיימי תואר ראשון בהנדסת חשמל ובמדעי המחשב החל ב-2006 היא תוצאה של משבר ה"דוט-קום", וייתכן מאוד כי הייסוף הריאלי של 2008–2010, ההאטה בסחר העולמי בשנים האחרונות והחשש כי משבר החובות באירופה יגרור המשך האטה בביקושים העולמיים ישפיעו על מספר בוגרי תארים אלו בשנים הקרובות.

העובדה שענפי טכנולוגיית המידע מהווים את המעסיק העיקרי לבוגרי תואר בהנדסת חשמל ואלקטרוניקה, מחשבים, מתמטיקה וסטטיסטיקה ומדעי הטבע, וכי התוצר לעובד בענפים אלו מושפע משער החליפין, יוצרת קשר הדוק יחסית בין שער החליפין והשכר של המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע. כך למשל, ייסוף אקסוגני בשער החליפין מקטין את התוצר הנומינלי לעובד בענפי טכנולוגיית המידע, וזה בתורו פועל להפחתת שכר. מכיוון ששכרם של המועסקים בענפי טכנולוגיית המידע הוא מהגבוהים במשק ולמועסקים בענפים אלו אין אלטרנטיבה משמעותית בענפים מוטי שוק מקומי, צפוי כי קשר זה יהיה חזק יותר מאשר בענפי יצוא אחרים שבהם יש למועסקים אלטרנטיבות תעסוקה אחרות.

מקורות

- אבוגנים מ' ופלדמן מ' (2002), "התפתחות ענף ההייטק בישראל בשנים 1995–1999: כוח אדם ושכר", סדרת ניירות עבודה, מס' 1, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.
- בנק ישראל (שנים שונות), דוחות שנתיים.
- בנק ישראל (2008), התפתחויות כלכליות אחרונות 122, אוגוסט.
- דר ו' (2001), "השפעתן של חברות ההזנק על המשק הישראלי", הרבעון הישראלי למיסים 113, עמ' 7–15.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2008), ענפי טכנולוגיית המידע (ICT) 1995–2006.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2010), התפתחות תחום ההייטק בישראל בשנים 1995–2007, פרסום מס' 1389, נובמבר.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (שנים שונות), סקרי הכנסות וסקרי כוח אדם.
- זוסמן נ' ולביא י' (2005), "היקבעות השכר הריאלי בטווח הארוך ושינויי השכר בטווח הקצר – ישראל, 1968 עד 1998", סקר בנק ישראל 77.
- זוסמן נ' ופרידמן ע' (2009), "איכות כוח העבודה בישראל", סקר בנק ישראל 82.
- לביא י' (1997), "השפעת שער החליפין הריאלי על התפתחות משקל עודף היבוא בתוצר בשנים 1961 עד 1996", מחלקת המחקר, בנק ישראל (לא פורסם).
- לביא י' ופרידמן ע' (2006), "שער החליפין הריאלי וסחר החוץ של ישראל", סקר בנק ישראל 79.
- מרכז אדוה (2009), עובדים מעסיקים ועוגת ההכנסה הלאומית, דו"ח לשנת 2008.
- משרד ראש הממשלה (2012), "המחסור בכוח אדם מיומן בטכנולוגיה עילית" – המלצות הצוות הבין-משרדי, יולי. [http://www.pmo.gov.il/Lists/FAQkalkala/Attachments/21/\(tech.pdf](http://www.pmo.gov.il/Lists/FAQkalkala/Attachments/21/(tech.pdf)
- סופר י' (2005), "מדידת שער החליפין הריאלי בישראל והשפעותיו על היצוא והיבוא", סוגיות במטבע חוץ 1/05, בנק ישראל.
- קירש א' (2010), "מדיניות ההשכלה הגבוהה בישראל – נגישות, איכות ומצוינות במשאבים מוגבלים", מוסד שמואל נאמן למחקר מתקדם במדע וטכנולוגיה.
- קירשברג א' (2012), "דמוגרפיה של עסקים ותנועת עובדים בענף מחקר ופיתוח", סדרת ניירות עבודה 72, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.
- Aaronson D. and Sullivan D. (2001), "Growth in Worker Quality", *Economic Perspective* 25(4), 53–74.
- Baxter M. and Stockman A.C. (1989), "Business Cycles and the Exchange-Rate Regime, Some International Evidence", *Journal of Monetary Economics* 23, 377–400.
- Berman N., Martin P. and Mayer T. (2012), "How do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?", *Quarterly Journal of Economics* 127(1), 437–492.
- Cardoso A.R. and Portela M. (2009), "Micro Foundation for Wage Flexibility: Wage Insurance at the Firm Level", *Scandinavian Journal of Economics* 111(1), 29–50.
- Cunat A. and Melitz M. (2012), "Volatility, Labor Market Flexibility, and the Pattern of Comparative Advantage", *Journal of the European Economic Association* 10(2), 225–254.
- Deckle R., Jeong H. and Ryoo H. (2010), "A Re-Examination of the Exchange Rate

- Disconnect Puzzle: Evidence from Firm Level Data", mimeo, University of Southern California.
- Dickens W.T., Goette L., Groshen E.L., Holden S., Messina J., Schweitzer M.E., Turunen J. and Ward M. (2007), "How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project", *Journal of Economic Perspectives* 21(2), 195–214.
- Gamber E.N. (1988), "Long-Term Risk-Sharing Wage Contracts in an Economy Subject to Permanent and Temporary Shocks", *Journal of Labor Economics* 6(1), 83–99.
- Goldberg P.K. and Knetter M.M. (1997), "Gods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?", *Journal of Economic Literature* 35, 1243–1272.
- Guertzen N. (2009), "Wage Insurance Within the German Firms: Do Institutions Matter?", ZEW Discussion Papers, No. 09-043.
- Guiso L., Pistaferri L. and Schivardi F. (2005), "Insurance Within the Firm", *Journal of Political Economy* 113(5), 1054–1087.
- Holmlund B. and Zetterberg J. (1991), "Insider Effects in Wage Determination – Evidence from Five Countries", *European Economic Review* 35, 1009–1034.
- Knoppik C. and Beissinger T. (2009), "Downward Nominal Wage Rigidity in Europe: an Analysis of European Micro Data from the ECHP 1994–2001", *Empirical Economics* 36, 321–338.
- Lagakos D. and Ordóñez G.L. (2011), "Which Workers Get Insurance Within the Firm", *Journal of Monetary Economics* 58, 632–645.
- Messina J., Duarte C.F., Izquierdo M., Caju P.D. and Hansen N.L. (2010), "The Incidence of Nominal and Real Wage Rigidity: An Individual-Based Sectoral Approach", *Journal of the European Economic Association* 8(2-3), 487–496.
- Neal D. (1995), "Industry-Specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers", *Journal of Labor Economics* 13(4), 653–677.
- OECD (2012), *Internet Economy Outlook 2012*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2013), *OECD Factbook 2013: Economic, Environmental and Social Statistics*, OECD Publishing, Paris.
- Parent D. (2000), "Wage Profile: Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth and the Panel Study of Income Dynamics", *Journal of Labor Economics* 18(2), pp. 306–323.
- Rogerson R. (2005), "Sectoral Shocks, Human Capital, and Displaced Workers", *Review of Economic Dynamics* 8, 89–105.
- Saint-Paul G. (1997), "Is Labor Rigidity Harming Europe's Competitiveness? The Effect of Job Protection on the Pattern of Trade and Welfare", *European Economic Review* 41, 499–506.
- Sullivan P. (2010), "Empirical Evidence on Occupation and Industry Specific Human Capital", *Labor Economics* 17, 567–580.

נספח 1

אחוז הממשיכים לתואר מתקדם בשנה העוקבת לסיום הלימודים בקרב בוגרי תואר ראשון הנמצאים בשוק העבודה בשנה השלישית לאחר סיום התואר הראשון*

נשים	גברים	סה"כ	
13	18	13	חינוך, והכשרה להוראה
5	5	5	אדריכלות
25	30	26	מדעי הרוח
22	24	23	מדעי החברה (ללא כלכלה)
21	27	22	מקצועות עזר רפואיים
6	8	7	חשבונאות
14	14	14	משפטים
17	14	15	מנהל עסקים
20	23	22	כלכלה
23	13	15	הנדסה אזרחית, הנדסת בניין והנדסה סביבתית
19	16	17	הנדסה (ללא אזרחי, חשמל ומחשבים)
15	15	15	מדעי המחשב
32	31	32	מתמטיקה וסטטיסטיקה
13	12	12	הנדסת חשמל והנדסת מחשבים
61	58	59	מדעי הטבע

* יהודים שהחלו את לימודי התואר הראשון שלהם לפני גיל 27.
מקור: קובץ מעקב בוגרי אוניברסיטאות ומכללות, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

בחינת הגידול באבטלה במעבר לסקר כוח אדם חודשי

נועם כהן, לואיזה בורק ויצחק מקובקי

סקר כוח אדם הוא המקור העיקרי למידע על תכונות כוח העבודה בישראל, היקף האבטלה ומגמותיהם, והוא נערך באופן שוטף ע"י הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (למ"ס) מאז 1954. החל מינואר 2012 שונתה מתכונת סקר כוח אדם מסקר רבעוני לסקר חודשי, כך שעומד לרשות מקבלי ההחלטות וחוקרים מידע עדכני ומייצג על שוק העבודה בישראל ברמה חודשית. בסקר החודשי הוכנסו גם שינויים בגודל ובפרמטרים נוספים של המדגם, הועסקו סוקרים חדשים רבים, נעשה שימוש בשיטות אמידה חדשות והגדרות הסקר הותאמו למקובל ב-OECD. בפרט, הסקר מודד כעת את תכונות כלל כוח העבודה במקום את תכונות כוח העבודה האזרחי כפי שהיה נהוג בסקר הרבעוני. בעקבות המעבר נרשמה עלייה של כ-20% במספר הבלתי מועסקים בישראל, ושיעורם שעמד על 5.4% כפי שנמדד ברבע האחרון של 2011 רשם עלייה משמעותית לשיעור של כ-6.7% בתחילת 2012. לאומדן זה חשיבות רבה בקרב מקבלי ההחלטות בממשלה לצורך קביעת מדיניות כלכלית. חשיבות זו באה לידי ביטוי גם בכתבות רבות שפורסמו בעיתונות הכלכלית והעלו תהיות לגבי הסיבות לעלייה במספר הבלתי מועסקים, אך כללו אי דיוקים רבים. מסתבר כי ההבדל התבטא בעיקר בגידול חד במספר הבלתי מועסקים במגזר הערבי לעומת גידול מינורי במגזר היהודי. במאמר נטען כי ממצא זה תומך בהשערה כי אין מדובר בבעיה במערכות הדגימה, האמידה או עיבוד הנתונים, אלא מצביע על בעיה הקשורה לתהליך איסוף הנתונים, תהליך שקיימת בו הפרדה ברורה בין שני המגזרים. במאמר זה אנו מציגים מחקר מדעי על ההבדלים והעדר ההבדלים בין ממצאי הסקר החודשי והרבעוני, ונתמקד בנושא האבטלה.

א. מבוא

אוכלוסיית סקר כוח אדם הנערך ע"י הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (להלן: הלשכה) כוללת את התושבים הקבועים של מדינת ישראל בגיל 15 ומעלה, ביניהם תיירים ותושבים ארעיים השוהים בישראל יותר משנה ברציפות. הסקר מאפשר מעקב אחר ההתפתחות בכוח העבודה, גודלו ותכונותיו, היקף הבלתי מועסקים ועוד.

שיטות הדגימה, האמידה והחקירה של סקרי כוח אדם, שהחלו בשנת 1954, השתנו במשך השנים. החל מתחילת שנת 2012 שונתה מתכונת סקר כוח אדם מסקר רבעוני לסקר חודשי ומראיינים בכל חודש באופן שוטף כ-21,500 בני 15 ומעלה. הלשכה ערכה בסקר באותה הזדמנות שיפורים נוספים. בין השינויים שהוכנסו ראוי לציין הרחבת הגדרות לכלל כוח העבודה כפי שמקובל בסקרי ה-OECD במקום לכוח העבודה האזרחי בלבד, שימוש בשיטות אמידה יעילות יותר, הגדלת המדגם השנתי ושינויים בעבודת השדה. התוצאה היא מדגם יעיל ומייצג ברמה

החודשית של כלל האוכלוסייה בישראל. לעומת זאת, לא הוכנסו שינויים בשאלון הסקר ובתהליך איסוף הנתונים.

