



השפעות הרפורמה בגיל הפרישה על היצע העבודה
של זוגות נשואים¹

אדית זנד* ושירלי ליכטמן-שדות**

סדרת מאמרים לדיון 2019.13
דצמבר 2019

בנק ישראל – <http://www.boi.org.il>

¹ תודתנו ללשכה המרכזית לסטטיסטיקה על גישה בלתי מוגבלת לנתונים במעבדת המחקר של הלשכה. נתנאל אשורי סיפק סיוע מעולה במחקר. הפקנו תועלת רבה גם מהערותיהם של עדי ברנדר, יואב פרידמן, איל קמחי ונעם זוסמן, ואנו מודות על ההערות וההצעות המועילות של משתתפי סמינר בנק ישראל והכנס השנתי ה-35 של האגודה הישראלית לכלכלה. ליכטמן-שדות מודה על התמיכה הכספית מהמוסד לביטוח לאומי בישראל והמכון למחקר כלכלי בישראל ע"ש מוריס פאלק.

כתובת לפניות : edith.sand@boi.org.il

* אדית זנד – בנק ישראל, חטיבת המחקר edith.sand@boi.org.il

** שירלי ליכטמן-שדות – אוניברסיטת בן גוריון בנגב shirlees@bgu.ac.il

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדתו של בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

The Effects of a Retirement Age Reform on Couples' Labor Supply Decisions

Edith Sand and Shirlee Lichtman-Sadot

Abstract

This paper estimates how a pension reform in Israel that raised both men's and women's ages of retirement benefits concurrently affected spousal labor supply decisions. We utilize detailed administrative data in order to estimate spouse retirement decisions and to understand their interdependencies. We find that one's own retirement age deferral increases their own labor supply. However, spillover effects differ by gender. While for men, labor supply does not depend on their wife's retirement age deferral, for women, postponing their husband's retirement age delays their own retirement if their own retirement age has not been postponed.

ההשפעות של רפורמת העלאת גיל הפרישה על היצע העבודה של זוגות נשואים

אדית זנד ושירלי ליכטמן-שדות

תקציר

המאמר בודק כיצד רפורמה פנסיונית שהעלתה את גיל הפרישה הרשמי של גברים ונשים בישראל השפיעה על היצע העבודה של זוגות נשואים. נאמדו החלטות הפרישה של זוגות נשואים והתלות האפשרית של החלטת הפרט בזו של בן/בת זוגו על בסיס קובץ של נתונים אדמיניסטרטיביים מפורטים. תוצאות המחקר מראות כי העלאת גיל הפרישה הרשמי של פרטים מגדילה את היצע העבודה שלהם. עם זאת, ההשפעות הצולבות בין בני הזוג שונות לפי המגדר: היצע העבודה של גברים אינו מושפע מהעלאת גיל הפרישה הרשמי של בנות זוגם; לעומת זאת הביאה העלאת גיל הפרישה הרשמי של הגברים לעליית גיל הפרישה בפועל של נשותיהם, אך זאת רק אם בת הזוג טרם הגיעה לגיל הפרישה הרשמי.

1. הקדמה

במערכות הפנסיה במדינות רבות, ובכללן ישראל, הוכנסו בשני העשורים האחרונים שינויים משמעותיים. שינויים אלה נועדו להבטיח את היציבות הפיננסית של המערכות הפנסיוניות, ובה בעת, לספק הכנסה נאותה במועד הפרישה. על רקע הזדקנות האוכלוסייה והירידה בשיעורי הילודה ממשלות חוללו רפורמות פנסיוניות מפליגות במאמץ להתמודד עם אתגרים אלה ולייצר במערכות הפנסיה שלהן חיסכון מספק – ביניהן העלאת גיל הפרישה ושינוי חישוב הזכאות להטבות פנסיה.

כדי להבין את ההשלכות של שינויי מדיניות אלה על כוח העבודה בדקו כמה וכמה מחקרים אם יש קשר סיבתי בין השינויים במאפייניהן של מערכות פנסיוניות שונות לשיעורי התעסוקה ולהחלטות הפרישה. עם השינויים במערכות הפנסיוניות שנחקרו נמנים שינויים בהטבות הפנסיוניות, הורדת סף הזכאות במבחני ההכנסה, שינויים בקצבאות נכות פנסיוניות, העלאת הגיל המותר לפרישה מוקדמת והעלאת גיל הפרישה הרשמי ושינויים בניהול תוכניות הפנסיה התעסוקתית. (ראו סקירת ספרות אצל Hernæs 2013).

מרבית עבודות אלה חוקרות את השלכותיהן של רפורמות פנסיוניות על משתני תעסוקה שונים ברמת העובד.¹ אולם מאחר שברוב משקי הבית שני בני הזוג משתתפים בשוק העבודה, סביר לשער כי החלטות הפרישה מתואמות בין בני הזוג. ואכן, עבודות מאוחרות יותר מצאו כי זוגות נשואים נוטים לתאם את החלטות הפרישה שלהם. (ראו לדוגמה: Hurd 1990, Blau 1998, Gustman & Zweimüller, et al. 1996, Steinmeier 2000, Coile, 2004). הואיל והחלטות על תיאום עיתוי הפרישה יכולות לבוע מהבדלי גיל בין בני הזוג, מהבדלים מגדריים בתוחלת החיים ומהשפעות אחרות על הנתונים, קשה לקבוע אם החלטות פרישה של פרט משפיעה סיבתית על זו של בן/בת זוגו. מספר המחקרים שבדקו השפעות של שינויים בתכונות של מערכות פנסיה לגבי אחד מבני הזוג על החלטות הפרישה של בן הזוג האחר מצומצם יחסית, ומספר המחקרים שמנתחים את השפעות השינויים בתכונות של מערכות פנסיה לגבי שני המגדרים על החלטות פרישה משותפות קטן אף יותר.

העבודה הנוכחית אמורה לתרום למילוי חסר זה באמצעות חקר השלכותיה של רפורמה פנסיונית בישראל, שהעלתה את גיל הפרישה של גברים ונשים בו-זמנית החל משנת 2004. אנו מנצלות רפורמה זו כניסוי טבעי כדי להבין את הקשרים הסיבתיים ההדדיים בהחלטות הפרישה של זוגות נשואים. ממשלת ישראל אישרה בדצמבר 2003 רפורמה, שלא הייתה צפויה מראש, לדחיית גיל קבלתן של הטבות הפרישה, וזו יושמה באופן מדורג ממארכ 2004 עד אמצע 2009 עבור גברים ונשים: גיל הפרישה לגברים הועלה מ-65 ל-67, וזה של הנשים הועלה מ-60 ל-62. גיל הפרישה לגברים ולנשים עלה בכל שנה בארבעה חודשים. השלכותיו העיקריות של שינוי זה באו לידי ביטוי בדחיית גיל הזכאות להטבות פנסיה תעסוקתית (הנדבך השני של מערכת הפנסיה) ולקבלת קצבת זיקנה המותנית במבחן הכנסות (הנדבך הראשון). (הפרק השני ירחיב על מבנה מערכת הפנסיה בישראל).

מערך המחקר הנוכחי מנצל את ההשפעה של העלאת גיל הזכאות של גברים ונשים להטבות פרישה במסגרת מודל של רגרסיה כפולה בלתי רצופה (Double RDD), שמאפשר להגדיר קבוצות טיפול וביקורת

¹ רוב המחקרים בנושא (Mastrobuoni 2009; Hanel and Riphahn 2012; Staubli and Zweimüller 2013; Atalay and ; Vestad 2013; Danzer 2013; Barrett 2015; אלה המתוארים בדוחות בנק ישראל 2010 ו-2014 וכן אביעזו וקמחי, 2018) התמקדו בהשפעות של רפורמות על מי שאליהם כוונו אותם שינויים בתוכניות, ולא עסקו בהשפעות זליגה (Spillover) פוטנציאליות על בני הזוג שלהם.

לפי תאריך הלידה של כל אחד מבני הזוג. המודל שלנו בודק בפרט כיצד משפיעה הרפורמה על כל אחד משני בני הזוג באופן ישיר, כיצד היא משפיעה באופן עקיף וכן את יחסי הגומלין בין ההשפעות במקרים שבהם שני בני הזוג חוו את הרפורמה באמצעות ניתוח ההשפעות על גברים ועל נשים בנפרד: אנו בודקות כיצד ההסתברות של הפרט לעבוד מושפעת מהעלאת גיל הפרישה שלו, וכיצד ההסתברות זו מושפעת מהעלאת גיל הפרישה של בת/ בן זוגו, שעשויה להיות מושפעת גם מדחיית גיל פרישתו.

התוצאות שלנו מלמדות שההסתברות של הפרט לעבוד מושפעת בעיקר מהעלאת גיל הפרישה שלו. ההשפעה הנאמדת על גברים גדולה במקצת מאשר על נשים, ולא תלויה בשינוי גיל הפרישה של האישה. לעומת זאת אנו מוצאות שהעלאת גיל הפרישה של נשים מגדילה את שיעור התעסוקה שלהן וכי העלאת גיל הפרישה של בן הזוג מגדילה אף היא את שיעור התעסוקה שלהן אם גיל הפרישה שלהן לא עלה, אך אינה מגדילה אותה אם גיל הפרישה שלהן נדחה אף הוא.

מודלים תיאורטיים מצביעים על האפשרות ששיקולים של הכנסה ותועלת חיובית מפנאי משותף של בני הזוג עשויים להסביר את התוצאות לעיל.² הערוץ של התועלת החיובית מפנאי משותף מנבא שהעלאת גיל הפרישה של אחד מבני הזוג תפחית את התועלת של בן/בת הזוג האחרת משעות הפנאי שלו/שלה, מה שיגדיל את נכונותו/נכונותה להמשיך לעבוד. לעומת זאת מנבא ערוץ ההכנסה השפעה הפוכה: לפיו העלאת גיל הפרישה של אחד מבני הזוג תגדיל את ההסתברות של המשך העבודה שלו/שלה, תגדיל את הכנסת משק הבית, ובכך תפחית את הצורך להמשיך העבודה של בן/בת הזוג האחרת. מהתוצאה שלנו משתמע שהערוץ הראשון עשוי להיות חזק יותר אצל הנשים ולגרום למתאם חיובי בין החלטות הפרישה של בני הזוג. ממצאים אלה עולים בקנה אחד עם הסטטיסטיקה התיאורית שנידונה בספרות בדבר תיאום החלטות פרישה בין בני זוג נשואים.

הניתוח שלנו מראה גם שבספציפיקציות של הרגרסיה חשוב להביא בחשבון את האינטראקציות בין דחיות גיל הפרישה של שני בני הזוג. אנו מראות שכאשר האינטראקציה בין דחיות גיל הפרישה של שני בני הזוג מוחרגת מניתוח הרגרסיה, ההשפעה הנאמדת של דחיית גיל הפרישה של נשים על שיעורי התעסוקה שלהן נמוכה בכמעט מחצית מההשפעה הנאמדת כאשר האינטראקציה נכללת ברגרסיה. מכאן שהבנת קשרי התלות ההדדית בין דחיות גיל הפרישה אצל זוגות נשואים הכרחית לעיצוב מדיניות רפורמה טובה יותר לגבי גילי הפרישה ולהערכת ההשלכות של דחייתם על היצע העבודה של זוגות.

אסטרטגיית הזיהוי שנקטנו מסתמכת על השוואת שיעורי התעסוקה של זוגות שמבני הגילים שלהם דומים (נשים בנות אותו גיל וגברים בני אותו גיל), אולם הם נבדלים בתאריכי הלידה שלהם, ולפיכך לחלק מהם נדחה גיל הפרישה (נכללים בקבוצת הטיפול) ולחלק מהם הוא לא נדחה (נכללים בקבוצת הביקורת). כדי לתקף את אסטרטגיית הזיהוי העיקרית שלנו ולהראות שהתוצאות לא נגרמות מהבדלים בשנות הלידה בין קבוצות הביקורת והטיפול, אנו עורכות מספר בדיקות רגישות. ראשית, אנו מראות, על ידי הרצת סדרה של בדיקות איזון, שמאפייני הזוגות בעלי אותו מבנה גילים בקבוצת הביקורת ובקבוצת הטיפול דומים. שנית, הוספת ההשפעות הקבועות של האינטראקציה בין שנות הלידה של בני הזוג לספציפיקציית הבסיס

² רוב המודלים התיאורטיים המאפיינים את החלטות הפרישה של זוגות נשואים במסגרת של קבלת החלטות משפחתיות משלבים הן את העובדה שהתועלת משעות הפנאי של אחד מבני הזוג תלויה בפרישתו של בן הזוג האחר והן את העובדה שאילוצי התקציב נקבעים ברמת משק הבית. (ראו לדוגמה: Hurd, 1990 ו-Blau, 1998). דרך חלופית לשקף את האינטראקציות בין בני זוג במודל היא באמצעות מודל מיקוח (ראו: Vermeulen, 2002, ו-Michaud and Vermeulen, 2004, 2011, Gustman and Steinmeier 2000), שבו קיימת תלות הדדית בהחלטות הפרישה של שני בני הזוג, לא רק בהשפעת העדפות הפנאי של בני הזוג ואפקט ההכנסה ברמת משק הבית, אלא גם עקב הבדלים ביניהם בכוח המיקוח.

מראה שהתוצאות אינן רגישות להוספתן, שכן זו אינה משנה את ההשפעות הנאמדות שלנו אלא באופן זניח. שלישית, חלק מהמדגם שלנו מורכב ממי שחודש הלידה שלהם לא ידוע, והטבות הפרישה ניתנו להם כאילו נולדו באמצע שנת לידתם. מאפיין זה מאפשר לנו לבדוק את ההשפעה של דחיית גיל הפרישה על אלה לעומת השפעתה על נדגמים שחודש לידתם מדויק. ואנו אכן מוצאות שההשפעות הנצפות לא תלויות בחודש הלידה של הפרט אלא בדחייה בפועל של גיל פרישתו. רביעית, אנו מראות שהגבלת המדגם לבני זוג ששנות הלידה שלהם קרובות יותר זו לזו בקבוצות הטיפול והביקורת משנה את המקדמים הנאמדים שלנו במידה קטנה בלבד. ולבסוף, אנו יכולות להשוות את התוצאות של אסטרטגיית הזיהוי לתוצאות המתקבלות מאסטרטגיה אמפירית אחרת – של הפרש-הפרשים כפול (Double Diff-in-Diff). השימוש באסטרטגיה אמפירית זו מאפשר לנו לתקף את תוצאות תרחיש הבסיס שלנו ולהראות שהן לא תלויות באסטרטגיית האמידה. הוא גם מאפשר לנו לבצע ניתוח פלצבו, וזה מבסס את הקשר בין הממצאים שהתקבלו לבין יישום הרפורמה.