מהשוואת נתוני הסקר החדש לנתונים שנאספו במתכונת הסקר הישן התברר כי בעקבות המעבר גדל שיעור הבלתי מועסקים במשק באופן משמעותי. הפרשים מסוימים בין תוצאות של שני סקרים האומדים אותם פרמטרים באוכלוסייה הם עניין שבשגרה. יש לזכור כי בכל סקר מדגמי קיים גורם של אקראיות המבוסס בעיקר על כך שמשיבי הסקר עשויים להיות שונים קמעא בתכונותיהם מאלה שלא השתתפו בסקר, אך גם על גורמים אזוריים שתלויים כמעט בכל פרמטר אפשרי של הסקר. למעשה הסיכוי ששני סקרים יתנו את אותן התוצאות בדיוק הוא בדרך כלל זניח. לשם כך עושה הסטטיסטיקה שימוש בטעות הדגימה כדי להכריע האם שתי תוצאות, שני אומדנים שונים לאותו פרמטר, הן למעשה זהות או לא. עם זאת, ההשוואה בין נתוני שני הסקרים מראה כי שיטת המדידה החדשה הביאה עבור חלק מהפרמטרים הנחקרים בסקר לתוצאות שונות באופן מהותי. בעיקר, כאמור, בלט השינוי באומדן הבלתי מועסקים במשק שגדל מ-5.4% כפי שנמדד ברבעון האחרון של 2011 לשיעור של כ-6.7% בתחילת 2012. בנוסף, בלט גם גידול בשיעור השייכות לכוח העבודה בקרב יהודים וערבים.

נקדים את המאוחר כדי ליצור שיח ממוקד. בקרב יהודים, גברים ונשים, התמונה המתקבלת מניתוח הנתונים במאמר זה היא כי לא ניתן להסיק בכלים מדעיים שהסקר החדש הביא לשינוי משמעותי באומדן שיעור הבלתי מועסקים לעומת הסקר הישן. בקרב ערבים, לעומת זאת, הייתה קפיצה מובהקת באומדן שיעור הבלתי מועסקים: בערך פי שניים אצל הגברים ובערך פי שלושה אצל הנשים. היות שהערבים מהווים כ-10% מכוח העבודה במשק, עלה עקב כך גם אומדן שיעור הבלתי מועסקים הכללי במשק. בהתאם, גדל גם אומדן השייכים לכוח העבודה, שכן זה מחושב כסכום של המועסקים והבלתי מועסקים. כמו כן, סיבה נוספת לגידול בשיעור השייכות לכוח העבודה שתידון בהמשך היא הכללת משרתי הצבא במועסקים, הכללה המגדילה באופן מלאכותי את שיעור השייכות לכוח העבודה במשק. תחת שני גורמים אלה, החלטנו להתמקד באומדן הבלתי מועסקים בלבד ולא להתיחס לשינויים הנגזרים ממנו על שיעור השייכות לכוח העבודה.

הסקר החדש של הלשכה נחשב למדויק ולאמין יותר מן הסקר הישן, לכן נראה ששיעור הבלתי מועסקים האמיתי בקרב האוכלוסייה הערבית אכן גבוה ממה שנאמד בעבר. עם זאת, נסייג ונאמר כי גם אם הוכחנו כי שני אומדנים שונים באופן מובהק, עדין לא קבענו בוודאות מי מהם הוא הנכון. השינוי, מובן מאליו, הפתיע רבים במערכת הכלכלית והחברתית. רבים הציעו הסברים שחלקם מתקבלים על דעתנו אך חלקם גם נובעים מחוסר ידע או מאי הבנה או שלא בוצעו בכלים מדעיים. בלמ"ס בוצעו בדיקות אנליטיות רבות ומגוונות מכל היבט הגיוני כדי להסביר את ההפרש באומדני שיעור האבטלה בין הסקרים הרבעוני והחודשי, לשם כך האצבע על הסיבה הנכונה ולטפל בגורמים להיווצרותה. במאמר נציג את תוצאות הבדיקות שנערכו.

בפרקים הבאים נתאר בקצרה את השינויים המרכזיים שבוצעו בסקר החודשי, ולאחר מכן נציג את תוצאות הבדיקות שנערכו. ההשוואות המגוונות שערכנו לבחינת ההבדלים בין אומדני הסקרים נעשו כל אחת בפני עצמה ולא בצורה של בדיקת השערות מרובות. ראשית מפני שהמאורעות בדרך כלל לא היו על אותו מרחב הסתברות, ושנית מפני שזה היה דורש אמידה של מספר רב של פרמטרים של שונות ושונות משותפת שאין לנו דרך לאומדם בקירוב סביר. פרק ב מוקדש להגדרות. בפרק ג נתאר בתמציתיות את השינויים שבוצעו בדגימה, באמידה ובשיטות החקירה של הסקר, ובפרק ד נבחן אם היו להם השלכות על האומדנים. בפרק ה נציג השוואות שנערכו בין אומדני הסקר החודשי והרבעוני, ונעלה השערות לגבי הסיבות להבדלים שנמצאו. פרק ו יציג את מסקנותינו.

ב. הגדרות

כוח העבודה השבועי: בני 15 ומעלה שהיו מועסקים או בלתי מועסקים בשבוע הקובע, לפי ההגדרות המפורטות להלן: **השבוע הקובע:** השבוע המסתיים ביום שבת שלפני בוא הסוקר למשק הבית. **מועסקים:**¹ אנשים שעבדו, לפחות שעה אחת בשבוע הקובע, בעבודה כלשהי עבור תמורה. הקבוצה מורכבת משלוש תת-קבוצות: עבדו מלא, עבדו חלקית או שנעדרו זמנית מעבודתם. **בלתי מועסקים:** אנשים שלא עבדו כלל וחיפשו עבודה באופן פעיל בארבעת השבועות האחרונים, והיו יכולים להתחיל לעבוד בשבוע הקובע לו הוצעה להם עבודה. בעיתונות ובשיח הציבורי מקובל להשתמש במונח אבטלה, אך כדי לשמור על אחידות עם פרסומי הלמ"ס אנו נשתמש במושג "בלתי מועסקים" במאמר זה מעתה ואילך. **אינם בכוח העבודה השבועי:** כל בני 15 ומעלה שלא היו מועסקים או בלתי מועסקים בשבוע הקובע.

ג. תיאור המתודולוגיה של סקר כוח אדם והשינויים המרכזיים בסקר החודשי

ג.1. פנלים ודגם החקירות בסקר

מקובל בלשכות סטטיסטיקה מובילות בעולם, סקר כוח אדם הוא סקר פנלים. מדגם הדירות המוצא מדי שנה מחולק לקבוצות זרות ומשלימות הנקראות פנלים. הפנלים נכנסים לחקירה בתקופות עוקבות, פנל יחיד מדי תקופה, כשכל פנל נחקר במשך מספר תקופות, לעתים עם הפסקה בין החקירות. הדירות שנדגמות משובצות לפנלים השונים באופן כזה שבכל פנל יתקבל בתוחלת אותו מספר של דירות.

השוני בין שיטות רוטציה שונות של הפנלים הוא באחוז החפיפה (שמתורגם לאחוז משקי בית משותפים) בין החודשים הסמוכים, בין חודשים מקבילים מרבעונים סמוכים ובין חודשים מקבילים משנים סמוכות. מבנה החקירה של הפנלים משפיע על טעויות הדגימה של האומדים השונים. ככל שהחפיפה של פנלים בין שתי תקופות זמן גדולה יותר כך טעות הדגימה של אומדי שינוי בין תקופות (למשל שינוי בבלתי מועסקים בין חודש t לחודש $t-1$) קטנה יותר בהשוואה למדגמים זרים באותו הגודל. לגבי אומדי רמה (למשל אומד סה"כ לרבע) ההפך הוא הנכון וחפיפה חודשית רבה תביא לטעויות דגימה גבוהות בהשוואה למדגמים באותו גודל ללא חפיפה.

בסקר הרבעוני המדגם שהוצא מדי שנה חולק לארבעה פנלים שנכנסו לחקירה בארבעה רבעים עוקבים, פנל יחיד מדי רבע. כל פנל נחקר ארבע פעמים לפי הדגם: חקירה ברבע הראשון (חקירה 1), ברבע העוקב (חקירה 2), הפסקה בשני הרבעים העוקבים וחקירות נוספות בשני הרבעים הבאים (חקירות 3 ו-4 בהתאמה), המקבילים בהפרש של שנה לחקירות 1 ו-2 (בהתאמה). מאחר שהסקר החדש הוא חודשי, המדגם השנתי מחולק לשנים עשר פנלים. מבנה הרוטציה החודשי של הפנלים,

1 להגדרה מדויקת של המועסקים והבלתי מועסקים עם התייחסות לשוהים במוסדות, בצבא או במילואים, אנשי קיבוץ, מרכזי קליטה, משך התעסוקה השבועית וכו' ראה באתר הלמ"ס: http://www.cbs.gov.il/publications11/1460/pdf/intro04_h.pdf

המוכר בסימון 4-8-4, נבחר לפי צורכי האמידה תחת קביעת סדר העדיפויות שמקטין את טעות הדגימה של אומדני שינוי בין שני חודשים עוקבים ושתי שנים עוקבות. במבנה זה נעשה שימוש גם בסקר כוח אדם בארה"ב. בהתאם למבנה רוטציה זה תתבצענה שמונה החקירות לכל פנל באופן הבא: חקירה בחודש הכניסה ובשלושת החודשים העוקבים לו (חקירות 1-4), הפסקה של שמונה חודשים וארבע חקירות רצופות נוספות בחודשים הבאים (חקירות 5-8). לוחות 6 ו-7 בנספח א מתארים את מבנה החקירות בסקרים החודשי והרבעוני.

2.2. דגימה

רוב אוכלוסיית הסקר מכוסה במדגמים שוטפים המוצאים בדרך כלל אחת לשנה. בשל הקושי לפקוד באופן שוטף קבוצות מסוימות השייכות לאוכלוסיית הסקר, חלק קטן של האוכלוסייה מכוסה במדגמים קבועים שתכונותיהם אינן משתנות לאורך הזמן, ואשר הוצאו ממפקד האוכלוסין האחרון שהתקיים.²

בשלב תכנון המדגם השנתי נקבע שבר הדגימה הארצי לאותה שנה, המבטא את היחס שבין גודל המדגם המתוכנן לבין גודל האוכלוסייה לאותה שנה. רוב יחידות הדגימה הסופיות הן דירות אשר נדגמות בשיטה דו-שלבית: בשלב הראשון דוגמים יישובים. בשלב השני דוגמים דירות ביישובי המדגם, כך שהסתברות הדגימה הסופית לכל דירה תהיה שווה לשבר הדגימה הארצי שנקבע לאותה שנה. מדגם היישובים בסקר מוצא מרשימת יישובים (הנקראת מסגרת לדגימת יישובים), והיישובים משובצים לשתי קבוצות עיקריות בהתאם לגודל היישוב (נקבע על סמך הנתונים של בני ה-15 ומעלה). בקבוצה הראשונה נכללים כל היישובים (הגדולים) הנדגמים בוודאות מדי שנה. בקבוצה השנייה נכללים יישובים עירוניים קטנים וכל היישובים הלא עירוניים. יישובים אלה משובצים לקבוצות הומוגניות הנקראות שכבות דגימה, ובכל שכבת דגימה מוצא מדגם באופן מקרי שיטתי יחסית לגודל היישוב, כך שהסתברות היישוב להידגם היא יחסית לגודלו (לכן הם נקראים יישובים הסתברותיים). נציין כי כל יישוב ודאי מהווה שכבת דגימה בפני עצמו. המדגם בכל יישוב משופץ לפנל מסוים בהתאם לשכבת הדגימה וכך ייווצר איזון בין הפנלים מבחינת מספר היישובים ותכונותיהם.

ככלל, שיטת הדגימה בסקר החודשי נותרה כפי שהייתה בסקר הרבעוני. עם זאת, המדגם גדל, ומספר הדירות החדשות הנדגמות מדי שנה גדול פי 1.5. גידול זה מאפשר פיזור גדול יותר של המדגם על פני האזורים הגיאוגרפיים השונים והגדלת מספר היישובים הנדגמים ברבעון מכ-240 יישובים לרבעון בסקר הרבעוני לכ-310 יישובים בסקר החודשי. כמובן שהגדלת המדגם נעשתה באופן כזה שהמדגם ימשיך לייצג את אוכלוסיית הסקר כפי שהיה בסקר הרבעוני. במילים אחרות, האומדים המבוססים על 310 יישובי הסקר החודשי הם חסרי הטיה בדיוק כפי שהיו האומדים המבוססים על 240 היישובים בסקר הרבעוני.

2 בקטגוריה זו נכללים מוסדות מסוימים שאינם נחקרים באופן שוטף בסקר, שבטי בדווים בדרום והגרים מחוץ ליישובים. ראה סעיף 3.4 בפרסום המיוחד של סקר כוח אדם באתר ה"למ"ס: http://www.cbs.gov.il/publications13/1504/pdf/intro02_h.pdf

ג.3. אמידה ומערכת מקדמי הניפוח

הנתונים של הסקר מתייחסים לנחקרים בסקר בלבד. על מנת לעבור לאומדנים של כלל האוכלוסייה, עלינו לחשב מקדם ניפוח לכל פרט משיב במדגם. מקדם הניפוח הוא למעשה מספר האנשים באוכלוסייה שאותו פרט במדגם מייצג. בעזרת מקדמי ניפוח ניתן לחשב אומדנים עבור כלל האוכלוסייה המבוססים על משיבים במדגם.

מקדמי הניפוח נקבעים בתהליך סדרתי שבסיכומו מתקבלת התאמה מלאה בין התפלגות הנפשות המנופחות לבין האומדנים הדמוגרפיים השוטפים של הלשכה עבור קבוצות אוכלוסייה (קבוצות ניפוח) שנקבעו מראש. החלוקה לקבוצות הניפוח היא בהתאם לחלוקות גיאוגרפיות ולפי תכונות גיל ומין של האוכלוסייה.

עבור כל נפש משיבה במדגם השוטף מחושב מקדם הניפוח הראשוני בהתאם לשייכותה לקבוצת הניפוח, וזאת באמצעות חלוקת האומדן הדמוגרפי השוטף, בסך גודל המדגם שהתקבל באותה קבוצת הניפוח. כל הנפשות באותה קבוצת ניפוח מקבלות אותו מקדם ניפוח ראשוני. לאחר מכן לכל הנפשות במשקי הבית במדגם השוטף מתבצע, כאמור, תהליך חישוב סדרתי לחישוב מקדמי ניפוח סופיים שיקיים את האילוצים הבאים: (א) מקדמי הניפוח הסופיים קרובים ככל האפשר למקדמי הניפוח הראשוניים; (ב) סך הנפשות במדגם המנופח לפי מקדמי הניפוח הסופיים בכל קבוצת ניפוח בנפרד שווה לסך הנפשות באוכלוסייה הידוע על פי האומדן הדמוגרפי השוטף; (ג) כל הנפשות השייכות לאותו משק בית מקבלות את אותו מקדם ניפוח, כלומר מקדם ניפוח סופי אחיד למשק הבית. חישוב כזה יוצר הרמוניזציה בין נתונים הידועים בוודאות (או כמעט בוודאות) באוכלוסייה, לבין אומדנים שיתקבלו עבורם מהמדגם. מרבית הלשכות הסטטיסטיות המובילות בעולם כיום משתמשות בתהליכים דומים. להסבר מפורט ומסכם של שיטות הניפוח ראה (1992) Deville and Särndal.

בסקר כוח אדם חודשי הוחלט לשלב גם מעבר לשיטת אמידה חדשנית. שיטת אמידה זו פורסמה במאמרם של Fuller and Rao (2001) וכונתה בשם Regression Composite Estimation. לאומדן המתקבל באמצעות שיטה זו נקרא בשם אומד משולב. באמידה המשולבת נתוני המשיבים בחודש מסוים מכילים, הן לסך אוכלוסייה הידוע לפי חתכים של אזור גיאוגרפי, מין וקבוצות גיל (כפי שנעשה עד כה בסקר הרבעוני) והן כיוול נוסף המבוסס על האומדנים של נתוני כוח העבודה של החודש הקודם. היינו בעוד שהאומד שהיה בשימוש עד כה מחושב על סמך נתוני ההווה (t) בלבד ואינו מנצל בנקודת הזמן הנוכחית את האינפורמציה שקיימת בעבר לגבי הפרטים הנחקרים בסקר, האומד המשולב מנצל גם אינפורמציה רלוונטית זו מהעבר. לדוגמא: פרט שהיה מועסק בחודש קודם, בסיכוי גבוה מאוד יישאר מועסק גם בחודש הנוכחי. ראה הסבר על כך בנספח ב. השינויים העיקריים בין הסקר החודשי לבין הסקר הרבעוני מוצגים בלוח 1.

לוח 1: שינויים עיקריים בסקר כוח אדם (סקר חודשי בהשוואה לסקר רבעוני)

נושא	סקר רבעוני	סקר חודשי
הגדרות תכונות כוח העבודה	תכונות כוח העבודה האזרחי	תכונות כלל כוח העבודה (כולל אלה שבשירות צבאי חובה או קבע)
דגם החקירה	כל דירה נחקרת 4 פעמים: 2 רבעים סמוכים, הפסקה של 2 רבעים, ועוד 2 רבעים סמוכים	כל דירה נחקרת 8 פעמים: 4 חודשים סמוכים, הפסקה של 8 חודשים, ועוד 4 חודשים סמוכים
גודל מדגם שוטף	כ-22,500 נפשות ברבע באופן שוטף	כ-21,500 נפשות בחודש באופן שוטף
מדגמים קבועים	תת-מדגם של כ-3,900 נפשות מתוך הקובץ המפקדי (נתונים חברתיים-כלכליים) של מפקד האוכלוסין והדיר 1995	כ-26,000 נפשות מתוך הקובץ המפקדי (נתונים חברתיים-כלכליים) של מפקד האוכלוסין 2008
מסגרת דגימה עיקרית	קובצי הארנונה של העיריות והרשויות המקומיות	מרשם מבנים ודירות לאחר עיגון הדירות לאזורים סטטיסטיים
שימוש במידע מרחבי להוצאת מדגם הדירות העיקרי	מיון הקבצים לפי המידע הגיאוגרפי המצוי בקובצי ארנונה	שילוב של האזור הסטטיסטי בנוסף למידע הגיאוגרפי בקובצי הארנונה
מספר יישובים במדגם	כ-240 יישובים ברבע	כ-310 יישובים בחודש
תקופת החקירה ליחידת הדגימה	בשבוע הקובע ועוד 3 שבועות	בשבוע הקובע ועוד שבוע אחד
שיטת האמידה	שכבות ניפוח לפי גיאוגרפיה, גיל ומין ושכבה נפרדת לעולים. אין שימוש במידע על תכונות כוח עבודה מרבעים קודמים בסקר	שימוש באומד משולב המבוסס גם על מידע לגבי תכונות כוח עבודה מחודש קודם בסקר; שינוי בשכבות ניפוח (כמו ביטול שכבת ניפוח נפרדת לעולים)

ד. בחינת ההשלכות של השינויים המרכזיים על אומדני הסקר

המטרה העיקרית של השינויים שבוצעו בסקר היא הקטנת טעות הדגימה של האומדים, אם על ידי הגדלת המדגם ואם על ידי ייעול שיטת האמידה. לשינויים כה משמעותיים בשדרותיו המרכזיות של הסקר – שינוי בהגדרות אוכלוסיית הסקר כגון הכללת הצבא בכוח העבודה, הגדלת המדגם שמאפשרת הגדלת מספר היישובים הנכללים כל חודש במדגם, והשינויים שהוכנסו בשיטת האמידה – אם לא בוצעו בזהירות יכולות להיות השלכות בלתי צפויות. גם התכיפות הגדולה יותר של חקירות בסקר החודשי, במידה שהיא גורמת להגדלת אי ההשבה בסקר, וכל עוד זו אינה מקרית (לכל נדגם באותו הסיכוי – Missing at Random), עלולה להביא להטיה באומדנים. בפרק זה נבחן את ההשפעות של השינויים המרכזיים בסקר.

ד.1. רוטציית הפנלים ותכיפות החקירות

כדי לקבל מדגם מייצג של אוכלוסיית הסקר יש לדאוג לאיזון המדגם, כך שבכל יחידת זמן הפנלים המשתתפים ייצגו יחדיו היטב את כלל אוכלוסיית הסקר כל חודש, כפי שהיו ארבעת הפנלים בכל רבעון של הסקר הרבעוני. כדי לשמור על אותו האיזון בסקר החודשי לאורך כל חודשי האמידה, מספיק לדאוג כי כל שני פנלים הנכנסים לחקירה במרווח של ארבעה חודשים (לדוגמא הפנלים שנחקרו לראשונה ביוני 2012, אוקטובר 2012, פברואר 2013 וכו' יכסו את אותם אזורים גיאוגרפיים, ללא הכרח שיכסו את כלל האזורים במדינת ישראל. בצורה כזו מתקבלות 4 קבוצות פנלים. כדי לעמוד בדרישת האיזון לעיל, מספיק כי כל קבוצה תכסה רבע אחר של האזורים וכל חודש אמידה יהיה מורכב משני פנלים מכל קבוצה, בהתאם לדגם חקירה 4-8-4.

משך השהות כבלתי מועסק בישראל הוא קצר. החקירה של כל פנל בסקר החודשי מתפרשת על פני 16 חודשים ובה כל נדגם נחקר 8 פעמים, בעוד שבסקר הרבעוני נחקר כל נדגם רק 4 פעמים באותה התקופה. תכיפות כה גדולה של חקירות מאפשרת לזהות יותר נדגמים שהיו בלתי מועסקים רק תקופה קצרה, נניח שבוע אחד בלבד, במהלך אותה תקופה. במילים אחרות, גדל הסיכוי לזהות עבור נדגם מסוים לפחות מופע אחד שבו הוא היה בלתי מועסק. הצהרה זו אינה עומדת בסתירה לעובדה שהשפעה זו של תכיפות החקירות רק מקטינה את טעות הדגימה של אומד הבלתי מועסקים ולא מטה את תוחלתו. הסיבה לכך היא שכאשר זיהינו בלתי מועסק בסקר הרבעוני, ייחסנו את היותו בלתי מועסק לכל הרבעון. בסקר החודשי לעומת זאת, ייחסנו את היותו בלתי מועסק רק עבור אותו החודש וייתכן שבחודשים האחרים ברבעון השיב אחרת. נסביר זאת בעזרת החישוב להלן. נניח כי נדגם מסוים נחקר בסקר החודשי ובסקר הרבעוני ונחשב את תרומתו לאומדן הבלתי מועסקים בשני המקרים. נניח, בלי הגבלת הכלליות, כי אותו נדגם היה בלתי מועסק (k_1, k_2, k_3) שבועות בחודשים (m_1, m_2, m_3) שכללו (4,4,5) שבועות בהתאמה באותו הרבעון. היות שהסקר הרבעוני מגיע לבית הנדגם בשבוע אקראי במהלך הרבעון, הנדגם ייחקר בשבוע שבו היה בלתי מועסק בסיכוי $13/(k_1 + k_2 + k_3)$, וזו תהא גם תרומתו לתוחלת אומדן הבלתי מועסקים.