המחקר הנוכחי מרחיב את הספרות בנושא השפעתן של רפורמות פנסיוניות שונות, ובפרט של העלאת גיל הפרישה, על החלטות הפרישה של זוגות נשואים, שכן רק מחקרים מעטים חקרו את ההשפעות הצולבות של רפורמות פנסיוניות בין בני זוג ואת השפעותיהן הסיבתיות³. זאת ועוד, מאחר שרוב הרפורמות העלו את גיל הפרישה של נשים כדי להשוותו לזה של גברים, רוב העבודות לא חקרו את השפעת גיל הפרישה של הבעל על התנהגות הפרישה של האישה, או את ההשפעות של דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג במקביל. שלוש עבודות קשורות באופן קרוב יותר למחקר שלנו, משום שהן חוקרות את השפעות דחיית גיל הפרישה של כל אחד מבני הזוג על התעסוקה של בן הזוג האחר. Johnsen and Vaage (2017) חקרו השפעות צולבות של שיעור התעסוקה במשק הבית כתוצאה מרפורמת פרישה מוקדמת בנוורגיה. הרפורמה, שיושמה חלקית וחלה על חלק מהפירמות בלבד, אפשרה להשתמש במודל הפרש-הפרשים, שמשווה את תעסוקת בני הזוג לפני ואחרי הגעתם לגיל פרישה מוקדמת עבור מי שנמצאים בקבוצת טיפול ביחס למקביליהם בקבוצת ביקורת. הם מצאו שהזכאים לפרישה מוקדמת הפחיתו את שיעורי התעסוקה שלהם בהשוואה ללא זכאים, וכן שנשים אשר בני זוגן נכללים בקבוצת הטיפול הפחיתו את תעסוקתן, אך לא נמצאו השפעות על תעסוקת גברים שבנות זוגם נכללות בקבוצת הטיפול. Lalive & Parrota (2017) ו-Stancanelli (2017) בדקו כיצד ההשתתפות בכוח העבודה משתנה כפונקציה של גיל הפרישה המלאה של הפרט ושל בן/בת זוגו בהקשרים דומים בשווייץ ובצרפת, בהתאמה. שתי העבודות האלה התבססו על נתוני סקרי כוח אדם והשתמשו בגישת הרגרסיה הכפולה הבלתי רצופה, כשהמרחק בחודשים בין מועד העלאת גיל

³ Baker (2002) חקר את ההשפעה של מתן קצבה לבן הזוג במסגרת שינוי במערכת הבטחת ההכנסה הקנדית בשנת 1975 על התנהגות הפרישה של זוגות נשואים. הוא השתמש באסטרטגיה אמפירית, שהשוותה שינויים בהתנהגות הפרישה של גברים ונשים שנעשו זכאים לקצבת בן זוג להתנהגותם של מקביליהם באותו הגיל, שבשל הגיל של בני/בנות זוגם לא היו זכאים לקצבה כזאת, ומצא השפעות זליגה מובהקות עבור גברים: גברים שינו התנהגותם כשקיבלו קצבת בן זוג בגין בת זוגם. Cribb ואחרים (2013) בחנו את ההשפעה של העלאת גיל הפרישה המוקדמת לנשים בבריטניה ומצאו, באמצעות גישת הפרש-הפרשים, השפעות זליגה חיוביות מובהקות על שיעור התעסוקה של בני זוגן. בשיטה דומה השתמש Selin (2012) לגבי רפורמה פנסיונית שהונהגה לאחרונה בשבדיה, כדי לחקור את השפעת תמריץ הפרישה של האישה על התנהגות הפרישה של בן זוגה, אך לא מצא השפעת זליגה. לעומת זאת, Atalay and Barrett (2015), שניתחו את העלאת גיל הזכאות להטבות פנסיה עבור נשים באוסטרליה, מצאו ירידה בהשתתפות של הגברים הנשואים לנשים בקבוצות הגיל המושפעות. Atalay Barrett and Sminski (2019) מצאו השפעה שלילית גדולה על שיעור התעסוקה של נשות יוצאי צבא, עקב העלאת פיצוי הפנסיה של יוצאי צבא באוסטרליה

הפרישה לחודש הלידה של הפרט הוא המשתנה הרץ. שיטה זו אפשרה להם לחקור את השפעתן של רפורמות שהגדילו את מספר הרבעונים הדרוש לקבלת הטבות פרישה מרביות על בסיס שנות לידה.

העבודה שלנו מוסיפה על הספרות הקודמת את בדיקת ההשפעות של דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג על החלטות הפרישה שלהם לצד בדיקת התלות ההדדית בין ההחלטות. אנו מוצאות שאמידת ההשפעות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/ בת זוגו בלי להביא בחשבון את התלות ההדדית בין החלטותיהם מובילה להערכת-חסר של השפעות אלה; ולא עוד אלא שההשפעות הצולבות של השינוי בגיל הפרישה של בן זוג אחד על שיעור התעסוקה של בן הזוג האחר, שמודגשות בספרות, עשויות להתקזז אם גילי הפרישה של שני בני הזוג נדחים.

השימוש בפנל גדול של נתונים מנהליים על זוגות נשואים במקום בנתונים מסקרי כוח אדם מאפשר לנו לגלות את השפעת הרפורמה הפנסיונית באופן ספציפי על קוהורטות הגיל שמושפעות ממנה. פנל זה אף מאפשר לבדוק את השפעות הרפורמה לא רק על שיעורי התעסוקה, אלא גם על מספר תוצאות נוספות בשוק העבודה – בהן השכר השנתי וההסתברות להישאר באותה משרה לאורך השנה – ולחקור את ההשפעות ההטרוגניות של הרפורמה על מספר מאפיינים של בני הזוג – גיליהם רמות השכלתם ומצב התעסוקה הקודם שלהם.

המשך העבודה בנוי כדלקמן: הפרק השני מציג את הרקע המוסדי, הפרק השלישי מתאר את הנתונים, הפרק הרביעי דן באסטרטגיית הזיהוי, הפרק החמישי מדווח על התוצאות, והשישי מסכם ומציע מספר מסקנות.

2. הרקע המוסדי של החיסכון הפנסיוני בישראל

מערכת הפנסיה בישראל מבוססת על קצבת הזיקנה של הביטוח הלאומי, אשר מורחב על ידי תוכנית להשלמת הכנסה, המותנית במבחן הכנסות (נדבך ראשון) ועל חיסכון אישי בקרנות פנסיה (נדבך שני).⁴

קצבת הזיקנה של הביטוח הלאומי (הנדבך הראשון) היא הסכום הבסיסי שמשולם על ידי המדינה לגמלאים בגיל פרישה. מטרתו של נדבך זה היא להבטיח הכנסה בסיסית לאוכלוסייה המבוגרת. הקצבה משולמת לכל אדם מבוטח⁵ שהגיע לגיל של זכאות מוחלטת⁶. בגיל הזכאות המותנית הקצבה משולמת בתנאי שהמבוטח עובר מבחן הכנסות. התנאים לקבלת קצבת זיקנה אינם מגבילים במיוחד, וקרוב ל-90 אחוזים מהזכאים לה מקבלים אותה כבר בגיל הזכאות המותנית. התנאים תלויים בסך ההכנסה (לא כולל הטבות פנסיה), והזכאות מופחתת אם סך ההכנסות עולה על רף מסוים. כך מרבית האנשים זכאים לקצבת זיקנה בסכום כלשהו, גם אם חלקית. קצבת הזיקנה המינימלית (הפנסיה הבסיסית) עומדת על כ-15.5

⁴ תיאור מפורט של מערכת ההכנסה בגיל הפרישה בישראל מובא אצל Brender 2009.

⁵ אוכלוסיית המבוטחים כוללת את כל הישראלים שחיו בישראל במשך תקופה מסוימת לפני גיל הפרישה. עולים חדשים שהגיעו לישראל לאחר גיל הפרישה מקבלים קצבת זיקנה, אך לא בהתבסס על חוק ביטוח לאומי.

⁶ גיל הזכאות המוחלטת לגברים הוא 70. גיל הזכאות המוחלטת לנשים היה 65 בשנת 2004, והמדינה העלתה אותו בהדרגה ל-70 (עד שנת 2020).

אחוזים מהשכר הממוצע, ועל סכום זה יכולים להתווסף רכיבים בהתאם לזכאות האישי של הפרט – כוללות בוותק התעסוקתי, במספר הנפשות התלויות וכדומה.⁷

נדבך הפנסיה השני הוא חיסכון פנסיוני, שתלוי בתעסוקה ובשכר של העובדים בגיל העבודה, ומטרתו לוודא שהעובדים יוכלו לשמור על רמת החיים שלהם לאחר הפרישה. עד שנת 1995 החיסכון של הישראלים לגיל הפרישה היה מרוכז בקרנות פנסיה תעסוקתיות, שהציעו תוכניות אשר הגדירו (כלומר הבטיחו) את זכויות המבוטחים (Defined Benefits). לעובדים במגזר הציבורי ובארגונים גדולים הוצעו הטבות דומות בתוכניות במימון המעסיק (פנסיה תקציבית). נוסף על אפיקי החיסכון האלה יכלו עובדים ליהנות מהטבות מס על הפקדת חלק משכרם שאינו כלול בפנסיה לחשבונות חיסכון פרטיים בתנאים המגבילים את עיתוי משיכת הכספים. כ-60 אחוזים מהאוכלוסייה היו מכוסים בשנת 2007 בנדבך חיסכון פנסיוני זה.

במהלך העשורים האחרונים חוללה הממשלה שורה של רפורמות, בעיקר בנדבך השני, במטרה לכסות את הגירעונות האקטואריים שלה ואת הגידול החזוי של הוצאותיה התקציביות. רפורמות אלה התמקדו במעבר מביטוח פנסיוני המגדיר את ההטבות למבוטחים (Defined Benefits), לתוכניות המגדירות את הפקדותיהם (Defined Contributions). מעבר זה התבצע בשני שלבים עיקריים. הצעד הראשון ננקט בשנת 1995, כשהממשלה הפסיקה לאפשר לחוסכים חדשים להצטרף לקרנות הפנסיה הישנות (המגדירות את ההטבות) ודרשה להקים במקומן קרנות פנסיה חדשות (המגדירות את ההפקדות). הצעד השני ננקט החל משנת 1999: מאז עובדים חדשים במגזר הציבורי אינם זכאים להשתתף בתוכניות הפנסיה התקציבית אלא מצורפים לקרנות הפנסיה החדשות. כדי להתמודד עם הגירעון האקטוארי שממנו סבלו רוב קרנות הפנסיה הישנות גיבשה הממשלה הסכם שכלל הפחתה בהטבות של חברי הקרנות, הגדלת ההפקדות החודשיות על ידי חברים פעילים, והזרמת כספים על ידי הממשלה.⁸

כחלק מתוכנית קונסולידציה פיסקלית זו אישרה הממשלה בדצמבר 2003 רפורמה בלתי צפויה לדחיית גיל הטבות הפרישה, וזו יושמה בהדרגה בשנים 2004 עד 2009. בכל שנה עלה גיל הפרישה לגברים ולנשים בארבעה חודשים, וכך הושלמה העלאתו לגברים מ-65 ל-67 ולנשים מ-60 ל-62. העלייה באה לידי ביטוי בדחייה של גיל הזכאות לפנסיה תעסוקתית (הנדבך השני)⁹, וכן של גיל הזכאות לקצבת זיקנה שמונתנית במבחן הכנסות (הנדבך השני)¹⁰. ניצלנו רפורמה זו כדי לבדוק כיצד העלאת גיל הפרישה של זוגות נשואים השפיעה על מאפייני התעסוקה שלהם.

⁷ קצבת הזיקנה הבסיסית הגיעה בשנת 2013 (ל-1,500 ש"ח בקירוב כ-430 דולרים).
⁸ בתחילת שנת 2008 עשתה הממשלה צעד נוסף בזירת הפנסיות: אימצה הסכם פנסיוני חובה לאומית, שמכסה את כל כוח העבודה.

⁹ קרנות פנסיה בהטבה מוגדרת מאפשרות פרישה לפני גיל הפרישה הרשמי (דהיינו פרישה מוקדמת), אך במחיר של הפחתת תעריף התשלום. (הקרנות החדשות התבססו בכל מקרה על הפקדות החוסכים.) הגיל לפרישה מוקדמת היה 58 לנשים ו-60 לגברים (גיל הפרישה המוקדמת לנשים עלה בהדרגה בשנת 2010 עד 60, לנשים שנולדו אחרי ינואר 1952).

¹⁰ החוק גם דחה את הגיל שבו מעסיקים במגזר הציבורי רשאים לסיים, מכל סיבה, את העסקתם של עובדים והעלה את הגיל המקסימלי של תום העסקתם במגזר הציבורי מ-65 ל-67.

3. הנתונים

אנו משתמשות בנתונים אדמיניסטרטיביים מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (הלמ"ס). קובץ הנתונים מבוסס על תושבי ישראל היהודים אשר ענו על השאלון המלא של מפקד האוכלוסין בשנת 1995 ונולדו בין השנים 1931 ו-1974.¹¹ הרישום מכיל מידע על המשתנים הבאים: משתנים דמוגרפיים של הפרט ושל בן/בת הזוג ומאפיינים נוספים של כל אחד מהם: המוצא האתני, כלומר ארץ הלידה של ההורים, שנות ההשכלה, רמת הדתיות לפי סוג בית הספר האחרון, מספר הילדים, שנת העלייה לישראל, שנת הלידה וחודש הלידה, מאפייני התעסוקה בשנת 1995 (עבודה במשרה מלאה/חלקית/אבטלה, משתנה דמי שמקבל את הערך 1 אם העובד שכיר), הכנסת הפרט ומשק הבית משנת 1995 (משכורת, קצבאות ותשלומי פנסיה והכנסה ממקורות אחרים).

כדי לקבל את המידע הדמוגרפי העדכני על בני/בנות הזוג של הפרטים הנכללים בקובץ אנו ממוזגות את נתוני אוכלוסייה זו עם הנתונים הדמוגרפיים המעודכנים של בני/בנות הזוג שלהם לפי מרשמי האוכלוסין לשנים 2001, 2007 ו-2014. לגבי כל פרט מרשמי האוכלוסין מספקים את פרטיו של בן/בת הזוג לאותה שנה, מספר הילדים, מקום הלידה ותאריך הלידה של בן/בת הזוג (השנה והחודש), אינדיקטור להגירה מישראל (השנה וחודש ההגירה) ואינדיקטור לפטירה (השנה וחודש הפטירה).

משתני התוצאה התעסוקתיים של הפרטים ובני/בנות הזוג שלהם התקבלו מקובצי עובד-מעביד של רשות המסים לשנים 2001–2014. נתוני המס מספקים מידע על ההשתתפות של כל פרט בשוק העבודה, בהתבסס על ההכנסה-מעבודה החייבת במס: השכר השנתי, סטטוס התעסוקה החודשי, שתי המשרות העיקריות¹² ומספר המעסיקים.

קובץ הנתונים הסופי שלנו הוא ברמה חודשית. אנו מתמקדות בזוגות נשואים שהוגדרו ככאלה לפחות באחד מרשמי האוכלוסין (כלומר זוגות שהיו נשואים בשנת 2001, בשנת 2007 או בשנת 2014). הרשומות של כל אחד מהפרטים ובני/בנות הזוג שלהם בקובץ מכילות מידע על מאפייני ההשכלה, התעסוקה וההכנסות שלהם מתוך קובץ המפקד של שנת 1995, וכן נתוני תעסוקה שוטפים על כל אחד מבני/בנות הזוג בשנים 2001–2011 מקובצי עובד מעביד.

4. אסטרטגיית האמידה

אסטרטגיית האמידה העיקרית שלנו היא מודל של רגרסיה כפולה בלתי רציפה עבור כל מגדר בנפרד. אנו בוחנות כיצד העלאת גיל הפרישה של כל אחד מבני הזוג השפיעה על ההסתברות שלו לעבוד ועל ההסתברות של בן/בת זוג/זוגה לעבוד, וכן אם קיימת תלות בהשפעות האלה.

קבוצות הטיפול והביקורת עבור שני המינים בנויות באופן הבא. אנו מגבילות את המדגם לפרטים ובני/בנות זוגם בגילים שעבורם נדחה גיל הפרישה, כלומר נשים בנות 60 ו-61 וגברים בני 65 ו-66, שנתיים לפני יישום הרפורמה ושנתיים לאחר יישומה (כלומר בשנים 2002–2011). יישום הרפורמה היה מדורג, כך

¹¹ שיעור משקי הבית שמילאו את השאלון הארוך של מפקד האוכלוסין בשנת 1995 היה 20 אחוזים מכלל משקי הבית. אנו מתמקדות באוכלוסייה היהודית משני טעמים: ראשית, בשל שיעורי ההשתתפות הנמוכים של נשים ערביות בשוק העבודה (פחות מ-15 אחוזים בקרב נשים ערביות בנות 55–64); שנית, כיוון שחלקים מהאוכלוסייה הערבית מאופיינים באחוז גבוה של ריבוי נשים (ל, לפי הערכות, בקרב המשפחות הבדואיות – ב-30 אחוזים (Abuhazira, 2010)).

¹² לגבי מי שעבדו ביותר משתי משרות, משתמשים בשתיים שמהן התקבל השכר השנתי הגבוה ביותר.

שגיל הפרישה של גברים ונשים עלה בארבעה חודשים שש פעמים בין 2004 ל-2009. לפיכך אנו מגדירות שש קבוצות גיל עבור גברים ונשים, בהתאם לגילי הפרישה השונים שלהם. הגברים והנשים בכל קבוצת גיל מחולקים בין קבוצת טיפול וקבוצת ביקורת על פי תאריכי הלידה. קבוצות הטיפול מכילה פרטים שהושפעו מהחקיקה – כלומר את כל האנשים, בגילים אלה שנולדו עד שנתיים לאחר תאריך הסף שממנו גיל הפרישה החדש נכנס לתוקף. קבוצות הביקורת כוללות את כל האנשים, בגילים אלה, שנולדו עד שנתיים לפני תאריך הסף. לדוגמה: גיל הפרישה הועלה תחילה במאס 2004 בארבעה חודשים (מגיל 60 לגיל 60 וארבעה חודשים) לנשים שנולדו אחרי מאס 1944; לפיכך קבוצת הנשים הראשונה מורכבת מאלה שגילן היה 60 עד 60 וארבעה חודשים עד שנתיים לפני ואחרי תאריך הסף האמור (מאס 2004). קבוצת הטיפול של בנות גילים אלו מורכבת אפוא מנשים שנולדו עד שנתיים לאחר תאריך הסף שממנו גיל הפרישה החדש תקף (מאס 1944), ואילו קבוצת הביקורת עבור קבוצה גיל זו מורכבת מאלה שנולדו במהלך השנתיים שלפני תאריך זה. לוח 1 מציג את התאריכים המדויקים לדחייה המדורגת של גיל הפרישה ומגדיר את קבוצות הטיפול והביקורת לכל אחת משש קבוצות הגיל לגברים ולנשים. איור 1 מציג תיאור גרפי של קבוצות אלה.

הניתוח העיקרי נסב על שני קובצי נתונים, אחד לגברים ולרעיוותיהם והאחר לנשים ולבעליהן, ברמה החודשית. המאפיינים האישיים של הפרטים ובני הזוג שלהם בשני קובצי הנתונים מוצגים בלוח 2.¹³ מאחר שהנתונים מורכבים מזוגות דומים, המאפיינים של גברים/ נשים דומים למאפייני הבעלים/ הרעיות במדגם. (ההבדל הקטן עשוי לשקף שינויים במצב המשפחתי של חלק מהזוגות).

כדי לבדוק אם הקצאת הפרטים ובני/בנות זוגם בחודש מסוים, תוך פיקוח על גילם של שני בני הזוג, לקבוצות הביקורת והטיפול היא בעלת מאפיינים דומים להקצאה אקראית, אנו מריצות סדרה של מבחני איזון. כל רגרסיה כוללת אחד מ-16 מאפיינים של הפרט ובן/בת הזוג כמשתנה תלוי ואת ההסתברות להיות מוקצה לקבוצת הטיפול בחודש ספציפי כמשתנה מסביר. נוסף על כך כל רגרסיה מפקחת על גיל כל אחד מבני הזוג (ברמה החודשית) וכוללת משתני דמי לשנה. המאפיינים האישיים של הפרט ובן/בת הזוג הם: רמות ההשכלה של שניהם, המוצא האתני (ארבע קבוצות אתניות לפי ארץ הלידה של כל אחד מהם), מספר הילדים, משתנה דמי ללימודים בבית ספר דתי, משתנה דמי לעולה חדש (לשני בני הזוג), הכנסת משק הבית והמצב התעסוקתי ב-1995. לוח 3 מציג את תוצאות מבחני האיזון עבור הקצאת פרטים לקבוצת הטיפול בחודש נתון. להוציא שני מקרים, אף אחת מההשפעות בלוח אינן שונות באופן מובהק מאפס, מה שמעיד כי המאפיינים האישיים של הזוגות בחודש נתון שהוקצו לקבוצת הביקורת דומים לאלה של הזוגות בעלי אותו מבנה גילים שהוקצו לקבוצת הטיפול.

אנו מנצלות את הממצא שבהינתן הגילים של הזוגות, ההקצאה של כל פרט לקבוצת הביקורת או הטיפול בחודש נתון דומה להקצאה אקראית כדי לנתח את השפעת שינויים בגיל הפרישה של הפרט עצמו על תעסוקתו ועל תעסוקת בן/בת הזוג שלו וכדי לבדוק אם יש הבדל בהשפעה כאשר שני בני הזוג חוו שינויים בגיל הפרישה. נציין כי היישום המדורג של החוק מאפשר לנו גם לבודד את ההשפעה של דחיית גיל הפרישה

¹³ נספח לוח 1א מציג את מספר התצפיות (ברמה החודשית וברמת הפרט) של זוגות השייכים לקבוצת הטיפול לעומת אלה שבקבוצת הביקורת (בלי לספור מקרים שבהם אותו פרט שייך לקבוצת הטיפול והביקורת גם יחד).

משינויים אחרים שהתרחשו לאורך אותה תקופה על ידי הכללת השפעות קבועות לשנה ברגרסיה (משתני דמי לשנה).¹⁴

בפרט, אנו בוחנות את המודל של הרגרסיה הכפולה הלא רצופה הבאה, בנפרד עבור גברים ונשים:

$$(1) y_{ijt} = \alpha + \alpha_1 T_{it} + \alpha_2 T_{jt} + \alpha_3 T_{it} * T_{jt} + \beta_1 A_{it} + \beta_2 A_{jt} + \gamma_t + \delta X_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

כאשר y_{ijt} הוא ההסתברות שפרט i (עם בן/בת זוג j) יעבוד בחודש t ; T_{it} הוא משתנה דמי השווה ל-1 אם הפרט i בתקופה t שייך לקבוצת הטיפול; T_{jt} הוא משתנה דמי השווה ל-1 אם בן/בת הזוג שלו j בתקופה t שייך לקבוצת הטיפול. הספציפיקציה של תרחיש הבסיס כוללת משתני דמי לשנה (γ_t) ומשתני פיקוח עבור הגיל של הפרט ו/או בן/בת הזוג (ברמה החודשית) (A_{it} ו- A_{jt} , בהתאמה). אנו כוללות גם את המאפיינים האישיים של הפרט ובן/בת הזוג (X_{ij}). ε_{ijt} הוא הפרעה מקרית המאושכלת בתוך האינטראקציה של קוהורטות שנות הלידה של בני/בנות הזוג.

ספציפיקציה זו מאפשרת להסתברות התעסוקה של הפרט להיות מושפעת מדחיית גיל הפרישה שלו/שלה (α_1) ומדחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג (α_2) ומאפשרת להשפעת דחיית גיל הפרישה שלו/שלה להיות מושפעת באופן דיפרנציאלי מגיל הפרישה של בן/בת הזוג (α_3). α_3 אומד באיזו מידה הסתברות התעסוקה של הפרט מושפעת מדחיית גיל הפרישה שלו כאשר גיל הפרישה של בן/בת הזוג נדחה, בהשוואה למקרה שהאחרון לא נדחה. נשווה גם את השפעות התעסוקה של גברים ונשים לפי מודל זה להשפעותיה לפי שני מודלים נוספים: הראשון הוא הרגרסיה הפשוטה ביותר, שבה השפעת בן הזוג אינה נכללת ואינה משפיעה על שיעור התעסוקה של הפרט, והשני הוא המקרה שבו דחיות גיל הפרישה של שני בני הזוג נכללות, אך לא האינטראקציה ביניהן.

5. התוצאות

הממצאים העיקריים מוצגים בלוח 4. הלוח מציג את השינוי בהסתברות של הפרט לעבוד בתגובה לדחיית גיל הפרישה שלו ולדחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג ואת האינטראקציה בין שתי ההשפעות, לגברים ולנשים בנפרד. הלוח מציג את המקדם הנאמד במשוואה 1, לפי ארבע ספציפיקציות שונות. הספציפיקציה הראשונה כוללת רק את משתני הדמי לשנה; הספציפיקציה השנייה כוללת גם את הגילים של בני הזוג (ברמה החודשית); הספציפיקציה השלישית, שהיא ספציפיקציית הבסיס שלנו, כוללת את המאפיינים האישיים של הזוגות כמשתנים מפקחים נוספים; והספציפיקציה הרביעית כוללת גם משתני דמי לשנות הלידה של בני הזוג ואת האינטראקציה בין משתני דמי אלה.

הלוח מציג את ההשפעות הנאמדות של המודל, המבוטאות במשוואה 1. עמודות 1–3 מציגות את האומדנים של השפעת דחיית גיל הפרישה העצמי (עמודה 1), של דחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג (עמודה 2), ואת האינטראקציה בין ההשפעות הנאמדות (עמודה 3) עבור גברים, בהתבסס על ארבע הספציפיקציות

¹⁴ נציין כי אסטרטגיית אמידה זו עלולה להעריך את השפעת הרפורמה בחסר, משום שקבוצת הביקורת מורכבת מפרטים שיתכן כי גם הם הושפעו במידה מסוימת מהרפורמה. כך, לדוגמה, ההסתברות של נשים בגיל 62 לעבוד עשויה לעלות כתוצאה מדחיית גיל פרישתן מ-60 ל-61.

שהוצגו, ועמודות 4–6 מציגות את האומדנים המקבילים עבור נשים. בספציפיקציה הראשונה, הכוללת את משתני הדמי לשנה בלבד, ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה העצמי על ההסתברות לעבוד חיוביות ומובהקות עבור נשים וגברים כאחד, ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג חיוביות גם הן, אך שונות סטטיסטית מאפס רק עבור נשים, ואומדני האינטראקציה שליליים, אך גם הם מובהקים סטטיסטית רק עבור נשים. תוצאות אלה אינן משתנות דרמטית כאשר מוסיפים לרגרסיה את הגילים של בני/בנות הזוג (שורה שנייה), אף כי המקדמים הנאמדים פוחתים במקצת בכל הרגרסיות. הוספת מאפייני בני/בנות הזוג מותירה את האומדנים כמעט ללא שינוי. הספציפיקציה הרביעית, הכוללת גם משתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, מפחיתה במקצת את האומדנים עבור הגברים, אך מגדילה במקצת את אלה של הנשים.¹⁵

ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הגברים על ההסתברות שיעבדו חזקות יותר מאשר ההשפעות המקבילות אצל הנשים הן במפרט הבסיסי (0.081, SE=0.013, לעומת 0.56, SE=0.011) והן בספציפיקציות משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג (0.067, SE=0.026 לעומת 0.06, SE=0.016). יתר על כן, סטטוס התעסוקה של הגברים אינו תלוי בדחיית גיל הפרישה של בת הזוג, ואילו ההסתברות שהנשים יעבדו כן תלויה בזו של בני זוגן.¹⁶ ההשפעה הצולבת הנאמדת של דחיית גיל הפרישה של הגברים ומקדם האינטראקציה מובהקים סטטיסטית רק עבור נשים (0.027, SE=0.01 ו-0.019, SE=0.011 לפי ספציפיקציות תרחיש הבסיס ו-0.046, SE=0.016 ו-0.048, SE=0.022 לפי ספציפיקציות משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג). משמע שלדחיית גיל הפרישה של הגברים יש השפעה חיובית על שיעור התעסוקה של הנשים לפי שתי הספציפיקציות. לעומת זאת דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג אינה מגדילה במובהק את שיעור התעסוקה של נשים יחסית למקרה שבו רק גיל הפרישה של האישה נדחה (0.064, SE=0.014, בהשוואה ל-0.056, SE=0.011, לפי ספציפיקציות הבסיס, כאשר ערך p של ההפרש הוא 0.417, ו-0.06, SE=0.016 בהשוואה ל-0.058, SE=0.027, לפי ספציפיקציות משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, כאשר ערך p של ההפרש הוא 0.93).¹⁷

¹⁵ נספח לוח 2א מציג תוצאות של שתי בדיקות רגישות נוספות: בשורה הראשונה, הספציפיקציה כוללת את מאפייני שני בני הזוג לרבות גיליהם, משתני דמי לשנה וגם משתני דמי עבור שנות הלידה של כל אחד מהם בנפרד במקום האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג; בשורה השנייה הספציפיקציה כוללת משתני דמי לשנה, את המאפיינים האישיים שני בני הזוג ומשתני דמי של האינטראקציה בין קוהורטות הגילים של בני הזוג במקום גיליהם. יציבות המקדם הנאמד מוכיחה שהממצאים שלנו עמידים לספציפיקציה הנבחרת.

¹⁶ האסימטריה המגדרית בהשפעות של דחיית גיל הפרישה עשויה להיות קשורה להעדפה המגדרית או להיקשרות נמוכה יותר של נשים לשוק העבודה, כפי שידון בחלק הבא. אסימטריה זו עשויה לנבוע גם מהעובדה שעבור גברים דחיית גיל הפרישה דחתה גם את הגיל שבו מעסיקים רשאים לסיים את העסקתם והגבילה את האפשרות להמשיך את העסקתם במגזר הציבורי. כדי לבדוק באיזו מידה השפיע היבט זה של החוק על שיעור התעסוקה של גברים אנו מנצלות את העובדה שגם הנשים באותם גילים (בנות 65–67) חוו את אותו שינוי מדיניות, ומיישמות את אותו הניתוח על נשים בקבוצות גיל אלה. כל ההשפעות הקבועות של דחיית גיל הפרישה של נשים ובני זוגן ושל האינטראקציה ביניהן על ההסתברות לעבוד בקרב נשים בנות 65–67 אינן מובהקות סטטיסטית לפי ספציפיקציות הבסיס ולפי ספציפיקציות משתני דמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג. מכאן שהיבט זה של החוק לא היה הגורם העיקרי לתוצאות שלנו (האומדנים המתאימים הם 0.013, SE=0.016, SE=0.001, SE=0.008, ו-0.002, SE=0.014 לפי ספציפיקציות הבסיס, ו-0.008, SE=0.022, SE=0.003, ו-0.013, SE=0.019, SE=0.005 לפי ספציפיקציות משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג).