בחישובי תוחלת לתקופה מסוימת מחשבים בלמ"ס את מספר הבלתי מועסקים שנמצאו לאורך אותה התקופה מחולק באורכה. יחידת ההתייחסות הבסיסית במקרה זה היא שבוע ולכן נחשב את תוחלת מספר השבועות שהנדגם היה בלתי מועסק ברבעון ונחלק ב-13, מספר השבועות ברבעון. היות שהסקר החודשי מגיע בשבוע אקראי במהלך החודש, הוא ימצא את הנדגם בלתי מועסק בסיכוי $(\frac{k_1}{4}, \frac{k_2}{4}, \frac{k_3}{5})$ בחודשים (m_1, m_2, m_3) בהתאמה. בכל חודש שבו נחקר הנדגם בשבוע שבו היה בלתי מועסק, הוא ייחשב כבלתי מועסק בכל אותו החודש, אחרת ייחשב כמועסק בכל אותו החודש. לכן, תוחלת מספר השבועות שבו היה בלתי מועסק בחודש הראשון תחושב על פי 4 שבועות בסיכוי $\frac{k_1}{4}$ ועוד אפס שבועות בסיכוי המשלמים. תרומתו לתוחלת אומדן הבלתי מועסקים ברבעון תהא לכן $\frac{k_1}{13} = \frac{k_1}{13} \cdot (4 \cdot \frac{k_1}{4} + 0 \cdot \frac{4-k_1}{4})$ עבור m_1 , באותה צורה עבור יתר החודשים, ובסך הכל $\frac{k_1}{13} + \frac{k_2}{13} + \frac{k_3}{13}$, בזהו לסקר הרבעוני.

ד.2. דגימה ביישובי הפריפריה

אספקט אחר הנוגע לדגימה הוא יישובי הפריפריה. הודות להגדלת המדגם גדל גם מספר היישובים הנדגמים כל חודש. אם בסקר הרבעוני נחקרו כ-240 יישובים ברבעון, אזי בסקר החודשי נחקרים

כ-310 יישובים כל חודש. ההפרש רובו ככולו ביישובים הפריפריאליים, כך שלכאורה ניתן לחשוב כי הם מקבלים ייצוג גדול יותר בסקר החודשי, אך לא כך הדבר. בסקר החודשי, כמו בסקר הרבעוני, מסגרת היישובים נשארה אותה מסגרת. בכל שנה, לכל דירה מכל יישוב יש אותו סיכוי להידגם, בין אם דירה זו שייכת ליישוב פריפריאלי ובין אם לאו, ובכלל זה גם יישובים שלא נדגמו בסקר הרבעוני בעבר עקב אקראיות הדגימה של היישובים ההסתברותיים. עודף היישובים הפריפריאליים בסקר החודשי רק מאפשר פיזור רב יותר בין הדירות הנכללות בהם ואינו מגדיל את החלק היחסי שלהן בסקר, כפי שנראה בהסבר להלן. מספר כתבות שהתפרסמו בעיתונות הכלכלית האלקטרונית והכתובה אף תלו בכך את הגידול בבלתי מועסקים. למשל, "האבטלה עלתה ל-6.9% במאסר; הפריפריה שינתה התוצאות"³, או "הזינוק באבטלה, בשיעור של 1%, שנרשם [...] הפתיע רבים [...] התברר, כי הסיבה היא הרחבת הסקר ל-100 יישובים בפריפריה"⁴.

היישובים הפריפריאליים הם יישובים הסתברותיים (ראה ג.2). כדי להכליל יחדיו במדגם יישובים הסתברותיים וכאלה שאינם הסתברותיים ו/או להגדיל את מספרם בכפוף להבטחה על שמירה של ייצוג נאות של כל הדירות באוכלוסייה, מספר הדירות הנדגמות בכל יישוב צריך להיות תלוי בסיכוי של אותו יישוב להיכלל במדגם. במילים אחרות, בגודל היישוב. תהי i דירה כלשהי במסגרת הדגימה (בכל הארץ), נסמן ב- π_i את ההסתברות של דירה i להיכלל במדגם. יהי j יישוב כלשהו. יהי S המדגם החודשי. מתקיים:

$$\pi_i = P(Dira_i \in S) = P(Dira_i \in S | Yishuv_j \in S) \times P(Yishuv_j \in S)$$

$$\equiv \pi_{i|j \in S} \times p_j$$

כאשר $p_j = 1$ עבור יישוב ודאי, ו- $p_j < 1$ עבור יישוב הסתברותי. אם כך מתקבל הקשר $\pi_{i|j \in S} = \pi_i / p_j$ שמשמעותו היא שביישוב הסתברותי שסיכוי להיכלל במדגם הוא p_j , אנו נדגום דירה בהסתברות π_i / p_j . בדרך זו אנו מבטיחים שלכל דירה בארץ יש אותו סיכוי להיכלל במדגם, ללא תלות במספר היישובים ההסתברותיים שנכלול במדגם.

3.4. אמידה

בסקר כוח אדם חודשי הוחלט, כאמור, לעבור לשיטת אמידה חדשנית. היתרון בשיטה החדשה על פני השיטה ששימשה את סקר כוח האדם הרבעוני נעוץ בניצול אינפורמציה מחודש קודם בחישוב אומדן החודש הנוכחי. בדרך זו מקבלים יעילות גדולה יותר של האומדן, הווה אומר שטעות הדגימה של האומדן המשולב, עבור מדגם באותו הגודל, היא בדרך כלל קטנה יותר מזו של האומדן בסקר הרבעוני עבור הפרמטרים המסוימים שבהם יש לנו עניין מיוחד (ראה גם Cochran, 1977, פרק 12.10). אפיון השיטה בלמ"ס מייעל את אומדי הפרמטרים של תכונות כוח עבודה נבחרות – מועסקים, בלתי מועסקים, לא שייכים לכוח עבודה, עבור גברים ונשים באזורים הגיאוגרפיים השונים הכוללים חלוקה ליישובים יהודיים וערביים. שיטת האמידה החדשה מורכבת יותר מזו שהייתה נהוגה בסקר הרבעוני. היא מנצלת מידע מחודש קודם עבור כל נדגם שקיים לו מידע כזה, ובשל כך בעלת אופי

3 כתבת TheMarker (מקבוצת "הארץ") מיום 30 באפריל 2012.

4 כתבת Ynet (מקבוצת "ידיעות אחרונות") מיום 9 באוקטובר 2012.

רקורסיבי שיכול לעורר חשש שמא תיתכן סיטואציה שבה ייווצר שוני שיטתי (סיסטמטי, קבוע) בין האומדן למציאות. חשש זה בוסס על תיעוד של אומדני תעסוקה בקנדה, ופורסם ב-Gambino, Kennedy and Singh (2001), מאמר שנכתב עי חוקרים מהלשכה הסטטיסטית הקנדית. בכל אופן נציין כי המקרה שתואר בו השוני השיטתי במאמר התרחש תחת תנאים יוצאי דופן אחרים (ראה המאמר לעיל סעיף 3) ועבור אומדן משולב מסוג אחר. בנוסף, רצינו לשלול חשש כי הטיה קטנה באחד האומדנים יכולה להוביל לתגובת שרשרת שתיצור הטיה מצטברת משמעותית לאחר מספר חודשים. גם תיעוד של מצב כזה קיים במאמר של חוקר מאוסטרליה (ראה Bell, 2001, סעיף 6.1). העדויות הנ"ל אף שהן קיימות הן בגדר מקרים חריגים בספרות המקצועית, וכנראה גם היו בכפוף למקרי קצה היוצאים מן הכלל. בכל אופן, לאור החשיבות של פרסומי הלשכה, וכדי לשלול סיבה זו, אמדנו פרמטרים רבים של הסקר גם בשיטת האמידה שהייתה נהוגה בסקר רבעוני (השיטה הישירה) וערכנו השוואה בין האומדנים שהתקבלו בשיטת השיטות.

את ההשוואה בין שתי שיטות האמידה ערכנו במשך שנים עשר חודשים, מאוקטובר 2011 ועד ספטמבר 2012, עבור האומדנים השייכים ללוחות 1-4 בפרסום החודשי הרשמי של הסקר, כלומר, סה"כ 12 תת-לוחות בחתכים שונים ו-144 אומדנים לפרמטרים שונים. ההתייחסות בסעיף זה לפרמטרים אחרים מלבד אחוז הבלתי מועסקים נועדה רק לצורך השוואת שיטות האמידה ולא לצורך הדיון בהן. בציור 1 להלן מוצגות סדרות עתיות של אומדן אחד מכל תת לוח, כך שמתקבל ייצוג של אומדנים בחתכים שונים ובסדרי גודל שונים. בציורים, הקו הבהיר מייצג את סדרת האומדנים לפי השיטה הישירה, והכהה לפי השיטה המשולבת.

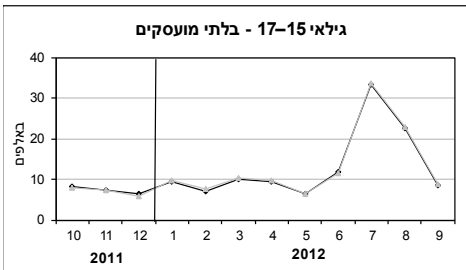
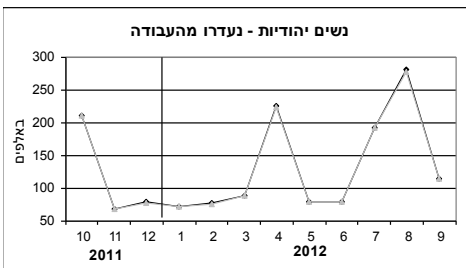
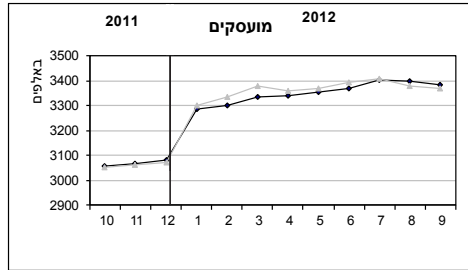
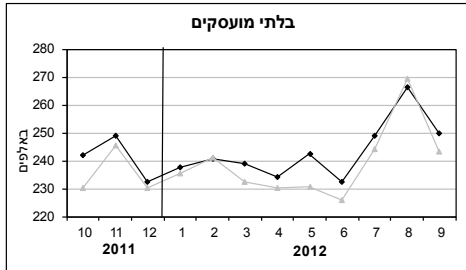
מהתבוננות בציורים ניתן להתרשם כי בכל האומדנים ללא יוצא מהכלל אין עדות לשוני שיטתי בין השיטות או להטיה מצטברת כלשהי לאורך הזמן, ולמעשה עבור רוב הפרמטרים שתי השיטות נותנות תוצאות דומות מאוד. אמנם ניתן להתרשם כי סדרות אומדני הפרמטרים שבהם יש לנו עניין מיוחד, היינו בלתי מועסקים ומועסקים, אכן שונות במעט בשיטות האמידה. בסדרות אחרות, הגם שנאמדים פרמטרים קטנים יותר, ההבדל בין השיטות אינו בא לידי ביטוי. בכל אופן, מבלי להיכנס לשאלה האם השיטה החדשה אכן יעילה יותר או לא, ניכר כי ההבדל אינו מהותי.

4. הגדרת אוכלוסיית הסקר לפי דרישות OECD

סברה נוספת שהועלתה כסיבה לגידול בבלתי מועסקים התבססה על מעבר ה"למ"ס למדידה לפי הקריטריונים הנהוגים בארגון לשיתוף פעולה ופיתוח כלכלי – OECD. "הלמ"ס הודתה כי שיטת מדידת האבטלה שלה לא מקובלת על ה-OECD – ושינתה אותה ■ התוצאה: זינוק פתאומי של 20% באבטלה ל-6.5%".⁵

בעקבות הצטרפות ישראל לארגון בשנת 2010 שינתה הלשכה הגדרות של פרמטרים רבים על מנת שתיווצר הרמוניזציה של הסטטיסטיקה הרשמית של ישראל עם זו הנהוגה בארגון, והאומדנים שיתקבלו יהיו בני השוואה לאומדנים המפורסמים על ידי יתר המדינות החברות בו. בנושא הסטטיסטיקה של עבודה נכללו אנשי הצבא הסדיר (חובה וקבע) כמועסקים, ולכן נכללו כשייכים לכוח העבודה. זאת אומרת, שינוי הגדרת השייכים כך שתכלול את כוח העבודה הכללי כולו ולא רק את כוח העבודה האזרחי כפי שהיה נהוג עד כה. שיעור הבלתי מועסקים מחושב כיחס בין מספר

ציור 1: השוואה ארוכת טווח בין שתי שיטות האמידה בסכ"א חודשי



הבלתי מועסקים לבין מספר השייכים לכוה העבודה. לכן, עם הכללת הצבא בסכ"א החודשי וסיווג אנשיו כמועסקים, אחוז המועסקים מתוך כוח העבודה צריך לעלות ואחוז הבלתי מועסקים לרדת, שכן המונה (מספר הבלתי מועסקים) נותר ללא שינוי, והמכנה (מספר השייכים לכוה העבודה) גדל ממספר המשרתים בצבא, וכאמור שניהם נמדדים באופן יחסי מתוך השייכים לכוה העבודה. ואכן, אם גדלים אופייניים למספר המועסקים והבלתי מועסקים בסקר הרבעוני היו 3,000,000 ו-180,000 איש, בהתאמה, ואם נעריך לפי פרסומים זרים את המשרתים בצבא ב-175,000 איש, אזי אחוז הבלתי מועסקים בתחילת 2012 נאמד בכ- $180,000/3,355,000$, לעומת $180,000/3,180,000$ ללא הכללת הצבא. היינו, השינוי בהגדרה מקטין את האומדן לאחוז הבלתי מועסקים בכ- 0.3% ואינו מגדיל אותו. אם כך, הגידול בבלתי מועסקים אינו נובע מהכללת הצבא.

5.4. אי השבה

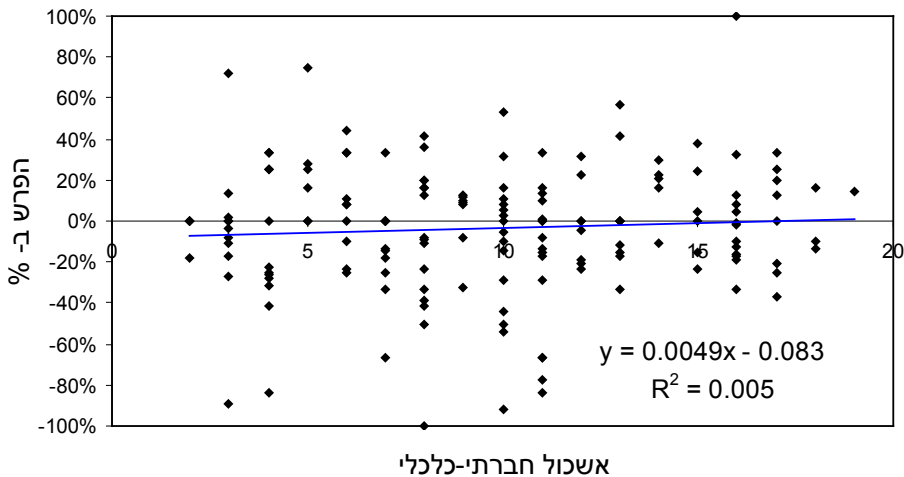
אי-ההשבה בסכ"א חודשי גדולה מזו של סכ"א רבעוני. מאז תחילת הפקידה, קיים פער ממוצע של כ-5%–10% באי-ההשבה בין הסקר החודשי לרבעוני. אחוזי השבה מחושבים מתוך נדגמים פחות מקרי אפס – מקרים שאינם שייכים לאוכלוסיית הסקר. לאור זאת היה קיים חשש שמא אי-ההשבה עודפת זו היא דיפרנציאלית ביחס למצב החברתי-כלכלי של האזור, ובפרט לאחוז הבלתי מועסקים בו. היינו שבמקומות (המוגדרים ע"י אזורים סטטיסטיים) השייכים לאשכול חברתי-כלכלי נמוך קיימת אי השבה עודפת גבוהה בסקר החודשי ביחס לרבעוני, ולהפך. לכל אזור סטטיסטי הגדרנו משתנה X – האשכול החברתי-כלכלי של האזור על פי מפקד 2008, משתנה המשקלל 16 משתנים כלכליים חברתיים בתחום ההשכלה, ההכנסה, רמת החיים וכו', ושאלנו מאמינים כי הוא מתואם ברמה זו או אחרת עם אחוז הבלתי מועסקים באזור. חישבנו את המשתנה Y – ההפרש באחוז אי-ההשבה בין הסקר החודשי והרבעוני, וציורים של Y על X הוצגו לכל אחד מ-14 היישובים הגדולים במדינה. באף יישוב לא נמדד שיפוע משמעותי של קו הרגרסיה של Y על X . המסקנה המתבקשת מכך היא שאי-ההשבה אינה דיפרנציאלית ביחס לאשכול החברתי-כלכלי של האזור. גם אם זו אינה הוכחה לגבי חוסר מתאם עם אחוז הבלתי מועסקים, עדיין יש בה כדי לחזק סברה זו.

עבור ירושלים ניתן לראות בציר 2 כי אין מגמה ברורה של שינוי באחוזי ההשבה בין הסקרים. בניתוח הסטטיסטי, שיפוע קו הרגרסיה הוא 0.005. ז"א, ההפרש המקסימלי באי-השבה בין אזורים השייכים לאשכול הח"כ הכי גבוהה (17) לבין הכי נמוך (2) הוא $0.075\% = (17 - 2) \times 0.005\%$. גם אם נניח הערכה שמרנית למדי, כי אחוז הבלתי מועסקים גדל ב-1% כאשר האשכול החברתי-כלכלי קטן ב-1, והערכה של התפלגות אחידה של מספר האנשים באזורים סטטיסטיים השונים, הדבר יבוא לידי ביטוי בשינוי בבלתי מועסקים של $0.015 \approx \sum_{i=2}^{17} 0.005 \times 0.01 \times (i - 1)$. הווה אומר, גידול מזערי של 0.015% בבלתי מועסקים בירושלים.

את אותם הנתונים בדקנו גם לאור התיאוריה של בדיקת קשרים מונוטוניים בין שני משתנים, יצחקי וגולן (2009) וגם Yitzhaki and Olkin (1988). השיטה משתמשת בעקומת הריכוז ACC ובעקומת LMA כדי לבדוק אם קשר לינארי מסוים שנמדד בין שני משתנים הוא מונוטוני, או שקיימים תחומים זרים על ציר ה- X שבכל אחד מהם הקשר הוא אחר בעוצמתו או אף בסימנו. בדיקה זו אמינה יותר ככל שיש יותר קטגוריות בציר ה- X , כך שניתן להבחין במגמה השונה בתחומים שונים. למשתנה אשכול חברתי-כלכלי יש לכל היותר 20 קטגוריות, כך שהניתוח אינו

מתאים. בכל זאת, מלבד העיר תל אביב-יפו שבה ניתן היה אולי לזהות איזו שהיא מגמה שונה עבור תחומים שונים, לא מצאנו עדות לחוסר מונוטוניות באף אחד מהיישובים הגדולים האחרים שנבדקו.

ציור 2: הפרש בין % השבה רבעוני לחודשי לפי אשכול חברתי-כלכלי, ירושלים



ה. הבדלים באומדני הבלתי מועסקים של משתני מפתח דמוגרפיים

גידול בבלתי מועסקים על פני כל אופנויות של משתנה נחקר יעידו בדרך כלל על שינוי או בעיה מהותית באחד או יותר מהפרמטרים הבסיסיים של הסקר החדש, כמו למשל בעיה בהגדרות האוכלוסייה, בשיטת הדגימה, בשיטת האמידה כדוגמת בעיה באחת הנוסחאות, בעיית מחשב, בעיה בתוכנה או במסדי הנתונים, בעיה בהנחיה של הסוקרים וכדומה. שכן, בעיות מהסוגים הנ"ל חזקה עליהן שישפיעו במידה שווה על הנתונים הנאספים ולא יתבטאו רק באופנויות מסוימות של משתנה כלשהו. לכן, חשוב היה לבחון האם הגידול בבלתי מועסקים היה ספציפי עבור מין, גיל או מגזר מסוים, או אופנות כלשהי של משתנה אחר שניתן להעלות על הדעת בצורה הגיונית.

ה.1. מגזר

נתוני הסקר החודשי, כאמור, הראו שינוי משמעותי באומדן שיעור הבלתי מועסקים לעומת הסקר הרבעוני. שיעורי הבלתי מועסקים במשך כפי שנמדדו ב-2011 היו 5.7, 5.2, 6.1, ו-5.4 עבור

רבעונים I, II, III ו-IV בהתאמה. עם זאת, בחלוקה לפי מגזר, אחוז הבלתי מועסקים היה גבוה יותר דווקא בקרב היהודים בכל הרבעונים הנ"ל. בלוח 2 מוצג אחוז הבלתי מועסקים ברבעון IV/2011 לפי מין ומגזר, וכן ממוצע אחוז הבלתי מועסקים בחודשים ינואר–מרץ (רבעון I) 2012.

לוח 2: אחוז בלתי מועסקים לפי מין ומגזר ברבעונים IV/2011 ו-I/2012 לפי הסקרים הרבעוני והחודשי בהתאמה

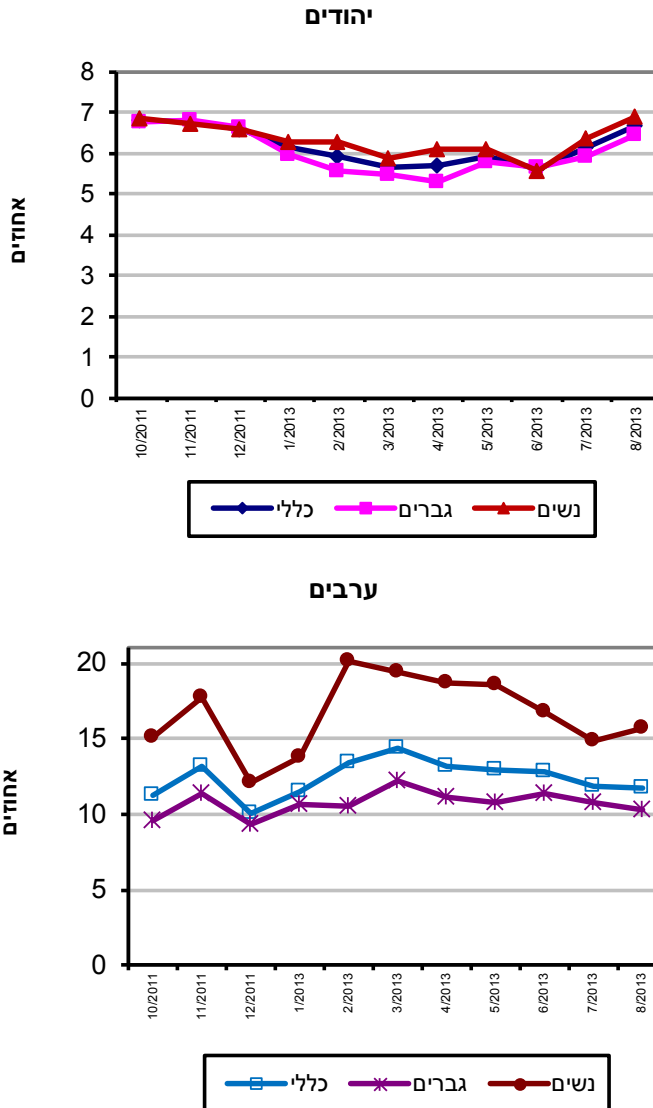
I/2012		IV/2011		
ערבי	יהודי	ערבי	יהודי	נשים
17.80	6.15	6.17	5.75	גברים
11.50	5.65	4.53	5.31	סה"כ לפי מגזר
13.65	5.90	4.94	5.53	סה"כ כללי
	6.70		5.47	

כפי שהקדמנו להזכיר בפרק המבוא וכפי שמשקף בלוח, השינוי באחוז הבלתי מועסקים במעבר לסקר חודשי היה גדול במיוחד בקרב הערבים, וגדול הרבה פחות בקרב היהודים. אחוז הבלתי מועסקים הממוצע ברבעון I של 2012 בקרב היהודים עלה ל-5.9%, היינו גידול של קצת פחות מ-0.4 אחוז לעומת הבלתי מועסקים ברבעון IV של 2011, או בשקלול השפעת הצבא (ראה סעיף 4.ד). עלייה של קצת מעל לחצי אחוז. במגזר הערבי, לעומת זאת, גדל אחוז הבלתי מועסקים ל-13.65% עבור אותה התקופה, ראה גם ציור 3. זאת אומרת, באופן יחסי גדל אחוז הבלתי מועסקים אצל גברים ונשים במגזר היהודי ברבעון I של 2012 פי 1.1 (10%) לעומת שיעורו ברבעון שקדם לו, אך בערך פי שניים אצל הגברים ובערך פי שלושה אצל הנשים במגזר הערבי. ללוחות מפורטים יותר ראה גם נייר מדיניות של מרכז טאוב מאת ישיב ערן (2012).