¹⁷ חזרה על הניתוח עבור ההסתברות לפרוש לגמלאות במקום ההסתברות לעבוד מניבה תוצאות נגדיות דומות (אף כי עבור נשים מקדם האינטראקציה כבר אינו מובהק), כפי שמוצג בנספח לוח 3א, שכן המיתאם בין ההסתברות לפרוש לגמלאות לבין ההסתברות לעבוד עומד על 0.92- בקירוב עבור שני המינים. (פרישה לגמלאות מוגדרת עבור מי שלא עבד משנה מסוימת ואילך). יש לציין שרמת הדיוק של ההסתברות לפרוש לגמלאות תלויה במספר השנים שלגביהן יש במדגם נתונים, בולכן המשתנה התלוי המרכזי הוא ההסתברות לעבוד ולא ההסתברות לפרוש לגמלאות (הואיל והנתונים הם עד 2014, ההסתברות לפרוש לגמלאות למשל בשנת 2011 פחות מדויקת מההסתברות לפרוש לגמלאות בשנת 2004 מאחר ובדיקת החזרה לעבודה מתבססת על טווח מצומצם יותר של שנים).

כדי להדגים את סדר הגודל של ההשפעות הנאמדות אנו מבצעות סימולציות להשפעת השינויים של דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג על שיעורי התעסוקה של נשים ושל גברים. שיעורי התעסוקה בתקופה שלפני הרפורמה (שנת 2003/2004) עבור גברים בגיל 60 עד 62 ונשים בגיל 65 עד 67 היו 29 אחוזים ו-33 אחוזים, בהתאמה. העלאת גיל הפרישה לגברים הגדילה את שיעור התעסוקה שלהם ב-7 או 8 נקודות האחוז בהתאם לספציפיקציה, מ-29 אחוזים ל-36 או 37 אחוזים, ללא קשר לדחיית גיל הפרישה של בת הזוג. עבור נשים גודל ההשפעה של דחיית גיל הפרישה שלהן על שיעורי התעסוקה היה תלוי בדחיית גיל הפרישה של בני זוגן. עקב דחיית גיל הפרישה שלהן בלבד עלה שיעור התעסוקה שלהן מ-33 אחוזים ל-39 אחוזים, ועקב דחיית גיל הפרישה של בני זוגן בלבד הוא עלה מ-33 אחוזים ל-36 אחוזים (או ל-38 אחוזים לפי ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג). אולם במקרה ששני בני הזוג חווים העלאה בגיל הפרישה אין גידול נוסף ביחס למקרה שרק הנשים חוות העלאה כזאת (עליית שיעור התעסוקה שלהן היא כמו במקרה שנדחה רק גיל הפרישה שלהן – מ-33 אחוזים ל-39 אחוזים).

תוצאה זו עולה בקנה אחד עם ראיות של סטטיסטיקה תיאורית הנדונות בספרות, לגבי תיאום החלטות פרישה בין בני זוג. מודלים תיאורטיים מדגישים את הערוצים הסותרים-בפוטנציה שיוצרות ההשפעות הצולבות של דחיית גיל הפרישה של פרט על ההסתברות שבן/בת הזוג האחר יעבוד/תעבוד: ערוץ התועלת של בני הזוג מפנאי משותף מנבא שהעלאת גיל הפרישה של פרט תפחית את זמן הפנאי שלו, ובתמורה תגדיל את נכונות בן/בת זוגו להמשיך לעבוד, אם הפנאי של בן הזוג הוא משלים. ערוץ ההכנסה מנבא את ההשפעה ההפוכה: הוא חוזה שהעלאת גיל הפרישה של פרט תגדיל את ההסתברות שהוא ימשיך לעבוד ותגדיל את הכנסת משק הבית, ובכך תפחית את הצורך שבן הזוג ימשיך לעבוד גם הוא. מהתוצאה שלנו משתמע כי עבור נשים הערוץ הראשון עשוי להיות חזק יותר ולגרום למתאם חיובי בין החלטות הפרישה של בני הזוג. הדבר נובע מההשפעות הצולבות החיוביות והמובהקות של דחיית גיל הפרישה של הגברים על ההסתברות שנשותיהם יעבדו אם גיל הפרישה שלהן לא נדחה. במילים אחרות: נשים ייטו להמשיך לעבוד אם גיל הפרישה של בעליהן הועלה – ככל הנראה על רקע הירידה בתועלת מפנאי. אולם אם גיל הפרישה שלהן הועלה אף הוא, תגדל ממילא הסתברותן לעבוד, ויפחתו שעות הפנאי שלהן, ולכן העלאת גיל הפרישה של בעליהן לא תביא לגידול נוסף של הסתברותן להמשיך ולעבוד.

למיטב ידיעתנו, אנו הראשונות שחוקרות את האינטראקציות האפשריות בין דחיות גיל הפרישה של שני בני זוג. עבודות אחרות בדקו כיצד פרטים מושפעים מדחיית גיל הפרישה שלהם או מדחיית גיל הפרישה של בן/בת זוגם, עבודות מעטות בדקו את ההשפעות של דחיית גיל הפרישה על גברים ועל נשים, אך לא את האינטראקציה ביניהן. כדי להדגיש את החשיבות של הכללת מקדם האינטראקציה וכן של השפעת הדחייה של גיל הפרישה של עובדים/עובדות על שיעור התעסוקה של בני/בנות הזוג, אנו משוות את התוצאות שלנו לשתי גרסאות פשוטות של המודל שלנו: גרסה שבה מקדם האינטראקציה אינו נכלל, כלומר בהנחה שדחיית גיל הפרישה של הפרט על תעסוקתו אינה מושפעת מדחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג; וגרסה אחרת, שבה איננו כוללות את ההשפעות של בן הזוג כלל. תוצאות אלה מוצגות בלוח 5. לוח זה מציג את אותה ספציפיקציה עיקרית המוצגת בלוח 4 (ספציפיקציה בסיסית וספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג). עמודות 1 ו-4 מציגות אומדנים מגרסה שבה נכללת רק דחיית גיל הפרישה, עבור גברים ונשים בהתאמה. עמודות 2-3 ו-5-6 מציגות אומדנים

דומים של גרסה שבה נכללות דחיות גיל הפרישה של הפרט ושל בני הזוג, אך ללא מקדם האינטראקציה, שוב עבור גברים ונשים, בהתאמה.¹⁸

השוואת האומדנים מהגרסאות השונות של המודל מגלה כי ההשפעות הישירות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט אינן משתנות במידה רבה כאשר כוללים את דחיית גיל הפרישה של בן הזוג, הן לפי ספציפיקציית הבסיס והן לפי ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג. (ההשפעות העצמיות של דחיית גיל הפרישה הן: $SE=0.015$, 0.083 ו- $SE=0.021$, 0.074 עבור גברים ו- $SE=0.011$, 0.033 ו- $SE=0.014$ עבור נשים בלוח 5, לעומת $SE=0.081$, 0.013 ו- $SE=0.067$, 0.026 עבור גברים ו- $SE=0.011$, 0.056 ו- $SE=0.016$ עבור נשים בלוח 4, בהתאמה.) אותה תוצאה מתקבלת גם כאשר משווים את האומדנים עבור הגברים ובנות הזוג שלהם מלוח זה (עמודות 2 ו-3) לאומדנים המקבילים בלוח 4 (עמודות 1 ו-2).

לעומת זאת עבור נשים אי-הכללת מקדם האינטראקציה מקטינה כמעט במחצית את ההשפעות הנפרדות של דחיית גיל הפרישה של כל אחד מבני הזוג על שיעור תעסוקתן. (דחיית גיל הפרישה של הנשים מגדילה את התעסוקה בכ-4.6 או 3.3 בהשוואה ל-5.6 או 6 נקודות האחוז, ודחייה עבור הגבר מגדילה את התעסוקה בכ-1.7 או 2.1 בהשוואה ל-2.7 או 4.6 נקודות האחוז – לפי ספציפיקציית הבסיס או ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, בהתאמה.) לעומת זאת ההשפעה המשותפת של דחיית גיל הפרישה עבור שני בני הזוג נותרת פחות או יותר בעינה. (היא מגדילה את שיעור התעסוקה של הנשים בכ-6.3 או 5.6 בהשוואה ל-6.4 או 5.8 נקודות האחוז.) זאת אומרת שאם מקדם האינטראקציה אינו מובא בחשבון, מתקבלת הערכת חסר שלגודלי ההשפעה הצפויים של דחיית גיל הפרישה של כל אחד מבני הזוג על שיעור התעסוקה של הנשים. הבנת קשרי התלות ההדדית בין דחיות גיל הפרישה של בני הזוג הכרחית אפוא לתכנון מדיניות טובה יותר לרפורמה במערכת הפנסיה לגבי גיל הפרישה ולהערכה נכונה של השלכות דחייתו על זוגות נשואים.

גודל ההשפעה של דחיית גיל הפרישה עבור הפרט דומה במידה מסוימת לזה שנמצא בספרות, אך קשה להשוות בין רפורמות במדינות שונות, משום לכל רפורמה מאפיינים אחרים. לדוגמה, Atalay and Barrett (2015) מוצאים עלייה של כ-8 נקודות אחוז בהשתתפות של נשים אוסטרליות בשוק העבודה עקב העלאת גיל הזכאות שלהן להטבות פנסיה מ-60 ל-65. Cribb ואחרים (2013) מוצאים כי שיעורי התעסוקה של נשים בריטיות בנות 60 עלו ב-7.3 נקודות אחוז כאשר גיל הפנסיה בבריטניה הועלה ל-61. מחקרים אחרים מוצאים השפעות חזקות יותר: Selin (2017) מוצא ירידה של קרוב ל-20 נקודות האחוז בהסתברות הפרישה של נשים שבדיות בנות 63 שעבדו במגזר הציבורי כתוצאה מדחיית ההטבות הפנסיוניות שלהן, ואילו Johnsen and Vaage (2017) מוצאים כי עובדים נורבגים משני המינים הזכאים לפרישה מוקדמת מפחיתים את שיעורי התעסוקה שלהם בכ-35 אחוזים בהשוואה לעובדים שאינם זכאים לכך. ניכרת גם שונות בהשפעות הצולבות: מרבית המחקרים מוצאים כי ההשפעות הצולבות החיוביות של דחיית גיל הפרישה לגברים ונשים גם יחד על תעסוקת הנשים גבוהות יותר מאשר על תעסוקת הגברים. (ראו Lalive and Parrotta, 2017, ו-Johnsen and Vaage, 2017).

¹⁸ הגרסה ללא השפעות בני הזוג כוללת כמשתנים מפקחים רק את משתני הדמי לשנת לידה, מאפיינים אישיים של הפרט וגילו. טעויות תקן גם מאושכלות בתוך שנת הלידה של הפרט.

האם הגידול של שיעורי התעסוקה נובע מהבדלים בשנת הלידה בין קבוצות הטיפול והביקורת?

האסטרטגיה האמפירית מסתמכת על השוואת שיעורי התעסוקה של זוגות נשואים תוך פיקוח על גיליהם, לפני ואחרי הנהגת הרפורמה. אף שניתוח מאפייני קבוצות הביקורת לעומת מאפייני קבוצת הטיפול של זוגות אלה מבליט את הדמיון ביניהם, עדיין ניתן לטעון כי העובדה שקבוצת הביקורת מורכבת מאנשים שנולדו בשנים מוקדמות יותר עשויה להשפיע על התוצאות, משום ששיעורי התעסוקה שלהם עשויים להיות נמוכים יותר בגלל שהם מבוגרים יותר, ללא קשר לרפורמה. אנו נותנות מענה לחשש זה במספר דרכים.

ראשית, בלוח 4, שורה 4 אנו מראות שהכללת משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג ברגרסיה משנה את התוצאות רק במידה קטנה ומותרה אותן שונות מאפס באופן מובהק. ממצאים אלו מחזקים את הטענה שהתוצאות אינן תלויות במהותו של דבר בהבדלים בקוהורטות שנות הלידה בין קבוצת הטיפול לקבוצת הביקורת. כאמור, ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט עצמו נותרות דומות ומובהקות סטטיסטית עבור גברים ונשים כאחד. ($SE=0.081$, $SE=0.013$ לעומת 0.067 , $SE=0.026$ עבור גברים ו- 0.056 , $SE=0.011$ לעומת 0.06 , $SE=0.016$ עבור נשים, לפי ספציפיקציית הבסיס לעומת ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, בהתאמה.) לעומת זאת ההשפעה של דחיית גיל הפרישה של בני הזוג ומקדם האינטראקציה אמנם גדלים במידה מסוימת, אך ממשיכים להיות שונים במובהק מאפס הן עבור גברים והן עבור נשים. (ההשפעה הנאמדת על בני הזוג היא 0.027 , $SE=0.01$ לעומת 0.046 , $SE=0.016$ ומקדם האינטראקציה הוא -0.019 , $SE=0.011$ לעומת -0.048 , $SE=0.022$, לפי ספציפיקציית הבסיס לעומת ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, בהתאמה.)

כדי לקבל תובנות נוספות לגבי תלות אפשרית של התוצאות שלנו בהבדלים בין קבוצת הביקורת לקבוצת הטיפול בשנות הלידה, אנו מנצלות מאפיין נוסף של קובץ הנתונים שלנו: עבור כרבע מהאנשים במדגם שלנו חודש הלידה אינו ידוע (אף כי שנת הלידה ידועה), בשל רישום לא מדויק בארץ המוצא או על ידי רשות האוכלוסין וההגירה.¹⁹ הטבות פנסיה ניתנות לאנשים אלה על סמך תאריך קבוע מראש (לדוגמה 1 באפריל). לצורך ניתוח זה, נוסף על הקצאת ה-1 באפריל כתאריך הלידה בניתוח הראשי, אנו מפצלות את שני המדגמים עבור גברים ונשים לשניים – האחד מורכב מאנשים שרישום לידתם נכון והאחר ללא רישום – כדי לבדוק את הדמיון בהשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה על בסיס שני מדגמים אלה. עמודות 1-2 ועמודות 3-4 בלוח 6 מציגות את ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של העובד על פי שני תת-המדגמים המרובדים, עבור גברים ונשים בהתאמה.²⁰ הרגרסיות כוללות את השפעת דחיית גיל הפרישה של העובד תוך פיקוח על גילו ומאפיינים אחרים ומשתנה דמי לשנת הלידה שלו. ההבדלים בין ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה לפי שני תת-המדגמים אינם שונים סטטיסטית מאפס, עבור גברים ונשים כאחד. יתירה מכך, ההשפעה הנאמדת עבור גברים על בסיס ניתוח תת-המדגם של האנשים שתאריך לידתם מדויק נמוכה יותר מההשפעה הנאמדת בתת-המדגם השני ($SE=0.063$, $SE=0.015$ ו- 0.074 , $SE=0.025$, בהתאמה), והיפוכו של דבר עבור נשים ($SE=0.048$, $SE=0.002$ ו- 0.035 , $SE=0.018$, בהתאמה). ממצאים אלו

¹⁹ המדגם כולל בעיקר אנשים שעלו לישראל כמבוגרים לפני או אחרי הקמת המדינה (לפי הסיכומים הסטטיסטיים המוצגים בלוח 2, רק כ-3 אחוזים נולדו בישראל).

²⁰ הניתוח לא בוצע על הגרסה העיקרית של המודל, הכוללת את השפעת דחיית גיל הפרישה של בני הזוג ואת מקדם האינטראקציה, כי רק לגבי זוגות מעטים יש רישום מדויק של תאריך הלידה עבור שני בני הזוג.

מספקים ראיות נוספות לחוסר התלות של השפעת דחיית גיל הפרישה בתאריכי הלידה המדויקים של העובדים.