זאת ועוד, נשים לב כי המשרעת של נתוני הבלתי מועסקים הרבעוניים של 2011 אינה זניחה ועומדת על 0.9% – לפי 5.2% ברבעון II לעומת 6.1% ברבעון III. הנתונים הם נתוני מדגם ולכן חשובים לטעות דגימה, אך בנוסף גם להשפעות של עונתיות בתעסוקה הנובעת מסיבות שונות. כדי להקטין השפעה זו מפרסמת הלמ"ס גם נתונים מנוכי עונתיות המתקבלים לאחר ניכוי השפעת העונתיות והשפעת החגים וימי הפעילות מהנתונים המקוריים. הסבר על תהליך ניכוי עונתיות ואמידת המגמה מתפרסם באתר הלמ"ס באינטרנט.⁶ כפי שצינו בתחילת הסעיף, בשנת 2011 נתון הבלתי מועסקים של רבעון I גדול מזה של רבעון IV. כך היה גם בשנת 2010. לאור זאת ייתכן כי יש בהשפעת העונתיות כדי להסביר חלק מהגידול באחוז הבלתי מועסקים בין רבעון IV/2011 לרבעון I/2012 אצל היהודים, או אף את כולו.

6 הגורמים העונתיים וגורמי ההתאמה מראש ל-2011: מגמות ל-2007–2011. <http://www.cbs.gov.il/publications/tseries/seasonal11/presentationh11.pdf>

ציור 3: אחוזי הבלתי מועסקים לפי מין ומגזר בסקר החודשי

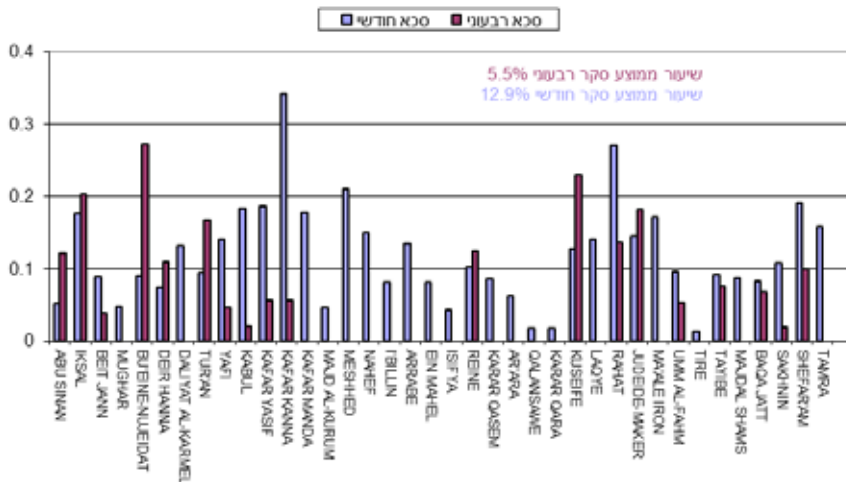


מבחינה סטטיסטית-מתודולוגית יכלו מתכנני הסקר, במידה מסוימת ומסויגת, אף לשאוב עידוד מהממצא הנ"ל. שוני כה מובהק באומדנים של קטגוריה אחת של משתנה מסוים שולל את האפשרות שהשוני בין הסקרים נובע מבעיה במערכת הדגימה, בשיטת האמידה או באחת ממערכות המחשב והתוכנה וכדומה. בעיה באחת ממערכות אלו כאמור הייתה גורמת לשינוי באומדנים על פני כל הקטגוריות של אותו משתנה, שכן שיטות הדגימה, נוסחאות האמידה ותוכנות המחשב אינן תלויות

מגזר, מגדר, גיל, אזור גיאוגרפי וכיוצא בזה. הנתונים שנאספו ועובדו גזרה אחת היא לכולם שאינה תלויה בקטגוריה כלשהי של משתנה דמוגרפי זה או אחר.

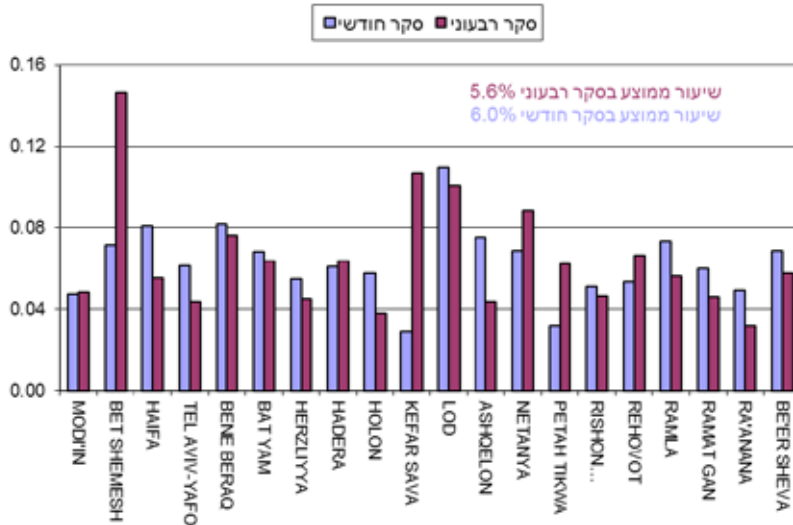
נציין כי על אף שהנתונים הרשמיים של סכ"א במתכונתו החודשית החלו להתפרסם רק בתחילת 2012, הדגימה וחקירת משקי הבית החלה כבר באפריל 2011 (זאת על מנת לאפשר קבלת אומדנים חודשיים לשלושת החודשים האחרונים של 2011). למרות שהשוואת האומדנים מתקופת חפיפה זו בין שני הסקרים יכולה להיות מאוד אינפורמטיבית, השתדלנו במאמר זה להימנע מהסקת מסקנות על פיה שכן אחוז אי-ההשבה בסקר החודשי היה גבוה בתקופה זו באופן משמעותי מהחודשים שלאחר מכן, מאחר שלא כל מערכות הסקר נכנסו בה עדיין לפעולה חלקה (בעיקר בחודש 10/2011 ופחות בסוף הרבעון). בכל זאת, על מנת לסבר את העין, נציג כאן שתי השוואות. ציור 4 מציג יישובים ערביים עירוניים גדולים המונים פחות מ-50 אלף תושבים שהיו משותפים למדגמי שני הסקרים ברבעון IV/2011. אחוז הבלתי מועסקים הממוצע בסקר הרבעוני עומד על 5.5%, בשעה שבאותם יישובים ממש בסקר החודשי נמדד אחוז בלתי מועסקים של 12.9%. קיימת גם שכיחות גבוהה של יישובים שבהם נמדד אחוז אפס בסקר הרבעוני לעומת שכיחות חיובית בסקר החודשי. ב-20 מתוך 38 יישובים אלה לא נחקר בסקר הרבעוני ברבע האחרון של 2011 ולו בלתי מועסק אחד. מצויר 5 ניתן לראות כי תופעות אלו אינן קיימות עבור היישובים היהודיים המונים מעל 50,000 תושבים (ראה שאל-מנע ואחרים, 2012). אמנם עדיין רואים נטייה לאחוז בלתי מועסקים גדול יותר בסקר החודשי לעומת הרבעוני, אך היא מינורית, אינה גורפת, וכפי שצוין לעיל הפקידה ברבעון הייתה עדיין בשלב הבחינה, והאומדנים לא נכללו בנתונים הרשמיים שמפרסמת הלשכה.

ציור 4: אחוז הבלתי מועסקים ביישובים ערביים גדולים⁷ שבהם 2–50 אלף תושבים, רבעון רביעי 2011



7 שמות היישובים צוינו בכתב אנגלי כדי להתגבר על בעיות הגיה.

ציור 5: אחוז הבלתי מועסקים ביישובים יהודיים, מעל 50 אלף תושבים, רבעון רביעי 2011



ה.2. איסוף נתונים ושונות בין סוקרים

ההבדל המשמעותי בין המגזרים יכול להצביע על השפעה של הסוקרים עצמם על איסוף הנתונים. בעיקרון היינו רוצים להאמין כי כל הסוקרים שווים, אך בפועל ידוע כי שני סוקרים יכולים להזין שתי תשובות שונות לאותה שאלה מאותו הנדגם באותו הזמן. במילים אחרות, תוצאת חקירה של סוקר היא משתנה מקרי, והשפעת הסוקר על המדידה יכולה להתפרש כאפקט מקרי (Random Effect) בתהליך ניתוח שונות (ANOVA). נסמן ב- y_{ij} את תוצאת חקירה j של סוקר i . המודל הוא $y_{ij} = m_i + \varepsilon_{ij}$. אם ניתן לכל סוקר תת-מדגם מייצג של האוכלוסייה היינו רוצים שיתקיים $m_i = m$ לכל i , כלומר אינו תלוי בסוקר i , שכן לכל תת-מדגם מייצג יש אותה התוחלת. אך בפועל אין כך הדבר. מתברר כי $m_i = m + \alpha$ כאשר α משתנה מקרי בעל תוחלת 0 וסטיית תקן σ שנובעת מההבדל האינדיבידואלי בין הסוקרים. מסיבה זו, כאשר מטרתו העיקרית של סקר היא מדידת שינוי בין שתי תקופות זמן, אין מניעה כי הנתונים יאספו על ידי מספר מצומצם של סוקרים, אך כאשר חשוב ערכו האבסולוטי של הפרמטר הנחקר, יש חשיבות לביצוע הסקר על ידי מספר רב של סוקרים.

כדי להבין מניין נובעת סטיית תקן זו נסביר כי שאלת הבלתי מועסקים בסקר כוח אדם מורכבת ממספר רב של שאלות ששקלולן מכריע לגבי היותו של הפרט הנחקר בלתי מועסק אם לאו (ראה שוב נספח א לגבי ההגדרה המדויקת של בלתי מועסק). אפילו אם השאלות מוגדרות היטב, ישנם לעתים מקרים שבהם קיימת השפעה לדרך שבה נשאלת השאלה על ידי הסוקר או לשיקול דעתו

בסיווג התשובה של הפרט הנחקר. לדוגמא, על מנת שפרט ייחשב בלתי מועסק, תנאי הכרחי הוא שחיפש עבודה באופן פעיל בארבעת השבועות האחרונים. למרות שהתשובה לשאלה היא דיכוטומית – כן חיפש או לא חיפש, הגדרת הביטוי "באופן פעיל" היא מעורפלת משהו. למשל, האם דפדוף אקראי במודעות הדרושים בעיתון נחשבת פעילות אקטיבית?

המדגם לאמידת סטיית התקן של אפקט הסוקר בוסס על 22 סוקרי טלפון מהסקר החודשי (לא כולל סוקרים בכירים המטפלים לרוב במקרים מיוחדים וסוקרים ברוסית וערבית) שקיבלו כל אחד מדגם מייצג ככל הניתן של נדגמים לסקר, כך שהצפי היה לקבל מכולם את אותם האומדנים. הבדיקה מצאה סטיית תקן של 0.54% עבור פרמטר הבלתי מועסקים ו-2.9% עבור הפרמטר מועסקים. חלוקה ב- $\sqrt{n}$ נותנת את סטיית התקן של אפקט הסוקרים כאשר מספר הסוקרים הוא n . בלוח 3 מחושבים ערכי סטיית התקן זו עבור $n=1, 4, 40$ סוקרים.

לוח 3: סטיית התקן של אפקט הסוקר

סטיית תקן של סוקר אחד	סטיית תקן של 4 סוקרים	סטיית תקן של 8 סוקרים	סטיית תקן של 40 סוקרים
0.54%	0.27%	0.19%	0.08%
2.9%	1.45%	1.02%	0.45%
בלתי מועסקים			
מועסקים			

בסקר החודשי מוקצים כרגע 4 סוקרים טלפוניים למגזר הערבי ו-40 ליהודי, בעוד שבסקר הרבעוני הוקצה רק סוקר טלפוני יחיד לכלל המגזר הערבי לעומת 8 סוקרים במגזר היהודי.

נבהיר כי סטיית התקן של אפקט הסוקר אינה מלמדת על ההשתנות של נתונים שנאספו על ידי סוקר מסוים אלא על השוני בין נתונים שנאספו על ידי שני סוקרים שונים שחקרו את אותה האוכלוסייה באותו זמן. סטיית תקן של 0.54% אין בה כדי להסביר שינוי של יותר מ-10% באחוז הבלתי מועסקים במגזר הערבי, ובפרט שגם עבור 8 סוקרים שהיו במגזר היהודי סטיית התקן של 0.19% אינה שונה באופן מהותי. לכן אין בנתון זה לבדו כדי להסביר את ההבדל בין הסקרים. אמנם ייתכן כי סטיית התקן של אפקט הסוקר עבור הפרמטר "בלתי מועסקים במגזר הערבי" היא גדולה הרבה יותר, אך השערה זו לא נבדקה. עם זאת, כאשר מדובר בסוקר יחיד, כל התרחישים אפשריים ולא מן הנמנע כי לאותו סוקר היה פירוש שונה וחרג במיוחד של הבנת השאלות הקשורות להגדרת הפרמטר "בלתי מועסק". יתכנו גם סיבות נוספות, כגון רשלנות, טעות שיטתית כלשהי בהבנתו כיצד לעבוד עם התוכנה ועוד. לא התייחסנו כאן לסוקרי השטח בעיקר מכיוון שכל סוקר שטח עובד עם אוכלוסייה אחרת באזור גיאוגרפי אחר. כמו כן, מספר סוקרי השטח הוא גדול בשני הסקרים ולכן ההשפעה הפוטנציאלית של אפקט סוקר השטח לעומת זו של סוקר הטלפון היא קטנה.

ה.3. ראיונות שטח וטלפון

כל פנל בסקר החודשי נחקר כאמור שמונה פעמים. על מנת לחסוך בעלויות, רק החקירה הראשונה היא חקירת שטח פנים-אל-פנים שבה פוקדים את דיירי הדירה שנדגמה, ואילו יתר החקירות

מבוצעות בטלפון בעזרת הפרטים שהתקבלו בחקירת השטח. במגזר הערבי היה כאמור סוקר טלפוני יחיד, אך עשרה סוקרי שטח. בנוסף, ראיונות השטח והטלפון אינם מבוצעים על ידי אותם החוקרים ולכן קיימת ביניהם הסטייה שדגנו בה בסעיף הקודם. בלוח 4 להלן ניתן לראות כי סטייה זו במגזר הערבי אכן באה לידי ביטוי בסקר הרבעוני אך לא בסקר החודשי. בכל אופן אין בכך כדי להסביר את כל ההבדל בין הסקרים במגזר הערבי, שכן אחוז הבלתי מועסקים גם בראיונות השטח היה קטן יותר לעומת הסקר החודשי.

לוח 4: אחוז בלתי מועסקים לפי מגזר וסוג ראיון

יהודים		ערבים	
טלפון	שטח	טלפון	שטח
5.6	5.6	5.1	7.3
5.7	5.7	13.6	13.9

* נתוני הסקר החודשי הותאמו כך שיכללו רק את כוח העבודה האזרחי, כפי שהיה בסקר הרבעוני.

ה.4. בדיקת משתני חקירה נוספים

ניסיונות לאפיין את ההבדל בין הסקרים בעזרת משתני חקירה נוספים לא סיפקו תובנות חדשות. בין היתר נחקרה ההשבה לפי מעמד המשיב (ראש משק בית, בן/בת זוג, וכו'), לפי שלב הפקידה (ראשון עד רביעי בסקר הרבעוני, ראשון עד שמיני בסקר החודשי), גודל משק בית, צורת יישוב המגורים, משך חיפוש העבודה וסוג ראיון (אישי או Proxy⁸). באף אחד לא מצאנו ממצאים חד משמעיים שיכולים לשפוך אור נוסף על ההבדל בין הסקרים. ניתוח ההשבה במגזר הערבי לפי שעת הפקידה העלה כי קיים הבדל באחוז הבלתי מועסקים בין איסוף נתונים שנעשה על ידי הסוקר בשעות הבוקר לבין איסוף שנעשה אחר הצהריים (ראה אטקס וחפץ, 2013). מכל מקום, מאחר שבמגזר הערבי בסקר הרבעוני היה רק סוקר יחיד שבחר לעבוד בשעות הבוקר, לא מן הנמנע כי למעשה ההשפעה היא של הסוקר ולא של השעה, וממצאים אלה יכולים להיות מוסברים לפחות בחלקם על ידי אפקט הסוקר שנדון בסעיף ה.2. בבדיקה לפי סוג ראיון, למשל, הבדל של כ-1.2% באחוז הבלתי מועסקים המדווח בראיון האישי לזה המדווח בראיון ה-Proxy בסקר הרבעוני מצטמצם לכ-0.95% בסקר החודשי. כמובן אין בכך כדי להצביע על הסבר כלשהו. ראה לוח 5.

8 ראיון Proxy הוא ראיון שבו בן משק בית אחד נשאל על בן משק בית אחר.

לוח 5: אחוז בלתי מועסקים לפי סוג ראיון

סקר רבעוני			סקר חודשי				
ממוצע	רבעון IV/2011	רבעון III/2011	ממוצע	מרץ 2012	פברואר 2012	ינואר 2012	
6.42%	6.02%	6.81%	7.03%	6.74%	7.04%	7.23%	ראיון אישי
5.25%	4.92%	5.57%	6.08%	5.84%	6.19%	6.23%	ראיון Proxy
1.17%	1.10%	1.24%	0.95%	0.90%	0.85%	1.00%	הפרש

ו. סיכום ומסקנות

מעבר הלשכה למדידת סקר כוח אדם במתכונת חודשית התאפיין בגידול במספר הבלתי מועסקים במשק. ההבדל התבטא בגידול חד במספר הבלתי מועסקים במגזר הערבי ולעומתו גידול לא מובהק במגזר היהודי. במאמר זה ניסינו לחקור את הסיבות להבדל בין הסקרים. הממצאים במאמר שוללים את האפשרות שהשוני בין הסקרים נובע מבעיה בדגימה או ברוטציית הפנלים, משיטת האמידה החדשה או ממערכות המחשב והתוכנה, בעיות שהיו מביאות כאמור להבדל גורף באומדנים על פני כל הקטגוריות של המשתנים שנחקרו, ובפרט על פני כל המגזרים, בשונה מכפי שקרה בפועל. בנוסף לכך שללנו את האפשרות שהגידול באי-השבה היה תלוי באשכול החברתי-כלכלי של האזור. ההבדל המשמעותי בין המגזרים מצביע לדעתנו על בעיה הקשורה לתהליך איסוף הנתונים. זהו הנדבך היחיד בשדרותיו של הסקר שבו ישנה הפרדה ברורה בין שני המגזרים. בקרה או הנחיה שונה, לחיוב או לשלילה, של סוקרים חדשים מהמגזרים השונים יכולה לגרום לשוני בכל האומדנים אך גם רק באלו של אחד המגזרים. בפרט, העובדה כי בסקר הרבעוני בוצעו כל החקירות הטלפוניות במגזר הערבי על ידי סוקר טלפוני יחיד מחזקת את ההשערה כי ייתכן שכאן נעוץ ההבדל.

מקורות

- אטקס ח' וחפץ א' (2013), סקרי כוח אדם בישראל: ממצאים ראשוניים אודות הטיות אפשריות עקב זמינות מוגבלת לפקידה. מצגת להרצאה בלמ"ס.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2011), סקרי כוח אדם 2010, פרסום מיוחד מס' 1460, http://www.cbs.gov.il/publications11/1460/pdf/h_print.pdf
- יצחקי ש' וגולן י' (2009), קשרים מונוטוניים ולא מונוטוניים בתחום העבודה והמגדר, הרבעון לכלכלה, יוני 56(2), 143–168.
- ישיב ע' (2012), שינויים בנתוני סקר כוח אדם ומשמעותם, מרכז טאוב, נייר מדיניות מס' 2012.09.
- שאול-מנע נ', פוגל נ', פרידמן י' ורומנוב ד' (2012), השוואות סקר כוח אדם חודשי וסקר כוח אדם רבעוני, מסמך פנימי, למ"ס.
- Bell P. (2001), "Comparison of Alternative Labour Force Survey Estimators", *Survey Methodology* 27(2), 53–63.
- Cochran W.G. (1977), *Sampling Techniques*, 3rd ed., New York.

- Deville J.C. and Särndal C.E. (1992), "Calibration Estimators in Survey Sampling", *Journal of the American Statistical Association* 87, 376–382.
- Fuller W.A. and Rao J.N.K. (2001), "A Regression Composite Estimator with Application to Canadian Labor Force Survey", *Survey Methodology* 27, 45–51.
- Gambino J., Kennedy B. and Singh M.P. (2001), "Regression Composite Estimation for the Canadian Labour Force Survey: Evaluation and Implementation", *Survey Methodology* 27, 65–74.
- Singh A.C. (1996), "Combining Information in Survey Sampling by Modified Regression", *Proceedings of the Section on Survey Research Methods*, American Statistical Association, 120–129.
- Yitzhaki S. and I. Olkin (1988), "Concentration Curves", W.P. no. 179, Dept. of Economics, Hebrew University.

[illegible]

בלוח 7 מוצג דגם החקירה בסקר כ"א רבעוני לשנים 2010 ו-2011.

לוח 7: דגם חקירת הפנלים, לפי רבע החקירה ושנת הדגימה בסקר רבעוני

רבע חקירה בשנת 2011				רבע חקירה בשנת 2010				רבע כניסה לחקירה	שנת דגימה
IV	III	II	I	IV	III	II	I		
מספר חקירה									
							4	4/08	2008
							3	1/09	
					4	3		2/09	
				4	3			3/09	
			4	3			2	4/09	2009
		4	3			2	1	1/10	
	4	3			2	1		2/10	
4	3			2	1			3/10	
3			2	1				4/10	2010
		2	1					1/11	
	2	1						2/11	
2	1							3/11	
1								4/11	2011

נספח ב: שיטת האמידה Composite Estimation

אומד משולב הוא מושג בתחום סקרי פנלים לתיאור אומד המחושב על סמך נתוני ההווה ובנוסף גם על סמך נתוני העבר של הנדגמים המשיבים בסקר. בשונה מאומד ישיר המחושב על סמך נתוני ההווה (זמן t) בלבד, האומד המשולב מנצל גם אינפורמציה רלוונטית מהעבר (זמן $t-1$) של המשיבים בסקר. ישנה אבחנה בין שני סוגים של תצפיות: קבוצת התצפיות הראשונה כוללת את קבוצת הפנלים החופפים, היינו את הפרטים אשר השתתפו בסקר הן בזמן t והן בזמן $t-1$, ושנייה הכוללת את קבוצת הפנלים החדשים, היינו את אלו אשר השתתפו בסקר בזמן t אך לא בזמן $t-1$, כשהדבר תלוי במבנה הרוטציה של הסקר.

האומד המשולב שנציג להלן הוא עקיב ואנו מצליחים בעזרתו להקטין, לעתים באופן משמעותי, את טעויות הדגימה של אומדים לפרמטרים מסוימים החשובים לנו במיוחד (כדוגמת האבטלה) לעומת האומד הישיר המבוסס על תצפיות מזמן t בלבד. השיטה גם מאפשרת הרמוניזציה של האומדנים המופקים בעזרתה, במובן שהם מסתכמים לערכים הידועים ממקורות אחרים. בפרט, סכום האומדנים המשולבים למצבי התעסוקה השונים מסתכם לסך האוכלוסייה הידוע (לדוגמא: סכום אומדן לסה"כ מועסקים ואומדן לסה"כ בלתי מועסקים שווה לאומדן לסה"כ שייכים לכוח העבודה). האומד המשולב שנשתמש בו הוא אומד רגרסיה מוכלל (Generalized Regression) על משתנים מהחודש הנוכחי בתוספת משתני עזר המוגדרים על נתוני החודש הקודם (Singh, 1996),

כך שמבחינה טכנית ניתן להפיק את מקדמי הניפוח הסופיים כווריאציה על הרגרסיה הליניארית, כפי שנעשה עבור האומד הישיר עד כה בסקרי כוח אדם.