לבסוף, אנו חוזרות על הניתוח עבור מרווח זמן קטן יותר לפני ואחרי יישום החוק – שנה וחצי במקום שנתיים. הגדרנו את קבוצות הביקורת והטיפול כמו לעיל – נשים בנות 60 עד 62 וגברים בני 65 עד 67 – אך כעת אנו מתמקדות בטווחים מצומצמים יותר של קוהורטות שנות לידה של הפרטים בהתאם למרווחי הזמן החדשים שהוגדרו. נספח לוח 4 מציג את המקדמים הנאמדים של המדגם המוגבל בהתאם לשתי הספציפיקציות האחרונות בלוח 4 (ספציפיקציית הבסיס וספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג) עבור גברים ונשים. השוואת אומדנים אלה לאומדנים המקבילים בלוח 4 מגלה כי טעויות התקן הנאמדות גבוהות יותר עקב המרווח המוקטן לפני ואחרי הטיפול, אך המקדמים הנאמדים דומים מאוד, וזאת עבור שני המינים. אף שהמקדמים הנאמדים לנשים נמוכים מעט יותר ולגברים הם גבוהים מעט יותר, כל המקדמים הנאמדים עבור נשים עדיין מובהקים סטטיסטית לפי ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג. (לדוגמה, האומדנים של השפעות דחיית גיל הפרישה על סמך ספציפיקציה זו בנספח לוח 4 הם $SE=0.033$ 0.082 עבור גברים ו- $SE=0.015$, 0.043 עבור נשים, והאומדנים של השפעת דחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג, ומקדם האינטראקציה עבור נשים הם $SE=0.023$, 0.048 ו- $SE=0.033$, -0.033 בהתאמה.) הדמיון בתוצאות מספק תמיכה נוספת לאסטרטגיית הזיהוי שלנו.

בסיכום, מספר בדיקות רגישות מחזקות את הטענה שהממצאים אשר קיבלנו אינם נובעים מההבדלים בשנות הלידה בין הפרטים ובנות זוגם בקבוצת הטיפול לאלה בקבוצת הביקורת. הבדיקה הראשונה מראה שהכללת משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג כמשתנים מפקחים משנה את ההשפעות הנאמדות רק באופן זניח. הבדיקה השנייה מראה שהשפעות דחיית גיל הפרישה על שתי הקבוצות דומות, ללא תלות בתאריך הלידה המדויק של הפרטים. שתי בדיקות רגישות אלה, ועמן העובדה שקיבלנו ממצאים דומים כאשר הקטנו את המדגם לטווח מצומצם יותר של קוהורטות שנות הלידה, עשויות ללמד שאף כי אסטרטגיית הזיהוי שלנו מסתמכת על השוואת פרטים מקבוצות ביקורת וטיפול הנבדלות זו מזו בתאריכי הלידה השוני הזה אינו משפיע משמעותית על הממצאים שהתקבלו. בפרק האחרון אנו מביאות בדיקות רגישות נוספות – משוות את הממצאים שהתקבלו באסטרטגיית הזיהוי שנקטנו לתוצאות אסטרטגיית זיהוי של הפרש-הפרשים כפול.

השפעות הטרונגניות

כדי להיטיב ולהבין איזה סוג משקי בית הושפע יותר מהרפורמה וללמוד עוד על המנגנונים השונים הפועלים, אנו בוחנות השפעות הטרונגניות במספר ממדים. ראשית, אנו בודקות אם הרפורמה השפיעה על אנשים באופנים שונים על פי מצבם התעסוקתי עשר שנים לפני החלתה. אנו מצפות שתהיה לרפורמה השפעה חזקה יותר על אנשים שהשתתפו בשוק העבודה בעבר. שנית, אנו בודקות אם הרפורמה השפיעה על אנשים באופנים שונים על פי השכר שהרוויחו עשר שנים לפני הנהגתה. במקרה זה לא ברור מראש איזו קבוצה אמורה להיות מושפעת יותר, משום שהרפורמה הפחיתה את גובה הפנסיה המשולמת למשקי בית מעוטי הכנסה בעיקר באמצעות דחיית קצבת הזיקנה המבוססת על מבחן הכנסות, אך הפחיתה גם את תשלומי הפנסיה למשקי בית בעלי הכנסה גבוהה, בעיקר באמצעות דחיית גיל הזכאות לפנסיה הקשורה

לתעסוקה. לסיום, אנו מחלקות את המדגם גם לפי רמות ההשכלה, שהן אומדן מקורב נוסף ליכולת ההשתכרות במקום השכר החודשי הקודם.

לוח 7 מציג את ההשפעות הנאמדות של המדגם לפי שלוש חלוקות: פאנל א' מראה את תוצאות לפי הסטטוס התעסוקתי של שני בני הזוג ב-1995 על פי מפקד האוכלוסין של 1995; פאנל ב' מציג את חלוקת המדגם על פי הכנסה גבוהה לעומת נמוכה של הפרט ב-1995 (גבוהה יותר או נמוכה יותר מהמשכורת החציונית); ופאנל ג' מציג את תוצאות הרפורמה לפי רמת ההשכלה של הפרט (משתנה דמי עבור השכלה גבוהה=1 לבעל תואר ראשון ומעלה). האומדנים לקוחים הן מספציפיקציית הבסיס והן מספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, בנפרד עבור גברים ונשים.

האומדנים ההטרוגניים לפי סטטוס העבודה של בני הזוג מעלים שכצפוי, השפעת הרפורמה על שיעורי התעסוקה נובעת במידה רבה מהשפעתה על זוגות שהשתתפו בכוח העבודה עשר שנים לפני יישומה. מרבית ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה שהן מובהקות סטטיסטית לפי לוח 4 מובהקות גם עבור תת-המדגם של זוגות עובדים, וגדולות אף יותר מאלה עבור תת-המדגמים של אלה שאינם עובדים, במיוחד לפי ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג. (לפי ספציפיקציה זו ההשפעות של דחיית גיל הפרישה של הפרט, של דחיית גיל הפרישה של בן הזוג ומקדם האינטראקציה הם $SE=0.02$, 0.1 לעומת $SE=0.006$, 0.031 , 0.062 ; $SE=0.02$; לעומת $SE=0.025$, 0.032 ; $SE=0.077$, 0.032 לעומת $SE=0.008$, 0.048 , בהתאמה, עבור נשים; ועבור גברים, האומדנים המקבילים הם $SE=0.077$, 0.031 לעומת $SE=0.06$, 0.016 , 0.036 ; $SE=0.042$; לעומת $SE=0.019$, 0.03 ; ומקדמי האינטראקציה אינם מובהקים סטטיסטית).

תוצאות החלוקה השנייה בפאנל ב' דומות לאלה של פאנל א', כאשר מחלקים את המדגם לפי רמת ההכנסה, אף כי תת-המדגם של רמת ההכנסה הגבוהה קטן מתת-המדגם של הזוגות העובדים. לפיכך ניתן להסיק כי ההשפעות נובעות בעיקר לא רק מהזוגות העובדים, אלא מזוגות עובדים בחלק העליון של התפלגות ההכנסה; זאת במיוחד עבור נשים, שכן ההבדלים בהשפעות הנאמדות עבור גברים הם זניחים. (לדוגמה, לפי ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, האומדנים עבור דחיית גיל הפרישה של האישה ושל בן הזוג ומקדם האינטראקציה עבור נשים הם: $SE=0.037$, 0.026 , 0.034 , 0.087 ; $SE=0.039$; לעומת $SE=0.006$, 0.016 ; $SE=0.016$; $SE=0.055$, 0.09 ; $SE=0.037$, 0.015 לעומת $SE=0.037$). העובדה שהרפורמה השפיעה בעיקר על אנשים בעלי הכנסה גבוהה עשויה לרמוז, למשל, ששיעורן של הטבות הפנסיה מסך ההשתכרות למשתכרי הכנסה נמוכה נמוך בהשוואה לתשלומי העברה חלופיים שהם מקבלים בהיותם מובטלים, או שאולי המשתכרים הכנסה נמוכה היו אלה שעבדו לאחר גיל הפרישה מלכתחילה.

פאנל ג' מציג את האומדנים בהתבסס על חלוקת המדגם לפי רמת ההשכלה. מאחר שאנו משתמשות בהגדרה צרה של השכלה גבוהה – תואר ראשון ומעלה – מדגם האנשים שהשכלתם גבוהה הוא רק תת-מדגם קטן של פרטים. כיוון שרמת ההשכלה היא אחד המדדים לכושר ההשתכרות של אנשים, אנו מצפות שהתוצאות יהיו דומות לאלה של פאנל ב'. ואכן אנו מוצאות שעבור שני המינים, בעלי השכלה גבוהה מושפעים יותר מדחיית גיל הפרישה.

מכאן אנו מוצאות באופן מפתיע ראיות להשפעה דיפרנציאלית על בני הזוג כשמסתכלים על הגברים במקרה שבו שני בני הזוג עבדו ב-1995 או ששניהם בעלי השכלה גבוהה. (לפי ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, האומדנים הם 0.036 , $SE=0.016$ ו- 0.178 , $SE=0.038$ בהתאמה). ייתכן שמשמע מכך כי האסימטריה בין המינים שנראתה בתוצאות תרחיש הבסיס נגרמה מאי שוויון בין המינים בהיקשרות לשוק העבודה ולא מהעדפות שונות.

השפעות דיפרנציאליות לפי קבוצות גיל

אנו בודקות כעת אם דחיית גיל הפרישה השפיעה על פרטים בצורה שונה לפי קוהורטות הגיל שלהם. וכך, במקום להטיל את אותה השפעת טיפול על כל קבוצת גיל, כמו בניתוח עד כה, ולהתייחס להשפעת הטיפול הממוצע של הרפורמה, אנו בודקות כעת השפעות לא-לינאריות. עקב יישומה המדורג של הרפורמה, אפשר לצפות להשפעות משני סוגים מנוגדים לאורך זמן: מצד אחד, נצפה להסתגלות הדרגתית לרפורמה, כך שההשפעה הגבוהה ביותר תהיה לקראת סוף התקופה, מפני שהרפורמה לא הייתה צפויה מראש. אך מצד שני, מאחר שהרפורמה יושמה באופן מדורג והשפיעה על קוהורטות הגיל המבוגרות יותר בשלבים המאוחרים יותר, נצפה שהשפעת דחיית גיל הפרישה על שיעור התעסוקה תהיה קטנה יותר ככל שהפרט מתקדם בגילו.

לוח 8 מציג את השפעות דחיית גיל הפרישה על קוהורטות הגיל השונות של המדגם, כשאנו מוסיפות בהדרגה קבוצות גיל נוספות בזו אחר זו. (קוהורטות הגיל השונות מוגדרות בלוח 1). פאנל א' מציג את השפעות דחיית גיל הפרישה רק על שתי קבוצות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 60/65 עד 60/65 ו-8 חודשים); פאנל ב' מציג באופן דומה את ההשפעה על שלוש קבוצות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 60/65 עד 61/66); פאנל ג' מציג באופן דומה את ההשפעה על ארבע קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 60/65 עד 61/66 ו-4 חודשים); ופאנל ד' מציג באופן דומה את ההשפעה על חמש קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 60/65 עד 61/66 ו-8 חודשים). ההשפעות הנאמדות מוצגות עבור ספציפיקציית הבסיס ועבור הספציפיקציה הכוללת, בנוסף, משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג.

הגבלת המדגם לשתי קוהורטות הגיל הראשונות מגלה את ההשפעה החזקה ביותר. ההשפעה מתמתנת כאשר מוסיפים את קוהורטות הגיל המבוגרות יותר למדגם. לדוגמה, נמצא שההשפעות הנאמדות בשורה הראשונה לפי ספציפיקציית הבסיס, הכוללת תת-מדגם של גברים בני 65 עד 65 ו-8 חודשים ואת רעיוותיהם בגילים 60 עד 60 ו-8 חודשים, כפולות או יותר מן ההשפעות הנאמדות מספציפיקציית הבסיס כאשר כל הפרטים נכללים במדגם, כפי שמוצג בשורה השלישית של לוח 4. (ההשפעה הנאמדת של דחיית גיל הפרישה של הפרט הן 0.119 , $SE=0.034$ לעומת 0.081 , $SE=0.013$ עבור גברים ו- 0.117 , $SE=0.036$ לעומת 0.056 , $SE=0.011$ עבור נשים; ההשפעות הנאמדות המקבילות של דחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג הן 0.062 , $SE=0.027$ לעומת 0.001 , $SE=0.011$ עבור גברים ו- 0.06 , $SE=0.034$ לעומת 0.027 , $SE=0.01$ עבור נשים; וההשפעות הנאמדות של מקדם האינטראקציה הן 0.133 , $SE=0.027$ לעומת 0.002 , $SE=0.017$ עבור גברים ו- 0.082 , $SE=0.036$ לעומת -0.019 , $SE=0.011$ עבור נשים). המשמעות היא שאף כי פרטים יכלו להסתגל לחוק החדש בהדרגה, הקוהורטות שחוו את הרפורמה מאוחר יותר הושפעו ממנה פחות. זאת אולי משום שקוהורטות אלה היו גם מבוגרות יותר, ולכן נטו פחות להמשיך לעבוד למרות דחיית גיל

הפרישה שלהן.²¹ זאת ועוד, עבור הקוהורטות הצעירות יותר ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג על התעסוקה האישית ועל האינטראקציות ביניהן דומות בין המינים יותר מאשר עבור הקוהורטות המבוגרות יותר.

אסטרטגיית אמידה של הפרש-ההפרשים

אנו משתמשות כעת בניתוח הפרש-הפרשים כפול, המעריך קבוצות גיל שונות ומגדרים שונים לפני ואחרי יישום הרפורמה ומשנה את סטטוס הטיפול שלהם לפי תאריך הלידה של הפרט ושל בן/בת הזוג. אנו משתמשות באסטרטגיה אמפירית זו ממספר סיבות: ראשית, היא מאפשרת לנו לבדוק את השפעת הרפורמה על משתנים נוספים של שוק העבודה המוגדרים ברמה שנתית; שנית, היא מאפשרת לבחון את השפעות הרפורמה על קוהורטות הגיל הצעירות יותר; ולבסוף, היא מאפשרת לנו לבצע שתי בדיקות רגישות נוספות כדי לאמת את הנחות הזיהוי שלנו.

בניתוח הפרש-הפרשים כפול של תרחיש הבסיס אנו אומדות את השפעת הרפורמה על ידי השוואת השינויים מבחינת המצב התעסוקתי לפני ואחרי יישומה בין בני זוג שחוו את הרפורמה, השייכים לקבוצת הטיפול (גברים בגיל 63–66 ונשים בגיל 58–61), לבין כאלה שלא חוו אותה, השייכים לקבוצת הביקורת (גברים בגיל 67–70 ונשים בגיל 62–65).

במסגרת זו אנו אומדות את השינוי בהשפעות של דחיית גיל הפרישה לפרט ולבן/בת זוגו ואת האינטראקציה בין ההשפעות על מאפיינים שונים של כוח העבודה: המספר הממוצע של חודשי עבודה בשנה, המשכורת השנתית של כל הפרטים, המשכורת השנתית של עובדים, וההסתברות של החזקת אותה משרה בתוך שנה נתונה. מאחר שמשתנים אלה (פרט להסתברות של עבודה בחודש מסוים, שאנו סוכמות בתוך שנה) ניתנים ברמה השנתית, קובץ הנתונים שלנו הוא ברמת הפרט לפי השנה. רגרסיות נפרדות נאמדות עבור גברים ועבור נשים.