נסמן:

- S – מדגם המשיבים.
- X – נתונים דמוגרפיים ידועים (דוגמת סך כלל אוכלוסיית המסגרת).
- x – נתוני המדגם המתאימים למשתנים הדמוגרפיים שב- X .
- z – נתוני המדגם המתאימים לפרמטרים המסוימים החשובים לנו במיוחד.
- d_k – מקדם הניפוח הראשוני של פרט k .
- w_k – מקדם הניפוח הסופי של פרט k .
- $\hat{Y}$ – אומדן למשתנה הנחקר.

אומד הורוביץ תומפסון (HT) הוא אומד המתקבל ע"י הכפלת נתוני המדגם במקדם הניפוח של כל פרט במדגם. נסמן $\hat{X}^{HT} = \sum_{k \in S} d_k x_k$ עבור המשתנה x . ברוב המקרים האומדן המתקבל אינו זהה לנתונים הדמוגרפיים הידועים X . לכן, בתהליך הניפוח, אנו מחשבים לכל פרט במדגם מקדם ניפוח סופי באופן כזה שאומדן המחושב מנתוני S יתאים לנתונים הדמוגרפיים הידועים. זאת אומרת שבזמן t אנו מחשבים מקדמים $w_{k,t}$ כך שיתקיים $\sum_{k \in S_t} w_{k,t} x_{k,t} = X_t$.

יהי $y_{k,t}$ הנתון מהמדגם של פרט k בזמן t עבור משתנה נחקר החשוב לנו במיוחד. שיטת האמידה המשולבת היא כאמור רקורסיבית. בהינתן האומדן $\hat{Y}_{t-1}$ מזמן $t-1$, נרצה כי מקדמי הניפוח $w_{k,t}$ יהיו כאלה שגם יתאימו את נתוני המדגם מחודש $t-1$ לאומדן $\hat{Y}_{t-1}$ מהחודש שעבר, כאילו היה נתון ידוע, כפי שנעשה עבור הנתונים הדמוגרפיים. זאת אומרת תנאי נוסף לקביעת מקדמי הניפוח הוא $R\hat{Y}_{t-1} \equiv \sum_{k \in S_{t-1} \cap S_t} w_{k,t} z_{k,t-1} = \hat{Y}_{t-1}^{HT}$, כאשר R הוא פרופורציית הפנלים המשותפים עם חודש $t-1$ מכלל הפנלים בחודש t . בצורה כזו ניתן להציג את האומד המשולב כאומד רגרסיה באופן הבא:

$$\hat{Y}_t = \sum_{k \in S_t} w_{k,t} y_{k,t} = \sum_{k \in S_t} d_{k,t} y_{k,t} + \left((X_t, \hat{Y}_{t-1}) - (\hat{X}_t^{HT}, \hat{Y}_{t-1}^{HT}) \right) \hat{\beta}_t$$

ומקדם הרגרסיה נתון ע"י:

$$\hat{\beta}_t = \left[\sum_{k \in S_t} d_{k,t} (x_{k,t}, z_{k,t})' (x_{k,t}, z_{k,t}) \right]^{-1} \sum_{k \in S_t} d_{k,t} (x_{k,t}, z_{k,t})' y_{k,t}$$

כאשר $(x_{k,t}, z_{k,t})$ הוא וקטור המורכב ממשתני המפתח הדמוגרפיים $x_{k,t}$ וממשתני המפתח

המיוחדים $z_{k,t}$. מקדמי הניפוח הסופיים ניתנים בהתאם על ידי:

$$w_{k,t} = d_{k,t} \left\{ 1 + \left((X_t, \hat{Y}_{t-1}) - (\hat{X}_t^{HT}, \hat{Y}_{t-1}^{HT}) \right) \left(\sum_{k \in S} d_{k,t} (x_{k,t}, z_{k,t})' (x_{k,t}, z_{k,t}) \right)^{-1} (x_{k,t}, z_{k,t}) \right\}$$

ניתן להוכיח כי האומדים (הרקורסיביים) המתקבלים בצורה זו הם עקיבים. אומד המבוסס על שיטת האמידה המשולבת כולל שונות הנובעת מכיוול לאומדן של החודש הקודם, $\hat{Y}_{t-1}$, נתון שאינו ודאי, ועשוי אם כך לתרום להגדלת שונותו לעומת האומד הישיר. לעומת זאת האומד מאפשר לנו לעשות שימוש בנתונים בעלי רמת ודאות גבוהה שיתרמו להקטנת שונותו לעומת האומד הישיר. תוצאת שקלול שני ההפכים אינה ידועה מראש, אך מחקרים מדעיים בספרות וסימולציות שנערכו בלמ"ס הראו כי במקרים רבים התועלת גדולה מההפסד. ואכן, התוצאות האמפיריות מראות כי סדרת האומדנים החודשיים של תכונות כוח העבודה שהתקבלו היא בעלת השתנות קטנה יותר מסדרת האומדנים שהייתה מתקבלת משימוש בשיטה הקודמת.

Examining the Increase in Unemployment in the Transition to a Monthly Labour Force Survey

Noam Cohen, Luisa Burck and Itzhak Makovsky

The Israeli Labour Force Survey (LFS) is the major household survey conducted by the Israeli Central Bureau of Statistics (CBS) since 1954. The survey follows the development of the labor force in Israel, the extent of unemployment and their trends. As of January 2012, the CBS made a transition to a monthly LFS from the quarterly system in order to produce more reliable monthly estimates as requested by the decision makers, researchers and others. Many changes and enhancements were introduced in the monthly survey; larger sample size with greater dispersion, new interviewers, new estimation methods, and the definition of the labor force participation was modified to meet the OECD standard. In particular, the survey measures now the entire labor force instead of the civilian labor force characteristics as in the quarterly survey. Following the changes, the number of unemployed persons in Israel increased by 20%, and the unemployment rate, which stood at 5.4% as measured at the end of 2011 rose significantly to about 6.7% at the beginning of 2012. This estimator is of vast importance to decision makers in the government for economic policy planning. This importance is reflected in the articles, mainly published in the financial press, which have raised legitimate questions about the reasons for such an increase in unemployment, but also included inaccuracies. It turned out that the sharp rise in the number of unemployed persons in the Arab sector was the main contributor to the difference observed as there was only a minor increase in the Jewish sector. In the paper we claim that this finding supports the hypothesis that the source of the difference stems from the problems in the field work related to data collection where there is a clear separation between the two sectors rather than problems in the other procedures related to sampling, estimation, programming, etc. In this paper, we present a scientific research about the differences and lack of differences between the findings of the monthly and quarterly labor force surveys with focus on unemployment.

The Information Technology Industries: Employees, Wages and Dealing with Shocks

Yoav Friedmann

This paper describes and analyzes developments in employment, wages and profitability in the information technology industries during the past fifteen years, and the uniqueness of the human capital among those working in these industries in Israel. Data on Bachelor's degree recipients by profession indicate the large amount of time – more than five years – that passes from the time a positive shock in the industry is observed and demand for workers increases until the end of the period of adjustment between labor supply and demand. The increase in productivity and wages in the information technology industries during the second half of the 1990s led to a sharp increase in the quality of the workforce in these industries, which emphasized the uniqueness of the aggregate human capital of those working in the information technology industries. Most of the electrical and electronics engineers and those with degrees in computer sciences in the economy are employed in the information technology industries, which are export-intensive industries. It is therefore reasonable to assume that the exchange rate and global demand (which affect the nominal product per employee in these industries) affect their wages. Contrary to the opinion that there is a high return for entrepreneurs in information technology, it seems that the high wages of those working in the industry, combined with the unique human capital, constitute the “buffer” for absorbing negative shocks. For instance, between 2001 and 2003, in response to the bursting of the dot-com bubble (and to a certain extent in response to the Intifada as well), real wages per employee post in these industries declined by close to 10 percent, while the proportion of those with academic professions employed in the information technology industries increased. Between 2007 and 2009, in response to the appreciation of the shekel and the decline in global trade, real wages in those industries declined by about 7 percent. It seems, therefore, that the high wages in the information technology industries makes it easier for these industries to absorb negative shocks.

residing in rented rather than self-owned dwellings; such a trend did not develop among other family types. We also show that parents of young children are characterized by high employment rates and persistent employment. A comparison of government support for young families in other OECD countries with those in Israel for 14 representative family types – characterized by their structure and income composition – shows that it is higher in these countries for all of these family types. A simulation of raising the average benefits for young families in Israel to the level common in other OECD countries, while raising income tax rates at older ages in a way that keeps the policy fiscally balanced – and the individuals' lifetime income level unchanged – indicates that welfare can be increased substantially via consumption smoothing over the families' life cycle.

Matriculation and Psychometric Examinations in Mathematics and English, and the Relationship between Them Over Time

Shlomo Yitzhaki, Taina Pudalov and Aviel Krentzler

The contribution of this study lies in the research method, which enables to see whether two exams are examining the same abilities. The methodology can be described as reincarnation of variants of “Abstract Measurement Theory,” and “Item Characteristics Theory.” We examine the correlation between the scores of examinees on matriculation and psychometric exams. If the correlation is monotonic throughout the set of the scores, we can conclude that the exams test the same abilities. However, if the sign of the local correlations change throughout the set of scores, we can conclude that the tests examine different fields of knowledge, or that the characteristics needed for success in one exam are different from those needed for success in the other exam.

Using this criterion, it can be concluded that the matriculation and psychometric examinations test indistinguishable abilities, but there is a large random error. The contributions of both exams to the total score for each student support the hypothesis that the existence of two examinations does not have a substantial impact. This conclusion applies all the more to the English exams, where the correlation between the matriculation and psychometric scores is higher than in the mathematics exams.

ABSTRACTS

The Origins of Income Inequality in Israel – Trends and Policies

Oren Danieli and Ofer Cornfeld

This paper analyzes the trends in the level and composition of income inequality in Israel between the years 1987–2011. Individual income data shows a decline in the wage share of the workers in the middle of the distribution, an increase in the prevalence of part-time jobs at the lower end of the labor market, and an increase in the concentration of income at the high end of the labor market. In addition, we examine how income inequality between genders, ethnicities, and education levels contribute to the overall level of income inequality we observe. We show that individuals with 12 years of education or less did not benefit from the contemporary growth in GDP. In addition to individual income, we analyze inequality in per-capita household income from 1997 onwards. Here, we prove that the inequality before government intervention declined due to an increase in labor force participation. However, the inequality level after taxes and transfers increased. We show that this increase in inequality is the result of the significant reduction in taxes and transfers.

Government Support for Young Families in Israel

Adi Brender and Michel Strawczynski

This paper examines the policy option of providing government assistance to families with young children and financing it by increasing income taxes when the children leave home and the parents' wages rise due to their tenure in the labor market. We examine the expenditure composition and the characteristics of labor market participation of parents of young children (at the ages 0–9) in Israel, and find that these families have higher expenditures than other families, and that their income in the years in which children are present in the household is lower than in the following years. We do not find evidence that the relative position of young families deteriorated during the last decade, except for the housing market where we identify a consistently rising share of these families

Publications: Urim Publications P.O.Box 52287 Jerusalem 91521 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

Board Coordinator: Tali Larom

Proofreading: Dan Halevy

Layout: 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, 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 and Ono Academic College.

THE ECONOMIC QUARTERLY

Vol. 61 • Numbers 1/2 •
March/June 2017

TABLE OF CONTENTS

<i>Oren Danieli and Ofer Cornfeld • The Origins of Income Inequality in Israel – Trends and Policies</i>	7
<i>Adi Brender and Michel Strawczynski • Government Support for Young Families in Israel</i>	55
<i>Shlomo Yitzhaki, Taina Pudalov and Aviel Krentzler • Matriculation and Psychometric Examinations in Mathematics and English, and the Relationship between Them Over Time</i>	103
<i>Yoav Friedmann • The Information Technology Industries: Employees, Wages and Dealing with Shocks</i>	145
<i>Noam Cohen, Luisa Burck and Itzhak Makovsky • Examining the Increase in Unemployment in the Transition to a Monthly Labour Force Survey</i>	179
ABSTRACTS IN ENGLISH	206

URIM PUBLICATIONS

P.O.Box 52287, Jerusalem
91521 Israel

Tel: 02-679-7633

www.UrimPublications.com

Published in cooperation with
The Israel Economic
Association