אסטרטגיית האמידה של הפרש-הפרשים כפול מבוססת על ההנחה שקבוצת הביקורת היא חלופה היפותטית תקפה לקבוצת הטיפול כדי לאמוד את השפעת הרפורמה כל עוד שתי הקבוצות הראו לפני הרפורמה מגמות דומות בארבעת משתני התוצאה שלנו.²² בנספח לוח א7 אנו מדווחות על מגמות הזמן הלינאריות הנאמדות של קבוצת הביקורת והטיפול ובודקות אם הן שונות סטטיסטית מאפס. כל הרגרסיות כוללות את המאפיינים האישיים והתעסוקתיים של הזוגות (לוח 3), ונאמדות בנפרד עבור גברים (עמודות 1–4) ונשים (עמודות 5–8). נמצא שכל הפרשים בין שתי הקבוצות במגמות הזמן לפני הרפורמה – בשנים 2001–2004 – קטנים ובלתי מובהקים עבור כל אחת מארבע התוצאות.

להשוואת משתני כוח העבודה של גברים בני 63–70 / נשים בנות 58–65 בין התקופה שלפני הרפורמה (2003–2004) לתקופה שאחרי החלתה (2009–2010), אנו בוחנות את הספציפיקציה הבאה של הפרש-הפרשים כפול, בנפרד עבור גברים ונשים:

²¹ כפי שצוין בהערת שוליים 15, ייתכן גם שהדבר נובע מן העובדה שקבוצת ביקורת מאוחרות יותר מורכבות מפרטים שגם הם הושפעו במידה מסוימת מהרפורמה.

²² נספח לוח א5 מציג את מספר התצפיות (ברמה שנתית וברמת הפרט) של זוגות השייכים לקבוצת הטיפול לעומת אלה השייכים לקבוצת הביקורת לפני ואחרי תקופת הרפורמה (בלי לספור מקרים שבהם אותו פרט שייך לקבוצת הטיפול והביקורת גם יחד. נספח לוח א6 מדווח על סיכומים סטטיסטיים עבור התקופות שלפני הרפורמה ואחריה..

$$(2) \quad y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{it} + \alpha_2 T_{jt} + \alpha_3 T_{it} * T_{jt} + \alpha_4 R_t + \alpha_5 R_t * T_{it} + \alpha_6 R_t * T_{jt} + \alpha_7 T_{it} * T_{jt} * R_t + \rho X_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

משתנה האינדיקטור T_{it} שווה ל-1 אם הפרט i בשנה t שייך לקבוצת הטיפול, כלומר, גברים בני 63–66 ונשים בנות 58–61; ומשתנה האינדיקטור T_{jt} שווה ל-1 אם בן/בת הזוג שלו j בשנה t שייך לקבוצת הטיפול. אנו בודקות את האינטראקציה בין משתנים אלה ל- R_t , משתנה אינדיקטור השווה ל-1 עבור התקופה שלאחר יישום הרפורמה (2009–2010). שני מקדמים שמעניינים אותנו הם: α_5 ו- α_6 , האומדים את השפעת הטיפול על הפרט ועל בן הזוג בהתאמה. אומדן חשוב נוסף, α_7 , הוא מקדם האינטראקציה בין T_{it} , T_{jt} ו- R_t , אשר אומד את ההשפעה הנוספת במקרה של דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג. מאפייני הזוגות מצוינים על ידי X_{ij} . (המאפיינים זהים לאלה שבמשוואה 1.) ההפרעה המקרית ε_{ijt} מאושכלת באינטראקציה בין שנות הלידה של בני הזוג.

תוצאות האמידה של משוואה 2 מוצגות בלוח 9. ההשפעות הנאמדות של האינטראקציות בין דחיית גיל הפרישה של הפרט לזה של בן/בת הזוג עם משתנה דמי לאחר הרפורמה (α_5 ו- α_6 , בהתאמה) והאינטראקציה בין שתי ההשפעות (α_7) מוצגות בעמודות 1, 2 ו-3 עבור גברים ובעמודות 4, 5 ו-6 עבור נשים. פאנל א' מציג את ההשפעות הנאמדות על המספר הממוצע של חודשי עבודה בשנה; פאנל ב' מציג השפעות נאמדות דומות על השכר השנתי של כל הפרטים (השכר של אלה שלא עבדו נקבע כאפס); פאנל ג' מציג השפעות נאמדות דומות על השכר השנתי של עובדים; ופאנל ד' מציג השפעות נאמדות דומות על ההסתברות של החזקה באותה משרה לאורך כל השנה.

ככלל, ההשפעות הנאמדות של משתני דחיית גיל הפרישה באינטראקציה עם משתנה הדמי עבור התקופה שלאחר החלת הרפורמה על כל ארבע התוצאות בלוח 9 הן בעלות סימנים דומים להשפעות הנאמדות שדווחו בלוח 4, אך פחות מובהקות סטטיסטית. ייתכן שהדבר נובע מן העובדה שאסטרטגיית הזיהוי הראשונה, המתבססת על רגרסיה כפולה בלתי רצופה, אומדת את השפעות הרפורמה באופן ספציפי על קבוצות הגיל המושפעות ממנה ישירות, ואילו אסטרטגיית האמידה של הפרש-הפרשים כפול משקפת את השפעותיה על מגוון רחב יותר של קוהורטות גיל, כולל צעירות יותר.²³ ההשפעות הנאמדות של האינטראקציה בין דחיית גיל הפרישה של הפרט לבין משתנה הדמי עבור התקופה שלאחר החלת הרפורמה כולן חיוביות ומובהקות סטטיסטית עבור גברים. (ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט על חודשי העבודה השנתיים בממוצע עבור גברים הן: SE=0.021, 0.086; על השכר השנתי של כל הפרטים: SE=5,948, 31,375; על השכר השנתי של עובדים: SE=6,620, 14,823; על ההסתברות של החזקת אותה משרה: SE=0.01, 0.036.) עבור נשים ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג באינטראקציה עם משתנה דמי עבור התקופה שלאחר החלת הרפורמה ומקדם האינטראקציה של דחיית גיל הפרישה שני בני הזוג באינטראקציה עם משתנה הדמי של התקופה שלאחר החלת הרפורמה דומות לאלה שבלוח 4, אך רק מעטות מהן מובהקות סטטיסטית.

²³ נציין כי כמו באסטרטגיית האמידה הקודמת, ברגרסיה כפולה לא רצופה תיתכן הערכה בחסר של השפעת הרפורמה משום שקבוצת הביקורת מורכבת מפרטים שיתכן כי הושפעו גם הם במידה מסוימת מהרפורמה.

הסימולציה שלנו עבור גודל ההשפעה של דחיית גיל הפרישה על מספרם הממוצע של חודשי העבודה בשנה עבור גברים הצביעה על עלייה מ-5.14 ל-6.18 חודשים בשנה. השכר השנתי של כל הפרטים עלה מ-64,300 ל-95,600 ש"ח; השכר השנתי של העובדים גם עלה מ-97,300 ל-112,100 ש"ח; וההסתברות של החזקת אותה משרה בקרב אלה שהמשיכו לעבוד עלתה כתוצאה מדחיית גיל הפרישה שלהם מ-93 אחוזים ל-96.6 אחוזים. עבור נשים, השכר השנתי של כולן עלה פחות אך הוא אינו תלוי אך ורק בדחיית גיל הפרישה שלהן. שכרן השנתי של הנשים עלה מכ-36,000 ש"ח ל-45,000 ש"ח, בין אם נדחה רק גיל הפרישה שלהן, רק גיל הפרישה של בני זוגן או זה של שניהם.

אמידת גרסיית הפרש-הפרשים כפול מאפשרת לנו לבדוק את השפעות הציפייה לרפורמה על קוהורטות גיל צעירות יותר. נספח לוח 11 משכפל את הניתוח המוצג בלוח 9 עבור קבוצות טיפול של קוהורטות גיל צעירות יותר: גברים בני 61–64 ונשים בנות 56–59.²⁴ אישה שתכננה לפרוש בגיל 57 כאשר גיל הפרישה היה 60 (או גיל הפרישה של בעלה היה 65) עשויה לדחות את פרישתה לגיל 60 לאחר העלאת גיל הפרישה שלה (או גיל הפרישה של בעלה). הערכת נשים בנות 58–61 בלבד לא תשקף אפוא את השפעות הרפורמה על קוהורטות גיל צעירות יותר. ואכן, נספח לוח 11 מדווח כי ההשפעה הנאמדת של הרפורמה על קוהורטות גיל צעירות יותר דומה בדפוסיה שלה לזו של קוהורטות מבוגרות יותר (לוח 9), אף כי מרבית ההשפעות נמוכות מעט יותר. (לדוגמה, עבור גברים ההשפעות של דחיית גיל הפרישה של הפרט על כל ארבע התוצאות עבור קוהורטות צעירות יותר הן: $SE=0.016$, 28,477, $SE=5,311$, 9,539, $SE=6,690$, 0.059; ו- $SE=0.021$, 31,375, 0.0865, בהתאמה, ועבור קוהורטות מבוגרות יותר ההשפעות הן: $SE=0.01$, 0.0212, 14,823, $SE=6,620$ ו- $SE=5,948$, 0.0365, בהתאמה.).

אנו יכולות ליישם אסטרגיית אמידה נוספת זו כדי לבדוק אם נקבל את אותן תוצאות מבחינת שיעורי התעסוקה של הזוגות באמצעות יישום שתי אסטרגיות אמידה שונות בהנחות יסוד אחרות. המבנה של גרסיה כפולה בלתי רצופה מבוסס על ההנחה שעל ידי השוואת זוגות בעלי מבני גיל דומים שקוהורטות שנות הלידה שלהם דומות, ההבדלים בין קבוצת הביקורת לקבוצת הטיפול בהסתברות של בני הזוג לעבוד בחודש מסוים נובעים אך ורק מהשפעת הרפורמה. לעומת זאת, אסטרגיית האמידה של הפרש-הפרשים כפול מבוססת על ההנחה שההבדלים בין קבוצות הטיפול והביקורת מבחינת חודשי העבודה הממוצעים של בני הזוג בשנה לפני הרפורמה ואחרי החלתה נובעים אך ורק מהשפעת הרפורמה, אם המגמות שלהם לפני הרפורמה היו דומות.

ואכן, השוואת השפעותיה של הרפורמה על ההסתברות החודשית לעבוד לפי אסטרגיית הזיהוי הראשונה (לוח 4, ספציפיקציית הבסיס) להשפעתה על המספר הממוצע של חודשי העבודה השנתיים לפי אסטרגיית הזיהוי של הפרש-ההפרשים הכפול בספציפיקציית הבסיס (לוח 9, פאנל א') מגלה כי למקדמים סדרי גודל דומים.²⁵ לפי סימולציה לגודל ההשפעה של דחיית גיל הפרישה ההסתברות שגברים יעבדו ג'לה מ-0.287 ל-0.371 אחוז, כלומר עלייה של 8.4 נקודות האחוז על פי אסטרגיית הזיהוי הראשונה (ספציפיקציית הבסיס); לפי אסטרגיית הזיהוי של הפרש-ההפרשים הכפול הדחייה מגדילה את מספר חודשי העבודה

²⁴ נספח לוח 8א ונספח לוח 9א מציגים את מספר התצפיות והסטטיסטיקה המסכמת של מאפייני הזוגות בקבוצות לפני הרפורמה ואחרי החלתה. נספח לוח 10א מציג גם את ניתוח המגמות לפני הרפורמה עבור קוהורטות צעירות יותר. אנו מוצאות כי בדומה למסקנות שהוסקו עבור הקוהורטות המבוגרות יותר קבוצות הטיפול והביקורת, כמעט בכל המקרים, מראות אותן מגמות זמן לפני הרפורמה בכל ארבעת משתני התוצאה. כאמור, ההבדלים העיקריים בין התוצאות של שתי אסטרגיות האמידה עשויים להיגרם מן העובדה שאסטרגיית הפרש-ההפרשים הכפול אומדת את ההשפעה הכוללת של הרפורמה במקום את ההשפעה הממוצעת, וכוללת בקבוצת הטיפול קוהורטות גיל שאינן מושפעות מהרפורמה ישירות.

הממוצעים של הגברים בשנה כמעט בחודש, כך שההסתברות שגברים יעבדו עולה ב-65.8 נקודות האחוז.²⁶ אותם חישובים עבור נשים מניבים גודלי השפעות דומים, אך עבורן האומדנים באסטרטגיית הזיהוי של הפרש-ההפרשים הכפול אינם מובהקים סטטיסטית. (ההשפעות הנאמדות המקבילות של דחיית גיל הפרישה של הפרט לפי שני הלוחות הן 5.6 לעומת 3 נקודות אחוז; ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של בני הזוג הן 2.7 לעומת 1.23 נקודות האחוז; וההשפעות הנאמדות של מקדם האינטראקציה הן 1.9- לעומת 2.1- נקודות האחוז).

כבדיקת רגישות נוספת לתקפות אסטרטגיית הזיהוי של הפרש-ההפרשים הכפול אנו מבצעות ניתוח פלצבו – משכפלות את הניתוח המוצג בלוח 9 עבור הזוגות לפני יישומה של הרפורמה. כל אחת מקבוצות הטיפול והביקורת שלנו כוללות, שוב, ארבע קוהורטות גיל: קבוצת הטיפול היא גברים בני 63–66 ונשים בנות 58–61, וקבוצת הביקורת היא גברים בני 67–70 ונשים בנות 62–65. אולם כעת שתי התקופות – "לפני הרפורמה" ו"לאחר החלת הרפורמה" – מכסות שנים לפני שהרפורמה הונהגה בפועל. ניתוח פלצבו זה בודק אם תוצאות אמידת הפרש-ההפרשים הכפול שלנו בתרחיש הבסיס יכלו להתקבל רק מתוך ההפרשים בין קבוצת הביקורת לקבוצת הטיפול במצב התעסוקתי לאורך זמן, הפרשים הנובעים מן השוני בקוהורטות הגיל שלהן, ללא קשר לרפורמה. האומדנים של ניתוח פלצבו זה, המוצגים בנספח לוח א12, שוללים אפשרות זו: הם מראים שההפרשים במצב התעסוקתי בין שתי התקופות לפני שהרפורמה יושמה אכן אינם שונים סטטיסטית בין שתי הקבוצות.

בסיכום, באמצעות אסטרטגיית הזיהוי של הפרש-ההפרשים הכפול הראינו שהרפורמה השפיעה לא רק על שיעורי התעסוקה של בני זוג אלא גם על שכרם השנתי ועל יציבותם בעבודה. אסטרטגיית אמידה זו מאפשרת לנו לבדוק גם את השפעות הציפייה לרפורמה מראש על קוהורטות צעירות יותר. מתברר שהן אכן הושפעו מהרפורמה, אף כי במידה פחותה. יתירה מכך, יישמנו אסטרטגיית אמידה זו עבור שתי בדיקות רגישות נוספות. הראינו שכאשר מנתחים את המקרה של סטטוס העבודה שתי אסטרטגיות הזיהוי מניבות דפוסים דומים באופן כללי וגודלי השפעה דומים; ממצא זה מחזק את מסקנתנו שהתוצאות שלנו אכן משקפות את ההשפעה הסיבתית של הרפורמה ואינן תלויות באסטרטגיית הזיהוי המיושמת. ביצענו גם בדיקות פלצבו כדי לדחות פרשנות חלופית, שלפיה התוצאות שלנו עשויות לנבוע רק מהבדלי הגיל בין קבוצת הביקורת לקבוצת הטיפול, ללא קשר לרפורמה.

²⁶ חישוב זה מניח שההסתברויות החודשיות לעבוד הן בלתי תלויות זו בזו.

6. מסקנות

האתגר של מציאת האיזון בין היכולת לקיים את מערכות הביטוח הסוציאלי לאורך זמן למתן הכנסה נאותה בגיל הפרישה צפוי להתגבר בשנים הקרובות במדינות רבות. מאחר שמרבית הזוגות המתקרבים לגיל הפרישה עובדים, חשוב להבין את ההשלכות של רפורמות פנסיוניות ברמת משק הבית, ולא רק ברמת הפרט. בעבודה זו ניתחנו את החלטות הפרישה המשותפות שקיבלו זוגות נשואים בעקבות דחיית גיל הפרישה שלהם.

ניצלנו רפורמה בישראל, שהעלתה את גיל הפרישה של גברים ונשים באופן מדורג בשנתיים, על בסיס חודשי הלידה. אסטרטגיית הזיהוי של הרגרסיה הכפולה הבלתי רצופה שנקטנו מסתמכת על השוואת שיעורי התעסוקה של בני זוג בעלי מבנה גילים דומה לפני הרפורמה ואחרי יישומה. התוצאות מראות שהעלאת גיל הפרישה של גברים מגדילה את שיעור התעסוקה שלהם ב-7 או 8 נקודות האחוז. אשר לנשים – גודל ההשפעה של העלאת גיל פרישתן על שיעורי התעסוקה שלהן תלוי בדחיית גיל הפרישה של בני זוגן. שיעור התעסוקה של הנשים עולה ב-6 נקודות האחוז בקירוב עקב דחיית גיל הפרישה שלהן בלבד, ועולה ב-3 עד 5 נקודות האחוז עקב העלאת גיל הפרישה של בני זוגן בלבד. אולם העלאת גיל הפרישה של שני בני הזוג לא תוסיף ותגדיל את שיעור התעסוקה של נשים יחסית למקרה שבו רק גיל הפרישה שלהן נדחה.

תוצאות המחקר מדגישות את חשיבותה של בחינת רפורמות בגיל הפרישה בהקשר זוגי, משום שבדחיית גיל הפרישה של בני זוג כרוכות השפעות הדדיות. תוצאות של אמידות אלטרנטיביות, שבהן ההשפעות ההדדיות בין השינויים בגיל הפרישה של בני הזוג לא מובאות בחשבון, מצביעות על השפעות קטנות במחצית מאשר תוצאות אמידה המתחשבת בהשפעות אלה, כפי שנעשה במחקר הנוכחי. מכאן שחשוב לנתח את ההשפעות של דחיית גיל הפרישה בהקשר זוגי, כדי לעצב באופן מיטבי רפורמות פנסיוניות עתידיות.

לסיום אנו מנתחות גם השפעות הטרוגניות של הרפורמה במספר ממדים, כגון גיל הפרטים, רמת ההשכלה והסטטוס התעסוקתי הקודם. נמצא שהשפעות הרפורמה חזקות יותר בקרב אנשים צעירים יותר, בעלי שכר גבוה יותר ומשכילים יותר. אנו מראות שהרפורמה משפיעה בדרכים דומות לא רק על ההסתברות שבני הזוג יעבדו, אלא גם על מספר תוצאות נוספות בשוק העבודה – בהן השכר השנתי וההסתברות של החזקת אותה משרה לאורך השנה.

- בנק ישראל (2011). דוח לשנת 2010, תיבה בפרק ה', השפעת שינוי חוק גיל הפרישה על השתתפות האוכלוסייה המבוגרת בכוח העבודה, 175-171.
- בנק ישראל (2015). דוח לשנת 2014, תיבה בפרק ה', העלאת גיל הפרישה והשפעתה על ההכנסות, 154-160.
- Abuhazira, Y. S. (2010). The Bedouin Population in Israel Population Register Compared with Population Estimation as Basis of Demographic Indexes, Central Bureau of Statistics Working Paper No.50.
- Atalay, K. and G.F. Barrett (2015). "The Impact of Age Pension Eligibility Age on Retirement and Program Dependence: Evidence from an Australian Experiment", *Review of Economics and Statistics*, 97 (1), 71-87.
- Atalay, K., Barrett G.F. and P. Siminski (2019). "Pension incentives and the joint retirement of couples: evidence from two natural experiments", *Journal of Population Economics* (32), 735–767.
- Avioz, R. and A. Kimhi (2018). The Effects of Increasing the Formal Retirement Age on Labor Supply: Gender and Family Considerations, Draft.
- Baker, M. (2002). "The Retirement Behavior of Married Couples: Evidence from the Spouse's Allowance", *The Journal of Human Resources*, 37 (1), 1–34.
- Blau, David M. (1998). "Labor Force Dynamics of Older Married Couples", *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, 16(3), 595–629, July.
- Brender, A. (2009). Distributive Effects of Israel's Pension System, Bank of Israel Discussion Paper No. 2009.10.
- Cribb, Jonathan, Carl Emmerson, and Gemma Tetlow (2013). Incentives, Shocks or Signals: Labour Supply Effects of Increasing the Female State Pension Age in the UK, IFS Working Papers W13/03, Institute for Fiscal Studies.
- Danzer, A. M. (2013). "Benefit Generosity and the Income Effect on Labour Supply: Quasi-Experimental Evidence", *Economic Journal* 123 (571), 1059–1084
- Gustman, A.L. and T.L. Steinmeier (2000). "Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model", *Journal of Labor Economics*, 18(3), 503–545.
- Gustman, A. L. and T.L. Steinmeier (2004). "Social Security, Pensions and Retirement Behaviour within the Family", *Journal of Applied Econometrics*, 19, 723–737.
- Hanel, B. and R. T. Riphahn (2012). "The Timing of Retirement: New Evidence from Swiss Female Workers", *Labour Economics*, 19(5), 718–728.
- Hernaes, E. (2013). Pension Systems and Labour Supply—Review of the Recent Economic Literature, Working Paper 1/2013, Ragnar Frisch Centre for Economic Research
- Hurd, M. D. (1990). "The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives", In D. A. Wise (Ed.), *Issues in the Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press.

- Johnsen, J. V. and K. Vaage (2017). Spousal Spillovers in Retirement: Evidence from an early Retirement Reform. Draft.
- Mastrobuoni, G. (2009). "Labor Supply Effects of the Recent Social Security Benefit Cuts: Empirical Estimates Using Cohort Discontinuities", *Journal of Public Economics*, 93(11-12), 1224–1233.
- Michaud, P. and F. Vermeulen (2011). "A Collective Labor Supply Model with Complementarities in Leisure: Identification and Estimation by Means of Panel Data", *Labour Economics*, 18, 159–167.
- Selin (2017). "What Happens to the Husband's Retirement Decision When the Wife's Retirement Incentives Change?", *International Tax and Public Finance*, June 2017, 24, Issue 3, 432–458.
- Staubli, S. and J. Zweimüller (2013). "Does Raising the Retirement Age Increase Employment of Older Workers?", *Journal of Public Economics*, 108, 17–32.
- Terkel E. and A. Spivak (2001). "Towards Mandatory Pension Coverage in Israel", *The Economic Quarterly* 2001, 48, 317–334.
- Vermeulen, F. (2002). "Collective Household Models: Principles and Main Results", *Journal of Economic Surveys*, 16, 533–564.
- Vestad, O. L. (2013). "Labor Supply Effects of Early Retirement Provision", *Labour Economics*, 25, 98–109.
- Zweimüller, J., R. Winter-Ebmer and J. Falkinger (1996). "Retirement of Spouses and Social Security Reform", *European Economic Review*, 40, 449–472.

לוח 1: הגדרה של קבוצות הטיפול והביקורת של גברים ונשים

קבוצת הביקורת		קבוצת הטיפול		גיל הפרישה חהדש לפי החוק		
תאריכי הלידה	הגיל במדגם	תאריכי הלידה	הגיל במדגם	תאריכי הלידה	גיל הפרישה	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
א. גברים						
[3/1937,3/1939]	65 - 65.04	[3/1939,3/1941]	65 - 65.04	[3/1939,8/1939]	65.04	קבוצת הגיל הראשונה
[9/1937,9/1939]	65.04 - 65.08	[9/1939,9/1941]	65.04 - 65.08	[9/1939,4/1940]	65.08	קבוצת הגיל השנייה
[5/1938,5/1940]	65.08 - 66	[5/1940,5/1942]	65.08 - 66	[5/1940,12/1940]	66	קבוצת הגיל השלישית
[1/1939,1/1941]	66 - 66.04	[1/1941,1/1943]	66 - 66.04	[1/1941,8/1941]	66.04	קבוצת הגיל הרביעית
[9/1939,9/1941]	66.04 - 66.08	[9/1941,9/1943]	66.04 - 66.08	[9/1941,4/1942]	66.08	קבוצת הגיל החמישית
[5/1940,5/1942]	66.08 - 67	[5/1942,5/1944]	66.08 - 67	[5/1942, .]	67	קבוצת הגיל השישית
ב. נשים						
[3/1942,3/1944]	60 - 60.04	[3/1944,3/1946]	60 - 60.04	[3/1944,8/1944]	60.04	קבוצת הגיל הראשונה
[9/1942,9/1944]	60.04 - 60.08	[9/1944,9/1946]	60.04 - 60.08	[9/1944,4/1945]	60.08	קבוצת הגיל השנייה
[5/1943,5/1945]	60.08 - 61	[5/1945,5/1947]	60.08 - 61	[5/1945,12/1945]	61	קבוצת הגיל השלישית
[1/1944,1/1946]	61 - 61.04	[1/1946,1/1948]	61 - 61.04	[1/1946,8/1946]	61.04	קבוצת הגיל הרביעית
[9/1944,9/1946]	61.04 - 61.08	[9/1946,9/1948]	61.04 - 61.08	[9/1946,9/1947]	61.08	קבוצת הגיל החמישית
[5/1945,5/1947]	61.08 - 62	[5/1947,5/1949]	61.08 - 62	[5/1947, .]	62	קבוצת הגיל השישית

הערות: הלוח מציג את ההגדרות של קבוצות הטיפול והביקורת של גברים (פאנל א') ונשים (פאנל ב'). שתי העמודות הראשונות מציגות את גילי הפרישה החדשים לפי החוק (עמודה 1) עבור קוהורטות שנות הלידה השונות (עמודה 2). מאחר שהרפורמה יושמה באופן מדורג הוגדרו שש קבוצות גיל של גברים ונשים בהתאם לדחיית גיל הפרישה של כל קבוצה (עמודות 3 ו-5). קבוצות הטיפול כוללות את כל הפרטים בגילים אלה, שתאריך הלידה שלהם חל עד שנתיים לאחר התאריך שבו גיל הפרישה החדש נכנס לתוקף (עמודה 4). קבוצת הביקורת כוללת את כל האנשים בגילים אלה שנולדו עד שנתיים לפני תאריך זה (עמודה 6).

לוח 2: סטטיסטיקה מסכמת עבור פרטים ובני/בנות הזוג, לפי מין

נשים	גברים	
(2)	(1)	
3.179 (1.811)	3.264 (1.825)	מספר הילדים
0.182 (0.386)	0.222 (0.416)	השכלה גבוהה
0.242 (0.428)	0.267 (0.442)	מוצא אסיאתי
0.210 (0.407)	0.211 (0.408)	מוצא אפריקני
0.523 (0.499)	0.491 (0.500)	מוצא אירופי/אמריקני
0.025 (0.016)	0.031 (0.173)	מוצא ישראלי
0.068 (0.252)	0.069 (0.253)	עולה חדש
0.001 (0.025)	0.016 (0.127)	הדתיות (לימודי דת=1)
0.226 (0.418)	0.179 (0.384)	בן/בת הזוג בעל/ת השכלה גבוהה
0.272 (0.445)	0.242 (0.428)	בן/בת הזוג ממוצא אסיאתי
0.207 (0.405)	0.211 (0.408)	בן/בת הזוג ממוצא אפריקני
0.491 (0.500)	0.521 (0.499)	בן/בת הזוג ממוצא אירופי/אמריקני
0.031 (0.173)	0.026 (0.159)	בן/בת הזוג ממוצא ישראלי
0.079 (0.270)	0.079 (0.269)	בן/בת הזוג עולה חדש/ה
11398 (15009)	11384 (15344)	ההכנסה השנתית של משק הבית ב-1995
0.716 (0.451)	0.874 (0.332)	סטטוס העבודה ב-1995 (מועסק=1)
3285	3477	מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את מאפייני הפרטים ובני/בנות זוגם, עבור שני קובצי הנתונים של גברים ונשים. השכלה גבוהה היא משתנה דמי, השווה ל-1 אם הפרט בעל תואר בוגר (תואר ראשון) ומעלה. עולה חדש הוא משתנה דמי השווה ל-1 אם הפרט עלה לישראל אחרי 1990. הכנסת משק הבית מורכבת מהכנסה משכר, קצבאות ותשלומי פנסיה והכנסה ממקורות אחרים ב-1995. סטטוס העבודה שווה ל-1 אם הפרט היה מועסק בשנת 1995. סטיות התקן מוצגות בסוגריים.

לוח 3: מבחני איזון עבור הקצאת פרטים ובני/בנות זוגם בחודש ספציפי לקבוצת הטיפול, לפי המגדר

נשים (2)	גברים (1)	
-0.152 (0.053)	-0.061 (0.054)	מספר הילדים
0.007 (0.013)	0.021 (0.014)	השכלה גבוהה
-0.020 (0.016)	-0.016 (0.026)	מוצא אסיאתי
-0.019 (0.013)	0.011 (0.009)	מוצא אפריקני
0.042 (0.023)	0.011 (0.030)	מוצא אירופי/אמריקני
-0.002 (0.004)	-0.006 (0.006)	מוצא ישראלי
0.008 (0.009)	0.005 (0.008)	עולה חדש
0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	הדתיות (לימודי דת=1)
-0.007 (0.014)	0.023 (0.016)	בן/בת הזוג בעל/ת השכלה גבוהה
-0.009 (0.018)	-0.003 (0.019)	בן/בת זוג ממוצא אסיאתי
-0.007 (0.011)	-0.002 (0.011)	בן/בת זוג ממוצא אפריקני
0.022 (0.021)	0.011 (0.025)	בן/בת זוג ממוצא אירופי/אמריקני
-0.007 (0.004)	-0.005 (0.004)	בן/בת זוג ממוצא ישראלי
0.008 (0.010)	0.004 (0.008)	בן/בת זוג עולה חדש/ה
-606 (546)	1248 (859)	ההכנסה השנתית של משק הבית ב-1995
-0.005 (0.014)	0.008 (0.010)	סטטוס העבודה ב-1995 (מועסק=1)
24,756	24,963	מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג מבחני איזון אלה עבור הקצאת פרטים ובני/בנות זוגם בחודש ספציפי לקבוצת הטיפול, לגברים (עמודה 1) ולנשים (עמודה 2) בנפרד. המשתנה התלוי בכל רגרסיה הוא המאפיין של הפרט ו/או של בן/בת הזוג, והמשתנה המסביר הוא משתנה דמי עבור הקצאה לקבוצת הטיפול בחודש ספציפי. כל הרגרסיות כוללות גם את הגיל של שני בני הזוג (ברמה החודשית) ואת ההשפעות הקבועות עבור השנה, ומורצות בנפרד עבור גברים (עמודה 1) ונשים (עמודה 2). סטיות התקן מתוקנות עבור אשכול האינטראקציות עם שנת הלידה של בן/בת הזוג ומוצאות בסוגריים.

לוח 4: השפעות נאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג ושל האינטראקציה ביניהם על ההסתברות שהפרט יעבוד

נשים			גברים			המשתנים המפקחים
מקדם האינטראקציה (6)	דחייה עבור בן הזוג (5)	דחייה עבור הפרט (4)	מקדם האינטראקציה (3)	דחייה עבור בת הזוג (2)	דחייה עבור הפרט (1)	
-0.033 (0.013)	0.044 (0.011)	0.059 (0.014)	-0.016 (0.020)	0.007 (0.014)	0.097 (0.006)	משתני דמי לשנה
-0.032 (0.012)	0.044 (0.009)	0.062 (0.014)	-0.015 (0.020)	0.016 (0.017)	0.094 (0.007)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג
-0.019 (0.011)	0.027 (0.010)	0.056 (0.011)	0.002 (0.017)	0.001 (0.011)	0.081 (0.013)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג
-0.048 (0.022)	0.046 (0.016)	0.060 (0.016)	0.004 (0.031)	0.013 (0.011)	0.067 (0.026)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג, ומשתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג
23,720			23,862			מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את השפעות דחיית גיל הפרישה של הפרט על ההסתברות שלו לעבוד (עמודות 1 ו-4), את ההשפעות של דחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג על ההסתברות זו (עמודות 2 ו-5), ואת האינטראקציה בין שתי ההשפעות (עמודות 3 ו-6), בנפרד לגברים ולנשים, לפי אסטרטגיית אמידה של רגרסיה כפולה בלתי רציפה. הלוח מציג את המקדם הנאמד לפי ארבע ספציפיקציות. הספציפיקציה הראשונה כוללת רק השפעות קבועות לשנה, הספציפיקציה השנייה כוללת גם את הגילים של בני הזוג (ברמה החודשית); הספציפיקציה השלישית, שהיא תרחיש הבסיס שלנו, כוללת מאפיינים נוספים של בני הזוג. הספציפיקציה הרביעית כוללת בקרה נוספת: משתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג. סטיות התקן מתוקנות עבור אישכול האינטראקציות עם שנת הלידה של בן/בת הזוג ומוצגות בסוגריים.

לוח 5: ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג על ההסתברות שהפרט יעבוד, מגרסאות פשוטות של המודל

נשים		גברים				
כולל את השפעות הדחייה של הפרט ושל בן הזוג		כולל רק את השפעת הדחייה של הפרט		כולל את השפעות הדחייה של הפרט ושל בת הזוג		
דחייה עבור בן הזוג	דחייה עבור הפרט	דחייה עבור הפרט	דחייה עבור בת הזוג	דחייה עבור הפרט	דחייה עבור הפרט	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
0.017 (0.008)	0.046 (0.010)	0.046 (0.011)	0.001 (0.014)	0.082 (0.011)	0.083 (0.015)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג
0.021 (0.018)	0.036 (0.016)	0.033 (0.014)	0.015 (0.021)	0.069 (0.019)	0.074 (0.021)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג, ומשתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג
						מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את ההשפעות על ההסתברות שהפרט יעבוד משתי גרסאות פשוטות של המודל: (1) גרסה שבה מקדם האינטראקציה אינו נכלל במודל (עמודות 2-3 עבור גברים ועמודות 5-6 עבור נשים); (2) גרסה אחרת, שבה ההשפעות של בני הזוג אינן נכללות (עמודה 1 עבור גברים ועמודה 4 עבור נשים). בשתי הגרסאות, הספציפיקציות העיקריות (הספציפיקציה הבסיסית וספציפיקציית משתני הדמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג) זהות לאלה שבוח 4. בגרסה הראשונה סטיות התקן מתוקנות עבור אישכול האינטראקציות עם שנת הלידה של בן/בת הזוג. בגרסה השנייה, שאינה כוללת את ההשפעות של בני הזוג, סטיות התקן מאושכלות במסגרת שנת הלידה של הפרט ומוצגות בסוגריים.

לוח 6: ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט על ההסתברות שהוא יעבוד,

לפי תת-המדגמים של חודש לידה רשום ולא רשום במלואו

נשים		גברים		
ש חודש לידתן רשום	שחודש לידתן לא רשום	שחודש לידתם רשום	שחודש לידתם לא רשום	
(4)	(3)	(2)	(1)	
0.035 (0.018)	0.048 (0.002)	0.074 (0.025)	0.063 (0.015)	משתני דמי לשנה, הגיל ומאפייני הפרט, ומשתני דמי לשנת הלידה
18,418	6333	18,272	6,691	מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את השפעת גיל הפרישה של הפרט עבור גברים ונשים בהתאמה, על סמך הגרסה הפשוטה של המודל בלי לכלול את השפעות דחיית גיל הפרישה של בן הזוג. עמודות 1-2 ועמודות 3-4 מציגות את השפעות דחיית גיל הפרישה של הפרט עבור גברים ונשים בהתאמה, לפי שני תת-מדגמים: תת-מדגם אחד של פרטים שתאריך לידתם אינו רשום במלואו והאחר שתאריך לידתם רשום במלואו. הרגרסיות כוללות את השפעת דחיית גיל הפרישה של הפרט, תוך פיקוח על גילו ועל מאפיינים אחרים והשפעה קבועה של שנת הלידה. סטיות התקן מאושכלות במסגרת שנת הלידה של הפרטים ומוצגות בסוגריים.

לוח 7: ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג ושל האינטראקציה בין ההשפעות על ההסתברות שהפרט יעבוד, לפי מאפייני בני הזוג

נשים						גברים						
מקדם האינטראקציה	דחייה עבוד בן הזוג	דחייה עבוד הפרט	מקדם האינטראקציה	דחייה עבוד בן הזוג	דחייה עבוד הפרט	מקדם האינטראקציה	דחייה עבוד בת הזוג	דחייה עבוד הפרט	מקדם האינטראקציה	דחייה עבוד בת הזוג	דחייה עבוד הפרט	
(12)	(11)	(10)	(9)	(8)	(7)	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
לפחות אחד מבני הזוג לא עובד			בני הזוג עובדים			לפחות אחד מבני הזוג לא עובד			בני הזוג עובדים			א. סטטוס התעסוקה של בני הזוג
-0.033 (0.042)	0.051 (0.037)	0.033 (0.021)	-0.013 (0.027)	0.022 (0.028)	0.070 (0.023)	-0.005 (0.048)	-0.014 (0.027)	0.082 (0.040)	0.000 (0.027)	0.009 (0.015)	0.083 (0.018)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג
-0.008 (0.033)	0.025 (0.051)	0.006 (0.033)	-0.077 (0.013)	0.062 (0.022)	0.099 (0.070)	0.011 (0.051)	-0.019 (0.030)	0.060 (0.042)	-0.012 (0.043)	0.036 (0.016)	0.077 (0.031)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג, ומשתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג
8245			15251			8344			15291			מספר התצפיות
שכר אישי נמוך			שכר אישי גבוה			שכר אישי נמוך			שכר אישי גבוה			ב. השכר האישי
0.007 (0.029)	0.016 (0.017)	0.038 (0.025)	-0.033 (0.033)	0.036 (0.022)	0.071 (0.031)	0.019 (0.026)	0.006 (0.025)	0.071 (0.021)	-0.016 (0.037)	-0.002 (0.024)	0.090 (0.027)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג
0.015 (0.037)	-0.006 (0.016)	0.026 (0.039)	-0.090 (0.055)	0.087 (0.034)	0.086 (0.037)	0.014 (0.030)	0.020 (0.028)	0.057 (0.046)	-0.013 (0.051)	0.011 (0.026)	0.077 (0.051)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג, ומשתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג
11,689			12,031			11,355			12,507			מספר התצפיות

לוח 7: ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג ושל האינטראקציה ביניהן על ההסתברות שהפרט יעבוד, לפי מאפייני בני הזוג – המשך

נשים						גברים						
מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בן הזוג	דחייה עבור הפרט	מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בן הזוג	דחייה עבור הפרט	מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בת הזוג	דחייה עבור הפרט	מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בת הזוג	דחייה עבור הפרט	
(12)	(11)	(10)	(9)	(8)	(7)	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
השכלה נמוכה			השכלה גבוהה			השכלה נמוכה			השכלה גבוהה			ג. רמת ההשכלה של הפרט
-0.003 (0.013)	0.018 (0.012)	0.047 (0.010)	-0.159 (0.061)	0.114 (0.051)	0.156 (0.045)	0.018 (0.016)	-0.017 (0.014)	0.067 (0.013)	-0.126 (0.079)	0.144 (0.021)	0.180 (0.061)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג
-0.031 (0.022)	0.040 (0.018)	0.048 (0.013)	-0.222 (0.089)	0.127 (0.024)	0.223 (0.042)	0.001 (0.029)	-0.005 (0.017)	0.073 (0.024)	-0.060 (0.095)	0.178 (0.038)	0.088 (0.071)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג, ומשתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג
20889			2760			21048			2770			מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את ההשפעה על ההסתברות של הפרט לעבוד בתגובה של דחיית גיל הפרישה שלו, לדחיית גיל הפרישה של בן/בת זוגו והאינטראקציה בין ההשפעות, בנפרד לגברים ולנשים, על סמך שלושה ריבודים של המדגם: פאנל א' מראה את תוצאות הריבוד לפי השאלה אם שני בני הזוג עבדו או לא ב-1995 על פי מפקד האוכלוסין של 1995; פאנל ב' מציג את ריבוד המדגם על פי הכנסה אישית גבוהה לעומת נמוכה ב-1995 (גבוהה יותר או נמוכה יותר מהמשכורת החציונית); ופאנל ג' מציג את תוצאות הרפורמה לפי רמת ההשכלה של הפרט (משתנה דמי עבור השכלה גבוהה=1 לבעל תוא ראשון ומעלה). האומדנים לקוחים הן מספציפיקציית הבסיס והן מספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג. סטיות התקן מאושכלות במסגרת שנת הלידה של הפרטים ומוצגות בסוגריים.

לוח 8: ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג ושל האינטראקציה ביניהן על ההסתברות שהפרט יעבוד, לפי קוהורטות גיל שונות

נשים			גברים			
מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בן הזוג	דחייה עבור הפרט	מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בת הזוג	דחייה עבור הפרט	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
א. שתי קוהורטות הגיל הראשונות						
-0.082 (0.036)	0.060 (0.034)	0.117 (0.036)	-0.133 (0.027)	0.062 (0.027)	0.119 (0.034)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג
-0.099 (0.048)	0.064 (0.043)	0.112 (0.048)	-0.120 (0.037)	0.035 (0.031)	0.086 (0.021)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג ומשתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג
8898			8943			מספר התצפיות
ב. שלושת קוהורטות הגיל הראשונות						
-0.042 (0.019)	0.021 (0.020)	0.091 (0.021)	-0.047 (0.020)	0.010 (0.015)	0.094 (0.025)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג
-0.066 (0.027)	0.033 (0.020)	0.088 (0.030)	-0.049 (0.026)	0.007 (0.014)	0.088 (0.036)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג ומשתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג
14149			14202			מספר התצפיות
ג. ארבעת קוהורטות הגיל הראשונות						
-0.013 (0.015)	0.023 (0.014)	0.060 (0.016)	-0.013 (0.018)	0.000 (0.012)	0.096 (0.017)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג
-0.048 (0.027)	0.038 (0.016)	0.067 (0.024)	-0.019 (0.030)	0.011 (0.013)	0.088 (0.032)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג ומשתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג
18741			18819			מספר התצפיות
ד. חמשת קוהורטות הגיל הראשונות						
-0.019 (0.011)	0.032 (0.011)	0.060 (0.012)	-0.010 (0.016)	0.006 (0.012)	0.088 (0.013)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג
-0.056 (0.022)	0.052 (0.018)	0.066 (0.017)	-0.003 (0.031)	0.017 (0.011)	0.074 (0.028)	משתני דמי לשנה ולגיל של בני הזוג והמאפיינים של בני הזוג ומשתני דמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג
21,968			22,079			מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את השפעות דחיית גיל הפרישה על קוהורטות הגיל השונות של המדגם, תוך הוספה מדורגת של כל קוהורטת גיל ביו אחד זו. (קוהורטות הגיל השונות מוגדרות בלוח 1). פאנל א' מציג את השפעות דחיית גיל הפרישה רק על שתי קבוצות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 60/65 עד 60/65 ו-8 חודשים); פאנל ב' מציג באופן דומה את ההשפעות על שלוש קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 60/65 עד 61/66); פאנל ג' מציג באופן דומה את ההשפעות על ארבע קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 60/65 עד 61/66 ו-4 חודשים); ופאנל ד' מציג באופן דומה את ההשפעות על חמש קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 60/65 עד 61/66 ו-8 חודשים). ההשפעות הנאמדות מוצגות עבור ספציפיקציית הבסיס וכן בספציפיקציה משתני הדמי לאינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג. סטיות התקן מאושכלות במסגרת שנת הלידה של הפרטים ומוצגות בסוגריים.

לוח 9: אמידה של הפרש-הפרשים כפול

נשים			גברים			
מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בן הזוג	דחייה עבור הפרט	מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בת הזוג	דחייה עבור הפרט	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
א. חודש עבודה ממוצע בשנה						
-0.021 (0.028)	0.012 (0.016)	0.031 (0.021)	-0.022 (0.031)	0.006 (0.018)	0.086 (0.0210)	מאפייני הזוגות ומשתני דמי לשנה
49,761			50,216			מספר התצפיות
ב. השכר השנתי עבור כל הפרטים						
-8,865 (4,613)	9,145 (2,196)	8,933 (3,879)	-12,508 (8,547)	1,410 (5,256)	31,375 (5,948)	מאפייני הזוגות ומשתני דמי לשנה
49,633			50,506			מספר התצפיות
ג. השכר השנתי עבור הפרטים העובדים						
-13,130 (5,932)	11,847 (3,525)	5,949 (5,408)	-16,077 (9,340)	6,262 (7,020)	14,823 (6,620)	מאפייני הזוגות ומשתני דמי לשנה
22,190			29,620			מספר התצפיות
ד. ההסתברות של החזקת אותה משרה בשנה נתונה						
-0.08 (0.01)	0.007 (0.01)	0 (0.011)	0.0142 (0.017)	-0.028 (0.014)	0.036 (0.01)	מאפייני הזוגות ומשתני דמי לשנה
19,656			20,366			מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את ההשפעות הנאמדות לפי הפרש-ההפרשים של דחיית גיל הפרישה של הפרט (עמודות 1 ו-4), של דחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג (עמודות 2 ו-5) ואת האינטראקציה ביניהם (עמודות 3 ו-6) על מספר מאפיינים של כוח העבודה: המספר הממוצע של חודשי העבודה בשנה (פאנל א'), השכר השנתי של כל הפרטים (פאנל ב'), השכר השנתי של עובדים (פאנל ג') וההסתברות של החזקת אותה משרה בשנה נתונה (פאנל ד'). כל רגרסיה כוללת את מאפייני בני הזוג, עבור גברים ונשים בנפרד ומשתני דמי לשנה. סטיות התקן מאושכלות במסגרת שנת הלידה של הפרטים ומוצגות בסוגריים.

איור 1: קבוצות הטיפול והביקורת לפי המגדר



